

노동정책연구
2025. 제25권 제4호 pp.95~121
한국노동연구원
<http://doi.org/10.22914/jlp.2025.25.4.005>

연구논문

최저임금 인상이 정규직과 비정규직 임금격차에 미치는 영향

진민준*

이 연구는 한국노동패널(KLIPS) 자료를 활용하여 2017~2020년 동안 최저임금 인상이 정규직·비정규직 임금격차에 미친 영향을 실증적으로 분석하였다. 분석 방법으로는 이벤트 스터디(event study)와 삼중차분(Difference-in-Difference-in-Differences: DDD) 모형을 병행하였다. 이벤트 스터디 분석에서는 2017년을 기준연도로 설정하고, 상대연도별 시점 더미를 구성하여 정책 시행 이전의 평행추세(parallel trends) 가정을 검증한 후 정책 시행 이후의 동태적 효과를 추정하였다. 이어 DDD 분석에서는 최저임금 인상폭이 크게 확대된 시기(2017~2018, 2019년)를 대상으로 하여, 최저임금 미만·영향·차상위 임금집단 간의 차별적 변화를 비교하였다. 분석결과, 정책 시행 이전 기간에는 정규직과 비정규직의 임금추세가 유사하여 평행추세 가정이 충족되었으나, 정책 시행 이후 단기에는 유의한 변화가 없었고, 시행 2년 차(2020년)에 이르러 비정규직의 임금 상승폭이 정규직에 비해 유의하게 낮아지는 음(-)의 효과가 관찰되었다. 또한 DDD 분석에서도 정책노출 임금대(최저임금 미만·영향집단)에서 정규직-비정규직 간 임금격차의 추가적 축소 효과는 통계적으로 유의하지 않았다. 이러한 결과는 최저임금 인상이 단기적으로는 저임금층 임금 개선에 기여하였으나, 시간이 경과함에 따라 고용형태 간 임금격차 완화 효과가 약화되었음을 시사한다.

핵심용어: 최저임금 인상, 고용형태별 임금격차, 한국노동패널, 삼중차분, 이벤트 스터디

논문접수일: 2025년 8월 19일, 심사의뢰일: 2025년 8월 19일, 심사완료일: 2025년 10월 21일

* 경북대학교 데이터사이언스학과, 석사과정(jinmin1569@nate.com)

I. 서론

본 연구는 최저임금의 급격한 인상이 고용형태별(정규직·비정규직) 임금격차에 어떠한 영향을 미쳤는지를 실증적으로 규명하는 데 목적을 둔다. 우리나라 최저임금 제도는 1988년 도입 이래 저임금 근로자를 보호하고 임금분포 하단의 불평등을 완화하는 중요한 정책수단으로 기능해왔으며, 특히 2018년에는 역대 최고 수준인 16.4%의 인상률이 적용되면서 정책 효과를 둘러싼 사회적 논쟁이 한층 고조되었다. 본 연구는 이러한 제도적 변화가 임금분포 하단과 고용형태별 임금구조에 남긴 영향을 계량적으로 분석하고자 한다.

최저임금의 효과에 관한 국제 연구는 상반된 결과를 제시한다. Cengiz et al. (2019)은 미국의 대규모 데이터를 활용해 최저임금 인상이 저임금 근로자의 임금 수준을 끌어올리면서도 전체 고용에 미치는 부정적 효과는 제한적임을 보고하였다. 반면 Neumark and Wascher(2017)는 최저임금이 저숙련 근로자의 고용 축소로 이어질 수 있음을 강조한다. 임금분포 측면에서는 최저임금 인상이 하위 분위수의 임금을 상대적으로 더 크게 끌어올려 분포 압축 효과를 낳는다는 결과가 확인되며(Allegretto et al., 2017; Hurst et al., 2022), 이러한 효과가 집단별·시기별로 다르게 나타날 수 있다는 점도 지적된다. 이는 최저임금 효과 분석에서 임금수준별 하위집단과 시기별 구분을 동시에 고려할 필요성을 시사한다. 국내 연구에서도 최저임금 인상이 저임금층의 임금을 실질적으로 개선한다는 증거가 제시된 바 있다(정진호 외, 2011; 김낙년, 2020). 그러나 비정규직 중심의 근로시간 조정, 고용 안정성 저하 등 부정적 가능성 역시 함께 제기되고 있으며, 특히 정규직-비정규직 간 임금격차를 주요 분석대상으로 삼고 동일 개인을 추적할 수 있는 패널자료를 활용하여 단기 충격과 추세 변화를 동시에 검증한 연구는 상대적으로 부족하다.

따라서 본 연구는 이러한 연구 공백을 보완하고자 2015~2020년 한국노동패널 자료를 활용하여, 임금근로자를 최저임금 미만집단, 최저임금 영향집단, 차상위 임금집단으로 구분하고, 이벤트 스터디(event study) 기반 분석과 삼중차분

(Difference-in-Difference-in-Differences : DDD) 분석을 병행하였다. 먼저 이벤트 스터디 기법을 통해 2017년을 기준시점으로 상대연도를 정의하고, 이를 기준으로 상대연도별 시점 가변수(dummy variable)를 구성하여 사전 기간의 평행추세를 검증하고 사후 기간의 동태적 효과를 추정하였다. 이어 DDD 분석에서는 2017년을 전기, 2018~2019년을 하나의 정책효과 구간으로 묶어 전·후 효과를 검증하였다.

II. 이론적 배경 및 모형

1. 이론적 배경

우리나라 최저임금제는 1988년 1월 도입되었으며, 초기에는 연 10%를 상회하는 높은 인상률이 지속되었다. 2000년대에 들어 인상률은 연평균 약 7~8% 수준으로 안정되었으나, 2017년 문재인 정부 출범 이후 급격한 인상 기조가 나타났다. 실제로 최저임금은 2017년 6,470원에서 2018년 7,530원으로 16.4% 인상되어 2001년 이후 최대폭의 상승을 기록하였고, 2019년에도 10.9% 추가 인상되었다. 이는 정부의 '2020년까지 최저임금 1만 원' 공약과 맞물려 이례적으로 높은 인상 기조가 유지된 결과로 평가된다.

이러한 급격한 인상은 저임금 근로자의 임금수준을 제고하는 긍정적 효과뿐 아니라 고용구조의 변화를 동반하였다. 산업 단위 분석에 따르면, 최저임금 미만자 및 영향자 비율이 상승할수록 비정규직 비중이 확대되고, 근로시간 및 월평균 임금이 감소하는 경향이 관찰되었다(송헌재 외, 2018). 2018년 인상의 고용효과를 실증적으로 분석한 연구에서도 고용의 불안정화 등 일부 부정적 영향이 확인되었다(김대일·이정민, 2019). 반면 2018~2019년의 급격한 인상이 노동수요의 분포를 압축하고 임금불평등을 완화했다는 분석도 존재한다. 이는 최저임금 효과가 단순한 평균 임금 변화에 국한되지 않으며, 고용형태·산업·임금분포 등 이질적 차원을 함께 고려해야 함을 시사한다.

관련 선행연구는 이러한 이질적 효과의 메커니즘을 뒷받침한다. 국제적으로 Schmitt(2013)는 문헌 종합을 통해 최저임금 인상이 하위 분위 임금을 상대적으

로 더 크게 끌어올려 임금분포의 압축(compression)을 초래하며, 고용효과는 대체로 작거나 통계적으로 유의하지 않은 경우가 많다고 정리하였다. 국내에서도 강승복(2016)은 사업체 수준 자료를 이용해 최저임금 비중이 높을수록 고임금군의 임금이 더 크게 조정되어 사업체 내 임금분포가 압축되는 현상을 보고하였다. 정책 평가 차원에서 KDI(2018)는 최저임금이 저임금 일자리의 질 개선과 임금격차 축소에 기여할 수 있다고 정리한다.

다만 긍정적 효과가 항상 지속적·보편적으로 나타나는 것은 아니다. 김영민·정지운(2020)은 산업별 분석에서 최저임금 인상 이후 ‘시간당 임금 상승’과 함께 ‘근로시간 감소’가 동반되는 상충효과를 확인하였고, 신규 진입 근로자에서는 초단시간 일자리 비중이 확대되는 경향을 보고하였다. 2018년 대폭 인상기의 총고용·취업률 감소를 추정한 연구도 제시되어 있으며(김대일·이정민, 2019; 유진성, 2021), Kim et al.(2023)은 사회보험 회피 유인과 결부된 근로시간 단축(단시간화) 등 제도적 경계 회피 조정이 관찰된다고 분석한다. 종합하면, 최저임금 인상은 저임금층 임금 제고와 임금분포 압축을 통해 불평등 완화에 기여할 수 있으나, 동시에 근로시간 조정과 고용 안정성 저하 등 부정적 조정경로가 병존할 수 있다.

이러한 논의를 바탕으로 본 연구는 최저임금 인상이 정규직과 비정규직 간 임금격차에 미치는 영향을 체계적으로 검토하고자 한다. 기존 연구가 최저임금과 임금격차를 분리하여 분석한 한계를 보완하기 위해, 동일 근로자를 연속 관찰할 수 있는 패널데이터를 활용하여 연도별 변화를 추적한다. 이를 통해 평균 임금수준의 변화뿐 아니라 고용형태·근로시간·산업 특성 등 이질적 요인을 통제된 상태에서, 최저임금 인상이 고용형태별 임금격차 완화에 실질적으로 기여하는지 실증적으로 검증한다.

2. 모형

본 연구는 최저임금 인상이 고용형태별 임금격차에 미치는 영향을 분석하기 위하여, 2015년부터 2020년까지의 한국노동패널 자료를 활용하여 이벤트 스터디(event study) 분석을 수행하였다. 이벤트 스터디 기법을 통해 2017년을 기준 시점으로 상대연도를 정의하고, 이를 처리군(비정규직 및 최저임금 미만·영향집단)과 상호작용한 상대연도별 시점 가변수(dummy variable)를 구성하여 회귀분석

을 실시하였다. 이를 통해 사전 기간의 평행추세 가정을 검증하고, 정책 시행 이후 연도별로 정규직과 비정규직 간, 그리고 임금집단 간 임금격차의 동태적 변화를 추정하였다.

특히 본 연구에서는 임금수준에 따라 전체 표본을 세 개의 집단으로 구분하여 분석을 수행하였다. 첫째, 최저임금 미만집단은 해당 연도의 법정 최저임금보다 낮은 임금을 받는 근로자로 정의하였다. 둘째, 최저임금 영향집단은 전년 대비 최저임금 인상으로 인해 직접적인 영향을 받았을 것으로 추정되는 구간의 임금 수혜자들로 구성하였다. 셋째, 차상위 임금집단은 최저임금보다 높은 수준의 임금을 받고 있어 직접적인 영향은 적지만 간접적인 파급효과를 받을 수 있는 근로자들을 포함하였다. 이러한 집단 구분 방식은 선행연구(양진보·김기승, 2024)를 참조하여 설정하였으며, 이를 통해 최저임금 인상이 임금수준별·고용형태별로 상이하게 작용하는 효과를 비교·분석하고자 하였다.

분석에 사용된 종속변수는 시간당 임금이다. 주요 설명변수는 2017년을 기준으로 정의된 상대연도와 처리군 지표로, 여기서 처리군은 비정규직 여부뿐만 아니라 최저임금 미만집단 및 최저임금 영향집단을 포함한다. 이 변수들과 상대연도의 상호작용항을 통해, 고용형태(정규직·비정규직) 및 임금집단 간(최저임금 미만·영향·차상위) 상대적 임금격차의 변화를 연도별로 추적할 수 있도록 하였다.

추정은 패널회귀모형(panel OLS)으로 수행되었으며, 상수항은 개체 고정효과에 흡수되므로 별도로 포함하지 않았다. 또한 표준오차는 개체단위로 군집화(clustered standard errors)하여 추정치의 신뢰성을 확보하였다.

이러한 사양을 통해, 정책 시행 이전의 평행추세 가정을 검증하고, 정책 시행 이후 연도별로 고용형태 및 임금집단별로 나타나는 동태적 처리효과를 추정할 수 있도록 설계하였다.

이상의 설명을 기반으로 설정된 실증 분석모형은 다음과 같다.

$$wage_{i,t} = \beta_0 + \sum_{k=-1} \beta_k^* (\text{ReLYear}_{t=k} * \text{Treat}_i) + X_{i,t} \gamma + \alpha_i + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

여기서 $wage_{i,t}$ 는 근로자 I의 t시점 시간당 임금이고 $\text{ReLYear}_{t=k}$ 는 기준연도 대비 상대연도 k를 나타내며, Treat_i 는 비정규직 여부뿐 아니라 최저임금 미만·영향집단을 포함하는 처리군 지표이다. $X_{i,t}$ 는 근로자의 성별, 연령, 학력, 사업체

규모 등 통제변수를 포함하며, α_i 는 개인 고정효과, $\epsilon_{i,t}$ 는 오차항을 의미한다. 이 모형을 통해 정책 시행 이전의 평행추세를 검증하고, 시행 이후 시점별로 고용형태 및 임금집단 간 임금격차의 동태적 변화를 추정하였다.

두 번째 연구 모형에서는 최저임금 인상이 정규직-비정규직 임금격차에 미친 차별적 효과를 보다 엄밀히 평가하기 위해 삼중차분분석(triple difference: DDD) 방법을 적용하였다. 분석대상 시점은 2017년을 기준으로 2018~2019년을 통합하여 비교하였다. 더 나아가 표본을 최저임금 미만집단, 최저임금 영향집단, 차상위 임금집단으로 구분함으로써, 임금수준별 이질적 효과를 동시에 분석하였다.

이 모형에서 정책노출 여부(최저임금 미만·영향 집단 = 처치집단, 차상위 집단 = 비교집단)와 사후 시점(Post), 그리고 고용형태(정규직/비정규직)를 결합하여 삼중 상호작용항(Post × Treat × Non-regular)을 구성하였다. 결과적으로, 본 연구의 핵심 추정계수는 사후 기간에 정책노출 집단에서 비정규직 임금이 정규직 대비 추가적으로 어떻게 변화했는지를 보여주며, 이를 통해 최저임금 인상이 정규-비정규 간 임금격차에 미친 순효과를 식별하였다.

〈표 1〉 삼중차분 모형(DDD)을 위한 집단 및 시점 구분

	고용형태	before(t기)	after(t+1기)
Treatment Group (최저임금 미만·영향)	비정규직(T)	T_{B_T}	T_{A_T}
	정규직(C)	C_{B_T}	C_{A_T}
Control Group (차상위)	비정규직(T)	T_{B_C}	T_{A_C}
	정규직(C)	C_{B_C}	C_{A_C}

$$DDD \text{ estimator} = [(T_{A_T} - C_{A_T}) - (T_{B_T} - C_{B_T})] - [(T_{A_C} - C_{A_C}) - (T_{B_C} - C_{B_C})]$$

우선, 최저임금 인상이 고용형태별 임금격차(비정규직 대비 정규직)에 미친 순효과를 식별하기 위하여, 정책 시행 전 시점 t와 시행 후 시점 t+1의 격차 변화를 정책노출 임금대(최저임금 미만·영향)와 비교 임금대(차상위 집단)에서 각각 산출한 뒤 이를 다시 차분하는 삼중차분(DDD)방법을 적용하였다. 구체적으로 각 임금대에서 시점별 정규직(C)과 비정규직(T)의 평균 시급 차이(T-C)를 계산하고 정책노출 임금대의 DID(Difference-in-Differences)에서 비교 임금대의 DID를 차감함으로써 DDD 추정량을 정의하였다.

$$\beta_7 = [(wage_{T_{t+1,nr}} - wage_{T_{t+1,r}}) - (wage_{T_{t,nr}} - wage_{C_{t+1,r}}) - (wage_{C_{t,nr}} - wage_{C_{t,r}})] \quad (2)$$

β_7 은 최저임금 인상이 고용형태별 임금격차, 즉 정규직(r) 대비 비정규직(nr)의 임금 차이에 미친 순효과를 식별하기 위해 정의되었다. 분석은 정책 시행 전 시점(t)과 시행 후 시점(t+1)을 구분하고, 임금대 기준으로 정책에 직접 노출되는 집단(최저임금 미만·영향)과 비교 집단(차상위)을 동시에 고려한다. 구체적으로, 각 임금대에서 시점별로 비정규직(nr)과 정규직(r)의 평균 시급 차이를 산출한 뒤, 정책노출 집단에서 관측된 격차 변화가 비교 집단에서의 격차 변화와 얼마나 다른지를 삼중차분(triple difference : DDD)으로 식별하며, 이를 β_7 으로 추정한다. 따라서 β_7 이 양(+)이면 정책노출 임금대에서 비정규직의 임금이 정규직에 비해 추가적으로 개선되어 격차가 비교 집단보다 더 축소되었음을 의미하며, 반대로 음(-)이면 격차축소가 미흡하거나 오히려 확대되었음을 의미한다. 또한 시간당 임금값에 대한 상호작용항을 포함한 분석모형을 식 (3)과 같이 설정하였다.

$$wage = \beta_0 + \beta_1 Post_t + \beta_2 Treat_i + \beta_3 NR_i + \beta_4 (Post_t * Treat_i) + \beta_5 (Post_t * NR_i) + \beta_6 (Treat_i * NR_i) + \beta_7 (Post_t * Treat_i * NR_i) + \gamma Z + \epsilon \quad (3)$$

β_1 은 최저임금 인상과 무관하게 시점의 경과에 따라 전 표본에 공통적으로 작용하는 평균적 임금 변화를 나타낸다. β_2 는 정책 시행 이전 기준에서 정책노출 임금대가 비교임금대와 대비하여 가지는 평균 임금수준의 차이를 의미한다. β_3 는 동일한 기준하에서 비정규직이 정규직에 비해 가지는 임금수준의 차이를 나타낸다. β_4 는 정규직을 기준으로 할 때 정책노출 임금대의 사전-사후 임금 변화가 비교임금대의 변화와 얼마나 다른지를 보여주는 시점×노출의 이중차분 효과를 뜻한다. β_5 는 비교임금대 내에서 사전-사후에 비정규직의 임금이 정규직에 비해 추가로 변화한 정도를 포착하는 시점×고용형태 효과이다. β_6 는 정책 시행 이전에 정책노출 임금대와 비교임금대 간 정규-비정규 임금격차의 수준 차이를 의미한다. 마지막으로 β_7 은 사후에 정책노출 임금대에서 비정규직의 임금이 정규직 대비 얼마나 추가적으로 변했는지를, 동일 기간의 비교임금대 변화와 비교하여 순수하게 식별

한 삼중차분(DDD) 효과로서, 최저임금 인상이 정규-비정규 임금격차에 미친 인과적 영향을 나타낸다.

본 연구는 <표 2>의 삼중차분(DDD) 구조에 따라, 정책노출 임금대(최저임금 미만·영향)와 비교 임금대(차상위)에서 정규직-비정규직 임금격차의 사전과 사후의 변화폭을 각각 산출하고, 두 변화의 차이를 비교함으로써 최저임금 인상이 고용형태별 임금격차에 미친 순효과를 추정하였다. 구체적으로, <표 2>의 여덟 개 조합에 대한 기대임금을 바탕으로 집단 내 이중차분(DID)을 먼저 계산한 뒤, 정책노출 집단의 DID에서 비교 집단의 DID를 차감하여 DDD 추정계수 β_7 을 식별하였다. β_7 은 사후 시점에 정책에 노출된 임금대에서 비정규직의 임금이 정규직 대비 추가로 얼마나 변화했는지를, 동일 기간 비교 임금대의 변화와 대비하여 나타내는 인과적 효과로 해석된다.

<표 2> 삼중차분(DDD) 분석을 위한 집단·시점 구분과 기대임금, β_7 추정 구조

	조건	기대임금(식)
Treatment (최저임금 미만, 최저임금영향집단, Treat=1)	사후, 비정규(NR=1, Post=1)	$\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5 + \beta_6 + \beta_7$
	사후, 정규(NR=0, Post=1)	$\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_4$
	사전, 비정규(NR=1, Post=0)	$\beta_0 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_6$
	사전, 정규(NR=0, Post=0)	$\beta_0 + \beta_2$
Control (차상위 집단, Treat=0)	사후, 비정규(NR=1, Post=1)	$\beta_0 + \beta_1 + \beta_3 + \beta_5$
	사후, 정규(NR=0, Post=1)	$\beta_0 + \beta_1$
	사전, 비정규(NR=1, Post=0)	$\beta_0 + \beta_3$
	사전, 정규(NR=0, Post=0)	β_0
β_7	$\beta_7 = \{(\beta_3 + \beta_5 + \beta_6 + \beta_7) - (\beta_3 + \beta_6)\} - \{(\beta_3 + \beta_5) - (\beta_3)\}$ (4)	

<표 3> 삼중차분 분석(DDD)을 위한 변수 정의 및 β_7 해석 구조

기호	설명
β_0	기준범주의 평균 임금
β_1	사후(t+1)로의 공통적으로 나타나는 평균 임금 변화
β_2	사전시점 정책노출 임금대 vs 비교임금대의 정규직의 평균 임금수준 차이
β_3	사전시점에서 비정규직과 정규직의 평균 임금 수준 차이
β_4	정규직 기준, 정책노출 임금대의 사전→사후 추가 변화
β_5	비교임금대 내, 비정규직의 사전→사후 추가 변화
β_6	사전시점, 임금대별 정규-비정규 격차의 초기 차이
β_7	사후에 정책노출 임금대에서 비정규직의 정규직 대비 추가 변화(비교임금대 변화와의 차이)

Ⅲ. 실증분석

1. 연구자료 및 기술통계

본 연구에서는 한국노동연구원이 실시한 「한국노동패널조사」 제18차부터 제23차까지의 조사 데이터를 활용하였다. 분석은 제20~21차 자료와 제22~23차 자료를 각각 대비하여 수행하였으며, 이러한 비교 방식은 양진보·김기승(2024)의 연구에서 제시한 분석 접근법을 참조하였다. 한국노동패널조사는 동일한 표본을 대상으로 주당 근로시간, 사업체 규모, 근속기간, 한국표준직업분류 세분항목 등 임금 결정요인과 관련된 다양한 정보를 연속적으로 수집할 수 있다는 장점을 지닌다. 본 연구에서는 이러한 장점을 바탕으로, 정규직 및 비정규직 임금근로자 중 최저임금 영향집단의 시간당 임금자료를 활용하여 각각의 시점 구간에서 임금 변화를 분석하였으며, 이를 통해 최저임금 인상에 따른 고용형태별 임금격차 변화를 규명하였다.

한편, 본 연구에서 최저임금 영향집단은 최저임금위원회가 제시하는 ‘최저임금 영향률’ 지표를 그대로 적용하지 않았다. 해당 지표는 실측치가 아닌 추정치에 기반하므로 표본 특성에 따른 통계적 편차가 발생할 수 있기 때문이다. 이에 선행연구의 분류 방식을 참고하여, 당해 연도의 시간당 임금이 해당 연도의 법정 최저임금 이상이면서 차년도 최저임금 미만인 임금근로자를 최저임금 영향집단으로 정의하였다. 예를 들어, 2017년 또는 2019년의 시간당 임금이 각각 2017년과 2019년 최저임금 이상이며 동시에 2018년 또는 2020년 최저임금 미만인 경우에 해당한다.

차상위임금집단은 최저임금의 직접적인 영향을 받지 않으면서도 최저임금 영향집단과 유사한 특성을 가진 집단으로, 차년도 최저임금 이상이면서 120% 이하의 임금을 받는 근로자로 설정하였다. 구체적으로, 2017년 또는 2019년의 시간당 임금이 각각 2018년 또는 2020년 최저임금 이상이면서 동일 기준의 120% 이하인 경우를 포함한다.

한편, 최저임금 미만집단은 최저임금위원회의 영향률 기준을 그대로 적용할 경우, 특수한 근로형태로 인해 극히 낮은 임금을 받는 표본이 포함될 수 있어 분석 결과의 왜곡을 초래할 가능성이 있다. 이에 따라 당해연도 최저임금의 80% 이상에서 법정 최저임금 미만 범위의 임금을 받는 근로자를 최저임금 미만집단으로 분류하였다. 또한, 본 연구는 최저임금 인상 전후의 변화를 비교하기 위해, 인상폭이 확대된 시기와 상대적으로 완만하게 조정된 시기를 각각 선정하여 분석하였다. 구체적으로, 인상률이 급격히 상승한 2018년과 그 직전 2017년, 그리고 인상률이 뚜렷하게 하락한 2020년과 그 직전 2019년의 고용형태별 임금자료를 활용하였다. 분석대상은 해당 기간 전후를 모두 포함하는 동일 개인의 연속 자료로 한정하였다. 본 연구에서는 2017년 한국노동패널조사 응답자 중 최저임금 미만집단 118명, 최저임금 영향집단 265명, 차상위임금집단 446명을 대상으로 하여 2018년에도 응답한 동일 개인의 자료를 활용하였다. 동일한 기준을 적용하여 2019년 응답자 중 최저임금 미만집단 117명, 최저임금 영향집단 259명, 차상위임금집단 259명을 선정하고, 이들의 2020년 자료를 분석하였다. 이를 통해 낮은 최저임금 인상률이 적용된 시기(2019~2020)와 높은 최저임금 인상률이 적용된 시기(2017~2018, 2019)의 고용형태별 임금격차를 비교·분석하였다. 분석에 사용된 변수의 정의와 구성은 <표 4>에 제시하였다.

<표 4> 분석변수의 정의 및 측정 기준

종속 변수	시급	
독립 변수	고용형태 (정규직, 비정규직)	(Treatment) 비정규직=0, 정규직=1
	조사연도	2017년=0, 2018년=1, 2019년=0, 2020년=1
통제 변수	연령	29세 이하=1, 39세 이하=2, 49세 이하=3, 59세 이하=4, 60세 이상=5
	학력	고졸 미만=1, 고졸=2, 대학재학/중퇴/전문대졸=3, 대졸 이상=4
	근로시간	연속형
	경력연수	조사연도-입사연도
	산업	제조·건설업(제조업, 건설업, 전문직별 공사업) 도소매·유통업(판매업, 소매업, 상품증개업) 공공·사회서비스(공공행정, 사회복지 서비스업, 협회 및 단체, 국제 및 외국기관, 연구개발업)

〈표 4〉의 계속

종속 변수	시급	
통제 변수	산업	교육·의료·예술(교육업, 보건업, 예술 서비스업, 스포츠 서비스업) 정보·전문서비스(정보서비스업, 전문서비스업, 과학 및 기술 서비스업, 방송업, 출판업, 기록물 제작 및 배급업) 운수·숙박·음식(운송업, 숙박업, 음식점 및 주점업) 기타산업(부동산업, 서비스업, 보험업, 금융업, 수도사업, 공급업, 농업, 어업, 가사업)
	직업	전문직(관리자, 전문가 및 관련 종사자) 사무직(사무 종사자) 서비스·판매직(서비스 종사자, 판매 종사자) 기능·생산직(기능원 및 관련 기능 종사자, 장치·기계 조작 및 조립 종사자) 노무직(단순노무 종사자) 농림어업직(농림어업 숙련 종사자)

종속변수는 시간당 임금값이며, 월 단위 임금은 주급으로 변환한 후 주 근로시간으로 나누어 산출하였다. 독립변수인 고용형태는 종사상 지위를 기준으로 구분하였으며, 상용직을 정규직으로, 임시직과 일용직을 비정규직으로 정의하였다. 이때 정규직은 1, 비정규직은 0으로 처리하였다. 조사연도는 2017년, 2018년, 2019년, 2020년의 더미변수로 구성하였으며, 연령은 29세 이하, 39세 이하, 49세 이하, 59세 이하, 60세 이상으로 구분하여 순서형 변수로 처리하였다. 학력은 고졸 미만, 고졸, 대학재학/중퇴·전문대졸, 대졸 이상으로 구분하였다. 통제변수로는 근로시간과 경력연수를 연속형 변수로 포함하였으며, 산업과 직종은 범주형 변수로 처리하였다. 구체적으로 산업은 제조·건설업, 도소매·유통업, 공공·사회서비스, 교육·의료·예술, 정보·전문서비스, 운수·숙박·음식, 기타산업의 7개 대분류로 구분하였으며, 각 대분류에 해당하는 세부 업종명을 표기하였다. 직종은 전문직, 사무직, 서비스·판매직, 기능·생산직, 노무직, 농림어업직의 6개 대분류로 나누었고, 각 대분류별로 해당 세부 직종명을 제시하였다.

〈표 5〉는 최저임금 인상기에 정규직·비정규직 임금격차가 구간별로 어떻게 달라졌는지를 보여준다. 먼저 모든 집단에서 2017~2019년 사이에 25·50·75분위가 뚜렷하게 상승하며, 특히 최저임금 미만·영향 집단에서 증릿값과 하위분위의 상승폭이 두드러진다. 이 두 집단은 비정규직 비중이 절반가량으로 높아, 최저

임금 인상이 주로 비정규직 임금을 끌어올리는 효과를 냈음을 알 수 있다. 실제로 영향집단의 중윗값은 2019~2020년 구간에서 법정 최저임금 수준에 근접하여 수렴하는 양상을 보이며, 이는 하위 임금분포에서 정규직·비정규직 간 격차가 축소 되었을 가능성을 시사한다.

반면 상위 75분위에서는 차상위 임금집단의 증가폭이 가장 커서 2020년에도 확연히 벌어지는 모습을 보인다. 이는 분포 상단에서의 임금 확장이 정규직 위주로 이루어지며, 상위분위에서는 최저임금 인상의 격차축소 효과가 상대적으로 제한적이었음을 보여준다. 요약하면, 최저임금 인상은 비정규직이 밀집한 하위임금 대의 임금을 실질적으로 끌어올려 하위분위의 격차축소를 견인했지만, 상위임금 대에서는 정규직 중심의 임금 확장이 두드러져 격차축소가 뚜렷하지 않았다. 이는 최저임금 효과가 임금분포의 하단에서 집중적으로 나타나지만, 구조적 차이로 인해 전체 분포의 격차 완화로는 이어지지 않았음을 의미한다.

<표 5> 최저임금집단의 연도별 시간당 임금 분위수

(단위: %, 원)

집단	연도	정규직 비율	비정규직 비율	25분위	50분위	75분위
최저임금 미만	2017	53.2	46.8	5298.50	5753.74	6155.59
	2018	52	48	5753.74	6575.70	7192.17
	2019	54.4	45.6	6137.32	6904.49	7846.01
	2020	51.2	48.8	6575.70	7364.79	8310.96
최저임금 영향	2017	71.3	28.7	6896.61	7192.17	7671.65
	2018	72	28	7463.88	7925.78	8630.61
	2019	71.1	28.9	7988.85	8630.61	10091.06
	2020	71.9	28.1	8356	9205.98	10655.07
차상위 임금	2017	79.5	20.5	7903.17	8630.61	10037.99
	2018	79.5	20.5	8630.61	9589.57	10945.81
	2019	79	21	9205.98	10094.66	11507.48
	2020	78.2	21.8	9589.57	10356.73	11986.96

다음으로<표 6>은 2017년 기준 임금집단별 정규직·비정규직 구성과 주요 특성 분포를 요약한 것이다. 먼저 고용형태 분포를 보면, 최저임금 미만집단은 정규직 비중이 약 53%, 비정규직 47%로 균형에 가깝지만, 최저임금 영향집단과 차상

위 집단은 각각 정규직 72%, 79% 수준으로 높아져 임금수준이 상승할수록 정규직 집중도가 강해지는 양상을 확인할 수 있다.

연령별로는 모든 집단에서 40대·50대의 비중이 가장 크며, 특히 차상위 집단은 40대 이상 정규직의 비중이 80% 안팎으로 높다. 학력 역시 임금집단이 올라갈수록 정규직 편중이 뚜렷하다. 최저임금 미만집단은 고졸 이하가 많고 정규직 비중도 낮은 반면, 대졸 이상에서는 영향·차상위 집단에서 정규직 비중이 각각 70% 내외로 확대된다.

근로시간과 경력에서도 분명한 패턴이 드러난다. 주 40시간 미만에서는 세 집단 모두 비정규직이 우세하지만, 40시간 이상 근로에서는 정규직 비중이 60~80% 대로 높아진다. 경력 15년 이상에서는 세 집단 모두 정규직 비율이 크게 늘어나며, 차상위 집단의 경우 80% 이상이 정규직이다.

종합하면, 2017년 임금분포에서 정규직·비정규직 구성을 가르는 핵심 요인은 근로시간, 경력, 산업·직업군이며, 학력 또한 정규고용과 밀접히 연결되어 있다. 이는 저임금 구간에 단시간·저경력·서비스업 비정규직이 집중되어 있다는 점을 보여주며, 향후 최저임금 인상 효과를 분석할 때 이러한 구성적 차이가 임금격차 해석에 중요한 배경 요인으로 작용함을 시사한다.

<표 6> 임금집단별 정규직·비정규직 구성과 특성 분포(2017)

(단위: 명, %)

		2017					
		최저임금미만		최저임금영향		차상위임금	
		정규직	비정규직	정규직	비정규직	정규직	비정규직
인원수		66	58	194	78	361	93
계		53.2	46.8	71.3	28.7	79.5	20.5
연령	29세 이하	50	50	57.14	42.86	87.5	12.5
	39세 이하	75	25	92.59	7.41	85.14	14.86
	49세 이하	68.19	31.81	72.30	27.70	86.86	13.14
	59세 이하	59.37	40.63	73.86	26.14	78.03	21.97
	60세 이상	46.15	53.85	60.75	39.25	63	37
학력	고졸미만	37.5	62.5	73.13	26.87	70.88	29.12
	고졸	64.06	35.94	69.28	30.72	79.90	20.10
	대학재학/중퇴/전문대졸	75	25	76.20	23.80	86.73	13.27
	대졸 이상	25	75	69.56	30.44	78.08	21.92

〈표 6〉의 계속

		2017					
		최저임금미만		최저임금영향		차상위임금	
		정규직	비정규직	정규직	비정규직	정규직	비정규직
근로 시간	40시간 미만(단위 : 1주)	20.7	79.3	42.9	57.1	42.3	57.7
	40시간 이상(단위 : 1주)	63.2	36.8	75.5	24.5	84.3	15.7
경력 연수	5년 미만	40	60	64	36	72.6	27.4
	5~10년 미만	42.9	57.1	64	36	81.7	18.3
	10~15년 미만	64.3	35.7	86	14	75.9	24.1
	15년 이상	77.3	22.7	82.5	17.5	88.1	11.9
산업	제조·건설업	57.89	42.11	80.70	19.30	92.02	7.98
	도소매·유통업	66.66	33.34	74.57	25.43	75.34	24.66
	공공·사회서비스	0	100	66.66	33.34	52.94	47.06
	교육·의료·예술	34.78	65.22	60.52	39.48	80.80	19.20
	정보·전문서비스	66.66	33.64	57.14	42.86	73.91	26.09
	운수·숙박·음식	51.51	48.49	80	20	70.09	29.10
	기타산업	61.53	38.47	68.42	31.58	65.38	34.61
직업	전문직	71.42	28.58	69.23	30.77	85.52	14.48
	사무직	75	25	90	10	94.44	5.56
	서비스·판매직	44.44	55.56	61.70	38.30	71.42	28.58
	기능·생산직	73.91	26.09	81.25	18.75	85.84	14.16
	노무직	47.05	52.95	71.64	28.36	63.38	36.62
	농림어업직	50	50	0	100	33.33	66.67

〈표 7〉은 2019년 세 임금집단의 정규·비정규 구성과 주요 특성 분포를 요약한 것으로, 정규직 비중은 최저임금 미만집단에서 약 54%, 영향집단에서 71%, 차상위 집단에서 79%로 나타나, 2017년과 비교했을 때 임금집단 간 정규직 비중의 서열은 거의 동일하게 유지되었으며, 전체적으로 뚜렷한 상승 추세는 관찰되지 않았다.

연령대별로는 여전히 30~60세 이하가 핵심 분포를 이루고 있으며, 또한 학력별 로도 고졸 이상에서 정규직 편중이 뚜렷하여, 미만집단은 고졸 이하 비중이 높고 정규직 비율이 낮은 반면, 영향·차상위 집단에서는 대졸 이상에서 정규직이 각각 70% 이상을 차지한다.

근로시간과 경력 측면에서도 정규직 우위가 유지된다. 주 40시간 미만에서는 세 집단 모두 비정규직 비중이 상대적으로 높으나, 40시간 이상에서는 정규직 비율이 75~85%까지 올라간다. 경력 15년 이상에서는 차상위 집단의 정규직 비율이

86%에 달하는 등 장기근속 구간일수록 정규직 집중이 강화된다.

산업별 분포를 보면, 제조·건설업 부문에서 정규직 비중이 상대적으로 높게 나타나는 반면, 교육·의료·예술, 정보·전문서비스 업종에서는 비교적 낮은 정규직 비중을 보였다. 직업군 역시 사무직·전문직·기능직에서 정규직 비중이 높고, 서비스·판매직과 노무직에서는 비정규직 비율이 상대적으로 높은 분포를 보인다.

종합하면, 2019년에도 정규직 비중의 서열은 변함없이 '차상위>영향>미만' 구조가 유지되었으며, 근로시간·경력·산업·직업군에서의 구조적 이질성 또한 대체로 2017년의 패턴을 이어갔음을 확인할 수 있다.

<표 7> 임금집단별 정규직·비정규직 구성과 특성 분포(2019)

(단위: 명, %)

		2019					
		최저임금미만		최저임금영향		차상위임금	
		정규직	비정규직	정규직	비정규직	정규직	비정규직
인원수		68	57	189	77	369	98
계		54.4	45.6	71.1	28.9	79	21
연령	29세 이하	50	50	57.14	42.86	87.50	12.50
	39세 이하	75	25	92.59	7.41	85.13	14.87
	49세 이하	68.18	31.82	72.30	27.30	86.86	13.14
	59세 이하	59.37	40.63	73.86	26.14	78.03	21.97
	60세 이상	46.15	53.85	60.75	39.25	63	37
학력	고졸 미만	40.81	59.19	72.85	27.15	63.95	36.05
	고졸	61.29	38.71	70.15	29.85	80.67	19.33
	대학재학/중퇴/전문대졸	88.88	11.12	71.79	28.21	91.66	8.34
	대졸 이상	40	60	69.56	30.44	75.64	24.36
근로시간	40시간 미만(단위: 1주)	22.6	77.4	42.9	57.1	31.4	68.6
	40시간 이상(단위: 1주)	64.9	35.1	77.4	22.6	84.9	15.1
경력 년수	5년 미만	50	50	67.4	32.6	75.2	24.8
	5~10년 미만	43.1	56.9	64.8	35.2	80.8	19.2
	10~15년 미만	60.7	39.3	83.9	16.1	74.2	25.8
	15년 이상	77.3	22.7	76.9	23.1	86.2	13.8
산업	제조·건설업	55.55	44.45	81.13	18.87	88.97	11.03
	도소매·유통업	68.75	31.25	77.58	22.42	78.78	21.22
	공공·사회서비스	0	100	61.53	38.47	52.63	47.37
	교육·의료·예술	37.03	62.97	66.66	33.34	77.67	22.33
	정보·전문서비스	61.11	38.89	51.12	48.88	67.30	32.70
	운수·숙박·음식	54.83	45.17	80	20	82.14	17.86
	기타산업	81.81	18.19	70.58	29.42	69.23	30.77

〈표 7〉의 계속

		2019					
		최저임금미만		최저임금영향		차상위임금	
		정규직	비정규직	정규직	비정규직	정규직	비정규직
직업	전문직	66.66	33.34	77.77	22.23	80.72	19.28
	사무직	71.42	28.58	93.75	6.25	88.57	11.43
	서비스·판매직	47.05	52.95	64.83	35.17	73.72	26.28
	기능·생산직	73.91	26.09	82.25	17.75	88.28	11.72
	노무직	47.22	52.78	61.76	38.24	65.06	34.94
	농림어업직	50	50	50	50	50	50

2. 분석결과

가. 정규직·비정규직 평균 시급 추이와 평행추세 가정 검토

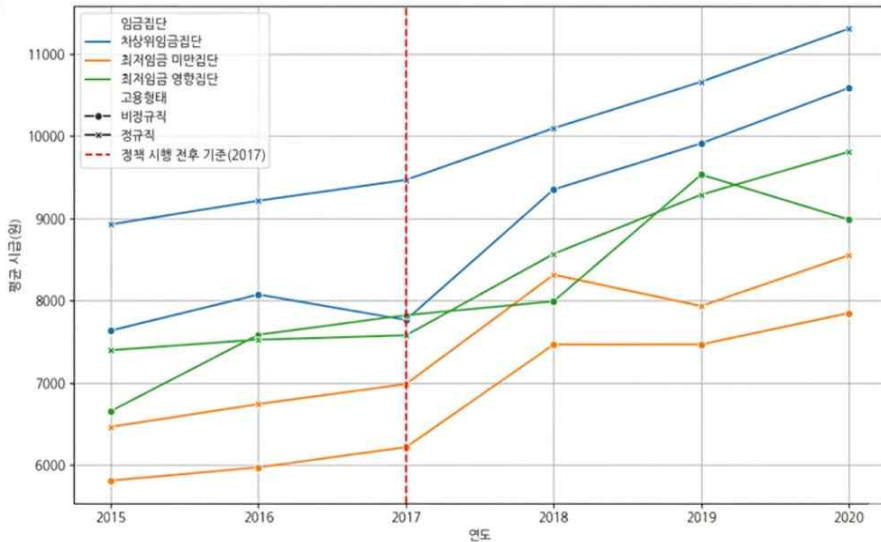
본 연구에서는 삼중차분(DDD) 모형의 타당성을 점검하기 위하여, 정책 시행 이전 기간에 정책노출 임금집단(최저임금 미만·영향)과 비교집단(차상위 임금집단)에서 정규직과 비정규직 간 임금격차의 시계열적 추세가 유사하게 움직였는지를 먼저 시각적으로 검증하였다. 이를 위해 [그림 1]에서는 임금집단과 고용형태별 평균 시급의 변화를 나타냈으며, [그림 2]에서는 각 임금집단별 정규직-비정규직 임금격차를 도출하여 정책노출 집단과 비교집단의 사전기간(2015~2017년) 추세를 비교하였다. 만약 사전기간 동안 두 집단 간 임금격차 변화의 차이, 즉 비정규직-정규직 간 임금격차의 추세 차이가 통계적으로 유의하지 않다면, 이는 삼중차분(DDD) 모형의 ‘차이의 평행추세(parallel trends in differences)’ 가정이 충족되는 것으로 해석할 수 있다.

[그림 1]은 2015년부터 2020년까지 임금집단별로 정규직과 비정규직의 평균 시급 추이를 나타낸 것이다. 먼저, 차상위임금집단의 경우 전 기간에 걸쳐 정규직과 비정규직 모두 다른 집단에 비해 높은 평균 시급 수준을 유지하였으며, 임금 상승 추세 역시 완만하게 지속되었다. 반면 최저임금 미만집단은 전체 기간 동안 가장 낮은 수준의 평균 시급을 보였으며, 특히 정책 시행 이후(2018년 이후)에도 임금 증가폭이 제한적으로 나타났다.

최저임금 영향집단은 2017년까지는 상대적으로 완만한 상승세를 보였으나, 2018년 최저임금의 급격한 인상 이후 비정규직의 시급이 크게 상승하면서 정규직과의 격차가 단기적으로 축소되는 양상을 보였다. 그러나 2019년 이후에는 다시 격차가 확대되는 모습이 관찰되며, 이는 최저임금 인상 효과가 지속적으로 유지되지 않았음을 시사한다.

또한, 세 임금집단 모두에서 정책 시행 이전 기간(2015~2017년) 동안 정규직과 비정규직의 임금 추이는 대체로 유사한 방향으로 움직이고 있어, 삼중차분(DDD) 분석을 위한 평행추세가정이 일정 부분 충족됨을 확인할 수 있다. 다만, 정책 시행 이후 각 집단별 임금격차의 변화 양상이 상이하게 나타나, 최저임금 인상이 고용형태별 임금격차에 미친 영향은 집단별로 이질적이었음을 보여준다.

[그림 1] 최저임금 인상 전후 임금집단별 고용형태별 평균 시급 변화(2015~2020)



한편 [그림 2]는 2015~2020년 동안 임금집단별로 산출한 정규직-비정규직 임금격차를 제시한다. 음(-)의 값은 정규직의 평균 시급이 더 높음을, 양(+)의 값은 비정규직이 더 높음을 의미한다.

첫째, 차상위임금집단은 전 기간에 걸쳐 일관되게 음(-)의 격차를 보였다. 특히 2017년에 격차가 가장 크게 확대된 뒤(약 -1,700원 수준), 2018년 이후에는 격차

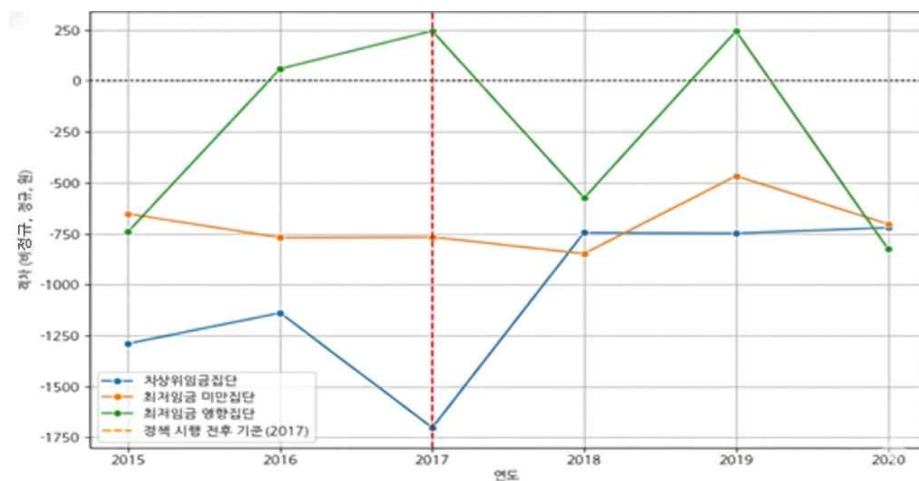
가 급격히 축소되어 -750원대에서 비교적 안정적으로 유지되었다. 이는 정책 시행 직후 정규·비정규 간 임금격차가 단기에 완화되었음을 시사한다.

둘째, 최저임금 미만집단 역시 전반적으로 음(-)의 격차가 지속되었으나, 사전기간(2015~2017)에는 -700~-800원 수준에서 비교적 안정적이었다. 2018년에는 다소 격차가 확대되었다가 2019년에 크게 축소(약 -480원)된 후 2020년에 다시 -700원대 수준으로 되돌아갔다. 이는 미만집단에서의 격차 축소 효과가 일시적이었음을 보여준다.

셋째, 최저임금 영향집단은 가장 큰 변동성을 보였다. 사전기간에 격차가 빠르게 축소되며 2017년에는 양(+) 전환(약 +250원)을 보였고, 2018년에는 다시 큰 폭의 음(-) 전환(약 -600원), 2019년에는 재차 양(+) 전환(약 +250원), 2020년에는 다시 음(-)으로 돌아섰다(약 -820원). 즉, 영향집단에서는 정책 전후에 격차의 방향 자체가 반복적으로 바뀌는 패턴이 확인된다.

종합하면, [그림 2]는 최저임금 인상이 비정규직 임금의 단기적 개선을 통해 정규·비정규 격차를 일시적으로 축소(또는 역전)시키는 효과가 있었음을 보여주지만, 그 지속성은 제한적이며 집단별로 이질적임을 시사한다. 또한 평행추세 관점에서 볼 때, 사전기간의 격차 추세는 미만집단에서 비교적 안정적인 반면, 영향집단과 차상위집단은 2015~2017년 사이에 추세 변화가 커 DDD의 엄격한 평행추세 가정이 완전히 충족된다고 보기는 어렵다.

[그림 2] 삼중차분(DDD) 분석을 위한 임금집단×고용형태별 평균 시급 추이(2015~2020)



시각적 검증을 보완하기 위하여, 삼중차분(DDD) 모형의 타당성을 보다 엄밀히 검증하고자 이벤트 스터디(event study) 분석을 수행하였다. 정책 시행연도는 2018년으로 설정하고, 2017년을 기준상대연도($\tau=-1$)로 비교범주에서 제외한 뒤, 상대연도별 더미($\tau=-3, -2, 0, 1, 2$)를 구성하였다. 처리집단은 최저임금 미만·영향집단, 비교집단은 차상위임금집단으로 정의하였고, 고용형태 변수 $n r$ 은 비정규직=1, 정규직=0으로 코딩하였다. 각 시점의 정책효과는 상대연도 변수와 정책노출 집단을 나타내는 변수, 그리고 고용형태 변수가 서로 결합된 삼중상호작용항을 통해 식별하였다. 개인 고정효과와 연도 고정효과를 포함한 panel OLS로 추정하였고, 표준오차는 개인 단위로 군집화하였다.

〈표 8〉의 결과에서 사전기간($\tau=-3, -2$) 계수는 각각 516.37원($p=0.098$)과 546.40원($p=0.121$)으로, 5% 유의수준에서는 비유의(2015년은 10%에서 경계)하여, 사전 ‘차이의 평행추세’가 대체로 충족됨을 시사한다. 사후에는 $\tau=0$ (2018), $\tau=1$ (2019)이 비유의인 반면, $\tau=2$ (2020)는 -1,352.90원($p<0.01$)으로 통계적으로 유의한 음의 효과가 나타났다. 이는 정책노출 임금대에서 비정규직의 임금 상승폭이 정규직에 비해 상대적으로 제한적으로 나타나, 결과적으로 정규직-비정규직 간 임금격차가 비교집단보다 더 불리한 방향으로 전개되었음을 의미한다. 특히 단기에는 통계적으로 유의한 변화가 나타나지 않았으나, 정책 시행 2년 차(2020년)에 이르러 이러한 격차가 확대되는 방향으로 유의하게 강화되었음을 보여준다.

〈표 8〉 최저임금 인상 전후 정규직·비정규직 간 임금격차 변화: 이벤트 스터디 분석결과

상대연도	계수(표준오차)	t-통계량	P-value	95% 신뢰구간
2015	516.37(311.86)	1.6558	0.0978*	[-94.92, 1127.60]
2016	546.40(352.82)	1.5487	0.1215	[-145.17, 1238.00]
2018	-673.37(444.79)	-1.5139	0.1301	[-1545.20, 198.49]
2019	-293.48(601.40)	-0.4880	0.6256	[-1472.30, 885.34]
2020	-1352.90(321.60)	-4.2066	0.0000***	[-1983.20, -722.47]

주: 1) *** $p<0.01$, ** $p<0.05$, * $p<0.1$.

2) 괄호안의 값은 표준오차(standard error)임.

나. 삼중차분분석

〈표 9〉는 최저임금의 급격한 인상이 정규직과 비정규직 간 임금격차에 미친 영향을 삼중차분(Difference-in-Difference-in-Differences : DDD) 모형을 통해 분석한 결과를 제시한다. 본 분석은 단순히 정책 시행 전후의 변화뿐만 아니라, 처리집단(최저임금 영향집단)과 비교집단(차상위임금집단) 간의 차이를 추가적으로 고려함으로써, 최저임금 인상이 특정 집단(비정규직)에 미친 순수한 효과를 보다 정교하게 식별하고자 하였다.

구체적으로, 분석모형에는 (1) 시기별 더미변수(정책 시행 전·후), (2) 고용형태 더미변수(정규직·비정규직), (3) 임금집단 더미변수(처리·비교집단)를 포함하고, 이 세 변수의 삼중 교호항(시기×고용형태×임금집단)을 핵심 추정변수로 설정하였다. 이 교호항의 계수는 최저임금 인상이 정규직과 비정규직 간 임금격차에 미친 효과 중에서도, 최저임금의 영향을 직접적으로 받는 집단과 그렇지 않은 집단 간의 차별적 정책 효과를 계량적으로 나타낸다.

〈표 9〉 삼중차분(DDD) 추정결과 : 최저임금 인상에 따른 고용형태별 임금격차 변화 (2017년 대비 2018~2019년 통합)

	추정계수 (표준오차)	P-value	해석
β_0	17510.45(193.05)	0.000***	기준집단의 평균 시급 수준
β_1	1284.23(100.11)	0.000***	정책 시행 이후 전반적 임금수준이 평균 1,284원 상승
β_2	-10080.43(293.39)	0.000***	최저임금 영향·미만 집단은 차상위임금 집단보다 약 10,080원 낮음
β_3	-5863.54(550.97)	0.000***	비정규직은 정규직보다 평균 약 5,864원 낮음
β_4	3.71(273.03)	0.989	정규직 기준으로 정책 이후의 DID 효과는 유의하지 않음
β_5	-169.63(485.72)	0.727	정책 이후 비정규직의 공통 효과는 유의하지 않음
β_6	5574.43(680.95)	0.000***	사전 시점부터 처리집단 내 비정규직의 임금수준이 정규직보다 높음
β_7	-53.44(706.84)	0.949	삼중차분(DDD) 효과 : 최저임금 인상 후 비정규직의 임금격차 추가 축소효과는 통계적으로 유의하지 않음

2017년 대비 2018~2019년 통합 대상으로 삼중차분 분석결과는 <표 9>와 같다. 분석결과, 상수항(β_0)은 약 17,510원으로 기준집단(정규직·차상위임금집단·사전)의 평균 시급을 나타낸다. 정책 시행 이후 전체 근로자의 공통적 임금상승효과를 의미하는 β_1 는 1,284원으로 유의하게 양(+)의 값을 보여, 최저임금 인상 이후 전반적인 임금수준이 상승했음을 알 수 있다.

반면, 정책노출집단의 터미(β_2)는 -10,080원으로 유의하게 음(-)의 값을 보여 최저임금 미만·영향집단의 평균임금이 차상위임금집단보다 유의하게 낮았음을 나타낸다. 또한, 비정규직 터미(β_3)는 -5,864원으로 비정규직이 정규직보다 평균적으로 낮은 임금수준을 보임을 확인할 수 있다.

정규직 기준으로 정책 시행 이후의 처리집단 효과(β_4)는 3.71로 추정되었으나 통계적으로 유의하지 않았으며, 비정규직의 사후 공통효과(β_5) 역시 -169.63으로 유의하지 않았다. 이는 정책 시행이 정규직 또는 비정규직 각각의 평균임금에 별도의 추가적 변화를 가져왔다고 보기는 어렵다는 점을 시사한다. 한편, β_6 의 계수는 5,574원으로 유의하게 양(+)의 값을 보여, 정책 시행 이전부터 처리집단 내 비정규직의 임금이 정규직보다 높았던 구조적 차이가 존재했음을 의미한다.

마지막으로, 삼중교호항(β_7)의 계수는 -53.44로 추정되었으나 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 최저임금 인상 이후 비정규직의 임금이 정규직에 비해 추가적으로 상승하지 않았음을 의미하며, 결과적으로 최저임금 인상이 고용형태 간 임금격차를 유의하게 축소시키는 효과를 보이지 않았음을 시사한다.

V. 결 론

본 연구는 최저임금의 급격한 인상이 고용형태별 임금격차에 어떠한 영향을 미쳤는지를 분석하는 데 목적을 두고 있다. 우리나라의 최저임금제도는 1988년 도입 이래 저임금 근로자를 보호하고 임금분포 하단의 불평등을 완화하는 중요한 정책 수단으로 기능해왔다. 특히 2018년에는 역대 최고 수준인 16.4%의 인상률이 적용되면서 사회·경제 전반에 걸쳐 그 효과에 대한 논쟁이 활발히 제기되었다(최

저임금위원회).

국제 선행연구는 최저임금 인상이 하단 임금분포를 끌어올리면서 고용 전반의 대규모 감소로 바로 이어지지 않는 경우가 적지 않음을 보고해 왔다. 대표적으로 Card and Krueger(1994)는 뉴저지 패스트푸드 사례에서 차이의 식별로 유의한 고용감소를 관찰하지 않았고, Dube et al.(2010)은 주 경계 인접 카운티 비교에서 외생적 지역추세를 통제한 뒤에도 식당 고용에 유의한 음(-)의 효과를 찾지 못했다. 한편, 대규모 인상 국면에서의 조정은 고용 수보다는 근로시간 축소 등 강도의 조정으로 나타나기도 한다. 시애틀 사례를 행정자료로 분석한 Jardim et al.(2017/2018 rev.) 등은 \$13 단계 인상 시 저임금 일자리의 총 근로시간이 6~7% 감소했다고 보고한다.

분포효과 측면에서, 최저임금은 임금분포 하단의 불평등을 줄이는 데 기여한다는 증거가 축적되어 왔다(Lee, 1999; Autor et al., 2016). 특히 하위 분위 임금의 상승과 함께 비구속 구간으로의 스피로버 가능성도 논의된다. 기업 측 조정은 가격 전가·이윤 축소·자본대체 등 다양한 경로로 발생하며, 헝가리의 대폭 인상을 분석한 Harasztosi and Lindner(2019)는 장기(4년) 기준으로 고용탄력성은 작고, 비용의 다수가 소비자 가격으로 전가되었음을 보인다. 이는 단기 충격과 중장기 조정이 구분되어야 함을 시사한다. 국내에서도 행정·조사자료를 이용한 연구가 축적되고 있다. 예컨대 근로시간 조정을 중심으로 한 국내 실증은 최저임금 인상 이후 일부 취약계층에서 월평균 소득이 근로시간 축소와 함께 조정될 수 있음을 보고한다(신우리 외, 2019). 이러한 국내외 근거를 종합하면, 최저임금의 효과는 (1) 임금 하단 압축과 분포개선, (2) 총고용보다는 근로시간·구성의 조정, (3) 기업 측 가격·이윤·투입대체를 통한 흡수라는 세 축에서 나타나며, 단기 충격과 중장기 지속성을 분리해 분석할 필요가 있다.

이러한 문제의식에 기반하여, 본 연구는 2017~2020년 한국노동패널 자료를 활용하여 최저임금 인상이 고용형태별 임금격차(정규직 대비 비정규직)에 미친 영향을 실증적으로 규명하고자 한다. 분석대상은 임금근로자를 시간당 임금수준에 따라 최저임금 미만집단, 최저임금 영향집단, 차상위임금집단으로 구분하였으며, 특히 2018년과 2020년의 인상기를 중심으로 시기별 변화를 비교하였다. 분석 방법은 이벤트 스터디(event study)와 삼중차분(Difference-in-Difference-in-Differences : DDD)접근법을 결합하였다.

이벤트 스터디 분석을 통해 정책 시행 이전 기간의 평행추세(parallel trends) 가정을 검증하고, 정책 시행 이후 각 시점별 동태적 효과를 추정하였다. 정책 기준 연도는 2018년으로 설정하였으며, 상대연도($\tau=-3, -2, 0, 1, 2$)에 대한 시점별 터미변수를 구성하고, 비정규직 여부 및 임금집단(정책노출군과 비교군)과의 상호작용항을 이용하여 효과를 식별하였다. 이어서 삼중차분 분석을 통해 정책노출 임금대(미만·영향집단)와 비교집단(차상위임금집단) 간의 격차 변화를 비교함으로써, 최저임금 인상이 비정규직의 상대적 임금에 미친 순효과를 추정하였다.

이벤트 스터디 결과, 정책 시행 이전 시점($\tau=-3, -2$)에서의 계수는 통계적으로 유의하지 않아, 정규직과 비정규직 간 임금격차의 추세가 사전에 유사하게 움직였음을 확인하였다. 이는 분석모형의 식별 전제인 평행추세(parallel trends) 가정이 충족됨을 시사한다. 반면, 정책 시행 이후 단기 구간($\tau=0, 1$)에서는 통계적으로 유의한 변화가 나타나지 않았다. 그러나 정책 시행 2년 후($\tau=2$)에는 비정규직의 임금이 정규직보다 약 1,353원 낮은 수준으로 추정되어, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 효과가 확인되었다. 이는 최저임금 인상이 단기적으로는 고용형태별 임금격차를 유의하게 변화시키지 않았으나, 일정 시간이 경과한 이후에는 비정규직 임금의 상대적 개선 속도가 둔화되며 격차가 다시 확대되는 방향으로 작용했음을 시사한다.

삼중차분(DDD) 분석결과, 최저임금 인상 이후 비정규직의 임금이 정규직에 비해 추가적으로 개선되거나 악화된 통계적 근거는 확인되지 않았다($\beta_7=-53.44, p=0.949$). 이는 정책 시행 이후 고용형태별 임금격차의 변화가 비교집단에 비해 유의하게 다르지 않았음을 의미하며, 단기적 혹은 중기적 관점에서 최저임금 인상이 고용형태 간 격차를 구조적으로 변화시켰다고 보기는 어렵다.

두 분석모형의 결과를 종합하면, 최저임금 인상은 단기적으로 비정규직의 상대적 임금을 개선하여 정규직과의 임금격차를 완화하는 방향으로 작용했으나, 이러한 효과는 시간이 경과함에 따라 점차 약화되거나 통계적으로 유의하지 않게 나타났다.

이벤트 스터디(event study) 분석결과, 정책 시행 이전의 추세는 통계적으로 유의하지 않아 평행추세 가정이 충족되었음을 확인하였다. 그러나 시행 이후 단기($\tau=0, 1$)에는 유의한 변화가 없었으며, 2년 차($\tau=2$)에는 비정규직의 임금 상승 폭이 정규직보다 유의하게 낮아져 최저임금 인상의 효과가 점차 약화되는 경향을

보였다.

한편, 삼중차분(DDD) 분석에서도 정책노출 집단과 비교집단 간의 임금격차 변화가 통계적으로 유의하지 않아, 최저임금 인상이 고용형태 간 임금격차를 구조적으로 변화시키는 추가적 효과는 확인되지 않았다.

정책적으로는, 최저임금 인상의 단기적 효과를 지속가능한 구조적 개선으로 연결하기 위해 비정규직 보호 장치의 병행이 필요하다. 단순한 임금수준 조정만으로는 지속적인 격차 완화가 어렵기 때문에, 사회보험료 지원, 근로시간 단축에 따른 소득보전, 영세사업장 대상 맞춤형 지원 등 보완정책이 함께 설계되어야 한다. 또한, 산업별·고용형태별 이질적 영향을 고려하여 정책 부담이 특정 계층이나 부문에 집중되지 않도록 차등적 대응체계를 마련할 필요가 있다. 마지막으로, 최저임금 인상의 효과를 장기적으로 추적·평가할 수 있는 데이터 인프라 및 모니터링 체계를 구축함으로써, 정책의 단기적 충격과 중장기적 파급효과를 정밀하게 검증하고 이에 기반한 합리적 조정 메커니즘을 제도화해야 한다.

결국, 본 연구는 최저임금 인상이 단기적으로는 임금 하단의 개선에 기여하였으나, 고용형태 간 임금격차를 구조적으로 해소하기에는 한계가 있음을 보여준다. 따라서 적극적인 노동시장 정책과의 병행적 추진을 통해서만 최저임금 정책의 실질적 효과가 극대화될 수 있음을 시사한다.

참고문헌

- 강승복(2016). 「최저임금의 사업체 내 임금압축 효과」. 『노동경제논집』 39(4): 33~58.
- 김낙년(2020). 「한국의 최저임금과 고용, 2013~2019」. 『한국경제의 분석』 26(1): 145~183.
- 김대일·이정민(2019). 「2018년 최저임금 인상의 고용효과」. 『경제학연구』 67(4): 27~55.
- 김영민·정지운(2020). 「최저임금이 산업별 임금과 근로시간에 미치는 영향」. 『한국경제연구』 38(4): 95~120.

- 송헌재 · 임현준 · 신우철(2018). 「최저임금이 고용구조에 미치는 영향」. 『산업노동연구』 24(4) : 1~28.
- 신우리 · 송헌재 · 임현준(2019). 「최저임금의 노동시간 및 노동소득에 미치는 영향」. 『노동경제논집』 42(1) : 73~105.
- 양진보 · 김기승(2024). 「최저임금의 급격한 인상이 성별 임금격차에 미치는 영향」. 『경제연구』 42(4) : 29~57.
- 유진성(2021). 「2018년 최저임금 인상의 고용 영향 분석과 시사점」. 『규제연구』 30(1) : 9~28.
- 정진호 · 남재량 · 김주영 · 전영준(2011). 『최저임금 효과분석』. 한국노동연구원.
- 최경수(2018). 「최저임금 인상이 고용에 미치는 영향」. 『KDI Focus』. 한국개발연구원.
- 최저임금위원회. 『연도별 최저임금 결정현황(공식)』.
- Allegretto, S., A. Dube, M. Reich, and B. Zipperer(2017). “Credible Research Designs for Minimum Wage Studies: A Response to Neumark, Salas, and Wascher”. *Industrial & Labor Relations Review* 70(3) : 559~592.
- Autor, D. H., A. Manning, and C. L. Smith(2016). “The Contribution of the Minimum Wage to U.S. Wage Inequality over Three Decades: A Reassessment”. *AEJ: Applied Economics* 8(1) : 58~99.
- Card, D. and A. B. Krueger(1994). “Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania”. *American Economic Review* 84(4) : 772~793.
- Cengiz, D., A. Dube, A. Lindner, and B. Zipperer(2019). “The Effect of Minimum Wages on Low-Wage Jobs”. *Quarterly Journal of Economics* 134(3) : 1405~1454.
- Dube, A., T. W. Lester, M. Reich(2010). “Minimum Wage Effects Across State Borders: Estimates Using Contiguous Counties”. *Review of Economics and Statistics* 92(4) : 945~964.
- Harasztsosi, P. and A. Lindner(2019). “Who Pays for the Minimum Wage?”

American Economic Review 109 (8) : 2693~2727.

Hurst, E., P. J. Kehoe, E. Pastorino, and T. Winberry(2022). “The Distributional Impact of the Minimum Wage in the Short and Long Run”. NBER Working Paper No. 30294/Staff Report No. 640.

Jardim, E., M. Long, R. Plotnick, E. van Inwegen, J. Vigdor, and H. Wething, H.(2017/2018 rev.). “Minimum Wage Increases, Wages, and Low-Wage Employment : Evidence from Seattle”. NBER Working Paper No. 23532.

Kim, J.-H., J. Lee, and K. Lee(2023). “Minimum Wage, Social Insurance Mandate, and Working Hours”. *Journal of Public Economics* 225 (104951).

Lee, D. S.(1999). “Wage Inequality in the United States During the 1980s : Rising Dispersion or Falling Minimum Wage?”. *Quarterly Journal of Economics* 114 (3) : 977~1023.

Neumark, D. and W. Wascher(2017). *Minimum Wages*. Cambridge, MA : MIT Press.

Schmitt, J.(2013). “Why Does the Minimum Wage Have No Discernible Effect on Employment?”. CEPR Report. Washington, DC : Center for Economic and Policy Research.

Abstract

The Effect of Minimum Wage Increases on the Wage Gap Between Regular and Non-Regular Workers

Jin, Minjoon

This study empirically analyzed the impact of minimum wage increases on the wage gap between regular and non-regular workers in South Korea using data from the Korean Labor and Income Panel Study (KLIPS) for the period 2017~2020. Two complementary analytical methods were employed: an event study and a difference-in-difference-in-differences (DDD) model. In the event study analysis, the year 2018 was defined as the policy implementation year(event year), and 2017 was set as the baseline period($\tau=-1$). Relative-year dummy variables were constructed to verify the parallel trends assumption prior to policy enforcement and to estimate the dynamic effects in the post-policy period. The DDD analysis focused on periods of substantial minimum wage increases (2017~2018 and 2019) to compare heterogeneous changes among the sub-minimum-wage, affected, and upper-wage groups. The results indicated that the wage trajectories of regular and non-regular workers were largely parallel before the policy implementation, satisfying the parallel trends assumption. However, in the short term after the policy change, the difference between the two groups was not statistically significant, while in the second year after implementation(2020), a significant negative effect emerged, indicating that the wage growth of non-regular workers lagged behind that of regular workers. The DDD analysis further revealed that the additional reduction in the wage gap between regular and non-regular workers within the policy-exposed wage groups was not statistically significant. These findings suggest that while the minimum wage increase contributed to short-term wage improvements for low-wage workers, its effect on narrowing the wage gap between employment types diminished over time.

Keywords : minimum wage increases, wage gaps by employment type, korean labor and income panel study(KLIPS), triple difference, event study