

## 세부일정

- ◆ 일시 및 장소 : 2020년 7월 9일 목요일, 10:00~12:00 / COEX 커퍼런스센터 308호
- ◆ 발표대상 : 5팀 (최우수 1팀, 우수 2팀, 장려 2팀)
- ◆ 수상대상 : 15팀 (최우수 1팀, 우수 2팀, 장려 2팀, 가작 10팀)

시 간	내 용	소속 / 발표자
09:30~10:00 (30분)	접수 및 등록	
10:00~10:05 (5분)	논문경진대회 진행 순서 안내 내·외빈 소개	산업안전보건연구원 이창훈 대리
10:05~10:15 (10분)	인사말	산업안전보건연구원 고재철 원장
10:15~10:30 (15분)	■ 장려상 논문 발표 ■ 국내 근로자의 호출대기(소위 온콜, on-call) 근무 빈도에 따른 우울감	김연희
10:30~10:45 (15분)	■ 장려상 논문 발표 ■ 유연한 근무형태가 임금근로자의 프리젠티즘에 미치는 영향 : 제5차 근로환경조사를 통해	강현주, 이가헌
10:45~11:00 (15분)	■ 우수상 논문 발표 ■ 산업안전보건 실태조사 보고서를 통한 업종별 도급수급 관계분석에 관한 연구 (제조업, 건설업, 기타 서비스업을 중심으로)	김덕한, 최성륜, 박소영, 서효수
11:00~11:15 (15분)	■ 우수상 논문 발표 ■ 사무종사자의 직장 내 관계와 일-생활 균형 및 근무환경이 직업만족도와 정신건강에 미치는 영향	이태훈, 이진하, 이창희, 한슈어
11:15~11:30 (15분)	■ 최우수상 논문 발표 ■ 일-생활 균형 관점에서 본 남성 돌봄시간 비교연구: 한국 및 유럽의 근로환경조사를 바탕으로	박미진
11:30~12:00 (30분)	입상자 상장 수여 및 폐회	



# 목차



## 최우수상

- ▶ 일-생활 균형 관점에서 본 남성 돌봄시간 비교연구 : 한국 및 유럽의 근로환경조사를 바탕으로  
(박미진 / 서울대학교 사회복지학과) ..... 1

## 우수상

- ▶ 사무종사자의 직장 내 관계와 일-생활의 균형 및 근무환경이 직업만족도와 정신건강에 미치는 영향  
(이태훈 · 이진하 · 이창희 · 한슈어 / 경북대학교 통계학과) ..... 25
- ▶ 산업안전보건 실태조사 보고서를 통한 업종별 도급 · 수급 관계분석에 관한 연구(제조업, 건설업, 기타 서비스업을 중심으로)  
(김덕한 · 최성륜 · 박소영 · 서효수 / 인하대학교 글로벌산업 · 환경융합전공) ..... 43

## 장려상

- ▶ 국내 근로자의 호출대기(소위 온콜, On-call) 근무 빈도에 따른 우울감 : 제5차 근로환경조사를 이용하여  
(김연희 / 연세대학교 보건대학원) ..... 61
- ▶ 유연한 근무형태가 임금근로자의 프리젠티즘에 미치는 영향 : 제5차 근로환경조사를 통해  
(강현주 · 이가현 / 연세대학교 보건대학원) ..... 81

## 가작

- ▶ The Correlation between Working Conditions and Environment of Korean Elementary Workers and Their Mental Wellbeing: The Fifth Korean Working Conditions Survey  
(MIN JAE KIM / EWhA WOMANS UNIVERSITY Environmental Science & Engineering) ..... 93

▶ Examining the Relationship Between Job Demands, Job Resources, Psychological and Physical Health, Work Family Conflict and Absenteeism (Man Sik Yun, Nga Do / Central Michigan University) .....	105
▶ How emotional labor leads to work-to-family conflict: the buffering effect of coworker support (김응일 / 연세대학교 경영대학) .....	125
▶ 근로환경이 근로자의 수면 건강에 미치는 영향 연구 (김시영 · 신하정 · 최하영 / 경북대학교 통계학과) .....	137
▶ 머신러닝을 활용한 노동으로 인한 건강 위험 예측 가능성 - Light GBM 활용을 중심으로 - (최윤준 / 고려대학교 경영대학 경영학 전공) .....	151
▶ 상용직 근로자의 직속상사의 자질 및 태도, 조직공정성과 프리젠테즘과의 연관성 : 제5차 근로환경조사를 이용하여 (지선영 · 엄미정 · 권은중 / 가톨릭대학교 일반대학원 보건학과) .....	165
▶ 안전교육이 효과적인가 : 안전보건교육에 따른 고령 근로자의 사고자 및 질병자 수 분석 (정주환 · 조영준 · 정해수 / 경북대학교 통계학과) .....	179
▶ Risk factors and Estimations of Job Satisfaction and Security among Occupationally Injured Workers (Uijin Kim / Gachon University Gil Medical Center) .....	191
▶ Risk Factors of Work-related Stress among Self-employed Workers in Korea (Yongho Lee / Gachon University Gil Medical Center) .....	205
▶ 한국 전일제 임금근로자의 장시간 노동과 정신건강의 비선형적 연관성 : 제5차 근로환경조사를 이용한 임계회귀모형 분석 (윤재홍 · 김지환 · 최보경 / 고려대학교 일반대학원) .....	219

최우수상

**일-생활 균형 관점에서 본 남성  
돌봄시간 비교연구 : 한국 및 유럽의  
근로환경조사를 바탕으로**

박미진  
서울대학교 사회복지학과



# 일-생활 균형 관점에서 본 남성 돌봄시간 비교연구 : 한국 및 유럽의 근로환경조사를 바탕으로

박미진

서울대학교 사회복지학과

**초록 :** 본 연구는 국가의 일·생활균형정책과 남성의 돌봄시간 간에 어떠한 관계가 있는지 검토하고, 노동시간이 그 관계를 조절하는지 규명하는 데 목적이 있다. 이러한 목적을 달성하기 위해 개인의 시간사용 정보를 구체적으로 담고 있으면서 동시에 직장에서의 노동시간과 관련된 특성을 파악할 수 있는 한국과 유럽의 근로환경조사를 활용하여 다수준 분석을 실시하였다. 연구결과, 한국 남성의 돌봄시간은 유럽 남성에 비해 현저히 낮았고, 노동시간은 터키를 제외하면 가장 길어 남성의 일-생활 균형이 매우 낮은 조건임이 드러났다. 남성의 일과 생활의 조화를 도모하기 위해 도입된 부성휴가제도의 존재는 남성의 돌봄시간을 직접적으로 견인하지 못한 반면, 노동시간과 결합하였을 때 유의미한 조절효과를 나타내고 있음이 확인되었다. 이는 일-생활균형정책이 모든 남성을 대상으로 단일하게 영향을 미치는 것이 아니라, 노동시간의 길이에 따라 차별적인 영향을 미치는 것이 실증된 것을 의미한다. 노동시간이 짧은 남성들에게는 제도의 발달이 돌봄시간을 증가시키는 정적 효과를 나타낸 반면, 장시간 노동을 하는 남성들에게는 제도의 발달이 오히려 돌봄시간을 큰 폭으로 낮추는 기제로 작동되어 제도의 세심한 설계가 요구된다. 즉, 남성의 일-생활 균형을 확보하기 위해서는 노동시간 단축 등 노동환경의 변화가 우선되어야 함을 제안하였다.

**주요어 :** 일-생활 균형, 노동시간, 남성의 돌봄시간, 부성휴가제도, 국가비교연구

(Key words: Work-Life Balance, Work Hour, Male's Childcare Time, Paternity Leave, Comparative Study)

## I. 서론

일을 하면서도 자녀를 돌볼 수 있고, 가족 내에서의 책임을 다하면서도 직장을 유지할 수 있는지 여부는 중요한 의제다. 한 사회의 근간이 되는 ‘노동시장’과 ‘가족’의 두 축을 정립하는 일은 지속가능한 경제발전의 관점을 넘어 미래 사회의 주축인 어린 자녀의 질적 성장 및 가족 기능 강화에도 영향을 주기 때문이다(Heckman, 2008: 91). 뿐만 아니라 사회 초년생인 젊은 남녀가 가족을 형성하여 자녀를 양육하는 문제는 저출산, 닥크족, 경력단절, 재취업 문제 등 광범위한 사회 이슈와도 결부되어 정책가(policy makers), 기업가(entrepreneur), 개인(individuals) 등 다양한 주체들의 고민거리로 자리 잡고 있다(Eurofound, 2018).

그렇다면 과연 우리 사회의 여건은 일과 가족의 균형, 더 나아가 일과 생활의 조화를 이루기에 적합할까? 어린 자녀를 둔 부부들은 항상 시간 부족에 허덕이며, 전일제 맞벌이를 하는 경우에는 이런 상황이 더욱 심각하다. 대개 부부의 전략적 선택으로 상대적으로 고임금인 남성이 직장에 매진하고 임금률이 낮은 여성은 직장과 집안의 요구를 동시에 충족시키기 위해 애쓴다. 따라서 여성의 이중부담 문제가 고착화되며, 여성 노동자들은 임금 차별을 받는 등 직장에서의 유리천장을 경험하게 된다(OECD, 2017). 이러한 직·간접적인 경험들이 사회 분위기를 주도할 때, 젊은 여성들은 합리적인 판단 하에 더욱 더 결혼을 기피하고, 결혼을 하더라도 출산을 꺼리게 된다. 일각에서는 이러한 선택을 개인의 자발적인 의지의 문제로 치부하지만, 이러한 결정을 내리기까지 노동시장의 조건과 사회적 분위기로 인해 개인의 선호와 의지가 왜곡되었다면(송다영, 2009), 사회적 개선이 필요함은 분명하다.

여성이 이중부담의 고통에 허덕인다면, 남성은 생계부양자로서 직장에서의 성과를 극대화하기 위해 장시간 노동에 쉽게 노출되고, 타율적이고 불균형적인 생활 패턴을 갖게 된다. 아버지로서의 정체성을

확립하고 가족들과 함께 시간을 보내고 싶어도 다음 날의 업무 부담으로 인해 수동적이고 소극적인 휴식 및 재생산 시간을 보낼 수밖에 없다. 이러한 패턴이 만성화되면, 결국 남성들은 신체 및 정신건강이 피해를지는 문제가 발생할 뿐 아니라, 자녀가 성장할수록 공유할 수 있는 대화의 소재나 친밀감의 부족으로 가족 내의 교류에서 배제되고 고독한 생계부양자에 그치게 된다. 남성의 돌봄 참여는 여성 고용률을 증가시킬 뿐 아니라, 자녀의 전인격적인 성장을 돕고, 사회성 발달에 긍정적인 영향을 미치는 등 남성 돌봄 참여의 긍정적인 효과에 관한 최근 연구들은 가정 내 양육자로서 아버지의 역할이 부재한 오늘날의 현실을 더욱 우려하게 만든다(채화영, 2012; 황정해, 2006; Leira, 1998). 가정의 생계를 책임지고 자녀 훈육의 역할만을 담당하는 것이 전통적인 아버지의 역할이었다면, 자녀 돌봄에 적극적으로 참여하고 가사를 분담하는 가정적인 남편이 새로운 사회적 규범으로 자리 잡고 있다. 하지만 아버지의 일상 스케줄은 이러한 변화를 수용하기에 적합하지 않은 경우가 많아 현실과 이상의 괴리가 적지 않다.

이처럼 일과 생활의 균형을 저해하는 요인이 남녀 각각 다르고 저마다 개선이 필요한 것은 분명한 사실임에도 불구하고, 대다수의 선행연구들은 일·가족양립의 주체로 여성만을 상정하고 남성의 존재를 간과하였다. 이는 일·가족양립의 척도로 여성의 고용률, 출산율 등의 거시변수에만 관심이 집중되었던 선행연구의 흐름과 무관하지 않다. 여성의 경제활동참여 증가로 야기된 돌봄의 공백(care deficit) 문제는 여성의 변화만으로는 온전한 해결이 불가능하다. 오히려 또 다른 절반인 남성의 일·가족양립에 대한 철저한 파악이 시급하다. 많은 연구들에서 돌봄의 위기를 해소하고, 성평등을 증진시키며, 아동의 웰빙을 증가시킬뿐 아니라, 일과 생활의 균형을 고양하는 전략으로 남성의 무급노동시간 증가를 논하는 이유도 같은 맥락 위에 있다(Crespi & Ruspini,



2016; Daly, 2002; Hook, 2006; Gornick & Meyers, 2003; Hochschild & Machung, 1995; Knijn & Kremer, 1997). 이인소득자-이인양육자 모델이 전 세계 공통적으로 추구해야 할 가치로 인정된 만큼(Daly, 2011; Crompton, 1999), 본 연구는 남성을 일·가족양립의 그림 내에 위치시켜 새로운 기회 요인을 모색하고자 한다.

남성의 돌봄시간을 살펴본 선행연구들은 그리 많지 않지만, 그마저도 대부분 미시적으로 가구 내 시간배분에만 초점을 두어 입체적인 현상 파악이 매우 어렵다. 노동시장의 환경 및 사회문화적인 제약 조건이 남성의 일상생활을 제압하고 있음에도 불구하고(Heilman et al., 2017), 이에 대한 고려는 부족하였다. 개인 수준의 요인으로 남성 돌봄시간을 추정하는 연구들(Meteyer & Perry-Jenkins, 2010; 주은선, 2014 등)과 더 나아가 배우자의 특성에 따라 남성 개인 특성과 돌봄시간의 관계가 어떻게 달라지는지 확인한 연구들(Bonke & Esping-Andersen, 2011)은 개인 및 부부의 인적특성과 상대적 자원에 의한 돌봄시간의 차이를 설명하는 틀로 유용하다. 하지만 남성의 저학력, 저소득, 가부장적 성역할태도가 남성 돌봄시간을 낮추는 요인이라는 사실과 여성의 고학력, 고소득, 진보적인 성역할태도 등이 남성 돌봄시간을 높인다는 선행연구의 함의는 남성 돌봄시간 부족 문제의 해결방안으로 가구 내 시간 사용을 재분배해야 한다는 것 이상의 결론을 도출하기 어렵고, 보다 구조적이고 제도적인 대안을 마련하기에는 불충분하다.

따라서 본 연구에서는 남성의 자녀 돌봄시간 부족 문제를 가구 외적인 요소로 확장하여 남성의 노동시장 요인 및 거시요인을 포괄적으로 조명하고자 한다. 자본주의 체제에서 가족을 중심으로 노동시장을 새롭게 재편하지 않는 이상 일과 생활을 양립하는 것은 불가능하다는 래쉬(Lasch, 1997)의 경고와 같이, 시장영역에서 자발적으로 비효율적인 선택을 바라기는 어렵다. 이때, 일하는 부모의 노동권 및

부모권 신장을 도모하기 위해 도입된 일·가족양립 정책의 중요성이 드러나는데, 제도적 뒷받침이 없는 국가에서는 남성의 돌봄시간 확보 가능성은 노동시장의 상황에 큰 폭으로 의존될 수밖에 없기 때문이다. 따라서 가정친화적인 직장 분위기를 의도적으로 조성하고, 시장경제체제가 개인에게 미칠 수 있는 해악을 완화 시켜주기 위한 일·생활균형 정책의 도입은 아버지의 생활 패턴을 유의미하게 개선시킬 것으로 기대되고, 실제로 아버지의 돌봄시간을 견인하는지에 대한 실증분석이 요구된다. 구체적으로 남성의 부모권을 보장하고 일과 개인 생활의 조화를 모색하기 위해 도입된 부성휴가제도의 효과를 검토한다. 부성휴가제도는 남성의 직장으로부터의 요구를 일시적으로 중단시켜, 가족에 충실할 수 있는 기회를 제공하기 때문이다.

더 나아가, 정책의 효과가 어떠한 노동시장의 조건에서 유효하게 나타나는지를 규명해야 한다. 지난 수십 년간 일·생활균형 정책은 눈부시게 발달하였으나, 그에 비해 개인의 일상은 너무나도 더디게 변화하거나, 선별적으로 변화되어왔는데, 이는 정책이 구현되는 원리를 세밀하게 점검하지 못했기 때문이다. 일·생활균형 정책은 국가에서 직접 제공하는 정책과 직장을 통해 부여되는 정책으로 양분된다. 후자의 경우는 제도의 직접적인 효과뿐만 아니라 노동시장 특성에 의해 발휘되는 차별적인 영향을 함께 살펴봐야 한다. 제도가 실제로 발현되는 상황적 특성에 대한 고려가 없으면 제도의 온전한 효과를 파악하기 어렵기 때문이다.

구체적으로 말하자면, 노동시장 요인들이 국가 정책의 접근성을 감소시키는 역할을 할 수 있다. 공보육서비스, 공적연금, 의료보험 등 국가가 직접 제공하는 정책들과는 달리 일·생활균형 정책 중 일부는 최종적으로 노동시장을 통해 개인이 활용하는 구조로 설계되어 있다. 예컨대 일·생활균형 정책이 발달하였더라도, 개인수준에서 남성이 장시간노동에 시달리거나, 경직적인 노동시간을 갖는다면, 이러한

노동시간 특성으로 인해 직접적으로 돌봄시간을 확보하지 못하는 문제도 발생하지만, 간접적으로 부모권 신장을 위한 휴가제도의 활용도 용이하지 않을 것이다. 제아무리 정책이 발달하더라도 남성이 속한 노동시장의 상황이 협조적이지 않으면 실효성이 낮아질 수 있기 때문에 정책과 노동시장 상황의 체계적인 논의가 요구된다. 우리나라에서 해마다 휴가제도의 개선<sup>1)</sup>이 이루어지고 있음에도 불구하고, 그에 상응하는 휴가사용률의 증가나 남성의 돌봄 참여 증가세가 뚜렷하게 나타나지 않는 점도 이와 무관하지 않다.

이와 같은 정책의 특수성으로 인해, 노동시장의 상황을 함께 고려하지 않고서는 정책의 실질적인 효과를 포착하는 데 한계가 있다. 국가별 노동시장 상황의 이질성으로 제도의 효과가 다르게 나타난다는 실증연구들(Gallie & Russell, 2009; Steiber, 2009; B nning & Pollmann-Schult, 2016; Taiji & Mills, 2019)이 이러한 설명을 뒷받침한다. 이에 최근 들어 제도의 실질적인 활용 가능성(final availability)에 따라 제도 효과가 다를 것이라고 주장하는 일군의 연구들(Chung, 2019; Lippe & Lipp nyi, 2018 등)이 증가하고 있는데, 이들은 직장장과 개인의 특성 간의 관계를 면밀하게 살펴보았다는 점에서 의의가 있으나, 구체적인 일·생활균형 정책에 대해서는 변수화하지 않거나, 남성의 돌봄시간을 파악하지 않는 등의 한계가 있어 보완될 필요가 있다. 따라서 제도의 변화만으로는 문제의 본질적 개선에 한계가 있음을 인지하고, 노동시간의 조절효과로 인한 저해요인을 통합적으로 모색할 필요가 있다.

종합하면, 본 연구는 남성의 돌봄시간을 둘러싼 환경에 대한 체계적인 논의가 부족했던 선행연구의 한계를 극복하여, 남성의 돌봄시간과 노동시장의 상

황 및 국가의 제도적 구성에 대해 입체적으로 살펴보고자 한다. 시간을 축으로 남성의 일·생활균형을 재조명하는 것은 공적영역에만 한정되던 사회정책의 논의들을 사적영역에까지 확장시키고, 화폐 흐름에서 벗어나 보이지 않았던 돌봄노동을 가시화한다는 점에서 의의가 있다. 또한, 쉽게 수용되지 못하고 있는 사회 규범인 양육자로서의 아버지 역할의 방해요인을 파악할 수 있다는 점에서 일·가족양립 문제의 근본적인 해결의 첫 걸음이 될 것으로 기대된다.

## II. 이론적 고찰

### 1. 일-생활 균형과 남성의 돌봄시간

일-생활 균형(Work-Life Balance)에 어려움이 있다는 것은, 일터에서 요구되는 과중한 업무에 시달려서 가정을 가질 수 없거나, 가정에서의 책임에 압도되어 정상적인 직장 생활이 어려운 상황을 의미한다(Guest, 2002). 둘 중에 어느 하나라도 포기해야 하는 상황이 온다면 개인적으로나 사회적으로 큰 손실이 아닐 수 없다. 일과 생활을 적절하게 양립하는지에 대해서 다양한 측면에서 연구되고 있는데, 이를 크게 세 유형으로 나누면, 일-생활 균형에 대한 인식을 묻는 것, 일 측면에 초점을 두는 연구, 가정 측면을 종속변수로 삼는 것으로 볼 수 있다.

각 지표들은 저마다의 장단점을 지니고 있다. 먼저 첫 번째 유형은 ‘당신은 일-생활 균형이 얼마나 잘 이루어지고 있다고 생각하십니까?’와 같이 응답자에게 단도직입적으로 일과 생활의 조화에 대한 인식을 묻는다. 혹은 ‘시간 압박 정도’, ‘일과 가정 생활의 만족도’ 등을 통해 균형의 정도를 측정한다. 인식 척도는 원하는 개념을 가장 직관적이고 분명하게 질문하여 타당도가 높다고 여겨질 수 있으나,

1) 육아휴직 급여의 첫 3개월이 통상임금의 40%(상한액: 월100만원)에서 80%(상한액: 월150만원)로 상향되었고, 3개월 이후는 통상임금의 40%(상한액: 월100만원)에서 85%(상한액: 월120만원)으로 증액되었다. 또한 남성 육아휴직자 인센티브가 기존에 200만원에서 250만원으로 증가하였다(고용노동부, 2019).

객관적인 상황에 대한 고려 없이 개인의 가치관에 따라 상황을 왜곡 보고할 수 있어 주의가 필요하다.

예컨대, 집안일을 전혀 하지 않고 매일 야근하는 고임금 남성이 본인의 일·가족양립정도를 매우 우수하다고 응답할 수 있다. 본인의 가정에서의 역할이 경제적 도움에서 끝이 난다고 여기기 때문이다. 하지만 이러한 상황은 여성의 이중부담 문제를 전혀 해결하지 못할 뿐더러, 이인소득자-이인양육자 모델을 지향하는 현재의 정책 발달 흐름에도 역행하므로 현 상황을 객관적으로 포착한다고 보기 어렵다.

두 번째 유형은 ‘일(work) 측면’에서 일-생활 균형을 바라보는 것이다. 일-생활 균형에 대한 연구들을 찾아보면 다분히 일 측면에 치중되어 있다. 여성의 노동공급에 미치는 영향, 남녀 임금격차에 미치는 영향 등 일-생활 균형의 척도로 일 측면에서 바라본 연구는 상당히 오랜 기간 지속적으로 발표되었다(이동선, 2013; 김영미, 2007 등). 가정이 있는, 특히 결혼 후 출산까지 진행된 경우에도 일을 유지할 수 있는지가 일·가족양립의 핵심으로 보고, 대개 기혼여성 고용률, 육아휴직 후 여성의 원직장 복귀율, 남녀 임금격차 등을 통해 한 국가의 일-생활 균형 정도를 파악한다.

가령 기혼 여성들의 고용률이 높은 국가에서는 일·가족양립이 잘 된다고 판단한다든지, 여성고용률이 높은 국가에서 출산율도 높으면, 일하는 여성들이 자녀를 낳을만한 환경이라고 추론하는 식이다. 이러한 척도들은 여성이 얼마나 노동시장에서 성과를 내고 있는지 집중되어 있어, 가정 내에서의 성평등 측면을 포착해내지 못한다는 단점이 있다. 가령 여성고용률은 오랜 시간 동안 지속적으로 상승하고 있는데, 이러한 지표가 여성의 일-생활 균형 수준이 증대된 증거로 보기 힘들다.

마지막으로, ‘가정(family) 측면’에서 바라보는 연구들(류연규, 2005 등)은 대개 여성들이 직장을 유지하면서 출산을 하는지를 중시하여, 국가수준에서

분석할 때는 합계 출산율을, 개인수준에서는 출산 의향, 둘째 출산 의향 등에 대한 응답으로 가정측면의 지표를 대리한다. 이런 변수들은 여성이 일을 하면서도 자녀를 낳을 수 있다는 사실, 혹은 출산을 고려할 만큼 사회적 환경이 우호적이라는 평가를 한다는 측면에서는 의의가 있으나, 두 번째 지표와 마찬가지로 일·가족양립의 주체를 여성으로만 상정하고 있다는 점과 출산여부 자체로 양립의 본질을 파악할 수 없다는 점에서 한계가 있다.

여성의 노동시장 진출이 가속화되면서 불거진 일·가족양립의 문제는 일을 하면서도 자녀를 출산할 수 있는지, 출산을 하였다면 일을 지속할 수 있는지가 핵심적인 문제인 것은 사실이다. 하지만 이것은 지극히 단순한 질문으로 점차 복잡다단해져가는 일-생활 균형 양태를 구체적으로 보여주는 데는 한계가 있다. 이제는 취업여부나 출산여부가 중요한 것이 아니라, 취업을 하더라도 얼마나 좋은 직장에서 일을 하는지가 더욱 중요하고, 자녀를 낳았더라도 자녀의 양육은 어떻게 이루어지는지 등 한 걸음 더 들어간 심층 분석을 할 필요가 있다.

일 측면에서 여성고용률만 보던 연구 경향에서 남녀 임금 수준의 차이가 어떠한지를 구체적으로 포착하는 연구는 양적인 측면을 넘어 질적인 측면을 포착한다는 점에서 진일보한 연구 흐름으로 볼 수 있다. 하지만 가정 측면에서 출산율을 넘어서 양질의 보육이 이루어지고 있는지에 대해서는 알려진 바가 많지 않다. 따라서 가정영역에서 핵심적인 활동으로 볼 수 있는 자녀와 함께하는 시간에 주의를 기울일 필요가 있다.

돌봄시간은 일하는 아버지들의 일-생활 균형 정도를 가장 객관적으로 바라볼 수 있는 지표 중 하나다. 자녀를 돌보는 것은 재화집약적(goods-intensive)이고, 시간집약적인(time-intensive) 활동인데(조우현, 황수경, 2016: 149), 가사시간은 경제적 자원을 통해 대체를 하더라도, 돌봄시간은 아무리 재화를 많이 투입할 수 있는 경제력을 가졌더라도 시간을

투자할 수 없으면 온전한 돌봄은 어렵다. 따라서 시장경제지표로는 잡히지 않지만 개인의 업무적인 생활과 비업무적인 생활 조화에 대해 매우 중요한 정보를 제공하는 것은 개인의 일상이 어떻게 이루어져 있는지 여부이다. 제아무리 고용률 지표가 개선되었다 하더라도 일하는 부모의 면면을 살펴봤을 때, 실상은 자녀를 마주할 시간조차 없어서 아이는 다른 사람의 손에서 자라나는 현상이 나타날 수 있다. 따라서 가정을 위한 시간, 즉 자녀와 함께 하는 시간을 통해 실질적으로 개인이 시간사용을 일과 가정에 적절히 배분하고 있는지 확인하는 방법이 주목받고 있다(Powell & Craig, 2015, Haas & Hwang, 2008 등).

이 때 가정 측면을 돌봄시간만으로 등치시켜서 볼 수 있을지에 대한 의문이 제기될 수 있다. 가족과 관련된 시간은 가족과의 여가, 가사일, 휴식 등 다양한 종류가 있기 때문이다. 하지만 가족과 관련된 모든 시간을 연구 대상으로 삼게 되면 논의를 지나치게 확대하고 추상화시킬 우려도 존재한다. 또한 일·가족양립의 핵심은 유급노동과 부모됨(parenthood) 사이의 갈등으로 보는 연구(Knijin & Kremer, 1997) 등을 참고하여, 본 연구에서는 가족과의 활동 중 핵심으로 볼 수 있는 ‘자녀 돌봄시간’을 중심으로 제한적으로 논의를 진행하고자 한다.

시간사용을 바라보는 연구의 장점 중 하나는 일·가족양립의 주체를 여성에 한정했던 이전 연구들과는 달리, 남성과 여성을 동등하게 일·가족양립의 대상으로 삼을 수 있다는 데 있다. 대다수의 선행 연구들이 ‘여성’의 일·가족양립에만 초점이 맞추었던 것은 일견 타당한데, 애초에 일·생활균형정책의 목표도 여성만을 위한 것이었기 때문이다. 하지만 여성의 노동시장참여 증가폭에 못 미치는 남성의 가사 및 돌봄 참여로 인한 여성의 이중부담 문제의 원인을 여성의 생활 패턴이나 개인 특성에서 탐색하게 되면 결국 여성의 변화만을 꾀하게 되는 순환오류가 발생한다.

지금 변화가 필요한 곳은 막중한 생계부양책임으로 장시간노동에 허덕이며 단조로운 생활을 지속하고 가족과 함께할 시간 확보가 어려운 ‘남성’에게 있다. 이를 위해 본 연구는 돌봄시간이라는 변수를 통해 여성뿐만 아니라 또 다른 절반인 남성의 일·가족양립을 파악하여 성평등한 사회로 나아가기 위한 기본 자료를 제공하고자 한다. 지금까지의 사회정책은 소득보장 중심, 노동세계 중심이었다면, 개인의 일과 생활의 균형을 살펴보기 위해서는 개인의 일상적인 삶을 보다 면밀하게 바라볼 필요가 있다. 유급노동과 무급노동은 개인의 시간 흐름 속에서 유기적으로 연동되어 있고 상호 영향을 주고받고 있음에는 틀림이 없다. 그럼에도 불구하고 한 영역에서만 지표로 원인과 결과를 설명하는 것은 동전의 한 면만 바라보는 우를 범하는 것이다. 따라서 본 연구에서는 둘을 통합적으로 연계시켜 파악하고자 할 것이며, 이러한 노력은 현실 세계를 보다 명징하게 보여주는 열쇠가 될 것으로 기대된다.

## 2. 남성 돌봄시간의 중요성

본 연구는 전통적인 생계 부양의 역할에서 벗어나 자녀를 돌보는 일까지 아버지의 역할이 확대되는 것이 Esping-Andersen(2009)이 지적한 지연된 혁명(stalled revolution)을 극복하는 시금석이 될 것이라는 입장에 서있다. 여성의 경력단절 문제와 유리천장, 이중부담 등의 문제를 완화하는 차원에서도 가구 내 성평등은 반드시 필요하지만, 남성 돌봄시간의 증가는 아버지 본인뿐 아니라, 자녀 및 배우자 등 가족구성원 모두에게 긍정적인 영향을 미치고 가족 기능을 향상시키는 것으로 밝혀졌다.

남성은 자녀와 함께하는 시간을 통해서 자신과 가족 구성원의 관계를 정립하고 인생관과 직업관에 대해 성찰하는 계기를 얻는다. 또한 자녀를 위해 무언가를 기여했다는 만족감과 이에 따른 부부관계 개선은 본인의 심리적 안정감과 전반적인 삶의 만족도를 상승시키는 요인으로 작용했다(채화영,

2012). 더 나아가 아버지됨의 경험은 초기에는 정신적 부담감 및 시간조절에 대한 스트레스, 직장에서의 몰입도가 감소함에 따른 내적 갈등 및 부정적인 감정이 발현되기도 하나(김진옥, 권진, 2015), 이러한 조율과정을 통해 아버지가 직면하게 되는 직업 정체성과 아버지로서의 정체성이 결합되어 보다 확고한 자아정체감을 확립하게 된다(황정해, 2006). 또한 초기 양육단계에서의 참여는 자녀가 성장하는 과정에서의 돌봄시간과도 정적 상관관계를 나타낸다는 Aldous et al.(1998)의 연구 결과를 볼 때 영유아 시기부터 관여한 남성들은 청소년기 혹은 성인기에 도달하여도 자녀와의 친밀도가 높게 유지될 가능성이 있다.

더불어, 남성의 양육참여는 자녀의 전인적 발달과 사회적 성장의 토대가 된다. 영유아기의 자녀는 아버지와의 긍정적인 관계형성 및 상호작용을 통해 자신과 타인에 대한 자각이 발달하고, 다양한 사회 기술을 습득한다(김진옥, 박은영, 2017). 특히 Pruett(2001)은 어머니와의 놀이시간보다 아버지와의 놀이시간이 아이 입장에서 더욱 선호되고, 더 높은 몰입도와 흥미를 느낀다고 밝힌 바 있다. 어머니와의 놀이는 예측 가능하고 규칙적인 특성을 보인 반면, 아버지와의 놀이는 보다 활동적이고 예측불허의 비규칙성을 나타내 자녀의 기대감이 상승되기 때문이다.

마지막으로 남성의 돌봄 참여는 어머니의 고용 기회를 증가시키고(Barnett & Baruch, 1987), 부부간의 정서적 친밀감을 높여주며 부부의 결혼만족도를 증대시키는 효과가 있다. 아버지의 적극적인 양육태도가 어머니의 우울감을 감소시키고 부부관계를 증진시키는 역할을 하는 까닭이다(손영빈, 윤기영, 2011).

자녀와 함께하는 시간은 자녀뿐만 아니라 부모의 삶의 질도 결정하는, 돈으로 사기 힘든 최고의 가치라고 평가된다(Folbre, 2001). 자녀들이 적절한 양육을 받고 훌륭하게 성장하여 사회 구성원으로 삶

을 잘 영위하고, 더 나아가 생산적인 노동력이 되어 스스로 노후를 대비할 수 있게 된다면 국가 차원에서도 큰 이익이 될 것이기 때문에, 국가가 개인의 돌봄시간 확보를 위해 정책적 노력을 기울여야 할 이유가 충분하다.

### 3. 부성휴가제도와 신제도주의

개인이 생활시간을 어떻게 배분하여 사용하는지에 대해 미시적 차원에서 접근한 연구 및 이론들은 비교적 풍부한 반면, 국가 차원에서 조망한 연구는 매우 드물다. 이는, 개인의 시간사용에 대한 선택은 본인의 합리적 결정에 근거하고, 주어진 개별적 선호 때문인 것으로 간주하는 경향이 강했기 때문이다. 하지만 모든 개인은 특정 국가에 속해있고, 필연적으로 국가의 상황과 제도들에 의해 직·간접적인 영향을 받으며 생활한다. 따라서 사회문화적 환경 및 국가 제도의 영향력을 배제한 채 개인의 행위를 분석하는 것은 불완전한 정보를 토대로 삼는 것이므로 보완될 필요가 있다.

행위자들의 의사결정 혹은 선택행위에 미치는 영향으로 ‘제도’의 중요성을 부각시키며 등장한 학파가 신제도주의(new institutionalism)이다. 기존의 행태주의(behaviorism)가 개인의 행위를 중시했다면, 신제도주의는 행위를 제약하는 제도의 영향과 제도적 맥락을 강조한다. B land(2005)에 따르면, 제도는 행위자들의 선호(preference), 행위(behavior), 선택(choice)에 영향을 준다. 제도가 개인의 선호와 행위에 영향을 미치는 방식과 메커니즘은 첫째, 제도는 개인의 기회구조를 형성하고, 둘째, 제도는 개인에게 규범적 신호를 보냄으로써 규범을 형성한다는 것이다(김영미, 2014). 신제도주의는 제도의 중요성을 강조한다는 점에서 구제도주의와 같은 선상에 있지만, 구제도주의는 ‘공식적으로 규정된 제도’에 초점을 둔 반면, 신제도주의는 공식적 제도뿐만 아니라 ‘비공식적인 문화, 관행, 절차, 행위규칙까지를 포괄하는 제도’를 바라본다는 점에서 차이가 있

다(김순양, 2002: 4).

부성휴가제도(Paternity Leave scheme)란 자녀가 탄생하였을 때 혹은 돌봄의 필요가 집중되는 시기에 일정 기간동안 노동시장을 이탈하지 않고도 가정의 요구를 충족하게 해주며, 법적 근거에 따라 일정 수준의 소득도 보전해주는 제도적 장치다(OECD, 2017). 출산 직후 산모는 건강 회복을 위해 모성휴가(maternity leave)를 쓰게 되는데, 대개 같은 시기에 부성휴가제도를 사용하여 출산한 아내의 신체적 회복을 돕고, 남성의 직접 양육을 가능하게 한다. 이는 유급노동시간의 일시적 정지를 통해 가족화하는 시간을 갖는 것에 대해 사회적으로 인정하고, 돌봄의 가치에 대해 비용을 보조해주는 것을 의미한다.

부성휴가제도의 발달은 구체적으로 3가지의 경로를 통해 남성의 돌봄시간을 증가시킬 것으로 예측된다(Boll et al., 2014). 첫째, 부성휴가제도의 발달은 부성휴가를 사용하는 남성의 비중을 확대시키고, 이는 남성 돌봄시간의 증가로 이어질 것이다. 일하는 남성들은 개인의 기회비용 측면에서 휴가 사용여부를 타진할 것인데, 부성휴가제도가 존재하지 않는 국가보다 제도가 마련되어 있는 국가에서 부성휴가 사용률이 높게 나타날 것은 자명하다. 더 나아가 부성휴가제도가 명목적으로 존재하나 무급으로 운영되거나 국가의 보조금 없이 개별 사업장 수준에서 소득 손실분을 보충하도록 설계되어 있다면, 제도 활용도가 더욱 낮을 것이다. 고용주 입장에서도 국가에서 제공되는 부성휴가급여제도가 없다면 노동자들의 휴가 사용에 대한 반감이 높을 것이기 때문이다. 반면 부성휴가급여가 일정 수준 이상 제공되고, 소득 활동이 중지되는 휴가 기간 내에도 가계경제에 큰 충격을 주는 않는다면 남성들은 보다 휴가 사용 결정이 용이해지고, 이는 자녀 돌봄시간의 증가로 이어질 수 있다.

둘째, 자녀가 어린 시기에 아버지가 직접 양육해 본 경험은 지속적으로 자녀와의 공유시간을 증가시

키는 효과가 있어, 중장기적으로 남성의 돌봄시간의 확대에도 긍정적인 영향을 줄 것으로 예상된다. 이는 부성휴가를 사용한 남성들은 그렇지 않은 남성에게 비해 장기적으로 자녀 돌봄시간이 높게 유지됨이 실증적으로 확인되었고(Rudy et al., 2002; Haas & Hwang, 2008), 한번 자녀 양육에 참여한 남성들은 그 패턴을 장기적으로 유지한다는 연구 결과에서도 초기 개입의 중요성이 강조되었다(Aldous et al., 1998: 819). 부성휴가제도를 사용한 남성은 자녀와의 유대감이 높고 자녀에게 보다 많은 책임감을 갖게 될 뿐 아니라, 자녀와의 공유시간에 대한 자신감과 만족감을 얻게 되어(Almqvist & Duvander, 2014), 자녀가 성장한 후에도 함께 보내는 시간을 일정 수준 이상 유지할 가능성이 높기 때문이다.

마지막으로, 부성휴가제도의 발달로 인한 남성 돌봄시간의 증대 효과는 가정 내에서의 확산과 가정 외의 확산을 유발하여 아버지와 자녀 관계를 견고하게 해줄 것으로 추정된다. 휴가 기간 동안 남성의 가족 내에서 보내는 시간은 휴가를 신청한 자녀에 대한 돌봄뿐 아니라 형제나 자매가 있다면 다른 자녀들과의 유대관계도 증대시키는 효과가 있어, 돌봄노동의 생산성이 높아진다(Boll et al., 2014). 또한 가정 외적인 측면에서 보면, 본인이 직접적으로 휴가를 사용하지 않았더라도, 부성휴가제도의 발달은 사회문화적으로 아버지의 돌봄 참여를 적극적으로 홍보하고 권장함으로써, 남성의 양육 관련 업무를 하는 것에 대한 사회적 낙인을 줄이는 역할을 하고, 이는 궁극적으로 남성의 돌봄시간을 증대시키는 효과를 유발할 것이다.

정리하면 부성휴가제도라는 사회안전망이 구축된 국가에서 아버지들은 그렇지 못한 국가에 비해 휴가 사용 결정이 보다 용이해진다. 부성휴가 사용률의 증가는 남성의 돌봄시간을 실질적으로 늘려줄 것이며, 남성 돌봄시간의 확대는 사회적으로 남성의 가정 내 역할의 확장이 보편적인 현상으로 받아들

여지게 하여, 전통적인 가부장적 행동 양식을 개선하고 가정 내에서의 성평등을 함양할 수 있다.

#### 4. 노동시간과 시간가용이론

영합(zero-sum) 게임과도 같이 하루 24시간 내에서 어느 한 영역에서의 소요되는 시간이 길어지게 되면 다른 영역에서 필요한 시간의 축소가 불가피하여, 본질적으로 어느 한 영역의 시간과 다른 영역의 시간은 상쇄 관계(trade-off)에 놓이게 된다. 개인의 생활시간은 크게 필수생활시간(수면, 식사, 개인유지 등), 의무생활시간(유급노동, 가사노동, 학습 등), 여가생활시간(교제, 미디어 이용, 스포츠 등) 3종류로 구분된다(통계청, 2014). 생활시간의 배분은 보통 의무생활시간, 필수생활시간, 여가생활시간 등 요구도가 높은 순으로 결정된다(주은선, 2014). 개인마다 요구되는 시간의 양은 각기 다르겠지만, 일반적으로 어느 한 영역의 시간이 지나치게 편중되어 있을 때보다 각 영역의 활동들이 골고루 배분되었을 때 생활의 균형감이 있다고 본다(Guest, 2002).

의무적으로 해야 하는 일들과 재량시간이 충돌할 때, 혹은 의무시간끼리 상충될 때, 개인은 시간의 압박을 느낀다. 시간 압박(time pressure)을 가장 많이 받는 집단 중 하나가 어린 자녀가 있는 맞벌이 부부이다(Jacobs & Gerson, 2004). 유급노동과 돌봄노동이 모두 의무생활시간에 속해, 어느 것을 희생해야 할지 결정하기가 쉽지 않은 상황에 놓이기 때문이다.

누구에게나 동등하게 주어지는 하루 24시간을 어떻게 사용하는지는 개인이 처한 상황, 개인의 특성 등에 따라 다양각색이다. 이에 대해 시간가용이론(time availability theory)은 노동시간의 많고 적음에 따라 돌봄시간이 정해진다고 설명한다(Becker, 1965). 즉, 돌봄시간의 필요에 의해 노동시간이 정해지는 것이 아닌, 노동시간이 먼저 정해지고, 남은 시간동안 돌봄, 가사, 여가 등의 활동들이 채워진다는 것이다.

돌봄 측면에서 부모의 역할을 대체할 수 있는 사람이 존재한다면 부모의 노동시장에 투입할 가용성이 생기게 된다. 따라서 본질적으로 노동시간과 돌봄시간은 역관계에 놓이게 된다.

노동시간은 그 자체로 돌봄시간과 직접적인 관계가 있으나, 여기서 더 나아가 노동시간 특성이 부성휴가제도와 남성 돌봄시간의 관계를 촉진하거나 제약하는 역할도 수행하는지 살펴볼 필요가 있다. 선행연구들은 노동시간 특성이 일·가족양립정책의 효과를 조절하고 있음을 암시하고 있기 때문이다. 즉, 부성휴가제도와 남성 돌봄시간의 관계가 노동시간에 따라 크기나 방향이 달라질 수 있다는 것이다.

노동시간이 부성휴가제도를 조절하는 효과로 반영되어 나타날 수 있는 기제는 다음과 같다. 첫째, 노동시간이 길어 노동의 강도 및 요구가 강한 집단들에게 일·가족양립정책의 발달은 무용지물일 수 있다. 노동의 강도가 세면 노동을 일시 정지하고 돌봄을 위한 휴가를 사용하는 결정이 매우 큰 부담으로 작용하게 되기 때문이다(Chung, 2018). 둘째, 일·가족양립정책의 발달로 주변의 휴가 사용자가 증가하여 남성의 양육 참여가 사회를 주도하는 가치가 되더라도, 장시간노동에 매여있는 남성들은 본인의 휴가사용이 제한될뿐더러, 이러한 시류에 편승하여 돌봄시간을 증가시키기에도 현실적 제약이 따른다. 반면 노동시간이 표준적이거나 그보다 짧은 집단에서는 이러한 사회적 흐름에 맞추어 돌봄시간을 증가시킬 환경이 뒷받침된다. 따라서 단시간 노동자 집단에 비해 장시간 노동자 집단에서 정책의 효과가 최소화될 것으로 예측된다.

### III. 연구대상 및 방법

#### 1. 분석자료 및 연구대상

남성의 돌봄시간 결정요인을 노동시간과 부성휴가제도의 결합 관계를 통해 규명하는 본 연구의 목적을 달성하기 위해서는 개인의 시간사용 정보를

구체적으로 담고 있으면서 동시에 직장에서의 노동 시간과 관련된 특성을 파악할 수 있는 자료가 요구된다. 본 연구에서는 이러한 조건에 부합하는 자료로 한국 및 유럽의 근로환경조사(Korean & European Working Condition Survey; 이하 K+EWCS) 자료를 사용한다<sup>2)</sup>. K+EWCS를 분석 자료로 선정한 이유를 정리하면 다음과 같다.

첫째, K+EWCS는 개인의 시간 사용뿐만 아니라, 직장에 대한 정보가 다양하게 제공되어, 시간사용의 패턴을 설명할 수 있는 요인들이 풍부하다. 시간일지 자료<sup>3)</sup>는 기본적인 인적사항 이외에는 제공되는 변수가 없어서 시간 사용 패턴의 차이를 통계적으로 설명하는데 많은 제약이 있다. 하지만 K+EWCS는 기본적으로 일자리의 질에 대해 파악하기 위해 고안된 설문으로, 직장에 대한 세부적인 질문이 다수 포함되어 있다. 따라서 돌봄시간에 영향을 줄 수 있는 직장의 제반 환경에 대해 포괄적으로 조망할 수 있고, 가구 정보에 대해서도 보다 상세히 파악이 가능하여 본 연구에 더욱 적합한 것으로 간주된다.

둘째, K+EWCS 설문에서는 ‘평균적으로 자녀와 함께한 시간’에 대해 질문을 하고 있어, 돌봄시간에 대해 보다 정확한 정보를 얻을 수 있다. 시간일지 자료는 그 특성상 ‘기준 기간(reference period)’이 존재하고, 기준 기간은 대체로 하루나 이틀에 불과하다. 따라서 조사가 이루어진 요일에 따라 돌봄시간의 오차가 발생할 수 있어 현실을 잘 반영한다고 보기 어렵다. 주중에 자녀와 충분히 시간을 보내지 못한 경우, 주말에 집중적으로 돌봄시간을 늘려서 보상을 하려는 행동이 나타나는 현상에 대해 다수

의 연구에서 지적되어 왔다(Steward, 2009). 따라서 특정한 날 하루의 패턴이 아닌, 보다 긴 기간 동안의 흐름을 포착해야 평균적인 시간 사용을 정확히 파악할 수 있다.

셋째, 정책의 효과를 파악하려면 연구 범위가 일국내로 한정되어서는 안 되고, 통계적 확인이 가능할 만큼 충분한 수의 국가 비교 자료가 확보되어야 하는데, K+EWCS 자료는 30개 이상의 국가에 대한 정보가 제공되어 다층분석 등 국가 비교에 용이하다. MTUS 자료 역시 20개 이상의 국가들이 포함되어 있으나, 최근에는 몇몇 국가에서 개인의 사생활 침해 등의 이유로 시간사용 자료를 공개하고 있지 않아 국가 비교에 어려움이 발생되었다. 따라서 안정적으로 자료가 확보되고 있는 K+EWCS를 사용하는 것이 현실적으로 보다 적절한 것으로 판단된다.

이와 같이 K+EWCS는 본 연구에 적합한 여러 특성을 지니고 있지만, 일부 한계도 존재한다. 우선, 설문지 구조 상, 돌봄시간에 대해 더욱 구체적인 정보를 알기는 어렵다. 예컨대, MTUS의 설문처럼 자녀와 대화하는 시간이 긴 것인지, 신체활동을 하는 시간이 긴 것인지, 혹은 누구와 함께 동시행동을 했는지 등에 대해 상세히 알기는 어렵다. 이러한 한계가 존재함에도 불구하고, 노동조건에 대한 정보가 포함된 점, 최근의 국가비교 자료가 제공되고 있는 점 등의 장점이 더 크다고 판단되어 이 자료를 사용하도록 한다.

한편 본 연구의 분석 대상은 일하고 있는 아버지(working fathers)이다. 구체적으로 자녀여부, 취업여부, 유배우자, 생산가능연령 등 4가지 조건에 모

2) 유럽의 근로환경조사는 6차(2015), 한국의 근로환경조사는 4차(2014)를 각각 추출하여 자료를 병합하였다.

3) 양적연구에서 시간사용을 파악하는 방법은 크게 설문 문항에서 구체적으로 질문하는 방식과 하루 일과 전체를 기록하도록 하는 방식으로 양분할 수 있는데, 시간사용연구에서 전통적으로 많이 사용된 방식은 후자이다. 응답자에게 가계부를 쓰듯 하루 24시간의 일지를 작성하게 하는 시간사용 조사는 1920년대 러시아에서 최초로 시행되었고, 1970년대에 국제 시간사용 연구협회(International Association for Time Use Research)의 노력에 의해 국제비교가 가능하게 되었다. IATUR은 시간 분류 코드를 표준화하여 국가비교를 용이하게 하였고, 비로소 2000년대 초반에 이르러 본격적인 국가비교 시간사용 연구가 진행되었다. 시간일지 자료는 개인의 시간 사용에 대한 구체적이고 세부적인 내용을 담고 있는 반면, 그 외의 자료들에 대해서는 충분한 정보를 제공하지 않는 한계가 있다.



두 부합하는 남성만을 최종 분석대상으로 선택한다. 이때, 성인 자녀는 돌봄의 요구도가 현저히 낮을 것으로 예상되는 바, 18세 이하의 미성년 자녀가 있는 남성만을 대상으로 한다.

또한 돌봄시간에 가장 많은 비중으로 영향을 줄 수 있는 단일 요소는 취업 여부이다. 일하는 남성이 아이에게 쏟을 수 있는 시간과 경제활동을 하지 않는 남성이 아이에게 투여할 수 있는 시간의 절대적 양 차이는 비교가 불가능하다. 취업부모는 여성과 남성 모두 일터에서의 요구가 조금도 줄어들지 않으면서 동시에 가족의 압력은 증가하는 ‘생애 단계 압박(life stage squeezes)’을 경험하게 되는데 (Oppenheimer, 1974; Estes & Wilensky, 1978), 이러한 생애주기에 있는 취업 중인 남성만을 대상으로 해야 동질성 내의 이질성을 파악하기 용이할 것이다. 마지막으로, 자녀 돌봄의 책임을 분담할 수 있는 배우자가 함께 거주하고 있으며, 생산가능연령 (15-64세) 범위에 있는 남성만을 분석 대상에 포괄한다.

## 2. 연구방법 및 변수의 측정

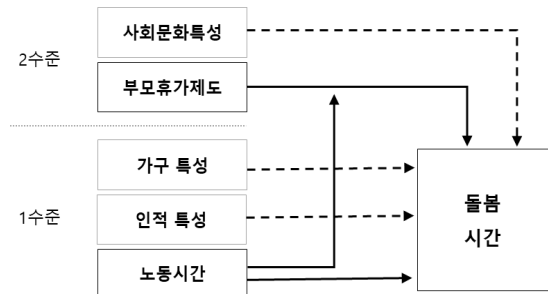
남성 개인의 돌봄시간에 영향을 미치는 노동시간과 부성휴가제도의 특성을 고찰하기 위해서는 미시자료와 더불어 국가수준의 자료를 결합할 필요가 있다. 본 연구에서 핵심적으로 파악하고자 하는 변수가 정책의 효과이기 때문에 개인특성 및 국가특성을 동시에 모형화할 수 있는 다수준 분석기법 (Multilevel Analysis)을 적용하고자 한다. 구체적으로 다수준 분석 전략을 선택한 이유를 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 개인과 국가가 내재된(nested) 상황에서, 이러한 데이터 구조를 반영하지 않고 개인을 단위로 고전적인 회귀분석(OLS)을 실시하게 되면, 표준오차 추정에 편의가 발생할 수 있다. 어느 한 국가에 속한 개인들은 공통된 경험을 통해 일종의 상호의존성을 가질 수 있는데, 이를 고려하지 않은 채

모형을 설정하면 그만큼 부정확한 추정을 할 수 밖에 없기 때문이다.

둘째, 다수준 분석은 국가 간의 이질성을 고려하여, 국가별로 독립변수와 종속변수의 관계를 다르게 설정할 수 있다. 고전적 회귀분석은 모든 분석대상에서 독립변수와 종속변수 간의 관계가 동일하다는 가정을 하여, 하나의 추정 값만을 제시한다. 하지만 다수준 분석을 하게 되면 국가에 따라 다른 회귀계수 추정이 가능하다.

구체적으로, 분석모형에는 1수준의 개인 특성 변수와 2수준의 국가 변수가 포함된다. <그림 1>에서 주 효과(main effect)와 상호작용효과(interaction effect)는 실선으로, 통제변수의 영향력은 점선으로 표시하였다.



<그림 1> 연구모형

이 때, 국가수준 변수의 시기를 포함하여 3수준 모형으로 구성하는 방법도 고려할 수 있으나, 실제로 시기를 더미변수로 추가하였을 때, 유의미한 차이가 없다는 결과가 존재하는 점(Boll et al., 2014)과 국가 내 시기별 변화보다 국가별 차이가 더욱 크다는 선행연구를 고려하여(Hook, 2006), 가장 최근의 자료로 국가-개인수준의 2레벨로 설계를 하였다. 이는 시간에 따른 남성 돌봄시간 및 일·가족양립정책의 변화보다 동시대의 국가 간 변량이 더욱 유의미할 것이라는 선행연구 결과를 차용한 것이다.

본 모형은 국가수준의 정책이 개인수준의 절편에 영향을 미치는 확률절편 모형(Random Intercept

model)으로 설정하였다. 그리고 개인수준의 절편이 국가수준에 따라 다른 즉, 무작위적인 것으로 설정하였다.

$$Y_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{01} \text{부성휴가}_j + \gamma_{02} \text{국가특성}_j \\ + \gamma_{10} \text{노동시간}_{ij} + \gamma_{11} \text{부성휴가}_j * \text{노동시간}_{ij} \\ + \beta_{2j} \text{인적특성}_{ij} + \beta_{3j} \text{가구특성}_{ij} + \mu_{0j} + r_{ij}$$

이러한 혼합모형을 통해 부성휴가제도가 남성의 돌봄시간에 유의한 영향을 미치는지, 남성의 노동시간 특성이 돌봄시간에 유의한 영향을 미치는지, 국가의 제도와 아버지의 돌봄시간의 관계가 노동시간에 따라 차이가 있는지 등에 대해 검증할 수 있다.

일반적으로 개인수준의 독립변수 및 종속변수의 관계에 국가수준의 변수가 어떻게 조절하는지를 탐색하는 연구 형태가 보편적이지만, 본 연구에서는 조절변수를 국가수준이 아니라, 개인수준으로 보았다. 그 이유는 제도의 실질적인 효과는 노동시간 특성에 의해 조절된다고 가정하였기 때문이다. 기존 선행연구에서 빈번하게 시도된 연구 설계는 아니지만, 이론적으로 부합하는 설명이며, 방법론적으로도 조절변수가 반드시 상위 수준일 필요가 없다는 연구(박원우, 고수경, 2005)를 참고하여 이와 같이 설정하였다.

본 연구의 종속변수는 ‘자녀 돌봄시간’으로, 두 단계 질문에 응답한 자료를 기반으로 한다. 먼저, ‘일반적으로, 얼마나 자주 자녀를 돌보거나 교육합니까?’라는 질문에 ‘매일/ 주3-4회/ 월3-4회/ 더 적게/ 전혀 하지 않음’이라는 5지 선다형 질문에 응답을 한다<sup>4)</sup>. 그 다음에 ‘매일’이라고 응답한 사람을 대상으로 ‘평균적으로, 하루에 몇 시간을 자녀를 돌보거나 교육합니까?’라는 추가 질문을 통해 구체적

인 돌봄시간(hours)과 분(minutes)이 파악된다.

두 문항은 응답자 수와 분포 등에 있어서 적지 않은 차이가 있다. 먼저, 돌봄시간(minutes)에 응답한 응답자수는 돌봄 빈도 문항 응답자에 비해 적다. 얼마나 자주 돌보는지 물었을 때 ‘매일’이라고 응답한 사람만을 대상으로 추가 질문한 것이기 때문이다. 하지만 응답 분포가 최소 30분에서 최대 1440분까지 넓게 분포되어 있어 변량이 큰 장점이 있다. 반면 돌봄 빈도(frequency)는 한 달을 기준으로 삼고 있어 매일 자녀를 돌보지 않더라도 분석단위에 포함시킬 수 있어 현실적인 아버지의 패턴을 포착하기에 용이하다. 특히 여성에 비해 남성의 매일 돌봄을 수행하는 비율이 낮은 점을 고려하면 돌봄 빈도로 파악하는 것이 현실을 보다 분명하게 파악하는 것일 수 있다.

따라서 전반적으로 남성들이 얼마나 돌봄에 참여하고 있는지에 대한 정보와 함께, 참여한다면 얼마나 적극적으로 참여를 하고 있는지 등에 대한 변수를 통합하여 새로운 변수를 구성하였다. 즉, 돌봄 빈도 문항의 응답 형태를 유지하여 전체 아버지의 돌봄 시간 분포를 파악하고(1~4점), ‘매일’이라고 응답한 아버지들의 구체적인 응답 시간을 1시간 단위로 재분류하여 돌봄시간의 강도를 포착하고자 했다(5~10점<sup>5)</sup>). 따라서 최종적으로 분석에 투입되는 돌봄시간은 전체 남성을 대상으로 하되, 돌봄시간의 강도도 반영된 10점 척도의 변수이다. 이 변수는 설문지 상에 제공된 두 문항의 정보를 최대한 활용하는 방식으로 변환되어, 표본 수 및 변량 확보 측면에서 큰 장점을 지닌다.

국가 수준의 독립변수는 ‘부성휴가제도의 발달 정도’이다. 부성휴가제도의 발달정도는 ‘소득대체율이

4) 한국의 근로환경조사 4차 설문지의 경우 돌봄 빈도를 6점 척도로 응답을 받고 있어, 유럽의 자료와의 비교가능성을 높이기 위해 ‘매일 한시간 이상’과 ‘매일 또는 이틀에 한 시간 미만’ 응답을 ‘매일’로 리코드하였음을 밝힌다. 이는 유럽의 근로환경조사에서 2010년 이전 설문지의 6점 척도를 2015년 기준의 5점 척도로 리코드하여 분석한 방식을 참고한 것이다.

5) 1:한달 동안 자녀를 전혀 돌보지 않음, 2:월1-2회, 3:월3-4회, 4:주3-4회, 5:매일(1시간 이하), 6:매일(1~2시간), 7:매일(2~3시간), 8:매일(3~4시간), 9:매일(4~5시간), 10:매일(5시간 초과)

66% 이상 되는 유급 부모휴가기간(well-paid duration)<sup>6)</sup>으로 파악한다<sup>6)</sup>. 전통적으로 일·가족양립정책을 포괄하는 비교연구에서는 ‘부성휴가기간’ 변수를 가장 많이 사용해왔다. 초기 연구들에서는 휴가기간 동안 급여가 제공되는지 여부와 상관없이 전체 기간을 비교하였으나, 점차 유급기간만을 변수화 하여 사용하는 추세가 강해지고 있다. 하지만 최근에는 국가 간의 발달 수준 비교를 용이하게 하기 위해 구체적으로 소득대체율을 2/3 이상 되는 기간만을 산정하거나, 남성만이 사용할 수 있는 기간을 살펴보는 등 세부 내용을 비교하는 것이 더욱 효과적임이 드러나고 있다(Hook, 2006; Boll et al., 2014).

다음으로, 개인 수준의 독립변수는 ‘유급노동시간’으로 ‘당신은 주(main) 직장에서 일주일에 대개 몇 시간을 일하십니까?’라는 질문에 대한 자기응답으로 측정된다. 여기에는 점심시간은 포함되지 않고, 출퇴근 시간도 제외된다. 그리고 30분 이상은 1시간으로 반올림하여 응답하도록 설계되었다. 또한 부(sub) 직장이 있다고 응답한 아버지들의 경우 부직장에서의 노동시간도 합산하였다. 실제 분석에서는 국가별 집단 평균 중심화(group-mean centering)된 값을 투입하였다.

노동시간 특성 중 ‘노동시간 자율성’을 통제하였다. 이는 개인용무로 인한 외출 가능성에 관한 것인데, ‘개인적, 가족의 일로 근무 시간 내에 1-2시간 외출을 할 수 있나요?(Would you say that for you arranging to take an hour or two off during working hours to take care of personal or family matters is..)’라는 질문에 ‘매우 어려움(1점)’부터 ‘매우 쉬움(4점)’까지 4점 척도로 응답한다.

그 밖의 통제변수는 크게 3종류로 구분되는데, 개인수준의 ‘인적특성’과, ‘가구특성’, 국가수준의 ‘사회문화적 특성’이다. ‘인적특성’을 구체적으로 살펴보면, 학력과 연령이 포함되고, ‘가구특성’으로는 동거하는 조부모의 수와 자녀의 수가 있다. ‘사회문화적 특성’에는 노조조직률, 젠더평등지수, 국가평균 여성의 돌봄시간이 포함된다. 아버지의 돌봄시간 수준은 사회문화적 맥락에 따라 다르게 나타날 수 있으므로, 각 국가의 노동시장에서의 노동자 중심성, 성평등 수준 및 국가의 돌봄에 대한 가치 및 현실이 반영된 변수 등도 포괄하였다(부록 1 참고).

## IV. 분석결과

### 1. 조사대상자의 일반적 특성

남성 돌봄시간의 국가비교를 위해 본 연구는 EWCS(2015년)에서 제공하는 35개 국가 중 거시 자료가 제한적인 10개국<sup>7)</sup>을 제외한 25개 국가에 한국 근로환경조사(2014년)를 추가하여 총 26개의 국가를 최종 분석대상으로 삼는다. 국가별 아버지 돌봄시간의 평균은 <부록 2>와 같다.

우선 아버지 돌봄시간이 높은 상위 6개 국가는 덴마크(6.99), 스웨덴(6.86), 네덜란드(6.48), 슬로베니아(6.00), 룩셈부르크(5.82), 노르웨이(5.71)가 있고, 하위 6개 국가는 한국(2.80), 그리스(3.59), 폴란드(3.60), 터키(3.98), 스위스(4.54), 오스트리아(4.57)가 있다. 한편 남성 돌봄시간 평균이 가장 낮은 것으로 보고된 한국은 두 번째로 낮은 국가인 그리스와도 편차가 적지 않아, 유럽국가들의 남성 돌봄시간보다 큰 폭으로 뒤처지고 있음을 확인할 수 있다.

눈에 띄는 점은, 일·가족양립정책이 가장 발달하

6) European Commission에서는 부성휴가급여를 기존의 임금 66% 이상은 최소한 대체해주어야 한다는 기준을 제시하였고, 유럽연합 회원국들의 고용 가이드라인을 충족하기 위한 기준 지표로 활용되고 있다(European Commission, 2010).

7) Euro Statistics 및 Leave Network에서 거시 자료가 제공되지 않는 불가리아, 크로아티아, 키프로스, 라트비아, 몰타, 루마니아, 알바니아, 마케도니아, 몬테네그로, 세르비아 등 10개 국가는 분석 대상에서 제외한다.

고 성평등한 시간분배를 갖는다고 알려진 북유럽 국가들에서 실제로 남성 돌봄시간이 가장 높은 수준으로 나타났다는 것이다. 덴마크(6.99)와 스웨덴(6.86)이 각각 1, 2위를 점하였고, 노르웨이(5.71)도 6번째로 돌봄시간이 높아 선두그룹에 속했다. 하지만 핀란드(5.13)는 북유럽 국가 중 가장 낮은 수준으로 나타났는데, 이는 핀란드의 가족정책 기조 변화와 무관하지 않아 보인다. 핀란드는 1995년을 기점으로 부모권 중심 가족정책에서 노동권 중심 가족정책으로 정책 방향을 선회한 것으로 알려졌는데(윤홍식, 2007) 이러한 효과가 낮은 남성 돌봄시간이라는 결과로 이어진 것으로 보인다.

26개 국가의 개인 단위 분석대상자는 총 13,306명이다(부록 3 참고). 국가별 사례수는 최소 90명에서 최대 7,985명으로 적지 않은 차이가 존재하나, 다층분석에서는 국가별 사례수가 적은 집단에 가중치를 더 많이 부여하는 방식으로 회귀계수를 추정하므로(Raudenbush & Bryk, 2002: 230)<sup>8)</sup> 일반 결합회귀분석에서의 불균형 자료 문제는 크지 않을 것으로 예상된다. 연령의 전체 평균은 41.6세이고, 학력은 평균 5.6으로 전문대 졸업 이상을 나타낸 반면, 한국 남성의 학력 평균은 6.2로 가장 높은 수준을 나타냈다. 동거하는 조부모의 수는 전체 0.02명이고, 자녀 수는 1.8명으로 확인되었다.

## 2. 다수준모형 분석결과

먼저 독립변수들을 투입하지 않고 종속변수만으로 남성 돌봄시간의 국가 간 변량이 어떠한지, 즉 국가 간 남성 돌봄시간의 차이가 충분하여 다층분석을 할 필요가 있는지 살펴보았다. 그 결과, 남성 돌봄시간의 전체 평균은 5.128이고, 전체 변량 중 국가수준의 변량이 차지하는 정도를 나타내는 ICC 값은 0.194<sup>9)</sup>로 확인되었다. 일반적으로 전체 변량

에서 국가수준 변량이 차지하는 비율이 0.05 이상일 때 다층모형을 구축하는 것이 바람직하다고 보는데, 본 모델은 ICC 값이 그보다 훨씬 상회하여, 개인 및 국가가 내재되어 있는 데이터 구조임을 알 수 있고, 남성 돌봄시간에 대한 다수준 분석이 적절함을 확인하였다. 이는 남성 돌봄시간을 국가적 맥락에서 고려하는 것이 타당함을 의미 한다<sup>10)</sup>.

부성휴가제도와 노동시간 간의 상호작용항을 살펴본 <표 1>을 보면, 부성휴가제도의 주효과는 유의미하지 않았던 반면, 노동시간의 조절효과는 유의미하게 나타난 것을 볼 수 있다.

<표 1> 다수준모형 분석결과

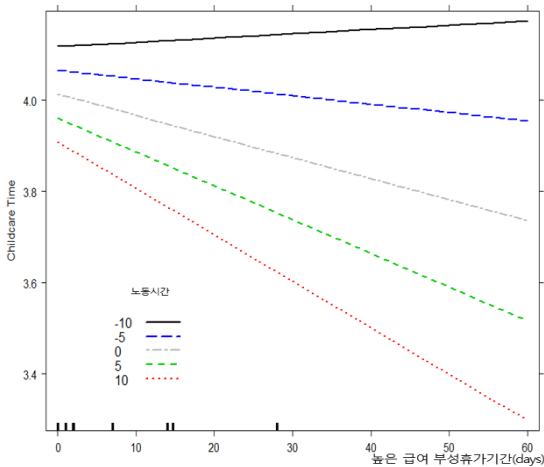
	Y: 돌봄시간
절편	-6.879(1.937)**
부성휴가제도	-0.005(0.008)
노동시간	-0.010(0.002)***
노동시간 자율성	0.079(0.019)***
<b>부성휴가*노동시간</b>	<b>-0.001(0.000)**</b>
연령	-0.068(0.002)***
학력	0.131(0.012)***
조부모수	-0.133(0.089)
자녀수	0.073(0.023)**
노조가입률	0.016(0.006)*
성평등지수	2.777(2.248)
여성평균돌봄시간	2.467(0.412)***
1수준분산(잔차)	3.394***
2수준분산(절편)	0.194***
AIC	47740.410
BIC	47843.595
$R^2$ (전체)	0.219
$R^2$ (1수준)	0.083
$R^2$ (2수준)	0.783
-2LL	47712.410

8) 2수준 가중치 =  $1 / [2수준 분산 + (1수준 분산 / 2수준 집단 사례수)]$

9) ICC(Intra Class Correlation) =  $0.893 / (0.893 + 3.700)$

10) 기초모형 결과표는 지면의 한계로 제시하지 못하였다.

〈그림 2〉에서 조절효과를 살펴보면, 부성휴가기간과 아버지 돌봄시간의 관계는 노동시간에 의해 조절되었다. 노동시간이 가장 짧은 집단은 동일한 제도 발달 수준에서 모두 돌봄시간이 가장 높은 집단에 속하였다. 즉, 높은 급여 부성휴가기간이 존재하지 않거나, 10일이거나, 30일이거나 상관없이 노동시간이 짧은 집단이 돌봄시간이 가장 높다는 것이다. 반대로 노동시간이 가장 긴 집단에서는 부성휴가기간과 상관없이 모든 구간에서 가장 낮은 돌봄시간을 보여주었다. 예를 들어, 휴가기간이 30일인 경우 노동시간이 각 국가의 평균 노동시간보다 10시간 짧은 집단에서는 돌봄시간이 4.1 이상인 반면, 노동시간이 평균보다 10시간 긴 집단에서는 돌봄시간이 약 3.6 정도에 불과하였다. 즉 동일하게 한 달간 높은 급여로 부성휴가가 제공되더라도 노동시간의 길이가 얼마인지에 따라 돌봄시간의 격차가 상당함을 알 수 있다.



〈그림 2〉 노동시간과 부성휴가제도의 상호작용 효과

또한, 노동시간이 평균보다 10시간 적을 경우, 부성휴가제도는 아버지 돌봄시간과 정적인 관계를 나타낸 반면, 노동시간이 길어질수록 제도의 발달이 아버지의 돌봄시간과 부적 관계로 전환되었다. 아버지만을 위한 제도인 부성휴가의 높은 급여수준은

노동시간이 짧은 아버지들에게 유효한 전략이 됨을 알 수 있다.

## V. 논의

본 연구는 한국 및 유럽을 대상으로 부성휴가제도와 남성 돌봄시간의 관계를 노동시간이 조절하는지 실증적으로 밝히는 것을 목적으로 하였다. 기존의 일·가족양립에 대한 선행연구는 여성의 경제활동참여 혹은 출산율 등 일부분의 이슈에만 제한적으로 초점이 맞추어졌다. 하지만 또 다른 절반인 남성에게 대한 논의 없이는 전체적인 일·생활균형 상황을 온전히 파악할 수 없고 개선방안 역시 한계가 존재할 수밖에 없다. 한편 소수 남성의 일·생활균형에 대한 연구들은 가구 내 역동에 대해서만 확인하고, 남성을 둘러싼 외부 환경에 대한 체계적인 검증 결과를 축적하지 못하였다. 이에 본 연구는 남성의 돌봄시간에 영향을 미치는 요인에 대해 거시 차원으로 논의를 확대하였다. 특히 지금까지 검증되지 않았던 일·가족양립정책의 발달과 아버지 노동시간 특성의 상호작용에 초점을 두어, 어떤 요인들이 아버지 돌봄시간 확대에 유의미한 영향을 주는지 규명하고자 하였다.

높은 급여를 제공하는 부성휴가제도 기간은 노동시간 및 노동시간 자율성과 유의미한 조절효과가 있음이 밝혀졌다. 단시간 노동집단에서는 부성휴가의 발달과 아버지 돌봄시간은 양의 상관이 드러난 반면, 장시간 노동집단에서는 부성휴가의 발달이 오히려 아버지 돌봄시간을 상쇄하는 효과를 가져, 부성휴가의 발달이 노동시간이 짧은 집단에 최적화되어 작동되고 있음을 확인하였다.

본 연구는 일·생활균형정책의 단순 확대에 대한 전반적인 재검토가 필요함을 입증한 의의가 있다. 노동시간 특성을 함께 고려하지 않으면 일·생활균형정책은 남성 돌봄시간과 유의한 관계성이 드러나지 않았다. 이러한 연구 결과에 기반하여 생각해보면, 전체 일하는 부모를 위해 도입된 제도들이 일하

는 남성 집단에게 단일하게 영향을 미치는 것이 아니라, 실질적으로는 일부 집단에만 연관되어 있을 가능성이 농후하다. 바꿔서 얘기하면, 노동시간 특성에 따른 집단의 차이에 대한 구체적인 이해의 과정이 없이 일괄적으로 제도의 발달만을 논하는 것은 공허한 외관 확장에 불과할 공산이 크다. 이러한 제도의 양적 증대는 오히려 개인이 처한 노동환경에 따른 아버지의 상대적 박탈감 및 가족화 수준의 격차 확대로 귀결될 수 있어 보다 세심한 숙고가 요구된다.

또한, 본 연구는 남성 돌봄시간 부족 문제를 근본적으로 해결하기 위해서는 노동시장의 문제를 동시에 논의하고 점검할 필요가 있음을 밝혔다. 정책의 활용에 영향을 미치는 것은 정책의 내용 자체가 아니라 노동시장의 요인들임을 지적한 선행연구들이 적지 않음에도 불구하고(Hochschild & Machung, 2003), 노동시장 요인에 대한 실증 연구가 부족했다. 본 연구의 분석결과, 돌봄시간을 설명하는 가장 강력한 요인은 일·생활균형정책이 아닌 노동시간 특성으로, 노동시간이 긴 경우 돌봄시간을 확대하기에 매우 어려운 환경임이 증명되었다. 뿐만 아니라, 높은 급여의 부성휴가를 제공하더라도, 그 혜택을 받을 수 있는 집단은 노동시간이 짧은 집단의 남성이었다. 기존 연구들에서도 일·생활균형정책의 실효성이 낮은 원인으로 장시간 노동문화를 지목하였으나(김영미, 류연규, 2016), 실증적으로 확인하지는 못하였다. 본 연구는 이러한 추론의 영역에 있던 일·가족양립정책과 남성 노동시간 특성의 조절효과를 실제적으로 분석한 데 있어서 의의가 있다. 따라서 남성의 양육 참여라는 패러다임 전환을 유도하기 위해서 정책의 효과만으로는 불충분함이 입증된 만큼, 거시적인 일·생활균형정책의 일환으로 보다 심층적이고 구체적으로 노동시장 환경 변화에 노력을 기울일 필요가 있다. 즉, 더 많은 아버지들에게 제도의 효과를 얻기 위해서는 노동시간 단축이 우선될 필요가 있음을 주지해야 한다. 즉, 일·

생활균형정책의 일환으로 노동시간의 단축 등 제도의 효과를 가로막는 노동시간 환경을 개선하기 위한 세부적인 로드맵이 제시될 필요가 있다. 본 연구는 일·생활균형정책의 범주를 노동시장 환경 개선까지 확대할 필요가 있음을 강조하는 근거자료로 가치가 있다.

본 연구의 한계는 두 가지로 정리된다. 첫째, 부부 단위의 분석을 하지 못한 점은 연구의 한계임을 밝힌다. 아쉽게도 유럽 및 한국의 근로환경조사는 개인 단위로 조사가 설계되었다. 따라서 배우자에 대한 정보는 극히 제한적으로 제공되어, 부부의 시간 배분 및 역할분담에 대한 정교한 분석은 진행할 수 없었다. 일·생활균형의 전체적인 그림을 온전히 포착하기 위해서는 한 자녀를 중심으로 자녀의 아버지와 어머니, 그리고 아버지와 어머니를 둘러싼 노동환경 및 사회 구조를 통합적으로 살펴볼 필요가 있는데, 이러한 부분은 추후 연구 과제로 남긴다.

둘째, 본 연구의 분석 대상은 25개의 유럽국가 및 한국으로 구성되어 일반화하기 어려운 한계도 존재한다. EWCS를 각국에서 번역하여 중국, 미국, 아르헨티나, 칠레 등 다양한 지역에서도 시도되고 있으나, 조사결과 자료가 공개되지 않거나, 번역의 어려움 등으로 한국 이외의 국가는 추가하지 못하였다. 특히 미국의 경우 데이터의 접근성은 확보되었으나, 가구에 대한 정보가 제공되지 않아, 본 연구의 기본적인 분석대상 판단기준인 자녀 여부, 배우자 여부 등을 알 수 없어 사례를 추가하지 못하였다. 향후 이러한 한계점들이 보완되어 유럽뿐 아니라 미주지역과 아시아지역까지 아우르는 비교 미시 데이터를 확보한다면, 연구 결과를 보다 넓은 범위에서 일반화할 수 있을 것으로 기대된다.

## 참고문헌

- 고용노동부. (2019). 모성보호와 일·가정양립 지원 업무편람. 세종: 고용노동부.
- 김순양. (2009). 사회정책과정 분석에서의 제도 개념; 한계 및 통합적 개념 틀의 모색. 사회복지정책, 36(3), 1-29.
- 김영미. (2007). 복지국가와 여성 노동권. 서울대학교 대학원. 사회복지학과 박사학위논문.
- 김영미. (2014). 복지국가 제도와 남녀의 무급노동시간의 관계에 관한 비교연구. 한국사회정책, 21(1), 143-177.
- 김진옥, 권진. (2015). 아버지들의 육아휴직 경험에 관한 질적연구. 한국사회정책, 22(3), 265-302.
- 김진옥, 박은영. (2017). 미취학자녀를 둔 기혼 남성의 일-가정 균형이 자녀관계와 부부관계에 미치는 영향 : 양육참여의 매개효과를 중심으로. 사회정책연합학회, 1-25.
- 류연규. (2005). 복지국가의 탈가족화와 출산율의 관계에 대한 비교 연구. 서울대학교 대학원. 사회복지학과 박사학위논문.
- 박원우, 고수경. (2005). 다수준분석의 절차와 방법: WABA를 중심으로. 경영논집, 39(10), 59-90.
- 산업안전보건연구원. (2016). 제4차 근로환경조사 원시자료 이용자 지침서.
- 손영빈, 윤기영 (2011). “아버지의 역할지각, 양육참여도가 어머니의 결혼만족도에 미치는 영향”, 『미래유아교육학회지』, 18(3), pp.105-126.
- 송다영. (2009). 가족정책내 자유선택 쟁점에 관한 고찰. 페미니즘 연구, 9(2), 83-117.
- 이동선. (2013). 일가족 양립 지원 정책이 여성의 고용률에 미치는 영향. 이화여자대학교 대학원. 행정학과 박사학위논문.
- 조우현, 황수경. (2016) 새로운 노동경제학. 법문사.
- 주은선. (2014). 전일제 임노동자 맞벌이 부모의 시간배분에 대한 젠더 영향과 학력의 조절효과. 사회복지연구, 45(3), 5-34.
- 채화영. (2012). 육아기 맞벌이 남성의 일가정 양립 경험 연구. 서울대학교 생활과학 박사학위논문.
- 황정해. (2006). 아버지됨(Fathering) 경험이 남성의 성인기 발달에 미치는 의미 탐색. 한국가정관리학회지, 24(2), 43-60.
- Aldous, J., Mulligan, G. M., & Bjarnason, T. (1998). Fathering over Time : What Makes the Difference? Journal of Marriage and the Family, 60(4), 809-820.
- Almqvist, A. L., & Duvander, A. Z. (2014). Changes in gender equality? Swedish fathers' parental leave, division of childcare and housework. Journal of Family Studies, 20(1), 19-27. <https://doi.org/10.5172/jfs.2014.20.1.19>
- Barnett, R. C., & Baruch, G. K. (1987). Determinants of Fathers' Participation in Family Work. Journal of Marriage and the Family, 49(1), 29. <https://doi.org/10.2307/352667>
- Becker, G. S. (1965). A Theory of the Allocation of Time. The Economic Journal, 75(299), 493-517.
- Blund, D. (2005). Ideas and social policy: An institutional perspective. Social Policy and Administration, 39(1), 1-18.
- Boll, C., Leppin, J., & Reich, N. (2014). Paternal childcare and parental leave policies: Evidence from industrialized countries. Review of Economics of the Household, 12(1), 129-158. <https://doi.org/10.1007/s11150-013-9211-z>
- Bonke, J., & Esping-Andersen, G. (2011). Family investments in children - Productivities, preferences, and parental child care. European Sociological Review, 27(1), 43-55.
- Banning, M., & Pollmann-Schult, M. (2016). Parenthood, child care, and nonstandard work

- schedules in Europe. *European Societies*, 18(4)
- Chung, H. (2019). National-Level Family Policies and workers' Access to Schedule Control in a European Comparative Perspective: Crowding Out or In, and for Whom? *Journal of Comparative Policy Analysis: Research and Practice*, 21(1), 1-22.
- Chung, H. (2018). Dualization and the access to occupational family-friendly working-time arrangements across Europe. *Social Policy and Administration*, 52(2), 491-507.
- Crespi, I., & Ruspini, E. (2016). *Balancing Work and Family in a Changing Society: The Fathers' Perspective*. Houndmills, Basingstoke, Hampshire ; New York, NY : Palgrave Macmillan.
- Crompton, R. (1999). *Restructuring gender relations and employment: the decline of the male breadwinner*. Oxford: Oxford University Press. ISBN 978-0198296089.
- Daly, M. (2011). What adult worker model? A critical look at recent social policy reform in europe from a gender and family perspective. *Social Politics*, 18(1), 1-23.
- Daly, M. (2002). Care as a good for social policy. *Journal of Social Policy*, 31(2), 251-270.
- Esping-Andersen, G. (2009). *The Incomplete Revolution : Adapting to Women's New Roles*. Cambridge, UK ; Malden, MA : Polity.
- Estes, R., & Wilensky, H. (1978). Life Cycle Squeeze and the Morale Curve. *Social Problems*, 25(3), 277-292.
- Eurofound. (2018). *Striking a balance: Reconciling work and life in the EU*. Publications Office of the European Union, Luxembourg.
- Eurofound. (2016). *Working time developments in the 21st century: Work duration and its regulation in the EU*. Publications Office of the European Union. <https://doi.org/10.2806/888566>
- Eurofound. (2015). 6th European Working Conditions Survey Weighting report, (8098). Eurofound and International Labour Organization.
- (2019). *Working conditions in a global perspective*. Publications Office of the European Union, Luxembourg, and International Labour Organization, Geneva.
- Folbre, N. (2001). *The Invisible Heart : Economics and Family Values*. New York : New Press.
- Gallie, D., & Russell, H. (2009). Work-family conflict and working conditions in Western Europe. *Social Indicators Research*, 93(3), 445-467. <https://doi.org/10.1007/s11205-008-9435-0>
- Gornick, J., & Meyers, M. (2003). *Families That Work : Policies for Reconciling Parenthood and Employment*. New York : Russell Sage Foundation.
- Guest, D. E. (2002). Perspectives on the study of work-life balance. *Social Science Information*, 41(2), 255-279.
- Haas, L., & Hwang, C. P. (2008). The Impact of Taking Parental Leave on Fathers' Participation In Childcare And Relationships With Children: Lessons from Sweden. *Community, Work & Family*, 11(1), 85-104.
- Heckman, J. (2008). *Schools, Skills, and Synapses*. NBER Working Paper Series. 14064. 1-94.
- Heilman B, Levto R, van der Gaag N, Hassink A, and Barker G (2017). *State of the World's Fathers: Time for Action*. Washington, DC: Promundo, Sonke Gender Justice, Save the Children, and MenEngage Alliance.
- Hochschild, A., & Machung, A. (2003). *The*

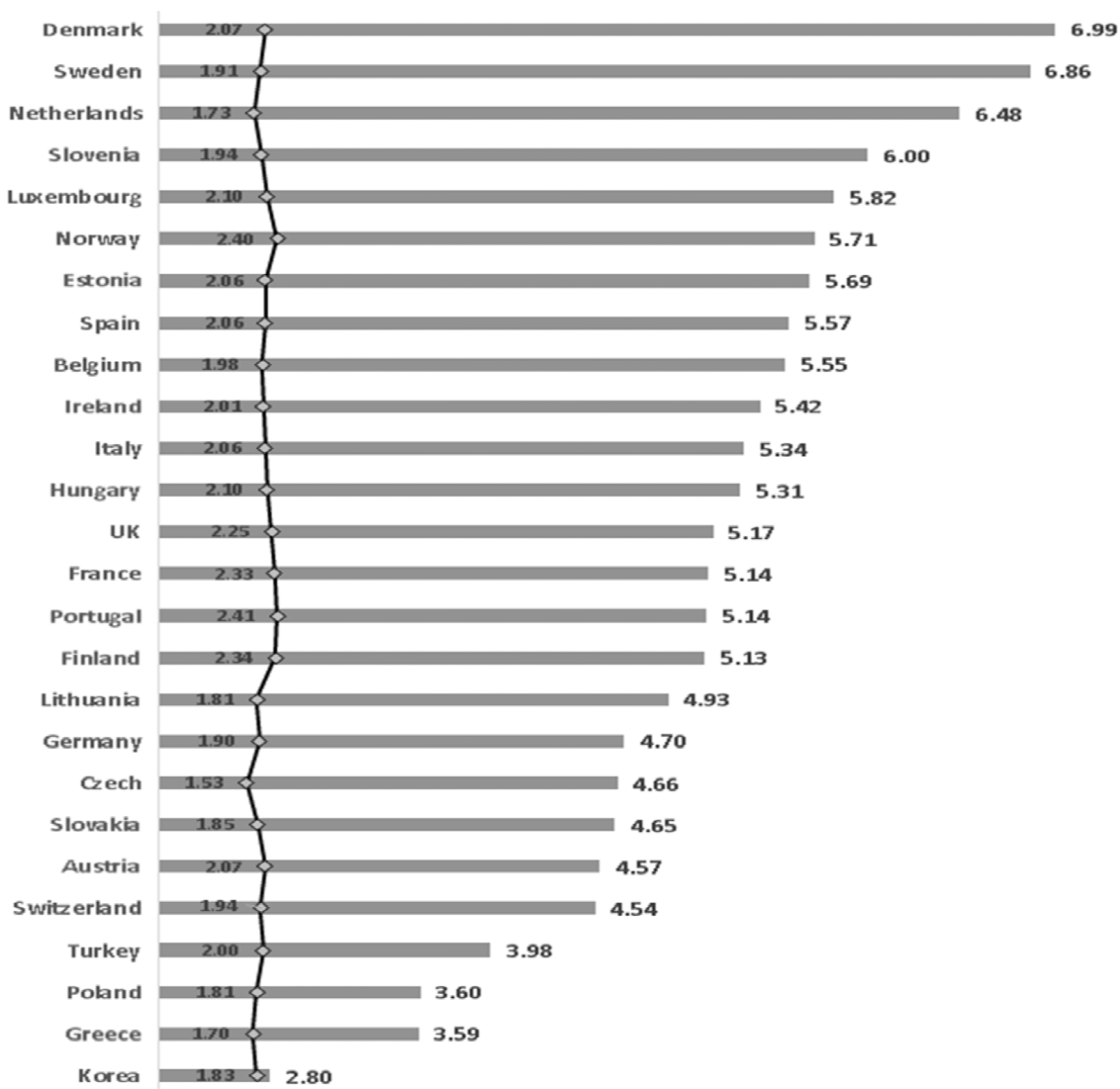


- Second Shift. New York: Penguin Books.
- Hook, J. L. (2006). Care in Context: Men's Unpaid Work in 20 Countries, 1965-2003. *American Sociological Review*, 71, 639-660.
- Jacobs, J. A., & Gerson, K. (2004). The family and public policy. The time divide: Work, family, and gender inequality. Harvard University Press.
- Knijin, T., & Kremer, M. (1997). Gender and the caring dimension of welfare states: Toward inclusive citizenship. *Social Politics*, 4(3), 328-361.
- Lasch, C. (1997). *Women and the Common Life: Love, Marriage, and Feminism*. Publisher: W. W. Norton & Company. 여성과 일상생활 : 사랑, 결혼, 그리고 페미니즘 / 크리스토퍼 래쉬 지음 ; 엘리자베스 래쉬 쿤 엮음 ; 오정화 옮김.
- Leira, A. (1998). Caring as social right: Cash for child care and daddy leave. *Social Politics*, 5(3), 362-378. <https://doi.org/10.1093/sp/5.3.362>
- Lippe, T., & Lipp nyi, Z. (2018). Beyond Formal Access: Organizational Context, Working From Home, and Work-Family Conflict of Men and Women in European Workplaces. *Social Indicators Research*, (0123456789).
- Listerborn, C. (2016). The global gender gap report 2015. *European Journal of Women's Studies* (Vol. 23).
- Meteyer, K., & Perry-Jenkins, M. (2010). Father involvement among working-class, dual-earner couples. *Fathering*, 8(3), 379-403.
- OECD. (2017). The Pursuit of Gender Equality: An Uphill Battle. The Pursuit of Gender Equality. OECD Publishing, Paris.
- Oppenheimer, V. (1974). The life-cycle squeeze: The interaction of men's occupational and family life cycles. *Demography*, 11(2), 227-245.
- Parent-Thirion, A., Biletta, I., Cabrita, J., Vargas, O., Vermeylen, G., Wilczynska, A., & Wilkens, M. (2016). Sixth European Working Conditions Survey - Overview report.
- Powell, A., & Craig, L. (2015). Gender differences in working at home and time use patterns: evidence from Australia. *Work, Employment and Society*, 29(4), 571-589.
- Pruett, K. (2001) *Fatherneed: Why Father Care is as Essential as Mother Care for Your Child*. Harmony Press.
- Raudenbush, S., & Bryk, A. (2002). *Hierarchical Linear Models : Applications and Data Analysis Methods*. Thousand Oaks : Sage Publications.
- Rudy R. Seward, Dale E. Yeatts, L. K. Z. (2002). Parental leave and father involvement in child care: Sweden and the United States. *Journal of Comparative Family Studies*, 387-399.
- Steiber, N. (2009). Reported levels of time-based and strain-based conflict between work and family roles in Europe: A multilevel approach. *Social Indicators Research*, 93(3), 469-488.
- Stewart, J. (2009). Tobit or Not Tobit? IDEAS Working Paper Series from RePEc, IDEAS Working Paper Series from RePEc, 2009. IZA DP No. 4588.
- Taiji, R., & Mills, M. C. (2019). Non-standard Schedules, Work-Family Conflict, and the Moderating Role of National Labour Context: Evidence from 32 European Countries. *European Sociological Review*, 1-19.

[부록 1] 변수의 조작적 정의 및 출처

변수	조작적 정의	특성	출처
<b>종속변수: 돌봄시간(1수준)</b>			
자녀 돌봄시간	한 달에 얼마나 자주, 얼마나 오랫동안 자녀를 돌보는지:1(전혀)~10(매일 5시간 초과)	서열변수	근로환경조사
<b>독립변수: 일·가족양립정책(2수준)</b>			
부성휴가제도	소득대체율 66% 이상 되는 부성휴가기간	연속변수	Leave Network
<b>조절변수: 노동시간 특성(1수준)</b>			
노동시간 길이	한 주 평균 노동시간: 주직장+부직장	연속변수	근로환경조사
<b>통제변수: 인적 특성(1수준)</b>			
노동시간 자율성	업무중 개인용무 용이성(1~4점)	서열변수	근로환경조사
학력	ISCED 분류 기준 학력수준	서열변수	근로환경조사
연령	나이	연속변수	근로환경조사
<b>통제변수: 가구 특성(1수준)</b>			
조부모 수	동거하는 조부모의 수	명목변수	근로환경조사
자녀 수	동거하는 자녀의 수	연속변수	근로환경조사
<b>통제변수: 사회·문화적 특성(2수준)</b>			
노조조직률	근로자의 노조 가입 비중	연속변수	Euro Statistics
성평등지수	세계 젠더 평등 지수(GGGI)	연속변수	World Economy Forum
여성평균돌봄시간	국가별 유자녀 여성의 돌봄시간 평균	연속변수	근로환경조사

[부록 2] 분석대상자의 돌봄시간 국가 평균(표준편차)



## [부록 3] 분석대상자의 일반적 특성

국가명	사례수		부모 휴가	노동시간		연령		학력		조부모수		자녀수	
	명	%		평균	SD	평균	SD	평균	SD	평균	SD	평균	SD
Austria	126	0.9	0.0	44.7	11.46	42.4	7.81	4.7	1.52	0.06	0.32	1.9	0.78
Belgium	422	3.2	0.0	41.9	10.39	41.7	7.79	4.9	1.77	0.01	0.13	2.0	0.93
Czech	122	0.9	24.0	44.9	10.58	39.0	5.68	4.6	1.37	0.02	0.20	1.6	0.64
Denmark	188	1.4	7.4	42.0	7.16	42.8	7.41	5.9	1.78	0.01	0.15	1.9	0.76
Estonia	118	0.9	14.5	42.8	7.84	37.9	7.88	4.9	1.68	0.04	0.20	1.7	0.84
Finland	155	1.2	6.1	41.9	10.52	41.3	8.31	5.2	1.56	0.03	0.20	2.0	0.99
France	302	2.3	0.0	39.9	8.82	41.6	7.96	5.2	1.76	0.02	0.15	2.1	0.87
Germany	251	1.9	10.0	41.2	9.10	41.1	8.56	4.6	1.36	0.00	0.00	1.6	0.80
Greece	206	1.5	0.0	44.7	14.81	43.4	6.76	4.6	1.50	0.05	0.28	1.8	0.82
Hungary	90	0.7	24.0	40.9	11.84	42.4	8.58	4.6	1.52	0.08	0.31	1.7	0.99
Ireland	193	1.5	0.0	43.8	13.14	42.4	8.29	5.4	1.70	0.02	0.18	2.1	1.00
Italy	185	1.4	0.0	41.1	9.95	44.9	6.73	4.2	1.36	0.02	0.21	1.6	0.69
Korea	7985	60	0.0	48.7	11.96	41.6	6.75	6.2	1.01	0.00	0.03	1.8	0.65
Lithuania	93	0.7	12.0	42.0	9.73	38.3	7.68	5.3	1.53	0.05	0.27	1.6	0.75
Luxembourg	212	1.6	0.0	41.9	7.43	42.0	7.39	5.0	2.10	0.06	0.29	2.1	1.04
Netherlands	148	1.1	0.0	41.7	11.08	42.3	8.28	5.5	2.05	0.00	0.00	2.0	0.85
Norway	196	1.5	13.0	40.7	10.58	42.9	8.14	5.7	1.83	0.03	0.21	1.9	0.88
Poland	137	1	6.0	45.2	13.79	39.9	8.33	5.1	1.78	0.20	0.54	1.7	0.92
Portugal	95	0.7	6.0	40.4	10.80	42.3	6.76	4.4	2.12	0.02	0.21	1.6	0.65
Slovakia	104	0.8	0.0	42.9	9.36	40.0	6.60	4.9	1.57	0.10	0.41	1.7	0.68
Slovenia	289	2.2	8.6	43.9	10.83	41.3	7.78	4.9	1.54	0.22	0.57	1.8	0.83
Spain	565	4.2	0.0	41.8	11.12	42.8	7.15	4.6	1.74	0.05	0.26	1.7	0.71
Sweden	166	1.2	13.0	42.4	8.73	42.3	7.78	5.6	1.75	0.01	0.08	2.1	0.88
Switzerland	124	0.9	0.0	42.8	9.77	42.6	7.18	5.1	1.70	0.02	0.15	1.6	0.68
Turkey	570	4.3	0.0	50.9	15.64	38.5	7.98	3.7	1.74	0.12	0.44	1.9	1.09
UK	264	2	0.0	41.7	11.13	41.7	8.34	5.1	1.98	0.03	0.19	1.9	1.11
전체	13306	100	5.6	46.5	12.12	41.6	7.22	5.6	1.52	0.02	0.19	1.8	0.76

우수상

**사무종사자의 직장 내 관계와 일-생활의 균형 및  
근무환경이 직업만족도와 정신건강에 미치는 영향**

이태훈 · 이진하 · 이창희 · 한슈어  
경북대학교 통계학과



# 사무종사자의 직장 내 관계와 일-생활의 균형 및 근무환경이 직업만족도와 정신건강에 미치는 영향

이태훈 · 이진하 · 이창희 · 한슈어

경북대학교 통계학과

**초록 :** 본 연구는 직장 내 관계와 일-생활의 균형 및 근무환경이 사무종사자의 직업만족도와 정신건강에 어떠한 영향을 주는지 알아보고자 제 5차 근로환경조사에 참여한 사무종사자 6208명에 대한 자료를 이용하여 Frequency Analysis, Exploratory Factor Analysis, Cross Analysis, Reliability Analysis, Path Analysis, Structural Equation Model을 통해 분석을 진행하였다. 일-생활 균형과 직업만족도의 관계는 음의관계로(-0.09) 일-생활 균형의 갈등이 높아질수록 직업만족도는 낮아지는 것으로 나타났다. 근무환경과 직업만족도의 관계를 살펴보면 (0.32)로 근무환경에 대한 만족도가 높아진다면 마찬가지로 직업만족도 또한 높아진다는 것으로 나타났으며 직장 내 관계가 직업만족도에 미치는 영향은 (0.35)로 직장 내 관계에 대한 만족도가 높아진다면 직업만족도도 높아진다는 것을 확인할 수 있다. 직장 내 관계와 정신건강과의 관계를 살펴보면 (0.06)으로 직업만족도의 관계와 마찬가지로 직장 내 관계에 대한 만족도가 높아진다면 정신건강 또한 긍정적으로 높아진다는 것을 확인할 수 있다. 직장 내 관계에서는 발전격려(0.75), 도움(0.74), 직원협력(0.74), 칭찬인정(0.74), 피드백(0.73), 인격존중(0.71)으로 모두 직장-내 관계에 대해 상당한 영향을 미치는 중요한 요소들로 나타났고, 직업만족도와 정신건강의 관계를 살펴보면 (0.45)로 사무종사자들의 직업만족도가 높아진다면 정신건강에 긍정적인 영향을 끼치는 정도가 확연히 높은 것으로 확인할 수 있다. 사무종사자들의 직업만족도와 정신건강을 증진시키기 위해서는 원만한 직장 내 관계와 일-생활 균형의 보장 및 쾌적한 근무환경의 필요성이 보장되어야 된다고 생각한다. 본 연구를 통하여 사무종사자의 직업만족과 정신건강 향상에 도움을 주기위한 정책적인 기초자료로 활용되기를 기대한다.

**Keywords :** 산업안전보건 실태조사, 구조방정식, 직업만족도, 정신건강, 일-생활 균형

## 1. 서론

직무에 대한 불만과 불안이 높아졌을 때 조직에 대한 헌신, 직무수행의 질이 떨어지고 이는 높은 결근률과 이직률, 조직관계 및 분위기 악화, 기업의 생산성 감소를 초래하는 것으로 알려졌다(Dawson Veliziotis & Hopkins, 2017).

직무에서 상사와의 관계는 직무만족도를 결정하는 중요한 요인이다(Iencuta, "JOB SATISFACTION: A LITERATURE REVIEW, 2017).

동료와의 관계는 직무만족도를 결정짓는 가장 중요한 요인으로 직무의 사회적 측면을 들면서 직장에서의 동료는 가족이나 친구보다 더 자주 접촉하는 사회적 관계를 형성하기 때문에 직무만족에 미치는 영향도 클 수밖에 없다(Job Attitudes House, Robert J. 1971).

직무 만족도가 경제학적으로 유용한 정보를 제공할 수 있음을 지적하고 있다. 직무만족도가 경제학적으로 유용한 정보를 제공할 수 있음을 지적하고 있다(Freeman, 1978; Hamermesh, 1999).

이처럼 직업만족도는 개인뿐만 아니라, 가정, 기업 더 나아가 사회에 많은 영향을 줄 수 있기 때문에 근로환경이나 근로조건과 같은 일자리 특성이 상당히 중요한 역할을 한다는 것을 알 수 있다.

생리휴가, 산전후 휴가, 육아휴직 등 노동법적 강행 휴가뿐만 아니라, 유연근무제, 재택근무제, 자율출퇴근제, 단축근무제 등 유연한 근무제도 등이 정부와 기업 주도로 개발되고 있으며, 직장내 보육기관 설치, 보육비 지원, 남성 육아휴직 제도 등도 점진적으로 확대되는 추세이다(Wang & Walumbwa, 2007; Wood et al., 2003;)

최근 세계적으로 증가 추세에 있는 우울증은 WHO(World Health Organization)가 2030년 인류에게 가장 부담을 주는 질환으로 꼽았다. 그중에서도 대한민국은 청년부터 노인층까지 세대구분 없이 우울증 환자가 급증하고 있다. 국내의 우울증 환자는 2013년 대략 59만 명에서 2016년 약 64만 명으

로 매우 가파른 증가추세를 보였다.

대한신경정신의학회의 조사결과에 따르면 우울증을 겪고 있는 사람들은 개인의 우울감이나 불면 증상 이외에도 단순 업무 처리가 늦어지거나, 실수가 잦아지는 등 직장생활에서 지장을 주는 경우가 많아서 직장인 우울증으로 인한 업무 생산성 저하문제를 초래하고 나아가 회사생활에 어려움을 겪었다고 응답한 사람들이 절반가량 되었다. 우울증을 앓기 전에는 최상의 업무 수행도 비율이 평균 26%였다면, 우울증을 앓고 있을 때는 최상의 업무수행도가 6%로 대폭 떨어졌다고 보고하였다. 우울증을 진단받은 사람의 4명 중 1명(25%)은 우울증으로 인해 회사를 그만뒀으며, 휴직한 경우는 31%에 해당한다고 보고하였다. 휴직한 경우에도 약 35%가 회사에 구체적인 사유로서 우울증을 밝히지 않았으며, '직장생활의 위협'과 '개인 문제'를 이유로 꼽아, 우울증에 대한 직장 내 편견이 우울증을 알리는데 가장 큰 방해요인인 것으로 나타났다.

따라서 우울증은 정신적 건강뿐만 아니라 인식능력이 저하되어 업무에도 상당한 지장을 초래하기 때문에, 직장인 정신건강은 개인의 문제보다는 기업의 생산성 차원에서 인지하고 문제 해결을 위해 보다 적극적인 접근이 필요하다는 것을 알 수 있다.

또한, 국제사회조사프로그램(ISPP)이 직장인을 대상으로 직업만족도와 근무 스트레스 비율을 조사한 결과에 따르면 먼저 '현재 직업에 만족한다'는 직업만족도 비율은 우리나라가 69%로, OECD의 평균인 78%보다 더 높게 나타났다. 더 나아가 국가별로 비교해보면 우리나라 직장인들이 느끼는 스트레스가 업무량이 상당하기로 소문난 미국이나 일본보다 더 심한 것으로 조사되었다. 한국이 87%로 1위로 나타났다, 미국 79%, 일본 75% 순으로 나타났다. 직장인들이 직장에서 겪는 스트레스는 실제로 산업재해로 인정받을 만큼 상당히 심각한 수준에 이르렀다. 2013년부터는 업무와 연관된 스트레스로 인한 '외상 후 스트레스장애'도 산업재해에 포함되었다.



따라서 국내에서도 정부나 기업차원에서 직장인 정신건강을 위한 정신건강 상담이나 스트레스 완화 프로그램 도입 등을 통해 기업의 생산성 향상을 위한 포괄적인 대책 마련이 필요할 것으로 전망된다. 이에 이 연구의 목적은 우리나라 사무종사자들의 직업만족도와 정신건강에 관여하는 요인들을 살펴 보고 더욱 나은 근로환경을 조성하는 데 이바지하여 산업안전보건정책 개선을 목표로 삼고 있다.

## II. 연구대상 및 방법

### 1. 연구대상

본 연구의 분석자료는 산업안전보건공단에서 실시한 제5차 근로환경조사 원시 자료이다. 근로환경 조사는 전국 5만 가구에 대해 실시하는 조사로써, 직장 내 요인, 직무스트레스, 직장 내 인간관계 등 다양한 근로환경요소를 조사하고 있다. 또한 건강상태 및 일-생활 균형, 직업만족도 등 생활의 질과 관련된 다양한 정보를 조사하여 우리나라 그늘환경 실태를 종합적으로 판단하기 위한 정보를 제공한다. 제5차 근로환경조사 원시자료 응답자 50,206명 중 결측치를 제거한 사무종사자 6,208명을 대상으로 분석을 진행하였다.

〈표 1〉 변수정의

-	가	가 가 가	1. 2. 3. 가 4. 5.
		가	1. 2. 3. 가 4. 5.
		( )	1. 2. 3. 4. 5.
		가 가	1. 2. 3. 4. 5.
		가 가 가	1. 2. 3. 2 4. 2 5. 가 6.

## 2. 변수정의

연구대상자인 사무종사자의 특성으로 일-생활균형, 근무환경, 직장 내 관계, 직업만족도, 정신건강을 포함하여 분석하였다.

### i) 일-생활 균형

일-생활 균형으로는 “일을 하지 않을 때도 업무를 걱정한다” 문항을 업무걱정 변수로, “퇴근 후 너무 피곤하여 집안일을 하지 못한다” 문항을 피로 변수로, “업무로 가족과 함께 보낼 수 있는 시간이 부족하다”를 가족 변수로, “가정에서 발생한 일 때문에 일 하는데 필요한 시간이 부족하다”를 업무시간 부족 변수로, “가족에 대한 책임 때문에 일에 식단을 할애하지 못한다고 느낀다”를 책임감 변수로 정의하였다.

### ii) 근무환경

근무환경으로는 “내가 원할 때 휴식을 취할 수 있다”를 휴식 변수로, “작업을 완료하기에 충분한 시간이 있다”를 충분한시간 변수로, “일을 할 때 잘했다는 느낌이든다”를 업무성취감 변수로, “나의 업무에 내 생각을 적용할 수 있다”를 업무유연성 변수로 정의하였다.

### iii) 직장 내 관계

직장 내 관계로는 “나를 인격적으로 존중해 준다”를 인격존중 변수로, “일을 잘했을 때 칭찬하고 인정해 준다”를 칭찬인정 변수로, “직원들이 함께 일을 잘할 수 있도록 돕는다”를 직원협력 변수로, “일을 처리하는 데 도움이 된다”를 도움 변수로, “일에 대해 도움이 되는 조언(피드백)을 해준다”를 피드백 변수로, “당신이 발전하도록 격려하고 도와준다”를 발전격려 변수로 정의하였다.

### iv) 직업만족도

직업만족도로는 “일할 때 에너지가 충만함을 느낀

다”를 에너지 변수로, “직무 수행에 열의가 있다”를 직무열의 변수로, “업무를 할 때 시간이 빨리 지나간다”를 몰입 변수로, “업무를 잘한다고 생각한다”를 자부심 변수로 정의하였다.

### v) 정신건강

정신건강으로는 “나는 즐겁고 기분이 좋았다”를 기분좋은 변수로, “나는 마음이 차분하고 편안했다”를 차분편안 변수로, “나는 활발하고 활기찼다”를 활발활기 변수로, “나는 아침에 피로가 다 가셔서 상쾌하게 일어났다”를 상쾌 변수로, “나의 일상생활은 흥미로운 것들로 가득 차있었다”를 흥미로움 변수로 정의하였다.

## 3. 연구방법 및 연구가설

### i) Frequency Analysis

### ii) Exploratory Factor Analysis

### iii) Cross Analysis

### iv) Reliability Analysis

### v) Path Analysis

### vi) Structural Equation Model

H1: 직장 내 관계는 직업만족도에 영향을 미칠 것이다.

H2: 일-생활 균형은 직업만족도에 영향을 미칠 것이다.

H3: 근무환경은 직업만족도와 정신건강에 영향을 미칠 것이다.

H4: 직업만족도는 정신건강에 영향을 미칠 것이다.

## III. 연구결과

### i) Frequency Analysis

Frequency Analysis는 데이터의 종합적인 내용이 어떤 분포 특징을 갖고 있는지 요약된 정보를 제공하는 분석으로 빈도분석에의 정보는 크게 빈도, 분산들이 중요하다고 할 수 있다. 먼저 분석에 앞서 거절 및 모름/무응답 항목과 해당없음의 항목을 제

거하였다. 이후 빈도분석의 결과로 각 항목별 빈도 확인할 수 있었다.

수와 퍼센트를 확인하여 대략적인 항목의 응답을

〈표 2〉 변수별 빈도분석 결과

	1	2	3	4	5	6	
가	51	469	1551	2321	1816	-	6208
	0.8%	7.6%	25.0%	37.4%	29.3%	-	100.0
	41	487	1867	2519	1294	-	6208
	0.7%	7.8%	30.1%	40.6%	20.8%	-	100.0
	64	572	1761	2534	1277	-	6208
	1.0%	9.2%	28.4%	40.8%	20.6%	-	100.0
	38	435	1223	2739	1773	-	6208
	0.6%	7.0%	19.7%	44.1%	28.6%	-	100.0
	33	467	1164	2747	1797	-	6208
	0.5%	7.5%	18.8%	44.2%	28.9%	-	100.0
	304	2916	2310	550	128	-	6208
	4.9%	47.0%	37.2%	8.9%	2.1%	-	100.0
	208	1928	2636	1206	230	-	6208
	3.4%	31.1%	42.5%	19.4%	3.7%	-	100.0
	376	3418	2108	256	50	-	6208
	6.1%	55.1%	34.0%	4.1%	0.8%	-	100.0
	378	3023	2111	556	140	-	6208
	6.1%	48.7%	34.0%	9.0%	2.3%	-	100.0
	536	4003	1518	127	24	-	6208
	8.6%	64.5%	24.5%	2.0%	0.4%	-	100.0
	493	3661	1823	208	23	-	6208
	7.9%	59.0%	29.4%	3.4%	0.4%	-	100.0
	525	3807	1651	193	32	-	6208
	8.5%	61.3%	26.6%	3.1%	0.5%	-	100.0
	494	3877	1639	172	26	-	6208
	8.0%	62.5%	26.4%	2.8%	0.4%	-	100.0
	478	3861	1643	196	30	-	6208
	7.7%	62.2%	26.5%	3.2%	0.5%	-	100.0
	458	3605	1915	199	31	-	6208
	7.4%	58.1%	30.8%	3.2%	0.5%	-	100.0
	236	2547	2007	771	577	70	6208
	3.8%	41.0%	32.3%	12.4%	9.3%	1.1%	100.0
	281	2805	1881	702	476	63	6208
	4.5%	45.2%	30.3%	11.3%	7.7%	1.0%	100.0
	281	2619	1891	795	547	75	6208
	4.5%	42.2%	30.5%	12.8%	8.8%	1.2%	100.0
	270	2401	1953	764	699	121	6208
	4.3%	38.7%	31.5%	12.3%	11.3%	1.9%	100.0
	220	2188	1924	891	838	147	6208
	3.5%	35.2%	31.0%	14.4%	13.5%	2.4%	100.0
	286	3173	2351	339	59	-	6208
	4.6%	51.1	37.9%	5.5%	1.0%	-	100.0
	360	3441	2096	265	46	-	6208
	5.8%	55.4%	33.8%	4.3%	0.7%	-	100.0
	463	3345	2023	333	44	-	6208
	7.5%	53.9%	32.6%	5.4%	0.7%	-	100.0
	323	3605	1978	237	65	-	6208
	5.2%	58.1%	31.9%	3.8%	1.0%	-	100.0

ii) Exploratory Factor Analysis

EFA는 본 연구에 사용되는 측정문항들을 공분산과 상관관계분석을 통해 이들을 하나의 요인으로 묶어주는 것으로 베리맥스 회전을 통하여 초기 데이터를 이용한 분석 결과 요인들 간의 상관관계를 나타내는 KMO값이 0.910으로 상당히 유의하게 나왔으나 공통성이 기준치인 0.5를 넘지 못하는 동료 지지, 쓸모 있는 일, 스트레스 항목과 기존의 문항에서 벗어나는 회의적과 기진맥진 항목을 삭제 후 다시 분석을 실시하였다. 다음 <표 2>의 결과들은

유의하지 않은 항목들을 제거한 후의 결과이다.

<표 2>는 유의하지 않은 변수들을 제거 후 탐색적 요인분석을 실시한 결과이다. <표 2>를 확인해보면 1-정신건강, 2-직장 내 관계, 3-가정, 4-직업만족도, 5-근무환경으로 5가지 요인으로 분류가 되며 각 항목별 값이 0.5 이상으로 적합하다는 것을 확인가능하다. 또한 KMO(Kaiser-Mayer-Olkin)의 값이 0.907이며 Bartlett's p-value<0.0001로 상당히 잘 적합하다는 것을 확인하였다.

<표 3> 사무종사자 특성의 요인분석

	1	2	3	4	5
	0.861	0.094	- 0.018	0.162	0.073
	0.861	0.111	- 0.021	0.134	0.096
	0.847	0.071	0.027	0.088	0.100
	0.832	0.110	- 0.021	0.144	0.099
	0.821	0.127	- 0.057	0.154	0.065
	0.098	0.762	- 0.037	0.120	0.128
	0.109	0.762	- 0.026	0.127	0.141
	0.088	0.761	- 0.032	0.143	0.114
	0.091	0.759	- 0.048	0.133	0.122
	0.082	0.756	- 0.037	0.168	0.076
	0.065	0.729	- 0.074	0.141	0.154
	0.043	- 0.072	0.832	- 0.103	0.037
	0.058	- 0.091	0.830	- 0.078	0.037
가	- 0.055	- 0.014	0.820	- 0.005	- 0.029
	- 0.094	- 0.034	0.791	0.001	- 0.081
	- 0.026	- 0.016	0.764	- 0.021	0.031
	0.097	0.139	- 0.038	0.745	0.091
	0.193	0.225	- 0.065	0.736	0.095
	0.106	0.193	- 0.051	0.706	0.077
	0.280	0.188	- 0.043	0.699	0.101
	0.101	0.137	- 0.094	0.110	0.742
	0.117	0.098	0.091	- 0.113	0.714
	0.070	0.195	0.054	0.182	0.662
	0.088	0.249	- 0.076	0.300	0.604
	3.805	3.760	3.317	2.463	2.039
(%)	15.852	15.665	13.822	10.264	8.495
(%)	15.852	31.518	45.339	55.603	64.099

KMO = 0.907    Bartlett's  $\chi^2$  = 68515.330    p - value < 0.0001

iii) Cross Analysis

Frequency Analysis에서는 확인할 수 없는 변수들끼리의 연관성을 알아보기 위하여 Cross Analysis를 실시하였다. 실시한 결과를 토대로 모든 변수들간의 상관관계의 Pearson 카이제곱 통계량의 유의확률이 0.001 이므로 유의미 하다는 것을 확인할 수 있었다.

iv) Reliability Analysis

EFA를 통하여 측정된 변수들의 일관성을 확인하기 위하여 Reliability Analysis를 실시하여 Cronbach's alpha값을 통하여 신뢰도를 측정하였다.

〈표3〉은 Reliability Analysis의 결과이다. 결과를 확인해보면 일-생활 균형에서는 Cronbach's alpha의 값이 0.869로 높은 신뢰도를 가지는 것을 알 수 있고, 근무환경의 Cronbach's alpha값은 0.684로 어느 정도 신뢰도를 가진다는 것을 확인 가능하며, 직장 내 관계의 경우 Cronbach's alpha 값이 0.874로 높은 신뢰도를 가지며 직업만족도의 경우 Cronbach's alpha의 값이 0.782로 높은 신뢰도를 가진다는 것을 확인할 수 있다. 마지막으로 정신건강의 경우 Cronbach's alpha의 값이 0.917로 매우 높은 신뢰도를 가진다는 것을 확인할 수 있다.

〈표 4〉 요인별 신뢰도 분석

Reliability Analysis			
Factor	Cronbach's alpha	Variable	Cronbach's alpha of Variable elimination
-	0.869	가	0.856
			0.846
			0.838
			0.832
			0.833
	0.684		0.662
			0.587
			0.616
			0.612
	0.874		0.856
			0.851
			0.852
			0.852
			0.853
			0.850
	0.782		0.717
			0.705
			0.748
			0.743
	0.917		0.893
			0.902
			0.892
			0.900
			0.902

▶ 우수상

v) Confirmatory Factor Analysis

Exploratory Factor Analysis에서 실시한 분석을 토대로 한 자료가 부합한지 검증하고자 신뢰도 분석

후에 Amos26을 이용하여 CFA를 실시하였다. 다음의 결과를 살펴보자.

〈표 5〉 CFA의 절대적합지수 및 간명적합지수

Model	RMR	GFI	AGFI	PGFI
Default model	0.025	0.958	0.948	0.773
Saturated model	0	1		
Independence model	0.216	0.353	0.296	0.324

〈표 6〉 CFA의 증분적합지수

Model	NFI	RFI	IFI	TLI	CFI
Delta1	rho1	Delta2	rho2		
Default model	0.957	0.951	0.96	0.955	0.96
Saturated model	1		1		1
Independence model	0	0	0	0	0

〈표 7〉 Standardized Regression Weights : Group number 1 - Default Model

		Estimate	AVE	CR
가	-	0.827	0.8871	0.8168
	-	0.820		
	-	0.747		
	-	0.700		
	-	0.677		
		0.811	0.9013	0.8473
		0.815		
		0.859		
		0.811		
		0.858		
		0.745	0.9407	0.8017
		0.728		
		0.736		
		0.738		
		0.738		
		0.711	0.7685	0.7101
		0.612		
		0.693		
		0.619		
		0.450		
		0.630	0.8781	0.7195
		0.628		
		0.754		
		0.738		

〈표 8〉 Variance : Group number 1 - Default Model

	Estimate	S.E.	C.R.	P
	0.257	0.011	22.664	***
가	0.552	0.015	37.429	***
	0.189	0.008	25.075	***
	0.912	0.024	37.871	***
	0.254	0.008	32.78	***
e1	0.428	0.01	43.831	***
e2	0.254	0.007	37.342	***
e3	0.398	0.009	43.406	***
e4	0.618	0.012	50.782	***
e5	0.27	0.007	39.397	***
e6	0.257	0.007	38.481	***
e7	0.382	0.008	45.781	***
e8	0.413	0.009	48.194	***
e9	0.488	0.01	49.142	***
e10	0.288	0.006	47.338	***
e11	0.324	0.007	47.4	***
e12	0.208	0.005	38.639	***
e13	0.231	0.006	40.212	***
e14	0.475	0.01	46.352	***
e15	0.439	0.01	46.063	***
e16	0.304	0.007	41.829	***
e17	0.371	0.008	46.35	***
e18	0.301	0.007	42.014	***
e19	0.203	0.004	46.248	***
e20	0.207	0.004	47.197	***
e21	0.196	0.004	46.751	***
e22	0.207	0.004	46.655	***
e23	0.207	0.004	46.641	***
e24	0.199	0.004	47.98	***

〈표 9〉 CFA의 절대적합지수

Model	RMSEA	LO 90	HI 90	PCLOSE
Default model	0.043	0.041	0.044	1
Independence model	0.2	0.198	0.201	0

표 7과 표 8의 결과로 AVE와 CR값을 확인해 보았을 때, AVE값이 모든 요인들이 0.7을 넘는 값을 갖고 있는 것을 확인할 수 있어 상당히 유의미한 의미를 갖는다는 것을 알 수 있다. 또한 error variance(고유변량)이 0보다 작게 도출되는 것과 같

은 부적절한 추정치가 없고 카이제곱검정은 표본 크기에 민감하여 과대 추정되는 경향이 높기 때문에 본 연구에서 사용한 데이터의 개수가 6208개로 상당히 많은 편에 속하기 때문에 다른 적합지수를 통하여 확인하기로 하였다. 이제 카이제곱 검정을

▶ 우수상

제외한 다른 모형적합도 (Goodness of fit)를 살펴 보면 RMSEA(By Browne & Cudeck, 1993)을 통하여 0.05보다 작기 때문에 매우 좋은 적합도를 보인다는 것을 확인할 수 있으며, RMR이 0.025, GFI 0.958 AGFI 0.948로 상당히 유의미 한 수치를 보

여주고 있으며 또한 CFI,TLI(NNFI)값이 (Bentler, 1990; Tucker & Lewis, 1973)을 통하여 0.9보다 높기 때문에 마찬가지로 매우 좋은 적합도를 보인다고 할 수 있다.

vi) Path Analysis

〈표 10〉 Regression Weights : Group number 1 - Default Model

		Estimate	S.E.	C.R.	P
	—	- 0.072	0.011	- 6.478	***
		0.419	0.022	19.159	***
		0.391	0.028	13.827	***
		0.347	0.042	8.246	***
		0.697	0.031	22.361	***
	—	1			
	—	0.982	0.02	48.682	***
가	—	1.082	0.021	51.424	***
	—	1.16	0.021	55.651	***
	—	1.155	0.021	55.292	***
		1			
		1.103	0.021	53.664	***
		1.102	0.021	53.648	***
		1.067	0.02	53.526	***
		1.07	0.02	52.938	***
		1.116	0.021	54.141	***
		1			
		1.252	0.045	27.669	***
		1.221	0.043	28.677	***
		1.278	0.046	27.564	***
		1			
		0.997	0.02	50.818	***
		0.874	0.02	43.757	***
		0.828	0.019	43.849	***
		1			
		0.922	0.012	78.614	***
		1.012	0.012	86.461	***
		1.016	0.013	79.226	***
		1.042	0.013	78.558	***



〈표 11〉 Covariance : Group number 1 - Default Model

	Estimate	S.E.	C.R.	P
—	- 0.041	0.004	- 9.494	***
	0.099	0.004	22.434	***
—	- 0.017	0.004	- 4.073	***

〈표 12〉 Variances : Group Number 1 - Default Model

	Estimate	S.E.	C.R.	P
—	0.413	0.014	28.711	***
	0.204	0.007	30.733	***
	0.158	0.01	16.097	***
e25	0.179	0.006	27.897	***
e26	0.635	0.016	39.176	***
e1	0.488	0.01	49.122	***
e2	0.412	0.009	48.148	***
e3	0.381	0.008	45.728	***
e4	0.258	0.007	38.541	***
e5	0.27	0.007	39.46	***
e6	0.199	0.004	47.979	***
e7	0.207	0.004	46.642	***
e8	0.207	0.004	46.654	***
e9	0.196	0.004	46.751	***
e10	0.207	0.004	47.197	***
e11	0.203	0.004	46.249	***
e12	0.618	0.012	50.77	***
e13	0.398	0.009	43.424	***
e14	0.254	0.007	37.398	***
e15	0.428	0.01	43.82	***
e16	0.231	0.006	40.202	***
e17	0.208	0.005	38.629	***
e18	0.323	0.007	47.392	***
e19	0.288	0.006	47.327	***
e20	0.301	0.007	42.01	***
e21	0.371	0.008	46.338	***
e22	0.304	0.007	41.827	***
e23	0.439	0.01	46.063	***
e24	0.476	0.01	46.363	***

〈표 13〉 경로분석의 간명적합지수 및 절대적합지수

Model	RMR	GFI	AGFI	PGFI
Default model	0.025	0.958	0.948	0.779
Saturated model	0	1		
Independence model	0.216	0.353	0.296	0.324

〈표 14〉 경로분석의 증분적합지수

Model	NFI	RFI	IFI	TLI	CFI
	Delta1	rho1	Delta2	rho2	
Default model	0.957	0.951	0.96	0.955	0.96
Saturated model	1		1		1
Independence model	0	0	0	0	0

〈표 15〉 경로분석의 절대적합지수

Model	RMSEA	LO 90	HI 90	PCLOSE
Default model	0.042	0.041	0.044	1
Independence model	0.2	0.198	0.201	0

이제 앞선 분석들을 토대로 구조방정식 모형을 살펴보기 위해 경로분석을 실시하였다. 현재 Regression Weights들이 모두 유의미하며 Covariance와 Variance들의 p-value도 모두 유의한 것을 확인할 수 있다. 또한 절대적합지수 중 표본의 영향을 많이 받는 카이제곱적합지수를 제외한 RMR, GFI, AGFI, RMSEA를 확인해보면 RMR과 RMSEA가 0.05보다 작기 때문에 매우 잘 적합하고 있다는 것을 확인할 수 있고 GFI 0.958, AGFI 0.948로 0.9를 넘기 때문에 마찬가지로 매우 잘 적합하고 있다는 것을 확인가능하다. 또한 증분적합지수를 보면 NFI, TLI, CFI가 모두 0.9를 넘어가기 때문에 증분적합지수도 매우 잘 적합하다고 확인할 수 있다.

또한 Variance의 값들 중 음의 값이 없기 때문에 Heywood가 발생하지 않았다는 것도 확인 가능하다. 따라서 이 경로분석의 결과를 토대로 구조방정식 모형을 수립하도록 하였다.

#### vii) Structural Equation Model

그림 1은 일-생활 균형과 직장 내 관계 및 근무

환경에 따른 직업만족도와 정신건강에 대한 표준화된 구조방정식 모델을 나타낸다.

먼저 일-생활 균형과 직업만족도의 관계를 확인해보면 (-0.09)로 일-생활 균형의 갈등이 심해질수록 직업만족도는 낮아진다는 것을 알 수 있었는데 이렇게 회귀계수가 음수로 나온 이유는 일-생활 균형의 문항이 다른 변수들과는 다르게 1번 문항이 가장 부정적인 문항이기 때문이다. 다음으로 근무환경과 직업만족도의 관계를 살펴보면 (0.32)로 근무환경에 대한 만족도가 높아진다면 마찬가지로 직업만족도 또한 높아진다는 것을 확인할 수 있다. 다음으로 직장 내 관계가 직업만족도에 미치는 영향은 (0.35)로 직장 내 관계에 대한 만족도가 높아진다면 직업만족도도 높아진다는 것을 확인할 수 있다. 또한 정신건강과의 관계는 (0.06)으로 직업만족도의 관계와 마찬가지로 직장 내 관계에 대한 만족도가 높아진다면 정신건강 또한 긍정적으로 높아진다는 것을 확인할 수 있다.

직장 내 관계에서는 발전격려(0.75), 도움(0.74), 직원협력(0.74), 칭찬인정(0.74), 피드백(0.73), 인

격준중(0.71)으로 모두 직장-내 관계에 대해 상당한 영향을 미치는 중요한 요소들인 것을 확인할 수 있다.

직업만족도와 정신건강의 관계를 살펴보면 (0.45)로 사무종사자들의 직업만족도가 높아진다면 정신건강에 긍정적인 영향을 끼치는 정도가 확연히 높은 것으로 확인할 수 있다.

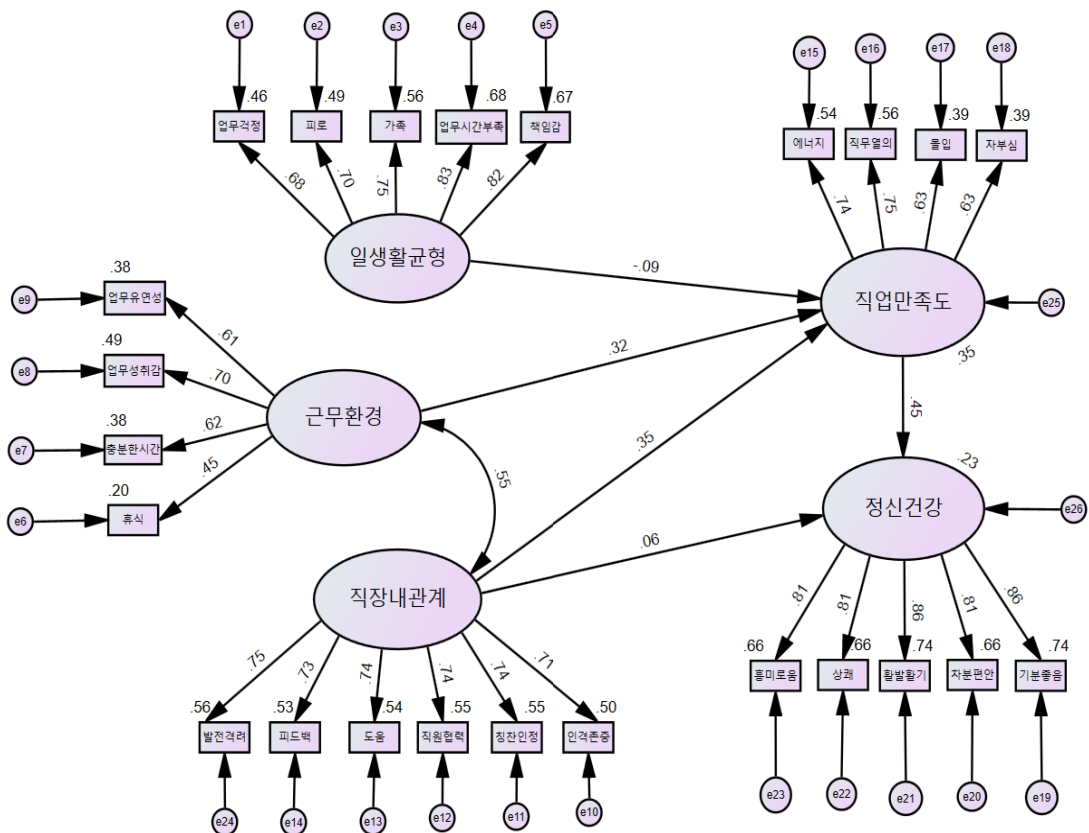
다음으로 근무환경에 대해 확인해보면 업무성취감(0.49), 업무유연성(0.38), 충분한 시간(0.38)로 업무로 인한 성취감이 근무환경에 가장 중요한 영향을 끼치는 것을 확인할 수 있었고, 업무에 대한 유연성과 업무를 달성할 수 있는 충분한 시간이 그 다음으로 중요한 요소인 것을 확인할 수 있었다.

일-생활 균형에서는 책임감(0.67), 업무시간부족

(0.68) 이 두 가지 항목이 가장 중요한 요소로 확인되었다. 그 다음으로 가족(0.56), 업무 걱정(0.46) 순으로 일-생활 균형에 영향을 미치는 것으로 확인 가능하다.

직업만족도에서는 직무열의(0.75), 에너지(0.74), 몰입(0.63), 자부심(0.63)순으로 직업만족도에 영향을 미치는 것으로 확인이 되었는데 비교적 4가지 항목 모두 직업만족도에 상당한 영향을 미치는 것을 확인할 수 있다.

마지막으로 정신건강에서 활발 활기(0.74), 기분 좋음(0.74), 차분편안(0.66), 상쾌(0.66), 흥미로움(0.66)으로 5가지 항목 모두 정신건강에 대해 상당히 영향을 미치는 것을 확인할 수 있다.



〈그림 1〉 구조방정식 모형

#### IV. 결론 및 고찰

본 연구는 제 5차 근로환경조사(KWCS)의 자료를 이용하여 한국인들 중 사무종사자들을 대상으로 한 설문조사를 토대로 분석을 실시하였다. 본 연구에서는 근무환경, 직장 내 관계, 일-생활 균형의 문항들을 토대로 직업만족도와 정신건강의 관계에 대하여 분석을 실시하였다.

위의 <그림 1>에서 구조방정식 모형을 확인해보면 일-생활 균형의 회귀계수가 음수로 일-생활 균형의 갈등이 심해질수록 직업만족도는 낮아지는 것을 확인할 수 있는데 이렇게 회귀계수가 음수로 나온 이유는 다른 문항들과 반대로 문항의 응답번호 중 1번이 가장 부정적인 답변이기 때문이다. 근무환경의 요소가 높아진다면 마찬가지로 직업만족도도 높아진다는 것을 확인할 수 있다. 직장 내 관계도 마찬가지로 정신건강과 직업만족도와 양의 상관관계에 있음을 확인할 수 있다.

먼저 일-생활 균형에서 가족에 대한 책임감과 가정에서 발생한 일로 인하여 직업만족도에 주요한 영향을 끼친다는 유의미한 결과가 나왔다. 특히 일-생활 균형과 직업만족도의 관계는 음의관계로 (-0.09) 일-생활 균형의 갈등이 높아질수록 직업만족도는 낮아진다는 것을 확인할 수 있었다. 이는 일-가정의 갈등은 직장에서 수행하는 역할이 가정의 역할을 수행하는데 방해하여 발생하는 일-가정 갈등과 가정에서의 역할이 직장의 일을 수행하는데 방해하여 발생하는 가정-일 갈등으로 (Frone, Yardley, & Markel, 1997) 일-가정 갈등과 가정-일 갈등을 조직차원에서 관리해야 할 필요를 나타내고 있다. 장기적으로 보았을 때, 직장과 가정의 갈등이 지속되어 성과를 달성하지 못한다면 기업입장에서도 상당한 손해를 보기 때문에 관리해야 할 필요성이 있다.

직장 내 관계에서 직장상사의 발전격려, 피드백, 주변 동료들의 난처한 상황에서의 도움, 동료 간의 협력, 주변인의 칭찬 인정 및 인격존중 모든 항목이

직업만족도에 상당한 영향을 미치는 것을 확인할 수 있었다. 사무종사자는 대부분의 시간을 의사소통에 사용하는데 조직 내에서 이뤄지는 일의 약 89%는 의사소통의 문제이다(L Arredondo, 2000). 기업은 개인이 모여 이루어지는 하나의 조직인 만큼 상호간의 의사소통이 원만하게 이뤄지고 있어야 하며 인간관계 문제로 업무의욕이 떨어져 업무가 제대로 처리되지 않는다면 결과적으로 성과가 만족스럽게 나오지 않을 것이며 이는 기업의 차원에서도 큰 손실이기 때문에 특히나 주요한 관리가 필요하다고 생각하는 부분이다. 따라서 직장인들이 직면하는 의사소통 상황 중에서 주로 많은 어려움을 겪고 있는 상황으로 확인된 가장 대표적이고 전형적인 사례를 확인하여 관련된 상황에 적절하게 대처할 수 있는 사례 중심의 의사소통 방법에 대한 교육이 필요하다고 본다.

근무환경을 살펴보게 되면 휴식 및 업무의 유연성, 업무성취감 및 업무를 달성할 충분한 시간의 항목이 직업만족도와 정신건강에 유의한 영향을 미친다는 결과를 확인할 수 있다. 사무종사자의 경우 업무마감 스트레스와 압박감 그리고 고정된 장소에서의 근무로 인하여 누적되는 피로감 등을 해소할 수 있을만한 여유가 필요하다는 것을 확인할 수 있었다. 따라서 이러한 근무환경이 보장되지 않는다면 기업입장에서도 손실을 가져올 수 있기 때문에 기업차원에서 직원들의 스트레스를 관리할 수 있는 프로그램 도입이나 내외부 환경정비를 진지하게 고민해 봐야할 것이다.

따라서 사무종사자들의 근무환경과 근로여건의 개선을 위해서는 먼저 기업차원에서의 노력이 굉장히 중요하다. 먼저 사무종사자들의 근무환경 여건 개선을 위하여 휴게시간 보장 및 휴게 및 편의시설 수립, 비공개적으로 직원들의 고충을 수시로 받을 수 있는 홈페이지 게시판 등을 만들어야 한다.

또한 일-생활의 균형을 위하여 유연근무제 활성화, 초과근무 최소화, 휴가 이용 적극권장, 일-가정 중

심형 휴가제 도입, 가족친화기업 추진 등 다양한 정책 시도를 해볼 수 있다.

마지막으로 직장 내 관계에서 접근이 용이한 기업의 홈페이지에 사무종사자들의 고충을 털어놓을 수 있는 비공개적 익명성 게시판 수립 및 기업 차원에서 적극적인 대처가 필요하다고 생각한다. 사무종사자들의 특성상 타인들과의 의사소통으로 갈등은 필연적으로 나올 수밖에 없기에 이러한 고충들을 원만하게 해결 방안이 최선책이다.

본 연구에서 수행한 연구결과들을 바탕으로 우리나라의 수많은 사무종사자들의 건강한 근로와 쾌적한 근무환경을 조성하는데 기여하고 사무종사자의 삶의 질을 높이는 개선책을 마련하는데 이바지할 기초자료로 사용될 것으로 기대한다.

## V. 참고문헌

배호영. "일과 생활의 균형이 직무성공에 미치는 영향 : 고용불안정성의 조절효과" 商業教育研究 VOL.29 NO.5 (2015):329-349

Reynolds, L. G. and Shister, J. 1949. Job Horizons : A Study of Job Satisfaction and Labor Mobility. New York : Harper and Brothers.

Iencuta, "JOB SATISFACTION: A LITERATURE REVIEW". 2017

Dawson, C., Veliziotis, M. & Hopkins, B.(2017). Temporary Employment,

Job Satisfaction and Subjective Well-Being. Economic and Industrial Democracy, 38(1),

Hamermesh, Daniel S. 1999. "The Changing Distribution of Job Satisfaction", NBER working papers.

Jing Li, Yongai Zhang. "A Study on Job Satisfaction and Its Influencing Factors among Chinese nurses" ICES VOL,2017 NO.-

(2017):78-78

J W Hwang. "Influence of Mental Health Nurses' Moral Distress and Job Satisfaction on Turnover Intention" VOL,2016 NO.08 (2016):229-229

Ji-eun Han,Junghwan Lee,Seokho Kim. Korean journal of international migration VOL,3 NO.2 (2012):59-77

Nam Ki Sub. The mediating effects of job stress between work life balance and life satisfaction VOL,8 NO.2 (2017):105-124

Wang & Walumbwa, 2007; Wood et al., 2003;

The Impact of Major Depressive Disorder on Productivity in Workers : A Preliminary Study Using WHO-HPQ(Health and Work Performance Questionnaire) 2007, vol.46, no.6, pp. 587-595 (9 pages)



우수상

**산업안전보건 실태조사 보고서를 통한 업종별  
도급·수급 관계분석에 관한 연구  
[제조업, 건설업, 기타 서비스업을 중심으로]**

김덕한 · 최성륜 · 박소영 · 서효수  
인하대학교 글로벌산업 · 환경융합전공





# 산업안전보건 실태조사 보고서를 통한 업종별 도급·수급 관계 분석에 관한 연구 [제조업, 건설업, 기타 서비스업을 중심으로]

김덕한 · 최성륜 · 박소영 · 서효수  
인하대학교 글로벌산업 · 환경융합전공

**초록 :** 한국의 산업재해율은 최근 5년간 0.5%에서 정체해 있다. 고용노동부와 한국산업안전보건공단은 산업재해율을 감소시키기 위하여 다양한 산재예방정책과 사업들을 추진하고 있으나 더 이상의 산업재해율이 감소하고 있지 않은 상황이다. 이에 따라 산업재해를 바라보는 관점에 대한 변화가 필요하며, 도급-수급사의 산업구조 관점을 주목해 보아야 한다. 그 이유는 최근에 발생하고 있는 다수의 사고가 원청과 하청, 다단계 하도급의 구조에서 발생하고 있다는 사실이 발전소, 조선업 등의 민간참여조사기구의 조사로 밝혀진바 있다. 이에 따라 본 연구에서는 도급-수급사에서 ‘위험의 전가’가 이뤄지고 있음을 5개년도의 ‘산업안전보건 실태조사’보고서의 Data를 활용하여 6가지 유형으로 구분하여 분석하였다. 또한, 공단의 2020년도 사업계획과 도급-수급사의 관계를 분석한 보고서, 전면개정 산업안전보건법에 대한 검토를 통해 ‘위험의 전가’ 문제의 원인과 이를 해결하기 위한 공단의 정책이 효율적으로 연결되어 있는지 분석하였다. 이를 통해 국내 산업전반에 걸쳐 도급-수급사의 ‘위험의 전가’ 현상이 구조적으로 존재하는 것을 확인 하였으며, 고용노동부와 공단이 근본적인 문제의 원인을 해결함으로써 재해율을 감소시키기 위한 정책 수립 및 사업을 개발하는데 시사점을 제시하였다.

**주요어 :** 실태조사서, 재해율, 산업구조, 도급-수급, 위험의 전가

## I. 서론

### 1. 연구 배경 및 목적

국내 산업재해율은 2019년 기준 0.58%이며, 2003년 0.9% 이후 2014년까지 지속적으로 감소하다 최근 5년간 감소하지 않고 0.5%에서 정체해 있는 상황이다.

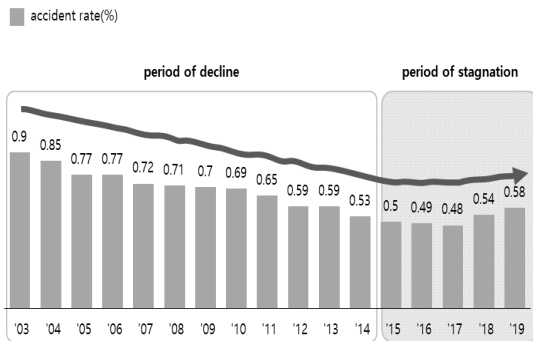


Fig 1. Domestic Accident Rate Trend<sup>1)</sup>

OECD 주요 국가의 산재사고 사망률을 비교한 결과 한국은 7.3으로써 최저인 영국 대비 12배, OECD 평균의 2.7배에 달함으로써, 숨겨져 있는 산재사고 건수가 다수 있을 것으로 판단되며, 실제 산재사고율은 0.5%의 산재사고율보다 높을 것으로 추정할 수 있다.

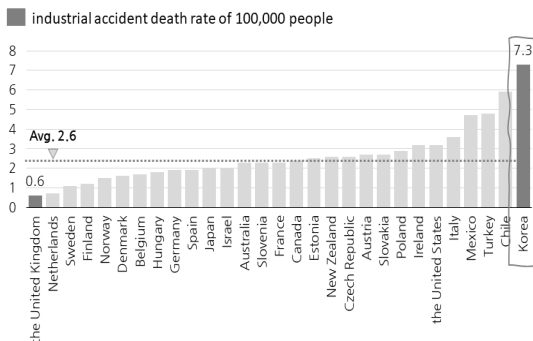


Fig 2. industrial accident death rate per 100,000 people<sup>2)</sup>

고용노동부 및 한국산업안전보건공단(이하 ‘공단’)은 산업재해를 예방하고 근로자의 생명을 보호함으로써 산업재해를 감소시키기 위한 산재예방사업 등 다수를 추진하고 있으며, 사업장의 직접적인 작업 여건을 개선하는데 많은 노력을 기울이고 있으나 산업재해율이 더 이상 감소하지 않는 상황에 놓여 있다.

대부분의 안전 전문가들과 고용노동부 및 공단 내 정책입안자들이 주지하고 있듯, 국내에서는 산업 구조의 문제로 인해 영세한 업체에서 다수의 사고가 발생하고 있다.

또한, 대규모 산업인 조선업, 발전업 등에서 도급사-수급사의 산업구조에서 발생하는 ‘위험의 전가’ 문제가 있다는 것이 민간참여조사기구의 조사를 통해 밝혀진 바 있으며, 2020년 4월 29일 38명의 사망자를 발생시킨 이천 냉동창고 화재의 원인으로 재하도급 구조와 공사기간 단축 계약을 참사의 구조적 요인으로 판단하고 있다<sup>3)</sup>. 이는 도급-수급사의 관계에서 ‘위험의 전가’로 인해 대형·중소형 사고가 발생하는 경우에 해당하는 사고이다.

정부에서는 이러한 사고를 발생시키기 않도록 하기 위해 재하청을 금지하는 산업안전보건법<sup>4)</sup>(이하 ‘산안법’)을 시행할 예정이라는 점에서, 이제 한국 사회도 사고에 대한 원인을 직접적 작업환경을 중심으로 바라보던 관점에서 고용조건, 근로시간 등 산업구조로 인해 조성되는 원인으로 사고가 지속적으로 발생하고 있는 부분에 대해 주목하고 있는 것으로 볼 수 있다.

이에 따라 본 연구에서는 대부분의 주요한 작업들이 도급사-수급사의 관계로 진행되는 산업에서의 구조는 어떠한지, 실제 위험의 전가 현상이 발생하고 있는지, 그 정도가 심각한지에 대하여 3년마다 이루어지고 있는 “산업안전보건 실태조사<sup>5)</sup>” 5개년도의 데이터를 활용하여 분석하고자 한다.

	More than 50 employees			Less than 50 employees		
	Manufac- turing	Construc- tion	Others	Manufac- turing	Construc- tion	Others
2006						
2009						
2012						
2015						
2018						

■ Subject of Analysis in a fact-finding report

Fig 3. Based on the size of the workplace subject to the actual survey by year

이를 통해 고용노동부, 공단이 산재예방정책과 사업을 개발할 때 고려해야 할 사항들과 실태조사의 한계 및 개선방안에 대하여 제안하였다.

## 2. 선행연구

2016년 ‘한국의 사내하도급 노동자들의 산업안전 현황 : 조선업을 중심으로<sup>6)</sup>’ 논문에서 사내 하도급을 위험이 전가 될 개연성으로 인해 나타날 수 있는 산업안전과 관련된 문제점에 대하여 조선업을 사례로 선정하여 연구하였다. 새로운 고용형태들로 인해 위험의 전가 현상이 발생함에 따라 산업안전 보건제도 개선 필요성을 제기하였고, 원청과 사내하도급 업체 간 재해예방활동이 유기적으로 이루어질 수 있도록 여건을 마련하는 구체적인 방안들을 모색할 필요가 있다고 언급했다.

2017년 ‘한국 사회안전망 밖의 하청 노동자 : 울산지역 조선업 하청노동자 사례를 중심으로<sup>7)</sup>’ 논문에서는 원·하청의 도급관계 및 다단계식 고용관계라는 비전형적인 모습에 따라 구체적으로 어떻게 사회안전망에서 배제되는지에 대해 연구하였다. 직접고용의 확산, 원·하청 간의 계약기간 보장, 하청 노동자들의 고용기간 보장, 임금과 퇴직금을 포함한 체납과 사회보험료 미가입 및 체납 등에 대해 강제성을 높이는 법적·정책적 노력이 필요하다 언급했다.

위 두 가지 논문에서 알 수 있듯, 국내 산업에서 원청과 하청을 구분하여 재해예방사업을 지원하는

정책과 다단계식 고용관계로 인해 사회안전망에서 벗어나지 않도록 하는 정책적 노력에 대한 필요성이 강조된다 할 수 있다.

## II. 연구대상 및 연구방법

### 1. 연구대상

‘산업안전보건 실태조사’ 2006년, 2009년, 2012년, 2015년, 2018년 5개 자료를 이용하여 도급사-수급사의 관계를 분석하였다. 민간참여조사기구에서 수행한 ‘조선업 중대산업재해 국민참여 조사위원회 사고조사보고서<sup>8)</sup>’, ‘고 김용균 사망사고 진상조사결과 종합보고서<sup>9)</sup>’를 입수하여 도급-수급사의 관계에서 ‘위험의 전가’가 구조적으로 어떻게 이루어지는지 분석하였다. 또한, 공단의 사업계획서<sup>10)</sup> 내 사업들을 확인하였으며, 2018년 ‘고용노동부 사업체 노동실태 현황 자료<sup>11)</sup>’를 활용하여 사업체의 평균 근로자 수를 구하여 국내 사업체들의 평균적인 규모를 확인하였다.

### 2. 연구방법

산업안전보건 실태조사표 작성 원칙 기준<sup>12)</sup>에 대한 확인을 통해 분석 가능한 DATA 확인 및 ‘제조업, 건설업, 서비스업 모두에서 도급-수급사의 산업구조로 인해 위험의 전가가 발생 할 것이다.’라는 가설을 설정하여 5단계로 분석하였다.

**(1 STEP)** 사업체로부터 조사된 실태조사의 내용이 연도별로 분류 기준이 달라 일관성 있는 분석을 위해 가장 최신 데이터인 2018년도 결과를 분류 및 분석의 기준으로 하고, 나머지 연도의 실태조사 내용을 동일하게 맞추어 분석 할 수 있는지 확인·검토하였다. 검토 대상은 실태조사 일반개요 및 업종·규모의 구분, 도급-수급사의 분류 기준이다.

▶ 우수상

**(2 STEP)** 2018년을 기준으로 2012년, 실태조사 내용을 동일한 기준으로 재분류했으며, 제조업, 건설업, 서비스업(기타) 3가지 업종별로 도급-수급사를 구분함으로써 재해자 비율(재해자 수÷사업장 수)을 분석하기 위한 데이터 프레임을 표로 작성하였다. 2006년의 경우 데이터 확보의 한계로 제조업만을 대상으로 하였다.

**(3 STEP)** 산업안전보건 실태조사 데이터를 업종에 따라 도급-수급관계별로 조합하여 다음과 같이 6가지 분석대상 유형으로 구분하였다.

6 types of analysis							
		business type			Inter-business relations		
		Manufacturing	Construction	Others	Contractor	Sub-Contractor	Outside sub-contracting
1	TYPE A	✓			✓		✓
2	TYPE B	✓			✓	✓	
3	TYPE A		✓		✓		✓
4	TYPE B		✓		✓	✓	
5	TYPE A			✓	✓		✓
6	TYPE B			✓	✓	✓	

Fig 4. Type of analysis

**(4 STEP)** 공단 홈페이지에 공개된 2020년도 사업계획과 사업내용 분석을 통해 원청과 하청을 구분하여 지원 또는 규제 사업을 하고 있는지 확인하였다.

또한, 한국 전체의 사업장 개수와 근로자 수 데이터를 분석하여 1개 사업장 당 몇 명의 근로자가 존재하는지 확인하였다. 또한, 2016년 구의역 사고 보고서, 2017년 조선업 중대산업재해 보고서, 2018년 고 김용균 사망사고 보고서 및 최근 발생 한 이천 냉동창고 화재사고에서 밝혀진 내용을 통해 산업 구조적으로 도급-수급사의 관계에서 위험의 전가가 확인되는지 검토하였다. 마지막으로 2021년 전면 시행되는 산업안전보건법 내 도급-수급사와 관련된 내용을 검토하였다.

**(5 STEP)** 향후 고용노동부 및 공단에서 도급-수

급사의 산업구조로 인해 발생하는 ‘위험의 전가’ 완화를 위한 사업을 추진 할 경우 고려해야 할 사항을 도출하였다.

### III. 연구결과

실태조사자료는 설문의 한계로 인해 답변자의 오류 등 응답 항목에서 누락된 항목이 존재하거나 오입력되어 유효하지 않은 응답항목이 존재한다. 따라서 누락된 응답항목과 오입력된 항목은 데이터 분류 시 삭제하였다.

또한 2018년도 설문조사의 항목을 기준으로 2015, 2012, 2009, 2006년도의 실태조사표에서 제공하는 정보들 중 복수의 년도에서 공통적으로 제공하는 항목들을 선정하였다. 각 항목에 속하는 표본들의 선정기준이 조금씩 상이하기 때문에 각각 일정한 기준을 적용하여 정보를 스크리닝하고 비교 가능한 년도를 선정하였다. 그 결과 2006, 2012, 2018년의 자료들을 서로 비교하였다.

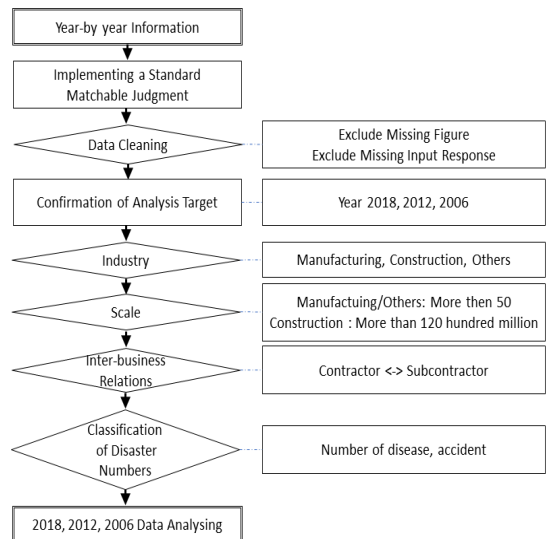


Fig 5. Choose Comparable Items

업종과 규모를 기준으로 하여 데이터를 분석하고 사업체간 관계정보를 통해 도급-수급관계를 구분하

였다. 이렇게 스크리닝 된 정보들을 도급사와 수급사의 업체개수 당 재해자수 발생비율<sup>a)</sup>을 산정하여 비교하였다.

## 1. STEP. 가설증명을 위한 정보 설정

실태조사서의 정보를 분석하기에 앞서 도급사에서 수급사로의 위험의 전가가 이루어지고 있다는 가설을 설정하였다. 이를 증명하기 위하여 도급-수급관계에 영향을 끼칠 것 같은 정보와 그 결과로서 나타날 수 있을 것이라 예상되는 인자들을 도출하였다,

그 결과 각 사업체의 연도별로 업종, 규모, 지역 등이 도급-수급 관계 내에서 발생하는 재해자수에 영향을 끼칠 것으로 판단되었다.

## 2. STEP. 산업안전보건 실태조사표 정보 확인

각 연도별 정보를 통해 연도별로 사업체의 업종, 규모, 사업체간의 관계, 위치, 사고재해자수와 질병 재해자수의 변화를 알 수 있다. 이 때 각 년도의 설문조사 대상 수는 Table 1과 같다.

Table 1. Number of population by year

<단위 : 년, 명>					
구분	'06	'09	'12	'15	'18
제조업	2,500	2,500	3,000	2,000	2,000
건설업	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
기타	1,500	2,500	3,000	2,000	2,000
합계	5,500	6,000	7,000	5,000	5,000

실태조사서 2018년의 자료를 기준으로 2012년, 2006년도의 결과를 분석하였다. 실태조사서는 각 산업체의 안전보건담당 관리자들을 대상으로 하여 설문조사를 실시한 내용으로 구성되어 있다. 실태조사 기준표를 활용해 각 년도의 대략적인 정보구성

을 파악하였다. 이 중 도급사와 수급사간의 관계분석을 위해 필요한 몇 가지 정보를 크게 분류해보면 Fig 6과 같다.

Division	'06	'09	'12	'15	'18
Industry	manufacturing	More than 5 persons			More than 50 persons
	Construction	more than hundred million	all	more than 120 hundred million	
	others	More than 5 persons			More than 50 persons
Scale	5~9/10~29/30~49/50~99/...			50~99 /100~299/ 300~499	50~99 /100~299/ 300~499
	/more than 500 persons			/more than 500 persons	/more than 1000 persons
Construction amount	all		Less than 2 hundred million /2~3 /...	120~150/... /500~1000 /more than 1000 hundred million	120~500 /500~1000 /more than 1000 hundred million
			/more than 500 hundred million		
Inter-business relations	1. Contractor 2. Contractor - Sub-Contractor 3. In-house subcontracting 4. Outside subcontracting 5. Contractor - Sub-Contractor : Not applicable				
Area	16		17 (including se-jong city)		
Number of casualty	00 persons		00 persons	00 persons	
Number of disease	00 persons		00 persons	00 persons	
Number of accident	00 persons		00 persons	00 persons	

Fig 6. Composition of data on the survey table for industrial safety and health

### (1) 업종과 규모의 구분

업종은 크게 제조업, 건설업, 기타산업으로 분류되어 있다. 제조업과 기타산업은 상시 근로자 수에 따라 규모를 구분하고 건설업의 경우에는 공사금액에 따라 규모를 구분하고 있다.

2006~2012년 사이의 제조업과 기타산업은 5인 이상의 사업장을 대상으로 하고 있고 2015년 이후에는 50인 이상의 사업장을 대상으로 하고 있다.

5인 미만의 사업장의 경우 사업체의 생성과 소멸 주기가 빨라 2015년 이후 조사하지 않고 있으며, 5인~50인 미만 사업장의 경우 산재 관련 현장 관리 감독을 하고 있다. 따라서 50인 이상인 사업장을 대상으로 현재 실태조사를 하고 있다.

건설업의 경우 과거에는 공사금액 1억 원 이상의 사업장을 대상으로 하다 120억 이상의 사업장으로 기준이 변경되었다. 이 기준들을 통일하기 위하여

a) 재해자수 발생비율 = (사고로 인한 재해자수+질병으로 인한 재해자수) ÷ 사업체 수

▶ 우수상

규모의 정보를 활용하였다.

제조업과 기타산업의 경우 상시근로자 50인 이상인 사업장, 건설업의 경우 120억 이상인 사업장들의 정보만을 스크리닝 하였다. 2006년도의 자료는 설문조사를 전체 업종을 대상으로 하였으나 제조업의 정보만을 획득하여 기타산업과 건설업에 관한 기준은 예외적으로 적용하지 않았다.

(2) 도급-수급사의 구분

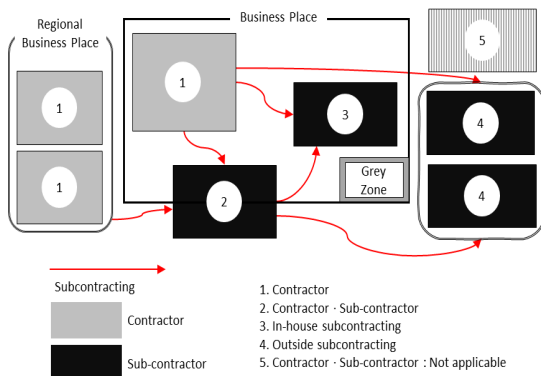


Fig 7. Contract - Sub Contract Classification in the Survey Table of Occupational Safety and Health

공단에서 공개하는 실태조사서 내에서는 사업체 간의 관계를 Fig 6과 같이 5개로 구분하고 있다<sup>b)</sup>.

이때 사외협력업체의 직원이 원청의 사업장 내에 파견되어 근무를 하고 있는 경우 회색지대(Grey Zone)<sup>13)</sup>로 존재한다. 이들의 경우 실태조사서 자료 내에서 따로 구분되지 않는다.

또한, 5번으로 분류된 원청도 하청업체도 아닌 사업체의 경우 도급계약관계에 속하지 않기 때문에 도급사와 수급사를 구분하는 과정에서 제외하였다.

실태조사서 내에 존재하는 표본을 활용하여 각

사업체를 도급사와 수급사로 Fig 8과 같이 구분하였다. 원청·하청업체의 역할을 동시에 수행하는 사업체들을 수급업체로 구분하느냐 제외하느냐에 따라 Type A, Type B 2가지로 구분하였다.

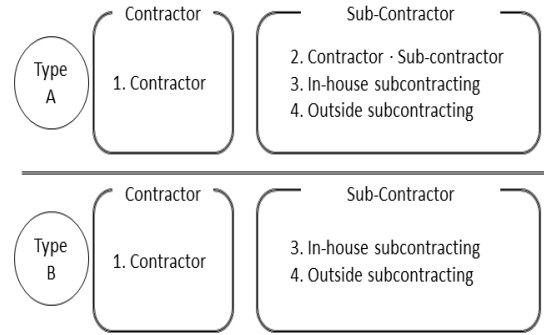


Fig 8. Separation of Contractor and Sub-contractor

(3) 재해자수의 구분

재해자수의 경우 사고로 인한 재해자수와 질병으로 인한 재해자수로 구분되어 있다. 이들을 각각 사고로 인한 재해자수, 질병으로 인한 재해자수, 이들을 합친 재해자수로 구분하여 비교하였다.

이때 질병으로 인한 재해자수의 표본이 적어 분석방법에 큰 영향을 끼치지 않기 때문에<sup>c)</sup> ‘재해자수=사고로 인한 재해자수+질병으로 인한 재해자수’로 정의하였다.

위의 기준들을 활용하여 연구에 활용할 3개년의 정보를 선정하였다. 시간의 흐름에 따른 변화를 파악하기 위하여 가장 최근의 정보인 '18년도와 가장 오래된 '06년도의 정보를 선정하였다. '09년도와 '15년도의 정보는 재해자수를 파악할 수 없어 분석의 대상에서 제외하였다.

b) 1.모기업(원청):외부업체로부터 하청을 받지 않음 2.원청·하청업체:모기업(원청)의 역할과 하청 업체의 역할을 병행 3.사내 협력업체:하청 업무만 하는 독립 업체로 원청업체 내 위치 4.사의 협력업체:하청 업무만 하는 독립 업체로 원청업체 밖에 위치 5.원청업체도 하청업체도 아님

c) 사고자수와 질병자수를 구분하여 비교분석 해본 결과 질병자수를 따로 분석할 경우 전체 결과에 큰 영향을 끼치지 않음

### 3. STEP. 도급-수급 관계별 6가지 분석유형

첫 번째 유형은 50인 이상 제조업에서의 도급-수급사 관계 A(원청회사이면서 하청인 회사+사내협력업체+사외협력업체), 두 번째 유형은 50인 이상 제조업에서의 도급-수급사 관계B(사내협력업체+사외협력업체), 세 번째 유형은 공사금액 120억 이상 건설업을 수행하는 사업장인 도급-수급사 관계A, 네 번째 유형은 공사금액 120억 이상 건설업을 수행하는 사업장인 도급-수급사 관계 B, 다섯 번째 유형은 제조업도 건설업도 아닌 50인 이상의 기타업을 수행하는 사업장인 도급-수급사 관계 A, 여섯 번째 유형은 50인 이상의 도급-수급사 관계B이다.

Number of victims according to the classification of Contractor and Sub-Contractor by industry

Type A				Type B			
Division (2018)		Inter-business relations		Division (2012)		Inter-business relations	
Industry	Contractor 1	Sub-Contractor 2+3+4	Number of businesses = Number of accident	Number of businesses = Number of accident	Industry	Contractor 1	Sub-Contractor 2+3+4
manufacturing					manufacturing		
Construction					Construction		
others					others		

Type A				Type B			
Division (2012)		Inter-business relations		Division (2006)		Inter-business relations	
Industry	Contractor 1	Sub-Contractor 2+3+4	Number of businesses = Number of accident	Number of businesses = Number of accident	Industry	Contractor 1	Sub-Contractor 2+3+4
manufacturing					manufacturing		
Construction					Construction		
others					others		

Fig 9. Analysis frame of Survey Table for Industrial Safety and Health

각 유형별로 분석 Frame을 만들어 데이터를 분석하였으며, 각 업종별로 도급-수급사 간 재해자 비율이 차이가 나는지, 특히 어떤 업종의 세부업종에서 차이가 나는지 확인하였다. 마지막으로 2018년 기준 2012년과 2006년도의 재해자 비율을 비교했을 때 증가하고 있는지 감소하고 있는지 분석함으로써 도급-수급사의 관계와 ‘위험의 전가’ 현상이 점점 심화되고 있는지 확인하였다.

### 4. STEP. 위험의 전가 확인

앞서 6가지로 분류된 정보들을 조합하여 총 5가

지의 방법으로 비교분석하였다. 이 때 사업체 개수 대비 재해자수의 비율이 높을수록 위험의 전가가 높은 것으로 정의하였다. 이를 활용하여 데이터상 위험의 전가가 일어나는지 확인하였다.

#### (1) 2018년 업종 간 재해자 수 비율 비교

〈Type A, B〉

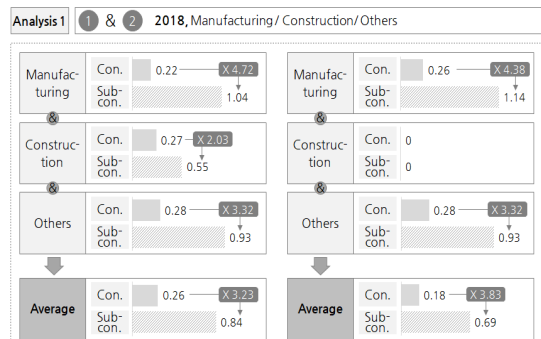


Fig 10. Percentage of risk transfer for each industry according to 2018 Contractor category

2018년의 실태조사자료를 기준으로 하여 도급-수급관계에 속하는 기업체들을 업종별로 세부 업종까지 분류하여 분석하였다. 제조업의 경우 347개 업종, 1650개의 사업체를 분석하였다. 건설업의 경우 37개업종, 974개의 사업체를 분석하였다. 기타산업에서는 212개 업종, 1521개의 사업체를 분석하였다.

위 사업체들을 A기준에 따라 수치를 살펴보았을 때 제조업의 경우 도급사대비 수급사에서 4.72배 더 높은 수치를 나타낸다. 건설업의 경우 2.03배, 기타산업의 경우 3.32배의 수치가 확인 되었다.

B기준에 따를 경우 제조업에서 4.38배, 기타산업에서 3.32배의 수치를 확인할 수 있다. 건설업의 경우 도급사보다 수급사에서 더 높은 재해자 수 비율을 나타내는 표본이 존재하기 않기 때문에 비교가 불가능 하다.

전체적인 평균 재해자 수 비율은 B기준이 3.83배로 A기준의 3.23배보다 더 높게 나타난다. 또한



▶ 우수상

A, B 기준 모두에서 제조업이 가장 높은 배율로 위험의 전가가 이루어지고 있음을 확인할 수 있다.

(2) 2012년 업종 간 재해자 수 비율 비교

〈Type A, B〉

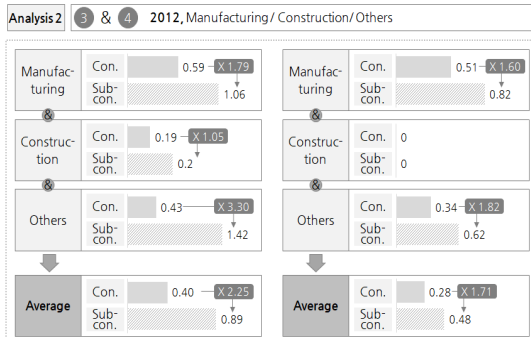


Fig 11. Percentage of risk transfer in each industry according to the classification of Contractors in 2012

2012년의 실태조사자료 분석결과 제조업의 경우 29개 업종, 1,228개의 사업체를 분석하였다. 건설업의 경우 2개 업종, 194개의 사업체를 분석하였다. 기타에서는 7개 업종, 800개의 사업체를 분석하였다.

위 사업체들을 A기준에 따른 수치를 살펴본 결과 제조업의 경우 도급사대비 수급사에서 1.79배 더 높은 수치를 나타낸다. 건설업의 경우 1.05배, 기타산업의 경우 3.30배의 수치가 확인되었다.

B기준에 따른 경우 제조업에서 1.6배, 기타산업에서 1.82배의 수치를 확인할 수 있다. 건설업의 경우 도급사보다 수급사에서 더 높은 재해자 수 비율을 나타내는 표본이 존재하지 않기 때문에 비교가 불가능하다.

전체 평균 재해자 수 비율은 A기준이 2.25배로 B기준의 1.71배보다 더 높게 나타난다. 또한 A, B 기준 모두에서 제조업이 가장 높은 배율로 위험의 전가가 이루어지고 있음을 확인할 수 있다.

2018, 2012년 모두 B기준에서 건설업의 표본을 비교할 수 없다. 이는 도급사와 수급사의 역할을 동

시에 수행하는 사업체들에서 대부분의 위험의 전가가 일어나고 있다는 것으로 추정해 볼 수 있다.

(3) 2006년 업종 간 재해자 수 비율 비교

〈Type A, B〉

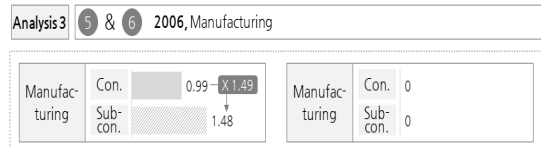


Fig 12. Percentage of risk transfer in each industry according to the classification of Contractors in 2012

2006년의 실태조사자료를 기준으로 하여 도급-수급관계에 속하는 기업체들을 세부업종까지 분류하여 분석하였다. 제조업의 경우 23개 업종, 1,222개의 사업체를 분석하였다.

위 사업체들을 A기준에 따른 경우 도급사 대비 수급사의 재해자 수 비율이 1.49배 높다. B기준에 따르면 수급사에서 더 높은 배율을 나타내는 표본이 존재하지 않아 비교가 불가능하다.

(4) 2018년 업종별 상세분석 〈Type A, B〉

2018년의 자료 중 도급사 대비 수급사의 재해자 수 비율이 높은 업종을 한국표준산업분류코드14)를 이용하여 세부적으로 분류하였다.

① 제조업

A기준에 따라 분석한 결과 수급사에서의 재해자 수 비율이 높은 업종은 23개로 분석되었다. 이 중 도급업체의 표본이 존재하지 않는 업종은 무효로 하였다. 그 결과 액정표시장치제조업, 직물·편조원단 및 의복류염색가공업, 기타가정용전기기기제조업 순으로 도급사 대비 수급사의 재해자 수 비율이 높았고 그 외 17개의 업종을 포함해 총 20개의 유효한 업종을 찾아내었다.



Table 2. Manufacturing-Type A

업종명	%
<b>전자 부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 제조업</b>	
액정표시장치제조업	175
그외기타전자부품제조업	4
<b>섬유제품 제조업; 의복 제외</b>	
직물, 편조원단및의복류염색가공업	167
<b>전기장비 제조업</b>	
기타가정용전기기기제조업	111
기타절연선및케이블제조업	73
<b>기타 기계 및 장비 제조업</b>	
건설및채광용기계장비제조업	100
그외기타일반목적용기계제조업	85
증류기, 열교환기및가스발생기제조업	50
<b>비금속 광물제품 제조업</b>	
부정형내화공업제품제조업	100
1차유리제품, 유리섬유및광학용유리제조업	50
시멘트제조업	25
<b>식품 제조업</b>	
두부및유사식품제조업	100
기타식사용가공처리조리식품제조업	67
빵류제조업	39
과실및그외채소절임식품제조업	29
과자류및코코아제품제조업	20
<b>음료 제조업</b>	
기타비알코올음료제조업	100
<b>화학 물질 및 화학제품 제조업; 의약품 제외</b>	
기타기초무기화학물질제조업	83
<b>1차 금속 제조업</b>	
열간압연및압출제품제조업	26
<b>자동차 및 트레일러 제조업</b>	
그외자동차용신품부품제조업	2

B기준에 따라 분석한 결과 13개의 업종에서 도급 사대비 수급사의 재해자 수 비율이 높게 나타났다. 그 중 도급사의 표본이 없는 업종을 제외하고 액정 표시장치제조업, 두부 및 유사식품제조업, 배합사로 제조업 순으로 총 11개의 유효한 업종을 찾아내었다.

다음과 같이 분류된 업종들 중 A, B 기준에 관계 없이 수급사의 재해자 수 비율이 높은 업종은 총 11개의 업종으로 나타났다. 이 업종들은 제조업 중에서도 특히 위험의 업종이 크게 나타나고 있음으로 추론할 수 있다.

Table 3. Manufacturing-Type B

업종명	%
<b>전자 부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 제조업</b>	
액정표시장치제조업	175
<b>식품 제조업</b>	
두부및유사식품제조업	100
기타식사용가공처리조리식품제조업	67
빵류제조업	39
<b>비금속 광물제품 제조업</b>	
부정형내화공업제품제조업	100
1차유리제품, 유리섬유및광학용유리제조업	50
시멘트제조업	25
<b>기타 기계 및 장비 제조업</b>	
증류기, 열교환기및가스발생기제조업	100
<b>전기장비 제조업</b>	
기타가정용전기기기제조업	86
<b>화학 물질 및 화학제품 제조업;의약품 제외</b>	
기타기초무기화학물질제조업	83
<b>자동차 및 트레일러 제조업</b>	
그외자동차용신품부품제조업	2

Table 4. Manufacturing-Common

업종명
<b>1차 금속 제조업</b>
열간압연및압출제품제조업
<b>기타 기계 및 장비 제조업</b>
증류기, 열교환기및가스발생기제조업
<b>비금속 광물제품 제조업</b>
1차유리제품, 유리섬유및광학용유리제조업
부정형내화공업제품제조업
시멘트제조업
<b>식품 제조업</b>
기타식사용가공처리조리식품제조업
두부및유사식품제조업
빵류제조업
<b>전기장비 제조업</b>
기타가정용전기기기제조업
<b>전자 부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 제조업</b>
액정표시장치제조업
<b>화학 물질 및 화학제품 제조업; 의약품 제외</b>
기타기초무기화학물질제조업

## ② 건설업

A기준에 따를 경우 총 9개의 유효한 업종에서 도급사대비 수급사의 재해자 수 비율이 높은 것으로 나타났다. 산업생산시설종합건설업, 교량·터널 및

▶ 우수상

철도건설업, 도배·실내장식 및 내장목공사업 순으로 높은 재해자 수 비율을 나타낸다.

Table 5. Construction-Type A

업종명	%
<b>종합 건설업</b>	
산업생산시설종합건설업	78
교량,터널및철도건설업	40
제조업및유사산업용건물건설업	25
기타공동주택건설업	17
아파트건설업	9
기타토목시설물건설업	6
<b>전문직별 공사업</b>	
도배,실내장식및내장목공사업	33
그외기타건축마무리공사업	33
기타건물관련설비설치공사업	11

③ 기타산업

기타산업의 경우 A, B 기준에 관계없이 총 4개의 공통된 업종에서 도급사 대비 수급사의 재해자 수 비율이 높게 나타났다. 그 중 도급사의 표본이 존재하지 않아 2개의 무효업종을 제외하고 나머지 2개의 유효한 업종을 찾아내었다. 이는 Table 6과 같다. 이는 기타산업에서는 도급사이면서 수급사인 동시에 수급사에서의 재해자 수 비율이 높은 업종은 존재하지 않음을 의미한다.

Table 6. Other industries

업종명	%
<b>보건업</b>	
일반병원	80
<b>사업시설 관리 및 조경 서비스업</b>	
건출물일반청소업	34

(5) 위험의 전가 비율 변화 <Type A, B>

각 년도에서 공통항목으로 뽑히는 동시에 가장 높은 위험의 전가 비율을 나타내는 제조업의 재해자 수 비율변화를 조사하였다. A기준에 따를 경우 2006년 1.49배에서 2012년 1.79배로 증가한 뒤 2018년

4.72배로 급증하였다. 3개년도 평균으로는 1.98배를 나타낸다. B기준에 따를 경우 2012년에 1.60배에서 2018년 4.38배로 급증하는 것을 확인할 수 있다. 평균적으로 2.50배를 나타낸다. 시간이 지남에 따라 A 기준에 따르면 1.49에서 4.72로, B기준에 따르면 1.60에서 4.38로 위험이 전가되는 재해자 수 비율이 점차적으로 늘어나고 있음을 알 수 있다.

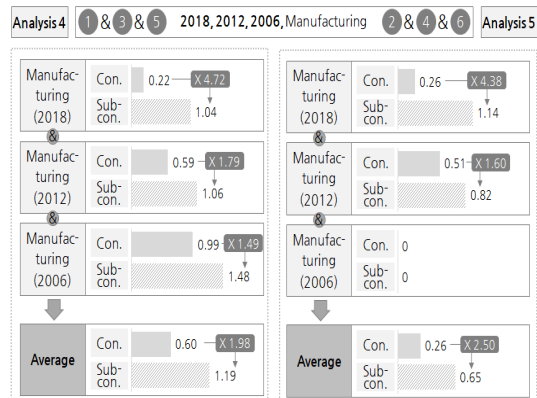


Fig 13. Changes in the rate of transfer of risk to manufacturing industries

5. STEP. 도급사-수급사 관계 관련 분석

(1) 모든 사업장 대상의 산재예방사업에 대한 검토

공단은 산업안전, 전문기술, 건설안전, 서비스안전, 직업건강 등과 같은 12개 분야에서 72개 사업을 진행하여 근로자의 재해 및 사망사고 감소를 위한 노력을 하고 있다.

그러나 사업의 대부분은 도급-수급과 관계없이 사업장의 상시 근로자수를 기준으로 하여 산재예방 사업을 추진하고 있다.

또한, 공단에서는 ‘안전하고 건강한 일터’를 조성함을 목적으로 ‘클린사업장 조성지원<sup>15)</sup>’ 사업을 주요 사업으로 지정하였다. 이는 매해 증가하는 산업재해 예방을 줄이기 위하여 50인 미만 고위험 사업장의 안전보건관리 시스템 구축을 위한 보조 지원 사업이

다. 해당 사업은 제조·서비스업·건설업 등의 사업장에 기회가 제공되나 건설업만 예외로 공사금액 50억원 미만의 원도급업체와 ‘철근·콘크리트 공사업’, ‘비계·구조물해체 공사업’ 2가지 면허 모두 등록된 전문건설업체만 지원할 수 있도록 제한을 두고 있다는 것을 확인하였다.



Fig 14. Korea Occupational Safety and Health Agency's project

영세 소규모 사업장들은 기술·재정적 능력이 중 소규모 사업장보다 취약하다. 그러나 이들도 결국 사업장이기 때문에 일의 위험성이 높다고 판단되면 도급을 주어 하청에게 위험을 전가할 가능성이 있다. 도급을 줌으로써 영세 소규모 사업장들 사이에서도 다시 원하청 구조가 생기면서 도급을 받은 하청이 또 다른 하도급을 주어 재하청이 발생하게 되는 다단계 하도급 사업구조의 특성이 존재한다. 수급사라고 하더라도 첫 번째 수급사인지 두 번째 수급사인지에 따라 기술적·재정적 능력의 차이는 존재하기 때문에 사업 지원 범위에 대한 구분이 필요하다.

## (2) 안전보건 공생협력 프로그램<sup>16)</sup>

공단에서는 수급사가 안전보건 투자 여력 및 정보

가 부족하여 효과적인 재해예방 활동을 추진하기 어렵다고 판단하고 ‘안전보건 공생협력 프로그램’을 진행하고 있다. 해당 프로그램은 원하청 안전보건 격차 해소에 기여하고자 추진하는 사업으로 전 업종의 사내 협력업체 근로자수를 포함한 50인 이상 모기업 및 그 협력업체를 대상의 프로그램이다.

수급사를 대상으로 한 사업이라는 점에서 긍정적이나, 우리나라 전체 사업장의 대부분을 차지하고 있는 50인 미만의 사업장은 사업 대상에 포함되지 않아 지원을 받을 수 없다.

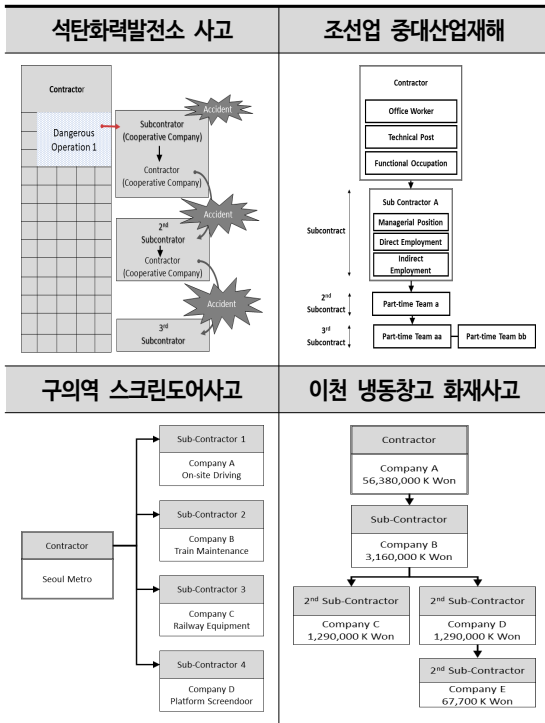
하도급의 단계가 많아질수록 하청업체는 안전보건 관련 투자 여력이 부족한 소규모 사업장으로 사고가 발생할 가능성이 높고 산업재해 발생을 줄이기 어렵다. 도급·수급의 관계는 한국 산업의 구조적인 부분<sup>17)</sup>으로써 없애기 어려우며, 이로 인해 발생하는 ‘위험의 전가’로 인한 사고의 발생을 근본적으로 줄이기 위한 방안이 필요하다.

## (3) 다단계 하도급 산업 구조<sup>18)</sup>

조선업은 산업 특성상 선박을 건조하는 기간 동안은 많은 인력을 필요로 하지만, 물량변동에 따라서 직원 감축이 불가피하다는 이유로 직접고용인 정규직 외에 일정 정도의 사내 협력사 활용을 통해 원하청의 다단계 하도급이 고착화되었다. 다단계 하도급의 구조에서 위험도 같이 하청으로 전가가 되면서 도급을 받은 사내 하청업체들의 노동자들은 체계적이지 않은 안전관리와 잦은 이직으로 인해 장비 및 설비에 익숙하지 못한 상태에서 작업을 진행하게 되기 때문에 사고의 발생율이 급격히 올라가고 있다.

이러한 산업구조는 조선업에만 국한되는 것이 아니라 제조업, 서비스업, 건설업 등 다양한 산업에 적용될 수 있으며, 원하청 관계간의 사고도 동일하게 일어날 수 있다. 이에 관한 구조는 Table 7과 같다.

Table 7. Sub-contracting Structure



#### (4) 사업체노동실태 분석

2018년 고용노동부 사업체 노동실태 현황자료를 분석한 결과 한국의 총 사업체 수는 2,029,782개이고 총 종사자수는 18,198,793명이다. 이중 자영업자수와 무급가족 및 기타종사자를 제외한 15,770,005명을 총 사업체 수로 나누면 7.77로 1개 사업체 당 7명이 근무하고 있다는 것을 알 수 있다.

규모별 사업체수는 2016.12 기준으로 1-4인 사업체는 61.6% 종사자수는 18.5%이며, 5-9인 사업체는 23.0% 종사자수는 16.5%, 10-29인 사업체는 11.3% 종사자수는 19.7%, 30-49인 사업체는 2.1% 종사자수는 8.4%이며, 50인 이상의 사업체는 전체 사업장의 4.2% 종사자수는 36.8%를 차지하고 있는 것으로 분석되었다.

실태조사의 대상을 50인 이상의 사업장으로 기준을 정하여 조사하는 경우 사업체의 95.8%, 종사자

수의 63.2%를 배제한 상태에서 현황을 파악하는 것과 같음을 의미한다. 또한 산업법 제4조1항1호에서 사업장의 안전보건 현황을 다양한 분야에서 심층적으로 조사하고, 향후 산업안전보건 정책지원 및 예방대책을 마련하는데 필요한 기초자료를 제공하는 것이라는 목적을 달성하기 어렵다.

#### (5) 도급-수급사 문제에 대한 산업안전보건법 개정<sup>19-24)</sup>

2016년 구의역 스크린도어 사망사고로 인한 도급사-수급사의 ‘위험의 전가<sup>25)</sup>’ 문제가 사회적인 이슈가 되어 산업안전보건법 개정 요구가 빗발쳤다. 2016년 공단의 ‘도급인가 및 하도급 제한을 위해 유해·위험 작업 도출 및 현장 실태조사’를 시작으로 진행된 2017년 ‘중대 산업재해 예방대책’ 발표와 2018년 ‘산업재해 사망사고 감소대책’에서 끊임없이 산업안전보건법의 개정 논의가 이루어졌으며, ‘위험의 전가’와 관련한 도급-수급사에 대한 내용을 반영한 2021년 1월 16일 전면 개정 산업안전보건법 시행을 앞두고 있다.

## IV. 결 론

본 연구에서는 산업안전보건 실태조사 데이터를 분석하여 도급-수급사 관계로부터 위험의 전가가 이루어지고 있는지 확인하였다. 실태조사가 제조업과 기타업의 경우 50인 이상 사업장, 건설업의 경우 공사금액 120억원 사업장들을 대상으로 하고 있어 도급-수급사 간 위험의 전가 확인이 어려울 것으로 판단했으나, Data 분석 결과 뚜렷하게 그리고 점차적으로 많은 비율로 위험의 전가가 이루어지고 있었음을 알 수 있었다. 또한, 이러한 결과는 2016년 구의역 사고와 석탄화력발전소, 조선업, 그리고 최근의 이천 냉동창고 화재까지 다양한 업종에서 발생하고 있는 사실이며, 전문가들조차 모두 잘 알고 있지만 산업의 구조와 관계된 것으로써 해결방법에 대한 접근이 어려운 점이 있다.

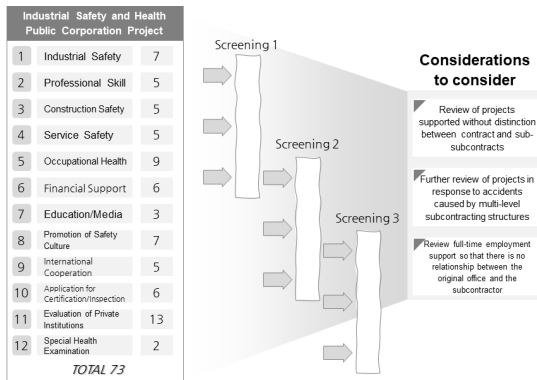


Fig 15. Projects and Considerations of the Korea Occupational Safety and Health Agency

고용노동부와 공단은 ‘위험의 전가’로부터 산업재해가 지속적으로 발생하는 문제를 해결하기 위해 첫째, 도급-수급사를 구분하지 않고 지원하고 있는 사업에 대한 검토를 수행하고, 도급사나 수급사중 하나를 타겟으로 하는 산재예방정책 및 사업을 개발하여 추진할 필요가 있다. 둘째, 다단계 하도급 구조로 인해 발생하는 사고에 대응한 사업도 검토할 필요성이 있다. 셋째, 근본적으로 원하청 관계가 성립될 필요가 없도록 원청에 정규직 고용에 대한 지원을 실시함으로써 하청의 비율을 감소시키는 노력을 기울여야 한다.

실태조사 DATA를 분석결과에서는 도급-수급사 사이에 ‘위험의 전가’가 다수 이루어진다고 알려진 조선업 등을 찾아볼 수 없었다. 이는 모든 사업장에 대한 전수조사 결과가 아니라 샘플링을 통한 결과라는 점과, 50인 이상의 사업장 및 120억 이상의 사업장이 대상이라는 점으로 인한 것으로 판단된다. 특히 조선업의 경우 도급사는 실태조사 샘플이 존재하지 않음에 따라 수급사와의 ‘위험의 전가’로 인한 재해자율의 비교를 할 수 없었다.

도급-수급사 산업구조로부터 발생하는 ‘위험의 전가’를 방지하기 위한 효과적인 사업과 정책은 정확한 국내의 산업안전보건 실태의 현황을 알 수 있을 때 비로소 가능하다. 이에 따라 가장 우선 수행해야

하는 작업은 실태조사에서 규정하고 있는 도급-수급에 대한 정의의 명확화이다. 사업체에 대한 산업안전보건 실태조사를 할 경우 조사의 대상이 도급사업체인지, 수급사업체인지 등에 대한 정의를 명확화해야 해당 데이터를 활용하여 분석하는 결과를 해석하는데 오류가 없으며, 결과를 활용하여 정책 및 사업을 수행함에 있어 정확한 효과를 예측할 수 있다.

2018년 산업안전보건 실태조사에서는 제조업과 기타업의 경우 50인 이상 사업장, 건설업은 공사금액 120억의 사업장을 대상으로 하고 있어 국내 사업체의 약 95%, 종사자의 63% 차지하고 있는 50인 미만 사업장에 대한 조사가 이루어지지 않고 있는 것이 현실이다. 물론, 영세 사업체의 경우 생성과 소멸이 반복됨에 따라 3년마다 이루어지는 실태조사를 통해서 현황을 알기 어려운 한계가 있을 수 있으나 국내 사업장 및 근로자의 다수를 차지하고 있는 50인 미만 사업장에 대한 현황을 파악하지 않는 이상, 더 이상의 산업재해율 감소를 기대하긴 어렵다고 판단된다.

더 심각하게 바라보아야 할 부분은 제조업 및 기타업에서 50인 이상 사업장과 공사금액 120억 이상의 사업장을 실태조사 대상으로 선정함에 따라 실태조사의 목적인 ‘사업장에서의 안전보건 현황 파악’에 있어 사각지대를 만드는 일일 뿐만 아니라는 점과 50인 이상 사업장의 어려움과 목소리만은 반영하는 정책들 중심으로 사업이 진행될 가능성이 있다는 점이다. 도급사의 경우 대기업일 가능성이 높으며 수급사의 경우 중소기업일 가능성이 높다는 점에서 대기업만을 중심으로 하는 사업만으로 고용노동부와 공단에서의 사업이 집중될 개연성이 있다.<sup>26,27)</sup>

이러한 상황에서는 GDP 세계 12위인 한국이 세계 최악의 산재국가라는 오명을 씻기 위해서 산업재해율과 산재재해율의 감소시키기 위해 어떤 노력을 기울이더라도 한계가 존재할 것이다.

드러나지 않는 ‘위험의 전가’가 발생하는 플랫폼 사업이 대두되고 이와 관련한 산업이 성장함에 따라

기하급수적으로 사업체들이 생성·소멸되는 이 시점에서 산업재해의 관점에서 도급-수급사에 대한 판단을 새로이 할 필요가 있다.

OECD 국가 중 여전히 높은 산업재해율과, 산재사 망을 기록하고 있는 현실을 극복하기 위해서, 산업안전보건 실태조사를 수행할 때 50인 미만 사업장, 공사금액 120억 미만의 사업장을 포함하여 실시하는 것이 필요하다. 마지막으로 고용노동부에서 매년 실시하는 ‘사업체노동실태현황’ 또는 ‘산업재해 현황분석’ 등 통계조사를 실시하는 경우 도급-수급사를 구분하여 조사하고 사고자 수 또는 질병자 수, 재해자 수를 알 수 있도록 함으로써 ‘위험의 전가’ 문제를 해소하기 위한 실효성 있는 정책과 사업 추진 기반을 마련하는 것이 무엇보다 중요하다고 할 것이다.

## V. 참고문헌

- Industrial Accident Analysis, Ministry of Employment and Labor, 2019
- A Study on the Reasonable Linkage between the Industrial Accident Prevention and compensation system, Hansung University, Doo Yong Park, 2014
- The Korea Occupational Safety and Health Agency Report on the progress of the investigation into the cause of fire in Icheon Refrigerated Warehouse and the task of improving, 2020
- Occupational Safety and Health Act, effective March 2021
- Korea Occupational Safety and Health Agency, Actual condition Data, 2006-2018
- Jong sik Park, Industrial Safety Status of In-house Subcontract Workers in Korea, Gangwon Law, pp.99-136, 2016
- Seung yoon Lee, Subcontractor Workers Outside the Korean Social Security Network: Focused on the Cases of Subcontractors in the Shipbuilding Industry in Ulsan, Social welfare policy, vol.44, no.2, pp.111-143, 2017
- Report of Accident Investigation by the People's Participation in Serious Industrial Accidents in the Shipbuilding Industry, The People's Participation Research Committee, 2018
- A comprehensive report on the results of a fact-finding investigation into the late Kim Yon kyun, Special Labor Safety Inquiry Committee 2019
- Notify Management Information of the website of the Korea Occupational Safety and Health Agency, [http://www.kosha.or.kr/kosha/manage/businessSub\\_f.do](http://www.kosha.or.kr/kosha/manage/businessSub_f.do)
- Employment and Labor Statistics Survey Website, <http://laborstat.moel.go.kr/hmp/tblInfo/TblInfoList.do?menuId=0010001100101104&leftMenuId=0010001100101&bbsId=>
- Occupational Safety and Health Survey Raw Data User Manual, 2006-2018
- Korean Builders' Association editorial, What is the difference between contract and send contracts?, 2019
- Classification of Korean Standard Industrial Classification Code, National Statistical Office
- supporting the creation of clean business establishment, <https://clean.kosha.or.kr/content.do?menuId=8951>
- Safety and Health Symbiotic Cooperation Program Business Briefing Data, Korea Occupational Safety and Health Agency, 2020

- Chan im Park, focusing on in-house subcontracting and industrial safety manufacturing, Korea Labor Researcher, 2016
- Sung Jae Cho, Subcontracting Structure and Employment Relations in Korea, Korea Labor Researcher, Session 2, Evaluation of all amendments to the Industrial Safety and Health Act passed and future tasks, National Human Rights Commission Learning Area, 2019
- Handbook of Industrial Safety and Health Act, Korea Industrial Health Association, 2019
- Measures to Prevent Major Industrial Accidents, Coordinating Meeting on the Inspection of State Affairs, 2017
- Measures to reduce deaths from industrial accidents, government-related ministries, 2018
- Min seok Kim, the meaning and follow-up tasks of the revised Industrial Safety and Health Act, democratic research institute, 2019
- Major explanatory materials of the revised Occupational Safety and Health Act, Ministry of Employment and Labor, 2019
- Debate for rapid legislative processing of 'Revision of Minimum Wage Act and Outsourcing of Risk and Prohibition of the Use of Fixed-Term Systems', 2016
- Man Hyeong Han, Root cause Analysis through Haddon Matrix and Bow-Tie : Social system and Structural Causes, Korean Institute of Hazardous Materials, Vol.6, No.1, 2018
- Ju Hee Jeon, The structuralization of risks in outsourced labor and the problem of workers' rights, Korea labor safety and health institute, 2019





장려상

**국내 근로자의 호출대기(소위 온콜, On-call)  
근무 빈도에 따른 우울감  
-제5차 근로환경조사를 이용하여-**

김연희  
연세대학교 보건대학원



# 국내 근로자의 호출대기(소위 온콜, On-call) 근무 빈도에 따른 우울감 -제5차 근로환경조사를 이용하여-

김연희<sup>1)</sup>

연세대학교 보건대학원

**초록 :** 본 연구는 국내 임금근로자의 호출대기 근무의 빈도에 따른 우울감과의 관련성을 파악하는 데에 그 목적이 있다. 제5차 근로환경조사 자료를 이용하여 근무기간이 1년 이상이고 65세 미만인 임금근로자 23,375명을 연구대상으로 하였다. 연구대상자의 인구사회학적 특성을 확인하기 위해 빈도분석을 실시하였으며 호출대기 근무와 인구사회학적 특성과의 관련성을 알아보기 위해 카이제곱 검정을 실시하였다. 호출대기 근무여부 및 빈도와 정신건강문제의 관계를 알아보기 위해 로지스틱 회귀분석을 실시하였다.

호출대기 근무 여부와 우울감과의 관련성을 살펴보면, 호출대기 근무를 하는 경우에는 하지 않는 경우보다 우울감을 더 높게 경험하는 것을 확인할 수 있었다. 호출대기 근무 빈도와 우울감과의 관련성을 살펴보면, 호출대기 근무의 빈도가 높을수록 우울감을 더 높게 경험하는 것을 확인할 수 있었다. 이러한 경향은 개인적 특성과 직업적 특성을 통제한 후에도 변화가 없었다.

따라서 호출대기 근무 빈도와 관련된 정신건강문제를 줄이기 위한 논의와 예측가능한 호출대기 근무 편성, 상응하는 보상 및 휴식 여건 조성 등 더 나은 호출대기 근무 환경을 마련하여 호출대기 근로자들의 안녕을 도모해야 한다.

**주요어 :** 호출대기, 호출근무, 온콜, 대기근무, 우울

---

1) 연세대학교 보건대학원 산업환경보건학과 산업보건전공/국군수도병원 정신건강의학과 병동

## I. 서론

### 1. 연구의 필요성

호출대기 근무는 필요에 따라 수행되는 근무로, 특정시간 동안 고용주가 요청할 경우 근무가 가능하여야 한다(Ziebertz 등, 2015). 근로자가 자택 등 근무지가 아닌 기타 다른 장소에 머무를 수 있지만 사용자가 호출하는 경우 근로를 할 수 있어야 하는 일종의 대기근로로써 우리나라 근로기준법에 존재하고 있지는 않지만 여러 직장에서 이루어진다(박창범, 2019). 보통 연중무휴로 긴급 상황을 처리해야 하는 시설에서 시행되며, 직업 중 많은 수에서 호출대기 근무는 선택사항이 아니라 직무의 일부이다(Mabon J, 1995). 호출대기 근무는 응급서비스, 의료, 정보기술과 같은 산업에서 흔히 볼 수 있으며, 적절하게 수행되지 않으면 심각한 결과를 초래하는, 시간에 민감한 업무를 포함한다(Ferguson 등, 2016). 즉, 호출대기 근무는 언제든지 근무를 해야 하는 상황이 생길 수 있는 근무 형태이므로 주/야간 근무가 혼재되어 있으며, 스트레스 상황이 빈번하게 발생한다(Akerstedt 등, 2007). 또한, 상시 연락할 수 있도록 준비하여야 하고 근무지로 복귀하기 위하여 일과 후, 주말이나 공휴일과 같은 휴식시간에도 시간적 공간적으로 많은 제약을 가지게 된다(박창범, 2019). 따라서 호출대기 근무는 많은 연구들에서 가장 심한 스트레스 요인 중 하나로 평가되곤 한다(Dowell 등, 2000). 국내에서는 2010년 시행된 제2차 근로환경조사에서부터 호출대기 근무 항목이 추가되어, 호출대기 근무를 “호출을 받으면 바로 와서 업무를 수행하는 것”으로 정의하였으며 본 연구에서도 국내 근로환경조사의 정의를 이용하였다.

업무시간 통제는 일과 삶의 균형에 분명히 관련되어있기 때문에, 호출대기 근무의 예측 불가한 특성과 낮은 업무시간 통제력은 근무 외 시간뿐만 아니라 일과 삶 균형과도 불가분의 관계에 있다(Bohle P 등, 2004). 또한 몇몇의 연구자들은 불확

실성이 스트레스를 유발할 수 있다고 강조했다(McGrath, 1976). 실제로 호출 상황이 발생하여 불확실성이라는 스트레스 요인이 제거되는 경우에도, 또 다른 스트레스 요인인 추가로 수행해야 할 작업이 발생한다(E. Bamberg 등, 2012). 호출될 가능성이 낮을지라도 호출대기 근무는 건강한 삶을 영위하는 데에 영향을 미친다. 호출대기 근무를 하지 않는 날에 비해 호출대기 근무를 하는 날에는 더 적은 가사활동, 더 적은 사회활동, 더 적은 여가활동이 수행된다. 호출대기 근무 동안 근무자의 활동범위에는 시간적, 공간적 제한이 생기고 이는 근무자의 가사활동 및 사회활동에 방해가 될 가능성이 있으며 임무에 따라서는 여가시간이 줄어들 수 있다. 호출대기 근무 기간 중 일과 삶의 분리는 더 어려워지고 있으며 이는 여가 및 취미 시간의 질에 직접적으로 영향을 미친다(E. Bamberg 등, 2012). 이와 같은 특성들로 인하여 호출대기 근무를 하는 근로자는 호출대기 근무를 중심으로 본인과 가족의 삶을 계획하여야 한다. 이는 호출대기 근로자의 직무수행 능력을 방해할만한 활동을 삼가도록 근로자의 행동에 제약을 두는 것을 의미하기도 한다. 호출대기 근무 중 예측할 수 없는 호출 소요는 가사를 방해하며 매번 본인의 역할을 변경하여야 하기 때문에 큰 스트레스를 유발한다(Berger Y, 1999). 호출대기 근무자들의 경우 정신적 위해요인에 노출되는 비율이 더 높은 것으로 알려져 있다. 호출대기 근무 근로자는 호출대기 근무를 하지 않는 사람에 비해 불면증 또는 수면장애 및 우울/불안장애를 더 많이 경험한다(Lee jj 등, 2019). 캐나다의 한 연구에 따르면, 주당 1일 이상의 호출대기 근무는 불안감을 유의미하게 유발할 것으로 예측하였으며, 이 불안감의 요인으로는 우울감과 3일 이상 경험하는 소진감, 스트레스를 꼽았다(Nicol 등, 2004).

호출대기는 대기근로와 다른 방식의 변형된 근로조건으로서, 프랑스와 미국, 독일의 경우 이 두 가지 방식의 근로를 다르게 규정하면서 다르게 보상

하고 있다. 위의 국가들의 경우 호출되어 근무를 수행하는 경우를 포함하여 호출대기 근무시간까지 차등을 두어 근로시간으로 인정하고 있다(박창범, 2019). 반면 2015년 네덜란드의 한 연구에 따르면, 네덜란드를 비롯한 유럽 국가들에서는 호출대기 근무가 근무시간이 아닌 휴식시간으로 간주되며, 근무자를 호출해야만 합법적인 근무시간으로 인정된다. 이는 우리나라에서도 마찬가지이다. 우리나라 근로기준법 상의 근로시간이라 함은 근로자가 사용자의 지휘, 감독 아래 근로계약상의 근로를 제공하는 시간을 말하는 바, 근로자가 작업시간의 중도에 현실로 작업에 종사하지 않은 대기시간이나 휴식, 수면 시간 등이라 하더라도 그것이 휴게시간으로서 근로자에게 자유로운 이용이 보장된 것이 아니고 실질적으로 사용자의 지휘, 감독 하에 놓여 있는 시간이라면 이를 당연히 근로시간에 포함시켜야 한다고 명시되어 있다(대법 92다24509). 하지만 호출대기 근무가 적용되는 실제에서는 사용자의 지휘, 감독 여부에 대한 판례조차 부족하여 암묵적으로 호출대기 시간은 휴식시간인 것으로 간주하고 이에 상응하는 보상을 하지 않고 있는 것이 현실이다.

대학병원 비상호출 대상 부서 직원들을 대상으로 한 연구에 따르면, 통상근무자보다 비상호출 근무자에서 직무스트레스가 유의하게 높았으며 동시에 삶의 질은 유의하게 낮았음을 확인할 수 있다(장순미, 2007). 2012년 독일의 호출대기 근무에 대한 연구에서는 호출대기 근무는 근무자들의 자유 시간을 방해하고 업무 수요에 대한 노출을 확대하기 때문에 회복할 시간을 감소시키는 것으로 나타났다. 또한, 호출대기 근무 간 위치와 행동반경에 대한 제한은 근로자들의 여가활동을 방해하고 일-가정 양립에 방해가 되므로 회복을 감소시킨다고 하였다(E. Bamberg 등, 2012). 또한, 호출대기 근무는 수면에도 영향을 미치는 것으로 알려져 있다. 2016년 호주의 호출대기 근무와 수면에 관련된 연구에 따르면, 호출대기 근무 중 수면은 호출의 가능성과 호

출을 놓치게 될 상황에 대한 우려로 수면을 통한 회복정도를 실질적으로 감소시키는 것으로 나타났다(Sally A 등, 2016). 뿐만 아니라, 호출대기 근무는 근무자의 가족들에게도 영향을 미치는 것으로 나타났다. 2020년 호주의 소방관 가족들을 대상으로 한 연구에 따르면, 호출대기 근무를 하는 소방관의 파트너(가족)는 호출대기 근무자의 알람 소리나 호출대기 근무 후 소방관의 복귀, 소방관의 호출 이후 소방관에 대한 걱정 등으로 인해 수면에 방해를 받는다고 보고하였다(Vincent 등, 2020). 2019년도에 호주의 호출대기 근무자들을 대상으로 한 연구에서는 여성의 경우 남성에게 비해 모든 직무(가사, 사회활동 및 여가활동)에서 호출대기 근무가 삶의 질에 미치는 영향이 더 크다고 인식하고 있었다. 상기 차이는 성별 간 존재하는 가사분담의 불균형과 관련이 있는 것으로 나타났다(Roberts B 등, 2019).

다양한 연구에서 근무형태를 포함한 근무환경과 직무 스트레스 및 건강문제는 관련성이 있는 것으로 나타났으며, 호출대기 근무의 경우 근무자뿐만 아니라 그들의 가족, 나아가 직장과 사회에도 부정적인 영향을 미침을 확인할 수 있다. 그러나 현재까지 국내연구에서는 일부 직종의 호출대기 근무 여부에 따른 건강문제를 다루는 연구가 주를 이루며, 그 빈도에 따른 관련성을 연구한 사례는 전무한 실정이다. 따라서 2017년 실시된 제5차 근로환경조사 설문을 바탕으로, 호출대기 근무의 빈도와 우울감이 어떠한 관련성이 있는지 연구하고자 한다. 본 연구가 많은 호출대기 근무 근로자들의 정신건강문제 예방과 근로조건의 향상에 기여하기를 희망한다.

## 2. 연구목적

이에 본 연구는 2017년 전국의 근로자를 대상으로 구조화된 설문지를 이용한 제5차 근로환경조사 결과를 활용하여 국내 임금근로자의 호출대기 근무의 빈도에 따른 정신 건강문제의 관련성을 알아보기 위해 시행되었다. 본 연구의 구체적인 목적은 다

음과 같다.

첫째, 개인적·직업적 특성과 우울감의 관련성을 파악한다.

둘째, 호출대기 근무 여부와 우울감의 관련성을 규명한다.

셋째, 호출대기 근무 빈도에 따른 우울감의 관련성을 파악한다.

## II. 연구의 대상 및 방법

### 1. 연구 설계

본 연구는 2017년 전국의 만 15세 이상 취업자를 대상으로 시행한 제 5차 근로환경조사 자료를 분석하여 호출대기 근무 빈도와 정신 건강문제의 관계를 알아보기 위한 연구이다. 연구 모형은 다음과 같다. <그림 1>

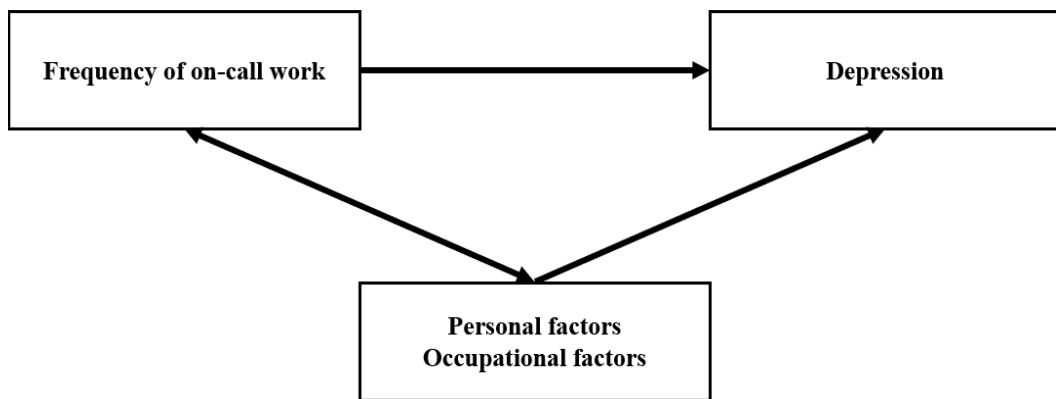


그림 1. 연구모형

### 2. 연구 대상

이 연구는 유럽에서 시행된 2015년 유럽근로환경조사(European Working Conditions Survey; EWCS)의 원본 설문지를 토대로 2017년 산업안전보건연구원에서 실시한 제5차 근로환경조사(The Fifth Working Conditions Survey; KWCS)를 바탕으로 하였다. 조사 대상자는 인구주택 총 조사의 조사 조사구를 활용하여 무작위로 추출된 조사 대상 가구 내 상주하는 만 15세 이상 취업자였고, 취업자는 “조사대상 시점을 기준으로 지난 1주간 ‘수입’을 목적으로 1시간 이상 일한 자”로 정의하였다.

본 연구에서는 제5차 근로환경조사의 대상자인 총 50,205명 중 호출대기 근무와 관련된 질문과 건강문제와 관련된 질문에서 우울감과 관련된 문항에

모름/무응답, 거절을 답한 131명을 제외하였다. 또한, 종사상 지위에 관련된 질문에서 ‘임금근로자’라고 답한 인원만을 대상으로 하여 20,029명을 제외하였다. 근로환경조사의 대상자는 만 15세 이상이나, 본 연구에서는 호출대기 근무가 근로자의 건강문제에 미치는 영향을 보고자 하였기 때문에 적어도 1년 이상 근무한 임금 근로자들을 대상으로 하였다. 근무기간이 1년 미만이라 응답한 4,592명의 대상자들은 제외하여 최종적으로 포함된 대상의 연령은 만 16세 이상이었다. 65세 이상의 경우 호출대기 근무의 빈도에 따른 영향보다 기타 연령이 증가함에 따른 영향이 더 클 것으로 판단하여 65세 이상이라고 답한 2,078명을 제외하였다.

최종적으로 남성 11,488명, 여성 11,887명으로 총 23,375명을 연구의 대상자로 하였다. <그림 2>

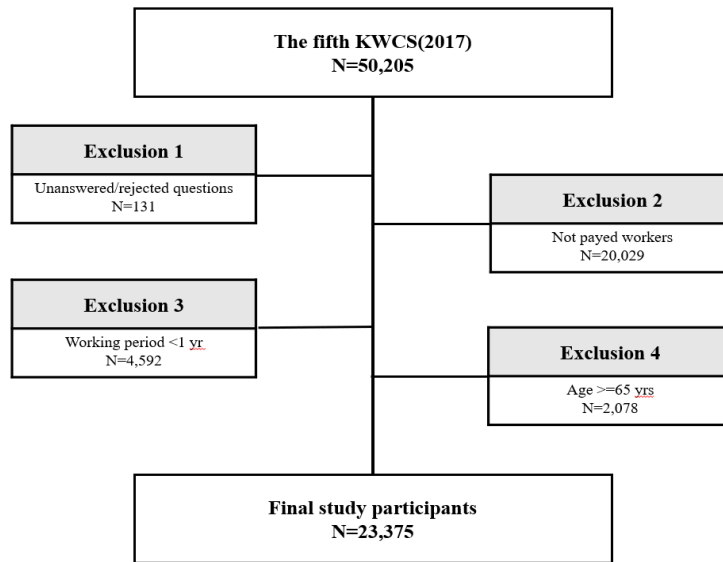


그림 2. 연구 대상

### 3. 변수의 정의 및 측정도구

#### 1) 호출대기 근무

호출대기 근무는 제5차 근로환경조사 설문지의 질문 “지난 12개월 동안[주된 직업을 시작한 이후로] 회사로부터 단시간 내에(돌발적으로) 업무에 복귀하라고 얼마나 자주 요청을 받았습니까?”라는 질문에 ‘모름/무응답’, ‘거절’로 답변한 인원을 제외하였다.

호출대기 근무의 여부는 ‘매일’, ‘한 주에 여러 번’, ‘한 달에 여러 번’이라고 답변한 인원은 호출대기 근무를 하는 것으로 보았고, ‘드물게’, ‘전혀 없음’, ‘해당 없음’이라고 답변한 인원은 호출대기 근무를 하지 않는 것으로 설정하였다.

호출대기 근무의 빈도는 3개 구간으로 나누어 ‘매일’, ‘한 주에 여러 번’, ‘한 달에 여러 번’이라고 답변한 인원을 ‘한 달에 수 회(several times a month)’로 설정하였고 ‘드물게’라고 답변한 인원은 ‘드물게(rarely)’, ‘전혀 없음’, ‘해당 없음’이라고 답변한 인원은 ‘하지 않음(none)’으로 설정하였다.

#### 2) 우울감

우울감은 “지난 12개월 동안 귀하는 다음과 같은 건강 상 문제가 있었습니까?”라는 질문 중 ‘우울감’ 항목에 ‘있다’라고 답한 경우 우울감이 있는 것(Depression)으로, ‘없다’고 답한 경우 해당 건강문제가 없는 것(Non-depression)으로 정의하였다.

#### 3) 개인적 특성

대상자의 인구사회학적 특성 중 개인적 특성으로 성별, 연령, 학력, 소득수준을 포함하였다.

성별은 남성, 여성으로 분류하였고, 연령은 30세 미만, 30-39세, 40-49세, 50-59세, 60세 이상으로 분류하였다.

학력은 초등학교 졸업 이하, 중학교 졸업, 고등학교 졸업, 전문대학 졸업 이상으로 구분하였다.

소득수준은 100만원 미만, 100만원 이상 200만원 미만, 200만원 이상 300만원 미만, 300만원 이상으로 나누었다.

#### 4) 직업적 특성

연구대상자의 인구사회학적 특성 중 직업적 특성으로는 고용형태, 주당 근무시간에 관한 내용을 포함하였다.

고용형태는 “직장에서 귀하의 종사상 지위는 다음 중 어디에 해당합니까?”의 질문을 통해 '고용계약 기간에 제약이 없거나 고용계약 기간이 1년 이상인 근로자 또는 고용계약 미설정자는 소정의 채용 절차에 따라 입사하여 인사관리 규정을 적용 받거나 퇴직금을 받기로 한 경우'는 “상용근로자(regular employee)”로, '고용계약기간이 1개월 이상 1년 미만인 근로자 또는 고용계약 미설정자는 일정한 사업(완료1년 미만)의 필요에 따라 고용된 경우'는 “임시근로자(temporary employee)”로, '고용계약 기간이 1개월 미만인 근로자 또는 매일 고용되어 근로의 대가로 일급 또는 일당제 급여를 받고 일하는 자 등'은 “일용근로자(daily worker)”로 분류하였다.

주당 근무시간은 35시간 미만, 35-44시간, 45-54시간, 55-64시간, 65시간 이상으로 분류하였다.

#### 4. 자료분석방법

첫째, 빈도분석을 이용하여 개인적 특성, 직업적 특성을 분석하였다.

둘째, 호출대기 근무와 개인적·직업적 특성의 개별 관련성을 알아보기 위해, 성별, 연령, 소득수준, 학력, 종사상지위, 고용형태, 근무시간에 대한 카이제곱 검정을 실시하였다.

셋째, 호출대기 근무 빈도와 정신건강 문제의 관계를 알아보기 위해 로지스틱 회귀분석을 사용하여 그에 따른 비교위험도 및 95% 신뢰구간을 구했다. 로지스틱 회귀분석을 이용하여 Model I에서는 개인적 특성(성별, 나이, 학력, 소득수준)을 통제하여 분석하였고, Model II에서는 Model I에 추가적으로 직업적 특성(고용형태, 근무시간)을 통제하였다.

모든 통계는 R프로그램을 활용하였다.

### III. 연구결과

#### 1. 연구대상자의 인구사회학적 특성

연구대상자는 총 23,375명이었고, 빈도분석 및 기술통계를 시행하여 개인적 특성, 직업적 특성을 분석하였다. 연구대상자의 성별은 남성 11488명(49.15%), 여성 11887명(50.85%)이었으며, 평균연령은 44.36세(SD=10.67)로 나타났다. 연령그룹으로 살펴보면 30세 미만이 2311명(9.89%), 30~39세가 5917명(25.31%), 40~49세가 6891명(29.48%), 50~59세가 6297명(26.94%), 60세 이상이 1959명(8.38%)이었다. 학력은 초등학교 졸업 이하가 316명(1.35%), 중학교 졸업이 1078명(4.61%), 고등학교 졸업이 8054명(34.48%), 전문대 졸업 이상이 13911명(59.55%)이었다. 소득수준은 100만원 미만이 1372명(5.91%), 100만원 이상 200만원 미만이 8054명(36.66%), 200만원 이상 300만원 미만이 7339명(31.64%), 300만원 이상 400만원 미만이 3731명(16.08%), 400만원 이상이 2251명(9.70%)이었다.

근로시간을 살펴보면 35시간 미만이 1651명(7.07%), 35시간 이상 45시간 미만이 12256명(52.50%), 45시간 이상 55시간 미만이 6795명(29.11%), 55시간 이상 65시간 미만이 1993명(8.54%), 65시간 이상이 651명(2.79%)이었다. 고용형태는 일용근로자가 955명(4.09%), 임시근로자가 2284명(9.77%), 상용근로자가 20136명(86.14%)이었다.

호출대기 근무 여부는 호출대기를 한다는 응답이 1032명(4.41%), 하지 않는다는 응답이 22343명(95.59%)이었다. 우울감에 대한 질문에는 우울감을 경험했는 응답이 509명(2.18%), 우울감을 경험하지 않았다는 응답이 22866명(97.82%)이었다. <표 1>



표 1. 연구대상의 인구사회학적 특성

Variable	Overall
<b>AGE</b>	
Mean (SD)	44.36 (10.67)
<b>On-call work</b>	
No	22343 (95.59%)
Yes	1032 ( 4.41%)
<b>Age group</b>	
<30	2311 ( 9.89%)
30-39	5917 (25.31%)
40-49	6891 (29.48%)
50-59	6297 (26.94%)
>=60	1959 ( 8.38%)
<b>Gender</b>	
Men	11488 (49.15%)
Women	11887 (50.85%)
<b>Education</b>	
Primary	316 ( 1.35%)
Middle	1078 ( 4.61%)
High	8054 (34.48%)
College	13911 (59.55%)
<b>Working hour</b>	
<35	1651 ( 7.07%)
35-44	12256 (52.50%)
45-54	6795 (29.11%)
55-64	1993 ( 8.54%)
>=65	651 ( 2.79%)
<b>Form of employ</b>	
Temporary employee	2284 ( 9.77%)
Daily worker	955 ( 4.09%)
Regular employee	20136 (86.14%)
<b>Income</b>	
<100	1372 ( 5.91%)
100-199	8504 (36.66%)
200-299	7339 (31.64%)
300-399	3731 (16.08%)
>400	2251 ( 9.70%)
<b>Depression</b>	
Yes	509 ( 2.18%)
No	22866 (97.82%)

## 2. 우울감 경험 여부에 따른 인구사회학적 특성의 차이

연구대상자 중 우울감을 경험한 대상자는 509명 (2.18%), 우울감을 경험하지 않은 대상자는 22866

명(97.82%)이며, 우울감 경험 여부에 따른 요인 별 차이는 카이제곱 검정으로 분석하였다. 그 결과, 모든 항목에서 우울감을 경험한 그룹과 경험하지 않은 그룹이 유의한 차이를 보이는 것으로 나

▶ 장려상

타났다( $P<0.05$ ). 성별의 경우 남성(226명, 1.97%)보다 여성(283명, 2.38%)에서 우울감을 경험한 근로자의 비율이 높았다. 연령대의 경우 60세 이상(66명, 2.37%)이 가장 높은 비중으로 우울감을 경험하였다( $P<0.001$ ). 교육수준은 중학교 졸업(46명, 4.27%)의 경우가 우울감을 경험한 대상자의 비율이 높았다. 월평균소득의 경우 100만원 이상 200만원 미만 그룹(212명, 2.49%)에서 가장 높은 비율로 우울감을 경험하였다고 응답하였다. 근로시간

의 경우 65시간 이상(45명, 5.38%)이 가장 높은 비율로 우울감을 경험하였다고 응답하였다. 고용형태의 경우 일용 근로자(41명, 4.29%)에서 우울감을 경험한 근로자의 비율이 가장 높았다. 호출대기 근무 여부의 경우 호출대기 근무를 하지 않는 군(468명, 2.09%)보다 호출대기 근무를 하는 군(41명, 3.97%)에서 더 높은 비율로 우울감을 경험하였다고 응답하였다. <표 2>

표 2. 우울감 경험 여부에 따른 인구사회학적 특성의 차이

Variable	Depression		Overall	P
	Yes (N=509, 2.18%)	No (N=22866, 97.82%)		
<b>AGE</b> Mean (SD)	46.83 (10.37)	44.30 (10.67)	44.36 (10.67)	<0.001
<b>On-call work</b>				<0.001
No	468 ( 2.09%)	21875 (97.91%)	22343 (95.59%)	
Yes	41 ( 3.97%)	991 (96.03%)	1032 (4.41%)	
<b>Age group</b>				<0.001
<30	30 ( 1.30%)	2281 (98.70%)	2311 (9.89%)	
30-39	100 ( 1.69%)	5817 (98.31%)	5917 (25.31%)	
40-49	161 ( 2.34%)	6730 (97.66%)	6891 (29.48%)	
50-59	152 ( 2.41%)	6145 (97.59%)	6297 (26.94%)	
≥60	66 ( 3.37%)	1893 (96.63%)	1959 (8.38%)	
<b>Gender</b>				0.034
Men	226 ( 1.97%)	11262 (98.03%)	11488 (49.15%)	
Women	283 ( 2.38%)	11604 (97.62%)	11887 (50.85%)	
<b>Education level</b>				<0.001
Primary	10 ( 3.16%)	306 (96.84%)	316 (1.35%)	
Middle	46 ( 4.27%)	1032 (95.73%)	1078 (4.61%)	
High	192 ( 2.38%)	7862 (97.62%)	8054 (34.48%)	
College	261 ( 1.88%)	13650 (98.12%)	13911 (59.55%)	
<b>Working hours/week</b>				<0.001
<35	45 ( 2.73%)	1606 (97.27%)	1651 (7.07%)	
35-44	223 ( 1.82%)	12033 (98.18%)	12256 (52.50%)	
45-54	156 ( 2.30%)	6639 (97.70%)	6795 (29.11%)	
55-64	49 ( 2.46%)	1944 (97.54%)	1993 (8.54%)	
≥65	35 ( 5.38%)	616 (94.62%)	651 (2.79%)	
<b>Form of employ</b>				<0.001
Temporary employee	55 ( 2.41%)	2229 (97.59%)	2284 (9.77%)	
Daily worker	41 ( 4.29%)	914 (95.71%)	955 (4.09%)	
Regular employee	413 ( 2.05%)	19723 (97.95%)	20136 (86.14%)	
<b>Income/month(10,000won)</b>				0.002
<100	34 ( 2.48%)	1338 (97.52%)	1372 (5.91%)	
100-199	212 ( 2.49%)	8292 (97.51%)	8504 (36.66%)	
200-299	133 ( 1.81%)	7206 (98.19%)	7339 (31.64%)	
300-399	63 ( 1.69%)	3668 (98.31%)	3731 (16.08%)	
>400	63 ( 2.80%)	2188 (97.20%)	2251 (9.70%)	

### 3. 호출대기 근무 여부에 따른 인구사회학적 특성의 차이

연구대상자 중 호출대기 근무를 하는 대상자는 1031명(4.41%), 하지 않는 대상자는 22343명(95.59%)이었으며, 호출대기 근무 빈도에 따른 요인 별 차이는 카이제곱 검정으로 분석하였다. 그 결과 연령, 교육수준을 제외한 모든 항목에서 호출대기 근무를 하는 그룹과 하지 않는 그룹이 유의한 차이를 보이는 것으로 나타났다( $P < 0.05$ ). 성별의 경우, 여성(445명, 3.74%)보다 남성(587명, 5.11%)에서 호출대기 근무를 하는 대상자들의 비율이 높았다. 소득

수준의 경우 400만원 이상(120명, 5.33%) 그룹과 300만원 이상 400만원 미만(180명, 4.82%) 그룹에서 호출대기 근무 근로자들의 비율이 더 높은 것으로 나타났다. 근로시간의 경우 55시간 이상 65시간 미만(106명, 5.32%)과 45시간 이상 54시간 미만(354명, 5.21%)이라고 답한 그룹에서 호출대기 근무 근로자들의 비율이 높은 것을 확인할 수 있었다. 고용형태의 경우 일용근로자(56명, 5.86%)에서 호출대기 근무 근로자들의 비율이 높았다. 우울감 경험 여부의 경우 우울감을 경험하지 않은 그룹(991명, 4.33%)보다 우울감을 경험하였다고 응답한 그룹(41명, 8.06%)에서 호출대기 근무 근로자들의 비율이 높았다. <표 3>

표 3. 호출대기 근무 여부에 따른 인구사회학적 특성의 차이

Variable	On-call work		Overall	P
	No (n=22343, 95.58%)	Yes (n=1032, 4.41%)		
<b>AGE</b> Mean (SD)	44.36 (10.66)	44.22 (10.80)	44.36 (10.67)	0.686
<b>Age group</b>				0.954
<30	2208 (95.54%)	103 ( 4.46%)	2311 (9.89%)	
30-39	5648 (95.45%)	269 ( 4.55%)	5917 (25.31%)	
40-49	6584 (95.54%)	307 ( 4.46%)	6891 (29.48%)	
50-59	6029 (95.74%)	268 ( 4.26%)	6297 (26.94%)	
>=60	1874 (95.66%)	85 ( 4.34%)	1959 (8.38%)	
<b>Gender</b>				<0.001
Men	10901 (94.89%)	587 ( 5.11%)	11488 (49.15%)	
Women	11442 (96.26%)	445 ( 3.74%)	11887 (50.85%)	
<b>Education level</b>				0.826
Primary	305 (96.52%)	11 ( 3.48%)	316 (1.35%)	
Middle	1028 (95.36%)	50 ( 4.64%)	1078 (4.61%)	
High	7703 (95.64%)	351 ( 4.36%)	8054 (34.48%)	
College	13291 (95.54%)	620 ( 4.46%)	13911 (59.55%)	
<b>Working hours/week</b>				<0.001
<35	1569 (95.03%)	82 ( 4.97%)	1651 (7.07%)	
35-44	11803 (96.30%)	453 ( 3.70%)	12256 (52.50%)	
45-54	6441 (94.79%)	354 ( 5.21%)	6795 (29.11%)	
55-64	1887 (94.68%)	106 ( 5.32%)	1993 (8.54%)	
>=65	618 (94.93%)	33 ( 5.07%)	651 (2.79%)	
<b>Form of employ</b>				0.018
Temporary employee	2201 (96.37%)	83 ( 3.63%)	2284 (9.77%)	
Daily worker	899 (94.14%)	56 ( 5.86%)	955 (4.09%)	
Regular employee	19243 (95.57%)	893 ( 4.43%)	20136 (86.14%)	
<b>Income/month(10,000won)</b>				0.044
<100	1323 (96.43%)	49 ( 3.57%)	1372 (5.91%)	
100-199	8152 (95.86%)	352 ( 4.14%)	8504 (36.66%)	
200-299	7010 (95.52%)	329 ( 4.48%)	7339 (31.64%)	
300-399	3551 (95.18%)	180 ( 4.82%)	3731 (16.08%)	
>400	2131 (94.67%)	120 ( 5.33%)	2251 (9.70%)	
<b>Depression</b>				<0.001
Yes	468 (91.94%)	41 ( 8.06%)	509 (2.18%)	
No	21875 (95.67%)	991 ( 4.33%)	22866 (97.82%)	

## 4. 호출대기 근무 여부에 따른 우울감

호출대기 근무 여부와 우울감의 관련성을 파악하기 위해 로지스틱 회귀분석을 시행하였다. Model I에서는 변수들의 통제 없이 분석하였고, Model II에서는 개인적 특성(성별, 나이, 학력, 소득수준)을 통제하여 분석하였다. Model III에서는 Model II에 직업적 특성(근무시간, 고용형태)를 추가로 통제하여 분석하였다. 그 결과, 호출대기 근무를 하는 경우에는 하지 않는 경우보다 우울감을 더 높게 경험하는 것을 확인할 수 있었다.

우울에 대한 비교위험도는 호출대기 근무를 하지 않는 집단에 비해 호출대기 근무를 하는 집단에서

1.93(95% CI 1.40-2.68)이었다(Model I). 이러한 경향은 개인적 특성을 통제한 후에도 변함없이, 호출대기 근무를 하는 경우의 비교위험도는 1.96(95% CI 1.42-2.72)이었다(Model II). 추가로 직업적 특성을 보정한 결과 비교위험도는 1.85(95% CI 1.33-2.58)로 나타났다(Model III). Model III의 고용형태를 살펴보면 상용근로자의 비교위험도는 0.99 (95% CI 0.73-1.34), 일용근로자의 비교위험도는 1.77(95% CI 1.16-2.71)로, 고용형태가 안정적인수록 우울감의 비교위험도는 낮아지는 것으로 나타났다. Model III의 근로시간에서는 근로시간이 증가함에 따라 우울에 대한 비교위험도가 증가하였고, 65시간 이상의 근무에서는 2.36(95% CI 1.42-3.93)이었다. <표 4>

표 4. 호출대기 근무 여부에 따른 우울감

Variable		OR (95% CI)		
		model 1	model 2	model 3
<i>On-call work</i>	No	1 (reference)	1 (reference)	1 (reference)
	Yes	1.93 (1.40-2.68)	1.96 (1.42-2.72)	1.85 (1.33-2.58)
<i>Gender</i>	Men		1 (reference)	1 (reference)
	Women		1.14 (0.93-1.41)	1.26 (1.02-1.55)
<i>Age</i>	<30		1 (reference)	1 (reference)
	30-39		1.40 (0.92-2.12)	1.40 (0.93-2.12)
	40-49		1.75 (1.18-2.62)	1.77 (1.18-2.64)
	50-59		1.67 (1.11-2.52)	1.64 (1.09-2.47)
	>=60		2.04 (1.28-3.26)	1.96 (1.22-3.14)
<i>Education level</i>	Primary		1 (reference)	1 (reference)
	Middle		1.51 (0.73-3.12)	1.47 (0.71-3.05)
	High		0.93 (0.46-1.86)	0.98 (0.49-1.98)
	College		0.79 (0.39-1.62)	0.95 (0.46-1.95)
<i>Income/month (10,000won)</i>	>100		1 (reference)	1 (reference)
	100-199		1.14 (0.78-1.65)	1.25 (0.81-1.94)
	200-299		0.94 (0.63-1.42)	1.05 (0.65-1.70)
	300-399		0.88 (0.56-1.41)	1.04 (0.61-1.77)
	>400		1.46 (0.91-2.34)	1.75 (1.02-3.01)
<i>Form of employ</i>	Temporary employee			1 (reference)
	Daily worker			1.77 (1.16-2.71)
	Regular employee			0.99 (0.73-1.34)
<i>Working hours /week</i>	>35			1 (reference)
	35-44			0.80 (0.54-1.18)
	45-54			1.01 (0.67-1.51)
	55-64			1.08 (0.68-1.73)
	>=65			2.36 (1.42-3.93)

Model I : Crude

Model II : Model I +Individual characteristics

Model III : Model II + Occupational characteristics

## 5. 호출대기 근무 빈도에 따른 인구사회학적 특성의 차이

연구대상자 중 1달에 수 회 호출대기 근무를 하는 대상자는 1032명(4.41%) 드물게 하는 대상자는 4086명(10.45%) 하지 않는 대상자는 18257명(78.10%)이었으며, 호출대기 빈도에 따른 요인 별 차이는 카이제곱 검정으로 분석하였다. 그 결과, 연령대를 제외한 모든 항목에서 호출대기 근무 빈도에 따라 유의한 차이를 보이는 것으로 나타났다( $P<0.05$ ). 성별의 경우 여성보다 남성에서 호출대기 근무를 한 달에 수 회(587명, 5.11%), 드물게(2555명, 22.24%)한다고 답한 인원의 비율이 더 높게 나타났다. 교육수준의 경우, 호출대기 근무를 한 달에 수 회 한다고 답한 인원의 비율이 중학교 졸업(50명, 4.64%)에서 더 높았고, 드물게 한다고 답한 인원의 비율은 전문대 졸업 이상(2560명, 18.40%)에서 더 높았다. 소득수준의 경우 호출대기 근무를 한 달에 수 회 한다고 답한 인원의 비율은 400만원 이상(120명, 5.33%)에서 더 높았고, 드물게 한다고 답한 인원의 비율은 300만원 이상 400만원 미만(510명, 22.66%)에서 더 높게 나타났다.

근로시간의 경우 호출대기 근무를 한 달에 수 회 한다고 답한 인원의 비율이 55시간 이상 65시간 미만의 그룹(106명, 5.32%)에서 더 높았고, 드물게 한다고 답한 인원의 비율은 45시간 이상 55시간 미만의 그룹(1319명, 19.41%)에서 더 높게 나타났다. 고용형태의 경우 호출대기 근무를 한 달에 수 회 한다고 답한 인원의 비율이 일용근로자(56명, 5.86%)에서 높게 나타났고, 드물게 한다고 답한 인원의 비율은 상용근로자(3571명, 17.73%)에서 높았다. 우울감 경험 여부의 경우, 우울감을 경험하지 않은 군에 비해 우울감을 경험한 군에서 호출대기 근무를 한 달에 수 회(41명, 8.06%), 드물게(115명, 22.59%)한다고 응답한 인원의 비율이 더 높았다. <표 5>

## 6. 연구대상자의 호출대기 근무 빈도에 따른 우울감

호출대기 근무 빈도와 우울감의 관련성을 파악하

기 위해 로지스틱 회귀분석을 시행하였다. Model I에서는 개인적 특성(성별, 나이, 학력, 소득수준)을 통제하여 분석하였고, Model II에서는 Model I에 추가적으로 직업적 특성(종사상 지위, 고용형태, 근무시간)을 통제하였다.

그 결과, 호출대기 근무의 빈도가 높을수록 우울감을 더 높게 경험하는 것을 확인할 수 있었다. 이러한 경향은 개인적 특성, 직업적 특성을 통제한 후에도 변화가 없었다. 호출대기 근무를 한 달에 수 회 하는 군의 비교위험도는 Model I에서 2.10(95% CI 1.51-2.92), 드물게 하는 군에서는 1.47(95% CI 1.19-1.82)로 나타났다. Model II에서는 1달에 수 회라고 답한 군에서 2.17(95% CI 1.56-3.03), 드물게라고 답한 군에서 1.58(95% CI 1.28-1.97)로 나타났고 Model III에서는 1달에 수 회라고 답한 군에서 2.05(95% CI 1.46-2.86), 드물게라고 답한 군에서 1.57(95% CI 1.26-1.95), 로 나타났다. <Table 6>

호출대기 근무 빈도와 우울감의 관계를 보다 명확하게 파악하고자 제5차 근로환경조사 설문지의 '다음의 직업 분류 중 귀하가 하시는 일(직업)에 가장 적합한 것은 무엇입니까?'와 같은 질문에서 호출대기 근무와 관련성이 적은 직종인 '서비스 종사자', '판매 종사자'라고 답한 인원을 제외하고 로지스틱 회귀분석을 실시하였다. 그 결과 또한 호출대기 근무의 빈도가 높을수록 우울감을 더 높게 경험하는 것을 확인할 수 있었다. 이러한 경향은 개인적 특성, 직업적 특성을 통제한 후에도 변화가 없었다. 호출대기 근무를 1달에 수 회 라고 답한 군의 비차비는 Model I에서 2.42배(95% CI 1.63-3.59), 드물게라고 답한 군의 비교위험도는 1.33(95% CI 1.02-1.74)로 나타났다. Model II에서는 1달에 수 회라고 답한 군에서 2.49(95% CI 1.67-3.70), 드물게라고 답한 군에서 1.43(95% CI 1.09-1.87)로 나타났고 Model III에서는 1달에 수 회라고 답한 군에서 2.13(95% CI 1.42-3.20), 드물게라고 답한 군에서 1.36(95% CI 1.03-1.79)로 나타났다. <Table 7>

표 5. 호출대기 근무 빈도에 따른 인구사회학적 특성의 차이

Variable	None (n=18257, 78.10%)	Rarely (n =4086, 17.48%)	Several times a month (n=1032, 4.41%)	Overall	P
<b>AGE</b> Mean (SD)	44.44 (10.71)	44.00 (10.45)	44.22 (10.80)	44.36 (10.67)	0.055
<b>Age group</b>					0.069
<30	1808 (78.23%)	400 (17.31%)	103 ( 4.46%)	2311 (9.89%)	
30-39	4568 (77.20%)	1080 (18.25%)	269 ( 4.55%)	5917 (25.31%)	
40-49	5371 (77.94%)	1213 (17.60%)	307 ( 4.46%)	6891 (29.48%)	
50-59	4923 (78.18%)	1106 (17.56%)	268 ( 4.26%)	6297 (26.94%)	
>=60	1587 (81.01%)	287 (14.65%)	85 ( 4.34%)	1959 (8.38%)	
<b>Gender</b>					<0.001
Men	8346 (72.65%)	2555 (22.24%)	587 ( 5.11%)	11488 (49.15%)	
Women	9911 (83.38%)	1531 (12.88%)	445 ( 3.74%)	11887 (50.85%)	
<b>Education level</b>					<0.001
Primary	275 (87.03%)	30 ( 9.49%)	11 ( 3.48%)	316 (1.35%)	
Middle	890 (82.56%)	138 (12.80%)	50 ( 4.64%)	1078 (4.61%)	
High	6347 (78.81%)	1356 (16.84%)	351 ( 4.36%)	8054 (34.48%)	
College	10731 (77.14%)	2560 (18.40%)	620 ( 4.46%)	13911 (59.55%)	
<b>Working hours/week</b>					<0.001
<35	1365 (82.68%)	204 (12.36%)	82 ( 4.97%)	1651 (7.07%)	
35-44	9739 (79.46%)	2064 (16.84%)	453 ( 3.70%)	12256 (52.50%)	
45-54	5122 (75.38%)	1319 (19.41%)	354 ( 5.21%)	6795 (29.11%)	
55-64	1511 (75.82%)	376 (18.87%)	106 ( 5.32%)	1993 (8.54%)	
>=65	497 (76.34%)	121 (18.59%)	33 ( 5.07%)	651 (2.79%)	
<b>Form of employ</b>					0.001
Temporary employee	1853 (81.13%)	348 (15.24%)	83 ( 3.63%)	2284 (9.77%)	
Daily worker	732 (76.65%)	167 (17.49%)	56 ( 5.86%)	955 (4.09%)	
Regular employee	15672 (77.83%)	3571 (17.73%)	893 ( 4.43%)	20136 (86.14%)	
<b>Income/month (10,000 won)</b>					<0.001
<100	1159 (84.48%)	164 (11.95%)	49 ( 3.57%)	1372 (5.91%)	
100-199	6994 (82.24%)	1158 (13.62%)	352 ( 4.14%)	8504 (36.66%)	
200-299	5635 (76.78%)	1375 (18.74%)	329 ( 4.48%)	7339 (31.64%)	
300-399	2703 (72.45%)	848 (22.73%)	180 ( 4.82%)	3731 (16.08%)	
>400	1621 (72.01%)	510 (22.66%)	120 ( 5.33%)	2251 (9.70%)	
<b>Depression</b>					<0.001
Yes	353 (69.35%)	115 (22.59%)	41 ( 8.06%)	509 (2.18%)	
No	17904 (78.30%)	3971 (17.37%)	991 ( 4.33%)	22866 (97.82%)	

표 6. 호출대기 근무 빈도에 따른 우울감

Variable		OR (95% CI)		
		model I	model II	model III
<i>On-call work</i>	none	1 (reference)	1 (reference)	1 (reference)
	Rarely	1.47 (1.19-1.82)	1.58 (1.28-1.97)	1.57 (1.26-1.95)
	Several times a month	2.10 (1.51-2.92)	2.17 (1.56-3.03)	2.05 (1.46-2.86)
<i>Gender</i>	Men		1 (reference)	1 (reference)
	Women		1.19 (0.97-1.46)	1.31 (1.06-1.61)
<i>Age</i>	>30		1 (reference)	1 (reference)
	30-39		1.41 (0.93-2.13)	1.41 (0.93-2.13)
	40-49		1.77 (1.18-2.64)	1.78 (1.19-2.65)
	50-59		1.68 (1.11-2.53)	1.64 (1.09-2.48)
	>=60		2.06 (1.29-3.30)	1.97 (1.23-3.16)
<i>Education level</i>	Primary		1 (reference)	1 (reference)
	Middle		1.48 (0.72-3.07)	1.46 (0.70-3.02)
	High		0.90 (0.45-1.81)	0.96 (0.48-1.93)
	College		0.78 (0.38-1.58)	0.92 (0.45-1.90)
<i>Income/month (10,000 won)</i>	>100		1 (reference)	1 (reference)
	100-199		1.14 (0.78-1.65)	1.26 (0.81-1.94)
	200-299		0.93 (0.62-1.40)	1.04 (0.65-1.68)
	300-399		0.86 (0.54-1.37)	1.02 (0.60-1.73)
	>400		1.42 (0.88-2.28)	1.71 (1.00-2.94)
<i>Form of employ</i>	Temporary employee			1 (reference)
	Daily worker			1.77 (1.16-2.71)
	Regular employee			0.99 (0.73-1.35)
<i>Working hours /week</i>	>35			1 (reference)
	35-44			0.79 (0.54-1.18)
	45-54			0.99 (0.66-1.48)
	55-64			1.07 (0.67-1.70)
	>=65			2.35 (1.41-3.90)

Model I : Crude

Model II : Model I + Individual characteristics

Model III : Model II +Occupational characteristics

표 7. 호출대기 근무 빈도에 따른 우울감(서비스 종사자 및 판매종사자 제외)

Variable		OR (95% CI)		
		model 1	model 2	model 3
<i>On-call work</i>	none	1 (reference)	1 (reference)	1 (reference)
	rarely	1.33 (1.02–1.74)	1.43 (1.09–1.87)	1.36 (1.03–1.79)
	several times a month	2.42 (1.63–3.59)	2.49 (1.67–3.70)	2.13 (1.42–3.20)
<i>Gender</i>	Men		1 (reference)	1 (reference)
	Women		1.05 (0.82–1.36)	1.27 (0.98–1.64)
	>30		1 (reference)	1 (reference)
<i>Age</i>	30–39		0.99 (0.61–1.62)	0.97 (0.59–1.59)
	40–49		1.47 (0.92–2.36)	1.42 (0.89–2.28)
	50–59		1.21 (0.74–1.98)	1.12 (0.68–1.84)
	>=60		1.45 (0.82–2.56)	1.34 (0.76–2.36)
<i>Education</i>	Primary		1 (reference)	1 (reference)
	Middle		1.83 (0.76–4.42)	1.70 (0.70–4.14)
	High		0.97 (0.41–2.29)	1.04 (0.44–2.48)
	College		0.82 (0.34–1.97)	1.07 (0.44–2.60)
<i>Income/month (10,000won)</i>	>100		1 (reference)	1 (reference)
	100–199		1.16 (0.70–1.94)	1.51 (0.83–2.72)
	200–299		0.93 (0.54–1.60)	1.25 (0.66–2.36)
	300–399		0.73 (0.40–1.33)	1.06 (0.53–2.12)
	>400		1.35 (0.73–2.47)	2.06 (1.03–4.15)
<i>Form of employ</i>	Temporary employee			1 (reference)
	Daily worker			2.19 (1.29–3.70)
	Regular employee			1.07 (0.70–1.65)
<i>Working hours /week</i>	>35			1 (reference)
	35–44			0.55 (0.34–0.89)
	45–54			0.91 (0.56–1.48)
	55–64			1.19 (0.67–2.11)
	>=65			2.62 (1.41–4.87)

Model I : Crude

Model II : Model I +Individual characteristics

Model III : Model II +Occupational characteristics

#### IV. 고찰

이 연구에서는 국내 임금근로자의 호출대기 근무 빈도와 우울감의 관련성에 대해 알아보기 위해 제5차 근로환경조사를 활용하여 국내 임금근로자

를 대상으로 대상자의 개인적, 직업적 특성, 우울감의 관계에 대해 알아보고, 호출대기 근무 여부 및 빈도가 우울감에 미치는 영향을 분석하였다.

연구대상자의 인구사회학적 특성을 우울감 경험 여부에 따라 분석한 결과, 모든 항목에서 우울감을



경험한 그룹과 경험하지 않은 그룹이 유의한 차이를 보이는 것으로 나타났다. 호출대기 근무 여부의 경우 호출대기 근무를 하지 않는 군보다 호출대기 근무를 하는 군에서 더 높은 비율로 우울감을 경험하는 것으로 나타났다. 또한, 연령이 높아질수록 우울감을 경험하였다고 답한 대상자의 비율이 높았다. 고용형태를 살펴보면 상용근로자, 임시근로자, 일용근로자 순으로 우울감을 경험하였다고 답한 대상자의 비율이 높았다.

연구대상자의 인구사회학적 특성을 호출대기 근무 여부에 따라 분석한 결과, 연령과 교육수준을 제외한 성별, 수입, 근로시간, 고용형태, 우울감 항목에서 호출대기근무를 하는 군이 하지 않는 군과 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다. 이는 호출대기 근무를 하는 군에서 우울감을 포함한 건강 문제가 더 높게 나타난다는 기존의 연구결과와 동일하다(Baek 등, 2018). 특히 성별의 경우 여성보다 남성에서 호출대기 근무를 하는 대상자들의 비율이 높았다. 이는 여성이 남성보다 모든 직무에서 호출대기 근무가 삶에 미치는 영향이 더 크다고 인식하고 있다는 기존의 연구 결과가 반영된 것으로 보인다(Roberts B등, 2019). 또한, 고용형태를 살펴보면 상용근로자, 임시근로자, 일용근로자 순으로 호출대기 근무를 한다고 응답한 비율이 높았다.

호출대기 근무 빈도에 따른 인구사회학적 특성을 분석한 결과, 연령을 제외한 모든 항목에서 호출대기 근무 빈도에 따라 유의한 차이를 보이는 것으로 나타났다. 특히 우울감 경험 여부의 경우 우울감을 경험하지 않은 군에 비해 우울감을 경험한 군에서 호출대기 근무를 한 달에 수 회 한다고 응답한 인원의 비율이 높았으며, 호출대기 근무를 드물게 한다고 응답한 인원의 비율 또한 높았다.

연구대상자의 호출대기 근무 빈도가 우울감에 미치는 영향을 분석한 결과, 호출대기 근무의 빈도가 높을수록 우울감을 더 높게 경험한다는 것을

확인할 수 있었다. 이러한 경향은 개인적 특성, 직업적 특성을 통제한 후에도 변화가 없었다. 민감도 분석을 위해 서비스종사자와 판매종사자를 제외한 임금근로자를 대상으로 분석한 후에도 호출대기 근무의 빈도가 높을수록 우울감을 더 높게 경험하는 것을 확인할 수 있었다. 이러한 경향 또한 개인적 특성, 직업적 특성을 통제한 후에도 변화가 없었다.

이 연구의 장점은 다음과 같다. 첫째, 국내에서는 아직 시행되지 않았던 호출대기 근무 빈도와 정신건강 문제의 관련성에 대한 연구라는 점이다. 또한 특정 직종이 아닌 임금근로자 전체를 대상으로 한 호출대기 근무 빈도에 관한 연구이며, 특히 기존에 연구가 활발하게 진행되었던 의료보건직 종사자뿐만 아니라 다른 직종에서도 유사한 관계를 갖는다는 것을 밝혀 추후 다양한 직종의 호출대기 근무와 관련된 연구의 필요성을 제시했다는 점을 장점으로 꼽을 수 있다. 둘째, 근로환경조사를 활용한 연구이기 때문에 23,375명의 국내 임금근로자의 대표성을 가지는 인구집단을 연구 대상으로 하였다는 점을 장점으로 들 수 있다.

이 연구의 제한점은 다음과 같다. 첫째, 근로환경조사를 활용한 단면연구이기 때문에 호출대기 근무의 빈도와 정신건강 문제의 명확한 인과관계를 파악하기 어렵다. 향후 인과관계를 밝히기 위한 추가적인 연구가 필요할 것이다. 둘째, 변수들의 측정도구로 근로환경조사의 설문지만을 활용했다는 점이다. 특히 호출대기 근무의 다양한 형태와 여건들을 작업환경 측정 혹은 심화 질문 등을 통해 알아본 것이 아니라 기존 설문지의 문항만으로 노출 정도만을 파악하였다는 점이 제한점이 될 수 있겠다. 또한 우울감의 경우 진료력이나 우울척도 등의 객관적인 측정도구가 아닌 자가보고를 통해 우울감의 여부를 알아보았다는 점이다. 셋째, 건강문제를 우울감에만 국한시켜, 다른 건강문제들에 대한 결과는 확인할 수 없다는 점이다. 추후 우울감 이

외의 건강문제에서 추가적인 연구가 필요하겠다.

이 연구에서는 국내 근로자들의 호출대기 근무 빈도가 우울감과 유의한 상관관계가 있음을 밝혔다. 향후 인과관계를 파악하기 위한 추가적인 연구가 필요하며, 호출대기 근무 빈도와 관련된 정신건강 문제를 줄이기 위한 논의와 예측가능한 호출대기 근무 편성, 상응하는 보상 및 휴식 여건 조성 등 더 나은 호출대기 근무 환경을 위한 권고안이 필요할 것으로 사료된다.

## V. 결론 및 제언

본 연구는 국내에서 2017년 시행된 제5차 근로환경조사(The Fifth Working Conditions Survey; KWCS)를 활용하여 국내 임금 근로자들의 호출대기 근무 빈도와 우울감의 관계를 알아보고자 하였다.

호출대기 근무는 직무의 특성 상 사회적으로 중요도가 높은 공공분야 혹은 생명과 안전에 직결되는 분야 등 24시간 운영이 필요한 직종에서 주로 수행되고 있다. 한편 본 연구에 따르면 호출대기 근무 여부와 빈도가 우울감의 위험도를 증가시키는 것으로 나타났다. 이는 이전에 시행되었던 연구들의 결과에 따르면, 가사 및 사회활동, 여가의 제한 등으로 인한 것으로 보인다. 호출대기 근무를 근로시간으로 인정하지 않거나 이에 대한 보상 또한 간과하였던 국내의 관행을 감안하면 그 동안 우리는 사회의 안전을 유지하기 위한 비용 중 하나로 호출대기 근로자들의 건강과 삶의 질을 지불해 온 셈이다.

오늘 날 근로자들은 일과 삶의 균형에 대해 더 높은 관심을 보이고 있으며, 사회 여러 분야에서 노동의 가치와 근로환경에 대한 인식 변화를 요구하는 목소리 또한 높아지고 있다. 하지만 호출대기 근로자들의 근로환경에 대한 사회적 관심은 아직 부족한 것이 실정이다. 호출대기 근무가 불가결한 분야의 직종이 갖는 사회적 영향을 고려하였을 때, 호출대기 근로자들의 안녕과 관련하여 시대적 요

구에 부합하는 법규와 제도가 필요한 시점이다.

따라서 향후 호출대기 근무가 다양한 건강문제에 미치는 영향과 관련된 종적 연구를 통해 명확한 인과관계를 파악할 수 있을 것이다. 또한, 호출대기 근무의 다양한 여건 및 상황과 건강문제를 매개하는 변수들의 가능성을 파악하는 것 역시 앞으로의 과제가 될 수 있을 것이다.

## VI. 참고문헌

- 박태준, 백도명, 조기옥, 박정선, 조성일, “한국 근로자의 교대근무와 직업성 손상과의 관계” 대한 직업환경의학회지, 24:52-60, 2012.
- 방영은, 박보현, “병원간호사의 간호근무환경과 직무 스트레스가 건강문제에 미치는 영향”, 한국 직업건강간호학회지, 25:227-37, 2016.
- 박창범, “종합병원에서 호출대기 (소위 온콜제도) 의 노동법상의 문제”, 법학논집, 23:87-108, 2019.
- 이정실, 송주은, “중년성인의 아침식사 섭취빈도에 따른 영양상태 평가-2015년 국민건강영양조사 자료를 이용”, 한국식품영양학회지, 30:644-52, 2017.
- 장순미, “대학병원 비상호출 대상 부서 직원들의 직무스트레스와 삶의 질”, 전남대학교, 2017.
- 현혜순, “한국 임금근로자의 근무환경과 업무상 손상과의 관계”, 디지털융복합연구, 16:523-31, 2018.
- 대법원 1993. 5. 27. 선고 92 다 24509 판결 [임금] > 종합법률정보 판례
- 김중곤, 신태현, “철도관제사의 직무요구, 교대근무, 작업환경 및 스트레스 요인이 건강에 미치는 영향”, 대한안전경영과학회지, 18:73-80, 2016.
- Bamberg E, Dettmers J, Funck H, Kr he B, Vahle-Hinz T. 'Effects of On-Call Work on Well-Being: Results of a Daily Survey 1', Applied Psychology: Health and Well-Being,

- 4:299-320, 2012.
- Ferguson SA, Paterson JL, Hall SJ, Jay SM, Aisbett B. 'On-call work: To sleep or not to sleep? It depends', *Chronobiology international*, 33:678-84, 2016.
- Hall SJ, Ferguson SA, Turner AI, Robertson SJ, Vincent GE, Aisbett B. "The effect of working on-call on stress physiology and sleep: A systematic review. *Sleep medicine reviews*", 33:79-87, 2017.
- Heponiemi T, Aalto A-M, Pekkarinen L, Siuvatti E, Elovainio M, "Are there high-risk groups among physicians that are more vulnerable to on-call work?", *The American journal of emergency medicine*, 33:614-9, 2015.
- Nicol A-M, Botterill JS. On-call work and health: a review. *Environmental Health*. 2004; 3:15.
- Roberts B, Vincent GE, Ferguson SA, Reynolds AC, Jay SM, "Understanding the differing impacts of on-call work for males and females: results from an online survey", *International journal of environmental research and public health*, 16:370, 2019.
- Sprajcer M, Jay S, Vincent G, Zhou X, Lack L, Vakulin A, et al., editors, "Who is best suited to on-call work? Understanding individual differences in trait anxiety and sleep", *JOURNAL OF SLEEP RESEARCH* WILEY 111 RIVER ST, HOBOKEN 07030-5774, NJ USA, 2018.
- Sprajcer M, Jay SM, Vincent GE, Vakulin A, Lack L, Ferguson SA, "The effects of anticipating a high-stress task on sleep and performance during simulated on-call work", *Journal of sleep research*, 27:e12691, 2018.
- Vincent GE, Karan S, Paterson J, Reynolds AC, Dominiak M, Ferguson SA, "Impacts of Australian firefighters' on-call work arrangements on the sleep of partners" *Clocks & Sleep*, 2:39-51, 2020.
- Ziebertz CM, van Hooff ML, Beckers DG, Hooftman WE, Kompier MA, Geurts SA, "The relationship of on-call work with fatigue, work-home interference, and perceived performance difficulties", *BioMed research international*, 2015.
- Dowell, A., Hamilton, S. "Job satisfaction, psychological morbidity, and job stress among New Zealand general practitioners", *N Z Med J*, 113:269-272, 2000.
- 1Baek C, Park JB, Lee K, Jung J. "The association between Korean employed workers' on-call work and health problems, injuries", *Ann Occup Environ Med*, 30:19, 2018.



장려상

**유연한 근무형태가 임금근로자의  
프리젠티즘에 미치는 영향  
: 제5차 근로환경조사를 통해**

강현주 · 이가헌  
연세대학교 보건대학원



# 유연한 근무형태가 임금근로자의 프리젠티즘에 미치는 영향 : 제5차 근로환경조사를 통해

강현주 · 이가현  
연세대학교 보건대학원

**연구목적 :** 이 연구는 임금근로자의 프리젠티즘에 영향을 미치는 요소를 조사하기 위해 수행되었다.

**연구방법 :** 제5차 근로환경조사에 응답한 50,205명의 근로자 중 24,203명을 대상으로 분석했다. 4가지 형태의 유연한 근무형태(유연한 근무시간, 유연한 휴식형태, 유연한 출퇴근 시각, 주당 근로시간)가 프리젠티즘에 미치는 영향을 로지스틱 회귀분석을 통해 분석했다. 모든 분석은 R Studio version 1.2.5001로 수행했다.

**결과 :** 내가 원할 때 휴식을 취할 수 없는 집단 대비 내가 원할 때 휴식을 취할 수 있는 집단의 crude OR값은 0.59(0.55-0.63), 주당 근로시간이 52시간 초과인 집단에 대비 주당 근로시간이 52시간 이하인 집단의 crude OR값은 0.67(0.62-0.73)으로 유의하게 감소했다. 즉, 유연한 휴식형태와 주당 근로시간이 프리젠티즘과 유의한 관련성을 보였다.

**결론 :** 유연한 휴식형태와 주당 근로시간이 임금근로자의 프리젠티즘에 영향을 미치는 요소로 나타났다. 따라서 프리젠티즘의 예방을 위해 휴식형태와 주당 근로시간의 관리가 필요하다.

**키워드 :** 임금근로자, 유연한 근무형태, 유연한 휴식형태, 주당 근로시간, 프리젠티즘

## I. 서론

프리젠티즘(Presenteeism)이란 건강에 문제를 가지고 있는 근로자가 지속적으로 출근할 때의 업무 수행의 정도를 나타낸다(정문희 and 이영미, 2007). 즉, 프리젠티즘은 개인의 건강과 관련하여 신체적, 심리사회적 상태 및 질병으로 인한 업무 생산성 손실로 정의된다(Schultz and Edington, 2007). 근로자 프리젠티즘 증가로 인한 업무 생산성 손실은 기업의 생산성 감소로 이어진다(오승원 et al, 2007). 따라서 기업과 근로자 모두 프리젠티즘으로 인해 발생할 수 있는 잠재적인 위험을 인지할 필요가 있다(Kivimaki et al, 2005).

프리젠티즘은 스트레스와 뚜렷한 관련성을 나타낸다(오승원 et al, 2007). 특히, 직무스트레스는 근로자의 건강에 영향을 미치고 이로 인한 건강문제가 근로자의 업무 생산성 손실에 영향을 준다(정문희 and 이영미, 2007). 뿐만 아니라 직무스트레스는 근로자의 건강문제를 거치지 않고 직접적으로 업무 생산성 손실에 영향을 미치는 것으로 나타났다(정문희 and 이영미, 2007). 직무스트레스가 높을수록 업무 생산성 손실이 높은 것으로 나타났는데, 업무 생산성 손실은 근무시간에 따라 차이가 있다(권민 and 김순례, 2010).

프리젠티즘 관리를 위해서는 피로에 대한 고려도 필요하다. 피로는 건강과 밀접한 관련이 있기 때문에 업무 생산성 손실의 원인이 된다(정성숙 et al, 2009). 특히, 피로는 근무시간에 큰 영향을 받는데(정성숙 et al, 2009), 실 근무시간이 길수록 근로자는 크게 피로를 느낀다(이복임 and 정혜선, 2007). 주당 근무시간이 길수록 피로도가 높게 나타나기 때문에(이복임 and 정혜선, 2007) 피로 감소를 위해서 주당 근무시간 관리가 필요하다(정성숙 et al, 2009).

따라서 근로자의 프리젠티즘에 영향을 미치는 직무스트레스와 피로를 감소시키기 위해 근무시간의 관리가 필요하다. 주당 근무시간 단축은 근로자 피

로도 감소에 도움이 된다(이복임 and 정혜선, 2007). 또한, 근로자가 일과 삶의 균형을 지키지 못하면 더 많은 피로를 느끼기 때문에(Bohle et al, 2010) 근로시간을 유연하게 설계하는 것이 근로자의 건강 유지와 증진에 도움이 된다(Brauner et al, 2019). 즉, 근로자가 근로시간을 유연하게 관리함으로써 업무 경쟁력을 향상시킬 수 있다(Hsu et al, 2019).

본 연구에서는 제5차 근로환경조사 결과를 바탕으로 4가지 형태의 유연한 근무형태(유연한 근무시간, 유연한 휴식형태, 유연한 출퇴근 시각, 주당 근로시간) 중 어떤 요소가 임금근로자의 프리젠티즘에 가장 큰 영향을 미치는지 알아보고자 한다. 이를 통해 프리젠티즘 감소를 위한 적절한 근로시간 관리 방안을 제시하려고 한다.

## II. 연구대상 및 방법

### 1. 연구대상

제5차 근로환경조사에 응답한 50,205명의 근로자 중 각 변수에 대한 결측을 제외한 결과 40,554명이 남았다. 그 중 임금근로자만을 대상으로 하여 24,203명(남자: 11,444명, 여자 12,759명)을 분석했다.

### 2. 독립변수

유연한 근무시간(Flexitime)은 Q36. “귀하의 시간은 어떻게 조정되니까?”의 질문에 ‘근무시간은 회사에서 결정하여 변경할 수 없다’를 None으로, ‘회사가 정해놓은 근무 일정 중에서 내가 선택할 수 있다’와 ‘몇 가지 제한사항을 지키면 근무시간을 내가 결정할 수 있다’를 Selectable로, ‘전적으로 내가 근무시간을 결정한다’를 Self-determining으로 구분하였다.

유연한 휴식형태(Rest)는 Q49\_6. “내가 원할 때



휴식을 취할 수 있다”라는 질문에 ‘별로 그렇지 않다’, ‘전혀 그렇지 않다’는 Can not으로, ‘항상 그렇다’, ‘대부분 그렇다’, ‘가끔 그렇다’라는 항목에 응답한 사람을 As I wish로 구분하였다.

유연한 출퇴근 시각(Commute time)은 Q34 4. “출퇴근 시각이 정해져 있다”라는 질문에 ‘그렇다’라는 응답은 Fixed로, ‘아니다’는 Non-fixed로 구분하였다.

주당 근로시간(Working hours)은 Q22\_1. “귀하가 주로 근무하는 직장에서 일주일에 몇 시간을 일하십니까?”라는 주관적 질문에 대한 답변을 52시간 초과와 52시간 이하로 구분하였다.

### 3. 종속변수

Q67. “귀하는 지난 12개월 동안 몸이 아픈데도 나와서 일한 적이 있습니까?”라는 문항을 사용하여 ‘있다’라고 응답한 사람을 프리젠티즘을 겪을 사람으로 간주하였다.

### 4. 연구방법

조사 대상의 일반적 특성을 보기 위해 각 변수의 빈도와 백분율을 분석하였고, t-test와  $\chi^2$ -test를 이용해 프리젠티즘과 각 변수의 상관성을 살펴 보았다. 또한 4가지 형태의 유연한 근무형태와 프리젠티즘의 관계를 보기 위해 logistic regression analysis을 시행하였다. 유의 수준은 p-value<0.05로 정의하였다. 모든 분석은 R Studio version 1.2.5001으로 수행하였다.

18,870명(78%), 선택적으로 조정 가능한 집단은 4,817명(20%), 전적으로 조정 가능한 집단은 516명(2%)이었다. 유연한 휴식형태와 관련하여 내가 원할 때 쉴 수 있는 집단은 16,496명(68%), 쉴 수 없는 집단은 7,707명(32%)이었다. 유연한 출퇴근 시각과 관련하여 출퇴근 시각이 고정된 집단은 22,860명(94%), 고정 되어있지 않은 집단은 1,343명(6%)이었다. 주당 근로시간이 52시간 이하인 사람은 20,745명(86%), 52시간 초과인 사람은 3,458명(14%)이었다. 근무기간이 10년 미만인 사람은 19,947명(82%), 10~19년 3,164명(13%), 20~29년 913명(4%), 30년 이상은 179명(1%)이었다. 대상자들의 평균 나이는 46.9세였고, 40세미만 7,807명(32%), 40~49세 6,157명(25%), 50~59세 5,842명(24%), 60세 이상은 4,397명 (18%)이었다. 대상자 중 남성은 11,444명(47%), 여성은 12,759명(53%)이었다. 소득수준이 100만원 미만은 3,222명(13%), 100~199만원 9,250명(38%), 200~299만원 6,603명(27%), 300~399만원 3,215명(13%), 400만원 이상이 1,913명(8%)이었다. 학력 수준은 고등학교 졸업 이하 11,841명(49%), 전문대학교 졸업 4,455명(18%), 대학교 졸업 394명(2%), 대학원 재학 이상은 7,513명(31%)이었다. 대상자 중 건강문제를 가지고 있다고 응답한 집단은 1,199명(5%)이었고, 건강문제를 가지고 있지 않다고 응답한 집단은 23,004명(95%)이었다(표 1).

## III. 결과

### 1. 일반적 특성

분석 대상자 24,203명 중 프리젠티즘을 겪었다고 응답한 사람은 4,651명(19%)이었다. 유연한 근무시간과 관련해서 근무시간을 조정할 수 없는 집단은

표 1. General characteristics of the study populations

Variable	N	%
<b>Presenteeism</b>		
Yes	4,651	19%
No	19,552	81%
<b>Flexitime</b>		
none	18,870	78%
Selectable	4,817	20%
self-determining	516	2%
<b>Rest</b>		
can not	7,707	32%
as I wish	16,496	68%
<b>Commute_time</b>		
Fixed	22,860	94%
Non-fixed	1,343	6%
<b>Working_hours(/week)</b>		
>52	3,458	14%
<=52	20,745	86%
<b>Working_period(year)</b>		
<10	19,947	82%
10-19	3,164	13%
20-29	913	4%
>=30	179	1%
<b>AGE</b>		
Mean (SD)	46.9 (13.59)	
<b>Age group</b>		
<40	7,807	32%
40-49	6,157	25%
50-59	5,842	24%
>=60	4,397	18%
<b>Gender</b>		
Men	11,444	47%
Women	12,759	53%
<b>Income(10,000won)</b>		
<100	3,222	13%
100-199	9,250	38%
200-299	6,603	27%
300-399	3,215	13%
>400	1,913	8%
<b>Education</b>		
<=High school	11,841	49%
College	4,455	18%
University	394	2%
>=Graduate school	7,513	31%
<b>Health_risk</b>		
Yes	1,199	5%
No	23,004	95%
<b>Total</b>	<b>24,203</b>	<b>100%</b>

## 2. 각 변수에 따른 Presenteeism의 분포

각 변수에 따른 프리젠티즘의 분포를 확인하기 위해 x<sup>2</sup>-test와 t-test-를 시행하였다. 유연한 근무시간과 관련하여 프리젠티즘을 겪은 대상자의 비율이 근무시간을 조정할 수 없는 집단은 19.32%, 선택적으로 근무시간을 조정할 수 있는 집단은 19.24%, 전적으로 본인이 근무시간을 선택할 수 있는 집단은 15.31%로 차이를 보였지만 통계적으로 유의하지 않았다. 유연한 휴식형태와 관련하여 내가 원할 때 휴식을 취할 수 없는 집단에서 프리젠티즘을 겪은 사람의 비율은 25.11%, 그렇지 않은 집단에서 16.46%로 통계적으로 유의한 차이를 보였다. 유연한 출퇴근 시각과 관련하여 출퇴근 시각이 고정된 집단에서 프리젠티즘을 겪은 사람의 비율은 19.28%, 그렇지 않은 집단은 18.17%로 차이를 보였지만 통계적으로 유의하지 않았다. 주당 근로시간이 52시간 초과인 집단에서 프리젠티즘을 겪은 비율은 24.96%, 52시간 미만인 집단에서는 18.26%로 통계적으로 유의한 차이를 보였다. 프리젠티즘을 겪은 집단의 평균연령은 47.6세로 프리젠티즘이 없는 집단의 평균 연령인 46.7세와 통계적으로 유의한 차이를 보였다. 연령 군별로 프리젠티즘을 겪은 집단은 40세 미만에서 17.39%, 40~49세 19.46%, 50~59세 21.17%, 60세 이상에서 19.51%로 통계적으로 유의한 차이를 나타냈다. 성별에 따라 프리젠티즘을 겪은 집단의 비율은 남성 17.61%, 여성 20.66%로 통계적으로 유의한 차이를 보였다. 소득 수준별 프리젠티즘을 겪은 집단의 비율은 100만원 미만에서 13.84%, 100~199만원 20.50%, 200~299만원 19.60%, 300~399만원 19.66%, 400만원 초과 20.02%로 통계적으로 유의한 차이를 보였다. 근무 기간과 학력수준별 프리젠티즘을 겪은 사람의 비율은 통계적으로 유의하지 않았다. 마지막으로 건강문제가 있는 집단에서 프리젠티즘을 겪은 비율은 42.20%, 건강문제가 없는 집단에서는 18.02%로 통계적으로 유의한 차이를 보였다(표 2).

표 2. General characteristics of the study populations

Variable		presenteeism	Non.presenteeism	Overall	p.value
flexitime (Row %)	none	3645 (19.32%)	15225 (80.68%)	18870 (100.00%)	0.074
	Selectable	927 (19.24%)	3890 (80.76%)	4817 (100.00%)	Chi-square
	self-determining	79 (15.31%)	437 (84.69%)	516 (100.00%)	
Rest (Row %)	can not	1935 (25.11%)	5772 (74.89%)	7707 (100.00%)	<0.001
	as I wish	2716 (16.46%)	13780 (83.54%)	16496 (100.00%)	Chi-square
Commute time (Row %)	Fixed	4407 (19.28%)	18453 (80.72%)	22860 (100.00%)	0.333
	Non-fixed	244 (18.17%)	1099 (81.83%)	1343 (100.00%)	Chi-square
Working hours(week) (Row %)	>52	863 (24.96%)	2595 (75.04%)	3458 (100.00%)	<0.001
	<=52	3788 (18.26%)	16957 (81.74%)	20745 (100.00%)	Chi-square
Working period(year) (Row %)	<10	3806 (19.08%)	16141 (80.92%)	19947 (100.00%)	0.673
	10-19	633 (20.01%)	2531 (79.99%)	3164 (100.00%)	Chi-square
	20-29	177 (19.39%)	736 (80.61%)	913 (100.00%)	
	>=30	35 (19.55%)	144 (80.45%)	179 (100.00%)	
AGE Mean (SD)		47.60 (12.74)	46.73 (13.78)	46.90 (13.59)	<0.001
					t-test
Age group (Row %)	<40	1358 (17.39%)	6449 (82.61%)	7807 (100.00%)	<0.001
	40-49	1198 (19.46%)	4959 (80.54%)	6157 (100.00%)	Chi-square
	50-59	1237 (21.17%)	4605 (78.83%)	5842 (100.00%)	
	>=60	858 (19.51%)	3539 (80.49%)	4397 (100.00%)	
Gender (Row %)	Men	2015 (17.61%)	9429 (82.39%)	11444 (100.00%)	<0.001
	Women	2636 (20.66%)	10123 (79.34%)	12759 (100.00%)	Chi-square
Income (10,000won) (Row %)	<100	446 (13.84%)	2776 (86.16%)	3222 (100.00%)	<0.001
	100-199	1896 (20.50%)	7354 (79.50%)	9250 (100.00%)	Chi-square
	200-299	1294 (19.60%)	5309 (80.40%)	6603 (100.00%)	
	300-399	632 (19.66%)	2583 (80.34%)	3215 (100.00%)	
	>400	383 (20.02%)	1530 (79.98%)	1913 (100.00%)	
Education (Row %)	<=High school	2347 (19.82%)	9494 (80.18%)	11841 (100.00%)	0.08
	College	822 (18.45%)	3633 (81.55%)	4455 (100.00%)	Chi-square
	University	1400 (18.63%)	6113 (81.37%)	7513 (100.00%)	
	Graduate school	82 (20.81%)	312 (79.19%)	394 (100.00%)	
Health_risk (Row %)	Yes	506 (42.20%)	693 (57.80%)	1199 (100.00%)	<0.001
	No	4145 (18.02%)	18859 (81.98%)	23004 (100.00%)	Chi-square

### Odds ratio for presenteeism by logistic analysis

유연한 근무 형태와 프리젠티즘의 관계를 보기 위해 logistic regression analysis를 시행하였다. Model 1에서는 각 독립변수들의 crude OR값을 제시하였고, Model 2에서는 본 연구에서 설정한 유연한 근무형태들을 보정변수로 넣어 서로 통제하였다. Model 3에서는 Model 2에 추가적으로 표1에서 통계적으로 유의한 차이를 나타내었던 변수들을 넣어 통제하였고, Model 4에서는 Model 3에서 가장 큰 OR값을 나타내는 Rest 변수를 제외하고 분석을 시행하였다(표 3).

먼저 유연한 근무시간과 프리젠티즘의 관계를 보았을 때, Model 1에서 구한 crude OR값은 근무시간을 조정할 수 없는 집단(none) 대비 근무시간을 전적으로 조정 가능한 집단(self-determining)에서 만 0.76(0.59-0.96)으로 유의하게 감소하였다. 그러나 Model 2와 Model 3에서 다른 변수들을 통제하자 self-determining 변수 또한 통계적 유의성이

없어졌으며, Rest 변수를 제외하고 분석한 Model 4에서 다시 OR값이 0.73(0.56-0.95)가 되어 통계적으로 유의하게 감소하는 것을 볼 수 있었다.

두 번째로 유연한 휴식 형태와 프리젠티즘의 관계를 보았을 때, 내가 원할 때 휴식을 취할 수 없는 집단(can not) 대비 내가 원할 때 휴식을 취할 수 있는 집단(as I wish)의 Model 1에서 구한 crude OR값은 0.59(0.55-0.63)으로 매우 유의하게 감소하였다. Model 2와 Model 3의 OR값이 각각 0.60(0.56-0.64), 0.59(0.55-0.63)로 모든 변수를 통제한 상태에서도 매우 유의하게 감소하는 값을 보여주었다.

세 번째로 유연한 출퇴근 시각과 프리젠티즘의 관계를 보았을 때, 출퇴근 시각이 고정되어 있는 집단에 비해 고정되어 있지 않은 집단의 Model 1에서 구한 Crude OR값은 0.93(0.80-1.07)으로 감소하긴 하였으나 통계적인 유의성은 없었다. 또한 Model 2와 Model 3, Model 4에서도 통계적으로 유의하지 않은 결과를 나타내었다.

표 3. Odds ratio for presenteeism by logistic analysis

Variables		Model 1		Model 2		model 3		model 4	
		OR	95%CI	OR	95%CI	OR	95%CI	OR	95%CI
Flexitime	None	1.00		1.00		1.00		1.00	
	Selectable	1.00	0.92-1.08	1.06	0.97-1.16	1.05	0.96-1.15	0.99	0.90-1.08
	Self-determining	0.76	0.59-0.96	0.84	0.64-1.08	0.81	0.62-1.05	0.73	0.56-0.95
Rest	Can not	1.00		1.00		1.00			
	As I wish	0.59	0.55-0.63	0.60	0.56-0.64	0.59	0.55-0.63		
Commute time	Fixed	1.00		1.00		1.00		1.00	
	Non-fixed	0.93	0.80-1.07	1.00	0.85-1.17	1.00	0.84-1.17	0.97	0.82-1.15
Working hours(/week)	>52	1.00		1.00		1.00		1.00	
	≤52	0.67	0.62-0.73	0.70	0.64-0.76	0.73	0.67-0.80	0.70	0.64-0.77

Model 1 is Crude odds ratio / Model 2 was of Flexitime, Rest, Commute time, Working-hours / Model 3 was further adjusted for the basic covariates in Table1 in the Model 1. / Model 4 was further adjusted for the basic covariates in Table1 in the Model 1 except Rest.

마지막으로 주당 근로시간과 프리젠티즘의 관계를 보았을 때, 주당 근로시간이 52시간 초과인 그룹에 비해 52시간 이하인 집단의 Model 1에서 구한 Crude OR값은 0.67(0.62-0.73)으로 통계적으로 유의하게 감소하였다. 또한 Model 2와 Model 3, Model 4에서의 OR값이 각각 0.70(0.64-0.76), 0.73(0.67-0.80), 0.70(0.64-0.77)로 통계적으로 유의하게 증가하였다(표3).

#### Odds ratio for presenteeism by logistic analysis by gender

성별에 따라 유연한 근무형태와 프리젠티즘과의 관계에 차이가 있는지 보기 위해 층화하여 OR값을 계산하였다. 각 Model들의 통제 변수는 표 3과 같았다.

유연한 휴식형태와 주당 근로시간의 경우 남성과 여성 모두 표3의 결과와 동일하게 통계적으로 유의한 OR값을 나타내었다. 그러나 유연한 근무시간의 경우 남성에서 표 3과 다르게 전체 Model의 OR값이 통

계적으로 유의한 값을 보이지 않았다. 또한 전체성별로 분석했을 때 보다 여성에서만 분석했을 때 유연한 근무시간에 대한 crude OR값이 0.65(0.46-0.88)로 더 낮게 나오는 것을 확인하였다.

한편으로 유연한 출퇴근 시각의 경우 통계적으로 유의하지는 않았지만, 성별에 따른 교호작용이 있는 것으로 보인다. 여성에서는 출퇴근 시각이 고정되어 있는 집단 대비 고정되어 있지 않은 집단의 crude OR값이 0.74(0.60-0.89)로 통계적으로 유의하게 감소하였다. Model 2와 Model 3에서는 통계적 유의성은 없었고, OR값이 각각 0.82(0.66-1.02), 0.82(0.65-1.02)였다. Model 4에서는 OR값이 0.79(0.63-0.99)로 다시 통계적으로 유의하게 낮아지는 것을 볼 수 있었고, 이는 표3의 경향성과 동일하다. 그러나 남성에서는 출퇴근 시각이 고정되어 있는 집단 대비 출퇴근 시각이 고정되어 있지 않은 집단에서 각 Model별 OR값이 1.24(1.00-1.52), 1.29(1.01-1.64), 1.29(1.00-1.65), 1.27(0.99-1.62)로 높아지는 것을 확인 할 수 있었지만 통계적으로 유의하지는 않았다(표 4, 표 5).

표 4. Odds ratio for presenteeism by logistic analysis by Gender(Model 1&Model 2)

Variables		model 1				model 2			
		Men		Women		Men		Women	
		OR	95%CI	OR	95%CI	OR	95%CI	OR	95%CI
Flexitime	None	1.00		1.00		1.00		1.00	
	Selectable	1.05	0.93-1.19	0.94	0.84-1.04	1.04	0.90-1.19	1.05	0.94-1.18
	Self-determining	0.91	0.62-1.30	0.65	0.46-0.88	0.88	0.59-1.29	0.79	0.56-1.10
Rest	Can not	1.00		1.00		1.00		1.00	
	As I wish	0.61	0.55-0.67	0.58	0.54-0.64	0.62	0.56-0.68	0.60	0.55-0.65
Commute time	Fixed	1.00		1.00		1.00		1.00	
	Non-fixed	1.24	1.00-1.52	0.74	0.60-0.89	1.29	1.01-1.64	0.82	0.66-1.02
Working hours (/week)	>52	1.00		1.00		1.00		1.00	
	≤52	0.67	0.59-0.75	0.62	0.55-0.71	0.70	0.62-0.79	0.65	0.58-0.74

Model 1 is Crude odds ratio / Model 2 was of Flexitime, Rest, Commute time, Working-hours

표 5. Odds ratio for presenteeism by logistic analysis by Gender(Model 3&amp;Model 4)

Variables		model 3				model 4			
		Men		Women		Men		Women	
		OR	95%CI	OR	95%CI	OR	95%CI	OR	95%CI
Flexitime	None	1.00		1.00		1.00		1.00	
	Selectable	1.04	0.89-1.19	1.05	0.94-1.19	0.98	0.85-1.13	0.99	0.88-1.11
	Self-determining	0.88	0.58-1.30	0.77	0.54-1.08	0.79	0.52-1.16	0.70	0.49-0.98
Rest	Can not	1.00		1.00					
	As I wish	0.60	0.54-0.66	0.59	0.54-0.64				
Commute time	Fixed	1.00		1.00		1.00		1.00	
	Non-fixed	1.29	1.00-1.65	0.82	0.65-1.02	1.27	0.99-1.62	0.79	0.63-0.99
Working hours (/week)	>52	1.00		1.00		1.00		1.00	
	≤52	0.74	0.66-0.84	0.73	0.64-0.83	0.72	0.64-0.81	0.69	0.61-0.79

Model 3 was further adjusted for the basic covariates in Table1 in the Model 1. / Model 4 was further adjusted for the basic covariates in Table1 in the Model 1 except Rest.

#### IV. 논의

본 연구는 유연한 근무형태가 임금근로자의 프리젠테즘에 미치는 영향을 살펴보고자 제5차 근로환경조사 설문을 이용하였다. 유연한 근무형태에 대하여 4가지 독립변수를 설정하였는데, ‘유연한 근무시간(Flexitime)’, ‘유연한 휴식형태(Rest)’, ‘유연한 출퇴근 시각(Commute time)’, ‘주당 근로시간(Working hours)’이다.

4가지 변수 중 프리젠테즘에 가장 큰 영향을 미치는 변수는 ‘유연한 휴식형태(Rest)’인 것으로 나타났다. 내가 원할 때 휴식을 취할 수 없는 집단 대비 내가 원할 때 휴식을 취할 수 있는 집단에서 프리젠테즘이 통계적으로 매우 유의하게 낮게 나왔다. 이전의 연구에서 점심시간에 10분의 운동을 시행한 집단에서 프리젠테즘이 개선되었으며(Michishita et al, 2017), 절주 및 운동을 통한 건강증진 프로그램이 업무 생산성 손실을 감소시키는 가능성이 있다(권민 and 김순례, 2010)는 연구결과가 있었다. 이러한 결과를 바탕으로 업무에 따른 적절한 휴식이 보상될 수 있는 정책적인 뒷받침이 필요하다고 보

인다.

‘유연한 근무시간(Flexitime)’의 경우 crude OR 값에서는 근무시간 조정이 가능하지 않은 집단 대비 전적으로 조정 가능한 집단에서 통계적으로 유의하게 낮아졌으나, 여러 변수들을 보정하지 유의하지 않았다. 남성에서는 모든 Model에서 통계적인 유의성을 나타내지 않았다. 이는 2015 BAuA-Working Time Survey를 활용한 근무시간을 유연하게 쓸 수 있는 집단에서 주관적인 건강상태가 가장 높았다는 이전의 연구 결과(Brauner et al, 2019)와는 다른 방향성을 나타낸다. 2015 BAuA-Working Time survey도 본 연구에서처럼 full-time paid worker를 대상으로 분석하였으나, 이와 같이 상반된 결과가 나타난 이유는 프리젠테즘에 영향을 미치는 독일과 한국의 조직·문화적 차이가 존재했을 것으로 예상된다.

‘유연한 출퇴근 시각(Commute time)’의 경우에도 통계적인 유의성을 나타내지 않았다. 이는 탄력적인 근무 프로그램을 시행했을 때 퇴근 후 피로가 유의하게 감소했다는 미국의 연구(Facer and Wadsworth, 2008)와 상반된 결과이다. 본 연구에

서는 성별로 층화하여 분석한 결과 출근 시각이 고정되어 있는 남성 집단 대비 출근 시각이 고정되어 있지 않은 남성 집단의 프리젠티즘이 더 높게 나왔으나 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 단면연구라는 한계점 때문에 나타는 결과로 보인다. 출퇴근 시각이 고정되어 있지 않은 것이 근로자로 하여금 프리젠티즘을 더 느끼게 하는지, 원래 프리젠티즘을 느끼고 있는 근로자들이 출퇴근 시각이 고정된 직장에 다니고 있는 것인지 구별할 수 없다. 따라서 전향적 연구를 통해 '유연한 출퇴근 시각'과 프리젠티즘의 인과관계를 명확히 할 필요가 있다.

'주당 근로시간(Working hours)'의 경우 주당 근로시간이 52시간 초과인 집단 대비 52시간 이하인 집단에서 프리젠티즘이 낮게 나왔다. 이 결과는 모든 Model에서 통계적으로 유의했다. 근무시간이 증가할수록 면역기능이 감소하고(정성숙 et al, 2009), 우울증상을 유발할 수 있다(김지환 et al, 2015)는 연구결과에서도 알 수 있듯이 장시간 근무가 근로자들의 건강 위험성을 높인다고 볼 수 있다. 특히 본 연구에서 여성의 경우 주당 근로시간 52시간 초과인 집단 대비 52시간 이하인 집단의 OR값이 통계적으로 유의하게 낮았다. 이는 여성 근로자를 대상으로 분석했을 때, 실 근로시간이 많을수록 피로도가 높게 나타난 연구(이복임 and 정혜선, 2007)와 같은 결과이다. 그러나 고용주의 입장과 근로자의 소득 부분에서 생각해본다면 무조건 근로자의 근로시간을 줄일 수는 없다. 따라서 적절한 근로시간을 책정하고, 업무량에 따라 적절한 휴식을 취할 수 있도록 정책적인 뒷받침이 필요하다.

부가적으로 소득수준이 증가할수록 통계적으로 유의하게 프리젠티즘이 증가했는데, 본 연구에서 소득수준과 유연한 근무형태의 상관관계를 밝히지 못했다. 소득수준에 영향을 미치는 다른 요소들(직업, 업무의 강도, 직급, 야간/교대근무 등)과의 연관성 분석이 추가적으로 이루어져야 할 것으로 생각된다.

본 연구 결과 다음과 같은 제언을 하고자 한다.

임금근로자의 프리젠티즘의 휴식의 개념과 밀접한 관계가 있는 것으로 보인다. 따라서 적절한 업무량의 배분, 적당한 휴식시간의 배분, 업무 중 피로도를 감소시킬 수 있는 휴식 프로그램의 적용 등을 위한 직 내 논의가 필요하며, 이를 시행하기 위한 정책적인 뒷받침이 필요하다.

## V. 참고문헌

- Goetzel, R.Z. et al., "Health, absence, disability, and presenteeism cost estimates of certain physical and mental health conditions affecting US employers", *Journal of occupational and environmental medicine*, 46(4): p. 398-412, 2004.
- Schultz, A.B. and D.W. Edington, "Employee health and presenteeism: a systematic review", *Journal of occupational rehabilitation*, 17(3): p. 547-579, 2007.
- Kivimaki, M. et al., "Working while ill as a risk factor for serious coronary events: the Whitehall II study", *American Journal Public Health*, 95(1): p. 98-102, 2005.
- 정문희 and 이영미, "중소규모사업장 근로자의 스트레스와 프리젠티즘의 관계", *대한직업환경의학회지*, 19(1): p. 47-55, 2007.
- 오승원, 정기택 and 박지령, "근로자의 건강위험요인과 결근율, 프리젠티즘의 관련성." *대한직업환경의학회지*, 19(4): p. 304-314, 2007.
- Burton, W.N. et al., "The association between health risk change and presenteeism change" *Journal of Occupational and Environmental Medicine*, 48(3): p. 252-63, 2006.
- Hsu, Y.Y. et al., "Long Hours' Effects on Work-Life Balance and Satisfaction", *Biomed Research International*, 2019: p.

5046934, 2019.

Bohle, P. et al., "Flexible work in call centres: Working hours, work-life conflict & health" *Applied Ergonomics*, 42(2): p. 219-24, 2011.

Hill, E.J. et al., "Finding an extra day a week: The positive influence of perceived job flexibility on work and family life balance", *Family relations*, 50(1): p. 49-58, 2001.

Michishita, R. et al., "The Introduction of an Active Rest Program by Workplace Units Improved the Workplace Vigor and Presenteeism Among Workers", *Journal of occupational and environmental medicine*, 59(12): p. 1140-1147, 2017.

권민 and 김순례, "산업간호사의 직무스트레스와 프리젠테이션", *한국산업간호학회지*, 19(2), 2010.

Brauner, C. et al., "Health and work-life balance across types of work schedules: A latent class analysis", *Applied Ergonomics*, 81: p. 102906, 2019.

Facer, R.L. and L. Wadsworth, "Alternative work schedules and work-family balance: A research note", *Review of Public Personnel Administration*, 28(2): p. 166-177, 2008.

정성숙 et al., "시큐리티 종사자들의 근무시간이 피로도 및 면역기능에 미치는 영향", *한국경호경비학회지*, 21: p. 121-134, 2009.

Kim, J.-H., J. Yoon and S.-S. Kim, "전공의들의 장시간 근무와 우울증상의 연관성에 관한 연구", *Journal of Korean Society of Occupational and Environmental Hygiene*, 25(2): p. 236-243, 2015.

이복임 and 정혜선, "근로시간 단축이 여성근로자의 피로도에 미치는 영향", *지역사회간호학회지*, 18(2): p. 276-283, 2007.



가작

**The Correlation between Working Conditions  
and Environment of Korean Elementary Workers  
and Their Mental Wellbeing  
: The Fifth Korean Working Conditions Survey**

MIN JAE KIM

EWHA WOMANS UNIVERSITY Environmental Science & Engineering



# The Correlation between Working Conditions and Environment of Korean Elementary Workers and Their Mental Wellbeing: The Fifth Korean Working Conditions Survey

MIN JAE KIM

EWHA WOMANS UNIVERSITY Environmental Science & Engineering

**Abstract :** In line with the current movement to achieve better working conditions for elementary workers, this research aims to evaluate the correlation between working conditions and environment of Korean elementary workers and their mental wellbeing using the fifth Korean Working Conditions Survey and to propose a policy that can effectively tackle the issues the workers are currently facing. As a result, it has been concluded that there is a moderate positive correlation between the working conditions and the workers' mental wellbeing, and as such the government needs to play an active role by extending the scope of the workplace anti-bullying law and by considering the designation of the minimum treatment measures to support the victims to gain back their mental wellbeing and health. It is believed that this study can provide the evidence on the relationship between the working conditions and mental health of Korean elementary workers, as thus can add value to the future policy making.

**Keywords :** KWCS, elementary occupation, occupational safety and health, working condition and environment, correlation analysis

## I . Introduction

In the modern society, an act of working consists a big part of human life. In the micro-perspective, as more workers are spending good enough time in workplaces that can either positively or negatively impact their physical and mental health, ensuring decent working conditions and environment for workers has never been more important. Moreover, in the larger macro-perspective, a decency in working conditions and environment for individual workers is important from governmental level in that it is directly linked to the industrial relations between employees and employers, which is the essential component to the integrity of national fiscal and non-fiscal governance. More specifically, good, satisfactory working conditions and environment can not only improve worker's working efficiency and productivity as thus ultimately benefit the employers in return, but also support workers' basic human rights which is a founding stone for a mature society. On the contrary, poor and unsatisfactory working conditions, which can be represented by inadequate unsafe environment, unreasonable working hours, unequal pay, vulnerability to unemployment, or discrimination based on various social and physical status can result in deleterious impact on workers' physical and mental health, which will eventually negatively impact the employers and the entire society by ruining the basis of national economy—healthy workers and good relationships between employers and employees. In this sense, Korea Occupational

Safety and Health Agency and the Ministry of Employment and Labor have set a holistic goal of universally improving workers' labor conditions. Taking one step further from assuring workers' physical safety, the recent trend of assessing employment and work quality and securing workers' mental health and wellbeing is consisting a big part of the current workers' welfare movement.

As thus, in this particular research, the author aims to evaluate the correlation between working conditions and environment of Korean elementary workers and their mental wellbeing using the fifth Korean Working Conditions Survey (KWCS) and to suggest a relevant policy proposal that can tackle some of the issues Korean elementary workers are currently facing. Out of total 11 job categories delineated in KWCS-KQ04, elementary workers were chosen to be the study subject as they belong to the lower segment group within the labor market in terms of f the average salary, as thus are considered to be more prone to poor working conditions and environment. The significance of this particular study is that even though there are abundant literatures on the correlation between working conditions and workers' mental and physical health, yet there is a serious lack of study which focuses on the elementary worker. As thus, it is believed that the result of this study can successfully suggest readers with a better insight in terms of the status quo of the elementary workers and the way forward for a better future.

## II. Materials and Methods

### 1. Research Material

KWCS is conducted every 3 years by the Korea Occupational Safety and Health Agency (KOSHA) benchmarking the European Working Conditions Survey (EWCS) while considering cultural-specific elements under the purpose of collecting the baseline data for industrial disaster prevention policy making. The fifth KWCS was conducted in 2017, where the target population was the workers of 15 years-old

and above within all the households located in South Korea. Using the systematic sampling method, total sample size of  $n=50,000$  was selected and was conducted 1:1 interview.

This particular research has chosen its targeted research objects to be the workers within the elementary occupation sector (KWCS\_KQ04=10). More specifically, out of total  $n=5,718$  of elementary workers, those with foreign nationalities and unpaid family workers were excluded from the sample, which made the final total sample size  $n=5,525$ .

Table 1. Overview of Survey characteristics of the fifth KWCS

Category	Details
Target population	Workers of 15years-old and above
Sample size	Workers from 50,000 households (qualified household member = 1)
Sampling error	95% confidence level $\pm 0.45\%$
Sampling design	Systematic sampling -1 <sup>st</sup> round(psu):district->stratifiedprobabilityproportionalto size systematicmethod -2 <sup>nd</sup> round(ssu):household->stratifiedsampling -Individual: 1 person within each qualified household
Survey method	1:1 interview utilizing CAPI
Duration	07.11.2017 - 11.17.2017

### 2. Research Methodology

This particular research is divided into two sections. Section one is a statistical analysis to evaluate the correlation between the working conditions and environment of Korean elementary workers and their mental wellbeing. Using the fifth KWCS questionnaires, two different indices of WECI (working environment and conditions index) and MWI (mental wellness index) were defined. WECI is built using the questionnaires relevant to job structure,

emotional labor status and self-rated working condition satisfaction level with different weighted contribution; while MWI is built using the questionnaires assessing the objects' various emotional status. The objects' answer for each questionnaire was adjusted to range from 0 to 10 so that higher scores can represent more satisfactory and positive attitude, perception or situation. Subsequently, the correlation between WECI and MWI was statistically analyzed using a statistical software R. Pearson Correlation Coefficient ( $r$ ) was used as

a major test statistic, which measures the strength of the association between the two variables—in this case, the two indices of WECI and MWI. Moreover, linear regression analysis using the least square estimation method for the estimation of accuracy was performed to see whether an independent variable WECI can predict the dependent variable MWI. The learnt relationship can be written as follows:

$$MWI = \beta_0 + \beta_1 \cdot WECI + e$$

Section two which aims to propose a relevant policy that can tackle the issues Korean elementary workers are currently facing has majorly used qualitative research method which involves sample observations referencing the fifth KWCS in order to gain an understanding of the issues to be tackled. Different literatures and cases were reviewed in order to suggest the most-relevant and realistic policy.

### III. Results

#### 1. Demographic distribution

Gender ratio among the study object was evenly distributed between male (47%) and female (53%), where 60% and 69% of the males and female participants were satisfied with their working environments, respectively. In terms of age, 50-years-old Korean age and above was consisting 86% of the total sample which indicates that Korean elementary workers are highly skewed to the older group of the

population. Paid workers consisted 87% of the total sample followed by self-employed without employer (11%). In terms of employment status, regular employee only consisted 35.8% while above 50% was either day-to-day worker or temporary worker, which reveals the prevalence of rather unstable employment status. Day-to-day worker group showed the least percentage of satisfactory working condition ratio (49%), where the rest of the group showed 60% to 70% satisfactory ratio. When excluding the outliers (below 500K and above 10M KRW), the average monthly salary was 1.57M KRW within the study population, which was the lowest average salary within all job types listed in KWCS-KQ04, where the difference with that of the highest salary group (controller group; KWCS-KQ04=1) was 215%. The dominant group of salary range within the elementary worker group (1M-2M KRW) showed 64.2% satisfactory ratio [Table 1].

#### 2. Research variables and measurement

WECI and MWI were defined using the combination of different survey questionnaires with continuous answer options. The selected questionnaires are applied with different weighted contributions based on the importance.

- ▶ WECI: self-assessed working environment satisfaction level (KWCS-Q69)\*50%+average job-relevant emotional status (KWCS-Q70\_1~5) \*25%+job structure and situation level (KWCS-Q49\_1~15) \*25%
- ▶ MWI: Past 2-weeks emotional status (KWCS-Q68\_1~5)\*50%+job-related emotional status (KWCS-Q71\_1~6)\*50%

Table 2. Distribution of demographics and self-rated working conditions satisfaction level

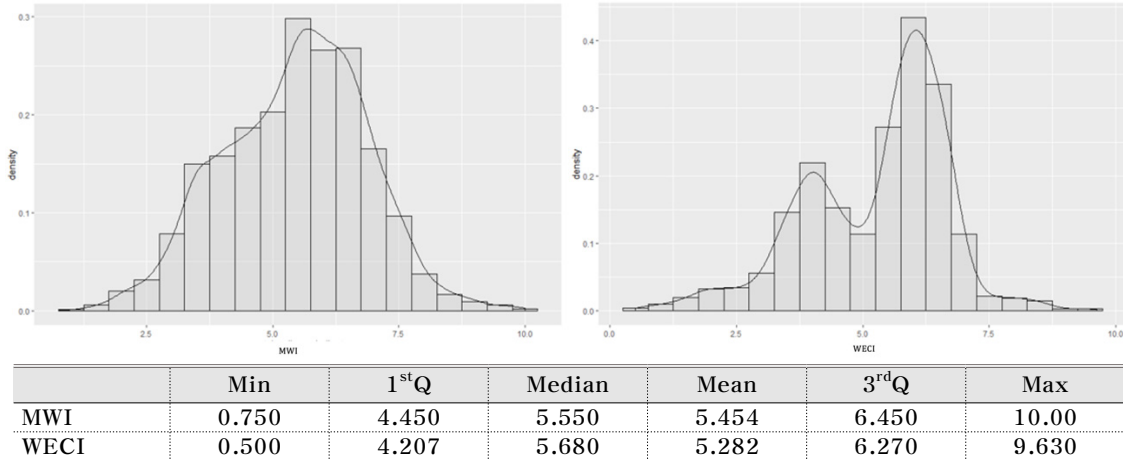
(n=5,525)

Variable		Very Satisfied	Satisfied	Not Satisfied	Very not satisfied
	%	%	%	%	%
Gender					
Male	0.469	0.027	0.571	0.344	0.055
Female	0.531	0.024	0.666	0.264	0.043
Age Group					
20-29	0.033	0.055	0.613	0.282	0.044
30-39	0.035	0.021	0.588	0.351	0.036
40-49	0.069	0.021	0.601	0.313	0.063
50-59	0.172	0.022	0.589	0.331	0.054
60-69	0.319	0.019	0.600	0.326	0.052
>=70	0.372	0.031	0.663	0.262	0.043
Economic Activity Status					
Self-employed w/o employer	0.110	0.036	0.600	0.301	0.063
Self-employed w employer	0.006	0.097	0.613	0.258	0.032
Employee	0.868	0.023	0.627	0.301	0.047
Others	0.015	0.061	0.500	0.329	0.073
Absence leave	0.002		0.667	0.222	0.111
Employment Type					
Regular employee	0.358	0.016	0.660	0.284	0.036
Day-to-day worker	0.198	0.015	0.476	0.432	0.075
Temporary worker	0.329	0.037	0.674	0.243	0.042
Others	0.115	0.039	0.602	0.298	0.061
Work Place Type					
Private company	0.809	0.020	0.593	0.331	0.054
Public company	0.159	0.047	0.742	0.184	0.027
PPP	0.012	0.015	0.785	0.200	
NGO/Non-profit	0.018	0.072	0.773	0.124	0.031
Personal property	0.000		1.000		
Refuse to answer	0.003	0.067	0.533	0.067	
Monthly salary (KRW)					
<1M	0.330	0.036	0.668	0.248	0.047
>=1M / <2M	0.458	0.017	0.625	0.313	0.042
>=2M / <3M	0.145	0.034	0.531	0.370	0.065
>=3M / <4M	0.040	0.018	0.532	0.386	0.059
>=4M / 5M	0.011	0.016	0.597	0.339	0.048
>=5M / 6M	0.004		0.800	0.150	0.050
>=6M	0.005		0.533	0.233	0.233
Refuse to answer	0.004		0.650	0.200	0.050

▶ 가작

The averages of WECI and MWI were 5.28 and 5.45, and the medians were 5.68 and 5.55, respectively. While MWI showed a bell shaped distribution, WECI showed a bimodal

distribution. However, with the large enough sample sizes for both of the indices, Correlation Coefficient and linear regression analysis were performed subsequently [Picture 1].



Picture 1. Distribution of MWI and WECI

### 3. Section 1: Pearson Correlation Coefficient and Linear Regression Analysis

The correlation coefficient of  $r=0.499$ , where  $r$  is calculated by:

$$r = \frac{n(\sum xy) - (\sum x)(\sum y)}{\sqrt{[n(\sum x^2) - (\sum x)^2][n(\sum y^2) - (\sum y)^2]}}$$

indicates that there is a moderate positive correlation between WECI and MWI. In other words, the change in the workers' mental wellbeing is moderately positively associated with the change in their working conditions and environment. Even though the correlation coefficient of  $r=0.499$  does not guarantee the causal relationship between the two variables, it is important to note that upon social norm

and context, it can be inferred that poor working conditions and environment negative impacts the workers' mental wellbeing. For instance, epidemiological studies have supported the idea that certain job characteristics such as stress, highly controlled working environments, and heavy psychological workloads adversely impact workers' mental health and wellbeing (Kasl, 1998; Pikhart et al, 2004; Godin and Kittel, 2004). Moreover, Cottini & Lucifora have stated in their 2010 research, Mental Health and Working Conditions in European Countries, that "Overall our results support the perception, ... that adverse contractual and working conditions can have a negative influence on the psychological well-being and mental health status of workers," the fact



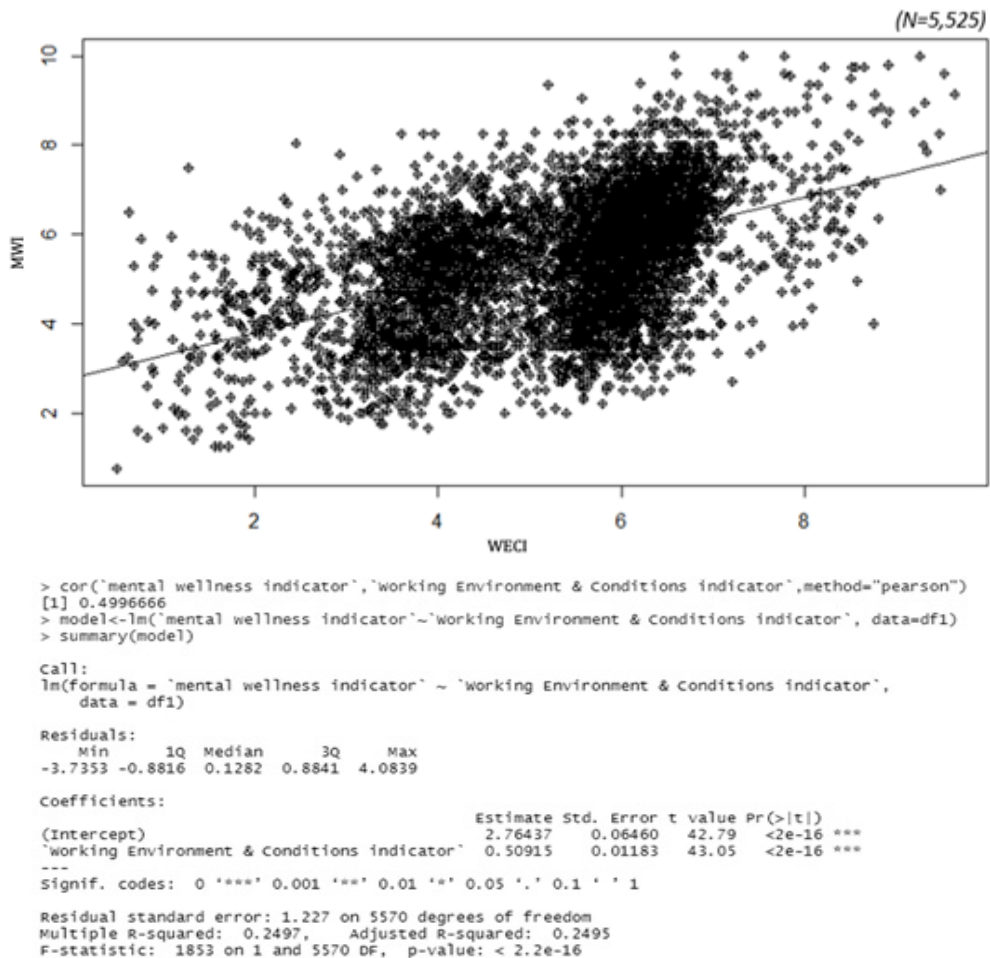
which is in line with the findings from this particular study.

With the above which supports that there is a relationship between the two variables, the linear regression model using the least-squares method was calculated as follows:

$$MWI = 2.76 + 0.51 \cdot WECI + e$$

With the very small model p-Value and the p-Value of individual predictor variables, the null hypothesis that the coefficients associated

with each variable is zero can be rejected, which indicates that this proposed linear model is statistically significant.  $r^2$ , the proportion of the variances of dependent variables that can be explained by the proposed linear regression model being  $r^2 = 0.2497$  is not high, with heteroscedasticity being observed in the scatterplot; however, when considering the nature of the study which deals with social sciences and human behaviors, 25% is an acceptable level [Picture 2].



Picture 2. Scatterplot and Linear Regression Analysis

## 4. Section 2: Relevant Policy Proposal

In order to verify some of the issues the Korean elementary workers are currently facing, categorical questionnaires from the fifth KWCS that assess violence and discrimination experiences during the work have been reviewed [Table 4]. 5% and 4% of the research objects have indicated that they have experienced verbal violence and insulting behavior, respectively, where less than 1% of the survey participants have indicated that they have experienced the rest of the violence types. In terms of the discrimination, age discrimination and employment status discrimination were showing the highest rates of 6%, followed by education discrimination (2%). From Section 1, it can be inferred that

any kind of violence or discrimination occurring in the workplace can have a deleterious impact on workers' mental health and wellbeing, as thus, it is important for employers and the government to play an active role in eradicating such issues.

Few years after the fifth KWCS was performed, in July 16th, 2019, the workplace anti-bullying law has taken effect in South Korea. This novellaw defines the workplace harassment as an 'act of incurring physical or mental suffering or a worsening of the work environment by employers or workers using their status or power to behave beyond the scope of working norm' ("", 2019), and rules that employers must investigate and take a proper action to solve the issues reported.

Table 4. Violence and Discrimination experience rate (%)

Violence (%)	Verbal	Unwanted sexual interest	Threat	Insulting behavior	Physical	Sexual harassment	Outcast
Yes	0.05	0.00	0.00	0.04	0.00	0.00	0.00
No	0.95	1.00	0.99	0.96	1.00	1.00	1.00

Discrimination (%)	Age	Race	Nationality	Gender	Religion
Yes	0.06	0.01	0.01	0.01	0.00
No	0.94	0.99	0.99	0.99	1.00

Discrimination (%)	Education	Region of birth	Employment status	Sexual orientation	Disability
Yes	0.02	0.01	0.06	0.00	0.01
No	0.98	0.99	0.94	1.00	0.99

With this, if a worker reports the workplace bullying incident to the employer or to the Ministry or Labor branch office, the labor supervisor investigates and either requires or encourages the employer to take a proper action based on the seriousness of the incident. It is expected that this new law can bring the previously overlooked workplace bullying issue into the legal boundary, and work as a founding stone for the future implementation for the further measures for better working conditions and environment for individual workers. However, one big limitation of this law is that it is applied on top of the Labor Standards Act. In other words, those workers who are not under the umbrella of the Labor Standards Act, for instance, workers from less than five people business and under indirect or special employment terms are ruled out from this legal protection. Also, workers in the businesses with less than ten people, which do not have duty to file an employment rule-relevant amendments are also in the legal blind spot. Moreover, the corrective measures is left to the employer's discretion which is prone to the insufficient correction actions.

Even though more holistic research needs to be implemented before any policy suggestion can be made, under the assumption that the section one findings can be extended to the entire worker population, two policy proposals are: 1. The current workplace anti-bullying law needs to be extended to the entire worker population so that there is no legal blind spot especially for the elementary workers who are

vulnerable to the poor working conditions, and 2. The law needs to not only rule the punishment measures for the employers who do not abide by the required corrective measures, but also designate the minimum treatment measures that need to be done to support the victims to gain back mental wellbeing such as psychiatric treatments or mental health supports.

#### IV. Discussions

Even though the importance of decent, safe working conditions and environment is being more and more acknowledged by the public, increased pressure for workers' performance and competitions within the labor market have adversely affected the workers' working conditions and environment, especially for those who are working in the vulnerable labor sector prone to employment instability and discriminations. This particular research has revealed that working conditions and environment of Korean elementary workers have a moderate positive correlation with their mental health and wellbeing, which implies that an adverse working condition can be harmful for the worker's mental health.

In order to ensure that all elementary workers can secure objectively decent working conditions and environment, it is important for policy makers to consider various aspects within the workplace, especially given that adverse working conditions can have various features including lacking job autonomy, a lot of work related pressure and stress, discrimination, violence, high emotional

demand, very tight work deadline, etc.

The recent Korean government's robust movement to offer workers with better working conditions such as forbidding the payment lower than the minimum wages during the probation period for elementary workers, or legislating workplace anti-bullying law, is a great starting point for rectifying the prevalent poor and unsafe working conditions and environment, so that workers' psychological and mental distress at workplaces can be prevented. Even though this particular research has its own limitations, such as not being able to quantitatively prove the causation between bad working conditions and mental health distress, it is believed that this particular study provides the baseline evidence on the undefined relationship between the working conditions and mental health of Korean elementary workers, as thus can add value to the future labor policy making.

economic stability and psychosocial stress at work: associations with psychosomatic complaints and absenteeism", *Social Science and Medicine*, 58, 1543–1553

Elena C. and Claudio L. (2010), "Mental Health and Working Conditions in European Countries", IZA DP, No. 2717

“” (2019), "Workplace anti-bullying law takes effect", <http://www.koreaherald.com/view/php?ud=20190716000146>

The fifth Korean Working Conditions Survey. (2017), <http://kosha.or.kr>. 2017. Accessed 1 Mar 2020.

## References

Kasl, S.V. (1998), "Measuring job stressors and studying the health impact of the working environment: An epidemiological commentary", *Journal of Occupational Health Psychology*, 3, 1–12.

Pikhart, H., Bobak, M., Paiak A., Malyutin, S., Kubinov, R., Topor, R., Sebakova, H., Nikiin, Y., and Marmot, M. (2004), "Psychosocial factors at work and depression in three countries of Central and Eastern Europe", *Social Science and Medicine*, 58, 1475–1482.

Godin I. and Kitel F. (2004), "Differential

가작

**Examining the Relationship Between Job  
Demands, Job Resources, Psychological and  
Physical Health, Work Family Conflict and  
Absenteeism**

Man Sik Yun, Nga Do  
Central Michigan University



# Examining the Relationship Between Job Demands, Job Resources, Psychological and Physical Health, Work Family Conflict and Absenteeism

Man Sik Yun, Nga Do  
Central Michigan University

**Abstract :** Using data from the fifth wave of the Korean Working Condition Survey conducted by the Korea Occupational Safety Health Research Institute, the current study examines the different relationship between job demands and job resources and with employees' outcomes. Guided by the Job Demands–Resources (JD–R) Model, we tested the association between job demands (i.e., job hazards, posture–related issues, and time pressure) as well as job resources (i.e., leader support, organizational trust and decision latitude) and employees' work/home outcomes via employees' well–being. In general, our model was supported. Job demands and job resources were differentially related to employees' work–life conflict as well as work absence. Job demands are associated with negative health outcomes which results in higher WFC and more work absence, while job resources do the opposite. Our results provided support and extension for the JD–R model.

**Key words :** JD–R model, well–being, work family conflict, absenteeism.

In recent years, employees' well-being has gained increasing interest from organizational researchers. Part of the reason is that employees' well-being (i.e., physical and psychological health) not only affects the employees themselves but can also have detrimental effects on the organizations. One consequence of employees' damaged health can be counterproductive work behaviors (CWB), which is defined as behaviors that intentionally harm the organization or one's coworkers<sup>1)</sup> (e.g., absence, aggression, theft). Effects from damaged health can even spill over the employees' home life in the form of work family conflict (WFC), which refers to a form of inter-role conflict where the role pressures from the work and family domains are mutually incompatible in some respect<sup>2)</sup>. Considering the effect of employees' health on their behaviors at home and in the workplace, many researchers have investigated factors that can reduce the negative effect of job demands on employees' well-being as well as behavioral consequences; those factors have been labeled job resources<sup>3-4)</sup>.

According to the Job Demands-Resources (JD-R) model, although different occupations may have different characteristics, most factors in the work place can be classified in two major categories, job demands and job resources<sup>5)</sup>. Job demands are defined as physical, psychological, and social/organizational aspects of the job environment that require physical and/or psychological efforts from the employees. Job resources, on the hand, are physical, psychological, social, or organizational

aspects of the work that are functional in helping employees achieve their work goals, reducing the associated physical and psychological costs of job demands, as well as stimulating personal growth, learning, and development by fulfilling basic human needs<sup>6)</sup>.

Considering previous research showing that employees' physical and psychological health can result in their negative behavioral outcomes, including absenteeism and WFC<sup>7-8)</sup>, the main purpose of our research is to investigate a mechanism that can help researchers understand how job demands and resources directly and indirectly affect employees' psychological and physical health or well-being, which in turn, results in negative consequences.

## Theoretical Background

As mentioned previously, the JD-R model proposed that most elements of organizational context can be categorized into two sets of working conditions<sup>5)</sup> (i.e., job demands and resources). Given the nature of job demands that require physical and/or psychological efforts related to psychological and physiological costs, job demands may have inherently negative consequences when employees are faced with high job demands and are not adequately recovered<sup>9)</sup>. Some researchers classify them into two categories: challenge and hindrance demands<sup>10)</sup>. The definition of hindrance job demands is job stressors that include undesirable or demanding constraints that prevent or reduce the likelihood of employees achieving their



valued goals<sup>11)</sup>. Examples of hindrance demands include hazardous working environments and posture-related problems. On the other hand, challenge job demands are defined as job stressors that can develop employees' growth and achievement if the employee can perform successfully; a prime example is time pressure<sup>12)</sup>. Despite the different nature of these two types of job demands, some of their consequences are consistent. For example, a current meta-analysis suggested that both challenge and hindrance demands are related with poor well-being in the form of physical strain, including fatigue and muscular symptoms and psychological strain that includes low well-being and work engagement<sup>13)</sup>.

The other relevant facet of working environment is job resources, which can potentially help employees deal with job demands. Considering the positive nature of job resources, its outcomes are typically desirable (e.g., improved employees' physical and psychological health and prosocial behaviors<sup>14)</sup>. Examples of job resources are leader support, organizational trust and decision latitude or autonomy. Job resources can originate from interpersonal or social relations (e.g., leader support), the organization (e.g., organizational trust) and the job itself<sup>5)</sup> (e.g., autonomy or decision latitude). Compared to job demands, the outcomes of job resources are consistently positive. For instance, it was found that job resources are positively associated with employees' psychological and physical health<sup>9)</sup>.

In terms of safety issues in the workplace,

job demands can include physical risks and hazards, including posture-related stressors, an interest in the present study. Prior studies using the JD-R theory had identified aspects of the physical environment such as noise and vibration as job demands<sup>15)</sup>. In the context of safety, risky and hazardous working environments may lead employees to have injuries, changes of danger risks, or potential loss of life. Examples of the demands are noise, chemicals, harsh temperatures (both high and low) and infectious materials<sup>16)</sup>. Although employees can avoid risk and hazards, the presence of risks and hazards would affect employees' perception of danger in the working environment, and perceptions themselves can result in increased psychological and physical cost<sup>9)</sup>.

One of the aspects of job demands in terms of safety is employees' posture during work. Previous researchers categorize employees' posture-related issues as job demands to include awkward and tiring postures, heavy load, extended sitting times and repetitive motions<sup>17)</sup>. When employees are required to work under such inconvenient conditions for a long time, they are more likely to have posture-related diseases or illnesses including chronic fatigue, and physical symptoms like shoulder or back aches. On the other hand, when employees are exposed to these working environments, they would result in reduced psychological well-being such as low job satisfaction and engagement.

The last job demand in the present study is time pressure. Prior researchers categorize

time pressure as a challenge job demand. When time pressure meets the other job demands (i.e., hazards and posture), the detrimental effect of time pressure will amplify. That is, when employees are working under risky and hazardous environments with high speed or tight deadline, which are examples of time pressure, employees would spend more resources (e.g., more effort and more mental concentration) to avoid the danger that begets higher psychological cost or strains. Also, when employees are working under inconvenient postures with high time pressure, they would have less time for rest, increasing the possibility of injuries or worsened psychological well-being (e.g., less job satisfaction and engagement).

In contrast to job demands, working environments contain job resources, positive constructs such as leadership support, organizational trust and decision latitude (or autonomy). Supportive leadership can be categorized as a job resource because leaders may provide subordinates with some resources including expressions of understanding and providing useful feedback on their work, help that also can make it easier to meet job demands<sup>18)</sup>. Thus, in the context of safety, leader's support may play a beneficent role in providing subordinates with the resource of understanding how to work safely (i.e., employees are shown how to avoid danger or work efficiently) or directly helping in getting their work done. Leaders' includes outcome monitoring, feedback, and direct support for tasks.

Organizational trust has been regarded as a precious job resource for employees<sup>19)</sup>. Organizational trust refers to an employee's perception of confidence that the organization will perform actions that are beneficent, or at least not deleterious, to employees<sup>20)</sup>. In the context of safe working environments, when employees have good cooperation with their coworkers or believe that the work is distributed fairly in the organization for example. They could share the coping with some dangers at the workplace such as helping coworkers with posture-related stressors that are also related with their psychological health such as job satisfaction and engagement<sup>19)</sup>.

The final job resource in the present study is decision latitude (or autonomy). Decision latitude refers to a freedom that an individual has in deciding how to carry out his/her work, and it has long been regarded as a precious job resource for employees<sup>9,15,21)</sup>. In the context of safety working environments, the freedom to conduct one's work may permit an employee to attain his/her work goals with respect to safety outcomes as well as coping with job demands. Further, when employees has freedom for decision making, they would have some control over the ways of working in terms of work speed and their posture at work, that might result in better employees' health<sup>9)</sup>.

Thus, based on previous studies and theoretical backgrounds, we proposed that job demands are related to reduced psychological and physical health outcomes, while job resources are associated with improved

psychological and physical health outcomes.

#### Relationship between physical and psychological health and negative outcomes.

Although the JD-R model focuses on how job demands and resources affect employees' well-being<sup>15)</sup> (i.e., burnout and engagement), current research has expanded the theory to assess the extent to which psychological and physiological health predicts outcomes such as WFC and absenteeism<sup>22–24)</sup>. In general, previous research suggested that conflict between work and family is more likely to arise when employees have impaired physical and psychological health<sup>24)</sup>. Similarly, employees with better health will less likely to be absent<sup>23)</sup>.

We expect that employees' psychological health (i.e., well-being, work engagement and job satisfaction) will be negatively related with WFC and absenteeism. Previous studies have found a negative relationship between employees' well-being and WFC<sup>25)</sup> and between employees' work engagement and WFC<sup>26)</sup> as well as between job satisfaction and WFC<sup>27)</sup>. The fundamental premise of this relationship is that employees are less likely to have conflicts with family when they feel satisfied at workplace because they have sufficient resources left over after work for to be used in family activities, so that the satisfied feeling at workplace would spill over to home domain<sup>26)</sup>.

Further, we also anticipate that employees' psychological health will be negatively linked to absenteeism. As suggested by previous

researchers, we argue that employees are less likely to be absent from workplace when they have positive feelings toward organization<sup>28)</sup>. We further expect that employees would have fewer days absent when they are highly engaged with work<sup>29)</sup>. We finally predicted that when employees are satisfied with their job or workplace, they have less reason for being absent from the workplace<sup>30)</sup>.

On the other hand, employees' damaged physical health (i.e., negative physical strains or symptoms) may be associated with negative consequences. It is likely that when employees have muscular pain or chronic fatigue originating from the workplace, they will not be able to participate in activities for family or provide help in some of their domestic roles, which may result in a form of work family conflict. Consistent with our reasoning, previous scholars found a relationship between employees' poor physical health and WFC<sup>24)</sup>. The other potential consequence of employees' negative physical health condition is absenteeism from work. Employees may not be able to go to work when they suffer from poor bodily conditions including backache or muscular pain. Some previous scholars suggested that physical health can predict employees' absenteeism<sup>7)</sup>. Thus, based on previous studies, we expect that employees' psychological and physical health are related with WFC and absenteeism.

**Hypothesis 1:** Employees' psychological well-being is negatively related with WFC (H1a) and absenteeism (H1b)

**Hypothesis 2:** Employees' poor physical well-being are positively related with WFC (H2a) and absenteeism (H2b)

Mediating role of physical and psychological health.

Based on JD-R theory, we proposed that job demands and resources are related with employees' psychological and physical health or well-being. In summary, job demands will require employees' psychological and physical costs, thereby harming employees' health. In contrast, job resources will help employees preserve their well-being through receiving help such as in form of advice and cooperating coworkers. Then, we hypothesized that employees who have better psychological and physical health are less likely to engage in WFC and absenteeism. Thus, a remaining question concerns how job demands and resources are translated into behavioral outcomes toward home and organizations (i.e., WFC and absenteeism), and Figure 1 proposes that well-being is the mechanism that makes

this effect happen.

Previous studies have found support for the direct relationship of job demands and resources with behavioral outcomes such as WFC and absenteeism. For example, it was found that both hazardous working environments and time pressure are positively related with work-family conflict<sup>31)</sup>, and other researchers found awkward postures or repetitive motions are positively associated with WFC<sup>32)</sup>. Further, it was suggested that physical demands (e.g., heavy lifting and repetitive work) and time pressure (i.e., fast working) are positively related with absenteeism<sup>33)</sup> as well as job hazard predicting absenteeism<sup>34)</sup>.

In contrast to job demands, job resources have been negatively linked to WFC and sickness absence. For instance, previous research found job resources, leader's support and autonomy, are negatively related with work-family conflict<sup>35-36)</sup> and absenteeism<sup>37-38)</sup>, while, to our best knowledge, there was no research showing the relationship between organizational trust and these consequences (i.e., WFC and absenteeism).

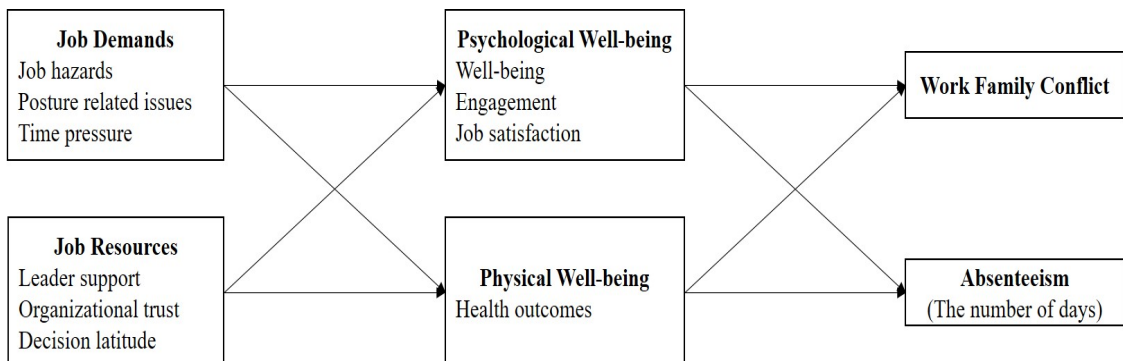


Figure 1. Proposed model.

Despite the absence of research showing the relationship between organizational trust and the consequences in this study, we further argued that employees' psychological and physical well-being mediate the relationship of job demands and resources with behavioral outcomes toward home and workplace (i.e., WFC and absenteeism) in two ways. The first rationale is that employees need to use their full psychological and physical capacities to avoid accidents or any types of negative events, including injuries. In addition, to cope with and meet high work paces within harsh working environments (i.e., hazardous environments and repetitive movements), employees must spend additional resources (e.g., expend greater energy and concentration). In an effort to meet the study's demanding work stressors including hazards, posture-related issues and time pressure, unfortunately, employees' psychological and physical health will be negatively impacted, which in turn result in negative behaviors. If employees' health is damaged physically and/or psychologically, they will have a limited resource of energy to engage in family events, which can turn into work-family conflict. Also, if employees feel unpleasant and dissatisfied with their job, or physically injured, they are unwilling or cannot go to the workplace, resulting in absenteeism.

Second, employees can be motivated to avoid accidents or injuries, and preserve their mental health. Increased job resources including leader support (e.g., advising), organizational trust (e.g., helping and collaborating) and autonomy may enhance employees' safety and permit

them to attain their goals. Further, job resources may help employees reduce the negative effect that can come from job demands. Thus, employees can engage in both family activities and attending the workplace. They are less likely to experience damaged psychological and physical health, because the job resources help them to conserve their health-related capacities. Thus, we propose that employees' psychological and physical health will mediate the relationship of job demands and resources with behavioral outcomes (i.e., WFC and sickness absence).

**Hypothesis 3.** Psychological and physical well-being jointly mediate the relationship of job demands (H3a) and job resources (H3b) with WFC.

**Hypothesis 4.** Psychological and physical well-being jointly mediate the relationship of job demands (H4a) and job resources (H4b) with absenteeism.

## Method

### Participants

Our data were extracted from the fifth wave of the *Korean Working Condition Survey (KWCS)*, which was developed based on the *European Working Conditions Survey (EWCS)*. The survey was conducted in 2017 by Korea Occupational Safety and Health Agency (KOSHA). Among 50,205 South Korean participants who completed the questionnaire, we screened out participants who did not meet our requirements. For example, we removed

unqualified participants who choose Do not Know (DK)/No opinion or Refusal and Not Applicable on at least one item among our studied variables. The final sample included 19,620 participants who are employed by various types of organizations. Specifically, 86% of participants were employees in private companies, 11.6% were working in the government or governmental companies (i.e., public sectors), and the others work in joint private-public organizations. Among all participants, 84% were male, and their average age was 47.37 years old (SD = 12.29).

## Measurement

All measurements were from the KWCS.

**Job Hazard.** Job hazard was measured with nine items. Participants reported how often they are exposed to a of hazardous conditions on a frequency scale from 1 (Never) to 7 (All of the time). An example item is "Noise so loud that you would have to raise your voice to talk to people" High scores indicate a high hazardous working environment. Its reliability was .91.

**Posture-related Issues.** Employees' posture-related issues were assessed with four items. Participants reported how often they experience a list of conditions from 1 (Never) to 7 (All of the time). An example item is "Repetitive hand or arm movements". High scores indicate a more inconvenient posture. Its reliability was .67.

**Time pressure.** Time pressure was assessed with two items. Participants reported how often they experience the two condition on a

frequency scale from 1 (Never) to 7 (All of the time). An example item is "Working to tight deadlines". High scores indicate a high time pressure. Its reliability was .87.

**Leader support.** Leader support was measured with the six items. Participants reported how much they agree with the statements on a Likert scale from 1 (Strongly disagree) to 5 (Strongly agree). An example item is "Provides useful feedback on your work". High scores indicate the more supportive leader. Its reliability was .89.

**Organizational Trust.** Organizational trust was assessed with six items. Participants reported how much they agree with the six statements on a Likert scale from 1 (Strongly disagree) to 5 (Strongly agree). An example item is "The management trusts the employees to do their work well". Its reliability was .84.

**Decision latitude.** Decision latitude was assessed with four items. Participants reported how much they agree with the four statements on a Likert scale from 1 (Strongly disagree) to 5 (Strongly agree). An example item is "You are consulted before targets for your work are set". reliability was .82.

**Well-being.** Well-being was measured with six items. Participants indicated how they have been feeling over the last two weeks on a frequency scale from 1 (Never) to 5 (All of the time). An example item is "I have felt cheerful and in good spirts". reliability was .92.

**Engagement.** Engagement in work was assessed with six items. Participants reported how often they have engaged on a frequency scale from 1 (Never) to 5 (Always). An example item is "I

am enthusiastic about my job." Its reliability was .79.

**Job satisfaction.** Job satisfaction was assessed with a single item: "On the whole, are you very satisfied, satisfied, not very satisfied or not at all satisfied with working conditions in your main paid job?" (1 = Not at all satisfied, 2 = Not very satisfied, 3 = Satisfied, 4 = Very satisfied). Reliability of single items cannot be assessed, but single-item job satisfaction measures have been shown to be as valid as multiple-item measures.

**Physical Well-being.** We measured physical health outcomes with eight items that have dichotomous options (1=Yes, 2=No). Participants reported if they had any following health problems over the last 12 months. Examples include "Muscular pains in shoulders, neck and/or upper limbs," "Headaches, eye-strain," and "Backache." Its reliability was .69.

**WFC.** WFC was assessed with five items. Participants reported how often in the last 12 months they experienced five conditions on a frequency scale from 1 (Never) to 5 (Always). An example item is "found that your job prevented you from giving the time you wanted to your family." Its reliability was .86.

**Absenteeism.** Absenteeism was assessed with a single item: "Over the past 12 months how many days in total were you absent from work due to sick leave or health-related leave?"

## Result

### Data Analysis

Correlations among the variables used in

this research are shown in Table 1. Most correlations were significant, due to large sample size (N=19,620). Thus, rather than focusing on statistical significance, we focused on effect sizes that were at least  $r=.10$  for interpreting the results<sup>39)</sup>.

For Hypotheses 3 and 4, we calculated total indirect effects by adding all indirect effects via both psychological and physical well-being. In addition, we tested our models conducting structural equation modeling

(SEM) with 10,000 bootstrap samples using SPSS AMOS 2340) to calculate coefficients for testing indirect effects.

Before testing the hypothesized model, we conducted a confirmatory factor analysis (CFA) to determine the degree to which the measures represented distinct constructs. We tested a model with all factors used in the research: job hazard, posture stressor, time pressure, leader support, organizational trust, decision latitude, well-being, engagement, health outcome, work family conflict. Results showed a good fit for the model,  $\chi^2(1218)=13,448.71$ , CMIN/DF=11.04, CFI=0.98, TLI=0.97, RMSEA=0.02.

### Hypothesis Testing

Hypothesis 1 posited that employees' psychological well-being is associated with WFC and absenteeism. Table 1 shows that the correlations between the psychological well-being variables and WFC ranged from  $-.18$  to  $-.04$ , partially supporting H1a. On the other hand, the correlation between psychological well-being and absenteeism was from  $-.04$  to  $-.02$ , and thus H1b was not supported.

Table 1. Mean, Standard Deviation, Correlation and reliabilities for all variables.

	M	SD	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1. Age	47.37	12.29	-													
2. Sex	1.16	0.36	.01	-												
(Job Demands)																
3. JH	1.91	0.86	.07	-.04	<i>.91</i>											
4. PS	3.28	1.19	.12	.03	.51	<i>.67</i>										
5. TP	3.32	1.62	-.02	-.00	.34	.41	<i>.87</i>									
(Job Resources)																
6. LS	3.68	0.55	-.05	-.03	-.04	-.08	-.04	<i>.89</i>								
7. OT	5.60	0.57	-.04	-.03	-.02	-.06	-.01	.62	<i>.84</i>							
8. DL	3.00	0.83	-.09	-.06	.04	-.07	.10	.33	.31	<i>.82</i>						
(Psychological Health)																
9. WB	3.96	0.98	-.12	.00	-.06	-.03	.08	.31	.31	.25	<i>.92</i>					
10. EG	3.53	0.57	-.08	-.03	-.05	-.04	-.01	.47	.44	.21	.40	<i>.79</i>				
11. JS	2.78	0.55	-.06	-.02	-.22	-.22	-.14	.26	.24	.13	.25	.30	-			
(Physical Health)																
12. HO	1.89	0.17	-.17	-.03	-.17	-.30	-.11	.07	.09	.16	.24	.04	.19	<i>.69</i>		
(Outcomes)																
13. WFC	2.22	0.75	-.06	-.04	.22	.19	.32	-.11	-.09	.21	-.04	-.13	-.18	-.09	<i>.86</i>	
14. AST	0.64	5.22	.06	.01	.05	.02	.02	-.00	-.00	.02	-.04	-.03	-.02	-.05	.04	-

Note. N = 19,620. 1 = Age in Years. 2 = Sex (1 = Male, 2 = Female). 3 = Job Hazard. 4 = Posture Stressor. 5 = Time Pressure. 6 = Leader Support. 7 = Organizational Trust. 8 = Decision Latitude. 9 = Well-being. 10 = Engagement. 11 = Job Satisfaction. 12 = Health Outcome. 13 = Work Family Conflict. 14 = Absenteeism. Reliabilities are in italics on the diagonal.  $|r| \geq .02$  is significant.

Table 2. Indirect effects of Job Demands and Job Resources on Work-Family Conflict (WFC) via Psychological and Physical Well-being.

IV	ME	Indirect Effect of Independent Variable on WFC via Four Well-Being Mediators				Total Indirect Effect	
		Well-being	Engagement	Job Satisfaction	Health Outcome	Indirect Effect	95% Confidential Interval
Job Demands		-.0005*	.0012, ns	.0144**	-.0055**	.0096**	[.004, .02]
Job Resources		.0293**	-.1232**	-.0367**	.0042**	-.1263**	[-.15, -.10]

Note: N = 19,620. ME = Mediator. IV = Independent Variable. IE = Indirect Effect. CI = Confidential Interval. ns = not significant. \*  $p < .05$ . \*\*  $p < .01$ .

Table 3. Indirect effects of Job Demands and Job Resources on Absenteeism via Psychological and Physical Well-being.

IV	ME	Indirect Effect of Independent Variable on Absenteeism via Four Well-Being Mediators				Total Indirect Effect	
		Well-being	Engagement	Job Satisfaction	Health Outcome	Indirect Effect	95% Confidential Interval
Job Demands		.0035*	.0028, ns	-.0023, ns	.0725**	.0766**	[.02, .13]
Job Resources		-.1899**	-.2915**	.0058, ns	-.0556**	-.5311**	[-.95, -.22]

Note: N = 19,620. ME = Mediator. IV = Independent Variable. IE = Indirect Effect. CI = Confidential Interval. ns = not significant. \*  $p < .05$ . \*\*  $p < .01$ .



We expected that employees' physical well-being is related with WFC and absenteeism in H2. Inconsistent with our prediction, correlations were .09 for WFC and .05 for absenteeism. Thus, Hypothesis 2 was not supported.

Table 2 shows the indirect effects of job demands and resources on WFC. The indirect effect of job demands on WFC via psychological and physical well-being jointly was positive ( $\beta = .0096$ , 95% CI=[.004, .02]), while the indirect effect of job resources on WFC was negative ( $\beta = -.1263$ , 95% CI=[-.15, -.02]). Thus, Hypothesis 3 was supported.

Hypothesis 4 posited that the relationships of job demands and job resources with absenteeism are mediated by psychological and physical well-being jointly. Table3 shows that the indirect effect of job demands on absenteeism was positive ( $\beta = .0766$ , 95% CI=[.02, .13]), while the indirect effect of job resources on absenteeism was negative ( $\beta = -.5311$ , 95% CI=[-.95, -.22]), supporting Hypothesis 4.

## Discussion

The main purpose of this study is to investigate the relationship of job demands and job resources with employees' outcomes, in both their work and home domains. Our model was tested using a large national survey about working conditions conducted in South Korea (KWCS). Job demand and job resources had opposite effects on employees' well-being and behaviors. Specifically, job demands were negatively associated with both psychological and physical well-being while job resources

were positively related to psychological and physical well-being. Our results also supported an indirect positive path between job demands and negative work outcome (absenteeism) and negative home outcomes (WFC) as well as a negative indirect path between job resources and the negative work outcome (absenteeism) and negative home outcome (WFC), mediated by employee's psychological and physical well-being.

## Theoretical Implications

Our research made several contributions to the current literature. First, the results provide support for the JD-R model which states that job demands exhaust employees mental and physical resources and lead to health problems while in contrast, job resources can reduce strain response and foster growth in employees<sup>5)</sup>. As job demands, job hazards, posture issues, and time pressure have a negative relationship with employees' health outcomes, while as job resources, leader support, organizational trust, and decision latitude have positive association with employees' psychological and physical health.

Second, expanding on the JD-R model focuses on strains or employee well-being as outcomes, but we included absenteeism and WFC as two behavioral outcomes of employees' well-being, one in the work and one in the home domain. It is interesting to note that psychological well-being had stronger relationships with employees' behaviors at home compared to at work. In other words, being mentally exhausted may leave a

significant impact on employees' personal life but will not influence their work behaviors as much (they will not be absent). This can be due to the fact that while family activity participation is often by choice, participation at work is not. At the workplace, employees are subject to various types of regulation, and violation of these (e.g., excessive absences) can lead to serious consequences. Another explanation for this can be drawn from the work-family centrality framework. Previous studies suggested that men could be more work-centered than women and the most pronounced disparities are found in Japan and China<sup>41-42</sup>. Given the similarity in cultures between South Korea and other East Asian countries and that the majority of our participants are men, this can be understandable.

### Practical Implications

Although providing recommendations based on one study might be premature, some suggestions for organizations and policy makers can be drawn from our study. First, it should be noted that both job demands and job resources can impact employees' psychological and physical well-being. What this means for public administration is that to sustain and improve employees' well-being, policy makers can make efforts to reduce job demands and negative working condition. This is especially applicable when the job demands are critical to employees' health or life.

In addition, when comparing the indirect effect between job demands, job resources on

WFC and absenteeism, we found that the effect of job resources is relatively stronger. One suggestion for organizations that are looking to develop an initiative to improve employee's well-being is that they should focus on increasing resources for employees. Although tangible resources (e.g., monetary) may matter, focusing on improving psychological resources (e.g., support from leaders) can also be effective (as evidenced in our study).

### Limitations and Future Research

Although we found support for many of our hypotheses, it is important to address some limitations of the study. First, similar to other research using archival data from a national survey, not all measurements being used are ideal for the construct. In addition, in an effort to represent the JD-R model in the most comprehensive way, we selected variables in the KWCS that are equivalent to common variables in organizational sciences such as working time pressure, organizational support or decision latitude. However, the job demands and job resources constructs are pretty broad and could be represented by a number of other variables. Therefore, we recommend future research to replicate our model using other measures of demands and resources in order to improve the generalizability of the study for testing JD-R principles.

Second, also due to the characteristic of the KWCS, our data were cross-sectional, which means causality cannot be strongly inferred. Future study could benefit by employing

longitudinal designs to further study the predictability of job demands-resources for employees' subsequent psychological, physical and behavioral outcomes. In addition, because all data are self-reported, participants may under or over report their physical symptoms and absent days. Future research could include other objective indicators of physical health using medical examinations.

Finally, because our study emphasized elements in the working environment that could influence employees, another promising avenue for research is to explore the effect of potential boundary conditions in our model. Other investigators can extend our research by including the role of individual difference as moderators. For example, previous research has shown that proactive personality is positively related to work engagement via job crafting<sup>43)</sup>. Employees who are more proactively will be more likely to shape their working environment to fit with their needs (often through increasing job resources and reducing job demands), a process labeled job crafting<sup>44)</sup>. It would be interesting to test if other personality traits or other contextual factors can influence how job demands and resources affect employees.

## Conclusion

Using the KWCS, a national survey about working conditions in South Korea, our study examined the different relationship between job demands and job resources with employees' outcomes. In general, we found support for our predictions. Job demands and job resources

were differentially related to employees' conflict between work and life as well as the frequency to be absent from work. Job demands are often associated with negative health outcomes which results in higher WFC and more work absence, while job resources do the opposite. Our results provided support and extension for the JD-R model.

## References

- P. E., Spector, S., Fox, L. M., Penney, K., Bruursema, Goh, A., & S., Kessler, "The dimensionality of counterproductivity: Are all counterproductive behaviors created equal?", *Journal of Vocational Behavior*, Vol. 68, No. 3, pp. 446-460, 2006.
- J. H., Greenhaus & N. J., Beutell, "Sources of conflict between work and family roles", *Academy of Management Review*, Vol. 10, No. 1, pp. 76-88, 1985.
- K. Y., Kim, R., Eisenberger, & K., Baik, "Perceived organizational support and affective organizational commitment: Moderating influence of perceived organizational competence", *Journal of Organizational Behavior*, Vol. 37, No. 4, pp. 558-583, 2016.
- M. P., O'driscoll & T. A., Beehr, "Moderating effects of perceived control and need for clarity on the relationship between role stressors and employee affective reactions", *The Journal of Social Psychology*, Vol. 140, No. 2, pp. 151-159, 2000.
- A. B., Bakker, J. J., Hakanen, E., Demerouti & D., Xanthopoulou, "Job resources boost work engagement, particularly when job

- demands are high", *Journal of Educational Psychology*, Vol. 99, No. 2, pp. 274-291, 2007.
- C., Balducci, F., Fraccaroli, & W. B., Schaufeli, "Workplace bullying and its relation with work characteristics, personality, and post-traumatic stress symptoms: An integrated model", *Anxiety, Stress & Coping*, Vol. 24, No. 5, pp. 499-513, 2011.
- W., Darr, & G., Johns, "Work strain, health, and absenteeism: a meta-analysis", *Journal of Occupational Health Psychology*, Vol. 13, No. 4, pp. 293-305, 2008.
- C., Leineweber, M., Baltzer, L. L., Magnusson Hanson, & H., Westerlund, "Work-family conflict and health in Swedish working women and men: a 2-year prospective analysis (the SLOSH study)", *The European Journal of Public Health*, Vol. 23, No. 4, pp. 710-716, 2013.
- J. D., Nahrgang, F. P., Morgeson, & D. A., Hofmann, "Safety at work: a meta-analytic investigation of the link between job demands, job resources, burnout, engagement, and safety outcomes", *Journal of Applied Psychology*, Vol. 96, No. 1, pp. 71-91, 2011.
- J. A., LePine, N. P., Podsakoff, & M. A., LePine, "A meta-analytic test of the challenge stressor-hindrance stressor framework: An explanation for inconsistent relationships among stressors and performance", *Academy of Management Journal*, Vol. 48, No. 5, pp. 764-775, 2005.
- M. A., Cavanaugh, W. R., Boswell, M. V., Roehling, & J. W., Boudreau, "An empirical examination of self-reported work stress among US managers", *Journal of Applied Psychology*, Vol. 85, No. 1, pp. 65-75, 2000.
- N. P., Podsakoff, J. A., LePine, & M. A., LePine, "Differential challenge stressor-hindrance stressor relationships with job attitudes, turnover intentions, turnover, and withdrawal behavior: a meta-analysis", *Journal of Applied Psychology*, Vol. 92, No. 2, pp. 438-449, 2007.
- J. J., Mazzola, & R., Disselhorst, "Should we be 'hallenging' employees?: A critical review and meta-analysis of the challenge-hindrance model of stress", *Journal of Organizational Behavior*, Vol. 40, No. 8, pp. 949-961, 2019.
- R., Brauchli, W. B., Schaufeli, G. J., Jenny, D., F. Ilemann, & G. F., Bauer, "Disentangling stability and change in job resources, job demands, and employee well-being—A three-wave study on the Job-Demands Resources model", *Journal of Vocational Behavior*, Vol. 83, No. 2, pp. 117-129, 2013.
- E., Demerouti, A. B., Bakker, F., Nachreiner, & W. B., Schaufeli, "The job demands-resources model of burnout", *Journal of Applied Psychology*, Vol. 86, No. 3, pp. 499-521, 2001.
- D. M., DeJoy, B. S., Schaffer, M. G., Wilson, R. J., Vandenberg, & M. M., Butts, "Creating safer workplaces: assessing the determinants and role of safety climate", *Journal of Safety Research*, Vol. 35, No. 1, pp. 81-90, 2004.
- I. L., Janowitz, M., Gillen, G., Ryan, D.,

- Rempel, L., Trupin, L., Swig, ... & P. D., Blanc, "Measuring the physical demands of work in hospital settings: design and implementation of an ergonomics assessment", *Applied Ergonomics*, Vol. 37, No. 5, pp. 641–658, 2006.
- J., Antonakis, & R. J., House, "Instrumental leadership: Measurement and extension of transformational-transactional leadership theory", *The Leadership Quarterly*, Vol. 25, No. 4, pp. 746–771, 2014.
- M., Top, M., Akdere, & M., Tarcan, "Examining transformational leadership, job satisfaction, organizational commitment and organizational trust in Turkish hospitals: public servants versus private sector employees", *The International Journal of Human Resource Management*, Vol. 26, No. 9, pp. 1259–1282, 2015.
- H. H., Tan, & C. S., Tan, "Toward the differentiation of trust in supervisor and trust in organization", *Genetic, Social, and General Psychology Monographs*, Vol. 126, No. 2, pp. 241–257, 2000.
- F. P., Morgeson, & S. E., Humphrey, "The Work Design Questionnaire (WDQ): developing and validating a comprehensive measure for assessing job design and the nature of work", *Journal of Applied Psychology*, Vol. 91, No. 6, pp. 1321–1334, 2006.
- L., Li, & S., Mao, "Moderating effects of proactive personality on factors influencing work engagement based on the job demands-resources model", *Social Behavior and Personality*, Vol. 42, No. 1, pp. 7–15, 2014.
- W. B., Schaufeli, A. B., Bakker, & W., Van Rhenen, "How changes in job demands and resources predict burnout, work engagement, and sickness absenteeism", *Journal of Organizational Behavior*, Vol. 30, No. 7, pp. 893–917, 2009.
- T. W., Britt, & C. R., Dawson, "Predicting work-family conflict from workload, job attitudes, group attributes, and health: A longitudinal study", *Military Psychology*, Vol. 17, No. 3, pp. 203–227, 2005.
- L., Lu, R., Gilmour, S. F., Kao, & M. T., Huang, "A cross-cultural study of work/family demands, work/family conflict and wellbeing: the Taiwanese vs British", *Career Development International*, Vol. 11, No. 1, pp. 9–27, 2006.
- R., Snir, I., Harpaz, A. B., Bakker, A., Shimazu, E., Demerouti, K., Shimada, & N., Kawakami, "Work engagement versus workaholism: A test of the spillover-crossover model", *Journal of Managerial Psychology*, Vol. 29, No. 1, pp. 63–80, 2014.
- X. R., Zhao, & K., Namasivayam, "The relationship of chronic regulatory focus to work-family conflict and job satisfaction", *International Journal of Hospitality Management*, Vol. 31, No. 2, pp. 458–467, 2012.
- R. D., Iverson, & S. J., Deery, "Understanding the" personological" basis of employee withdrawal: The influence of affective disposition on employee tardiness, early departure, and absenteeism" *Journal of Applied Psychology*, Vol. 86, No. 5, pp.

- 856-875, 2001.
- E., Soane, A., Shantz, K., Alfes, C., Truss, C., Rees, & M., Gatenby, "The association of meaningfulness, well-being, and engagement with absenteeism: a moderated mediation model", *Human Resource Management*, Vol. 52, No. 3, pp. 441-456, 2013.
- K, D., Scott, & G. S., Taylor, "An examination of conflicting findings on the relationship between job satisfaction and absenteeism: A meta-analysis. *Academy of Management Journal*", Vol. 28, No. 3, pp. 599-612, 1985.
- A., Mooghali, K. B., Lankarani, H., Abedi, & Y., Sarikhani, "The Relationship Between Job Characteristics and Work-Family Conflict Among Married Women Employed in Clinical Wards of Shiraz University-Affiliated Hospitals", *Women's Health Bulletin*, Vol. 2, No. 1, pp. 1-6, 2014.
- V. P., Weale, Y., Wells, & J., Oakman, "Self-reported musculoskeletal disorder pain: The role of job hazards and work-life interaction", *American Journal of Industrial Medicine*, Vol. 61, No. 2, pp. 130-139, 2018.
- A. M., Trinkoff, C. L., Storr, & J. A., Lipscomb, "Physically demanding work and inadequate sleep, pain medication use, and absenteeism in registered nurses", *Journal of Occupational and Environmental Medicine*, Vol. 43, No. 4, pp. 355-363, 2001.
- K. B., Min, S. G., Park, J. S., Song, K. H., Yi, T. W., Jang, & J. Y., Min, "Subcontractors and increased risk for work-related diseases and absenteeism", *American Journal of Industrial Medicine*, Vol. 56, No. 11, pp. 1296-1306, 2013.
- C., Nohe, & K., Sonntag, "Work-family conflict, social support, and turnover intentions: A longitudinal study", *Journal of Vocational Behavior*, Vol. 85, No. 1, pp. 1-12, 2014.
- H. R., Winefield, C., Boyd, & A. H., Winefield, "Work-family conflict and well-being in university employees", *The Journal of Psychology*, Vol. 148, No. 6, pp. 683-697, 2014.
- S. B., Bacharach, P., Bamberger, & M., Biron, "Alcohol consumption and workplace absenteeism: the moderating effect of social support", *Journal of Applied Psychology*, Vol. 95, No. 2, pp. 334-352, 2010.
- V., Rousseau, & C., Aub, "Collective autonomy and absenteeism within work teams: A team motivation approach", *The Journal of Psychology*, Vol. 147, No. 2, pp. 153-175, 2013.
- G. E., Gignac, & E. T., Szodorai, "Effect size guidelines for individual differences researchers", *Personality and Individual Differences*, Vol. 102, No. 1, pp. 74-78, 2016.
- J. L., Arbuckle, "IBM SPSS Amos 23 user's guide", IBM, 2014.
- B., Mannheim, "Gender and the effects of demographics, status, and work values on work centrality", *Work and Occupations*, Vol. 20, No. 1, pp. 3-22, 2016.
- S., Sweet, N., Sarkisian, C., Matz-Costa, & M., Pitt-Catsoupes, "Are women less career centric than men? Structure, culture,

and identity investments", *Community, Work  
& Family*, Vol. 19, No. 4, pp. 481–500,  
2016.

A. B., Bakker, M., Tims, & D., Derks,  
"Proactive personality and job performance:  
The role of job crafting and work  
engagement", *Human Relations*, Vol. 65,  
No. 10, pp. 1359–1378, 2012.

M., Tims, A. B., Bakker, & D., Derks,  
"Development and validation of the job  
crafting scale", *Journal of Vocational  
Behavior*, Vol. 80, No. 1, pp. 173–186,  
2012.





가작

**How emotional labor leads to  
work-to-family conflict :  
the buffering effect of coworker support**

김응일  
연세대학교 경영대학



# How emotional labor leads to work-to-family conflict: the buffering effect of coworker support

김응일

연세대학교 경영대학

**ABSTRACT :** Despite emotional labor being recognized as a reason for work-to-family conflict, not much research was published on how it impacts employees subjective health. Besides, the current research lacks how to buffer the negative relationship. A theoretical model has considered with 25,635 participants from Korea Working Conditions Survey (KWCS). With this model, the result supported that increased emotional labor was associated with higher work-to-family conflict and lead to low on subjective health. In addition to this negative relationship, when coworker support was used as a moderator relationship between emotional labor and work-to-family conflict. These findings suggest that coworker support can have a buffer effect on solving negative relationships in the workplace.

**Keywords :** Emotional Labor, Work-to-family Conflict, Subjective Health, Coworker Support

## I. INTRODUCTION

Emotional labor is one of the main hindrance in organizations to improve their productivity. For example, such as burnout and self-alienation (Hochschild, 1983). Moreover, emotional labor is also related to not only feelings or emotions but also employees' health (Schaubroeck & Jones, 2000). Besides, emotional labor plays a critical role in organizations such as low job satisfaction and high emotional exhaustion (Morris & Feldman, 1996).

The workplace is not isolated and separated into employee's lives. Work-to-family conflict is a concept work and family domains are mutually incompatible in some respect. For example, employees' attitudes, emotions, and behaviors may spillover from workplace to family domains (Greenhaus & Beutell, 1985). When an employee has no chance to solve his/her problems at work, the remaining stress from emotional labor will spillover to family conflict.

Moreover, when negative emotion from work and family is piled up, this may promote negative outcomes such as a decrease in subjective health. For example, as emotional labor leads to work-to-family conflict, this relationship may increase the negative effect on employees' subjective health. In addition, organization decision-makers spend high costs on employees health-related cost. The data from Canada reveals the estimated costs of work-family costs to the healthcare system were about C\$2.8 billion (Higgins, Dubury, & Johnson, 2004). Therefore, the buffering effect

should be followed to assist both organizations and employees.

Yet, not many studies were conducted to define how emotional labor will be buffered by coworker support. The current research provided that coworker support mitigated emotional labor and increased job performance (Kim, Hur, Moon, & Jun, 2017). However, there are no articles described how work-to-family conflict is influenced by the product of emotional labor and coworker support. Thus, coworker support might play have an opportunity to contribute to solve a negative relationship.

This paper contributes to the management initiative at least three ways. First, the study investigated how emotional labor spillover to work-to-family conflict. As the current articles suggested negative emotion may continuously infect from work to family. Second, the study also specified work-to-family conflict leads to employee's subjective health. As negative emotions maintain both work and family, employees may have more chances to feel negative health conditions. Finally, this study touched how coworker support may use as a buffering effect to solve the negative relationship. Most research focuses on explaining the negative consequences of emotional labor. Yet, not much research has suggested how to reduce this negative relationship. Therefore, this hypothesized model has supported that coworker support has an alleviation effect. Following the research, coworker support may change the workplace environment from

negative to positive. The research model is presented in Figure 1.

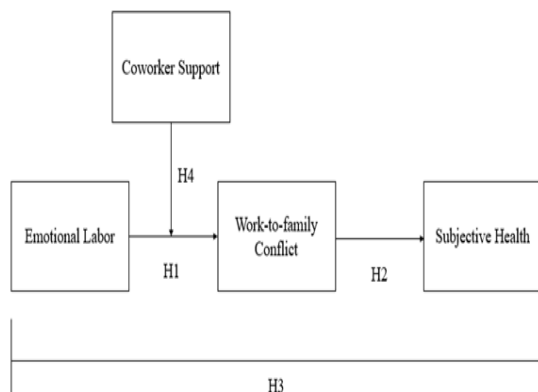


Figure 1. Hypothesis Model

## 1. Theoretical framework and hypotheses

### ***Spillover effect***

Spillover refers to "a process in which reactions experienced in the work domain are transferred to and interfere with the non-work domain" (Demerouti, Bakker, & Schaufeli, 2005, p. 267). Emotional labor is not a static but dynamic characteristic which may spillover from work to family domain (Sanz-Vergel, Rodriguez-Munoz, Bakker, & Demerouti, 2012). In addition, emotional labor was highly related to emotional exhaustion, work-to-family conflict, and insomnia (Wagner, Barnes, & Scott, 2014). The consequences of emotional labor were divided into individual well-being (e.g., burnout and job satisfaction) and organizational well-being (e.g., performance and withdrawal behavior) (Totterdell & Holman, 2003). Thus, individual well-being which relates to work-to-family conflict is the suitable variable to explain the

relationship.

Work-to-family conflict is a concept explains "a form of inter-role conflict in which the role pressures from the work and family domains are mutually incompatible in some respect." (Greenhaus & Beutell, 1985). The antecedents of work-to-family are job stressors and job involvement (Frone, Russell, & Cooper, 1992). Some research examined that work-to-family conflict has a positive spillover effect based on a person-environment fit approach (Chen, Powell, & Greenhaus, 2009). However, the dominant work-to-family conflict domain is focused on negative effects. The current research found that long work hours were highly related to work-to-family conflict (Grzywacz & Butler, 2005). In addition, workplace stressors can trigger this conflict. Overall, summarizing these two concepts, emotional labor which is a stressor may influence work-to-family conflict.

Thus, the study proposes the following hypothesis:

***Hypothesis 1:*** *Emotional labor is positively related to work-to-family conflict.*

The consequences of work-to-family conflict are divided into three variables. First, work-related outcomes such as intention to turnover, job satisfaction, and organizational commitment. Second, non-work related outcomes such as life satisfaction and family satisfaction. Finally, stress-related outcomes such as general psychological strain (Allen, Herst, Bruck, & Sutton, 2000). In addition,

Mesmer-Magnus and Viswesvaran (2005) found that work-to-family conflict was negatively related to employees' health. Subjective health condition refers to how employees judge and feel their health conditions. Frone and colleagues (1997) found that work-to-family conflict is positively related to adverse health-related outcomes. Negative outcomes may influence both organization and individual. For example, organizations may suffer from spending a high amount of money to cure the employees. On the other hand, individuals may have difficulty adjusting to organizations with less productivity. Work-to-family conflict may affect as a mediator and connect between emotional labor and employees subjective health.

Summarizing the evidence above, emotional labor may have chance to be an antecedent of work-to-family conflict. For example, job stress (antecedent of work-to-family conflict and consequences of emotional labor) leads to work-to-family conflict. In addition, this negative work-to-family conflict is related to health outcomes. Finally, these negative effects spillover to employees' subjective health.

Thus, following evidence from above, the study proposes the following hypothesis:

***Hypothesis 2:*** *Work-to-family conflict is negatively related to subjective health.*

***Hypothesis 3:*** *The relationship between emotional labor and subjective health is mediated by work-to-family conflict.*

Coworker support is defined as "the extent to which employees believe their coworkers are willing to provide them with work-related assistance to aid in the execution of their service-based duties" (Susskind, Kackmar, & Borchgrevink, 2003). Most of current research in coworker support has positive effect on organizations. Some researcher found that coworker support increase employees safety voice (Tucker, Chmiel, Turner, Hershcovic, & Stride, 2008) and improve job performance (Nagami, Tsutsumi, Tsuchiya, & Morimoto, 2010), and decrease employee turnover (Tews, Michel, & Ellingson, 2013). Employees who received coworker support may have more chance to obtain job resources to deal with stressful customers compare to who are not (Bakker, Demerouti, & Schaufeli, 2005; Tsai, Chen, & Liu, 2007).

In addition, similar concept such as organizational support and supervisor support showed positive effect on emotional labor. Duke and colleagues (2009) found that perceived organizational support showed positive effect as a moderator to buffer emotional labor. Supervisor support also moderated the relationships between emotional labor and job satisfaction and burnout (Chen, Sun, Lam, Hu, Huo, & Zhong, 2012). Besides, some research provided that coworker support reduced emotional labor and increased job performance (Kim et al., 2017). As organizational support and supervisor support showed some positive effect on emotional labor, there is an area to use coworker support as a moderator. Applying positive

influence of coworker support into the suggested model, this can be adjusted to solve negative relationship between emotional labor and work-to-family conflict.

Thus, the study proposes the following hypothesis.

**Hypothesis 4:** *The relationship between emotional labor and work-to-family conflict is moderated by coworker support, such that coworker support weakens the relationship*

## II. Method

### **Participants and procedures**

This research used data from representative sample of working population of Korea surveyed by Korea Working Condition Survey (KWCS) conducted in 2017. The KWCS is originated from European Working Condition Survey (EWCS). The participants were workers age over 15 who were paid work who lived in Korea. In this study, those who were unemployed, housewives, and students were excluded and only employees were selected to align with the hypotheses. The final selected participants were 25,635. Participants average age was 49.64 (SD = 11.81) and gender was coded as Male=1 and Female =2 and average mean was 1.11 (SD = .31). About 89.4% was male and 10.6% was female.

### **Measures**

**Emotional labor.** Subjects were asked to answer emotional labor with a single question. "For the following question, please select the one that best suits your situation; I have to

hide my feelings when I work". The possible responses to this question were from 1=always to 5=never. The answers were reverse coded in order to measure the hypotheses.

**Work-to-family conflict.** Work-to-family conflict was measured with the main question and five additional questions. The main question was "How often have you experienced the following in the last 12 months?" The additional questions were following: 1) I worry about my work even when I am not working (Lunch time, after working, weekends, holidays), 2) I am too tired to do housework after work, 3) I do not have enough time to spend with my family on work, 4) I do not have enough time to work because of what happened at home, 5) I spend my time at work because of my family's responsibility. I feel I can't. The possible responses to this question were from 1=always to 5=never. The answers were reverse coded in order to measure the hypotheses. The reliability was .86.

**Subjective health condition.** Subjects were asked to answer subjective health condition with a single question. "How is your overall health condition?". The possible responses to this question were from 1=very good to 5=very bad. The answers were reverse coded in order to measure the hypotheses.

**Coworker support.** Subjects were asked to answer emotional labor with a single question. "For the following question, please select the one that best suits your situation; My

colleagues help and support me". The possible responses to this question were from 1=always to 5=never. The answers were reverse coded in order to measure the hypotheses.

### III. Results

Table 1 shows variable means, standard deviations, reliabilities, and correlations. All correlations were significant except relationship

between emotional labor and subjective health. Emotional labor was positively related to both work-to-family conflict ( $r = .19, p < .01$ ) and coworker support ( $r = .09, p < .01$ ). Work-to-family was negatively related to subjective health ( $r = -.14, p < .01$ ) and coworker support ( $r = -.02, p < .01$ ). Finally, coworker support was positively related to subjective health ( $r = .13, p < .01$ ).

Table 1. Means, standard deviations, and inter-correlations for study variables

Variable	Mean	SD	1	2	3	4	
1. Emotional Labor	3.23	.97					
2. Work-to-family Conflict	2.20	.75	.19**	(.86)			
3. Subjective Health	3.87	.64	.00	-.14**			
4. Coworker Support	3.72	.74	.09**	-.02**	.13**		

\*\*  $p < .01$  (two-tailed).

In the current literature, PROCESS MACRO is widely used to find the moderated mediation effect of the model (Hayes, 2017). The Model 7 explains how moderator effects on relationship between independent variable and mediator. As the suggested model was similar to Hayes (2017) Model 7, this study followed the procedure to define whether coworker support is used to moderated relationship between emotional labor and work-to-family conflict. Furthermore, how this moderated meditation relates to employees' subjective health. Table 2 explains results of moderated mediation regression. The main effect, emotional labor effect on work-to-family conflict was positively related ( $B = .11, p < .01$ ). Thus, Hypothesis 1 was supported. Work-to-family

conflict was negatively related to subjective health ( $B = -.11, p < .01$ ). Therefore, Hypothesis 2 was supported. Indirect effect of work-to-family conflict was significantly mediated the relationship between emotional labor and subjective health ( $B = -.0015$ , BootLLCI =  $-.0030$ , BootULCI =  $-.0001$ ). Thus, Hypothesis 3 was supported. The cross-product term between emotional labor and coworker support were significant and positively related ( $B = .01, p < .05$ ). Conditional indirect effect was measured at three level. The results supported that increased in coworker support buffered work-to-family conflict. In one standardized deviation lower than mean was showed the lowest buffering effect ( $B = -.0168$ , BootLLCI =  $-.0191$ , BootULCI =  $-.0146$ ).



However, one standardized higher than the  $-.0168$ ) (Figure 2). Therefore, Hypothesis 4 mean was the highest buffering effect ( $B = -.0191$ ,  $\text{BootLLCI} = -.0215$ ,  $\text{BootULCI} =$

Table 2. Regression results for moderated mediation (Conditional Indirect Effects)

	B	SE	<i>t</i>	<i>p</i>
DV: Work-to-family Conflict (Mediator) $R^2=.04, p<.01$				
Constant	2.00	.07	27.61	< .01
Emotional Labor	.11	.02	4.93	< .01
Coworker Support	-.09	.02	-4.45	< .01
Emotional Labor X Coworker Support	.01	.01	2.36	< .05
DV: Subjective Health $R^2=.02, p<.01$				
Constant	3.95	.02	235.66	< .01
Emotional Labor	.03	.00	7.13	< .01
Work-to-family Conflict	-.11	.01	-20.89	< .01

	Effect	Boot SE	BootLLCI	BootULCI
Indirect effect of emotional labor through work-to-family conflict (Coworker Support)	-.0015	.0007	-.0030	-.0001
Conditional indirect effect = $M \pm 1SD$				
Coworker Support	Effect	Boot SE	BootLLCI	BootULCI
-1 SD	-.0168	.0011	-.0191	-.0146
<i>M</i>	-.0179	.0010	-.0200	-.0159
+ 1 SD	-.0191	.0012	-.0215	-.0168

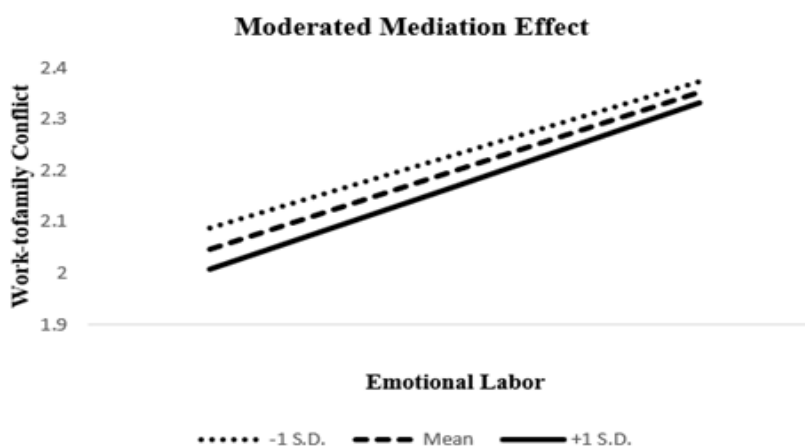


Figure 2. Conditional indirect effect for moderator (Perceived supervisor support)

## IV. Discussion

In the present research, coworker support was examined as a moderator to find a relationship between emotional labor and work-to-family conflict. Furthermore, work-to-family conflict lead to subjective health. Drawing from spillover theory, emotional labor at workplace may spillover to employee's family domain and worsen their subjective health. Coworker support may play a critical role to buffer this negative relationship. When an employee feels their coworkers are similar to them, they may share their emotions. This positive action with coworkers can supplement employees' negative emotions and buffer the emotional labor. Yet, not much research was conducted and provided the possible solutions in this field. However, in this research, the results support that coworker support can show a buffering effect and benefit not only management decision makers but also employees themselves.

### ***Limitations and future research***

There are several limitations in the study. First, despite of large participants dataset, the data was measured as cross-sectional data. In order to find continuous results of suggested model, the future research should focus on researching panel data. Second, the results may have common method bias problem. As the survey was measured in self-report style method, the future research may consider using different measurement method. Moreover, the future research may consider using different level study such as how a

leader and subordinate relationship impact on the negative relationship.

### ***Practical Implications for decision makers***

The results from KWCS data highlight that coworker support handles the critical part to solve employees' problems in their workplace. The decision makers in the management should consider coworker support as an efficient solution. Alternative solutions such as extrinsic motivation (e.g., pay increase) may increase burden for the management initiatives; for example, high costs for the organizations. To reduce this huge amount of solution costs, coworker support can be used to mitigate the negative relationship with less cost. Furthermore, increasing coworker support may have positive results for the organizations. First, the bond of coworkers will promote high commitment on their organizations. Second, this high commitment will increase the productivity of employees. Finally, as mentioned above, coworker support will have a buffering effect to mitigate substantial the negative relationship. Therefore, coworker support can be used as a possible solution to solve this negative relationship. In sum, the management will have "Killing two birds with one stone" effect when they introduce coworker support.

### ***Conclusion***

In summary, the current study shed a light on how coworker support may change employees' emotional labor from negative to positive. As the result supported, the role of

coworker support will improve the negative effect of both inside and outside of the workplace environment. Removing negative outcomes are hard for management initiative to execute it. However, mitigating the negative effect is more comfortable to have achievement. Therefore, this study provides that coworker support can be a possible buffering effect for organizations to consider to solve employees' emotional labor and increases their subjective health.

## REFERENCES

- Allen, T. D., Herst, D. E., Bruck, C. S., & Sutton, M. (2000). Consequences associated with work-to-family conflict: a review and agenda for future research. *Journal of Occupational Health Psychology*, 5(2), 278.
- Bakker, A. B., Demerouti, E., & Schaufeli, W. B. (2005). The crossover of burnout and work engagement among working couples. *Human Relations*, 58(5), 661-689.
- Chen, Z., Powell, G. N., & Greenhaus, J. H. (2009). Work-to-family conflict, positive spillover, and boundary management: A person-environment fit approach. *Journal of Vocational Behavior*, 74(1), 82-93.
- Chen, Z., Sun, H., Lam, W., Hu, Q., Huo, Y., & Zhong, J. A. (2012). Chinese hotel employees in the smiling masks: Roles of job satisfaction, burnout, and supervisory support in relationships between emotional labor and performance. *The International Journal of Human Resource Management*, 23(4), 826-845.
- Demerouti, E., Bakker, A. B., & Schaufeli, W. B. (2005). Spillover and crossover of exhaustion and life satisfaction among dual-earner parents. *Journal of Vocational Behavior*, 67(2), 266-289.
- Duke, A. B., Goodman, J. M., Treadway, D. C., & Breland, J. W. (2009). Perceived organizational support as a moderator of emotional labor/outcomes relationships. *Journal of Applied Social Psychology*, 39(5), 1013-1034.
- Frone, M. R., Russell, M., & Cooper, M. L. (1992). Antecedents and outcomes of work-family conflict: testing a model of the work-family interface. *Journal of Applied Psychology*, 77(1), 65.
- Frone, M. R., Yardley, J. K., & Markel, K. S. (1997). Developing and testing an integrative model of the work-family interface. *Journal of Vocational Behavior*, 50(2), 145-167.
- Greenhaus, J. H., & Beutell, N. J. (1985). Sources of conflict between work and family roles. *Academy of Management Review*, 10(1), 76-88.
- Grzywacz, J. G., & Butler, A. B. (2005). The impact of job characteristics on work-to-family facilitation: testing a theory and distinguishing a construct. *Journal of Occupational Health Psychology*, 10(2), 97.
- Hayes, A. F. (2017). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach*. Guilford Publications.
- Higgins, C., Dubury, L., & Johnson, K. (2004). Report Three: Exploring the Link


- Between Work–Life Conflict and Demands on Canada’s Health Care System. Public Health Agency of Canada, March.
- Hochschild, A. R. (1983). *The managed heart: Commercialization of human feeling*. Univ of California Press.
- Kim, H. J., Hur, W. M., Moon, T. W., & Jun, J. K. (2017). Is all support equal? The moderating effects of supervisor, coworker, and organizational support on the link between emotional labor and job performance. *BRQ Business Research Quarterly*, 20(2), 124–136.
- Mesmer-Magnus, J. R., & Viswesvaran, C. (2005). Convergence between measures of work-to-family and family-to-work conflict: A meta-analytic examination. *Journal of Vocational Behavior*, 67(2), 215–232.
- Morris, J. A., & Feldman, D. C. (1996). The dimensions, antecedents, and consequences of emotional labor. *Academy of Management Review*, 21(4), 986–1010.
- Nagami, M., Tsutsumi, A., Tsuchiya, M., & Morimoto, K. (2010). Job control and coworker support improve employee job performance. *Industrial Health*, 1006240012–1006240012.
- Sanz-Vergel, A. I., Rodríguez-Muñoz, A., Bakker, A. B., & Demerouti, E. (2012). The daily spillover and crossover of emotional labor: Faking emotions at work and at home. *Journal of Vocational Behavior*, 81(2), 209–217.
- Schaubroeck, J., & Jones, J. R. (2000). Antecedents of workplace emotional labor dimensions and moderators of their effects on physical symptoms. *Journal of Organizational Behavior: The International Journal of Industrial, Occupational and Organizational Psychology and Behavior*, 21(2), 163–183.
- Susskind, A. M., Kacmar, K. M., & Borchgrevink, C. P. (2003). Customer service providers’ attitudes relating to customer service and customer satisfaction in the customer–server exchange. *Journal of Applied Psychology*, 88(1), 179.
- Tews, M. J., Michel, J. W., & Ellingson, J. E. (2013). The impact of coworker support on employee turnover in the hospitality industry. *Group & Organization Management*, 38(5), 630–653.
- Totterdell, P., & Holman, D. (2003). Emotion regulation in customer service roles: Testing a model of emotional labor. *Journal of Occupational Health Psychology*, 8(1), 55.
- Tsai, W. C., Chen, C. C., & Liu, H. L. (2007). Test of a model linking employee positive moods and task performance. *Journal of Applied Psychology*, 92(6), 1570.
- Tucker, S., Chmiel, N., Turner, N., Hershcovis, M. S., & Stride, C. B. (2008). Perceived organizational support for safety and employee safety voice: The mediating role of coworker support for safety. *Journal of Occupational Health Psychology*, 13(4), 319.
- Wagner, D. T., Barnes, C. M., & Scott, B. A. (2014). Driving it home: How workplace emotional labor harms employee home life. *Personnel Psychology*, 67(2), 487–516.



가작

**근로환경이 근로자의 수면 건강에  
미치는 영향 연구**

김시영 · 신하정 · 최하영  
경북대학교 통계학과





# 근로환경이 근로자의 수면 건강에 미치는 영향 연구

김시영 · 신하정 · 최하영  
경북대학교 통계학과

**초록 :** 수면은 인간의 인지적, 행동적, 정서적 측면에 중요한 영향을 미치며, 인간이 정상적인 활동을 영위하는데 필수적이다. 그러나 최근 수면장애는 다수의 많은 사람들이 겪는 질환 중 하나가 되었고, 수면 부족은 건강에 치명타가 된다. 이에 따라 최근에 수면의 중요성이 부각되면서 수면건강에 관한 사회적 관심이 증가하고 있다. 따라서 이 연구는 근로 환경이 임금 근로자의 수면 건강에 어떤 영향을 미치며, 미치는 효과의 정도를 알아보기 위해 수행되었다. 본 연구는 제 5차 근로환경조사에 응답한 임금 근로자 50,205명 중 21,742명을 최종 대상으로 하였고 주요 통계 방법으로는 chi-square test를 통한 교차분석과 로지스틱 회귀분석을 시행하였다. 수면 상태에 대한 비율에서 남(52.2%), 여(52.9%) 간의 차이는 작았고, 60대(61.2%)와 50대(57.9%)에서 특히 수면상태가 안정하지 않다고 나타났다. 연구 대상자의 근로 환경을 직속상관 태도, 근무 형태, 신체적 노동, 정신적 노동, 하루 평균 근무 시간, 출퇴근 시간의 6가지 특성으로 구분하여 분석한 결과, 임금 근로자의 수면 건강에 미치는 영향은 신체적 노동, 근무형태, 직속상관태도 순으로 크게 나타났다. 신체적 노동의 경우 긍정보다 보통이(OR=1.927, 95%CI=(1.830~2.029)), 근무 형태의 경우 그렇다보다 아니다가(OR=1.817, 95%CI=(1.611~2.051)), 직속상관태도의 경우 긍정보다 보통이(OR=1.736, 95%CI=(1.625~1.854)), 정신적 노동의 경우 긍정보다 보통이(OR=1.283, 95%CI=(1.227~1.342)), 하루 평균 근무 시간의 경우 8시간 미만보다 8시간이(OR=1.163, 95%CI=(1.115~1.213)), 출퇴근 시간의 경우 30분 미만보다 30분 이상 60분 미만이(OR=1.032, 95%CI=(0.997~1.069))로 수면 상태가 안정적이지 못할 확률이 높았다. 신체적 노동과 일정하고 안정적인 근무 시간, 요일이 수면건강에 큰 연관성을 보였다. 근로자의 건강을 증진시키기 위해 수면 문제를 일으키는 요인들을 개선하는 것이 중요하다고 생각한다. 본 연구를 통해 근로자의 수면건강을 위한 정책적 기초자료로 활용되기를 기대한다.

**주요어 :** 근로환경조사, 수면상태, 근로환경, 수면건강, 노동

## I. 서론

잠 또는 수면(睡眠)은 동물이 일정 시간 동안 몸과 마음의 활동을 쉬면서 의식이 없는 상태로 있는 것이다. 잠을 자는 것은 일상생활에서의 여러 활동 가운데 가장 긴 시간을 차지하는 활동 중 하나이다. 수면은 인간의 인지적, 행동적, 정서적 측면에 중요한 영향을 미치며, 인간이 정상적인 활동을 영위하는데 필수적이다(김정기, 2006).

최근 수면장애는 다수의 많은 사람들이 겪는 질환 중 하나가 되었다. 수면 장애는 잠과 관련된 질병으로 수면이 여러 가지 요인에 의해 장애를 보이는 증상을 말한다. 수면의 질과 자율신경계 활동, 우울증, 피로, 불안감은 높은 관련성이 있다(Lee, 2011), (Kim, 2017). 수면장애로 인해 수면시간 부족도 나타난다. 수면부족은 대부분의 인지 기능의 기본이 되는 호르몬 균형 파괴, 저항력 저하, 수명 저하 뿐 아니라 인지력 저하로 인한 안전사고 증가 등을 야기하는 것으로 밝혀졌다(김정기, 2006).

경제협력개발기구(OECD) 통계에 따르면 한국인의 1일 평균 수면 시간은 7시간 41분으로, 회원국 평균인 8시간 22분에 못 미치는 것으로 나타났고, OECD 18개 회원국 중 최하위를 기록했다. 이것은 우리나라 임금근로자에 대해서도 마찬가지이다.

우리나라의 임금근로자들은 세계적으로 긴 근로시간 속에서 일하고 있고, 단기간에 걸쳐 고도의 산업화가 이루어진 만큼 국가 내에는 다양한 근로 환경이 공존하고 있다. 한국 직장인의 한 달간 평균 수면시간은 6시간 37분으로 나타났다. 그 중 19.6%가 낮은 수면의 질을 느끼고 있으며 과반수(53.4%)가 수면 부족으로 인해 주간활동에 불편함을 느끼고 있다(Woo, 2011). 또 수면 부족이 근로자의 조기 사망을 유발하는 대표적인 원인으로 나타났고, 수면 부족은 건강에 치명타가 된다(Li J, 2019).

한국 임금근로자의 수면부족은 직속상관의 행태와 유의한 연관성을 보였다(박참진, 2017). 장시간 근무 및 낮은 직무 만족도도 직무 관련 수면장애의

위험인자 중 하나로 알려져 있다(하륜, 2017). 직장에서의 역할 갈등, 업무 과중, 업무 자율성 결여로 인해 발생하는 직무 스트레스가 수면 문제를 유발시키는 요인이 되고 있다 (Thoits, 1983, Theorell T, 1988).

이와 같이, 최근 몇 년 사이 발견되는 수면시간과 수면행동에 대한 연구결과들을 통해, 근로자의 수면 시간은 생리학인 특성 외에도 사회적 요인 특성과도 연관이 있는 것으로 드러난다(은기수, 2010). 여전히 많은 연구자들이 수면장애의 특징이나, 치료 방법에 한 연구들을 진행하고 있다.

임금근로자들의 정상적인 수면을 위해 과도한 근로시간을 제한하는 조치가 필요하다는 추세가 계속되면서(Jun, 2015), 근로자기준법에 대한 개정이 이루어지고 있다. 근로 시간뿐만 아니라 임금근로자의 건강한 수면을 위해 여러 요인에 대한 많은 연구가 필요하다.

이 연구의 목적은 우리나라 임금 근로자들의 수면장애의 요인으로서, 직속상관 태도, 근무 형태, 신체적, 정신적 노동, 출퇴근시간, 하루 근무시간에 관여하는 요인들을 밝혀 보고 수면상태에 미치는 위험요인들을 구명하는 것이다. 국내 근로환경이 근로자의 수면 건강에 미치는 영향 연구를 통해 안전한 근로환경을 조성하는데 기여하고, 산업안전보건 정책 수립을 위한 근거 자료로 삼고자 하였다.

## II. 대상 및 방법

### 1. 연구대상

본 연구는 산업안전보건연구원 안전보건정책연구실에서 실시한 2017년 근로환경조사 원시자료를 사용하였다.

근로환경조사의 목표모집단은 “조사시점 현재 대한민국에 거주하는 모든 가구 내의 만 15세 이상 취업자”로 정의할 수 있으나 조사의 현실적인 측면을 고려하여 섬, 기숙시설, 특수사회시설, 관광호텔



및 외국인 조사구를 제외한 2010년 인구주택총조사상의 아파트 조사구 및 일반조사구 내의 가구를 조사모집단으로 하였으며, 표본으로 추출된 가구 내에서 ‘취업자’ 기준에 부합되는 적격 대상자를 최종 조사대상자로 선정하여 조사를 진행하였다.

본 연구의 대상은 전체 조사 표본 50,205명 중 설문지 Q5 문항에서 3번에 해당하는 임금 근로자만을 대상으로 하였으며, 이들 중 주요 연구변수에 대해 응답을 거절하거나 무응답한 대상자를 제외하고 최종적으로 21,742명을 대상으로 분석을 진행하였다.

## 2. 변수정의

### 1) 인구사회학적 특성

연구대상자의 특성으로는 성별, 연령을 포함하여 분석을 진행하였다. 성별은 남성과 여성으로 분류하였고, 연령의 경우 10대, 20대, 30대, 40대, 50대, 60대, 70대 이상으로 분류하였다.

### 2) 종속변수

종속변수인 수면상태는 “Q63. 지난 12개월 동안 수면과 관련하여 다음과 같은 문제가 얼마나 자주 있었습니까? A. 잠들기가 어려움. B. 자는 동안 반복적으로 깨어남. C. 기진맥진함 또는 극도의 피곤함을 느끼며 깨어남.”의 질문에 대해 모두 ‘전혀 없음’이라고 응답한 사람에 대해서 ‘안정적이다’, 그 외는 모두 ‘안정적이지 않다’로 정의하였다.

### 3) 독립변수

#### i) 직속상관 태도

“Q52. 일반적으로 귀하의 (바로 위) 직속상관은 다음과 같은 면에서 어떻습니까? A. 나를 인격적으로 존중해 준다. B. 일을 잘했을 때 칭찬하고 인정해 준다. C. 직원들이 함께 일을 잘할 수 있도록 돕는다. D. 일을 처리하는 데 도움이 된다. E. 일에 대해 도움이 되는 조언(피드백)을 해 준다. F. 당신

이 발전하도록 격려하고 도와준다.”의 각 문항에 대해 긍정(매우 동의, 대체로 동의), 보통(보통), 부정(대체로 비동의, 전혀 비동의)의 세 범주로 분류하였다. “Q55. 다음은 귀하의 사업장 관련 질문입니다. 다음 설명에 어느 정도 동의하십니까? C. 갈등은 공정한 방식으로 처리된다.”의 문항에 대해 긍정(매우 동의, 대체로 동의), 보통(보통), 불공정(대체로 비동의, 전혀 비동의)의 세 범주로 분류하였다.

#### ii) 근무 형태

“Q34. 귀하의 근무 형태는 어떠합니까? A. 매일 근무 시간의 길이가 같다. B. 매주 근무 일수가 같다. C. 매주 근무시간대가 같다. D. 출퇴근 시각이 정해져 있다.”의 각 문항의 응답에 따라 ‘그렇다’, ‘아니다’로 분류하였다.

#### iii) 신체적 노동

“Q26. 귀하가 하는 일에는 다음과 같은 사항이 포함되어 있습니까? A. 피로하거나 통증을 주는 자세. C. 무거운 물건을 끌거나, 밀거나, 이동시킴. D. 계속 서 있는 자세.”의 각 문항에 대해 긍정(거의 노출 안 됨, 절대 노출 안 됨), 보통(근무 시간 절반, 근무 시간 1/4), 부정(근무 시간 내내, 거의 모든 근무 시간, 근무 시간 3/4)의 세 범주로 분류하였다.

#### iv) 정신적 노동

“Q26. 귀하가 하는 일에는 다음과 같은 사항이 포함되어 있습니까? G. 고객, 승객, 학생, 환자와 같은 직장 동료가 아닌 사람들을 직접 상대함. H. 화가 난 고객이나 환자, 학생을 다룸.”의 각 문항에 대해 긍정(거의 노출 안 됨, 절대 노출 안 됨), 보통(근무 시간 절반, 근무 시간 1/4), 부정(근무 시간 내내, 거의 모든 근무 시간, 근무 시간 3/4)의 세 범주로 분류하였다.

v) 하루 평균 근무 시간

“Q22. 귀하가 주로 근무하는 직장에서 일주일에 몇 시간을 일하십니까?”의 응답을 “Q21. 귀하가 주로 근무하는 직장에서 일주일에 며칠을 일하십니까?”의 응답으로 나눈 값을 8시간 기준으로 ‘8시간 초과’, ‘8시간’, ‘8시간 미만’으로 분류하였다.

vi) 출퇴근 시간

“Q31. 하루에 총 출퇴근 시간(출근 시간+퇴근 시간)은 몇 분이나 걸립니까?”의 응답을 ‘30분 미만’, ‘30분 이상 60분 미만’, ‘60분 이상 120분 미만’, ‘120분 이상’으로 분류하였다.

### 3. 자료 분석 방법

본 연구는 통계프로그램 IBM SPSS Statistics Subscription과 R 3.6.1을 사용하여 자료를 분석하였다.

인구사회학적 특성을 알아보기 위해 빈도분석을 시행한다. 요인분석을 통해 문항들 간의 상호관계를 분석하여 상관이 높은 문항들을 묶어서 몇 개의 요인으로 규명하고 그 요인의 의미를 부여한다. 신뢰도 분석을 통해 분류된 요인 내 문항들이 일관성이 있는지 확인한다. 교차분석을 통해 종속변수와 각 독립변수를 비교하고 각 독립변수의 비율 구성에 유의한 차이가 있는지 비교한다. 이를 이용해 각 변수들과 근로자의 수면상태와의 차이를 알아본다. 근로환경 요인들이 근로자의 수면상태에 얼마나 영향을 미치는지 알기 위해 로지스틱 회귀분석을 이용한다. 로지스틱 회귀분석은 종속변수와 한 개 또는 그 이상의 독립변수들 간의 관계를 파악하기 위한 방법이다. 이 분석방법을 이용하여 수면상태와 직속상관의 태도, 근무 형태, 신체적 노동, 정신적 노동, 하루 평균 근무 시간, 출퇴근 시간간의 상관성에 대해 분석한다.

## III. 연구결과

### 1. 연구 대상자의 인구사회학적 특성

연구 대상자의 인구사회학적 특성에 따른 수면 상태 차이를 검증하기 위해 교차표를 산출하였다. 표1에서 보면, 남성이 82.8%, 여성이 17.2%로 남자와 여자의 비율 차이가 상당히 높은 것으로 드러났다. 성별에 따른 수면 상태의 통계적 유의성 여부를 판단하기 위해 카이제곱 검정을 실시한 결과, 이는 유의수준 5% 하에서 유의한 차이를 보이는 것으로 나타났다. 나이를 살펴보면 연령은 40대가 26.55%로 가장 많은 비중을 차지하였고, 50대 4,977명(22.89%), 30대 4,718명(21.7%), 20대 3,017명(13.88%), 60대 2,307명(10.61%), 70대 이상 895명(4.12%), 10대 56명(0.26%) 순으로 나타났다. 나이에 따른 수면 상태의 통계적 유의성 여부를 판단하기 위해 카이제곱 검정을 실시한 결과, 이는 유의수준 5% 하에서 유의한 차이를 보이는 것으로 나타났다.

### 2. 수면 상태에 대한 하위 요인 분석

수면 상태 요인에 대해 하위 요인이 어떻게 분류되는지 파악하고자 요인분석을 실시하였다. 요인 추출 방법으로는 주축 요인 추출을 실시하였고 베리맥스 회전을 하였다. 그 결과 18개 항목(객관식만 포함) 중 신체적 노동의 4번째 항목과 정신적 노동의 4번째 항목은 타당도를 저해하여 분석에서 제외하였고, 총 16개 항목으로 요인분석을 실시하였다. KMO 측도는 0.850으로 나타났고, Bartlett의 구형성 검정 결과도 유의확률이 0.05 미만으로 나타나 요인분석 모형이 적합한 것으로 판단되었다. 한편 누적분산이 47.121%로 나타나, 60% 이하이지만 요인이 뚜렷하게 분리되므로 요인분석 모형을 수용해 구성된 4개 요인의 설명력은 받아들일만한 것으로 판단되었다.

표 1. 인구사회학적 특성에 따른 수면 상태 차이

		수면 상태		전체	$\chi^2$	p
		안정적이다	안정적이지 않다			
성별 (n=21,742)	남자	8611(47.8)	9391(52.2)	18002 (82.8)	0.599	0.439
	여자	1763(47.1)	1977(52.9)	3740 (17.2)		
나이 (n=21,742)	10대	34(60.7)	22(39.3)	56 (0.26)	321.329	0.000
	20대	1690(56.0)	1327(44.0)	3017 (13.88)		
	30대	2468(52.3)	2250(47.7)	4718 (21.7)		
	40대	2869(49.7)	2903(50.3)	5772 (26.55)		
	50대	2095(42.1)	2882(57.9)	4977 (22.89)		
	60대	895(38.8)	1412(61.2)	2307 (10.61)		
	70대 이상	323(36.1)	572(63.9)	895 (4.12)		
전체		10374(47.7)	11368(52.3)	21742		

표 2. 수면 상태 측정 도구의 요인분석

구분	1	2	3	4
직속상관태도6	0.746	0.006	0.045	-0.014
직속상관태도4	0.739	0.004	0.016	0.023
직속상관태도3	0.735	0.005	0.032	0.001
직속상관태도2	0.730	0.009	0.044	-0.011
직속상관태도5	0.723	0.006	0.043	0.013
직속상관태도1	0.701	0.021	0.077	0.014
직속상관태도7	0.512	0.022	0.037	0.008
근무형태1	0.026	0.746	0.011	0.029
근무형태3	0.008	0.736	0.052	0.054
근무형태2	0.029	0.717	0.122	-0.024
근무형태4	-0.007	0.531	0.036	0.103
신체적노동2	0.052	0.089	0.696	0.004
신체적노동1	0.054	0.079	0.616	0.021
신체적노동3	0.059	0.010	0.500	0.187
정신적노동1	-0.015	0.022	0.014	0.840
정신적노동2	0.020	0.110	0.163	0.473
고유값	3.463	1.921	1.174	0.981
공통분산(%)	21.641	12.009	7.340	6.130
누적분산(%)	21.641	33.651	40.991	47.121

KMO=0.850, Bartlett's  $\chi^2=99,682.121(p<0.001)$ 

표 3. 수면 상태 측정 도구의 신뢰도 분석

변수	Cronbach's alpha	항목 수
수면 상태 요인	직속상관태도	0.883
	근무 형태	0.773
	신체적 노동	0.646
	정신적 노동	0.526

각 요인에 구성된 항목을 보기 위해 표2를 보면, 첫 번째 요인에는 7개의 항목이, 두 번째 요인에는 4개의 항목이, 세 번째 요인에는 3개의 항목이, 네 번째 요인에는 2개의 항목이 포함되어 있다. 구성된 항목의 내용을 바탕으로, 첫 번째 요인은 직속상관 태도, 두 번째 요인은 근무 형태, 세 번째 요인은 신체적 노동, 네 번째 요인은 정신적 노동으로 명명하였다. 요인 적재값은 모두 0.4 이상으로 나타나, 전반적인 측정 도구의 타당도를 만족하였으며, 이 측정 도구에 주관식 문항만을 포함하여 추가적인 항목 제외 및 조정 없이 분석을 진행하였다.

### 3. 수면 상태의 하위 요인에 대한 신뢰도 분석

수면 상태의 하위 요인에 대해 내적 일관성 검증 을 위해 신뢰도 분석을 실시하였다. 주로 크론바하 알파 계수(Cronbach's alpha)를 산출하여 신뢰도를 판단하는데, 일반적으로 0.7 이상이면 신뢰도가 양호한 것으로 판단한다.

표 3을 보면 수면 상태의 하위 요인에 대해서 각각 크론바하 알파 계수를 산출한 결과, 직속상관 태도와 근무 형태는 0.7 이상으로 높게 나타났고 이 변수들의 신뢰도는 양호한 것으로 판단되었다.

### 4. 하위 요인에 대한 유의성 검정

직속상관태도에 따른 수면 상태의 비율 차이를 검증하기 위해 교차분석을 통한 교차표를 산출하였다. 그 결과 직속상관태도가 긍정이 대략 52%로 수면 상태가 안정적인 것으로 나타났고 직속상관태도가 보통이 대략 58%로 수면 상태가 안정적이지 않은 것으로 나타났고 직속상관태도가 부정이 대략 64%로 수면 상태가 안정적이지 않은 것으로 나타났다. 직속상관태도에 따른 수면 상태 차이의 통계적 유의성 여부를 판단하기 위해 카이제곱 검정을 실시한 결과, 7개의 모든 경우에서 유의한 차이를 보

이는 것으로 나타났다.

근무 형태에 따른 수면 상태의 비율 차이를 검증 하기 위해 교차분석을 통한 교차표를 산출하였다. 그 결과 근무형태가 일정하다가 대략 49%로 수면 상태가 안정적인 것으로 나타났고 근무형태가 일정 하지 않다가 대략 62%로 수면 상태가 안정적이지 않은 것으로 나타났다. 근무 형태에 따른 수면상태 차이의 통계적 유의성 여부를 판단하기 위해 카이 제곱 검정을 실시한 결과, 이는 모든 4개의 경우에서 유의한 차이를 보이는 것으로 나타났다.

신체적 노동에 따른 수면 상태의 비율 차이를 검증하기 위해 교차분석을 통한 교차표를 산출하였다. 그 결과 신체적 노동이 없는 경우가 대략 54%로 수면 상태가 안정적인 것으로 나타났고 신체적 노동 이 보통인 경우가 대략 58%로 수면 상태가 안정적 이지 않은 것으로 나타났고 신체적 노동이 있는 경 우가 대략 67%로 수면 상태가 안정적이지 않은 것 으로 나타났다. 신체적 노동에 따른 수면 상태 차이 의 통계적 유의성 여부를 판단하기 위해 카이제곱 검정을 실시한 결과, 이는 모든 3개의 경우에서 유 의한 차이를 보이는 것으로 나타났다.

정신적 노동에 따른 수면 상태의 비율 차이를 검증하기 위해 교차분석을 통한 교차표를 산출하였다. 그 결과 정신적 노동이 없는 경우가 대략 52%로 수면 상태가 안정적인 것으로 나타났고 정신적 노동 이 보통인 경우가 대략 60%로 수면 상태가 안정적 이지 않은 것으로 나타났고 정신적 노동이 있는 경 우가 대략 67%로 수면 상태가 안정적이지 않은 것 으로 나타났다. 정신적 노동에 따른 수면 상태 차이 의 통계적 유의성 여부를 판단하기 위해 카이제곱 검정을 실시한 결과, 2개 모두의 경우에서 유의한 차이를 보이는 것으로 나타났다.

표 4-1. 직속상관태도에 따른 수면 상태 차이

		수면 상태		전체	$\chi^2$	$p$
		안정적이다	안정적이지 않다			
직속상관태도1	긍정	7697(51.9)	7139(48.1)	14836(100)	331.211	0.000
	보통	2407(39.3)	3718(60.7)	6125(100)		
	부정	270(34.6)	511(65.4)	781(100)		
직속상관태도2	긍정	7063(51.2)	6743(48.8)	13806(100)	196.814	0.000
	보통	2940(42.6)	3959(57.4)	6899(100)		
	부정	371(35.8)	666(64.2)	1037(100)		
직속상관태도3	긍정	7350(51.1)	7044(48.9)	14394(100)	193.219	0.000
	보통	2665(41.4)	3765(58.6)	6430(100)		
	부정	359(39.1)	559(60.9)	918(100)		
직속상관태도4	긍정	7429(51.2)	7082(48.8)	14511(100)	221.363	0.000
	보통	2638(41.4)	3736(58.6)	6374(100)		
	부정	307(35.8)	550(64.2)	857(100)		
직속상관태도5	긍정	7302(51.1)	6998(48.9)	14300(100)	198.999	0.000
	보통	2675(42.1)	3682(57.9)	6357(100)		
	부정	397(36.6)	688(63.4)	1085(100)		
직속상관태도6	긍정	6899(51.4)	6528(48.6)	13427(100)	199.398	0.000
	보통	3044(42.5)	4120(57.5)	7164(100)		
	부정	431(37.4)	720(62.6)	1151(100)		
직속상관태도7	공정	6499(52.2)	5955(47.8)	12454(100)	238.827	0.000
	보통	3425(42.2)	4696(57.8)	8121(100)		
	불공정	450(38.6)	717(61.4)	1167(100)		
전체		10374(47.7)	11368(52.3)	21742(100)		

표 4-2. 근무 형태에 따른 수면 상태 차이

		수면 상태		전체	$\chi^2$	$p$
		안정적이다	안정적이지 않다			
근무형태1	그렇다	9119(49.6)	9280(50.4)	18399(100)	163.872	0.000
	아니다	1255(37.5)	2088(62.5)	3343(100)		
근무형태2	그렇다	9594(49.0)	9987(51.0)	19581(100)	129.861	0.000
	아니다	780(36.1)	1381(63.9)	2161(100)		
근무형태3	그렇다	9150(49.2)	9460(50.8)	18610(100)	109.328	0.000
	아니다	1224(39.1)	1908(60.9)	3132(100)		
근무형태4	그렇다	10079(48.6)	10674(51.4)	20753(100)	132.865	0.000
	아니다	295(29.8)	694(70.2)	989(100)		
전체		10374(47.7)	11368(52.3)	21742(100)		

▶ 가작

표 4-3. 신체적 노동에 따른 수면 상태 차이

		수면 상태		전체	$\chi^2$	<i>p</i>
		안정적이다	안정적이지 않다			
신체적노동1	긍정	6358(56.8)	4841(43.2)	11199(100)	850.662	0.000
	보통	2719(41.7)	3795(58.3)	6514(100)		
	부정	1297(32.2)	2732(67.8)	4029(100)		
신체적노동2	긍정	7528(53.0)	6679(47.0)	14207(100)	497.416	0.000
	보통	2279(39.8)	3443(60.2)	5722(100)		
	부정	567(31.3)	1246(68.7)	1813(100)		
신체적노동3	긍정	3979(56.5)	3062(43.5)	7041(100)	354.953	0.000
	보통	3400(45.8)	4023(54.2)	7423(100)		
	부정	2995(41.2)	4283(58.8)	7278(100)		
전체		10374(47.7)	11368(52.3)	21742(100)		

표 4-4. 정신적 노동에 따른 수면 상태 차이

		수면 상태		전체	$\chi^2$	<i>p</i>
		안정적이다	안정적이지 않다			
정신적노동1	긍정	4807(52.2)	4410(47.8)	9217(100)	136.187	0.000
	보통	1482(42.2)	2029(57.8)	3511(100)		
	부정	4085(45.3)	4929(54.7)	9014(100)		
정신적노동2	긍정	8460(51.6)	7923(48.4)	16383(100)	419.412	0.000
	보통	1466(36.9)	2504(63.1)	3970(100)		
	부정	448(32.3)	941(67.7)	1389(100)		
전체		10374(47.7)	11368(52.3)	21742(100)		

표 4-5. 시간에 따른 수면 상태 차이

		수면 상태		전체	$\chi^2$	<i>p</i>
		안정적이다	안정적이지 않다			
하루 평균 근무 시간	8시간 미만	1538(47.3)	1711(52.7)	3249(100)	209.231	0.000
	8시간	6091(51.8)	5668(48.2)	11759(100)		
	8시간 초과	2745(40.8)	3989(59.2)	6734(100)		
출퇴근 시간	30분 미만	2735(46.4)	3155(53.6)	5890(100)	8.574	0.036
	30분 이상 60분 미만	5043(47.7)	5533(52.3)	10576(100)		
	60분 이상 120분 미만	2132(49.2)	2204(50.8)	4336(100)		
	120분 이상	464(49.4)	476(50.6)	940(100)		
전체		10374(47.7)	11368(52.3)	21742(100)		

하루 평균 근무 시간에 따른 수면 상태의 비율 차이를 검증하기 위해 교차분석을 통한 교차표를 산출하였다. 그 결과 하루 평균 근무 시간이 8시간 미만인 경우 52.7%로 수면 상태가 안정적이지 않음, 하루 평균 근무 시간이 8시간인 경우 51.8%로 수면 상태가 안정적, 하루 평균 근무 시간이 8시간 초과인 경우 59.2%로 수면 상태가 안정적이지 않은 것으로 나타났다. 하루 평균 근무 시간에 따른 수면 상태 차이의 통계적 유의성 여부를 판단하기 위해 카이제곱 검정을 실시한 결과, 이는 유의한 차이를 보이는 것으로 나타났다.

출퇴근 시간에 따른 수면 상태의 비율 차이를 검증하기 위해 교차분석을 통한 교차표를 산출하였다. 그 결과 출퇴근 시간이 30분 미만인 경우 53.6%, 30분 이상 60분 미만인 경우 52.6%, 60분 이상 120분 미만인 경우 50.8%, 120분 이상인 경우 50.6%로 수면 상태가 안정적이지 않은 것으로 나타났다. 출퇴근 시간에 따른 수면 상태 차이의 통계적 유의성 여부를 판단하기 위해 카이제곱 검정을 실시한 결과, 이는 유의한 차이를 보이는 것으로 나타났다. 유의수준 1%하에서 본다면, 이는 유의한 차이를 보이지 않는 것으로 나타난다.

## 5. 하위 요인에 대한 로지스틱 회귀분석

직속상관태도, 근무 형태, 신체적 노동, 정신적

노동, 하루 평균 근무 시간, 출퇴근 시간이 수면 상태에 미치는 영향을 검증하기 위해, 로지스틱 회귀 분석을 실시하였다. 그 결과 로지스틱 회귀모형은 통계적으로 유의하게 나타났으며

(*Hosmer Lemeshow test* :  $\chi^2 = 11.001, p = 0.202$ ), 회귀모형의 설명력은 약 9%로 나타났다 (*Nagelkerke R*<sup>2</sup> = 0.09).

회귀계수의 유의성 검정 결과,

직속상관태도(*OR* = 1.736, *p* < 0.05),

근무형태(*OR* = 1.817, *p* < 0.05),

신체적노동(*OR* = 1.927, *p* < 0.05),

정신적 노동(*OR* = 1.283, *p* < 0.05),

하루 평균 근무 시간(*OR* = 1.163, *p* < 0.05)은 유의수준 5%하에서 수면 상태에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나 유의수준 1%하에서 본다면, 출퇴근 시간(*OR* = 1.032, *p* = 0.077)도 수면 상태에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타난다.

직속상관태도는 한 단위 증가하면 수면 상태의 불안정감은 약 1.736배 증가하고, 근무 형태는 한 단위 증가하면 수면 상태의 불안정감은 약 1.817배 증가하며, 신체적 노동은 한 단위 증가하면 수면 상태의 불안정감은 약 1.927배 증가하고 정신적 노동은 한 단위 증가하면 수면 상태의 불안정감은 약 1.283배 증가하고 하루 평균 근무 시간은 한 단위 증가하면 수면 상태의 불안정감은 약 1.163배 증가하는 것으로 평가되었다.

표 5. 각 독립변수들이 수면 상태에 미치는 영향

종속변수	독립변수	$\beta$	<i>S.E.</i>	<i>Odds Ratio</i>	95% <i>CI</i>	<i>p</i>
수면상태	직속상관태도	0.552	0.034	1.736	(1.625~1.854)	0.000
	근무형태	0.597	0.062	1.817	(1.611~2.051)	0.000
	신체적노동	0.656	0.026	1.927	(1.830~2.029)	0.000
	정신적노동	0.250	0.023	1.283	(1.227~1.342)	0.000
	하루평균 근무시간	0.151	0.022	1.163	(1.115~1.213)	0.000
	출퇴근시간	0.032	0.018	1.032	(0.997~1.069)	0.077

— 2*LL* = 28575.850, *Nagelkerke R*<sup>2</sup> = 0.09, *Hosmer Lemeshow test* :  $\chi^2 = 11.001$  (*p* = 0.202)

#### IV. 논의

본 연구에서는 한국 전체 근로자를 대표하는 2017년 근로환경조사 자료를 활용하여 한국 근로자의 주관적 수면 상태에 영향을 미치는 여러 요인에 대한 유의성을 파악하고자 하였다. 직속상관태도, 근무 형태, 신체적 노동, 정신적 노동, 출퇴근 시간, 하루 평균 근무 시간이 임금근로자의 수면건강에 미치는 영향을 확인함으로써 임금근로자를 위한 안전한 근로환경을 조성하는데 기여하고, 산업안전보건정책 개발에 필요한 기초자료를 제공하고자 수행되었다. 주요 연구 결과에 대한 논의는 다음과 같다.

로지스틱 회귀분석을 통해 임금근로자의 수면 건강에 미치는 영향은 신체적 노동, 근무형태, 직속상관태도 순으로 크다는 것을 알 수 있다. 교차분석을 통해서, 신체적 노동 요인은 신체적 노동1(피로하거나 통증을 주는 자세), 신체적 노동2(무거운 물건을 끌거나 밀거나 이동시킴), 신체적 노동3(계속 서있는 자세) 순으로 모든 항목에 대해서 비교적 큰 카이제곱 통계량을 가짐을 알 수 있다. 즉, 신체적 노동 요인의 모든 항목과 수면문제는 큰 상관관계를 가진다. 이는 근무 도중 일부 신체적 노동은 불가피하지만, 최대한 움직임을 줄이거나 특정 시간 근무 후 휴식 등 신체적 노동을 줄일 수 있는 방안을 모색해야 하는 근거가 될 수 있다.

근무 형태 요인은 근무형태1(매일 근무시간의 길이가 같다), 근무형태4(출퇴근 시각이 정해져 있다), 근무형태2(매주 근무 일수가 같다) 순으로 모든 항목에 대해서 비교적 큰 카이제곱 통계량을 가짐을 알 수 있다. 즉, 근무 형태 요인의 모든 항목과 수면 상태는 큰 상관관계를 가지며, 일정한 근무 형태 아래서 안정된 수면 상태에 속함을 알 수 있다.

한국 임금근로자의 수면부족이 직속상관의 행태와 유의한 연관성을 보였다는 기존의 연구결과(박참진, 2017)를 바탕으로, 직속상관태도와 수면 상태 사이에 어떠한 연관성이 있는지 알아보았다. 로지스

틱 회귀분석을 이용하여 기존의 연구와 일치하는 결과를 확인할 수 있었는데, 직속상관태도의 요인이 한 단위 증가하면 수면 상태의 불안정감이 약 1.736배 증가하는 것을 알 수 있다. 직속상관태도 요인의 교차분석을 통해서, 직속상관태도1(인격적으로 존중해준다), 직속상관태도7(갈등은 공정한 방식으로 처리된다)이 비교적 큰 카이제곱 통계량을 가짐을 알 수 있다. 이는 직속상관태도에 대해서 초기에 교육이 필요함을 시사한다.

본 연구에서는 몇 가지 한계점이 있다. 첫째, 각 문항을 하나의 변수로 보고 카이제곱 검정을 시행하였지만, 로지스틱 회귀분석을 시행하기 위해 요인 분석을 바탕으로 몇몇의 변수들을 하나의 요인으로 묶어 분석하였다. 즉, 이는 하나의 변수만을 고려한 결과가 아닌 여러 변수를 통해 나온 결과로 로지스틱 회귀분석에 대한 해석에 지나친 비약이 있을 수 있다. 둘째, 연구 조사 표본이 모든 임금근로자를 대표할 수 없다. 본 연구는 임금근로자만을 대상으로 하여, 설문에 참여한 자영업자나 사업주 등을 제외하였다. 우리나라 근로자에 대해 이 연구 결과를 일반화하는 데에는 제한점이 있다. 임금근로자 뿐만 아니라 종사상 지위에 따른 개인의 수면건강 연구를 반복적으로 진행할 필요가 있다. 셋째, 신체적 노동 부분에 대해서는 건설업이나 제조업 등 기술직에 종사하는 사람들도 포함하므로, 모든 임금근로자에 대한 일반화는 어렵다. 특정 업종(건설업, 제조업)의 근로환경에 대한 후속 연구가 필요하다. 넷째, 본 연구에서는 종사자의 직업분류에 대한 정보는 다루어지지 않았기에, 직업분류를 구분하여 구체적인 근로환경 조건을 검토할 필요가 있다. 후속연구를 통해 더 자세한 보건 정책을 제시하는 것이 좋은 방안이 될 수 있을 것이다.



## V. 참고 문헌

- 김정기, “수면과 인지기능”, 한국심리학회 학술대회 자료집, 2006. 1. 26-27
- 박참진, 육지후, 김민석, 이동욱, 민경복, 홍윤철, “한국인 임금 근로자에서 직속상관의 행태와 수면장애와의 연관성”, 대한직업환경의학학회 학술대회 논문집, 157-157, 2017.
- 하륜, 정인철, 박재범, 이경중, “국내 임금 근로자에서의 주당 근무시간과 직무만족도에 따른 직무 관련 수면장애의 관계”, 대한직업환경의학학회 학술대회 논문집, 11. 208-209, 2017.
- 은기수, 차승은, “한국의 일상생활에서 남녀의 수면 시간과 관련요인 탐색”, 통계연구(KOSTAT), 15(2). 82-103, 2010.

Lee Kyu-Sun, "Depressive Symptoms and Their Association with Sleep Quality, Occupational Stress and Fatigue Among Small-Scaled Manufacturing Male Workers", The Korean Society of Occupational and Environmental Medicine, 23(2), 99-111, 2011.

Kim Ju-Ah, Kang Seung-Wan, "Relationship among Sleep Quality, Heart Rate Variability, Fatigue, Depression, and Anxiety in Adults", Korean J Adult Nurs, 2017. 29(1). 87-97

Woo Jong-Min, "Productivity Time Lost by Sleep Disturbance among Workers in Korea.", Journal of the Korean Neurological Association, 50(1). 62-68, 2011.

Li J, Atasoy S, Fang X, Angerer P, Ladwig KH, "Combined effect of work stress and impaired sleep on coronary and cardiovascular mortality in hypertensive workers", Eur J Prev Cardiol, 2019

Thoits PA, "Dimention of life events that

influence psychological distress: an evaluation and synthesis of the literature in psychosocial stress: Trends in Theory and Research", HB Caplan, New York, Academic Press, 33-103, 1983.

Theorell T, Perski A, Akerstedt T, Sigala F, Ahlgerg-Hulten G, Svensson J, "Changes in job strain in relation to changes in physiological state: a longitudinal study", Scand J Work Environ Health 14, 189-196, 1988.

Jun Kyo-Yeon, "Association between Occupational Environments including Working Hours and Sleep Duration Among Korean Adults", Hanyang University, 2015



가작

**머신러닝을 활용한 노동으로 인한  
건강 위협 예측 가능성  
- Light GBM 활용을 중심으로 -**

최윤준  
고려대학교 경영대학 경영학 전공



# 머신러닝을 활용한 노동으로 인한 건강 위협 예측 가능성

## - Light GBM 활용을 중심으로 -

최윤준

고려대학교 경영대학 경영학 전공

**초록 :** 본 연구는 노동으로 인한 건강의 위협을 AI 기술을 활용하여 예측하는 실용적인 연구의 일환으로, 예측 모델을 만들기 위해 2017년 시행된 제5차 근로환경조사와 Light GBM(Light Gradient Boosting Model)을 활용하였다. 결측값 처리 및 변수 중요도 산출을 통해 선정한 75개의 변수를 예측을 위한 독립변수로 사용하였고, 예측의 대상이 되는 종속변수로는 Q59, 일이 건강에 영향을 미쳤는지 여부를 사용하였다. 건강에 부정적인 영향을 미쳤으면 1, 긍정적인 영향을 미쳤거나 아무런 영향이 없으면 0을 부여하여 이진 분류를 진행했다. 분석 결과 변수 중에서 Q31\_1, 하루 총 출퇴근 시간, Q26\_6, 업무 내 반복적 손동작 또는 팔동작 존재 여부, Q26\_7, 고객, 승객, 학생, 환자와 같은 직장 동료가 아닌 사람들을 상대하는지 여부 등의 변수가 매우 높은 중요도를 보였으며 산출된 AUC 값은 0.8553으로 본 모델이 매우 유의미한 판별력을 가진다는 결과를 얻었다. 정확도, 정밀도, 민감도는 80%로 판별력과 예측 성능을 종합적으로 고려했을 때 노동으로 인한 건강 위협 예측 가능성이 충분하다는 결론이 나왔다. 논문에서 제시한 75개 변수의 중요도를 활용하여 종속변수와 각 독립변수 간 관계를 분석하는 새로운 연구 기반 마련 및 신입사원 등을 대상으로 한 건강 위협 예측과 예방에 활용될 수 있을 것으로 기대된다.

**키워드 :** 머신러닝, Classification, Light GBM, 노동, 건강 위협

## I. 서론

1990년대 노동안전보건운동<sup>1)</sup>부터 2000년대 노동 안전 시민권 확장 운동까지 노동자의 건강 및 안전을 지키기 위한 노력은 수십 년간 계속 되었다. 이를 위한 다양한 예방적 대책들이 등장했으며, 기업들이 지켜야 할 근무환경 조건도 법제화 되어 노동자의 근무 환경의 질을 높였다. 그럼에도 불구하고 여전히 사각지대에 놓인 노동자들이 많다. 최근인 2020년 6월 9일에는 외주 노동자 1명이 폭염 속에서 일을 하다가 쓰러져 사망했고, 11일에도 외주 노동자가 쓰러져 실려 가는 사고가 발생했다. 이러한 문제는 해결되지 않고 노동 현장에서 해마다 발생하고 있다. 또한 현대 사회로 오면서 새로운 노동 형태가 발생함에 따라 노동으로 인한 다양한 건강 위협 가능성이 생기게 되었다. 대표적인 것이 서비스업의 발전에 따른 감정노동으로, 취업자 3명 중 1명이 이곳에 종사할 정도로 노동 문제 해결에 있어 중요한 분야이다. 이 분야에서도 건강문제를 해결하려는 다양한 노력이 있었으나 여전히 감정노동자의 70%가 능력 밖의 일이나 막무가내로 요구하는 손님들 때문에 어려움을 느낀다고 하는 등 환경적인 부분에서 문제가 발생하고 있다. 이러한 문제로 인해 여전히 많은 감정노동자들이 근육통, 스트레스성 질환, 우울증, 불안증에 시달리고 있는 것으로 나타났다.

위와 같은 노동으로 인한 건강 위협 문제를 분석한 다양한 연구들이 존재하지만 관련 요인들을 바탕으로 건강 위협을 예측하고 이를 예방에 직접적으로 활용하고자 하는 연구는 많지 않은 상황이다. 이에 본 논문은 노동으로 인한 건강 위협 문제를 예방하기 위한 실용적인 연구의 일환으로, 최근 수

많은 문제 해결에 전방위적으로 활용되고 있는 AI 기술을 활용하여 노동으로 인한 건강의 위협을 미리 예측할 수 있는지에 대한 가능성을 확인하고자 한다.

## II. 선행 연구

노동 환경과 노동자의 건강 간 관계 및 영향에 관한 수많은 연구가 존재한다. 김자숙, 김자옥, 김학선 외 3명(2017)은 택시운전근로자를 대상으로 하여 건강증진행위와 감정노동, 우울, 자기효능감 등의 관계를 분석했다. t-test, ANOVA 등의 분석 방법을 사용했으며, 해당 연구를 통해 자기효능감과 건강증진 행위가 양의 상관관계에 있고, 감정노동과 건강증진행위가 음의 상관관계에 있음을 밝혔다.<sup>2)</sup>

장장신(2017)은 제4차 근로환경조사를 활용하여 교대근무로 인해 발생할 수 있는 건강문제를 분석했다. 상관 분석을 위해 Pearson's chi-square test를 활용했다. 연구를 통해 교대근무와 불면증과 같은 수면장애 간 유의미한 관계가 있음을 밝혀냈고, 이를 근거로 교대 근무제 개편 및 건강 증진 프로그램의 필요성을 역설했다.

김영선(2014)은 제3차 근로환경조사를 이용하여 고용 유연성이 근로자 건강에 미치는 영향에 대한 연구를 진행했다. 분산분석과 회귀분석을 활용했으며, 연구를 통해 여성, 고령, 저학력, 중소기업 사 업장 근무, 기술이 필요하지 않은 분야에 종사 등이 고용 유연성이 높은 비상용근로자의 특징<sup>3)</sup>임을 밝혀냈다.

이용원(2016)은 제3차 근로환경조사를 활용하여 근로환경이 주관적 건강상태와 결근에 미치는 영향을 분석하였다. 독립표본 t검정, 일원배치 분산분

1) 김지수, 이영희, “한국 노동안전보건운동의 전개 : 노동안전 시민권의 형성과 전환을 중심으로”, 산업노동연구 21권 2호, 2015, p237

2) 김자옥, 김자숙, 김학선 외 3명, “택시운전근로자의 감정노동, 우울과 자기효능감에 따른 건강증진행위 영향요인”, 한국디지털정책학회, 2017, p.497

3) 김영선, “고용 유연성이 근로자 건강에 미치는 영향”, 보건과 사회과학 제36집, 2014, p218.

석, 피어슨 상관관계 분석 등의 통계 기법을 통해 연령, 교대근무 등이 심혈관 질환에 영향을 미치며, 학력, 근무조건 등이 불안장애에 영향을 미친다는 사실을 밝혀냈다. 이를 통해 산업재해 대책 마련 및 근로환경 개선의 필요성을 주장했다.

여러 선행연구에서 확인 가능한 것처럼 대부분 근로환경조사를 효과적으로 활용했으며, 주제를 세분화하여 변수 간 상관관계를 밝혀냈다. 이를 통해 근무 환경 개선을 위해서는 구체적으로 어떠한 것들이 필요한지에 대한 근거를 제시하였다. 본 연구는 세부 변수 간 관계에 집중한 선행연구들과 달리 변수들을 통합적으로 활용하여 실질적인 위험 예측을 하는 데 초점을 맞추고자 한다.

### III. 이론적 배경

#### 1. LightGBM

LightGBM(Guolin Ke, Qi Meng, Thomas Finley 외 5명, 2017)은 현재 머신러닝 분야에서 많이 사용되는 GBDT(Gradient Boosting Decision Tree) 알고리즘에 GOSS(Gradient-based One-Side Sampling)와 EFB(Exclusive Feature Bundling)를 적용한 새로운 모델이다. 여기서 GOSS는 데이터 개체 중 기울기가 작은 부분들을 제외하고 나머지만 사용하여 정보를 얻을 수 있도록 하는 것으로, 작은 크기의 데이터로도 정확한 정보 획득을 할 수 있게 만들고, EFB는 상호 배타적 변수들을 묶어 변수 개수를 효과적으로 줄이도록 돕는다. 원리는 다음과 같다.

GBDT는 결정 트리로 Input space  $\chi^8$ 에서 Gradient space  $\zeta$ 까지 함수를 학습한다. 이 때,  $\chi^8$ 내 차원이 s인 벡터  $x_i$ 가 n개 있는  $\{x_1, \dots, x_n\}$ 의 훈련 셋을 갖고 있다고 가정하고, 출력 값에 대한 Loss Function의 Negative Gradients를  $\{g_1, \dots, g_n\}$ 이라고 정의한다. Decision Tree는 가장 정보 획득이 큰 변수로 각 노드를 분할하는데,

GBDT의 정보획득은 주로 분할 이후의 분산으로 측정한다. 정의는 다음과 같다.

#### 정의 1.

$O$ 를 Decision Tree의 고정 노드에 있는 훈련 데이터 셋이라고 정의한다. 해당 노드에 대해 점  $d$ 에서 분할하는 변수  $j$ 의 분산 획득은 다음과 같다.

$$V_{j|O}(d) = \frac{1}{n_O} \left( \frac{(\sum_{x_i \in O: x_{ij} \leq d} g_i)^2}{n_{l|O}^j(d)} + \frac{(\sum_{x_i \in O: x_{ij} > d} g_i)^2}{n_{r|O}^j(d)} \right),$$

여기서

$$n_O = \sum I[x_i \in O], n_{l|O}^j(d) = \sum I[x_i \in O : x_{ij} \leq d], \\ n_{r|O}^j(d) = \sum I[x_i \in O : x_{ij} > d]$$

이다.

변수  $j$ 에 대해 Decision Tree 알고리즘은  $d_j = \operatorname{argmax}_d V_j(d)$ 를 택하고, 가장 많이 획득한  $V_j(d_j)$ 를 계산한다. 그 후 변수  $j$ 의 점  $d_j$ 에 따라 데이터를 양 하위 노드로 분할한다.

다음으로 LightGBM의 특징인 GOSS(Gradient-based One-Side Sampling)의 정의는 다음과 같다. GOSS 방법은 Gradient 절댓값에 따라 훈련 순위를 내림차순으로 설정하고, Gradient가 큰 상위  $\alpha \times 100\%$ 로 부분집합 A를 만든다.  $\alpha \times 100\%$ 의 Gradient가 작은 instance가 속한  $A^c$ (A의 여집합)에 대해  $b \times |A^c|$  크기의 부분 집합 B를 무작위 표본 추출하여 만든다. 이를 바탕으로 부분 집합  $A \cup B$ 에 대해 추정 분산 획득  $\tilde{V}_j(d)$ 을 적용하여 instance를 분할한다. 여기서  $\tilde{V}_j(d)$ 은 다음과 같다.

## 정의 2.

$$\tilde{V}_j(d)$$

$$\tilde{V}_j(d) = \frac{1}{n} \left( \frac{(\sum_{x_i \in A_l} g_i + \frac{1-a}{b} \sum_{x_i \in B_l} g_i)^2}{n_l^j(d)} + \frac{(\sum_{x_i \in A_r} g_i + \frac{1-a}{b} \sum_{x_i \in B_r} g_i)^2}{n_r^j(d)} \right),$$

이다.

여기서

$$A_l = x_i \in A : x_{ij} \leq d, A_r = x_i \in A : x_{ij} > d, \\ B_l = x_i \in B : x_{ij} \leq d, B_r = x_i \in B : x_{ij} > d$$

이고,  $\frac{1-a}{b}$ 는 B의 기울기 합을  $A^c$  크기에 맞게

정규화 하는 데 사용한다.<sup>4)</sup>

LightGBM은 기존 GBDT(Gradient Boosting Decision Tree) 알고리즘에 위와 같은 방식을 추가 하여 XGBoost에 비해 연산속도를 유의미한 수준으로 향상시키고, 특정 수준에서 정확도 또한 향상시켰다. 현재 존재하는 머신러닝 알고리즘 중 가장 효율적이고 사용가치가 높은 모델 중 하나라는 점에서 활용 의미를 가진다.

## 2. DART(Dropouts meet Multiple Additive Regression Trees)

DART(K. V. Rashmi, Ran Gilad-Bachrach, 2015)는 Boosted Regression Tree의 앙상블 모델인 MART(Multiple Additive Regression Trees)의 과적합 현상을 dropout을 적용하여 보완한 모델이다. 본 연구에서는 정확도에 집중하여 비교적 낮은

Learning Rate를 활용했는데, 이로 인해 생길 수 있는 과적합 문제를 DART(K. V. Rashmi, Ran Gilad-Bachrach, 2015)를 활용하여 줄이도록 할 예정이며, 기본형인 GBDT(Gradient Boosting Decision Tree)를 설정했을 때보다 높은 정확도를 이끌어낼 예정이다. DART 알고리즘의 원리는 다음과 같다.

우선 MART(Multiple Additive Regression Trees)는 각 iteration마다 Loss Function의 미분 계수를 계산하고, 이러한 미분계수의 역함수에 적합한 Regression Tree를 앙상블에 추가한다. 예를 들어, 공간  $\chi$ 의 특정 지점을  $x$ 로, 레이블 공간의 레이블을  $y$ 로 정의할 때, 특정 셋  $(x, y)$ 가 있다고 가정한다. 이 때, 손실 모함수와 레이블을 사용하여  $x$  지점마다의 손실을 정의한다.

## 정의 1.

손실 정의

$$L_x : Y \mapsto R$$

$Y$ 는 예측 공간이다.

## 정의 2.

Classification인 경우의 손실 정의

$$L_x(y^{\wedge}) = (1 + \exp(\lambda y y^{\wedge}))^{-1}$$

이 때,  $\lambda$ 는 파라미터 값이며,  $y$ 는 주로 예측 공간으로 정의된다. 해당 식에서는  $x$ 의 true label이라고 할 수 있다.<sup>5)</sup>

DART 알고리즘은 위에서 설명한 MART에서 두

4) Guolin Ke, Qi Meng, Thomas Finley 외 5명, "LightGBM: A Highly Efficient Gradient Boosting Decision Tree, Advances in Neural Information Processing Systems, 2017, p.4.

5) K. V. Rashmi, Ran Gilad-Bachrach, "DART: Dropouts meet Multiple Additive Regression Trees", International Conference on Artificial Intelligence and Statistics, 2015, p.491.



지점으로 나뉜다. 우선 다음 Tree에 적합할 Gradient를 계산할 때, 현재 존재하는 앙상블의 랜덤한 부분집합만을 고려한다.  $n$ 번의 iteration 후의 모델을  $M$ ,  $i$ 번째 iteration에서 학습한 Tree를  $T_i$ 라고 정의하면  $M$ 은 다음과 같다.

### 정의 3.

$M$ 의 정의

$$M = \sum_{i=1}^n T_i$$

Dart는 랜덤 부분집합  $I \subset \{1, \dots, n\}$ 을 먼저 선택하고, 모델  $\hat{M} = \sum_{i \in I} T_i$ 을 만든다. 이 모델은 중간 데이터 셋  $\{(x, -L'_x(\hat{M}(x)))\}$ 을 만들며 Regression Tree  $T$ 를 학습하여 손실 함수 미분계수의 역을 예측한다.

다음으로 DART는 normalization 과정에서 앙상블에 새로운 Tree를 추가하는데, 이 때 새로운 Tree  $T$ 와 dropped Trees 모두  $\hat{M}$ 과 최적의 예측변수 사이의 차이를 줄히려 한다. 결국 이는 목표를 오버슈팅하게 된다.  $\hat{M}$ 으로 귀결되는  $I$ 를 만들기 위해 앙상블에서 dropped된 Tree의 수가  $k$ 라고 하면, 새 Tree  $T$ 는 떨어진 Tree 집합의 각 개별 Tree보다 약  $k$ 배 큰 크기를 가진다. 그래서 DART는 dropped된 Tree와 같은 크기의 새 Tree  $T$ 를  $1/k$ 비율로 스케일링한다. 이에 따라 새 Tree와 dropped된 Tree는  $k/(k+1)$ 배율로 스케일링되고 새 Tree는 앙상블에 추가된다. 결국 dropped된 Tree와 새로운 Tree의 결합이 새 Tree 도입 전 홀로 dropped된 Tree의 효과와 동일하게 유지될 수 있다.

결론적으로 DART는 "Aggressive"한 MART 모드와 "Conservative"한 Random Forest 모드 사이에서 drop 셋의 크기를 변화시킬 수 있다.<sup>6)</sup>

## IV. 활용 데이터 및 변수

본 연구에서 활용한 데이터 셋은 한국산업안전보건공단에서 제공한 제5차 근로환경조사로, 2017년에 시행된 조사의 결과이다. 응답 대상자는 만 15세 이상 취업자이며, 여기서 취업자는 조사대상 주간 중 수입을 목적으로 1시간 이상 일한 자, 자기가구에서 경영하는 농장이나 사업체의 수입을 높이는 데 도움을 준 가족종사자로서 주당 18시간 이상 일한 자, 직장 또는 사업체를 갖고 있으나 조사대상 주간 중 일시적인 병, 일기불순, 휴가 또는 연가, 노동쟁의 등의 이유로 일하지 못한 일시 휴직자를 가리킨다. 결측값 포함 정도와 변수 중요도에 따라 변수를 선택한 후 남은 변수들은 아래와 같다.

세부 항목을 포함하는 항목, 예를 들어 Q38\_1과 Q38\_2를 포함하는 Q38 등의 항목을 제외하고 사용된 독립변수는 Q25부터 Q58까지 총 75개이며, 예측의 대상인 종속변수는 Q59이다. Q59의 경우 무응답, 거절 항목은 제거하고 부정적 영향을 미친다는 답변을 1, 긍정적 영향을 미친다는 답변과 영향을 미치지 않는다는 답변을 0으로 분류하여 이진 분류에 활용하였다. 이 때 0과 1의 개수가 불균형하여 예측에 편향성이 나타날 수 있기 때문에 class가 0의 값을 가지는 행의 개수를 줄였다. 해당 과정을 거치고 남은 데이터의 개수는 총 32,140 개다.

6) K. V. Rashmi, Ran Gilad-Bachrach, 위의 논문, p.493.

〈표 1〉 활용 변수 이름 및 설명

변수	내용	변수	내용
Q25	요인 노출 정도	Q38_3	업무로 가족과 함께 보낼 수 있는 시간 부족
Q25_1	수공구, 기계 등에서 발생하는 진동	Q38_4	가정에서 발생한 일로 일하는 데 필요한 시간 부족
Q25_2	말할 때 목청을 높여야 할 정도의 심한 소음	Q38_5	가족에 대한 책임으로 일에 시간 할애 못함
Q25_3	일하지 않을 때도 땀이 날 정도로 높은 온도	Q39	12개월 동안 업무 요구에 부응하기 위해 공식적 근무시간 외 시간에 일을 해야 하는 경우 빈도
Q25_4	실내/실외 관계없이 낮은 온도	Q40	근무 시간에 개인적 일이나 가족 관련 일을 처리하기 위해 한두 시간을 할애할 수 있는 정도
Q25_5	연기, 흙, 가루, 먼지 등의 흡입	Q42	아래 상황의 업무 포함 정도
Q25_6	시너같은 유기 용제에서 발생한 증기 흡입	Q42_1	매우 빠른 속도로 일함
Q25_7	화학 제품/물질을 취급하거나 피부와 접촉	Q42_2	엄격한 마감 시간에 맞춰 일함
Q25_8	타인이 피우는 담배 연기	Q45	업무의 아래와 같은 특징 포함 여부
Q25_9	폐기물, 채액, 실험 물질 등 감염을 일으키는 물질을 취급하거나 직접 접촉	Q45_1	엄격한 품질 기준을 맞추어야 함
Q26	일에 아래 사항이 포함됐는지 여부	Q45_2	내가 한 일의 질을 스스로 평가
Q26_1	피로하거나 통증을 주는 자세	Q45_3	예상치 못한 문제를 스스로 해결
Q26_2	사람을 들어 올리거나 이동시킴	Q45_4	단조로움
Q26_3	무거운 물건을 끌거나 밀거나 이동시킴	Q45_5	복잡함
Q26_4	계속 서 있는 자세	Q45_6	새로운 것을 배움
Q26_5	앉아 있음	Q46	일할 때 아래 사항을 바꿀 수 있는지 여부
Q26_6	반복적 손동작이나 팔 동작	Q46_1	일의 순서
Q26_7	고객, 승객, 학생, 환자와 같은 직장 동료가 아닌 사람들 상대 여부	Q46_2	작업 방법
Q26_8	화가 난 고객이나 환자, 학생을 다루는지 여부	Q46_3	작업 속도 및 작업물
Q26_9	컴퓨터, 노트북, 스마트폰 등으로 작업	Q48	공동 업무 수행 및 계획 가능한 팀의 일원으로 근무하는지 여부
Q26_10	업무를 위해 인터넷/전자우편 사용 여부	Q49	업무 상황과 가장 잘 맞는 항목
Q26_11	정서적으로 불안해지는 상황 여부	Q49_1	동료들의 지지 여부
Q31	하루 총 출퇴근 시간	Q49_3	작업 목표 결정 전 의견 질문 여부
Q32	한 달에 아래 사항을 얼마나 하는지 조사	Q49_4	작업 조직, 작업 과정 개선 참여 여부
Q32_A	밤 근무(밤 10시 ~ 새벽 5시까지 최소 2시간)	Q49_5	일할 사람 선택 시 의견 반영 여부
Q32_B	저녁 근무(저녁 6시 ~ 밤 10시까지 최소 2시간)	Q49_6	원할 때 휴식 가능 여부
Q32_C	일요일 근무	Q49_7	작업을 완료하기에 충분한 시간
Q32_D	토요일 근무	Q49_8	일을 할 때 잘했다는 느낌이 드는지 여부
Q32_E	하루 10시간 이상 근무	Q49_9	나의 업무에 내 생각을 적용할 수 있는지 여부
Q34	근무 형태	Q49_10	쓸모 있는 일을 하고 있다는 생각이 드는지 여부
Q34_1	매일 근무시간이 같음	Q49_11	업무에서 나에게 기대되는 것이 무엇인지 아는지 여부
Q34_2	매주 근무 일수가 같음	Q49_13	업무에서 스트레스 받는지 여부
Q34_3	매주 근무 시간대가 같음	Q49_14	업무에서 중요한 의사 결정에 영향을 미칠 수 있는지 여부
Q34_4	출퇴근 시각이 정해짐	Q49_15	감정을 숨기고 일해야 하는지 여부
Q34_5	교대 근무 여부	Q53	기술 수준을 가장 잘 설명하는 것
Q35	지난 12개월 동안 회사로부터 단시간 내에 업무 복귀 요청 빈도	Q54_3	지난 12개월 동안 스스로 비용을 지불하는 훈련/교육을 받은 일수
Q36	근무 시간 조정 방법	Q57	12개월 동안 일과 관련하여 아래와 같은 차별을 받았는지 여부
Q37	근무 시간이 가정생활이나 사회생활에 적당한지 여부	Q57_1	연령 차별
Q38	지난 12개월 동안 아래 항목 경험 빈도	Q57_10	고용 형태에 따른 차별
Q38_1	일을 하지 않을 때도 업무 걱정	Q58	해당 일이 위험하다고 생각하는지 여부
Q38_2	퇴근 후 피곤하여 집안일을 못함	Q59	일이 건강에 영향을 주는지 여부

## V. 연구방법

### 1. 활용 모델 및 절차

위에서 설명한 Light GBM을 활용했으며 설정한 지표는 위와 같다. 정확도를 높이기 위해 Learning Rate를 비교적 낮은 수치로 조정했고, 과적합 방지를 위해 GBDT(Gradient Boosting Decision Tree)를 사용하지 않고 이론적 배경에서 설명한 Dart (Dropouts Meet Multiple Additive Regression Trees)를 사용하였다.

LightGBM으로 Binary Classification을 수행하여 AUC 및 예측 결과 값을 도출한 후, 이를 통해 분류를 진행하여 평가 지표를 산출한다.

### 2. 평가 지표

#### 1) 예측 관련 통계 지표

평가지표는 일반적인 Classification 평가와 같은 방식으로 설정한다. 1을 정확히 예측했을 경우를 True Positive(TP), 1을 0으로 예측했을 경우를 False Negative(FN), 0을 1로 예측했을 경우를

False Positive(FP), 0을 0으로 예측했을 경우를 True Negative(TN)이라고 정한다. 반대의 경우도 계산하여 각 지표의 가중평균을 결과값으로 하도록 한다.

이를 바탕으로 <표 2>의 계산 방식을 적용하여 정확도, 민감도, 정밀도 등 예측 정확도와 관련된 값을 도출한다.

#### 2) AUC

ROC(Receiver Operating Characteristic) 곡선은 성과를 기반으로 분류모형 또는 분류자를 시각화하여 평가할 수 있는 유용한 방법으로, 앞서 평가지표에서 설명한 분류자의 TP과 FP 사이의 trade-off 관계, 즉 민감도와 1-특이도 사이의 교환관계를 평면에 표현한 것이다.<sup>7)</sup> ROC 곡선은 점 (0, 1)에 가까울수록 모델의 성능이 좋음을 나타내는데, AUC(Area Under the ROC Curve)는 이 곡선의 밑부분 넓이를 말한다. 따라서 AUC가 클수록, 1에 가까울수록 모델의 성능이 좋다고 볼 수 있다. 일반적으로 AUC가 0.7 이하이면 판별력이 낮은 모형, 0.7~0.8이면 채택할 만한 수준의 모형, 0.8~0.9이면 판별력이 매우 우수한 모형이라고 판단<sup>8)</sup>한다.

<표 2> LightGBM 설정값

Learning Rate	Max Depth	Boosting	Metric	Num Leaves
0.033	20	Dart	AUC	144
Feature Fraction	Bagging Fraction	Bagging Frequency	Seed	Objective
0.9	0.7	5	2020	Binary

<표 3> Class 분류표

실제 결과	예측 결과	
	상승	하락
상승	True Positive(TP)	False Negative(FN)
하락	False Positive(FP)	True Negative(TN)

<표 4> 지표 계산 방법

지표	계산 방법
정확도(Accuracy)	$(TP+TN)/(TP+FP+TN+FN)$
민감도(Sensitivity)	$TP/(TP+FN)$
정밀도(Precision)	$TP/(TP+FP)$
F1 Score	$2 \times \text{Precision} \times \text{Sensitivity} / (\text{Precision} + \text{Sensitivity})$

7) 신혜수, 부분 AUC와 VUS를 최대화하는 최적분류점 구간, 성균관대학교 일반대학원, 2019, p5

8) 신혜수, 부분 AUC와 VUS를 최대화하는 최적분류점 구간, 성균관대학교 일반대학원, 2019, p11

## VI. 분석 결과

### 1. 변수 중요도

데이터를 모델링 한 후 산출한 각 변수의 중요도

는 다음과 같다. 변수 중요도 분석을 거쳐 모델에  
악영향을 주는 변수를 제거한 후의 분석 결과이다.  
중요도 값이 클수록 중요한 변수이다.

〈표 5〉 변수 중요도

변수	중요도	변수	중요도
Q31_1	8324	Q37	2691
Q26_6	5974	Q38_4	2622
Q26_7	5293	Q25_5	2563
Q26_1	52271	Q36	2544
Q26_4	4968	Q49_11	2540
Q42_1	4594	Q26_2	2524
Q32_2_2	4498	Q49_9	2262
Q42_2	4407	Q25_2	2219
Q26_5	4336	Q32_2_3	2004
Q39	4124	Q53	1976
Q26_9	3992	Q25_7	1963
Q49_5	3906	Q25_8	1952
Q49_13	3783	Q45_2	1810
Q49_3	3741	Q45_3	1776
Q26_10	3715	Q45_1	1730
Q49_15	3661	Q45_4	1685
Q38_2	3607	Q46_3	1572
Q26_3	3570	Q25_6	1513
Q26_8	3539	Q46_1	1460
Q38_1	3494	Q25_9	1389
Q49_14	3415	Q46_2	1329
Q35	3362	Q45_5	1290
Q49_1	3358	Q58	1264
Q49_4	3338	Q34_1	1198
Q25_3	3272	Q45_6	1164
Q40	3252	Q34_2	1118
Q32_2_5	3240	Q34_3	909
Q32_2_4	3228	Q34_4	816
Q38_3	3184	Q32_1_1	812
Q26_11	3178	Q54_3	786
Q49_6	3146	Q32_1_4	757
Q38_5	3056	Q32_1_3	714
Q49_10	2995	Q32_1_2	586
Q49_7	2975	Q32_1_5	515
Q49_8	2785	Q34_5	479
Q25_1	2781	Q57_1	455
Q25_4	2764	Q57_10	336
Q48	2751		

가장 중요도가 높은 변수는 Q31\_1, 하루 총 출퇴근 시간에 관한 변수였으며, 다음으로 Q26\_6, 업무 내 반복적 손동작 또는 팔동작 존재 여부, Q26\_7, 고객, 승객, 학생, 환자와 같은 직장 동료가 아닌 사람들을 상대하는지 여부 등이 매우 유의미한 것으로 나타났다. Q57\_10, 고용형태에 따른 차별, Q57\_1, 연령에 따른 차별 등의 중요도가 가장 낮은 것으로 나타났으나 제거 시 모델의 성능이 떨어져 모델에는 유의미한 영향을 미치고 있다는 점을 발견했다. 제시한 변수 중요도는 본 연구 뿐 아니라 세부 변수 간 관계를 분석하는 연구에서도 충분히 활용 가능할 것으로 보인다.

## 2. AUC 결과

AUC 분석 결과 모든 Iteration에서 0.8 이상의 값을 보여 매우 우수한 모형이라는 점을 알 수 있으며, 가장 AUC가 높은 점은 Iteration 1400의 0.8553이다. 이후로는 AUC 값이 점차 낮아짐을 알

수 있으며, Iteration을 지나치게 많이 설정하면 과적합의 위험이 있다. 본 모델의 활용 및 예측의 가능성이 충분함을 확인할 수 있다.

## 3. 평가 지표 결과

정확도 지표가 80%로 우수한 예측 결과를 보이고 있음을 알 수 있다. 가중 평균한 민감도, 정밀도도 높은 수치를 보여 본 모델에서 위음성이 나올 확률이 적고 반복 검사에서 일정한 값을 재현한다는 점을 확인하였다. 둘의 조화평균을 나타내는 F1 Score도 79%로 비교적 높아 모델이 좋은 성능을 내고 있다는 점을 알 수 있다. 모델을 실제 예측에 충분히 활용해볼 수 있는 가능성을 보여준다고 할 수 있는 결과이다. 본 연구의 결과가 유의미하다는 사실을 확인했고, 이후의 연구에서 class 0과 1의 비율, 파라미터, 데이터 가중치 등의 요소를 추가적으로 고려함으로써 성능이 더 좋거나 신뢰도가 높은 모델을 만들 수 있을 것으로 기대된다.

〈표 6〉 AUC 결과

Iteration	AUC	Iteration	AUC
100	0.837	900	0.854
200	0.842	1000	0.8542
300	0.8457	1100	0.8546
400	0.848	1200	0.855
500	0.85	1300	0.855
600	0.852	1400	0.8553
700	0.8524	1500	0.855
800	0.8538	1600	0.8549

〈표 7〉 평가 지표 결과

지표	결과
정확도(Accuracy)	80%
민감도(Sensitivity, Recall)	80%
정밀도(Precision)	80%
F1 Score	79%

## VII. 한계점

모델 성능과 정확도 면에서 만족할 만한 결과를 도출했지만 활용한 개별 변수에 대한 연구가 부족하다. 중요도를 계산하여 어떤 변수가 모델 성능에 중요한지 정도는 파악했으나 해당 변수가 어떠한 값을 가질 때 1로 예측하는지, 독립변수와 종속변수가 구체적으로 어떠한 관계에 있는지에 대한 세부적인 분석이 후속연구로 필요해 보인다. 75개의 변수와 종속변수 간 관계 분석은 수많은 세부 연구를 가능하게 할 것으로 보이며, 이러한 연구의 발전으로 어떤 변수에 어느 정도의 가중치를 두는 것이 좋은지에 대한 부분을 알 수 있게 되어 예측 모델의 정확도 및 성능을 높일 수 있을 것이라고 기대한다.

## VIII. 결론

본 연구는 노동자 건강 위험 문제 해결에 대한 실용적인 연구의 일환으로 머신러닝 기술의 일종인 Light GBM 모델과 제5차 근로환경조사 데이터를 활용하여 노동으로 인한 건강 위험을 예측하였다. 예측 결과 AUC 0.8553, 예측 정확도, 민감도, 정밀도 80%, F1 Score 79%로 상당히 유의미한 값을 얻을 수 있었다. 이를 통해 근로환경조사 데이터로 위험 예측을 해낼 수 있는 가능성이 충분하다는 점을 확인하였다.

본 연구는 크게 두 가지 방식으로 활용될 수 있을 것으로 기대된다. 첫째, 연구에서 산출한 변수 중요도를 통해 각각의 독립변수와 종속변수 간 관계를 분석하는 추가적인 세부 연구가 나올 수 있다. 자기효능감과 건강증진행위의 관계, 교대근무가 건강에 미칠 수 있는 영향 등 앞선 선행연구들이 진행한 세부 변수 간 관계분석 연구처럼 수많은 변수를 종합적으로 활용하여 도출한 모델에서 연구 내용을 하나씩 분리하여 세부 연구를 진행할 수 있는 것이다. 특히 상당한 변수 중요도를 보인 Q31\_1,

하루 총 출퇴근 시간에 관한 변수나 Q26\_6, 업무 내 반복적 손동작 또는 팔동작 존재 여부 등의 변수는 유의미한 결과를 낼 수 있을 것으로 기대된다.

다음으로 연구에서 제시한 예측 모델을 바탕으로 한 플랫폼을 구축하여 직접 위험 예방에 활용할 수 있을 것이다. 예를 들어, 일을 한 기간이 짧아 노동으로 인한 건강 문제가 나타나지 않았을 가능성이 높은 신입사원 등을 대상으로 정기적 설문을 실시하여 해당 데이터를 바탕으로 예측을 진행하고 이를 활용하여 예방 방안을 수립할 수 있다. 관련 정부 기관에서 미리 위험을 알 수 있게 되는 것은 어떤 것보다 예방에 큰 힘이 될 것이다. 이를 위해서는 모델을 개선시키고 플랫폼화 시킬 전문 인력과 금전적, 제도적 지원이 필수적이나 분석이나 제언을 넘어 현실에서 활용될 수 있는 가능성이 크다는 점에서 의미가 있다고 생각한다.

본 연구를 통해 노동 문제의 해결에 있어서도 새로운 기술이 활용될 수 있음을 확인했으며, 제시한 모델을 바탕으로 건강 위험을 보다 잘 예측해낼 수 있는 발전된 연구들이 나오기를 기대한다.

## IX. 참고문헌

- Friedman, JH, Meulman, JJ, "Multiple additive regression trees with application in epidemiology", *Statistics in Medicine*, 22(9), pp. 1365-1381, 2003.
- Guolin Ke, Qi Meng, Thomas Finley 외 5명, "LightGBM: A Highly Efficient Gradient Boosting Decision Tree", *Advances in Neural Information Processing Systems*, pp. 1-9, 2017.
- K. V. Rashmi, Ran Gilad-Bachrach, "DART: Dropouts meet Multiple Additive Regression Trees", *International Conference on Artificial Intelligence and Statistics*, pp. 489-497, 2015.

- 김영선, "고용 유연성이 근로자 건강에 미치는 영향", 보건과 사회과학 제36집, pp. 201-222,
- 김자옥, 김자숙, 김학선 외 3명, "택시운전근로자의 감정노동, 우울과 자기효능감에 따른 건강증진행위 영향요인", 디지털융복합연구 vol. 15, pp. 489-500, 2017.
- 김직수, 이영희, "한국 노동안전보건운동의 전개 : 노동안전 시민권의 형성과 전환을 중심으로", 산업노동연구 21권 2호, pp. 223-260, 2015.
- 신혜수, "부분 AUC와 VUS를 최대화하는 최적분류점 구간", 성균관대학교 일반대학원, pp. 1-61, 2019.
- 이용원, "근로환경이 주관적 건강상태에 미치는 영향", 한국산업보건학회지, 제27권 제3호, pp. 210-220, 2017.
- 이우식, "딥러닝분석과 기술적 지표를 이용한 한국 코스피주가지수 방향성 예측", 한국데이 터정보 과학회지, 28(2), pp. 287-295, 2017.
- 장장신, "근로환경조사를 통한 교대근무자들의 업무상 건강 문제에 관한 연구", 창원대학교 보건대학원, pp. 1-84, 2017.





가작

**상용직 근로자의 직속상사의 자질 및 태도,  
조직공정성과 프리젠티즘과의 연관성  
: 제5차 근로환경조사를 이용하여**

지선영 · 엄미정 · 권은중  
가톨릭대학교 일반대학원 보건학과



# 상용직 근로자의 직속상사의 자질 및 태도, 조직공정성과 프리젠티즘과의 연관성 : 제5차 근로환경조사를 이용하여

지선영 · 엄미정 · 권은중  
가톨릭대학교 일반대학원 보건학과

**국문초록 :** 프리젠티즘은 외부적으로 드러나지 않는 경향이 있으며 직무와 연관된 질환발생을 높이고 업무능력을 저하시키는 특성이 있어 그 관심이 높아지고 있다.

본 연구의 목표는 한국 상용직 근로자를 대상으로 직속상사의 자질 및 태도, 조직공정성과 프리젠티즘과의 관계를 조사하기 위한 것이다.

표본은 제 5차 근로환경조사 원시자료를 활용하여 상용직 근로자 30,050명이 분석에 포함되었다. 상용직 근로자의 프리젠티즘은 여성이 22.2%, 남성이 17.7%로 여성이 더 높았다. 성별, 연령, 교육수준, 주당 평균 근로시간, 소득의 변화, 과업의 변화를 보정변수로 사용하였다. 최종적으로 프리젠티즘이 없는 경우를 참조그룹으로 하여 다중로지스틱 회귀분석을 실시한 결과, 직속 상사의 자질 및 태도의 점수가 높아질수록 프리젠티즘의 가능성은 0.98배(95% CI: 0.96~0.99) 낮아졌으며, 조직공정성 점수가 높아질수록 프리젠티즘의 가능성은 0.77배(95% CI: 0.71~0.83)로 낮아지는 것으로 나타났다.

결론적으로, 직속 상사의 자질 및 태도, 조직공정성은 상용직 근로자가 경험하는 프리젠티즘과 연관이 있었다. 따라서, 고용주와 관리자는 직장에서 근로자의 프리젠티즘의 유발요인들에 대해 사전에 신중하게 검토하고 지지적인 근무여건을 반영할 필요가 있음을 시사한다.

**주요어 :** 프리젠티즘, 직속상사의 자질과 태도, 조직공정성, 상용직 근로자

## 1. 서론

### 1. 연구의 필요성

2020년 2월 우리나라의 취업자 수는 서비스업을 중심으로 전년동월대비 약 49만명 증가하였으며 고용률은 66.3%였다[1]. 종사상 지위별로는 상용직 중심의 취업자 증가세가 지속되는 가운데, 임시·일용직은 감소하였다[2]. 상용직 취업자의 증가와 고용보험 피보험자 증가, 청년고용 개선 등 고용의 질 개선으로 인해 취업자 수 증가의 흐름이 지속될 것으로 보여진다[3].

근로자들은 하루 중 1/3 이상을 직장에서 보내기 때문에, 근로자는 자신이 소속된 조직에 대한 애착을 갖고자 노력하고 동시에 수행하는 직무에서 가치를 찾고자 한다[3]. 조직에 대한 애착과 직무 가치는 직장생활에서 긍정적인 에너지를 유발하고 직무 스트레스, 직무소진, 이직 의도 등에 직간접적으로 영향을 미칠 수 있다. 하지만 다양한 원인에 의하여 조직구성원은 조직몰입에 방해를 받는다. 그 원인 중에 하나가 프리젠티즘의 경험이다.

프리젠티즘(presenteeism)이란, 출근하여 업무를 하고 있지만 질병이나 다른 문제들로 인하여 완전히 기능을 하지 못하는 상태를 말한다[4]. 프리젠티즘은 결근과 달리 통증을 참고 일하기 때문에 외부적으로 드러나지 않는 특성이 있으며, 이로 인해 야기되는 직·간접적 생산손실과 사회적 비용 손실에 대해 정확하게 추정하기에는 어려움이 있다. 결근율은 비교적 쉽게 객관적으로 측정될 수 있는데 비해 프리젠티즘은 상대적으로 측정이 어렵지만 근로자의 생산성 저하를 논할 때에는 반드시 고려되어야 할 개념이다. 프리젠티즘은 생산성 저하의 일부분만을 반영하는 결근율의 한계를 극복할 수 있으며 프리젠티즘으로 인해 발생하는 손실비용이 결근으로 인해 발생하는 비용보다 더 크기 때문이다[5]. 또한 생산성 차원에서 조직에 많은 부정적 영향을 가져온다는 결과가 여러 연구들을 통해 입증되면서 그

관심이 높아지고 있으며 프리젠티즘이 직무에 연관된 질환발생을 높이고 업무능력을 저하시키며 직무생산성을 약화시키는 요인 중 하나인 것으로 나타났다.

근로환경조사에 의하면 건강문제로 인한 결근율은 경향성이 관찰되지 않으나 몸이 아픈데도 나와서 출근해야 했다는 프리젠티즘 경험은 점진적인 증가 경향이 관찰되었다. 2014년 근로환경조사에서 건강문제로 인한 결근율은 8.8%이고, 프리젠티즘을 경험한 경우는 25.8%로 나타났다[6].

개인 및 직무관련 프리젠티즘 선행연구에서는 인력 대체의 어려움, 시간압박, 부족한 직무자원, 개인적 어려운 재무상황이 프리젠티즘에 영향을 준다고 하였다[7]. Heponiemi 등의 연구에 의하면 계약직 직무불안정과 주관적 직무불안정이 프리젠티즘에 미치는 영향을 분석한 결과, 직무불안정이 프리젠티즘과 높은 관계가 있다고 하였다[8]. Demerouti 등에 의하면 직무요구가 프리젠티즘에 영향을 준다고 하였고[9], Jeon 등에 의하면 높은 직무요구, 적은 보상, 부적당한 사회적 지원과 같은 직무스트레스는 프리젠티즘과 높은 관련이 있었다고 하였다[10]. Jung 등은 근로자의 스트레스와 프리젠티즘의 관계에서 직무, 사회적 스트레스가 건강문제에 영향을 주고, 건강문제가 근로자의 업무성과 손실을 높인다고 하였다[11]. 업무관련성 근골격계 통증과 삶의 질, 프리젠티즘간의 관계연구에서는 업무관련 근골격계 통증 유무에 따라 삶의 질, 프리젠티즘이 유의한 차이를 보였다[12].

직장상사의 자질과 태도와 프리젠티즘과의 관계를 연구한 선행연구를 살펴보면, Bierla 등은 상사의 행동이 부하의 프리젠티즘에 상당한 영향을 미치는 것으로 나타났고 하였으며[13], 상사의 부정적인 리더십 행동은 부하직원의 조직몰입에 영향을 미치는 데 기인하는데[3], 특히, 직속상사의 부정적 행동이 긍정적 행동보다 부하의 프리젠티즘에 더 강한 상관관계가 있는 것으로 나타났다고 하였다[14].

조직공정성은 조직 내에서 행하고 있는 모든 제도 및 의사결정이 어느 정도 공정하게 실시되고 있는지에 대한 조직구성원들의 지각을 말한다[15]. Leiter와 Maslach은 업무량, 통제, 보상, 작업장 공동체, 가치 그리고 공정성이 직업 생활에서 개인과 직업 간 부조화에 영향을 주는 6가지 요인을 특정화하는데 이 6가지 측면의 변수들이 프리젠티즘을 설명하는 요소가 된다고 했다[16]. 특히 조직 구성과 직무 상황에서 근로자가 겪는 프리젠티즘은 직무몰입의 방해요인이 될 수 있으며 조직차원에서의 역기능이 발생할 수 있고 이로 인해 산업재해의 발생 가능성으로 이어질 수 있기 때문에 프리젠티즘에 대한 부정적 영향에 대한 명확한 파악이 필요하다고 할 수 있다.

이상의 연구 고찰을 통해 건강문제, 개인관련 요인과 조직관련 요인, 업무관련 요인, 심리적 요인 등 다양한 분야를 대상으로 프리젠티즘과의 연구가 진행된 것을 확인할 수 있었다. 특히 국내의 연구들은 건강위험관련 요인과 프리젠티즘과의 관계를 연구하는 경우가 주를 이루고 있었고 조직행동론과 인적자원관리 차원에서 프리젠티즘을 다루는 연구는 미비했다. 이러한 선행연구 결과를 토대로 본 연구에서는 제 5차 근로환경조사 자료를 활용하여 우리나라의 상용직 근로자를 대상으로 프리젠티즘의 수준을 파악하고, 직속상사의 자질 및 태도, 조직공정성과 프리젠티즘과의 연관성을 분석하고자 한다.

## 2. 연구목적

본 연구의 구체적 목적은 다음과 같다.

- 첫째, 연구 참가자의 프리젠티즘을 파악한다.
- 둘째, 직속상사의 자질과 태도, 조직공정성과 프리젠티즘의 관계를 파악한다.
- 셋째, 직속상사의 자질과 태도, 조직공정성과 프리젠티즘과의 연관성에 대해 파악한다.

## II. 연구방법

### 1. 연구설계

본 연구는 우리나라의 임금 근로자를 대상으로 프리젠티즘을 파악하고, 직속상사의 자질과 태도, 조직공정성과 프리젠티즘과의 연관성을 파악하기 위하여 제 5차 근로환경조사(Korean Working Conditions Survey, KWCS) 원시자료를 이용한 이차분석연구이다.

### 2. 연구대상 및 자료수집

본 연구는 근로환경조사(KWCS) 원시자료 중 제 5차 자료를 이용하였다. 근로환경조사(KWCS)는 유럽연합의 근로환경조사(EWCS)와 영국 노동력조사(LPS)를 벤치마킹한 조사로서 2006년부터 실시된 국가승인통계(승인번호 제38002호)이다. 근로환경조사(KWCS) 조사모집단은 현실적인 측면을 고려하여 인구주택총조사 상의 섬, 기숙시설, 특수사회시설, 관광호텔 및 외국인 조사구를 제외한 아파트 조사구 및 일반조사구 내 가구에 거주하는 만 15세 이상의 취업자이다. 표본추출방법은 1차 조사구 추출과 2차 가구 및 가구원을 추출하는 2단 확률비례 층화집락추출방법을 사용하였다. 조사내용은 근로형태, 고용형태, 직종, 업종, 위험요인노출 등 업무환경 전반을 파악한다.

최초 표본수는 50,205명이었다. 대한민국 국적이외자(n=63명), 종사상 지위가 자영업자(n=10,707명), 무급가족 종사자(n=2,162명), 그외 종사자(n=204명)를 제외한 임금근로자 중 조직공정성등의 평가 등을 고려할 때 임시직(n= 5,200명), 일용직 근로자(n=2,011명)를 제외한 상용직 근로자(n=30,125명) 대상으로 하였으며, 이 중 결측데이터 (n=75명)를 제외하였다. 최종적으로 추출된 표본은 30,050명이었고 남성은 17,932명, 여성은 12,118명이었다.

### 3. 연구도구

본 연구에서 사용한 KWCS 문항은 KWCS Report[6]와 선행연구[13,14]를 바탕으로 프리젠티즘, 직속상사의 자질과 태도, 조직공정성, 인구사회학적 특성, 직업적특성 등을 사용하였다. 각 변수에 대한 조작적 정의는 다음과 같다.

#### 1) 프리젠티즘

프리젠티즘은 회사에 출근했지만 건강문제로 인해 정상적인 업무를 하지 못하는 경우를 말한다. 연구 참가자의 '귀하는 지난 12개월 동안 몸이 아픈데도 나와서 일을 한 적이 있습니까?'에 대하여 응답한 결과를 '있다', '없다'로 정의하였다.

#### 2) 직속 상사의 자질 및 태도

직속 상사의 자질 및 태도는 직속상사와의 관계, 직속상사의 지원여부 및 조직의 분위기를 이해하기 위한 문항으로 리더가 동기를 부여하고 존중과 자부심을 갖게 하는 변혁적 리더십을 중심으로 총 6개 문항으로 구성되었다. 구체적으로 '나를 인격적으로 존중해 준다', '일을 잘 할 때 칭찬하고 인정해 준다', '직원들이 함께 일을 잘할 수 있도록 돕는다', '일을 처리하는데 도움이 된다', '일에 대해 도움이 되는 조언을 해준다', '당신이 발전하도록 격려하고 도와준다'를 조사하였다. 6개의 문항에 대하여 연구 참가자는 '매우 동의한다', '대체로 동의한다', '보통', '대체로 동의하지 않는다', '전혀 동의하지 않는다'로 응답하였다. 설문 문항은 5점 Likert 척도이며 응답결과에 대하여 전체 항목을 합산하여 평균점수를 사용하였다.

#### 3) 조직공정성

조직공정성은 조직과 구성원 개인 간 교환관계에서 발생하는 노력, 희생, 보상에 대해 조직구성원의 기대치를 측정하기 위한 문항으로 6개로 구성되었다. 구체적으로 '직원들이 일을 잘했을 때 인정을

받고 칭찬을 듣는다', '경영진은 직원들이 일을 잘 수행한다고 믿는다', '같은 공정한 방식으로 처리한다', '업무가 공평하게 분배된다', '귀하와 동료사이에 협력이 잘 된다', '일반적으로 직원들은 경영진을 신뢰한다'를 조사하였다. 연구 참가자는 '매우 동의한다', '대체로 동의한다', '보통', '대체로 동의하지 않는다', '전혀 동의하지 않는다'로 응답하였다. 설문 문항은 5점 Likert 척도이며 응답결과에 대하여 전체 항목을 합산하여 평균점수를 사용하였다.

#### 3) 기타 변수

성별 (남,녀), 연령 (30세이하, 30-39세, 40-49세, 50-59세, 60세 이상), 교육수준 (중졸이하, 고졸, 대졸이상), 직업군 (화이트칼라, 핑크칼라, 블루칼라)로 화이트칼라는 관리자, 전문가, 사무 종사자를, 핑크칼라는 서비스, 판매 종사자를, 블루칼라는 기술공, 기능원 및 기능 종사자, 장치기계 조작 및 조립 종사자, 단순노무 종사자를 포함하였다. 사업장 종사자수 (10인 미만, 10-250인 미만, 250인 이상), 주당 근로시간 ( $\leq 20$ , 21-34, 35-40, 41-47,  $\geq 48$ ), 소득의 변화(있다, 없다), 과업의 변화(있다, 없다) 소득의 변화와 과업의 변화는 지난 12개월 동안 변화가 있었는지 여부에 대해 응답한 결과로 정의하였다.

### 4. 자료분석

본 연구에서 사용한 모든 자료는 산업안전보건연구원의 지침에 의해 제시된 가중치를 산정하여 가중 빈도를 계산한 복합표본을 설계하여 분석하였다. 모든 통계분석은 SPSS Statistics, Version 23 (IBM Corp., Armonk, NY, USA)에서 수행되었고 통계적 유의수준은 양측검정  $p < .05$ 로 설정되었다.

연구 참가자의 일반적 특성은 빈도와 백분율로 산출하였고 일반적 특성에 따른 프리젠티즘을 비교하기 위하여 카이제곱 검정을 실시하였다. 직속 상사의 자질 및 태도, 조직공정성과 프리젠티즘의 연

관성을 확인하기 위하여 다중 로지스틱 회귀분석을 실시하였으며, 보정변수로는 성별, 연령, 교육수준, 직업군, 주당 근로시간, 소득의 변화, 과업의 변화가 사용되었다.

### III. 연구결과

#### 1. 참가자의 일반적 특성

표 1은 참가자의 일반적 특성을 보여준다. 참가자 중 남성은 59.7%, 여성이 40.3%이었고, 연령은

40~49세가 28.0%, 30~39세 27.9% 순으로 가장 많았다. 교육수준은 대학교 졸업 이상자가 68.0%이었다. 직업군은 화이트칼라가 47.4%, 블루칼라가 31.2%, 핑크칼라가 21.4% 순으로 나타났고, 사업장 종사자수는 50~249인이 55.0%, 9인이하 34.0%, 250인이 11.0% 순으로 나타났다. 주당 근로시간은 35~40시간이 54.1%, 48시간 이상이 30.9%, 41~47시간이 11.4% 순이었고, 지난 1년간 월평균 소득이 변화한 경우 38.4%, 과업이 변화한 경우 21.9%이었다.

Table 1. General Characteristics of study participant (N=30,050)

Variables	Categories	N	%
Gender	Male	17,932	59.7
	Female	12,118	40.3
Age(yrs)	<30	5,179	17.2
	30~39	8,375	27.9
	40~49	8,401	28.0
	50~59	5,999	20.0
	≥60	2,096	7.0
Education level	≤Middle school	1,311	4.4
	High school	8,314	27.7
	≥College	20,416	68.0
Job classification	White collar	14,152	47.4
	Pink collar	6,401	21.4
	Blue collar	9,334	31.2
Number of employees (people)	≤9	10,157	34.0
	10~249	16,417	55.0
	≥250	3,301	11.0
Working time (h/week)	≤20	460	1.5
	21~34	635	2.1
	35~40	16,229	54.1
	41~47	3,428	11.4
	≥48	9,259	30.9
Last 1 year Income change	Yes	11,545	38.4
	No	18,490	61.5
Last 1 year Task load change	Yes	6,595	21.9
	No	23,442	78.0

Table 2. Superior qualities &amp; attitudes and Organizational justice and Presenteeism of study participant

Variables	Categories	N	%
Superior qualities & attitudes			3.72±0.529
Organizational justice			3.65±0.527
Presenteeism	No	19,598	65.2
	Yes	4,760	15.8

## 2. 참가자의 직속 상사의 자질 및 태도, 조직공정성, 프리젠티즘

연구 참가자의 직속 상사의 자질 및 태도는 5점 만점에 평균  $3.72 \pm 0.529$ 점이었다. 조직공정성은 5점 만점에  $3.65 \pm 0.527$ 점으로 나타났다. 지난 1년간 프리젠티즘을 경험한 경우는 15.8%이었다(Table 2).

## 3. 참가자의 일반적 특성과 프리젠티즘의 관계

참가자의 일반적 특성과 프리젠티즘과의 관계를 검증한 결과는 표 3과 같다.

프리젠티즘은 여성이 22.2%, 남성이 17.7%로 여성이 더 높았다. 연령은 30~39세에서 프리젠티즘이 높게 나타났고 교육수준이 높을수록 프리젠티즘이 높았다. 직업군에 따른 프리젠티즘은 화이트칼라(20.9%), 블루칼라(19.5%), 핑크칼라(19.0%)으로 나타났다. 주당 근로시간에 따른 프리젠티즘은 근로시간이 길어질수록 높아지는 경향이 있었다. 소득의 변화, 과업의 변화가 없는 경우 프리젠티즘이 높았다. 참가자의 일반적 특성과 프리젠티즘과의 카이제곱 검정결과, 종사 근로자수를 제외한 모든 변수에서 유의한 차이를 보였다( $p < .001$ ).

## 4. 직속상사의 자질과 태도, 조직공정성과 프리젠티즘과의 다중 로지스틱 회귀분석 결과

표 4는 참가자의 직속상사의 자질과 태도, 조직공정성과 프리젠티즘과의 로지스틱 회귀분석 결과를 보여준다. 카이제곱 검정결과 유의한 차이를 보이는 변수인 성별, 연령, 교육수준, 주당 평균로

간, 소득의 변화, 과업의 변화를 보정변수로 사용하였다. 프리젠티즘이 없는 경우를 참조그룹으로 하여 최종적으로 다중 로지스틱 회귀분석을 실시하였다.

로지스틱 회귀분석 결과, 로지스틱 회귀모형은 통계적으로 유의하게 나타났으며(Hosmer & Lemeshow  $X^2=9.67, p=.289$ ), 회귀모형의 설명력은 약 3.4%로 나타났다(Nagelkerke  $R^2=0.034$ ). 회귀계수의 유의성 검증결과, 성별, 연령, 교육수준, 주당 근로시간, 소득의 변화, 과업의 변화, 직속 상사의 자질 및 태도, 조직공정성이 프리젠티즘의 유의한 예측인자로 나타났다.

직속 상사의 자질 및 태도의 점수가 높아질수록 프리젠티즘의 가능성은 0.98배(95% CI: 0.96~0.99) 낮아졌으며, 조직공정성 점수가 높아질수록 프리젠티즘의 가능성은 0.77배(95% CI: 0.71~0.83)로 낮아지는 것으로 나타났다.

한편, 여성은 남성에 비해 프리젠티즘의 가능성이 1.46배(95% CI: 1.36~1.57), 30세 미만의 근로자에 비해 50~59세인 근로자는 프리젠티즘의 가능성이 1.42배(95% CI: 1.6~1.59), 60세 이상인 근로자는 프리젠티즘의 가능성이 1.29배(95% CI: 1.09~1.53), 40~49세인 근로자는 프리젠티즘의 가능성이 1.27배(95% CI: 1.14~1.41) 높았다. 중졸이하의 근로자는 대졸이상의 근로자에 비해 프리젠티즘의 가능성이 1.30배(95% CI: 1.09~1.56) 높은 것으로 나타났다. 주당 근로시간이 20시간 미만인 근로자에 비해 48시간 이상 근무하는 근로자는 프리젠티즘의 가능성이 2.47배(95% CI: 1.74~3.52), 41~47시간 근로자는 2.11배(95% CI: 1.47~3.02),



35~40시간 근로자는 프리젠티즘 1.72배(95% CI: 1.21~2.45), 21~34시간 근로자는 프리젠티즘이 1.46배(95% CI: 0.96~2.22)로 근로시간이 증가할 수록 프리젠티즘의 가능성이 높아지는 것으로 확인 되었다. 지난 1년간 소득이 변화하는 경우는 그렇지 않는 경우에 비해 프리젠티즘의 가능성이 1.39배(95% CI: 1.29~1.49), 과업이 변화하는 경우는 그렇지 않은 경우에 비해 프리젠티즘의 가능성이 1.09배(95% CI: 1.01~1.18) 높게 나타났다.

Table 3. The Relationship between General Characteristics and Presenteeism (N=30,050)

Variables	Categories	Presenteeism			$\chi^2$	p-value
		Total	Yes	No		
		N(%)	N(%)	N(%)		
Gender	Male	14,360(100.0)	2,538(17.7)	11,822(82.3)	77.62	<.001
	Female	9,998(100.0)	2,222(22.2)	7,776(77.8)		
Age(year)	<30	3,984(100.0)	660(13.9)	3,324(17.0)	43.63	<.001
	30~39	6,727(100.0)	1,270(26.7)	5,457(27.8)		
	40~49	6,902(100.0)	1,371(19.9)	5,531(80.1)		
	50~59	4,991(100.0)	1,085(21.7)	3,906(78.3)		
	≥60	1,754(100.0)	374(21.3)	1,380(78.7)		
Education level	≤Middle school	16,352(100.0)	3,084(18.9)	13,268(81.1)	29.76	<.001
	High school	6,845(100.0)	1,386(20.2)	5,459(79.8)		
	≥College	1,155(100.0)	290(25.1)	865(74.9)		
Job classification	White collar	5,201(100.0)	1,087(20.9)	4,114(79.1)	7.86	.020
	Pink collar	11,311(100.0)	2,154(19.0)	9,157(81.0)		
	Blue collar	7,712(100.0)	1,503(19.5)	6,209(80.5)		
Number of employees (people)	≤9	8,203(100.0)	1,587(19.3)	6,616(80.7)	1.38	.502
	10~249	13,342(100.0)	2,609(19.6)	10,733(80.4)		
	≥250	2,669(100.0)	544(20.4)	2,125(79.6)		
Working time (h/week)	≤20	360(100.0)	40(11.1)	320(88.9)	123.71	<.001
	21~34	549(100.0)	96(17.5)	453(82.5)		
	35~40	12,852(100.0)	2,233(17.4)	10,619(82.6)		
	41~47	2,848(100.0)	601(21.1)	2,247(78.9)		
	≥48	7,722(100.0)	1,786(23.1)	5,936(76.9)		
Last 1 year Income change	Yes	9,246(100.0)	2,136(44.9)	7,110(36.3)	120.10	<.001
	No	15,106(100.0)	2,623(55.1)	12,483(63.7)		
Last 1 year Task load change	Yes	5,261(100.0)	1,178(24.7)	4,083(20.8)	34.52	<.001
	No	19,096(100.0)	3,583(75.3)	15,513(79.2)		

Table 4. Logistic Regression of Factors Influencing Presenteeism (N=30,050)

Variables	B	S.E.	OR	95% CI	p-value
<b>Gender (Ref. male)</b>					
Female	0.38	0.04	1.46	(1.36 ~ 1.57)	<.001
<b>Age(yrs) (Ref. &lt;30)</b>					
30 ~ 39	0.19	0.06	1.21	(1.08 ~ 1.34)	.001
40 ~ 49	0.24	0.05	1.27	(1.14 ~ 1.41)	.001
50 ~ 59	0.35	0.06	1.42	(1.26 ~ 1.59)	<.001
≥ 60	0.26	0.09	1.29	(1.09 ~ 1.53)	.003
<b>Education level (Ref. ≥ College)</b>					
≤ Middle school	0.26	0.92	1.30	(1.09 ~ 1.56)	.004
High school	-0.02	0.44	0.98	(0.90 ~ 1.07)	.689
<b>Job classification (Ref. Pink collar)</b>					
White collar	0.06	0.05	1.07	(0.97 ~ 1.17)	.191
Blue collar	0.01	0.05	1.01	(0.92 ~ 1.11)	.870
<b>Working time (week) (Ref. ≤ 20)</b>					
21 ~ 34	0.38	0.22	1.46	(0.96 ~ 2.22)	.080
35 ~ 40	0.54	0.18	1.72	(1.21 ~ 2.45)	.002
41 ~ 47	0.74	0.18	2.11	(1.47 ~ 3.02)	<.001
≥ 48	0.91	0.18	2.47	(1.74 ~ 3.52)	<.001
<b>Last 1 year Income (Ref. No)</b>					
Yes	0.33	0.04	1.39	(1.29 ~ 1.49)	<.001
<b>Last 1 year Task load (Ref. No)</b>					
Yes	0.08	0.04	1.09	(1.01 ~ 1.18)	.060
<b>Superior qualities &amp; attitudes</b>	-0.22	0.01	.98	(0.96 ~ 0.99)	.006
<b>Organizational justice</b>	-0.26	0.04	.77	(0.71 ~ 0.83)	<.001
-2LL=21565.53, Nagelkerke $R^2=0.034$ , Hosmer&Lemeshowtest: $X^2=9.67(p=.289)$					

#### IV. 논의

본 연구는 제 5차 근로환경조사 자료를 사용하여 한국의 임금근로자 중 상용직 근로자에서 직속 상사의 자질 및 태도, 조직공정성과 프리젠티즘과의 연관성을 파악한 것이다. 연구 참가자 중 15.8%가 프리젠티즘이 있었다. 남자는 17.7%, 여자는 22.2%가 프리젠티즘이 있다고 했으며 여성이 남성보다 1.46배 높았다. Merrill RM 등의 연구에서도 여성이 프리젠티즘을 더 경험하는 것으로 나타났다[17]. 특히 한국의 여성들은 남성에 비해 육아와 직장을

병행해야 하는 시간이 많아 신체적, 정신적으로 부담이 높을 수 있어 더 큰 영향의 요인이라고 할 수 있겠다. 2014년 근로환경조사에 의하면 프리젠티즘을 경험한 경우는 25.8%로 나타났다[6]. 이는 점차적으로 증가 추세에 있다고 보고되었다. 덴마크 12,935명의 무작위 표본의 데이터를 사용하여 Hansen 등이 연구할 결과에서는 핵심 인력의 70%가 12개월 동안 적어도 한 번 일하기가 어려웠다고 보고한 것에 비하면 낮은 편이다[18].

본 연구에서 직속 상사의 자질 및 태도와 프리젠티즘과의 로지스틱 회귀분석결과, 직속 상사의 자질

및 태도의 점수가 1점 증가할수록 프리젠티즘의 가능성은 0.98배 감소했고(CI: 0.96-0.99), 조직공정성 점수가 1점 증가할수록 프리젠티즘의 가능성은 0.77배 감소하는 것으로 확인되었다(CI: 0.71-0.83). 이는 직속 상사의 자질 및 태도와 조직공정성의 점수가 높아질수록 프리젠티즘을 유의하게 감소시키는 것을 의미한다.

개인이 경험하는 프리젠티즘은 여러 가지의 잠재적 위험요인들과 관련이 있는데 프리젠티즘에 영향을 주는 요인으로서는 개인적 요인과 직업적 요인을 들 수 있다. 본인이 가지고 있는 우울, 당뇨 등 신체적 정신적 질병, 경제적 문제, 가정의 문제, 근로환경, 조직내부의 갈등, 업무형태, 직무스트레스 등 매우 다양한 원인이 존재할 수 있다. 노인요양병원의 간호조직을 대상으로 연구한 결과에서도 상사와 부하간의 관계증진 활동은 직무만족을 효과적으로 높일 수 있다는 보고가 있었다[19]. 회사의 결근기록을 기초로 프리젠티즘을 조사한 연구에 의하면 상사의 행동이 부하의 프리젠티즘에 상당한 영향을 미치는 것으로 나타났으며 작업 단위 구성원의 프리젠티즘은 그의 관리자의 프리젠티즘의 행위와 명확한 관련이 있었다고 보고했다[14]. 2개 병원 호주 직원의 데이터를 이용한 연구에 의하면 직원의 프리젠티즘은 부정적 및 긍정적 감독자 행동과 유의한 상관관계가 있었다. 긍정적인 감독자 행동은 프리젠티즘의 예측에 중요한 기여를 했고( $\beta = -0.33$ ), 부정적인 감독자 행동 또한 프리젠티즘 점수 예측에 통계적으로 유의미한 기여를 했다( $\beta = 0.50$ )[13]. 중국의 28개 도시 64개 병원에서 1,542명의 의료진을 대상으로 연구한 결과에서는 감독자 지지는 프리젠티즘을 낮추는데 큰 영향을 주었지만 동료의 지지는 영향을 주지 않았다[20]. 또한 감독자 지지와 동료의 지지 사이에서 조직의 공정한 분배는 매개효과가 있는 것으로 보고되었다[20]. 이러한 선행연구의 결과는 우리의 연구를 뒷받침해준다.

직장생활에서 상사와의 원만한 관계 유지와 상사

의 지지는 근로자가 관심과 존경받는다는 느낌을 받을 수 있다. 그러나 조직구성원이 조직이 불공정하다고 느끼는 경우 심리적 박탈감이나 불만을 경험할 수 있다. 직장에서의 상사의 신뢰는 직무만족도를 높이고 이직의도를 낮춘다[21]. 이는 더 나아가 근로자의 프리젠티즘을 감소시키는데 중요한 요인으로 작용할 수 있음을 시사한다.

229명의 근로자를 대상으로 연구한 결과에서 프리젠티즘의 가장 흔한 근무환경 요인은 작업 중압감이었다[22]. 우리 연구에서도 과업의 변동이 없는 경우에 대비하여 과업이 변화한 경우 프리젠티즘의 가능성이 1.09배 증가한 것으로 나타났다. Stevan & Hobfoll에 의하면 근로자는 직무 요건이 클수록 이를 충족시키기 위해 더 많은 노력을 기울이고 병이 났을 때도 근무할 확률이 높아진다고 했다. 이는 근로자가 작업요구 사항을 더 잘 충족하도록 지원함으로써 프리젠티즘을 줄일 수 있다고 할 수 있다 [23].

또한, 우리 연구에서 참가자의 근로시간과 프리젠티즘이 유의한 관계가 있는 것으로 나타났다. 주당 20시간 미만 근로자에 비하여 주당 근무시간이 증가할수록 프리젠티즘의 가능성이 높아졌는데, 주당 41-48시간 근로자는 프리젠티즘의 가능성이 2.11배, 주당 48시간 이상 근로자는 프리젠티즘의 가능성이 2.47배 높았다. Lee의 연구에 의하면 서비스업 종사자 군에서 근무시간이 53-60시간인 경우가 표준 근무시간에 비해 프리젠티즘에 영향을 미쳤다고 보고했다[24]. 한국의 근로시간은 2018년 기준 1,993시간으로 OECD 평균 근로시간인 1,734시간보다 259시간이 더 길다[25]. 근무시간이 길어질수록 프리젠티즘과 관련이 있음을 시사한다. 또한, 소득의 변화에서는 소득의 변동이 없는 경우에 대비하여 소득이 변화하는 경우 프리젠티즘의 가능성이 1.39배 높았다.

본 연구의 강점은 대규모 데이터를 사용하여 참가자의 프리젠티즘을 파악하고 상사의 자질과 태도,

조직공정성과 프리젠티즘의 연관성을 확인한 것이다. 근로자의 프리젠티즘에 영향을 미칠 수 있는 요인들을 보정변수로 사용하고도 유의한 결과를 얻었다. 하지만 몇 가지 제한점이 있다. 첫째, 우리 연구는 한국인의 임금근로자, 상용근로자로 연구대상으로 국한하였기에 다른 인구집단에 일반화시키는 것이 어려울 수 있다. 연구대상을 한정하여 분석하였기에 다른 연구에 비해 프리젠티즘의 경험이 축소되어 나타날 수 있으며, 한국의 직장문화는 결근이나 프리젠티즘에 대한 보수적인 태도로 인하여 본인의 상태를 밖으로 표출하지 않는 경향이 있어 과소평가 될 수 있다. 둘째, 수집된 자료들은 자기 보고식 설문을 통해 수집되었으므로 정확하지 않을 수 있다. 특히, 결과변수인 프리젠티즘에 대한 질문에 있어 ‘예’, ‘아니오’로 답변하였기에 설문조사 시점의 대상자의 상태에 따라 응답에 영향을 미쳤을 가능성이 있으므로 정확도가 낮을 수 있다. 마지막으로 횡단면 연구이므로 직속상사의 자질 및 태도, 조직공정성과 프리젠티즘 간의 인과관계를 밝힐 수는 없다는 한계점이 있다. 그럼에도 불구하고 중요한 것은 미래의 종단연구가 필요한 여러 가지 의미 있는 연관성을 확인했다는 것이다. 따라서 본 연구 결과를 토대로 변수 사이의 인과관계를 이해하기 위해 종적 방법론을 이용한 추가 연구가 필요하겠다.

## V. 결론 및 제언

본 연구에서 직속상사의 자질과 태도, 조직공정성이 높아질수록 근로자가 경험하는 프리젠티즘은 감소하는 것으로 결과를 얻었다. 프리젠티즘은 질병 상태가 아니지만 신체적, 정신적 질병을 유발할 수 있는 전단계의 상태에 놓일 수 있고 방치한 경우에는 근로자 개인뿐만 아니라 조직, 사회차원에서 더 큰 손실을 유발할 수 있다. 이러한 프리젠티즘은 결근보다 분명하게 구별되지 않으며 관심을 덜 기울일 수 있고 대책 마련에 소홀할 수 있다. 특히, 정

상적이지 못한 컨디션의 근로자는 주변 동료에게 영향을 미칠 수 있고 생산성 저하로 이어질 수 있다. 그러므로 고용주와 관리자는 직장에서 근로자의 업무성과와 생산성을 현저히 저해시키는 프리젠티즘의 유발요인들에 대해 신중하게 검토하고 지지적인 근무환경을 반영할 필요가 있음을 시사한다.

## 참고문헌

기획재정부. 최근경제동향. 2020.3

[http://www.korea.kr/archive/expDocView.do?docId=38896&call\\_from=naver\\_exp](http://www.korea.kr/archive/expDocView.do?docId=38896&call_from=naver_exp)

통계청. 고용동향분석. 2019

<http://blog.naver.com/mosfnet/221487407228>

전태홍, 정원호. 인적자원관리연구. 상사의 비인격적인 행동이 조직몰입에 미치는 영향. 인적자원관리연구. 2015. 25-47(23쪽)

Hemp, P. Presenteeism: at work-but out of it. Harvard business review. 2004. 82(10), 49-58.

오승원, 정기택, 박지령. 근로자의 건강위험요인과 결근율과 프리젠티즘의 관련성. 대한직업환경의학회지. 2007. 19(4), 304-314

안전보건공단 산업안전보건연구원. 제4차 근로환경조사 최종보고서. 2014

Aronsson, G., & Gustafsson, K. Sickness presenteeism: prevalence, attendance-pressure factors, and an outline of a model for research. J Occup Environ Med. 2005. 47(9), 958-966

Heponiemi, T., Elovainio, M., Pentti, J., Virtanen, M., Westerlund, H., Virtanen, P., Vahtera, J. Association of contractual and subjective job insecurity with sickness presenteeism among public sector employees. J Occup Environ Med. 2010. 52(8), 830-835

- Demerouti, Evangelia, Le Blanc, Pascale M., Bakker, Arnold B., Schaufeli, Wilmar B., & Hox, Joop. Present but sick: a three-wave study on job demands, presenteeism and burnout. *Career Development International*. 2009. 14(1), 50-68
- Jeon, Sung-Hwan, Leem, Jong-Han, Park, Shin-Goo, Heo, Yong-Seok, Lee, Bum-Joon, Moon, So-Hyun, Kim, Hwan-Cheol. Association among working hours, occupational stress, and presenteeism among wage workers: results from the second korean working conditions survey. *Annals of occupational and environmental medicine*. 2014. 26(1), 6.
- 정문희, 이영미, & 荒木田美香子. 중소기업상장 근로자의 스트레스와 프리젠테즘의 관계. *대한직업환경의학학회지*. 2007. 19(1), 47-55.
- 배영현, 이종훈, 유현주, 김동언, 이보라, 김연희, & 하현근. 물리치료사의 업무관련성 근골격계 통증, 삶의 질과 프리젠테즘의 관계. *한국산업보건학회지*. 2012. 22(1), 61-72
- Bierla, Ingrid, Huver, Benjamin, & Richard, S bastien. Presenteeism at work: the influence of managers. *International Journal of Business and Management Studies*. 2011. 3(2), 97-107.
- Gilbreath, Brad, & Karimi, Leila. Supervisor behavior and employee presenteeism. *International Journal of leadership studies*. 2012. 7(1), 114-131.
- 서재현. 조직공정성이 조직몰입과 인식된 조직적 지원에 미치는 영향에 관한 연구. *경영연구*. 1997. 12, 43-65.
- Leiter, M. P., & Maslach, C. Areas of worklife: A structured approach to organizational predictors of job burnout. *Research in occupational stress and well being*. 2003. 3(1), 91-134.
- Merrill RM, Aldana SG, Pope JE, Anderson DR, Coberley CR, Whitmer RW; Hero Research Study Subcommittee. Presenteeism according to healthy behaviors, physical health, and work environment. *Popul Health Manag*. 2012. 15(5), 293-301
- Hansen CD, Andersen JH. Going ill to work-what personal circumstances, attitudes and work-related factors are associated with sickness presenteeism?. *Soc Sci Med*. 2008 Sep;67(6):956-64.
- 조철호, 정경철. 상사와의 관계증진이 업무태도에 미치는 영향: 대구지역 노인요양병원의 간호사를 중심으로. *대한경영학회 학술대회*. 2011. 209-228(20쪽).
- Yang T, Lei R, Jin X, Li Y, Sun Y, Deng J. Supervisor Support, Coworker Support and Presenteeism among Healthcare Workers in China: The Mediating Role of Distributive Justice. *Int J Environ Res Public Health*. 2019. 6,16(5).
- 정원호, & 김상훈. 상사신뢰가 조직구성원의 직무 태도에 미치는 영향-일가치감의 매개효과와 조직정치지각의 조절효과. *인적자원관리연구*. 2016. 23(3), 123-145
- McGregor A, Ashbury F, Caputi P & Iverson D. A Preliminary Investigation of Health and Work-Environment Factors on Presenteeism in the Workplace. *Journal of occupational and environmental medicine*. 2018. 60(12), e671-e678.
- Stevan E. Hobfoll. The influence of culture, community, and the nested-self in the stress process: advancing conservation of

▶ 가작

resources theory. Applied psychology. 2001.  
50, 337-421.

이상용. 우리나라 근로자의 프리젠티즘 유발 요인에  
관한 실증연구. 부산대학교, 2014

Organisation for Economic Co-operation and  
Development. Hours worked (indicator):  
Average annual hours actually worked,  
2019. Available online:  
[https://www.oecdilibrary.org/employment/data/hoursworked/average-annual-hours-actually-worked\\_data-00303en?parent=http%3A%2F%2Finstance.metastore.ingenta.com%2Fcontent%2Fcollection%2Fdfs-data-en](https://www.oecdilibrary.org/employment/data/hoursworked/average-annual-hours-actually-worked_data-00303en?parent=http%3A%2F%2Finstance.metastore.ingenta.com%2Fcontent%2Fcollection%2Fdfs-data-en).

가작

**안전교육이 효과적인가  
: 안전보건교육에 따른 고령 근로자의 사고자  
및 질병자 수 분석**

정주환 · 조영준 · 정해수  
경북대학교 통계학과





# 안전교육이 효과적인가 : 안전보건교육에 따른 고령 근로자의 사고자 및 질병자 수 분석

정주환 · 조영준 · 정해수  
경북대학교 통계학과

## 초록

**연구목적 :** 본 연구의 목적은 안전보건교육 실시 여부 및 교육시간과 업종이 고령 근로자의 산업재해 발생에 미치는 영향이 있는지 살펴보는 것이다. 한국산업안전보건공단에서 2018년에 실시된 제 9차 산업안전보건 실태조사에는 안전보건교육 실시에 관련된 문항이 포함되어 있어 이를 바탕으로 고령 근로자 사고자 및 질병자 수와의 관계를 알아보고자 한다. 또한, 안전보건교육이 산업재해 발생 수를 효과적으로 줄어들게 만드는지 알아보고 더 효과적인 안전보건교육을 위해 어떤 식으로 개선이 필요할지에 대해 알아보고자 한다.

**연구방법 :** 본 연구의 분석 자료는 안전보건공단에서 실시한 2018년 9차 산업안전보건 실태조사 원시자료이다. 설문에 참여한 총 5219개의 사업장 중 고령 근로자의 총합계가 0이 아닌 사업장을 연구대상으로 하였으며, 그중에서도 채용시 교육, 작업내용 변경 시 교육, 특별안전보건 교육 항목에서 해당사항 없음을 선택한 사업장을 추가적으로 제외하고, 근로자 정기안전 보건교육의 연평균 1인당 교육시간이 999시간이라고 답한 사업장과 법정교육 외의 연평균 1인당 교육시간이 999시간이라고 답한 사업장은 이상치로 간주하여 마찬가지로 제외하였다. 이에 따라 최종적으로 1938개의 사업장을 연구대상으로 선정하였다. 종속변수는 고령 근로자 중 사고자 수와 질병자 수의 합계를 이용하였으며, 독립변수는 사업 업종과 안전보건 활동 및 수준으로 선정하였다. 주요 통계 방법은 포아송 회귀분석을 실시하였다. 포아송 회귀분석에서 유의한  $\beta$  값을 이용하여 각 독립변수에 대한 상관성을 분석하였다.

**연구결과 :** 각 업종별로 유의한 안전보건교육이 다르게 나타났다. 제조업에서는 고령 근로자들을 위한 별도의 안전보건 프로그램 항목, 7대산업에서는 채용 시 집체교육 항목, 건설업 분야에서는 관리감독자 교육, 작업 변경 시 교육, 고령 근로자를 위한 프로그램 항목이 유의한 p-value를 가졌다. 또한, 모든 항목에서 안전보건교육 시간이 증가함에 따라 고령 근로자 사고자 수가 감소하지 않았으며 증가하는 경우도 나타났다.

**주요어 :** 산업안전보건 실태조사, 고령 근로자, 산업재해, 산업안전보건교육

## I. 서론

산업재해란 산업현장에서 생산 활동 또는 이와 관련된 작업을 수행하던 중 근로자가 사고로 인하여 인명의 상해나, 물적 손해를 입어 생산 활동을 진행할 수 없는 상태이며 기업에 있어서도 목적 수행을 저해하는 하나의 사건을 보통 산업재해라고 하고 있다. 이러한 산업재해는 근로자 개개인의 건강뿐만 아니라 기업에도 심각한 영향을 미치게 된다. 산업재해로 인해 발생하는 근로자의 치료와 보상에 따른 손실 그리고 근로자의 부재에 따른 노동력 손실이 기업의 총생산에 영향을 미치게 되는데 이러한 문제들은 기업의 이윤 추구에 있어서 중요한 문제가 된다.

현재 우리나라의 산업재해로 인한 사망률은 다른 선진국들에 비하여 상당히 높다는 것을 알 수 있다. 2017년 기준 근로자 10만명당 산업재해 사망자수를 비교했을 때, 우리나라는 10.5명으로 유럽연합(EU) 내에서 사망률이 높은 편인 포르투갈의 2.94명 보다 약 3.5배나 되는 것을 알 수 있으며 이는 경제협력개발기구(OECD) 회원국 가운데 1위이며 유럽연합(EU) 평균의 약 5배나 되는 수치이다.

산업재해 발생 원인은 직접원인과 간접원인과 같이 여러 가지 원인이 있다. 우리나라 사망재해의 원인 분석 결과를 보면 간접 원인에서의 교육적 원인이 최근 증가하고 있다는 것을 알 수 있다. 고용노동부 2017년 산업재해 현황분석 자료에 따르면 교육적 원인에 2015년 7.81%, 2016년 7.87%, 2017년 9.56%로 증가하고 있음을 볼 수 있다. 이러한 결과로 보았을 때 안전교육의 중요성과 필요성을 느끼게 해준다.

또한 최근 언론에서 지적하듯이 우리나라의 국민 대부분은 안전불감증을 겪고 있다. 이에 따라 크고 작은 안전사고가 많이 일어나고 있는데 이는 산업현장에서도 마찬가지이다. 이것을 방지하기 위해 2014년 세월호 참사 이후 사업장 산업안전보건교육은 전면 강화 확대 시행되었고, 이듬해 고용노동부

위탁기관 시행으로 인해 산업안전보건교육은 5인 이상 기업체의 근로자라면 교육을 분기별로 4번을 받아야 하는 직장인 필수 의무교육이 되었다. 하지만, 현실적으로 고용노동부 또는 지정 위탁기관에서 전국 산업체 사업장을 직접 맡아서 방문, 또는 관리할 수는 없기에 자체교육 또는 위탁교육으로 진행되는 실정이다. 이에 따라 안전교육이 제대로 진행되고 있는지 제대로 진행되고 있다면 효과적인지에 대해 분석하고자 한다.

특히, 한국은 급격한 출산율의 감소와 평균수명의 연장으로 빠른 속도로 고령화 사회에 접어들고 있다. UN에서 고령화 사회의 정의는 전체 인구에서 65세 이상의 인구가 전체 인구의 7% 이상으로 정의하고 있으며 우리나라의 경우 65세 인구가 2000년에 7.2%정도로 고령화 사회에 진입하였고 2018년에는 14.3%로 급격히 증가하였다. 이러한 상황에서 경제활동 연장을 위한 50세 이상 근로자가 증가하면서 고령 근로자의 수가 늘어나고 있는데, 고령 근로자는 다른 근로자와 비교해서 신체적 기능인 지구력, 민첩성, 순발력, 근력 등이 떨어지고 위험 상황에 대한 대처능력 또한 떨어질 것으로 생각한다. 따라서 고령 근로자를 중점으로 산업 안전보건 교육이 정말로 효과가 있는지, 효과가 없다면 어떤 식으로 개선이 필요할지에 대해 알아보기 위해 ‘안전교육이 효과적인가 : 안전보건교육에 따른 고령 근로자의 사고자 및 질병자 수 분석’을 주제로 연구를 시작하게 되었다.

## II. 연구대상 및 방법

### 1. 연구대상

본 연구의 분석 자료는 안전보건공단에서 실시한 2018년 9차 산업안전보건 실태조사 원시자료이다. 이 조사의 목표 모집단은 “조사 시점 전국 17개 시도 5,000개 사업장”이다. 이때, 근로자가 5인 미만인 사업장의 경우 사업장의 생성과 소멸주기가 매

우 빨라 사업장에서의 안전보건 활동에 대한 조사가 쉽지 않고, 안전보건관리 담당자가 없기 때문에 설문 문항에 대해 비해당인 사유가 많다. 이로 인해 조사 자료에 대한 신뢰성이 저하될 염려가 있다. 또한, 사업장의 자율적 관리가 이루어지는 중대형 규모의 사업장을 중심으로 안전보건관리 현황을 파악함으로써 실제 자율적 관리가 얼마나 잘 이루어지고 있는지를 파악하는 것이 조사결과와 활용도를 높이고자 하였기에 제조업과 7대 기타산업은 50인 이상의 사업장을, 건설업은 120억 이상의 건설현장을 조사 대상으로 한정하였다. 표본의 규모는 제조업 2,000개, 7대 기타산업 2,000개, 건설업 1,000개의 표본배분 방법은 네이만배분과 우선할당 후 비례배분의 평균으로 혼합배분법을 적용하였다. 조사방법으로는 2015년 조사와 동일하게 태블릿 기기를 이용한 조사방법(TAPI)으로 실시를 수행하였다.

본 연구의 대상은 2018년 9차 산업안전보건 실태 조사 표본 5219개의 사업장 중에 분석하려는 것이 고령 근로자의 사고자 수와 질병자 수의 합계와 관련되어 있으므로 문2-1에서 2017년(연 평균) 고령 근로자(만 55세 이상)의 총 근로자 합계가 0인 사업장은 표본에서 제외하였다. 다음으로 문21-1에서 채용시 교육, 작업내용 변경 시 교육, 특별안전보건 교육 항목에서 해당사항 없음을 선택한 사업장은 표본에서 제외하였다. 마지막으로 문21-2에서 근로자 정기안전 보건교육의 연평균 1인당 교육시간이 999시간이라고 답한 사업장과 법정교육 외(자체·자율교육)의 연평균 1인당 교육시간이 999시간이라고 답한 사업장은 이상치로 간주해 표본에서 제외하였다. 이에 따라 5219개의 표본 중 1938개의 표본을 연구대상으로 선정하였다.

## 2. 변수정의

### 가) 독립변수

#### 1) 사업 업종

사업 업종으로는 SQ2를 사용하여 1. 제조업, 2.

7대 기타산업, 3. 건설업으로 분류하였다.

#### 2) 안전보건 활동 및 수준

안전보건 활동 및 수준으로는 문21-2 교육 항목별 연평균 1인당 교육시간 및 문24-3 2017년 고령 근로자 대상 별도의 안전보건교육 실시여부를 사용하였다.

a) 교육 항목으로는 (1) 근로자 정기안전 보건교육, (2) 관리감독자(업무작업 관리자) 교육(안전보건 관리자 제외), (3) 채용시 교육, (4) 작업내용 변경 시 교육, (5) 특별안전보건 교육, (6) 법정교육 외 자체·자율 교육으로 분류하였다. (1) 근로자 정기안전 보건교육은 사무직과 사무직 외의 연평균 1인당 교육시간을 평균한 값을 사용하였다. (2) 관리감독자(업무작업 관리자) 교육(안전보건 관리자 제외)과 (6) 법정교육 외(자체·자율교육)은 “실시함”에 응답한 경우 연평균 1인당 교육시간을 사용하였고 “실시하지 않음”에 응답한 경우 0시간으로 하여 사용하였다. (3) 채용 시 교육은 집체교육과 현장교육을 모두 사용하였으며 (4) 작업내용 변경 시 교육, (5) 특별안전보건 교육에서 “실시함”에 응답한 경우 연평균 1인당 교육시간을 “실시하지 않음”에 응답한 경우 0시간으로 하여 사용하였다.

b) 2017년 고령 근로자 대상 별도의 안전보건교육 실시 여부 문항에서 “그렇다”라고 응답한 경우 1, “그렇지 않다”라고 응답한 경우 0으로 사용하였다.

#### 나) 종속변수

(1) 문11-3 “지난 2017년 1년 동안 귀 사업장에서 업무로 인한 사고나 질병을 당한 근로자와 그로 인해 사망한 근로자는 모두 몇 명입니까?” 문항에서 고령 근로자의 사고자 수 및 질병자 수의 합계를 사용하였다.

### 3. 연구방법

본 연구는 R 프로그램을 사용하여 자료를 분석하였다.

먼저, 연구대상의 기초적인 정보를 알아보기 위해 빈도 분석을 실시하였다.

다음으로 종속변수인 고령 근로자의 사고자 수 및 질병자 수의 합계가 가산자료이므로 포아송 회귀분석을 사용한다. 이 분석방법을 이용하여 안전보건교육 시간이 안전사고 발생에 미치는 영향을 알아보기 위해 종속변수인 고령 근로자의 사고자 수 및 질병자 수의 합계와 독립변수인 안전보건 교육 시간과 2017년 고령 근로자 대상 별도의 안전보건 교육 실시 여부 간의 상관성에 대해 분석한다. 본 연구에서 사용한 모형은 다음과 같다.

$$\ln\left(\frac{\text{고령 근로자의 사고자 및 질병자 수}}{\text{고령 근로자 수}}\right) = \beta_0 + \sum_{i=1}^7 \beta_i(\text{educationtime})_i + \beta_8 x_8 (x_8 = 0 \text{ or } 1)$$

## III. 연구결과

### 1. 빈도 분석

연구대상에 대해 빈도 분석을 실시해본 결과, 먼저 2017년 고령 근로자(55세 이상)의 비율을 조사해보았더니 총 532593명 중 고령 근로자가 124039명으로 23%를 차지하며, 이를 통해 총근로자 수 중 고령 근로자가 적지 않은 비율을 차지한다는 것을 알 수 있었다. 또한, 사업장의 업종에 따라 고령 근로자의 비율을 조사해보니 제조업은 10.7%, 7대 산업은 23.2%, 건설업은 36.5%로 건설업에서 고령 근로자가 상당한 비율을 차지한다는 것을 알 수 있었다. 다음으로 산업재해 발생 여부에 대해 알아보았다. 분석 결과 총 1938개의 사업장 중 산업재해가 발생한 사업장의 수가 348개인 것을 확인할 수 있었다. 표 1은 산업재해가 발생한 사업장에서 업무

로 인한 사고나 질병을 당한 근로자와 그로 인해 사망한 근로자의 수의 합계이며, 전체 발생자 수 중 고령 근로자가 상당한 비중을 차지한다는 것을 알 수 있다. 추가로 각 업종에서 사고자 중 고령 근로자 비율은 제조업은 9.95%, 7대 산업은 26.82%, 건설업은 33.9%로 건설업에서 사고자 중 고령 근로자의 비율이 제일 높게 나온 것을 확인해볼 수 있다. 안전보건관리규정과 같은 사업장 안전보건관리에 대해 문서로 작성된 정책, 관리 시스템 또는 대처방안이 마련되어 있는지에 대한 여부를 조사해보니 그렇다가 88%, 그렇지 않다가 12%로 대처방안이 제대로 마련되지 않은 사업장도 어느 정도 존재한다는 것을 확인할 수 있었다. 마지막으로 2017년 고령 근로자들을 위한 별도의 안전보건 프로그램 실시 여부에 대해 분석해보았다. 분석 결과 ‘그렇다’가 44.7%, ‘그렇지 않다’가 55.3%로 고령 근로자가 있음에도 불구하고 절반 이상의 사업장에서 고령 근로자를 위한 별도의 안전교육을 실시하지 않는다는 것을 알 수 있었다.

### 2. 포아송 회귀분석을 통한 고령 근로자의 사고자 수와 안전보건 교육시간과의 상관성 분석

먼저, 업종 구분 없이 표본 전체에 대하여 포아송 회귀분석을 실시하였다. 분석 결과 표2에서 ‘채용시 교육 - 집체교육’과 ‘작업내용 변경 시 교육’을 제외하고 나머지 변수의 p-value가 0.05보다 커서 유의하지 않으므로 나머지 변수들을 제외하고 다시 포아송 회귀분석을 실시하였다.

분석 결과 표 3을 보면, 두 변수 모두 유의함을 확인할 수 있었고, 두 변수의 Estimate가 각각 0.016744, 0.003531로 양수이므로 평균 교육시간이 늘어날수록 사고자 및 질병자 수가 늘어난다는 것을 확인할 수 있었다. 여기서 최종 모형은 아래와 같다.

$$\ln\left(\frac{\text{고령 근로자의 사고자 및 질병자 수}}{\text{고령 근로자 수}}\right) = \beta_0 + \beta_3(\text{education time})_3 + \beta_5(\text{education time})_5$$

표 1. 산업재해가 발생한 사업장에서 업무로 인한 사고나 질병을 당한 근로자와 그로 인해 사망한 근로자의 수 (총합계)

유형	사고자 수	사고 사망자 수	질병자 수	질병 사망자 수
전체 발생자 수	691	20	47	1
여성 근로자 수	137	1	13	0
외국인 근로자 수	41	2	2	1
고령 근로자(만 55세 이상) 수	133	6	13	0

표 2. 업종 구분 없이 모든 사업장에 대한 포아송 회귀분석1

변수	estimate	p-value	
Intercept	-6.800369	<2e-16	***
근로자 정기안전 보건교육 (평균 교육 시간)	0.003610	0.1257	
관리감독자(업무작업 관리자) 교육 (안전보건관리자 제외) (평균 교육 시간)	-0.015588	0.1421	
채용시 교육 - 집체교육 (평균 교육 시간)	0.015982	3.24e-08	***
채용시 교육 - 현장교육 (평균 교육 시간)	0.001333	0.4706	
작업내용 변경 시 교육 (평균 교육 시간)	0.003133	0.0794	.
특별안전보건 교육 (평균 교육 시간)	0.002251	0.5795	
법정교육 외(자체·자율교육)	-0.002206	0.5746	
2017년 고령 근로자들을 위한 별도의 안전보건 프로그램 실시 여부(1-그렇다, 0-그렇지 않다.)	0.219107	0.1989	
p : 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' '			

표 3. 업종 구분 없이 모든 사업장에 대한 포아송 회귀분석2

변수	estimate	p-value	
Intercept	-6.866832	<2e-16	***
채용시 교육 - 집체교육 (평균 교육 시간)	0.016744	2.96e-09	***
작업내용 변경 시 교육 (평균 교육 시간)	0.003531	0.00681	**
p : 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' '			

## 3. 제조업

업종 구분 없이 표본 전체에 대하여 분석을 해본 결과 좀 더 세부적인 분석이 필요할 것으로 보여 업종에 따라 나누어서 다시 분석을 해보았다. 먼저 제조업 사업장에 대해 포아송 회귀분석을 실시하였다.

분석 결과 표 4를 보면, ‘관리감독자(업무작업 관리자) 교육(안전보건관리자 제외)’, ‘2017년 고령 근로자들을 위한 별도의 안전보건 프로그램 실시 여부’를 나타내는 변수를 제외한 나머지 변수의 p-value가 0.05보다 커서 유의하지 않으므로 이를 제외하고 다시 분석을 실시하였다.

다시 분석해본 결과 표 5에서 ‘관리감독자(업무작업 관리자) 교육(안전보건관리자 제외)’의 p-value가 0.05보다 커서 유의하지 않으므로 이 변수를 제외하고 한 번 더 분석을 실시하였다.

분석 결과 표 6에서 ‘2017년 고령 근로자들을 위한 별도의 안전보건 프로그램 실시 여부’의 estimate가 -1.0804이므로 ‘그렇다’에 답했을 때, 사고자 및 질병자 수가 줄어든다는 것을 확인할 수 있다. 여기서 최종 모형은 아래와 같다.

$$\ln\left(\frac{\text{제조업에서 고령 근로자의 사고자 및 질병자 수}}{\text{제조업에서 고령 근로자 수}}\right) = \beta_0 + \beta_8 x_8 \quad (x_8 = 0 \text{ or } 1)$$

표 4. 제조업 사업장에 대한 포아송 회귀분석1

변수	estimate	p-value	
Intercept	-5.8109037	<2e-16	***
근로자 정기안전 보건교육 (평균 교육 시간)	0.0005359	0.9638	
관리감독자(업무작업 관리자) 교육 (안전보건관리자 제외) (평균 교육 시간)	0.0175232	0.0693	.
채용시 교육 - 집체 교육 (평균 교육 시간)	-0.0187897	0.5885	
채용시 교육 - 현장교육 (평균 교육 시간)	0.0003322	0.9516	
작업내용 변경 시 교육 (평균 교육 시간)	-0.0189347	0.6468	
특별안전보건 교육 (평균 교육 시간)	-0.0218834	0.3195	
법정교육 외(자체·자율교육)	-0.0182901	0.3505	
2017년 고령 근로자들을 위한 별도의 안전보건 프로그램 실시 여부(1-그렇다, 0-그렇지 않다.)	-0.9568353	0.0179	*
p : 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' '			

표 5. 제조업 사업장에 대한 포아송 회귀분석2

변수	estimate	p-value	
Intercept	-6.268126	<2e-16	***
관리감독자(업무작업 관리자) 교육 (안전보건관리자 제외) (평균 교육 시간)	0.013750	0.12837	
2017년 고령 근로자들을 위한 별도의 안전보건 프로그램 실시 여부(1-그렇다, 0-그렇지 않다.)	-1.071830	0.00711	**
p : 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' '			

표 6. 제조업 사업장에 대한 포아송 회귀분석3

변수	estimate	p-value	
Intercept	-6.0292	<2e-16	***
2017년 고령 근로자들을 위한 별도의 안전보건 프로그램 실시 여부(1-그렇다, 0-그렇지 않다.)	-1.0804	0.00662	**
p : 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' '			

표 7. 7대 산업 사업장에 대한 포아송 회귀분석1

변수	estimate	p-value	
Intercept	-6.6726023	<2e-16	***
근로자 정기안전 보건교육 (평균 교육 시간)	0.0100995	0.27133	
관리감독자(업무작업 관리자) 교육 (안전보건관리자 제외) (평균 교육 시간)	0.0004584	0.96003	
채용시 교육 - 집체교육 (평균 교육 시간)	0.0292596	0.00142	**
채용시 교육 - 현장교육 (평균 교육 시간)	-0.0171893	0.35412	
작업내용 변경 시 교육 (평균 교육 시간)	-0.0035920	0.87185	
특별안전보건 교육 (평균 교육 시간)	-0.0176095	0.30435	
법정교육 외(자체·자율교육)	0.0026906	0.87095	
2017년 고령근로자들을 위한 별도의 안전보건 프로그램 실시 여부(1-그렇다, 0-그렇지 않다.)	0.3427314	0.27431	
p : 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' '			

#### 4. 7대 산업

제조업 다음으로 7대 산업 사업장에 대하여 포아송 회귀분석을 실시하였다.

분석 결과 표 7을 보면, ‘채용시 교육-집체교육’을 제외한 나머지 변수들의 p-value가 0.05보다 크므로 유의하지 않다는 것을 확인할 수 있다. 따라서 이 변수들을 제외하고 ‘채용 시 교육-집체교육’ 항목에 대해서만 포아송 회귀분석을 실시해보았다.

분석 결과 표 8에서 ‘채용 시 교육-집체교육’의 estimate가 0.004476으로 ‘채용 시 교육-집체교육’의 평균 교육시간이 증가하면 사고자 및 질병자 수가 늘어난다는 것을 확인할 수 있다. 여기서 최종 모형은 아래와 같다.

$$\ln\left(\frac{7\text{대 산업에서 고령 근로자의 사고자 및 질병자 수}}{7\text{대 산업에서 고령 근로자 수}}\right) = \beta_0 + \beta_3(\text{educationtime})_3$$

#### 5. 건설업

마지막으로 건설업 사업장에 대하여 포아송 회귀 분석을 실시하였다. 분석 결과 표 9에서 ‘관리감독자(업무작업 관리자) 교육(안전보건관리자 제외)’, ‘작업내용 변경 시 교육’, ‘2017년 고령 근로자들을 위한 별도의 안전보건 프로그램 실시 여부’ 변수를 제외한 나머지 변수들의 p-value가 0.05보다 크므로 유의하지 않다. 따라서 이 변수들을 제외하고 다시 분석을 실시하였다.

다시 분석해본 결과 표 10을 보면 ‘관리감독자(업무작업 관리자) 교육(안전보건관리자 제외)’의 estimate가 -0.081487로 이 변수의 평균 교육시간이 늘어나면 사고자 및 질병자 수가 줄어든다는 것을 알 수 있다. 이와 달리 ‘작업내용 변경 시 교육’의 estimate는 0.046232로 평균 교육 시간이 늘어나면 사고자 및 질병자 수가 늘어난다는 것을 확인

▶ 가작

할 수 있고, 마찬가지로 '2017년 고령 근로자들을 위한 별도의 안전보건 프로그램 실시 여부'의 estimate는 1.196577로 '그렇다'에 답했을 경우 사고자 및 질병자 수가 늘어난다는 것을 확인할 수 있다. 여기서 최종모형은 아래와 같다.

$$\ln\left(\frac{\text{건설업에서 고령 근로자의 사고자 및 질병자수}}{\text{건설업에서 고령 근로자수}}\right) = \beta_0 + \beta_2(\text{education time})_2 + \beta_5(\text{education time})_5 + \beta_8 x_8 (x_8 = 0 \text{ or } 1)$$

표 8. 7대 산업 사업장에 대한 포아송 회귀분석2

변수	estimate	p-value	
Intercept	-6.452801	<2e-16	***
채용시 교육 - 집체교육 (평균 교육 시간)	0.004476	0.0189	*
p : 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' '			

표 9. 건설업 사업장에 대한 포아송 회귀분석1

변수	estimate	p-value	
Intercept	-6.927699	<2e-16	***
근로자 정기안전 보건교육 (평균 교육 시간)	-0.011803	0.453811	
관리감독자(업무작업 관리자) 교육 (안전보건관리자 제외) (평균 교육 시간)	-0.080314	0.000344	***
채용시 교육 - 집체교육 (평균 교육 시간)	0.002120	0.828739	
채용시 교육 - 현장교육 (평균 교육 시간)	0.012580	0.229627	
작업내용 변경 시 교육 (평균 교육 시간)	0.035639	2.46e-05	***
특별안전보건 교육 (평균 교육 시간)	0.005655	0.584742	
법정교육 외(자체·자율교육)	0.010504	0.360294	
2017년 고령 근로자들을 위한 별도의 안전보건 프로그램 실시 여부(1-그렇다, 0-그렇지 않다.)	1.288405	4.80e-05	***
p : 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' '			

표 10. 건설업 사업장에 대한 포아송 회귀분석2

변수	estimate	p-value	
Intercept	-6.935779	<2e-16	***
관리감독자(업무작업 관리자) 교육 (안전보건관리자 제외) (평균 교육 시간)	-0.081487	2.29e-05	***
작업내용 변경 시 교육 (평균 교육 시간)	0.046232	<2e-16	***
2017년 고령 근로자들을 위한 별도의 안전보건 프로그램 실시 여부(1-그렇다, 0-그렇지 않다.)	1.196577	0.000124	***
p : 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' '			



#### IV. 결론 및 논의

본 연구는 전국 사업장을 대상으로 조사한 9차 산업안전보건 실태조사 자료를 이용하여 안전보건 교육과 고령 근로자 사고자 및 질병자 수 감소에 영향이 있는지를 알아보기 위해 수행하였다. 각 사업장을 제조업, 7대산업, 건설업의 업종으로 나누었고, 안전보건교육은 근로자 정기안전 보건교육, 관리감독자 교육, 채용 시 집체교육, 채용 시 현장교육, 작업내용 변경 시 교육, 특별안전보건 교육, 법정교육 외(자체·자율 교육), 고령 근로자들을 위한 별도의 안전보건 프로그램 실시여부로 항목을 나누어 포아송 회귀분석을 이용하여 분석하였다.

제조업 분야에서 유의한 p-value를 가지지 못한 항목들을 제거한 결과 고령 근로자들을 위한 별도의 안전보건 프로그램 항목만이 제거되지 않았다. 고령 근로자들을 위한 별도의 안전보건 프로그램의 계수가 -1.0804로 고령 근로자들을 위한 별도의 안전보건 프로그램을 실시하였을 때 고령 근로자의 사고자 및 질병자 수가 0.3394배가 되는 것을 확인할 수 있었다.

7대산업 분야에서 유의한 p-value를 가지지 못한 항목들을 제거한 결과 채용 시 집체교육 항목만이 제거되지 않았다. 채용 시 집체교육 항목의 계수가 0.004476으로 채용 시 집체교육 시간이 증가함에 따라 고령 근로자의 사고자 및 질병자 수가 1.004배가 되는 것을 확인할 수 있었다.

건설업 분야에서 유의한 p-value를 가지지 못한 항목들을 제거한 결과 관리감독자 교육, 작업 변경 시 교육, 고령 근로자들을 위한 별도의 안전보건 프로그램 실시 여부 항목이 제거되지 않았다. 관리감독자 교육 항목의 계수는 -0.081487, 작업 변경 시 교육 항목의 계수는 0.046532, 고령 근로자들을 위한 별도의 안전보건 프로그램 실시 여부 항목의 계수는 1.196577으로 관리감독자 교육시간이 증가하면 사고자 및 질병자 수가 0.9217배가 되고, 고령 근로자들을 위한 별도의 안전보건 프로그램을 실시

하였을 경우 3.3087배가 되며, 작업 변경 시 교육 시간이 증가하면 사고자 및 질병자 수가 1.0476배가 되는 것을 확인할 수 있었다.

본 연구는 몇 가지 한계점이 있다. 첫째, 독립변수인 안전보건교육 시간의 경우 응답자가 사업장의 연평균 1인당 교육시간을 정확히 알지 못하여 잘못된 응답을 하는 경우는 확인할 수 없다는 것이다. 둘째, 안전보건교육과 고령 근로자 사고자 및 질병자 수간의 선후 관계를 알 수 없다. 안전보건교육 항목 중 안전보건교육 시간이 증가함에도 사고자 및 질병자 수가 증가하는 것을 확인하였지만, 사고 발생 후 안전보건교육 시간을 늘리는 경우 안전보건교육 시간이 증가하지만 사고자 및 질병자 수도 증가한 경우일 수도 있는 한계점이 있다.

이러한 한계점에도 본 연구를 통해 몇 가지 결과를 확인할 수 있다. 첫째, 각 업종별로 유의미한 안전보건교육 방법이 다르다는 것이다. 둘째, 안전보건교육이 고령 근로자 사고자 및 질병자 수를 줄이지 못하는 비효율적인 안전보건교육이 진행되고 있다는 것이다.

본 연구를 통해 안전보건교육과 고령 근로자 사고자 및 질병자 수 감소에 영향이 크지 않음을 확인할 수 있었다. 따라서 보다 효과적인 안전보건교육을 위해서 새로운 산업안전보건교육 방법이 개발되어야 한다. 산업안전보건교육은 안전의식을 강화하기 위해 실시되는 것으로 근로자들의 적극적 참여 동기가 중요하다. 하지만 근로자의 특성(연령, 학력, 직무, 근무연수 등등)을 고려하지 않고 획일적으로 교육이 이뤄지는 경우가 많다. 이런 이유로 근로자들의 적극적 참여 동기를 유발하지 못하는 경우가 많게 되는데 획일화된 교육 중심이 아닌 근로자가 상호 참여할 수 있는 쌍방향적인 교육방식이 이뤄져야 된다고 생각한다.

이러한 방법 외에도 산업재해로 인한 사고자 및 질병자 수를 줄이기 위해 개선된 산업안전보건교육이 필요하다.

## 참고문헌

- 이승호, 산업재해예방을 위한 안전교육실태 분석과  
산업안전보건교육의 개선방안(2011)
- 김준영, 산업재해예방을 위한 효율적인 안전교육 방  
안에 관한 연구(중소규모 제조업 중심으  
로)(2017)
- 최철준, 근로자 정기안전보건교육의 실효성 제고 방  
안(2020)
- 최재덕, 건설업 종사 고령근로자 안전관리 개선에  
관한 연구(2017)
- 안전보건공단 2014년 발생 산업재해원인조사 업무  
상사고(업무상질병)
- 고용노동부 2017년 산업재해 현황분석



가작

**Risk factors and Estimations of Job  
Satisfaction and Security among  
Occupationally Injured Workers**

Uijin Kim  
Gachon University Gil Medical Center





# Risk factors and Estimations of Job Satisfaction and Security among Occupationally Injured Workers

Uijin Kim, M.D.<sup>a)b)</sup>

Gachon University Gil Medical Center

## Abstract

**Background :** Job satisfaction and security may affect job stress, mental health, and early retirement. The aim of this study was to investigate the association of occupational injuries and job satisfaction and security.

**Method :** A total of 26,490 subjects were included in this study from the fifth Korean Working Conditions Survey which has conducted 50,205 households selected by stratified sampling in 2017. Job-stratified multiple logistic regression analyses were performed to investigate the association between occupational injuries and job satisfaction and security after adjusting for sex, age and working time.

**Result :** In the office workers, occupational injuries were significantly associated with job satisfaction (e.g., the odds ratio [OR] for not getting on with work colleagues was 6.353, [95% confidence interval (CI) 3.851–10.479]) and job security (e.g., perception of the possibility of losing the job [OR 4.141, 95% CI 2.852–6.013]). The results of manual workers tended to be similar to office workers. In service/sales workers, occupational injuries were significantly associated with job security, but there was no significant association of occupational injuries and job satisfaction.

**Conclusion :** Occupational injuries were associated with lower job satisfaction and perception of the possibility of losing the job. There were some differences depending on occupational classifications. Detailed strategies are needed to reduce adverse effects of occupational injuries.

**Key words :** Occupational injury, Job satisfaction, Job security, KWCS

---

a) Department of Medicine, Graduate School of Gachon University, Incheon, Korea

b) Department of Occupational and Environmental Medicine, Gachon University Gil Medical Center, Incheon, Korea

## I . Introduction

Occupational injuries constitute a major portion of injuries in workers. The World Health Organization estimated that 45,696,000 work-related injuries and 142,000 fatalities occur worldwide every year (1) and another study reported that 318,000 deaths globally occur due to occupational injuries (2). In a study on injuries in workers and health related outcomes, significant long-term impacts were observed: self-rated health worse than that before injury, continuing effects of injuries to the present day, and incomplete feeling of recovery from injury (3). In the United States, occupational injuries were estimated to cost ~\$140 billion per year in the 1990s (4, 5). According to the US National Security Council, ~3.9 million occupational injuries occurred in 2001, with a total cost of ~132 billion dollars (6). Occupational injuries result in payment to workers' for compensation benefits, economic costs for employers, delivery of medical care services, and work disability (7).

Rehabilitation interventions help injured workers recover and prevent unemployment (8). Several studies on worker's return to work have suggested that early vocational rehabilitation interventions improve work-related outcomes (9,10). Although, many studies have focused on the rehabilitation of injured workers before returning to work, few have focused on job stress and social rehabilitation after returning to work. Job stress results from a perception of inappropriate reward associated with a high risk of poor mental health (11). Additionally, a

study has suggested that job satisfaction is a determinant of early retirement (12). If workers with occupational injuries do not feel satisfied or secure in their job, mental health and the risk of early retirement, which are already damaged, may get worse. Therefore, it is important to examine the conditions at work to assess job satisfaction and security in injured workers after returning to the job after an injury.

This study aimed to examine the association of occupational injuries and job satisfaction and security using data from the 5th Korean Working Condition Survey (KWCS) conducted in 2017 by the Korea Occupational Safety and Health Agency.

## II . Material and methods

### 1. Data source

The KWCS is a national survey that collects information on social and occupational health indicators that exist in the work environment, and it is conducted by referring to the European Working Conditions Survey for safety and health policy establishment. The aim of the KWCS is to provide an overview of the state of quality of work and employment in Korea. The topics included employment type, category of occupation and business, exposure to risk factors, and employment security. The survey was questionnaire-based and included Koreans  $\geq 15$  years of age who were either employees or self-employed at the time of the interview. This was a multi-stage, random sampling based on the Population and Housing

Census. All respondents agreed to participate in further scientific study, and were assigned random participant numbers to ensure anonymity.

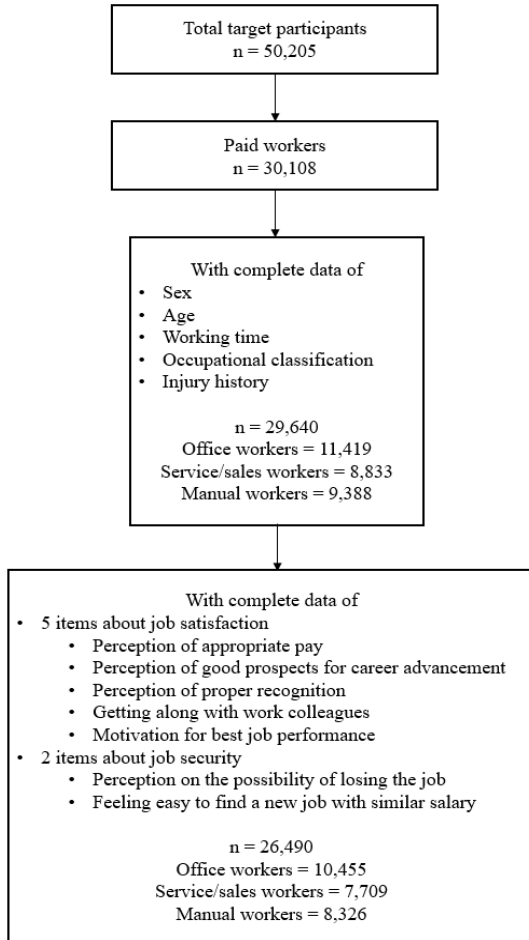


Figure 1. Schematic diagram depicting study population

## 2. Subjects

In the 5th KWCS, a total of 50,205 participants responded to the 5th KWCS, and there were 30,108 participants who were paid workers. Among them, 29,640 workers had information on the variables such as gender, age, working time, occupation, and history of occupational injuries, 11,419 office workers,

8,833 service/sales workers, and 9,388 manual workers. Subsequently, 26,490 participants were remained after excluding participants who did not respond, responded "do not know" or refused to respond to the question about job satisfaction and security. The demographics of the study population and the presence of occupational injuries in the workers are shown in Table 1.

## 3. Variables

Occupational injury, job satisfaction, and security were examined using a self-reported questionnaire. Occupational injury was assessed via response to the question: "Over the past 12 months how many days in total were you absent from work due to sick leave or health-related leave?" and "How many of these days of absence resulted from the following?—Accident(s) at work". We considered participants as workers with occupational injuries when there were more than one day absenteeism due to work-related accidents.

Subjects were asked the following regarding their perception about job satisfaction: Perception of inappropriate pay—"Considering all my efforts and achievements in my job, I feel I get paid appropriately;" perception of negative prospects for career advancement—"My job offers good prospects for career advancement;" "perception of improper recognition—"I receive the recognition I deserve for my work;" not getting along with colleagues—"I generally get on with my colleagues;" not motivated for job performance—"The organization I work for motivates me to give my best performance;"

Table 1. Baseline characteristics of study participants (n = 26,490) according to occupational injury

		Total participants		Occupational injury, (n, % of row*)				
		(n, % of column*)		No		Yes		P-value
Sex								
	Male	12,961	57.67	12,690	97.78	271	2.22	<0.0001
	Female	13,529	42.33	13,318	98.57	211	1.43	
Age (years)								
	< 40	9,787	43.78	9,626	98.40	161	1.60	0.0851
	40–49	6,945	25.81	6,808	97.79	137	2.21	
	50–59	6,012	19.81	5,895	97.97	117	2.03	
	≥ 60	3,746	10.59	3,679	98.02	67	1.98	
Working time (hours/week)								
	≤ 40	15,666	59.81	15,446	98.64	220	1.36	<0.0001
	> 40	10,824	40.19	10,562	97.33	262	2.67	
Occupational classification								
	Office workers	10,455	47.25	10,263	98.02	192	1.98	0.1019
	Service/sales workers	7,709	23.26	7,582	98.50	127	1.50	
	Manual workers	8,326	29.49	8,163	97.97	163	2.03	

\* Weighted percentages from survey frequency.

\*\* Based on chi-squared test.

Subjects were also asked the following questions regarding their perception about job security: perception on the possibility of losing the job - "I might lose my job in the next 6 months;" and feeling hard of finding a new job with similar salary - "If I were to lose or quit my current job, it would be easy for me to find a job of similar salary." These questions were identical to the ones used in the European Working Conditions Survey. The participants could subjectively answer each question according to a 5-point scale (strongly agree, tend to agree, neither agree nor disagree, tend to disagree, and strongly disagree). The responses were divided into two categories: 1 ("tend to disagree" or "strongly

disagree") and 0 ("strongly agree" or "tend to agree" or "neither agree nor disagree") except the item "Perception on the possibility of losing the job": 1 ("strongly agree" or "tend to agree") and 0 ("neither agree nor disagree" or "tend to disagree" or "strongly disagree") since only the meaning of the item was negative. The participants were classified into two groups—cases and controls—according to whether they had sustained injuries in the past 12 months.

Potential confounding variables included sex, age, working hours and occupational classification. Occupational characteristics included working hours: ≤40 or >40 hours per week; and occupational classification: office workers,



service/sales workers, or manual workers. Office workers include managers, experts, technicians and paraprofessionals, and office employee. Service/sales workers literally include service and sales workers. Manual workers include agriculture, forestry and fisheries skilled workers, engineers, equipment machine operation and assembly workers, simple labor workers, and soldiers.

#### 4. Statistical analysis

All statistical analyses were performed using SAS (version 9.4, SAS institute, NC, USA). Job-stratified multiple logistic regression analyses (PROC SURVEYLOGISTIC) were performed to calculate odds ratios (ORs) and 95% confidence intervals (CI) adjusting for potential confounding factors. We included general characteristics such as sex, age and working time as variables in the multiple logistic regression model to adjust for potential confounders.

When the job-stratified multiple logistic regression analysis between occupational injuries and each item about job satisfaction and security was performed, participants who did not respond, responded "do not know" or refused to respond to the item about job satisfaction and security were excluded, respectively.

Job dissatisfaction score and job insecurity score, which were respectively the number of negatively answered in the job satisfaction items and job security items were set, and multivariable analyses were performed using job-stratified negative binomial regression

model (PROC GENMOD).

Confounding factors were considered in the multivariable analyses in 4 different ways: crude analysis (model A) sex (model B), sex and age (model C), and sex, age, and working time (model D).

### III. Results

There were 10,455 (47.3%) office workers, 7,709 (23.3%) service/sales workers and 8,326 (29.5%) manual workers. Out of the office workers, 192 (2.0%) had a history of occupational injuries. In service/sales workers, 127 (1.5%) had a history of occupational injuries. In manual workers, 163 (2.0%) had a history of occupational injuries.

Results of the job-stratified multiple logistic regression analyses are shown in Table 2. In the office workers, occupational injuries were significantly associated with perception of inappropriate reward (OR 2.433, 95% CI 1.529–3.871), perception of negative prospects for career advancement (OR 1.607, 95% CI 1.001–2.578), perception of improper recognition (OR 4.754, 95% CI 3.010–7.507), not getting on with work colleagues (OR 6.353, 95% CI 3.851–10.479), not motivated for best job performance (OR 2.243, 95% CI 1.340–3.755), perception of the possibility of losing the job (OR 4.141, 95% CI 2.852–6.013), and feeling hard to find a new job of similar salary (OR 0.426, 95% CI 0.285–0.635). In the service/sales workers, occupational injuries were significantly associated with perception of the possibility of losing the job (OR 1.874, 95% CI 1.121–3.131), and feeling hard to find a new

job of similar salary (OR 0.285, 95% CI 0.145–0.561). In the manual workers, occupational injuries were significantly associated with perception of inappropriate reward (OR 1.896, 95% CI 1.241–2.896), perception of improper recognition (OR 2.228, 95% CI 1.464–3.391), not getting on with work colleagues (OR 2.580, 95% CI 1.526–4.363), and perception of the possibility of losing the job (OR 2.139, 95% CI 1.297–3.529).

Multivariable analyses of occupational injuries and job satisfaction and security by job-stratified negative binomial regression model are shown in Table 3. In the office workers, the job dissatisfaction score in the workers with occupational injuries were significantly higher than in the workers without occupational injury when not adjusted for confounding variables (model A; OR 2.79, 95% CI 2.10–3.71). The significance remained after adjustment for sex (model B; OR 2.87, 95% CI 2.16–3.82), additional adjustment for age (model C; OR 2.87, 95% CI 2.16–3.82), and additional adjustment for working time (model D; OR 2.66, 95% CI 2.00–3.54). In the

service/sales workers, the job dissatisfaction score in the workers with occupational injuries was significantly higher than in the workers without occupational injury when not adjusted for confounding variables (model A; OR 1.35, 95% CI 1.01–1.80). The significance remained after adjustment for sex (model B; OR 1.35, 95% CI 1.01–1.80), additional adjustment for age (model C; OR 1.34, 95% CI 1.00–1.79), and additional adjustment for working time (model D; OR 1.34, 95% CI 1.00–1.79). In the manual workers, the job dissatisfaction score in the workers with occupational injuries were significantly higher than in the workers without occupational injury when not adjusted for confounding variables (model A; OR 1.55, 95% CI 1.27–1.90). The significance remained after adjustment for sex (model B; OR 1.59, 95% CI 1.30–1.94), additional adjustment for age (model C; OR 1.55, 95% CI 1.26–1.89), and additional adjustment for working time (model D; OR 1.54, 95% CI 1.26–1.88). Job insecurity scores were not associated with occupational injuries in all types of workers and models.

Table 2. Results of Odds ratio (OR) and 95% confidence intervals (CI) of job satisfaction and security by job-stratified multiple logistic regression model

	Office workers		Service/sales		Manual workers	
	OR	CI	OR	CI	OR	CI
Perception of inappropriate pay	<b>2.433</b>	<b>1.529, 3.871</b>	1.218	0.721, 2.058	<b>1.896</b>	<b>1.241, 2.896</b>
Perception of negative prospects for career advancement	<b>1.607</b>	<b>1.001, 2.578</b>	1.241	0.732, 2.106	1.265	0.834, 1.918
Perception of improper recognition	<b>4.754</b>	<b>3.010, 7.507</b>	1.069	0.626, 1.826	<b>2.228</b>	<b>1.464, 3.391</b>
Not getting on with work colleagues	<b>6.353</b>	<b>3.851, 10.48</b>	1.868	0.849, 4.106	<b>2.580</b>	<b>1.526, 4.363</b>
Not motivated for best job performance	<b>2.243</b>	<b>1.340, 3.755</b>	1.025	0.508, 2.064	1.590	0.962, 2.628
Perception of the possibility of losing the job	<b>4.141</b>	<b>2.852, 6.013</b>	<b>1.874</b>	<b>1.121, 3.131</b>	<b>2.139</b>	<b>1.297, 3.529</b>
Feeling hard to find a new job of similar salary	<b>0.426</b>	<b>0.285, 0.635</b>	<b>0.285</b>	<b>0.145, 0.561</b>	0.766	0.507, 1.158

All models are adjusted for sex, age, and working time.

Table 3. Multivariable analysis of occupational injuries and job satisfaction and security by job-stratified negative binomial regression model

	Model A <sup>a</sup>	Model B <sup>b</sup>	Model C <sup>c</sup>	Model D <sup>d</sup>
Job dissatisfaction score				
Office workers				
Not injured		Reference		
Injured	2.79 (2.10, 3.71)	2.87 (2.16, 3.82)	2.87 (2.16, 3.82)	2.66 (2.00, 3.54)
Service/sales				
Not injured		Reference		
Injured	1.35 (1.01, 1.80)	1.35 (1.01, 1.80)	1.34 (1.00, 1.79)	1.34 (1.00, 1.79)
Manual workers				
Not injured		Reference		
Injured	1.55 (1.27, 1.90)	1.59 (1.30, 1.94)	1.55 (1.26, 1.89)	1.54 (1.26, 1.88)
Job insecurity score				
Office workers				
Not injured		Reference		
Injured	1.11 (0.91, 1.35)	1.10 (0.91, 1.34)	1.10 (0.91, 1.34)	1.12 (0.92, 1.37)
Service/sales				
Not injured		Reference		
Injured	0.89 (0.66, 1.19)	0.89 (0.66, 1.19)	0.87 (0.65, 1.16)	0.87 (0.65, 1.16)
Manual workers				
Not injured		Reference		
Injured	0.92 (0.73, 1.15)	0.95 (0.75, 1.18)	0.94 (0.75, 1.17)	0.97 (0.77, 1.21)

<sup>a</sup> Model A was not adjusted for confounding variables.

<sup>b</sup> Model B was adjusted for sex.

<sup>c</sup> Model C was adjusted for all variables in model A and further adjusted for age.

<sup>d</sup> Model D was adjusted for all variables in model B and further adjusted for working time.

## IV. Discussion

In this study, we used data from the KWCS to investigate the association of occupational injuries with job satisfaction and security of workers. Multiple logistic regression analyses and Multiple negative binomial regression analyses were used to examine the association between occupational injuries and job satisfaction and security after adjusting for confounding factors that could affect job satisfaction and safety. Although Workers with occupational injuries had significantly lower job satisfaction, and job security showed

opposite results.

In this study, the prevalence of occupational injury was 1.98% in office workers, 1.50% in service/sales workers, and 2.03% in manual workers. The Korean Ministry of Employment and Labor (KMOEL) reported that occupational injury rates in the Korean working population had steadily decreased from 2003 to 2017 (13). In 2003, a rate (0.90 %) below 1% was recorded, which implies that the rates were also below 1% from 2003–2017. Since KMOEL only recognizes occupational injury or illness that requires more than 4 days of care as an industrial accident, and the data used in this

study are self-reported data, it is appropriate that the ratio of occupational injury in this study is higher than those reported by KMOEL.

A study on factors influencing the perception of risk of work-related accidental injury investigated for 244 full-time employed men and women (14) reported workers using primarily manual worker equipment felt more at risk than those using office worker equipment or no equipment. The finding that the difference between occupational injury prevalence between office workers (1.98%) and manual workers (2.03%) is minimal suggests that the actual occupational injury risk of office workers may be greater than the perceived risk of occupational injury.

In the multiple logistic regression analyses (Table 2), office workers with occupational injuries had a significant association with all the items about job satisfaction, service/sales workers with occupational injuries had a significant association with no item about job satisfaction, and manual workers with occupational injuries had a significant association with several items about job satisfaction: perception of inappropriate pay, perception of improper recognition, and not getting on with work colleague. Several studies on job satisfaction reported that job dissatisfaction is associated with increased stress, physical detriment (15), and absenteeism (16). This study supports the previous studies, but suggests that the significance and effect differ by occupational classification.

The significantly higher ratio of perception of the possibility of losing the job of the office, service/sales and manual workers with occupational injuries supports that occupationally injured workers have lower job security. According to a study on job hazard and job security (17), hazardous jobs tend to employ low-skilled workers who can be discharged easily resulting in job insecurity. The association of occupational injuries and lower job security supports the previous study. However, it is interesting finding that office and service/sales workers with occupational injuries may feel easier to find a new job of similar salary than those without occupational injury. This seems to be due to relatively high number of low-skilled workers who can be discharged easily are relatively large among the injured workers.

In the job-stratified negative binomial regression analyses (Table 3), we adjusted for the confounding variables one by one. In all the occupational classifications, occupationally injured workers had significant association with the job dissatisfaction score in all the models. In particular, in the case of service/sales workers, occupational injuries were significantly associated with no item on job satisfaction, but the significance was observed in the analyses performed after summation of all items on job satisfaction. As a result, it was shown that although there was a difference in degree, occupational injuries were significantly associated lower job satisfaction regardless of occupation. Office workers had the highest odds, manual workers

followed, and service/sales workers had the lowest. The result implies office workers are more vulnerable to occupational injuries than other occupational classifications in terms of job satisfaction.

A study has suggested that job satisfaction is a determining factor for early retirement (12). The findings of the present that the occupational injuries are associated with lower job satisfaction suggests the occupational injuries would be an important risk factor of early retirement. Workers returned to work after absenteeism due to occupational injuries may have a high risk of early retirement due to low job satisfaction despite being able to work. Therefore, after returning to work due to occupational injuries, it is important to examine the working conditions to assess the job satisfaction of the injured worker.

In the job-stratified negative binomial regression analyses, occupational insecurity scores were not significantly associated to occupational injuries in all models and occupational classifications. This seems to be because the two items on occupational security show opposite association for occupational injuries.

This study has several strengths. First, the findings about the association of occupational injuries with job satisfaction and security were based on a wide array of job types in different industries from a nationally representative working population. It should be noted that the results of this study may be useful to policy makers, specifically in Korea. Second, potential confounding factors in the statistical

analyses were controlled. Therefore, the results of this study provide reliable information about the relationship of occupational injuries with job satisfaction and security.

Yet several limitations exist in this study. First, this study is cross-sectional, so we cannot rule out the possibility of an inverse causal relation. Second, we did not assess the type or severity of injuries. We could determine the influence of overall injuries but could not determine whether mild impairment was associated with work absence or reduced job satisfaction or security. The third limitation was the small sample size of injured workers. The survey on a wide range of industrial groups in KWCS provided a large total population, but the number of occupational injuries was as low as 192 (1.98%) for office workers, 127 (1.50%) for service/sales workers and 163 (2.03%) for manual workers, suggesting that several items did not show a significant association with occupational injuries, as expected.

## V. Conclusion

Our findings from a representative sample of Korean workers suggest that occupational injuries are associated with lower job satisfaction. Office workers with occupational injury have higher probability of lower job satisfaction than other occupational classifications. Occupational injuries are also associated with job security, but all the opposite directions of association were observed. There were some differences

depending on occupational classifications. Detailed strategies are needed to reduce adverse effects of occupational injuries. Our results should be considered with caution due to the limitations of the study.

## References

- J. Leigh, P. Macaskill, E. Kuosma and J. Mandryk, "Global burden of disease and injury due to occupational factors", *Epidemiology*, pp. 626–631, 1999.
- J. Takala, P. H m l inen, K. L. Saarela, L. Y. Yun, K. Manickam, T. W. Jin, P. Heng, C. Tjong, L. G. Kheng and S. Lim, "Global estimates of the burden of injury and illness at work in 2012", *Journal of occupational and environmental hygiene* 11, pp. 326–337, 2014.
- L. Rudolph, K. Dervin, A. Cheadle, N. Maizlish and T. Wickizer, "What do injured workers think about their medical care and outcomes after work injury?", *Journal of occupational and environmental medicine* 44, pp. 425–434, 2002.
- J. P. Leigh, S. B. Markowitz, M. Fahs, C. Shin and P. J. Landrigan, "Occupational injury and illness in the United States: estimates of costs, morbidity, and mortality", *Archives of internal medicine* 157, pp. 1557–1568, 1997.
- T. R. Miller and M. Galbraith, "Estimating the costs of occupational injury in the United States", *Accident Analysis & Prevention* 27, pp. 741–747, 1995.
- L. Rosenstock, M. Cullen, C. Brodtkin and C. Redlich, "Textbook of clinical occupational and environmental medicine", 2004.
- A. E. Dembe, "The social consequences of occupational injuries and illnesses", *American journal of industrial medicine* 40, pp. 403–417, 2001.
- T. L. Blackwell, S. J. Leierer, S. Haupt and A. Kampitsis, "Predictors of vocational rehabilitation return-to-work outcomes in workers' compensation", *Rehabilitation counseling bulletin* 46, pp. 108–114, 2003.
- L. E. Hood and J. D. Downs, "Return-to-work: A literature review. Menninger Foundation", Center for Applied Behavioral Sciences, Division of Rehabilitation Programs, Research and Training Center, 1985.
- P. Strautins and W. Hall, "Does early referral to an on site rehabilitation programme predict an early return to work?", *Journal of Occupational Health and Safety Australia and New Zealand* 5, pp. 137–143, 1989.
- I. Godin, F. Kittel, Y. Coppieters and J. Siegrist, "A prospective study of cumulative job stress in relation to mental health", *BMC public health* 5, p. 67, 2005.
- T. Kautonen, U. Hytti, D. B genhold, and J. Heinonen, "Job satisfaction and retirement age intentions in Finland: self-employed versus salary earners", *International Journal of Manpower* 33, pp. 424–440, 2012.
- Ministry of Employment and Labor, "Total Industrial Accident – by type of industry", ([http://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=118&tblId=DT\\_11806\\_N000&conn\\_path=I2](http://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=118&tblId=DT_11806_N000&conn_path=I2)), 2019. Accessed 13 July 2019.

- W. A. Harrell, "Perceived risk of occupational injury: Control over pace of work and blue-collar versus white-collar work", *Perceptual and motor skills*, 70(3\_suppl), pp. 1351–1359, 1990.
- C. L. Cooper and R. E. Payne, "Personality and stress: Individual differences in the stress process", John Wiley & Sons, 1991.
- W. H. Mobley, R. W. Griffeth, H. H. Hand and B. M. Meglino, "Review and conceptual analysis of the employee turnover process", *Psychological bulletin*, 86(3), p. 493, 1979.
- J. C. Robinson, "Job hazards and job security", *Journal of Health politics, policy and law*, 11(1), pp. 1–18, 1986.





A series of three overlapping, horizontal, wavy lines in shades of gray, flowing from left to right across the upper half of the page.

가작

# **Risk Factors of Work-related Stress among Self-employed Workers in Korea**

Yongho Lee  
Gachon University Gil Medical Center

A series of three overlapping, horizontal, wavy lines in shades of gray, flowing from left to right across the lower half of the page.



# Risk Factors of Work-related Stress among Self-employed Workers in Korea

Yongho Lee<sup>1)2)</sup>

Gachon University Gil Medical Center

## Abstract

**Objective :** The self-employed workers are known to be vulnerable to occupational health problem. This study aimed to investigate the risk factors of work-related stress among self-employed workers in Korea.

**Methods :** We analyzed 8,782 self-employed workers (4,432 males and 4,350 females) from the fifth Korean Working Condition Survey (KWCS) which has conducted to 50,205 households collected by stratified sampling in 2017. Age-standardized prevalence ratios (SPR) and multivariate logistic regression analysis were performed to investigate risk factors (work demand, ergonomic, biochemical, physical and psychosocial risks) of work-related stress by gender.

**Results :** The ergonomic and psychosocial risk factors were associated with work-related stress in both gender. The odds ratio (OR) for ergonomic risks was 1.55 (95% Confidence Interval (CI) 1.13–2.13) in males and 1.64 (95% CI 1.13–2.38) in females. The OR for psychosocial risks was 1.84 (95% CI 1.35–2.50) in males and 1.46 (95% CI 1.01–2.12) in females.

**Conclusion :** Work-related stress of self-employed workers were significantly related with ergonomic and psychosocial risks. Additional research should be performed to assess and investigate other risk factors associated with work-related stress and to discuss ways to reduce the risks among self-employed workers.

**Key words :** self-employed, risk factor, ergonomic, psychosocial, Korean Working Condition Survey (KWCS)

---

1) Department of Medicine, Graduate School of Gachon University, Incheon, Korea

2) Department of Occupational and Environmental Medicine, Gachon University Gil Medical Center, Incheon, Korea

## I. Introduction

Work-related stress is defined as a physical and emotional adverse reaction that occurs when the requirements of the work do not match the ability, resources or needs of the worker[1]. Stress is assumed to be a natural part of the working environment, however in practice, work-related stress can adversely affect work performance, physical and mental health[2-4]. In Europe, these stress-related problems are the second most common cause of occupational diseases after musculoskeletal disorders and about a quarter of workers in European Union (EU) reported work-related stress had an effect on health in the 2000 European Foundation survey[5].

Considering that the stress factors in the working environment continue to increase, stress at work seems inevitable. Stress factors related to working environment can usually be considered as ergonomic, physical, biochemical, and psychosocial risk factors. Prior studies have shown that the ergonomic risk factors (repetition, force, and posture) leads to musculoskeletal disorders and were associated with psychosocial work factor that could cause work stress[6, 7]. Physical risk factors (noise, high or low temperature), and biochemical risk factors (smoke, fumes, dust, organic solvents, or infectious substances) have been involved in negatively affecting workers' health and to reducing work performance[8-15]. Moreover, psychosocial risks (work demand, emotional labor, bullying) have been found to be associated with occupational injuries and health problem[16-19].

Studies of work-related stress and its related risk factors have been conducted mostly on paid workers not to self-employed workers. According to the Statistics Korea, the proportion of self-employed workers in the economically active population has declined for 20 years, but has rebounded since the second half of 2011, especially among those aged 50 and older[20]. Since self-employed workers are legally regarded as business owners, they are not subject to basic health insurance coverage except for employment insurance or industrial accident compensation insurance. Moreover, unlike paid workers, these workers should be held accountable for all possible risks at work. Thus, self-employed workers were vulnerable for stress from work.

Previous studies have tended to investigate work-related stress factors among paid workers, however, few studies have considered the effects of the work-related stress among self-employed workers, especially, there was lack of study for work-related stress among self-employed workers from the Korea with considering gender effect. Therefore, we aim to investigate multidimensional risk factors of work-related stress focused on self-employed worker with gender stratification in the Korea.

## II. Materials and Methods

### 1. Data source and study population

We analyzed data collected from the fifth Korean Working Conditions survey (KWCS) conducted by the Korea Occupational Safety and Health Agency (KOSHA). The survey

provides basic data of worker's health, working conditions, working hours and workplace environments, and its methods and structure are based on European Working Condition Survey (EWCS)[21]. The population of the KWCS included representative sample of current Korean workers aged 15 and above selected from across the country through multistage systematic cluster sampling. All participants agreed to enroll in further scientific research, and were assigned random participant numbers to protect anonymity[22].

In the fifth KWCS, a total of 50,205 workers participated. We extracted data on adult participants aged 20 to 65 years which represents the general working population, and restricted to self-employed workers. Thus,

data from 8,782 participants were included in this study after excluding those who aged under 20 or over 65 years old ( $n=8,477$ ), those who are non-paid workers or workers except self-employed ( $n=32,490$ ), and those who missed or refused ( $n=456$ )(Figure 1).

## 2. Main variables

Respondents were asked whether they experienced work-related stress using a self-reported questionnaire. Work-related stress was assessed via a response to the question: "How often do you experience stress at work?" Those who answered "always" were regarded as to have high work-related stress[23].

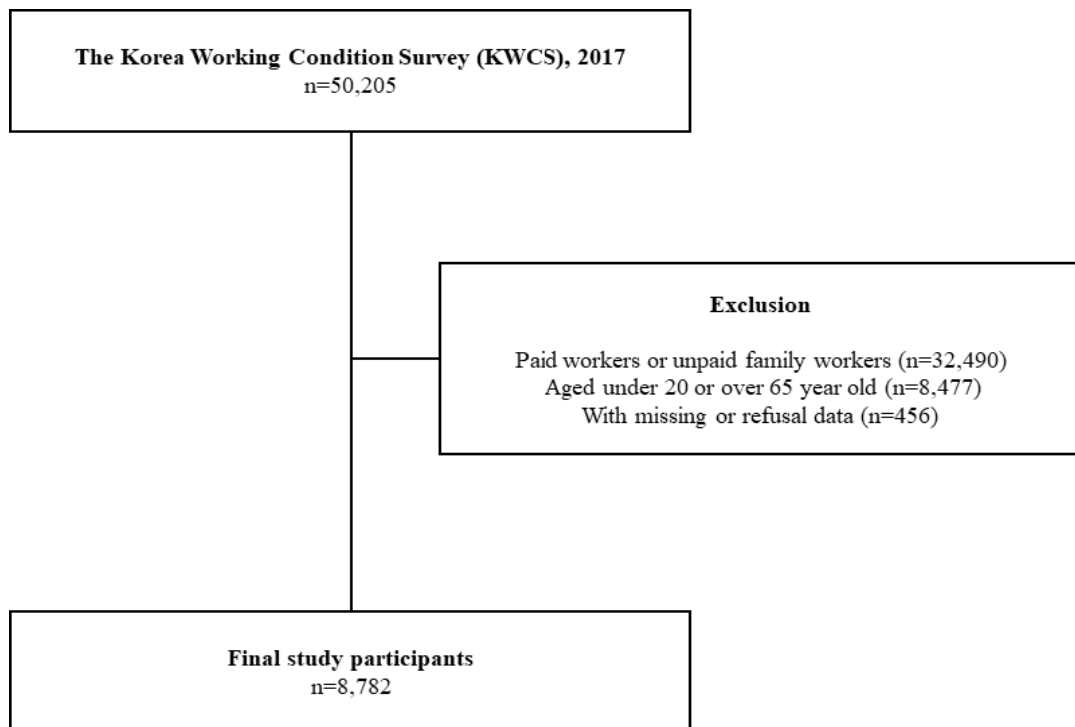


Figure 1. Schematic diagram depicting study population.

Work demand was evaluated using the following question: "working at very high speed", "working to tight deadlines" and rated 0 to 100 value based on a seven-point scale (100=all of the time, 90=almost all of the time, 75=around three-fourths of the time, 50=around half of the time, 25=around one-fourth of the time, 10=almost never, and 0=never). The calculated value was converted to dichotomous variable (high/low) according to median value.

Workplace risks were divided into four categories: (i) ergonomic risks (vibrations, painful or tiring positions, repetitive hand or arm movements, moving or lifting people, carrying heavy loads, standing or walking posture) (ii) biochemical risks (breathing in smoke, fumes, powder or dust, breathing in vapors such as solvents and thinners, secondhand smoke, handling chemical products, handling infectious materials), (iii) physical risks (noise, high temperature, low temperature), (iv) psychosocial risks (hiding emotion during work, affecting critical decision during work). Each section was rated 1 to 7 value based on a seven-point scale (7=all of the time, 6=almost all of the time, 5=around three-fourths of the time, 4=around half of the time, 3=around one-fourth of the time, 2=almost never, and 1=never) and was converted to dichotomous variable (high/low) according to the median value[24].

### 3. Covariates

Potential confounding variables included age, education level, household income, occupation, working hours, size of enterprise. Age was divided into 3 groups: 20–34 years, 35–49

years, 50–64 years. Educational level was categorized as middle school or below, high school, and college or above. Household income which represent monthly income was divided into the following 4 groups with intervals of 1,000 U.S. dollars: 1st quartile (<1,000), 2nd quartile (<2,000), 3rd quartile (<3,000), and 4th quartile ( $\geq 3,000$ ). Based on the Korean Standard Occupational Classification (6th revision), the KWCS data investigated 10 occupation types, and also surveyed soldiers. Occupations were classified into 3 categories: white collar (managers, professionals, technicians and semi-experts, and office workers), service and sales (service workers and sales workers), and blue collar (skilled agricultural and fishery workers, functional operators and relevant functional workers, equipment, machinery handlers and assembly workers, and simple laborers). Working hours were classified into 2 groups: 52 hours and less than 52 hours per week, more than 52 hours per week. The size of enterprise which represent the number of employees was divided into 3 groups: under 5, 5–9, 10–49, and more than 50.

### 4. Statistical analysis

We performed chi-square tests to compare the baseline characteristics of self-employed workers according to gender. The odds ratio (ORs) and 95% confidence intervals (95% CIs) for risk factors of work-related stress were calculated using a fully adjusted multiple logistic regression model and stratified by gender. A P-value of <0.05 was considered as statistically significant. Based on the 5th

KWCS in 2017 considered to be the general population aged 20 to 64, indirect standardization method was used to estimate the age-standardized prevalence ratio (SPR) to confirm the comparative risk of risk factors of work-related stress in self-employed workers to that of the general population. All statistical analyses were completed using SAS version 9.4 (SAS Institute Inc., Cary, NC, USA).

### III. Results

Table 1 presents the baseline characteristics of the 8,782 self-employed workers by gender (4,432 males and 4,350 females). Among the study participants, workers aged 50 to 64 years old (62.84%), high school graduates (53.2%), and with a monthly income of \$3,000 or more (4th quartile, 52.8%) accounted for a high percentage in both male and female. In terms of working characteristics, 36.7% of male workers were engaged in service and sales occupation, 50% for female workers in white-collar. The percentage of working more than 52 hours a week was 48.1% for males, and 53.7% for females, slightly higher for females. Enterprise with less than five employees had the largest number of employees in terms of the enterprise size. Work demand were found to be higher in men than in females and the proportion of high-risk groups in ergonomic, biochemical and physical risks was higher for males than for females, on the other hand, for psychosocial risks females were higher than males. Statistically significant differences were observed between two genders, education level, monthly income, occupation, working time,

size of enterprise, work-related stress, work demand, ergonomic risks, biochemical risks, physical risks, and psychosocial risks.

In order to compare the prevalence of work-related stress risk factors in the general population, SPRs were calculated using data from 19,791 males (age, 20–64 years) and 21,894 females (age, 20–64 years) who are economically active and participated in the 5th KWCS (2017) as a general population and shown in Table 2. The SPR for ergonomic and psychosocial risks in male workers were 1.06 (95% CI, 1.02 to 1.11) and 1.25 (95% CI, 1.18 to 1.32). In addition, the SPR for ergonomic, biochemical and psychosocial risks in female workers were 1.04 (95% CI, 0.99 to 1.09), 1.08 (95% CI, 1.03 to 1.13) and 1.15 (95% CI, 1.09 to 1.21).

Table 3 shows the adjusted ORs (95% CI), which adjustment was made for covariates (age, education level, household income, occupation, work hours per week, size of company), for work related stress and its risk factors between two genders. For the male workers, adjusted OR was 1.36 (95% CI, 1.01 to 1.85) for high work demand, 1.55 (95% CI, 1.13 to 21.3) for high ergonomic risks and 1.84 (95% CI, 1.35 to 2.50) for high psychosocial risks. Significant association was observed in work demand, ergonomic risks and psychosocial risks, however, for biochemical and physical risks, there were no significant association. For the female workers, adjusted OR was 1.64 (95% CI, 1.13 to 2.38) for high ergonomic risks and 1.46 (95% CI, 1.01 to 2.12) for high psychosocial risks, in addition, both risks had significant association with work-related stress.

Table 1. Baseline characteristics of study participants

		Total		Male		Female		p-value
		N	%	N	%	N	%	
Age								0.194
	20-34	378	4.3	208	4.7	170	3.9	
	35-49	2,885	32.9	1,450	32.7	1,435	33.0	
	50-64	5,519	62.8	2,774	62.6	2,745	63.1	
Education level								< 0.001
	Middle school or below	810	9.2	375	8.5	435	10.0	
	High school	4,675	53.2	2,220	50.1	2,455	45.4	
	College or above	3,297	37.6	1,837	41.4	1,460	33.6	
Household income								< 0.001
	1st quartile	211	2.4	78	1.8	133	3.0	
	2nd quartile	1,304	14.9	382	8.6	922	21.2	
	3rd quartile	2,625	29.9	999	22.5	1,626	37.4	
	4th quartile	4,642	52.8	2,973	67.1	1,669	38.4	
Occupational classification								< 0.001
	White-collar	3,430	39.0	1,255	28.3	2,175	50.0	
	Service and sales	3,318	37.8	1,625	36.7	1,693	38.9	
	Blue collar	2,034	23.2	1,552	35.0	482	11.1	
Working time (hours/week)								< 0.001
	≤52	4,312	49.1	2,299	51.9	2,013	47.3	
	>52	4,470	50.9	2,133	48.1	2,337	53.7	
Size of enterprise								< 0.001
	<5	8,105	92.3	4,009	90.5	4,096	94.2	
	5-9	324	3.7	233	5.3	91	2.1	
	10-49	208	2.4	128	2.9	80	1.8	
	≥50	145	1.7	62	1.4	83	1.9	
Work-related stress								< 0.001
	Low	8,480	96.6	4,251	95.9	4,229	97.2	
	High	302	3.4	181	4.1	121	2.8	
Work demand								0.004
	Low	5,509	62.7	2,715	61.3	2,794	64.2	
	High	3,273	37.3	1,717	38.7	1,556	35.8	
Ergonomic risks								< 0.001
	Low	5,003	57.0	2,349	53.0	2,654	61.0	
	High	3,779	43.0	2,083	47.0	1,696	39.0	
Biochemical risks								< 0.001
	Low	4,529	48.5	1,951	44.0	2,308	53.1	
	High	4,253	51.5	2,481	56.0	2,042	46.9	
Physical risks								< 0.001
	Low	6,004	68.4	2,746	62.0	3,258	74.9	
	High	2,778	31.6	1,686	38.0	1,092	25.1	
Psychosocial risks								< 0.001
	Low	6,164	70.2	3,190	72.0	2,974	68.4	
	High	2,618	29.8	1,242	28.0	1,376	31.6	



Table 2. Age-standardized prevalence ratio (SPR) of work-related stress risk factors\*

		SPR	95% CI
Total			
	Work demand	0.99	0.95–1.02
	Ergonomic risks	<b>1.06</b>	<b>1.03–1.10</b>
	Biochemical risks	<b>1.03</b>	<b>1.00–1.06</b>
	Physical risks	1.00	0.96–1.04
	Psychosocial risks	<b>1.19</b>	<b>1.14–1.23</b>
Male			
	Work demand	0.98	0.94–1.03
	Ergonomic risks	<b>1.06</b>	<b>1.02–1.11</b>
	Biochemical risks	0.98	0.94–1.02
	Physical risks	0.97	0.93–1.02
	Psychosocial risks	<b>1.25</b>	<b>1.18–1.32</b>
Female			
	Work demand	0.99	0.94–1.04
	Ergonomic risks	1.04	0.99–1.09
	Biochemical risks	<b>1.08</b>	<b>1.03–1.13</b>
	Physical risks	1.00	0.94–1.06
	Psychosocial risks	<b>1.15</b>	<b>1.09–1.21</b>

\*Work-related stress factors divided into five categories: work demand (working at very high speed and to tight deadlines), ergonomic risks (vibration, painful or tiring positions, repetitive hand or arm movements, moving or lifting people, carrying heavy loads, standing or walking posture), biochemical risks (breathing in smoke, fumes, powder or dust, breathing in vapors such as solvents and thinners, secondhand smoke, handling chemical products, handling infectious materials), physical risks (noise, high or low temperature) and psychosocial risks (hiding emotion, affecting critical decision during work)

Table 3. Adjusted Odds Ratio (OR) and 95% confidence intervals (CI) for risk factors of work-related stress among self-employed workers

		Male		Female	
		Adjusted OR	95% CI	Adjusted OR	95% CI
Work demand					
	Low	1.00		1.00	
	High	<b>1.36</b>	<b>1.01–1.85</b>	1.29	0.89–1.86
Ergonomic risks					
	Low	1.00		1.00	
	High	<b>1.55</b>	<b>1.13–2.13</b>	<b>1.64</b>	<b>1.13–2.38</b>
Biochemical risks					
	Low	1.00		1.00	
	High	1.13	0.83–1.54	0.94	0.65–1.36
Physical risks					
	Low	1.00		1.00	
	High	1.22	0.90–1.67	1.41	0.94–2.10
Psychosocial risks					
	Low	1.00		1.00	
	High	<b>1.84</b>	<b>1.35–2.50</b>	<b>1.46</b>	<b>1.01–2.12</b>

## IV. Discussion

We used 2017 KWCS data to identify the prevalence rate and the risk factors of work-related stress which cause degradation of work performance and health problem. When compared to general population, SPR of ergonomic, psychosocial risk factors were higher in both genders. Furthermore, these risk factors have increased work-related stress statistically, even when data have been fully adjusted for occupational and socio-demographic characteristics such as age, education, occupation, income, working time, and size of enterprise. Therefore, ergonomic and psychosocial risk factors were more likely to cause work-related stress. Ergonomic risk factors were reported to have positively associated with occupational stress in factory workers[25] and psychosocial risk factors included emotional labor and making critical on-the-spot decisions were highly associated with working stress[16,26]. As self-employed workers have both the nature of waged workers and employers[27], the work-related stress on the effects of ergonomic risks increases same as waged workers, and it can be interpreted as increased work-related stress due to the pressure on emotional labor and major work decisions as employers.

However, the SPR of work demand was not higher compared to general population in both gender, fully adjusted OR for work demand was higher in male workers than in female workers and the data of male workers was statistically significant. Moreover, adjusted OR for physical risk factors was higher in female

workers than in male workers. This could be interpreted as male workers are more stressed than females in terms of work demand, and female workers are more sensitive to physical risk factors than males, increasing work-related stress. Working environment such as physical risks is directly related to worker's health regardless of gender, it has a significant impact on female workers in particular[28]. Male workers seem to be more stressed in terms of work demand than females[29], however in the case of females, they are heavily affected by household labor, therefore household labor needs to be adjusted before the analysis[30].

In this study, most self-employed businesses had fewer than five employees, and previous studies showed that workers at small size of company were more vulnerable to occupational health problems[31]. Self-employed workers are considered employers, not workers, and are not totally protected by the Occupational Safety And Health (OSH) Act of Korea. Without the revision of the system, work-related stress of self-employed people will continue to be potential risk to the health and safety.

There were a several limitations in this study. First of all, the obtained data were analyzed cross-sectionally, an association between risk factors and work-related stress was found, however, casual relationship can not be proved. Further longitudinal studies are required to confirm the casual influence. Furthermore, there was a lack of structured measurements in this study to assess the

degree of risk factors and work-related stress due to the limitations to nature of data. Therefore objective evaluation tools need to be used to overcome the preceding limitations in future study.

The study we have conducted has a number of strengths. Self-employed workers in KWCS population have been systematically selected by the Korea Occupational Safety and Health Agency (KOSHA). To the extent of our knowledge, this is the first study in South Korea to investigate the risk factors of work-related stress among self-employed workers stratified by gender. Self-employed workers are very vulnerable to occupational safety and health as employers and workers at the same time. We hope that our study will promote future research regarding self-employed worker's safety and health. In addition, structured evaluation tools should be developed with longitudinal studies to identify causality and other factors associated with work-related stress on self-employed workers.

## V. Conclusion

Through this study using KWCS data, age-SPR for ergonomic and psychosocial risks were higher than that of the general population. In addition, these risks were found to be associated with work-related stress through its adjusted OR.

Further study is needed to investigate other factors that may influence the work-related stress and to discuss ways to reduce the risk factors and work-related stress among self-employed workers.

## Reference

- The National Institute for Occupational Safety and Health (NIOSH), "Stress at work", No. 99-101, 1999.
- Davidson, M. J. & Cooper, C. L, "Occupational stress in female managers: A comparative study", *Journal of Management Studies*, 21(2), 185-205, 1984.
- House, James S., et al, "Occupational Stress and Health among Factory Workers", *Journal of Health and Social Behavior*, vol. 20, no. 2, pp. 139-160, 1979.
- Melchior M, Caspi A, Milne BJ, Danese A, Poulton R, Moffitt TE, "Work stress precipitates depression and anxiety in young, working women and men", *Psychol Med*, 37(8):1119-1129, 2007.
- Cox, T., Griffiths, A., and Rial-Gonzalez, E. Research on work-related stress. 2000, Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities, European Agency for Safety & Health at Work.
- Carayon, P., Smith, M. J., & Haims, M. C, "Work Organization, Job Stress, and Work-Related Musculoskeletal Disorders.", *Human Factors*, 41(4), 644-663, 1999.
- Keyserling WM, Chaffin DB, "Occupational ergonomics-methods to evaluate physical stress on the job", *Annu Rev Public Health*, 7:77, 104, 1986.
- Kim J, Lee W, Won JU, et al, "The relationship between occupational noise and vibration exposure and headache/eyestrain, based on the fourth Korean Working Condition Survey", *PLoS One*, 12(5):e0177846, 2017.

- June J. Pilcher, Eric Nadler & Caroline Busch, "Effects of hot and cold temperature exposure on performance: a meta-analytic review", *Ergonomics*, 45:10, 682-698, 2002.
- Lucas, R.A.I., Epstein, Y. & Kjellstrom, T, "Excessive occupational heat exposure: a significant ergonomic challenge and health risk for current and future workers", *Extrem Physiol Med*, 3, 14, 2014.
- Lamb S, Kwok KC, "A longitudinal investigation of work environment stressors on the performance and wellbeing of office workers", *Appl Ergon*, 52:104-111, 2016.
- Brešić, J., Knežević, B., Milošević, M., Tomljanović, T., Golubović, R., & Mustajbegović, J, "Stress and Work Ability in Oil Industry Workers", *Archives of Industrial Hygiene and Toxicology*, 58(4), 399-405, 2007
- Lundstrom T, Pugliese G, Bartley J, Cox J, Guither C, "Organizational and environmental factors that affect worker health and safety and patient outcomes", *Am J Infect Control*, 30(2):93, 106, 2002.
- Leung, M., Chan, Y., Yuen, K., "Impacts of stressors and stress on the injury incidents of construction workers in Hong Kong", *J. Constr. Eng. Manage.* 136(10), 1093-1103, 2010.
- Bandiera FC, Arheart KL, Caban-Martinez AJ, et al, "Secondhand smoke exposure and depressive symptoms", *Psychosom Med*, 72(1):68, 72, 2010.
- Sohn BK, Park SM, Park IJ, Hwang JY, Choi JS, Lee JY, Jung HY, "The Relationship between Emotional Labor and Job Stress among Hospital Workers", *J Korean Med Sci*, 33(39):e246, 2018.
- Lippel K and M Quinlan, "Regulation of psychosocial risk factors at work: An international overview", *Safety Science*, 49(4), 543-546, 2011.
- Nakata, A., Ikeda, T., Takahashi, M., Haratani, T., Hojou, M., Fujioka, Y., Swanson, N.G. and Araki, S, "Impact of psychosocial job stress on nonfatal occupational injuries in small and medium-sized manufacturing enterprises", *Am. J. Ind. Med*, 49: 658-669, 2006.
- Choi ES, Kwon MJ, Lee HJ, Cho GY, "The association between psychosocial work environment and depressive symptoms among Korean teachers", *J Korean Acad Community Health Nurs*, 28(4):463-71, 2017.
- Lim J, "Financial focus: increasing status and countermeasures of self-employed persons over the age of 50", *Weekly Financial Brief*, 22: 12-13, 2013.
- Park J, Lee N, "First Korean Working Conditions Survey: A comparison between South Korea and EU countries", *Ind Health* 47: 50-54, 2009.
- Young Sun Kim, Jungsun Park, Kyung Yong Rhee, Hye Min Kim, "A Comparison between the Second Korean Working Conditions Survey (KWCS) and the First KWCS", *Safety and Health at Work*, Volume 6, Issue 2, 85-89, 2015.
- Kang, S., Ye, B., Kim, B. et al, "Association between supervisors' behavior and wage workers' job stress in Korea: analysis of the fourth Korean working conditions

- survey", *Ann of Occup and Environ Med*, 29, 43, 2017.
- Parent-Thirion A, Fernandez Macias E, Hurley J, Vermeylen G., "Fourth European working conditions survey", 2007.
- Chen, W.-Q., Wong, T.-W. and Yu, T.-S, "Review Article: Influence of occupational stress on mental health among Chinese off-shore oil workers", *Scandinavian Journal of Public Health*, 37(7), pp. 766-773, 2009.
- Peltzer, K., Mashego, T.-A. and Mabeba, M, "Short communication: Occupational stress and burnout among South African medical practitioners", *Stress and Health*, 19: 275-280, 2003.
- Oren, L, "Stress Health", 28: 163-170, 2012.
- J. B. Kim, K. J. Lee, J. A. Park, et al, "The Affecting on Health Status among Selected Female Labor Workers", *Journal of Korean Society Environmental Hygiene*, vol. 13, 2, pp. 164-171, 2003.
- T. R. Cho, "Workers' Job Stress Status and Related Factros - using Korean Occupational Stress Questionnaire Short Form", *Korean Journal of Occupational Health Nursing*, vol. 15, 58-71, 2006.
- Gunilla Krantz, Leeni Berntsson, Ulf Lundberg, "Total workload, work stress and perceived symptoms in Swedish male and female white-collar employees", *European Journal of Public Health*, Volume 15, Issue 2, 209-214, 2005.
- Park, J, Park, J-s, Han, B, Kim, Y, "Vulnerability of employees in businesses with fewer than five workers (micro-enterprises) to occupational safety and health problems.", *Am J Ind Med*, 60: 1056-1065, 2017.



가작

**한국 전일제 임금근로자의 장시간 노동과  
정신건강의 비선형적 연관성  
: 제5차 근로환경조사를 이용한 임계회귀모형 분석**

윤재홍 · 김지환 · 최보경  
고려대학교 일반대학원





# 한국 전일제 임금근로자의 장시간 노동과 정신건강의 비선형적 연관성 : 제5차 근로환경조사를 이용한 임계회귀모형 분석

[Nonlinear association between working hours and psychological well-being among full-time wage workers: Nationally representative study in South Korea]

윤재홍 · 김지환 · 최보경  
고려대학교 일반대학원

**초록 :** 본 연구는 제5차 근로환경조사에 포함된 전일제 임금 노동자 25,088명의 자료를 분석하여 주당 노동시간과 심리적 건강(WHO-5 well-being index)의 연관성이 변화하는 임계점을 검토하였다. 그리고 건강영향이 변화하는 노동시간의 임계점과, 노동시간과 심리적 건강의 연관성이 고용형태(비정규직, 정규직)에 따라 어떻게 달라지는지 살펴보았다. 통계분석은 임계회귀모형을 적용하였으며, 교란변수로 직업, 소득수준 등을 통제하였다. 노동시간과 심리적 건강의 연관성이 변하는 임계점은 정규직 노동자에서 주 44시간, 비정규직 노동자에서 주 40시간으로 추정되었다. 정규직 노동자 집단에서 임계점 초과 구간(>44시간)에서는 노동시간 증가에 따라 심리적 건강이 나빠졌으나( $\beta : 0.09$ , 95% CI: 0.01, 0.17), 임계점 이하 구간( $\leq 44$ 시간)에서는 노동시간과 심리적 건강의 연관성이 통계적으로 유의하지 않았다. 비정규직 노동자의 경우, 임계점 초과 구간(>40시간)에서 높은 노동시간과 나쁜 심리적 건강의 연관성이 통계적으로 유의하게 나타났으며( $\beta : 0.14$ , 95% CI: 0.09, 0.19), 임계점 이하 구간( $\leq 40$ )에서는 노동시간이 증가함에 따라 심리적 건강수준이 증가하는 것으로 나타났다( $\beta : -0.22$ , 95% CI: -0.37, -0.08). 본 연구는 노동시간의 건강영향 임계점 추정을 통해 노동시간과 심리적 건강 사이의 비선형적 관계를 찾고, 고용형태에 따라 연관성이 달라질 수 있음을 보여주었다. 향후 연구 노동시간의 건강영향을 살펴보는 연구에서 두 변수 사이의 비선형적 관계를 고려할 필요가 있다는 점이 본 연구가 지닌 함의로 생각된다.

**키워드 :** 전일제 임금 노동자, 노동시간, 임계점, 고용형태, 심리적 건강, 한국

## I. 서론

장시간 노동은 표준노동시간을 초과하여 수행되는 노동으로 정의될 수 있으며, 정해진 표준노동시간에 따라 국가별로 다른 기준으로 정의될 수 있다 [1]. 예를 들어, 유럽연합 노동시간 지침 (EU's Working Time Directive)에서는 7일 기준 시간 외 노동을 포함한 평균 노동시간이 48시간을 초과하지 않도록 권고하였다[2]. 한국의 경우 노동시간 단축 법안 통과에 따라 주당 노동시간이 40시간 (최대 52시간)으로 제한되었다 [3]. 경제개발협력기구 (Organization for Economic Cooperation and Development, OECD)에 따르면, 2018년 기준 한국 노동자의 연간 노동시간은 1993시간으로, OECD 평균인 1734시간을 상회하여 3번째로 높은 수치임을 알 수 있다 [4]. 또한, 국제노동기구 통계에 따르면, 한국 노동자의 주당 평균 노동시간은 2015년 기준 42.7시간으로 나타났다 [5].

전 세계적으로, 기존 연구들은 장시간 노동이 노동자들의 건강을 위협하는 요인으로 작용할 수 있음을 밝혀왔으나, 건강영향을 주는 장시간 노동의 분류는 연구별로 다양했다. 예를 들어, 한 메타분석 연구에서는 주당 55시간 이상 일하는 것이 관상동맥질환 위험 증가와 연관되어 있음을 밝혔다 [6]. 미국 노동자를 대상으로 진행된 다른 연구에서는 주당 60시간 이상 노동이 부상위험 증가와 연관되어 있음을 보고했다 [7].

한국의 경우 주당 최대 노동시간이 과거 68시간, 현재 52시간으로 제한되는 것과는 별개로, 산재보험법 시행령의 업무상 질병 인정기준에서는 주당 평균 52시간 (업무 관련성, 12주 평균), 60시간 (업무상 질병, 12주 평균), 64시간 (업무상 질병, 4주 평균)을 초과하는 업무시간이 노동자에게 건강문제를 발생시킬 수 있는 노동시간 정의하고 있음을 확인할 수 있다 [8]. 그러나, 한국 노동자를 대상으로 진행된 선행연구를 살펴보면, 연구마다 건강에 영향을 미치는 장시간 노동의 구간이 다르게 나타났다.

기존 국내 연구에 따르면, 주당 52시간 이상 노동을 하는 집단에서 심혈관 질환의 위험이 [9], 주당 69시간 이상 노동을 하는 여성집단에서 부정적 자가평가 건강수준 [10], 자살생각은 주당 60시간 이상 노동에서 [11], 주간 68시간 초과 노동에서 우울 증상의 위험이 높은 것으로 나타났다 [12].

기존 국내 연구에서 장시간 노동의 효과가 관찰되는 구간이 다른 것은 기존연구들이 노동시간 분류와 준거집단 선정에 대한 기준이 달랐기 때문일 수 있다. 다수의 기존 연구들이 표준노동시간으로 생각되는 36~40시간 또는 40시간 이하를 준거집단으로 삼아 그 이상의 노동을 하는 집단들의 건강위험을 평가였고 [9, 10, 12], 52시간 미만을 준거집단으로 선정한 경우도 있었다[11]. 이를 볼 때, 준거집단 선정에는 법적인 표준 노동 시간뿐만 아니라 장시간 노동이 건강을 악화시키는 시작점에 대한 고려도 반영될 필요가 있다.

이러한 배경에서 본 연구는 제5차 근로환경조사에 포함된 전일제 임금 노동자 25,088명의 자료를 분석하여 1) 노동시간과 심리적 건강의 연관성의 방향이 변화하게 되는 임계점을 찾고, 2) 이러한 연관성이 고용형태에 따라 어떻게 달라지는지를 검토하려고 한다.

## II. 연구대상 및 방법

### 1. 연구대상

본 연구는 산업안전보건연구원이 전국 16개 시/도의 만 15세 이상 경제활동인구 50,032명을 대상으로 조사한 2017년도 5차 근로환경조사(Korea Working Conditions Survey, KWCS)를 이용하여 주당 노동시간과 심리적 건강의 연관성을 분석했다. KWCS에 사용된 설문문항은 한국의 작업관련 요인과 작업환경을 조사하기 위해 1991년부터 5년 단위로 유럽에서 실시하고 있는 유럽근로환경조사 (European Working Conditions Survey, EWCS)

를 참고하여 구성됐다. 5차 KWCS는 2017년 7월부터 11월까지 한국에 거주하며 조사시점 당시 수입을 목적으로 지난 일주일 동안 1시간 이상 근무한 15세 이상 인구를 대상으로 전문면접원에 의한 개별면접 조사 방식으로 이루어졌다.

본 연구에서는 자영업자, 사업주, 무급가족종사자 등을 제외한 임금노동이자 30,108 명 중에서, 1) 19세 미만의 대상자 (N=32), 2) 시간제 임금노동자 (N=4,213), 3) 전일제 노동자로 응답했지만 실제 노동시간이 고용보험 가입조건에 충족하지 못하는 주당 15시간 미만인 대상자 (N=164)를 제외였다. 4) 분석에 포함된 주요 변수에 대한 응답을 하지 않은 대상자 (N= 611)를 제외한 25,088명을 연구의 최종 분석에 포함시켰다 (남: 51.7%, 여: 48.3%).

## 2. 연구방법

본 연구에서는 주당 노동시간을 독립변수로 사용하였다. 주당 노동시간은 KWCS 문항 중 "귀하가 주로 근무하는 직장에서 일주일에 몇 시간을 일하십니까?"라는 문항으로 측정하였으며, 응답자들은 시간 단위로 응답할 수 있었다. 주당 노동시간은 연속형 변수로 사용되었다.

종속변수인 심리적 건강은 The World Health Organization-5 Well-Being index (WHO-5)를 이용하여 측정하였다. 5개의 항목은 각 0점(그런 적 없다)에서 5점(항상 그랬다)까지이며 총점은 0점부터 25점으로 구성된다. WHO-5를 이용한 213편의 논문을 체계적으로 분석한 연구는 WHO-5를 연속형 변수로 사용할 때, 총점에 4를 곱하여 0부터 100까지의 범위로 변환하여 사용할 것을 권고한다 [13]. 따라서, 본 연구에서 심리적 건강은 WHO-5 총점에 4를 곱하고, 점수가 높을수록 나쁜 건강상태를 의미하도록 역코딩하여 100점이 가장 불건강한 수치로 변환해서 분석에 이용했다.

인구사회경제 변수(성별, 나이, 지역, 교육수준, 개인소득, 직종), 작업환경 변수(고용형태, 교대근

무, 직장규모, 직장유형)가 잠재적인 교란변수로 사용됐다. 본 연구에서 나이는 19-29 세, 30-39 세, 40-49 세, 50-59세, 60 세 이상의 5개 범주로 분류하였으며, 교육수준의 경우, 고졸 이하, 전문대 졸업, 4년제 대학 졸업 이상의 3개 범주로 구분했다. 개인소득은 월 평균 200만원 미만, 200-300만원, 300-400만원, 400만원 이상의 4개 범주로 나누었다. 고용형태는 종사상 지위, 고용계약기간 설정여부, 하청 여부의 3개의 이분형 변수로 이용하였다. 종사상 지위는 '상용노동자'와 '임시노동자/일용노동자'로 구분하였으며, 고용계약 기간설정여부는 '정하지 않았음'과 '정했음'으로 분류했다. 하청여부의 경우, "귀하는 임금을 일한 직장에서 받았습니까? 파견업체 또는 용역업체로부터 받았습니까?"라는 문항으로 측정하였으며, '직장(지난주 일한 곳)'과 '파견업체/용역업체'로 구분했다. 직업은 6차 한국표준직업분류를 기반으로 전문기술직, 고위관리직, 사무직, 판매직, 서비스직, 숙련직, 반숙련직, 미숙련직, 농림어업직, 그리고 군인 등 총 10개 집단으로 분류했다. 교대근무는 "귀하의 근무 형태는 어떠합니까: 교대 근무를 한다?"라는 문항으로 측정하였으며, "아니다"로 응답한 경우 "없다", "그렇다"로 응답한 경우 "있다"로 분류했다. 직장규모는 1-9인, 10-249인, 250인 이상의 3개 범주로 나누었다. 직장유형은 "귀하가 일하는 직장은 다음 중 어디에 해당합니까?"라는 질문으로 측정하였으며, 공공부문, 민간-공공 협력 조직, 민간부문, 비영리단체/비정부기관으로 구분하였다.

분석은 총 2가지 과정으로 진행했다. 첫째, 다중 선형회귀분석을 적용하여 주당 노동시간과 심리적 건강의 연관성을 검토하였으며, 주당 노동시간과 고용형태의 상호작용 항을 투입하여 연관성이 고용형태(정규직 vs 비정규직)에 따라 다른 지를 확인하였다. 정규직은 상용직이며, 계약기간이 없고, 원청에서 임금을 지급받는 노동자로 정의하였으며, 그 외 노동자는 비정규직으로 분류하였다. 심리적 건강에

대한 상호작용 항의 효과는 통계적으로 유의한 것으로 나타나( $\beta : -0.07, 95\% \text{ CI} : -0.13, -0.02$ ) 이후 모든 분석은 정규직과 비정규직으로 층화하여 진행했다.

다음으로 인구사회경제 변수, 작업 환경 변수를 포함하는 잠재적 교란변수를 통제한 후, 주당 노동 시간과 심리적 건강의 연관성을 위해 임계회귀모형(threshold regression)을 사용하여 분석하였다. 임계회귀모형은 선형 회귀모형을 확장하여 계수가 특정 연속형 변수의 임계점(threshold value)에 따라 달라지는지 확인하는 모형으로 Hansen이 제시한 방법을 기본으로 한다[14]. 임계회귀모형의 기본 모형은 다음과 같다.

$$y_i = X_i\beta + Z_i\delta_1 + \epsilon_i \quad \text{if } -\infty < w_i \leq \gamma$$

$$y_i = X_i\beta + Z_i\delta_1 + \epsilon_i \quad \text{if } \gamma < w_i < \infty$$

은 임계점을 뜻하며, 는 임계점과 독립적인 변수들의  $1 \times k$  벡터를, 는 임계점의 영향을 받는 변수들의  $1 \times k$  벡터를 의미한다. 본 연구에 투입된 교란변수들은 임계점의 영향을 받는 변수로 고려하여 연구에 사용된 식은 다음과 같다.

$$y_i = Z_i\delta_1 I(-\infty < w_i \leq \gamma) + Z_i\delta_2 I(\gamma < w_i < \infty) + \epsilon_i$$

는 인구사회경제 변수(성별, 나이, 지역, 교육수준, 개인소득, 직종), 작업환경 변수(고용형태, 교대근무, 직장규모, 직장유형)와 주당 노동시간을 포함한 벡터다. 는 주당 노동시간을 의미하며, 각 관찰치에 대한 오차의 제곱을 최소화하는 모형을 찾는 방식으로 을 추정한다. 임계점을 모형에 포함하는 것과 몇 개의 임계점을 모형에 투입할 지 확인하기 위해 SSR(Sum of Squared Residuals)와 BIC(Bayesian Information Criterion) 그리고 HQIC(Hannan-Quinn information criterion) 등의 정보 기준(information criterion)을 참고하여 임계점

수를 채택했다. 모든 분석은 STATA/MP4 version 16.0으로 진행됐다.

### III. 결과

25,088명의 전일제 임금 노동자들의 평균 주당 노동시간은 45.18시간이며, 특히 남성, 서비스직, 9명 이하 규모의 사업장에서 일할 경우 주당 노동시간이 높은 것으로 나타났다(Table 1). 또한 이들의 심리적 건강 점수의 평균은 40.6점으로, 특히 연령이 높을수록, 비숙련 노동자일 경우, 하청 노동자일 경우 높은 것으로 나타났다.

임계점을 모형에 포함하는 것이 효율적인지 확인하기 위해 선형회귀모형(Model 1)과 임계회귀모형의 설명력 및 BIC를 비교하고, 임계점의 개수를 확인하기 위해 임계점의 개수가 1개(Model 2), 2개(Model 3), 3개(Model 4)인 모형 간 BIC와 HQIC를 비교하였다(Table 2). 정규직의 경우, 한 개의 임계점을 도입한 모형의 SSR과 BIC는 각각 7,121,000, 117,300으로 선형회귀모형의 SSR과 BIC인 각각 7,165,968, 172,770보다 작은 값으로 나타났다. 이를 통해 주당 노동시간과 심리적 건강의 연관성을 분석할 때 선형회귀모형보다 임계회귀모형을 이용하는 것이 더 효율적인 것으로 확인했다. 또한, 적절한 임계점의 개수를 확인하기 위해 임계점 개수에 따른 BIC와 HQIC를 확인했다. 임계점의 개수가 1개인 모형의 BIC와 HQIC는 각각 117,300, 116,700이었으며, 이는 임계점의 개수를 2개 또는 3개로 지정한 모형에 비해 작았다. 따라서, 정규직의 경우, 임계점의 개수가 1개인 모형을 최종 모형으로 선택했다. 비정규직의 경우에도, 선형회귀모형보다 임계점을 1개 도입한 모형이 더 효율적인 것으로 나타났다. 또한, 임계점의 개수가 1개인 모형의 BIC와 HQIC가 각각 33,167, 32,661로 추정되었으며, 다른 모형과 비교했을 때, 가장 작은 것을 확인할 수 있었다. 따라서, 비정규직 분석에서도 임계점이 1개인 모형을 최종모형으로 선택했다.

정규직과 비정규직으로 층화하여 주당 노동시간과 심리적 건강의 연관성을 검토한 결과는 다음과 같다 (Table 3). 정규직의 경우, 노동시간과 심리적 건강의 연관성이 달라지는 임계점은 44시간인 것으로 나타났다. 임계점 초과구간에서 높은 노동시간은 나쁜 심리적 건강과 통계적으로 유의한 양의 관계가 있는 것으로 나타났고 ( $\beta : 0.14$ , 95% CI: 0.09, 0.19), 반면에 임계점 이하구간에서는 통계적으로 유의한 연관성이 관찰되지 않았다. 비정규직에서의 임계점은 정규직과는 다르게 40시간으로 나타났다. 또한, 높은 노동시간은 나쁜 심리적 건강과 임계점 초과구간에서 양의 관계가 ( $\beta : 0.09$ , 95% CI: 0.01, 0.17), 임계점 이하구간에서 음의 관계가 ( $\beta : -0.22$ , 95% CI:  $-0.37$ ,  $-0.08$ ) 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

#### IV. 논의

본 연구는 한국의 전일제 임금노동자를 대상으로 주당 노동시간과 심리적 건강의 비선형적 연관성을 확인하였다. 임계점을 초과할 경우, 정규직 (>44시간)과 비정규직 (>40시간) 모두에서 주당 노동시간이 증가할수록 심리적 건강수준이 부정적으로 나타났다. 이러한 결과는 한국의 전일제 노동자를 대상으로 노동시간과 우울증상의 연관성을 살펴본 연구에서 나타난 주당 35-40시간 일하는 노동자에 비해 68시간 이상 일하는 노동자가 우울증상을 보고할 가능성이 높은 결과와 일치한다[12].

이러한 결과는 다음과 같은 이유로 설명될 수 있다. 첫째, 장시간 노동으로 인해 노동자들은 피로를 회복할 시간을 부족해지거나 생활습관을 불규칙이 불규칙해질 수 있다. 이러한 피로감과 불규칙한 생활습관은 수면장애의 가능성을 높이고, 더 나아가 심리적 건강에 부정적인 결과를 야기할 수 있다 [15]. 둘째, 장시간 노동은 일-가정 양립갈등을 초래할 수 있다 [16]. 예를 들어, 장시간 노동으로 집안일을 적게 참여하게 되거나 가족과 함께 보내는

시간을 감소하여 자녀를 포함한 가족과의 관계가 나빠질 수 있다. 이러한 상황에서 발생하는 일-가정 양립갈등은 노동자의 심리적 건강에 부정적 영향을 미칠 수 있다[17-19].

또한, 본 연구에서 정규직의 경우, 임계점 이하구간에서 노동시간과 심리적 건강의 연관성이 나타나지 않았다. 이와 같은 결과는 장시간 노동이 심리적 건강에 부정적 영향을 미치는 과정을 고려하여 해석할 수 있다. 임계점 이하 구간의 노동자들은 같은 구간 내에서 더 많은 노동시간을 갖더라도 임계점 초과 구간의 노동자보다 절대적인 노동시간이 짧다. 따라서 절대적인 노동시간을 고려한다면, 임계점 이하의 구간에서는 노동시간이 증가하더라도 피로를 회복할 시간이 부족하거나 가족과 보내는 시간이 부족한 상황이 빈번하게 발생하지 않을 수 있다.

반면, 임계점 이하 구간의 비정규직 노동자에서 노동시간이 증가함에 따라 심리적 건강수준이 좋아지는 결과 또한 주목할 필요가 있다. 기존 연구는 특정 노동시간 이하에서 노동시간의 증가로 인한 일에 대한 신체적, 정신적 숙련도 향상이 노동으로 인한 피로보다 더 높을 수 있다고 보고했다[20]. 이러한 직무숙련도는 소진을 감소시킬 수 있으며[21], 이를 통해 건강에 긍정적인 효과를 미칠 수 있다 [22]. 하지만 임계점 이하 구간에서 정규직 노동자의 심리적 건강수준은 38.5이며, 비정규직 노동자의 심리적 건강수준은 43.2인 것을 고려하면, 비정규직 노동자들에서만 나타난 심리적 건강에 대한 노동시간의 긍정적 효과는 조심해서 해석할 필요가 있다.

마지막으로 본 연구에서 정규직과 비정규직에 따라 노동시간과 부정적 심리적 건강의 연관성이 나타나는 임계점이 다른 것을 확인했다. 기존연구에 따르면, 비정규직 노동자는 정규직 노동자에 비해 위험요인 노출이 더 쉬운 작업장에서 일할 수 있다 [23]. 예를 들어, 고용불안, 차별 등 직장 내 심리

적 요인들이 비정규직 노동자의 건강을 악화시킬 수 있다. 비정규직 노동자들은 이와 같은 위험한 작업환경과 [24], 직장 내 차별 등에 노출되지만 [25] 정규직 노동자들에 비해 임금 상승, 승진 기회 등 장시간 노동에 대한 보상은 기대하기 힘들기 때문에 [26] 임계점이 낮을 수 있다. 반대로 정규직 노동자의 초과노동이 승진 혹은 임금 상승 등의 보상과 교환될 수 있다는 기대로 정규직 노동자의 경우 비정규직 노동자에 비해 노동시간 임계점이 높게 나타났을 수 있다.

본 연구는 다음과 같은 한계점을 지닌다. 첫째, 본 연구가 분석한 5차 KWCS 자료는 단면조사이기 때문에, 주당 노동시간과 심리적 건강의 사이의 시간적 선후관계에 대해 주의할 필요가 있다. 예를 들어, 심리적 건강수준이 낮은 노동자들이 건강문제를 이유로 적은 시간의 노동을 하고 있을 수 있는 역-인과관계의 가능성을 배제할 수 없다. 한국복지패널 2011년부터 2013년까지의 자료를 이용하여 장시간 노동과 우울증상의 연관성을 분석한 연구를 고려하면[12], 본 연구에서 나타난 장시간 노동이 심리적 건강에 미치는 영향은 역-인과관계의 가능성이 낮을 수 있다고 생각될 수 있다. 하지만, 임계점 이하 구간의 비정규직 노동자들에서 나타난 심리적 건강수준에 대한 노동시간의 긍정적 효과를 검토한 종단연구는 찾기 어려웠다. 따라서 향후 연구에서는 패널데이터를 이용하여 노동시간과 건강의 연관성을 변화시키는 임계점을 찾고, 임계점에 따라 연관성이 어떠한 양상으로 관찰되는지 검토할 필요가 있다. 둘째, 본 연구에서 사용한 주당 노동시간은 준거기간이 없는 자기기입형 문항으로 측정되었다. 따라서 위에서 언급한 역-인과관계를 데이터로 세밀하게 확인하기 어려울 뿐만 아니라, 지난 1년 동안 노동시간의 변화가 있었던 노동자들과 그렇지 않은 노동자들 사이에서 주당 노동시간의 준거기간

의 차이가 생겼을 수 있다. 따라서 향후 연구에서는 노동시간에 대한 행정자료를 분석하거나, 주된 직장에서 노동시간 변화 여부가 빈번했는지 여부를 통계적으로 보정될 필요가 있다. 이와 같은 한계점에도 불구하고, 본 연구는 국가대표성 있는 자료인 5차 KWCS를 이용하여 정규직과 비정규직에 따른 노동시간과 심리적 건강의 연관성이 달라지는 임계점을 찾고, 임계점에 따라 노동시간과 심리적 건강의 연관성을 확인한 국내 첫 연구라는 의의가 있다. 본 연구는 주당 노동시간과 심리적 건강의 연관성이 달라지는 임계점을 찾고 임계점에 따라 노동시간이 심리적 건강에 미치는 영향을 정규직과 비정규직으로 층화하여 확인했다. 연구결과, 정규직과 비정규직의 임계점은 각각 주당 44시간, 40시간인 것으로 나타났다. 따라서 노동시간과 건강의 연관성에 대한 추후 연구는 장시간 노동을 정의할 때 일관적인 기준을 사용하는 것이 아니라 고용형태에 따라 세부적으로 고려해야 할 필요가 있다. 더 나아가, 산업재해로 인정받는 노동시간 기준을 설정할 때에도 일정한 노동시간이 아닌, 고용형태를 고려한 판단이 필요하다.

또한, 정규직과는 다르게, 임계점 이하 구간의 비정규직 노동자들에서 심리적 건강에 대해 노동시간의 긍정적 효과가 나타났다. 따라서 추후 장시간 노동뿐만 아니라, 임계점 이하, 즉, 낮은 노동시간의 건강 효과를 검토할 필요가 있다. 마지막으로, 한국에서 과로사는 뇌심혈관계에 집중되어 있다. 하지만, 본 연구에서 임계점 초과 구간에서 노동시간이 증가함에 따라 심리적 건강수준이 낮아지는 것이 나타난 것을 고려한다면, 과로사의 질병기준을 뇌심혈관계에 국한하는 것이 아니라 심리적 건강을 포함한 보다 포괄적인 관심이 필요하다.

Table1. Distribution of study population, poor psychosocial well-being, and working hours per week by key covariates

Variables	Total N (%)	Poor psychological well-being		Working hours per week	
		Mean (SD)	P-value <sup>a</sup>	Mean (SD)	P-value <sup>a</sup>
Total	25,088	40.60 (20.0)		45.18 (9.5)	
Gender			0.099		<0.001
Male	12,965 (51.7)	40.80 (20.3)		46.19 (10.1)	
Female	12,123 (48.3)	40.38 (19.7)		44.11 (8.7)	
Age			<0.001		<0.001
19-29	2,696 (10.8)	36.98 (19.3)		45.64 (8.9)	
30-39	6,150 (24.5)	38.41 (19.5)		44.74 (8.2)	
40-49	6,900 (27.5)	40.31 (19.9)		44.40 (7.9)	
50-59	6,039 (24.1)	41.95 (20.0)		45.27 (9.4)	
60 or more	3,303 (13.2)	45.73 (20.5)		47.08 (13.8)	
Residential area			<0.001		<0.001
Seoul	3,603 (14.4)	41.50 (19.2)		47.14 (10.7)	
Busan	1,837 (7.3)	37.68 (17.0)		44.89 (9.7)	
Daegu	1,371 (5.5)	37.51 (19.2)		46.21 (10.1)	
Incheon	1,689 (6.7)	40.67 (21.5)		46.28 (9.5)	
Gwangju	1,231 (4.9)	38.88 (15.1)		43.34 (8.2)	
Daejeon	1,284(5.1)	37.42 (18.5)		44.42 (8.6)	
Ulsan	1,129 (4.5)	38.88 (18.8)		44.12 (9.3)	
Sejong	141 (0.6)	30.61 (15.9)		43.77 (9.1)	
Gyeonggi-do	4,568 (18.2)	40.92 (20.6)		45.61 (9.0)	
Gangwon-do	757 (3.0)	42.85 (24.2)		44.39 (9.7)	
Chungcheongbuk-do	1,047 (4.2)	40.46 (19.6)		44.89 (9.2)	
Chungcheongnam-do	1,145 (4.6)	40.22 (19.8)		43.32 (7.6)	
Jeollabuk-do	994 (4.0)	41.71 (17.8)		43.70 (7.5)	
Jeollanam-do	796 (3.2)	43.10 (21.5)		44.33 (9.9)	
Gyeongsangbuk-do	1,076 (4.3)	42.84 (19.8)		45.40 (10.2)	
Gyeongsangnam-do	1,621 (6.5)	39.62 (20.8)		44.65 (9.4)	
Jeju-do	799 (3.2)	52.13 (24.7)		43.54 (9.5)	
Type of occupation			<0.001		<0.001
Senior manager	134 (0.5)	38.84 (20.4)		42.62 (5.3)	
Professional/technical	5,009 (20.0)	38.06 (19.2)		42.66 (6.5)	
Clerical	6,077 (24.2)	38.05 (19.3)		42.26 (5.1)	
Service	2,351 (9.4)	41.06 (19.5)		49.07 (12.1)	
Sales	3,520 (14.0)	39.94 (19.4)		47.56 (9.9)	
Agriculture, forestry and fishery industry	103 (0.4)	51.07 (22.4)		44.38 (11.5)	
Skilled	2,259 (9.0)	42.88 (20.5)		46.37 (9.1)	
Machine operator	2,640 (10.5)	42.50 (20.0)		46.58 (9.4)	
Unskilled	2,908 (11.6)	47.18 (21.2)		47.62 (14.2)	
Soldier	87 (0.4)	32.37 (22.6)		42.46 (4.7)	
Monthly income (1000KRW)			<0.001		<0.001
<2000	8,302 (33.1)	42.57 (20.0)		44.94 (11.0)	
2000-2999	8,143 (32.5)	40.44 (20.1)		46.18 (9.2)	
3000-3999	5,077 (20.2)	39.39 (19.7)		44.92 (8.1)	
≥4000	3,566 (14.2)	38.09 (19.8)		43.83 (7.5)	

▶ 가작

Education			<0.001		<0.001
≤High school	10,658 (42.5)	43.84 (20.4)		47.11 (11.5)	
College graduate	5,058 (20.2)	39.96 (19.8)		45.54 (8.4)	
≥University graduate	9,372 (37.4)	37.25 (19.0)		42.79 (6.5)	
Occupational status			<0.001		0.649
Full-time employee	21,697 (86.5)	39.99 (19.7)		45.17 (8.9)	
Temporary employee or day employee	3,391 (13.5)	44.46 (21.2)		45.25 (12.6)	
Exact term of employment			<0.001		0.0115
Not set	22,406 (89.3)	40.35 (19.9)		45.13 (9.2)	
Set	2,682 (10.7)	42.69 (20.9)		45.62 (11.6)	
Subcontract			<0.001		<0.001
No	23,935 (95.4)	40.18 (19.8)		45.11 (9.2)	
Yes	1,153 (4.6)	49.15 (21.0)		46.63 (14.0)	
Shift work			<0.001		<0.001
Yes	2,848 (11.4)	40.35 (19.9)		44.69 (8.9)	
No	22,240 (88.7)	42.51 (20.6)		49.02 (12.6)	
Type of workplace			<0.001		<0.001
Public sector	2,743 (10.9)	37.70 (20.1)		41.61 (6.5)	
Joint private-public organization or company	321 (1.3)	39.61 (20.8)		42.07 (6.5)	
NGO	162 (0.7)	38.69 (20.4)		43.40 (9.2)	
Private sector	21,862 (87.1)	40.99 (19.9)		45.69 (9.7)	
Enterprise size (No. of workers)			0.0009		<0.001
≤9	10,241 (40.8)	41.10 (19.9)		47.03 (10.9)	
10-249	12,596 (50.2)	40.38 (20.0)		44.05 (8.3)	
≥250	2,251 (9.0)	39.55 (20.3)		43.11 (6.8)	

a: P-value of the ANOVA comparing the poor psychological well-being and working hours per week across the different groups.

Table 2. Linear regression and threshold regression model fits

Statistics	Permanent				Precarious			
	Model 1 <sup>a</sup>	Model 2 <sup>b</sup>	Model 3 <sup>c</sup>	Model 4 <sup>d</sup>	Model 1 <sup>a</sup>	Model 2 <sup>b</sup>	Model 3 <sup>c</sup>	Model 4 <sup>d</sup>
SSR	7,165,968	7,121,000	7,088,000	7,088,000	2,214,543	2,176,000	2,142,000	2,151,000
BIC	172,770	117,300	117,800	118,300	47,831	33,167	33,718	34,082
HQIC		116,700	116,900	117,100		32,661	32,895	33,088

a Linear regression model

b Threshold regression model with 1 threshold value

c Threshold regression model with 2 threshold values

d Threshold regression model with 3 threshold values



Table 3. Association between working hours per week and poor psychological well-being in 2017 in South Korea

	Permanent (N=19,736) <sup>b</sup>		Precarious (N=5,352) <sup>c</sup>	
	Bficient	95% CI	Bficient	95% CI
Less or equal the threshold	-0.004	(-0.15, 0.15)	-0.22***	(-0.37, -0.08)
More the threshold	0.14***	(0.09, 0.19)	0.09*	(0.01, 0.17)

Adjusted for age, sex, region, education, monthly income, job, occupational status, exact term of employment, subcontract, shift work, type of workplace

\*P<0.05; \*\*P<0.01; \*\*\*p<0.001

b Threshold value: 44 hours/week

c Threshold value: 40 hours/week

## 참고문헌

정연, et al., 과로로 인한 한국사회 질병부담과 대응방안. 2018, 한국보건사회연구원.

European, U., Directive 2003/88/EC of the European Parliament and of the Council of 4 November 2003 concerning certain aspects of the organisation of working time. Official Journal of the European Union, 2003. 299(46): p. 9-19.

근로기준법, 제50조(근로시간), 제52조(탄력적 근로시간제). 2018.

Organization for Economic Cooperation and Development, Hours worked(indicator). 2020.

International Labour Organization Database, Average annual hours actually worked per worker. 2020.

Kivim ki, M., et al., Long working hours and risk of coronary heart disease and stroke: a systematic review and meta-analysis of published and unpublished data for 603 838 individuals. The Lancet, 2015. 386(10005): p. 1739-1746.

Dembe, A.E., et al., The impact of overtime and long work hours on occupational

injuries and illnesses: new evidence from the United States. Occupational and environmental medicine, 2005. 62(9): p. 588-597.

고용노동부, 뇌혈관 질병 또는 심장 질병 및 근골격계 질병의 업무상 질병 인정 여부 결정에 필요한 사항. 2017.

Jeong, I., et al., Working hours and cardiovascular disease in Korean workers: a case-control study. Journal of occupational health, 2013. 55(5): p. 385-391.

Cho, S.-S., et al., Working hours and self-rated health over 7 years: gender differences in a Korean longitudinal study. BMC public health, 2015. 15(1): p. 1287.

Yoon, J.-H., et al., Relationship between long working hours and suicidal thoughts: nationwide data from the 4th and 5th Korean National Health and Nutrition Examination Survey. PLoS one, 2015. 10(6).

Kim, W., et al., Effect of working hours and precarious employment on depressive symptoms in South Korean employees: a longitudinal study. Occup Environ Med, 2016. 73(12): p. 816-822.

- Topp, C.W., et al., The WHO-5 Well-Being Index: a systematic review of the literature. *Psychotherapy and psychosomatics*, 2015, 84(3): p. 167-176.
- Hansen, B.E., Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference. *Journal of econometrics*, 1999, 93(2): p. 345-368.
- Bannai, A. and A. Tamakoshi, The association between long working hours and health: a systematic review of epidemiological evidence. *Scand J Work Environ Health*, 2014, 40(1): p. 5-18.
- Hill, E.J., et al., Finding an extra day a week: The positive influence of perceived job flexibility on work and family life balance. *Family relations*, 2001, 50(1): p. 49-58.
- Cha, S., Associations between paid work hour and time pressure: focused on the role of rest and leisure. *Popul Assoc Korea*, 2014, 37: p. 25-52.
- Harrington, J.M., Health effects of shift work and extended hours of work. *Occupational and Environmental medicine*, 2001, 58(1): p. 68-72.
- Grant-Vallone, E.J. and S.I. Donaldson, Consequences of work-family conflict on employee well-being over time. *Work & stress*, 2001, 15(3): p. 214-226.
- Lee, D. and H. Lim, Multiple Thresholds in the Nexus between Working Hours and Productivity. *Contemporary Economic Policy*, 2017, 35(4): p. 716-734.
- Rafferty, Y., R. Friend, and P.A. Landsbergis, The association between job skill discretion, decision authority and burnout. *Work & stress*, 2001, 15(1): p. 73-85.
- Peterson, U., et al., Burnout and physical and mental health among Swedish healthcare workers. *Journal of advanced nursing*, 2008, 62(1): p. 84-95.
- Benach, J. and C. Muntaner, Precarious employment and health: developing a research agenda. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 2007, 61(4): p. 276-277.
- Sverke, M., J. Hellgren, and K. N swall, No security: a meta-analysis and review of job insecurity and its consequences. *Journal of occupational health psychology*, 2002, 7(3): p. 242.
- Ferrie, J.E., et al., Flexible labor markets and employee health. *SJWEH Supplements*, 2008(6): p. 98-110.
- Siegrist, J., Adverse health effects of high-effort/low-reward conditions. *Journal of occupational health psychology*, 1996, 1(1): p. 27.