

## 2013년 통상임금 판결이 국내 노동시장에 미친 영향\*

김 현 동\*\*

**논 문 초 록** 본 연구는 고정 상여·성과급을 통상임금 범위에 포함한 2013년 대법원 전원합의체 판결의 경제학적 의미를 고찰하고, 노동비용 충격을 처치 강도로 활용한 강건형 이중차분법을 적용해 실증분석을 수행한다. 이론적으로 판결은 임금조정이 제한적인 경우에 한해 초과근로비용과 1인당 준고정비용이 동시에 증가하는 이중의 비용 압력으로 작용한다. 분석 결과, 통상임금 판결이 시간당 임금과 고용에 미친 영향은 제한적이었음에도 1인당 인건비가 증가했다는 증거는 발견되지 않았다. 그 이유는 기업이 근로시간의 조정과 재배분을 통해 비용을 절감했기 때문인데, 이에 따라 단기에는 총노동투입이 감소했으나 장기적으로는 초과근로가 소정근로로 대체되는 근로구조 재편이 이루어졌다. 이상의 결과는 노사 간 제로섬 게임이라는 인식하에 전개되어 온 통상임금 범위 논쟁이, 단기적 비용 최소화와 장기적 후생 극대화를 위한 상호 협력이라는 틀 안에서 다루어질 필요성을 시사한다.

핵심 주제어: 통상임금, 근로시간, 강건형 이중차분법

경제학문헌목록 주제분류: J2, J3, J5

투고 일자: 2026. 1. 7. 심사 및 수정 일자: 2026. 3. 19. 게재 확정 일자: 2026. 5. 15.

\* 본 논문은 저자가 개인 여가시간을 이용해 작성한 것으로, 본고가 제시하는 견해는 소속기관의 입장과는 무관함을 밝혀둔다. 구체적이고 세심한 논평으로 부족한 부분을 채워준 두 익명의 심사위원과 김혜진 노무사에게 깊은 감사를 표한다. 논문에 남아 있을 수 있는 모든 오류는 전적으로 저자의 책임이다.

\*\* 한국경제인협회 경제본부 책임연구원, e-mail: hdkim@fki.or.kr

## I. 서론

통상임금은 연장·야간·휴일근로 수당 등 각종 법정수당 산정의 기준이 되는 핵심적인 임금 개념으로, 그 범위의 변화는 기업의 임금 총액 및 노동비용과 직결된다. 2013년 12월 18일, 대법원은 전원합의체 판결(이하 2013년 통상임금 판결)을 통해 1개월마다 지급되지 않더라도 고정적으로 지급되어 오던 수당 등을 통상임금으로 해석했다. 이는 1998년부터 고용노동부가 관행적으로 유지해 온 행정해석과 상충할 뿐 아니라, 1996년 및 2006년 대법원 판결 등에서 성립된 법리를 재정립하는 것이었기에 법조계·노동계·경영계 전반의 논쟁을 촉발하였다.

이에 대해 경영계는 노동비용 급증에 따른 기업 경쟁력 약화를 우려한 반면, 노동계는 소득 증대와 분배 개선을 기대하는 등 노사 간의 입장은 첨예하게 대립해 왔다. 그러나 이러한 논의는 임금 인상을 단순히 '제로섬 게임'으로 간주하여 제도 변화에 대응하는 경제 주체들의 동태적인 상호작용을 간과하는 경향이 있다. 따라서 판결이 야기한 비용 충격이 실제 노동시장에서 어떠한 양상으로 전개되었는지를 규명하는 것은 중요한 과제라고 할 수 있다.

판결 전후 이루어진 선행연구들은 주로 통상임금 범위 확대에 따른 기업의 추가 인건비 부담을 정태적으로 추산하고 있다. 정진호(2013)는 통상임금 범위가 확대될 경우 연간 4.1-6.1조 원가량의 노동비용이 증가할 것으로, 김유선(2014)은 2013년 통상임금 판결로 인해 총임금이 최대 1.2%, 100인 이상 사업장에서 근로자의 총임금이 1.5-2.4% 증가할 것으로 추산했다. 이들의 분석 방법은 개인 또는 사업체 단위의 임금조사데이터를 이용해 통상임금에 새롭게 산입되는 임금의 규모를 구하고, 이를 기반으로 증가하는 노동비용을 구한 것이다.

그러나 위 같은 접근은 '다른 조건이 동일하다(Ceteris Paribus)'는 가정에 기초하고 있어 기업이 비용 충격을 흡수하거나 전가하기 위해 취하는 여러 행동을 고려하지 않는다. 실제로 김유선(2014)은 동 연구에서 기업이 연장근로를 줄이고 연차휴가를 소진시키는 등 비용 부담을 줄이는 방향에서 대응할 것이므로 노동비용 인상 정도가 계산된 수치보다 적을 것이라 주장했다. 오계택(2012)은 통상임금의 범위를 확대할 경우 연공 중심 임금체계 축소, 수당의 역할 변화 및 초과근로 축소에 따른 고용 증가를 전망하였다. 다만 이들 연구는 이러한 전망을 이론 모형이나 수식적 분석을 통해 도출한 것은 아니다. 조준모(2013)는 거시경제 순환 시스템을 설정한 산업연관(IO) 분

석을 통해 통상임금 범위 확대가 고용·순수출·투자·생산 축소 등 부정적 충격으로 작용할 가능성을 제시하였다. 하지만 이 연구는 1인당 인건비의 증가를 전제하고 있어 기업의 조정 메커니즘이 충분히 고려되지 않았다는 한계가 있다.

저자가 파악한 바에 따르면, 기업이 1인당 인건비를 내생적으로 조정할 수 있는 구조를 허용하면서도 통상임금 판결의 영향을 명시적인 구조와 수식에 기반하여 분석한 연구는 아직 확인되지 않는다. 더 나아가, 판결 이후 실제 노동시장의 변화 양상을 실증적으로 분석한 연구 역시 찾아보기 어렵다.

이에 본 연구는 정태적인 비용 추산을 넘어, 기업과 근로자가 제도적 충격에 어떻게 반응하였는지를 경제학적 관점에서 분석하고자 한다. 이론적 관점에서 2013년 통상임금 판결에 따른 비용 충격을 어떻게 해석하는 것이 타당한지를 논의하는 한편, 국내 노동시장에 미친 영향을 실증적으로 분석하여 실제 시장에서의 조정 양상을 규명한다. 실증분석을 위해서는 통상임금 판결의 영향이 기업의 임금구조(초과근로와 고정 상여금 비중 등)에 따라 다르게 나타난다는 점에 착안한 식별 전략을 사용한다. 구체적으로 판결로 인한 임금 인상 압력을 연속형 처치강도로 활용, 강건형 이중차분법(Robust DID)을 적용해 인과관계를 추정한다.

이론적으로 통상임금 판결은 임금 조정이 신축적인 환경(고정직무 모형)에서는 균형에 큰 영향을 미치지 않으나, 경직적인 환경(고정임금 모형)에서는 기업의 1인당 준고정비용과 초과근로 할증률을 동시에 상승시키는 외생적 비용 충격으로 작용한다. 실증분석 결과, 판결 이후 임금 삭감을 통한 기업의 충격 흡수는 제한적으로 나타났다. 그런데 이처럼 판결이 임금 경직성 조건하에서 노동시장에 영향을 미쳤다는 정황에도 비용 충격을 받은 기업들이 고용 수준을 유의미하게 변화시켰다는 증거는 관찰되지 않았다.

대신 기업들은 근로시간을 조정하는 방식으로 대응하였는데, 단기적으로는 1인당 총근로시간이 감소하며 기업의 생산 규모 역시 충격을 받았을 것으로 추정된다. 그러나 장기적으로는 비싸진 장시간 근로자의 초과근로를 축소하고 이를 단시간 근로자의 소정근로 확대로 대체하는 근로시간 재배분을 통해 운용 구조 자체가 변화하는 양상이 확인되었다. 이러한 조정 과정을 거치며 단기적인 총노동투입 감소 충격은 판결 3년 이후 소멸하였으며, 장기적 관점에서는 근로자 효율이 대체로 개선되었을 것으로 판단된다.

본고는 아래에서 다음의 순서로 전개된다. II절을 통해 통상임금이 왜 비용 인상

압력으로 작용하는지를 설명하고, 이러한 인상 압력의 경제학적 의미를 바탕으로 노동시장 균형에 미치는 영향을 예측한다. III절에서는 임금결정현황조사의 통계치를 이용해 판결 전후의 전반적인 임금 교섭 및 결정 양상을 살펴본다. IV절에서는 이용데이터와 처치강도의 정의, 적절성 등을 논하고 실증분석 방법인 강건형 이중차분법에 대해 설명한다. 이어 V절에서는 해당 모형을 통해 추정된 통상임금 판결의 노동시장 파급 효과(임금, 고용, 근로시간 등)를 제시한 뒤 다양한 형태의 강건성 검정 내용을 설명하며, 마지막 VI절에서는 분석 결과를 해석한다. VII절에서는 앞선 논의를 바탕으로 한 시사점과 연구의 한계를 밝히며 결론을 맺는다.

## II. 이론적 예측

### 1. 통상임금 판결의 노동비용 충격

선행연구의 계산 방식을 준용한다면 판결이 기업의 노동비용에 미치는 정태적 영향은 아래와 같이 도출할 수 있다. 본고는 이렇게 도출된 수치가 실제 영향으로 이어지지 않았을 가능성을 검토하므로, 도출된 수치를 노동비용 충격이라고 명명한다. 아래 절차는 정진호(2013)를 참고하되 주휴수당을 추가적으로 고려하였다.

기업이 근로자 한 명을 1년간 고용할 경우 1주일마다 발생하는 노동비용은 다음 식 (1)과 같은 항등식을 기반으로 한다.

$$\begin{aligned}\text{노동비용} &= \text{직접노동비용}(twg, \text{임금노동비용}) + \text{간접노동비용}(nwc) \\ &= \text{임금노동비용}(twg) + \text{퇴직금}(ret) + \text{법정복리비}(soi) + \text{기타}(etc) \\ lsc &= twg + nwc = twg + ret + soi + etc\end{aligned}\quad (1)$$

이 중 임금노동비용( $twg$ )은 다시 다음 식 (2)와 같이 쓸 수 있다.<sup>1)</sup> 상여·성과급( $swg$ )은 1년간 총 수령하는 금액을 52주로 나눈 주당 평균 기준이며, 고정 및 변동으로 그 성질을 구분하기 위해 고정 상여·성과급을  $swg1$ , 변동 상여·성과급을  $swg2$ 라

1) 이 외에도 기타수당 중 연차미사용수당 등은 통상임금 상승에 따라 증가하는 비용이다. 하지만 이 금액이 전체 임금에서 차지하는 비중이 크지 않고, 수당 역시 통상임금보다는 미사용연차 개수에 의해 결정된다는 점을 감안하여 분석의 편의를 위해 본고에서는 고려하지 않기로 한다.

고 표현한다.

$$\begin{aligned}
 \text{임금총액} &= \text{소정급여}(rwg, \text{기본급} + \text{통상적 수당, 주휴수당 제외}) \\
 &\quad + \text{초과급여}(owg) + \text{주휴수당}(pwg) + \text{고정상여} \cdot \text{성과금}(swg1) \\
 &\quad + \text{변동상여} \cdot \text{성과금}(swg2) \\
 twg &= rwg + owg + pwg + swg1 + swg2
 \end{aligned} \tag{2}$$

이때 근로자의 총근로시간( $twh$ )은 다음과 같이 구성된다.

$$\begin{aligned}
 \text{총근로시간} &= \text{소정근로시간}(rwh) + \text{초과근로시간}(owh) \\
 twh &= rwh + owh
 \end{aligned} \tag{3}$$

이때 주 15시간 이상 근로하며 정해진 근로일을 개근했다면 주당 1일의 유급휴가를 부여받게 되므로 선행연구를 참고해 주 15시간 이상 근로자에 대해서 통상임금 산정 기준시간 =  $rwh \cdot 1.2$ 로 계산한다.

이제 통상임금을  $W_h$ , 산정 기준시간당 급여를  $w_r$ , 산정 기준시간당으로 환산한 고정 상여·성과급을  $w_{s1}$ 이라고 하자. 2013년 12월 대법원 전원합의체 판결에 따라 고정 상여금과 고정 성과급이 통상임금에 포함된 것은 통상임금  $w_h$ 를 기존  $w_r$ 에서  $w_r + w_{s1}$ 으로 변화시킴을 의미한다. 이를 식 (4)와 같이 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned}
 (\text{판결 전}) \quad w_{h0} &= \begin{cases} \frac{rwg}{rwh} & \text{if } rwh \geq 15 \\ \frac{rwg}{rwh} & \text{if } rwh < 15 \end{cases} = w_r \\
 (\text{판결 후}) \quad w_{h1} &= \begin{cases} \frac{rwg}{rwh} + \frac{swg1}{rwh \cdot 1.2} & \text{if } rwh \geq 15 \\ \frac{rwg}{rwh} + \frac{swg1}{rwh} & \text{if } rwh < 15 \end{cases} = w_r + w_{s1}
 \end{aligned} \tag{4}$$

이처럼 시간당 통상임금이 상승하게 되면 직접노동비용 중 초과급여 및 주휴수당, 간접노동비용 중 퇴직급여와 사회보험료가 상승하게 되며, 그 변화율을 아래 식 (5)와 같이 나타낼 수 있다. 단,  $\alpha$ 는 초과근로 할증률, 0.2는 주휴수당 가산을 위한 계수,

tenure는 경력, premium rate는 사회보험료율을 의미한다.

$$\begin{aligned}
 (\text{초과급여 변화}) \quad & \Delta owg = (1 + \alpha) \cdot owh \cdot w_{s1} \\
 (\text{주휴수당 변화}) \quad & \Delta pwg = \begin{cases} 0.2rwh \cdot w_{s1} & \text{if } rwh \geq 15 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \\
 (\text{퇴직급여 총당금 변화}) \quad & \Delta ret = \frac{tenure}{12 \cdot 52} (\Delta owg + \Delta pwg) \\
 (\text{사회보험료 변화}) \quad & \Delta soi = \frac{premium\ rate}{52} (\Delta owg + \Delta pwg) \quad (5)
 \end{aligned}$$

$\theta = (1 + \text{근속연수}/(12 \cdot 52) + \text{사회보험료율}/52)$ 라고 둔다면 이를 식 (6)과 같이 정리할 수 있다. 결국 통상임금 판결은 초과근로에 대한 수당과 주휴수당, 그리고 앞서 두 항목에 수반하는 간접 노동비용을 증가시키는 문제라고 이해할 수 있다.

$$\begin{aligned}
 \Delta lsc &= \Delta owg + \Delta pwg + \Delta ret + \Delta soi \quad (6) \\
 &= \theta [\Delta owg + \Delta pwg] \\
 &= \begin{cases} \theta [(1 + \alpha)w_{s1}owh + 0.2rwh \cdot w_{s1}] & \text{if } rwh \geq 15 \\ \theta (1 + \alpha)w_{s1}owh, & \text{otherwise} \end{cases}
 \end{aligned}$$

본고에서는 임금근로실태조사를 이용해 위 산식과 2013년 데이터를 기준으로 이 값을 계산한다. 이때, 월소정근로시간이 60시간 이상인 근로자의 소정근로시간에 1.2를 곱해 지불근로시간으로 활용<sup>2)</sup>하고자 한다. 이에 따라 주휴수당이 지급된 근로자는 정액임금에 5/6을 곱해 소정급여로, 1/6을 곱해 주휴수당으로 간주한다.

참고로 이러한 방법으로 계산할 경우, 노동비용 기준 약 5.8조 원, 1.6% 증가라는 결과가 얻어진다. 이는 사용자 측인 한국경영자총회(2013)가 추정한 수치(8.8조 원 증가)보다는 작지만 정진호(2013, 4.1-6.1조 원 증가), 김유선(2014, 임금 1.2% 증가,

2) 이는 정수환(2024)이 시간당 임금을 도출하며 주휴수당을 고려한 방식과 동일하다. 다만, 현실에서는 주휴수당을 지급하지 않는 업장도 많이 존재하며, 미지급 여부가 기업규모나 산업과 관련이 있기 때문에 주휴수당을 일괄적으로 고려하는 것이 적절한지에 대해서는 논란의 여지가 있다. 정수환은 임금분포를 이용해 최저임금 근방에서의 근집 정도를 관찰하며 주휴수당 지급 정도를 간접적으로 파악했는데, 주휴수당을 고려하는 방식과 고려하지 않는 방식 모두 상당한 측정오차를 가지고 있기 때문에 우열을 가릴 수는 없다고 결론 내리고 있다. 본고의 방식을 주휴수당을 고려하지 않는 방식으로 재현하더라도 동일한 정성적 결론이 도출된다.

100인 이상 사업장에서 임금 1.5-2.4% 증가)과 유사한 수준이다.

기업규모와 산업 수준의 셀별로도 이 수치를 얻을 수 있는데, 본고는 이를 이후 실증분석에서 처치 변이로 활용한다. 구체적인 추정 방법 및 도출된 수치의 현실 설명력 검증 등은 <부록 A>에 수록한다.

## 2. 이론적 예측 - 임금의 조절이 자유로운 상황

Trejo(1991)는 식 (7)과 같은 고정직무 모형(Fixed job model)을 통해 초과근로할 증률의 변화가 노동시장에 미치는 영향을 분석했다.  $w$ 는 임금,  $h$ 는 근로시간,  $\alpha$ 는 초과근로할증률,  $H$ 는 법정근로시간을 의미한다. 그는 하나의 직업이 주당 근로시간과 임금으로 구성된 패키지라고 보았다.

$$Y = w[h + \alpha(h - H)] \quad (7)$$

근로시간을 일정하게 유지한다면, 기업은 동일한 수준의 임금을 산출하는 근로시간과 초과근로수당의 어떤 조합에 대해서도 무차별적일 것이다. 개인의 효용이 소비를 위한 소득과 근로시간의 함수라고 가정하는 표준적인 근로자 선호 모형에서도 동일한 형태의 무차별성은 성립한다. 이때 기업이 시급을 자유롭게 조정할 수 있고 근로자와 기업이 합의한 주당 임금·근로시간 패키지가 유지되지만 하면 초과근로 할증률의 변화가 기업의 총노동비용·근로시간·고용에 실질적 영향을 미치지 않는다. 이를 초과근로 규제가 표준임금의 인하를 통해 ‘중화(neutralize)’된다고 표현한다.

Trejo의 아이디어는 통상임금 판결의 경제적 효과를 예측하는 데도 똑같이 적용할 수 있다. 동일한 가정이라면 기업은 고정 상여·성과급을 없애고 같은 금액만큼의 변동 상여·성과급을 지급하는 방법으로 통상임금 판결에 따른 노동비용 충격을 중화할 수 있다. 만약 식 (2)에서 ( $swg1$ ,  $swg2$ )의 조합을 ( $0$ ,  $swg1+swg2$ )으로 변경한다면, 근로자에게 지급하던 임금과 노동투입 수준은 그대로 유지하면서  $w_s$ 는 0이 되어 총노동비용은 증가하지 않게 된다.

실제로 다수의 법무법인 또는 노무법인의 설명회 또는 컨설팅 자료를 살펴보면 2013년 통상임금 판결 이후 기업의 대응 전략으로 고정 상여금의 비통상적 임금 전환, 재직자에 한하여 상여금 지급 및 일할 계산 규정·관행 폐지 등이 권고되었다. 다

만 이처럼 고정 상여금을 변동 상여금으로 전환하려는 시도들에 대해 여러 건의 법률 소송이 이루어졌고, 일부 하급심에서 이 같은 시도를 인정하지 않는 등 법률 판단과 소송 리스크가 존재해 고정 상여·성과금의 규모를 탄력적으로 조정하는 것에는 한계가 있었을 것이다.<sup>3)</sup>

물론 고정 상여·성과금의 규모를 기존과 동일하게 유지해야 하는 제약이 부과된다 고 하더라도 임금구조 조절이 신축적이기만 한다면 소정근로임금과 비고정 상여·성과금을 적절히 감소시킴으로써 여전히 충격을 중화할 수 있다. 이 경우에는  $w_f + w_{sl}$ 이 감소해 임금 총액이 유지될 것이다. 하지만 마찬가지로 현실의 노동시장에서는 내부 노동시장 제도, 취업규칙, 노동조합 등 다양한 이유로 임금구조가 신축적으로 조정되기 어려운 상황이 발생할 수 있다. 이러한 상황에서 기업은 결국 생산, 근로시간, 고용 등을 조정하는 방식으로 대응할 수밖에 없다. 따라서 다음 소절을 통해서도 소정 임금과 성과급이 외생적으로 주어진 고정임금 모형(Fixed wage model)의 상황을 가정하고 통상임금 판결이 경제학적으로 어떤 의미를 가지는지 살펴본다.

### 3. 이론적 예측 - 임금의 조절이 자유롭지 않은 상황

고전적인 준고정비용 모형에서 근로자 1인당 비용은 다음의 식 (8)과 같이 표현된다. 여기서  $w$ 는 시간당 임금,  $h$ 는 1인당 근로시간,  $\alpha$ 는 초과근로할증률(한국의 경우 0.5-1.0),  $H$ 는 법정근로시간(한국의 경우 주 40시간),  $F$ 는 교육비용, 각종 수당, 간접 노동비용 등을 포괄하는 근로자 1인 채용에 따른 고정비용이다.

$$C(h) = F + wh + \alpha w \cdot \max(0, h - H) \quad (8)$$

임금이 경직적이라면, 식 (6)과 같이 통상임금 판결에 따른 기업의 노동비용 증가가 i) 초과근로수당 및 초과근로수당에 연동된 간접노동비용 인상, ii) 통상임금에 연동되는 수당 및 그 수당에 연동된 간접노동비용 인상의 두 가지 효과로 나타난다. 이는 기업 입장에서 초과근로 1단위당 한계비용과 근로자 1인 고용의 고정비용이 동시에

3) 참고로 2024년 통상임금 판결은 고정성 요건의 폐지를 통해 재직자 조건 등이 불더라도 통상임금에 포함하도록 한 것이기 때문에, 적어도 법률적으로는 고정 성과·상여금 규모의 조정을 불가능하게 만든 판결이라 이해할 수 있다.

상승한 것과 같다. 따라서 이러한 제도적 충격을 수식 (8)의  $F$ 와  $\alpha$ 가 동시에 상향 조정되는 외생적 충격으로 모형화하더라도 수학적으로 동치이다.

식 (9)는 Kawaguchi, Naito, and Yokoyama(2017)을 비롯한 다수의 논문에서 상정하는 전형적인 기업의 이윤극대화 문제이다.  $F$ 와  $\alpha$ 가 동시에 인상된 경우의 효과를 곧 판결에 대한 이론적 예측의 결과로 받아들일 수 있다. 이때  $g(\cdot)$ 는 단기적으로는 자본 투입이 고정되어 있어 고용과 1인당 근로시간에 의존해 한계 체감하는 생산 함수이며  $N, h$  간의 요소 대체가 어느 정도 가능하다고 가정한다.

$$\max \pi_{N,h} = g(N, h) - N \cdot [F + wh + \alpha w \cdot \max(0, h - H)] \quad (9)$$

$(h, N)$  평면상에서 식 (9)로부터 얻어진 등비용곡선은  $h=H$ 에서 굴절되는 형태를 가지기 때문에 균형은  $h < H, h > H, h = H$ (코너해, corner solution) 중 하나에서 형성된다. 각각의 경우에 대하여  $F$ 와  $\alpha$  인상 충격의 대체효과와 규모효과의 작동방향을 다음과 같이 예상할 수 있다.

#### (1) $F$ 인상에 따른 균형 변화

기존 근로시간  $h$ 가 어떤 균형에 있는지와 무관하게 고정비용  $F$ 의 인상은 고용  $N$ 의 한계비용을 증가시키므로  $N$ 을 줄이고  $h$ 를 확대하는 대체효과(Substitution effect)가 발생한다. 다만 대체효과의 크기는 초기 근로시간  $h_0$ 의 위치에 따라 상이하다.

기존 근로시간이 법정근로시간 미만( $h_0 < H$ )인 경우 초과근로의 한계비용은  $w$ 이지만 근로시간이 법정근로시간과 동일( $h_0 = H$ )하거나 초과근로가 존재( $h_0 > H$ )하던 경우  $(1+\alpha)w$ 로 더 크다. 따라서 판결 이전 근로시간이 작을수록 더 큰 대체효과가 발생한다.

한편  $F$ 의 인상은 총노동비용 증가로 생산량을 감소시키므로  $h$ 와  $N$ 을 모두 감소시키는 규모효과(Scale effect) 또한 발생한다. 마찬가지로 규모효과도 모든 경우에 동일한 방향을 가지지만 초기 근로시간에 따라 상대적 크기가 달라진다. ( $h_0 < H$ )이거나 ( $h_0 = H$ )인 상황에서는 근로시간을 한 시간 줄일 때의 한계편익이  $w$ 인 반면 ( $h_0 > H$ )일 때는 한계편익이  $(1+\alpha)w$ 로 더 크다. 따라서 판결 이전 근로시간이 클수록 더 큰 규모효과가 발생한다.

이상을 종합하면  $F$  인상의 효과는  $N$ 을 확정적으로 감소시키지만  $h$ 에 미치는 영향은 불분명하다. 다만,  $h$ 에 대한 순효과의 상대적 크기는 초기 근로시간이 낮을수록 더 크게 나타난다. 따라서  $(h_0 < H)$ 하에서 순효과가 음수라면 모든 구간에서 근로시간은 감소하고, 반대로  $(h_0 > H)$ 하에서 순효과가 양수라면 효과는 모든 구간에서 근로시간은 증가하게 된다.

### (2) $\alpha$ 인상에 따른 균형 변화

먼저  $(h_0 < H)$  또는  $(h_0 = H)$ 하에서는 초과근로가 없기 때문에  $\alpha$ 의 인상은 균형에 아무런 영향을 미치지 않는다. 반면  $(h_0 > H)$ 하에서는  $h$ 의 한계비용이 상대적으로 증가하므로  $h$ 를 줄이고  $N$ 을 확대시키는 대체효과와 생산량 감소에 따라  $h$ 와  $N$ 이 감소하는 규모효과도 발생한다. 이에 따라 해당 구간에서  $\alpha$  인상은  $h$ 의 확실한 감소를 야기하며  $N$ 의 변화방향은 불분명하다.

### (3) 이론적 예측

이상의  $F$ 와  $\alpha$ 의 대체 및 규모효과를 종합해 통상임금 판결의 효과를 <Table 1>과 같이 요약할 수 있다.  $(h_0 < H)$  또는  $(h_0 = H)$  구간에선  $\alpha$  인상의 영향이 발생하지 않으므로  $F$  인상의 영향에서 도출된 결론이 유지된다.  $(h_0 > H)$  구간에서는 소정근로시간이 낮을수록  $\alpha$  인상이  $h$ 를 더욱 감소시키므로 앞서 도출한 상대적 순서관계 역시 유지된다. 반면  $N$ 에 대한 순효과는  $\alpha$ 의 대체효과로 인해 불분명하다.

<Table 1> Theoretical Predictions on the Effects of the Ordinary Wage Ruling by Initial Equilibrium

|            |              | $h$              |                  |                  | $N$       |           |           |
|------------|--------------|------------------|------------------|------------------|-----------|-----------|-----------|
|            |              | $h_0 < H$        | $h_0 = H$        | $h_0 > H$        | $h_0 < H$ | $h_0 = H$ | $h_0 > H$ |
| $F$        | Substitution | ↑ ↑ ↑            | ↑ ↑              | ↑                | ↓         | ↓ ↓       | ↓ ↓ ↓     |
|            | Scale        | ↓                | ↓ ↓              | ↓ ↓ ↓            | ↓ ↓ ↓     | ↓ ↓       | ↓         |
| $\alpha$   | Substitution | -                | -                | ↓                | -         | -         | ↑         |
|            | Scale        | -                | -                | ↓                | -         | -         | ↓         |
| net effect |              | uncertain<br>(A) | uncertain<br>(B) | uncertain<br>(C) | decrease  | decrease  | uncertain |

Notes : 1. The number of arrows indicates the relative magnitude of effects within each row, not their absolute magnitudes.

2. While the sign is indeterminate, the ordering (A) > (B) > (C) necessarily holds.

### Ⅲ. 임금결정현황조사를 이용한 분석

본 절에서는 실증분석에 앞서 임금결정현황조사 결과를 이용해 2013년 판결 이후 국내 노동시장의 양상을 관찰한다. 해당 조사는 매년 고용노동부에 의해 조사되며 협약임금 인상률과 통상임금 인상률, 그리고 월별 임금결정 진도율(구 임금교섭 타결률) 등의 정보를 제공하고 있다. 단, 해당 조사는 상시근로자 100인 이상 사업장을 대상으로 조사하기 때문에 전체 노동시장을 대변하지는 않는다는 점을 유의해 아래 내용을 해석할 필요가 있다.

협약임금(Collective agreement wage)은 노사가 임금인상률 결정 시 사전적으로 지급하기로 약정한 기본급, 통상적 수당, 정기상여금 등을 모두 포함하는 개념으로, 연장·야간·휴일근로수당 등 사후적으로 결정되는 수당만을 제외한 임금총액이다. 따라서 이는 앞서 살펴본 수식에서 소정급여와 주휴수당 및 사전 확정된 상여·성과급을 포함한 금액( $rwg + pwg + swg1 + \text{사전 확정된 } swg2$ )과 유사하다.

한편 월 총액 기준의 통상임금은 2013년까지는 소정급여와 주휴수당의 합( $rwg + pwg$ )과, 2014년부터는 판결의 영향으로 여기에 고정 상여·성과급이 더해진 금액( $rwg + pwg + swg1$ )과 개념상 대체로 일치한다고 볼 수 있다.

#### 1. 협약임금 인상률과 통상임금 인상률의 추이 비교

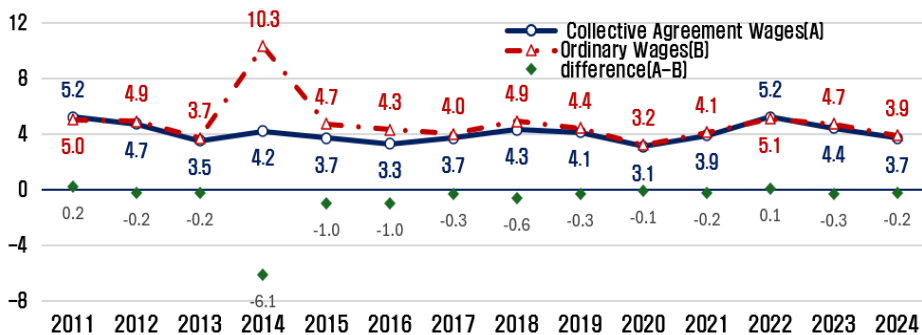
본고의 분석상 고정 상여금 비중은 전체 사업체에서 평균 62.1%, 100인 이상 사업체에선 63.5%이다. 고정 상여금이 전부 통상임금 범위에 포함되었을 경우의 통상임금 인상률을 통상임금 인상압력이라고 부른다면, 인상압력은 전체 사업체 기준 11.3%, 100인 이상 사업체 기준 17.9%로 나타난다. 이를 임금결정조사상의 실제 협약임금 및 통상임금과 비교함으로써 간접적으로 통상임금 판결이 어떤 조건에서 작용했는지를 추론할 수 있다. 참고로 계산에 사용된 고정 상여금 비중 등의 산출 방식 및 현실설명력 검증 등은 <부록 A>에 상세히 수록했다.

<Figure 1>은 각 연도별 민간 부문의 협약임금과 통상임금 월평균 총액의 전년 대비 인상률 추이<sup>4)</sup>를 나타낸 것이다. 통계에 따르면, 2011-2013년 동안에는 협약임금

4) 2014년 임금결정현황조사에서는 통상임금 인상률을 공개하지 않으나, 2015년 조사에서 전년도 인상률을 밝히고 있어 이를 근거로 복원하였다.

과 통상임금 인상률이 큰 차이를 보이지 않지만 2014년에는 상당한 차이를 보인다. 협약임금 인상률이 앞선 기간과 큰 차이 없는 4.2%를 기록한 반면 통상임금 인상률은 10.3%로 크게 올랐기 때문인데, 판결 이후 고정적 변동 상여금이 통상임금에 포함된 영향임을 짐작할 수 있다. 이후에도 통상임금 인상률과 협약임금 인상률은 두 해에 걸쳐 1%p가량의 차이를 보이며, 점차 그 간극이 소멸한다.

〈Figure 1〉 Annual Growth Rates of Collective Agreement Wages and Ordinary Wages



Note: Collective Agreement Wages(협약임금) closely correspond to  $(rwg + pwg + swg1 + \text{pre-determined } swg2)$  and Ordinary Wages(통상임금) correspond to  $(rwg + pwg)$  up through 2013, and  $(rwg + pwg + swg1)$  starting in 2014

Source: Ministry of Employment and Labor, Survey on Wage Determinations, Annual issues(2011-2024)

앞서 Trejo(1991)의 중화개념을 소개하면서 통상임금 판결 이후 고정 상여금을 변동 상여금으로 전환하는 방식과, 통상임금 인상으로 인해 지급하게 될 수당만큼 소정 급여를 하락시키는 방식을 언급했다. 아래에서는 가독성을 위해 전자를 “항목 전환형 중화”, 후자를 “임금 삭감형 중화”라고 표현한다.

2014년 10.3%의 통상임금 상승률은 시장에서 항목 전환형 중화가 완전히 이루어지지 않았음을 시사한다. 만약 기업들이 고정 상여·성과급( $swg1$ )을 모두 변동 상여·성과급( $swg2$ )으로 전환하여 통상임금 산정 기준 확대를 방어했다면, 통상임금 인상률은 예년과 유사한 수준에 머물렀을 것이기 때문이다. 한편 기업들이 항목전환형 중화를 전혀 하지 않았다면 앞서 추산한 인상 압력인 17.9%와 자연임금 상승률을 더한 값에 근접하게 상승했을 것이다. 따라서 재직자 조건 추가 등 고정 상여·성과급을 비교 정으로 전환함으로써 통상임금 충격에 대응하고자 하는 시도가 상당 부분 이루어졌으나, 완전히 이루어지지지는 않았다고 보는 것이 합리적이다.

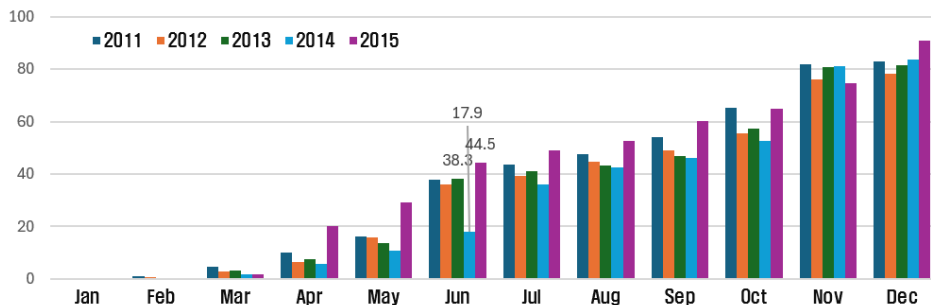
한편 주휴수당 등이 제외된 급여를 별도로 확인할 수 없는 상황에서 협약임금이 예년과 큰 차이가 없다는 정보로부터는 조정환경이 어땠는지 단언하기 어렵다. 임금 삭감형 중화와 고정임금 모형의 상황 모두에서 협약임금이 유지되는 일은 발생할 수 있기 때문이다. 때문에 아래의 V절의 실증분석에서는 가장 먼저 시간당 임금의 변화를 관찰함으로써 이러한 의문에 대답한다.

## 2. 월별 임금결정률 양상 비교

〈Figure 2〉는 월별 누적 임금결정률(구 임금교섭타결률)을 연도별로 비교한 그래프이다. 연말을 기준으로 집계한 결정률은 큰 차이가 없으나, 2014년의 임금교섭 타결 속도는 다른 연도에 비해 현저히 낮고, 2015년의 속도는 더 높다. 각년도 6월의 임금결정률을 비교하면 2011년 37.9%, 2012년 36.0%, 2013년 38.3%에서 2014년 17.9%로 낮아졌다가 2015년 44.5%로 높아진 뒤 2016년 35.2%를 기록했다.<sup>5)</sup>

위 수치를 그대로 받아들일 수 없더라도 2014년 상반기의 임금협상이 상대적으로 지연되는 추세 자체는 사실일 가능성이 높다. 그렇다면 이는 통상임금 판결 충격이 임금경직성이라는 조건하에서 작동했음을 지지한다. 임금 중화가 이루어지기 위해서는 노사가 마찰 없이 임금체계를 즉각적으로 재설계할 수 있어야 하기 때문이다.

〈Figure2〉 Monthly wage settlement rate by year (2011-2015)



Source: Ministry of Employment and Labor, Survey on Wage Determinations, Annual issues(2011-2015)

5) 다만 이 수치는 2018년 동일 조사의 보도자료를 통해 확인할 수 있는 몇 가지 통계적 오류를 포함하고 있기에 그 비율을 액면 그대로 받아들이는 것에는 한계가 있다. 이와 관련된 논의는 IV절 3항에서 구체적으로 다룬다.

본 절에서는 본격적인 실증분석에 앞서 임금결정현황조사 결과를 이용해 판결의 영향이 미치는 상황을 추론해 보았다. 조사상 통계치들은 항목전환형 중화는 완전히 이루어지지 못한 상황을 보여주고 있으며, 노사 간 협상 과정에서 임금의 경직성이 존재했을 가능성을 보여준다. 이제 다음을 통해서는 실증분석 방법을 소개하고 결과를 도출한다.

#### IV. 실증분석 방법

II절 2항의 식 (6)은 2013년 통상임금 판결이 기업의 임금구조에 따라 서로 다른 수준의 노동비용 상승 압력으로 작용함을 보여준다. 본고는 이처럼 산업 및 규모별로 상이한 임금구조가 서로 다른 통상임금 판결의 충격으로 이어진다는 것에 주목해 처치강도(treatment intensity)로 활용하고자 한다.

여기서 중요한 점은 통상임금 인상률과 기업의 노동비용 상승 정도가 비례하지는 않는다는 것이다. 가령 초과근로가 거의 이루어지지 않는 기업이라면 통상임금이 많이 인상되더라도 큰 영향을 받지 않을 것이다. 또, 그러한 상황에서는 통상임금 인상률을 낮추기 위해 큰 노력을 기울이지 않을 가능성도 높다. 이는 사후적으로 관찰되는 통상임금 인상률이 내생성을 가질 수 있으며, 처치변수로서 실증분석에 활용하기는 부적절함을 뜻한다. 반면 앞서와 같이 2013년 임금 구조하에서 고정 성과급이 전부 통상임금이 되었을 때를 가정해 도출한 인상 압력은 이러한 내생성으로부터 자유로우므로 보다 적절한 변수로 생각된다.

이러한 종류의 효과를 추정하기 위해서는 개별 사업체 수준의 패널자료를 활용하는 것이 가장 적절하겠지만 현재로서 분석에 필요한 세부 정보까지 포함하고 있는 사업체 패널자료는 확보하기 어렵다. 자료 제약을 극복하기 위해 본고는 고용형태별 근로실태조사 임금부문 자료(이하 근로실태조사)를 활용하여 근로자 단위의 2013년 노동비용 충격을 먼저 계산한 뒤, 산업 중분류(69개)와 종업원 규모(6개 범주)를 교차한 셀 단위로 집계하여 분석에 사용한다.

참고로 셀 단위 분석은 이론과 실증분석 사이의 단위가 일치하지 않고 사업체 구성의 변화에 따른 오류가 발생할 수 있다는 단점이 있지만, 산업의 진입과 퇴출의 고용 효과나 연결된 사업체 간의 파급효과를 포착할 수 있다는 등의 장점을 가지고 있어 반드시 사업체 단위 패널에 비해 열등하다고 하기는 어렵다(강창희·박상곤, 2023).

또한 통상임금 판결로 인한 노동비용 증가분을 추정한 기존 연구들은 공교롭게 산업 중분류와 기업규모별로 노동비용 충격을 산출하는 방식을 공통적으로 사용하고 있어 본고의 계산 구조와 자연스럽게 정합된다.

한편 근로실태조사는 1인 이상 사업체 종사자 전체의 정보를 담고 있는 고용형태 부문과 5인 이상 사업체 상용근로자 정보만을 담고 있는 임금부문이 있다. 더 많은 범위를 포괄하는 고용형태 부문은 산업분류를 대분류까지만 제공하기에 불가피하게 임금부문을 사용하였다. 따라서 5인 이상 상용직 근로자를 대상으로 한 분석이라는 점은 연구의 한계로 작용한다. 또한 근로실태조사는 기업의 매출이나 부가가치 등 생산과 직접적으로 연관된 정보를 포함하지 않으므로 본고의 분석은 노동시장에 한정된다. 향후 이 같은 한계를 극복할 수 있는 데이터가 확보되기를 기대한다.

## 1. 분석기간 및 이용자료

기업과 근로자의 소정 및 초과근로 선택에 영향을 미쳤을 주 5일 근무제와 주 52시간제의 영향을 배제하기 위해<sup>6)</sup> 분석기간을 2012-2018년으로 설정한다. 근로실태조사의 조사 기준시점은 매년 6월이므로 2013년 12월 통상임금 판결의 영향을 받는 2014년을 기준시점으로 처치 이전 2개, 처치 이후 4개의 시점을 관찰하게 된다.

근로실태조사 임금부문(2012-2018년)은 공공행정·국방 및 사회보장행정(O), 가사서비스업(T), 국제 및 기타 외국기관 부문(U)을 제외한 중분류산업(표준산업분류 9차 기준) 총 72개와 5-9인 / 10-29인 / 30-99인 / 100-299인 / 300-499인 / 500인 이상의 총 6가지 사업체 규모별 범주를 제공한다. 이 중 농·임·어업에 해당하는 셀을 제외하고, 균형 패널을 만들기 위해 범주에 속한 사업체가 없는 연도를 1개 이상 포함하는 셀을 제외한 뒤 남은 352개의 셀을 분석에 활용한다.

한편 근로실태조사가 6월에 실시된다는 점 때문에 발생할 수 있는 결과의 왜곡을 보정하기 위해 다음과 같이 조정된(adjusted) 소정근로시간과 상여·성과금을 사용한다.

소정근로시간은 매년 6월에 포함된 공휴일 개수에 따라 달라질 수 있다. 특히 월 임금이 고정되어 있는 경우, 공휴일 수의 차이는 월 근로시간의 분모를 변화시켜 시

6) 법정근로시간을 44시간에서 40시간으로 조정하는 주5일제는 2004년부터 2011년까지 기업규모에 따라, 주당 초과근로를 12시간으로 제한하는 주 52시간제는 2018년 7월부터 산업 및 기업규모에 따라 순차적으로 실시되었다.

간당 임금 추정치를 왜곡할 가능성이 있다. 이를 보정하기 위해 본고는 다음과 같은 절차로 근로시간 조정계수를 산출한다. 분석기간(2012-2018년) 중 통상임금 판결의 영향이 미치지 않았을 2012년을 기준연도로 설정한다. 2012년은 분석기간 중 유일하게 6월의 평일이 20일이므로, 평일이 20일인 연도를 기준으로 삼는다고 이해해도 무방하다. 공휴일 이외의 요소에 따른 근로시간 변동이 적을 것으로 생각되는 300인 이상 기업에 근무하는 30-55세 남성 근로자를 표본으로 삼아, ①교대제를 하지 않음, ②2교대제, ③3교대제 기준연도 및 각각 연도의 평균 소정근로시간을 산출한다. 이후 동일한 근로유형별로 기준연도의 평균소정근로시간을 각 연도 평균 소정근로시간으로 나누어 조정계수를 도출한다.<sup>7)</sup> <부록 A>에서 모든 명목금액 변수가 실질 기준으로 변환되었음을 설명하였으므로, 이하에서 사용되는 근로시간 및 임금 변수는 평일 수와 물가 변동의 영향을 통제한 값이다. 다만 이를 조정하지 않더라도 본고의 정성적 결론은 변하지 않는다.

(Table 2) Number of Weekdays in June and Worktime Adjustment Factors, by Year

| year | weekdays | Weekly regular working hours |           |             | Adjustment Factors |           |             |
|------|----------|------------------------------|-----------|-------------|--------------------|-----------|-------------|
|      |          | Non-shift                    | Two-shift | Three-shift | Non-shift          | Two-shift | Three-shift |
| 2012 | 20       | 158.9                        | 159.5     | 164.4       | 1.00               | 1.00      | 1.00        |
| 2013 | 19       | 153.0                        | 154.2     | 158.1       | 1.04               | 1.03      | 1.04        |
| 2014 | 19       | 155.1                        | 163.9     | 165.4       | 1.02               | 0.97      | 0.99        |
| 2015 | 22       | 171.3                        | 169.6     | 169.6       | 0.93               | 0.94      | 0.97        |
| 2016 | 21       | 166.0                        | 165.4     | 166.7       | 0.96               | 0.96      | 0.99        |
| 2017 | 21       | 165.2                        | 164.8     | 169.4       | 0.96               | 0.97      | 0.97        |
| 2018 | 19       | 152.2                        | 155.5     | 157.8       | 1.04               | 1.03      | 1.04        |

Note: Weekly regular working hours refer to the average contractual hours of male workers aged 30-55 employed at firms with 300 or more employees. Adjustment factors are constructed to account for cross-year variation in the number of weekdays in June by normalizing contractual working hours to the average level observed in years with 20 weekdays (2012) for each shift category. Alternating-day shift and part-time workers are excluded from this adjustment due to their low correlation with the number of weekdays.

7) 격일제 및 단시간제 근로자의 소정근로시간을 조정하지 않은 이유는 이들의 근로시간이 공휴일 수의 영향을 거의 받지 않기 때문이다. 실제로 300인 이상 기업 30-55세 남성 근로자의 평균 소정 근로시간과 공휴일 수 간의 상관계수는 교대제를 하지 않는 경우(0.99)가 가장 높았으며, 이후 3교대제(0.83), 2교대제(0.83), 단시간제(0.11), 격일제(0.01) 순으로 나타났다.

임금근로실태조사의 조사시점은 6월이므로 해당 연도 상여·성과급 지급액을 알 수 없고, 따라서 ‘전년도 1년간 지급액’을 측정하도록 설계되어 있다. 그러나 본 연구는 2014년을 기점으로 상여·성과급 규모가 변했을 가능성을 고려하므로, 원자료의 전년도 기준 금액을 그대로 사용할 경우 연도 정합성 문제가 발생할 수 있다. 이에 따라 셀(산업×규모 등) 단위로 상여·성과급을 1년 앞당겨 해당 연도의 값으로 정렬하고, 셀의 고용인원 변화(당해 연도 대비 이듬해 고용인원 비율)를 이용해 규모 차이를 보정하였다. 조정 전후 상여·성과급 변수의 상관계수는 0.98로 조정에 따른 변화가 크지는 않았다.

## 2. 처치강도의 측정 및 적절성 검토

앞선 설명과 〈부록 A〉를 통해 도출된 기업의 노동비용 증가율을 이용하면, 각 셀의 처치강도는 다음의 식 (10)과 같이 표현할 수 있다. cell은 산업중분류와 기업규모를 교차해 생성된 셀,  $i$ 는 각 셀에 속한 근로자,  $K_{cell}$ 는 각 셀에 속한 근로자의 수를 의미한다. 따라서  $lsc_{i,cell,2013}$ 과  $\Delta lsc_{i,cell,2013}$ 은 각각 2013년 기준 각 셀에 속한 노동자  $i$ 를 고용하며 발생하는 노동비용과 통상임금 인상 압력을 의미한다.

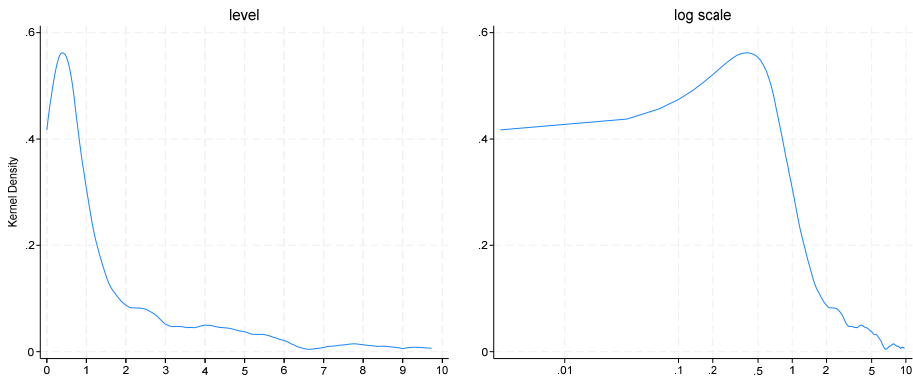
$$d_{cell}(\%) = \frac{\sum_{i=1}^{K_{cell,2013}} \Delta lsc_{i,cell,2013}}{\sum_{i=1}^{K_{cell,2013}} lsc_{i,cell,2013}} \times 100 \quad (10)$$

아래 〈Table 3〉 및 〈Figure 3〉는 백분율 기준  $d_{cell}$ 의 기초통계량과 분포이다.

〈Table 3〉 Descriptive Statistics

| obs : 352                | mean   | min   | 25th pct | median | 75th pct | max     | std.dev |
|--------------------------|--------|-------|----------|--------|----------|---------|---------|
| Treatment Intensity      | 1.45   | 0.003 | 0.25     | 0.63   | 1.80     | 9.73    | 1.91    |
| Employment (Period Mean) | 27,071 | 403   | 7,017    | 14,633 | 33,434   | 259,221 | 32,994  |

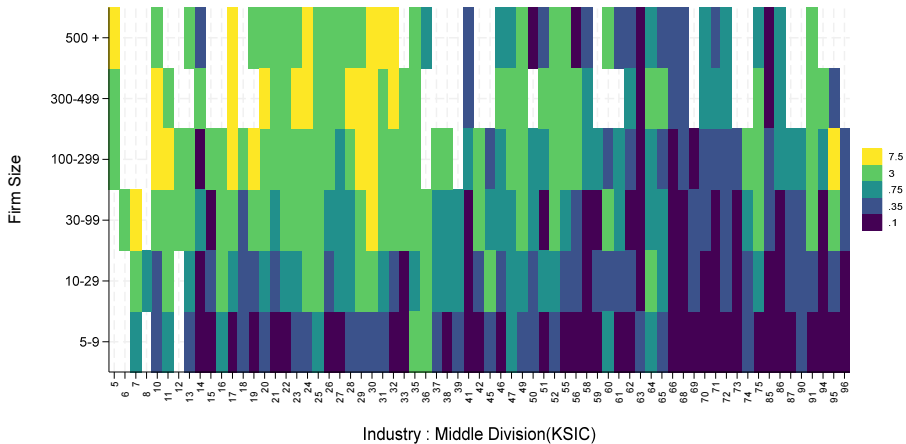
〈Figure 3〉 Distribution of treatment intensity



평균(1.45%)이 중앙값(0.63%)을 상회하는 점은 일부 관측치에서 높은 처치강도가 존재해 다수의 관측치는 상대적으로 낮은 처치강도 구간에 집중되어 있음을 보여준다. 또한 대부분의 통상임금 충격은 0.2-0.5% 사이에 분포해 있으며, 총 노동비용이 1% 이상 증가하는 압력을 받은 셀은 많지 않았다. 각 셀별 2012-2018년 동안의 기간 평균 고용은 약 27,071명으로 나타났으나, 최소 403명에서 최대 259,221명에 이르기까지 셀 간 고용 규모의 편차가 존재했다.

〈Figure 4〉는 처치강도의 셀별 분포를 보여준다. 가장 짙은 색은 0-0.2%, 남색은 0.2-0.5%, 청록색은 0.5-1.0%, 연두색은 1.0-5.0%, 노란색은 그 이상 구간을 의미한다. 노란색 및 연두색으로 표시된 고노출 처치집단은 주로 제조업(산업코드 10-33번) 및 광업(5-8번)이면서, 동시에 종업원 규모 100인 이상인 중대형 사업장 셀에 집중적으로 분포하고 있다. 반면, 남색 및 가장 진한 보라색으로 표시된 저노출집단은 5-9인의 소규모 사업장과 건설업(41-42) 및 50번대 이상의 비제조업 전반에 넓게 포진해 있는 것을 알 수 있다.

〈Figure 4〉 Distribution of Treatment Intensity by Cells



비제조업보다는 광업과 제조업을 중심으로, 소규모 사업장보다는 대규모 사업장을 중심으로 통상임금 판결의 충격이 나타난다는 것은 기본급 인상을 억제하고 고정 상여금 및 초과근로수당의 비중을 높게 유지해 온 대기업·제조업 중심의 전통적인 임금 구조와 부합한다. 통상임금 인상을 자체가 높았던 정보통신업(58-63)이나 예술, 스포츠 및 여가 관련 스포츠업(90-91)의 경우는 초과근로가 낮기 때문에 중간 또는 낮은 정도의 처치강도를 적용받는다.

처치강도 기준 상위 10개의 셀을 〈Table 4〉와 같이 나타낼 수 있다. 상위 10개 셀은 모두 종업원 100인 이상의 대규모 광업 및 제조업에 해당하는 반면, 하위 10개 셀(처치강도 0.017% 이하)은 포괄임금 등이 만연해 초과근로가 없는 특정 서비스업이나 5-9인의 소규모 비제조업이 주를 이룬다. 흥미로운 점은 수상운송업(50)이나 식음료업(56) 등에서는 500인 이상 대기업 셀도 처치강도가 사실상 0에 수렴해, 산업 고유 특성에 따른 편차 역시 뚜렷하게 관찰된다는 점이다.

가장 극적인 대비를 보여주는 것은 ‘코크스, 연탄 및 석유정제품 제조업(산업코드 19)’이다. 동일한 산업 내에서도 종업원 100-299인 사업장은 가장 높은 처치강도(0.73%)를 부여받은 반면, 5-9인 영세 사업장은 0.015%의 강도를 부여받았다. 이는 통상임금 판결의 비용 충격이 단순히 산업 단위로 균일하게 발생한 것이 아니라, 기업 규모라는 핵심 변수와 교차하며 매우 상이하게 나타났음을 대표적으로 보여준다.

〈Table 4〉 Descriptive Statistics for the Top 10 and Bottom 10 Cells by Treatment Intensity( $d_{cell}$ )

| Rank |     | KSIC Code & Industry                                                                                       | Firm Size | Mean Employment | $d_{cell}$ |
|------|-----|------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----------|-----------------|------------|
| 1    | 19. | Manufacture of coke, briquettes and refined petroleum products                                             | 100-299   | 2,143           | 9.73       |
| 2    | 32. | Manufacture of furniture                                                                                   | 300-499   | 1,741           | 9.69       |
| 3    | 31. | Manufacture of other transport equipment                                                                   | 500+      | 61,880          | 9.05       |
| 4    | 24. | Manufacture of basic metals                                                                                | 500+      | 23,592          | 8.84       |
| 5    | 5.  | Mining of coal, crude petroleum and natural gas                                                            | 500+      | 1,522           | 8.29       |
| 6    | 29. | Manufacture of other machinery and equipment                                                               | 300-499   | 12,702          | 8.27       |
| 7    | 23. | Manufacture of other non-metallic mineral products                                                         | 300-499   | 4,715           | 7.97       |
| 8    | 28. | Manufacture of electrical equipment                                                                        | 300-499   | 10,872          | 7.66       |
| 9    | 10. | Manufacture of food product                                                                                | 300-499   | 6,407           | 7.63       |
| 10   | 30. | Manufacture of motor vehicles, trailers and semitrailer                                                    | 300-499   | 14,848          | 7.36       |
| ...  |     |                                                                                                            |           |                 |            |
| 343  | 58. | Publishing activities                                                                                      | 5-9       | 14,215          | 0.017      |
| 344  | 19. | Manufacture of coke, briquettes and refined petroleum products                                             | 5-9       | 2,637           | 0.015      |
| 345  | 42. | Specialized construction activities                                                                        | 5-9       | 92,463          | 0.015      |
| 346  | 63. | Information service activities                                                                             | 10-29     | 7,047           | 0.013      |
| 347  | 41. | General Construction                                                                                       | 5-9       | 44,929          | 0.012      |
| 348  | 14. | Manufacture of wearing apparel, Clothing Accessories and Fur Articles                                      | 5-9       | 13,854          | 0.010      |
| 349  | 56. | Food and beverage service activities                                                                       | 500+      | 860             | 0.008      |
| 350  | 63. | Information service activities                                                                             | 300-499   | 5,526           | 0.007      |
| 351  | 59. | Motion picture, video and television programme production, sound recording and music publishing activities | 30-99     | 13,531          | 0.007      |
| 352  | 50. | Water Transport                                                                                            | 500+      | 2,941           | 0.003      |

한편, de Chaisemartin and D'Haultfoeuille(2024)(이하 CH(2024))의 강건형 이중 차분법을 적용하기 위해서는 처치를 받지 않는 통제집단이 필요하다. 아무리 고정 성과급이 적고 초과근로가 없는 산업이라 하더라도 이러한 요소가 전무할 수는 없기 때

문에 실제 처치 강도가 0인 셀은 관찰되지 않는다.

따라서 본고는 대부분의 분포가 0.2-0.5% 구간에 있음을 감안하여 0.2% 미만인 셀 이라면 0의 처치변이가 적용되는 통제집단으로 분류한다. 일정 수준 이하의 노동비용 증가 압력은 쉽게 중화되거나 실제 고용, 근로시간, 임금구조 조정 등에 영향을 미치지 않을 가능성이 크기 때문에 일정 임계점(Threshold) 미만의 압력을 받았다면 영향을 받지 않았다고 간주한다는 의미이다. 이는 본고와 동일하게 연속형 처치변수를 활용한 강건형 이중차분법으로 정책효과를 추정했던 강창희·전현배·최윤정(2025)이 정책으로 인해 발생하는 총매출액 손실분 비중이 1% 미만인 기업을 통제집단으로 삼은 것과 유사한 접근이다.

이에 따라 아래에서는 통제그룹 73개와 처치그룹 279개를 비교하는 연속형 강건 이중차분법을 수행한다. 물론 이러한 방식에는 뚜렷한 이론적 근거가 없이 인위적으로 통제집단을 만들었다는 한계가 있다. 따라서 통제집단 설정기준을 0.1%, 0.15%처럼 낮추거나 0.5%처럼 올린 결과를 <부록C>의 <Figure C.2>를 통해 제시하며 기준점에 따라 유의미한 결론의 변동은 발생하지 않음을 확인할 수 있다.

한편, 기업과 근로자들이 2013년 통상임금 판결을 사전에 예상하여 임금구조를 선제적으로 조정하였다면 처치변수는 내생성을 가질 우려가 있다. 그러나 판결 이전까지 고용노동부가 비정기적 고정 상여금이 통상임금에 포함되지 않는다는 해석 및 지침을 유지하고 있었다는 점을 고려하면, 2013년 초에서 중순 동안 이루어졌을 임금협상 단체교섭에서 선제적인 대응이 이루어졌을 가능성은 제한적이다. 실제로 동아일보가 판결 직후(2013.12.20일) 106개 기업을 대상으로 한 긴급 설문조사(박창규·이진석, 2013)에서 통상임금 대법원 판결에 대비한 사전조치가 이루어졌다고 응답한 기업은 전체의 3.8%에 불과했으며 85.8%는 사전조치를 하지 못했다고 응답했다.

### 3. 처치시점 결정

III절에서 2014년 상반기 임금교섭 타결률이 약 17%로 저조했음을 살펴보았다. 이를 고려할 때, 실질적인 처치 시점을 당해가 아닌 2015년 이후로 이연해야 한다는 우려가 제기될 수 있다. 성과급 변수의 경우 이듬해에 조사된 당해 연도 총액을 바탕으로 산정하므로 2014년 지급분에 명확히 대응되나, 정액임금(소정임금+주휴수당)의 경우 교섭 지연으로 인해 2013년 기준의 과거 임금이 조사되었다면 분석상 오차를

야기할 수 있기 때문이다. 그럼에도 본고는 다음의 세 가지 근거를 바탕으로 2014년을 실효적인 처치 시점으로 설정하는 것이 타당하다고 판단한다.

첫째, 기존 임금결정현황조사가 지닌 구조적 오류와 타결률의 과소 추정 문제이다. 2018년 동 조사 보도자료에 따르면, 과거 결정률 통계는 ①조사 거부 및 미응답 기업을 타결률 산식의 분모에 그대로 포함하였으며, ②실제 임금 타결 시점이 아닌 ‘조사가 완료된 월’을 기준으로 실적을 지연 집계해 왔었다. 즉, 실제 임금이 5월에 결정되었더라도 조사가 7월에 이루어졌다면 7월 타결 실적으로 늦춰 잡히는 방식이다. 이러한 오류를 보정하여 재산출한 2016-2017년의 타결률은 기존 발표치 대비 각 월별로 약 30%p가량 높게 나타났다. 2014년 상반기 발표치가 이례적으로 낮았던 것은 사실이나, 통계적 착시를 감안하면 실제 결정률은 공식 통계를 크게 상회했을 것으로 보는 것이 합리적이다. 특히 7월부터는 2014년 또한 다른 연도들과 유사해진다는 점이 확인된다. 지연 집계 오류를 감안하면 임금 타결 협상이 평소보다 지연되었다 다시 예년의 수준을 회복한 것은 6월 이전 시점일 가능성이 높다.

둘째, 공식적인 임금교섭 지연 현상 자체가 규모가 큰 사업장을 중심으로 발생하는 제한적 이슈일 가능성이 높다는 점이다. 임금결정현황조사의 타결률 표본은 상시근로자 100인 이상 사업장을 대상으로 한다. 그런데 잘 알려진 바와 같이 기업 규모가 작은 중소사업체의 경우, 공식적인 노사 간 임금단체협상(임단협)을 거치는 관행이 지배적이지 않다. 따라서 100인 미만의 기업에서는 해당 통계에서 나타났던 것보다 임금계약이 훨씬 빠르게 변경 및 적용되었을 가능성이 높다.

셋째, 임금(가격)과 근로시간(수량) 조정 간의 비대칭적 반응 속도이다. 설령 100인 이상 대기업 일부에서 노사 간 마찰로 인해 실제 임금협상 타결이 하반기로 지연되었다 하더라도, 이는 노사 합의가 필수적인 임금체계 개편(가격 조정)에 국한된 이야기이다. 2013년 12월의 대법원 판결은 그 자체로 초과근로 할증비용 상승이라는 강력한 비용 충격 시그널을 시장에 주었다. 따라서 교섭 지연으로 임금 조정이 일시 정체되었다 하더라도, 잠재적 노동비용 급증을 방어하기 위해 근로시간과 고용 등 수량적 조정은 충분히 이루어질 수 있다.

요컨대 시장 전반에서 임금협상이 광범위하게 지연되었을 가능성 자체가 낮으며, 지연이 발생했다 하더라도 이는 특정 규모 이상의 대기업에 국한되었을 가능성이 높다. 나아가 그러한 교섭 지연 상황에서도 근로시간과 고용 등 수량 조정은 즉각적으로 작동할 수 있다. 따라서 이어지는 분석 결과를 해석함에 있어 소정임금과 주휴수

당의 경우 임금 교섭 지연으로 인한 일부 오차의 가능성이 존재함을 유의할 필요는 있으나, 그로 인해 본 연구의 전체적인 추정 결과가 훼손될 가능성은 크지 않을 것으로 판단한다.

#### 4. 통제변수 설정

강건형 이중차분법은 집단별 고정효과와 연도별 고정효과를 포함하고 있으므로 각 연도별 모든 셀에 유사한 충격이 가해지는 사건이나, 한 셀의 전 기간에 유사한 영향을 미치는 변수 등은 모두 통제된다. 그러나 시간 가변적이거나 집단별로 이질적인 영향을 미치는 충격의 경우에는 별도로 통제할 필요가 있다. 이때, 통제변수가 관심 변수의 영향을 받아 변화할 경우 나쁜 통제변수(bad control; Angrist and Pischke, 2009)의 우려가 있으므로 통상임금 판결 이전 기간을 통해 얻을 수 있는 값을 이용해 통제변수를 구성하는 것이 적절할 것이다.

분석 기간 중 국내 기업들의 노동수요에 중대한 영향을 미쳤을 것으로 예상되는 대표적인 정책적 변화는 60세 정년연장 의무화이다. 해당 정책은 2013년에 입법되어 유예기간을 거친 후, 2016년 300인 이상 사업체를 시작으로 2017년 전체 사업체에 단계적으로 시행되었다. 정년연장 제도는 직접 대상자인 고령층뿐만 아니라 청년 및 중장년층의 고용과 임금 전반에 파급 효과를 미친 것으로 보고되고 있으므로, 다음과 같은 방식으로 그 효과를 통제하였다.

법제화 이전의 지배적인 정년을 55세로 가정할 때, 입법이 이루어지기 전인 2012년을 기준으로 향후 정년연장의 실질적 수혜권에 진입하는 연령대는 2016년에 55-59세에 도달하는 '51-55세'이다. 따라서 각 셀별 전체 근로자 중 2012년 시점의 51-55세 근로자 비중을 구한 뒤, ①정책 입법(2013) 이후부터 실제 시행(300인 이상 2016, 미만 2017) 이전까지의 기간 더미 및 ②제도 시행 이후의 기간 더미를 교차한 변수를 이용해 서로 다른 추세를 허용하였다.<sup>8)</sup>

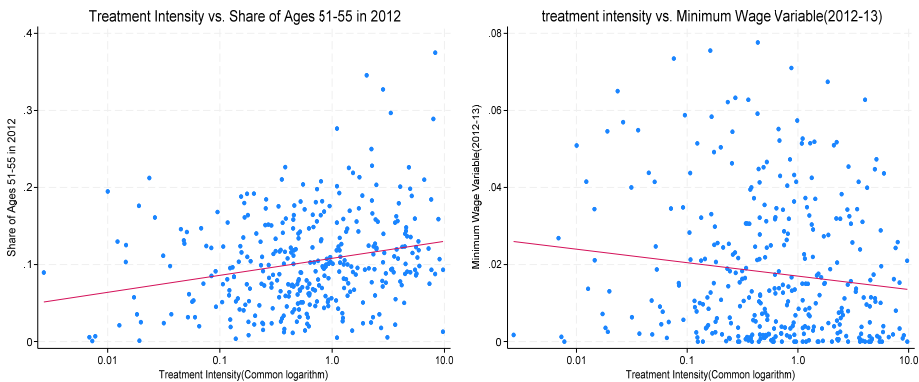
8) 본고에서 이용하는 CH(2024)의 강건형 이중차분법은 연도별 종속변수의 1차 차분값을 통제변수의 차분값 및 시점 고정효과에 대해 회귀하여 얻은 잔차(residuals)를 추정에 활용하며, Stata 명령어 역시 동일한 과정을 따른다. 때문에 일반적인 이중차분법에서 사용하는 더미변수를 모형에 그대로 포함하는 대신 해당 논문의 Web Appendix 1.2절에서 제시하는 '시간 불변 공변량(time-invariant covariates)' 통제 방식을 참고하여 변수를 생성하였다. 엄밀하게 표현하자면, 분석에 사용한 통제 변수는 1차 차분 과정을 거친 이후에 2012년 기준 51~55세 근로자 비중과 기간 더미를 곱한 값을

분석기간 중 노동수요에 영향을 미쳤을 또 다른 정책적 변화로는 최저임금 인상을 들 수 있다. 일반적으로 제조업과 대기업은 최저임금의 영향을 적게 받고 서비스업과 중소기업은 그 영향을 크게 받는다고 알려져 있다. 그런데 본 분석에서는 이와 반대로 제조업과 대기업에 대체로 높은 처치강도가, 서비스업과 중소기업에는 대체로 낮은 처치강도가 적용된다. 때문에 최저임금의 영향을 적게 받기 때문에 나타나는 변화를 높은 처치강도를 적용받아 나타나는 변화와 분리할 필요가 있다.

최저임금 효과를 통제하기 위해서는  $t-1$ 년도의  $t$ 년도 최저임금 미만근로자 비중과  $t-1$ 년도 최저임금 미만근로자 비중의 차이로 정의되는 Card(1992)식 최저임금 영향 변수(이하 최저임금 변수)를 통제변수로 활용한다. 2012년과 2013년의 셀별 최저임금 변수의 평균값을 구하고, 전 기간에 걸쳐 이 값에 따라 다른 선형추세를 가질 수 있도록 허용<sup>9)</sup>하였다. 여기에 2018년의 최저임금 인상(16.4%)이 앞선 기간(6.1-8.1%)과 크게 구분된다는 것을 감안해, 기존의 선형 추세를 벗어나는 충격을 유연하게 흡수할 수 있도록 2018년과의 교차항을 모형에 추가로 포함하였다.

〈Figure 5〉는 이렇게 구축된 두 통제변수와 통상임금 처치강도(임궛값 적용 전 통상임금 인상 압력) 간의 상관관계를 시각적으로 나타낸 산점도이다.

〈Figure 5〉 Correlation between the Treatment Intensity and control variables



값도록 설계된 변수이다.

9) 마찬가지로 1차 차분 과정을 거친 이후에 영향변수 값을 가지도록 설계된 변수를 활용한다.

## 5. 강건형 이중차분법<sup>10)</sup>

2018년 이후 다수의 계량경제학 연구는 통상적인 이원고정효과(Two-Way Fixed Effect, 이하 TWFE) 모형이 다양한 이유로 음의 가중치(negative weight) 문제를 유발할 수 있음을 지적하며 이를 극복하기 위한 강건형 이중차분법을 제안한다. 음의 가중치란 이중차분을 통해 도출한 부호가 진정한 처치효과를 보여주지 못하거나 심지어는 반대의 추정치를 산출하는 등의 문제를 말한다.

이 같은 문제는 처치 적용시점이 동일하더라도 연속형 처치강도를 활용할 경우 발생할 수 있다. 식 (11)과 같은 통상적인 TWFE 추정을 가정해 보자. 여기서  $Y_{g,t}$ 는 그룹  $g$ 의  $t$ 시점 결과변수,  $d_g$ 는 식 (10)에서 구한 것과 같은 연속형 처치변수,  $\ell$ 은 처치 개시시점  $F$ (본고에서는 2014년)를 1로 두고 각 연도를 상대시점으로 표현하는 변수( $\ell=0$ 은 기준 시점의 역할)이며  $T_\ell$ 는  $\ell$  연도에 1 아니면 0을 가지는 더미변수,  $\gamma$ 는 상수항,  $\tau$ 는 시간 고정효과,  $G$ 는 개체 고정효과,  $u$ 는 오차항을 의미한다.

$$Y_{g,t} = \sum_{\ell=-F+2, \ell \neq 0}^{T-F+1} \beta_\ell \cdot d_g \cdot T_\ell + \gamma_0 + \tau_t + G_g + u_{g,t} \quad (11)$$

CH(2024)에 의하면, 사전예상 불가와 평행추세라는 가정이 성립할 때 위 식을 TWFE 방식으로 추정할 계수  $\beta_\ell$ 은 아래의 식 (12)와 같이 표현된다. 여기서  $\bar{d}$ 는  $d$ 의 평균이다.

$$E[\hat{\beta}] = \sum_{g: d_g \neq 0} \frac{TrueEffect_\ell}{d_g} \cdot \frac{d_g(d_g - \bar{d})}{\sum_{g': d_{g'} \neq 0} d_{g'}(d_{g'} - \bar{d})} \quad (12)$$

특정 집단  $g$ 의 처치강도  $d_g$ 가 평균처치 강도  $\bar{d}$ 보다 작으면 해당 집단의 실제 효과에 음의 가중치가 곱해져 평균한 값을 회귀계수로 얻게 된다. 음의 가중치는 단순히

10) 해당 소절은 강창희·박상근(2025, pp.113-224) 중 저자가 분석에 활용한 부분을 발췌 및 재구성한 것임을 밝힌다. 강건형 이중차분법에 대한 일반적인 설명 또는 수식들의 도출과정 등은 해당 책에 상세하게 수록되어 있다.

회귀계수를 왜곡하는 것을 넘어 실제효과와 정반대의 결과값을 도출할 수 있다. 이 문제의 교정을 위해서는 CH(2024)의 추정법을 적용하는 것이 필수적이다.

연속형 처치변수  $d_g$ 에 2013년 이전에는 0, 2014년 이후에는 1의 값을 곱한  $D_g$ 를 정의한다면, 처치가 시점  $F$ (본고에서는 2014년)에 처음 개시된 이후  $\ell$  ( $\ell=1, 2, \dots, L_{\max}$ )기 동안 처치를 적용한 처치효과를 아래 식 (13)과 같이 정의할 수 있다. 이때  $\dot{D} = (D_{1,1}, D_{1,2}, \dots, D_{G,T})'$ 로 모든 개체의 모든 시점에서의  $D_i$ 를 일렬로 쌓아놓은 열벡터이다. 이하의 설명은 단일시점 충격이 발생한 경우를 기준으로 이루어지며 모든 개체의  $D_{g,1}=0$ 이므로 아래 식에서  $(D_{g,1}, \dots, D_{g,1})$ 은 벡터  $(0, \dots, 0)$ 을 의미한다.

$$\delta_{g,\ell} = E[Y_{i,F-1+\ell} - Y_{i,F-1+\ell}(D_{g,1}, \dots, D_{g,1}) \mid \dot{D}] \quad (13)$$

CH(2024)에 따르면, 사전 예상 불가와 평행추세, 처치역전 불가의 가정이 성립할 때 아래의 식 (14)와 같이 표현되는  $DID_{g,1}$ 는 불편추정량이 된다.

$$\begin{aligned} E[DID_{g,\ell} \mid \dot{D}] &= \delta_{g,\ell} \\ \text{where } DID_{g,\ell} &= (Y_{g,F-1+\ell} - Y_{g,F-1}) - \frac{1}{N_{control}} \\ &\quad \cdot \sum_{g'=1}^{N_{control}} (Y_{g',F-1+\ell} - Y_{g',F-1}) \end{aligned} \quad (14)$$

이를 통해 비정규화 사건분석 처치효과(the non-normalized event-study effect)를 다음의 식 (15)와 같이 도출할 수 있다. 이를 현상 유지 대비 실제 적용 처치의 인과관계(Actual-Versus-Status-Quo effect, AVSQ)라고 부른다.

$$\delta_\ell = \frac{1}{N_{treatment}} \cdot \sum_{g=1}^{N_{treatment}} \delta_{g,\ell} = \frac{1}{N_{treatment}} \cdot \sum_{g=1}^{N_{treatment}} DID_{g,\ell} \quad (15)$$

한편 AVSQ의 처치강도 1단위당 한계효과를 나타내는 정규화 AVSQ 역시 모형 내에서 도출할 수 있다. 이는 처치강도 1단위당 한계효과로서, 본 연구에서는 통상임금 판결에 따른 노동비용 인상 압력이 1%p 증가할 때마다 발생하는 변화를 의미하게 된

다. 이는 다음의 식 (16)과 같이 추정할 수 있다.

$$\widehat{\delta_{\ell}^{normal}} = \frac{DID_{\ell}}{\sum_{k=1}^{\ell} D_{g,F-1+k}} \quad (16)$$

## V. 분석 결과

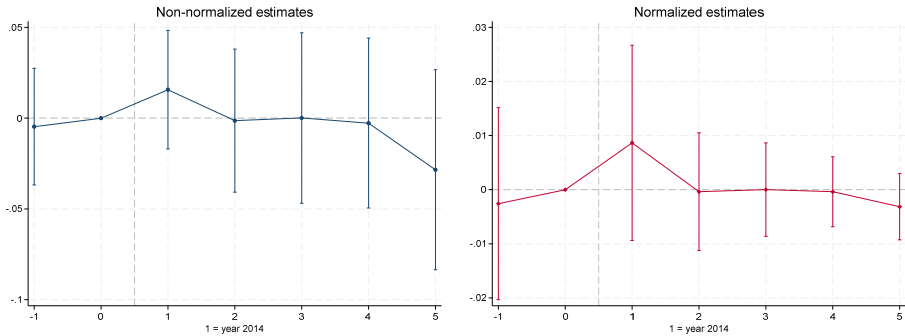
본 절에서는 통상임금 판결이 노동시장 균형에 미친 영향을 강건형 이중차분법을 통해 분석한다. 가독성을 위해 추정되는 결과는 그래프 형태로 제시하고, 회귀계수 및 표준오차는 〈부록 B〉에 수록한다. 그래프에서 판결이 처음 영향을 미치는 2014년이 ( $\ell=1$ )로 표시된다.

### 1. 통상임금 판결이 시간당 임금에 미친 영향

앞서 임금결정현황조사를 통해 통상임금 증가 압력에 대항한 항목 전환형 중화는 제한적이었음을 확인한 바 있다. 그러나 해당 조사만을 통해서는 임금삭감형 중화가 이루어졌는지는 파악할 수는 없었다. 이에 가장 먼저 근로자의 초과근로 및 주휴수당을 제외한 총임금(상여·성과 포함)을 주당 소정근로시간으로 나눈 시간당 임금 변화( $W_r + W_{s1} + W_{s2}$ )를 분석한다. 만약 항목 전환형 중화가 완전히 이루어지지 않은 상황에서 임금 삭감형 중화가 이루어졌다면, 해당 변수에서는 유의미한 감소가 관찰될 것이다.

〈Figure 6〉는  $\log(\text{시간당 임금})$ 을 종속변수로 한 강건형 이중차분 추정 결과로, 앞선 추측과 같이 통상임금 판결이 임금삭감형 중화를 유발했다는 유의미한 증거를 제시하지 못했다. 처치강도가 비선형적인 영향을 미쳤을 가능성을 감안해 저노출집단과 중노출집단, 저노출집단과 고노출집단을 각각 비교하더라도 동일한 결론이 도출되었다. 즉, 임금 삭감형 중화가 경제 전반에서 일관되게 발생했다고 보기는 어렵다. 이는 현실에서 다양한 제도적 압력에 대해 완벽한 중화가 이루어지지 않았거나 고정임금 모형을 지지하는 결과를 보고한 미국, 일본의 실증분석 결과들(Trejo, 1991; Kuroda and Yamamoto, 2012)과도 궤를 같이한다.

〈Figure 6〉 Robust DID Estimator : log(hourly wage)



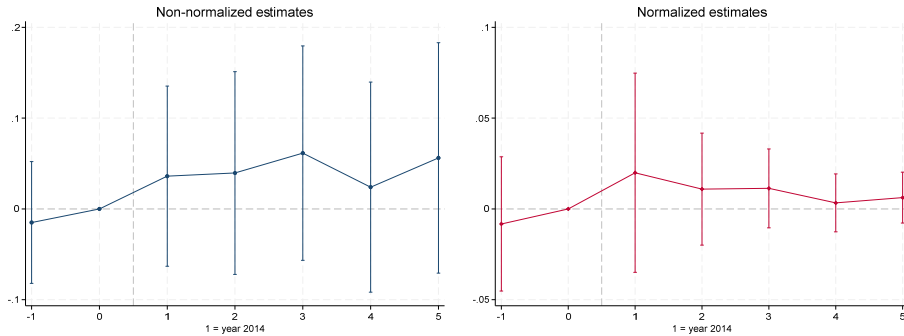
따라서 통상임금 판결의 영향을 이해할 때는 임금의 경직성하에서 경제주체들의 선택이 이루어지는 고정임금 모형을 전제하는 것이 타당하다. 이하를 통해서는 고용과 근로시간에 대한 II절에서 제시된 이론적 예측을 실증적으로 검증하고, 최종적으로 기업의 1인당 인건비가 어떻게 변화했는지를 살펴본다.

## 2. 통상임금 판결이 고용에 미친 영향

〈Table 1〉에 따르면 판결에 따른 고용의 변화는 초과근로 축소에 따른 대체효과와 생산 축소에 따른 규모효과가 상충해 이론적으로 불분명하다. 〈Figure 7〉은  $\log(\text{고용})$ 을 종속변수로 한 강건형 이중차분 추정 결과로, 판결 이후 고용에 통계적으로 유의미한 변동이 나타나지 않음을 보여주고 있다. 마찬가지로 저노출집단과 중노출집단, 저노출집단과 고노출집단을 각각 비교하더라도 이러한 결과는 달라지지 않았다.

판결 이후 시간당 임금과 고용 모두에서 통계적으로 유의미한 변화가 관찰되지 않았다는 점은 통상임금 판결로 인한 노동비용 인상 충격이 주로 근로시간 조정을 통해 흡수되었을 가능성을 시사한다. 이하에서는 1인당 소정근로시간과 총근로시간이 판결 이후 어떠한 변화를 겪었는지 차례대로 살펴본다.

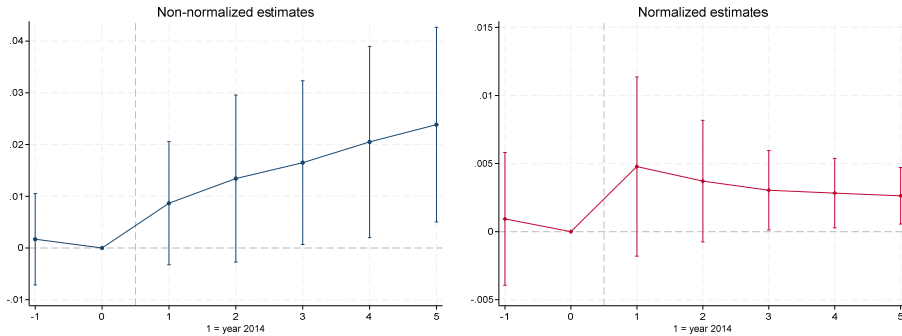
〈Figure 7〉 Robust DID Estimator : log(employment)



### 3. 통상임금 판결이 1인당 소정근로시간에 미친 영향

기존 근로시간에 따라 근로자를 미만근로자(법정근로시간 미만의 노동을 제공하던 근로자)와 초과근로자(법정근로시간을 초과한 노동을 제공하던 근로자)로 분류하자. 〈Table 1〉에 따르면 통상임금 판결이 근로시간에 미치는 영향은 이론상 불분명하지만, 초기 근로시간이 높은 경우보다는 낮은 경우에 더 많은 증가 압력을 받는다(A)B > C). 즉 초과근로자에 비해 미만근로자의 근로시간이 더 증가하거나, 감소폭이 더 작거나, 혹은 초과근로자의 근로시간이 감소하는 가운데 미만근로자의 근로시간이 증가하는 등 상대적으로 확장되는 방향으로 조정된다는 것을 의미한다. 그런데 초과근로자의 소정근로시간은 이미 법정근로시간에 도달해 확대할 수 없으므로, 만약 데이터상 1인당 평균 소정근로시간의 유의미한 증가가 관찰된다면 미만근로자의 평균 근로시간이 증가(A > 0)했다는 실증적 증거로 해석될 수 있다.

〈Figure 8〉은 실제로 판결이 1인당 소정근로시간을 확대시켰음을 강하게 의미한다. log(1인당 소정근로시간)을 종속변수로 한 강건형 이중차분 추정 결과는 통상임금 판결 직후부터 증가하기 시작하며, 2016년( $\ell \geq 3$ )부터는 이러한 증가가 5% 수준에서 유의하게 나타났다. 2018년까지 비정규화 AVSQ 기준 처치강도 1%p당 평균 소정근로시간은 약 2.4% 증가했으며 이를 2013년 셀별 평균 1인당 소정근로시간 약 36.6시간에 대입한다면 52분가량에 해당한다.

〈Figure 8〉 Robust DID Estimator :  $\log(\text{Weekly regular working hours})$ 

판결 이전 기간의 추정치는 0을 포함( $p < 0.001$ )하고 있어, 사전 추세의 차이가 존재하지 않음을 확인할 수 있다. 따라서 이러한 근로시간 증가는 통상임금 판결에 따른 인과적 효과로 해석할 수 있으며, 법정근로시간 미만근로자의 근로시간에 미치는 판결의 영향(A)은 양(+)의 값을 가진다는 점이 실증적으로 뒷받침된다.

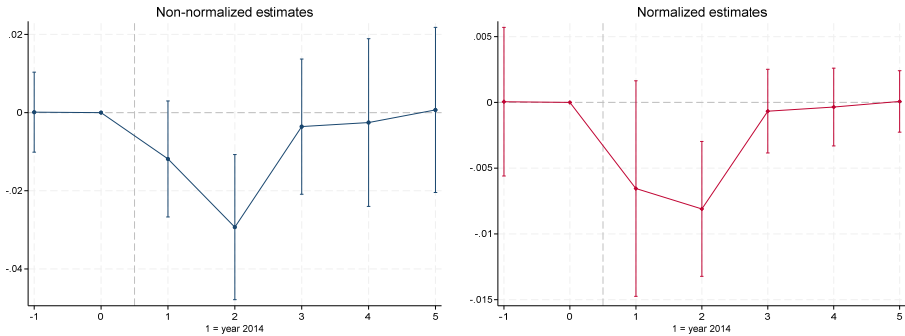
#### 4. 통상임금 판결이 1인당 총근로시간에 미친 영향

이제 소정근로시간과 초과근로시간을 합산한 총근로시간의 변화를 검토한다. 만약 1인당 소정근로시간이 유의미하게 증가하였음에도 불구하고 1인당 총근로시간이 감소하거나 변화가 없는 것으로 나타난다면, 초과근로자의 근로시간이 축소되었음(C<0)을 의미하는 강력한 증거가 된다.

〈Figure 9〉은  $\log(1\text{인당 총근로시간})$ 을 종속변수로 한 강건형 이중차분 추정 결과를 나타내는데, 판결 이후 1인당 총근로시간이 일시적인 감소를 겪고<sup>11)</sup> 3기 이후 원래 추세를 회복하는 양상을 보인다. 이는 단기적으로 미만근로자의 근로시간 확대 정도보다 초과근로자의 근로시간 축소 정도가 더 커서 총노동 투입 자체가 줄었을 수 있지만, 장기적으로는 미만근로자의 근로시간 확대분과 초과근로자의 근로시간 축소분이 상쇄되어 사실상 초과근로를 소정근로로 대체하였음을 시사한다.

11) 0.2를 임계점으로 설정한 본문 분석에서 처치 후 1기는 비유의한 감소를 나타냈지만, 이 기준을 0.1 또는 0.15로 내릴 경우 유의미한 감소가 관찰되었다.

(Figure 9) Robust DID Estimator : log(Weekly total working hours)



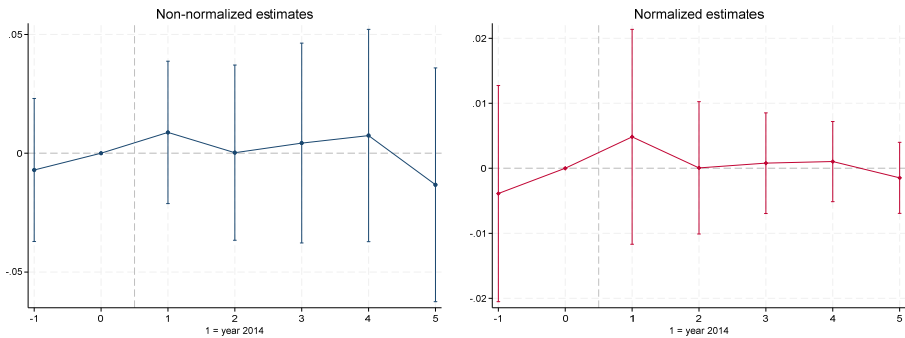
판결 이전 기간의 추정치는 0을 포함( $p < 0.001$ )하고 있어, 이 같은 결론을 인과적 효과로도 신뢰할 수 있다. 2015년의 총근로시간은 판결로 인해 2.9%가량 감소했으며, 이를 2013년 평균 총근로시간인 41.7시간에 대입해 계산하면 약 1시간 13분 수준이다. 이 같은 총근로시간 감소 효과는 판결 이후 약 3년이 경과하면서 점차 소멸되고, 이후에는 다시 판결 이전과 유사한 수준으로 회복된다.

이상을 요약하자면 2013년 통상임금 판결 이후 기업은 임금과 고용을 축소시키기 보다는 근로시간을 줄이는 방식으로 대응했다. 단기적으로는 투입되는 근로시간 자체를 줄였지만, 장기적으로는 비싸진 초과근로를 소정근로로 대체하는 시간 재배분을 통해 인건비 효율을 도모했다고 이해할 수 있다.

## 5. 통상임금 판결이 1인당 임금에 미친 영향

(Figure 10)은 log(1인당 인건비)의 강건형 이중차분 결과이다. 모든 연도에 유의미한 계수값이 확인되지 않는다는 것은 통상임금 판결이 영향을 미치지 못했다는 것을 의미한다. 저노출집단과 중노출집단, 저노출집단과 고노출집단을 각각 비교하더라도 이러한 결과는 달라지지 않았다. 이는 근로시간 재배치를 통해 개별 근로자 수준에서의 임금조정이 발생했더라도 산업 수준에서는 1인당 인건비가 안정적으로 관리되었음을 의미한다.

(Figure 10) Robust DID Estimator : log(Total wage per worker)



## 6. 강건성 검정

앞선 추정 결과의 타당성을 확인하기 위해, 분석 결과에 교란을 일으킬 수 있는 주요 요인들을 정리하고 강건성 검정을 실시한다. 각각의 결과는 모두 <부록 C>를 통해 제시하며, 수행한 검정들은 다음과 같다. 이상의 분석 결과가 교란을 일으킬 수 있는 주요 요인에 의해 달라질 수 있다고 해석할 여지는 제한적이었다.

**(평행추세)** 앞선 분석에서는 관찰할 수 있는 처치시점이 2개에 불과해, 평행추세를 확인하기에는 충분하지 않았다. 분석기간을 2009-2018년으로 확장하여 공휴일수에 따른 근로시간 조정부터 모든 과정을 동일하게 실시한 결과를 제시한다.<sup>12)</sup>

**(통제집단 설정 기준)** 앞선 분석은 이론적 근거 없이 분포를 근거로 노동비용 인상 압력 0.2% 미만의 집단을 통제집단으로 설정하였다. 이 기준을 0.1, 0.15로 낮추거나 0.5로 높인 결과를 각각 추정해 제시한다.

**(처치강도의 측정오차)** <부록 A>를 따라 도출되는 처치강도는 절대적 수치에는 오차가 있을 수 있다. 그러나 이러한 오차가 있다 하더라도, 산업 간 충격의 상대적 크기는 비교적 정확하게 추정되었을 가능성이 높다. 따라서 처치강도에 따라 약노출 집단(처치강도  $\in [0.2, 1.0\%)$ ), 중노출 집단(처치강도  $\in [1.0\%, 5.0\%)$ ), 고노출 집단(처치

12) 다만 이 경우 균형패널을 만들기 위해 339개의 셀을 대상으로 분석이 이루어진다. 또한 20인 이하 업장에도 주 5일제가 적용된 것은 2011년 7월이므로 그 이전 기간 5-9인 사업체와 10-29인 사업체 중 일부에 주 5.5일제가 적용되고 있으므로 해당 기간 5-9인 사업체 및 10-29인 사업체 각각에 더미변수를 부여하여 추정했다.

강도  $\in [5.0\%, \infty)$ 의 세 그룹을 나누어 연도 더미함수와 교호항을 추정하는 방식으로 추정치의 방향성과 유의성을 점검한다.

**(통제변수)** 통제변수를 사용하지 않은 경우, 정년연장만 통제한 경우, 최저임금효과만 통제한 경우, 정년연장과 매년도 최저임금 변수를 통해 최저임금효과를 통제한 경우의 결과를 모두 제시한다.

**(극단값 영향)** 본고에서 계산된 처치강도엔 상당히 큰 극단값이 존재하므로, 상위 1%, 2%, 5% 값을 제외하고 분석을 재수행한 결과를 제시한다.

**(셀 내 사업체 변화)** 본고에서 활용한 근로실태조사는 반복횡단면 조사이므로 특정 셀에 들어가는 사업체가 항상 동일하지 않을 수 있고, 이에 따른 오차가 발생할 수 있다. 따라서 기존 6개 범주였던 사업장 규모를 인접한 그룹끼리 묶어 ‘5-29인’, ‘30-299인’, ‘300인 이상’의 3개 대분류로 재구성한 뒤, 이를 산업 중분류와 교차하여 분석을 재수행한 결과를 제시<sup>13)</sup>한다. 범주를 넓게 통합하면 셀 내 이질성이 평균화되어 전체적인 처치강도의 편차가 감소하게 되므로 통제집단 설정의 기준을 0.2부터 0.5까지 0.1 단위로 상향 조정하며 추정하였다.

**(고정 상여금 비중의 추정오차)** 본고에서 사용하는 고정 성과급 비중은 대분류 수준의 데이터를 중분류로 쪼갠 것이기 때문에 측정오차를 지닌다. 물론 광업 등 일부를 제외한 대다수 산업의 고정 성과급 비중은 50-70% 내외의 비교적 좁은 구간에 분포하고 있어 산업 간 편차가 크지는 않기에 초과근로시간 등의 격차가 기업별 실질적 처치강도의 분산을 만들어내는 핵심 기제로 작동할 가능성이 높다. 이는 동일한 대분류 및 기업규모에 속하여 동일한 고정 성과급 비중 수치를 일괄 적용받는 사업장 그룹 내에서도 상이한 처치강도가 폭넓게 나타나는 <Figure 4>를 통해서도 확인할 수 있다. 그럼에도 고정 상여금 비중의 추정오차로부터 결과가 강건함을 보이기 위해 대분류 수준으로 집계한 셀을 이용한 결과를 제시<sup>14)</sup>한다. 규모를 통합해 추정할 때와

13) 단, 한국의 노동법 및 관련 규정에서는 근로기준법, 산업안전보건법, 고용보험법, 중대재해처벌법, 남녀고용평등법 등 사업장의 고용 규모에 따라 적용되는 기준이 법률과 제도로 차등적으로 규정되어 있기 때문에, 5인, 10인, 30인, 100인, 300인, 500인 등의 구분에 따라 적용받는 법의 개수가 달라지게 된다. 따라서 동일한 중분류 산업 내 인접한 사업장 규모라고 하더라도 초과근로 등 임금 구조가 상이할 수 있고, 이에 따라 처치강도 또한 상이할 수 있다. 본문의 <Figure 4>를 통해서도 이러한 사실이 확인된다. 따라서 강건성 검증 차원에서 기업규모를 통합해 추정하는 것은 이 같은 측정오차를 포함할 수 있어 통계적 유의성을 감소시킬 수 있음에 유의할 필요가 있다.

14) 주석 13과 동일하게 중분류 산업별로도 초과근로시간 분포가 상당히 다른 것을 희석시키게 되므로,

동일하게 통제집단 설정의 기준을 0.2부터 0.5까지 0.1 단위로 상향 조정하며 추정하였다.

## VI. 결과 해석

### 1. 기업의 입장

생산함수가 고용( $N$ )과 1인당 근로시간( $h$ )에 의존한다는 표준적 가정하에서 해석한다면, 판결 이후 1인당 총근로시간이 일시적으로 감소한 점은 해당 기간에 기업의 생산이 위축되었을 가능성을 시사한다. 판결 직후에는 1인당 근로시간 자체를 축소하는 조정이 우선적으로 이루어졌으나 시간이 경과함에 따라 기존 생산량을 유지·회복하기 위한 방법으로 근로시간 재배분에 주력했을 가능성이 있다.

기업이 비용과 노동투입 측면에서 판결 이전과 유사한 상태로 복귀하므로, 장기적인 관점에서 통상임금 판결은 기업에게는 영향을 미치지 않는다고 볼 수 있다. 그럼에도 불구하고 단기적 조정과정에서 유발되는 노동투입 축소가 생산과 관계되었다면 기업의 이윤이나 현금흐름, 투자 결정 등에 충분히 부정적 영향을 미칠 수 있다. 현실에서 통상임금 판결에 대한 경영계의 우려는 이러한 조정과정에서의 손실을 회피하고자 하는 것으로 이해할 수 있을 것이다.

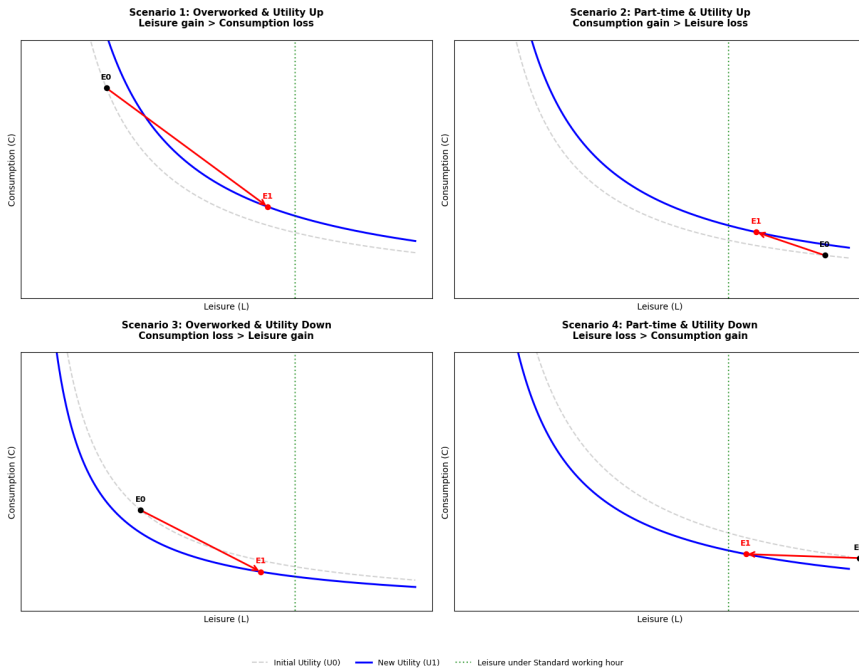
### 2. 근로자의 입장

앞선 분석에 따르면 통상임금 판결은 단기적으로 1인당 총근로시간을 감소시키는 충격으로 작용하나, 장기적으로는 근로시간을 법정근로시간 중심으로 재배치시키는 효과를 가진다. <Figure 11>은 한정적인 시간( $T$ )을 소비( $C=wh$ )와 여가( $L=T-h$ )에 분배하는 표준적인 효용함수하에서 이러한 근로시간 조정이 근로자 효용에 미치는 변화를 유형별로 나타낸다. 초과근로자는 여가증가와 소비감소, 미만근로자는 여가감소와 소비증가의 상대적인 한계효용 차이가 이를 결정한다.

---

추정치의 통계적 유의성을 감소시킬 수 있음에 유의할 필요가 있다.

〈Figure 11〉 Impact of ordinary wage rulings on utility



근로자의 효용함수가 이질적이므로 효용 변화는 개인별로 상이할 수 있지만, 판결 3년 이후부터 확인되는 ‘평균적인 1인당 총근로시간의 감소가 없는 근로시간의 양극화 해소’는 다음의 이유에서 근로자 효용의 총합을 개선할 가능성이 크다.

첫째, 소비와 여가의 한계효용이 체감한다는 점에서 일반적으로 근로시간이 긴 근로자일수록 여가의 한계효용을, 근로시간이 짧은 근로자일수록 소득의 한계효용을 크게 평가할 가능성이 높다.

둘째, 장시간 근로 문화가 만연한 한국 노동시장에서는 근로시간이 개인의 완전한 자발적 선택이라기보다 조직 관행과 제도적 경직성의 결과로 형성되는 경우가 많다. 이러한 환경에서 근로시간의 재배분은 과도한 근로시간 선택을 완화하고 비효율적인 근로시간 구조를 개선함으로써 근로자의 선택 제약을 완화하는 방향으로 작용할 여지가 있다. 실제로 Hamermesh, Kawaguchi, and Lee(2017)는 일본과 한국 등 장시간 근로 국가에서 외생적인 초과근로시간 감축이 근로자의 효용을 확대시키는 방향으로 작용했음을 보인 바 있다.

## VII. 결론 및 연구의 한계

본 연구는 시장 조정 과정을 고려하여 2013년 통상임금 판결의 영향을 해석한다. 이론적으로 임금 조정이 자유로운 경우 판결로 인한 비용 충격이 성과급 항목 조정이나 소정임금 하락을 통해 상쇄될 수 있으나, 임금 조정이 제한적인 환경에서는 기업이 초과근로 할증률 인상과 1인당 준고정비용 증가라는 이중의 비용 압력에 직면하게 된다.

만약 임금 조정이 제한적이라면 비용인상 압력은 판결 이전 고정 성과급 규모와 초과근로 수준에 의해 상이하게 나타난다. 이 점에 착안해 산업-기업규모별 셀 자료를 구축하고 선행연구에서 통상임금 판결에 따른 노동비용 인상분으로 도출된 수치를 처치 강도로 활용하는 강건형 이중차분법을 통해 판결의 영향을 관찰했다.

분석 결과, 통상임금 판결은 시간당 임금에 대해 통계적으로 유의하지 않은 음(-)의 영향을 미친 것으로 나타났다. 이는 2013년 통상임금 판결 이후의 노동시장을 임금 조정이 제한된 환경, 즉 임금 경직성이 존재하는 상황으로 해석하는 것이 타당함을 시사한다.

임금이 경직적인 상황에서 비용 인상 압박에 직면한 기업은 고용 대신 근로시간의 조정과 재배분을 통해 비용 증가에 대응한 것으로 분석된다. 그 결과 1인당 총근로시간은 판결 이후 약 2년간 감소하는 충격을 받았으나, 이후에는 1인당 소정근로시간이 확대되면서 총근로시간 감소 효과가 점차 상쇄되는 양상이 나타났다. 이는 통상임금 판결이 단기적으로는 노동투입 축소 압력으로 작용했지만 장기적으로는 단시간 근로자와 장시간 근로자의 근로시간을 법정근로시간 수준을 중심으로 재배치하는 방향으로 작용했음을 의미한다.

이상의 결론은 회사의 손해와 근로자의 이익이라는 이분법적 관점에서 주로 전개되어 온 통상임금 범위 확대 논쟁에 중요한 시사점을 제공한다. 첫째, 통상임금 범위 확대는 모든 근로자의 후생을 일률적으로 개선하지는 않으며, 일부 근로자의 후생은 오히려 감소할 수 있다. 둘째, 장기적으로 근로자의 후생은 개선될 여지가 큰데, 이 과정에서는 일부 근로자와 기업의 일시적 손실이라는 조정비용이 발생한다. 따라서 통상임금 범위 확대 논쟁의 본질은 이러한 조정비용을 최소화하면서 장기적인 후생 개선 효과에 도달할 수 있는 제도적 설계와 이행 방식에 있다고 볼 수 있을 것이다.

한편 본고의 실증분석은 자료 제약으로 인해 다음과 같은 한계를 가진다. 첫째, 판결 이후 발생한 소송비용과 노동수당 산정 단순화로 인한 노무관리비용 절감 효과를 명시적으로 고려하지 못하였다. 소송비용은 주로 단기에, 노무관리비용 절감 효과는 장기에 발생했을 가능성이 높다는 점에서 이를 함께 고려할 경우 단기의 부정적 효과와 장기의 긍정적 효과가 추가로 관찰될 여지가 있다.

둘째, 기업 측 생산과 연관된 충분한 분석이 이루어지지 않았다. 판결 이후 일정 기간 동안 관측된 1인당 근로시간 감소가 투자 조정이나 자본 축적 경로를 통해 중·장기적으로 어떠한 영향을 미쳤는지에 대해서는 추가적인 분석이 필요하다.

셋째, 5인 이상 기업의 상용직 근로자만을 대상으로 분석이 이루어짐에 따라 통상임금 판결 이후 비용 절감 압력이 비상용직 근로자를 중심으로 나타났을 가능성은 본고의 분석 범위 밖에 있는 영역이다.

본고가 제시한 실증적 증거와 한계점들이 향후 통상임금 및 노동시장 구조 개편에 관한 학술적 담론을 풍부하게 하고, 보다 합리적인 제도 설계를 위한 기초 자료로 활용되기를 기대한다.

## ■ 참 고 문 헌

1. 강창희·박상곤, “주 52시간 근로 상한제가 근로시간과 고용에 미친 영향,” 『경제학연구』, 제71권 제4호, 2023, pp.39-82.  
(Translated in English) Kang, Changhui and Sangkon Park, “Effects of the 52-hour Workweek Policy on Working Hours and Employment in Korea,” *Korean Journal of Economic Studies*, Vol. 71, No. 4, 2023, pp.39-82.
2. 강창희·박상곤, 『대체로 해롭지 않은 이중차분법』, 경문사, 2025.  
(Translated in English) Kang, Changhui and Sangkon Park, *Difference-in-differences*, Kyungmoon-sa, 2025.
3. 강창희·전현배·최윤정, “2012년 일괄 약가인하 정책이 제약기업의 성과와 행태에 미친 영향,” 『경제학연구』, 제73권 제2호, 2025, pp.149-188.  
(Translated in English) Kang, Changhui, Hyunbae Chun, and Yun Jeong Choi, “Effects of the 2012 Drug Price Reduction Policy on the Behavior and Performance of Pharmaceutical Firm,” *Korean Journal of Economic Studies*, Vol. 73, No. 2, 2025, pp.149-188.
4. 고용노동부, “임금결정현황조사”, 각년도.  
(Translated in English) Ministry of Employment and Labor, “Survey on Wage Determinations,” Annual issues.
5. 김유선, “통상임금 판결과 노동운동의 대응방향,” 『한국노동사회연구소 이슈페이퍼』, 제2014권 제5호, 2014, pp.1-10.  
(Translated in English) Kim, Yoosun, “The Ordinary Wage Ruling and the Labor Movement’s Response Strategy,” *Korea Labour & Society Institute Issue Paper*, Vol. 2014, No. 5, 2014, pp.1-10.
6. 박창규·이진석, “기업들 통상임금 확대 무방비… 86%가 ‘사전조치 못해,’” 동아일보, 2013. 12. 20.  
<https://www.donga.com/news/Economy/article/all/20131220/59675907/1>  
(Translated in English) Park, Changgyu and Jinseok Lee, “Companies Unprepared for the Expansion of Ordinary Wage: 86% Say They Took No Prior Measures,” *The Dong-A Ilbo*, December 20, 2013.
7. 오계택, “통상임금 산업범위 확대에 따른 인사관리의 변화,” 『노동리뷰』, 2012년 11월호, 2012, pp.34-45.  
(Translated in English) Oh, Gyetaek, “Changes in Human Resource Management Following the Expansion of the Scope of Ordinary Wage Inclusion,” *Labor Review*, November 2012 Issue, No. 92, 2012, pp.34-45.
8. 정수환, “단시간 노동의 증가 요인과 정책 제언,” 『KDI 연구보고서』, 2024-07, 2024.  
(Translated in English) Chung, SuHwan, “Drivers of Part-time Work Growth and Policy Recommendations,” *Research Monograph*, 2024-07, 2024.
9. 정진호, “통상임금 확대에 따른 임금·노동비용 변화,” 『노동리뷰』, 통권 101호, 2013년 8월호, 2013, pp.33-49.  
(Translated in English) Jeong, Jinho, “Changes in Wages and Labor Costs Following the Expansion of the Scope of Ordinary Wage,” *Labor Review*, August 2013 Issue, No. 101, 2013, pp.33-49.

10. 조준모, “통상임금 소송에 관한 법경제학적 이해,” 『다산경제연구원 연구보고서』, 2013.  
(Translated in English) Cho, Junmo, “A Law and Economics Perspective on Ordinary Wage Litigation,” *Dasan Economic Research Institute Research Report*, 2013.
11. 한국경영자총회, “통상임금 산정범위 확대 시 경제적 영향 분석,” 『경총신서』 89호, 2013.  
(Translated in English) Korea Enterprises Federation, “Economic Impact Analysis of the Expansion of the Scope of Ordinary Wage Calculation,” *Kyongchong Shinseo*, No. 89, 2013.
12. J. Angrist. and Jörn-Steffen Pischke, *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, 원서 2009.[강창희·박상곤 역, 『대체로 해롭지 않은 계량경제학』, 경문사, 2014.]
13. Card, David. “Using Regional Variation in Wages to Measure the Effects of the Federal Minimum Wage,” *ILR Review*, Vol. 46, No. 1, 1992, pp.22-37.
14. de Chaisemartin, C. and X. D'Haultfoeuille, “Difference-in-Differences Estimators of Intertemporal Treatment Effects,” *Review of Economics and Statistics*, 2024.
15. Hamermesh, Daniel S., Daiji Kawaguchi, and Jungmin Lee, 2017. “Does labor legislation benefit workers? Well-being after an hours reduction,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 44(C), pp.1-12.
16. Kawaguchi, D., H. Naito, and I. Yokoyama, “Assessing the Effects of Reducing Standard Hours: Regression Discontinuity Evidence from Japan,” *Journal of The Japanese and International Economies*, Vol. 43, 2017, pp.59-76.
17. Kuroda, S. and I. Yamamoto, “Impact of overtime regulations on wages and work hours,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 26, No. 2, 2012, pp.249-262.
18. Trejo, Stephen J., “The Effects of Overtime Pay Regulation on Worker Compensation,” *The American Economic Review*, Vol. 81, No. 4, 1991, pp.719-740.

## 〈부 록〉

## A. 임금근로실태조사를 이용한 셀별 통상임금 처치강도 구축

## 1. 처치강도의 구축

임금근로실태조사를 활용하여 2013년 통상임금 판결의 노동비용 충격을 산출하는 절차를 설명한다. 해당 조사는 6월 한 달 동안의 근로 실태를 기준으로 수집되므로, 먼저 임금·근로시간·근로일수 관련 변수를 4.345로 나누고 연간 금액인 상여·성과급은 추가로 12로 나누어 단위를 통일하였다. 이렇게 도출된 명목 금액은 소비자물가지수(CPI)를 이용해 실질화하였다.

근속연수는 해당 직장의 입사 연월과 조사기준연도 6월 간의 차이를 계산하여 산출하였다. 사회보험료율의 경우, 국민연금·고용보험·산재보험·임금채권보장기금은 정진호(2013)를 재인용하여, 건강보험료율은 2013년 인상된 요율을 반영하여 사용했다(아래 〈Table A.1〉 참고).

〈Table A.1〉 Social Insurance Contribution Rates Used in Jeong(2013) and in This Study

| Firm Size | Total Rates<br>(A+B+C+D+E) | Social Insurance Contribution Rates |               |        |          |          |  |  |
|-----------|----------------------------|-------------------------------------|---------------|--------|----------|----------|--|--|
|           |                            | NP (A)                              | HI (B)        | EI (C) | IACI (D) | WCGF (E) |  |  |
| 5-9       | 9.55<br>→ 9.60             | 4.50                                | 3.09<br>→3.14 | 0.80   | 1.08     | 0.08     |  |  |
| 10-29     |                            |                                     |               | 1.05   |          |          |  |  |
| 30-99     |                            |                                     |               |        |          |          |  |  |
| 100-299   | 9.80<br>→ 9.85             |                                     |               | 1.05   |          |          |  |  |
| 300-499   | 10.05<br>→ 10.10           |                                     |               | 1.30   |          |          |  |  |
| 500+      |                            |                                     |               |        |          |          |  |  |

Notes 1. NP : National Pension, 국민연금

NHI : National Health Insurance, 건강보험

EI : Employment Insurance, 고용보험

IACI : Industrial Accident Compensation Insurance, 산재보험

WCGF : Wage Claim Guarantee Fund, 임금채권보장기금

2. Boldface and arrows indicate that Jeong(2013)'s estimates—originally based on 2012 contribution rates—have been updated to reflect 2013 conditions

상여·성과급 중 고정 상여·성과급의 비중 역시 정진호(2013)가 제시한 대분류 산업 및 기업규모별 고정 상여·성과급액을 활용한다. 다만 정진호는 사업체노동력조사 마이크로데이터에서 비중을 추정한 뒤 임금근로실태조사상 성과·상여급에 곱했다고 기술하고 있으나, 2026년 현재 선행연구가 활용했던 데이터는 공개 범위의 문제로 확인할 수 없다. 따라서 해당 연구에 수록된 대분류 산업별 및 기업규모별 고정 상여·성과급액 및 변동 상여·성과급액과 임금근로실태조사 데이터를 이용해 반복 비례 적합법을 1만 회<sup>15)</sup> 실시해 해당 연구에서 사용한 값을 추정했다. 이를 역산하여 검증한 결과 규모별 타깃 비중과의 오차는 정확히 0으로, 산업별 타깃 비중과의 오차는 0.02 미만으로 나타나 선행연구의 임금 구조가 재현되었음을 확인했다.

15) 참고로 1e-8 미만으로 수렴하는 반복횟수는 약 2,400회였으며, 여기에 추가로 약 7,600회 정도를 반복했다.

정진호와 차이점은 분석에서 주휴수당을 고려한다는 점이다. 정수환(2024)을 참고해 월간소정근로시간이 60시간 이상인 근로자의 경우 지불근로시간을 소정실근로시간의 1.2배로 계산한다. 이에 따라 조사상 정액임금의 5/6를 소정임금으로, 1/6을 주휴수당으로 분류하였다.

이렇게 도출한 값을 1절 2항에서 소개하는 수식에 대입한 뒤 관심변수에 대해 표본가중치를 이용해 중분류 산업별 기업규모별 셀을 구축하였다.

## 2. 추정된 고정 상여금 비중의 현실 설명력 검증

본문에서 임금결정현황조사를 통해 상용직 100인 이상 기업의 통상임금 인상률을 확인할 수 있음을 설명했다. 해당 조사를 통해서 산업대분류별 통상임금 인상률과 기업규모별 통상임금 인상률 데이터를 추가로 확보할 수 있다.

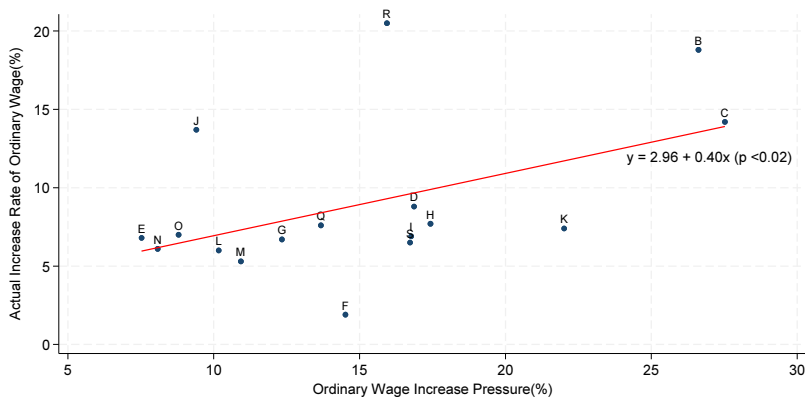
마찬가지로 본 연구에서 추정한 소정임금과 고정 상여금 비중을 이용한다면, 고정 상여금이 전부 통상임금에 포함되었을 경우의 통상임금 인상률을 구할 수 있는데, 이를 본문과 같이 통상임금 인상 압력이라고 부르도록 하자. 만약 본고에서 사용하는 고정 상여금 비중이 현실과 유사하다면, 일정 부분 항목전환형 중화를 통해 상쇄된다 하더라도 통상임금 인상 압력과 실제 통상임금 인상률 사이에 높은 상관관계가 있을 것이다.

〈Figure A.1〉과 〈Table A.2〉는 통상임금 인상 압력(Wage Increase Pressure)과 통상임금 인상률을 표와 그래프로 정리한 것이다. 임금결정현황조사와의 비교를 위해 100인 이상 사업체를 대상으로 해당 수치를 도출했다.

통상임금 인상률에 대해 인상압력을 이용한 회귀분석을 실시할 경우, 계수값이 0.40( $p < 0.02$ )로 추정되었으며, 대체로 전산업이 추세선 근처에 위치하는 것으로 나타났다. 특별히 이상치라고 부를만한 산업으로는 기준선보다 높은 곳에 위치한 J. 출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업, R. 예술, 스포츠 및 여가 관련 서비스업, 그리고 기준선보다 낮은 곳에 위치한 F. 건설업이 있었다.

이를 바탕으로 본고의 통상임금 인상 압력 추정이 틀렸다고 단정하기는 어려울 것으로 생각된다. J나 R의 경우 초과근로비중이 낮기에 통상임금 인상의 부담이 적어 항목전환형 중화가 적게 일어났고, F의 경우는 그 반대의 현상이 나타났을 가능성도 충분히 있기 때문이다.

〈Figure A.1〉 Pressure to Increase Ordinary Wages vs. Actual Increase Rates by Major Industry  
(Establishments with 100 or More Employees)



〈Table A.2〉 Pressure to Increase Ordinary Wages vs. Actual Increase Rates by Major Industry  
(Establishments with 100 or More Employees)

| Section                                                                                        | Fixed <i>SWG</i> share | Pressure (%) | Actual (%) |
|------------------------------------------------------------------------------------------------|------------------------|--------------|------------|
| B. Mining and quarrying                                                                        | 0.900                  | 26.6         | 18.8       |
| C. Manufacturing                                                                               | 0.608                  | 27.5         | 14.2       |
| D. Electricity, gas, steam and air conditioning supply                                         | 0.517                  | 16.9         | 8.8        |
| E. Water supply; sewage, waste management, materials recovery                                  | 0.673                  | 7.5          | 6.8        |
| F. Construction                                                                                | 0.664                  | 14.5         | 1.9        |
| G. Wholesale and retail trade                                                                  | 0.591                  | 12.3         | 6.7        |
| H. Transportation and storage                                                                  | 0.702                  | 17.4         | 7.7        |
| I. Accommodation and food service activities                                                   | 0.644                  | 16.8         | 6.9        |
| J. Information and communication                                                               | 0.563                  | 9.4          | 13.7       |
| K. Financial and insurance activities                                                          | 0.619                  | 22.0         | 7.4        |
| L. Real estate activities                                                                      | 0.610                  | 10.2         | 6.0        |
| M. Professional, scientific and technical activities                                           | 0.556                  | 10.9         | 5.3        |
| N. Business facilities management and business support services; rental and leasing activities | 0.665                  | 8.1          | 6.1        |
| P. Education                                                                                   | 0.705                  | 8.8          | 7.0        |
| Q. Human health and social work activities                                                     | 0.767                  | 13.7         | 7.6        |
| R. Arts, sports and recreation related services                                                | 0.657                  | 15.9         | 20.5       |
| S. Membership organizations, repair and other personal services                                | 0.650                  | 16.7         | 6.5        |

〈Table A.3〉는 기업규모별로 유사한 비교를 수행한 것이다. 임금결정현황조사에서는 기업규모를 300-500인 / 500-1000인 / 1000인 이상으로 분류하고 있어 직접적인 비교는 어렵지만, 여기에서도 통상임금 인상 압력과 인상률 사이에는 양의 상관관계가 나타났다. 또한 기업규모가 커질수록 통상임금 인상률도 높아지는 현상이 관찰되었다.

〈Table A.3〉 Pressure to Increase Ordinary Wages vs. Actual Increase Rates by Firm Size

| Firm Size | Fixed <i>SWG</i> share | Pressure (%) | Actual (%)     |
|-----------|------------------------|--------------|----------------|
| 5-9       | 0.599                  | 4.8          |                |
| 10-29     | 0.592                  | 6.7          |                |
| 30-99     | 0.646                  | 8.2          |                |
| 100-299   | 0.646                  | 12.4         | 7.4            |
| 300-500   | 0.733                  | 17.4         | 77.5           |
| 500+      | 0.589                  | 22.5         | (500-1000) 8.9 |
|           |                        |              | (1000+) 13.3   |

## B. 강건형 이중차분 추정 결과 상세

〈Table B.1〉 log(hourly wage)

| Relative time | Non-normalized |          | Normalized |          |
|---------------|----------------|----------|------------|----------|
|               | $\beta$        | S.E.     | $\beta$    | S.E.     |
| -1            | -0.0047        | (0.0164) | -0.0026    | (0.0091) |
| 0             |                |          |            |          |
| 1             | 0.0157         | (0.0167) | 0.0087     | (0.0092) |
| 2             | -0.0014        | (0.0201) | -0.0004    | (0.0056) |
| 3             | 0.0001         | (0.0239) | 0.0000     | (0.0044) |
| 4             | -0.0027        | (0.0239) | -0.0004    | (0.0033) |
| 5             | -0.0284        | (0.0281) | -0.0032    | (0.0031) |

\* Boldface denotes significance at the 5% level

〈Table B.2〉 log(employment)

| Relative time | Non-normalized |          | Normalized |          |
|---------------|----------------|----------|------------|----------|
|               | $\beta$        | S.E.     | $\beta$    | S.E.     |
| -1            | -0.0150        | (0.0342) | -0.0083    | (0.0189) |
| 0             |                |          |            |          |
| 1             | 0.0361         | (0.0507) | 0.0199     | (0.0280) |
| 2             | 0.0396         | (0.0569) | 0.0109     | (0.0157) |
| 3             | 0.0615         | (0.0602) | 0.0113     | (0.0111) |
| 4             | 0.0240         | (0.0590) | 0.0033     | (0.0082) |
| 5             | 0.0562         | (0.0647) | 0.0062     | (0.0072) |

\* Boldface denotes significance at the 5% level

〈Table B.3〉 log(Weekly regular working hours)

| Relative time | Non-normalized |                 | Normalized    |                 |
|---------------|----------------|-----------------|---------------|-----------------|
|               | $\beta$        | S.E.            | $\beta$       | S.E.            |
| -1            | 0.0017         | (0.0105)        | 0.0009        | (0.0025)        |
| 0             |                |                 |               |                 |
| 1             | 0.0087         | (0.0061)        | 0.0048        | (0.0034)        |
| 2             | 0.0134         | (0.0082)        | 0.0037        | (0.0023)        |
| 3             | <b>0.0165</b>  | <b>(0.0081)</b> | <b>0.0030</b> | <b>(0.0015)</b> |
| 4             | <b>0.0205</b>  | <b>(0.0094)</b> | <b>0.0028</b> | <b>(0.0013)</b> |
| 5             | <b>0.0238</b>  | <b>(0.0096)</b> | <b>0.0026</b> | <b>(0.0011)</b> |

\* Boldface denotes significance at the 5% level

〈Table B.4〉 log(Weekly total working hours)

| Relative time | Non-normalized |                 | Normalized     |                 |
|---------------|----------------|-----------------|----------------|-----------------|
|               | $\beta$        | S.E.            | $\beta$        | S.E.            |
| -1            | 0.0001         | (0.0052)        | 0.0001         | (0.0029)        |
| 0             |                |                 |                |                 |
| 1             | -0.0119        | (0.0076)        | -0.0065        | (0.0042)        |
| 2             | <b>-0.0293</b> | <b>(0.0095)</b> | <b>-0.0081</b> | <b>(0.0026)</b> |
| 3             | -0.0036        | (0.0088)        | -0.0007        | (0.0016)        |
| 4             | -0.0025        | (0.0109)        | -0.0004        | (0.0015)        |
| 5             | 0.0007         | (0.0108)        | 0.0001         | (0.0012)        |

\* **Boldface** denotes significance at the 5% level

〈Table B.5〉 log(Total wage per worker)

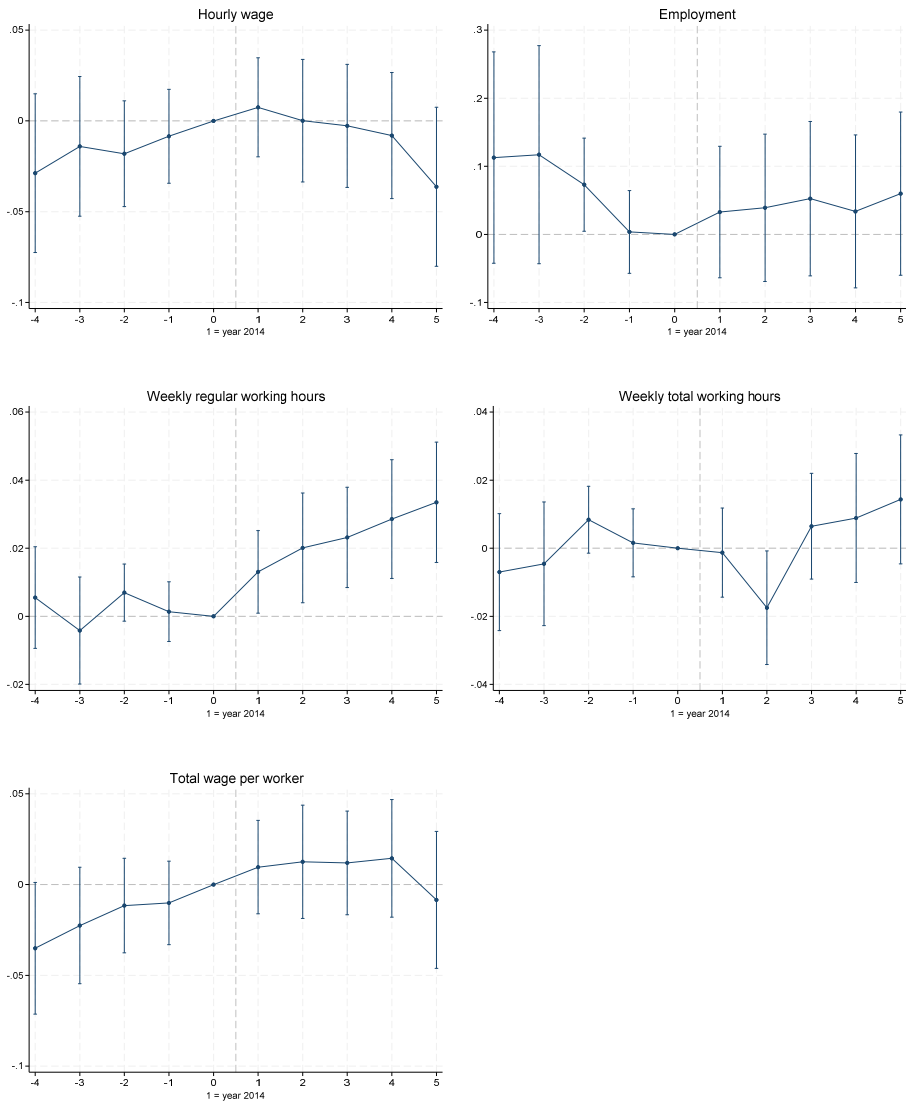
| Relative time | Non-normalized |          | Normalized |          |
|---------------|----------------|----------|------------|----------|
|               | $\beta$        | S.E.     | $\beta$    | S.E.     |
| -1            | -0.0070        | (0.0154) | -0.0039    | (0.0085) |
| 0             |                |          |            |          |
| 1             | 0.0088         | (0.0153) | 0.0048     | (0.0084) |
| 2             | 0.0003         | (0.0188) | 0.0001     | (0.0052) |
| 3             | 0.0043         | (0.0215) | 0.0008     | (0.0040) |
| 4             | 0.0075         | (0.0228) | 0.0010     | (0.0031) |
| 5             | -0.0133        | (0.0251) | -0.0015    | (0.0028) |

\* **Boldface** denotes significance at the 5% level

## C. 강건성 검정

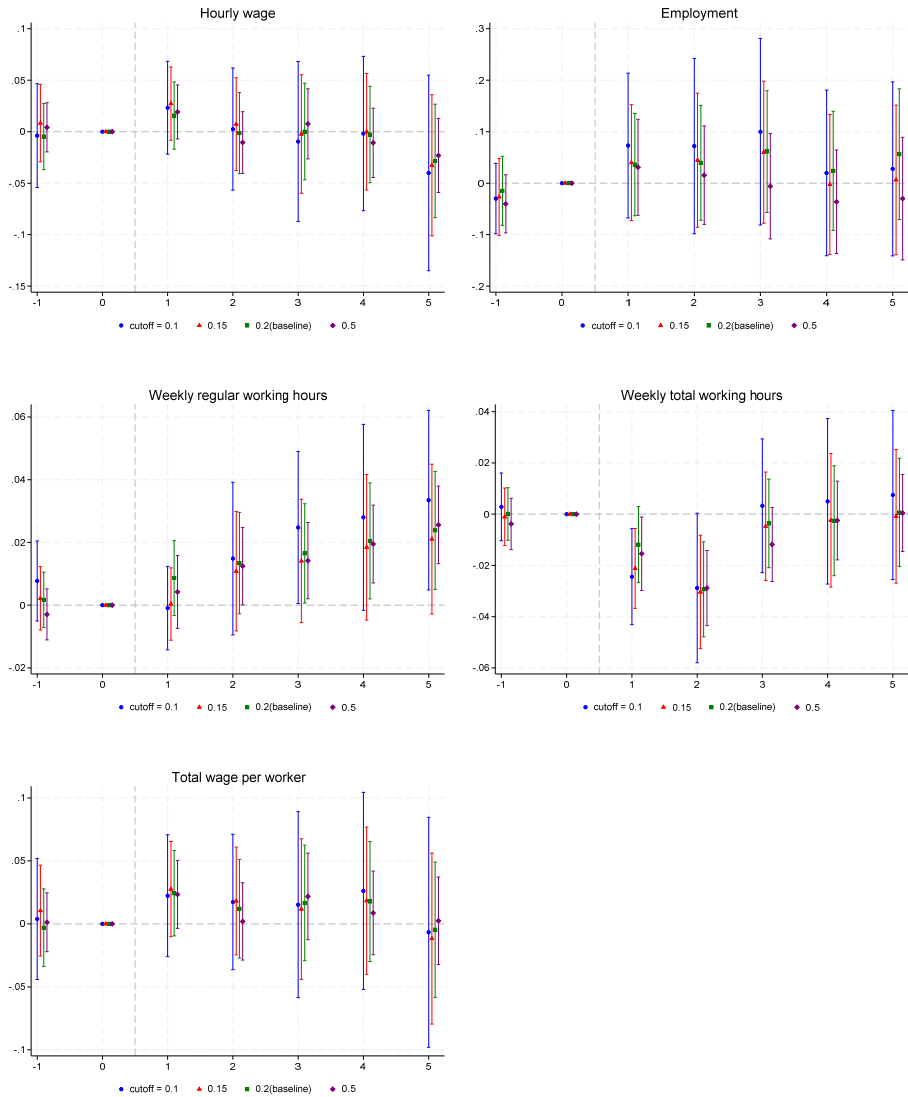
### 1. 사전 추세 연장

〈Figure C.1〉 Robustness Checks with Extended Pre-treatment Period



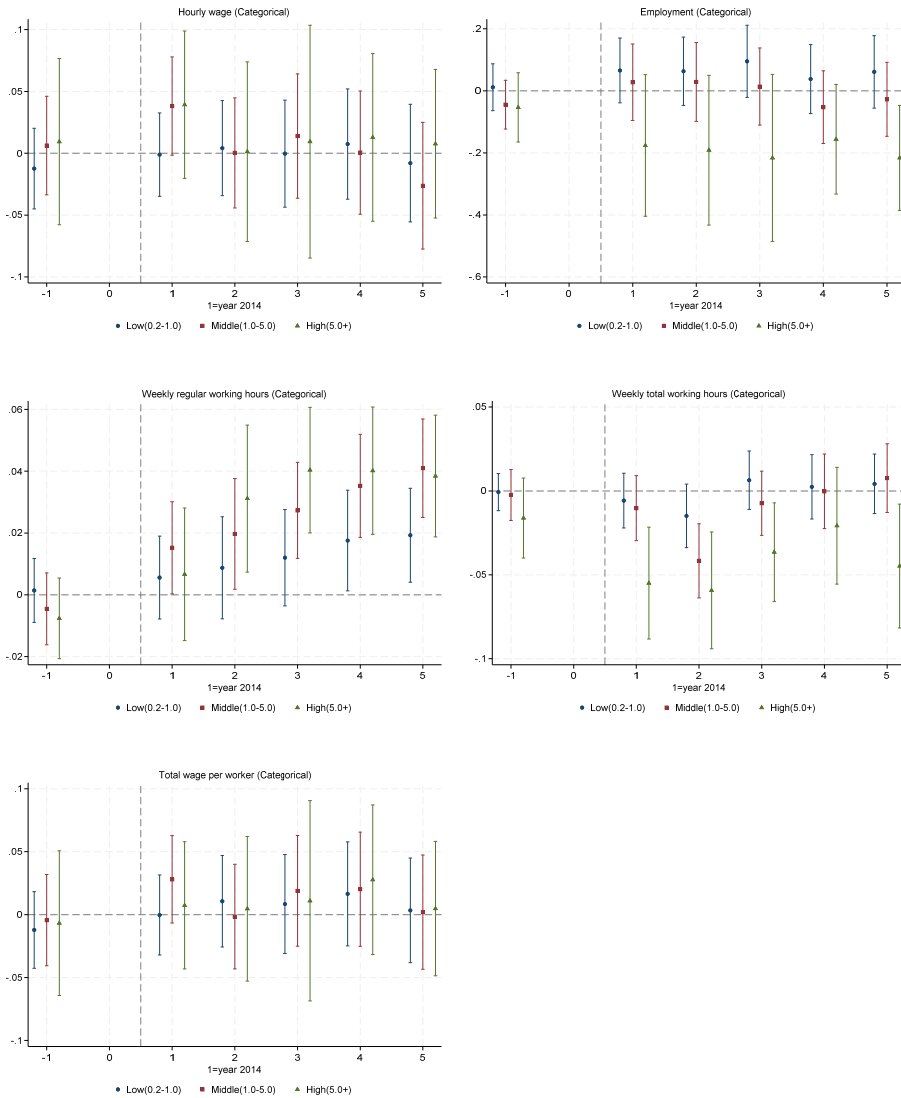
## 2. 처치강도 0을 부여하는 임계값

〈Figure C.2〉 Robustness Checks with Alternative Treatment Intensity Cutoffs



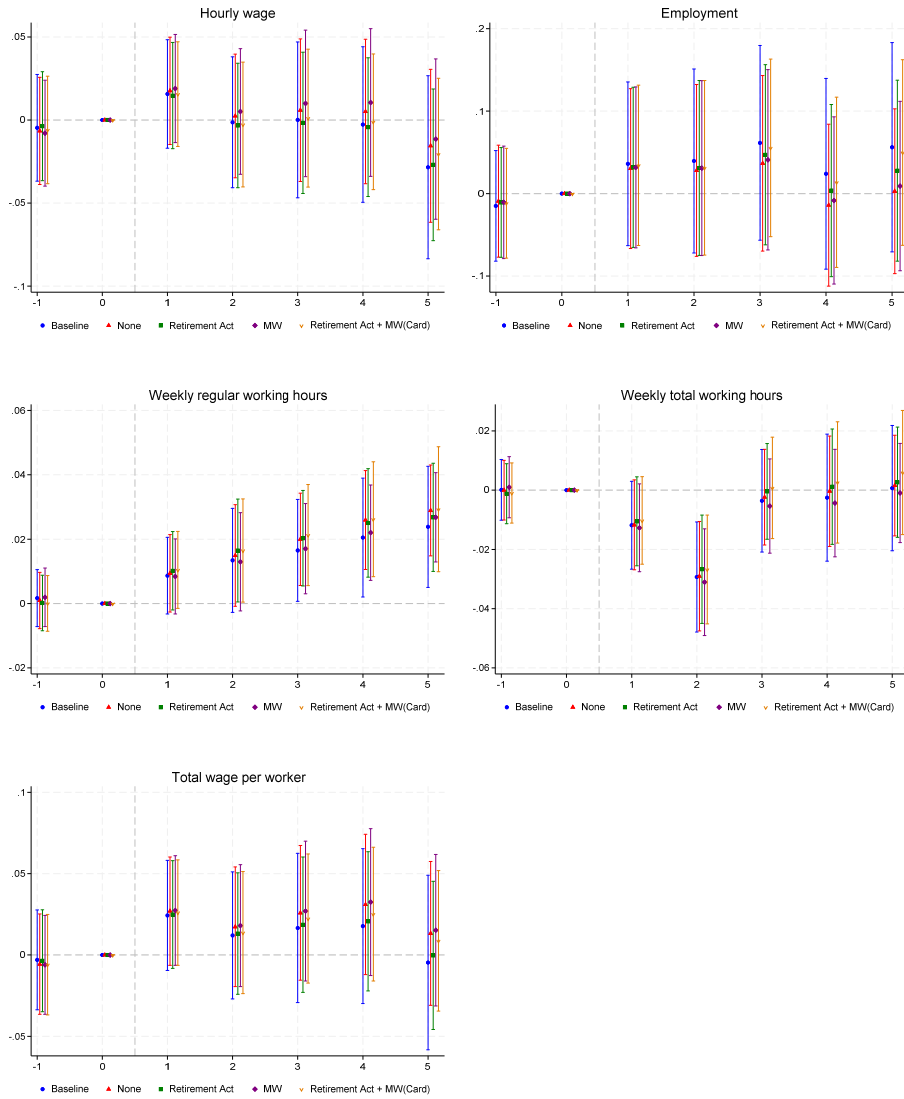
### 3. 범주형 처치변수와 연도 더미 교차항을 이용한 DID

〈Figure C.3〉 DID with Categorical Treatment Estimating the dynamic effects by interacting treatment categories with year dummies



#### 4. 통제변수

〈Figure C.4〉 Robustness Checks with Alternative Control variables



\* Note

None : No control

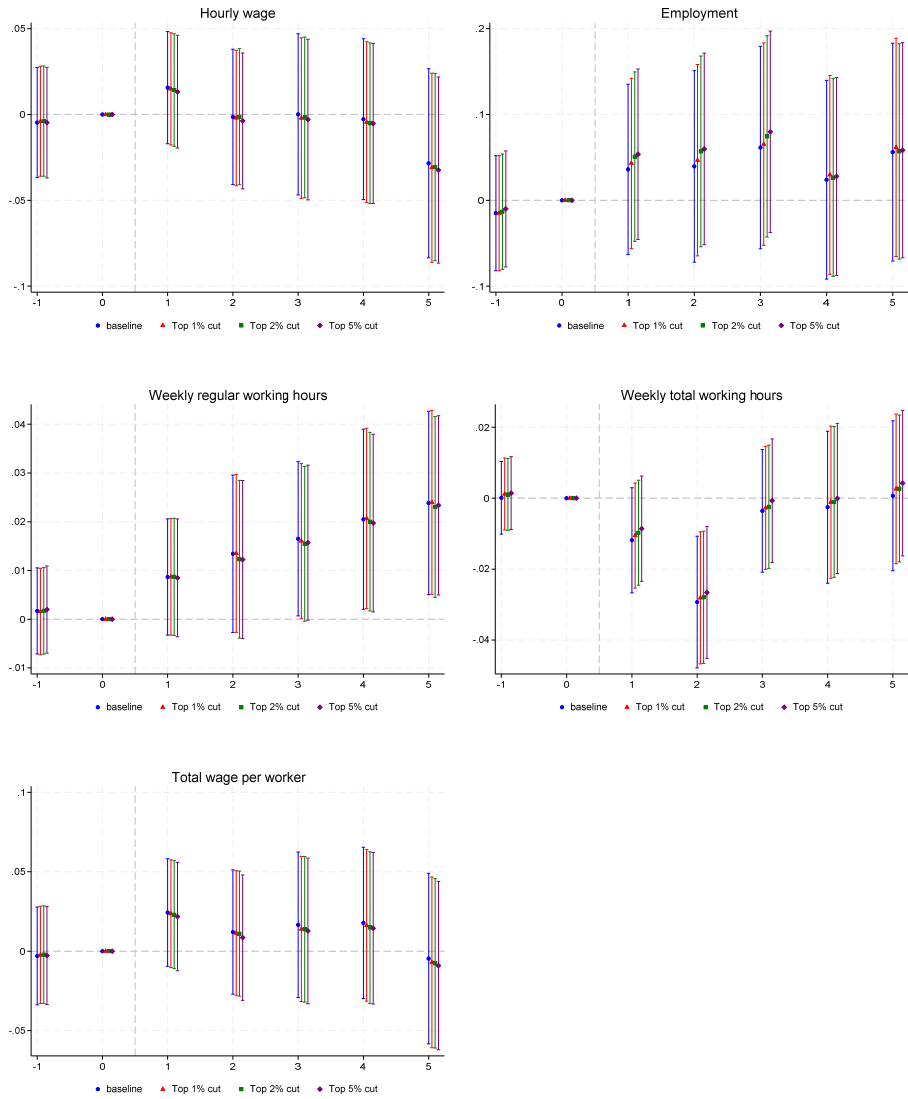
Retirement act : Delayed mandatory retirement act variable used in the main analysis

MW : minimum wage variable used in the main analysis

MW(card) : annually updated minimum wage variable

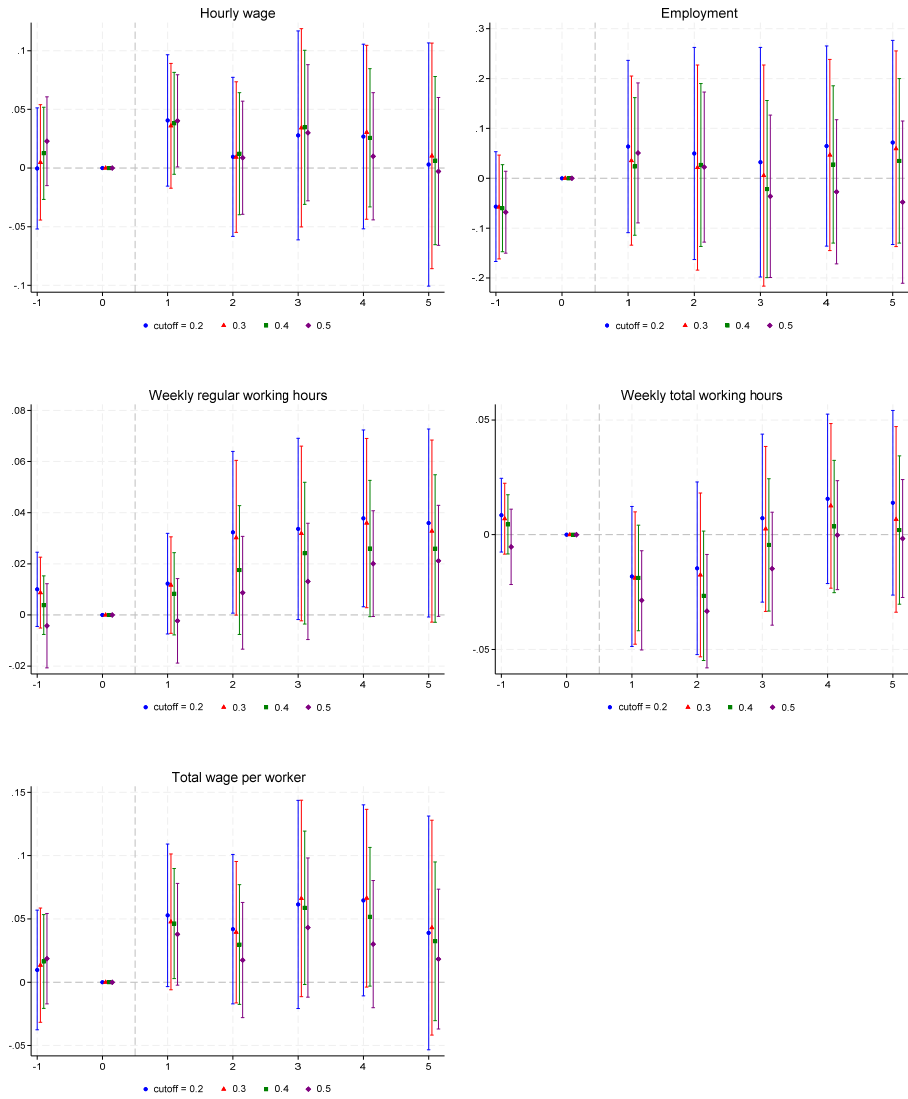
## 5. 극단값 제거

〈Figure C.5〉 Robustness Checks with Alternative Sample Restrictions



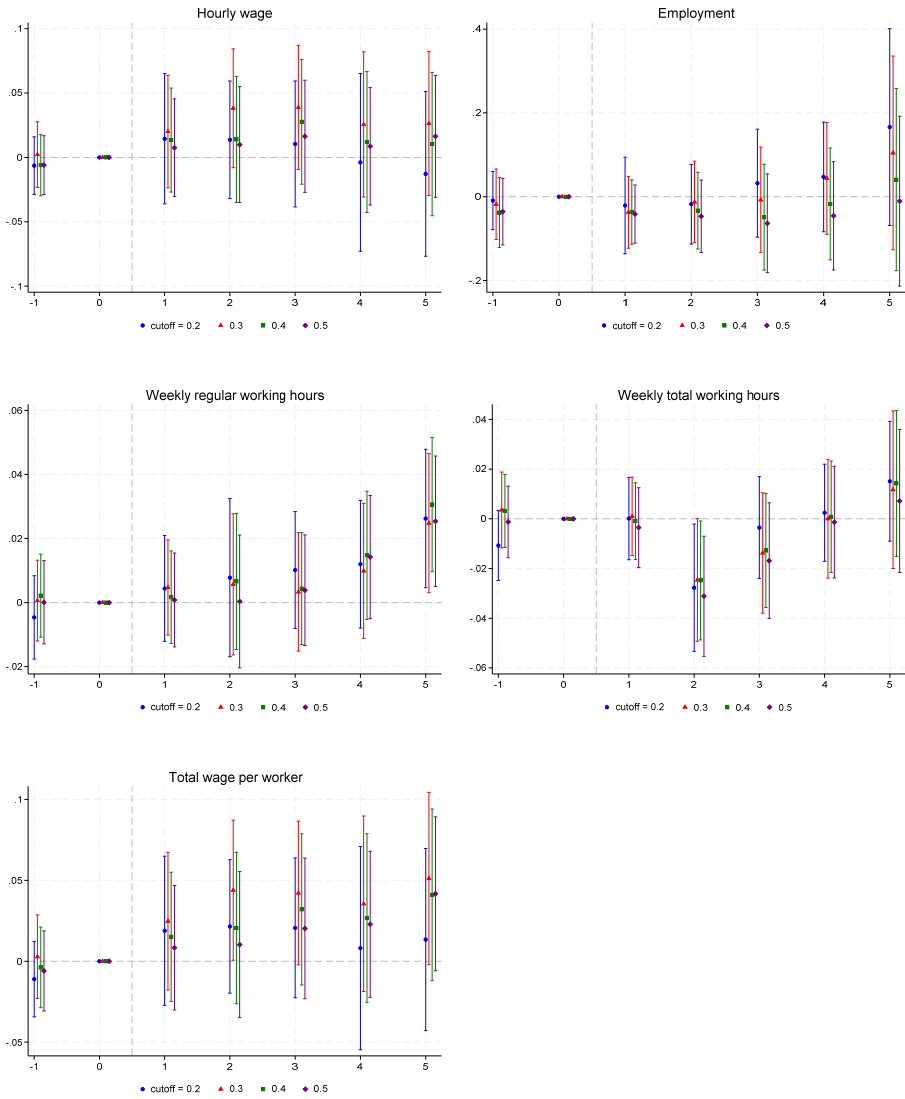
## 6. 기업규모를 3개 범주로 축소

〈Figure C.6〉 Robustness Checks with Collapsed Firm Size Cells



## 7. 대분류 산업을 이용

〈Figure C.7〉 Robustness Checks with 1-Digit Industry Cells



## The Effects of the 2013 Ordinary Wage Ruling on the Korean Labor Market\*

Hyeondong Kim\*\*

### Abstract

This paper examines the economic implications of the Supreme Court of Korea's 2013 en banc decision that brought fixed bonuses and performance-based pay within the scope of ordinary wages, and conducts an empirical analysis using a robust difference-in-differences design that exploits variation in labor cost shocks as treatment intensity. Theoretically, when wage adjustment is constrained, the ruling creates dual cost pressures by increasing both overtime pay and quasi-fixed labor costs per worker. The empirical results show that, although the ruling had limited effects on hourly wages and employment, there is no evidence that labor costs per worker increased. This reflects firms' cost-saving adjustments through the reallocation and restructuring of working hours. As a result, firms reorganized working-time arrangements, reducing total labor input in the short run and replacing overtime hours with contractual working hours in the long run. These findings suggest that the longstanding debate over the scope of ordinary wages, often framed as a zero-sum conflict between labor and management, should be reconsidered within a framework of mutual cooperation aimed at minimizing short-term costs and enhancing long-term welfare.

Key Words: Ordinary Wage, Working Hour, Robust DID

JEL Classification: J2, J3, J5

---

*Received: Jan. 7, 2026. Revised: Mar. 19, 2026. Accepted: May 15, 2026.*

\* This paper was written in the author's personal capacity and outside his official duties. The views expressed herein are solely those of the author and do not represent those of his affiliated institution. The author is deeply grateful to the two anonymous referees and Hyejin Kim, a certified labor attorney, for their detailed and thoughtful comments, which helped address the shortcomings of this paper. All remaining errors are entirely the author's responsibility.

\*\* Manager, Economic Division, Federation of Korean Industries, 46F, FKI Tower, 24 Yeoui-daero, Yeongdeungpo-gu, Seoul, Republic of Korea, Phone: +82-10-4060-0204, e-mail: hdkim@fki.or.kr