

노동정책연구
2022. 제22권 제4호 pp.125~149
한국노동연구원
<http://doi.org/10.22914/jlp.2022.22.4.005>

연구논문

법정 최대 근로가능시간 단축이 산업재해에 미친 영향

류한별*
송선영**

장시간 노동이 노동자의 건강을 위협하고 산업재해를 유발하는 요인으로 지적됨에 따라, 정부는 2018년 주당 최대 근무시간을 68시간에서 52시간으로 단축하는 정책을 실시하였다. 이에 본 연구는 이중차분법(DID)을 활용하여 최대 근로시간 단축법이 실근로시간 단축과 산업재해에 끼친 영향을 분석하였다. 분석결과, 주 52시간 상한제는 주 평균 노동시간이 40시간 이상인 300인 이상 기업의 주당 노동시간을 평균 약 2시간 감소시키는 것으로 나타났다. 하지만 노동시간의 감소가 사망사고나 요양재해의 감소에 통계적으로 유의미한 영향을 끼치지 않는 것으로 나타났다.

핵심용어 : 법정근로시간, 장시간 근로, 산업재해율, 사고사망민인율, 노동시간단축

I. 서론

한국의 2021년 연간 평균 근로시간은 1,908시간으로 OECD 회원국의 평균 근로시간인 1,687시간을 크게 웃돌 뿐 아니라, OECD 회원국 중 멕시코와 코스

논문접수일: 2022년 9월 8일, 심사의뢰일: 2022년 9월 19일, 심사완료일: 2022년 11월 23일

* (제1 저자) 한양대학교 경제학부 조교수(ryuhb@hanyang.ac.kr)

** (교신저자) 한양대학교 응용경제학과 석사과정(thd815@hanyang.ac.kr)

타리카에 이어 세 번째로 높은 수치를 보인다(OECD, 2021). 국내에서는 그동안 장시간 근로가 높은 자살률과 낮은 국민행복지수 등의 원인으로 지적되어 왔다. 기존 연구에 따르면, 장시간 근로는 노동자의 피로도와 수면부족, 유해물질에 대한 노출을 증가시켜 근로자의 건강을 해치고 산업재해를 증가시킬 수 있는 반면(Beaumont et al., 2005), 근로시간의 단축은 규칙적인 운동 증가와 흡연 감소 등으로 이어져 노동자의 삶의 질을 향상시킬 가능성이 존재한다(김유선, 2008, 2011; Ahn, 2016).

정부는 장시간 근로의 폐해를 줄이고자 2003년 9월 15일 근로기준법 개정을 통해 법정 근로시간을 주당 40시간 이내로 제한하였다. 해당 법령은 2004년 7월부터 2011년까지 사업체 규모에 따라 단계적으로 시행되었으며, 많은 사업체에서 실질적 근로시간을 줄이는 효과를 나타내었다(정연·김수정, 2021). 하지만 법 개정 이후에도 많은 업종에서는 최대 근로가능시간에 대한 제한이 없었기 때문에, 장시간 근무는 여전히 존재하였다.¹⁾ 이에 정부는 2018년 7월 1일 법정 최대 근로가능시간을 주 52시간으로 단축하도록 하였고 사업체 규모와 산업 특성을 고려해 해당 정책이 차별적으로 시행될 수 있게 하였다.

본 연구의 목적은 2018년 근로기준법 개정을 통한 노동시간의 단축이 산업재해에 미치는 영향을 추정하는 데 있다. 앞에서 언급한 것처럼 노동시간과 산업재해는 서로 연관될 가능성이 존재하지만, 이 둘의 직관적인 비교를 통해서 노동시간이 산업재해에 끼치는 정확한 효과를 추정하기 어렵다. 노동자가 내생적으로 여러 작업환경의 직업을 선택하여 근무하는 경우(Rosen, 1974), 노동자의 관측되지 않는 특징은 추정치에 편향을 초래할 수 있기 때문이다. 또한, 노동시간이 긴 기업일수록 안전에 대한 투자를 높여 근로시간이 산업재해에 미치는 영향이 과소추정될 수 있다. 이에 본 연구는 주 52시간 상한제가 근로시간 단축에 미친 영향을 우선적으로 살펴본 후, 해당 근로시간 단축법이 산업재해에 끼친 영향을 살펴보았다. 분석방법으로는 주 52시간 상한제가 근로자 수 300인 이상의 기업에서만 2018년부터 적용된 점을 고려하여 이중차분법(DID)

1) 통계청에서 발표하는 경제활동인구조사에 따르면, 2011년 12월을 기준으로 전체 근로자의 약 25.9%가 주 54시간을 초과하는 장시간 근로를 하는 것으로 나타났다. 또한, 2018년 근로기준법 개정 이전 26개 업종에서는 근로자대표와 서면합의를 하면 무제한 연장근로가 가능하였다(통계청, 2012).

을 활용하였다.

분석결과 법정 최대 근로가능시간 단축법은 주당 평균 노동시간이 40시간 이상이고 근로자 수가 300인 이상인 산업에서 근로시간을 약 2시간 감소시킨 것으로 나타났다. 이는 2004년에 시행된 주 40시간 근무제 도입의 효과와 유사한 결과였다(Lee and Lee, 2016). 하지만 최대 근로가능시간 단축법이 요양재해와 사망을 비롯한 산업재해에 통계적으로 유의한 영향을 끼쳤다는 증거는 발견하지 못했다. 또한 본 연구에서는 2018년 처음으로 최대 근로가능시간이 단축된 후, 2019년 9월 추가로 주 52시간 상한제가 적용된 특례제외업종(보험 및 연금업 등 포함)을 제외한 분석에서도 최대 근로가능시간 단축법이 실근로시간만을 단축시킨다는 점을 확인하였다.²⁾

본 연구는 주 52시간 상한제를 살펴본 국내 선행연구와 크게 두 가지 차별점을 가진다. 첫째, 본 연구는 주 52시간 상한제가 산업재해에 미치는 영향을 살펴보았다. 최대 법정 근로가능시간을 주 52시간으로 단축한 정책에 대해서는 그동안 건강과 고용 측면에서 주로 평가가 이루어져 왔다. 하지만 근로기준법 개정 이유 중 하나가 장시간 노동이 근로자의 건강과 안전에 부정적 영향을 끼칠 수 있기 때문임을 고려할 때, 근로시간 개선이 산업재해에 미친 영향을 살펴보는 것은 중요한 의미를 지닌다. 둘째, 본 연구는 산업재해가 과소추정될 확률이 비교적 낮은 2014년 이후의 산업재해현황 데이터를 분석에 활용하였다. 2011년 이전은 정신질환의 산재 불승인율이 83.3%에 달할 정도로 산재 판정이 어려웠기 때문에(근로복지공단, 2019), 2011년 이전의 데이터는 산업재해가 과소 추정될 여지가 존재한다. 반면 2014년 이후에는 산업안전보건법 적용 범위가 확대되고 사고발생 시 고용노동부에 산업재해조사표를 의무적으로 보고하게끔 산업안전보건법이 개정되어, 산업재해의 과소보고 확률이 낮아졌다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제Ⅱ장에서 근로시간과 관련된 선행연구를 정리하고 한계점을 검토한 뒤 제Ⅲ장에서 활용된 자료와 주 52시간 상한제 정책에 대해 살펴본다. 제Ⅳ장에서는 실증분석 모형에 대해 설명하고 제Ⅴ장에서는 실증분석 결과를 논한다. 마지막으로 제Ⅵ장에서는 결과를 요약하고 정책적

2) 특례제외업종은 노동시간 단축 효과가 연속적으로 이루어졌다는 점에서 노동시간의 단축이 산업재해에 미치는 영향이 더 크게 나타날 수 있다. 하지만 특례제외업종의 관측치 수가 적어, 특례제외업종에 국한한 분석을 진행할 수는 없었다.

합의와 후속 연구를 제시한다.

II. 선행연구 및 이론적 검토

근로시간의 단축이 산업재해에 미치는 영향은 이론적으로 명확하지 않다. 근로시간 감소는 노동자들의 수면시간을 높이고 피로도를 개선시킬 수 있다는 점에서 노동시간 단축법 도입은 산업재해를 감소시킬 가능성이 존재한다. 하지만 고용주는 노동자들의 근로시간을 줄임과 동시에 노동강도의 증가를 통해 기존 작업량을 해소하고자 할 수 있기 때문에, 근로시간의 감소는 노동자들의 스트레스 증가 및 산업재해로 이어질 가능성도 갖고 있다.

다양한 선행연구에서는 장시간 근무가 산업재해의 발생 위험을 높이고 근로자 건강을 위협할 수 있음을 보인다. 이주영 외(2014)는 한국노동조합총연맹에 가입된 1,000개의 제조업 사업장을 무작위로 선정하여 설문조사를 실시한 결과, 주당 평균 근로시간이 52시간 이상인 경우 그 미만인 경우보다 산업재해 발생 확률이 약 2.29배 높음을 발견하였다. 하지만 노동시간과 산업재해와의 단순한 비교는 노동시간의 내생성을 고려하지 않아 추정치가 편향될 가능성이 존재한다(Rosen, 1974). 이에 Lee and Lee(2016)는 주 40시간 근무제가 법정근로시간을 44시간에서 40시간으로 외생적으로 줄인 점을 활용하여 노동시간의 단축이 산업재해에 미치는 영향을 추정하였다. 그 결과, 법정근로시간이 1시간 감소하면 평균 노동시간은 약 14분 감소하고, 노동시간이 1시간 감소할 때 산업재해 발생률은 약 8% 감소하는 것으로 나타났다.

하지만 일부 연구에서는 노동시간의 감소가 노동강도의 강화를 통해 근로자들의 건강상태에 부정적 영향을 끼칠 수 있음을 보인다. 그 이유 중 하나는 기업이 노동시간 단축분을 상쇄하기 위해 신규고용 확대가 아닌 엄격한 근무성과 측정 등을 통해 노동생산성을 높이고자 할 수 있기 때문이다(이지평 외, 2000). 일반적으로 노동강도의 증가는 근골격계 질환 및 피로도를 증가시켜 산업재해 증가로 이어질 수 있기 때문에(Bernard et al., 1997; 김인아 외, 2004; 정혜선 외, 2005), 근무시간의 감소가 산업재해에 끼치는 긍정적 영향을 상쇄시킬 수

있다. 또한 노동자들이 제한된 시간 속에서 무리한 노력을 통해 돌보이고자 할 경우(Mankiw and Whinston, 1986; Perry, 1984), 이 또한 산업재해를 증가시키는 요소로 작용할 수 있다. 성재민(2005)은 법정근로시간이 단축되었을 때 기업이 노동강도 강화를 선택할 가능성을 보였으며, 강순희 외(2001)의 연구에서도 근로시간 단축으로 인해 기업이 근로자의 성과를 향상시킬 수 있는 인적자원 관리에 많은 노력을 한다고 분석했다. 더해서 OECD(1998)는 법정근로시간 단축이 시간당 노동생산성 향상으로 이어졌다고 보고했으며 이는 이전과 동일한 업무량을 수행하기 위한 압력에도 원인이 있는 것으로 분석했다.

노동시간의 단축이 산업재해에 미치는 영향은 근로형태에 따라 달라질 가능성도 존재한다. 다양한 선행연구에서 주야간교대근무 형태로 근무하는 노동자들은 주간고정근무만 하는 노동자들에 비해 노동시간도 길었으며 야간근무 노동자일수록 주간근무 노동자에 비해 더 많은 수면장애를 겪고 건강 상태도 악화될 가능성이 높은 것으로 나타났다(손미아, 2004). Nielsen et al.(2018) 또한 동일한 시간을 근로할 때 주간근무에 비해 야간근무 노동자들이 일주일 후에 산업재해 위험이 증가하는 것을 보였다.

근로시간 단축은 여가시간과 수면시간 변화로 이어진다는 점에서 산업재해 이외에도 노동자들의 삶 전반에 영향을 끼칠 수 있다(김유선, 2011). 이에 근로시간 단축이 건강 및 의료행태에 미치는 효과를 분석한 연구가 다수 존재한다. 노동자들은 늘어난 여가시간을 건강검진을 받거나 본인의 건강을 증진시키는데 활용할 수 있으며 이에 따라 노동자들의 건강 상태를 개선시킬 가능성이 있다(신한얼·정완교, 2019). 유혜림(2018)은 한국노동패널조사의 데이터를 활용하여 근로시간이 감소할수록 노동자들의 주관적 건강상태가 개선될 수 있다고 밝혔다. 또한 Ahn(2016)은 노동시간이 감소할수록 음주 확률은 증가하지만 동시에 건강에 대한 노동자들의 관심이 높아져 더 많은 시간을 규칙적인 운동에 할애하고 흡연 가능성이 낮아진다고 보고하였다.

Ⅲ. 데이터 및 정책설명

1. 활용된 자료

본 분석을 위해서 고용노동부의 사업체노동력조사와 산업재해현황 자료를 사용하였다. 실근로시간의 변화는 사업체노동력조사를 활용하여 추정하였으며, 산업재해 결과변수인 사망만인율과 요양재해율 추정을 위해서는 산업재해현황 자료를 이용하였다. 두 데이터를 결합하여 사용하기 위해서, 산업재해현황 데이터의 30~49인과 50~99인 그룹을 30~99인 규모로 통합하였으며 300~499인, 500~999인, 1000인 이상 규모 역시 300인 이상 규모로 통합하여 활용했다.³⁾

분석에 사용된 샘플은 37개의 산업을 5개의 고용규모로 분류하여 총 504개의 관측치를 포함하며, 성인근로자의 법정 근로시간이 1일 8시간, 1주 40시간인데 따라 주 평균 근로시간이 40시간 미만인 산업은 분석에 포함하지 않았다(근로기준법, 제4장 50조).⁴⁾ 또한 법정 최대 근로가능시간을 주 44시간에서 주 40시간으로 단축시키는 법령이 사업체 규모에 따라 2011년까지 단계별로 시행되었기 때문에, 해당 정책의 영향을 제외하기 위해 2014~19년 자료를 이용했다. 마지막으로 2020년 자료는 코로나19의 영향을 배제하고자 분석에 포함시키지 않았다.

본 분석에는 다음의 산업-고용규모 그룹이 추가로 제외되었다. 우선 고용보험 적용이 제외되는 상시근로자 4인 이하의 업종과 농업, 어업, 임업, 수렵업, 가사 서비스업은 산업재해율이 다르게 측정될 가능성이 있어 분석에서 제외하였다(Lee and Lee, 2016).⁵⁾ 또한 주 52시간 상한제는 공공기관과 300인 이상

3) 산업재해현황 데이터는 규모가 5인 미만, 5~9인, 10~29인, 30~49인, 50~99인, 100~299인, 300~499인, 500~999인, 1,000인 이상으로 나누어진 반면 사업체노동력조사 데이터는 규모가 1~4인, 5~9인, 10~29인, 30~99인, 100~299인, 300인 이상으로 분류되어 있다.

4) 상시근로자 수는 아르바이트나 일용직을 포함한 모든 근로자들의 수를 나타내며(근로기준법 제7조), 주 평균 근로시간이 40시간 미만인 산업은 상용근로자보다 임시근로자의 비율이 높거나 성인 근로자의 비율이 낮을 가능성이 높다(근로기준법 제70조).

5) 1998년 10월 1일부터 1인 이상의 근로자가 있는 사업주는 의무적으로 고용산재보험에 가입해야 한다. 하지만 사업의 규모 및 산업별 특성에 따라 사업장 및 피보험자 관리가 어

사업장을 대상으로 2018년 7월 1일부터 적용되었지만, 사업체노동력조사가 공공기관은 다루지 않으므로 공공기관은 분석에서 제외되었다. 특례유지업종인 노선여객자동차 운송 사업을 제외한 육상운송업, 수상운송업, 항공운송업, 기타 운송관련 서비스업, 보건업도 분석에서 제외했다. 마지막으로, 다른 산업과 달리 추정된 노동자 수를 활용하는 건설업과 고위험 직군인 광업은 산업재해율이 정확히 산출되지 않았을 가능성이 있어 분석에서 제외하였으며 산업재해현황 자료 중 위생 및 유사서비스업, 수제품제조업, 기타의 각종 사업과 같이 사업체 노동력조사 자료의 산업분류가 매치되지 않는 경우도 분석에서 제외하였다 (Lee and Lee, 2016).⁶⁾

본 연구에 사용된 샘플의 기초통계는 <표 1>에 나타나 있다. 노동자들은 2014~19년까지 일주일에 평균 42.86시간 근무했으며, 노동시간은 대체로 시간이 경과함에 따라 감소하는 추세를 보였다. 사업체의 규모가 커질수록 노동시간이 증가하는 추세를 보였지만, 300인 이상의 사업체는 100~299인의 사업체에 비해 노동시간이 약 3시간가량 적었고 다른 중소기업보다도 대체로 적은 노동시간을 보였다. 요양재해율은 시간에 따라 감소하는 경향을 보였으나 2018년 약 0.61 수준으로 높게 반등하였다. 이는 2017년 9월부터 산업재해에 업무관련성 추정의 원칙이 도입되고,⁷⁾ 2018년 1월부터 산업안전보건법이 개정되면서

럽다고 판단되는 경우, 고용보험 의무 가입을 적용받지 않았다. 더해서, 상시근로자 수는 법률에 따라 산정방법이 달라진다. 주 52시간 상한제 적용여부 판단 시 사용하는 상시근로자 수는 사업장에서 법 적용 사유 발생일 전 1개월 동안 사용한 근로자의 연인원을 같은 기간 중의 가동 일수로 나누어 산정한다(근로기준법 제7조의 2). 반면 고용산재보험 판단 시 사용하는 상시근로자 수는 전년도 매월 말일 현재 사용하는 근로자 수의 합계를 전년도 조업 개월 수로 나누어 산정한다(고용산재보험료징수법 제2조).

- 6) 2018년 이후 산업재해현황자료에서 통합된 일부 업종은 2018년 이전 데이터의 업종도 통합하여 활용하였으며, 일부 업종은 사업체노동력조사 자료 대분류의 노동시간을 활용하였다. 2018년 이후 산업재해현황자료에서 ‘석회석광업’, ‘금속 및 비금속광업’은 ‘석회석, 금속, 비금속광업 및 기타광업’으로 통합되었으며 ‘유리제조업’, ‘도자기 및 기타요업제품 제조업’은 ‘도자기, 기타요업제품, 시멘트제조업’으로 통합되었다. ‘석유 또는 석유제품 제조업(을)’과 ‘석유 또는 석유제품 제조업(갑)’도 통합되었으며 ‘수제품제조업’, ‘기타제조업’은 ‘수제품 및 기타제품 제조업’으로 통합되었다. ‘펄프·지류제조업 및 제본 또는 인쇄물 가공업’은 ‘펄프·지류제조업’, ‘출판·인쇄·제본 또는 인쇄물가공업’으로 분리되어 있던 것을 통합하였다. 산업재해현황자료의 ‘채석업(광업)’, ‘금속제련업(제조업)’, ‘도금업(제조업)’, ‘선박건조 및 수리업(제조업)’, ‘건물 등의 종합관리사업(기타의 사업)’은 사업체노동력조사 자료의 대분류 노동시간 데이터를 활용하였다.
- 7) 업무관련성 추정의 원칙은 산업재해 신청 시 시행되었던 현장조사를 생략하고 작업기간, 노

산업재해 신청 시 사업주에게 확인받는 제도가 폐지된 영향으로 보인다.⁸⁾ 두 제도 모두 산업재해 신청과 승인율을 증가시켰을 것으로 생각되나, 모든 산업과 규모에 동일하게 적용된 정책이기 때문에, 본 연구에서는 두 제도가 300인 이상 기업과 300인 미만 기업에 동일한 영향을 끼쳤을 것이라고 가정하였다.

규모에 따른 요양재해율의 추세를 살펴보면, 요양재해율은 대체로 규모가 증가함에 따라 감소함을 보이며 100~299인 사업체부터는 큰 차이를 보이지 않았다. 마지막으로 사망만인율은 2014년부터 매년 감소하는 추세를 보이다 2017년부터 다시 증가하였다. 또한 규모가 증가함에 따라 사망만인율은 감소하는 것으로 나타났다. 종합적으로, 사업체 규모가 커질수록 요양재해와 사망을 비롯한 산업재해의 위험은 감소했으며, 노동시간은 규모가 커짐에 따라 증가하다가 300인 이상의 대기업에서 가장 짧은 것으로 나타났다.⁹⁾

〈표 1〉 기초통계(N=504)

	주 평균 노동시간		요양재해율		사망만인율	
	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD
전 체	42.86	2.05	0.58	0.44	1.45	4.19
연도별						
2014	43.07	2.10	0.64	0.51	1.60	5.70
2015	43.05	2.09	0.57	0.45	1.42	3.20
2016	42.86	2.13	0.56	0.44	0.98	1.91
2017	42.69	2.11	0.54	0.37	1.13	2.62
2018	42.82	1.85	0.61	0.42	2.03	4.84
2019	42.02	1.40	0.54	0.35	2.58	7.81
규모별						
5~9인	41.57	1.06	0.98	0.59	2.03	6.68
10~29인	42.43	1.59	0.75	0.39	1.99	4.65
30~99인	43.54	2.04	0.49	0.24	1.30	4.14
100~299인	44.26	2.11	0.34	0.18	0.98	1.24
300인 이상	41.91	1.89	0.35	0.36	0.81	1.40

자료: 사업체노동력조사, 산업재해현황.

출량 등 기준이 충족된다면 반증이 없는 한 업무상의 질병으로 승인하는 제도를 의미한다.

- 8) 해당 법 개정 이전에는 사업주에게 재해 경위에 대한 사실을 확인받은 후 산재를 신청할 수 있었지만, 개정 이후에는 노동자들이 사업주의 동의 없이 산업재해를 신청할 수 있게 되며 비교적 자유롭게 산재 신청이 가능해졌다.
- 9) 샘플 기간 동안 평균 노동시간이 주 52시간을 초과하는 산업 및 규모는 존재하지 않았다. 다만, 2017년 ‘목재 및 나무제품 제조업’의 30~99인 규모, 2014년 ‘신문·화폐발행, 출판업 및 인쇄업’의 100~299인 규모의 평균 노동시간이 약 50시간으로 가장 높게 나타났다.

2. 정책 현황

2018년 개정된 근로기준법은 OECD 최상위권 수준이었던 근로시간을 단축함으로써 노동자들의 일과 생활의 알맞은 균형을 실현하고자 하였다. 이에 더해 무제한 연장근로가 가능한 근로시간 단축법 특례업종을 대폭 축소하고 휴일근로 가산할증률을 명확히 하여 국민의 휴식 있는 삶을 지향하고자 하였다.¹⁰⁾

우리나라는 2018년 7월 1일부터 근로기준법 개정을 통해 사업체 규모와 업종에 따라 법정 최대 근로시간을 주 52시간으로 단계적으로 제한하였다. 근로기준법 개정 이전에는 <표 2>와 같이 7일 기준 최대 근로시간이 구체적으로 명시되지 않았다는 한계점이 존재했다. 휴일이 2일인 경우, 법정 최대 근로가능시간은 법정근로시간 40시간과 연장근로 12시간, 휴일근로 16시간을 합한 68시간이었으며 휴일이 1일인 경우, 법정근로시간 40시간, 연장근로 12시간, 휴일근로 8시간을 합한 60시간이 법정 최대 근로가능시간이었다.¹¹⁾ 하지만 개정 후 휴일에 상관없이 주당 최대 근로가능시간은 법정근로시간인 40시간과 연장 및 휴일근로 12시간을 합한 52시간으로 단축되었다.

근로시간 단축법 특례업종은 근로자대표와 서면합의를 하면 연장근로가 무제한으로 가능해 사실상 최대 근로가능시간에 제한이 없었다. 따라서 광범위하게 규정된 특례업종은 장시간 노동의 주요 원인 중 하나로 지적되었고, 우리나라는 근로기준법 개정을 통해 2018년 7월 1일부터 특례업종을 26개에서 5개 업종으로 축소하였다(표 3 참조). 특례제외업종은 사실상 제한이 없었던 최대 근로가능시간을 2018년 68시간까지 제한한 뒤, 1년의 계도기간을 두고 2019년 7월 1일부터 최대 52시간으로 제한했다.

공공기관과 300인 이상의 사업장은 2018년 7월 1일부터 개정안이 시행되었으며, 50~299인 사업장은 2020년 1월 1일부터 시행하되 1년의 계도기간을 두고, 5~49인 사업장은 2021년 7월 1일부터 별도의 계도기간 없이 시행되었다(표 4 참조).

10) 휴일근로 할증률은 2018년 3월 20일 공포 즉시 시행되었으며 8시간 이내 50%, 8시간 초과 100%로 계산된다.

11) 휴일은 근로 제공의무가 없는 날을 뜻하며 휴무일은 원래 근로 제공의무가 있는 날이지만 노사합의로 근로가 면제된 날을 뜻한다.

〈표 2〉 근로기준법 개정 현황

개정 전	개정 후
1주 최대 근로가능시간: 68 또는 60시간 - 휴일이 2일: 68시간(40시간+12시간+16시간) - 휴일이 1일: 60시간(40시간+12시간+8시간)	1주 최대 근로가능시간: 52시간 - 휴일에 상관없이 52시간(40시간+12시간)

자료: 고용노동부.

〈표 3〉 근로시간 특례업종

특례유지업종(5개)	특례제외업종(21개)
육상운송업*, 수상운송업, 항공운송업, 기타 운송관련 서비스업, 보건업 * 육상운송업 중 노선여객자동차 운송사업은 제외	자동차 및 부품판매업, 도매 및 상품중개업, 소매업, 보관 및 창고업, 금융업, 보험 및 연금업, 금융 및 보험 관련 서비스업, 우편업, 교육서비스업, 연구개발업, 숙박업, 음식점 및 주점업, 광고업, 시장조사 및 여론조사업, 건물·산업설비 청소 및 방제서비스업, 미용, 육탕 및 유사서비스업, 영상·오디오 및 기록물제작 및 배급업, 방송업, 전기통신업, 하수·폐수 및 분뇨처리업, 사회복지서비스업

주: 2004년 주 40시간 근무제로 근로기준법 개정 당시, 근로시간 단축법의 영향을 받지 않았던 특례업종(26개 업종)이 존재했으나 그중 일부(21개 업종)는 2018년 주 52시간 상한제 도입으로 특례업종에서 제외되어 현재는 5개 업종만 특례 유지 중.

자료: 고용노동부.

〈표 4〉 최대 근로가능시간 단축법 시행시기

	시행시기	비고
공공기관, 300인 이상 사업장	2018년 7월 1일	특례제외업종은 2019년 7월 1일부터
50~299인 사업장	2020년 1월 1일	1년 계도기간
5~49인 사업장	2021년 7월 1일	별도 계도기간 없음

자료: 고용노동부.

IV. 실증분석 방법

만약 실근로시간이 산업재해에 미치는 영향을 추정하는 단순한 OLS 기반의

추정식을 활용한다면, 계수 값에 편향을 초래할 수 있다. 예를 들어, 관측될 수 없는 노동자들의 특징은 산업과 근무환경에 따라 다를 수 있다. 위험에 덜 회피적인 노동자일수록 위험한 작업환경에서 일하고 장시간 근무를 통해 산업재해를 경험할 확률이 높다면, 근로시간이 산업재해에 미치는 영향은 편향되게 추정될 수 있다. 다른 한편으로, 노동시간이 긴 산업일수록 기업이 위험을 줄이기 위해 안전에 더 많은 투자를 한다면, 근로시간이 미치는 영향은 과소추정될 수 있다. 따라서 본 연구는 OLS모형에서 나타나는 내생성 문제를 해결하기 위해 먼저 주 52시간 상한제 도입이 실근로시간 단축에 미친 영향을 확인한 후, 이를 근거로 최대 근로가능시간 단축법이 산업재해에 끼친 영향을 추정하였다.

본 연구에서 최대 근로가능시간 단축법 도입이 실근로시간과 산업재해에 끼친 영향을 추정하기 위해 활용한 DID 추정식은 아래와 같다.¹²⁾

$$Y_{ist} = \alpha T_{st} + \mu_i + \mu_s + \mu_t + \mu_{is} + \mu_{it} + \epsilon_{ist} \quad (1)$$

여기서 Y_{ist} 는 산업별(i), 사업체 규모별(s), 연도별(t) 종속변수를 나타내며, 사업체 규모는 상용근로자 수에 따라 구분되었다. 본 연구에서 살펴본 종속변수는 총 3개이며, 실근로시간과 요양재해율 및 사망만인율이 이에 해당된다. 실근로시간은 주 평균 근로시간을 나타내며, 이는 사업체노동력조사의 월 평균 근로시간을 주 평균 근로시간으로 변환하여 도출한 값이다. 요양재해율은 근로자 수 100명당 발생하는 요양재해자 수의 비율을 뜻하며, 요양재해자 수는 크게 근로복지공단의 유족급여가 지급된 사망자, 근로복지공단에 최초요양신청서를 제출한 재해자 중 요양승인을 받은 자, 그리고 지방고용노동관서에 산업재해조사표가 제출된 재해자를 포함한다. 또 다른 종속변수 중 하나인 사망만인율은 사망자 수의 10,000배를 상시근로자 수로 나눈 값을 나타낸다. 요양재해율과 사망재해율에 사용된 요양재해자 수와 사망자 수는 매해 1월부터 12월까지의 총재해자/사망자 수의 합을 나타낸다.

여기서 T_{st} 는 주 52시간 상한제 도입에 따른 실근로시간과 산업재해 변화를

12) Lee and Lee(2016)는 주 40시간 근무제를 도구변수로 활용(DD-IV)하여 실근로시간의 단축이 산업재해에 미치는 영향을 살펴보았다. 하지만 본 연구에서는 주 52시간 상한제를 도구변수로 활용했을 때, 약한 도구변수 문제가 발생하여 DID 분석만으로 주 52시간 상한제를 평가하였다.

추정하기 위한 핵심적인 변수이다. 최대 근로가능시간 단축법이 연도별(t), 사업체규모(s)별로 다르게 도입된 점을 활용하여 만든 변수로서, 주 52시간 상한제를 도입했다면 T_{st} 가 1의 값을 갖고, 그 외에는 0의 값을 갖는다. 따라서 2019년 300인 이상의 사업장은 T_{st} 값이 1을 갖지만, 2019년 이전 300인 이상의 사업장과 300인 미만의 사업장은 0의 값을 갖는다.¹³⁾ α 는 본 추정식에서 가장 중요한 계수 값으로 최대 근로가능시간 단축이 실근로시간과 산업재해에 미친 효과를 의미한다. 만약 최대 근로가능시간 단축법이 실질적인 노동시간과 산업재해의 감소로 이어졌다면 α 는 음수 값을 가질 것으로 예상된다. 하지만 주 52시간 상한제 도입이 노동강도를 오히려 증가시키거나 산업재해에 큰 영향을 끼치지 못한 경우에는 산업재해 감소효과를 의미하는 α 가 유의하지 않거나 양수로 나타날 수 있다.

최대 근로가능시간 단축법이 실근로시간과 산업재해에 영향을 주는 유일한 변수라면 종속변수의 변화는 주 52시간 상한제 도입 때문이라고 설명할 수 있다. 하지만 종속변수의 변화가 사업체 규모별, 산업별, 시점별 특성에 의해서 영향을 받고, 주 52시간 상한제의 채택이 이러한 특성들과 연관될 경우, 정책의 영향은 편향되게 추정될 수 있다. 따라서, 본 연구는 연도별 고정효과인 μ_t 를 DID 추정식에 추가하고 산업과 규모의 특성이 종속변수에 미치는 효과를 통제하고자 산업고정효과 μ_i 와 규모고정효과 μ_s 를 추가했다. 또한 특정 산업에서 사업체 규모가 증가함에 따라 나타날 수 있는 효과와 산업별 시간에 따른 추세를 통제하기 위하여, 산업별 선형규모추세인 μ_{is} 와 산업별 선형시간추세인 μ_{it} 를 추가하였다. 여기서 μ_{it} 는 산업별로 시간에 따라 나타나는 거시경제적인 충격 등을 통제할 수 있으며, μ_{is} 는 산업별로 시간에 따라 변하지 않는 규모별 효과를 통제한다. 다만 사업체 규모 수준에 따라 연도별로 노동시간이 외생적으로 변하기 때문에 규모와 연도 사이의 상호작용에 대해서는 통제하지 않았다.

13) 본 연구는 노동시간 단축법이 2018년 7월에 도입되었지만 처치기간을 2019년 이후로 설정하였다. 그 이유는 처치기간을 2018년 이후로 설정할 경우 연도별 데이터의 제한점으로 인해 2018년 상반기가 처치기간에 포함되게 되기 때문이다. 처치기간을 2019년부터 설정할 경우에는 2018년 하반기가 처치 이전기간에 포함되지만, 처치 이전기간이 처치 이후기간보다 훨씬 길기 때문에 처치기간의 오차가 미치는 영향이 더 낮을 것으로 판단하였다.

본 연구는 또한 특례예외업종을 제외하고도 최대 근로시간 단축법의 효과를 살펴보았다. 특례예외업종은 다른 업종과 달리 사실상 최대 근로가능시간의 제한이 없었지만, 2018년 7월 1일부터 68시간으로 단축된 뒤 1년의 계도기간을 가진 후, 2019년 7월 1일부터 주 52시간 상한제를 적용받았다는 점에서 정책 효과가 다르게 나타날 수 있다. 마지막으로 노동시간 단축법이 2015년, 2016년, 2017년에 시행되었다고 가정한 후, 노동시간의 단축을 살펴보는 위약 검정 (placebo test)을 실시하였다.

V. 실증분석 결과

1. 전후통계

본 연구는 본격적인 분석에 앞서, 노동시간의 변화를 확인할 수 있는 전후통계분석을 시행했다. 해당 분석에서는 산업별 특성, 규모에 따른 특성, 산업과 규모에 따른 특성을 통제한 후 노동시간에 대한 잔차의 추세를 300인 이하 기업과 300인 이상의 기업에 대해 비교하였다. 구체적으로, 아래 식 (2)를 통해 연도에 따른 산업 및 규모별 잔차의 평균을 구한 뒤, 기준이 되는 2018년 잔차 평균과 차이를 비교했다. 산업과 규모 및 산업·규모별로 나타나는 효과를 나타내는 변수는 이전과 동일하다. 만약 2018년 이전 기간에 정책 이외에 다른 변화가 없었다면 노동시간은 양쪽 그룹 모두에서 일정한 추세를 따를 것이라 예상되며, 2018년 이후에는 정책의 영향으로 인해 300인 이상의 기업에서 더 급격한 감소가 예상된다.

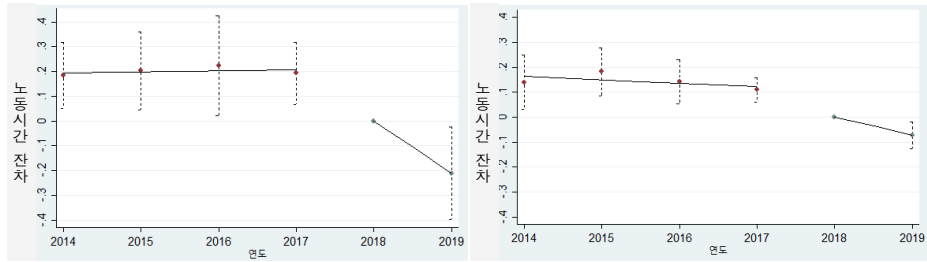
$$H_{ist} = \mu_i + \mu_s + \mu_{is} + \epsilon_{ist} \quad (2)$$

나타낸 그래프는 [그림 1]과 같으며 A는 300인 이상 사업장의 노동시간에 대한 잔차 추세를, B는 300인 미만 사업장의 노동시간에 대한 잔차의 추세를 보여준다. 2018년 노동시간 잔차의 평균을 0으로 만들어 준 후 정책시행 전후의 잔차평균을 비교했을 때, 300인 이상 사업장에서 노동시간의 잔차는 최대 근로

(그림 1) 노동시간 잔차 전후통계

A. 300인 이상 사업장

B. 300인 미만 사업장



시간 단축법을 도입한 이후 큰 폭으로 감소했다. 이는 본 연구가 장기간에 걸쳐 정책효과를 검토하지는 못했지만, 법정 최대 근로가능시간 단축의 효과가 즉각적으로 나타났음을 시사한다. 또한 최대 근로시간 단축법 적용 대상이 아닌 300인 미만 사업장에서도 노동시간은 2018년 전후 소폭 감소하였는데, 이는 일부 기업이 주 52시간 단축법을 자발적으로 도입한 영향일 수 있다.¹⁴⁾

2. 분석결과

본 장에서는 위에서 살펴본 내용을 바탕으로 법정 최대 근로가능시간을 주 52시간으로 제한하는 정책을 도입했을 때, 실근로시간과 산업재해율에 나타나는 변화를 추정한다. 전후통계에 따르면 최대 근로시간 단축법을 도입했을 때 노동시간이 유의하게 감소할 것으로 예상된다.

본격적으로 주 52시간 상한제가 산업재해에 미치는 영향을 추정하기에 앞서, 법정 최대 근로시간의 단축이 실제로 실근로시간을 단축시켰는지 DID 분석을 통해 확인하였다. 분석결과는 <표 5>에 나타냈으며, 모형의 안정성을 확인하기 위해 점진적으로 고정효과 변수를 포함하여 분석을 진행하였다. 가장 기본적인 분석인 (1)열에서는 고정효과를 통제변수로 사용하지 않은 채 주 52시간 상한제 도입이 노동시간에 미치는 영향을 추정하였으며, 이후 단계별로 고정효과 변수를 추가하며 분석을 진행하였다. 해당 결과에 따르면 연도별, 규모별, 산업

14) 산업재해율 및 사망만인율에 대한 잔차의 전후통계는 [부록]의 [부도 1]과 [부도 2]에서 확인할 수 있다.

별 각각의 고정효과 변수만 포함한 (4)열까지의 결과에서는 최대 근로시간 단축법이 노동시간에 끼치는 영향이 통계적으로 유의하게 나타나지 않았다. 하지만, 산업과 규모에 따른 특성을 포함한 (5)열의 결과부터는 10% 유의수준에서 평균노동시간이 단축된 것으로 나타났으며, 모든 고정효과 변수를 포함한 가장 강건한 결과인 (6)열에서는 5% 유의수준에서 주 52시간 상한제 도입이 주당 평균노동시간을 약 2시간 감소시키는 것으로 나타났다.¹⁵⁾¹⁶⁾ 모든 회귀분석에서는 오차항에 이분산성과 자기상관이 존재할 가능성을 고려하여 규모 및 산업별로 군집화한 표준오차를 제시하였다.

〈표 5〉 실근로시간 DID 추정결과(N=504)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
주 52시간 상한제	-0.394 (1.201)	-1.643 (1.054)	-0.59 (0.886)	0.484 (0.994)	-1.789* (0.697)	-1.923** (0.81)
F-statistics	0.11	2.43	0.44	0.24	6.59	5.65
R-squared	0.0001	0.2970	0.5298	0.5670	0.7057	0.7353
Adj R-squared	-0.0018	0.2554	0.4977	0.5324	0.6618	0.6750
통계변수						
산업별	x	o	o	o	o	o
규모별	x	x	o	o	o	o
연도별	x	x	x	o	o	o
산업별* 규모별	x	x	x	x	o	o
산업별* 연도별	x	x	x	x	x	o

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.
2) 오차항은 규모 및 산업별로 군집화한 표준오차 제시.

- 15) 2018년 이후 산업재해현황자료에서 발표하는 업종 분류 수가 줄어들었다. 따라서 일부 업종의 경우 2018년 이후 업종이 통합되는 등의 이유로 2014~19년까지 데이터가 불연속적으로 나타났다. 이에 본 연구에서는 조사기간 동안 불연속적으로 관측된 데이터를 제외하고 추가분석을 진행했으며 분석결과는 기존과 동일하게 나타났다. 실근로시간의 감소는 통계적으로 유의하게 나타났으며 산업재해에 미치는 영향은 통계적으로 유의하지 않은 수준으로 나타났다.
- 16) 본 연구에서는 2018년 이후를 처치기간으로 놓고도 분석을 진행하였으며, 분석결과 10% 유의수준에서 실근로시간이 약 1시간 감소한 것으로 나타났다. 하지만, 산업재해율과 사망만인율은 처치기간 설정에 큰 영향을 받지 않았다. 이는 특례제외업종을 제외한 강건성 분석결과에서도 동일한 것으로 나타났다.

〈표 6〉 주 52시간 상한제 위약 검증 추정결과(N=419)

	(1) 2015년 시행	(2) 2016년 시행	(3) 2017년 시행
주 52시간 상한제	0.157 (0.233)	0.023 (0.255)	0.297 (0.454)
F-statistics	0.45	0.01	0.43
R-squared	0.7537	0.7535	0.7538
Adj R-squared	0.6851	0.6849	0.6852

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

2) 오차항은 규모 및 산업별로 군집화한 표준오차 제시.

3) 모든 분석결과는 연도, 규모, 산업별 개별 고정효과, 산업별 선형시간추세, 산업별 선형규모추세에 따른 고정효과를 포함한 회귀 분석결과를 나타냄.

본 연구는 근로시간 단축법의 효과에 대한 강건성을 제고하기 위해 최대 근로시간 단축법이 각각 2015년, 2016년, 2017년에 시행되었다고 가정한 후 실근로시간의 변화를 추정하였다. 2018년 이후의 기간은 최대 근로시간 단축법이 실제로 시행된 기간이기 때문에 해당 기간은 분석에서 제외하였다. 위약 검증의 결과는 <표 6>에 나타나 있으며, 이는 모두 연도, 규모, 산업별 개별 고정효과, 산업별 선형시간추세, 산업별 선형규모추세에 따른 고정효과를 포함한 회귀분석결과를 나타낸다. (1)열부터 (3)열은 각각 2015년부터 2017년까지 단축법이 시행되었다고 가정한 후 도출한 결과이다. 분석결과, 모든 검증에서 실제 단축법의 효과보다 현저히 적은 결과가 나타났을 뿐만 아니라 통계적 유의성이 나타나지 않았다. 이는 2018년 노동시간 단축법이 실근로시간 단축에 실질적 영향을 끼쳤음을 시사한다.

최대 근로시간 단축법이 노동시간 감소에 통계적으로 유의한 영향을 끼쳤음을 확인하였기 때문에, 다음으로는 본 연구의 핵심주제인 최대 근로가능시간 단축법이 산업재해에 끼친 영향을 살펴보았다. <표 7>은 실근로시간 단축이 요양재해율과 사망만인율에 미치는 영향을 추정한 결과를 나타낸다. 실근로시간에 대한 분석과 마찬가지로 통제변수와 고정효과를 차례로 추가하며 결과의 강건성을 살펴보았으며, (6)열은 규모와 산업의 상호작용과 산업별 선형시간추세를 비롯, 모든 고정효과를 통제된 최종 결과를 나타낸다. DID 분석결과, 요양재해율은 최대 근로가능시간 단축 이후 0.09%p 증가하였고 사망만인율은 약 0.22%p 감소하는 것으로 나타났지만, 두 결과 모두 통계적으로 유의하지 않게

〈표 7〉 산업재해 DID 추정결과(N = 504)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
요양재해율						
DID	-0.099 (0.079)	-0.079 (0.134)	0.162 (0.154)	0.09 (0.164)	0.062 (0.058)	0.09 (0.062)
사망만인율						
DID	-0.785 (0.543)	0.131 (0.47)	0.394 (0.461)	-0.087 (1.287)	-0.12 (1.474)	-0.223 (1.334)

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.
 2) 오차항은 규모 및 산업별로 균집화한 표준오차 제시.
 3) (1)~(6) 열의 모형에 활용된 통제변수는 <표 5>와 동일.

나타났다. 따라서, 실근로시간의 단축이 요양재해율과 사망만인율을 비롯한 산업재해에 통계적으로 유의한 영향을 끼쳤다는 근거는 찾을 수 없었다.¹⁷⁾

<표 8>은 최대 노동시간 단축법으로 특례업종에서 제외된 업종을 포함하지 않고 분석한 결과를 나타낸다. 특례제외업종은 2018년 7월 이전까지는 근로시간 단축법의 영향을 받지 않아 사실상 최대 근로가능시간의 제한이 없었다. 하지만 2018년 7월 이후 특례업종에서 제외되며 최대 근로가능시간이 주 68시간으로 단축되었고 2019년 7월 1일부터는 주 52시간으로 한 차례 더 단축되었다는 점에서 정책의 영향에 차이가 존재할 수 있다.

해당 업종을 제외하고 분석한 결과, 최대 근로가능시간 단축법은 실근로시간을 5% 유의수준 이내에서 약 2시간 감소시킨 것으로 나타났다. 하지만 모든 고정효과 모형을 포함한 (6)열의 DID 분석결과, 특례제외업종을 포함한 분석과 마찬가지로 사망만인율과 요양재해율 감소에 실근로시간의 단축이 통계적으로 유의미한 영향을 끼치지 않은 것으로 분석되었다. 이는 전체 샘플에서 나타난 효과와 유사한 결과였다.

17) 최근 다양한 계량경제학 문헌에서는 이중차분법의 강건성 검증에 대한 논의가 진행되고 있다. 그중 하나는 이원고정효과(Two-way Fixed Effect)를 이용한 이중차분법을 사용할 때, 여러 처치집단이 시차를 두고 정책을 채택한 경우에는 잘못된 추정치가 도출될 가능성이 존재한다는 것이다(Chaisemartin and D’Haultfoeuille, 2022). 본 연구에서는 300인 이상의 기업만 정책의 효과를 1년 받아 여러 처치집단이 존재하진 않고 정책이 시차를 두고 채택되지 않았다. 하지만 이러한 경우라도 집단 고유의 시간추세 등이 회귀분석에 추가된 경우에는 추정치 해석에 한계점이 존재할 수 있어 주의가 필요하다(Borusyak et al., 2021).

〈표 8〉 특례제외업종을 제외한 DID 추정결과(N=468)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
실근로시간						
주 52시간 상한제	-1.541 (1.201)	-1.643 (1.053)	-0.521 (0.885)	0.68 (1.002)	-1.698** (0.69)	-1.907** (0.8)
F-statistics	0.2	2.43	0.35	0.46	6.06	5.69
R-squared	0.0003	0.2476	0.5138	0.5579	0.6930	0.7234
Adj R-squared	-0.0018	0.2049	0.4814	0.5230	0.6483	0.6624
요양재해율						
DID	-0.122 (0.08)	-0.079 (0.134)	0.159 (0.155)	0.076 (0.167)	0.052 (0.061)	0.086 (0.064)
사망만인율						
DID	-0.856 (0.553)	0.131 (0.47)	0.418 (0.463)	-0.122 (1.404)	-0.204 (1.609)	-0.331 (1.43)

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

2) 오차항은 규모 및 산업별로 군집화한 표준오차 제시.

3) (1)~(6) 열의 모형에 활용된 통제변수는 <표 5>와 동일.

VI. 결 론

장시간 근로는 그동안 노동자의 삶의 질과 건강에 부정적 영향을 끼치는 요인으로 거론되어 왔다. 이에 정부는 장시간 근로의 부정적 영향을 최소화하고자 2018년 법정 최대 근로가능시간을 주 52시간으로 제한하는 법을 도입하였다. 본 연구의 목적은 최대 근로가능시간 단축법으로 인한 실근로시간의 감소를 확인하고, 본 정책이 요양재해율 및 사망만인율에 끼친 영향을 분석하는 데 있다. 분석결과, 법정 최대 근로가능시간을 주 52시간으로 단축하는 법안을 도입했을 때 주 평균 노동시간은 약 2시간 가까이 단축되는 것으로 나타났다. 하지만 최대 근로가능시간 단축법의 도입이 사망률과 요양재해율에 통계적으로 유의미한 영향을 끼친다는 증거는 발견할 수 없었다. 이는 이번 개정안으로 노동시간 단축법의 영향을 처음 받아 계도기간을 가진 특례제외업종을 제외한 분석결과에서도 마찬가지로 나타났다.

많은 선행연구에서 근로시간이 단축될 때 산업재해는 감소하는 것으로 나타

났다. 하지만 본 연구에서 최대 근로가능시간 단축법이 실근로시간을 단축시켰음을 확인했음에도 불구하고, 산업재해에 유의한 영향을 끼치지 않은 이유에는 몇 가지 가능성이 존재한다. 첫째로, 노동시간의 감소에 따른 산업재해 감소효과를 노동강도의 증가가 상쇄했을 가능성이 있다. 고용주는 노동시간 단축 이전의 생산량 달성을 위해 노동자들의 노동강도를 강화하였을 가능성이 존재하며, 실제로 많은 기업에서 주 52시간 상한제 도입 이후 업무강도의 증가로 인한 노사갈등의 증가를 우려하는 것으로 나타났다(대한상공회의소, 2018). 하지만 본 연구는 노동강도를 측정할 수 있는 데이터가 부재하여, 근로시간 단축법이 노동강도에 미치는 영향을 추정할 수 없었다.

둘째로는, 노동시간 감소로 나타날 수 있는 산업재해의 감소가 2004년 시행되었던 주 40시간 근무제 도입으로 인해 이미 충분히 일어났을 가능성이 존재한다. 이러한 경우, 2018년 추가로 진행된 근로시간 단축은 산업재해에 큰 영향을 끼치지 못할 가능성이 존재한다.

셋째로는, 주 40시간 근무제와 주 52시간 상한제 정책의 차이에서 기인한 결과일 수 있다. 주 52시간 상한제는 법정 최대 근로가능시간을 직접 단축하여, 기업이 주 52시간 이상의 초과근로가 불가능하도록 규제하는 법적 금지에 기반한 정책이다. 반면, 주 40시간 근무제는 초과근로 산정기준인 법정근로시간을 단축하여 기업이 장시간 근로를 사용하지 않도록 유도하는 경제적 유인 정책이었다. 따라서 근로시간 단축의 이익이 비용보다 크다고 판단한 기업들이 주로 근로시간을 단축시켰을 가능성이 높고, 이 중에는 장시간의 근로로 산업재해가 다수 발생했던 기업들이 상대적으로 더 많이 포함되었을 가능성이 높다. 더해서, 주 40시간 근무제의 경우 법령 공포부터 시행까지 약 10개월의 준비기간이 있었던 반면, 주 52시간 상한제는 준비기간이 약 4개월로 상대적으로 짧았는데 준비되지 않은 기업의 노동시간 강제적 단축이 노동강도 증가를 유발하였을 가능성이 있다.

마지막으로, 2017년 9월 도입된 업무 관련성 추정 원칙과 2018년 1월 산업재해 발생 시 사업주의 확인제도가 폐지된 영향이 있을 수 있다. 두 정책은 산업재해 신청과 산업재해 승인 모두를 증가시켰을 가능성이 존재한다. 만약 해당 정책들이 300인 이하 기업보다 300인 이상 기업에서의 산업재해 신청과 승인

에 더 큰 영향을 주었다면, 노동시간의 감소가 산업재해에 끼치는 영향이 상쇄되었을 가능성이 존재한다.

본 연구를 바탕으로 향후 다음과 같은 후속 연구가 진행될 필요성이 있다. 우선 최대 근로가능시간 단축법이 300인 이하 규모의 산업체에 끼친 효과를 살펴볼 필요가 있다. 2018년 기준 300인 미만 규모의 사업체에서 발생한 산업재해는 300인 이상 규모의 산업체에서 발생한 산업재해보다 약 2배가량 많았으나(고용노동부, 2019), 본 연구에서는 데이터의 제한점과 코로나의 영향으로 인해, 정책의 효과를 300인 이상의 대기업에 한해서만 살펴보았다. 300인 이하 기업에 대한 분석을 위해서는 2020년 이후 나타난 코로나의 영향이 통제되어야 하며, 2021년 이후의 자료도 포함될 필요가 있다. 만약 모든 규모의 산업체에 대한 정책평가가 가능하다면, 최근 논의되는 이중차분법의 강건성 검증(De Chaisemartin and D'Haultfoeuille, 2022; Borusyak et al., 2021)을 통해 연구결과의 타당성을 높일 수 있을 것이다. 또한, 주야간 교대근무형태나 산업재해 유형에 따라 노동시간 단축의 효과가 다를 수 있기 때문에(손미아, 2004; Nielsen et al., 2018), 후속 연구에서는 해당 정보를 포함하는 데이터를 활용하여 근무형태와 재해 유형에 따른 근로시간의 단축 효과를 살펴볼 필요성이 존재한다.

근로시간을 단축하는 정책은 다음과 같은 방법으로 보완 및 개선해 나갈 수 있다. 첫째, 노동시간 단축으로 인한 산업재해 감소의 효과를 높일 수 있는 정책을 병행할 수 있다. 정혜선 외(2005)는 노동시간 단축으로 노동자들의 피로도와 업무 강도가 높아질 것을 우려하여 직무스트레스 및 근골격계 관리를 위한 프로그램을 마련한 사업장이 많다고 조사하였다. 따라서 근로자 피로도 개선을 위한 프로그램을 마련하거나 산업안전보건법 등의 법률 개정을 통해 산업재해의 사전적인 구제를 강화하는 논의를 확대한다면, 실근로시간 단축으로 인한 산업재해 감소의 효과를 높일 수 있을 것으로 기대된다. 둘째, 초과근로시간을 대체할 수 있는 대책을 마련할 수 있다. 한국은 최대 근로가능시간을 제한하고 초과근로에 대한 수당을 지급하고 있지만 이 외에 노동시간을 대체할 수 있는 다른 대책을 마련하고 있지 않다. 예컨대 사고 사망만인율이 한국의 3분의 1 수준에 달하는 독일은 근로자의 건강보호를 가장 중요한 입법 목적으로 지향

하며 초과근로와 휴일근로에 대해 대체휴일을 부여하고 있다(박귀천, 2019; 박선영 외, 2020). 이처럼 한국도 단순히 노동시간을 줄이기보다 노동자들이 일과 생활의 균형을 이룰 수 있도록 하는 데 초점을 맞춘다면 근로시간 단축을 통한 산업재해의 개선 효과가 높아질 것으로 예상된다.

참고문헌

- 강순희·전병유·김승택(2001). 「중소기업 인적자원개발의 현황과 과제」. 『중소기업의 인적자원개발 활성화방안에 관한 토론회』. pp.10~25.
- 고용노동부(2019). 「2018년 산업재해 발생현황」.
- 근로복지공단(2019. 2. 26). 「지난해 산재 신청건수, 업무상 질병 인정률 최근 10년 이내 최대」. http://www.moel.go.kr/news/enews/report/enewsView.do;jsessionid=r1HAqqJwvqjadtme1JGgqtYMb5s3xlmalb1XP12HawaqmqraUbXNfweSYUBa7aF1.moel_was_outside_servlet_www1?news_seq=9649.
- 김유선(2008). 「법정근로시간 단축이 실근로시간, 고용, 실질임금에 미친 영향」. 『산업노동연구』 14 (2) : 1~21.
- _____(2011). 「주 40 시간 근무제가 노동자 여가생활에 미친 영향」. 『산업노동연구』 17 (1) : 37~70.
- 김인아·고상백·김정수·강동묵·손미아·김용규·송재철(2004). 「일부 조선업 노동자의 근골격계 증상과 스트레스 및 노동강도의 관련성」. 『대한직업환경의학회지』 16 (4) : 401~412.
- 대한상공회의소(2018). 「주52시간 근로시간제 기업 실태 조사」.
- 박귀천(2019). 「탄력적 근로시간 관련 법제 해외사례 분석: 독일」. 『월간노동리뷰』 168 : 39~49.
- 박선영·김명중·이지동(2020). 「주요 국가간 산업재해율 변화 추이 비교분석」. 산업안전보건연구원.
- 성재민(2005). 「법정근로시간 단축의 효과」. 『노동리뷰』. pp.66~75.
- 손미아(2004). 「한 자동차공장에서 연속 12시간 주야 2교대 근무 노동자들의 노

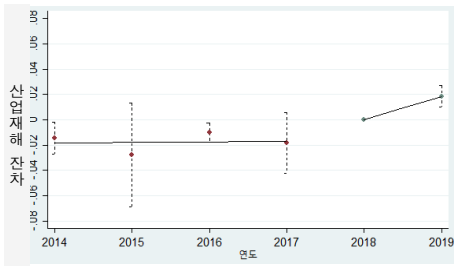
- 동시간 및 노동강도와 수면장해의 연관성. 『대한직업환경의학회지』 16 (1) : 13~24.
- 신한열 · 정완교(2019). 「노동 시간의 단축이 건강 행태와 의료 이용에 미치는 영향」. 『보건경제와 정책연구』 25 (1) : 53~75.
- 유혜립(2018). 「근로시간이 주관적 건강상태에 미치는 영향: 내생적 순서형 프로빗 모형을 중심으로」. 『노동정책연구』 18 (1) : 71~102.
- 이주영 · 최은희 · 임성호 · 김형아 · 정혜선(2014). 「장시간 근로와 산업재해와의 관계」. 『한국직업건강간호학회지』 23 (1) : 39~46.
- 이지평 · 오정훈 · 송태정(2000). 「근로시간 단축의 영향과 기업에의 시사점」. LG 경제연구원.
- 정연 · 김수정(2021). 「장시간 근로가 근로자의 우울감 수준에 미치는 영향: 중 · 고령 임금근로자를 중심으로」. 『보건사회연구』 41 (1) : 160~175.
- 정혜선 · 김우영 · 장원기 · 이윤정 · 김지윤 · 이복임 · 이종은 · 이상희 · 이윤경 · 남소정 · 이관형(2005). 「근로시간 단축이 산업재해에 미치는 영향에 관한 연구」. 산업안전보건연구원.
- 통계청(2012. 1. 11). 「2011년 12월 및 연간 고용동향」. <https://www.korea.kr/archive/expDocView.do?docId=30595>.
- Ahn, T.(2016). “Reduction of Working Time : Does It Lead to a Healthy Lifestyle?”. *Health Economics* 25 (8) : 969~983.
- Beaumont, M., D. Batéjat, O. Coste, P. Doireau, F. Chauffard, M. Enslin, D. Lagarde, C. Pierard(2005). “Recovery After Prolonged Sleep Deprivation : Residual Effects of Slow-release Caffeine on Recovery Sleep, Sleepiness and Cognitive Functions”. *Neuropsychobiology* 51 (1) : 16~27.
- Bernard, B. P. and V. Putz-Anderson(1997). “Musculoskeletal Disorders and Workplace Factors; A Critical Review of Epidemiologic Evidence for Work-related Musculoskeletal Disorders of the Neck, Upper Extremity, and Low Back”. *National Institute for Occupational Safety and Health*.
- Borusyak, K., X. Jaravel, and J. Spiess(2021). “Revisiting Event Study Designs :

- Robust and Efficient Estimation”. *arXiv preprint arXiv* : 2108.12419.
- De Chaisemartin, C. and X. D’Haultfoeuille(2022). “Two-way Fixed Effects and Differences-in-Differences With Heterogeneous Treatment Effects : A Survey(No. w29691).” *National Bureau of Economic Research*.
- Lee, J. and Y. K. Lee(2016). “Can Working Hour Reduction Save Workers?”. *Labour Economics* 40 : 25~36.
- Mankiw, N. G. and M. D. Whinston(1986). “Free Entry and Social Inefficiency”. *The RAND Journal of Economics*. pp.48~58.
- Nielsen, H. B., A. D. Larsen, J. Dyreborg, Å. M. Hansen, L. A. Pompeii, S. H. Conway, J. Hansen, H. Kolstad, K. Nabe-Nielsen, and A. H. Garde(2018). “Risk of Injury After Evening and Night Work-Findings From the Danish Working Hour Database”. *Scandinavian Journal of Work, Environment & Health* 44 (4) : 385~393.
- OECD.(1998). OECD Employment Outlook. <https://www.oecd.org/employment-outlook/>.
- _____(2021). Labour Force Statistics. <https://stats.oecd.org/>.
- Perry, M. K.(1984). “Scale Economies, Imperfect Competition, and Public Policy”. *The Journal of Industrial Economics*. pp.313~333.
- Rosen, S.(1974). “Hedonic Prices and Implicit Markets : Product Differentiation in Pure Competition”. *Journal of Political Economy* 82 (1) : 34~55.

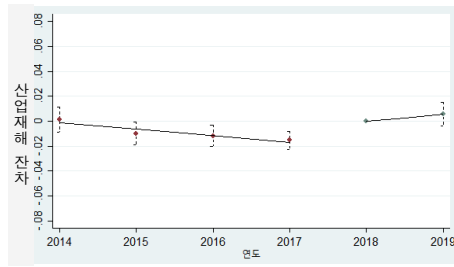
[부 록]

[부도 1] 산업재해율 잔차 전후통계

A. 300인 이상 사업장

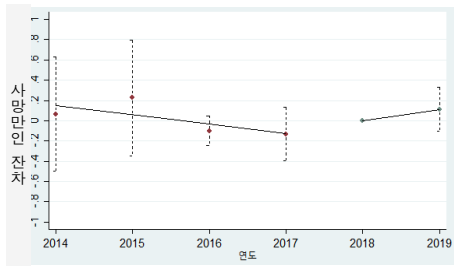


B. 300인 미만 사업장



[부도 2] 사망만인율 잔차 전후통계

A. 300인 이상 사업장



B. 300인 미만 사업장



Abstract

Effect of Reduction of Maximum Working Hours on
Occupational Accidents

Ryu, Hanbyul · Song, Sunyoung

Until now, long working hours in Korea has been pointed out as a factor that threatens the health of workers and causes industrial accidents. Accordingly, in 2018, the government tried to improve long working practices by adopting the 52-hour workweek system, which reduced the maximum working hours per week from 68 hours to 52 hours. The purpose of this study is to analyze the effect of the Maximum Working Hours Reduction Act on real working hours reduction and industrial accidents. In order to empirically analyze the causal relationship between Maximum Working Hours Reduction Act and industrial accidents, the difference-in-differences estimation method was conducted(DID). As a result of the analysis, the 52-hour workweek system reduced the working hours per week by about 2 hours on average, and this was the same even when excluding industries that belong to the guidance period of the revised Labor Standards Act. However, we found that the 52-hour workweek system did not have a significant effect on the reduction of injury rate or death rate.

Keywords : working hours, long working hours, injury rate, death rate, working hours reduction