

주 52시간 근로제의 도입이 임금, 고용 및 고용형태에 미치는 영향에 관한 연구*

이준민** · 홍지훈***

본 연구는 2018년 시행된 주 52시간 근로제도의 도입이 노동시장에 미치는 영향을 분석하고자 하였다. 법정근로시간의 단축 이후 예상되는 임금 수준의 상승은 대체효과와 규모효과를 동시에 야기하기 때문에 제도변화에 따른 고용의 변화 방향은 이론적으로 모호하다. 이에 본 연구는 2016~2020년 고용형태별 근로실태조사를 활용하여 주 52시간 근로제의 효과를 분석하였다. 법정근로시간의 단축이 2018년 7월 300인 이상 규모의 사업장에 우선적으로 시행되었음을 고려하여 실증적으로 분석한 결과, 제도 시행 전 52시간 초과 근로자의 비중이 높은 사업체를 중심으로 실제 근로시간이 감소하고, 시간당 임금이 증가한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 근로시간 감소를 통해 근로자의 삶의 질을 높이려는 제도의 도입목적과 일치하는 방향을 보이고 있어 긍정적으로 평가할 수 있다. 반면 주 52시간 근무제의 영향이 보다 집중되어 나타날 것으로 예상되는 사업체를 중심으로 고용 수준 및 정규직 근로자의 수가 감소하는 것을 확인하였다. 이는 향후 영세업체에 순차적으로 적용될 근로시간 단축이 고용에 미칠 부정적인 영향을 최소화하기 위해서는 업종별 특수성을 감안한 보완책의 활용이 요구됨을 시사한다.

핵심주제어: 법정근로시간 단축, 고용형태별 근로실태조사, 고용, 임금, 고용형태
경제학문헌목록 주제분류: J08, J22, J81

I. 서론

근로시간은 임금 산정의 기준이자 근로자의 건강과 생활에 직접적인 영향을

* 본 연구는 이준민의 부산대학교 석사학위논문의 내용을 수정 및 보완한 것이다.

** 제1저자, 부산대학교 경제학부 박사과정, 전화: (051) 510-1658, E-mail: iene0926@pusan.ac.kr

*** 교신저자, 부산대학교 경제학부 부교수, 전화: (051) 510-2560, E-mail: gh9x@pusan.ac.kr
논문투고일: 2021. 7. 4 수정일: 2021. 8. 8 게재확정일: 2021. 8. 30

미치는 중요한 근로조건이며 기업의 생산성을 좌우하는 요소이자 실업 감소 및 일자리 창출의 고용정책과도 밀접하게 관련된 사항이다(조용만, 2020). 주 52시간 근로제가 국회를 통과한 2018년 기준, 우리나라의 연간 근로시간은 1,993시간으로 OECD 평균 1,734시간에 비해 259시간 더 많다. 우리나라보다 더 많은 시간을 일하는 나라는 OECD 37개 회원국들 중 멕시코(2,148시간)밖에 없으며 미국이 1,786시간, 캐나다 1,708시간, 일본이 1,680시간으로 우리나라와 약 200시간 이상의 차이가 있다. 유럽 국가들과 비교하면 영국이 1,538시간, 프랑스 1,520시간으로 약 400시간의 격차가 존재하였고, 특히 OECD 국가 중 가장 적은 시간을 일하는 독일(1,363시간)에 비해서는 연간 630시간 더 일하고 있었다.

우리나라의 연평균 근로시간은 2008년 2,228시간에서 2019년 1,967시간으로 12년간 약 250시간 감소하였음에도 여전히 OECD 최상위권을 차지하고 있다. 장시간 노동의 주요 원인으로는 근로기준법상 근로시간에 관한 규정의 위반, 휴일근로시간의 연장근로시간 포함을 정당화한 행정해석의 문제, 포괄임금제¹⁾ 그리고 근로시간 특례제도 및 연차휴가의 미사용 등이 있다(배규식, 2013). 이러한 장시간 노동은 높은 자살률, 최하위권인 국민행복지수, 낮은 노동생산성, 산업재해 등 국민의 삶의 질을 낮아지게 만드는 주요 원인으로 지목되고 있다. 이에 정부는 ‘저녁이 있는 삶’을 보장하기 위한 ‘일·생활 균형 및 1,800시간대 노동시간 실현’을 국정과제로 하여 노동시간을 주 최대 68시간에서 52시간으로 단축하고 특례업종을 축소하는 내용을 담은 근로기준법 개정안을 추진하였다. 개정안은 2018년 2월 28일 국회를 통과하였으며 2018년 7월 1일부터 300인 이상 사업체를 시작으로 순차적 시행에 돌입하였다.

‘일과 가정의 양립’에 더하여 주 52시간 근로제도 도입의 또 다른 정책적 목표는 일자리 창출이라고 할 수 있다. 금융위기 이후 선진국형 산업구조 개편에 따른 저성장 기조가 고착화되면서 일자리 창출은 주요 국정과제로 떠올랐다. 근로시간 단축을 통해 고용 증가를 유도할 수 있다는 가설은 산업현장에서 기업이 필요로 하는 총 근로시간이 고정된 상황을 가정할 때 기존 근로자의 근로시간의 감소에 따른 근로의 부족을 신규 채용으로 메울 것이라는 예측에 근거한다. 실제로 국회예산정책처는²⁾ 제도 시행 이전인 2018년 보고서에서 연장근로시간 제한

1) 일반적으로 포괄임금제란 근로계약 체결 시 근로형태나 업무 성질상 법정기준 근로시간을 초과한 연장·야간·휴일 근로 등이 당연히 예정되어 있는 경우나 계산의 편의를 위해 노사 당사자 간 약정으로 연장·야간·휴일 근로 등을 미리 정한 후 매월 일정액의 제수당을 기본임금에 포함해 지급하는 것을 말한다(실무노동용어사전, 2014).

2) 국회예산정책처, NABO 산업동향&이슈, 2018년 2월호.

을 통하여 초과 근로시간에 해당하는 유효노동이 감소하고, 이에 따라 12만 5,000명~16만 명의 신규 고용이 가능할 것으로 예측한 바 있다. 그러나 이와 같은 ‘일자리 나누기’를 통한 고용창출 기대는 신규 고용에 따르는 부가적 고정비용의 존재 및 법정근로시간 단축 이후 근로자가 소득 보전을 추구하는 상황에서 나타날 수 있는 시간당 임금 상승의 가능성을 고려할 때 경험적 검증이 필요하다고 할 수 있다. 실제로 과거 표준근로시간 감축 사례를 분석한 기존 연구를 살펴보면 근로시간 감축이 고용에 미치는 긍정적 효과를 보고한 연구(안주엽 외, 2001; 송일호, 2004; 김남현, 2017)와 부정적 효과를 확인한 연구(남성일, 2002; 김형락, 2012; 유경준, 2014)가 혼재되어 있음을 확인할 수 있다. 이처럼 근로시간의 단축의 고용효과에 관한 기존 연구가 상반된 결과를 보고하고 있는 가운데, 현재 시행 중인 주 52시간 근무제는 표준근로시간의 조정이 아닌 연장근로를 포함한 총 근로시간의 단축을 목적으로 한다는 점에서 노동시장 전반에 미치는 영향이 보다 증폭될 가능성이 존재한다.

급작스러운 법정근로시간 단축으로 인한 생산비용의 증가가 산업 전반에 미칠 부정적인 영향을 최소화하기 위해 정부는 2018년 7월 300인 이상 대기업을 시작으로 순차적인 방식으로 제도 적용 대상을 확대해 나가고 있다. 이러한 상황에서 현재 주 52시간 근로제도가 적용되고 있는 300인 이상 사업장을 대상으로 한 영향분석은 2021년부터 순차적으로 시행되는 300인 미만 규모의 사업장에 미칠 영향을 유추할 수 있는 유용한 참고자료가 될 것이다. 또한 주 52시간 근로제의 시행이 실제 근로환경과 노동시장에 어떤 영향을 미쳤는지에 대해 양적 평가를 함으로써 주 52시간 근로제도가 시행목적에 맞게 안정적으로 정착되고 있는지 판단해 볼 수 있을 것이다. 이에 본 논문은 주 52시간 근로제도의 도입이 임금, 고용 및 고용형태에 미치는 영향을 고용노동부에서 제공하고 있는 고용형태별 근로실태조사 자료를 사용하여 분석하고자 한다. 고용형태별 근로실태조사는 매해 6월 급여계산 기간을 기준으로 하여 조사되므로 2018년 7월 1일에 300인 이상 규모의 사업장을 대상으로 시행된 주 52시간 근로제의 영향을 분석하기에 적절한 자료이다. 또한 본 연구에서는 산업별, 사업체 규모별로 제도 도입 이전 주 52시간을 초과하여 근로하는 근로자들의 비중을 추가적인 통제변수로 고려함으로써 법정근로시간 단축의 영향이 집중될 수 있는 사업장에 정책변화가 가져올 인과적인 효과를 유추해 보고자 한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. II절에서는 주 52시간 근로제도의 도입 배경을 살펴볼 것이며, III절에서는 법정근로시간의 단축과 관련한 이론적 분석 및 선

행연구를 요약하여 제시한다. IV절에서는 실증분석에 사용된 자료와 분석모형에 대한 설명을 담고 있으며, V절은 실증분석 결과를 다루고, VI절의 결론으로 마무리된다.

II. 주 52시간 근로제도의 도입 배경

1953년 근로기준법이 제정되면서 주당 근로시간의 상한이 처음 법제화되었다. <표 1>의 내용을 보면, 당시의 법정근로시간은 주 6일 근로기준 1일 최대 8시간으로 주당 근로시간이 48시간, 연장근로 포함 주 60시간을 최대 근로시간으로 규정하였으나 사회부의 인가를 받으면 연장이 가능하도록 하여 사실상 무제한 근로에 가까웠다. 그 후 1989년에 근로기준법이 개정되면서 주 6일 근무, 총 44시간의 법정근로시간, 연장근로 포함 시 최대 주 56시간으로 단축하는 1차 근로시간 단축이 있었다. 그러나 휴일근로를 연장근로시간에 포함시키지 않는 방식으로 편법적 운영을 하는 경우 주당 최대 64시간까지 근무할 수 있었다. 그리고 2003년 개정 근로기준법에서 주 5일 근무제가 도입되면서 법정근로시간을 주 40시간, 연장근로 12시간 포함 시 최대 52시간으로 단축하도록 한 2차 단축이 있었으나, 연장근로와 휴일근로를 별개로 해석하는 편법적인 방법을 적용하여 주당 휴일이 2일이면 이를 모두 휴일근로로 취급해 최대 68시간까지 근로할 수 있도록 운용해 왔다.

이러한 편법적인 방법을 근절하기 위해, 1주를 휴일을 포함한 7일로 정의하여

<표 1> 근로기준법 제·개정 연혁

법 제·개정	법정근로시간	법정 최대 근로시간	실제 최대 근로시간
근로기준법 제정 (1953. 5. 10)	주 48시간(주 6일)	주 60시간 (사회부 인가 시 연장 가능)	
근로기준법 개정 (1989. 3. 29)	주 44시간(주 6일)	주 56시간 (연장 12시간)	주 64시간 (연장근로+휴일근로)
근로기준법 개정 (2003. 8. 29)	주 40시간(주 5일)	주 52시간 (연장 12시간)	주 68시간 (연장근로+휴일근로)

자료: 장정인 외(2018), p. 15 <표 2-1> 참고로 작성.

주 5일 40시간 근로, 연장근로 포함 최대 52시간으로 1주 근로시간 한도를 52시간으로 명확히 하게 된 것이 주 52시간 근로제도인 것이다. 2018년 개정된 근로기준법에는 주 최대 68시간이었던 법정 최대 근로시간을 주 최대 52시간으로 단축하는 내용과 함께 30인 미만 사업장은 2022년 12월 31일까지 특별연장근로를 한시적으로 인정하고, 근로기준법상 주당 최대 근로시간을 적용받지 않는 특례업종의 수를 대폭 축소한다는 내용을 담았다. 특례제이란 일반 공중의 생활상 불편을 초래하거나 사업목적의 달성이 어렵게 되는 경우 근로자 대표와 서면합의를 통해 예외적으로 근로기준법 제53조(연장근로의 제한)에서 정하고 있는 연장근로 한도(1주 12시간)를 초과하여 근로를 할 수 있도록 하거나 근로기준법 제54조(휴게)에서 정하고 있는 휴게시간을 변경할 수 있도록 한 것으로, 이러한 특례제도를 악용하게 되면 사용자와 근로자 대표가 서면합의를 통한 경우 사실상 무제한적인 장시간 노동이 가능해 근로자의 건강과 안전을 위협할 수 있는 요인으로 작용할 수 있었다. 특례제도의 혜택을 받는 업종이 26개에서 5개로 대폭 줄어들게 된 것은 이러한 부작용을 최소화하고 법 개정의 취지를 충분히 반영하기 위함이다. 또한 특례가 유지되는 업종에 대해서도 근로일 종료 후 다음 근로일 개시 전까지 최소 11시간 이상의 휴식시간을 의무화하였다. 특례유지업종과 특례제외업종은 <표 2>와 같다.

이러한 근로기준법 개정안은 2018년 2월 28일 국회를 통과하였으며 2018년 7월 1일 300인 이상 규모의 사업장을 시작으로 300인 미만 50인 이상 사업장은 2020년 1월 1일, 50인 미만 5인 이상 사업장은 2021년 7월 1일부터 적용될 예정이다. 다음 <표 3>은 개정된 근로기준법이 사업장 규모에 따라 단계적으로 시행

<표 2> 특례 유지업종 및 제외업종

<특례유지업종 5개>	<특례제외업종 21개>
육상운송업, 수상운송업, 항공운송업, 기타 운송관련 서비스업, 보건업 ※ 육상운송업 중 노선여객자동차 운송사업 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

<표 3> 사업장 규모별 근로시간 감축 시행일

사업장 규모	시행일자
300인 이상 사업장	2018. 7. 1
300인 미만 50인 이상 사업장	2020. 1. 1
50인 미만 5인 이상 사업장	2021. 7. 1

됨을 나타내고 있는데, 이러한 단계적 시행은 급작스러운 근로시간 단축으로 인한 산업계의 충격을 최소화하기 위한 것이다.

개정된 근로기준법의 시행에 앞서 고용노동부와 관계부처는 합동으로 노동시간 단축 현장안착 지원대책을 2018년 5월 17일에 발표하였다. 주 52시간 근로제의 시행에 따른 노·사 부담을 완화하고, 노동시간 단축의 원활한 현장안착을 유도하기 위해 범부처 차원의 지원방안을 마련한 것으로 중소기업 부담 완화와 노동시간 조기단축 유도, 노동시간 단축을 일자리 창출로 연계, 주요 업종별 현장 수요 특화 지원을 기본 방향으로 세부 추진방안을 수립하였다.

그 후 2018년 7월 1일 300인 이상 사업장을 대상으로 주 52시간 근로제가 시행되었고, 2020년 1월 1일부터 50인 이상 300인 미만 사업장을 대상으로 확장 시행할 예정이었으나, 중소기업의 경우 대기업과 달리 업무량을 자율적으로 통제하기 어려우며 체계적인 인사노무관리 부족 등 준비 여력이 충분치 않아 탄력근로제 등 보완입법이 필요한 상황이었다. 그러나 2019년 정기국회가 종료되며 2019년 내 보완입법 통과가 불투명해지게 되자 정부는 기업의 주 52시간 근로제 준비현황과 어려운 경제상황 등을 감안하여 현장의 불확실성 해소를 위한 잠정적인 보완조치에 착수하여 2019년 12월 11일, 관계부처 합동으로 ‘50~299인 기업 주 52시간제 안착을 위한 보완대책’을 발표하였다. 이에 따르면 50~299인 규모의 중소기업에 대해 1년간 계도기간을 부여하고, 계도기간 중 최대한 신속히 준비할 수 있도록 인력채용 지원 강화 및 외국인 인력 지원을 확대하는 방안 등을 포함한다. 추가적으로 재해, 재난 및 그 밖의 사고를 수습하기 위한 경우만 인가하였던 특별연장근로의 적용 대상을 확대함과 동시에 업종별 특성을 감안하여 각 부처에서도 소관업종별 지원방안을 마련하기로 하였다.

2021년 1월 기준 50~299인 규모의 중소기업에 대해 적용되던 계도기간이 종료되면서 현재 50인 이상 사업체에서는 주 50시간 근무제가 이미 시행 중에 있

으나, 본 연구에서는 2018년 변경된 제도의 적용을 먼저 받기 시작하여 실증분석에 사용 가능한 자료가 축적된 300인 이상 사업체를 실험군으로 간주하여 주 52시간 근로제도의 영향과 효과를 분석하여 제시하고자 한다.

Ⅲ. 선행연구 검토

법정근로시간의 단축이 고용에 미치는 영향에 관한 이론적 분석은 주로 근로시간과 고용을 생산요소로 하는 생산함수에 대한 가정으로부터 출발한다. 기존 연구(남성일, 2002; Kawaguchi *et al.*, 2008; 김형락 외, 2012)에 따르면 근로시간은 시간당 임금을 한계비용으로 하며 별도의 고정비용이 존재하지 않는 가변 생산요소인 반면, 고용은 고용보험, 훈련비용 및 퇴직금 등 생산량과 무관하게 지급되는 고정비용을 수반하는 준고정 생산요소로 간주된다. 이 경우 이론적 측면에서 법정근로시간의 단축은 시간당 임금의 상승으로 이어질 것으로 예측된다. 이는 근로시간 단축 시 근로자의 입장에서 실질소득을 보호하려는 유인이 발생하고 이는 시간당 임금의 상승 요인으로 작용하기 때문이다(Boeri and Van Ours, 2013). 이 경우 발생하는 임금 상승은 대체효과와 규모효과를 동시에 야기한다. 먼저 대체효과와 규모의 경우에는 근로시간과 고용 간 상대가격의 변화를 통해 작용하며 시간임금의 상승이 (준고정비용을 포함하는 고용의 한계비용에 비하여) 근로시간의 한계비용에 상대적으로 보다 큰 영향을 미칠 것이기 때문에 근로시간이 고용에 의하여 대체될 것으로 예상할 수 있다. 반면 규모효과에 의하면 제도변화에 따른 임금의 상승이 전반적 생산비용의 증가를 의미하기 때문에 생산량 축소를 위한 고용 및 근로시간의 감소가 이어질 것으로 예측된다. 이는 법정근로시간의 단축이 고용에 미치는 영향이 대체효과와 소득효과의 상대적인 크기에 따라 결정될 것임을 의미하며, 이는 결국 근로시간과 고용의 한계생산성(혹은 등량곡선의 기울기)과 연관된 것으로 이해할 수 있다.

이처럼 법정근로시간 단축의 고용효과가 이론적으로 불명확하기 때문에 경험적 증거를 수집하는 것이 보다 중요하다고 할 수 있다. 법정근로시간의 단축은 우리나라뿐만 아니라 유럽, 미국, 일본 등 여러 국가에서 이미 수차례 경험한 사항이며, 그와 더불어 법정근로시간 단축의 경제적 효과에 관한 실증연구 또한 다양하게 이루어져 왔다. 해외 사례에 기초한 대표적인 선행연구를 살펴보면, 먼저 Hunt(1999)는 1984년에서 1994년까지의 독일 사회경제 패널자료를 이용하여 법

정근로시간의 단축이 근로시간, 임금, 고용에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과 독일 노동시장에서는 근로시간의 단축이 고용에 부정적인 영향을 미쳤으며 임금을 상승시킨 것으로 나타났다. Crépon and Kramarz(2002)는 1977년부터 1987년까지의 프랑스 노동력 조사(French Labor Force Surveys: LFS) 자료를 사용하여, 1982년 프랑스의 법정근로시간이 주 40시간에서 주 39시간으로 단축되었을 때 고용에 미친 영향을 분석하였다. 분석 결과 근로시간 단축으로 인해 고용이 감소한 것으로 나타났으며, 주 40시간 미만의 근로자보다 주 40시간 이상 일하는 장시간 근로자의 일자리가 더 많이 감소한 것으로 나타났다. 이는 생산비용 상승을 통한 규모효과가 새로운 표준근로시간 이상 근무하는 근로자에게 보다 집중적으로 나타난 것을 의미한다. Kawaguchi *et al.*(2008)는 일본 노동시장 자료를 기초로 주당 근로시간 단축의 고용효과에 대해 분석하였다. 1989년에서 1999년을 분석기간으로 정하고, Basic Survey on Wage Structure의 자료를 이용해 회귀분석을 실시하였으며 분석 결과 근로시간 단축은 음(-)의 고용효과를 보였으며, 실 근로시간을 감소시키는 것으로 나타났다. 실 근로시간의 감소를 함께 고려한 근로시간의 단축은 근로자들의 실질임금을 상승시켰으며, 기업의 시간당 노동비용 부담을 가중시킨다. 즉, 고용의 효과보다 근로자에 미치는 효과가 더 큰 것으로 나타나 정책의 의도와 다른 방향의 효과를 보인 것으로 나타났다. 마지막으로 Estevão and Sá(2008)는 프랑스 노동력 조사(French Labor Force Survey: LFS)를 사용하여 2000년 이루어진 프랑스의 근로시간 단축이 고용에 미친 영향을 분석하였다. 분석 결과 근로시간의 단축이 총고용에 미친 영향은 미미하였지만 시간당 임금은 증가한 것으로 나타났다. 시간당 임금의 증가로 인해 비용이 상승하여 해고된 근로자들의 이직이 증가하였으며 부업을 선택한 근로자의 비중도 상승하였음을 확인하였다.

법정근로시간 단축의 효과와 관련된 기존의 국내 연구들은 주로 2003년 주 5일 근무제가 시행되면서 주당 근로시간이 44시간에서 40시간으로 단축된 사례를 바탕으로 하였다. 먼저, 남성일(2002)은 법정근로시간 단축이 금융, 노동, 물가, 대외거래, 재정 분야 등 거시경제에 미치는 효과를 분석하였다. 분석 결과 법정근로시간 단축은 실질임금을 상승시키고 소비를 증대시키는 효과가 있는 반면, 실 근로시간 단축효과는 법정근로시간의 단축에 비해 절반 정도의 효과에 불과하였으며 비용인상을 일으켜 GDP와 투자를 감소시켰고 그 결과로 고용 또한 감소하였음을 보고하였다. 김형락·이정민(2012)은 2004년부터 2009년까지의 고용형태별 근로실태조사 자료를 사용하여 삼중차감모형 분석을 통해 주 40시간 근무제가

실 근로시간, 시간당 임금, 고용에 미치는 영향을 분석하였다. 주 40시간 근무제의 도입으로 실 근로시간이 43분 단축, 시간당 임금이 6.6% 상승하는 결과를 보였으나 시간당 임금의 상승으로 인한 비용 압박으로 고용창출에는 부정적인 영향을 미친 것으로 분석하였다. 유경준·이진(2014)은 2004년부터 2012년까지의 사업체노동력조사 및 경제활동인구조사의 월별 자료를 사용하여 선형패널모형 분석을 통해 주 40시간제의 도입이 기업규모별로 고용에 미치는 효과를 분석하였다. 법정근로시간 단축은 기업규모별로 다소 차이는 있지만 모두 유의하게 실 근로시간을 단축시켰으며 법정근로시간 단축의 고용효과는 10~29인 규모와 300인 이상 규모에서 고용을 증가시켰으나, 5~9인 규모에서는 고용이 오히려 감소하였다. 소규모 기업의 경우, 외국인 근로자들이 국내 인력을 상당수 대체하고 있음을 고려하면 법정근로시간 단축의 고용효과가 미미하거나 감소할 수 있을 것이라고 추측하였으며, 기업의 규모별로 고용효과가 상이한 이유는 근로환경 및 생산설비의 다양성과 특례업종의 영향이 존재할 가능성이 존재한다고 분석하였다.

이처럼 법정근로시간 단축의 고용효과를 분석한 다양한 국내 연구가 존재하지만 대부분의 연구가 법정 최대 근로시간의 조정이 아닌 표준근로시간의 단축 사례에 근거하고 있다는 점에서 선행연구의 결과를 바탕으로 주 52시간 근로제의 효과를 유추하기에는 다소 한계가 존재한다. 법정 최대 근로시간 단축의 영향을 분석한 연구로서 심재선·김호현(2020)은 한국거래소의 상장기업을 대상으로 주 52시간 근로제의 도입이 고용과 노동생산성에 미치는 영향을 추정하였다. 이중차분법을 활용하여 분석 결과 주 52시간 근로제도가 적용된 집단에서는 정규직 고용이 증가하였으나 노동생산성에는 영향이 없는 것으로 나타났다. 최근 자료를 활용하여 근로시간 감소의 고용효과를 추정하였다는 점에서 본 연구와 유사하지만, 분석 표본을 상장기업으로 제한하였기 때문에 분석 결과를 전체 사업장에 적용하기에는 어려움이 존재한다. 이에 본 연구는 전국의 약 33,000개 표본 사업장을 대상으로 수집된 2016~2020년 고용형태별 근로실태조사를 이용하여 주 52시간 근로제도의 효과를 분석하고자 한다. 또한 Kawaguchi *et al.*(2008)와 김형락·이정민(2012)을 참고하여 ‘제도 시행 이전 초과 근로자의 비중’을 실증분석모형에 추가하였다. 이는 주 52시간 근로제도의 영향을 직접적으로 받게 되는 초과 근로자들에 대한 법정 최대 근로시간 단축효과를 분석하게 되는 것으로 제도의 효과를 더욱 엄밀하게 식별할 수 있을 것으로 기대된다.

IV. 자료 및 분석방법

1. 분석 자료

분석에는 고용노동부에서 작성하는 「고용형태별 근로실태조사」를 사용하였다. 「고용형태별 근로실태조사」는 자영업주를 제외한 근로자 1인 이상 사업체에 종사하고 있는 근로자의 임금, 근로시간, 고용형태 등의 근로조건에 관한 정보를 사업체 및 인적 속성별로 파악하여 정책수립의 기초 자료를 제공하고 있다. 본 연구에서는 2018년 7월, 300인 이상 사업장을 대상으로 시행된 주 52시간 근로제의 영향을 추정하기 위하여 「고용형태별 근로실태조사」의 2016~2020년 원자료를 사용하였으며, 원자료에 포함된 근로자 수는 2016년 851,737명, 2017년 967,338명, 2018년 971,112명, 2019년 978,012명, 2020년 957,546명을 포함하여 4,725,745명이다. 이 중 노동조합 가입 여부가 기입되지 않은 근로자와 정액급여 기준 상위 1% 및 하위 1%에 해당하는 표본 및 20세 미만/65세 이상을 제외한 4,401,009명이 분석에 사용되었다.

<표 4> 자료 제거 기준

변수	제거 기준
노동조합 가입 여부	노동조합 가입 여부 결측치인 경우는 제외
정액급여	정액급여 기준 상위 및 하위 1% 제외
연령	연령이 20세 미만 혹은 65세 이상인 경우에는 제외

2. 변수 정의 및 기초통계량

본 연구에 사용된 주요 종속변수인 실제 근로시간은 「고용형태별 근로실태조사」의 ‘소정실근로시간 수’와 ‘초과실근로시간 수’의 합으로 정의하였으며 월단위로 표기된 근로시간을 주간 근로시간으로 나타내기 위하여 ‘주당 실제 근로시간’ = ‘실제 근로시간/4.35’로 계산하였다. ‘시간당 급여’는 먼저 ‘정액급여’와 ‘초과급여’의 합으로 표현되는 ‘월급여’를 실제 근로시간으로 나누어 산출하였다. 또 다른 종속변수인 ‘정규직’ 더미변수의 경우 「고용형태별 근로실태조사」 자료의 ‘고용형

태' 변수가 '정규직'인 경우의 1, 그 외의 경우에는 0의 값을 갖는 이항변수를 사용하였다. 주요 설명변수로는 2018년 기준 주 52시간제 적용의 대상이었던 300인 이상 사업장에서 근무하는 근로자를 의미하는 이항변수를 사용하였다. 주 52시간 근로제도는 2018년 7월 1일부터 300인 이상 사업체를 대상으로 시행되었으나 매년 6월 급여계산 기간을 기준으로 조사되는 고용형태별 근로실태조사의 특성상 주 52시간 근로제도의 영향이 반영된 자료는 2019년 이후의 자료이므로 2019년 이후 300인 이상 사업체 규모(5개 특례업종 제외)의 경우에만 52(시간)의 값을 가지며 그 외는 68(시간)의 값을 가진다. 초과비율은 산업별, 사업체 규모별, 연도별로 주당 52시간을 초과하여 근로하는 근로자의 비율로서 회귀분석에는 전년도의 초과비율과 법정근로시간과의 교차항을 생성하여 사용하였다. 그 외의 설명변수로는 노동시장 성과에 영향을 미칠 수 있는 노조가입 여부, 대학졸업 여부, 성별, 산업, 연령 등을 통제하였다.

<표 5>는 실증분석에 사용된 주요 변수의 기초통계량을 제시하고 있다. 표본에 포함된 근로자의 평균 연령은 41세이며 주 평균 약 39시간을 근무하고 1.9만 원의 시간당 급여를 수령한 것으로 나타났다. 표본에 포함된 근로자의 74%는 정규직으로 고용되어 있으며 20%는 노동조합에 가입한 상태이다. 표본의 46%는 대학졸업 이상의 학력 수준을 보이고 있으며 여성 근로자의 비중은 39%를 차지하고 있으며 52시간 초과 근로자의 비율은 평균 6% 정도로 나타났다.

<표 5> 기초통계량(개별 근로자 수준)

	관측치	평균	표준편차	최솟값	최댓값
연도	4,401,009	2,018.3	1.39	2,016	2,020
연령(세)	4,401,009	41.28	11.45	20	65
주당 실제 근로시간(시간)	4,401,009	38.80	9.75	1.14	124.1
시간당 급여(천 원)	4,401,009	19.29	11.38	0.8125	887.5
정규직	4,401,009	0.74	0.44	0	1
노조가입	4,401,009	0.20	0.40	0	1
대졸자	4,401,009	0.46	0.50	0	1
여성	4,401,009	0.39	0.49	0	1
법정 최대 근로시간(시간)	4,401,009	64.14	6.84	52.00	68.00
초과비율	4,401,009	0.06	0.06	0.00	0.27

주: 괄호 안은 측정 단위임.

자료: 고용형태별 근로실태조사, 2016~2020.

<표 6> 사업체 규모별 근로시간 및 초과근로 비율(2018~2019)

사업체 규모	근로자 수(명)		월 근로시간(시간)		52시간 초과비율(%)	
	2018	2019	2018	2019	2018	2019
전 규모	971,112	978,012	160.2	155.0	7.7	5.3
1규모(5인 미만)	50,310	50,060	137.1	134.2	3.9	2.7
2규모(5~29인)	178,981	180,909	155.5	151.3	7.1	4.9
3규모(30~299인)	355,057	356,990	162.8	159.2	9.7	7.0
4규모(300인 이상)	386,764	390,053	162.6	161.5	6.6	4.2

주: 괄호 안은 측정 단위임.
 자료: 고용형태별 근로실태조사, 2018~2019.

<표 7> 산업별 근로시간 및 초과근로 비율(2018~2019)

산업		근로자 수(명)	월 근로시간(시간)	52시간 초과비율(%)
2018	상위 3개 산업			
	광업(05~08)	3,484	176.3	13
	제조업(10~33)	201,603	173.6	13
	하수·폐기물처리, 원료재 생 및 환경복원업(37~39)	6,601	173.5	9.3
	하위 3개 산업			
	교육서비스업(85)	61,228	124.3	0.7
	협회 및 단체, 수리 및 기 타개인서비스업(94~96)	54,407	148.2	3.9
	건설업(41~42)	45,347	148.5	4
2019	상위 3개 산업			
	광업(05~08)	3,216	175.2	10
	제조업(10~33)	199,432	169.3	9
	하수·폐기물 처리, 원료재 생 및 환경복원업(37~39)	6,851	165.5	4.9
	하위 3개 산업			
	교육서비스업(85)	59,750	121.2	0.4
	협회 및 단체, 수리 및 기 타 개인 서비스업(94~96)	55,369	143.4	2.4
	건설업(41~42)	45,746	149.3	2.7

주: 괄호 안은 측정 단위임.
 자료: 고용형태별 근로실태조사, 2018~2019.

실제 근로시간이 주 52시간 근무제 도입 전후인 2018~2019년 사업체 규모 및 산업의 특성에 따라서 어떠한 변동을 보이는지를 확인하기 위하여 <표 6>과 <표 7>에서는 사업체 규모 및 산업대분류에 따른 월별 근로시간 및 주 52시간 초과 근로자의 비중을 제시하고 있다. 이에 따르면 주 52시간 근무제의 도입과 함께 모든 사업체 규모에서 월 근로시간이 감소한 것으로 나타났으며 사업체 규모에 따른 근로시간의 편차 또한 증가한 것을 확인할 수 있다. 산업별 근로시간의 경우에는 상위 3개 산업과 하위 3개 산업 간의 월평균 근로시간의 격차가 매우 두드러지게 나타나고 있으며 이는 법정 최대 근로시간의 설정에 있어서 업종별 특수성이 중요한 요소로 고려되어야 함을 시사하고 있다.

3. 주 52시간 제도의 효과 실증분석모형

본 연구에서는 2018년 도입된 법정근로시간 단축이 사업체 규모에 따라 단계적으로 시행되었다는 점을 활용한다. 관련 선행연구에 기초하여(Hunt, 1999; 김형락·이정민, 2012) 주 52시간 제도가 먼저 시행된 300인 이상 사업장을 실험군으로, 300인 미만 사업장을 대조군으로 하는 다음과 같은 실증모형을 구성하였다.

$$y_{ijst} = \alpha_1 \bar{h}_{jst} + \alpha_2 (ER_{js(t-1)} * \bar{h}_{jst}) + \sum_k \beta_k X_{ik} + \gamma_j + \gamma_s + \gamma_t + u_{ijst} \quad (1)$$

위 모형에서 i, j, s, t 는 각각 근로자, 산업, 사업체 규모 및 연도를 의미하는 하첨자이고 종속변수 y_{ijst} 로는 실제 근로시간(=소정실 근로시간 수+초과실 근로시간 수)과 시간당 임금(=정액급여/소정실 근로시간 수) 및 정규직 채용 여부를 고려하였다. \bar{h}_{jst} 는 각 산업, 사업체 규모, 연도별 적용되는 법정 최대 근로시간이며 2019년 이후 300인 이상 사업체(5개 특례업종 제외)의 경우에 52(시간), 그 외의 경우에는 68(시간)의 값을 갖는 이항변수이다.³⁾ 따라서 $\hat{\alpha}_1$ 은 법정 최대 근로시간 단축이 종속변수에 미치는 영향으로 해석할 수 있으며 법정 최대 근로시간이 1시간 단축되었을 때 $\hat{\alpha}_1$ 만큼 효과가 나타나는 것이므로 직관적인 수치해석이 가능하여 분석에 용이하다는 장점이 있다. $ER_{js(t-1)}$ 는 법정 최대 근로시간인

3) 2020년 1월 1일부터 50인 이상 300인 미만 사업장에도 52시간 근무제가 적용이 되고 있으나 2019년 중 해당 중소기업에 대한 지원책 마련을 목적으로 하는 보완입법의 통과가 어려워지면서 제도 기간이 1년간 연장되었기 때문에 300인 미만 사업장은 대조군으로 간주한다.

주 52시간을 초과하여 근무하는 종사자의 비중이다. 주 52시간 근로제도 시행 이전에는 초과근로가 발생하지 않다가 시행 이후에는 초과근로가 발생하는 경우 대체효과에 의해 근로시간이 줄어들 가능성이 높기 때문에(Kawaguchi *et al.*, 2008) 이에 대한 실증분석을 위해서는 패널 자료를 사용하는 것이 이상적이지만, 고용형태별 근로실태조사 자료의 경우 동일 근로자가 연계가 불가능하므로 연도, 산업, 사업체 규모별로 초과 근로자의 비율을 구하여 사용하였다(김형락 외, 2012).

교차항인 $ER_{js(t-1)} * \bar{h}_{jst}$ 는 전년도의 초과 비중과 법정 최대 근로시간을 곱한 것으로 전년도의 산업별 사업체 규모별 초과 비중에 대한 법정 최대 근로시간 단축의 효과를 나타낸다. X_{ik} 는 종속변수에 영향을 미칠 수 있는 통제변수로서 고용형태별 근로실태조사에서 관측되는 개별 근로자 수준의 변수인 노동조합 가입 여부, 학력 수준, 성별, 연령 등을 포함하였다. $\gamma_j, \gamma_s, \gamma_t$ 는 각각 산업, 사업체 규모, 연도의 고유효과를 통제하기 위한 고정효과이며 마지막으로 u_{ijst} 는 모형 내 다른 변수로 설명되지 않는 잔차항을 의미한다.

고용형태별 근로실태조사 자료의 경우 개별 근로자 수준의 미시 자료를 포함하고 있으므로 식 (1)의 모형의 추정이 가능하다. 그러나 모형의 핵심 설명변수인 주 52시간 근로제도의 적용 여부(\bar{h}_{jst})와 52시간 초과 근무자의 비중($ER_{js(t-1)}$)이 연도별, 산업별, 사업체 규모별로 결정되었음을 감안하여 본 연구에서는 산업×사업체 규모 단위의 실증분석 모형(식 (2))을 추가적으로 추정하였다.

$$y_{jst} = \alpha_1 \bar{h}_{jst} + \alpha_2 (ER_{js(t-1)} * \bar{h}_{jst}) + \sum_k \beta_k X_{jstk} + \gamma_j + \gamma_s + \gamma_t + u_{jst} \quad (2)$$

V. 실증분석 결과

1. 개별 근로자 수준 추정 결과

실증분석 결과에는 앞서 구성한 실증분석 모형에서 교차항($ER_{js(t-1)} * \bar{h}_{jst}$)을 제외한 추정 결과와 교차항을 포함한 추정 결과를 모두 제시하고 있으며, 개별 근로자 단위 분석과 산업×사업체 규모별로 분석을 함께 진행하였다.

<표 8> 법정근로시간 단축의 영향(개별 근로자 단위 분석)

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	OLS	OLS	OLS	Logit	Logit
\bar{h}	0.00174* (0.00105)	-0.0152*** (0.00105)	0.00180*** (4.79e-05)	0.00203*** (4.81e-05)	-0.00365*** (0.000310)	-0.00332*** (0.000310)
초과비율* \bar{h}		0.341*** (0.00196)		-0.00455*** (9.00e-05)		-0.0125*** (0.000601)
연령	-0.0322*** (0.000383)	-0.0320*** (0.000382)	0.00833*** (1.75e-05)	0.00833*** (1.75e-05)	-0.00129*** (0.000108)	-0.00128*** (0.000108)
여성	-1.446*** (0.00938)	-1.459*** (0.00935)	-0.176*** (0.000429)	-0.175*** (0.000429)	-0.461*** (0.00266)	-0.461*** (0.00266)
노조	-0.173*** (0.0116)	-0.141*** (0.0116)	0.00751*** (0.000531)	0.00708*** (0.000531)	2.348*** (0.00535)	2.347*** (0.00535)
대출	-2.238*** (0.00956)	-2.254*** (0.00953)	0.312*** (0.000438)	0.313*** (0.000437)	1.258*** (0.00293)	1.259*** (0.00293)
정규직	6.060*** (0.0104)	6.089*** (0.0104)	0.207*** (0.000478)	0.206*** (0.000478)		
5~29인	1.937*** (0.0218)	1.404*** (0.0220)	0.0781*** (0.000999)	0.0852*** (0.00101)	0.867*** (0.00573)	0.886*** (0.00581)
30~299인	3.503*** (0.0208)	2.415*** (0.0216)	0.148*** (0.000952)	0.163*** (0.000994)	0.534*** (0.00539)	0.569*** (0.00564)
300인 이상	3.546*** (0.0232)	3.026*** (0.0233)	0.347*** (0.00106)	0.354*** (0.00107)	-0.363*** (0.00616)	-0.345*** (0.00622)
산업고정효과	YES	YES	YES	YES	YES	YES
연도고정효과	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	4,401,009	4,401,009	4,401,009	4,401,009	4,401,009	4,401,009
R-squared	0.210	0.215	0.404	0.405		
F	39,012	38,992	99,598	96,524	.	.

주: 괄호 안은 강건표준오차를 나타냄. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

<표 8>은 2016~2020년 고용형태별 근로실태조사를 이용하여 주 52시간 제도의 영향을 개별 근로자 단위로 분석한 결과를 포함하고 있다. 먼저 교차항이 포

합되지 않은 (1), (3), (5)열의 결과는 주 52시간 근로제도의 평균적인 효과를 나타낸다. 종속변수가 주당 실 근로시간인 (1)열에서 법정 최대 근로시간을 의미하는 \bar{h} 의 계수가 $\hat{\alpha}_1 = 0.00174$ 로 추정되었으며 10% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 이는 법정 최대 근로시간의 단축을 통해 실제 근로시간이 감소한 결과로 이해할 수 있으나 실제 감소폭(1.6분)은 매우 미미한 것으로 판단할 수 있다. 통제변수들의 추정 결과를 보면 연령이 높을수록, 여성이거나, 노조에 가입되어 있거나, 대학교 졸업 이상의 학력을 가지고 있는 경우 각 변수의 기준 집단에 비해 평균적으로 주당 실제 근로시간이 감소하였다. 그리고 정규직 여부의 경우 비정규 고용형태에 비해 주당 실제 근로시간이 6시간 증가하는 것으로 나타났으며, 사업체 규모는 5인 미만의 사업체를 기준으로 했을 때 5인 이상 30인 미만 사업체는 1.9시간, 30인 이상 300인 미만 사업체는 3.5시간, 300인 이상 사업체는 3.5시간 증가하는 것으로 나타났다.

(3)열은 주 52시간 근로제의 도입이 시간당 임금에 미친 영향을 추정한 결과를 나타내고 있으며, 법정 최대 근로시간인 \bar{h} 의 계수가 $\hat{\alpha}_1 = 0.0018$ 로 추정되었으며 1% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 이는 법정 최대 근로시간이 1시간 감소할 때마다 시간당 임금이 0.18% 감소하는 것을 뜻하며 따라서 주 52시간 근로제도가 시행됨으로써 시간당 임금이 소폭 하락하였음을 뜻한다. 그리고 통제변수의 추정 결과는 연령이 높을수록, 대학교 졸업 이상의 학력이거나, 정규직일 때 임금이 상승하였고 여성의 경우에는 남성에 비하여 평균적으로 16.3% 낮은 임금을 수령하는 것으로 나타났다. 이상의 결과를 종합해 보면, 2018년 법정근로시간 단축이 실제 근로시간의 유의미한 변화를 가져오지는 않은 것으로 해석할 수 있다. 다만 이상의 분석이 개별 근로자 수준의 평균적인 효과에 제한되었다는 점에서 법정근로시간 단축에 보다 민감한 영향을 받았을 것으로 예상되는 (52시간 초과근무자의 비중이 높았던) 사업체에서는 제도의 효과가 상이할 수 있음에 유의할 필요가 있다.

(5)열은 주 52시간 근로제의 도입이 근로자의 고용형태에 영향을 미쳤는지를 확인하기 위하여 정규직 여부를 의미하는 이항 종속변수와 로짓모형을 이용하여 정규직 채용확률을 추정한 결과를 나타낸다. 이에 따르면 법정근로시간의 효과를 의미하는 \bar{h} 의 계수는 $\hat{\alpha}_1 = -0.0036$ 으로 추정되었으며 이는 1% 유의수준에서 유의하였다. 로짓모형의 비선형성을 고려하여 다른 통제변수들을 평균값에 고정시키고 법정 최대 근로시간의 한계효과를 구하면,⁴⁾ 주 52시간 근로제도가 도입되

면서 정규직 채용확률이 평균적으로 약 0.32%(= 0.02% × 16) 높아진 것을 의미한다. 이는 일견 법정근로시간의 단축에 따라 고용의 질이 개선된 것으로 판단할 수 있으나, 이와 같은 정규직 비중의 상승이 정규직 고용의 증가가 아닌 비정규직 근로자의 수의 감소로 인한 결과일 가능성이 존재한다는 측면에서 해석에 주의가 요구된다.

다음으로 주 52시간 근로제도 시행 이전 산업별, 사업체 규모별 52시간 초과 근로자의 비중(‘초과비율’)을 모형에 추가한 결과를 살펴보면, 먼저 <표 8>의 (2) 열의 교차항(초과비율 × \bar{h})의 계수는 $\hat{\alpha}_2 = 0.341$ 로 추정되었으며 1% 유의 수준에서 유의하였다. 이는 법정근로시간의 단축이 실제 근로시간에 미치는 효과가 정책 시행 이전 52시간 초과 근로자의 비중이 높은 사업장에서는 실제 근로시간을 (추가적으로) 감축시키는 방향으로 나타나고 있음을 의미한다. 예를 들어, 52시간 초과 근로자의 비율이 평균치인 사업장과 비교할 때, 초과비율이 1 표준편차(=5%)만큼 높은 사업장의 경우 주 52시간 근무제의 시행으로 실제 주당 근로시간이 평균적으로 약 16.3분(= 0.05 × 0.341 × 60 × 16)가량 감소하였음을 뜻한다. (로그변환된) 시간당 임금을 종속변수로 사용한 (4)열의 경우 초과비율 × \bar{h} 의 추정계수는 $\hat{\alpha}_2 = -0.0045$ 로 1% 수준에서 유의하였다. 이는 52시간 초과 근로자의 비율이 평균치인 사업장과 비교할 때, 초과비율이 1 표준편차만큼 높은 사업장의 경우 주 52시간 근무제의 시행으로 시간당 임금이 평균적으로 약 0.36%(= 0.05 × 0.0045 × 16)가량 증가하였음을 뜻한다. 즉, 법정근로시간 단축에 보다 민감한 영향을 받았을 것으로 유추할 수 있는 사업장을 중심으로는 정책의 도입이 실제 근로시간의 단축 및 시간당 급여의 증가로 이어졌다는 측면에서 지난 2004년 ‘주 5일 근무제’의 도입으로 실제 근로시간이 단축되고 시간당 임금이 상승하였음을 보고한 김형락 · 이정민(2012)의 연구 결과와 질적으로 유사한 것으로 이해할 수 있다. 마지막으로 정규직 채용확률을 추정한 (6)열에 따르면 초과비율 × \bar{h} 의 추정계수는 $\hat{\alpha}_2 = -0.0125$ 로 1% 수준에서 유의하였다. 마찬가지로 주 52시간 초과 근무자의 비율이 평균 수준인 사업장을 기준으로 한계효과를 계산하면 초과비율이 1 표준편차만큼 높은 사업장의 경우 주 52시간 근무제의 시행으로 정규직 채용 확률이 약 0.48%가량 (추가적으로) 감소하였음을 뜻한다.

4) 비선형 회귀모형인 로짓모형의 추정계수는 확률로 해석할 수 없기 때문에 다음과 같은 식으로 한계효과를 구하여 확률을 추정한다. $\frac{\partial p(x_i)}{\partial x_j} = \frac{\beta_j e^{x_i \beta}}{(e^{x_i \beta} + 1)^2}$ 단, x_j 는 x_i 에 속해 있음.

이는 <표 11>에서 살펴볼 산업 단위의 결과와 연결지어 판단할 때 실제로 52시간 초과근무 근로자의 비중이 높았던 사업체에서 정규직 근로자의 고용이 증가했다기보다는 비정규직 근로자의 감소로 인하여 정규직 근로자의 고용 비중이 증가한 것으로 이해할 수 있다.

<표 8>의 결과를 종합해 보면, 주 52시간 근로제의 도입이 전체 근로자를 대상으로 하는 평균적인 효과의 측면에서는 주당 실제 근로시간의 감소로 이어지지 않았음을 확인하였다. 다만 법정근로시간 감축에 보다 민감한 영향을 받았던 사업장을 중심으로 실제 근로시간의 감축과 더불어 시간당 급여가 상승한 것으로 나타났으며, 이는 근로시간 감축을 통해 삶의 질과 노동생산성을 높이고자 했던 법정근로시간 단축의 목적과 일부분 부합하는 결과로 볼 수 있다. 또한 고용형태의 측면에서 52시간 초과근무 근로자의 비중이 높았던 사업장을 중심으로 정규직 근로자의 비중이 높아진 것은 제도 시행 이후 생산비용 증가에 따라 상대적으로 유연한 고용 수준의 조정이 가능한 비정규직 근로자를 중심으로 고용의 감소가 발생했기 때문인 것으로 해석할 수 있다.

2. 산업대분류×사업체 규모 수준 추정 결과

이하에서는 주 52시간 근로제도의 적용 여부가 개별 근로자 수준이 아니라 산업별 및 사업체 규모별로 결정되었음을 감안하여 산업×사업체 규모 수준에서 주 52시간 근로제의 영향을 추정한 결과를 제시한다.⁵⁾ 먼저 <표 9>를 통해 주 52시간 근로제도의 도입이 주당 실제 근로시간에 미치는 영향을 살펴보면, 법정근로시간 단축의 평균적인 효과를 의미하는 (1)열의 \bar{h} 의 계수가 $\hat{\alpha}_1 = -0.0255$ 로 추정되었으나 통계적으로 유의하지 않았다. 기타 사업체 규모 및 산업 수준 설명변수의 추정계수를 살펴보면 근로자 평균 연령, 여성 및 대졸 근로자의 비중은 근로시간에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않은 반면, 노조가입 비율 및 정규직 근로자의 비율은 근로시간과 음(-)의 관계를 갖는 것으로 나타났다.

5) 개별 근로자 수준의 변수를 집계하여 산업 및 사업체 규모별 변수를 생성하여 사용하는 경우 오차항의 분산이 설명변수와 체계적인 관계를 갖는 이분산성(heteroscedasticity)의 가능성이 존재한다. 이 경우 오차항의 동분산성 가정을 완화하는 강건표준오차(robust standard errors)를 사용함으로써 이분산성의 우려를 완화할 수 있다. 추가적으로 보다 직접적으로 이분산성의 존재 여부를 확정하기 위하여 <표 9>의 회귀분석 결과를 대상으로 White 검정(White, 1980)을 시행한 결과 동분산성을 가정하는 귀무가설을 기각할 수 없었음($0.460 < \Pr(\chi^2(359)) < 0.487$).

<표 9> 법정근로시간 단축이 근로시간과 임금에 미치는 영향
(산업대분류×사업체 규모 단위 분석)

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	OLS	OLS	OLS
\bar{h}	-0.0225 (0.0338)	-0.0295 (0.0292)	0.00137 (0.00106)	0.00149 (0.00104)
초과비율* \bar{h}		0.384*** (0.0348)		-0.00646*** (0.00147)
근로자 평균연령	-0.0517 (0.0702)	-0.0842 (0.0705)	0.00926*** (0.00192)	0.00980*** (0.00191)
여성 근로자 비율	-1.964 (2.074)	-0.647 (1.882)	-0.447*** (0.0690)	-0.469*** (0.0715)
노조가입 비율	-3.730*** (1.217)	-3.069*** (0.978)	-0.00999 (0.0490)	-0.0211 (0.0455)
대졸자 비율	-1.338 (2.003)	0.281 (1.829)	0.484*** (0.0575)	0.457*** (0.0584)
정규직 비율	6.174*** (1.777)	7.083*** (1.832)	-0.0764 (0.0547)	-0.0917* (0.0548)
Constant	38.57*** (4.519)	38.25*** (4.336)	1.860*** (0.133)	1.865*** (0.134)
규모고정효과	YES	YES	YES	YES
산업고정효과	YES	YES	YES	YES
연도고정효과	YES	YES	YES	YES
Observations	360	360	360	360
R-squared	0.794	0.844	0.945	0.948
F	61.69	77.41	249.6	246.2

주: 괄호 안은 강건표준오차를 나타냄. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

표의 (2)열은 법정근로시간 단축의 영향이 52시간 초과 근로자의 비율에 따라 달라지는지 여부를 확인하기 위하여 법정근로시간과 52시간 초과 근로자의 비율 간의 교차항을(초과비율× \bar{h}) 추가한 모형을 추정한 결과를 나타낸다. (2)열의 결과를 살펴보면 먼저 \bar{h} 의 추정계수가 여전히 통계적으로 유의하지 않은 반면,

초과비율 $\times \bar{h}$ 의 계수는 $\hat{\alpha}_2 = 0.384$ 로 추정되었으며 이는 1% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 표의 (2)열과 (4)열의 교차항의 추정계수($\hat{\alpha}_2$)를 통하여 52시간 초과 근로자의 비율이 실제 근로시간 및 시간당 임금에 미치는 영향을 유추해 보면, 52시간 초과근무 근로자의 비율이 평균 수준인 사업체 규모/산업 단위에 비하여 초과 근로자의 비율이 1 표준편차만큼 높은 사업체 규모/산업 단위의 경우, 법정근로시간 1시간의 단축은 실제 근로시간을 1.6분 감소시키고 시간당 임금을 0.03% 증가시켰음을 의미한다. 다시 말해, 법정근로시간을 68시간에서 52시간으로 단축하는 제도의 시행으로 초과 근로자의 비중이 평균에 비하여 1 표준편차 높은 사업체에서는 실제 근로시간이 평균적으로 25.6분 감소하고 시간당 임금 또한 소폭(0.5%) 상승한 것으로 해석할 수 있다. 이는 앞서 <표 8>에서 개별 근로자 수준의 자료를 활용하여 추정한 결과와 동일하게 법정근로시간 단축의 시행으로 인하여 52시간 이상 근로자의 비중이 높은 사업체를 중심으로 제도 도입의 취지와 부합하게 실제 근로시간을 단축시키는 효과가 존재하였음을 시사한다.

다음으로 주 52시간 근로제도의 도입이 고용 및 고용형태에 미치는 영향을 유추하기 위하여 <표 10>은 취업자 수 및 정규직 근로자의 수를 종속변수로 하는 실증모형을 추정하였다. 먼저 (1)열의 결과에 따르면 법정근로시간의 단축 여부는 산업 및 사업체 규모 수준의 취업자 수에는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 기타 설명변수로는 여성 근로자의 비율, 노조가입 비율 및 대졸 근로자의 비중이 전체 취업자 수와 통계적으로 유의한 음(-)의 상관관계를 갖는 것을 확인할 수 있다. 다음으로 교차항이 포함된 모형을 추정한 (2)열의 결과를 살펴보면, \bar{h} 의 추정계수가 여전히 통계적으로 유의하지 않았지만, 교차항인 초과비율 $\times \bar{h}$ 의 계수는 $\hat{\alpha}_2 = 587.1$ 이며 5% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 앞선 결과와 마찬가지로 $\hat{\alpha}_1$ 과 $\hat{\alpha}_2$ 의 추정계수를 활용하여 52시간 초과 근로자의 비율에 따라 근로시간 단축의 고용효과를 유추해 볼 수 있다.

이상의 추정치는 초과 근로자의 비율이 평균 수준인 사업체 규모/산업 단위에 비하여 초과 근로자의 비율이 1 표준편차만큼 높은 사업체 규모/산업 단위의 경우 법정근로시간 1시간의 단축은 해당 표본의 취업자 수를 29.3명 감소시키는 것을 의미한다. 다시 말해, 52시간 초과 근로자의 비중이 3.6%로 평균 수준인 표본과 비교할 때, 법정근로시간을 68시간에서 52시간으로 단축하는 52시간 근무제도의 도입은 초과 근로자의 비중이 7.9%인 표본에서 취업자 수를 평균적으로 469명(=29.3명*16)가량 감소시키는 것으로 해석할 수 있다. 이상의 결과는 법정근로

<표 10> 법정근로시간 단축이 고용 및 고용형태에 미치는 영향
(산업대분류×사업체 규모 단위 분석)

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	OLS	OLS	OLS
\bar{h}	-222.8 (214.0)	-233.6 (209.0)	-178.2 (177.0)	-189.9 (172.6)
초과비율* \bar{h}		587.1** (254.9)		521.5** (217.9)
근로자 평균연령	-399.8 (362.2)	-449.6 (360.5)	-634.4** (302.2)	-684.4** (301.3)
여성 근로자 비율	-45,148*** (10,508)	-43,134*** (10,448)	-30,777*** (8,308)	-29,239*** (8,250)
노조가입 비율	-9,242** (4,410)	-8,231* (4,492)	-3,430 (3,724)	-2,294 (3,781)
대졸자 비율	-30,966*** (9,596)	-28,490*** (9,561)	-25,539*** (7,986)	-23,077*** (7,888)
정규직 비율	-7,337 (5,207)	-5,949 (5,297)		
Constant	50,962* (26,304)	50,475* (26,205)	50,403** (21,562)	50,973** (21,506)
규모고정효과	YES	YES	YES	YES
산업고정효과	YES	YES	YES	YES
연도고정효과	YES	YES	YES	YES
Observations	360	360	360	360
R-squared	0.636	0.643	0.627	0.634
F	35.89	33.48	28.47	25.62

주: 괄호 안은 강건표준오차를 나타냄. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

시간의 단축이 고용에 미치는 효과가 52시간 초과 근로자의 비중이 높은 사업체 및 산업에서 집중적으로 나타나고 있으며, 특히 생산비용의 증가에 따른 규모효과가 근로시간과 고용 사이의 대체효과를 압도하여 전체 취업자의 수가 감소할 수 있음을 시사하고 있다.

표의 (3), (4)열에서는 법정근로시간의 단축이 고용형태에 미치는 영향을 측정

하기 위하여 취업자 수 대신 정규직 근로자의 수를 종속변수로 하여 동일한 모형을 추정한 결과를 제시하고 있다. 이에 따르면, (1), (2)열의 결과와 유사하게 주 52시간 근무제도의 도입이 전체 사업체를 대상으로 하는 평균적인 정규직 근로자의 수에는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 반면, 52시간 초과 근로자의 비중이 높은 사업체 규모/산업 단위를 중심으로 (초과 근로자의 비중이 낮은 산업에 비하여) 정규직 근로자의 수를 감소시키고 있음을 확인할 수 있다.

<표 10>의 결과를 종합해 보면, 주 52시간 근무제도의 도입으로 인하여 제도 시행 이전 52시간 초과 근무자의 비중이 높았던 사업장을 중심으로 근로시간의 감축 및 시간당 임금의 상승이 나타났다. 이는 생산비용의 증가에 따른 고용의 감소를 가져왔으며, 이 과정에서 상대적으로 고용의 한계비용이 높은 정규직 근로자의 신규 채용을 축소하는 방식으로 정규직 근로자의 수 또한 감소하였음을 유추할 수 있다.⁶⁾ 이상의 결과는 주 52시간 근무제도의 도입이 실제 근로시간을 낮추고 시간당 임금을 높임으로써 근로자의 노동생산성 및 삶의 질을 제고하고자 했던 정책의 목표를 일정 부분 달성한 측면이 존재하는 반면, 52시간 초과 근무자의 비중이 높았던 산업 및 사업장을 중심으로 생산비용의 상승 및 정규직 고용의 축소를 야기했다는 점에서 탄력근로제의 확대 시행과 같이 산업별 특수성을 고려하는 보완적 입법의 필요성을 뒷받침하는 결과로 해석할 수 있다.

3. 민감도 분석

앞서 살펴본 실증분석 결과가 표본선택에 따라서 민감하게 반응하는지 여부를 확인하기 위하여 이하에서는 표본을 다르게 구성하여 핵심 분석 결과의 강건성을 검증하고자 한다. 먼저 <표 11>에서는 업무의 특성을 고려할 때 장시간 노동이 불가피하기 때문에 52시간 근무제의 적용을 면제해 주는 5개 특례업종(육상운송 및 파이프라인 운송업, 수상운송업, 항공운송업, 기타 운송관련 서비스업)을 제외한 결과를 나타낸다. <표 9>와 <표 10>에서는 주 52시간 근무제의 영향을 받지 않는 대조군으로 위의 특례업종을 포함하였으나 해당 업종에서는 근로시간 상한($\bar{h}=68$)과 무관하게 사실상 무제한 근로가 이루어지고 있다는 점에서 이를 고려하지 않을 경우 분석 결과에 편의가 발생할 가능성이 존재한다.

6) 이는 프랑스의 법정근로시간 단축의 고용효과를 다룬 Estevao and Sa(2008)에서 2000년대 초반 프랑스 정부에서 추진한 주 35시간 근로제도의 시행이 남성 근로자의 임금을 소폭 높이고, 고용 감소 및 복수 일자리 근로자의 비중의 상승을 가져온 결과와 부합한다.

<표 11> 민감도 분석(특례산업 제외)

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	OLS	OLS	OLS
	주당 실제 근로시간	로그시간임금	취업자 수	정규직 수
\bar{h}	-0.0350 (0.0323)	0.00208* (0.00111)	-147.3 (238.0)	-107.7 (197.5)
초과비율* \bar{h}	0.354*** (0.0386)	-0.00561*** (0.00146)	656.2** (300.2)	651.5** (256.3)
근로자 평균연령	-0.000402 (0.0708)	0.0126*** (0.00180)	-379.2 (412.3)	-792.7** (348.5)
여성 근로자 비율	1.278 (2.092)	-0.473*** (0.0738)	-39,134*** (12,295)	-29,588*** (10,009)
노조가입 비율	-2.770** (1.070)	0.0391 (0.0425)	-7,857 (5,283)	-2,064 (4,424)
대졸자 비율	0.980 (1.900)	0.413*** (0.0568)	-26,987** (10,528)	-23,521*** (8,924)
정규직 비율	8.151*** (1.931)	-0.0371 (0.0541)	-5,799 (5,129)	
Constant	33.56*** (4.728)	1.661*** (0.135)	40,519 (30,019)	50,837** (24,435)
규모고정효과	YES	YES	YES	YES
산업고정효과	YES	YES	YES	YES
연도고정효과	YES	YES	YES	YES
Observations	320	320	320	320
R-squared	0.846	0.956	0.618	0.620
F	82.66	269.6	28.75	22.64

주: 괄호 안은 강건표준오차를 나타냄. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

또한 핵심 설명변수인 52시간 초과 근무자 비율의 경우 다수의 사업체 규모/산업대분류 관측치에서 초과 근무자가 존재하지 않는 것으로 나타나 해당 변수 및 교차항이 '0'의 값을 갖는 것으로 확인되었다. 이처럼 '초과비율' 변수에 존재하는 좌중도 절단(left censoring)이 주요 결과에 미칠 영향을 통제하기 위하여 <표 12>에서는 52시간 초과 근무자가 존재하지 않는 11개 관측치를 제외하고 동

<표 12> 민감도 분석(초과비율=0 관측치 제외)

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	OLS	OLS	OLS
	주당 실제 근로시간	로그시간임금	취업자 수	정규직 수
\bar{h}	-0.0198 (0.0310)	0.00184 (0.00112)	-179.8 (251.6)	-130.9 (207.7)
초과비율* \bar{h}	0.371*** (0.0387)	-0.00571*** (0.00149)	632.7** (301.1)	635.7** (256.0)
근로자 평균연령	0.0373 (0.0642)	0.0123*** (0.00190)	-507.6 (446.1)	-871.8** (378.1)
여성 근로자 비율	2.225 (2.004)	-0.494*** (0.0772)	-42,359*** (13,030)	-31,373*** (10,665)
노조가입 비율	-2.646** (1.139)	0.0453 (0.0464)	-7,503 (5,797)	-1,818 (4,799)
대졸자 비율	2.510 (1.895)	0.406*** (0.0604)	-29,516*** (10,945)	-25,454*** (9,318)
정규직 비율	10.68*** (2.200)	-0.0242 (0.0598)	-9,103 (5,690)	
Constant	27.99*** (4.077)	1.700*** (0.140)	53,974* (32,654)	58,623** (26,506)
규모고정효과	YES	YES	YES	YES
산업고정효과	YES	YES	YES	YES
연도고정효과	YES	YES	YES	YES
Observations	309	309	309	309
R-squared	0.864	0.957	0.621	0.622
F	82.29	281.2	30.71	24.63

주: 괄호 안은 강건표준오차를 나타냄. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

일한 모형을 추정한 결과를 제시하고 있다. <표 11>과 <표 12>의 결과를 <표 9>와 <표 10>의 결과와 비교해 보면, 특례업종의 제외 및 좌중도 절단의 고려 여부와 무관하게 주요 분석 결과는 질적으로 유사함을 확인할 수 있다.

<표 13> 민감도 분석(최저임금 미만을 포함)

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	OLS	OLS	OLS
	주당 실제 근로시간	로그시간임금	취업자 수	정규직 수
\bar{h}	-0.0416 (0.0285)	0.00110 (0.00107)	-200.1 (205.1)	-169.4 (169.4)
초과비율* \bar{h}	0.405*** (0.0352)	-0.00581*** (0.00146)	530.2** (262.5)	481.4** (225.8)
근로자 평균연령	-0.116* (0.0682)	0.00879*** (0.00195)	-360.7 (367.5)	-629.9** (308.5)
여성 근로자 비율	-0.701 (1.848)	-0.471*** (0.0697)	-42,982*** (10,341)	-29,354*** (8,173)
노조가입 비율	-2.799*** (0.996)	-0.0126 (0.0443)	-8,976** (4,491)	-2,596 (3,793)
대졸자 비율	0.138 (1.901)	0.452*** (0.0563)	-28,092*** (9,540)	-22,605*** (7,882)
정규직 비율	6.522*** (1.815)	-0.109** (0.0533)	-4,401 (5,189)	
최저임금 미만율	-15.14*** (3.669)	-0.477*** (0.155)	41,834** (17,649)	27,803* (14,670)
Constant	41.69*** (4.310)	1.974*** (0.145)	40,971 (26,180)	45,489** (21,485)
규모고정효과	YES	YES	YES	YES
산업고정효과	YES	YES	YES	YES
연도고정효과	YES	YES	YES	YES
Observations	360	360	360	360
R-squared	0.851	0.950	0.646	0.636
F	72.56	241.9	33.20	25.12

주: 괄호 안은 강건표준오차를 나타냄. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2018년 주 52시간 근무제 도입의 영향을 분석함에 있어서 추가적으로 고려할 사항은 동 기간 노동시장에 독립적으로 영향을 미쳤던 기타 노동시장 정책의 영

향을 통제하는 것이다. 예를 들어, 근로기준법이 개정 시행되었던 2018년은 문재인 정부가 출범하면서 ‘2020년까지 최저임금 1만 원 달성’을 목표로 빠른 속도로 최저임금이 인상되기 시작한 첫 해였으며 실제로 2018년 16.4%, 2019년 10.9%로 2년 연속 두 자릿수 인상률을 기록한 바 있다. 따라서 법정 최대 근로시간 감축 효과의 추정에 이 같은 급격한 최저임금 수준의 상승이 편의를 가져왔을 가능성을 확인하기 위하여 <표 13>에서는 최저임금 정책의 영향을 통제한 결과를 제시하고 있다. 업종별 및 사업체 규모별 최저임금의 차등적 영향을 식별하기 위하여 본 연구에서는 임금근로자 중 차기연도 최저임금 수준보다 낮은 임금을 받는 근로자의 비율로 정의되는 ‘최저임금 미만율’을 활용하였다(김영민·강은영, 2016). 표의 결과에 따르면 52시간 초과근무 근로자의 비중에 따른 법정근로시간의 단축의 영향을 의미하는 $\hat{\alpha}_2$ 의 추정치가 여전히 동일한 부호를 나타내고 있으며 모든 경우에 5% 수준에서 통계적으로 유의함을 알 수 있다. 이는 본 연구의 주요 분석 결과가 급격한 최저임금 수준의 인상의 영향을 고려한 이후에도 질적으로 유사함을 의미한다.

VI. 결론

본 연구는 2018년 도입된 주 52시간 근로제도가 임금, 고용 및 고용형태에 미친 영향을 분석하였다. 주 52시간 근무제가 2018년 300인 이상 사업체를 대상으로 먼저 시행된 점에 착안하여 2016~2020 고용형태별 근로실태조사 자료를 기초로 개별 근로자 수준 및 산업대분류×사업체 규모 수준의 표본을 구성하고 실증적으로 분석한 결과, 법정근로시간의 단축은 평균적으로는 임금, 고용, 고용형태에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 않은 것으로 나타났다. 그러나 제도 시행 이전 52시간 초과 근무자의 비중을 추가한 모형을 추정한 결과, 52시간 초과 근무자의 비중이 높았던 사업장을 중심으로 소폭의 근로시간 감소, 임금 상승이 나타나 제도변화가 소기의 목적을 달성한 것을 확인하였다. 반면, 초과 근무자의 비중이 높은 사업장을 중심으로 고용수준 및 정규직 근로자 수의 감소가 발생한 것으로 나타났으며 이는 법정 최대 근로시간 단축으로 인한 임금 상승 및 생산비용의 증가가 규모효과를 통해 전체 고용수준의 감소 및 높은 한계비용을 수반하는 정규직 신규고용의 감소로 이어졌음을 시사한다.

이상의 실증분석 결과를 종합하면, 주 52시간 근로제 도입 이후 전체 사업체

를 대상으로 하는 평균적인 효과는 다소 미미하였으나, 제도 시행 이전 52시간 초과 근무자의 비중이 높아 제도의 영향이 보다 집중되어 나타날 것으로 예측되었던 사업체를 중심으로 근로시간 감소 및 시간당 임금의 증가가 나타난 것을 확인하였다. 이는 ‘일·생활 균형 및 1,800시간대 노동시간 실현’이라는 제도의 도입 목표와 일정 부분 부합하는 것으로 평가할 수 있다. 반면 근로시간이 높은 산업을 중심으로 고용 및 정규직 고용의 감소가 나타난 것은 업종별 특수성을 감안하지 않은 일률적인 제도의 적용이 가져올 수 있는 역기능을 시사하는 것으로 해석할 수 있다. 따라서 추후 중소기업에 확대 적용될 주 52시간 근로제도의 원활한 정착을 이끌어 내기 위해서는 탄력근로제를 포함하는 주 52시간 근로제 현장안착 보완대책이 산업 현장에서 적절히 활용될 수 있도록 세심한 모니터링이 요구된다고 하겠다. 특히, 근로시간 단축 이후 나타날 수 있는 고용 감소에 대응하기 위해서는 임금 상승에 부합하는 노동생산성의 향상이 이뤄질 수 있도록 산업부문에 따라 차별적으로 접근해야 하며(이재준, 2021), 보다 객관적인 성과 측정 및 그에 기반한 적절한 유인급여 체계의 확대가 요구된다고 할 수 있다.

본 연구의 한계점은 다음과 같다. 법정근로시간 단축의 영향을 식별하기 위한 실험군으로 간주된 300인 이상의 사업체와 대조군에 해당하는 300인 미만의 사업체 간 관측되지 않은 특성의 차이가 존재하는 경우에는 표본선택에 따른 편향(bias)이 발생할 수 있다. 이에 대응하기 위해서는 주 52시간 근로제도가 전 규모의 사업체에 대하여 시행된 후의 자료를 활용하여 분석하거나 실험군과 대조군의 범위를 300인 전후로 조정해 가면서 이중차분법과 단절회귀법을 결합하는 방식을 고려해 볼 수 있을 것이다. 그러나 2021년 5월 기준 300인 미만 사업체에 52시간 근무제의 도입이 반영된 자료가 존재하지 않으며 특히 본 연구에서 사용한 고용형태별 근로실태조사에 개별 사업체 수준의 종업원 수가 관측되지 않아 단절회귀법의 적용이 어려운 한계가 존재한다. 이상의 한계점은 향후 주 52시간 근무제의 적용 범위의 확대에 따라 통계 자료가 축적되거나, 사업체 규모 범주가 보다 세분화되어 있는 자료를 활용함으로써 보완할 수 있을 것으로 기대된다.

참 고 문 헌

- 고용노동부, 『노동시간 단축 현장안착 지원 대책 가이드북』, 2018.
 _____, 『근로시간 단축, 특례업종 축소, 공휴일 민간 적용 관련 개정 근로기준법

- 설명자료』, 2018.
- _____, 『주 52시간제 현장안착을 위한 보완대책』, 2019.
- 김남현·이해춘·김승택, “장시간 근로 개선의 고용효과 추정,” 『노동정책연구』 제17권 제2호, 2017, 115~142.
- 김유선, “법정근로시간 단축이 실 근로시간, 고용, 실질임금에 미친 영향,” 『산업노동연구』 제14권 제2호, 2008, 1~21.
- 김영민·강은영, “최저임금이 제조업과 서비스업에 미치는 효과 분석,” 『직업능력개발연구』 제19권 제1호, 2016, 1~24.
- 김형락·이정민, “주 40시간 근무제의 도입이 근로시간, 임금 및 고용에 미치는 영향,” 『노동경제논집』 제35권 제3호, 2012, 83~100.
- 남성일, “법정근로시간 단축의 거시경제 효과 분석,” 『노동경제논집』 제25권 제2호, 2002, 33~78.
- 송일호, “근로시간 단축이 고용, 생산성 및 단위노동비용에 미치는 효과에 대한 실증분석,” 『생산성논집』 제18권 제1호, 2004, 65~80.
- 심재선·김호현, “이중차분법(Difference-in-differences, DiD)을 활용한 주 52시간 상한제 시행의 고용 및 노동생산성 영향 분석,” 『생산성논집』 제34권 제4호, 2020, 197~224.
- 안주엽·이규용, “법정근로시간 단축의 노동시장 효과-제조업을 중심으로,” 『KLI 분기별 노동동향분석』 제14권 제1호, 2001, 151~170.
- 유경준·이진, “근로시간 단축의 고용효과 분석: 기업규모별 추정을 중심으로,” 『노동경제논집』 제37권 제1호, 2014, 1~28.
- 이재준, “한국의 노동생산성-임금 격차: 측정 및 요인분해,” 『한국경제연구』 제39권 제2호, 2021, 5~30.
- 조용만, “근로시간 단축의 제도적 논의와 쟁점,” 『노동법학』, 제73호, 2020, 167~201.
- 장정인, 『근로시간 단축의 해양수산업 고용영향 분석』, 한국해양수산개발원, 2018.
- Altavilla, C., A. Garofalo, and C. P. Vinci, “Evaluating the Effects of Working Hours on Employment and Wages,” *Journal of Policy Modeling* 27(6), 2005, 647~664.
- Andrews, M. J., T. Schank, and R. Simmons, “Does Worksharing Work? Some Empirical Evidence from the IAB Establishment Panel,” *Scottish Journal of Political Economy* 52(2), 2005, 141~176.

- Boeri, T. and J. Van Ours, “Regulation of Working Hours,” *The Economics of Imperfect Labor Markets: Second Edition*, Princeton, Oxford: Princeton University Press, 2013, 123~154.
- Crépon, B. and F. Kramarz, “Employed 40 Hours or not Employed 39: Lessons from the 1982 Mandatory Reduction of the Workweek,” *Journal of Political Economy* 110(6), 2002, 1355~1389.
- Estevão, M. and F. Sá, “The 35-hour Workweek in France: Straightjacket or Welfare Improvement?” *Economic Policy* 23(55), 2008, 418~463.
- Hunt, J., “Has Work-sharing Worked in Germany?” *The Quarterly Journal of Economics* 114(1), 1999, 117~148.
- Kawaguchi, D., H. Naitō, I. Yokoyama, and N. K. Kenkyūjo, *Labor Market Responses to Legal Work Hour Reduction: Evidence from Japan*, Tokyo: Economic and Social Research Institute, Cabinet Office, 2008.
- White, H., “A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity” *Econometrica* 48(4), 1980, 817~838.

[Abstract]

A Study on the Effects of the 52-hour Workweek Policy on Wages, Employment and Employment Type

Jun-Min Lee* · Gi-Hoon Hong**

This study examines the labor market impacts of introducing the 52-hour workweek policy. Since the expected rise in the wage level after the reduction of statutory working hours causes both a substitution and a scale effect, the direction of employment change following the institutional change is theoretically ambiguous. Therefore, this study empirically estimates the effect of the 52-hour workweek policy by analyzing the 2016~2020 work status survey by employment type. Considering that the reduction of statutory working hours was first implemented in workplaces with 300 or more employees in July 2018, we choose to employ the difference-in-difference method and the results show that the effects of the introduction of the 52-hour workweek policy was statistically insignificant. On the other hand, estimating an alternative model that includes the proportion of employees who worked over 52-hours per week before the implementation of the 52-hour workweek policy, we find that the actual working hours decreased, with the hourly wage increasing, mainly in workplaces with a high proportion of employees working over 52-hours. However, the results suggest that the employment level and the number of regular workers decreased mainly in businesses that are expected to be more intensively affected by the 52-hour workweek policy. This implies that in order to minimize the adverse employment effects of the 52-hour workweek policy, it is necessary to adopt

* First Author, Ph.D. Student, Department of Economics, Pusan National University, Tel: +82-51-510-1658, E-mail: iene0926@pusan.ac.kr

** Corresponding Author, Associate Professor, Department of Economics, Pusan National University, Tel: +82-51-510-2560, E-mail: gh9x@pusan.ac.kr

complementary measures that take into account the specificity of each industry.

Keywords: reduction of statutory working hours, work status survey by
employment type, employment, wage, employment type

JEL Classification: J08, J22, J81

