

제11회 사업체패널 학술대회

11th WPS(Workplace Panel Survey) Conference



- 일시: 2021년 12월 9일(목) 10:00~17:10
- 장소: HJ 비즈니스센터 광화문점(동화면세점 건물 20층)
- 주최: 한국노동연구원, 한국고용노사관계학회, 한국노동경제학회, 한국산업노동학회, 한국인사관리학회

프로그램 Program

10:00~10:15	등록
10:15~10:30	개회사 및 대학원생 우수논문 시상 - 세미나룸A 황덕순(한국노동연구원 원장)
세션1 10:30~12:00	특별세션 - 세미나룸A 사회자: 성재민(한국노동연구원)
	. 스마트공장 도입이 생산직 근로자의 임금에 미친 영향 분석 발표자 : 박경원(한양대) 토론자 : 김우영(공주대)
	. 사업체 안전망 격차와 아픈 근로자의 노동공급 발표자 : 권정현(KDI) 토론자 : 박선영(산업안전보건연구원)
	. 코로나19에 대한 사업체 대응과 고용 변동 발표자 : 윤자영(충남대) 토론자 : 최충(건국대)
	환경변화 - 세미나룸B 사회자: 이정희(한국노동연구원)
	. 최저임금 인상이 사업체의 임금 및 복지에 끼친 영향 발표자 : 이환웅 · 고창수(한국조세재정연구원) 토론자 : 강승복(건설근로자공제회)
	. 공공기관 지방이전이 조직에 미친 영향 분석 발표자 : 고영우(한국노동연구원) 토론자 : 이시균(한국고용정보원)
	경영참여 - 세미나룸C 사회자: 김주일(한국기술교육대)
	. 근로자 제안제도와 기술혁신 발표자 : 김동배 · 이인재(인천대) 토론자 : 노용진(서울과학기술대)
	. 근로자 대표기구 인사관리 의사결정참여와 인사부서의 전략적 역할 그리고 청년·중장년층 근로자 비율과의 관계 탐색 발표자 : 김현동(동국대) 토론자 : 손동희(한국고용노동연구원)
. 하도급거래비중과 인사관리유형 및 혁신 사이의 종단적 관계 발표자 : 이동진(한국기술교육대) 토론자 : 송민수(한국노동연구원)	
12:00~13:00	점심식사: 점심식사는 무료로 제공됩니다.
세션2 13:00~14:30	자동화 - 세미나룸A 사회자: 배규식(경제사회노동위원회)
	. 중소기업 내 스마트기술의 경영성과 효과 발표자 : 노용진(서울과학기술대) · 노세리(한국노동연구원) 토론자: 최영섭(한국기술교육대)
	. 스마트공장과 노동수요의 변화 발표자: 이창근(KDI School) 토론자: 방형준(한국노동연구원)
	. 자동화 도입수준이 직종별 근로자의 업무량에 미치는 영향: 자동화의 도입목적에 따른 탐색적 연구 발표자 : 박지성(충남대) · 옥지호(강원대) 토론자 : 류성민(경기대)

세션2 13:00~14:30	고용정책 - 세미나룸B 사회자: 황규성(한신대)
	.Would Legislation for Mandatory Retirement Affect Actual Employment? 발표자 : 남재량(한국노동연구원) 토론자 : 이인재(인천대)
	.임금피크제 도입 시기 결정요인 탐색: 제도유형별 경쟁사건 사건사 분석 발표자 : 주익현(광운대) 토론자 : 이승호(한국노동연구원)
	.임금피크제의 연령층별 고용효과 연구 발표자 : 남재량(한국노동연구원) 토론자 : 지은정(한국고용정보원)
	임금제도 - 세미나룸C 사회자: 유병홍(고려대)
14:30~14:40	.임금 구조와 신기술 도입: 고임금 구조는 공정자동화를 야기하는가? 발표자 : 심명규 · 양희승 · 정서윤(연세대) 토론자 : 고영우(한국노동연구원)
	.직무급 공식화의 영향요인과 효과 분석 발표자 : 이상민 · 하지동(한양대) 토론자 : 김윤호(고려대)
	.성과배분과 임금수준 발표자 : 이인재 · 김동배(인천대) 토론자 : 김주일(한국기술교육대)
	휴식
세션3 14:40~15:50	고용관계의 현 단계 - 세미나룸A 사회자: 이규용(한국노동연구원)
	.코로나 19가 제조기업의 운영에 미치는 영향: 전망 이론을 중심으로 발표자 : 정도범(한국과학기술정보연구원) 토론자 : 이상민(한양대)
	.기업의 해외진출이 여성 고용에 미치는 영향 발표자 : 김대환(동아대) 토론자 : 최효미(육아정책연구소)
	내부노동시장 - 세미나룸C 사회자: 장홍근(한국노동연구원)
	.유연근무제 활용의 디커플링과 직무분석 활용의 조절효과에 관한 연구 발표자 : 홍종윤 · 장홀 · 오재원(한양대) 토론자 : 신민주(국민대)
15:50~16:00	.중소제조기업의 교육훈련투자 결정요인 분석 발표자 : 최계원 · 이영민(숙명여대) 토론자 : 황성수(직업능력연구원)
	휴식
세션4 16:00~17:10	인적자원관리와 혁신 - 세미나룸A 사회자: 조성재(한국노동연구원)
	.스마트 공장과 청년고용 발표자 : 김미희(한국국방연구원) · 노세리(한국노동연구원) 토론자 : 박양신(산업연구원)
	.사업장의 스마트 환경관리를 위한 직무자율성 변화와 혁신 관련요인 : 잠재성장모형을 중심으로 발표자 : 이경호(한국대학교육협의회) 토론자 : 신현구(한국노동연구원)
	대학원생 논문경진대회 - 세미나룸B 사회자: 장인성(한국노동연구원)
	.기업의 교육훈련투자 결정요인과 자발적 이직률에 관한 연구 발표자 : 김민정(서울대)
16:00~17:10	.코로나19로 인한 고용충격-제조업을 중심으로 발표자 : 도미닉 피르트너(충남대)
	.혁신관행이 기업혁신에 미치는 영향: 직무자율성과 저성과자 관리제도를 중심으로 발표자 : 최형진(한양대) 토론자 : 김승철(고려대)
	사업체의 고용변화 - 세미나룸C 사회자: 권순식(창원대)
	.고용의 질이 조직 운영성과에 미치는 영향 : 조직 지위의 조절효과 발표자 : 김건식(경희대) 토론자 : 오진욱(한국노동연구원)
	.주52시간 근무제가 기업의 고용과 기업성과에 미친 영향 분석 발표자 : 신우리 · 김난주(한국여성정책연구원) 토론자 : 손연정(한국노동연구원)

모시는 글

한국노동연구원에서 생산하는 사업체패널조사의 학술대회가 어느덧 11회를 맞이하게 되었습니다. 한국노동연구원은 정확한 조사 자료의 구축이 적절한 정책수립의 첫걸음이라는 인식하에 일찍이 양질의 데이터를 구축하고 보급하는 것을 기관의 주요 사명 중 하나로 인식하고 실천해왔습니다.

사업체는 생산이 이루어지는 구체적 공간이며, 동시에 노동시장을 규율하는 여러 가지 제도가 시행되는 내부노동시장의 기초단위입니다. 한국노동연구원은 지난 2005년부터 사업체 단위가 갖는 중요성에 주목하고, 이에 대한 체계적이고 종단적인 조사가 필요하다는 원내외 요구에 부응하고자 사업체패널조사(Workplace Panel Survey)를 실시해 왔습니다.

사업체패널조사는 사업체의 고용, 인적자원관리, 노사관계 현황 등 사업체 전반의 다양한 정보를 격년으로 추적·조사하는 종단면조사입니다. 올해의 학술대회는 2015년에 대폭 확충된 추가표본을 포함하여 총 3,400여개 사업체의 조사결과를 공개하고 연구성과를 공유하는 뜻깊은 자리입니다.

특히 이번 학술대회에 공개되는 'WPS2019 베타버전'자료는 기존 패널자료의 연속성을 유지하면서도 다음과 같은 사항이 개선되었습니다. 우선, 자동화 및 스마트 공장의 확산 등 변화된 상황에 조응하는 조사내용을 새롭게 포함하였습니다. 두 번째로, 코로나19가 미친 영향의 중요성을 감안하여 2019년을 조사대상기간으로 하는 조사임에도 불구하고 2020년에 코로나19가 사업체에 미친 영향을 추가로 조사하였습니다.

앞으로 우리나라 노동시장과 노사관계 현실을 정확히 인식하고, 기업의 경쟁력과 임금근로자의 삶의 질 향상에 이바지할 수 있는 정책을 수립하는 과정에 본 조사가 더욱 큰 역할을 할 수 있도록 지속적인 관심을 부탁드립니다. 특히 이번 학술대회에 참석하시어 자리를 빛내주시면 감사하겠습니다.

2021년 12월

한국노동연구원 원장 **황 덕 순**

차례 Contents

세션 01

특별세션

사회자 : 성재민(한국노동연구원)

- ◆ 스마트공장 도입이 생산직 근로자의 임금에 미친 영향 분석
박경원(한양대학교) 13
- ◆ 사업체의 근로조정과 아픈 근로자의 노동공급
권정현(KDI) 37
- ◆ 코로나19에 대한 사업체 대응과 고용 변동
윤자영(충남대학교) 57

환경변화

사회자 : 이정희(한국노동연구원)

- ◆ 최저임금 인상이 사업체의 임금 및 복지에 끼친 영향
이환웅(한국조세재정연구원), 고창수(한국조세재정연구원) 87
- ◆ 공공기관 지방이전이 조직에 미친 영향 분석
고영우(한국노동연구원) 105

경영참여

사회자 : 김주일(한국기술교육대학교)

- ◆ 근로자 제안제도와 기술혁신
김동배(인천대학교), 이인재(인천대학교) 127
- ◆ 근로자 대표기구 인사관리 의사결정참여와 인사부서의 전략적 역할 그리고 청년·중장년층 근로자 비율과의 관계 탐색
김현동(동국대학교)..... 141
- ◆ 하도급거래비중과 인사관리유형 및 혁신 사이의 종단적 관계
이동진(한국기술교육대학교)..... 157

세션 02

자동화

사회자 : 배규식(경제사회노동위원회)

- ◆ 중소기업 내 스마트기술의 경영성과 효과
노용진(서울과학기술대학교), 노세리(한국노동연구원) 173
- ◆ 스마트공장과 노동수요의 변화
이창근(KDI School) 197
- ◆ 자동화 도입수준이 직종별 근로자의 업무량에 미치는 영향: 자동화의 도입목적에 따른 탐색적 연구
박지성(충남대학교), 옥지호(강원대학교) 211

고용정책

사회자 : 황규성(한신대학교)

- ◆ Would Legislation for Mandatory Retirement Affect Actual Employment?
남재량(한국노동연구원) 231
- ◆ 임금피크제 도입 시기 결정요인 탐색: 제도유형별 경쟁사건 사건사 분석
주익현(광운대학교) 253

- ◆ 임금피크제의 연령층별 고용효과 연구
남재량(한국노동연구원) 267

임금제도

사회자 : 유병홍(고려대학교)

- ◆ 임금 구조와 신기술 도입: 고임금 구조는 공정자동화를 야기하는가?
심명규(연세대학교), 양희승(연세대학교), 정서운(연세대학교) 297
- ◆ 직무급 공식화의 영향요인과 효과 분석
이상민(한양대학교), 하치동(한양대학교) 327
- ◆ 성과배분과 임금수준
이인재(인천대학교), 김동배(인천대학교) 341

세션 03

고용관계의 현 단계

사회자 : 이규용(한국노동연구원)

- ◆ 코로나 19가 제조기업의 운영에 미치는 영향: 전망 이론을 중심으로
정도범(한국과학기술정보연구원) 357
- ◆ 기업의 해외진출이 여성 고용에 미치는 영향
김대환(동아대학교) 375

내부노동시장

사회자 : 장홍근(한국노동연구원)

- ◆ 유연근무제 활용의 디커플링과 직무분석 활용의 조절효과에 관한 연구
홍종윤(한양대학교), 장흠(한양대학교), 오재원(한양대학교) 397
- ◆ 중소기업의 교육훈련투자 결정요인 분석
최계원(숙명여자대학교), 이영민(숙명여자대학교) 423

세션 04

인적자원관리의 혁신

사회자 : 조성재(한국노동연구원)

- ◆ 스마트 공장과 청년고용
김미희(한국국방연구원), 노세리(한국노동연구원) 441
- ◆ 사업장의 스마트 환경관리를 위한 직무자율성 변화와 혁신 관련요인 :
잠재성장모형을 중심으로
이경호(한국대학교육협의회) 457

사업체의 고용변화

사회자 : 권순식(창원대학교)

- ◆ 고용의 질이 조직 운영성과에 미치는 영향 : 조직 지위의 조절효과
김건식(경희대학교) 479
- ◆ 주52시간 근무제가 기업의 고용과 기업성과에 미친 영향 분석
신우리(한국여성정책연구원), 김난주(한국여성정책연구원) 511

대학원생 논문경진대회

사회자 : 장인성(한국노동연구원)

- ◆ 기업의 교육훈련투자 결정요인과 자발적 이직률에 관한 연구
김민정(서울대학교) 527
- ◆ 코로나19로 인한 고용충격-제조업을 중심으로
도미닉 피르트너(충남대학교) 549
- ◆ 혁신관행이 기업혁신에 미치는 영향: 직무자율성과 저성과자 관리제도를 중심으로
최형진(한양대학교) 581



세션 01

특별세션

사회자 : 성재민(한국노동연구원)

- ◆ 스마트공장 도입이 생산직 근로자의 임금에 미친 영향 분석
박경원(한양대학교) 13
- ◆ 사업체의 근로조정과 아픈 근로자의 노동공급
권정현(KDI) 37
- ◆ 코로나19에 대한 사업체 대응과 고용 변동
윤자영(충남대학교) 57

스마트공장 도입이 생산직 근로자의 임금에 미친 영향 분석

박 경 원*

1990년대 후반부터 숙련(skill) 편향적 기술혁신과 직업 양극화 논의를 기반으로 한 임금불평등에 대한 연구가 활발하게 진행되어왔지만, 사업체 수준의 임금불평등 연구는 많지 않다. 본 연구는 사업체패널조사의 2019년 조사 자료와 자동화 및 스마트공장 부가조사, 그리고 고용보험DB를 이용하여 스마트공장 도입과 근로자 참여 수준이 생산직 근로자의 임금 수준과 격차에 미치는 영향을 분석하였다. 제조 및 생산 공정을 보유한 1,062개 사업장을 대상으로 한 횡단면 회귀분석의 결과는 다음과 같다. 스마트공장 기술 변수들은 임금 수준과 격차에 유의미한 영향을 미치지 않은 반면 근로자 참여 수준은 임금 수준을 높이고 임금 격차는 낮추는 것으로, 그리고 스마트공장 기술 변수들과 근로자 참여 수준 간의 상호작용은 없는 것으로 나타났다. 스마트공장 도입의 효과가 나타나지 않은 가능성들에 대해 논의하고 정책적 함의를 제시하였다.

주요용어 : 스마트공장, 자동화, 근로자 참여제도, 임금 수준, 임금격차

1. 들어가는 글

임금 불평등이 확대되는 원인들 중의 하나로 신기술 도입에 따른 “직업의 양극화(job polarization)”에 대한 연구가 활발하게 진행되고 있다. 직업의 양극화는 고용증가율이 임금분포의 상위와 하위에서 높게 나타나는 반면 중위에서는 낮게 나타나는 것을 의미한다(Jaimovich & Sie, 2019). 이는 절차적으로 루틴이 정의된 일상적인 직무를 수행하는 직업군의 일자리가 소멸되어 왔으며, 동시에 비일상적인 직무를 수행하는 직업군의 일자리 비중이 높아져 왔음을 가리킨다. 루틴이 정의된 일상적인 직무 직무들은 상대적으로 자동화하기 쉽기 때문에 자동화 기술 확산의 맥락에서 연구되고 있다.

자동화기계 설비와 소프트웨어 등 숙련(skill) 편향적 기술의 확산은 개인 컴퓨팅 및 정보기술 분야의 고급 인력들은 더 필요로 하게 되었으며, 이러한 고급 인력들이 기술 발전으로 인한 혜택을 더 많

* 한양대학교 에리카캠퍼스 경영학부 부교수

이 받았다(Katz와 Murphy, 1992; Katz and Autor, 1999; Autor, Katz, and Kearney, 2006; Acemoglu and Autor, 2011; 김세움, 2016), 대표적인 연구를 예로 들면, Autor, Katz, and Kearney (2006)는 직무를 일상적(routine)·비일상적(nonroutine) 작업과 육체적(manual), 인지적(cognitive) 직무로 유형화한 후 O'NET의 직무 내용과 매칭한 후 직업별 고용 구성의 변화를 분석하였다. 이들은 1980년 이후 10년 단위의 인구조사를 이용하여 시간당 중간 임금으로 직업 순위를 매긴 결과 1990년 인구조사 이후 저임금 및 고임금 직업의 고용 비율이 증가한 반면 중위 임금 직업의 고용 비중이 감소하였음을 보고하였다. 즉 기술 발전의 결과 직업의 양극화가 나타났으며, 그 결과 임금 불평등이 확대되고 있음을 제시하였다. 이후 일련의 연구들은 기술 편향적 기술혁신이 일자리 양과 질, 구조에 차별적 영향을 미치며 이 과정에서 불평등이 확대되어 왔음을 보고하고 있다(직업의 양극화에 대한 최근의 논의는 Jaimovich & Sie(2019)를 참조할 것).¹⁾

기존 연구들은 개인 수준의 데이터를 직업 또는 산업 수준으로 합산한 후 자동화 또는 ICT 기술 도입의 고용 및 임금 효과를 분석해왔다. 이러한 연구들은 장기간에 걸쳐 자동화 또는 ICT 기술로 인한 직무 내용 변화, 직업코드로 측정된 근로자들의 숙련 변화 등을 직업 또는 산업 수준에서 분석함으로써 임금불평등의 원인과 정책적 대안을 제시한다는 장점이 있다. 그러나 주요 변수인 자동화 또는 ICT기술 도입을 직접적으로 측정하지 못한다는 점과 실제 사업체의 고용 변화를 분석하지 못한다는 점에서 한계가 존재한다. 특히 기술 도입을 수행하는 주체가 개별 사업체라는 점에서 사업체 수준의 분석이 필수적이지만 그러한 분석이 많지 않다.

이상의 문제의식에서 본 연구는 스마트공장 도입과 근로자 참여제도가 생산직 근로자의 임금 수준과 격차에 어떤 변화를 미치고 있는지를 평가해보고자 한다. 스마트공장의 도입은 정보화 기술과 생산공정의 결합만을 의미하는 것이 아니라 작업조직을 통한 인간 노동과의 유기적 결합을 필요로 한다. 작업조직의 질적 변화가 수반되지 않는 스마트공장 고도화 추구는 스마트공장 기술의 현장 활용에는 한계가 있을 수밖에 없는데 이는 그 기술을 활용하는 주체는 현장 근로자들이기 때문이다. 스마트공장 도입은 근로자의 작업 내용과 방식, 그리고 생산성에 영향을 미치는데, 잠재적으로 예상되는 생산성 향상에 따른 과실을 근로자들이 얼마나 가져가는가는 지속적인 스마트공장의 활용과 향후 고도화에 중요한 이슈라 할 수 있다. 이에 생산 공정 자동화의 영향을 통제한 후 스마트공장 도입의 임금 효과를 실증하고자 한다.

스마트공장 도입과 근로자 참여제도가 근로자의 임금 수준과 격차에 미치는 영향이 크에도 불구하고 이에 대한 국내 자료를 이용한 실증논문은 많지 않다. 특히 스마트공장 도입이 최근에 확산되다 보니 더 부족한 실정이다, 스마트공장에 대한 국내 연구들은 주로 스마트공장 도입의 결정 요인과 기업 성과에 중점을 두어 왔다. 예를 들어, 노세리 외(2019)는 “일터혁신 고용효과 분석을 위한 설문조사”를 사용하여 스마트공장과 일터혁신의 통합적 관점을 기반으로 스마트공장의 도입 여부가 고용, 특히 일자리의 양과 기업의 경영성과에 미치는 영향을 분석하였다. 특히, 사업체 수준에서 자동화 기술, 보다 세부적으로는 스마트공장 기술을 포함한 정보화 기술이 임금 수준과 임금 격차에 미치는 영

1) 한편 Bessen et al.(2020)은 최근 발표된 11개의 논문들을 리뷰한 결과 자동화가 고용을 항상 감소시키는 것은 아니며, 국가, 산업, 직업 등의 특성에 영향을 받는 실증적인 문제라고 결론을 내렸다.

향에 대한 연구는 국내뿐만 아니라 해외 연구에서도 많지 않은데, 이는 설문조사를 통해 사업체의 임금 관련 자료를 수집하기도 어려울 뿐만 아니라 상대적으로 신뢰성이 낮은 편이기 때문인 것으로 생각된다. 본 연구는 사업체의 임금 수준과 격차를 2019년 『사업체패널조사』 자료와 고용보험DB를 이용하여 측정하였다.

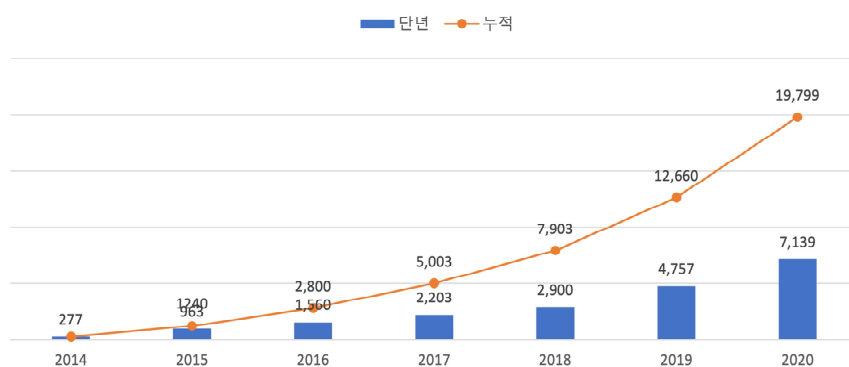
본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 먼저 제II장에서 스마트공장 도입 현황을, 그리고 제III장에서는 이론적 논의를 간략히 살펴본다. 제IV장에서 본 연구에서 사용하는 자료와 변수들을 설명한 후 제V장에서는 회귀분석 결과들을 제시한다. 마지막으로 제V장에서 분석결과를 요약하고 정책적 시사점을 도출하고자 한다.

II. 스마트공장 현황

제4차 산업혁명으로 불리울 정도로 정보통신과 정보지능 관련 기술이 발전하고 있으며, 기업들은 제품 생산에 이러한 기술혁신을 결합시킴으로써 경쟁력을 확보하기 위해 노력하고 있다. 이러한 기술 및 경쟁 환경, 그리고 국내 노동시장의 변화 속에서 기술혁신을 확산시키기 위하여 정부는 중소기업과 중견기업에 스마트공장 구축 및 고도화를 지원해오고 있다. 스마트공장의 확산은 기술 경쟁력 확보뿐만 아니라 최저임금 인상과 근로시간 단축에 따른 노동생산성과 품질 제고, 그리고 인구 고령화와 고학력화, 청년층의 중소기업 기피에 따른 인력부족에 대응하기 위한 작업환경 개선 등을 위해서도 중요하다(노용진·박경원, 2020).

<그림 1>은 2014년 이후 중소기업과 중견기업의 스마트공장 도입 현황을 보여준다. 2014년 277개 기업으로부터 시작하여 2019년 4,757개, 그리고 2020년 7,139개 기업으로 매년 급속히 확산되고 있다.

<그림 1> 스마트공장 도입 현황



출처: 중소벤처기업부 보도자료(2021년 1월 15일)

<표 1>은 도입된 스마트공장 기술들을 보여준다. 먼저 『사업체패널조사』의 부가조사에 따르면,

ERP가 58.5%로 가장 높은 비율로, 그리고 MES 29.9%, SCM 9.3%, APS 6.4%, PLM 6.0%, FEMS 2.9% 순으로 도입된 것으로 나타났다. 또한 도입한 스마트공장 기술들의 실행 수준을 살펴보면, 전혀 실행하지 않는 비율이 20.8%, 점검과 모니터링을 위해 실행하는 비율이 각각 43.8%와 31.9%, 그리고 제어와 최적화를 위해 실행하는 비율이 3.1%와 0.4%로 나타났다.

다음으로 일터혁신 고용효과 분석을 위한 설문조사에 따르면, MES와 ERP가 각각 59.1%와 52.9%로 높은 비율로, PLM 4.9%, SCM 3.6%, FEMS 1.0% 순으로 도입된 것으로 나타났다. 스마트공장 기술 활용 정도는 ① 전혀 활용되지 않음에서 ④ 매우 많이 활용까지 4점 척도로 측정되었는데, 스마트공장 기술의 실행 수준과는 별개로 도입된 기술을 얼마나 활용하는가를 측정하였다. 그 평균값은 2.6점으로, ② 조금 활용과 ③ 많이 활용의 중간 정도인 것으로 나타났다.

두 조사는 구체적 문항들에 대해서는 다르지만, 스마트공장에 도입된 기술은 ERP와 MES가 다수라는 것과 기술의 실행 수준 또는 활용 수준에 있어 사업체들 간에 편차가 존재함을 보여준다.

<표 3> 스마트공장 기술 및 실행/활용 수준 현황

구분	『사업체패널조사』 자동화 및 스마트공장 부가조사			일터혁신 고용효과 분석을 위한 설문조사			
	표본수	평균	표준편차	표본수	평균	표준편차	
MES(제조실행체계)	1,062	0.299	0.458	308	0.591	0.492	
ERP(전사적 자원관리)	1,062	0.585	0.493	308	0.529	0.500	
SCM(공급사슬관리)	1,062	0.093	0.291	308	0.036	0.186	
PLM(제품개발지원)	1,062	0.060	0.238	308	0.049	0.216	
FEMS(공장 에너지관리)	1,062	0.029	0.168	308	0.010	0.098	
APS(생산계획시스템)	1,062	0.064	0.245				
실행 ¹ /활용 ² 정도	Zero	1,062	0.208	0.406	308	2.591	0.788
	점검	1,062	0.438	0.496			
	모니터링	1,062	0.319	0.466			
	제어	1,062	0.031	0.174			
	최적화	1,062	0.003	0.061			
	자율운영	1,062	0.000	0.000			

자료: 2019년 『사업체패널조사』 자동화 및 스마트공장 부가조사, 일터혁신 고용효과 분석을 위한 설문조사

주: 1 통합정도에 대한 조작적 정의는 IV장 변수 측정을 참고; 2 “① 전혀 활용되지 않음”에서 “④ 매우 많이 활용”까지 4점 척도로 측정

스마트공장의 수준별 도입 현황을 살펴보면, 2019년 12월 말 기준으로 기초단계인 레벨 1-2단계가 77.8%로 가장 높았으며, 중간1단계인 레벨3단계 20.6%, 중간1단계인 레벨4단계는 1.6%에 불과한 것으로 나타났다. 스마트공장지원사업의 지원을 받은 중소기업들 대부분이 기초 단계에 머물러 있다고 할 수 있다. 따라서 스마트공장의 기술적 고도화와 효과적 사용을 촉진할 필요성이 제기되고 있다(노용진·박경원, 2020).

III. 문헌 연구

1. ICT와 임금

Lindbeck & Snower(2000)는 기능 부서의 전문화된 근로자 중심의 전통적인 “테일러주의적” 기업과 팀 내 다기능화와 직무 순환 중심의 “전체론적(holistic)” 기업을 구분하여 변화하는 노동 분업이 노동시장에 미치는 영향을 분석하였다. Eisele & Schneider(2020)는 이들의 구분 유형을 직무에 적용하여 “테일러주의적” 직무와 “전체론적” 직무로 구분하였다. 테일러주의적 직무는 복잡한 분석 작업이 거의 없고 자율성과 기술 활용도는 낮고 감독이 필요한 직무로, 전체론적 직무는 문제 해결과 계획 등 복잡하고 분석적인 작업을 포함하고 자율성과 기술 활용도는 높고, 감독이 부재한 직무로 정의하였다.

Eisele & Schneider(2020)는 그들의 직무 유형 중에서 전체론적 직무와 ICT 기술 사용 간의 유의미한 관계를 주장하였다. 이는 컴퓨터 사용과 근로자 자율성(Bresnahan, Brynjolfsson, & Hitt, 2002)와 기술활용 (Green, Felstead, & Gallie, 2003) 간의 관계와도 일치한다. 이들은 컴퓨터 사용과 문제 해결과 계획 등 비일상적인 분석 직무와의 관련성을 높이고, 일상적인 직무의 중요성을 감소시킨다고 보았다. 마지막으로, 근로자 참여제도들은 컴퓨터 사용과 유사한 방식으로 문제 해결과 계획, 자율성, 기술 활용에서 비일상적인 직무의 중요성을 높이는 것으로 보았다. 이들의 실증분석은 ICT 기술 사용이 전체론적 직무의 특성인 문제해결, 계획, 자율성, 그리고 기술 활용도와 통계적으로 유의한 결과를 보였다. 한편 임금 효과에 대한 분석에서는 ICT 사용을 포함하지 않고 전체론적 직무를 포함하였는데 통계적으로 유의한 결과를 보였다. 한편으로 ICT 사용의 영향이 전체론적 직무를 매개하여 임금을 높이는 것으로 해석할 수 있다.

한편 Iacovone & Lopez(2018)는 직업 양극화 연구의 맥락에서 멕시코 사업체들의 ICT 채택과 사무직과 생산직 근로자에 대한 노동 수요와 두 그룹 간 임금 격차를 분석하였다. 2009년과 2014년 사이에 패널데이터를 이용한 분석 결과 ICT 채택이 숙련 근로자에 대한 노동 수요를 증가시켰으며, 두 집단의 임금 수준을 모두 높인 반면 임금 격차를 감소시키는 것으로 나타났다.

2. 근로자 참여제도와 임금

대부분의 HRM 관행에 대한 연구들은 이러한 관행의 생산성 향상 효과에 중점을 두고 분석해 온 반면 향상된 생산성에 따른 이익을 회사와 근로자들이 공유하는 정도에 대한 연구는 많지 않은 편이다(최근의 리뷰로는 Osterman (2018)을 참조할 것). 이익을 공유하는 가장 일반적인 방법은 임금 상승이기 때문에 이러한 관행의 임금 효과는 결국 관행의 활용에 따른 과실을 근로자들이 얼마만큼 가져가는가를 의미한다.

본 연구에서는 고성능작업조직의 임금 효과와 동일한 논리로(Osterman, 2006), 근로자 참여제도의

임금 효과를 이 제도에 속한 근로자들의 임금 수준과 임금 격차에 대한 영향을 구분하여 논의한다. 먼저 근로자 참여제도는 이 제도에 속한 근로자들의 임금을 높일 것으로 예상된다. 근로자 참여는 작업조직 내 분권화의 한 방법으로 근로자가 확장된 자기 책임과 의사결정 권한을 가지고 자신이 보유한 기술과 지식을 더 적용한다는 것을 의미한다. 이렇게 높아진 근로자의 참여 수준은 참여 이전보다 직무 내용의 수준과 직무 수행에 요구되는 기술과 지식 수준이 높아지게 된다. 따라서 근로자 참여제도를 운영하는 사업체는 그렇지 않은 사업체보다 고숙련 근로자에 대한 수요가 높아지는 반면 저숙련 근로자에 대한 수요는 감소하게 되며, 그 결과 임금이 상승하게 된다. 이는 기존 근로자들의 고숙련에 대한 보상을 의미하며, 신입 직원에 대한 선택적인 선발과 교육훈련에 더 많은 투자를 한다는 것을 의미합니다. 또한 인적자본 이론에 따르면 근로자는 향상된 지식과 기술, 생산성에 대해 보상될 필요가 있는데, 근로자 참여제도를 운영하는 사업체는 높아진 생산성으로 인해 지불능력이 향상되어 보상할 수 있다. 이를 통해 근로자로부터 더 많은 노력과 충성도를 유도하고 이직률을 낮출 수 있다. 기술 편향적 조직변화에 대한 논의 또한 유사한 논리로 임금이 상승할 것으로 예상된다(Caroli and Van Reenen, 2001; Bresnahan et al., 2002)

다음으로 근로자 참여제도의 임금 격차에 대한 영향은 명확하지 않다. 한편으로 기술 편향적 조직변화에 대한 논의는 보다 명시적으로 사업체가 새로운 조직변화에 대해 적합한(즉 숙련) 근로자에 대한 높은 보상과 적합하지 않은(즉 저숙련) 근로자에 대한 낮은 보상이 제공될 것으로 예상된다. 예를 들어, 자기관리 팀을 운영하기 위해서는 리더쉽과 전문성 등 팀 활동을 수행할 수 있는 능력과 기술과 지식이 필요한데, 팀에 적합한 능력한 가진 근로자에게 더 높은 보상을 제공해야 한다(Lindbeck and Snower, 2000; Jirjahn & Kraf, 2010) 유사하게 고성능작업조직은 숙련에 대한 생산성 프리미엄을 증가시키는데, 사업체는 숙련 근로자를 성과급 등을 통해 차별적으로 보상하는 방식으로 동기부여할 유인을 가지고 있다.

다른 한편으로는 내부노동시장의 사회적 압력과 임금결정 관행들이 이러한 시장의 영향력을 억제하기 때문에 임금 격차를 감소시킬 것이라는 관점도 존재한다(Osterman, 2008). 앞에서 언급된 자기관리 팀이 기대한 성과를 내기 위해서는 팀 구성원들 간 높은 응집성을 필요로 하는데, 큰 임금 격차는 응집성을 낮출 가능성이 크다(Gerhart & Rynes, 2003). 그리고 다기능훈련과 직무순환제는 근로자들 간 기술과 숙련을 평등화하려는 시도로 볼 수 있으며, 이러한 근로자 참여제도는 임금 격차를 감소시킬 것이다.

III. 분석 자료 및 기초 통계

1. 분석 자료

본 연구에 사용된 자료는 『사업체패널조사』의 2019년 자료와 자동화 및 스마트공장 부가조사이다. 독립변수로 스마트공장 관련 기술들을 중점적으로 분석하기 때문에, 사업장에 제조 및 생산 공정을

보유한 사업장 1,062개를 표본으로 삼았다. 자연스럽게 분석 대상은 제조업의 생산 공정을 보유한 사업장으로 한정되었다.

2019년 자료로부터 생산직 근로자의 근속년수별 연봉 정보와 고용보험DB 상의 연간 총급여 정보를 이용하여 임금 수준과 격차를 측정하였다. 2019년 자료는 생산직 근로자의 근속년수별 연봉 정보에 95개의 결측치가 존재하였다. 고용보험DB는 근로자의 생년월일, 성별, 채용·취득일자, 상실·이직일자, 상실사유 코드, 직종코드, 연보수총액 등에 대한 정보를 제공한다. 사업체의 모든 근로자들이 포함된 것은 아니며, 소규모 사업체는 생산직으로 식별된 근로자가 1명에 해당하는 경우도 존재하였다. 이 경우 임금 수준은 계산될 수 있으나 변동계수로 측정된 임금 격차는 계산될 수 없기 때문에 표본에서 누락이 발생하였다. 그 결과 고용정보DB의 임금 수준 결측치는 144개, 그리고 임금 격차 결측치는 155개가 발생하였다. 종합하면 종속변수의 자료 원천과 특성으로 인해 표본의 크기는 967개~907개로 감소하였다.

2. 변수 측정

가. 종속변수

종속변수는 크게 『사업체패널조사』의 2019년 자료와 고용보험DB를 이용하여 측정하였다. 먼저, 『사업체패널조사』 자료 중에서 “작년 한 해 동안 {사무.전문직/생산직/서비스.판매직} 신입사원의 세전 연봉(초봉)을 100이라고 할 때, 근속년수별 임금지수는 대략 어느 정도입니까?” 문항을 이용하여 임금 수준과 격차를 측정하였다. 구체적으로 생산직 신입사원 초봉 대비 생산직 5년차(cq2205), 10년차(cq2206), 15년차(cq2207), 20년차(cq2208)의 연봉을 단순 평균과 표준편차를 구하였다. 다음으로 표준편차를 단순 평균으로 나눈 후 100을 곱해 변동계수(coefficient of variation)를 계산하였다. 신입사원 연봉을 100으로 표준화하였기 때문에 입사 당시 개인과 사업체에 따른 임금결정 요인들에 의한 차이는 통제되었고, 입사 이후 사업체의 임금정책과 개별 근로자들과 그들이 속한 작업조직의 생산성 등의 요인들에 의해 결정되는 것으로 해석할 수 있다.

다음으로, 고용보험DB를 이용하여 먼저 2019년 전 기간을 근무한 근로자들을 식별한 후, 생산직에 속한 근로자들의 연간 총급여의 단순 평균과 표준편차를 구하였다. 다음으로 표준편차를 단순 평균으로 나눈 후 100을 곱해 변동계수(coefficient of variation)를 구하여 임금 격차로 이용하였다.²⁾

임금 수준과 격차는 회귀분석에서 로그값을 취하여 종속변수로 사용하였다.

나. 독립변수

먼저 본 연구에서 가장 중요한 독립변수인 스마트공장 도입은 네 가지 변수로 측정하였다. 첫째,

2) 이후 본문에서는 편의상 연봉 또는 연간 총급여 대신 임금으로 표현한다.

“귀 사업장에는 다음과 같은 ICT 기반 시스템을 도입하고 있습니까?(ict020)” 문항을 이용하여 ICT 기반 시스템 도입 여부를 측정하였다. ERP, MES(POP), PLM, SCM, APS, FEMS 중에서 하나 이상을 도입한 사업체는 ICT 기반 시스템을 도입한 것으로, 그렇지 않은 사업체는 도입하지 않은 것으로 측정하였다.

둘째, ICT를 활용한 정보 통합의 수준(ict021)을 이용하여 ICT기술 통합 정도를 측정하였다. 구체적으로, 정보 통합 수준은 (1) 업무관련 발생한 정보를 ICT로 연계하지 않음, (2) 부서(기능)별 관리시스템 내 운영에 연계, (3) 부서(기능)별 관리시스템 간 실시간 단방향 연계, (4) 부서(기능)별 관리시스템 간 실시간 양방향 연계, (5) 업무관련 발생한 모든 정보를 ICT로 연계로 구분하였는데, 이 중 (3)과 (4)를 합쳐서 코딩하여 총 4가지 수준을 각각 더미 코딩하였으며, (1)을 비교 그룹으로 사용하였다.

셋째, 생산공정 스마트화 실행 수준(ict022)을 이용하여 스마트공장 실행 정도를 측정하였다. 구체적으로, 스마트화 실행 수준은 (1) [Zero] 수기로 생산일지 혹은 체크리스트를 관리함, (2) [점검] EXCEL을 활용하여 생산일지 혹은 체크리스트를 관리하고 단순계획을 수립하는 수준임, (3) [모니터링] 생산이력이 체계적으로 관리되어 생산정보를 어느 시점이든 확인, 추적할 수 있음, (4) [제어] 데이터를 통해 실시간 자동적으로 이상 발생을 감지할 수 있고, 원격제어에 의해 문제 해결이 가능함, (5) [최적화] 빅데이터 및 최적화 솔루션을 활용해 공정 전체를 최적화하고 종합적 제어와 문제 발생의 사전예방이 가능함, (6) [자율운영] 인간의 개입이 거의 없이, 자율적으로 이상 발생 시 제어 및 문제 해결이 가능한 최적화된 공장을 구현함으로 구분하였는데, 표본에서는 (6)에 응답한 사업체가 없는 것으로 나타났다. 이 중 (4)와 (5)를 합쳐서 코딩하여 총 4가지 수준을 각각 더미 코딩하였으며, (1)을 비교 그룹으로 사용하였다.

마지막으로, 개별 ICT 기반 시스템의 영향을 파악하기 위하여 표본에서 도입 빈도가 가장 높은 ERP와 MES 도입 여부를 더미 코딩하였다.

나. 독립변수

근로자 참여 수준은 직무순환제, 다기능 교육훈련, 제안제도, 소집단활동, 전사품질관리제도를 이용하여 측정하였다. 이 문항들은 대표적인 근로자 참여제도들로서(노용진, 2012), 본 연구에서는 이 5개 근로자 참여제도의 단순합으로 측정하였다.³⁾

직무순환제는 “다기능화나 다양한 업무 경험을 습득하기 위해서 계획적으로 실시하는 정기적인 업무 로테이션(dq2006)”의 존재 여부를 가리키도록 더미코딩하였다. 다기능 교육훈련은 “다기능 교육훈련을 공식적으로 실시(dq2009)”하였는지 여부를, 제안제도는 “업무개선 관련 제안제도를 운영(dq2016)”하는지 여부를 가리키도록 더미코딩하였다. 소집단활동은 “품질개선, 생산성 향상, 비용절감, 고객 불만 해결 등의 문제해결이나 개선 활동을 위한 소집단활동을 실시(dq2019)”하였는지 여부

3) 이 5개의 변수들은 노용진(2012)은 자동화 기술이 작업조직에 미치는 영향을 파악하기 위한 분석에서 종속 변수로 사용하였다. <부표 1>은 스마트공장 기술이 작업조직에 미치는 영향을 분석한 결과를 보여준다. 또한 본 연구에서 보고된 분석 결과들에 대하여 근로자 참여 수준 단순합 대신 표준화된 값을 이용하여 반복 분석을 수행하였으며, 결과와 해석에 있어서 큰 차이는 없는 것으로 나타났다.

를, 그리고 전사품질관리제도는 “전사품질관리 프로그램(식스 시그마(6-Sigma), TPM, TQM 등 포함, 명칭 무관)을 운영(dq2020)”하였는지 여부를 가리키도록 더미코딩하였다.

다. 통제변수

스마트공장 기술과 근로자 참여 수준과 밀접한 관계가 있는 사업체의 자동화 여부와 생산직의 보전활동 및 품질관리활동 정도를 통제변수로 포함하였다. 먼저 사업체의 자동화 여부는 2019년 부가조사에서 자동화된 공정 비율을 묻는 문항들을 이용하여 측정하였다. 자재투입(ict003), 생산(ict004), 조립(ict005), 검수(ict006), 포장(ict007) 중에서 어느 공정이건 자동화되어 있으면 1로, 그렇지 않으면 0으로 코딩하였다. 다음으로 “직접부문 생산직이 담당하는 기계나 설비의 수리 및 보전 업무는 어떤 방식으로 이루어졌습니까?(dq2014)” 문항을 이용하여 생산직 보전활동 정도를 측정하였다. 구체적으로 보전활동 정도는 (1) 보전파트에서 전적으로 보전 업무를 담당한다, (2) 보전파트가 대부분의 보전 업무를 담당한다, (3) 보전파트와 직접생산자가 거의 동등하게 보전업무를 담당한다, (4) 직접생산자가 대부분의 보전 업무를 담당한다, 5) 직접생산자가 전적으로 보전 업무를 담당한다로 구분되었는데, 이를 5점 척도로 간주하여 측정하였다. 또한 “직접부문 생산직이 담당하는 품질관련 업무는 어떤 방식으로 이루어졌습니까?(dq2015)” 문항을 이용하여 생산직 품질관리활동 정도를 측정하였다. 구체적으로 품질관리활동 정도는 (1) 품질문제는 전부 전담 부서에서 담당하고, 직접 생산자는 전혀 책임을 지지 않는다, (2) 담당공정에 필요한 부품의 품질(예: 선행공정의 이상 유무)만 책임을 진다, (3) 2)와 함께, 자신이 담당하는 공정의 재공품에 대한 품질을 책임진다, (4) 3)과 함께, 완성품의 품질에 대해서도 책임을 진다, (5) 4)와 함께, 품질관리 통계자료의 수집도 담당한다로 구분되었는데, 마찬가지로 5점 척도로 간주하여 측정하였다.

또한 시장 특성, 기업 특성과 사업체 근로자 구성, 생산공정 특성, 노동조합을 통제변수로 포함하였다. 시장 특성은 주력 제품 시장의 수요 상황을 시장 수요 변화의 속도와 크기 정도로 구성된 5점 척도로 측정하였다. 기업 특성으로는 기업규모, 기업 연령, 전문 CEO 여부를 포함하였는데, 이는 이 변수들이 임금뿐만 아니라 혁신기술 및 작업조직의 도입과 운영에 영향을 미칠 수 있기 때문이다. 기업규모는 기업의 전체 근로자 수로, 기업 연령은 2019년에서 기업의 창립년도를 뺀 값으로, 그리고 전문 CEO 여부는 CEO가 전문경영인 여부로 측정하였다.

사업체 근로자 구성으로는 55세 이상 근로자 비율과 35세 미만 근로자 비율, 그리고 생산직 근로자 비율을 포함하였으며, 생산직 근로자 특성으로 여성, 비정규직, 외국인 근로자 비율을 포함하였다. 이 비율들은 각각 해당되는 사업체 근로자 수와 생산직 근로자 수를 이용하여 계산하였다. 생산공정 특성은 제조공정의 생산품종 수와 생산량 수준을 기준으로 소규모 소량생산, 소규모 대량생산, 대규모 소량생산, 대규모 대량생산으로 구분하여 각각을 더미코딩하였다. 마지막으로, 노동조합 조직 여부는 임금 수준과 격차에 중요한 영향을 주는 제도적 변수이기 때문에 포함하였다.

3. 기초 통계

<표 2>는 본 연구의 분석에 사용된 변수들의 기초 통계를 보여준다. 먼저 종속 변수를 살펴보면, 생산직 평균임금은 생산직 신입사원 초봉을 100으로 보고 5년차, 10년차, 15년차, 20년차의 연봉을 단순 평균한 값으로, 약 173.7은 평균 근속년수 12.5년인 근로자가 신입사원보다 73.7% 높은 연봉을 받음을 의미한다. 그리고 임금격차는 표준편차에 대한 평균의 영향을 통제한 변동계수로 측정된 것으로, 변동 계수 20은 근속년수에 따른 임금 분포를 측정된 것이다. 다음으로 고용보험DB를 이용하여 추정된 생산직 평균임금은 45,763천 원 임금격차는 약 27.7로 나타났다.

다음으로 스마트공장 관련 변수들을 살펴보면, 먼저 사업체의 69.0%가 ICT 기반 시스템 도입을 하였다. ICT를 활용한 정보 통합 수준에 대해서는 사업체의 43.7%가 업무관련 발생한 정보를 ICT로 연계하지 않았으며(ICT기술 통합 정도 1), 30.3%는 부서(기능)별 관리시스템 내 운영에 연계(ICT기술 통합 정도 2)를, 그리고 22.9%가 부서(기능)별 관리시스템 간 실시간 단방향/쌍방향 연계(ICT기술 통합 정도 3)를 하고 있으며, 마지막으로 3.1%만이 업무관련 발생한 모든 정보를 ICT로 연계(ICT기술 통합 정도 4)하고 있는 것으로 나타났다. 생산공정 스마트화 실행 수준에 대해서는 사업체의 20.8%는 여전히 수기로 생산일지 혹은 체크리스트를 관리(스마트공장 실행정도 1)하고 있으며, 43.8%는 점검 수준(스마트공장 실행정도 2), 31.9%는 모니터링 수준(스마트공장 실행정도 3), 마지막으로 3.5%만이 제어 또는 최적화 수준(스마트공장 실행정도 4)으로 실행하고 있었다. 개별 스마트공장 기술로 분석에 이용되는 ERP와 MES는 각각 58.5%와 29.9% 도입된 것으로 나타났다.

근로자 참여 수준은 근로자 참여제도의 단순함으로 측정하였는데, 그 평균값은 약 1.5로 사업체 평균 1.5개의 제도를 도입한 것으로 나타났다. 여기서 제시하지는 않지만, 근로자 참여제도는 2007년부터 2017년까지 계속적으로 감소하다가 2019년 조사에서 그 감소세가 일단 멈춘 것으로 보인다.

자동화에 대해서는 생산 공정 중 어느 한 분야라도 자동화된 사업체의 비율은 81.5%로 나타났다.⁴⁾ 그리고 생산직 근로자의 보전활동 정도는 약 2.4점, 품질관리활동 정도는 2.5점으로 나타났다. 이 두 변수들은 적어도 2013년 이후부터 증가하는 추세를 보여준다.

<표 2> 기초통계

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.
생산직 평균임금	977	173.769	62.227
생산직 임금격차	977	20.035	9.061
생산직 평균임금(고용보험DB)(천원)	918	45763.200	17476.110
생산직 임금격차(고용보험DB)(천원)	907	27.696	15.232
ICT기술(1/0)	1,062	0.690	0.463
ICT기술 통합 정도 1	1,062	0.437	0.496
ICT기술 통합 정도 2	1,062	0.303	0.460
ICT기술 통합 정도 3	1,062	0.229	0.420

4) 『사업체패널조사』에서 자동화를 측정하는 다른 문항으로는 dq2003을 들 수 있는데, 이 문항은 “전체 {제품 생산 공정/서비스제공 프로세스}를 100%라 할 때 자동화되어 있다고 판단되는 부분의 비중”을 측정한다. 이 두 문항들 간의 상관관계는 0.063으로 낮은 편이지만, 본 연구에서 제시된 분석들과 dq2003 문항을 이용한 분석들 간에 결과와 해석에 있어서 큰 차이는 없는 것으로 나타났다. 다만 근로자 참여 수준을 종속변수로 할 때는 dq2003 문항을 이용한 자동화 정도가 유의미한 차이를 가져오는 것으로 나타났다. [56]

ICT기술 통합 정도 4	1,062	0.031	0.174
스마트공장 실행 정도 1	1,062	0.208	0.406
스마트공장 실행 정도 2	1,062	0.438	0.496
스마트공장 실행 정도 3	1,062	0.319	0.466
스마트공장 실행 정도 4	1,062	0.035	0.183
ERP(1/0)	1,062	0.585	0.493
MES(1/0)	1,062	0.299	0.458
직무순환제도(1/0)	1,062	0.156	0.363
다기능훈련제도(1/0)	1,062	0.163	0.369
제안제도(1/0)	1,062	0.388	0.488
품질관리조(1/0)	1,062	0.419	0.494
TQM(1/0)	1,062	0.349	0.477
근로자 참여 수준	1,062	1.476	1.432
자동화(1/0)	1,062	0.815	0.389
생산직의 보전활동 정도	1,062	2.390	1.004
생산직의 품질관리활동 정도	1,062	2.512	1.028
생산공정: 소규모 소량생산	1,062	0.101	0.301
생산공정: 소규모 대량생산	1,062	0.205	0.404
생산공정: 대규모 소량생산	1,062	0.316	0.465
생산공정: 대규모 대량생산	1,062	0.378	0.485
시장 수요	1,062	7.372	19.531
전체 근로자 수	1,062	209.304	445.553
노동조합(1/0)	1,037	0.754	0.431
회사연령	1,062	22.406	13.779
전문 CEO(1/0)	1,062	0.273	0.446
55세 이상 근로자 비율	1,062	0.157	0.159
35세 미만 근로자 비율	1,062	0.274	0.205
생산직 근로자 비율	1,062	0.538	0.268
생산직 여성근로자 비율	990	0.228	0.277
생산직 비정규직근로자 비율	990	0.033	0.126
생산직 외국인근로자 비율	990	0.146	0.679

자료: 『사업체패널조사』 2019년 조사와 자동화 및 스마트공장 부가조사, 고용보험DB.

IV. 분석 결과

본 연구의 회귀분석 결과들은 종속변수를 기준으로 <표 3>의 생산직 근로자의 평균임금, <표 4>의 생산직 근로자의 임금격차, <표 5>의 고용보험DB에서 계산된 생산직 근로자의 평균임금, <표 6>의 고용보험DB에서 계산된 생산직 근로자의 임금격차 순으로 제시되어 있다.

먼저 <표 3>은 스마트공장 기술과 근로자 참여가 생산직 임금수준에 미치는 영향에 대한 회귀분석 결과를 보여준다. 스마트공장 기술 변수들의 계수 추정치들이 대체적으로 음(-)으로 나타나고 있다. 구체적으로 모델 1의 ICT 기반 시스템 도입은 신입사원 초봉을 기준으로 표준화된 근속년수별 평균 연봉을 약 5.7% 감소시키는 것으로 나타났으며, 이는 통계적으로 유의하였다. 모델 3의 ICT를 활용한 정보 통합 수준과 모델 5의 생산공정 스마트화 실행 수준은 통계적으로 유의하지 않았다. 모델 7

에서 ERP는 약 3.7% 감소시키는 것으로 나타났으나, 통계적으로 한계적인 수준에서 유의하였다. 반면 MES는 통계적으로 유의하지 않았다.

근로자 참여 수준의 계수 추정치들이 모두 양(+)으로 나타났으나, 통계적으로 유의하지 않았다. 동일한 결과들이 생산직의 보전활동과 품질관리활동 정도에서 나타났다. 한편 생산공정의 자동화 여부는 일관되게 음(-)으로 나타났으나, 통계적으로 유의하지 않았다.

한편 스마트공장 기술 변수들 각각과 근로자 참여 수준 간의 상호작용 효과 또한 통계적으로 유의하지 않았다.

<표 3>에는 제시되어 있지 않지만, 노동조합 조직여부의 계수 추정치들은 0.067에서 0.074로 나타나 생산직의 평균임금을 6.9%에서 7.7% 증가시키는 것으로 나타났으며, 이는 통계적으로도 유의하였다.

<표 3> 스마트공장 기술과 근로자참여가 생산직 임금수준에 미치는 영향

	모델 1	모델 2	모델 3	모델 4	모델 5	모델 6	모델 7	모델 8
생산직의 보전활동 정도	0.012 [0.010]	0.012 [0.010]	0.014 [0.010]	0.014 [0.010]	0.014 [0.010]	0.014 [0.010]	0.014 [0.010]	0.013 [0.010]
생산직의 품질관리활동 정도	0.003 [0.009]	0.002 [0.009]	0.003 [0.009]	0.003 [0.009]	0.003 [0.009]	0.003 [0.009]	0.002 [0.009]	0.002 [0.009]
자동화(1/0)	-0.018 [0.025]	-0.018 [0.025]	-0.029 [0.025]	-0.029 [0.025]	-0.034 [0.025]	-0.032 [0.025]	-0.027 [0.025]	-0.027 [0.025]
근로자참여	0.005 [0.007]	0.003 [0.012]	0.005 [0.007]	0.001 [0.010]	0.005 [0.007]	0.022 [0.015]	0.005 [0.007]	0.000 [0.010]
ICT기술(1/0)	-0.058** [0.021]	-0.063* [0.029]						
ICT기술 X 근로자참여		0.003 [0.014]						
ICT기술통합 2			-0.033 [0.023]	-0.037 [0.031]				
ICT기술통합 3			-0.038 [0.025]	-0.065+ [0.035]				
ICT기술통합 4			0.062 [0.054]	0.139+ [0.084]				
ICT기술통합 2 X 근로자참여				0.003 [0.015]				
ICT기술통합 3 X 근로자참여				0.020 [0.017]				
ICT기술통합 4 X 근로자참여				-0.039 [0.034]				
스마트공장실행 2					-0.027 [0.026]	-0.005 [0.035]		
스마트공장실행 3					-0.023 [0.028]	0.003 [0.038]		
스마트공장실행 4					0.028 [0.045]	0.113 [0.069]		

스마트공장실행 2 X 근로자참여						-0.016 [0.018]		
스마트공장실행 3 X 근로자참여						-0.019 [0.019]		
스마트공장실행 4 X 근로자참여						-0.052+ [0.031]		
ERP							-0.039+ [0.020]	-0.068* [0.028]
MES							0.006 [0.021]	0.038 [0.030]
ERP X 근로자참여								0.020 [0.013]
MES X 근로자참여								-0.020 [0.014]
_cons	5.133*** [0.062]	5.135*** [0.063]	5.107*** [0.062]	5.112*** [0.063]	5.107*** [0.063]	5.086*** [0.066]	5.117*** [0.062]	5.127*** [0.063]
통제변수	예	예	예	예	예	예	예	예
R2	0.066	0.066	0.064	0.067	0.061	0.064	0.062	0.065
F-value	3.463	3.289	3.033	2.787	2.884	2.647	3.080	2.956
Obs	952	952	952	952	950	950	952	952

주: 생산직 임금수준은 생산직 근로자 5년차, 10년차, 15년차, 20년차 임금의 단순 평균값임,
자료: 『사업체패널조사』 2019년 조사와 자동화 및 스마트공장 부가조사.

다음으로 <표 4>는 스마트공장 기술과 근로자 참여가 생산직 임금격차에 미치는 영향에 대한 회귀 분석 결과를 보여준다. <표 3>과 유사하게 스마트공장 기술 변수들의 계수 추정치들이 대체적으로 음(-)으로 나타나고 있다. 구체적으로 모델 1의 ICT 기반 시스템 도입은 신입사원 초봉을 기준으로 표준화된 근속년수별 평균 연봉들의 분포를 약 1.1만큼(평균값이 20인 것을 감안하면 약 5.5%) 감소시키는 것으로 나타났으며, 이는 통계적으로 한계적인 수준에서 유의하였다. 모델 3의 ICT를 활용한 정보 통합 수준과 모델 5의 생산공정 스마트화 실행 수준은 통계적으로 유의하지 않았다. 모델 7에서 ERP는 약 3.9% 감소시키는 것으로 나타났으나, 통계적으로 한계적인 수준에서 유의하였다. 반면 MES는 통계적으로 유의하지 않았다.

한편 근로자 참여 수준과 생산직 품질관리활동 정도의 계수 추정치들은 모두 양(+)으로 나타났으나, 통계적으로 유의하지 않았다. 반면 생산직의 보전활동 정도의 계수 추정치들은 모델 1을 제외하고 통계적으로 한계적인 수준에서 유의하였다. 한편 생산공정의 자동화 여부는 일관되게 음(-)으로 나타났으나, 통계적으로 유의하지 않았다.

마지막으로 모델 6의 스마트공장 실행 수준 2와 4와 근로자 참여 수준 간의 상호작용 효과가 통계적으로 한계적인 수준에서 유의하였으며, ERP와 근로자 참여 수준 간의 상호작용 효과는 통계적으로 유의하였다. 전자의 결과는 스마트화를 실행하지 않은 경우에 비해 스마트화 실행 수준이 점점 수준일 경우 근로자 참여 수준이 높으면 임금격차가 감소함을 의미한다. 이는 제어 또는 최적화 수준에서도 적용된다. 반면 후자의 결과는 ERP를 도입하지 않은 경우에 비해 ERP를 도입한 경우 근로자 참여 수준이 높으면 임금격차가 증가함을 의미한다. 따라서 이 두 결과들은 상충되는 결과로 볼 수 있

다.

<표 4> 스마트공장 기술과 근로자참여가 생산직 임금격차에 미치는 영향

	모델 1	모델 2	모델 3	모델 4	모델 5	모델 6	모델 7	모델 8
생산직 보전활동	0.499 [0.317]	0.493 [0.317]	0.542+ [0.317]	0.551+ [0.317]	0.550+ [0.318]	0.555+ [0.318]	0.556+ [0.317]	0.525+ [0.317]
생산직 품질관리활동	0.160 [0.294]	0.155 [0.294]	0.185 [0.295]	0.167 [0.296]	0.161 [0.295]	0.137 [0.295]	0.125 [0.295]	0.123 [0.295]
자동화(1/0)	-0.822 [0.806]	-0.847 [0.807]	-1.072 [0.802]	-1.091 [0.803]	-1.188 [0.803]	-1.139 [0.803]	-1.173 [0.809]	-1.219 [0.808]
근로자참여	0.302 [0.217]	0.028 [0.371]	0.287 [0.217]	0.143 [0.321]	0.300 [0.217]	1.067* [0.480]	0.301 [0.217]	-0.142 [0.329]
ICT기술(1/0)	-1.124+ [0.678]	-1.700+ [0.926]						
ICT기술 X 근로자참여		0.399 [0.437]						
ICT기술통합 2			-0.496 [0.720]	-0.845 [1.005]				
ICT기술통합 3			-0.737 [0.804]	-1.471 [1.108]				
ICT기술통합 4			2.310 [1.716]	4.413+ [2.679]				
ICT기술통합 2 X 근로자참여				0.241 [0.471]				
ICT기술통합 3 X 근로자참여				0.536 [0.550]				
ICT기술통합 4 X 근로자참여				-1.061 [1.096]				
스마트공장실행 2					-0.505 [0.818]	0.899 [1.124]		
스마트공장실행 3					-0.174 [0.883]	0.669 [1.227]		
스마트공장실행 4					1.492 [1.432]	4.322* [2.188]		
스마트공장 실행 2 X 근로자참여						-1.029+ [0.566]		
스마트공장 실행 3 X 근로자참여						-0.639 [0.593]		
스마트공장 실행 4 X 근로자참여						-1.788+ [0.999]		
ERP							-0.677 [0.644]	-2.059* [0.897]
MES							0.864 [0.670]	1.368 [0.968]
ERP X 근로자참여								0.936* [0.425]

MES								-0.318
X 근로자참여								[0.456]
_cons	21.758***	22.076***	21.155***	21.322***	21.155***	20.171***	21.242***	21.854***
	[1.996]	[2.026]	[1.980]	[2.001]	[2.027]	[2.093]	[1.986]	[2.005]
통계변수	예	예	예	예	예	예	예	예
R2	0.051	0.052	0.052	0.054	0.050	0.055	0.050	0.055
F-value	2.624	2.534	2.409	2.205	2.348	2.258	2.469	2.473
Obs	952	952	952	952	950	950	952	952

주: 생산직 임금격차는 생산직 근로자 5년차, 10년차, 15년차, 20년차 임금의 단순 평균값을 표준편차로 나눈 후 100을 곱하여 계산한 변동계수임,

자료: 『사업체패널조사』 2019년 조사와 자동화 및 스마트공장 부가조사.

<표 5>는 스마트공장 기술과 근로자 참여가 고용보험DB로부터 추정된 생산직 임금수준에 미치는 영향에 대한 회귀분석 결과를 보여준다. 먼저 스마트공장 기술 변수들의 계수 추정치들이 일관되게 나타나지 않고 있다. 예를 들어, 모델 1의 ICT 기반 시스템 도입의 계수 추정치는 여전히 음(-)이지만 통계적으로 유의하지 않았다. 반면 모델 3의 ICT 기술통합 4와 모델 5의 스마트공장실행 4는 각각 12.9%와 8.0% 임금을 증가시키는 것으로 나타났으며, 전자는 5% 수준에서 후자는 10% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 모델 7에서 ERP와 MES는 모두 통계적으로 유의하지 않았다.

한편 근로자 참여 수준은 1.3%~1.4% 증가시키는 것으로 나타났으며, 통계적으로도 유의하였다. 반면 생산직의 보건활동과 생산직 품질관리활동 정도는 일관되게 음(-)으로 나타났으나, 통계적으로 유의하지 않았다.

마지막으로 스마트공장 기술 변수들 각각과 근로자 참여 수준 간의 상호작용 효과 또한 통계적으로 유의하지 않았다.

<표 5> 스마트공장 기술과 근로자참여가 생산직 임금수준에 미치는 영향(고용보험DB)

	모델 1	모델 2	모델 3	모델 4	모델 5	모델 6	모델 7	모델 8
생산직 보건활동	-0.007	-0.007	-0.006	-0.006	-0.006	-0.005	-0.007	-0.008
	[0.009]	[0.009]	[0.009]	[0.009]	[0.009]	[0.009]	[0.009]	[0.009]
생산직 품질관리활동	-0.001	-0.001	0.000	0.001	-0.001	-0.001	0.000	0.000
	[0.009]	[0.009]	[0.009]	[0.009]	[0.009]	[0.009]	[0.009]	[0.009]
자동화(1/0)	-0.002	-0.002	-0.010	-0.010	-0.009	-0.009	-0.006	-0.006
	[0.024]	[0.024]	[0.024]	[0.024]	[0.024]	[0.024]	[0.024]	[0.024]
근로자참여	0.013*	0.010	0.013*	0.013	0.014*	0.000	0.014*	0.014
	[0.007]	[0.011]	[0.007]	[0.010]	[0.007]	[0.014]	[0.007]	[0.010]
ICT기술(1/0)	-0.019	-0.026						
	[0.020]	[0.028]						
ICT기술 X 근로자참여		0.005						
		[0.013]						
ICT기술통합 2			-0.002	-0.015				
			[0.022]	[0.030]				
ICT기술통합 3			-0.004	0.010				
			[0.024]	[0.033]				

ICT기술통합 4			0.121*	0.140+				
			[0.054]	[0.082]				
ICT기술통합 2				0.009				
X 근로자참여				[0.014]				
ICT기술통합 3				-0.011				
X 근로자참여				[0.017]				
ICT기술통합 4				-0.011				
X 근로자참여				[0.037]				
스마트공장실행 2					0.000	-0.023		
					[0.025]	[0.034]		
스마트공장실행 3					-0.013	-0.049		
					[0.026]	[0.037]		
스마트공장실행 4					0.077+	0.110		
					[0.044]	[0.068]		
스마트공장실행 2						0.016		
X 근로자참여						[0.017]		
스마트공장실행 3						0.025		
X 근로자참여						[0.018]		
스마트공장실행 4						-0.018		
X 근로자참여						[0.033]		
ERP							0.003	-0.010
							[0.019]	[0.027]
MES							-0.017	0.010
							[0.020]	[0.029]
ERP								0.008
X 근로자참여								[0.013]
MES								-0.018
X 근로자참여								[0.014]
_cons	17.784***	17.787***	17.765***	17.762***	17.774***	17.787***	17.774***	17.776***
	[0.062]	[0.063]	[0.061]	[0.062]	[0.063]	[0.065]	[0.062]	[0.062]
통제변수	예	예	예	예	예	예	예	예
R2	0.469	0.469	0.472	0.473	0.472	0.474	0.469	0.470
F-value	38.270	36.324	34.955	30.580	34.816	30.610	36.295	33.063
Obs	843	843	843	843	841	841	843	843

주: 생산직 임금격차는 고용보험DB 상의 직종코드 2(전문가), 3(기술공 및 준전문가), 7(기능원 및 관련 근로자), 8(장치기계조작원 및 조립원), 9(제조 단순 종사자)에 해당하는 근로자의 연소득의 단순 평균값임.

자료: 『사업체패널조사』 2019년 조사와 자동화 및 스마트공장 부가조사, 고용보험DB.

마지막으로 <표 6>은 스마트공장 기술과 근로자 참여가 고용보험DB로부터 추정된 생산직 임금격차에 미치는 영향에 대한 회귀분석 결과를 보여준다. <표 5>와 유사하게 스마트공장 기술 변수들의 계수 추정치들이 일관되게 나타나지 않고 있다. 구체적으로 모델 1의 ICT 기반 시스템 도입의 계수 추정치는 음(-)으로 나타났으나, 통계적으로 유의하지 않았다. 모델 3의 ICT기술통합 2의 계수 추정치는 음(-)으로 통계적으로 유의한 반면 모델 5의 스마트공장실행 2와 3의 계수 추정치는 양(+)으로 통계적으로 한계적인 수준에서 유의하였다. 모델 7의 MES의 계수 추정치는 음(-)으로 통계적으로 유의하였다.

근로자 참여 수준은 일관되게 음(-)으로 나타났으며, 통계적으로도 유의하였다. 반면 생산직의 보전 활동 정도의 계수 추정치들은 모두 양(+)으로, 품질관리활동 정도의 계수 추정치들은 모두 음(-)으로 나타났으며, 두 변수 모두 통계적으로 유의하지 않았다.

마지막으로 모델 4의 ICT기술통합 2와 근로자 참여 수준 간의 상호작용 효과가 통계적으로 유의하였으며, 모델 6의 스마트공장실행 3과 근로자 참여 수준 간의 상호작용 효과는 통계적으로 한계적인 수준에서 유의하였다. 이 두 결과들을 해석하면, ICT기술이 통합되지(스마트화를 실행하지 않은) 경우에 비해 ICT기술이 부서(기능)별 관리시스템 내 운영에 연계된(스마트화 실행 수준이 모니터링 수준 일) 경우, 근로자 참여 수준이 높으면 임금격차가 감소하고 근로자 참여 수준이 낮으면 임금격차가 증가함을 의미한다. 따라서 이 두 결과들은 일치한다.

<표 6> 스마트공장 기술과 근로자참여가 생산직 임금격차에 미치는 영향(고용보험DB)

	모델 1	모델 2	모델 3	모델 4	모델 5	모델 6	모델 7	모델 8
생산직 보전활동	0.118 [0.514]	0.127 [0.514]	0.089 [0.512]	0.048 [0.511]	0.203 [0.516]	0.166 [0.516]	0.024 [0.512]	0.017 [0.513]
생산직 품질관리활동	-0.154 [0.488]	-0.142 [0.487]	-0.033 [0.488]	-0.002 [0.488]	-0.170 [0.488]	-0.134 [0.487]	-0.042 [0.487]	-0.032 [0.487]
자동화(1/0)	-0.900 [1.309]	-0.896 [1.308]	-0.699 [1.297]	-0.647 [1.295]	-1.783 [1.302]	-1.783 [1.301]	-0.784 [1.305]	-0.797 [1.306]
근로자참여	-0.943** [0.359]	-0.223 [0.621]	-1.027** [0.359]	-0.260 [0.531]	-0.917* [0.359]	-0.428 [0.767]	-0.949** [0.358]	-0.509 [0.547]
ICT기술(1/0)	-0.252 [1.128]	1.288 [1.564]						
ICT기술 X 근로자참여		-1.042 [0.734]						
ICT기술통합 2			0.518 [1.181]	3.246+ [1.658]				
ICT기술통합 3			-2.821* [1.330]	-1.653 [1.819]				
ICT기술통합 4			2.984 [2.931]	1.894 [4.472]				
ICT기술통합 2 X 근로자참여				-1.825* [0.778]				
ICT기술통합 3 X 근로자참여				-0.847 [0.929]				
ICT기술통합 4 X 근로자참여				0.535 [2.024]				
스마트공장실행 2					2.506+ [1.352]	2.371 [1.878]		
스마트공장실행 3					2.754+ [1.443]	5.140* [2.008]		
스마트공장실행 4					3.256 [2.452]	3.934 [3.794]		

스마트공장실행 2						0.085		
X 근로자참여						[0.917]		
스마트공장실행 3						-1.634+		
X 근로자참여						[0.967]		
스마트공장실행 4						-0.508		
X 근로자참여						[1.781]		
ERP							1.267	1.929
							[1.061]	[1.491]
MES							-3.186**	-2.332
							[1.104]	[1.579]
ERP								-0.461
X 근로자참여								[0.707]
MES								-0.600
X 근로자참여								[0.772]
_cons	34.484***	33.753***	35.031***	34.600***	32.475***	32.221***	34.413***	34.046***
	[3.385]	[3.422]	[3.341]	[3.358]	[3.439]	[3.543]	[3.353]	[3.377]
통제변수	예	예	예	예	예	예	예	예
R2	0.108	0.111	0.118	0.124	0.113	0.119	0.118	0.119
F-value	5.198	5.045	5.140	4.762	4.917	4.534	5.423	4.988
Obs	832	832	832	832	830	830	832	832

주: 생산직 임금격차는 고용보험DB 상의 직종코드 2(전문가), 3(기술공 및 준전문가), 7(기능원 및 관련 근로자), 8(장치기계조작원 및 조립원), 9(제조 단순 종사자)에 해당하는 근로자의 연소득의 단순 평균값을 표준편차로 나눈 후 100을 곱하여 계산한 변동계수임,

자료: 『사업체패널조사』의 2019년 조사와 자동화 및 스마트공장 부가조사, 고용보험DB.

V. 토론 및 결론

지금까지 사업체 수준에서 스마트공장 도입과 근로자 참여 수준이 생산직 근로자의 임금 수준과 임금 격차에 미치는 영향을 실증분석하였다. 분석 결과는 크게 종속변수의 원천에 따라 정리할 수 있다. 먼저 『사업체패널조사』 2019년 조사자료의 신입사원 초봉 기준 표준화된 근속년수별 평균 연봉 수준과 격차를 종속변수로 사용한 결과는 다음과 같다. 첫째, 스마트공장 기술 변수들에 따라 통계적 유의성은 다르지만 대체적으로 임금 수준과 음(-)의 관계가 있는 것으로 나타났으며, 이러한 결과는 임금 격차에서도 나타났다. 둘째, 근로자 참여 수준은 임금 수준과 격차와 양(+)의 관계가 있는 것으로 나타났으나, 통계적으로 유의하지 않았다. 셋째, 각각의 스마트공장 기술 변수들과 근로자 참여 수준 간의 상호작용 효과는 임금 수준에서는 발견되지 않았으며, 임금 격차에서는 일관되지 않게 나타났다.

다음으로 고용보험DB로부터 추정된 생산직 임금 수준과 격차를 사용한 결과는 다음과 같다. 첫째, 스마트공장 기술 변수들의 임금 수준과의 관계가 일관되지 않게 나타났으며, 이러한 결과는 임금 격차에서도 나타났다. 둘째, 근로자 참여 수준은 임금 수준과 양(+)의 관계를, 임금 격차와 음(-)의 관계

로 나타났으며, 통계적으로 유의하였다. 마지막으로, 각각의 스마트공장 기술 변수들과 근로자 참여 수준 간의 상호작용 효과는 평균 연봉 수준에서는 발견되지 않았으며, 연봉의 격차에서는 일관되지 않게 나타났다. 셋째, 각각의 스마트공장 기술 변수들과 근로자 참여 수준 간의 상호작용 효과는 임금 수준에서는 발견되지 않았으며, 임금 격차에서는 통계적으로 유의한 관계가 부분적으로 발견되었지만 유의미한 결과로 보이지 않는다.

따라서 2019년 자료에 대한 횡단면 분석 결과를 기반으로, 스마트공장 기술 변수들은 임금 수준과 격차에 유의미한 영향을 미치지 않은 반면 근로자 참여 수준은 임금 수준을 높이고 임금 격차는 낮추는 것으로, 그리고 스마트공장 기술 변수들과 근로자 참여 수준 간의 상호작용은 없는 것으로 요약할 수 있다.

스마트공장 기술들이 임금 수준과 격차에 유의미한 영향을 미치지 못한 이유로는 적어도 세 가지가 있을 수 있다. 첫째, 자동화 기계장치를 하나의 공정 전체 또는 부분에 설치되는, 생산공정의 자동화가 개별 근로자뿐만 아니라 작업조직의 작업 내용과 방식에 미치는 영향과는 다르게 스마트공장 기술들 자체가 가지는 영향이 크지 않을 수 있다는 점을 들 수 있다. 예를 들어, 스마트공장 도입 초기에 근로자들은 바코드나 센서 등을 통해서 작업정보를 입력하고 점검하는 등 추가되는 업무가 발생하고, 이에 그들의 일상적 작업 방식을 바꿔야 하기 때문에 불편해하는 경향이 있다. 그러나 이렇게 작업의 표준화를 수반하는 새로운 작업방식을 더 편하게 받아들이는 경우도 존재한다. 보다 중요하게는 스마트공장 도입은 보통 공정의 표준화와 자동화를 수반하는데, 중소기업들은 공정의 표준화와 반복화 수준이 높지 않아 자동화에 제한적이다. 이러한 이유로 근로자가 부족하거나 산재가 발생하기 쉬운 공정을 자동화하는 경향이 존재한다. 요약하면, 스마트공장 기술들 자체가 근로자와 작업조직에 미치는 영향이 크지 않으며, 그 결과 임금에 미치는 영향이 제한적일 수 있다.

다음으로, 현재 스마트공장 도입과 수준의 고도화를 위한 노력이 자동화와 스마트공장 기술의 유기적 결합으로 나아가지 못하기 있을 가능성을 들 수 있다. 일례로 앞에서 제시된 분석 결과들에서 자동화 통제 여부가 스마트공장 기술의 영향에 유의미한 영향을 보이지 않고 있다. 스마트공장 기술이 표준화된 생산 공정의 자동화와 맞물려서 도입되는 것이 일반적이는데, 기존 생산 공정의 적용의 어려움과 안정화를 이유로 스마트공장 기술을 부분적으로만 활용하는 기업들이 상당수 존재한다(노용진·박경원, 2020). 이는 현장 근로자들과 작업조직 전문가의 충분한 참여없이 IT기술 전문가들 중심으로 스마트공장이 도입되는 것에 어느 정도 기인하는 것으로 판단된다. 낮은 수준의 스마트공장 기술 적용으로 인해 임금에 미치는 영향이 제한적일 수 있다.

마지막으로, 스마트공장 기술들이 도입된 지 오래되지 않아 임금 수준과 격차에 미치는 영향을 조사자료가 반영하지 못할 수 있다. 스마트공장 기술을 도입한 후 생산 공정에 적용하고 안정화시키기 까지, 그리고 근로자들이 스마트공장 기술이 가진 기능들과 그에 따른 결과물들을 작업에 활용할 수 있는 역량을 축적하기까지 상당한 기간이 소요되기 때문이다.

앞서 결과 요약에서 스마트공장 기술과 근로자 참여 수준과의 상호작용 효과는 일관되지 않음을 지적하였다, 이는 스마트공장 기술과 근로자 참여를 기반으로 하는 작업조직 간의 정합성이 높지 않음을 의미할 수 있다. 작업조직의 질적 변화없는 스마트공장 고도화는 결국 스마트공장 기술의 현장

활용 정도를 낮추는 결과로 이어질 수밖에 없다. 결국은 그 기술을 활용하는 주체는 현장 근로자들이기 때문이다. 따라서, 스마트공장 도입 이전부터 작업조직의 수준뿐만 아니라 작업 내용과 방식, 개선 사항들을 고려할 필요가 있으며, 이는 스마트공장 고도화 또한 마찬가지이다. 따라서 스마트공장의 질적 수준을 높이기 위해서는 작업조직의 수준뿐만 아니라 스마트공장 기술의 수준도 높이는 통합적인 접근방법이 필요하다.

마지막으로 이상의 결과들은 다음의 연구 한계 속에서 해석될 필요가 있다. 첫째, 본 연구는 『사업체패널조사』의 2019년 자료와 자동화 및 스마트공장 부가조사 자료만을 이용하여 횡단면 분석을 수행했다는 점이다. 횡단면 분석은 관찰되지 않은 사업체 요인들을 비롯해 인과성 추론에서 그 한계를 가진다. 둘째, 자동화 및 스마트공장 기술의 현장 운영은 작업조직 수준에서 이루어지는데, 『사업체패널조사』는 그 목적 상 사업체 수준에서 조사가 이루어진다. 이에 변수들의 측정 수준에서 일치하지 않는다는 점에 유의할 필요가 있다. 셋째, 고용보험DB가 사업체 내 모든 근로자들의 임금 정보를 포함하지 않는다는 점에 유의할 필요가 있다. 개인적으로는 어느 특정 유형들의 근로자들이 체계적으로 제외된다고 생각하지 않지만, 소규모 사업체는 충분한 표본이 확보되지 않아 분석 표본에서 체계적으로 제외되었을 가능성이 높다. 넷째, 고용보험DB의 근로자 직종코드에서 측정오류의 가능성이 존재한다. 본 연구와 같이 사업체 내 직종들의 임금 수준과 격차를 연구하는 경우 직종코드의 측정오류는 임금 수준과 격차의 측정오류와 직결된다. 마지막으로, 자동화 및 스마트공장 부가조사에서 스마트공장 도입 년도를 측정하지 않아 『사업체패널조사』의 폭넓은 패널 자료를 연계하는데 한계가 있다는 점을 언급하고자 한다. 이후라도 추가적으로 도입 년도를 측정하여 보완한다면 다양한 주제와 분석방법을 이용한 연구들이 많이 발표될 것으로 생각한다.

참고문헌

- 김민영, 조민지, 임엽. (2017). 자동화 기술의 발전이 지역노동시장 중간일자리 감소에 미치는 영향: 잠재성장모형의 적용. 국토연구, 25-41.
- 김세움. (2016). 기술진보에 따른 고용대체 고위험군 일자리 비중 분석, 노동리뷰, 2016년 7월호: 49-58.
- 김은경, 조인숙, 김지혜. (2018). 자동화가 일자리 및 임금에 미치는 영향. 경기연구원 기본연구, 1-135.
- 김은경·조인숙·김지혜. (2018). 자동화가 일자리 및 임금에 미치는 영향. 경기연구원 기본연구, 1-135.
- 노세리, 방형준, 김하나. (2019), 일터혁신의 고용효과: 스마트공장과의 결합효과를 중심으로, 고용노동부.
- 노용진, 박경원. (2020). 스마트공장의 효과성 제고를 위한 정책방안 연구. 중소벤처기업부. 중소벤처기업부 보도자료, 2021년 1월 15일
- 황수경. (2007). 서비스화가 일자리 숙련구조에 미친 영향. 노동경제논집, 30(3), 1-41.

- Acemoglu, D. & Autor, D. H. (2011). Skills, tasks and technologies: Implications for employment and earnings. In *Handbook of Labor Economics*, Vol. 4, edited by O. Ashenfelter, pp. 1043 - 171. Amsterdam, The Netherlands: Elsevier.
- Appelbaum, E., Bailey, T., Berg, P., Kalleberg, A. L. & Bailey, T. A. (2000). *Manufacturing advantage: Why high performance work systems pay off*. Ithaca, NY: Cornell University Press.
- Autor, D. H., & Handel, M. J. (2013). Putting tasks to the test: Human capital, job tasks, and wages. *Journal of Labor Economics* 31(2): S59 - S96.
- Autor, D. H., Levy, F., & Murnane, R. J. (2003). The skill content of recent technological change: An empirical exploration. *Quarterly Journal of Economics* 118(4): 1279 - 333.
- Autor, D. H., Katz, L. F., & Kearney, M. S. (2006). The polarization of the U.S. labor market. *American Economic Review* 96(2): 189 - 94.
- Autor, D. H. (2013). The 'task approach' to labor markets: An overview. *Journal for Labour Market Research* 46(3): 185 - 99.
- Autor, D. H. (2015). Why are there still so many jobs? The history and future of workplace automation." *Journal of Economic Perspectives* 29(3): 3 - 30.
- Bessen, J., Goos, M., Salomons, A., & van den Berge, W. (2020). *Automation: A guide for policy makers*. December, 12, 2019.
- Bresnahan, T. F., Brynjolfsson, E., & Hitt, L. M. (2002). Information technology, workplace organization, and the demand for skilled labor: Firm-level evidence. *The quarterly journal of economics*, 117(1), 339-376.
- Caroli, E., & Van Reenen, J. (2001). Skill-biased organizational change? Evidence from a panel of British and French establishments. *The Quarterly Journal of Economics*, 116(4), 1449-1492.
- Eisele, S., & Schneider, M. R. (2020). What do unions do to work design? Computer use, union presence, and Tayloristic jobs in Britain. *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 59(4), 604-626.
- Frey, C. B., & Osborne, M. A. (2017). The future of employment: How susceptible are jobs to computerization?, *Technological Forecasting and Social Change*, 114: 254-280.
- Gerhart, B., & Rynes, S. L. (2003). *Compensation: Theory, evidence, and strategic implications*. Sage.
- Green, F. (2012). Employee involvement, technology and evolution in job skills: A task-based analysis. *Industrial & Labor Relations Review* 65(1): 36 - 67.

Green, F, Felstead, A., & Gallie, D. 2003. Computers and the changing skill-Intensity of jobs. *Applied Economics* 35(14): 1561 - 76.

Iacovone, L., & Pereira Lopez, M. D. L. P. (2018). ICT adoption and wage inequality: evidence from Mexican firms. *World Bank Policy Research Working Paper*, (8298).

Jaimovich, N., & Siu, H. E. (2019). How automation and other forms of IT affect the middle class: Assessing the estimates. *Brookings Economic Studies*, Report.

Jirjahn, U., & Kraft, K. (2010). Teamwork and intra firm wage dispersion among blue collar workers. *Scottish Journal of Political Economy*, 57(4), 404-429.

Katz, L. F., & Murphy, K. M. (1992). Changes in relative wages, 1963 - 1987: Supply and demand factors. *The quarterly journal of economics*, 107(1), 35-78.

Katz, L., & Autor, D. (1999). Changes in wage structure and earnings Inequality. in: Ashenfelter, O. and Card, D.(eds.): *Handbook of Labour Economics*, vol. 3. New York and Amsterdam: Elsevier North-Holland.

Lindbeck, A., & Snower, D. J. (2000). Multitask learning and the reorganization of work: From Tayloristic to holistic organization. *Journal of Labor Economics* 18(3): 353 - 76.

Osterman, P. (2006). The wage effects of high performance work organization in manufacturing. *Industrial & Labor Relations Review*, 59(2), 187-204.

Osterman, P. (2018). In search of the high road: Meaning and evidence. *Industrial & Labor Relations Review*, 71(1), 3-34.

부록

<부표 1> 스마트공장 기술이 근로자참여에 미치는 영향

	모델 1	모델 2	모델 3	모델 4	모델 5	모델 6	모델 7	모델 8
생산직 보전활동	-0.074*** [0.019]	-0.067*** [0.019]	-0.072*** [0.019]	-0.065*** [0.019]	-0.070*** [0.019]	-0.063*** [0.019]	-0.073*** [0.019]	-0.066*** [0.019]
생산직 품질관리활동	0.060*** [0.018]	0.055** [0.018]	0.062*** [0.018]	0.057** [0.018]	0.060*** [0.018]	0.055** [0.018]	0.059*** [0.018]	0.054** [0.018]
생산공정 자동화		0.046** [0.014]		0.045** [0.014]		0.045** [0.014]		0.046** [0.014]
ICT기술(1/0)	-0.043 [0.039]	-0.037 [0.039]						
ICT기술통합 2			-0.139 [0.104]	-0.131 [0.104]				
ICT기술통합 3			-0.154 [0.105]	-0.135 [0.105]				

ICT기술통합 4			-0.213*	-0.199+				
			[0.107]	[0.107]				
스마트공장실행 2					-0.057	-0.059		
					[0.087]	[0.086]		
스마트공장실행 3					-0.089	-0.076		
					[0.081]	[0.081]		
스마트공장실행 4					-0.050	-0.037		
					[0.082]	[0.082]		
ERP							-0.043	-0.034
							[0.038]	[0.038]
MES							0.005	-0.004
							[0.041]	[0.040]
_cons	-0.033	-0.190	0.087	-0.075	-0.028	-0.187	-0.036	-0.192
	[0.114]	[0.124]	[0.141]	[0.150]	[0.129]	[0.138]	[0.113]	[0.123]
통제변수	예	예	예	예	예	예	예	예
R2	0.110	0.119	0.113	0.123	0.111	0.120	0.110	0.119
F-value	6.868	7.115	6.362	6.593	6.169	6.405	6.488	6.734
Obs	965	965	965	965	963	963	965	965

자료: 『『사업체패널조사』』 2019년 조사와 자동화 및 스마트공장 부가조사.

사업체의 근로 조정과 아픈 근로자의 노동공급

권 정 현*

본 연구는 사업체패널조사와 고용보험 DB 연계자료를 이용해 사업체의 근로 조정 제공과 질병 및 가족 간병으로 인한 실직 간 관계를 분석하고 질병으로 실직한 근로자의 이후 재취업 양상을 통해 실직 이후 근로자의 노동공급 변화를 분석한다.

분석 결과에 따르면 유연근무제 및 간병휴업제도 등 근로 조정이 제공되고 활용되는 사업체에서 질병 및 가족 돌봄에 따른 실직 가능성이 유의하게 낮다. 또한 질병으로 인해 실직한 근로자는 다른 비자발적 이유로 실직한 근로자에 비해 재취업 가능성이 낮고 실직 기간이 유의하게 긴 것으로 나타나, 이들의 노동시장 귀속도를 높이기 위한 지원의 필요성을 시사한다. 근로 조정 제도의 활용 가능성은 사업체의 특성, 주로 사업체 규모와 공공기관 여부에 따라 차별적으로 나타나며 업무 방식의 차이로 인해 사업체의 산업 유형에 따라서도 제도의 이용 가능성에 차이가 존재한다. 특정 유형의 사업체에 유연근무제 활용이 집중되는 양상은 코로나19 상황에 사업체가 대처하는 방식에서도 동일하게 나타난다.

주요용어 : 근로 조정(work accommodation), 유연근무제, 간병 휴업, 질병으로 인한 실직

* 한국개발연구원 연구위원 (jhkwon@kdi.re.kr)

1. 서론

개인의 건강 손실과 가족 간병의 부담은 근로자의 노동시장 이탈 원인 중 하나이다. 건강 충격이 발생하면 일정 기간 개인의 노동공급 감소가 나타나며, 건강 손실을 입은 근로자 당사자 뿐 아니라 그 배우자 또한 간병인 효과(caregiver effect)로 노동공급이 감소할 수 있다 (Fadlon and Nielsen, 2015; Jeon and Pohl, 2017; Dobkin et al. 2018; 권정현, 2018). 이러한 현상은 코로나19 상황에서 더욱 두드러졌는데, 노동공급 측면에서 자녀 돌봄의 부담이 확대되면서 기혼 여성이 실직 또는 노동시장을 이탈할 가능성이 높았던 것으로 평가된다(김지연, 2021). 2019년 한국노동패널조사 결과에 따르면 건강상 문제로 비경제활동 상태인 25세부터 54세까지 핵심근로연령 인구는 해당 인구의 약 3% 수준에 이른다.

근로 시간 및 근로 장소의 유연성, 병가, 신체기능 지원 등 사업체가 제공할 수 있는 근로 조정 수단은 건강이 나빠진 근로자가 근로를 지속할 수 있도록 지원해 노동시장에서 이탈하는 것을 방지한다. 특히 COVID-19 기간 동안 재택근로 및 유연근무제 등 근로의 시간적, 공간적 제약 완화가 공중보건 위기 대응 뿐 아니라 고용 지속에도 유용한 수단임을 확인할 수 있었다.

따라서 근로자가 아플 때나 가족 돌봄이 필요할 때 근로 유연성을 확보하고 근로 조정(work accommodation)을 시행해 고용을 유지할 수 있도록 지원하는 제도에 대한 관심과 요구가 확대되고 있다. 예컨대 근로자가 아플 때 고용을 보장하고 상실 소득을 지원하는 유급 병가 및 상병수당이나 재택근무제, 탄력적 시간제 등의 유연근무제, 아픈 근로자의 출퇴근 등 신체 활동 지원 제공 등이 그러한 제도들이다. 이들 제도는 근로자의 일·가정 양립이 가능하도록 지원하고 근로자의 생산성을 높이는 등 여러 이점이 알려져 있다. 동시에 이러한 제도의 보다 근본적인 이점은 근로 여력이 있는 근로자의 노동시장 이탈을 방지하는 것이다. 아픈 근로자 또는 가족 돌봄을 수행하는 근로자의 노동시장 이탈 방지는 개인 수준에서 실직으로 인한 소득 감소 등의 어려움을 줄일 뿐만 아니라, 국가 차원에서도 근로여력이 있는 근로자가 노동시장 참여를 지속할 수 있도록 지원하는 방안이다. 미국의 장애보험(Disability Insurance)이 재정적 위기를 타개하기 위한 방편으로 장애를 입었으나 근로여력이 있는 근로자에게 근로환경 조정을 제공해 근로를 지속하도록 고용주를 지원하는 제도는 같은 맥락에서 이해할 수 있다. 실제로 사업체 내 근로 조정, 예컨대 유연근로제와 같은 근로시간 조정, 직무전환 또는 통근수단 지원 등 신체 기능 지원 등이 원활히 이루어진다면 장애, 질병 등 건강상 제약이 있는 근로자가 노동시장에서 이탈하지 않고 근로를 지속할 가능성이 높아지는 것으로 나타난다. 특히 근로의 시간적, 공간적 유연성 확보의 중요성은 코로나19를 겪으면서 더욱 분명하게 드러났다. 재택근무가 가능한지, 돌봄 휴가 및 휴직 등이 보장되는지, 아플 때 유급병가 또는 휴가를 이용해 필요할 때 쉴 수 있는지에 따라 고용의 지속 및 감염 가능성은 차별적으로 나타났다.

본 연구는 병가 및 연차휴가 활용 가능성, 근로시간 및 근로 공간의 유연성 등 사업체의 근로조정 제공이 질병 및 가족 돌봄으로 인한 실직의 가능성을 낮출 수 있다는 가설을 검증

하고자 한다. 이를 위해 본 연구는 사업체패널조사-고용보험연계 DB를 이용해 사업체의 유연근무제 및 병가 제도 등 근로환경 조정과 질병 또는 가족 간병으로 인한 실직 간 관계를 실증적으로 분석한다. 이를 위해 우선 질병으로 실직한 근로자가 다른 이유로 인한 실직에 비해 노동시장에서 보다 취약한지를 이들의 재취업 확률 및 재취업까지의 기간 분석을 통해 확인한다. 그리고 사업체별 근로조정 제도 유무와 질병으로 인한 실직 가능성 간 관계를 분석한다. 또한 질병으로 인한 실직 경험자가 재취업 시 고용 조정이 제공되는 사업체로 선택적으로 취업하는지 여부를 실증적으로 확인한다. 마지막으로 사업체별 특성에 따른 제도의 활용 가능성 차이를 확인하고 근로 조정이 어려운 사업체 유형을 파악한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 사업체의 근로조정과 근로자 노동공급에 대한 기존 연구를 검토하고 사업체패널조사에 포함된 근로조정 제도의 내용을 구체적으로 살펴본다. 제Ⅲ장에서는 분석 자료와 분석 결과를 제시하고 제Ⅳ장에서는 결론과 정책적 함의를 제시한다.

Ⅱ. 기존 연구 및 사업체의 근로조정 제도 검토

가. 기존 연구 검토

다수의 연구에서 근로 유연성 및 병가 등 아픈 근로자가 활용할 수 있는 사업체의 근로조정 제공이 아픈 근로자의 실직 및 노동시장 이탈을 줄이고 건강 수준에도 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타난다.

특히 병가제도가나 유급휴가 등 고용을 유지하면서 일정 기간 쉴 수 있는 제도가 있을 때 아픈 근로자나 가족 돌봄이 필요한 근로자의 고용 유지 가능성이 높아지는 것으로 나타난다. 특히 가족 돌봄의 부담이 주로 부여되는 여성 근로자의 경우 근로 조정 제도의 고용 지속 효과가 더욱 크다. Hill(2013)은 병가 제도를 이용할 수 있을 때 실직 가능성이 낮아지는 것을 보였으며, 특히 가족 돌봄의 부담이 더 큰 여성의 경우에 그 효과가 더 큰 것으로 나타났다. 여성 근로자로 한정된 분석에서도 아픈 가족에 대한 돌봄이 시작된 여성들 중 근로사업체에서 근로시간 조정 및 병가 및 유급휴가 또는 무급 가족돌봄 휴가가 제공되는 여성은 경제활동을 지속할 가능성이 높은 것이 확인된다(Pavalko and Henderson, 2006).

일정 기간 동안 고용 및 소득 보장이 가능한 병가 제도에 비해 간접적인 영향이기는 하나 근로시간 조정을 통한 근로 유연성 확보 가능성 또한 건강이 좋지 않은 근로자가 근로를 지속할 수 있는 지원 제도로 역할을 한다. 특히 상병수당 제도의 도입이 논의되고 있는 현 시점에서 근로 유연성의 확보는 근로자의 상병수당 제도 의존도에 영향을 미칠 수 있다. 상병수당 제도가 성숙한 북유럽 국가에서는 사업체의 근로 시간 조정 및 업무 조정 가능성 수준에 따라 상병수당 수급 이후 근로복귀 및 부분 상병수당 이용에 차이가 있는 것으로 나타난다(Standal et al. 2021). 또한 이러한 근로조정의 제공은 경미한 건강 손실을 겪은 근로자

뿐만 아니라 상당한 수준의 건강 손실을 겪은 근로자까지도 근로를 지속할 수 있도록 지원하는 수단이 된다. Hill, Maestas and Mullen(2016)은 고용주가 근로 시간 및 근로 강도 조정을 제공할 때 장애를 입은 근로자가 노동시장 이탈을 미루고 근로 지속으로 장애연금 신청을 지연시키는 것을 확인하였다.

다만 근로자와 사업체 간 특성은 서로 연관되어 있으며, 애초에 자신의 건강 수준이 좋지 않다고 판단한 근로자는 근로 조정이 제공되는 사업체를 선택하는 선택 편의의 한계 등으로 이러한 연구들의 결과는 제도와 근로 지속 간 관계만을 보여준다. 그러나 사업체의 특성이 아닌 제도의 외생적 변화를 분석한 연구들에서도 병가 제도의 활용 가능성은 실직 가능성을 낮추는 것으로 나타난다. Wething(2021)은 법정유급병가 도입으로 제도 도입 이전 유급병가 운영이 없었을 가능성이 높은 소규모 사업체를 중심으로 이직률이 낮아지는 것을 보였다.

근로 시간 및 근로 장소, 업무량 등 근로 조정 가능성은 아픈 근로자의 고용 안정성뿐만 아니라 건강상태 개선에도 긍정적 영향을 가져오는 것으로 나타난다. Newmark et al.(2015)은 유방암 진단을 받은 여성 중 근로시간 단축 등 근로조정이 가능한 여성은 고용을 지속할 가능성이 높고 치료와 회복에 집중할 수 있어 건강 개선 효과도 있는 것을 보였다. 또한 근로 시간 및 업무량 조정은 근로자의 신체 건강 및 근로자의 신체 활동에도 긍정적 영향을 미치는 것으로 확인된다(Shifrin and Michel, 2021).

나. 사업체의 근로조정 제도

고용주가 근로자에게 제공할 수 있는 근로 조정은 근로시간 조정 및 근로 장소 조정, 휴가 사용, 신체 지원 제공 등이 있다. 본 소절에서는 사업체패널조사에서 확인 가능한 근로조정 제도인 유연근무제도와 간병휴업제도를 중심으로 제도의 내용과 운영 방식에 대해 논의한다.

국가공무원복무규정에서는 유연근무제를 “통상의 근무시간·근무일을 변경하거나 근로자와 사용자가 근로시간이나 근로장소 등을 선택·조정하여 일과 생활을 조화롭게 하고 인력활용의 효율성을 높일 수 있는 제도”로 명시하고 있다.¹⁾ 유연근무제도는 근로 시간의 유연화, 근로 장소의 다양화, 근무량 조정 및 근무연속성 유연화 제도로 구분할 수 있다. 근로시간의 유연화와 관련된 제도는 탄력적 근로시간제, 선택적 근로시간제, 재량근로시간제, 집중근로제, 시차출퇴근제가 있으며 근로 장소의 유연화와 관련된 제도는 재택근무제와 원격근무제가 있다. 이외에 근무량을 조정하는 직무공유제 및 시간제 근로, 근무연속성의 유연화로 분류되는 장기휴가, 안식년제도, 가족의료휴가, 보상휴가제도 등이 있다.

사업체패널조사에서는 주로 근로 시간의 유연화 및 근로 장소의 유연화와 관련한 제도들에 대해 설문하고 있다. 사업체패널조사에 포함된 유연근무제 유형은 선택적 근무시간제, 탄력적 근로시간제, 집중근무시간제, 재량근무제도, 교육휴가제, 근로시간저축제도, 재택 및 원격 근무제도 등이 있다. 각 제도의 세부 운영 내용은 아래 <표1>와 같다.

1) 「국가공무원 복무규정 제10조 제2항」

<표1> 유연근무제 유형

유형	운영 방법
선택적 근무시간제	취업규칙에 따라 업무의 시작 및 종료 시각을 근로자의 결정에 맡기는 유연근무제
탄력적 근로시간제	일정한 단위기간을 평균하여 1주간의 근로시간이 40 시간을 초과하지 않는 범위에서 특정한 주와 특정한 날에 기준 시간을 초과하여 근로할 수 있는 유연근무제
집중근무시간제	업무의 효율성을 높이기 위하여 오전과 오후의 특정 시간대에는 회의나 휴식시간 없이 업무에만 집중하는 제도
재량근무제도	업무 특성상 업무 수행방법을 근로자의 재량에 따라 결정하고 사용자와 근로자가 합의한 시간을 근로시간으로 간주하는 제도
교육휴가제	근로시간중의 일정한 기간 동안 교육상의 목적을 위하여 근로자에게 부여되는 휴가
근로시간저축제도	연장근로-야간근로 및 휴일근로나 제60조에 따른 유급휴가의 전부 또는 일부에 해당하는 근로시간을 근로자별로 적립하고 적립된 근로시간에 대해 임금을 지급하는 대신 근로자에게 휴가로 사용하는 방식의 제도
재택 및 원격 근무	<ul style="list-style-type: none"> ■ 재택근무제: 근로자가 정보통신기기 등을 활용하여 사업장이 아닌 주거지에서 업무 공간을 마련하여 근무하는 제도 ■ 원격근무제: 주거지, 출장지 등과 가까운 원격근무용 사무실에 출근해서 일하거나, 사무실이 아닌 장소에서 모바일 기기를 이용하여 근무하는 제도

건강 문제가 발생할 때 일정 기간 고용 안전성을 보장하고 경력단절을 방지하는 것을 지원할 수 있는 직접적 제도는 유·무급 병가, 상병 휴직 또는 상병수당 제도가 있다. 그러나 우리나라에서는 아직 상병수당 제도가 운영되지 않으며 병가 또는 휴직에 대한 보장은 제한적인 사업체에서만 이루어지고 있고 일자리 유형에 따라 보장의 격차가 크다. 예컨대, 고용 안정성이 높은 공무원은 개인적인 질병이나 부상이 발생할 경우 연 60일 범위 내에서 병가를 이용할 수 있으며, 신체·정신상 장애로 장기간요양을 필요로 할 때 1년 이내 기간 동안 휴직이 가능하다.²⁾ 반면 일반 사업체에서 유급병가는 근로기준법에 따라 업무상 상병에만 인정되며³⁾, 업무 외 상병으로 인한 휴업은 법으로 규정되어 있지 않다. 다만, 대기업 정규직 근로자를 중심으로 각 사업체의 취업규칙이나 단체협약 또는 개별 근로계약 방식으로 유급 상병휴가를 시행하고 있다.

병가나 상병휴가 제도가 아픈 근로자에 대한 가장 직접적인 안전망이나 사업체패널조사에서는 병가 제도는 조사 항목에 포함되지 않는다. 다만 사업체의 복리후생제도로 간병휴업제도에 대해 조사하고 있다. 간병휴업제도의 구체적인 내용에 대해서는 정확히 확인하기 어려우나 일본의 간병휴업법에 기반을 둔 간병휴업제도와 유사한 가족 돌봄 필요시 제공하는 제도로 판단된다.

2) 국가공무원복무규정 제18조(병가); 국가공무원법 제71조(휴직)

3) 근로기준법 제79조(휴업보상), 근로기준법 제23조 제2항(해고 등의 제한)

III. 분석 자료와 분석 방법

가. 분석 자료

본 연구는 사업체패널조사자료와 고용보험 행정자료 DB를 연계한 『사업체패널-고용보험 DB 연계 자료』를 이용한다. 사업체패널조사는 2005년부터 조사가 시작된 자료로 사업체의 특성 및 인적자원관리와 작업조직, 기업복지 및 안전보건 등 사업체근로 방식의 조정과 사업장 내 안전보건 관리에 대한 자세한 정보를 포함하고 있다. 본 분석에서는 사업체의 유연근무제 도입 상태 및 근로환경에 대한 정보를 확인할 수 있는 사업체패널 6차연도(2015년) 자료부터 8차연도(2019년) 자료를 이용한다. 2015년 이전 조사에서도 선택적 근무시간제와 탄력적 근로시간제에 활용에 대한 정보와 세부적인 유연근무제 유형의 도입 의향을 확인할 수 있다. 그러나 본 연구에서는 세부적인 유연근무제도의 활용 여부를 확인할 수 있는 2015년 이후 조사 자료를 이용하였다.

고용보험 행정자료 DB는 사업체패널조사에 포함된 사업체에서 근로한 경험이 있는 근로자의 성별, 생년월일 등 인적 특성과 정확한 고용보험 자격 취득일자와 상실일자 정보, 상실사유에 대한 정보를 포함한다. 근로 사업체의 특성을 파악하고 특정 사업체에서 근로 경험이 있는 근로자의 실직 시점 및 실직 이유를 바탕으로 이후 노동시장 이행 상태를 파악할 수 있다는 점은 『사업체패널-고용보험 DB 연계 자료』의 주요한 이점이다. 그러나 행정자료라는 점에서 본 연계자료가 갖는 한계도 명확하다. 본 연구의 분석과 관련해 가장 주요한 자료의 한계는 성과 연령을 제외한 개인의 특성 및 개인 수준에서 일자리 특성에 대한 정보는 확인할 수 없다는 점이다. 특히 사업체 내에서 근로 조정 적용 가능 여부가 종사상 지위에 따라 차별적으로 나타난다는 점에서 정규직 또는 비정규직, 전일제 또는 시간제 근로 등 구체적인 일자리의 특성을 확인할 수 없다는 점은 본 분석 자료와 따라서 본 분석결과가 갖는 주요한 한계이다.

분석 표본은 ① 2015년부터 2019년 사이 사업체패널조사에 포함된 사업체에서 근로한 경험이 있으며, ② 2015년부터 2019년 사이 25세부터 54세의 핵심근로연령 근로자로 한정한다. 이는 건강상태 변화로 인해 완전한 은퇴가 아닌 실업 및 노동시장 이탈을 확인하기 위해서이다. 또한 ③ 현재 근로 일자리 또는 실직 이전 일자리에서 임금 수준을 확인할 수 있는 근로자로 분석을 한정한다. 조건을 충족하는 분석 표본의 수는 1,350,941 명이다.

<표 2>는 분석 자료의 기초통계량으로 분석 표본의 인적 특성과 사업체의 특성 및 본 분석의 주요 관심변수인 유연근무제 및 병가 관련 제도에 대한 정보를 포함한다. 열(1)은 전체 분석 표본에 대한 정보이며 열 (2) 부터는 실직 경험 여부 및 실직 사유에 따라 구분한 표본의 정보를 나타낸다.

<표 2> 분석 자료의 기초통계량

변수	전체 표본	실직 미경험	실직 경험	질병 이유 실직	기타 사유 실직
----	-------	--------	-------	----------	----------

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
인적 특성					
남성	0.619	0.688	0.577	0.421	0.592
연령(2015년)	37.131	40.46	35.056	35.172	35.044
임금 (원)	30820209	52939129	17036768	14991139	17236374
근속기간	4.218	7.316	2.288	1.226	2.391
실직 경험	0.616		1		
실직 사유(질병)	0.056		0.089		
사업체 특성					
사업체 업력	27.392	33.236	23.75	25.843	23.546
공공기관	0.094	0.147	0.061	0.231	0.045
정규직 비율	0.851	0.897	0.822	0.701	0.833
노조원 비율	0.247	0.365	0.174	0.272	0.164
장애인 근로자 비율	0.015	0.015	0.015	0.017	0.015
사업체 규모					
1000 인 이상	0.252	0.316	0.212	0.346	0.199
300인 - 999인	0.377	0.371	0.38	0.374	0.381
100인-299인	0.231	0.206	0.247	0.208	0.251
100인 미만	0.139	0.106	0.16	0.072	0.168
사업체의 복리후생제도					
건강보건비용 지출	0.696	0.708	0.689	0.685	0.69
간병휴업제도 운영	0.1	0.14	0.075	0.095	0.073
근로시간 및 장소 조정 관련 제도					
유연근무제 시행	0.232	0.315	0.181	0.238	0.175
유연근무제 유형					
선택적 근무시간제	0.124	0.175	0.091	0.138	0.087
탄력적 근로시간제	0.124	0.17	0.095	0.125	0.092
집중근무시간제	0.038	0.052	0.029	0.05	0.027
재량근무제도	0.026	0.034	0.02	0.022	0.02
교육휴가제	0.031	0.035	0.029	0.05	0.027
근로시간저축제도	0.035	0.057	0.021	0.038	0.019
재택 및 원격근로	0.044	0.075	0.025	0.033	0.024
안전보건담당부서 존재	0.46	0.532	0.416	0.403	0.417
산업안전보건위원회 회 운영	0.301	0.394	0.244	0.216	0.246
근로자고충: 휴일이용	0.037	0.046	0.032	0.028	0.032
근로자 주요 고충: 산업안전 및 근로환경	0.163	0.177	0.154	0.136	0.156
근로환경 위험 요인					
사업장 환경 위험 존재	0.62	0.61	0.626	0.504	0.638
위험요소: 화학물질	0.22	0.27	0.189	0.178	0.19

위험요소: 물리적 위험	0.257	0.29	0.236	0.175	0.242
위험요소: 인간공학적위험	0.323	0.339	0.313	0.236	0.32
위험요소: 생물학적위험	0.072	0.078	0.068	0.081	0.066
위험요소: 정신, 심리적위험	0.31	0.314	0.308	0.305	0.308
위험요소: 위험한 기계 기구	0.265	0.312	0.235	0.142	0.244
위험요소: 위험장소 작업	0.068	0.098	0.049	0.054	0.049
정규직 주요 직종					
관리직	0.047	0.036	0.054	0.068	0.052
전문직	0.184	0.214	0.164	0.239	0.157
사무직	0.208	0.219	0.201	0.324	0.189
서비스직	0.131	0.092	0.155	0.104	0.16
판매직	0.044	0.036	0.049	0.027	0.051
생산직	0.299	0.331	0.279	0.121	0.294
단순직	0.088	0.071	0.098	0.117	0.096
산업 분류					
제조업	0.348	0.398	0.317	0.134	0.335
전기, 가스 및 수도사업	0.006	0.011	0.003	0.002	0.003
하수·폐기물 처리, 원료재생/환경복원 업	0.003	0.003	0.003	0.001	0.003
건설업	0.016	0.007	0.021	0.01	0.022
도매 및 소매업	0.049	0.045	0.052	0.032	0.054
운수업	0.061	0.073	0.053	0.021	0.056
숙박 및 음식점업	0.026	0.019	0.03	0.015	0.031
출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업	0.028	0.034	0.024	0.026	0.024
금융 및 보험업	0.061	0.095	0.04	0.109	0.033
부동산 및 임대업	0.01	0.02	0.004	0.006	0.004
전문, 과학 및 기술 서비스업	0.068	0.079	0.061	0.121	0.055
사업시설관리 및 사업지원 서비스업	0.182	0.079	0.245	0.346	0.235
공공행정, 국방 및 사회보장 행정	0.007	0.011	0.004	0.022	0.002
교육 서비스업	0.002	0.002	0.002	0.006	0.002
보건 및 사회복지 서비스업	0.105	0.092	0.112	0.099	0.114
예술, 스포츠 및	0.018	0.02	0.018	0.025	0.017

여가관련 서비스업					
협회 및 단체,					
수리/기타 개인	0.012	0.011	0.013	0.025	0.011
서비스업					
observation	1,350,941	518,646	832,295	73,993	758,032

전체 근로자 중 남성 근로자는 61.9%를 차지하며 2015년 기준 평균 연령은 37.1세이다. 현재 일자리 또는 실직 직전 일자리에서의 평균 근속기간은 4.22년이며 실직을 경험한 근로자 비중은 61.6%이다. 이 중 질병, 부상, 노령, 동거친족 간병 등의 사유로 퇴사한 개인은 전체 근로자 중 5.6%로 나타난다.

본 연구에서 주요 관심 변수는 사업체 내 아픈 근로자가 활용할 수 있는 근로조정과 관련된 복리후생 제도 및 근로 시간 및 근로 장소 조정 제도이다. 사업체패널자료에서 확인할 수 있는 관련 제도는 건강보건비용 지출 및 간병휴업제도 시행 그리고 유연근무제 시행 여부이다. 사업체패널조사에서는 선택적 근무시간제와 탄력적 근로시간제 외 다른 세부 유연근무제 운영 여부에 대해서는 “실질적으로 근로자들이 제도를 활용하고 있다.,” “제도는 있으나 활용하고 있는 근로자는 없다.,” “운영하고 있지 않다.”로 응답한다. 본 분석에서는 단순히 제도의 존재 뿐 아니라 실질적 운영에 관심을 두기 때문에 “실질적으로 근로자들이 제도를 활용하고 있다.”고 응답한 사업체만 각각의 세부적 유연근무제도를 운영하는 것으로 정의하였다.

복리후생제도의 세부적 운영 방식은 사업체별로 차별적일 것이나 건강보건비용을 지출하는 사업체에 근로한 근로자는 69.6%에 이른다. 그러나 간병휴업제도 운영 사업체 근로자는 전체 근로자의 10% 수준이다. 전체 근로자 중 23.2%는 유연근무제 시행 사업체에서 근로한 것으로 나타나는데 유연근무제의 세부 유형에 따라 제도의 운영 정도는 차이가 크다. 선택적 근무시간제나 탄력적 근로시간제는 가장 많이 활용되는 유연근무제 유형이다. 그러나 그 외의 유연근무제 유형은 제한적인 근로자만이 적용받는데 근로의 공간적 제약이 완화되는 재택 및 원격 근로 운영 사업체 근로자는 4.4%에 그친다. 또한 사업체에서 제도를 운영하더라도 사업체 내 근로자 직종 및 정규직, 비정규직 여부에 따라 제도의 적용 가능성은 차이가 있다(권정현, 2021). 따라서 <표 2>에서 확인되는 유연근무제 시행 사업체 근로자 비율은 실제로 제도의 적용 받는 근로자에 비해 높은 수치일 것이다.

열(2)는 2015년부터 2019년 사이 실직을 경험한 적이 없는 근로자의 기초통계량이다. 사업체의 특성을 바탕으로 볼 때 실직 미경험 집단은 실직 경험 집단(열(3))에 비해 상대적으로 안정적이고 양호한 일자리에서 근로하는 것으로 판단할 수 있다. 실직 미경험 근로자의 공공기관 근로 비율은 14.7%로 실직 경험 집단 근로자의 6.1%가 공공기관에서 근로하는 것에 비해 높은 수치를 보인다. 또한 실직 미경험 집단의 근로사업체는 정규직 비율이 높고 노조원 비율 또한 높은 것으로 나타난다. 특히 우리나라에서 일자리의 질은 근로사업체 규모와 밀접하게 관련되는데, 실직 미경험 집단 근로자는 1000인 이상 대규모 사업체 근로 비율이 실직 경험 집단에 비해 높다. 이러한 특성과 일관적으로 실직 미경험 근로자 집단은 실직 경험 근로자 집단에 비해 건강보건비용 지출이나 간병휴업제도 시행 사업체 근로 비중 및 유연근무

제 시행 사업체 근로 비중이 높다. 실직 미경험 근로자는 14%가 간병휴업제도 운영 사업체에 근로하는 반면 실직 경험 근로자는 7.5%가 간병휴업제도 운영 사업체에서 근로한다. 유연근무제 시행 또한 2011년 공공기관 중심으로 시작되어 대기업으로 확산되었기 때문에 공공기관 근로 및 대규모 사업체 근로 비중이 높은 실직 미경험 근로자 집단이 유연근무제 시행 사업체 근로 비중이 높게 나타난다. 실직 미경험 집단의 31.5%가 유연근무제 시행 사업체에서 근로하는 반면, 실직 경험 집단은 18.1%가 유연근무제 시행 사업체에서 근로한 것으로 나타난다.

열(4)는 건강 문제 및 가족 간병을 이유로 퇴사 또는 실직한 근로자의 기초통계량이다. 고용보험 DB는 고용보험 자격 상실 사유에 대한 정보를 포함한다. 본 연구에서는 “동거친족 간병”, “질병, 부상, 노령”, “체력부족, 질병, 부상”으로 고용보험 상실 사유가 명시된 실직을 질병으로 인한 실직으로 분류하였다. 질병 및 가족 간병 사유로 인한 실직 경험자 집단은 여성의 비율이 두드러지게 높다. 실직 경험자중 57.7%가 남성 근로자인 반면, 질병을 이유로 실직한 근로자 중 남성의 비율은 42.1%에 그친다. 이는 여성 근로자의 건강 수준이 남성에 비해 상대적으로 낮을 가능성 및 가구 내 주된 근로자가 아닌 경우 건강 손실 발생 시 노동시장 이탈 가능성이 높은 점(권정현, 2018), 가족 간병의 부담이 여성에게 주로 지어지는 점 등이 작용한 결과로 볼 수 있다.

나. 질병으로 인한 실직 근로자의 노동시장 이행 분석

본 소절에서는 실직 경험 근로자 중 질병으로 인한 실직 경험 근로자의 이후 재취업 및 재취업까지의 기간, 노동시장 이탈 여부를 분석해 질병으로 인한 실직 경험자가 다른 사유로 인한 실직 경험자에 비해 노동시장에서 상대적으로 취약한 상태인지 여부를 실증적으로 확인하고자 한다. 분석에는 2015년부터 2019년 기간 중 실직을 경험한 근로자가 포함되며, 질병으로 인한 실직 경험 여부와 근로자 개인의 인적 특성(연령 및 성별), 실직 이전 일자리 특성 등을 통제하였다.

질병이나 가족 간병으로 인한 실직은 건강 손실로 인한 개인의 근로생산성 손실이 회복되어야 재취업을 시도한다는 점에서 실직 직후부터 구직활동을 개시할 수 있는 실직과 차별적이다. 또한 근로생산성 손실과 더불어 이후에도 건강이 완전히 회복하지 못한다면 개인의 건강 수준에 적합한 근로 강도 및 근로 조건을 찾는 과정에서 재취업이 더욱 어려울 수 있다. 이전 일자리의 안정성 등 이전 일자리의 특성에 따라서도 재취업 가능성은 차별적으로 나타날 수 있다. 실직 이전 일자리 특성을 개인 근로자 인적 자본의 대리 변수로 간주한다면 실직 이전 일자리 특성이 실직 이후 노동공급에 미치는 영향은 양의 영향과 부의 영향이 혼재되어 있을 것이다. 실직 이전 양호한 일자리에서 근로했던 근로자의 인적 자본 수준이 높다면 이러한 근로자의 재취업 가능성은 상대적으로 높을 것이다. 특히 개인의 귀책이 아닌 사유로 인한 실직이라면, 실직 이전 양호한 일자리에서 근로했던 근로자일수록 재취업 가능성은 높을 수 있다. 그러나 양호한 일자리에서 높은 임금 수준을 받고 있었던 근로자는 유보임

급이 높아 재취업 가능성이 오히려 낮을 수 가능성도 있다.

<표 3>은 질병으로 인한 실직 경험자의 실직 이후 재취업 확률과 비경제활동 상태로 이행 확률을 분석한 결과이다. 분석 결과에 따르면 2015년부터 2019년 기간 동안 질병 및 가족 간병의 사유로 실직한 근로자는 노동시장 이행에서 상대적으로 취약한 상태이다. 질병으로 실직한 근로자가 재취업할 가능성은 질병 외 다른 비자발적 사유로 실직한 근로자에 비해 5.56% 낮은 것으로 나타난다. 이는 실직 이후 구직활동을 재개할 수 있는 일반적인 실직과 달리 질병으로 인한 실직은 건강 회복 기간이 필요하며 그 기간 동안 구직활동을 재개하기 어렵기 때문에 판단할 수 있다. 본 연구에서는 개인의 건강상태에 대한 정보를 파악할 수 없기 때문에 질병의 강도 및 유형에 대한 정보는 확인할 수 없으나 질병으로 인한 퇴사 이후 노동시장을 이탈하는 가능성 또한 질병으로 인한 실직 경험자는 다른 사유로 인한 실직자에 비해 2.45% 높은 것으로 나타난다. 실직 이후 재취업까지 기간 또한 질병으로 인한 실직 경험자는 다른 실직 경험자에 비해 14.5% 더 긴 것으로 나타난다. 재취업 위험률 (Hazard Ratio)을 분석한 결과에서도 질병으로 인한 실직 경험자는 다른 실직 사유 경험자에 비해 재취업에 성공할 가능성이 낮은 것으로 나타나나 그 결과는 통계적으로 유의하지 않다.

질병으로 인한 실직 이후 재취업 및 구직활동 여부는 건강상태 회복에 기반을 둔 개인의 선택이므로 재취업 확률이 낮거나 재취업까지 기간이 상대적으로 긴 것을 반드시 부정적인 것으로 판단할 수는 없을 것이다. 그러나 실업 이후 소득 상실이 발생하며, 특히 아픈 근로자는 소득 상실과 더불어 의료비 지출의 부담이 동반된다는 점에서 실업의 부정적 영향은 일반적인 실업 근로자에 비해 더 클 수 있다.

<표 3> 질병으로 인한 실직 근로자의 노동시장 이행

	재취업 확률 (1)	비경제활동 확률 (2)	log (재취업까지 기간) (3)	재취업 Hazard Ratio (4)
질병으로 인한 실직	-0.0556*** (0.0129)	0.0245** (0.0120)	0.136*** (0.0274)	0.928 (0.1861)
인적 특성				
연령	0.00390*** 0.0000534	-0.000587*** 0.0000495	-0.00960*** (0.00101)	0.989*** (0.0006)
남성	0.00395*** (0.00108)	-0.0171*** (0.00100)	-0.196*** (0.0215)	0.992 (0.0130)
임금 (log)	-0.00379*** (0.000363)	0.000264 (0.000337)	-0.190*** (0.00695)	1.018*** (0.0044)
실직이전 근로 사업체 특성				
사업체 규모(ref. 100인 미만)				
100인 이상 사업체	0.0461***	-0.0870***	-0.462***	1.019***

	(0.00180)	(0.00167)	(0.0369)	(0.0044)
300인 - 999인	0.0420***	-0.0601***	-0.248***	1.034*
	(0.00153)	(0.00142)	(0.0321)	(0.020)
100인-299인	0.0445***	-0.0450***	-0.362***	1.060***
	(0.00159)	(0.00148)	(0.0330)	(0.0220)
사업체 산업 고정효과	yes	yes	yes	yes
연도 고정효과	yes	yes	yes	yes

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

다. 사업체의 근로 조정 가능성이 질병으로 인한 실직에 미치는 영향 분석

코로나19 이후 상병수당 및 법정유급병가 등 아픈 근로자를 지원할 수 있는 안전망 마련에 대한 논의가 본격화되고 있다. 그러나 실제 이러한 안전망 유무가 제도 본연의 목적에 부합하게 아픈 근로자의 실직 및 노동시장 이탈 가능성을 낮추는지 여부는 확실하지 않다. 특히 유급병가나 상병수당 제도가 운영되지 않은 우리나라에서는 이를 확인하기가 더욱 어렵다.

본 소절에서는 간접적이거나 이를 확인하기 위해 아픈 근로자 또는 가족 간병이 필요한 근로자에게 근로 시간 유연성이 확보될 때 질병이나 가족 간병을 이유로 하는 실직이 감소하는지 여부를 확인하고자 한다. 간접적인 확인이라는 점을 밝히는 이유는 본 소절에서 분석 대상으로 설정한 유연근무제나 간병휴업제도 및 사업체의 안전보건 등이 아픈 근로자에 대한 직접적 안전망 제도는 아니기 때문이다. 그러나 아픈 근로자가 건강 회복을 위해 쉬는 것이 필요할 때, 또는 업무 강도 조정이 필요할 때 유연근무제를 일정부분 활용할 수 있다는 점에 착안해 본 분석에서는 사업체 내 유연근무제 운영 여부에 따른 질병 실직 확률의 변화를 분석하였다. 간병휴업제도는 실제 사업체에서 병가제도와 유사하게 운영되는지 여부를 확인할 수는 없으나 상대적으로 아픈 근로자 또는 가족 돌봄이 필요한 근로자에게 보다 직접적으로 지원되는 근로 조정 유형이다.

본 연구에서는 사업체의 유연근무제와 간병휴업제도 등 복리후생제도와 근로자의 질병 및 가족 돌봄을 이유로 하는 실직 가능성 간 관계를 로짓(logit) 모형을 이용하여 추정하였다. 개인의 특성은 연령, 성별, 가장 최근 일자리의 평균 임금과 근속 연수를 통제하였으며, 사업체 특성은 사업체 업력, 공공기관 여부, 사업체 규모와 1인당 인건비, 정규직 비율 및 노조원 비율, 산업 더미를 통제하였다. <표4>는 분석 결과로 주요 관심변수인 복리후생제도와 유연근무제 유형의 추정계수와 한계효과를 보여준다. 로짓모형 추정 결과에 따르면 사업체 내 복리후생제도와 유연근무제 운영은 그 한계효과의 크기는 대체로 작지만 질병이나 가족 돌봄으로 인한 실직 확률과 유의하게 음의 관계를 보인다.

보건의료비용 지출과 관련된 복리후생제도의 운영은 근로자의 질병으로 인한 실직 및 가족돌봄 관련 실직 가능성을 0.2%p 낮추는 것으로 나타난다. 가족 돌봄과 관련해 보다 직접적인 지원 제도인 간병휴업제도 운영 또한 질병으로 인한 실직이나 가족 돌봄으로 인한 실

직 가능성 0.85%p 낮추는 것으로 나타난다. 유연근무제 운영 또한 질병으로 인한 실직 및 가족 돌봄 관련 실직 가능성을 낮추는 것으로 나타난다. 어떤 유형의 유연근무제이든 유연근무제를 운영하고 있는 사업체 근로자는 질병 관련 실직 확률이 0.79%p 낮은 것으로 나타난다. 각각의 유연근무제 유형은 교육휴가제와 근로시간 저축제도를 제외한 모든 유형의 유연근무제 운영이 질병으로 인한 실직 가능성과 유의하게 음의 관계를 보인다.

<표 4> 유연근무제 및 복리후생제도와 질병으로 인한 실직 간 관계 로짓 분석

	est. coefficient	marginal effect
보건의료비용 지출	-0.0486*** (0.0115)	-0.0022 (0.0005)
간병휴업제도 운영	-0.186*** (0.0195)	-0.0085 (0.00081)
유연근무제 운영	-0.174*** (0.0137)	-0.0079 (0.0006)
선택적 근무시간	-0.351*** (0.0177)	-0.0161 (0.0008)
탄력적 근로시간	-0.0848*** (0.0173)	-0.0039 (0.0007)
집중근무시간제	-0.368*** (0.0238)	-0.0169 (0.0010)
재량근무제도	-0.129*** (0.0235)	-0.0059 (0.0010)
교육휴가제	0.0172 (0.0303)	0.0008 (0.0013)
근로시간 저축제도	-0.0244 (0.0246)	-0.0011 (0.0011)
재택 및 원격근로	-0.343*** (0.0273)	-0.0158 (0.0012)

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2) 분석에는 성별, 연령, 근속연수 등 개인의 특성과 사업체 업력, 공공기관 여부, 사업체 규모와 1인당 인건비, 정규직 비율 및 노조원 비율, 산업 더미 등 사업체 특성을 통제하였다.

라. 사업체 특성과 유연근무제 채택 간 관계

앞 소절의 분석에서 병가 이용 및 유연근무제 적용을 통한 근로조정 가능성은 질병으로 인한 실직과 유의한 음의 관계가 있음을 확인하였다. 근로 조정 적용의 확대가 아픈 근로자의 노동공급 지속에 긍정적 영향을 미칠 수 있다면 사업체 특성에 따른 제도 운영 정도의 차이를 파악하고, 제도가 아직 미비한 유형의 사업체나 사업체의 업무 특성 상 유연근무제 제도를 도입하기 어려운 사업체 유형을 파악하고 사업체 특성에 따라 적합한 지원이 필요하다.

본 소절에서는 2019년 사업체패널조사자료를 이용해 사업체의 특성과 간병휴업제도를 비

못한 복리후생제도와 유연근무제도 운영 간 관계를 분석한다. <표 5>는 분석 결과를 나타낸다.

<표 5> 사업체 특성과 복리후생 및 유연근무제 간 관계 분석

	보건의료비용 지출	간병휴업제도	유연근무제 운영
사업체 업력	-0.000497 (0.000767)	0.000309 (0.000378)	-0.00235*** (0.000612)
공공기관	0.0789 (0.0617)	0.0226 (0.0304)	0.262*** (0.0493)
사업체 규모(ref: 100인 미만 사업체)			
1000인 이상	0.104* (0.0538)	0.130*** (0.0265)	0.103** (0.0430)
300인-999인	0.176*** (0.0307)	0.0639*** (0.0151)	0.174*** (0.0245)
100인 -299인	0.0725*** (0.0247)	0.0191 (0.0122)	0.0561*** (0.0197)
근로자 중 노조원 비율	0.124*** (0.0414)	0.0839*** (0.0204)	0.0806** (0.0331)
근로자 1인당 인건비	0.00279*** (0.000486)	0.000679*** (0.000239)	0.00170*** (0.000388)
산업 더미	y	y	y
R-squared	0.141	0.089	0.162
obs	2,225	2,225	2,225

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

우리나라에서 일자리의 질은 사업체 규모와 밀접한 관련성을 갖는다. 본 분석에서도 공공기관과 대규모 사업체에서 복리후생제도 및 유연근무제를 활용할 가능성이 높은 것으로 나타난다. 특히 유연근무제도의 경우 2011년부터 공공기관을 중심으로 활용이 장려되었기 때문에 공공기관의 유연근무제 운영 가능성이 유의하게 높다. 반면 간병휴업제도 및 보건의료비용 지원과 같은 복리후생제도 적용 가능성은 공공기관과 일반 사업체 간 뚜렷한 차이를 확인할 수 없다. 다만 공무원은 개인적인 질병이나 부상이 발생할 경우 연 60일 범위 내에서 병가를 이용할 수 있도록 규정되어 있는데, 공공기관이 공무원 규정과 제도를 유사하게 운영하는 점을 고려하면 공공기관에서 유·무급 병가 활용 가능성은 일반 사업체에 비해 높을 것으로 예상된다. 다만 사업체패널조사에서는 병가 제도에 대해서는 조사가 이루어지지 않기 때문에 이를 확인할 수는 없다.

<표 6> 사업체 특성별 유연근무제 유형별 운영

	선택적 근무시간	탄력적 근로시간	집중근무 시간제	재량근무제도	교육휴가제	근로시간 저축제도	재택 및 원격근로
사업체 업력	-0.00137*** (0.000425)	-0.000867* (0.000480)	-0.000362 (0.000317)	-0.000568** (0.000281)	-0.000449* (0.000251)	-0.000205 (0.000269)	0.000526 (0.000357)

공공기관	0.335*** (0.0342)	0.121*** (0.0386)	0.131*** (0.0255)	0.0370 (0.0226)	0.0277 (0.0202)	0.129*** (0.0216)	0.127*** (0.0287)
사업체 규모 (ref: 100인 미만)							
1000인 이상	0.0649** (0.0298)	0.117*** (0.0337)	-0.0211 (0.0222)	-0.0197 (0.0197)	0.000000229 (0.0176)	0.0287 (0.0189)	0.00116 (0.0251)
300인-999인	0.0819*** (0.0170)	0.150*** (0.0192)	0.0141 (0.0127)	0.0182 (0.0112)	0.00934 (0.0101)	0.0127 (0.0108)	0.0334** (0.0143)
100인-299인	0.0336** (0.0137)	0.0518*** (0.0155)	0.0153 (0.0102)	0.00630 (0.00906)	0.0209*** (0.00810)	-0.00195 (0.00866)	0.0155 (0.0115)
노조원 비율	0.0283 (0.0229)	0.0322 (0.0259)	0.00841 (0.0171)	0.00398 (0.0152)	0.0178 (0.0136)	0.00995 (0.0145)	-0.00834 (0.0193)
근로자 1인당 인건비	0.00110*** (0.000269)	0.000874*** (0.000304)	0.000484** (0.000201)	0.000479*** (0.000178)	0.000305* (0.000159)	0.000130 (0.000170)	0.000642*** (0.000226)
산업	더미	y	y	y	y	y	y
R-squared	0.178	0.114	0.083	0.069	0.060	0.100	0.123
obs	2,225	2,225	2,225	2,225	2,225	2,225	2,225

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

<표 6>은 세부 유연근무제 유형과 사업체 특성 간 관계 분석 결과를 나타낸다. 사업체 특성 및 업무 방식에 따라 활용 가능한 유연근무제 유형에도 차이가 나타난다. 공공기관은 대부분의 유연근무제 방식을 다른 사업체에 비해 유의하게 운영할 가능성이 높은 것으로 나타나 재량근무제나 교육휴가제는 일반사업체와 비교해 운영할 가능성에 차이가 없다. 대규모 사업체는 선택적 근로시간제나 탄력적 근무시간제 등 근로 시간의 유연성을 높이는 제도는 소규모 사업체에 비해 유의하게 활용 가능성이 높으나 업무 수행 방법이나 책임 영역의 유연성과 이어지는 재량근로제 및 근로 장소의 유연성을 확대하는 원격, 재택 근로제 등의 유연근무제는 활용 가능성이 높지 않은 것으로 나타난다. 산업별 분석에서도 제조업, 건설업, 운수업, 보건복지 및 사회복지 서비스업 등 근로 방식의 조정이 용이하지 않은 산업에서 유연근무제 활용 가능성이 낮은 것으로 나타나는데 그 중에서도 특히 근로 시간과 근로 장소 모두 조정이 가능한 재택근무 활용 가능성이 낮다.

사업체의 업무 유형 및 근로 방식이 유연근무제와 부합하지 않는 경우 유연근무제 활용 장려 및 지원은 비효율적 대응이다. 이러한 사업체에 대해서는 근로 방식과 무관하게 근로 조정을 지원할 수 있는 병가 제도 등에 대한 지원이 더 효율적인 방안이 될 수 있다.

마. 코로나19 시기 근로조정

전염병 확산 시기에 근로사업체의 근로 조정 및 유급 병가 이용 가능 여부는 전염병 확산과 고용 취약성에 영향을 미친다. 미국의 경우 2009년 인플루엔자(H1N1) 확산 시 유급병가 적용 여부에 따라 사업장 내 전염병의 확산 정도가 달라졌으며, 유급병가의 부재가 약 1,500명의 초과 사망을 야기한 것으로 분석된다(CDC, 2010). 또한 고용 측면에서는 코로나19 기간 동안 재택근무가 어려운 일자리가 실업 위험에 크게 노출되었으며, 이러한 고용 취약성은 특히 저소득, 저학력, 청년, 여성 등 취약계층에서 더욱 두드러지게 나타났다(오삼일·이상아, 2021).

본 소절에서는 코로나19 확산 시기 각 사업체가 전염병 확산에 대응하기 위해 시행한 근로조정 유형을 검토한다. 그리고 근로 조정에 상대적으로 취약한 사업체의 특성을 확인해 또 다시 도래할 수 있는 전염병 상황 시기 근로조정 지원 방안 마련이 필요한 사업체를 확인하는 것을 목적으로 한다. 분석에는 사업체패널 8차 연도 자료와 COVID-19가 사업체에 미친 영향 부가조사(2020년)에서 조사된 2,795개 사업체를 이용하였다.

코로나19는 사업체의 인력 운영 전반에 부정적 영향을 미친 것으로 나타난다. 8차연도 조사에서 전체 사업체 중 44.7%가 코로나19가 사업체의 인력 운영에 부정적 영향을 미친 것으로 응답하였으며 실제 전체 사업체 중 26.5%가 고용 감소를 경험한 것으로 나타난다(<표 7>).

<표 7> 코로나19가 사업체의 인력운영에 미친 영향

	인력운영	
매우 부정적임	0.121	(0.326)
부정적임	0.326	(0.469)
변화없음	0.536	(0.499)
긍정적임	0.014	(0.119)
매우 긍정적임	0.003	(0.053)
N	2,795	

주: 괄호 안은 표준 편차

자료: 사업체패널조사 8차연도 자료 COVID-19 부가조사

코로나19 상황, 특히 사회적 거리두기가 필요한 상황에 대응하기 위해 사업체들이 선택한 대응 방식은 유연근무제 등 근로 방식의 전환이다. 특히 근로공간의 제약을 완화하는 재택근무제 및 원격근무제도 방식의 유연근무제 선택 비중이 높은 것은 코로나19 기간의 주요한 특징이다. 코로나19 이전부터 유연근무제를 시행하였던 사업체 중 재택 및 원격 근로제를 시행하는 사업체의 비중은 50.1% 였던 것에 반해, 코로나19에 대한 대응으로 유연근무제를 시행한 사업체 중 재택근로제 또는 원격 근로제를 시행한 사업체는 77%에 이른다(<표 8>). 다만 코로나19 상황 이후에 현재 활용하는 유연근무제를 지속적으로 활용할 의향이 있는 사업체는 53%에 그친다.

<표 8> 코로나19 확산에 따른 사업장의 대응 : 유연근무제

코로나19 이전 유연근무제 시행 (재택 및 원격근로)	코로나 대응에 따른 유연근무제 시행	세부 제도 운영		
0.101 (0.313)	0.222 (0.416)	재택 근로제도	0.770	(0.421)
		시차 출퇴근제도	0.428	(0.495)
		원격 근로제도	0.109	(0.312)
		선택적 근로제도	0.180	(0.384)
N = 2,795		N = 622		

주1: 괄호 안은 표준편차를 나타낸다.

주2: 코로나 이전 유연근무제 활용은 선택적근무시간제와 재택 및 원격 근로제도를 포함한다.

주3: 각 사업체는 동시에 다수의 유연근무제 유형을 활용할 수 있기 때문에 세부제도 운영 비율의 합은 1을 넘는다.

자료: 사업체패널조사 8차연도 자료

<표 9> 코로나19 종료 이후 코로나 기간 동안 활용한 유연근무제도의 추후 활용 가능성

가능성이 매우 있다.	0.275	(0.447)
가능성 조금 있다.	0.362	(0.481)
가능성이 별로 없다	0.268	(0.444)
가능성이 전혀 없다.	0.095	(0.293)
N = 622		

주: 괄호 안은 표준 편차

자료: 사업체패널조사 8차연도 자료

<표 10>은 코로나19가 사업체에 미친 영향 부가조사를 이용해 코로나19 대응 방식과 사업체 특성 간 관계를 분석한 결과이다. 코로나 발생 이전과 유사하게 공공기관과 대규모 사업체를 중심으로 코로나19에 대응해 유연근무제를 도입, 운영할 가능성이 높은 것으로 나타난다. 특히 코로나 발생 이전에는 대규모 사업체의 유연근무제 활용은 주로 시간 조정에 국한되었던 반면 근로 공간 조정이 포함되는 재택근로 제도의 활용도가 높아진 것을 확인할 수 있다. 산업별 분석에서는 숙박·음식점업 중심의 대면서비스 업종과 필수근로자들이 주로 포함되는 보건 의료 및 사회복지 서비스업, 근로 장소의 제약이 큰 제조업, 운수업, 건설업 등에서 코로나 확산에도 유연근무제 활용 및 재택근무 활용이 어려운 것으로 나타난다. 앞선 분석에서 확인되는 바와 같이 특정 일자리에서 재택근무 활용 가능성이 낮은 점은 코로나19 이후 감염병 통제 기간 동안 근무 가능성에 영향을 미쳐 일자리별 임금손실 및 소득분배 악화에 영향을 미칠 수 있다(오삼일·이상아, 2021). 따라서 분석 결과는 향후 지속적으로 발생할 수 있는 감염병 상황에 대응하기 위한 방안으로 유연근무제 시행 및 사회적 거리두기가 어려운 일자리를 중심으로 감염병 확산 방지 및 근로 조정 지원 등 선별적 정책 지원이 필요함을 시사한다.

<표10> 사업체 특성별 코로나 바이러스 확산 대응 유연근무제도 활용

	유연근무제	재택근로제도	시차출퇴근제도	원격근로	선택적 근로제도
공공기관	0.303*** (0.0516)	0.267*** (0.0465)	0.252*** (0.0388)	0.0878*** (0.0208)	0.0344 (0.0265)
1000인 이상	0.105** (0.0450)	0.121*** (0.0406)	0.0835** (0.0338)	0.0286 (0.0182)	0.00484 (0.0231)
300인-999인	0.0965*** (0.0257)	0.0859*** (0.0231)	0.0577*** (0.0193)	0.0273*** (0.0103)	0.0318** (0.0132)
100인-299인	-0.00731 (0.0207)	0.00643 (0.0186)	0.00869 (0.0155)	0.0112 (0.00833)	0.00173 (0.0106)
산업 더미	y	y	y	y	y
R-squared	0.178	0.114	0.083	0.069	0.060
obs	2,225	2,225	2,225	2,225	2,225

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

2) 분석에는 사업체 업력, 공공기관 여부, 사업체 규모와 1인당 인건비, 정규직 비율 및 노조원 비율, 산업 더미 등 사업체 특성을 통제하였다.

자료: 사업체패널조사 8차연도 자료

V. 결론

본 연구는 아픈 근로자가 활용할 수 있는 근로 조정 가능성이 질병으로 인한 실직에 미치는 영향을 사업체패널조사와 고용보험 DB 연계자료를 이용해 분석하였다. 보다 구체적으로는 질병으로 인한 실직 경험 근로자가 다른 사유로 인한 실직 근로자보다 구직 과정에서 보다 취약한 상태에 놓인다는 점을 확인하고, 근로 사업체에서 제공되는 유연근로제 및 간병휴업제도 등 아픈 근로자 또는 아픈 가족 돌봄이 필요한 근로자가 이용할 수 있는 근로 조정 유무에 따라 질병으로 인한 실직 가능성이 차별적으로 나타나는지 확인하였다.

분석 결과에 따르면 질병으로 인해 실직을 경험한 근로자는 다른 사유로 인한 실직 근로자에 비해 노동시장 이탈 가능성이 높고 재취업 가능성이 낮은 것으로 나타난다. 재취업 한 근로자라도 재취업까지 기간, 즉 실직 기간이 질병이 아닌 다른 사유로 실직한 근로자에 비해 14% 이상 긴 것으로 나타난다. 이러한 결과는 질병으로 인한 실직은 건강 회복 기간이 필요하기 때문에 실직자의 적극적 구직활동에 따른 결과임에도 질병으로 인한 실직 경험자가 노동시장에서 취약한 상황인지는 확인할 수 없다. 그러나 질병으로 인한 실직이 실직으로 인한 소득 감소 외에도 의료비 지출까지 동반하는 점을 고려할 때 질병으로 인한 실직자가 재취업까지 경제적 어려움을 겪을 가능성이 존재한다. 또한 사업체의 근로 유연성 등 근로 조정 제공과 질병 및 가족 돌봄으로 인한 실직 가능성은 유의하게 음의 관계가 확인된다.

사업체의 근로조정이 아픈 근로자의 경제활동참가 지속과 유의한 관련성이 있는 가운데 유연근무제 및 간병휴업제도 등 근로조정제도는 사업체 특성에 따라 제도의 활용 가능성에 차이가 존재한다. 공공기관이나 대규모 사업체일수록 근로 조정 제도의 활용 가능성이 높으며, 산업별 업무의 특성에 따라서도 제도의 활용 가능성에 나타나는 것을 확인하였다. 코로나19 이후 아픈 근로자에 대한 제도적 지원이나 근로 방식 유연화 필요성에 대한 인식이 높아지고 있는 가운데, 일자리 특성에 따라 적용 가능한 근로 조정 방식에 대한 지원이 필요하다. 예컨대 대면 서비스가 필수적인 보건의료·사회복지 서비스업의 경우, 유연근무제에 대한 지원보다는 병가 제도의 활용과 근로자가 병가 이용 시 대체 인력에 대한 지원이 효과적인 근로조정 지원이 될 것이다.

또한 사업체의 근로조정 지원은 상병수당 제도의 운영과도 밀접하게 관련된다. 현재 상병수당은 2022년 시범사업을 시작으로 제도의 도입이 계획되어 있다. 상병수당의 궁극적 목적은 단순히 소득 보장이 아닌 아플 때 쉴 수 있는 권리 보장과 지원을 통해 노동생산성을 회복하고 고용을 지속할 수 있도록 지원하는 것이다. 따라서 상병수당의 장기적 이용과 그에 따른 근로자의 노동시장 귀속도(labor market attachment) 저하를 방지하기 위해서 부분상병급여의 필요성이 제기되고 있다. 부분상병급여제도가 실효성을 갖기 위해서는 아픈 근로자가 근로여력만큼 근로할 수 있도록 근로 시간 및 근로 장소의 유연화, 신체적 기능 지원 등 실효적인 근로 조정 방안 마련이 필요하다.

참고문헌

- 권정현, “건강 충격의 고용과 소득 효과 분석”, 노동경제논집 제41권 제4호. 2018
- _____, “아픈 근로자를 위한 안전망 마련 정책 방안”, KDI 정책연구시리즈, 2021
- 김지연, “코로나19고용충격의성별격차와시사점”, KDI 현안분석, 2021
- 오삼일·이상아, 「코로나19 확산과 사회적 거리두기가 임금 및 소득분배에 미치는 영향」, BOK 이슈노트 제2021-1호, 2021
- Dobkin, Carlos, Amy Finkelstein, Raymond Kluender, and Matthew J. Notowidigdo, “The Economic Consequences of Hospital Admissions”, *American Economic Review* 108 2 pp.308-352 2018.
- Fadlon, Itzik, Torben Nielsen, “Family Labor Supply Responses to Severe Health Shocks”, NBER Working Paper 21352, 2015.
- Hill, Heather D., “Paid Sick Leave and Job Stability”, *Work Occupation*, Vol.40, No.2, 2013
- Hill, Matthew J., Maestas, Nicole and Mullen, Kathleen J. “Employer Accommodation and Labor Supply of Disabled Workers.” *Labor Economics* 41 (August 2016): 291-303.
- Neumark, David, Cathy J. Bradely, Miguel Henry and Bassam Dahman, “Work Continuation While Treated for Breast Cancer: The Role of Workplace Accommodations”, *ILR Review*, Vol.68 No.4, 2015
- Jeon, Sung-hee, and R. Vicent Pohl, “Health and work in the family: Evidence from spouses’ cancer diagnoses”, *Journal of Health Economics*, vol. 52, issue C, 1-18, 2017.
- Pavalko, Eliza K. and kathryn A. Henderson, “Combining care work and paid work”, *Research on Aging*, Vol.28 No.3, 2006
- Shifrin, Nicole V. and Jesse S. Michel, “Flexible work arrangements and employee health: A meta-analytic review”, *Work and Stress* , 2021
- Standal, Martin I., Odin Hjemdal, Lene Aasdahl, Vegard S. Foldal, Roar Johnsen, Egil A. Fors and Roger Hagen, “Workplace Flexibility Importance for Parttime Sick Leave Selection- An Exploratory Cross-Sectional Study of Long-Term Sick Listed in Norway”, *BMC Public Health*, 21, 2021
- US Centers for Disease Control and Prevention. Updated CDC estimates of 2009 H1N1 influenza cases, hospitalizations and deaths in the United States, April 2009 - April 10, 2010

코로나19에 대한 사업체 대응과 고용 변동

윤자영¹⁾

코로나19 확대 과정에서 사업체는 유연근무를 활용하거나 유연근무를 활용할 수 없는 사업체는 휴업과 해고라는 수단을 활용하여 위기에 대응했다. 본 연구는 한국노동연구원 사업체 패널 8차 조사 자료와 고용보험 db 자료를 활용하여 2020년 코로나19 확대 이후 상반기 동안의 사업체 대응과 고용 변동의 결정 요인을 분석했다. 분석 결과, 사업체 특성 가운데 코로나19 충격 정도, 사업체 매출 규모, 인력 구조, 인적자원관리와 개발 방식, 코로나 확산 이전 일하는 방식의 유연성, 경쟁과 시장 수요, 대외무역의존도 등 사업환경, 고용유지지원금 수혜는 휴업과 해고 등 제도 활용에 영향을 미쳤다. 사업체 패널 부가조사 자료로 추정된 코로나19가 확산된 상반기 동안의 사업체의 양적인 차원의 고용변동은 90% 이상을 해고를 통한 외연변동이 아닌 휴업을 통한 내포변동이 차지하는 것으로 나타났다. 과거 구조조정 경험과 숙련확보전략의 차이는 코로나19로 인한 부정적 충격을 경험한 사업체의 고용변동 변이를 설명하는 것으로 나타났다. 근로자 단위의 일자리 상실 확률을 분석한 결과, 사업체의 숙련확보전략의 차이는 근로자의 근속기간에 따른 일자리 상실 확률을 조절하는 효과를 갖는 것으로 나타났다. 기업특수훈련을 실시하는 사업체에 단기 근속 근로자의 일자리 상실 확률은 통계적으로 유의한 수준에서 낮아졌다.

주요용어: 코로나19, 사업체 대응, 고용변동, 해고, 휴업

I 들어가며

우리나라는 두 차례 경제위기를 거치며 저성장 고실업 시대에 진입, 원하청 고용관계, 특수고용형태종사자 및 플랫폼노동자 등 고용형태 유연화, 탈제조업과 디지털화 등 산업 구조 변동 속에서 구조조정과 불안정노동이 일상화되어 있다. 코로나19 감염병 확산이 가져온 경제 및 노동시장 위기는 외환위기나 글로벌 금융 위기와 원인과 전개 양상에서 많은 차이가 있다. 이동과 대면, 밀집 사업장과 업종 중심으로 감염병 확산 저지를 위한 정부 정책과 그에 따른 수요 감소로 사업체의 경양 악화와 고용 불안이 심화되었다.

코로나19 확대 과정에서 사업체는 다양한 수단을 활용하여 위기에 대응했다. 가장 큰 변화 중 하나는 재택근무와 같은 유연근무제의 활용 증가일 것이다. 많은 기업이 코로나 19 감염 위험을 피하고자 재택근무 등과 같은 유연근무제의 활용을 확대하거나 처음으로 도입했다. 컴퓨터로 처리가 가능한 업무가 대부분인 산업과 직종이 주력인 사업체에게 코로나19로 인한 경제적 피해를 회피하고 감염 위험을 줄이는 데 도움이 되었다. 유연근무

1) 충남대학교 경제학과 조교수, 이메일: jayoungy@cnu.ac.kr

제 활용은 근로자의 권리라기보다는 손쉽고 유연하게 인력을 활용하고자 하는 사업체 의지가 더 강하게 영향을 미쳤지만 이번 위기에서 유연근무제 활용 가능성은 사업체와 고용 변동에 대한 부정적 영향을 타개하는 데 결정적 역할을 했다. 재택근무가 불가능한 생산직이나 대면서비스가 주력 품목인 사업체는 코로나19에 대응하기 어려웠다. 많은 기업이 코로나19에 대응하여 인력을 감축하거나 근로시간을 크게 줄여야 했고, 생산을 일시적으로 중단한 기업의 경우도 적지 않았다.

유연근무를 활용할 수 없는 사업체는 크게 휴업과 해고라는 두 가지 방식으로 코로나19 확산에 대응했다. 이 둘은 서로 다른 비용을 가져온다. 해고는 기업에 있어서 당장의 인건비를 절감할 수 있지만 비용을 유발하기도 한다. 경기가 회복되어 근로자를 채용할 경우에 훈련 비용이 발생하지만 휴업 활용은 이런 비용 발생을 최소화할 수 있다 (Buchheim et al, 2020). 해고라는 영구적인 결정은 근로자가 체화하고 있는 기업특수 숙련의 손실을 가져온다. 감원 행위는 조정 비용(또는 거래비용)을 수반하기 때문에 비용이 큰 기업은 감원에 소극적일 수 있다. 불확실성이 큰 코로나19 위기 상황에서 사업체는 해고보다는 근로시간 단축을 더 적극적으로 이용했을 가능성이 높다 (Apedo-Amah et al, 2020). 근로자에게도 일자리 상실은 기업, 산업, 직업에 고유한 기술을 잃는 경로이다. 통칭하여 기존고용 고정 효과(establishment fixed effects)로 불리는데 (Schmieder, 2019), 대량 실업은 기존고용 고정 효과의 대거 유실을 의미한다.

따라서 해고 대신 휴업을 통한 사업체 대응을 촉진하고자 고용유지지원금으로 휴업의 기회비용을 낮춘다. 고용유지지원금 정책은 국가의 실업률의 차이를 설명하기도 한다. 특히 이번 코로나19 확산 과정의 미국과 독일의 경우를 비교하면 이 차이가 선명하게 드러난다. 코로나19의 확산을 저지하기 위한 봉쇄 조치가 단행된 미국과 독일에서 실업률은 매우 다르게 움직였던 것이다. 대부분의 국가가 근로시간을 단축하고 고용관계를 유지하는 기업에게 지원금 또는 혜택을 많이 주었다 (Adams-Prassl et al, 2020; Bennedsen et al, 2020; Campanella and Vernazza, 2020).

우리나라에서도 코로나19 사태의 영향으로 고용과 소득이 감소하고 있는 상황에서 정부 정책은 기존 제도를 일시적으로 확대·강화하면서 제도가 포괄하지 못하는 계층에 대해서는 한시적 정책을 도입하여 시급하게 대응하고자 했다. 정부는 한시적으로 유급휴업 지원금의 신청 요건을 유연하게 적용하고, 고용주에 대한 지원을 강화하며 특별고용지원업종을 확대하여 신속하게 고용 충격에 대응하고자 했다. 무급휴직 신청으로 유도하여 고용 안정에 기여할 수 있도록 무급휴직 신속지원 프로그램을 신설하기도 했다. 그러나 고용유지지원제도의 적용 요건, 지원 수준, 대상 확대를 시행했음에도 불구하고, 신청 방식, 사업장 규모, 지원 수준의 제약은 영세사업장, 사내하청 노동자, 파견·용역 노동자, 호출형 임시노동자 등 상당수 노동자들이 고용유지지원 제도의 실질적 사각지대에 머무르게 만들었다. 고용 불안을 완화하고 해소하기 위한 고용유지지원제도는 일정 정도 방어막이 되었지만, 제도 적용의 경직성과 사각지대 문제는 고용 위기에 효과적으로 대응하는 데 한계가 있었다. 노동시장 이중구조가 심화된 상황에서 코로나 19 팬데믹과 같은 노동시장

외적 충격이 발생할 때 고용유지지원금을 활용할 수 없는 사업체에게 해고 비용이 휴업으로 인한 비용보다 더 낮다.

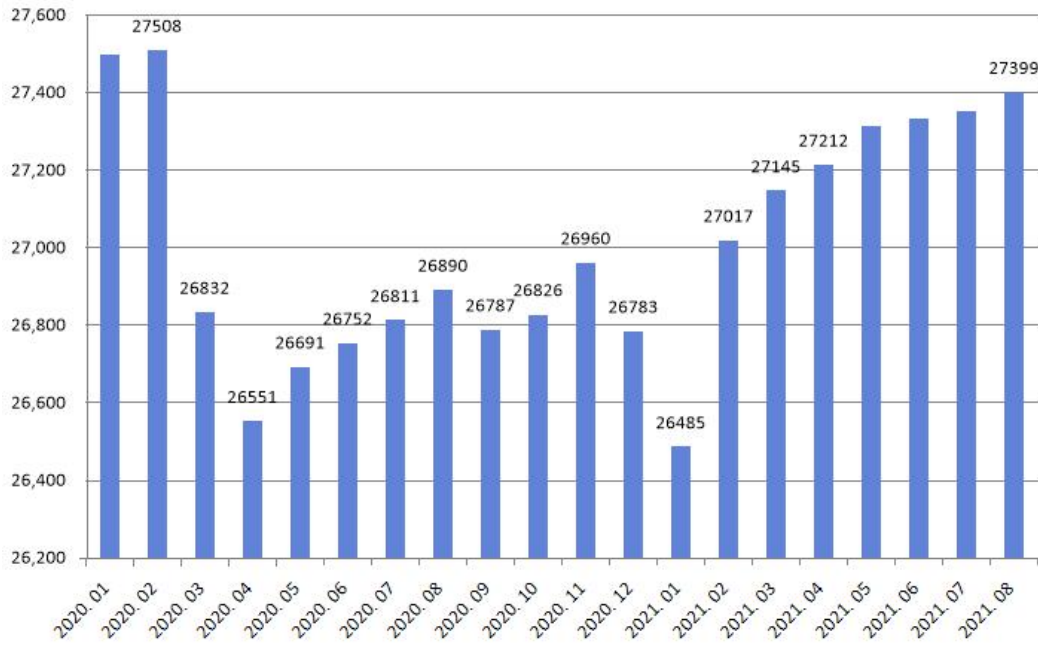
문제는 외환위기 이후 노동유연성이 강조되면서 비자발적 이직자가 지속적으로 증가하고 있으며 이전과는 달리 해고 비용 또한 줄어드는 추세이다. 제도적 규제를 통해 해고 비용을 높이는 방법은 고용안정의 주요한 방법일 수 있으나 노동유연성이 강조되면서 해고비용이 낮아짐에 따라 비자발적 이직, 혹은 경영상 이유에 의한 해고자 수가 점차 증가하고 있다. 외부노동시장의 확대로 기업 특수 훈련을 지닌 근로자의 비중이 감소하고, 노사 모두에게 기업 특수 훈련 투자 유인이 낮아지면서 해고와 비교하여 고용유지의 혜택이 제한적일 가능성이 크다.

본 연구는 코로나19 팬데믹에 대한 사업체 대응 방식과 고용 변동을 분석하는 것이 목적이다. 노동시장 이중구조가 심화된 상황에서 전면적이고 불확실성이 높은 코로나19 팬데믹 확산 과정에서 나타난 기업의 대응 방식과 고용 변동의 실태와 영향 요인을 분석하고자 한다. 사업체패널 부가조사는 코로나19에 대한 사업체의 다양한 대응 방식과 사업장에 미친 고용 변동에 대해 2019년 대비 2020년 6월 30일 기준으로 상세하게 파악하고 있다. 선행 연구들은 기업과 일자리 특성에 따라서 코로나19에 대한 기업의 대응과 그에 따른 고용 변동에서 차이가 있을 수 있음을 밝히고 있다. 대표적으로 기업의 규모, 업종, 코로나19 이전 기업의 경제적 상황, 인력 활용에서의 유연화 등 고용전략, 기업의 기업특수 훈련투자, 상품시장경쟁과 수요 환경, 그리고 정부의 고용안정지원 정책 수혜 여부 등이 다.

조사 시점이 2020년 6월 기준 코로나19 영향이기 때문에 비교적 단기에 나타난 영향을 파악할 수밖에 없다. 경제활동인구조사 자료에 따르면 2020년 3월 이후부터 취업자 수가 감소하기 시작하여 팬데믹 전개 이후 2021년 1월에 전년동월대비 취업자 수 감소폭이 가장 컸다. 코로나 팬데믹 확산과 사회적 거리두기 단계에 따라 취업자 증감폭에 변동이 존재한다. 이번 코로나19로 인한 노동시장 변화의 특징은 취업 상태에 있으나 '일시 휴직' 상태의 취업자가 급증했다는 것이다. 2020년 3~5월 일시휴직자 가운데 사업부진 및 조업중단으로 인한 일시휴직자의 비중은 50% 이상을 기록했다. 사업부진 및 조업중단으로 인한 일시휴직자의 증가가 일시휴직자의 급증을 주도했다. 경제활동인구조사 자료는 일시휴직이 유급휴업인지 무급휴업인지 파악이 어려운 데 반해, 사업체패널 부가조사 자료는 유급과 무급휴업을 분리하여 조사했다는 장점을 가진다. 또한 [그림 2]에 제시된 바와 같이, 2020년 4월부터 고용유지지원금 수급 사업장수와 인원수가 증가하기 시작하여 2020년 6월에서 7월을 거치며 정점에 달했다. 사업체패널 조사 시점에 사업체들은 고용유지지원금을 받기 시작했을 것으로 보인다.

[그림 1] 취업자수 변화

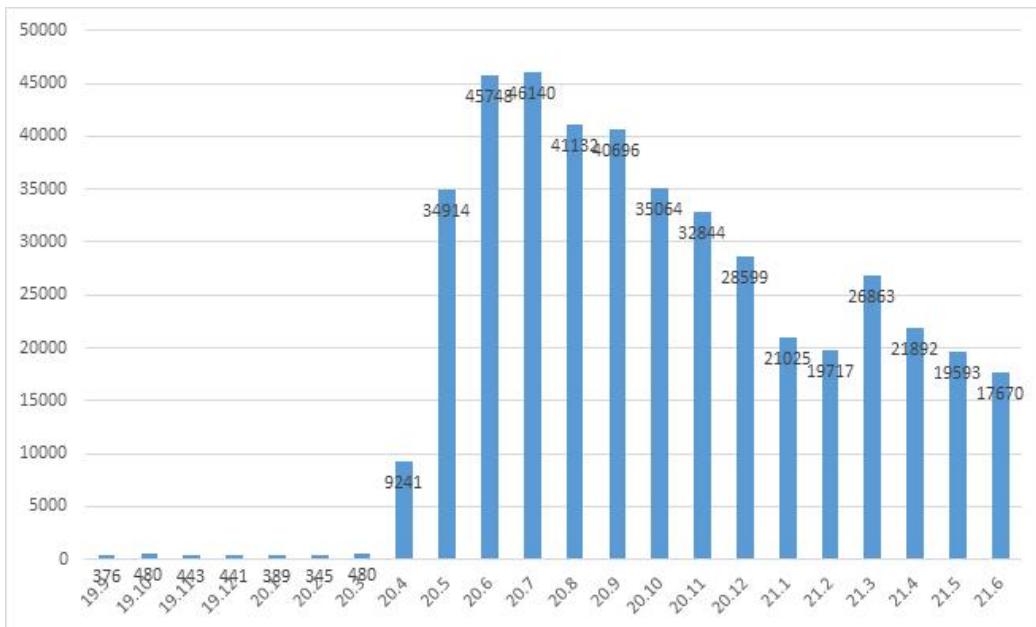
(단위: 천명)



출처: 통계청, 경제활동인구조사

[그림 2] 고용유지지원금 지급건수

(단위: 건)



출처: 한국고용정보원, EIS 고용행정통계

또한 비교적 단기 시점의 고용변동을 조사한 사업체패널 자료와 고용보험 DB 자료를 연계하여 근로자 단위에서 일자리 상실 확률을 분석하고자 한다. 2020년 12월에 전년동월대비 취업자수 감소가 저점을 찍었음을 고려하면, 동일한 영향 요인이 코로나19 확산 이후 1년 지난 시점의 일자리 변동에도 영향을 미치는지 파악하는 것도 보다 장기 영향을 이해하는 의미가 있다. 연계 자료가 제공하는 근로자의 근속년수를 활용하여 사업체의 숙련확보전략이 근로자의 근속년수에 따른 일자리 상실에 어떤 영향을 미치는지 분석할 것이다. 근로자의 장기 근속년수는 사업체에게 기업특수숙련을 체화한 것을 의미하므로 근로자의 근속년수에 따라 코로나19로 인한 부정적 충격을 경험한 사업체 재직 근로자의 일자리 상실 확률이 달라질 것이다.

II. 선행연구

코로나19가 노동시장에 미친 영향에 관한 선행 연구를 살펴보자. 코로나19 확산에 따른 정부의 사회적 거리두기와 영업 중지는 고용에 부정적인 영향을 미쳤다. Cajner et al(2020)은 미국 근로자 임금 데이터를 이용하여 2020년 상반기에 미국 총 고용량이 2020년 4월에 전년 동기에 비해 -21%까지 감소했고 약 1/4 정도가 기업 운영 제한 조치로 인해 발생했다. Forsythe, Kahn and Lange(2020)는 미국 노동시장 모집 공고 및 실업 신고 데이터를 활용하여 2020년 2월과 4월 사이에 모집 공고 개수가 44% 감소하여 노동수요가 위축했음을 밝혔다. 우리나라에서도 2020년 상반기 외출 제한이나 봉쇄 조치를 크게 취하지는 않았지만 사회적 거리두기 방역 대책은 경제 활동을 위축시키기에 충분했다. Aum, Lee and Shin(2021)은 경제활동인구조사 자료를 사용하여 이중차분법을 통해 확진자 1000명이 발생하였을 때 대구 지역 고용량이 2~3% 정도 감소했고, 특히 30인 미만 소기업의 고용량규모가 크게 감소했음을 보였다.

사업장 특성은 기업의 고용 변동에 영향을 미친다. 기업 규모에 따른 고용 변동의 차이가 드러났다. Bartik et al(2020)에 따르면 미국 중소기업은 2020년 4월 시점에 43%가 일시적으로 영업을 중단했고, 평균 인력을 40% 감소했다고 응답했다. Zuperkiene et al(2020)은 리투아니아에서 중소기업에서 코로나19 충격이 가장 크게 나타났다는 것을 밝혔다. Buchheim et al(2020)도 독일 기업데이터를 이용해 유사한 연구결과를 얻은 바가 있다. 대기업이 중소기업보다 생산하는 재화 및 서비스의 다양성이 커서 위기에 더 유연하게 대응할 수 있고 다양한 인사관리 전략을 구사할 수 있는 인프라가 구축되어 있기 때문이라고 지적한다. 사업체의 재무 현황도 코로나19 대응에서 사업체의 차이를 설명한다. Buchheim et al(2020)은 코로나19 이전 기업의 재정 상태에 따라 코로나19로 인한 충격의 크기가 다르게 나타났음을 보였다. 코로나19 이전 재정 상태가 불량한 기업은 양호한 기업보다 인력감축 조치를 더 빈번하게 취했음을 드러냈다.

일자리 성격에 따라 코로나19로 인한 고용 충격이 다르게 나타났다. Koren and Pető(2020)에 따르면 미국에서 고객 접촉이 많은 직종의 고용충격이 크게 나타났다. 팀워

크가 많은 직종 변수와 재택근무 직종의 변수가 유의미한 영향을 미치지 않았다는 것으로 나타나서 재택근무 가능 여부보다는 고객 접촉 여부가 고용 충격에 더 강한 영향을 미쳤음을 밝혔다. Brynjolfsson et al.(2020)는 지역 확진자 수와 해당 지역 근로자 중 코로나19로 인하여 재택근무 하게 되었다고 응답한 근로자 수 간의 비례관계가 있었음을 보여줬다.

많은 기업이 코로나19에 대응하여 재택근무제 또는 원격근무제를 도입했거나 기존 재택근무 또는 원격근무제를 확대한 바가 있다. 이러한 조치는 코로나19와 같은 유행병이 발생하였을 때 기업 운영에 큰 도움이 될 수 있지만 업종과 직종에 따라서 재택근무 가능여부에 차이가 있다. Dingel and Neiman(2020)은 미국 O*NET의 데이터를 사용하여 어떤 직종이 재택근무가 가능한지 분석한 바 있는데, 정보통신, 교육 그리고 금융과 같은 업종이나 컴퓨터 이용 업무량이 많은 업종에서 재택근무가 가장 쉽게 이루어질 수 있고 건설, 숙박과 같은 야외 활동 또는 고객과의 접촉이 필수인 업종은 재택근무가 불가능한 것으로 나타났다. 전체 일자리 중 37%가 완전히 재택근무로 이루어질 수 있는 것으로 계산되었고, 스웨덴과 영국에서는 40%, 그리고 멕시코와 터키에서는 25% 미만인 것으로 나타났다. 재택근무가 불가능한 일자리의 종사상 지위 또한 매우 불안정한 경향을 보인다.

코로나19로 인한 고용 충격은 해고 등 인력감축만이 아니라 휴업 등 근로시간 단축을 통해서도 발생할 수 있다. Bennedsen et al(2020)에 따르면 미국에서 코로나19의 지속과 장기화에 대한 불확실성으로 대다수 기업은 고용량을 줄이지 않고 기존 근로자의 근로시간을 줄였다. 코로나19 확산 초기에는 고용변동 가운데 근로자수가 아닌 근로시간을 통한 조정이 지배적이었다. 급여손실 지원 받은 기업들이 근로자를 일시해고시킬 확률이 크게 줄어들었다. Apeido-Amah et al(2020)은 51개국 나라의 2020년 데이터를 이용해서 코로나19로 인한 매출 충격이 발생했을 때 대부분의 기업이 코로나19 초기에 휴업 또는 휴직과 같은 방법을 통해서 근로시간을 크게 줄였음을 밝혔다. 고용유지 지원금 제도의 활용은 근로시간 단축 활용을 장려하기도 했는데, Adams-Prassl et al(2020)에 따르면 2020년 4월 미국 근로자의 18%, 영국 근로자의 15%가 실직했다고 응답한 반면 근로시간 단축제가 활성화되어 있는 독일에서는 5%에 불과했다. 우리나라에서도 Han(2021)의 연구에 따르면 코로나19 확산 초기에 많은 근로자가 근로시간 감소를 겪었다. 에 따르면 한국의 전체 노동시장을 보았을 때 총 근로시간은 2020년 3월과 4월에 각각 2.3시간 그리고 5.7시간 감소했다(Lee and Yang, 2020).

우리나라의 경우 김유빈(2020)을 제외하고는 기업 단위의 대표성 있는 통계 자료의 부재로 근로자 단위의 코로나19 영향에 관한 연구들이 수행되었다. 인력의 고용안정성은 코로나 19의 고용 변동에 영향을 미쳤다. 황선웅(2020)은 비정규직 근로자들이 코로나19로 인해 실직했을 확률이 약 2배 더 크다는 것을 보여 주었다. 특히 파견·용역과 특수고용형태근로자 등 간접고용 노동자들이 코로나19로 인해 실직을 당했을 확률이 더 컸다. 한편 김남주·서치원·박지석(2020)에 따르면 하청업체가 코로나19로 인해 원청업체와의 거래가

더 불공정해졌다고 응답했는데, 하청업체 노동자의 일자리 상실이 더 컸을 수 있음을 시사한다.

우리나라 기업의 코로나19 대응 행동 연구인 김유빈(2020)에 따르면 2019년 4분기에 비해서 2021년 1분기의 매출이 감소하였다는 기업의 비중이 60%에 달하였고, 기업 중 58.1%가 0~30% 그리고 기업 중 19%가 50% 이상의 매출 감소를 겪었다. 업종에 따라서 그 매출의 감소폭의 크기에 큰 차이가 났다. 숙박 및 음식점업의 매출 감소폭이 가장 컸고 정보통신업의 경우에는 작았다. 기업 규모가 작을수록 매출의 감소폭이 큰 것으로 조사되었다. 기업들의 코로나19 대응 방식 조사 결과 기업 중 74.1%가 조사 시점인 2020년 6월 당시에 별다른 대응을 하지 못했다고 했는데 이 수치는 다른 대응 방법보다 압도적으로 높은 수준이다. 그 다음으로는 기업 중 11.9%가 재택근무, 7.9%가 휴업, 6.3%가 휴직, 6.1%가 임금동결 또는 삭감, 3.1%가 인력조정, 0.3%가 계약해지 또는 종료 그리고 0.5%가 기타 조치를 취하였다고 응답하였다.

III. 연구 자료와 방법

1. 연구 자료

본 연구는 한국노동연구원 사업체패널 8차 조사 베타 버전 데이터와 고용보험 피보험자 이력 DB를 활용했다. 사업체패널조사는 농림어업을 제외하고 인적자원, 노사관계, 고용실태 등을 사업장 수준에서 파악하는데 유용한 기초 자료를 제공한다. 사업체패널조사는 2005년부터 2년마다 조사하여 현재 8차 조사 베타 버전까지 완료되었다. 2019년 8차 조사 표본은 30인 이상 규모의 민간부문 사업장 2,781개와 공공부문 기업 87개 사업장으로 구성되어 있다.

8차 조사는 2019년 12월 말 기준으로 조사했지만 코로나19가 2020년 상반기 사업체에 미친 영향에 대해 2020년 6월 말 시점에서 코로나19 확산에 따른 사업장의 변화와 대응에 관한 항목들을 조사했다. 2020년 6월 말 기준의 조사이기 때문에 코로나19가 사업체에 미친 영향을 온전하게 파악하기는 한계가 있지만, 코로나19 확산에 따른 일자리 감소가 본격적으로 나타난 시점의 사업체 대응 양상을 파악하기에는 충분한 자료이다. 특히 이전 위기에 비해 불확실성이 큰 상황에서 휴업과 휴직을 활용한 사업체가 많았고, 대면 접촉의 위험성이라는 위기의 특징으로 인해 일자리의 대면서비스나 재택 가능 여부가 사업체의 대응과 고용변동에 큰 영향을 미쳤다. 사업체패널 본조사 자료는 이와 관련한 사업체의 재무현황, 고용현황 및 관리 방식, 인적자원관리 및 인적자원개발, 노사관계에 관한 제반 정보를 가지고 있다.

한편 사업체패널 데이터와 고용보험 피보험자 이력 DB를 연계하여 근로자 단위의 고용변동에 대해 근로자 특성과 사업체 특성의 영향을 분석했다. 피보험자 이력 정보를 통해 사업체패널 조사 시점의 재직자와 특정 시점의 고용보험 자격 상실 여부를 파악할 수

있다. 2019년 12월 말 재직 근로자 표본으로서 2020년 6월 말, 2021년 1월 말 시점의 고용보험 상실 여부를 기반으로 그 시점에서 일자리 상실을 식별했다.

2. 연구 내용과 방법

① 코로나19 확산에 따른 사업체 제도 활용

코로나19 충격에 대한 사업체의 대응 방식 결정 요인을 분석했다. 사업체는 코로나19에 대응하기 위해 유급휴업/직, 무급휴업/직, 임금동결삭감, 인력감축, 유연근무 등 다양한 제도를 활용했다. 사업체는 이들 제도를 하나 이상 활용한 것으로 나타났고, 각 제도 활용에 영향을 미친 요인들이 무엇인지 분석했다.

사업체가 코로나19로 인해 경험한 수요 충격에 대한 대응 과정 중 다양한 제도를 활용할 수 있다. 먼저 수요 충격을 경험했는지 여부는, ‘코로나 바이러스 확산이 귀 사업장에 미친 영향은 어떠하였습니까?’라는 사업장의 구체적인 경험에 근거하여 주관적으로 평가하도록 한 질문을 활용한다. 4가지 충격은 ‘원자재 및 부품’, ‘계약 및 수주물량’, ‘수출 및 수입’, ‘인력 운영’으로 구성된다. 이 가운데 고용변동과 관련있는 인력 운영을 제외한 앞의 3가지 항목에서 ‘매우 부정적임’, ‘부정적임’이라고 응답한 경우를 고용에 외생적인 수요 충격으로 정의했다.

사업체의 대응 방식은 5가지로 정의한다. 유급휴업/직, 무급휴업/직, 임금동결삭감, 인력감축, 유연근무제 등의 제도를 활용할 수 있다.

$$t_j = \beta_{0j} + \beta'_{j}X + \epsilon_j, \quad j = \text{paid, unpaid, cost, layoff, flex}$$

모형 추정에 있어서 사업체의 5가지 제도 활용이 서로 연결되어 있다는 사실을 고려할 필요가 있다. 유급휴업을 한 사업체는 인력 감축도 활용했을 수 있다. 일부 인력에 대해서는 인력감축을 하고 나머지 인력에 대해서는 유연근무를 활용하도록 했을 수도 있다. 따라서 ϵ_{ij} 항이 제도 활용 간에 상관관계가 있다고 가정하는 CMP(Conditional Mixed-Process) 모형을 추정한다.

X 에는 코로나 충격, 2019년 대비 매출액 증감폭, 사업체 규모, 업력, 인력현황 (정규직 주요직종, 정규직비중, 간접고용비중, 하청업체 여부), 인적자원관리 방식(기간제/간접고용 활용 이유, 과거 구조조정 여부), 숙련확보전략(기업특수훈련, 숙련근로자신규채용), 노사관계(노동조합, 고용안정협약 유무), 일하는 방식 유연성(시간유연성, 공간유연성), 사업환경(경쟁정도, 시장수요상황, 수출입비중), 재무현황(이윤율), 산업과 지역 변수를 포함한다. 변수에 대한 설명은 <표 2>를 참조하기 바란다. 글로벌 가치사슬에 대한 충격으로 인해 수출에 크게 의존하는 기업들이 그렇지 않은 기업보다 충격을 더 크게 받았을 가능성이 클 것이다(Cai and Luo, 2020; Miroudot, 2020; 최문정·김명현, 2020). 기업의 하청업체 여

부는 사업체의 코로나19 대응 방식에 영향을 미쳤을 것이다. 원청업체 또는 상위 벤더에게 위탁을 받아서 재화를 생산하는 하청업체는 수요 충격을 더 크게 경험했을 수 있고 더욱 큰 불확실성으로 인해 원청과는 제도 활용 여건에서 차이가 있을 수 있다(김남주·서치원·박지석, 2020). 코로나19 이전 기업의 이윤율을 모형에 포함한다. 코로나19 이전부터 재무 상태가 좋지 않은 기업은 코로나19로 인하여 더 큰 충격을 받았을 뿐만 아니라 그렇지 않은 기업보다 해고 조치를 취할 확률이 높다.

<표 2> 변수 정의

	변수명	내용
코로나 19 충격	매출액 증감폭	2019년 상반기 대비 2020년 상반기 증감폭
기본 현황	사업체 규모	평균 매출에 따른 기업 분류
	업력	
	산업	
	업종	제조업, 비제조업
인력 현황	지역	
	정규직 주요 직종	
	정규직 비중	총 근로자 대비 정규직과 무기계약직 비중
	간접고용 비중	총 근로자 대비 간접고용(파견, 하청/용역, 일용, 특수고용 근로자) 비중
인적자원관리 방식	하청업체 여부	1차 벤더 이상 하도급
	기간제/간접고용 활용 이유	하청/용역, 파견, 기간제 활용 이유 활용안함; 고용유연성; 업무 성격; 정원 동결, 노사관계
	과거 구조조정 여부	지난 2년간 정규직근로자 경영해고
숙련확보전략	기업특수훈련	숙련과 역량 확보 방법 제직 근로자에 대한 직업훈련 혹은 사업장 내의 숙련과 역량을 보다 효율적으로 활용하기 위한 내부 조직 개편을 활용
	숙련근로자 신규채용	숙련과 역량 확보 방법 숙련근로자 신규채용, 즉 적합한 자질, 기술, 역량을 가진 근로자를 신규채용하거나 특정 훈련을 받은 근로자를 신규 채용
노사관계	노동조합+고용안정협약	노동조합 유무와 노조와의 고용안정협약 유무
일하는 방식 유연성	시간유연성	선택, 집중, 단축, 시차출퇴근제 등 활용 여부
	공간유연성	재택근무제도가 있거나 활용 여부
사업환경	경쟁정도	주력 상품/서비스 국내 시장 경쟁 정도 심함; 보통; 약함; 해당없음
	수요추세	주력 상품/서비스 시장 수요 상황 증가세; 정체; 감소세
	수출입비중	매출액 대비 수출입비중
재무현황	이윤율	2019년 12월 기준 총 매출(영업수익+영업외수익) 대비 당기순이익의 백분률

② 코로나19로 인한 고용변동

코로나19로 인한 고용변동은 두 가지로 나타난다. 첫 번째 경로는 해고 등 근로자수의 증감이다. 사업체는 수요 충격에 대해 근로자 수를 조정할 수 있는데, 근로자 수 조정은 외연 변동(extensive margin)으로 명명한다. 한편 고용변동이 근로시간 단축으로 인해 감소하는 것을 내포 변동(intensive margin)으로 명명한다(Blundell, Bozio and Laroque, 2013; Apedo-Amah et al, 2020). 정규직 근로자나 최소한 근로계약 기간에 대한 근로자 고용보호가 있는 상황에서 근로자 수 조정은 단기간에 가능하지 않다. 따라서 사업체는 근로자 수 조정 대신 휴업을 통한 근로시간 조정을 일차적으로 택할 것이다. 정부는 사업체가 코로나19로 인한 휴업 시 휴업 수당 지급 부담을 완화하면서 고용 유지를 지원하고자 고용유지지원 제도 활용을 촉진했다. 사업체는 고용유지지원 제도를 활용하여 근로자를 해고하는 대신 고용 유지에 따른 비용을 절감할 수 있다. 사업체는 코로나19 확산 과정에서 경영 악화에 대응하기 위해 두 가지 방법을 동원하여 고용을 조정하고자 할 것이다.

코로나19에 대응하기 위해 사업체는 휴업과 해고라는 수단을 활용하여 인력 조정을 했다. 조사 대상 기간인 2020년 3월부터 6월까지 사업체가 휴업과 해고를 통해 어느 정도로 인력을 감축했는지 분석했다. 휴업을 내포 변동(internal margin), 해고를 외연 변동(external margin)으로 정의하고, 휴업과 해고의 인력 조정에 영향을 미친 요인을 파악했다. 부가조사 자료는 2021년 3월부터 6월까지 유급휴업과 무급휴업, 유급휴직과 무급휴직, 해고 등의 방법을 사용한 인력감축 인원을 조사했다. 이 정보를 활용하여 2019년 12월 기준으로 계산한 4개월 동안의 고용량 대비 4개월 동안의 고용변동량을 계산했다. 같은 기간 신규 인력 채용으로 인해 고용량이 증가한 사업체도 있다. 따라서 본 연구에서 분석하는 고용변동량은 코로나19 대응 과정 중에 발생한 휴업과 해고로 인한 내포변동과 외연변동에 한정되어 있음에 유의해야 한다.

코로나19로 인한 충격이 앞에서 언급한 총 근로시간 변동, 외연 변동 그리고 내포 변동에 어떠한 영향을 미쳤는지 각 변동량을 종속변수로 두고 OLS 선형회귀모형으로 추정한다. 앞 절의 분석에서 사용한 독립변수들이 각 고용변동에 어떤 영향을 미쳤는지를 살펴볼 것이다.

③ 기업특수훈련과 근로자 일자리 상실 확률

사업체패널조사 자료와 고용보험 피보험자 이력 db를 연계하여 근로자 단위에서 코로나19 발생 이후 고용유지 확률을 프로빗 모형 추정을 통해 분석했다. 피보험자 이력 정보는 근로자의 근속년수와 고용보험 상실 사유를 담고 있다. 연계 자료를 통해 구축할 수 있는 근로자 단위 변수는 연령, 성별, 근속년수, 직종이다. 이 가운데 직종 변수를 활용하

여 Lee and Kim(2020)이 근로자환경조사 자료를 활용하여 계산한 위험 정도를 1에서 6까지 값을 부여하여 대면접촉위험 변수를 구축했다.

코로나19 충격이 단기적으로 근속연수가 짧은 임시계약직에 집중되어 있을 가능성이 높으므로 근로자의 일자리 상실은 근속연수에 따라 다를 것이다. 근속연수가 일자리 상실에 미치는 부정적인 영향은 사업체의 숙련확보전략에 따라 조절될 수 있다는 가설을 검증했다. 즉 사업장이 필요로 하는 숙련과 역량을 확보하기 위해 기업특수훈련, 즉 재직근로자에 대한 직업훈련과 사업장 내의 숙련과 역량을 보다 효율적으로 활용하기 위한 내부 조직 개편을 활용하는지, 혹은 숙련근로자 신규채용, 즉 적합한 자질, 기술, 역량을 가진 근로자를 신규채용하거나 특정 훈련을 받은 근로자를 신규 채용하는지에 따라 근속연수가 일자리 상실에 미치는 부정적인 영향이 조절될 것이다. 또한 고용보험 db와의 연계는 시간이 경과한 2021년 1월 시점에서의 고용유지 현황 파악을 가능하게 한다.

IV. 분석 결과

1. 기초통계량

코로나19 확산이 사업장에 미친 영향에 대해 ‘변화없음’이라고 응답한 사업장은 50% 이상을 차지한다. 가장 부정적인 영향을 미친 부분은 ‘계약 및 수주물량’이다. 긍정적인 영향이 있었다고 응답한 사업장 비중은 매우 낮은데¹⁾, 90여개 사업장에 불과하여 이후 분석에서는 코로나19 확산으로 영향이 없었거나 부정적 영향이 있다고 응답한 사업체에 한정했다.

<표 3> 코로나 19 확산이 사업장에 미친 영향

(단위: %)

	원자재 및 부품 수급	계약 및 수주물량	수입 및 수출	인력운영
매우 부정적임	8.88	14.29	11.99	10.41
부정적임	27.96	34.2	25.08	32.42
변화없음	61.68	49.5	60.88	55.34
긍정적임	1.14	1.61	1.82	1.56
매우 긍정적임	0.34	0.40	0.23	0.26
합계	100	100	100	100

자료: 사업체패널 8차 조사

1) ‘제조업’, ‘도소매업’, ‘정보통신업’, ‘사업시설 관리’, ‘사업지원 및 임대서비스업’ 등이다.

<표 4>는 변수들의 기초통계를 제시하고 있다. 코로나19 부정적 충격이 있다고 응답한 사업체는 그렇지 않은 사업체에 비해 대체로 매출액 감소폭이 4배 이상 컸고, 중소기업 비중과 수출입의존도가 높다. 또한 정규직 근로자의 주요 직종은 생산직 비중이 높았다. 코로나19 충격을 받은 사업체의 간접고용과 하청업체 비중이 그렇지 않은 사업체에 비해 다소 높았다. 과거에 구조조정을 경험했거나 노조가 없는 사업체 비중 또한 높았다. 경쟁에 더 노출되어 있거나 시장 수요가 감소하는 상황에 처해 있거나 제조업의 비중이 더 높았다. 이윤율은 코로나19로 인한 부정적 충격이 있다고 응답한 사업장이 더 높았는데, 전년도 이윤율 대비 급격한 매출 감소가 코로나19로 인한 영향을 부정적으로 판단하게 만들었을 것으로 짐작된다.

<표 4> 기초통계

	전체	코로나19 충격 없음	코로나19 충격 있음
표본수	2,179	872	1307
매출액 증감폭	-10.51	-3.88	-14.93
중기업	0.22	0.16	0.26
대기업	0.67	0.78	0.60
업력	27.73	28.68	27.10
수출입비중	10.25	6.02	13.07
정규직 주요직종			
관리직	0.06	0.07	0.06
전문직	0.15	0.16	0.14
사무직	0.15	0.18	0.14
서비스직	0.09	0.13	0.07
판매직	0.03	0.03	0.04
생산직	0.39	0.32	0.44
단순직	0.11	0.11	0.11
정규직비중	88.88	88.04	89.44
간접고용비중	6.30	6.24	6.33
하청업체	0.14	0.11	0.16
비정규직 활용이유			
비활용	0.63	0.61	0.64
고용유연성	0.23	0.24	0.23
업무 특성	0.11	0.12	0.11
정원 동결	0.01	0.02	0.01
노사관계 등	0.01	0.01	0.01
과거 구조조정	0.16	0.11	0.19
기업특수훈련	0.65	0.64	0.66
숙련근로자채용	0.35	0.34	0.35
노조+고용안정협약			
노조없음	0.70	0.65	0.74
노조, 고용안정협약 없음	0.15	0.17	0.13
노조, 고용안정협약 있음	0.15	0.18	0.13

시간유연성		0.26	0.25	0.26
공간유연성		0.14	0.14	0.14
경쟁				
	경쟁심함	0.63	0.59	0.65
	경쟁보통	0.23	0.24	0.23
	경쟁약함	0.04	0.03	0.05
	해당없음	0.09	0.13	0.07
수요				
	수요증가	0.26	0.28	0.24
	수요보통	0.32	0.34	0.31
	수요부진	0.32	0.23	0.38
	해당없음	0.10	0.14	0.07
이윤율		1.71	0.38	2.60
고용유지지원금 수혜		0.12	0.06	0.17
업종				
	제조업	0.58	0.44	0.67
	대면서비스업	0.14	0.16	0.13
	비대면서비스업	0.26	0.38	0.19

자료: 사업체패널 8차 조사

2. 코로나19 충격에 따른 사업체 대응

코로나 19에 대응하여 사업체는 다양한 제도를 활용했다. <표 4>는 사업체가 활용한 제도 분포를 나타낸다. 코로나19 확산 과정에서 부정적인 영향을 받았다고 응답한 사업체는 영향이 없거나 긍정적 영향이 있었다는 사업체보다 제도 활용 비중이 높다. 영향을 받지 않았다고 응답한 사업체의 5.5%도 유급휴업/직을 활용했고, 1.9%의 사업체가 인력감축을 단행했다. 긍정적 영향이 있다고 응답한 사업체의 13%도 유급휴업/직을 활용했다. 부정적 경험을 한 사업체보다 인력감축의 비중이 9%로 더 높다. 긍정적 영향을 받은 사업체의 24%는 유연근무제도를 활용하였다.

<표 5> 코로나19 충격 여부에 따른 사업체 제도 활용 분포

	영향없음 (n=1,066)	부정적(n=1,484)	긍정적(n=90)
유급휴업/직	5.5%	16.6%	13%
무급휴업/직	2.2%	7.2%	1%
임금동결삭감	2.3%	11.2%	1%
인력감축	1.9%	7.6%	9%
유연근무제도	18.1%	20.0%	24%

자료: 사업체패널 8차 조사

<표 6>은 코로나19로 인한 부정적 영향을 경험한 사업장을 대상으로 제도 활용 결정

요인 분석 결과를 제시하고 있다. 먼저 각 제도 간의 활용 관계를 보여주는 상관관계를 살펴보자. 표의 하단에 제시되어 있듯이, 무급휴업/직과 유연근무제도 간의 부(-)의 상관관계를 제외하고는 모두 정(+)의 관계를 나타내고 있어 제도 활용 간에 서로 보완 관계가 있음을 나타낸다. 즉 제도 간의 정(+)의 관계는 두 가지 제도 활용을 공통적으로 증가시키는 관측되지 않은 요인이 존재함을 의미한다. 예를 들어 무급휴업/직을 활용한 사업체는 인력감축도 단행하게 하는 비관측된 요인이 존재하고 있다. 강하면서 통계적으로 유의한 정(+)의 상관관계를 나타내는 제도 쌍은 유급휴업/직과 임금동결삭감, 무급휴업/직과 인력감축, 임금동결삭감과 인력감축이다. 무급휴업/직 제도의 활용은 그 자체로 임금동결삭감의 성격을 가지고 있어서 무급휴직/직과 임금동결삭감 제도 간에 통계적으로 유의한 상관관계가 나타나지 않은 것으로 짐작된다. 인건비 조정과 고용조정을 병행하게 만드는 사업체 요인이 있었던 것으로 이해된다. 무급휴업/직과 유연근무제도 간의 부(-)의 상관관계를 제외하고, 다른 제도와 유연근무제도 활용에 동시에 긍정적인 영향을 미치는 비관측된 사업체 자체 특성은 두드러지지 않다고 보아야 할 것이다.

코로나19로 인한 부정적 충격을 경험한 사업체의 제도 활용 결정 요인을 살펴보자. 먼저 2019년 상반기 대비 2020년 상반기 매출액 증감폭 1%p 증가는 유급 휴업/직, 무급휴직/직, 임금동결삭감, 인력감축과 부정적인 관계를 갖는 반면, 유연근무제도 활용은 긍정적인 관계를 갖는다. 매출액 증감폭은 제도 활용의 결과일 수도 있으므로 인과 관계로 해석하기에는 다소 무리가 있을 수 있다. 사업체 규모에 있어서 소기업보다 대기업은 무급휴업/직을 활용할 확률이 낮았고 유연근무제도를 활용할 가능성이 높았다.

정규직 비중이 높을수록 유급 휴업/직 활용 가능성이 컸고, 하청업체일수록 무급휴업/직, 임금삭감동결 수단을 활용할 가능성이 큰 반면 유연근무제도를 활용할 가능성은 낮았다. 비정규직을 활용하는 경우 그렇지 않은 경우에 비해 유급휴업/직을 활용할 가능성이 높았다. 비정규직을 활용하는 사업장은 고용조정에 발빠르게 대응하려는 사업장이므로 유연근무활용을 제외한 다른 제도 활용에 긍정적인 영향을 미친다. 비정규직 활용 사유가 고용유연성이나 업무 성격으로 인한 사유일 경우 모두 코로나19에 대응하기 위하여 휴업 휴직을 활용할 가능성이 높다. 과거에 구조조정 경험이 있는 사업체는 무급휴업/직이나 인력감축을 활용할 가능성이 컸다.

기업특수훈련을 제공하는 사업체는 그렇지 않은 사업체보다 유급휴업을 통한 고용유지와 유연근로제도 활용 가능성이 컸다. 노조를 통한 고용안정협약이 있는 사업체는 노조가 없는 사업체보다 유급휴업/직을 활용할 가능성이 낮았다.

코로나19 확산 이전에 일하는 방식에서 시간과 공간의 유연성이 있었던 사업체는 그렇지 않은 사업체와 제도 활용에서 차이가 있었다. 시간유연성이 있던 사업체는 유급휴업이나 무급휴업 제도를 활용할 가능성이 컸고, 공간유연성이 있던 사업체는 휴업 대신에 유연근무제도를 활용할 가능성이 그렇지 않은 사업체에 비해 높았다.

사업 환경을 살펴보면 수출입비중이 높을수록 유급휴업/직과 인력감축 수단을 모두 활용할 가능성이 컸다. 상품시장 경쟁이 심할수록 무급휴업/직을 활용할 가능성이 컸고, 상

대적으로 약한 경쟁에 노출된 사업체는 유급휴업/직이나 무급휴업/직 모두를 활용할 가능성이 컸다. 시장수요가 감소 추세에 있던 사업체는 임금삭감동결 수단을 활용할 가능성이 그렇지 않은 사업체보다 높았다. 이윤율이 높은 재무 여력이 있는 사업체는 유급휴업/직을 활용할 가능성이 그렇지 않은 사업체보다 컸다.

고용유지지원금 수혜를 받은 사업장은 그렇지 않은 사업장보다 유급휴업/직 제도를 활용할 가능성이 높았고, 다른 제도를 활용할 가능성은 통계적으로 유의한 수준에서 증가하지 않았다.

<표 6> 코로나 19 충격 사업체 제도 활용 결정 요인 CMP 추정 결과 (한계효과)

	(1) 유급 휴업/직	(2) 무급 휴업/직	(3) 임금동결삭 감	(4) 인력감축	(5) 유연근무제 도
매출액	-0.002***	-0.002***	-0.002***	-0.002***	0.001**
증감폭	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.001)
사업체 규모					
중기업	-0.006 (0.030)	-0.017 (0.024)	-0.044 (0.030)	-0.037* (0.021)	0.132*** (0.044)
대기업	0.011 (0.050)	-0.069* (0.038)	0.024 (0.039)	-0.023 (0.033)	0.120** (0.057)
업력	0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	0.001** (0.001)	-0.000 (0.001)
수출입비중	0.001*** (0.000)	-0.000 (0.000)	0.001* (0.000)	0.001** (0.000)	-0.000 (0.001)
정규직					
관리직	-0.052 (0.055)	0.061 (0.066)	-0.086*** (0.033)	-0.053* (0.027)	-0.042 (0.058)
근로자 주요 직종(기준: 생산직)					
전문직	-0.034 (0.041)	-0.037 (0.026)	-0.070** (0.035)	-0.030 (0.027)	0.059 (0.055)
사무직	-0.009 (0.036)	-0.016 (0.026)	0.016 (0.042)	-0.037 (0.028)	0.039 (0.048)
서비스직	-0.033 (0.050)	0.063 (0.043)	-0.086** (0.038)	0.009 (0.039)	0.094 (0.068)
판매직	-0.139*** (0.045)	-0.018 (0.039)	-0.009 (0.069)	-0.066*** (0.023)	0.047 (0.090)
단순직	0.037 (0.041)	0.048 (0.031)	0.013 (0.037)	0.033 (0.031)	-0.030 (0.045)
정규직비중	0.003** (0.001)	0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
간접고용비 중	0.002 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	0.002 (0.001)
하청업체	0.038 (0.028)	0.061** (0.024)	0.069*** (0.027)	-0.004 (0.019)	-0.146*** (0.046)
비정규직 활용 사유 (기준: 비정규직 비활용)					
고용유연성	0.078** (0.038)	0.034 (0.026)	0.042 (0.032)	0.014 (0.023)	-0.019 (0.037)
업무성격	0.090** (0.046)	0.002 (0.028)	-0.020 (0.034)	-0.015 (0.026)	0.007 (0.050)
정원동결	0.007 (0.073)	0.142 (0.140)	0.042 (0.108)	-0.026 (0.046)	-0.102 (0.124)
노사관계	0.019 (0.110)			0.026 (0.105)	0.052 (0.122)
과거	-0.012	0.050**	0.003	0.072***	-0.021
구조조정	(0.027)	(0.020)	(0.025)	(0.018)	(0.033)

	기업특수훈 련	0.043*	0.008	0.022	0.024	0.052*
		(0.024)	(0.017)	(0.021)	(0.017)	(0.028)
	숙련근로자 신규채용	-0.031	0.024	0.022	0.026	-0.009
		(0.024)	(0.017)	(0.022)	(0.017)	(0.028)
노조와 고용보호	노조+고용안 정협약 없음	0.027	0.018	-0.001	-0.026	0.027
		(0.050)	(0.032)	(0.035)	(0.023)	(0.051)
(기준: 노조 없음)	노조+고용안 정협약 있음	-0.075***	0.028	0.041	0.006	-0.019
		(0.028)	(0.035)	(0.041)	(0.026)	(0.051)
일하는 방식 유연성	시간유연성 공간유연성	0.059**	0.041*	0.029	0.016	0.014
		(0.030)	(0.023)	(0.029)	(0.020)	(0.035)
		-0.112**	-0.025	0.011	-0.034	0.074*
		(0.047)	(0.032)	(0.038)	(0.029)	(0.043)
상품시장 경쟁 (기준: 보통)	경쟁심함 경쟁약함	-0.017	0.040***	-0.007	0.014	0.035
		(0.026)	(0.015)	(0.025)	(0.019)	(0.031)
		0.139**	0.132**	-0.035	-0.026	0.132
		(0.068)	(0.058)	(0.042)	(0.024)	(0.082)
	해당없음	0.116	0.232**	-0.001	0.014	0.135
		(0.101)	(0.106)	(0.076)	(0.038)	(0.097)
시장수요추 세 (기준: 보통)	수요증가 수요부진	0.028	-0.014	0.009	0.011	0.013
		(0.030)	(0.026)	(0.026)	(0.019)	(0.037)
		0.021	-0.004	0.054**	0.022	0.017
		(0.028)	(0.022)	(0.025)	(0.019)	(0.035)
	해당없음	-0.038	-0.077***	0.054	0.019	0.005
		(0.063)	(0.028)	(0.077)	(0.036)	(0.084)
	이윤율(%)	0.000**	0.000	-0.000	-0.000	-0.002
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.001)
	고용유지지 원금 수혜	0.248***	0.004	0.040	0.012	0.069*
		(0.023)	(0.020)	(0.027)	(0.021)	(0.036)
	atanhrho (1)*(2)	0.016				
	(1)*(3)	0.259***				
	(1)*(4)	0.005				
	(1)*(5)	0.06				
	(2)*(3)	0.11				
	(2)*(4)	0.455***				
	(2)*(5)	-0.361***				
	(3)*(4)	0.421***				
	(3)*(5)	0.083				
	(4)*(5)	0.064				
	Observation	1,239	1,239	1,239	1,239	1,239
	s					
	LR χ^2	1761	1761	1761	1761	1761
	Prob <	0	0	0	0	0
	χ^2					

자료: 사업체패널 8차 조사

주: Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, 지역과 산업 통제

3. 코로나19 충격과 고용 변동

코로나19 충격으로 인한 고용 변동을 양적 수준에서 살펴보기로 하자. <표 8>은 2020년 3월에서 6월 기간 동안 총근로자 대비 고용감소율을 제시하고 있다. 코로나19에 긍정적인 영향이 있었다는 사업장을 제외한 전체 사업장의 총고용변동은 2019년 인력 대비 4.27% 감소를 나타내고 있다. 이 가운데 내포변동은 4.13%, 외연변동은 0.14%이다. 부정적 충격을 경험한 사업장에 한정하면 총고용변동은 6.32%, 내포변동은 6.10%와 외연변동은 0.22%로 나타난다. 코로나19 확산 초기 4개월 간의 고용변동이기에 때문에 총고용변동의 대부분이 휴업 등 근로시간 조정으로 인한 내포변동이 차지하는 비중이 컸을 것으로 보인다.

<표 7> 코로나19 충격과 고용감소율

(단위: %)

	코로나19 충격 없거나 부정적 (n=2,591)	충격 없음 (n=1,068)	부정적 충격(n=1,523)
총고용변동	4.27	1.34	6.32
내포변동	4.13	1.32	6.10
외연변동	0.14	0.02	0.22

자료: 사업체패널 8차 조사

주: 2020.3~2020.6 기간 동안 총근로자 대비 고용감소율

코로나19 확산에 따른 4개월 간의 고용 변동의 영향 요인을 OLS 선형회귀 모형으로 추정된 결과를 살펴보자. <표 10>은 코로나19 충격으로 인한 고용변동 결정 요인을 분석한 결과를 제시했다. 독립변수가 총고용변동, 내포변동, 외연변동에 어떤 영향을 미치는지 살펴보자. 통계적으로 유의한 영향을 미치는 변수를 살펴보면, 수출입 비중이 높을수록 외연변동에 긍정적인 영향을 미친 반면, 내포변동에는 통계적으로 유의한 수준에서 영향을 미치지 않았다. 해외의 코로나19 확산 사태가 경기 불황에 미치는 영향이 컸으므로 사업체의 대외의존도가 높을수록 해고를 통한 인원감축률이 높게 나타난 것으로 보인다.

인력 현황은 양적 고용 변동 수준에 통계적으로 유의한 수준에서 영향을 미치지 않았다. 간접고용비중이나 하청업체 사업장은 그렇지 않은 사업장에 비해 고용변동 규모가 적었으나 통계적으로 유의하지는 않았다. 비정규직 활용 사유가 업무성격일 경우 비정규직을 활용하지 않을 때보다 내포 변동을 통한 고용량 감소폭이 컸다. 고용유연성을 위해 비정규직을 활용하는 경우 외연 변동에 부정적인 영향을 미친다는 것은 다소 예측에서 벗어난 결과이다. 지난 2년간 구조조정 경험이 있는 사업장일수록 외연 변동에 긍정적인 영향을 미쳤다. 숙련확보전략으로 기업특수훈련을 제공하는 사업장은 그렇지 않은 사업장보

다 내포 변동을 통한 고용량 감소가 1.8%p 높다.

상품시장 경쟁 정도는 사업체의 고용 변동에 영향을 준다. 경쟁이 심할수록 외연 변동 폭이 커지는 반면, 경쟁이 약할수록 내포 변동을 통한 고용변동이 이루어진 것으로 분석되었다. 시장수요 추세도 고용 변동에 영향을 미쳤는데, 수요에 변동이 없는 경우보다 수요가 증가 추세에 있거나 수요가 감소추세에 있을 때 내포 변동에 긍정적인 영향을 미친 반면, 외연 변동에는 영향을 미치지 않았다. 마지막으로 고용유지지원금 수혜 사업장은 그렇지 않은 사업장에 비해 내포 변동으로 인한 고용량 감소가 13.5%p로 나타났다.

<표 8> 코로나19로 인한 부정적 충격 사업장의 고용변동 결정 요인 OLS 추정 결과

		(1) 총고용변동	(2) 내포변동	(3) 외연변동
사업체 규모	중기업	0.907 (1.843)	1.095 (1.834)	-0.188 (0.141)
	대기업	0.399 (1.903)	0.440 (1.841)	-0.042 (0.207)
	업력	-0.037 (0.052)	-0.033 (0.052)	-0.004 (0.003)
	수출입비중	0.017 (0.025)	0.006 (0.025)	0.010*** (0.004)
정규직 근로자 주요 직종 (기준: 생산직)	관리직	0.553 (3.016)	0.706 (2.996)	-0.154 (0.115)
	전문직	-2.387 (1.538)	-2.379 (1.533)	-0.008 (0.147)
	사무직	-0.656 (1.405)	-0.670 (1.397)	0.014 (0.157)
	서비스직	-1.809 (2.035)	-1.723 (1.984)	-0.086 (0.179)
	판매직	-2.165 (2.178)	-2.068 (2.168)	-0.097 (0.162)
	단순직	3.384 (2.312)	3.193 (2.306)	0.191 (0.185)
	정규직비중	0.071 (0.046)	0.074 (0.046)	-0.003 (0.003)
	간접고용비중	-0.024 (0.040)	-0.023 (0.041)	-0.001 (0.003)
	하청업체	-0.512 (1.517)	-0.486 (1.511)	-0.025 (0.072)
	비정규직 활용 사유 (기준: 비정규직 비활용)	고용유연성	1.607 (1.503)	1.752 (1.495)
업무성격		4.342* (2.387)	4.483* (2.383)	-0.140 (0.103)
정원동결		0.472 (1.419)	0.481 (1.402)	-0.009 (0.103)
노사관계		-0.781 (6.529)	-0.703 (6.558)	-0.078 (0.180)
과거 구조조정		0.689 (1.413)	0.465 (1.399)	0.224** (0.113)
기업특수훈련		1.890* (1.058)	1.808* (1.054)	0.082 (0.065)
숙련근로자 신규채용		-0.548 (1.033)	-0.514 (1.024)	-0.034 (0.073)
노조와 고용보호 (기준: 노조없음)	노조+고용안정협약	-0.647 (1.596)	-0.592 (1.578)	-0.055 (0.084)
	없음			
	노조+고용안정협약 있음	-0.912	-0.853	-0.058

일하는 방식 유연성	시간유연성	(1.661) 2.265 (1.643)	(1.649) 2.185 (1.634)	(0.090) 0.081 (0.133)
	공간유연성	-2.424 (1.833)	-2.257 (1.824)	-0.167 (0.128)
상품시장 경쟁 (기준: 보통)	경쟁심함	0.612 (1.232)	0.475 (1.225)	0.137* (0.081)
	경쟁약함	5.129* (2.738)	4.785* (2.652)	0.345 (0.266)
	해당없음	6.131** (3.047)	6.018** (3.024)	0.114 (0.204)
시장수요 추세 (기준 정체)	수요증가	2.086* (1.202)	2.166* (1.194)	-0.079 (0.087)
	수요부진	2.650** (1.248)	2.637** (1.249)	0.012 (0.110)
	해당없음	-0.377 (2.406)	-0.513 (2.390)	0.136 (0.155)
	이윤율(%)	0.002 (0.003)	0.002 (0.003)	-0.000 (0.000)
	고용유지지원금 수혜	13.734*** (2.033)	13.538*** (2.036)	0.196 (0.153)
Constant		-6.085 (4.696)	-6.436 (4.694)	0.351 (0.319)
Observations		1,197	1,197	1,197
R-squared		0.253	0.250	0.114

자료: 사업체패널 8차 조사

주: Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, 지역과 산업 통제

4. 기업특수훈련과 일자리 상실 확률

근로자 단위의 사업체의 외연변동 분석 결과를 살펴보자. 먼저 <표 12>는 자발적·비자발적 사유로 일자리를 상실한 모든 근로자를 표본으로 근로자의 일자리 상실 확률 결정 요인을 프로빗 모형으로 추정한 결과를 제시한 것이다. 앞 절에서 사용한 대부분의 사업체 단위 변수를 모형에 포함했지만 주요 관심 변수의 한계효과만을 표에 제시했다. 모형 (1), (2), (3)은 2019년 12월 말 사업체패널 조사 대상 사업체에 재직했던 근로자 중 2020년 6월 시점에서 고용보험 자격을 상실했는지 여부를 분석한 것이다. 2019년 12월 말 사업체패널 조사 대상 사업체에 재직했던 근로자 중 11.4%가 2020년 6월 시점에서 일자리를 상실했다. 모형 (4), (5), (6)은 이보다 시간이 경과한 2021년 1월 시점에 고용보험 자격 상실을 분석했다. 2019년 12월 말 사업체패널 조사 대상 사업체에 재직했던 근로자 중 24%가 일자리를 상실한 것으로 나타났다. 일자리 상실 근로자 비중은 6개월만에 거의 두 배로 증가했다. 시간이 경과하면서 주요 관심 변수의 효과가 어떻게 변하는지 관찰하고자 한다.

모형 (1)은 고용보험 db의 근로자 단위 정보를 활용하여 구축한 변수만을 포함한다. 연령, 성별, 일자리의 대면위험성, 근속년수이다. 30대 근로자에 비해 저연령층의 일자리 상실 확률은 크고, 40대는 낮으며, 중장년 이상은 더 높은 것으로 나타났다. 남성보다 여성

의 일자리 상실 확률은 더 높다. 일자리의 대면접촉위험성이 1점 증가할 때 일자리 상실 확률은 0.3%p 증가한다. 근속년수는 일자리 상실 확률에 영향을 미치는데, 2-5년 근속에 비해 근속년수가 짧은 근로자의 일자리 상실 확률은 높고, 그보다 근속년수가 긴 근로자의 일자리 상실 확률은 낮다.

모형 (2)는 근로자 단위 변수에 사업체패널 조사의 사업체 단위 변수들을 추가하였다. 주요 관심 사업체 단위 변수는 사업체의 숙련확보전략과 코로나19 대응을 위한 제도 활용이다. 모형 (2)의 결과를 보면, 사업체의 기업특수훈련 제공 여부나 숙련근로자신규채용 여부는 통계적으로 유의한 수준에서 근로자의 일자리 상실 확률에 영향을 미치지 않았다. 유급 휴업/직 활용 사업체 근로자의 일자리 상실 확률은 그렇지 않은 사업체 근로자보다 1.7%p 낮았지만, 무급휴업/직은 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않았지만 일자리 상실 확률을 높이는 것으로 나타났다. 인력감축은 근로자의 일자리 상실 확률을 높이는 데 반해, 유연근무 활용은 근로자의 일자리 상실 확률을 낮추지만 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않았다.

모형 (3)은 사업체의 숙련확보전략이 단기 근속 근로자의 일자리 상실 확률을 조절하는지를 검증한 결과를 제시한다. 기업특수훈련 제공 사업체의 1년 미만 근속 근로자의 일자리 상실 확률은 통계적으로 유의한 수준에서 3.1%p 감소한다. 반면 숙련근로자를 신규채용하는 사업체의 10년 이상 근속 근로자의 일자리 상실 확률은 4.0%p 증가하는 것으로 나타났다.

모형 (4)부터 (6)의 결과에서 주목할 만한 것은 연령과 성별의 효과가 더 크게 나타나며, 대면접촉위험 일자리의 일자리 상실 확률도 더 커지며 통계적 유의성도 높아진다는 사실이다. 근속년수의 일자리 상실 효과를 보면, 단기 근속자의 일자리 상실 효과는 장기 근속자의 일자리 유지 효과보다 시간이 경과하면서 더 강력하게 나타나고 있다. 기업특수훈련은 통계적으로 유의하지는 않지만 2020년 6월 시점에서 정(+)의 영향을 미쳤다면 2021년 1월 시점에서는 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 기업특수훈련이 1년미만 단기 근속자의 일자리 상실에 미치는 조절 효과도 통계적 유의성이 사라졌다. 코로나19가 장기화되면서 기업특수훈련 투자의 손실보다 인력 유지 비용이 상대적으로 증가하기 때문이다.

코로나19 대응 제도 활용의 효과에 관해서는, 유급휴업/직이 일자리 상실에 미치는 부정적 효과의 통계적 유의성은 사라지고 인력감축이 일자리 상실에 미치는 긍정적 효과는 강해졌으며, 유연근무활용이 일자리 상실에 미치는 부정적 효과는 통계적 유의성을 획득하게 되었다. 시간이 경과하면서 대응전략으로 인력감축을 단행한 사업체에서 추가 인력감축이 있었던 반면, 유연근무를 활용할 수 있는 사업장 근로자의 일자리 유지는 그렇지 않은 근로자보다 더 용이했음을 시사한다.

<표 9> 코로나19 충격 사업체 근로자의 일자리 상실 확률 프로빗 모형 추정 결과 (한계효과)

	2020년 6월 시점			2021년 1월 시점	
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)

20대 이하	0.158*** (0.022)	0.145*** (0.017)	0.144*** (0.018)	0.282*** (0.022)	0.268*** (0.018)	0.269*** (0.018)
20대	0.050*** (0.007)	0.052*** (0.005)	0.053*** (0.005)	0.118*** (0.011)	0.124*** (0.012)	0.124*** (0.012)
40대	-0.011*** (0.003)	-0.014*** (0.003)	-0.014*** (0.003)	-0.019*** (0.005)	-0.028*** (0.005)	-0.028*** (0.005)
50대	0.011* (0.006)	-0.002 (0.005)	-0.002 (0.005)	0.054*** (0.009)	0.034*** (0.009)	0.034*** (0.009)
60대 이상	0.126*** (0.010)	0.089*** (0.014)	0.088*** (0.014)	0.231*** (0.014)	0.173*** (0.019)	0.172*** (0.020)
여성	0.011*** (0.004)	0.008** (0.003)	0.008** (0.003)	0.021** (0.009)	0.021** (0.009)	0.020** (0.009)
대면접촉위험정도	0.003* (0.002)	0.003 (0.002)	0.003* (0.002)	0.007** (0.003)	0.008** (0.004)	0.009** (0.004)
1년 미만	0.101*** (0.013)	0.060*** (0.013)	0.104*** (0.024)	0.263*** (0.019)	0.192*** (0.023)	0.240*** (0.032)
1-2년 미만	0.033** (0.016)	0.026*** (0.008)	0.035*** (0.013)	0.104*** (0.017)	0.072*** (0.013)	0.081*** (0.022)
5-10년 미만	-0.046*** (0.009)	-0.024*** (0.008)	-0.018 (0.012)	-0.068*** (0.014)	-0.032** (0.013)	-0.027 (0.027)
10년 이상	-0.061*** (0.014)	-0.036*** (0.013)	-0.068*** (0.015)	-0.106*** (0.019)	-0.045** (0.020)	-0.096** (0.041)
기업특수훈련		0.002 (0.006)	0.004 (0.009)		-0.007 (0.010)	-0.002 (0.013)
숙련신규채용		0.007 (0.006)	0.009 (0.009)		0.009 (0.009)	0.009 (0.012)
1년			-0.031*			-0.034
미만*기업특수훈련						
1-2년			(0.019)			(0.029)
미만*기업특수훈련			-0.013			-0.011
5-10년 미만			(0.012)			(0.021)
*기업특수훈련			0.004			-0.002
10년			(0.017)			(0.033)
이상*기업특수훈련			0.038			0.035
1년			(0.024)			(0.048)
미만*숙련신규채용			-0.023			-0.047
1-2년			(0.024)			(0.032)
미만*숙련신규채용			0.001			-0.005
5-10년			(0.013)			(0.022)
미만*숙련신규채용			-0.019			-0.008
10년			(0.019)			(0.027)
이상*숙련신규채용			0.040*			0.064
유급휴업/직		-0.017* (0.009)	-0.015 (0.009)		-0.016 (0.013)	-0.016 (0.013)
무급휴업/직		0.009 (0.007)	0.005 (0.007)		0.018 (0.015)	0.017 (0.015)
인력감축		0.022*** (0.007)	0.022*** (0.007)		0.033*** (0.012)	0.031*** (0.012)
유연근무		-0.005 (0.006)	-0.003 (0.006)		-0.021** (0.010)	-0.019* (0.010)

Observations	346,727	308,854	308,854	346,727	308,854	308,854
자료: 사업체패널 8차 조사						

주: Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, 기타 사업체 특성 변수 통제

다음으로 동일한 모형을 비자발적 근로자에 한정하여 살펴보자. 코로나19 확산 과정에서 근로자의 일자리 상실은 사업체가 경험한 수요 충격으로 인한 일자리 상실과 더불어, 건강과 안전을 고려하거나 자녀돌봄을 이유로 한 자발적 퇴사에 기인한다. 따라서 <표 13>은 계약만료, 폐업/도산, 인원감축으로 인한 비자발적 일자리 상실에 한정된 표본을 대상으로 분석한 결과를 제시했다. 2019년 12월 말 재직 근로자 중 4%가 2020년 6월 말 시점에 일자리를 상실했고 2021년 1월 말 시점에는 10%가 일자리를 상실한 것으로 나타났다.

모형 (1)의 분석 결과를 살펴보면, 전체 근로자 표본의 결과와 일자리의 대면접촉위험성 변수를 제외하고 크게 다르지 않다. 연령의 경우, 30대와 40대의 비자발적 일자리 상실 확률은 차이가 없고, 20대 미만이나 50대 이상 중장년 이상은 더 높은 것으로 나타났다. 남성보다 여성의 비자발적 일자리 상실 확률은 더 높다. 일자리의 대면접촉위험성은 비자발적 일자리 상실 확률에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는다. 근속년수의 비자발적 일자리 상실 확률에 미치는 영향은 앞의 결과와 크게 다르지 않다.

모형 (2)의 결과를 보면, 사업체의 기업특수훈련 제공 여부나 숙련근로자신규채용 여부는 통계적으로 유의한 수준에서 근로자의 비자발적 일자리 상실 확률에 영향을 미치지 않았다. 앞의 결과와 달리, 유급 휴업/직 활용과 무급 휴업/직 활용 모두 비자발적 일자리 상실 확률에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않았다. 인력감축은 근로자의 비자발적 일자리 상실 확률을 높이는 데 반해, 유연근무 활용은 근로자의 비자발적 일자리 상실 확률을 낮추지만 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않았다. 모형 (3)에서 기업특수훈련 제공 사업체의 1년 미만 근속 근로자의 비자발적 일자리 상실 확률은 통계적으로 유의한 수준에서 4.8%p 감소한다. 반면 숙련근로자 신규채용을 통해 사업체의 숙련과 역량을 확보하는 사업체의 10년 이상 근속 비자발적 근로자의 일자리 상실 확률은 3.1%p 증가하는 것으로 나타났다. 내부 훈련보다 외부숙련자 채용을 통한 숙련확보전략을 가지고 있는 사업체에서 장기 근속자의 해고 비용은 상대적으로 낮은 것을 시사한다.

모형 (4)에서 (6)의 결과에서 주목할 만한 것은 근속년수의 비자발적 일자리 상실 효과이다. 단기 근속자의 비자발적 일자리 상실 효과는 장기 근속자의 비자발적 일자리 상실 효과보다 시간이 경과하면서 더 강력하게 나타나고 있다. 기업특수훈련은 2020년 6월 시점에서 통계적으로 유의하지는 않지만 정(+)의 영향을 미쳤다면 2021년 1월 시점에서는 통계적으로 유의하게 나타났다. 동시에 기업특수훈련이 1년 미만과 1~2년 단기 근속자의 비자발적 일자리 상실에 미치는 조절 효과는 통계적으로 유의한 수준에서 부(-)의 효과로 나타나고 있다. 숙련근로자 신규채용도 1년 미만 단기 근속자의 비자발적 일자리 상실

효과를 감소시킨다. 사업체 요인의 일자리 상실 사유에 한정했을 경우, 기업특수훈련과 숙련근로자 채용 전략을 사용하는 사업체의 단기 근속 근로자가 일자리를 유지할 확률은 높은 것으로 나타났다. 코로나19 대응 제도 활용의 효과에 관해서는, 유연근무활용이 비자발적 일자리 상실에 미치는 부정적 효과는 통계적 유의성을 획득하게 되는데, 유연근무를 활용한 사업장과 그렇지 않은 사업장 근로자의 비자발적 일자리 상실 가능성의 격차는 시간이 지나면서 더욱 커지는 것을 시사한다.

<표 10> 코로나19 충격 사업체 근로자의 비자발적 일자리 상실 확률 프로빗 모형 추정 결과 (한계효과)

	2020년 6월 말 시점			2021년 1월 말 시점		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
20대 이하	0.021* (0.012)	0.020** (0.009)	0.021** (0.008)	0.039** (0.017)	0.043*** (0.014)	0.045*** (0.014)
20대	0.014*** (0.005)	0.017*** (0.004)	0.018*** (0.004)	0.041*** (0.010)	0.050*** (0.009)	0.050*** (0.009)
40대	0.001 (0.002)	0.000 (0.002)	0.000 (0.002)	0.007* (0.004)	0.004 (0.004)	0.004 (0.004)
50대	0.016*** (0.005)	0.011*** (0.004)	0.011*** (0.004)	0.045*** (0.008)	0.038*** (0.008)	0.038*** (0.008)
60대 이상	0.083*** (0.007)	0.061*** (0.009)	0.060*** (0.009)	0.195*** (0.013)	0.159*** (0.014)	0.158*** (0.014)
여성	0.011*** (0.003)	0.009*** (0.003)	0.010*** (0.003)	0.028*** (0.008)	0.030*** (0.007)	0.031*** (0.007)
대면위험정도	0.002 (0.002)	0.002* (0.001)	0.003** (0.001)	0.005 (0.003)	0.007** (0.003)	0.007** (0.003)
1년 미만	0.040** (0.016)	0.024* (0.012)	0.080*** (0.028)	0.123*** (0.033)	0.093*** (0.026)	0.188*** (0.049)
1-2년 미만	0.024** (0.011)	0.022*** (0.007)	0.026*** (0.009)	0.075*** (0.017)	0.054*** (0.012)	0.064*** (0.017)
5-10년 미만	-0.017*** (0.006)	-0.010** (0.005)	-0.002 (0.009)	-0.012 (0.011)	-0.002 (0.012)	0.011 (0.026)
10년 이상	-0.013 (0.013)	-0.006 (0.009)	-0.017 (0.014)	-0.015 (0.017)	0.006 (0.018)	-0.007 (0.037)
기업특수훈련		0.001 (0.004)	0.009 (0.005)		0.004 (0.009)	0.023** (0.011)
숙련신규채용		0.005 (0.004)	0.002 (0.006)		0.004 (0.008)	0.001 (0.010)
1년 미만*기업특수훈 련			-0.048*** (0.017)			-0.071** (0.031)
1-2년 미만*기업특수훈 련			-0.014 (0.009)			-0.029* (0.018)
5-10년 미만 *기업특수훈련			-0.002 (0.012)			-0.014 (0.035)
10년 이상*기업특수훈 련			0.002 (0.019)			-0.017 (0.043)

1년			-0.028			-0.074*
미만*숙련신규채 용			(0.025)			(0.043)
1-2년			0.013			0.016
미만*숙련신규채 용			(0.009)			(0.018)
5-10년			-0.013			-0.011
미만*숙련신규채 용			(0.011)			(0.023)
10년			0.031*			0.053
이상*숙련신규채 용			(0.016)			(0.036)
유급휴업/직	-0.006		-0.004		-0.008	-0.006
	(0.006)		(0.006)		(0.012)	(0.012)
무급휴업/직	0.004		-0.001		0.013	0.009
	(0.005)		(0.005)		(0.013)	(0.013)
인력감축	0.016***		0.016***		0.019*	0.019*
	(0.004)		(0.004)		(0.010)	(0.010)
유연근무	-0.002		-0.000		-0.019**	-0.018*
	(0.005)		(0.005)		(0.010)	(0.010)
Observations	346,727	308,854	308,854	346,727	308,854	308,854

자료: 사업체패널 8차 조사

주: Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, 기타 사업체 특성 변수 통제

V. 나가며

코로나19 확산은 전세계적으로 사업체와 노동자에 전대미문의 큰 영향을 미치고 있다. 대부분의 국가가 코로나19의 확산을 막기 위해 봉쇄 또는 사회적 거리두기를 단행하면서 생산 중단과 부정적인 수요 충격이 발생했고, 개별 경제 주체와 정부는 이 위기를 극복하고자 많은 노력을 기울였다. 코로나 19 확산에 대응하고자 유급/무급 휴직, 인건비 감축, 인력감축이나 유연근무제도를 활용하여 근로자의 수를 줄이거나 근로시간을 단축했다. 사업체 요인 가운데 코로나19 충격 정도, 사업체 매출 규모, 인력 구조, 인적자원관리와 개발 방식, 코로나 확산 이전 일하는 방식의 유연성, 경쟁과 시장 수요, 대외무역의존도 등 사업환경, 고용유지지원금 수혜 등은 제도 활용에 영향을 미쳤다.

사업체 패널 부가조사 자료로 추정한 코로나19가 확산된 상반기 동안의 사업체의 양적인 차원의고용변동은 대부분 외연변동이 아닌 내포변동으로 인한 것이었다. 코로나19 상황과 경기 회복 여부의 불확실성이 지속되는 가운데 대부분 사업체가 해고보다는 휴업으로 대응한 결과이다. 대외무역의존도, 과거 구조조정 경험과 숙련확보전략의 차이, 경쟁과

시장 수요의 차이, 고용유지지원금 수혜는 코로나19로 인한 부정적 충격을 경험한 사업체의 고용변동 변이를 설명하는 것으로 나타났다. 근로자 단위의 일자리 상실 확률을 분석한 결과, 사업체의 숙련확보전략의 차이는 근로자의 근속기간에 따른 일자리 상실 확률을 조절하는 효과를 갖는 것으로 나타났다. 기업특수훈련을 실시하는 사업체에 단기 근속 근로자의 일자리 상실 확률은 통계적으로 유의한 수준에서 낮아졌다. 기업특수훈련을 제공하는 사업체는 상대적으로 해고 비용이 높아서 해고보다는 고용 유지를 택할 가능성이 높음을 시사한다. 그러나 본 분석은 횡단면 자료를 사용하고 근로자의 비정규직 여부 고용형태를 파악할 수 없다는 한계가 있다. 기업특수훈련을 통해 숙련 수준을 확보하려는 사업체에 고용된 근로자는 상대적으로 고용안정성이 높은 근로자일 수 있기 때문이다.

본 연구는 사업체패널 조사 자료를 가지고 코로나19 확산 과정에서 사업체가 활용한 대응 방식을 질적인 차원과 양적인 차원, 그리고 근로자 단위에서 분석했다. 코로나19로 인한 부정적인 충격을 경험하지 않은 사업장에서도 재택근무 활용뿐만 아니라 휴업과 해고 수단을 어느 정도 활용했으나, 표본수가 작아 이러한 사례의 제도 활용에 대해서는 분석할 수 없었다. 코로나19가 비단 직접적인 수요 충격을 가한 사업체에서만 고용변동을 일으킨 것이 아니라 고용조정을 필요로 했던 사업체의 밴드웨건 효과를 야기했을 수 있다. 혹은 사업체 재무현황과 미래 예측에 따라 응답 주체의 영향에 대한 주관적 판단에 자의성이 상당히 개입되어 있을 수 있다. 그러나 보다 분명한 대응 방식의 실태와 영향요인을 파악하기 위해 분석을 코로나19 부정적 수요 충격을 경험했다고 응답한 사업장에 제한했음을 밝혀 둔다.

참고문헌

Adams-Prassl, A., Boneva, T., Golin, M., & Rauh, C. (2020). “Inequality in the Impact of the coronavirus shock: Evidence from real time surveys” *Journal of Public Economics*, 189, 104245.

Apedo-Amah, M., Avdiu, B., Cirera, X., Cruz, M. Davies, E., Grover, A., Lacovone, L., Kilinc, U., Medvedev, D., Maduko, F., Poupakis, S. & Torres, J., Tran, T. (2020). “Unmasking the Impact of Covid-19 on Businesses: Firm Level Evidence from Across the World” *Policy Research Working Paper*, 9434.

Aum, S., Lee, S. Y. T., & Shin, Y. (2021). “Covid-19 doesn’t need lockdowns to destroy jobs: The effect of local outbreaks in Korea” *Labour Economics*, 70, 101993.

Bartik, A. W., Bertrand, M., Cullen, Z., Glaeser, E. L., Luca, M., & Stanton, C. (2020). “The Impact of COVID-19 on small business outcomes and expectations” *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 117(30), 17656-17666.

Bennedsen, M., Larsen, B., Schmutte, I., & Scur, D. (2020). “Preserving job matches

during the COVID-19 pandemic: firm-level evidence on the role of government aid“ GLO Discussion Paper, 588).

Blundell, R., Bozio, A., & Laroque, G. (2013). “Extensive and intensive margins of labour supply: Work and working hours in the US, the UK and France” *Fiscal Studies*, 34(1), 1-29.

Brynjolfsson, E., Horton, J. J., Ozimek, A., Rock, D., Sharma, G., & TuYe, H. Y. (2020). COVID-19 and remote work: an early look at US data (No. w27344). National Bureau of Economic Research.

Buchheim, L., Doern, J., Krolage, C., & Link, S. (2020). “Firm-level Expectations and Behavior in Response to the COVID-19 Crisis“ *cesINFO Working Papers*, 8304.

Cai, M., & Luo, J. (2020). “Influence of COVID-19 on manufacturing industry and corresponding countermeasures from supply chain perspective” *Journal of Shanghai Jiaotong University (Science)*, 25(4), 409-416.

Cajner, T., Crane, L. D., Decker, R. A., Grigsby, J., Hamins-Puertolas, A., Hurst, E., Kurz, C. & Yildirmaz, A. (2020). “The US labor market during the beginning of the pandemic recession” (No. w27159). National Bureau of Economic Research.

Campanella, E. & Vernazza, D. (2020). “Unemployment: How bad is it really, and how bad could it get“ *Macro Research Economics Thinking*, 92.

Forsythe, E., Kahn, L. B., Lange, F. & Wiczer, D. (2020). “Labor demand in the time of COVID-19: Evidence from vacancy postings and UI claims” *Journal of public economics*, 189, 104238.

Han, J. (2021). “Who’s Hit Hardest? The Persistence of the Employment Shock by the COVID-19 Crisis” *KDI Journal of Economic Policy*, 43(2), 23-51.

Koren, M., & Pető, R. (2020). Business disruptions from social distancing. *Plos one*, 15(9), e0239113.

Lee, J., & Kim, M. (2020). Estimation of the number of working population at high-risk of COVID-19 infection in Korea, *Epidemiology and Health*, volume 42. 1-11.

Lee, J., & Yang, H. S. (2020). “Pandemic and Employment: Evidence from COVID-19 in South Korea” WP at <http://www.kapf.or.kr> .

Miroudot, S. (2020). “The Reorganization of Global Value Chains in East Asia before and after COVID-19” *East Asian Economic Review*, 24(4), 389-416.

Schmieder, Johannes. F. (2019), “The Costs of Job Displacement over the Business Cycle and its Sources: Evidence from Germany”

Župerkienė, E., Šimanskienė, L., Labanauskaitė, D., Melnikova, J., & Davidavičienė, V. (2021). “The COVID-19 pandemic and resilience of SMEs in Lithuania“ *Entrepreneurship and sustainability issues*, 8(3), 53-65.

김남주·서치원·박지석 (2020). 『대·중소기업 불공정거래 실태조사 보고서』 중소기업중앙회·한국노동조합총연맹.

김유빈(2020). 『기업과 노동시장 참여자의 코로나19 위기대응 양상』 노동리뷰, 2020년 10월호. 7-18.

최문정·김명현 (2020). 『코로나19 팬데믹의 글로벌 가치사슬에 대한 영향 및 시사점』 BOK 이슈노트, 2020-10호.

황선웅 (2020). 『코로나19 충격의 고용형태별 차별적 영향』 산업노동연구, 26(3), 5-34.



세션 01

환경변화

사회자 : 이정희(한국노동연구원)

- ◆ 최저임금 인상이 사업체의 임금 및 복지에 끼친 영향
이환웅(한국조세재정연구원), 고창수(한국조세재정연구원) 87

- ◆ 공공기관 지방이전이 조직에 미친 영향 분석
고영우(한국노동연구원) 105

최저임금 인상이 사업체의 임금 및 복지에 끼친 영향

이 환 응*, 고 창 수**

최저임금이 노동시장에 미치는 영향에 대한 연구는 높은 학문적, 정책적 수요를 바탕으로 다수의 연구가 국내외에서 이루어져 왔으나, 대부분의 선행연구는 고용수준 및 임금에 대한 영향을 중심으로 수행되었다. 반면 최저임금에 영향을 받을 수 있는 또 다른 변수인 복지혜택 등 비임금 측면의 근로 환경에 미치는 영향에 대한 선행연구는 많지 않으며 특히 한국에 대한 연구는 거의 존재하지 않는 것으로 보인다. 본고는 사업체패널조사 자료를 활용하여 사업장의 최저임금 영향률이 고용량, 임금, 퇴직급여, 그리고 비임금 측면을 대표하는 복리후생비에 미친 영향에 대해 고정효과 모형을 활용하여 실증분석을 수행하였다. 분석 결과 최저임금 영향률과 복리후생비 사이에는 통계적으로 유의한 양의 관계가 도출되었다. 이는 복리후생비에 대한 조정 행태를 이해하기 위해 고용주의 비용 절감 유인에 더해 최저임금의 산업범위 등 제도적 측면을 종합적으로 고려할 필요가 있음을 시사한다.

주요용어 : 최저임금, 복지, 복리후생비

* 한국조세재정연구원 부연구위원, holee@kipf.re.kr

** 한국조세재정연구원 부연구위원, csko@kipf.re.kr

1. 서론

최저임금 수준의 적절성 및 노동시장에의 영향은 학문적, 정책적으로 큰 관심을 받는 주제이다. 노동시장의 공급자와 참여자 간 합의에 더해 법적 구속력을 갖는 최저임금 수준의 변화가 이론적, 실증적으로 노동시장에 어떤 영향을 미치는지에 대한 연구는 학문적 관점에서 노동시장에 대한 이해를 높이기 위해 중요한 연구 주제이다. 나아가 정기적으로 최저임금 수준을 결정해야 하는 정책 결정자들의 입장에서 적절한 변화폭에 대한 심도 있는 의사결정을 위해 깊은 이해가 반드시 필요한 주제라고 할 수 있다.

이러한 높은 연구 수요에 대응하여 최저임금의 영향에 대한 수많은 선행연구들이 한국을 포함한 다양한 국가, 시점에 대해 이루어져 왔다. 김대일, 이정민(2019)의 해외 선행 연구 요약에 따르면 뉴저지주 패스트푸드점에 대한 분석 결과 고용 측면에서 최저임금의 부정적 효과가 없었다고 보고한 Card and Kruger(1994) 이후 학술적인 논쟁이 이어져 왔으며, 20여년의 시간이 경과한 최근까지도 Dube et al.(2010), Neumark et al.(2014) 등 최저임금의 효과와 추정 방법론에 대한 연구가 지속되고 있다.

국내 자료를 이용한 연구 또한 광범위하게 이루어졌다. 높은 최저임금 인상률을 보였던 2017년-2018년 기간의 최저임금 변화 영향에 대한 최신 연구들을 대표적으로 언급하면, 김대일, 이정민(2019)은 25~65세 인구에 대해 분석한 결과 2018년 최저임금 인상이 고용증가율에 부정적인 영향을 미쳤다는 것을 보고하였다. 반면 황선웅(2019)은 김대일, 이정민(2019)의 분석을 재검토하고 추가적인 검증을 수행하여 김대일, 이정민(2019)에서 보고된 부정적 고용효과를 강건한 결과로 판단하기 어렵다고 주장하였다. 이를 통해 국내에서도 추정 결과와 방법론에 활발한 학문적 논쟁이 이어지고 있는 것을 알 수 있다.

최저임금에 대한 다수의 선행연구들은 고용과 근로소득에 초점을 맞추어 이루어졌고, 노동시장에서 가장 중요한 변수들이 고용과 임금이라는 점에서 이는 직관적으로 당연할 수 있다. 그러나 임금에 포함되지 않으나 근로자들에게 제공되어 후생에 영향을 미치는 다른 요소들이 존재하는 것도 사실이다. 비품, 근무일정, 의사결정 체계 등 전반적인 근무 환경과 식비, 교통보조비 등 임금에 포함되지 않는 다양한 유형의 복리후생비 등은 비용 측면에서 고용주에게 영향을 미치는 동시에 근로자들의 후생에도 영향을 미칠 것임을 짐작할 수 있다.

국내 기업의 복리후생비 규모는 무시할 수 없는 수준이다. 대기업에 비해 최저임금 변화에 보다 민감할 수 있는 중소기업을 대상으로 한 실태조사의 손익계산서 통계를 참고하면 제조업의 급여 규모는 32.76조원이며 복리후생비 규모는 급여규모의 10% 수준인 3.21조원이다. 서비스업 조사 결과는 급여 규모 111.53조, 복리후생비 규모 9.6조원 규모로 제조업의 복리후생비 비율보다는 소폭 낮지만 그럼에도 급여 규모 대비 상당한 비중을 차지하는 것을 확인할 수 있다.¹⁾

1) 2019년 기준 중소기업실태조사의 통계표(중소벤처기업부, 중소기업중앙회, 2020)를 참고하여 작성하였으며,

최저임금 수준의 변화를 고용주들이 사업을 영위하는 데 요구되는 비용의 변화로 인식한다면, 고용주들은 고용수준 및 임금수준에 더해 근무환경, 복리후생비를 조정함으로써 최저임금 변화에 대응할 수 있다. 이 점을 고려하면 고용 및 임금에 더해 근무환경, 복리후생비 등 비임금 측면의 변화를 분석하는 것은 최저임금이 노동시장 및 근로자들에게 미치는 영향에 대한 종합적인 이해를 위해 반드시 연구가 필요한 주제이다. 그러나 이에 대한 연구는 고용 및 임금 수준에 대한 연구에 비해 상대적으로 활발하지 않았던 것으로 보인다. 관련하여 비교적 최근에 이루어진 대표적인 연구로는 미국의 사업체 제공 의료보험을 종속변수로 이용하여 비임금 측면의 복지 수준과 최저임금 인상과의 관계에 대해 분석한 Clemens et al.(2018)이 있다.

반면 관련 내용에 대한 국내 연구, 특히 사업체 단위에서 수행된 선행 연구는 존재하지 않는 것으로 보인다. 본 연구는 단일 최저임금제가 적용되는 한국 상황을 고려하여 산업 및 지역에 따라 상이한 최저임금 영향률을 이용하여 이에 대한 분석을 시도하고자 하였다. 분석 자료는 사업체패널조사를 이용하였고, 종속변수로는 복리후생비의 변화를 중심으로 실증분석을 시도하였다.

분석 결과 급여, 복리후생비, 퇴직급여를 모두 포함한 개념인 1인당 인건비는 최저임금 영향률이 높은 사업장에서 증가하는 경향을 보였다. 본고에서 보고한 다소 놀라운 결과는 이 결과가 급여총액의 증가보다 복리후생비 증가에 크게 기인한다는 점이다. 비임금 측면에서의 조정을 통해 최저임금 상승으로 인한 비용 증가 압력을 일정 부분 완화한다는 직관에 따르면 이 결과는 이에 부합하지 않는 결과이다. 그러나 분석 기간 중 효력이 발생된 최저임금법 개정에 따라 복리후생비가 최저임금에 부분적으로 산입되게끔 제도가 변화하였으며, 이에 따라 사업체들이 최저임금 상승에 대응하던 기존의 방식이 변화했을 수 있고, 이것이 복리후생비 증가 효과가 추정되는데 기여했을 수 있다.

본고의 구성은 다음과 같다. II장에서 선행연구를 소개하고, III장에서는 분석 자료 및 기초통계량을 소개한다. IV장은 추정 전략 및 실증분석 결과를 제시하며 V장에서 결론을 맺는다.

II. 선행연구

최저임금이 비임금 측면의 변화에 미치는 영향에 대해 분석한 대표적인 연구로 앞서 언급한 Clemens et al.(2018)을 들 수 있다. 이 연구는 이론모형을 이용하여 최저임금 인상이 비임금 측면에서의 변화를 야기할 수 있다는 것을 보이고, 미국 자료를 이용하여 최저임금 인상이 사업체의 의료보험 제공에 미치는 영향에 대한 실증분석을 수행하였다. 분석 결과 최저임금 인상이 개인이 사업체 제공 의료보험을 가지고 있을 경향성을 낮추며

설명자료에 따르면 수치들은 표본조사 결과를 모수 추정한 결과이다. 따라서 이 수치들을 절대적 규모를 측정하기 위해 활용하는 데는 제약이 있으나, 상대적인 구성비 분석에는 의미가 있다고 언급되어 있다.

저임금 직군일수록 부정적 효과가 더 크다는 결론을 내렸다.

Clemens(2021)은 최저임금이 잠재적으로 영향을 미칠 수 있는 노동시장의 다양한 특성들을 유형별로 분류하여 관련 선행연구들을 소개하였다. 이 논문은 이윤, 생산기술 등 사업체가 최저임금 변화에 대응하여 변화시킬 수 있는 여러 특성들을 다루고 있으며, 그 중 본고의 주제와 연관성이 큰 유형은 비현금성 보상(Noncash Compensation)과 기타 일자리 속성(Other Job Attributes)이다. 비현금성 보상은 근로자들에게 임금이 아닌 다른 형태로 제공되며 후생을 증가시킬 수 있는 다양한 요소들을 포함하며, 본고 분석의 주안점도 사업장의 복리후생비 지출 규모로 대표되는 비현금성 보상의 크기에 보다 가깝다. 기타 일자리 속성은 사업체의 직접적인 비용 지출과는 연관성이 낮을 수 있다. 그러나 근로자들의 후생에 영향을 미치며 동시에 생산 활동과 깊게 관련되어 있기 때문에 생산성과의 관련성을 고려하면 분석의 중요성은 크다고 할 수 있다.

Clemens(2021)에 언급된 선행연구들을 보다 간략하게 정리하여 소개하면 다음과 같다. 비현금성 보상에 대한 선행연구는 Clemens et al.(2018)과 같이 사업체 제공 의료보험에 대해 연구한 문헌이 다수 존재한다. Royalty(2001), Simon and Kaestner(2004), Marks(2011)은 최저임금 상승과 사업체 제공 의료보험 보유여부의 관계는 약하다고 보고하였고, 상대적으로 최근에 이루어진 Gooptu and Simon(2019), Eibner et al.(2017)은 Clemens et al.(2018)과 같이 부정적인 효과를 보고하였다. 기타 일자리 속성에 관한 연구로는 최저임금 인상이 근로시간 결정을 근로자 주도(worker-driven)에서 사용자 주도(employer-driven)로 변화시킬 수 있음을 보인 Clemens and Strain(2020)을 예로 들 수 있다.

III. 분석자료 및 기초통계량

본고의 실증분석에서 이용한 자료는 제11회 사업체패널 학술대회용으로 제공된 사업체패널조사 자료이다. 사업체패널조사는 한국의 사업체를 대표하는 표본에 대해 2년마다 심층조사를 실시하여 경제위기 이후 구조조정 및 국제화 시대의 산업구조에 부응하는 한국 기업의 노동수요 및 인적자원관리 실태를 점검하고 정부의 고용정책 등의 효과성을 검토하는 것을 목적으로 조사된 자료이며(사업체패널조사, 2021), 사업체별 고용인원에 더해 급여총액, 퇴직급여, 복리후생비등 재무적 정보와 다양한 복리후생제도 운영여부를 조사하여 최저임금 인상이 기업의 고용 및 임금에 더해 기업의 복리후생제도에 끼친 영향을 살펴보는 데 유용한 자료이다.

분석을 위해 사업체패널조사의 6차(2015)·7차(2017)·8차 조사(2019)를 결합하여 패널 형태의 표본을 구축하였고 본고에서는 6, 7, 8차 조사에서 모두 관측된 사업장·연도 관측치를 분석에 활용하였다. 추가로 학교법인, 회사이외의 법인 등 일반적으로 노동시장의 참여자로 활동하는 민간 기업과 이질성이 큰 사업장들을 표본에서 제거하였고, 그 결과

최종 표본은 2,059개의 사업장, 6,177개의 사업장·연도 관측치를 포함한다.

표본의 기초통계량을 제시하기에 앞서, 본고의 실증분석에서 핵심적인 독립변수로 이용되는 최저임금 영향률의 계산 방식을 간략하게 요약하면 다음과 같다. 최저임금 영향률 계산에는 사업체패널조사를 활용하지 않고, 영향률 계산을 위해 이용할 수 있는 사업장의 수가 압도적으로 많은 지역별 고용조사를 이용하여 계산하였다. 영향률은 산업·지역별로 계산되었으며, 2017년을 기준으로 2019년 최저임금인 8,350원보다 낮은 시간당 임금을 받는 종사자들의 비율을 산업중분류·광역자치단체 단위로 계산하였다. 최저임금 영향률의 의미는 2017년의 상황에서 2019년 최저임금을 준수하기 위해 임금 인상이 요구되는 종사자들이 총 종사자에서 차지하는 비율이며, 최저임금 영향률이 높을수록 해당 산업중분류 및 광역자치단체에 속하는 사업장들이 최저임금 인상에 대응할 필요성이 높을 것으로 예상할 수 있다. 다음 <표 1>은 본고의 분석에서 이용되는 산업중분류별·광역자치단체별 최저임금 영향률을 일부 산업중분류, 광역자치단체에 대해 간략하게 보여준다.

<표 2> 주요 산업중분류별-광역지역별 최저임금 영향률

(단위: %)

산업분류(중분류)	서울 (1)	경기 (2)	충남 (3)	충북 (4)	전북 (5)	전남 (6)	경북 (7)
농업	·	0.53	0.62	0.75	0.64	0.70	0.74
식료품 제조업	0.20	0.22	0.27	0.20	0.24	0.43	0.41
금속가공제품 제조업 (기계 및 가구 제외)	0.07	0.12	0.10	0.07	0.05	0.08	0.10
전자부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 제조업	0.07	0.08	0.04	0.08	0.11	0.14	0.14
기타 기계 및 장비 제조업	0.08	0.07	0.05	0.09	0.05	0.15	0.10
자동차 및 트레일러 제조업	0.00	0.10	0.08	0.15	0.07	0.28	0.16
종합건설업	0.10	0.13	0.13	0.13	0.19	0.17	0.23
전문직별공사업	0.13	0.09	0.07	0.10	0.10	0.11	0.13
도매 및 상품 중개업	0.11	0.13	0.14	0.26	0.23	0.27	0.26
소매업 (자동차 제외)	0.33	0.40	0.44	0.53	0.50	0.52	0.52
육상운송 및 파이프라인운송업	0.26	0.24	0.29	0.27	0.27	0.25	0.24
음식점 및 주점업	0.56	0.59	0.62	0.66	0.72	0.67	0.70
금융업	0.02	0.04	0.05	0.03	0.06	0.04	0.04
부동산업	0.32	0.31	0.32	0.43	0.51	0.42	0.47
사업지원 서비스업	0.34	0.43	0.37	0.33	0.37	0.26	0.36
공공행정, 국방 및 사회보장행정	0.12	0.13	0.19	0.15	0.24	0.29	0.24
교육 서비스업	0.12	0.13	0.13	0.14	0.10	0.13	0.12
보건업	0.10	0.16	0.19	0.19	0.17	0.20	0.21
사회복지서비스업	0.36	0.38	0.38	0.42	0.48	0.47	0.50
협회 및 단체	0.21	0.33	0.34	0.41	0.42	0.32	0.44

자료: 「지역별고용조사」 이용하여 저자 계산

<표 1>로부터는 우선 산업중분류 수준에서 최저임금 영향률의 차이가 크게 나타나는 것을 확인할 수 있다. 산업분류에 따른 차이를 살펴보면 금융업에서 최저임금 영향에 노출되는 종사자의 비중은 2%에서 6% 수준으로 높지 않으나, 음식점 및 주점 업종에서는 56%에서 최대 72%에 이르는 높은 비율을 보인다. 전반적으로 제조업보다 서비스업에서 최저임금 상승의 영향에 직접적으로 노출되는 종사자 비율이 높게 나타나며, 음식점 및 주점 업종에 더해 사회복지서비스업, 소매업, 사업지원 서비스업은 대체로 30%를 상회하는 영향률을 보인다.

또한 동일한 산업중분류의 최저임금 영향률도 지역별 차이가 상당한 수준으로 존재

한다. 서울에 위치한 식료품 제조업체의 영향률은 20%이나, 전라남도에 위치한 동일 업종의 영향률은 43%이다. 도매 및 상품 중개업의 영향률은 서울 11%, 경기 13%, 충남 14%이나 충북, 전북, 전남, 경북에서는 23% 이상으로 두 배 가량 높은 것을 확인할 수 있다. 대체로 서울과 경기의 영향률이 낮은 것으로 보이나 전문직별공사업의 수치를 살펴보면 반드시 수도권과 비수도권 지역으로 나누어 최저임금 영향률의 경향성에 대한 결론을 내리기는 다소 어렵다고 보인다.

다음으로 조사 차수별로 분리한 표본의 기초통계량을 제시한다. 사업장의 일반적인 특성에 대한 기초통계량은 <표 2>에 제시하며, <표 2>는 전체 근로자수, 전체 조합원수, 회계상 고용, 급여총액, 퇴직급여, 복리후생비, 1인당 인건비, 단독·다수사업장여부, 본사 여부를 포함한다. <표 3>은 본고의 핵심 분석 내용인 복리후생 관련 항목들에 대한 기초통계량을 제시하며, 구체적으로 주거비보조, 건강보조에 관한 비용지출, 식사비보조, 문화·체육·오락비용 보조, 보험료지원, 경조비, 저축 장려금, 자녀학비보조, 사내 복지기금, 교육지원, 간병휴업제도, 근로자휴양, 종업원지주제, 통근비용, 자기계발 지원, 근로자상당, 기타, 복지제도 해당 없음, 선택적복지제도 운영여부에 대한 통계량을 제시한다. 모든 금액은 명목금액 기준이며, 각 변수에 대해 응답하는 사업장의 구성이 연도마다 변함으로써 발생하는 통계량의 변화를 제외하고 추세를 검토하기 위해 3개 연도에 모두 응답한 사업장만을 대상으로 기초통계량을 제시하였다.

<표 3> 기초통계량: 사업장 특성 관련

	2015		2017		2019		
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차	
연말 전체 근로자 수(명)	209.48	446.14	212.70	412.54	218.58	433.12	
연말 전체 노조원 수(명)	60.94	208.42	63.87	231.33	66.04	251.99	
회계기간 평균 근로자 수(명)	707.29	3223.79	722.28	3329.57	727.64	3415.39	
손익계 산서포 함	급여총액(백만원)	14869.27	78259.32	15677.73	79945.73	16635.43	84751.64
	퇴직급여(백만원)	1805.44	8647.65	1743.87	7784.96	1827.55	8439.58
	복리후생비(백만원)	2356.92	11595.84	2390.84	12029.33	2538.40	12252.07
손익계 산서미 포함	급여총액(백만원)	19460.87	69533.70	21344.18	77322.19	20974.57	72552.06
	퇴직급여(백만원)	1710.13	6944.97	1528.93	5125.50	1808.74	7924.34
	복리후생비(백만원)	3025.17	10513.98	3209.83	11170.99	3617.05	14248.07
1인당 인건비(백만원)	51.95	23.20	57.89	24.68	62.10	25.27	
단독사업장 여부	0.60	0.49	0.60	0.49	0.60	0.49	
본사 여부	0.55	0.50	0.55	0.50	0.60	0.49	

자료: 「사업체패널조사」 이용하여 저자 계산
복리후생비는 법정 복리후생비를 포함함

<표 2>에서 급여총액, 퇴직급여, 복리후생비는 손익계산서의 판매비와관리비에 포함되는 부분과 제조원가명세서, 연구개발비 상에 포함된 부분으로 나누어져 있으며, 1인당 인건비는 각 부분의 급여총액, 퇴직급여, 복리후생비를 모두 합산한 후 회계기간 평균 근로자 수로 나누어준 금액을 의미한다. 대체로 근로자의 규모는 증가하고 있는 모습을 보이고, 물가상승의 영향도 포함되어 있지만 급여총액 및 복리후생비, 1인당 인건비 또한 꾸준히 증가하고 있다. 반면 퇴직급여는 꾸준히 증가하는 모습을 보이지 않는데, 퇴직급여는 근로자 수와 상이할 수 있는 퇴직자 수, 퇴직자들의 급여, 퇴직 일시금과 연금 사이의 선택 경향에 종합적으로 영향을 받는다는 점을 고려할 필요가 있다.

연말 기준 근로자 수로 보았을 때 평균 규모는 2019년 기준 220명에 다소 미치지 못하며, 이는 대기업 분류 기준인 300명보다 작은 규모의 사업장들이 표본에 다수 포함되어 있음을 나타낸다. 1인당 인건비는 2019년 기준 통계청이 발표한 임금근로일자리 월평균 소득 309만원(연 환산 3,708만원)에 비해 다소 높지만 앞서 언급했듯 기초통계량에 제시된 1인당 인건비는 퇴직급여와 법정, 비법정 복리후생비가 모두 포함된 금액이며, 동시에 실제 근로자 1인이 수령한 금액이 아닌 회계연도 기준 총 지출액에 해당 기간 근무자 수로 나누어준 금액으로 정의되었음에 유의하여 비교할 필요가 있다.²⁾

2) 대한민국 정책브리핑, 「2019년 임금근로일자리 소득(보수) 결과」 <https://www.korea.kr/news/pressReleaseView.do?newsId=156438019>, 검색일자: 2021.11.26.

<표 4> 기초통계량: 복리후생제도 및 선택적복지제도 운영여부

	2015		2017		2019	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
주거비보조 여부	0.32	0.47	0.27	0.44	0.27	0.45
건강보건에 관한 지출 여부	0.67	0.47	0.51	0.50	0.53	0.50
식사비 보조 여부	0.88	0.33	0.79	0.41	0.78	0.42
문화·체육·오락비 보조 여부	0.40	0.49	0.30	0.46	0.32	0.47
보험료 지원 여부	0.24	0.43	0.20	0.40	0.20	0.40
경조비 여부	0.91	0.29	0.84	0.36	0.85	0.36
저축장려금 여부	0.03	0.16	0.03	0.17	0.03	0.18
자녀학비보조 여부	0.43	0.49	0.36	0.48	0.38	0.49
사내복지기금 여부	0.12	0.33	0.12	0.32	0.15	0.35
보육지원 여부	0.10	0.29	0.08	0.27	0.09	0.29
간병휴업제도 여부	0.04	0.19	0.04	0.19	0.05	0.21
근로자휴양 여부	0.34	0.48	0.28	0.45	0.29	0.45
종업원지주제 여부	0.03	0.18	0.03	0.18	0.04	0.19
통근 비용 여부	0.45	0.50	0.34	0.48	0.37	0.48
자기계발 지원 여부	0.17	0.37	0.14	0.35	0.15	0.36
근로자 상담 여부	0.07	0.26	0.05	0.22	0.06	0.24
기타 제도 여부	0.00	0.06	0.00	0.07	0.00	0.06
복리후생제도 해당없음	0.01	0.12	0.05	0.21	0.05	0.22
선택적복지제도 여부	0.16	0.37	0.14	0.35	0.18	0.38

자료: 「사업체패널조사」 이용하여 저자 계산

<표 3>은 복리후생제도의 세부적인 항목에 따라 사업장이 해당 항목을 채택하는 정도의 차이가 크다는 것을 보여준다. 식사비는 2019년 기준 80%에 가까운 사업장이 복리후생 항목으로 제공하고 있었으나, 저축장려금 제도를 채택한 사업장은 3%에 불과하다. 2019년 기준 50% 이상의 사업장이 채택하고 있는 복리후생 항목은 의료서비스, 건강검진 등 건강보건에 관한 지출, 급식시설, 외부식당 지원 등 식사비 보조, 축의금, 조의금 등 경조비이다.

또한 <표 3>을 통해 2015년에서 2017년 사이에 대체적으로 복리후생제도 및 선택적복지제도의 채택 경향이 감소하고 있음을 알 수 있다. 반면 2017년에서 2019년 사이에는 유사한 수준을 유지하거나 소폭 증가하고 있으나, 2015~2017년 기간의 감소 폭에 비하면 미미한 수준이다. 이런 변화가 나타난 정확한 원인을 이 표를 통해 파악하기는 어렵지만,

2018년 통과된 최저임금법 개정안으로부터 한 가지 가설을 추측해볼 수 있다.³⁾ 최저임금법 개정안은 복리후생비 일부를 최저임금에 산입하는 내용을 포함하고 있으며, 이에 따르면 2015~2017년 기간에는 최저임금 상승의 부담에 대해 사업장들이 복리후생비를 삭감하는 방식으로 대응하는 경향이 2017~2019년 기간에 비해 훨씬 더 컸을 것이라는 추측이 가능하다.

IV. 추정전략 및 분석결과

1. 추정전략

본고의 실증분석은 고정효과모형에 바탕을 둔 회귀식을 통해 이루어진다. 회귀식은 2017~2019년의 최저임금 변화가 최저임금 영향률이 높은 산업중분류·광역자치단체에 속하는 사업장에 보다 큰 충격을 줄 것이라는 직관에 기초하며, 회귀식은 다음과 같다.

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 MW_{ind,r} + \beta_2 MW_{ind,r} \times Post_{it} + \mu_i + \delta_t + \epsilon_{it}$$

y_{it} 는 회귀식의 종속변수이며, 로그 고용량, 로그 1인당 급여액, 로그 1인당 복리후생비, 유형별 복지프로그램 운영여부 더미변수들이 해당된다. $MW_{ind,r}$ 는 2017년 기준으로 계산된 산업중분류별(ind), 광역지역별(r) 최저임금 영향률이며, $Post_{it}$ 는 시점 t 가 8차 조사(2019년)이면 1의 값을 가지는 더미변수이다. μ_i 는 개별 사업장의 시간에 따라 변하지 않는 특성이며, δ_t 는 시점(연도) t 에 모든 사업장에 대해 작용하는 시점 고정효과이다. ϵ_{it} 는 회귀식에 포함되지 않으나 종속변수에 영향을 미치는 모든 요소들이 포함된 오차항이다. 사업장 단위의 오차항이 동일한 산업중분류 및 광역자치체 수준에서 서로 상관관계를 가질 수 있음을 고려하여, 표준오차는 해당 수준에서 클러스터(cluster-robust standard error)한 형태로 계산하였다.⁴⁾ 위 회귀식에서의 관심 파라미터는 β_2 이며, 이 모수는 최저임금 영향률과 종속변수간의 관계가 2017년~2019년 사이 기간에 어떻게 변화하였는지를 나타낸다.

본 분석의 회귀식에 이용된 고정효과 모형은 사업장의 관측가능하지 않는 특성을 통제하는데 유용하지만, 관측가능하지 않으며 동시에 시간에 따라 변하는 변수들을 통제할 수는 없다는 한계점이 존재한다. 만약 산업중분류·광역자치단체별 최저임금 영향률과

3) 대한민국 정책브리핑, 「Q&A로 알아보는 최저임금법 개정안」 <https://www.korea.kr/news/policyNewsView.do?newsId=148851165>, 검색일자: 2021.11.26.

4) 로그고용을 종속변수로 하는 주요 모형에서 총 167개의 cluster가 사용되어 집군의 숫자가 적어서 발생할 수 있는 표준오차 추정의 편의는 없는 것으로 보인다.

2017년 이전의 종속변수 사이에 구조적인 관계가 존재하였다면, 고정효과 모형은 편의를 발생시키게 된다. 예를 들어 최저임금 영향률이 높은 산업중분류 및 지역은 2017년 및 그 이전 시점에서 지속적으로 고용량이 감소하는 추세를 보였다면, 고정효과모형은 이러한 추세를 고려할 수 없으므로 추정 결과에 편의가 발생할 수 있다. 현 단계에서 이는 본고의 실증 분석의 한계점이며, 모형의 신뢰성을 보장하기 위해서는 위 회귀식의 사건 발생 이전 기간(pre-periods)인 2017년 이전 기간에 산업중분류·광역자치단체별 종속변수의 추세들이 서로 유사한 움직임을 보이는지(common-trend) 확인하여 이를 통제하는 작업을 추가적으로 수행할 필요가 있다.

2. 분석결과

아래 <표 4>에서는 고용량에 대한 분석 결과를 소개한다. (1)열의 전체 표본에 대한 추정 결과, 평균적으로 최저임금 영향률의 10% 증가는 고용 규모가 0.6% 감소하는 것으로 추정되었으나 통계적으로 유의하지 않았다. 단, 앞서 언급했듯 본 분석은 자료의 3개 연도에 모두 관측된 사업장을 이용하여 수행되었기에 이 효과는 사업장 내부에서의 고용량 변화(intensive margin)만을 포함한다는 점에 유의할 필요가 있다. 사업장 폐쇄 등 외연적 경로(extensive margin)를 통한 고용량 조정이 있었을 가능성을 배제할 수 없으므로, 종합적인 고용량 변화에 대한 결론을 보고된 추정치만으로 내리기는 어렵다.

(2)열과 (3)열은 사업장들을 산업분류에 따라 제조업과 서비스업으로 구분하여 동일한 실증모형을 추정한 결과를 보여준다. (2)열의 제조업에 대한 분석에서 추정치는 -0.04로 통계적으로 유의하게 추정되었다. 반면에 (3)열의 서비스업에 대한 분석 결과 추정치는 제조업과 비교하여 2배 이상 크게 추정되었으나 표준오차 또한 크게 추정되어 통계적으로 유의하지 않는 추정 결과가 도출되었다. 추정치와 표준오차를 종합적으로 고려하였을 때 서비스업에 부정적인 고용효과가 없었다고 단정하기는 어렵다고 생각된다.

마지막으로 (4)열은 2017년 기준 가중치가 아닌 2019년 가중치를 사용한 결과를 가중치에 대한 강건성 검정 차원에서 제시하였다. 사업체패널조사는 종단면 가중치를 제공하고 있으나 신규패널과 기존패널이 동시에 존재하는 6~8차 조사에 대한 통합표본 종단가중치는 제공하지 않으므로, 실증 분석은 2017년도 횡단면 가중치를 이용하여 이루어졌다. 2019년 가중치를 이용하여 추정한 결과 주된 추정치는 가중치에 크게 의존하지 않는 모습을 보인 것을 확인할 수 있다.

<표 5> 회귀분석: 최저임금 인상이 사업장의 고용에 미치는 영향

전체 표본	제조업	서비스업	19년 가중치
(1)	(2)	(3)	(4)

MW	0.29 (0.23)	-0.07 (0.51)	0.41* (0.23)	0.44** (0.17)
MW×Post	-0.06 (0.05)	-0.04* (0.02)	-0.09 (0.08)	-0.07 (0.05)
관측치	5931	3087	2844	5814

주1: 표준오차는 괄호 안에 표시되어있으며 통계적 유의성은 다음과 같다: *** 1% ** 5% *10%

<표 5>는 1인당 인건비에 대한 분석 결과이다. 재무정보가 보고된 사업장으로 분석에 포함되는 표본이 한정되기 때문에, 관측치는 <표 4>에 비해 다소 감소하였다. 1인당 인건비에 대한 분석에 대한 유의점으로, 설문에 응답한 사업장 중 동일 사업체에 복수의 사업장이 존재하는 경우 표본 사업장에 한정된 재무정보가 아닌 사업체 전체의 재무정보에 대해 응답한 경우가 존재한다는 것을 언급할 필요가 있다. 이 경우 동일 사업체에 소속된 모든 사업장의 1인당 인건비가 동일하다는 보장이 없으므로 측정오차(measurement error)가 발생하게 된다. 본고에서는 측정오차로 인한 문제를 최소화하며 동시에 최대한 많은 사업장을 표본에 포함하기 위해 앞서 언급한 문제가 발생하지 않는 사업장에 더해 문제가 발생하였다 해도 표본 사업장이 해당 사업체에서 차지하는 비중이 일정 수준 이상인 경우 사업체의 특성을 대체로 반영하고 있다고 판단하여 분석 표본에 포함시켰다. 구체적으로 재무정보를 포함하고 있는 사업장의 매출액이 사업장이 소속된 사업체에서 차지하는 매출액 비중이 33.33% 이하인 사업장을 분석 표본에서 제외시켰다.⁵⁾

추정 결과 최저임금 영향률이 높은 사업장의 1인당 인건비는 통계적으로 유의하게 증가하는 것을 확인할 수 있고, 최저임금 영향률이 10% 증가하면 1인당 인건비는 0.4% 증가하는 것으로 추정되었다. (2)열과 (3)열은 제조업과 서비스업으로 사업체를 구분하여 효과를 추정한 결과이며, 제조업에 대한 분석 결과 추정치는 0.15로 통계적으로 유의하였다. 반면 서비스업에 대한 분석 결과 추정치의 크기가 제조업과 비해 7배 이상 작게 추정되었으며 통계적으로도 유의하지 않았다. 제조업과 서비스업에 대한 효과가 다르게 나타난 원인에 대해서는 1인당 인건비를 보다 상세히 분해하여 분석한 <표 6>~<표 8>을 제시한 이후 후술한다.

(4)열은 앞서 언급한 측정오차 문제를 고려하지 않고, 재무정보를 포함하고 있는 모든 사업장을 표본에 포함시켜 분석한 결과이다. 주된 추정치의 추정 결과가 양적, 질적으로 모두 상이하게 나타났으며, 이 결과는 측정오차 문제를 고려하지 않고 모든 사업장을 포함하여 분석을 수행하는 경우 결과 해석에 주의를 요함을 시사한다.

5) 해당 정보가 보고되지 않는 표본 사업장은 사업체의 총 사업장 수가 4곳 이상인 경우 표본에서 제외하였다.

<표 6> 회귀분석: 최저임금 인상이 사업장의 1인당 인건비에 미치는 영향

	전체 표본 (1)	제조업 (2)	서비스업 (3)	모든 사업장 (4)
MW	0.30 (0.38)	-0.02 (0.44)	0.47 (0.65)	0.24 (0.29)
MW×Post	0.04** (0.02)	0.15** (0.01)	0.02 (0.03)	-0.01 (0.01)
관측치	3533	1988	1545	4339

주1: 표준오차는 괄호 안에 표시되어있으며 통계적 유의성은 다음과 같다: *** 1% ** 5% *10%

<표 6>은 인건비를 급여총액, 복리후생비, 퇴직급여로 분리하여 각 항목의 1인당 규모에 대해 분석을 수행한 결과를 보여준다. 추정 결과 최저임금 영향력이 높은 산업중분류·광역지역에서 관찰되었던 1인당 인건비 상승 효과는 1인당 급여총액의 증가가 아닌 1인당 복리후생비 및 퇴직급여 증가에 의해서 기인한 것임을 시사한다.

자료의 복리후생비는 국민연금, 건강보험의 사업장부담분 등 법정 복리후생비를 포함하는 개념으로 근로소득의 증가 효과가 혼재되어 있으나, 1인당 급여총액에 대한 효과와 1인당 복리후생비에 대한 효과가 크게 차이나는 것은 복리후생비에 대해 관찰된 양의 효과가 법정 복리후생비가 아닌 다른 부분에서 기인했을 가능성이 크다는 것을 보여준다. 특히, 복리후생비 중 법정 복리후생비의 비중이 상당한 비중을 차지하는 것을 고려하면 비법정 유형으로 분류되는 복리후생비 항목에 대한 양의 효과가 상당히 컸을 가능성이 있다.⁶⁾

사업장은 최저임금 상승에 대응하여 비용을 조정하는 유인을 가질 수 있고, 이러한 관점에서는 최저임금 상승에 대해 복리후생비를 감소시키는 방향이 일반적인 예측이다. 본고의 결과는 직관적으로 예상하는 방향과는 반대 방향의 효과이며, 그 원인으로서는 실증 분석 대상 기간 중 발생한 복리후생비와 관련된 최저임금법 개정을 고려해볼 수 있다. 본 분석의 분석 대상 최저임금 변화 기간은 2017~2019년인데, 이 기간은 앞서 기초통계량을 소개하는 과정에서 언급한 2019년 최저임금법 개정의 영향을 포함한다. 법 개정 이전에는 복리후생비가 최저임금에 산입되지 않음으로써 사업장 입장에서는 급여 인상에 대응하여 복리후생비를 감소시킬 유인이 상대적으로 강했다면, 개정 이후에는 이러한 유인이 크게 약해질 것이라 생각할 수 있다.

이어서 사업장들이 임금과 별도로 분리되는 복리후생비 지출을 통해 근로자들에게 복지를 제공해 왔다는 것은, 고용주, 근로자의 입장에서 복리후생비를 통한 지급이 급여

6) 2017 회계연도 기업체노동비용조사에 대한 고용노동부 보도자료를 참고하면, 2017년 국민연금, 건강보험, 고용보험, 산재보험, 장애인고용부담금, 재해보상비 등을 포함하는 법정노동비용은 근로자 1인당 340천원, 법정의 복지비용은 211천원으로 법정노동비용의 비중이 더 큰 것을 확인할 수 있다. (대한민국 정책브리핑, 「2017 회계연도 기업체노동비용조사 결과 발표」 <https://www.korea.kr/news/pressReleaseView.do?newsId=156290021>, 검색일자: 2021.11.27.)

를 통한 지급에 비해 가지는 이점이 있었기 때문일 것이다. 2019년 법 개정 이전 기간에는 이 장점들에도 불구하고 최저임금 인상으로 인한 급여 인상에 대응하기 위해 복리후생비를 상대적인 의미에서 억제하고자 하는 유인이 있었을 수 있으나, 법 개정 이후 이러한 유인이 약해지며 축소되었던 복리후생 제도를 회귀시키는 방향의 움직임이 있었을 가능성을 고려해볼 수 있다. 이 경우 다소 직관적이지 않은 복리후생비에 대한 양의 효과가 설명될 수 있다.

퇴직급여에 대해 양의 효과가 나타난 원인 중 하나로 퇴직 패턴의 변화를 고려해볼 수 있다. <표 4>에서 제시된 결과를 고려하면 사업장의 고용 규모에 대한 감소 효과는 크지 않은 것으로 보인다. 그러나 최저임금 상승으로 인한 비용부담을 크게 느끼는 사업장들이 고경력자 등 상대적으로 높은 근로소득을 수령하는 근로자들을 낮은 임금을 수용하는 근로자들로 대체할 경우 퇴직자의 규모와 평균적인 퇴직금의 규모가 상승했을 수 있다.

<표 7> 회귀분석: 최저임금 인상이 사업장의 1인당 급여, 복리후생비, 퇴직급여에 끼치는 영향

	1인당 급여총액 (1)	1인당 복리후생비 (2)	1인당 퇴직급여 (3)
MW	0.39 (0.37)	0.19 (1.71)	-0.09 (0.75)
MW×Post	0.00 (0.02)	0.88** (0.09)	0.56** (0.05)
관측치	3532	3511	3517

주1: 표준오차는 괄호 안에 표시되어있으며 통계적 유의성은 다음과 같다: *** 1% ** 5% *10%

<표 7>은 <표 6>과 동일한 실증분석을 제조업 사업장에 한정하여 수행한 결과이다. 제조업에서는 급여에 대해 통계적으로 유의한 양의 효과가 관찰되었으며, 복리후생비에 대한 양의 효과도 유의한 동시에 급여에 대한 효과에 비해 양적으로 매우 큰 효과가 추정되었다. 퇴직급여에 대한 효과는 <표 6>에 비교하여 점추정치를 기준으로 다소 낮게 추정되었다.

<표 8> 최저임금 인상이 사업장의 1인당 급여, 복리후생비, 퇴직급여에 끼치는 영향: 제조업 한정

	1인당 급여총액 (1)	1인당 복리후생비 (2)	1인당 퇴직급여 (3)
MW	-0.08	0.53	-0.86

	(0.48)	(2.01)	(1.15)
MW×Post	0.15**	1.72**	0.35**
	(0.02)	(0.09)	(0.08)
관측치	1988	1980	1974

주1: 표준오차는 괄호 안에 표시되어있으며 통계적 유의성은 다음과 같다: *** 1% ** 5% *10%

<표 8>은 서비스업에 대한 결과이며, 제조업에 대한 결과와 비교했을 때 급여총액에 대한 효과는 유의하지 않게 추정되었다. 복리후생비 및 퇴직급여에 대한 추정 결과는 양의 방향이며 통계적으로 유의하였고, 복리후생비에 대한 효과는 제조업에 비해 작았으나 퇴직급여에 대한 효과는 크게 추정되었다.

<표 6>~<표 8>을 종합하였을 때 가능한 해석 중 하나를 제시하면, 제조업에서 상대적으로 기존 근로자들의 대체가 일어나지 않았다면 최저임금 상승으로 인한 급여액 상승 효과 및 급여액과 일정 수준 비례하는 복리후생비의 상승 효과가 크게 추정되었을 가능성이 있다. 그리고 자연스럽게 퇴직급여에 대한 효과는 근로자들의 대체가 상대적으로 적었음에 따라 낮게 추정되었을 수 있다. 반면 서비스업에 대해서는 고임금 근로자가 저임금 근로자로 대체되는 경향이 상대적으로 컸을 수 있고, 따라서 급여액에 대한 효과는 강하게 나타나지 않고, 복리후생비에 대한 효과도 상대적으로 작으며 반면 퇴직급여에 대한 효과는 상대적으로 크게 추정되었을 수 있다. <표 5>의 1인당 인건비에 대한 추정 결과는 급여총액 및 복리후생비에 대한 효과의 영향이 퇴직급여에 대한 효과의 영향보다 컸을 경우 나타날 수 있다. 본고에서는 제조업과 서비스업의 고용 조정 경향이 다를 수 있는 이유들에 대해 직접적으로 분석하지는 않았으나, 숙련자 등 고임금자가 생산활동에서 차지하는 비중, 노조 결정 비율 등의 차이 등을 가능한 원인으로 생각해볼 수 있다.

<표 9> 최저임금 인상이 사업장의 1인당 급여, 복리후생비, 퇴직급여에 끼치는 영향: 서비스업 한정

	1인당 급여총액	1인당 복리후생비	1인당 퇴직급여
	(1)	(2)	(3)
MW	0.72	-0.05	0.12
	(0.60)	(2.95)	(0.84)
MW×Post	-0.04	0.60**	0.77**
	(0.03)	(0.20)	(0.03)
관측치	1544	1531	1543

주1: 표준오차는 괄호 안에 표시되어있으며 통계적 유의성은 다음과 같다: *** 1% ** 5% *10%

<표 9>는 비법정 복리후생비에 해당하는 다양한 복리후생제도들의 운영여부에 대한

분석을 추가로 수행한 결과이다. 총 16개 세부항목 중 유의한 효과가 추정된 항목들은 주거비, 건강비용 지출, 문화·체육·오락비용 보조, 자녀학비보조, 간병휴업제도, 근로자휴양 제도이다. 추정 결과 통계적으로 유의한 음의 효과가 추정된 문화·체육·오락비용 보조 항목을 제외하면 전반적으로 최저임금 영향률이 높은 사업장에서 해당 복리후생제도들이 확대된 경향을 보였다. 전반적으로 <표 9>는 앞서 추정된 복리후생비에 대한 양의 효과가 일정 부분 복리후생제도의 확대로부터 기인하였음을 시사한다. 그러나 세부 항목별로 다소 이질적인 효과가 나타난 점에 대해서는 추가적인 연구가 필요하다.

<표 10> 회귀분석: 최저임금 인상이 사업장의 복리후생제도 운영에 끼친 영향

	주거비보조 (1)	건강비용 지출 (2)	식사비 보조 (3)	문화·체육· 오락비용보 조 (4)	보험료 지원 (5)	경조비 (6)
MW	-0.27 (0.35)	1.14** (0.27)	0.04 (0.30)	1.01** (0.27)	-0.12 (0.26)	-0.09 (0.12)
MW×Post	0.27** (0.08)	0.18** (0.06)	-0.03 (0.07)	-0.13** (0.06)	0.00 (0.06)	0.03 (0.03)
	저축장려금 (7)	자녀학비 보조 (8)	사내 복지기금 (9)	보육지원 (10)	간병휴업 제도 (11)	근로자휴양 (12)
MW	-0.05 (0.25)	-0.81** (0.19)	-0.34** (0.14)	-0.04 (0.11)	0.28 (0.27)	-0.26** (0.10)
MW×Post	-0.05 (0.06)	0.14** (0.05)	-0.02 (0.03)	-0.01 (0.03)	0.18** (0.06)	0.05** (0.02)
	종업원 지주제 (13)	통근비용 (14)	자기계발 지원 (15)	근로자 상담 (16)		
MW	0.76** (0.29)	0.06 (0.20)	0.11 (0.14)	0.00 (0.05)		
MW×Post	0.04 (0.07)	0.01 (0.05)	-0.05 (0.03)	0.00 (0.01)		

주1: 표준오차는 괄호 안에 표시되어있으며 통계적 유의성은 다음과 같다: *** 1% ** 5% *10%

V. 결론

최저임금과 노동시장의 관계에 대한 선행연구는 주로 고용량 및 임금에 대한 영향에 대해 수행되어 왔다. 고용량 및 임금에 대한 조정을 통해 노동시장이 최저임금의 변화에 맞추어 변화할 것이라는 것은 직관적이며, 따라서 많은 연구가 이루어진 것은 자연스럽다. 그러나 최저임금 수준 변화에 대응하여 노동시장의 비임금적 측면 또한 조정될 수 있고 해외에서는 일부 선행연구가 이루어진 반면, 한국 자료를 이용한 연구는 부재한 것으로 보인다.

본고는 한국 자료를 바탕으로 연구의 주안점을 근로자 후생과 관련된 비임금 측면의 요소들로 확장하여, 2017-2019년의 최저임금 인상이 복리후생비 및 복리후생제도 도입에 미친 영향에 초점을 맞추어 분석하였다. 사업체패널자료를 이용한 고정효과모형 분석 결과, 최저임금 영향률이 높은 사업장에서 급여, 복리후생비, 퇴직급여를 포함한 개념인 1인당 인건비는 증가하는 경향을 보였다. 보다 구체적으로 1인당 인건비를 위의 세 부분으로 나누어 분석한 결과 산업분류에 따라 결과는 다소 이질적이나, 공통적으로 복리후생비가 증가하는 경향을 확인할 수 있었다. 추가로 복리후생비 규모에 더해 구체적인 복리후생제도별 도입여부에 대한 분석을 수행한 결과 여러 세부 제도의 도입 경향이 증가한 것을 확인할 수 있었다. 이는 고용주들이 최저임금 상승에 복리후생비를 감소시키는 방향의 조정을 통해 급여 측면의 부담을 줄이고자 시도할 것이라는 예측과는 반대되는 결과이나, 본고의 분석 시기가 복리후생비의 최저임금 산입이 가능하게 법이 개정된 2019년을 포함하는 점이 이러한 추정 결과가 나타나는 데 기인했을 수 있다.

본고의 분석 결과는 최저임금이 고용에 미친 영향을 분석하는 과정에서 비임금적 요소에 대한 고려가 필요함을 시사한다. 본고에서 이용된 복리후생비는 명목상 급여는 아니지만 노동자의 후생에 직접적인 영향을 미치는 변수이며, 따라서 최저임금 상승의 영향이 경제주체들에게 미치는 후생 변화를 종합적으로 이해하기 위해서는 비임금적 요소의 변화를 반드시 고려할 필요가 있다. 또한 최저임금 산입 문제와 같이 분석 대상 지역과 시기에 따라 고용주의 대응이 달라질 수 있음을 고려한 분석에 고려할 필요가 있다.

관련된 후속 연구로는 급여, 복리후생비 등 고용을 위해 요구되는 비용에 대한 조정 과정을 종합적으로 검토하는 방향이 중요할 것으로 생각된다. 고용주와 근로자의 유인, 노사 관계, 산업별 이질성, 법, 제도 등 다양한 측면을 고려하며 고용량, 임금 및 비임금적 요소 등을 포함하여 전반적으로 조정 과정을 설명할 수 있는 이론적 틀을 정립하고, 이를 바탕으로 지역, 시기, 산업별 이질성 등 조정 행태에 대한 추가적인 실증분석이 수행된다면 최저임금 상승에 따른 노동시장의 변화에 대한 보다 종합적인 이해를 높이는 데 기여할 것으로 생각된다.

참고문헌

- Card, D. and Krueger, A. “Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania” *American Economic Review*, 48(4), 1994: 772-793.
- Clemens, J. “How do firms respond to minimum wage increases? understanding the relevance of non-employment margins” *Journal of Economic Perspectives*, 35(1), 2021: 51-72.
- “Implications of Schedule Irregularity as a Minimum Wage Response Margin” *Applied Economics Letters*, 27(20), 2020: 1691-1694.
- Clemens, J., Kahn, L. B., and Meer, J. “The minimum wage, fringe benefits, and worker welfare” NBER Working Paper No. w24635, 2018.
- Dube, A., Lester T.W., and Reich, M. “Minimum Wage Effects across State Borders: Estimates using Contiguous Counties” *Review of Economics and Statistics*, 92(4), 2010: 945-964.
- Eibner, C., Dworsky, M., Nie, X., and Wenger, J.B. “Do Minimum Wage Changes Affect Employer-Sponsored Insurance Coverage?” Paper presented at the 7th Annual Conference of the American Society of Health Economists.
- Gooptu, A. and Simon, K. “The Effect of Minimum Wage Laws on Employer Health Insurance: Evidence from the American Community Survey” Unpublished.
- Marks, M.S. “Minimum Wages, Employer-Provided Health Insurance, and the Non-discrimination Law” *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 50(2), 2011: 241-262.
- Neumark, D., Salas J.M.I., and Wascher, W. “Revisiting the Minimum Wage-Employment Debate: Throwing Out the Baby with the Bathwater?” *Industrial Labor & Relations Review*, 67(2), 2014: 608-648.
- Royalty, A. “Do minimum Wage Increases Lower the Probability that Low-Skilled Workers Will receive Fringe Benefits?” J CPR Working Paper, 222, 2001.
- Simon, K.I., and Kaestner, R. “Do Minimum Wages Affect Non-Wage Job Attributes? Evidence on Fringe Benefits” *Industrial Labor & Relations Review*, 58(1), 2004: 52-70.
- 김대일, 이정민. 「2018년 최저임금 인상의 고용효과」 *경제학연구*, 67(4), 2019: 5-35.
- 사업체패널조사. 「사업체패널 1~8차 조사자료 User's Guide」 2021.
- 중소벤처기업부, 중소기업중앙회. 「2019년 기준 중소기업실태조사결과」 국가통계 제 142001호, 2020.
- 황선웅, 「2018년 최저임금 인상이 고용감소를 초래했는가?: 비판적 재검토」 *경제발전연구*, 25(2): 29-55.

공공기관 지방이전이 조직에 미친 영향 분석

고 영 우*1)

본 연구에서는 한국노동연구원의 『사업체패널자료(Workplace Panel Survey: WPS)』 자료를 활용하여 공공기관 지방이전이 해당 조직에 어떤 영향을 미쳤는지를 근로자 및 이직자수 현황, 사내 복리후생제도 실시 현황 등에 초점을 맞추어 실증분석하였다. 분석결과에 따르면, 전체 근로자 현황 및 이직자수 현황에는 지방이전으로 인해 통계적으로 유의한 변화를 야기하지 못한 것으로 추정되었다. 다만, 통계적으로 유의하지는 않지만, 성별 근로자수 변화, 자발적 이직과 비자발적 이직 사이에는 다소 차이가 있는 것으로 나타났다. 하지만 간접고용 근로자의 경우에는 통계적으로 유의한 변화가 발생한 부분이 있는 것으로 추정되었는데, 구체적으로 하청/용역 근로자수가 상당히 크게 증가한 것으로 나타났다. 또한, 공공기관이 지방이전을 하면서 사내 복리후생제도에도 변화가 발생한 것으로 나타났는데, 구체적으로, 주거비보조, 식사비보조, 보육지원, 통근비용 등의 제도는 시행비율이 증가한 반면, 자녀학비보조, 자기계발 지원, 근로자상담 등의 제도는 시행률이 감소한 것으로 나타났다.

주요용어 : 공공기관 지방이전, 이중차분법

1. 서론

최근 공공기관의 추가 이전 논의가 활발하게 진행되고 있다. 향후에 공공기관의 추가 이전 논의가 어떻게 진행될 지에 대해서는 시간을 두고 판단해 봐야겠지만, 적어도 정부는 2003년부터 진행된 공공기관의 지방이전 문제를 매우 중요한 정책 아젠다로 설정할 것임은 분명하게 보인다.

2003년 6월 정부의 ‘국가균형발전을 위한 공공기관 지방이전 추진 방침 발표’로부터 공식화된 공공기관의 지방이전정책이 시행된 지 15년이 넘어서고 있다. 수도권 과밀 해소와 자립형 지방화를 통한 수도권과 지방의 상생발전을 목적으로 시작된 공공기관의 지방이전정책은 정부 성격에 따라 강약의 차이는 있었지만 지금까지 지속적으로 추진되고 있는 정책이다. 정부 소속기관을 포함하여 전체 153개 이전대상 공공기관이 2019년 12월을 기준으로 모두 이전을 완료하였다. 이른바 공공기관의 지방이전 정책 시즌1은 적어도 하드웨어 측면에서는 마무리되었다고 해도 과언이 아니다.

공공기관 지방이전 정책의 핵심 목적인 국가균형발전을 달성하기 위한 정책수단은 다양하고, 인

1) 한국노동연구원 연구위원.

프라의 균형, 산업과 기업의 균형, 권한과 책임의 균형 등이 이루어져야 하는 것은 당연하다. 그러나 인재의 확보-양성-배치의 균형이라는 이른바 휴먼웨어의 지역간 균형, 특히 수도권과 지방간의 균형은 국가균형발전의 실현뿐만 아니라 지속가능성 측면에서도 매우 중요하다. 그런 점에서 공공기관의 지방이전 정책은 지방의 인재들에게 좋은 일자리를 제공할 수 있다는 점에서, 그리고 제공해야 한다는 점에서 특히 주목되는 정책이다. 좋은 일자리를 가진 공공기관이 지방으로 이전함으로써 지역인재들에게 좋은 일자리 제공을 확대하고 더 나아가 수도권 지역으로 유출되고 있는 지방의 우수 인력을 지방대학에 입학하게 하는 유인으로 작용하게 하는 것은 매우 중요하다.

본 논문은 이러한 문제의식 하에서 공공기관 지방이전이 해당 공공기관 조직에는 어떠한 영향을 미치는지를 실증분석하는 것에 연구목적을 두고 있다. 본 논문의 구성은 다음과 같다. I 장에서 연구의 필요성 및 목적 등을 제시하고, II 장에서는 관련된 이론적 논의 및 선행 연구를 정리한다. III 장에서는 실증분석 방법 및 자료, 그리고 분석결과를 제시하고, 마지막으로 IV 장에서 연구의 내용을 요약하고 시사점 및 한계를 제시하고자 한다.

II. 이론적 논의 및 선행 연구

1. 공공기관 지방이전

공공기관 지방이전 정책은 수도권에서 수도권이 아닌 지역으로 공공기관을 이전하는 것을 의미한다. 이 정책은 수도권의 과밀 해소와 자립형 지방화를 위한 목적으로 추진되었다. 즉, 공공기관 지방이전 정책은 단순히 공공기관을 지방으로 물리적 이전하는 것에서 더 나아가 지방이전을 통해 지역에 양질의 도시 인프라를 구축하고, 산학연관이 협력 가능한 혁신 환경으로 지역을 재조성함으로써 지역 특성화 발전을 도모하고, 국토의 종합발전을 촉진하려는 거시적인 목표 하에 추진된 것으로 볼 수 있다.

정부는 2003년 6월 국가균형발전을 위한 공공기관 지방이전 추진 방침 발표를 시작으로 2004년 4월 「국가균형발전특별법」 제18조에 공공기관 지방이전 법적근거를 마련하였으며, 2005년 6월 공공기관 지방이전에 관한 기본방향 및 시도별 배치기준 등 「공공기관 지방이전 계획」을 수립하였다.

중앙행정기관을 포함한 공공기관 409개 중 수도권에 소재하였던 345개의 공공기관을 대상으로, 「국가균형발전특별법」 제18조 및 동법 시행령 제16조에 근거한 기관¹⁾을 이전대상에서 제외하여

1) 「국가균형발전특별법시행령」 제16조에 따르면 ①중앙행정기관, ②수도권을 관할구역으로 하는 기관, ③성장촉진지역, 특수상황지역 및 수도권 안의 폐기물 매립지에 있는 기관, ④수도권에 있는 공연시설, 전시시설, 도서시설, 지역문화복지시설, 의료시설 등으로서 수도권 주민의 문화생활과 복리 증진에 기여하는 시설을 직접 관리하는 기관, ⑤수도권에 있는 문화유적지, 묘지, 매립지, 남북출입장소, 방송시설, 철도역, 공항 및 그 관련 시설 등을 관리하는 기관, ⑥구성원 간의 상호부조, 복리 증진, 권익 향상 또는 업무질서 유지를 목적으로 설립된 기관 또는 단체, ⑦그 밖에 기관의 성격 및 업무 등을 고려하여

국가균형발전위원회의 심의를 거쳐 175개 기관이 이전대상기관으로 선정되었다. 이후 공기업 선진화 방안 등으로 통폐합 및 부설기관 독립에 따른 신규 지정으로 이전대상 공공기관 수는 최종 153개로 조정되었다.

이전대상 공공기관의 현황을 살펴보면, 혁신도시로 이전하는 기관이 총 115개, 세종시로 이전하는 기관이 19개, 그 외 각 지역으로 개별 이전하는 기관이 19개이다. 이전 공공기관의 유형별로는 정부 소속기관이 44개, 공기업 16개, 준정부기관 48개, 기타공공기관 45개이다. 이전 공공기관의 시도별 배치는 형평성의 원칙에 따라 수도권과 대전청사 및 대덕연구단지가 있는 대전을 제외한 12개 광역시도에 차등적으로 이루어졌다. 공공기관 이전의 효과를 극대화하기 위하여 유사한 영역의 업무를 수행하는 공공기관을 동일 기능군으로 분류하고, 해당 기능군별로 함께 이전하는 것을 기본 방향으로 삼았다. 이에 따라 각 혁신도시들은 지역별 중점 기능군의 분류에 따라 해당 기능군에 속하는 공공기관들이 이전배치되었다. 다만, 일부 공공기관의 경우에는 기능군의 구분과 무관하게 배치된 경우도 존재한다.

<표 1> 이전대상 공공기관 시도별 배치현황

시·도	기능군	이전 기관		
부산 (13)	해양수산 금융산업 영화진흥 등	국립해양조사원 국립수산물품질관리원 주택도시보증공사 한국남부발전(주) 한국자산관리공사	한국주택금융공사 한국해양과학기술원 한국청소년상담복지개발원 영화진흥위원회	한국예탁결제원 한국해양수산개발원 게임물관리위원회 영상물등급위원회
대구 (11)	산업진흥 교육·학술진흥 가스산업 등	중앙신체검사소 중앙교육연수원 한국감정원 한국가스공사	한국장학재단 신용보증기금 한국교육학술정보원 한국산업단지공단	한국산업기술평가관리원 한국정보화진흥원 한국사학진흥재단
광주 전남 (16)	전력산업 정보통신 농업기반 문화예술 등	국립전파연구원 농식품공무원교육원 우정사업정보센터 한국전력공사, 한진KDN(주) 한진KPS(주)	한국전력거래소 한국방송통신전파진흥원 한국인터넷진흥원 한국농어촌공사 한국농수산식품유통공사	한국문화예술위원회 사립학교교직원연공공단 한국콘텐츠진흥원 농림식품기술기획평가원 한국농촌경제연구원
울산 (9)	에너지산업 근로복지 산업안전 등	고용노동부고객상담센터 국립재난안전연구원 한국석유공사	한국동서발전(주) 한국산업인력공단 한국에너지공단	근로복지공단 한국산업안전보건공단 에너지경제연구원
강원 (12)	광업진흥 건강생명 관광 등	국립과학수사연구원 한국광물자원공사 대한석탄공사 한국광해관리공단	도로교통공단 국립공원관리공단 국민건강보험공단 한국보훈복지의료공단	건강보험심사평가원, 한국관광공사 대한적십자사 한국지방행정연구원
충북 (11)	정보통신 인력개발 과학기술 등	국가기술표준원 법무연수원 국가공무원인재개발원 정보통신산업진흥원	한국소비자원 한국고용정보원 한국가스안전공사 한국교육개발원	정보통신정책연구원 한국교육과정평가원 한국과학기술기획평가원
전북	국토개발관리	농촌진흥청	국립축산과학원	한국국토정보공사

수도권에 두는 것이 불가피하다고 인정되는 기관을 공공기관 지방이전 제외 기관으로 규정하고 있다.

(12)	농업생명 식품연구 등	국립농업과학원 국립원예특작과학원 국립식량과학원	한국농수산대학 지방자치인재개발원 한국전기안전공사	국민연금공단 한국식품연구원 한국출판문화산업진흥원
경북 (12)	도로교통 농업기술혁신 전력기술 등	기상통신소 국립농산물품질관리원 농림축산검역본부 국립종자원	조달청 조달품질원 우정사업조달센터 한국도로공사 한국전력기술(주)	한국교통안전공단 (주)한국건설관리공사 한국법무보호복지공단 대한법률구조공단
경남 (11)	주택건설 중소기업진흥 등	중앙관세분석소 한국토지주택공사 한국남동발전(주) 한국세라믹기술원	중소기업진흥공단 한국시설안전공단 한국승강기안전공단 한국산업기술시험원	한국저작권위원회 주택관리공단(주) 국방기술품질원
제주 (9)	국제교류 교육연수 국세관리 등	국토교통인재개발원 국세공무원교육원 국세청 국세상담센터	국세청 주류면허지원센터 국립기상과학원 공무원연금공단	재외동포재단 한국정보화진흥원(글로벌센터) 한국국제교류재단
개별 이전 (21)		질병관리본부(오송) 식품의약품안전평가원(오송) 식품의약품안전처(오송) 한국보건산업진흥원(오송) 한국보건복지인력개발원(오송) 경찰대학(아산) 국립특수교육원(아산)	경찰인재개발원 경찰수사연수원(아산) 국방대학교(논산) 관세국경관리연수원(천안) 산림항공본부(원주) 해양경찰교육원(여수) 중앙119구조본부(대구)	한국수력원자력(주)(경주) 한국중부발전(주)(보령) 한국서부발전(주)(태안) 한국원자력환경공단(경주) 농업기술실용화재단(익산) 한국국제교류재단(제주) 재외동포재단(제주)
세종시 (19)		선박안전기술공단 축산물품질평가원 농림수산식품교육 문화정보원 국토연구원 한국법제연구원 한국개발연구원 한국조세재정연구원	과학기술정책연구원 한국교통연구원 대외경제정책연구원 산업연구원 한국보건사회연구원 한국환경정책평가연구원	한국직업능력개발원 한국청소년정책연구원 경제인문사회연구회 국가과학기술연구회 한국노동연구원 가축위생방역지원본부

자료: 혁신도시 홈페이지(<http://innocity.molit.go.kr>).

공공기관 지방이전은 순차적으로 추진되었으며, 2019년 12월 기준으로 153개 이전대상 공공기관이 모두 이전 완료되었다. 공공기관 지방이전은 2013~2015년 사이에 가장 활발하게 이루어진 바, 122개 기관의 이전이 해당 기간동안 이루어졌다.

최근에는 공공기관의 이전 및 혁신도시의 물리적 조성 이후 공공기관이 이전한 혁신도시를 지역발전의 거점으로 육성·발전시키고, 이전 공공기관의 실질적인 정착을 지원하기 위해 소위 “혁신도시 시즌2” 정책을 추진중에 있다. 2018년 2월 「공공기관 지방이전에 따른 혁신도시 건설 및 지원에 관한 특별법」의 명칭이 「혁신도시 조성 및 발전에 관한 특별법」으로 개정되었으며, 2018년 3월 혁신도시 발전추진단(국토교통부)이 출범하였다. “혁신도시 시즌2”는 산업 클러스터 활성화 및 주변 지역과의 상생발전 등을 통해 혁신도시를 국가균형발전을 위한 신지역성장의 거점으로 육성하려는 것을 목적으로 한다.

2. 선행 연구

가. 2012년 이전

공공기관의 지방이전이 본격적으로 이루어지기 전인 2012년 이전 시기에는 해외사례를 통해 공공기관 이전 정책의 시사점을 도출하거나, 공공기관 이전 정책의 효과를 예측, 추정하려는 내용의 연구가 주를 이루었다.

주성재(2003)는 해외 12개국의 행정수도 및 공공기관 이전 사례를 각각 신행정수도 건설, 정부부처의 분산 이전, 공공기관 이전의 3가지 유형으로 분류하고 각 사례에 대한 유형별 검토를 통해 한국의 행정수도 이전에 대한 시사점을 분석하였다. 김영덕·조경엽(2006)은 수도권 공공기관 지방이전의 경제적 효과에 대하여 다지역·다부문 일반균형모형을 구축하여 효율성, 형평성 측면에서의 예측적 연구를 수행하였다. 송가영·김의준(2007)은 16개 광역자치단체를 대상으로 다지역 산업연관모형을 이용하여 공공기관 지방이전이 국가 및 지역 산업 생산에 미치는 영향을 분석하였다. 구교준·조광래(2008)는 강원도 사례를 중심으로 공공기관 및 기업의 지방이전 효과를 비교 분석하여 공공기관의 이전 효과보다는 시장 메커니즘에 의한 기업이전의 생산과급효과가 더 크게 나타난다는 연구결과를 발표하였다.

나. 2013년 이후

공공기관 지방이전이 본격적으로 이루어진 2013년 이후부터는 이전 정책의 효과성에 대한 전반적인 분석 및 지방이전이 지역 차원에 미치는 영향에 대한 연구가 주로 이루어졌다. 최근에는 조직몰입, 이직의도 등 공공기관 지방이전이 개인적 차원에 미치는 영향에 관한 연구도 이루어지고 있다.

한국조세재정연구원(2015)은 사회네트워크 분석을 활용한 설문지 분석을 통해 각 기관의 R&D 사업 발주현황을 파악하고, 지방이전 전과 후의 공공기관 R&D 네트워크의 변화를 살펴보았다. 국회예산정책처(2016)는 기관 이전현황, 직업 이주실태, 지역활성화 요과, 업무효율성 변화, 산학연 클러스터 추진 성과 등 공공기관 지방이전 사업을 전반적으로 평가하고 지역인재 채용 활성화, 산학연 클러스터 활성화를 위한 연계·협력기반 강화 등의 개선방안이 필요하다는 점을 강조하였다. 김민곤 외(2017)는 공공기관 지방이전이 지역 차원에 미치는 영향에 대한 연구를 실시하였다.

오민지 외(2017)는 세종시 이전으로 인한 공무원의 생활변화가 직무만족에 미치는 영향력을 분석하여, 부처의 이전으로 인한 생활변화가 직무만족에 부정적인 영향을 미치고 있는 것으로 추정하였다. 허준영·이건(2015)은 세종시 이전이라는 근무지 변경이 공무원의 이직의도에 미치는 영향을 연구하여, 이전 부처 공무원들의 경우 일과 삶의 불균형이 직무에 대한 불만족으로 표출되고 있다는 점을 확인하였다.

조경호·김형성(2017)은 이전공공기관의 지역인재채용 확대 정책의 효과성을 제고하기 위한 방안 마련에 목적을 둔 연구를 수행하여, 이전공공기관의 이전지역인재채용 확대를 위한 이슈들을 제시하고 이 이슈들의 구체적 내용을 제시하였다. 김재환(2017)은 이전공공기관 지역인재 채용제도의 현황과 제도의 의무화에 대한 찬반 논의를 검토하였다. 류장수 외(2013)는 당시까지의 자료를 활용하여 공공기관의 지방인재 채용실태와 결정요인을 분석하였다. 류장수 외(2015)는 부산지역 공공기관의 지역청년 채용 실태와 확대 방안이 핵심 주제이지만, 그 내용 속에 공공기관의 지역인재 채용에 관한 분석도 포함되어 있다.

III. 실증 분석

이상의 논의로부터, 공공기관이 지방으로 이전함으로써 다양한 효과가 발생할 수 있음을 유추할 수 있다. 우선, 공공기관의 이전이 직접적으로 지역경제에 미치는 효과가 있을 뿐만 아니라, 이전기관 종사자들의 거주지 이전에 따른 경제적 파급효과가 발생할 수 있다. 이전기관 종사자(또는 종사자의 가족) 개인 차원에서는 거주지 및 통근 환경의 변화 등으로 인해 조직몰입도 및 직무만족도 등에 다양한 영향을 미칠 수 있다. 특히, 개인의 경우에는 직장의 지방이전이 이직경향에도 영향을 미칠 수 있으며, 이로 인해 조직 차원에서는 효율성 및 성과 등이 저해될 수 있다.

본 연구에서는 공공기관 지방이전이 이전 공공기관 조직 차원에서 어떤 변화를 가져왔는지를 살펴보고자 한다. 이를 위해 본 연구에서는 한국노동연구원에서 제공하는 「사업체패널조사(Workplace Panel Survey: 이하 WPS)」(학술대회용) 자료를 활용하고자 한다. 공공부문 사업체 대상 조사를 활용하여, 지방이전 기관이 이전 시점 전후로 비이전 기관에 비해 근로자수 및 이직자수, 사내복지제도 등에 유의미한 변화의 차이가 있었는지를 살펴보고자 한다.

1. 분석 방법

공공기관 지방이전이 해당 조직에 미친 영향을 실증분석하기 위해, 변화가 예상되는 다양한 변수들(근로자수, 이직자수, 사내복지제도 등)을 종속변수로 하고, 이에 영향을 미칠 수 있는 여러 기업 특성 변수들과 지방이전 여부 변수를 독립변수로 하는 전통적인 회귀분석 모형이 적절하다. 이 경우 지방이전 여부 변수의 회귀계수는 여타 기업특성변수들을 모두 통제된 상태에서 공공기관 지방이전이 조직에 미치는 영향을 보여준다.

그러나 이 회귀모형을 OLS방법으로 추정하게 되면, 다음과 같은 문제가 발생한다. 가용 자료의 한계로 인해 관측되지 않아 독립변수로 포함시키지 못한 여타의 기업 특성들(이른바 개별 기업의 비관측 이질성) 때문에 오차항이 독립변수들(혹은 그 중의 일부)과 상관관계를 보일 경우, 즉 독립변수들(혹은 그 중의 일부)이 내생성(endogeneity)을 가질 경우, 그 회귀계수들에 대한 OLS추정치는 일치추정치(consistent estimator)가 될 수 없다.

따라서 본 연구에서는 공공기관 지방이전의 대상이 명확하게 구별되며 자료가 패널자료라는 점을 활용하여, 이중차분법(Difference-in-Differences: 이하 DID)에 기반한 실증분석을 수행하고자 한다.

2. 분석 자료 및 변수

본 분석에서는 앞서 언급했듯이 한국노동연구원에서 조사·제공하는 사업체패널조사(WPS) 자료를 이용하였다. 사업체패널조사는 한국의 사업체를 대표하는 패널구성원을 대상으로 전반적인 경영환경 및 인적자원관리체계, 노사관계의 현황 및 임금교섭과정 등에 관한 정보를 격년으로 추적 조사하는 종단면 조사이다. 본 연구에서는 2005~2019년 까지 격년으로 이루어진 1~8차년도 (학술대회용) 버전의 WPS 자료를 활용하였다.

행정자료 결합을 통해, 이전 대상 153개 공공기관 중 WPS 조사표본으로 포함된 사업체를 식별하였다.²⁾ 1~8차에 걸쳐 조사된 WPS 공공부문 사업체 표본 292개 중 이전 대상 기관은 95개인 것으로 확인되었으며, 조사가 이루어진 기간동안 지역 이전이 확인된 33개 공공기관이 처치집단(treatment group)으로 활용되었다. 이전대상 공공기관이 아니면서 조사된 기간동안 지역 이전이 이루어지지 않은 191개 사업체가 비교집단(control group)으로 활용되었다.

공공기관의 지방이전이 조직에 어떤 영향을 미치는지 살펴보기 위해서 본 연구에서는 크게 근로자 현황과 사내복지제도 활용에 초점을 맞추었다. 근로자 현황은 기본적으로 전체 근로자수의 변화가 있었는지와 이직자수에 영향을 미쳤는지를 확인하고자 하였다. 이직자의 경우에는 자발적 이직자와 비자발적 이직자를 구분하여 효과를 살펴보았으며, 자발적 이직자를 고용형태에 따라서 정규직, 무기계약직, 기간제, 파트타임 등으로 구분하여 효과를 추정하였다. 뿐만 아니라, 간접고용 근로자 현황에는 어떤 영향을 미쳤는지 살펴보았다. 다음으로 다양한 사내복지제도를 활용(도입)하는데 어떤 영향을 미쳤는지를 살펴보고자 한다.

이중차분법으로 공공기관 지방이전의 효과를 추정함에 있어서 기업의 특성을 통제하기 위해 산업, 규모, 노조유무, 본사여부 등의 통제변수를 활용하였다.

3. 분석 결과

앞서 언급했듯이, 본 연구에서는 지방으로 이전한 공공기관이 이전하지 않은 공공기관에 비해 근로자수 및 사내복지제도에 발생한 변화가 차이가 있는지를 살펴보고자 하였다.

<표 2>에는 공공기관 지방이전이 전체 근로자수에 어떤 영향을 미쳤는지를 추정한 결과를 보여주고 있다.³⁾ 전체 근로자수 및 성별 근로자수 변화에 미친 영향을 추정한 결과에 따르면, 모두 통

2) 가명정보를 이용하여 WPS 자료와 이전대상 공공기관 리스트를 결합하는데 도움을 주신 한국노동연구원 사업체패널팀에 감사드린다.

3) <표 2>에는 본 연구에서 관심있는 지방이전 변수에 대한 추정결과만을 제시하고, 전체 추정결과는 부

계적으로 유의한 변화가 나타나지는 않은 것으로 추정되었다. 다만, 통계적으로 유의하지는 않지만, 공공기관 지방이전이 남성 근로자는 증가시키고 여성 근로자는 감소시키는 변화를 야기한 것으로 유추해볼 수 있다. 이로부터 공공기관 지방이전이 해당 기관의 근로자수 현황에 성별로 상이한 차이를 발생시켰을 수 있음을 짐작해볼 수 있다.

<표 2> 공공기관 지방이전이 근로자수 변화에 미친 영향

	전체	남성	여성
지방이전	-13.578	24.331	-37.909
결정계수	0.336	0.307	0.332
표본수	914	914	914

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 추정계수가 유의미함을 의미함.

자료: 한국노동연구원, 「사업체패널조사」(학술대회용) 자료.

<표 3>에는 공공기관 지방이전이 해당 기관의 이직자수에 어떤 영향을 미쳤는지를 추정한 결과가 제시되어 있다. 앞선 전체 및 성별 근로자수 변화와 마찬가지로, 공공기관 지방이전이 이직자수에는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못한 것으로 나타났다. 다만, 이 경우에도 (통계적으로 유의하지는 않지만) 자발적 이직자와 비자발적 이직자의 변화에 다소 차이가 있을 수도 있음을 유추할 수 있는 결과가 추정되었는데, 공공기관 지방이전으로 인해 자발적 이직자는 증가한 반면, 비자발적 이직자는 감소한 것으로 나타났다. 이로부터, 지방으로 근무지(또는 거주지)를 이전하는 것이 부담스러운 공공기관 종사자가 이전 시점을 전후로 하여 자발적으로 이직하는 사례가 많이 발생할 수 있음을 짐작해볼 수 있다.

<표 3> 공공기관 지방이전이 이직자수 변화에 미친 영향

	전체 이직자	자발적 이직자	비자발적 이직자
지방이전	4.327	11.983	-7.656
결정계수	0.208	0.182	0.15
표본수	914	914	914

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 추정계수가 유의미함을 의미함.

자료: 한국노동연구원, 「사업체패널조사」(학술대회용) 자료.

<표 4>는 자발적 이직자수를 고용형태별로 구분하였을 때, 공공기관 지방이전의 효과가 어떻게 나타나는지를 추정한 결과이다.⁴⁾ 고용형태별로 구분하여 공공기관 지방이전이 자발적 이직자수에 미친 영향을 살펴본 결과에서도 통계적으로 유의한 결과는 추정되지 않았다. <표 4>의 결과 역시 통계적으로 유의하지는 않지만, 고용형태별로 공공기관 지방이전이 미친 영향은 다소 상이한 것으로

표로 제시하였다. 이후 모든 분석에서도 동일하게 제시하도록 한다.

4) WPS에서 자발적 이직자수를 고용형태별로 구분한 설문은 2015년 이후로 조사되었기 때문에, 본 분석에서는 2015~2019년까지 3개년(격년) 자료를 활용하였다.

로 유추 가능하다. 전일제 정규직은 다소 감소한 반면, 무기계약직 및 기간제, 파트타임 등은 증가한 것으로 추정되었다. 분석 대상 기간 중에 ‘공공부문 비정규직 정규직 전환’ 정책이 시행되었기 때문에, 무기계약직의 증가는 해당 정책의 효과도 반영되어 있을 것으로 사료되지만, 그럼에도 불구하고 기간제 및 파트타임 등 비정규직의 이직이 더 많이 발생한 것으로 추정된 결과로부터, 공공기관 지방이전으로 인해 상대적으로 고용이 불안정한 근로자가 이직을 더 하게 되는 효과를 야기했을 수 있음을 짐작해볼 수 있다.

<표 4> 공공기관 지방이전이 자발적 이직자수 변화에 미친 영향

	전일제 정규직	무기계약직	기간제	파트타임
지방이전	-9.357	53.084	35.121	9.245
결정계수	0.176	0.142	0.181	0.183
표본수	275	275	275	275

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 추정계수가 유의미함을 의미함.
 자료: 한국노동연구원, 「사업체패널조사」(학술대회용) 자료.

<표 5>에는 공공기관이 지방이전을 하면서 해당 기관의 간접고용 근로자수의 변화에 대해 분석한 결과이다. 앞서 기관 내 근로자수 현황을 살펴본 결과와는 달리, 간접고용 근로자의 경우에는 큰 변화를 야기한 분야가 있는 것으로 추정되었다. 하청/용역 근로자수가 공공기관 지방이전으로 인해 크게 증가한 것으로 나타났는데, 이는 지방이전을 통해 청사시설 관리 및 청소 등 업무를 외주화하는 경향이 강해졌기 때문인 것으로 사료된다. 뿐만 아니라, 그 변화량이 상당히 큰 규모인 점을 감안하면, 지방이전을 통해 업무방식의 차이가 크게 발생한 것으로 짐작해볼 수 있다.

<표 5> 공공기관 지방이전이 간접고용 근로자수 변화에 미친 영향

	합계	파견	하청/용역	일용	특수고용 (독립도급)
지방이전	89.933**	-13.356	103.969***	-1.022	0.342
결정계수	0.111	0.061	0.103	0.03	0.053
표본수	914	914	914	914	914

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 추정계수가 유의미함을 의미함.
 자료: 한국노동연구원, 「사업체패널조사」(학술대회용) 자료.

<표 6>에는 공공기관 지방이전이 사내 복리후생제도 시행여부에 미친 영향을 추정한 결과가 제시되어 있다. WPS에는 16개의 사내 복리후생제도 운영여부를 질문하고 있는데, 이중 공공기관 지방이전으로 인해 4개 제도는 시행이 증가하고, 3개 제도는 시행이 감소한 것으로 추정되었다. 구체적으로, 주거비보조, 식사비보조, 보육지원, 통근 비용 등의 제도는 시행비율이 증가한 반면, 자녀학비보조, 자기계발 지원, 근로자상담 등의 제도는 시행률이 감소한 것으로 나타났다. 맞벌이 및 자녀학업 등의 사유로 인해, 지방이전 공공기관 종사자의 가족 모두가 거주지를 이전하지 못한 경우가

많이 발생한 바, 이전 지역에서의 주거비 및 늘어난 통근 비용에 대한 지원 등이 증가한 것으로 사료되며, 보육지원의 증가 역시 유사한 사유로부터 기인한 것으로 판단된다. 반면, 자기계발 지원 및 근로자상당 제도의 시행률이 감소한 것은 상대적으로 종사자들이 활용할 수 있는 시간적·공간적 여유가 부족하여 시행이 미진한 것으로 사료된다.

<표 6> 공공기관 지방이전이 사내 복리후생제도 변화에 미친 영향

	지방이전	결정계수	표본수
주거비보조	0.106*	0.237	914
건강보건에 관한 비용 지출	0.042	0.087	914
식사비보조	0.139**	0.191	914
문화·체육·오락비용 보조	0.073	0.113	914
보험료지원	0.049	0.111	914
경조비	0.057	0.129	914
저축장려금	-0.016	0.058	914
자녀학비보조	-0.165***	0.12	914
사내복지기금	0.054	0.3	914
보육지원	0.158**	0.204	914
간병휴업제도	-0.056	0.079	914
근로자휴양	0.022	0.197	914
종업원지주제	-0.004	0.043	914
통근 비용	0.194***	0.192	914
자기계발 지원	-0.117*	0.139	914
근로자상당	-0.157***	0.078	914

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 추정계수가 유의미함을 의미함.

자료: 한국노동연구원, 「사업체패널조사」(학술대회용) 자료.

IV. 결론

공공기관 지방이전 정책은 현재진행형이다. 최근에는 공공기관의 이전 및 혁신도시의 물리적 조성 이후 공공기관이 이전한 혁신도시를 지역 발전의 거점으로 육성·발전시키고, 이전 공공기관의 실질적인 정착을 지원하기 위해 소위 “혁신도시 시즌2” 정책을 추진중에 있다. “혁신도시 시즌2”는 산업 클러스터 활성화 및 주변 지역과의 상생발전 등을 통해 혁신도시를 국가균형발전을 위한 신 지역성장의 거점으로 육성하려는 것을 목적으로 한다.

이와 같이, 공공기관 지방이전으로 대표될 수 있는 혁신도시 정책이 다음 단계로 나아가려는 시점에서, 지방으로 이전한 공공기관에는 어떠한 변화가 발생했는지를 살펴볼 필요가 있다. 이에 본 연구에서는 한국노동연구원의 WPS 자료를 활용하여 공공기관 지방이전이 해당 조직에 어떤 영향

을 미쳤는지를 근로자 및 이직자수 현황, 사내 복리후생제도 실시 현황 등에 초점을 맞추어 실증 분석하였다.

분석결과에 따르면, 전체 근로자 현황 및 이직자수 현황에는 지방이전으로 인해 통계적으로 유의한 변화를 야기하지 못한 것으로 추정되었다. 다만, 통계적으로 유의하지는 않지만, 성별 근로자수 변화, 자발적 이직과 비자발적 이직 사이에는 다소 차이가 있는 것으로 나타났다. 하지만 간접 고용 근로자의 경우에는 통계적으로 유의한 변화가 발생한 부분이 있는 것으로 추정되었는데, 구체적으로 하청/용역 근로자수가 상당히 크게 증가한 것으로 나타났다. 이로부터, 공공기관이 지방이전을 하면서 보조(지원)적 성격의 업무를 상당히 외주화하는 경향이 강해졌음을 유추할 수 있다. 마지막으로 공공기관이 지방이전을 하면서 사내 복리후생제도에도 변화가 발생한 것으로 나타났는데, 구체적으로, 주거비보조, 식사비보조, 보육지원, 통근 비용 등의 제도는 시행비율이 증가한 반면, 자녀학비보조, 자기계발 지원, 근로자상담 등의 제도는 시행률이 감소한 것으로 나타났다. 맞벌이 및 자녀 학업 등의 사유로 인해, 지방이전 공공기관 종사자의 가족 모두가 거주지를 이전하지 못함으로써 부가적으로 발생하는 주거비 및 통근비용에 대한 지원정책이 강화된 것으로 유추된다.

본 연구에는 많은 한계가 존재한다. 우선, 분석에 활용된 이전 공공기관의 수가 상대적으로 적었기 때문에 추정된 통계량의 신뢰도가 낮아진 경향이 발생하였다. 이전 대상 공공기관 153개 중 WPS 표본에서 식별된 사업체수는 95개로 적지 않은 수치였지만, 조사가 이루어진 기간중에 지방이전이 이루어진 기관수는 33개에 불과한 것으로 식별된 바, 다양한 실증분석을 수행하기에는 다소 부족한 처치집단의 표본수였던 것으로 판단된다. 이러한 이유로, 향후 이전시점과 조사시점을 보다 명확하게 진단하여 최대한 지방이전 공공기관의 표본수를 확보할 필요가 있을 것으로 사료된다. 뿐만 아니라, 다양한 조직의 특성을 반영할 수 있는 변수들을 활용하여 공공기관 지방이전이 조직에 미칠 수 있는 영향을 다각도로 분석할 필요가 있다. 특히, 인사관리제도 및 인적자원의 활용, 노사관계 등과 관련된 다양한 요인들이 지방이전으로 어떤 영향을 받는지 추가 분석이 필요할 것으로 사료된다.

참고문헌

- 구교준·조광래(2008), 「수도권 공공기관 및 기업 지방이전 정책의 파급효과 비교 분석」, 『한국행정학보』 42(3): p.333-350.
- 국회예산정책처(2016), 『공공기관 지방이전사업 평가』.
- 김민곤·박지형·송용찬(2017), 「공공기관 지방 이전이 지역경제성장에 미치는 영향에 대한 연구: 행정중심복합도시 및 혁신도시를 중심으로」, 『국가정책연구』 31(4): p.335-366.
- 김영덕·조경엽(2006), 「수도권 공공기관 지방이전의 경제적 효과」, 『경제학연구』 54(2): p.143-184.
- 김재환(2017), 「이전공공기관 지역인재 채용제도의 현황과 발전방안」, 『이슈와 논점』.
- 류장수·김종한·박성익·조장식·이근호(2015), 『부산지역 공공기관의 지역청년 채용 실태와 확대 방안』, 부산광역시.
- 류장수·박성익·김종한·조장식·곽소희(2013), 「공공기관의 지방 인재 채용실태 및 결정요인 분석」, 『산업관계연구』 23(3): p.119-143.
- 송가영·김의준(2007), 「수도권 공공기관의 지방 이전이 국가 및 지역 생산에 미치는 영향」, 『서울도시연구』 8(3): p.1-12.
- 오민지·안선민·이수영(2017), 「공무원의 세종시 이전유형과 직무만족의 관계에 대한 연구 상사 리더십의 조절효과를 중심으로」, 『한국사회와 행정연구』 28(3): p.83-111.
- 조경호·김형성(2017), 「지방이전 공공기관의 이전지역인재채용 확대 정책의 효과성 제고 방안 연구」, 『한국인사행정학회보』 16(4): p.237-260.
- 주성재(2003), 「외국의 행정수도 및 공공기관 이전 사례와 시사점」, 『지역연구』 19(2): p.187-208.
- 한국조세재정연구원(2015), 『공공기관 지방이전 효과성 분석』, 한국조세재정연구원.
- 허준영·이건(2015), 「근무지 변경에 따른 공무원 이직의도에 미치는 영향에 관한 연구: 세종시 이전 조절효과를 중심으로」, 『한국행정연구』 24(3): p.65-90.

<부표 1> 공공기관 지방이전이 근로자수 변화에 미친 영향

		전체	남성	여성
지방이전		-13.578	24.331	-37.909
본사여부		169.328	178.675*	-9.347
노조유무		191.232	168.161	23.071
연도 (기준= 2005년)	2007년	-196.836	-132.147	-64.689
	2009년	-168.475	-101.852	-66.623
	2011년	-176.875	-125.143	-51.732
	2013년	-166.848	-161.405	-5.443
	2015년	-185.312	-175.424	-9.888
	2017년	-192.095	-215.51	23.416
	2019년	-6.72	-58.799	52.08
이전대상여부		434.107***	219.119	214.987***
산업 (기준= 제조업)	전기, 가스 및 수도사업	416.093	404.899	11.193
	하수·폐기물 처리, 원료재생/환경복원업	236.203	5.584	230.619
	건설업	425.363	223.823	201.54
	도매 및 소매업	388.241	105.475	282.766
	운수업	2265.389***	2101.397***	163.992
	출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업	94.973	-33.218	128.192
	금융 및 보험업	1427.510***	519.045	908.466***
	부동산업 및 임대업	1208.588**	908.432*	300.156*
	전문, 과학 및 기술 서비스업	142.31	48.934	93.376
	사업시설관리 및 사업지원 서비스업	369.013	176.86	192.153
	공공행정, 국방 및 사회보장 행정	-47.699	-125.227	77.528
	교육 서비스업	444.921	174.557	270.364
	보건 및 사회복지 서비스업	154.92	-216.308	371.228**
	예술, 스포츠 및 여가관련 서비스업	807.443	235.355	572.088***
	협회 및 단체, 수리/기타 개인 서비스업	439.826	167.729	272.097
규모 (기준= 10인미만)	10~19인	1096.449	1231.743	-135.294
	20~49인	997.6	1203.99	-206.39
	50~99인	1124.198	1218.511	-94.313
	100~299인	1347.851	1376.028*	-28.177
	300~499인	1398.628	1402.503*	-3.875
	500인이상	2754.215***	2354.946***	399.269
상수항		-1626.462	-1460.910*	-165.552
결정계수		0.336	0.307	0.332
표본수		914	914	914

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 추정계수가 유의미함을 의미함.
 자료: 한국노동연구원, 「사업체패널조사」(학술대회용) 자료.

<부표 2> 공공기관 지방이전이 이직자수 변화에 미친 영향

		전체 이직자	자발적 이직자	비자발적 이직자
지방이전		4.327	11.983	-7.656
본사여부		5.301	-19.049	24.349
노조유무		-5.876	-19.477	13.601
연도 (기준= 2005년)	2007년	-8.147	-25.384	17.237
	2009년	-20.448	-9.76	-10.688
	2011년	-20.521	-15.36	-5.161
	2013년	-8.336	12.322	-20.658
	2015년	-56.776	-27.993	-28.783
	2017년	27.201	15.17	12.03
	2019년	-4.62	2.259	-6.879
이전대상여부		77.022**	13.552	63.470***
산업 (기준= 제조업)	전기, 가스 및 수도사업	-187.854*	40.86	-228.714***
	하수·폐기물 처리, 원료재생/환경복원업	-68.635	116.289	-184.924*
	건설업	-82.317	81.477	-163.794**
	도매 및 소매업	-33.428	110.592*	-144.020*
	운수업	-137.404	62.72	-200.124***
	출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업	-113.049	79.315	-192.364**
	금융 및 보험업	126.235	143.935***	-17.7
	부동산업 및 임대업	96.375	101.935*	-5.56
	전문, 과학 및 기술 서비스업	-101.594	83.295	-184.889***
	사업시설관리 및 사업지원 서비스업	-71.86	105.355*	-177.215**
	공공행정, 국방 및 사회보장 행정	-131.464	78.788	-210.251***
	교육 서비스업	-34.716	96.104*	-130.819*
	보건 및 사회복지 서비스업	-74.141	99.406*	-173.547**
	예술, 스포츠 및 여가관련 서비스업	140.006	272.510***	-132.504*
	협회 및 단체, 수리/기타 개인 서비스업	-53.034	101.107*	-154.141**
규모 (기준= 10인미만)	10~19인	-68.99	-28.322	-40.668
	20~49인	-101.444	-42.937	-58.507
	50~99인	-57.815	-29.053	-28.762
	100~299인	-27.541	-12.46	-15.081
	300~499인	-26.854	2.66	-29.514
	500인이상	176.834	107.258	69.576
상수항		117.587	-53.03	170.617
결정계수		0.208	0.182	0.15
표본수		914	914	914

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 추정계수가 유의미함을 의미함.
 자료: 한국노동연구원, 「사업체패널조사」(학술대회용) 자료.

<부표 3> 공공기관 지방이전이 자발적 이직자수 변화에 미친 영향

		전일제 정규직	무기계약직	기간제	파트타임
지방이전		-9.357	53.084	35.121	9.245
본사여부		0.078	-34.367*	-16.225*	2.985
노조유무		3.326	-18.263	1.482	-3.117
연도 (기준= 2005년)	2017년	18.960**	23.475	-2.834	-0.383
	2019년	7.568	10.598	7.725	-1.097
이전대상여부		31.127	-53.292	-8.384	-11.243
산업 (기준= 제조업)	전기, 가스 및 수도사업	-18.857	-10.397	-23.448	-1.344
	하수·폐기물 처리, 원료재생/환경복원업	11.555	38.429	2.069	-1.428
	건설업	-2.424	-6.036	-9.323	-1.069
	도매 및 소매업	8.332	29.171	28.303	6.16
	운수업	-11.125	-16.444	-15.657	-5.75
	출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업	-9.511	-13.556	-20.149	0.144
	금융 및 보험업	24.807	5.778	47.401**	-3.823
	부동산업 및 임대업	17.365	-6.567	45.641	-3.962
	전문, 과학 및 기술 서비스업	-0.969	-12.853	-15.747	-0.818
	사업시설관리 및 사업지원 서비스업	20.526	2.195	-4.02	-1.321
	공공행정, 국방 및 사회보장 행정	-9.077	8.629	-18.01	0.427
	교육 서비스업	-0.78	-14.602	5.96	-1.489
	보건 및 사회복지 서비스업	30.749	-15.405	-1.355	-0.326
	예술, 스포츠 및 여가관련 서비스업	16.739	148.946***	34.451	20.490***
	협회 및 단체, 수리/기타 개인 서비스업	(omitted)	(omitted)	(omitted)	(omitted)
규모 (기준= 10~19인)	20~49인	-2.624	-9.307	-14.616	3.407
	50~99인	-3.235	-27.771	-24.605	3.494
	100~299인	-6.185	-12.727	-8.831	4.902
	300~499인	-1.2	3.466	-4.844	6.041
	500인이상	31.846	44.609	19.885	9.764
상수항		-9.058	22.629	17.642	-2.793
결정계수		0.176	0.142	0.181	0.183
표본수		275	275	275	275

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 추정계수가 유의미함을 의미함.

자료: 한국노동연구원, 「사업체패널조사」(학술대회용) 자료.

<부표 4> 공공기관 지방이전이 간접고용 근로자수 변화에 미친 영향

		합계	과건	하청/용역	일용	특수고용 (독립도급)
지방이전		89.933**	-13.356	103.969***	-1.022	0.342
본사여부		4.412	-12.924	14.632	3.677	-0.973
노조유무		17.838	11.748	11.423	-6.022	0.689
연도 (기준= 2005년)	2007년	-30.382	-62.827***	50.129**	-16.366*	-1.318
	2009년	-78.827**	-59.406***	-5.119	-16.174*	1.872
	2011년	-56.001*	-60.041***	18.171	-15.594	1.463
	2013년	-62.408*	-56.050**	9.662	-16.925*	0.906
	2015년	-91.533***	-63.038***	-10.134	-17.306*	-1.055
	2017년	-43.585	-63.134**	36.179	-16.21	-0.419
	2019년	-84.059**	-70.462***	4.866	-16.665	-1.797
이전대상여부		-1.398	7.766	-5.143	-1.832	-2.189
산업 (기준= 제조업)	전기, 가스 및 수도사업	83.375	61.678	-3.384	21.995	3.085
	하수·폐기물 처리, 원료재생/환경복원업	94.023	41.863	35.819	14.957	1.385
	건설업	85.36	41.294	28.696	13.5	1.87
	도매 및 소매업	129.488	56.823	44.617	26.586	1.463
	운수업	217.762**	139.526**	73.645	3.415	1.176
	출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업	69.648	36.037	17.366	13.164	3.081
	금융 및 보험업	68.119	33.006	21.911	10.155	3.047
	부동산업 및 임대업	132.788	96.148	21.832	8.245	6.562
	전문, 과학 및 기술 서비스업	87.537	33.965	33.35	14.928	5.294
	사업시설관리 및 사업지원 서비스업	129.078	27.84	86.753	11.84	2.644
	공공행정, 국방 및 사회보장 행정	51.64	38.7	-9.235	18.162	4.013
	교육 서비스업	91.063	39.686	33.625	15.037	2.715
	보건 및 사회복지 서비스업	55.858	14.522	28.678	11.369	1.289
	예술, 스포츠 및 여가관련 서비스업	167.195*	38.748	64.228	50.845*	13.374***
	협회 및 단체, 수리/기타 개인 서비스업	77.139	40.904	17.328	15.331	3.576
규모 (기준= 10인미만)	10~19인	105.056	76.483	33.126	-3.728	-0.826
	20~49인	98.619	71.954	29.117	-0.545	-1.907
	50~99인	99.664	78.679	21.571	1.89	-2.476
	100~299인	103.395	88.787	7.729	6.176	0.703
	300~499인	112.966	100.177	7.693	7.239	-2.143
	500인이상	242.156	130.822	89.551	20.68	1.102
상수항		-153.495	-76.356	-70.684	-4.64	-1.815
결정계수		0.111	0.061	0.103	0.03	0.053
표본수		914	914	914	914	914

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 추정계수가 유의미함을 의미함.

자료: 한국노동연구원, 「사업체패널조사」(학술대회용) 자료.

<부표 5> 공공기관 지방이전이 사내 복리후생제도 변화에 미친 영향

		주거비보조	건강보건에 관한 비용 지출	식사비보조	문화·체육·오락 비용 보조
지방이전		0.106*	0.042	0.139**	0.073
본사여부		0.118***	-0.027	0.029	-0.102***
노조유무		0.102**	-0.005	0.081*	0.038
연도 (기준= 2005년)	2007년	-0.036	0.027	0.043	-0.047
	2009년	-0.012	-0.079*	-0.019	-0.110*
	2011년	-0.134**	-0.200***	-0.181***	-0.316***
	2013년	-0.106**	-0.140***	-0.187***	-0.248***
	2015년	-0.200***	-0.143***	-0.337***	-0.217***
	2017년	-0.214***	-0.169***	-0.416***	-0.229***
	2019년	-0.225***	-0.138***	-0.350***	-0.172***
이전대상여부		-0.005	0.025	-0.110**	0.04
산업 (기준= 제조업)	전기, 가스 및 수도사업	0.039	-0.117	0.031	0.241
	하수·폐기물 처리, 원료재생/환경복원업	0.06	0.044	0.029	0.562**
	건설업	-0.092	-0.049	-0.169	0.195
	도매 및 소매업	-0.282	-0.221	-0.219	0.079
	운수업	-0.286*	-0.163	-0.275*	0.209
	출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업	-0.483***	-0.223	-0.14	0.203
	금융 및 보험업	-0.004	-0.088	-0.318**	0.178
	부동산업 및 임대업	-0.025	-0.191	0.038	0.156
	전문, 과학 및 기술 서비스업	-0.204	-0.185	-0.131	0.222
	사업시설관리 및 사업지원 서비스업	-0.373**	-0.301**	-0.24	-0.033
	공공행정, 국방 및 사회보장 행정	-0.091	-0.240*	-0.269*	0.184
	교육 서비스업	-0.249	-0.246*	0.093	0.236
	보건 및 사회복지 서비스업	-0.253*	-0.196	0.039	0.123
	예술, 스포츠 및 여가관련 서비스업	-0.096	-0.096	-0.305**	0.164
	협회 및 단체, 수리/기타 개인 서비스업	-0.281*	-0.259*	-0.139	0.199
규모 (기준= 10인미만)	10~19인	-0.412	0.208	-0.283	-0.177
	20~49인	-0.152	0.309	-0.071	0.102
	50~99인	-0.232	0.486**	-0.07	0.213
	100~299인	-0.048	0.471**	-0.072	0.216
	300~499인	-0.101	0.432*	-0.056	0.198
	500인 이상	0.124	0.491**	0.058	0.382
상수항		0.584**	0.613**	0.937***	0.301
결정계수		0.237	0.087	0.191	0.113
표본수		914	914	914	914

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 추정계수가 유의미함을 의미함.
 자료: 한국노동연구원, 「사업체패널조사」(학술대회용) 자료.

<부표 5> 공공기관 지방이전이 사내 복리후생제도 변화에 미친 영향(계속)

		보험료지원	경조비	저축장려금	자녀학비보조
지방이전		0.049	0.057	-0.016	-0.165***
본사여부		-0.018	0.006	-0.001	-0.033
노조유무		0.113***	0.102**	0.014	0.022
연도 (기준= 2005년)	2007년	0.083	0.039	0.004	-0.006
	2009년	0.034	0.037	0.037**	-0.127***
	2011년	-0.162***	-0.079	0.001	-0.138***
	2013년	-0.113**	-0.158***	-0.015	-0.108**
	2015년	-0.227***	-0.178***	-0.001	-0.134***
	2017년	-0.242***	-0.285***	0.025	-0.202***
	2019년	-0.240***	-0.319***	0.018	-0.219***
이전대상여부		-0.014	-0.056	-0.011	0.026
산업 (기준= 제조업)	전기, 가스 및 수도사업	0.063	0.045	0.006	0.02
	하수·폐기물 처리, 원료재생/환경복원업	0.047	-0.314	0.017	0.123
	건설업	-0.218	-0.04	0.065	0.047
	도매 및 소매업	-0.058	-0.117	0.021	-0.174
	운수업	-0.14	0.007	0.027	-0.232*
	출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업	-0.249	-0.118	0.02	-0.183
	금융 및 보험업	-0.094	0.052	0.029	-0.048
	부동산업 및 임대업	-0.198	-0.066	0.018	-0.128
	전문, 과학 및 기술 서비스업	-0.176	-0.134	0.071	-0.109
	사업시설관리 및 사업지원 서비스업	-0.235	-0.151	0.019	-0.031
	공공행정, 국방 및 사회보장 행정	-0.181	-0.037	0.025	0.012
	교육 서비스업	-0.245	-0.168	0.016	0.026
	보건 및 사회복지 서비스업	-0.249	0.053	0.036	0.022
	예술, 스포츠 및 여가관련 서비스업	-0.153	-0.142	0.008	-0.061
	협회 및 단체, 수리/기타 개인 서비스업	-0.25	-0.098	0.017	-0.113
규모 (기준= 10인미만)	10~19인	-0.295	-0.158	-0.336***	0.042
	20~49인	-0.119	-0.089	-0.336***	0.368
	50~99인	-0.122	-0.242	-0.340***	0.396*
	100~299인	-0.057	-0.179	-0.347***	0.398*
	300~499인	-0.065	-0.268	-0.347***	0.416*
	500인이상	-0.024	-0.213	-0.325***	0.379*
상수항		0.576*	1.050***	0.311***	0.593**
결정계수		0.111	0.129	0.058	0.12
표본수		914	914	914	914

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 추정계수가 유의미함을 의미함.
 자료: 한국노동연구원, 「사업체패널조사」(학술대회용) 자료.

<부표 5> 공공기관 지방이전이 사내 복리후생제도 변화에 미친 영향(계속)

		사내복지기금	보육지원	간병휴업제도	근로자휴양
지방이전		0.054	0.158**	-0.056	0.022
본사여부		0.078**	-0.059*	-0.004	0.084**
노조유무		0.139***	0.039	0.02	0.197***
연도 (기준= 2005년)	2007년	0.014	0.072	-0.016	0.018
	2009년	-0.069	-0.002	0.032	0.074
	2011년	-0.065	0.088*	0.019	-0.155***
	2013년	-0.026	0.049	0.008	-0.128**
	2015년	-0.046	0.06	0.115***	-0.088
	2017년	-0.086	-0.027	0.052	-0.107*
	2019년	-0.091*	-0.04	0.094**	-0.108*
이전대상여부		-0.013	-0.084*	0.003	-0.033
산업 (기준= 제조업)	전기, 가스 및 수도사업	0.249*	0.062	0.064	0.15
	하수·폐기물 처리, 원료재생/환경복원업	-0.501**	-0.286	0.545***	0.252
	건설업	0.360**	-0.035	0.141	0.211
	도매 및 소매업	0.213	-0.112	0.124	-0.104
	운수업	0.102	-0.159	0.115	0.11
	출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업	0.133	-0.206	0.131	0.028
	금융 및 보험업	-0.032	-0.035	0.121	-0.012
	부동산업 및 임대업	-0.011	0.161	0.073	0.04
	전문, 과학 및 기술 서비스업	-0.259*	-0.04	0.052	-0.044
	사업시설관리 및 사업지원 서비스업	-0.21	-0.310**	0.056	0.126
	공공행정, 국방 및 사회보장 행정	-0.087	-0.013	0.069	-0.105
	교육 서비스업	-0.284*	-0.044	0.045	-0.264
	보건 및 사회복지 서비스업	-0.381***	-0.08	0.02	-0.126
	예술, 스포츠 및 여가관련 서비스업	-0.023	-0.044	0.051	-0.122
	협회 및 단체, 수리/기타 개인 서비스업	-0.182	-0.078	0.008	-0.242
규모 (기준= 10인미만)	10~19인	0.147	-0.355	0.01	-0.128
	20~49인	0.265	-0.343	0.031	0.008
	50~99인	0.238	-0.326	0.058	0.012
	100~299인	0.361	-0.202	0.057	0.043
	300~499인	0.414*	-0.072	0.108	0.039
	500인이상	0.511**	0.123	0.168	0.191
상수항		-0.038	0.476*	-0.082	0.336
결정계수		0.3	0.204	0.079	0.197
표본수		914	914	914	914

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 추정계수가 유의미함을 의미함.
 자료: 한국노동연구원, 「사업체패널조사」(학술대회용) 자료.

<부표 5> 공공기관 지방이전이 사내 복리후생제도 변화에 미친 영향(계속)

		종업원지주제	통근 비용	자기계발 지원	근로자상담
지방이전		-0.004	0.194***	-0.117*	-0.157***
본사여부		-0.006	0.022	0.026	0.043
노조유무		-0.012	0.061	0.084*	0
연도 (기준= 2005년)	2007년	-0.007	-0.051	-0.029	0.091*
	2009년	0.025*	-0.077	-0.059	-0.033
	2011년	-0.018	-0.170***	-0.198***	-0.014
	2013년	0.012	-0.209***	-0.174***	-0.062
	2015년	-0.014	-0.192***	-0.210***	0.044
	2017년	-0.002	-0.337***	-0.293***	0.031
	2019년	-0.005	-0.321***	-0.209***	0.043
이전대상여부		-0.02	-0.122***	0.190***	-0.063
산업 (기준= 제조업)	전기, 가스 및 수도사업	-0.052	0.125	0.381**	0.416***
	하수·폐기물 처리, 원료재생/환경복원업	-0.065	-0.621***	0.406*	0.340*
	건설업	-0.081*	-0.328**	0.282*	0.356**
	도매 및 소매업	-0.078	-0.217	0.069	0.351**
	운수업	-0.094**	-0.454***	0.031	0.299**
	출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업	-0.05	-0.418***	0.14	0.285**
	금융 및 보험업	-0.031	-0.443***	0.158	0.315**
	부동산업 및 임대업	-0.078*	-0.077	0.066	0.292**
	전문, 과학 및 기술 서비스업	-0.053	-0.119	-0.01	0.340***
	사업시설관리 및 사업지원 서비스업	-0.081*	-0.485***	-0.108	0.312**
	공공행정, 국방 및 사회보장 행정	-0.063	-0.339**	-0.058	0.383***
	교육 서비스업	-0.055	-0.296*	-0.038	0.243*
	보건 및 사회복지 서비스업	-0.086**	-0.216	-0.074	0.228*
	예술, 스포츠 및 여가관련 서비스업	-0.063	-0.368**	-0.055	0.322**
	협회 및 단체, 수리/기타 개인 서비스업	-0.070*	-0.265*	0.091	0.312**
규모 (기준= 10인미만)	10~19인	-0.027	-0.211	-0.314	-0.016
	20~49인	-0.02	-0.099	0.054	0.083
	50~99인	-0.014	-0.128	0.124	0.141
	100~299인	-0.011	-0.083	0.136	0.22
	300~499인	0.018	-0.08	0.126	0.223
	500인이상	0.018	0.078	0.171	0.325
상수항		0.096	0.766**	0.331	-0.327
결정계수		0.043	0.192	0.139	0.078
표본수		914	914	914	914

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 추정계수가 유의미함을 의미함.
 자료: 한국노동연구원, 「사업체패널조사」(학술대회용) 자료.



세션 01

경영참여

사회자 : 김주일(한국기술교육대학교)

- ◆ 근로자 제안제도와 기술혁신
김동배(인천대학교), 이인재(인천대학교) 127
- ◆ 근로자 대표기구 인사관리 의사결정참여와 인사부서의 전략적 역할 그리고 청년·
중장년층 근로자 비율과의 관계 탐색
김현동(동국대학교)..... 141
- ◆ 하도급거래비중과 인사관리유형 및 혁신 사이의 종단적 관계
이동진(한국기술교육대학교)..... 157

근로자 제안제도와 기술혁신

김동배*, 이인재**

근로자 제안제도(employee suggestion scheme)는 잠재된 근로자의 아이디어를 끌어내어 작업방법이나 공정·프로세스 개선 나아가 제품의 개선이나 신제품의 개발 등에 활용하는 관리 제도를 말한다. 근로자 제안을 통한 새롭고 유용한 아이디어의 창출과 공유는 기술혁신의 첫 단계라는 점에서 기술혁신 연구분야에서는 근로자 제안제도를 혁신 경영의 틀에서 연구해왔던 반면, 인사관리 연구분야는 대부분 제안제도 자체의 효과가 아니라 몰입형 또는 고성과·참여적 인사관리시스템을 구성하는 하나의 요소로 취급해왔다. 한국노동연구원의 사업체패널조사 자료를 사용하여 근로자 제안제도가 기술혁신에 미치는 영향을 분석한 결과, 근로자 제안제도는 제품혁신과 공정혁신을 촉진하는 것으로 나타났다. 이상의 분석결과를 요약하고 연구의 의의 및 한계와 향후 연구과제를 제시하였다.

주요용어 : 근로자 제안제도, 조직 창의성, 기술혁신, 공정혁신,

1. 들어가는 글

기술혁신 연구분야에서는 근로자 제안제도를 기술혁신을 촉진하는 핵심적인 관리 도구로 보고 있다. 기술혁신은 새롭고 유용한 아이디어의 창출에서 시작해서 마지막으로 새로운 상품이 시장에서 상업적 성공을 거둠으로써 종결되는데, 제안제도는 이러한 기술혁신의 일련의 프로세스의 초기 단계에 해당하기 때문이다. 그런데 정작 인사관리와 기술혁신의 관계를 연구하는 인사관리 연구분야에서 제안제도가 기술혁신에 미치는 영향에 관한 연구는 희소한 반면, 대부분 제안제도를 몰입형 또는 고성과·참여적 인사관리시스템 또는 번들(bundle)을 구성하는 요소 중의 하나로 취급한다. 인사관리 시스템 또는 번들지수를 사용하는 이유는 인사관리 관행들간의 보완성 또는 상보성 때문이다. A와 B 간에 보완성이 있다는 것은 A와 B를 따로 사용하는 경우의 개별적 효과의 합산보다 함께 사용할 때의 효과 크기가 더 큰 경우를 의미한다. 인사관리 관행들간에 보완성이 존재할 때는 개별 관행들의 효과보다 관행들을 어떤 함수로든 총합한 시스템 지수를 사용하는데, 관행들간 가산적(additive) 관계를 가정해서 통상 합산지수를 사용한다.

* 인천대학교 경영학부 교수(dongbae@inu.ac.kr)

** 인천대학교 경제학과 교수(leeinjae@inu.ac.kr)

인사관리 관행들 사이의 상호 보완성을 근거로 인사관리시스템 지수를 사용하는 논거와 유용성은 충분히 인정되지만, 구성 요소들 중 특별히 중요한 의미가 있는 관리 관행이 제대로 취급되지 않고 그 중요성이 사상될 위험은 이러한 접근이 지불해야 할 코스트이다. 따라서 직관적이나 논리적으로 특별히 중요한 인사관행들은 여러 인사관리 관행들의 1/n로 취급할 것이 아니라 개별 제도의 효과에 대해 더욱 심층적인 연구가 이루어질 필요가 있을 것이다. 본 연구는 기술혁신과 관련하여 제안제도가 이런 방향에서 연구될 필요가 있다고 주장한다. 제안제도는 몰입형 또는 고성과·참여적 인사관리시스템의 하나의 구성요소가 아니라 제안제도 그 자체가 기술혁신에 미치는 영향에 관한 연구가 깊게 진행될 필요가 있다는 것이다. 왜냐하면, 기술혁신 연구 분야에서 적실하게 지적하듯이 근로자 제안제도는 아이디어 창출이라는 기술혁신의 출발점을 구성하는 관리 제도이기 때문이다.

게다가 최근 글로벌화와 디지털화로 기업 경영의 불확실성이 크게 증가하면서 조직혁신에 있어서 조직 외부 지식의 활용과 함께 조직 내부에서는 전체 직원의 참여가 강조된다. 조직 외부 지식의 활용을 강조하는 오픈 이노베이션은 Chesbrough(2017)에 의하면 ‘조직의 경계를 넘나드는 지식 흐름의 의도적인 관리를 통해 이루어지는 분산화 된 혁신프로세스’로 요약할 수 있다. 이와 함께 중요하게 강조되는 것이 조직의 혁신에 있어서 전체 직원의 참여이다(Harden, Kruse, & Blasi, 2010; Shipton et al., 2017). 즉 조직의 혁신은 연구개발 인력이라는 조직의 특정 집단의 노력만이 아니라 전체 근로자의 참여를 통해 더 효과적으로 추진될 수 있다는 것이다. 이러한 관점은 조직 전체 근로자들이 새롭고 유용한 아이디어의 저수지라고 가정하고 이를 끌어내어 공유하고 조직의 지식자원으로 축적하여 혁신으로 연결시켜야 할 필요가 있다고 본다. 오픈 이노베이션이 조직의 경계를 기준으로 조직 내부의 연구개발 인력이 창출하는 지식만이 아니라 조직 외부 지식의 활용을 강조하는 것이라면, 전체 직원의 참여를 강조하는 것은 조직경계 내부에 한정할 때도 연구개발 전담인력의 경계를 넘어 전체 직원의 지식을 활용해야 한다는 것으로 이해할 수 있다.

조직의 혁신에서 전체 직원의 참여를 강조하고 전체 근로자들이 새롭고 유용한 아이디어의 저수지라고 가정하고 이를 끌어내어 공유해서 혁신으로 연결하는 것을 추구하는 관리 제도가 바로 근로자 제안제도이다. 제안제도는 새롭고 유용한 아이디어의 잠재력으로 채워진 저수지로 표현되는 전체 근로자가 더 창의적으로 생각하도록 하고 창의적 아이디어를 공유하도록 하는 관리 프로그램이다. 기술혁신과 관련된 제안제도의 이러한 특성을 감안하면 제안제도를 근로자 참여(employee involvement)의 한 구성요소 또는 몰입형 또는 고성과·참여적 인사관리시스템의 한 구성요소로 취급하는 것은 지양할 필요가 있을 것이다. 성과배분제의 개별 효과에 관한 연구가 다각적으로 진행되는 것처럼 근로자 제안제도의 개별 효과 즉 제안제도는 기술혁신에 영향을 미치는지 그렇다면 어떻게 그리고 어떤 조건에서 영향을 미치는지에 대한 연구가 이루어질 필요가 있을 것이다. 그러나 근로자 제안제도와 기술혁신의 관계를 분석한 실증연구는 해외에서도 몇 편에 불과하고 국내의 관련 연구는 찾아보기 힘들다. 이상의 논의에 따라 본 연구는 한국노동연구원의 2015년~2019년의 사업체패널조사 자료를 사용하여 근로자 제안제도가 제품혁신과 공정혁신에 미치는 영향을 분석하고자 한다.

II. 선행연구와 연구가설

근로자 제안제도(employee suggestion scheme)는 잠재된 근로자의 아이디어를 끌어내 작업방법이나 공정/프로세스 개선 나아가 제품의 개선이나 신제품의 개발 등에 활용하는 관리 제도를 말한다. 근로자의 아이디어를 끌어낸다는 것은 근로자의 머릿속에 개인적인 지식으로 숨겨져 있지만, 조직에 소중한 보물이 될 수 있는 아이디어를 끌어낸다는 의미이다. 근로자 제안제도는 근로자가 보다 창의적으로 생각하도록 촉진하고 이를 통해 형성된 창의적 사고를 외재화하여 공유하도록 동기부여 함으로써 이를 조직의 혁신으로 연결하는 일련의 프로세스이기도 하다. 예컨대 제안제도는 근로자가 노동과 노동을 둘러싼 환경에 대해 더욱 혁신적이고 창의적으로 생각하도록 권장하는 관리 도구로 볼 수 있다.

최초의 제안제도는 일본의 8대 쇼군인 도쿠가와 요시무네(徳川吉宗)가 백성들의 의견을 직접 받기 위해 1721년 성문 앞에 설치한 투서함인 메야스바코(目安箱)로 알려졌고, 산업계에 있어서 최초의 제안제도는 스코틀랜드 조선업자인 윌리엄 대니(William Denny)가 1880년 선박 건조 방식 개선에 대한 직원들의 제안을 받았던 것이 최초로 알려졌다(Lasrado, 2013).

제안제도는 역사가 가장 오래된 근로자 참여 제도이자 근로자의 창의적 아이디어를 혁신으로 연결하기 위한 매우 유용한 제도라는 점에 대해서 관련 연구자들은 대부분 공감한다(Buech, Michel, & Sonntag, 2010; Gerlach & Brem, 2017; Lasrado, 2013; Lasrado et al., 2016; Van Dijk & Van den Ende, 2002). 즉 제안제도를 혁신경영의 큰 틀에서 파악한다는 것이다. 혁신의 출발점은 새롭고 유용한 아이디어의 창출(idea generation)인데, 근로자들의 새롭고 유용한 아이디어를 끌어내어 분류·평가해서 실행하는 제안제도는 혁신의 초기 단계에 해당된다. 이후 단계의 혁신은 채택된 아이디어가 신상품이나 개선된 상품으로 시장에 출시되어 상업적 성공을 거둠으로써 종료된다. 근로자 제안이 기술혁신의 초기 단계라는 점에서 혁신 경영의 틀에서 기술혁신의 일환으로 근로자 제안제도를 연구하는 것은 당연해 보인다. 실제로 제안제도에 관한 연구가 가장 많이 이루어지고 있는 영역도 기술혁신연구 분야이다(Gerlach & Brem, 2017; Lasrado, 2013).

아이디어 경영(idea management)으로 지칭하기도 하는 제안제도는 아이디어 창출과 실행의 두 단계로 구분되는데 두 단계 모두 조직 창의성을 높이고 조직학습을 촉진해 혁신을 촉발하는 유용한 제도이다. 첫째, 제안을 위한 아이디어 창출 과정은 근로자들에게 현 상태를 수동적으로 수용하는 것이 아니라 문제를 제기하고 새롭게 개선하거나 심지어 파괴와 재구성 하는 등 창의적으로 사고하도록 촉진하는 과정이다. 자신이 제출한 제안이 채택되지 않으면 왜 그럴까를 고민하면서 주도적이고 창의적으로 사고하는 훈련을 강화할 수도 있다. 관련해서 흥미 있는 연구결과는 과거에 일부 제안이 기각된 경우에 제안이 모두 채택되었거나 기각된 경우보다 향후 더 많은 제안을 한다는 것이다. 예컨대 과거 제안 탈락률이 20%~60% 정도일 때 향후 제안을 가장 많이 수행한다는 것이다(Rapp & Eklund, 2007). 나아가 정교하게 설계된 제안제도의 운영 프로세스에는 제출된 제안을 관련 분야의 전문가들로 구성된 검토위원회에서 검토하고 제안자에게 조언과 도움을 주면 제안자가 자신의 제안을 발전시켜 수정하는 단계도 거치는데(Gerlach & Brem, 2017), 이런 프로세스

그 자체도 창의성 훈련의 과정이기도 하다. 둘째, 제안은 근로자 개개인의 사적 지식으로 존재하던 아이디어가 공개되어 공유되는 과정으로서, 노나카(野中 郁次郎)의 지식 순환과정에 비유하면 암묵지(tacit knowledge)가 외재화 되어 형식지(explicit knowledge)로 전환되는 과정이다(Van Dick & Van den Ende, 2002). 외재화된 형식지들은 새로운 결합을 거쳐 새로운 지식이 창출되고 이것이 다시 내면화되어 개인의 암묵지로 순환하는 지식축적의 나선형적 발전을 통해 조직의 지식이 축적되는 조직학습이 이루어진다. 조직학습에 있어서 다른 계기들도 중요하지만 가장 중요한 계기는 암묵지가 형식지로 전환되어 구성원간에 공유되는 외재화 과정으로 볼 수 있는데, 근로자 제안은 암묵지가 형식지로 전환되는 외재화 과정이다.

제안제도 자체에 관한 연구는 어떻게 근로자 제안을 활성화할 것인가라는 현실적인 문제의식에서 출발해서 제안의 영향요인 즉 제안 동기에 관한 연구가 대부분이었다. 제안의 영향요인은 범주별로 개인특성, 작업환경, 제안제도의 특성으로 구분할 수 있다(Buech & Sonntag, 2010). 개인특성과 관련된 고전적 연구는 제안 제출 일반모형을 제시한 Frese, Teng, & Wijnen(1999)의 연구가 있는데, 이들에 의하면 제안에 영향을 미치는 가장 중요한 요인은 업무에서의 주도성, 고차욕구의 강도, 자기효능감, 업무에서의 개선 기대 등이며, 국내에서 이들의 연구모형을 검증한 경우로 백상용(2006)의 연구가 있다. 작업환경 특성으로는 직무특성, 조직 분위기, 상사의 지원 등이 중요한 요인으로 지적되고, 제안제도 자체의 특성으로는 피드백, 경영자의 지원, 보상 등이 거론된다(Lasrado et al., 2016; Leach et al., 2006).

제안제도와 기술혁신간에 대한 개념적 논의는 위에서 살펴본 바와 같이 주로 기술혁신 연구 분야에서 대부분 이루어졌음에 비해, 관련 실증연구는 인사관리 분야에서 다수 이루어졌다. 2000년대 초반부터 인사관리 연구 분야에서 기술혁신과의 관계에 관한 연구 필요성이 제기되면서 일련의 실증 연구가 이루어졌는데, 그 논거는 특정한 속성을 지닌 인사관리 예컨대 몰입형 또는 고성과·참여적 인사관리는 조직 구성원들의 지식창출과 공유 즉 조직의 창의성과 조직학습을 활성화해서 결과적으로 조직의 기술혁신을 촉진한다는 것이다(Seeck & Diehl, 2017; ;Shipton et al., 2017). 인사관리와 기술혁신의 관계에 관한 연구에서 제안제도는 개별 관행으로서 그리고 인사관리 시스템이나 번들을 구성하는 하나의 요소로서 다루어지기도 한다. 물론 대다수 연구는 인사관리 시스템이나 번들이 기술혁신에 미치는 영향을 연구하였다.

제안제도의 개별적 효과에 관한 선행연구는 다른 인사관행들과 함께 제안제도를 독립변수로 투입해서 제안제도가 기술혁신에 미치는 개별적 효과를 분석하거나 제안제도, 자율작업팀, 품질분임조 등으로 구성되는 근로자 참여(employee involvement)가 기술혁신에 미치는 영향을 분석하기도 한다(Laursen & Mahnke, 2001; Laursen & Foss, 2003; Souitaris, 2002; Walsworth & Verma, 2007). 제안제도가 기술혁신에 미치는 개별적 효과에 대한 실증연구는 몇 편에 불과한데 일부 정(+)의 효과가 발견되기도 하고 유의한 효과를 발견하지 못한 경우도 있다. 인사관리와 기술혁신의 관계에 대한 실증 연구의 주류는 인사관리 관행들간의 보완성에 주목해서 상보성을 갖는 관행들의 시스템 지수 또는 번들지수가 기술혁신에 미치는 영향을 분석하는데, 인사관리 시스템 또는 번들을 구성하는 요소 중의 하나로 제안제도가 포함된다. 인사관리와 기술혁신에 관한 선행연구 검토에 의하면 몰입형 또는 고성과·참여적 인사관리시스템 지수 또는 번들은 기술혁신을 촉진하는 것

으로 나타났고, 그 메커니즘은 조직 창의성이나 지식창출의 활성화 즉 조직 학습의 촉진인 것으로 나타났다(Seeck & Diehl, 2017).

이상의 논의에 따라 다음과 같은 연구가설을 설정하였다.

가설 1: 근로자 제안제도는 제품혁신과 정(+)의 관계를 보일 것이다

가설 2: 근로자 제안제도는 공정/프로세스 혁신과 정(+)의 관계를 보일 것이다

III. 자료와 변수

1. 자료

본 연구는 한국노동연구원이 실시한 2015년, 2017년, 2019년도 사업체패널조사 자료를 사용하였다. 사업체패널조사는 2015년부터 제품혁신이나 공정혁신과 같은 기술혁신을 측정하고 있어서 그 이전 조사는 분석대상에 포함할 수 없다. 그리고 전체 표본에서 민간부문과 성격이 다른 공공부문은 분석대상에서 제외하였다. 최종적으로 분석에 사용한 표본은 2015년~2019년 각 3,331개, 2,781개, 2,698개 사업체로서 3회차 합계 8,810개 사업체이다.

2. 변수

먼저 독립변수인 근로자 제안제도는 유효 제안제도 더미 변수를 작성하였다. 사업체패널은 2013년까지는 다수직종 근로자를 대상으로 그리고 2015년부터는 전체 근로자를 대상으로 하는 ‘업무개선 관련 제안제도를 운영하였습니까?’라고 제안제도의 유무에 대한 질문에 이어서 제안제도를 운영 중이라고 응답한 경우에 ‘작년 한 해 동안 업무개선 관련 제안 건수는 몇 건이었습니까? 만약 제안 건수가 없으면 ’0‘이라고 응답해주십시오’라는 추가 질문을 하고 있다. 본 연구는 유명무실한 제안제도를 분석에서 제외하기 위해 지난해 1건 이상의 제안 건수가 있는 경우에 1의 값을 부여한 유효 제안제도 더미 변수를 작성하였다. 참고로 제안제도가 있는 경우는 34.1%인 3,004개 사례이며 유효 제안제도가 있는 경우는 27.7%인 2,443개 사례이다.

종속변수 종속변수인 기술혁신은 제품혁신과 공정혁신으로 측정하였다. 사업체패널에서는 2015년부터 조사 기간에 혁신이 이루어졌는지를 오슬로 매뉴얼의 정의와 분류에 따라 제품혁신, 공정/프로세스 혁신, 조직혁신, 마케팅 혁신으로 나누어 조사하고 있다. 본 연구는 그 중 통상 기술혁신의 두 범주에 속하는 제품혁신과 공정혁신을 종속변수로 선정하였다. 사업체패널조사는 제품혁신을 ‘작년 한 해 동안 귀 사업장은 제품/서비스 상품 혁신으로 인하여 신제품/서비스 상품 또는 크게 개선된 제품/서비스 상품을 출시하였습니까?’라고 질문하고 있고, 공정혁신은 ‘작년 한 해 동안 귀 사업장은 공정/프로세스 혁신을 실행하였습니까?’라고 측정하고 있는데, 각각 그렇다고 응답한

경우에 1의 값을 부여해서 제품혁신과 공정혁신 더미 변수를 작성하였다.¹⁾ 참고로 제품혁신을 한 사업체는 전체의 17.2%인 1,517개 사례이고, 공정혁신을 한 사업체는 전체의 19.5%로 1,720개 사례이다.

<표 1> 변수의 기술통계

	유효 제안제도		전체 (N=8,810)
	없음 (N=6,367)	있음 (N=2,443)	
	제품혁신(실시=1)	0.13 (0.34)	0.28 (0.45)
공정혁신(실시=1)	0.14 (0.35)	0.34 (0.47)	0.20 (0.40)
사업체 규모(명)(로그)	4.54 (1.07)	4.95 (1.16)	4.66 (1.11)
노동조합 (있음=1)	0.23 (0.42)	0.34 (0.47)	0.26 (0.44)
사업체 업력(조사시점-설립년도)	22.89 (14.59)	25.50 (15.60)	23.62 (14.92)
상장사(코스닥,코스피,코넥스 상장=1)	0.11 (0.31)	0.23 (0.42)	0.14 (0.35)
고령인력 비중(55세 이상 인력 비중)	0.21 (0.24)	0.14 (0.17)	0.19 (0.23)
여성인력 비중	0.31 (0.27)	0.28 (0.26)	0.30 (0.27)
비정규직 비중(직접 및 간접고용 비정규직)	0.31 (2.28)	0.22 (0.78)	0.28 (1.98)
연간 이직률	0.24 (0.72)	0.18 (0.25)	0.22 (0.63)
몰입형 인사방침지수(3문항 평균)	3.33 (0.76)	3.50 (0.68)	3.38 (0.74)
제조업(제조업=1)	0.41 (0.49)	0.51 (0.50)	0.44 (0.50)

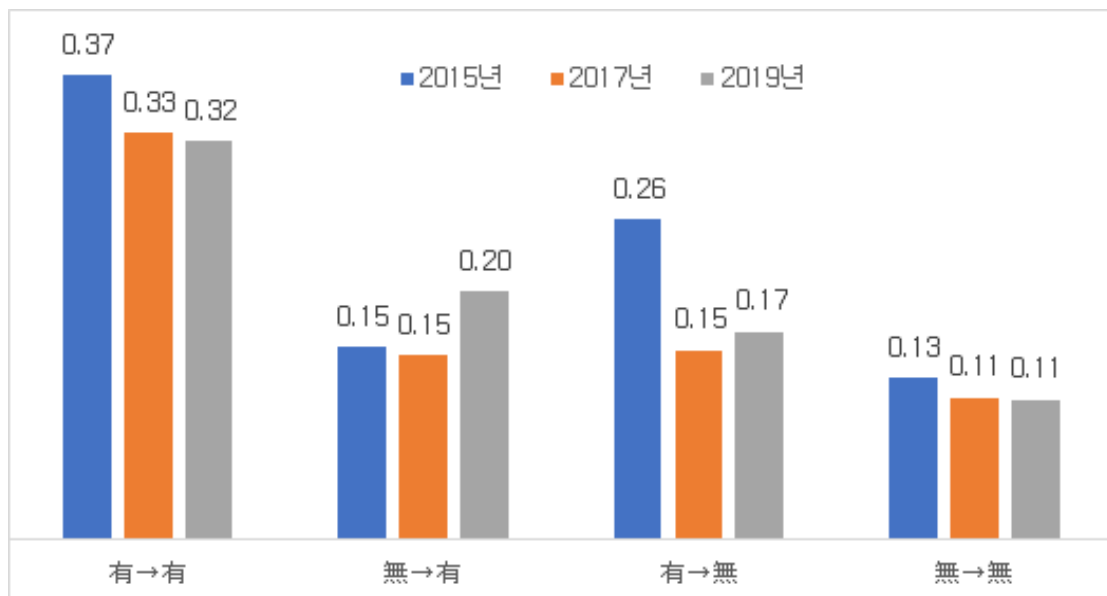
통제변수는 일반적인 사업장 특성변수, 인력구성 변수, 이직률, 몰입형 인사방침, 업종 더미 변수이다. 사업장 규모는 조사 시점 연말 기준 당 사업체로부터 임금을 받는 전체 근로자 숫자인데 로그값을 취하여 변수를 작성하였다. 노동조합은 조직되어 있는 경우 1의 값을 갖는 더미 변수이다. 사업장 업력은 사업장의 연령 변수로서 조사 시점에서 사업장 설립연도를 차감한 변수이다. 상장사는 코스피나 코스닥 그리고 코넥스 등록업체의 경우 1의 값을 갖는 더미 변수이다. 인력구성 특

1) 사업체패널조사는 응답의 정확도와 응답자 편의를 위해 혁신을 예시를 들어 설명하고 있다. 신제품 혁신은 필름카메라 → 디지털카메라 출시 등, 개선된 제품혁신은 자동차에 새롭게 ABS 브레이크/GPS 도입 등, 신 서비스 상품 혁신은 단방향 방송프로그램 → 양방향, 인터넷 정보제공 → 모바일 기기 실시간 정보제공 등, 개선된 서비스 상품 혁신은 소프트웨어 업그레이드 출시, 5시간 이내 배송 가능한 항공 택배 서비스 개시 등이 그것이다.

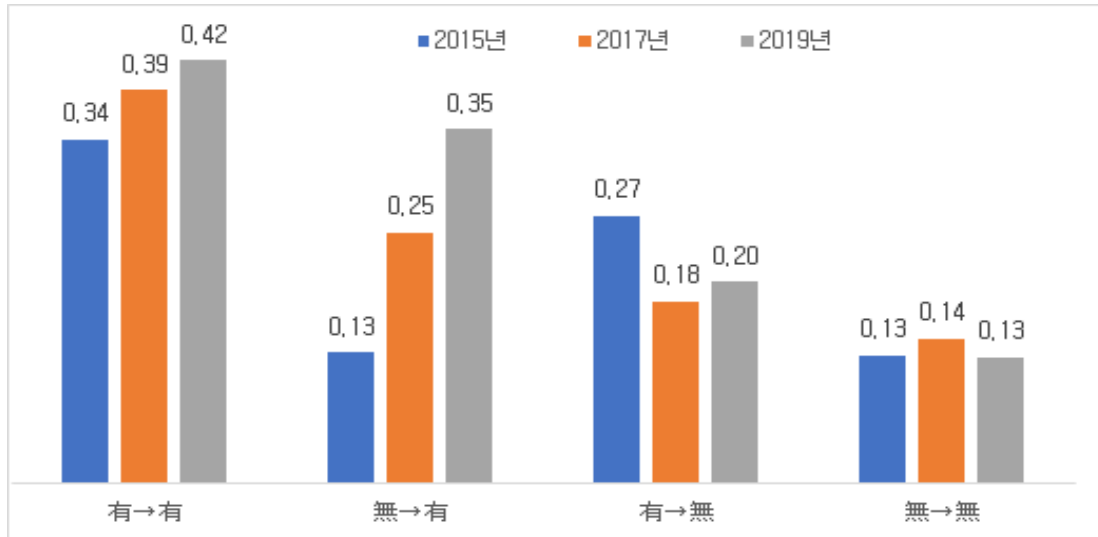
성변수는 고령인력 비율, 여성인력 비율, 그리고 비정규직 인력 비율을 측정하였다. 고령인력 비율은 전체 근로자에서 55세 이상 고령 근로자가 차지하는 비율이고, 여성 비율은 전체 근로자 중 여성 근로자의 비율이며, 비정규직 비율은 전체 근로자 대비 파트타임과 기간제와 같은 직접고용 비정규직에 파견, 용역/하청, 일용, 특고 등 간접고용 근로자를 합한 근로자가 차지하는 비율로 측정하였다. 연간 이직률은 조사 시점 연말 전체 근로자 대비 연간 이직한 근로자 비율이다. 몰입형 인사관리 방침 변수는 ‘인사관리의 일차적인 목표는 종업원의 기업에 대한 충성심과 애착을 높이는 데 있다’, ‘필요한 자격을 갖춘 사람을 장기 고용을 통해 내부에서 육성한다’, ‘인사관리는 종업원의 장기적인 육성과 개발을 위한 방향으로 운영한다’(각 5점)의 3문항의 평균으로 측정한 변수이다. 마지막으로 제조업 더미 변수는 제9차 표준사업분류 2자리 코드가 10~33일 경우 1의 값을 부여한 변수이다. <표 1>은 이상 설명한 변수들의 기술통계를 유효 제안제도 유무별 그리고 전체로 구분해서 제시하고 있다.

<표 1>에서도 유효 제안제도와 기술혁신간 관계가 나타나지만, 이를 보다 자세하게 살펴보기 위해 2015, 2017, 2019년간 유효 제안제도의 상태변화에 따른 제품 및 공정혁신의 정도를 비교한 것이 [그림 1]과 [그림 2]이다. 유효 제안제도의 상태변화는 2015년과 2019년 모두 있는 경우(有→有), 없다가 생긴 경우(無→有), 있다가 없어진 경우(有→無), 모두 없는 경우(無→無)의 4가지 유형이다. 4유형에 포함되지 않는 100개 사례를 제외하면 전체 2,200개 사업체 중 유형별 분포는 순서대로 304개, 176개, 469개, 1,251개 사업체이다. [그림 1]은 제안제도 상태변화에 따른 제품혁신의 발생 정도를 그리고 [그림 2]는 제안제도 상태변화에 따른 공정/프로세스 혁신의 발생 정도를 비교한 것인데 유효 제안제도가 계속 있거나 새로 도입된 경우 그 반대와 비교해서 두 종류 혁신이 모두 증가한다.

[그림 1] 제안제도 변화 유형별 제품혁신 비교



[그림 2] 제안제도 변화 유형별 공정혁신 비교



IV. 분석결과

1. 단순 회귀분석(Pooled Regression) 추정결과

먼저 2015년, 2017년과 2019년 자료를 모두 합쳐(pooling) 제안제도가 제품혁신 및 기술혁신에 미치는 영향을 추정해보자. 분석모형은 선형확률모형(linear probability model)을 사용한다.²⁾

<표 2>는 선형확률모형의 추정결과를 제시하고 있다. 제안제도 더미의 추정계수는 제품혁신을 종속변수로 하는 모형에서는 0.112, 공정혁신을 종속변수로 하는 모형에서는 0.162이다. 이 추정계수들은 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 추정계수는 다른 조건이 동일한 경우 제안제도가 있는 사업체는 제안제도가 없는 사업체에 비하여 기술혁신을 할 확률이 11.2%p 높고, 공정혁신을 할 확률은 16.2%p 높다는 것을 의미한다. 이러한 결과는 제안제도가 기술혁신을 촉진한다는 가설과 양립하는 결과이다.³⁾

추정에 사용된 통제변수의 추정계수는 전반적으로 예상했던 결과를 보여준다. 먼저 제품혁신 추정결과를 보자. 사업체 규모, 상장사, 고령인력 비중, 여성인력 비중, 몰입형 인사방침지수, 제조업이다. 통계적 유의수준은 사업체 규모는 5%, 나머지 변수들은 1%를 유지하고 있다. 사업체 규모가 클수록, 상장사일수록, 고령인력 비중이 작을수록, 여성인력 비중이 높을수록, 몰입형 인사방침지수가 높을수록, 제조업일수록 제품혁신을 할 확률이 높다. 반면, 다른 통제변수들은 노동조합, 사업체

2) 종속변수가 이항변수이므로 로짓모형 또는 프로빗 모형을 사용할 수 있다. 그러나 여기에서는 고정효과모형의 추정이 중요하므로 상대적으로 제약이 적은 선형확률모형을 사용한다.

3) 여기에서 제시하지는 않지만, 선형확률모형에서 제안제도의 추정계수 크기와 유의도는 특정 통제변수의 포함 여부에 크게 영향받지 않는다.

업력, 비정규직 비중, 이직률은 제품혁신과 유의한 관계가 없는 것으로 나타난다.

공정혁신에 영향을 미치는 통제변수는 제품혁신과 비슷하다. 사업체 규모, 상장사, 고령인력 비중, 여성인력 비중, 몰입형 인사방침지수, 제조업 변수의 추정계수는 모두 1% 수준에서 유의하다. 사업체 규모가 클수록, 상장사일수록, 고령인력 비중이 작을수록, 여성인력 비중이 높을수록, 몰입형 인사방침지수가 높을수록, 제조업일수록 공정혁신을 할 확률이 높다. 반면, 다른 통제변수들은 노동조합, 사업체 업력, 비정규직 비중, 이직률은 제품혁신과 유의한 관계가 없는 것으로 나타난다.

<표 2> 제안제도와 기술혁신: Pooled Regression

	제품혁신		기술혁신	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
제안제도	0.112***	0.009	0.162***	0.009
사업체규모	0.010**	0.004	0.032***	0.004
노동조합	-0.006	0.010	0.001	0.011
사업체 업력	0.000	0.000	0.000	0.000
상장사	0.146***	0.012	0.094***	0.013
고령인력 비중	-0.116***	0.018	-0.134***	0.019
여성인력 비중	0.051***	0.015	0.023	0.016
비정규직 비중	0.001	0.002	0.002	0.002
이직률	-0.004	0.006	0.004	0.006
몰입형 인사방침지수	0.023***	0.005	0.018***	0.005
제조업	0.088***	0.008	0.113***	0.009
연도 더미	포함		포함	
Adj R2	0.085		0.108	
표본수	8,666		8,666	

자료: 사업체패널 2015, 2017, 2019.

주: ()안은 표준오차. *** 1% 유의수준, ** 5% 유의수준, * 10% 유의수준

2. 고정효과 모형(Fixed Effects Model) 추정결과

앞서 제시한 선형확률모형은 제안제도와 관련한 내생성(endogeneity) 문제를 가지고 있다. 제안제도가 있는 사업체와 성과배분제가 없는 사업체는 처음부터 기술혁신 능력이 다른 사업체일 수 있다. 따라서 기술혁신 능력이 높은 사업체들이 제안제도를 도입한다면 이들 사업체의 기술혁신은 제안제도를 도입하지 않은 사업체보다 활발하게 이루어질 것이다. 만약 사업체의 제안제도 선택과 기술혁신에 영향을 미치는 영향을 미치는 관찰되지 않는 특성이 시간에 따라 변화하지 않는다고 가정하면, 고정효과 선형확률모형(fixed effects linear probability model)을 이용하여 관찰되지 않는 특성이 기술혁신과 제안제도 도입에 미치는 영향을 제거할 수 있다.

<표 3>은 고정효과 선형확률모형의 추정결과를 제시하고 있다.⁴⁾ 제안제도 더미의 추정계수는 제품 혁신을 종속변수로 하는 모형에서는 0.075, 공정혁신을 종속변수로 하는 모형에서는 0.136이다. 이 추정계수들은 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 추정계수는 다른 조건이 동일한 경우 제안제도가 있는 사업체는 제안제도가 없는 사업체에 비해 제품혁신을 할 확률이 7.5%p, 공정혁신을 할 확률이 13.6%p 높다는 것을 의미한다. 이 추정계수는 단순 선형확률모형의 추정계수인 0.112 또는 0.162보다 작다. 따라서 사업체 고정효과를 통제하지 않으면 제안제도의 추정계수가 과대추정됨을 알 수 있다. 추정계수의 크기와 관계없이, 추정결과는 제안제도가 기술혁신을 촉진한다는 가설과 지지하는 증거를 제시한다고 해석할 수 있다.

<표 3> 제안제도와 기술혁신: 고정효과모형

	제품혁신		공정혁신	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
제안제도	0.075***	0.011	0.136***	0.013
사업체규모	0.011	0.013	0.027*	0.014
노동조합	0.010	0.034	0.056	0.037
사업체 업력	0.000	0.011	-0.003	0.012
상장사	0.046	0.087	0.246*	0.095
고령인력 비중	0.005	0.031	-0.044	0.034
여성인력 비중	0.089	0.061	-0.022	0.067
비정규직 비중	0.003	0.002	0.000	0.002
이직률	-0.003	0.007	0.001	0.007
몰입형 인사방침지수	0.010*	0.006	0.004	0.007
제조업	-0.201	0.229	-0.207	0.252
연도 더미	포함		포함	
Adj R2/Pseudo R2	0.002		0.011	
표본수	8,666		8,666	

자료: 사업체패널 2015, 2017, 2019.

주: ()안은 표준오차. *** 1% 유의수준, ** 5% 유의수준, * 10% 유의수준

추정에 사용된 통제변수들의 추정계수는 선형확률모형 추정에서와는 달리 통계적 유의성을 보이는 변수가 거의 없다. 제품혁신을 종속변수로 한 추정에서는 몰입형 인사방침지수의 추정계수가 양(+)이고 10% 수준에서 한계적으로 유의하며, 공정혁신을 종속변수로 한 추정에서는 사업체 규모와 상장사 변수의 추정계수가 양(+)이고 10% 수준에서 한계적으로 유의하다.

이상의 추정결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 제안제도가 도입된 사업체가 도입하지 않은 기

4) 여기에서 제시하지는 않지만, 고정효과 선형확률모형에서 제안제도의 추정계수 크기와 유의도는 특정 통제변수의 포함 여부에 크게 영향받지 않는다.

업체보다 제품혁신과 공정혁신을 할 확률이 높다. 둘째, 이 결과는 단순 선형확률모형과 고정효과 선형확률모형의 추정에서 모두 확인된다. 셋째, 추정결과는 제안제도가 기술혁신을 촉진한다는 가설을 지지하는 증거로 해석될 수 있다.

이상의 분석결과는 근로자 제안제도가 기술혁신의 효과적인 도구로서 기술혁신을 촉진한다는 기술혁신 연구 분야의 선행 연구들과 맥락을 같이하고(Lasrado, 2013; Lasrado et al., 2016), 제안제도가 개별적으로 기술혁신에 미치는 영향에 관한 몇 편의 선행 실증연구 결과와 맥락을 같이 하며(Laursen & Mahnke, 2001; Walsworth & Verma, 2007), 제안제도가 구성요소의 하나로 포함된 몰입형 또는 고성능·참여적 인사관리시스템이 기술혁신과 정(+)의 관계를 갖는다는 인사관리 연구 분야의 선행연구결과들과(Seeck & Diehl, 2017; Shipton et al., 2017) 맥락을 같이 한다.

V. 요약 및 함의

근로자 제안제도는 역사가 오래된 근로자 참여 제도이자 근로자의 창의적 아이디어를 혁신으로 연결하는 유용한 관리 제도로서, 근로자의 개인적 지식으로 잠재된 새롭고 유용한 아이디어의 외재화와 공유라는 점에서 기술혁신의 출발점인 아이디어의 창출단계에 해당한다. 기술혁신 연구 분야의 근로자 제안제도에 관한 선행연구와 인사관리 연구분야의 인사관리와 기술혁신의 관계에 관한 선행연구를 검토한 후, 제안제도의 개별적 효과를 분석하기 위해 근로자 제안제도는 기술혁신과 정(+)의 관계를 보일 것이라는 연구가설을 설정하였다. 한국노동연구원의 2015~2019년 사업체패널조사 자료를 사용하여 유효 근로자 제안제도가 제품혁신과 공정혁신에 미치는 영향을 분석한 결과 근로자 제안제도는 제품혁신 및 공정혁신과 정(+)의 관계가 있는 것으로 나타났다.

본 연구는 제안제도를 포함한 다양한 인사관리 관행들로 구성된 인사관리시스템 지수가 아니라 개별 작업 관행인 제안제도가 기술혁신에 미치는 영향을 분석하였다. 그동안 전략적 인사관리 연구에서 인사관리 관행들간의 보완성을 이유로 개별 제도들의 효과가 아니라 시스템 지수의 효과를 분석하는 연구들이 주류를 이루었는데, 그 논거와 긍정적인 측면은 인정하더라도 이러한 접근은 개별 제도의 효과에 대한 심층 연구를 저해했던 측면도 있다. 다양한 관행들로 구성된 시스템 지수의 효과가 의미하는 것은 보완성을 갖는 다양한 인사관리 관행들을 시스템적으로 구비해야 한다는 것이지만, 제반 관행이나 제도의 시스템적인 구비는 지나치게 이상적이고, 무엇보다 시스템 지수의 효과로부터 개별 인사관리 제도의 기여나 의미를 분리해서 해석하기 어렵다는 문제점이 있다. 물론 모든 개별 제도의 개별적 효과 연구는 불필요하더라도, 종속변수와 관련해서 이론적으로나 직관적으로 매우 중요한 인사관리 관행이나 제도는 해당 제도의 개별 효과에 관한 연구가 심층적으로 이루어질 필요가 있다. 이런 관점에서 근로자 제안제도가 기술혁신에 영향을 미치는가, 미친다면 그 매커니즘은 무엇인가 그리고 어떤 조건에서 기술혁신에 미치는 영향력에 차이가 있는가를 심층적으로 연구하는 것은 이 분야 연구의 활성화만이 아니라, 혁신이 기업 경영의 사활적 명제가 되고 있는 기업 경영 실무나, 역대 정부들이 노동정책의 일환으로 추진해왔던 작업장 혁신 또는

일터혁신과 관련해서도 시사점을 제공할 수 있을 것이다.

그러나 본 연구는 많은 한계를 안고 있어 추후 후속 연구가 이루어질 필요가 있다. 우선 근로자들의 제안은 개인이 아이디어를 제안하는 근로자 제안제도만이 아니라 다양한 방법으로도 이루어질 수 있다(Leach et al., 2006). 예컨대 공식적인 제안제도 이외에도 소집단 활동이나 신제품개발팀과 같은 개선 또는 혁신팀을 통한 집단 제안이 이루어질 수 있고 공식적인 제안제도가 없지만 실제로 제안이 이루어질 수도 있다. 본 연구는 개인이 제안하는 공식적 근로자 제안제도의 효과를 분석했는데, 추후 다양한 소집단 활동을 통한 집단적 제안이나 비공식적 제안도 포함한 연구가 이루어질 필요가 있을 것이다.

다음으로 인사관리와 기술혁신 연구 분야에서 강조하듯이 인사관리와 기술혁신의 관계에 관한 연구는 다수준(multi-level) 분석이 필요하다. 논리적으로 보면 인사관리 관행이나 인사관리 시스템은 개인 수준에서 근로자의 혁신적 행위를 촉진하고 근로자들의 혁신적 행위들이 총합되어 조직수준에서 기술혁신으로 이어진다. 기존의 인사관리와 기술혁신의 연구에서 다수준 분석을 소홀히 한 것이 연구의 큰 한계로 지적되고 있듯이(Shipton et al., 2017), 근로자 제안제도와 기술혁신의 관계도 다수준 연구가 이루어질 필요가 있을 것이다. 특히 근로자 제안제도를 통한 아이디어 창출과 연구개발 전담파트의 연구개발활동간의 상호작용은 조직혁신을 통합적으로 이해하고 관리한다는 차원에서도 심층적으로 연구할 필요가 있을 것이다. 그리고 이러한 다수준 분석은 근로자 제안제도가 어떻게 기술혁신을 낳는가라는 인과 메커니즘을 밝히는 과정이기도 하다.

나아가 어떤 조건에서 근로자 제안제도와 기술혁신의 관계 방향이나 강도가 달라지는가에 관한 연구도 이루어질 필요가 있다. 즉 제안제도와 기술혁신을 조절하는 상황변수에 대한 연구가 필요하다. 우선적으로 떠오르는 상황변수로는 성과배분제가 있다. 잘 알려진 바와 같이 스캐론 플랜은 근로자 제안제도와 성과배분을 결합한 성과배분제도로써, 제안제도와 제안의 과실(果實)을 기업과 근로자가 공유하는 성과배분제 사이에는 강한 연관성이 존재할 수 있을 것이다. 예를 들어 성과배분제가 존재하는 경우 그렇지 않은 경우에 비해 제안제도가 기술혁신에 미치는 영향이 더 강하게 나타날 수 있을 것이다. 직관적으로 볼 때 기업의 기술혁신 전략은 근로자 제안제도와 기술혁신의 관계에 영향을 미치는 중요한 상황요인일 것이다. 그리고 기술혁신은 산업특성별로 매우 상이하게 나타날 수 있다는 지적처럼(Pavitt, 1984) 산업특성의 조절효과에 대한 연구도 이루어질 필요가 있을 것이다.

<참고문헌>

- 김동배 · 이인재(2009), 인사관행이 기술혁신에 미치는 영향, 인사관리연구, 33:3, 1-26.
- 백상용(2006), 기업혁신 수단으로서 사원제안제도의 영향요인에 관한 연구: 제조업과 비제조업 비교, 기술혁신학회지, 9:3, 451-470.
- Buech, V.I.D., Michel, A., & Sonntag, K.(2010), Suggestion systems in organizations: what motivates employees to submit suggestions?, *European Journal of Innovation Management*, 13:4, 507-525.
- Chesbrough, H. (2017), The future of open innovation, *Research-Technology Management*, 60:6, 29-35.
- Frese, M., Teng, E., & Wijnen, C.J.D. (1999), Helping to improve suggestion systems: predictors of making suggestions in companies, *Journal of Organizational Behavior*, 20 : 7, 1139-1155
- Gerlach, S., & Brem, A. (2017), Idea management revisited: A review of the literature and guide for implementation, *International Journal of Innovation Studies*, 1 : 2, 144-161
- Harden, E. A., D. L. Kruse, and J. R. Blasi(2010). Who has a better idea? innovation, shared capitalism, and human resources policies. in Kruse, D. L., Freeman, R. B. & Blasi, J. R.(eds). *Shared Capitalism at Work: Employee Ownership, Profit and Gain Sharing, and Broad-based Stock Options*. University of Chicago Press, 225~253.
- Lasrado, F.(2013), An overview of employee suggestion schemes: The past, present and the future, *Skyline Business Journal*, 8:1, 15-23
- Lasrado, F., Arif, M., Rizvi, A., & Urdzik, C.(2016), Critical success factors for employee suggestion schemes: a literature review, *International Journal of Organizational Analysis*. 24:2, 315-339
- Laursen, K., V. Mahnke(2001), Knowledge strategies, firm types, and complementarity in human-resource practices, *Journal of Management and Governance*, 5, 1~27.
- Laursen, K., N. J. Foss(2003), New human resource management practices, Complementarities and the impact on innovation performance, *Cambridge Journal of Economics*, 27, 243~263.
- Leach, D. J., Stride, C. B., & Wood,S.J.(2006), The effectiveness of idea capture schemes, *International Journal of Innovation Management*, 10:3, 325-350.
- Pavitt, K.(1984), Sectoral patterns of technical change: Toward a taxonomy and a theory, *Research Policy*, 13, 343-373.
- Rapp, C., & Eklund, J. (2007), Sustainable development of a suggestion system: factors influencing improvement activities in a confectionary company, *Human Factors*, 17:1, 79-94
- Seeck, H., & Diehl, M-R.(2017), A literature review on HRM and innovation - taking stock

- and future directions, *International Journal of Human Resource Management*, 28:6, 913 - 944
- Shipton, H., Sparrow, P., Budhwar, P., & Brown, A.(2017). HRM and innovation: looking across levels, *Human Resource Management Journal*, 27: 246~263
- Souitaris, V.(2002), Firm specific competencies determining technological innovation: A survey in Greece, *R&D Management*, 32:1, 61~77.
- Van Dijk, C., & Van den Ende, J.(2002), Suggestion system: transferring employee creativity into practicable ideas, *R&D Management*, 32:5, 387-395.
- Walsworth, S., A. Verma (2007), Globalization, human resource practices and innovation: Recent evidence from the Canadian Workplace and Employee Survey, *Industrial Relations*, 46:2, 222-249.

근로자 대표기구 인사관리 의사결정참여와 인사부서의 전략적 역할 그리고 청년·중장년층 근로자 비율과의 관계 탐색

김현동1)*

본 연구는 근로자대표기구의 인사제도와 정책에 대한 관여와 인사부서의 전략적 역할이 35세 이하 청년층 근로자 그리고 55세 이상 중장년층 근로자 비율에 미치는 영향을 검증해 보았다. 본 연구의 표본은 2015년, 2017년, 2019년 사업체패널 조사에서 추출되었다. 유노조·무노조사업체를 포함한 전체사업체 숫자는 4,584사업체이며 유노조사업체는 1,892회사 무노조사업체는 2,685사업체이다. 근로자 대표기구의 인사정책과 제도에 대한 참여와 인사부서의 전략적 역할은 부정적으로 상호작용한다고 나타났다. 유노조사업체와 무노조사업체로 분리하여 검증해보면 유노조기업에서 노동조합의 인사관리정책과 제도에 대한 참여는 인사부서의 전략적 역할과 부정적으로 상호작용된다. 즉, 노동조합이 인사관리정책과 제도에 대하여 적극적인 역할을 수행하는 상황에서 인사부서의 전략적 역할이 높아지면 35세 이하의 청년층 근로자 비율이 줄어들게 된다. 무노조사업체에서 노사협의회가 인사정책과 제도에 대한 참여가 높아지면 55세 이상 중장년층 근로자 비율이 높아지게 된다. 본 연구의 결과에서는 노동조합의 인사정책과 제도에 대한 관여 그리고 인사부서의 전략적 역할이 근로자의 연령구성에 중요한 역할을 한다고 시사한다. 사업체에 청년층 근로자를 보다 적극적으로 유입하려면 인사정책과 제도를 계획하고 운용하는 데 있어서 노동조합과 인사부서의 역할에 대하여 세심하게 계획하고 실행하여야 한다.

주요용어 : 근로자 대표기구 의사결정 참여, 인사부서의 전략적 역할, 사업체패널, 만 35세 이하 근로자 비율, 만 55세 이상 근로자 비율

1. 서론

근로자대표기구의 고용효과에 대한 연구는 주로 노동조합을 대상으로 이루어져 왔다. 다수의 실증연구에서 노동조합은 사원을 고용하는 데 부정적인 영향을 미친다고 나타났다(노용진, 2016). 그럼에도 소수의 연구에서는 노동조합의 존재가 반드시 부정적이라고 검증되지 않았다. 특히, 한국사업체를 대상으로 실시한 연구에서는 노동조합의 존재가 고용에 긍정적인 영향을 미친다고 분석되었다. 기존 연구에서는 주로 노동조합과 고용효과에 대한 연구를 수행하였으므로 무노조기업에서 노사협의회의 역할에 대한 연구가 이루어지지 못하였다. 한국사회의 고령화현상으로 근로자 대표

1) 동국대학교 경영대학 교수

기구의 구성원들 연령 또한 높아지는 추세이다(정재우, 2015). 근로자 대표기구는 종업원의 권리를 대변하는 조직이므로 고령화가 진행되면서 고령근로자의 이해관계를 달성하는 데 적극적으로 관여하게 된다(최낙혁, 2017). 이는 근로자대표기구가 종업원 고용에 미치는 영향은 노조유무인 노동조합 혹은 노사협의회 여부에 따라 달라질 수 있다. 또한 근로자대표기구 구성원이 고령화 되면서 전체 종업원의 연령구성에 고령화 현상이 발생하게 된다. 이는 근로자 대표기구의 고용효과가 구성원의 연령구성비율을 결정지을 수 있는 요소임을 의미한다.

독점모형효과이론으로 근로자 대표기구의 고용에 대한 부정적인 효과가 설명될 수 있다(노용진, 2016). 근로자 대표기구는 독점적 직위를 이용하여 구성원들의 임금, 근로시간, 복지 등 이해관계를 달성하고자 노력하고 있다. 근로자대표기구는 구성원의 이해관계를 충족시키고자 노력함에도 노조 유무에 따라 활동할 수 있는 권한과 영역이 달라진다. 노동조합은 구성원의 이해관계를 교섭할 수 있는 공식적 권한이 부여되어 있으므로 독점적 지위를 활용하여 이해관계 달성에 적극적으로 관여하게 된다(노용진, 2016; 유경준·강창희, 2019). 하지만, 노동조합과 비교하여 노사협의회는 고용주에게 제안을 권고하는 자문역할을 수행하므로 구성원의 이해관계를 추구하는 데 제약이 따르게 된다. 노동조합이 조합원의 이해관계를 추구하게 되면 인건비가 늘어나게 되면서 고용주가 새로운 인력을 모집하고 채용하는 데 투입할 수 있는 자원이 줄어들게 된다. 노동조합은 조합원의 임금과 복지에 대한 프리미엄을 확대시키는 데 적극적인 역할을 수행하므로 신규인력을 모집하고 채용하는 데 있어서 소극적인 역할을 하게 된다. 노동조합은 조합원의 고용안정성을 우선순위에 놓으므로 구조조정시기에 조합원의 권익을 보호하려고 한다. 노동조합은 구조조정으로 인한 인력감축을 최소화시키려고 신규인력 모집과 채용을 최소화시키게 된다(정재우, 2015). 따라서 노동조합은 기존 종업원의 권익을 보호하려는 동기가 높으므로 신규 근로자 모집과 채용이 제한되어 종업원의 기존 연령구성에 있어서 청년층근로자의 비율이 낮아지고 고령층근로자 비율은 높아지게 된다.

목소리효과 모형에 의하면 근로자대표기구는 목소리 기제를 제공함으로써 노동자의 고충과 불만을 제기할 수 있는 통로로서의 역할을 하게 된다. 목소리 기제에 의거하여 근로자대표기구는 경영자의 자의적 권한 행사가 견제할 수 있고 근로자와 경영자 간 소통이 활성화 되므로 근로자의 만족도가 높아지게 되므로 구성원의 이해관계를 추구하는 데 들어가는 비용을 보완할 수 있는 조직 성과와 노동생산성을 만들어내는 데 기여할 수 있다(유경준·강창희, 2019). 근로자대표기구는 목소리효과를 통하여 경영의 효율성을 높일 수 있으므로 신규 근로자에 대한 수요가 창출되므로 청년층근로자 비율이 늘어나게 되며 고령근로자 비율은 줄어들게 된다. 이렇듯 근로자대표기구에 대한 독점모형효과이론과 목소리효과 모형은 근로자의 연령비율에 상반된 영향을 미친다고 예측되므로 이에 대한 검증이 요구된다.

인사부서의 전략적 역할은 근로자를 모집, 채용, 평가, 훈련, 보상하는 인사정책과 제도를 운영하는 데 있어서 전략을 효율적으로 실행하는 것을 뒷받침하려는 노력을 기울이게 된다(류성민, 2013). 따라서 고용주가 인사부서로 하여금 전략적 역할에 적극적으로 개입하게 만들면 인사정책과 제도는 경영의 수익성과 효율성을 우선시하는 방향으로 계획되고 실행하게 된다(류성민, 2013). 인사부서의 전략적 역할은 인력을 효율적으로 운용하여 인건비를 최적화시키는 데 초점을 맞추고 있다.

노동조합은 기존 조합원의 권익을 보호하고 이해관계 충족을 최우선순위로 두므로 전략의 효율성을 중시하는 인사부서의 전략적 역할과 갈등을 빚게 된다. 노동조합의 의사결정참여가 높아지는 상황에서 인사부서의 전략적 역할을 실시하면 인력운용의 효율성을 시도할 수 있게 되어 기존 근로자 고용안정성에 대한 갈등이 발생하게 된다. 노동조합의 의사결정참여가 높아지게 된다면 고용안정성을 해치지 않는 범위 내에서 경영효율성을 추구하므로 신규 근로자 모집과 채용에 부정적인 영향을 미치게 된다. 노동조합과 비교하여 노사협의회는 구성원의 이해관계를 추구하는 권한이 제한되어 있으므로 노사협의회 의사결정참여는 근로자 모집과 채용제도에 유의미한 영향을 미치지 못하므로 근로자의 연령구성과 무관하게 나타난다. 따라서 노동조합의 의사결정참여가 높은 수준에서 인사부서의 전략적 역할이 강화된다면 청년층 근로자 비율이 낮아지게 된다.

II. 연구모델표본

1. 본 연구의 표본과 변수조작

가. 표본선정

본 연구는 사업체패널조사자료를 활용하여 표본으로 추출하였다. 사업체패널조사는 2005년부터 2019년까지 실시되었으나 2015년 이전과 이후에 근로자 연령비율에 대한 조사문항이 달라졌다. 근로자 연령비율에 대한 조사문항이 다르므로 본 연구 표본은 2015년, 2017년, 2019년 3개년도만 실시된 사업체패널조사자료를 활용하였다. 본 연구는 2015년, 2017년, 2019년에 3회 모두 참여한 균형패널로 만들었다. 균형패널 전체 사업체숫자는 4,584 사업체이다. 유노조사업체와 무노조사업체로 분리하면 유노조사업체 숫자는 1,892사업체이며 무노조사업체 숫자는 1,685사업체로 집계된다.

2. 변수의 조작적정의

가. 근로자대표기구의 인사관리 의사결정참여

근로자대표기구의 의사결정참여는 “작년 한 해 동안 다음의 각 의사결정 사항에 대하여 노동조합/노사협의회는 어느 정도 참여하였습니까?”로 측정하였으며 “근로자의 배치전환”, “명예퇴직/정리해고”, “인사평가제도 변경”, “임금제도 변경”, “승진제도 변경” 다섯 요인으로 구분하였다. 근로자의 의사결정참여문항은 리커트 4점 척도로 측정하였다(1:사전통보 없이 회사가 결정; 2:사전 통보; 3: 노사협의; 4: 노사공동결정). 근로자대표기구의 의사결정참여에 대하여 다섯 문항의 평균값으로 활용하였다.

나. 인사부서의 전략적 역할

인사부서의 전략적 역할은 다섯 문항으로 구성되어 있다. 다섯 문항은 “작년 한 해 동안 귀 사업장에서 인사 관련 이슈는 사업전략과 밀접하게 연관되어 있습니까?”, “작년 한 해 동안 귀 사업장에서 인사책임자는 사업전략 수립과정에 중요한 공헌을 합니까?”, “작년 한 해 동안 귀 사업장에서 인사책임자는 최고경영자의 의사결정에 중요한 영향을 미칩니까?”, “작년 한 해 동안 귀 사업장에서 타 부서원들은 인사부서를 변화의 주도자이자 사업의 중요한 파트너로 봅니까?”, “작년 한 해 동안 귀 사업장에서 인사관리는 사업전략 목표의 달성을 잘 지원하고 있습니까?” 으로 인사담당자에게 5점 리커트 척도로 측정하였다. 측정된 다섯 문항의 평균값을 인사부서의 전략적 역할을 계산하는 데 사용되었다.

다. 청년층/중장년층 연령구성

청년층 연령 구성비율은 만 35세 미만 근로자 숫자를 전체 근로자 숫자로 나누어 계산하였다. 중장년층 연령 구성비율은 만 55세 이하 근로자 숫자를 전체 근로자 숫자로 나누어 계산하였다.

라. 통제변수

통제변수는 년도, 산업군, 종업원 수, 회사연령으로 구성되었다. 년도는 2015년, 2017년, 2019년으로 구성되어 있다. 산업군은 전기/가스/증기/공기 조절 공급업, 수도/하수 폐기물처리/원료재생업, 건설업, 도매/소매업, 운수/창고업, 숙박/음식점업, 정보통신업, 금융 및 보험업, 부동산업, 전문/과학/기술서비스업, 사업시설 관리/사업 지원/임대 서비스업, 교육서비스업, 보건업/사회복지 서비스업, 예술/스포츠/여가관련 서비스업, 이외 다른 산업으로 분류된다. 회사연령은 측정년도와 회사를 시작한 년도를 차감하여 계산되었다. 그 외 종업원 수를 통제하였다.

III. 연구모델분석

1. 기술통계분석과 상관관계분석

가. 기술통계분석

본 연구의 변수에 대하여 기술통계분석을 실시하였다. 산업군으로 분류해보면 제조업이 44%이며 도매 및 소매업과 운수 및 창고업은 10%, 사업시설 관리, 사업 지원 및 임대서비스업과 보건업 및 사회복지 서비스업이 8%로 나타났다. 유노조 사업체는 41% 근로자대표기구 의사결정 참여는

2.63으로 ‘사전 통보’와 ‘노사 협의’ 중간 정도로 나타났으며 인사부서 전략적 역할은 중간 이상으로 나타났다. 전체 근로자 중에서 만 35세 미만인 청년층 근로자는 평균 26% 표준편차는 21% 그리고 만 55세 이상인 중장년층 근로자비율은 평균 18%, 표준편차는 21%로 나타났다. 그럼에도 표준편차가 상당히 커서 사업체에 따라 청년층·장년층 비율은 다르게 나타났다.

<표 1> 기술통계분석

	평균	표준편차
2015년	.40	.49
2017년	.30	.30
2019년	.29	.45
제조업	.44	.49
전기, 가스, 증기 및 공기 조절 공급업	.01	.11
수도, 하수 폐기물처리, 원료재생업	.01	.09
건설업	.03	.16
도매 및 소매업	.10	.30
운수 및 창고업	.10	.30
숙박 및 음식점업	.02	.14
정보통신업	.02	.16
금융 및 보험업	.02	.16
부동산업	.00	.06
전문, 과학 및 기술 서비스업	.04	.20
사업시설 관리, 사업 지원 및 임대 서비스업	.08	.27
교육서비스업	.00	.04
보건업 및 사회복지 서비스업	.08	.27
예술, 스포츠 및 여가관련 서비스업	.01	.11
다른 산업	.02	.15
노조유무	.41	.47
근로자 대표기구 인사관리 의사결정 참여	2.63	.76
인사부서 전략적 역할	3.52	.69
종업원 수	263.21명	586.70명
회사연령	25.74년	15.42년
전체 근로자 중 청년층(만 35세 미만) 근로자 비율	.26	.21
전체 근로자 중 중장년층(만 55세 이상) 근로자 비율	.18	.21

주) 1) 표본: 사업체패널조사. 4,584 사업체

2) 년도, 산업, 노조유무는 더미변수

나. 상관관계분석

변수들 간에 상관관계를 분석하였다. 근로자대표기구의 인사관리 의사결정참여와 청년층근로자

비율에는 부정적인 상관관계를 나타냈으며($r=-.05$, $p<.05$) 중장년층근로자 비율과는 유의미한 상관관계가 나타나지 못한다($r=-.00$, $p >.10$). 인사부서 전략적 역할은 청년층 근로자비율과 긍정적($r=.06$, $p <.001$) 하지만, 중장년층 근로자비율과는 부정적인 연관관계를($r=-.12$, $p <.001$) 지니고 있다고 나타났다.

<표 2> 상관관계표

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1													
2	-.53												
3	-.52	-.45											
4	-.00	.00	.00										
5	-.00	-.00	.00	-.09									
6	-.00	.01	-.00	-.08	-.01								
7	.00	.00	-.01	-.15	-.02	-.02							
8	.00	-.00	-.00	-.30	-.04	-.03	-.06						
9	-.00	.00	-.00	-.27	-.03	-.03	-.05	-.11					
10	.01	-.00	-.01	-.12	-.01	-.01	-.02	-.05	-.04				
11	.00	-.01	.01	-.14	-.02	-.01	-.03	-.06	-.05	-.02			
12	.00	-.00	.00	-.13	-.01	-.01	-.03	-.05	-.05	-.02	-.02		
13	-.00	.00	.00	-.06	-.01	-.01	-.01	-.02	-.02	-.01	-.01	-.01	

주) 1) 표본: 사업체패널조사. 4,584 사업체

2) 1. 2015년; 2. 2017년 3. 2019년; 4. 제조업; 5. 전기, 가스, 증기 및 공기 조절 공급업; 6. 수도, 하수 및 폐기물 처리, 원료재생업; 7. 건설업; 8. 도매 및 소매업; 9. 운수 및 창고업; 10. 숙박 및 음식점업; 11. 정보통신업; 12. 금융 및 보험업; 13. 부동산업; 14. 전문, 과학 및 기술 서비스업; 15. 사업시설 관리, 사업 지원 및 임대 서비스업; 16. 교육서비스업; 17. 보건업 및 사회복지 서비스업; 18. 예술, 스포츠 및 여가관련 서비스업; 19. 다른 산업; 20. 노조유무; 21. 근로자 대표기구 인사관리 의사결정 참여; 22. 인사부서 전략적 역할; 23. 종업원 수; 24. 회사연령; 25. 전체 근로자 중 청년층(만 35세 미만) 근로자 비율; 26. 전체 근로자 중 중장년층(만 55세 이상) 근로자 비율.

3) 년도, 산업, 노조유무는 더미변수

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
14	.00	-.01	.01	-.18	-.02	-.02	-.04	-.07	-.06	-.03	-.03	-.03	-.01
15	.00	-.00	-.00	-.26	-.03	-.03	-.05	-.10	-.09	-.04	-.05	-.04	-.02
16	-.00	.00	-.00	-.04	-.00	-.00	-.01	-.01	-.01	-.00	-.01	-.00	-.00
17	-.01	.00	.01	-.26	-.03	-.03	-.05	-.10	-.09	-.04	-.05	-.04	-.02
18	-.00	-.00	.01	-.09	-.01	-.01	-.02	-.04	-.03	-.01	-.02	-.01	-.01
19	.00	.00	-.01	-.13	-.01	-.01	-.03	-.05	-.05	-.02	-.02	-.02	-.01
20	-.03	.01	.02	-.06	.06	.01	-.07	-.09	.34	.02	.00	.03	-.02
21	.06	-.05	-.01	-.00	.01	-.01	-.03	-.04	.10	.02	-.01	.01	-.01
22	.16	-.09	-.08	-.03	.03	-.02	-.02	.02	-.03	.05	.03	.05	-.00
23	-.02	-.00	.02	-.05	.01	-.03	-.02	-.07	.20	-.03	-.04	.12	.00
24	-.12	.02	.11	.02	-.00	-.02	.00	-.07	.20	-.03	-.04	.12	.00
25	.01	.00	-.01	.05	-.00	-.05	-.03	.01	-.22	.12	.08	.04	-.03
26	-.05	.01	.03	-.19	-.05	.05	.00	-.09	.28	-.05	-.10	-.08	.02

주) 1) 표본: 사업체패널조사. 4,584 사업체

2) 1. 2015년; 2. 2017년 3. 2019년; 4. 제조업; 5. 전기, 가스, 증기 및 공기 조절 공급업; 6. 수도, 하수 및 폐기물 처리, 원료재생업; 7. 건설업; 8. 도매 및 소매업; 9. 운수 및 창고업; 10. 숙박 및 음식점업; 11. 정보통신업; 12. 금융 및 보험업; 13. 부동산업; 14. 전문, 과학 및 기술 서비스업; 15. 사업시설 관리, 사업 지원 및 임대 서비스업; 16. 교육서비스업; 17. 보건업 및 사회복지 서비스업; 18. 예술, 스포츠 및 여가관련 서비스업; 19. 다른 산업; 20. 노조유무; 21. 근로자 대표기구 인사관리 의사결정 참여; 22. 인사부서 전략적 역할; 23. 종업원 수; 24. 회사연령; 25. 전체 근로자 중 청년층(만 35세 미만) 근로자 비율; 26. 전체 근로자 중 중장년층(만 55세 이상) 근로자 비율.

3) 년도, 산업, 노조유무는 더미변수

	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26
14													
15	-.06												
16	-.01	-.01											
17	-.06	-.09	-.01										
18	-.02	-.03	-.00	-.03									
19	-.03	-.04	-.00	-.04	-.01								
20	-.00	-.11	.02	-.04	.03	-.00							
21	-.00	-.07	.02	.01	-.00	.02	.23						
22	.01	-.01	-.00	.00	.00	-.00	.08	.17					
23	.01	.08	.02	.02	.04	-.02	.24	.07	.13				
24	.01	-.15	.01	-.04	.02	-.05	.37	.08	.01	.14			
25	.06	-.07	.00	.05	.02	-.00	-.12	-.05	.06	.04	-.07		
26	-.06	.33	-.00	.02	-.03	.00	.05	-.00	-.12	-.05	.03	-.41	

주) 1) 표본: 사업체패널조사 4,584 사업체.

2) 1. 2015년; 2. 2017년 3. 2019년; 4. 제조업; 5. 전기, 가스, 증기 및 공기 조절 공급업; 6. 수도, 하수 및 폐기물 처리, 원료재생업; 7. 건설업; 8. 도매 및 소매업; 9. 운수 및 창고업; 10. 숙박 및 음식점업; 11. 정보통신업; 12. 금융 및 보험업; 13. 부동산업; 14. 전문, 과학 및 기술 서비스업; 15.

사업시설 관리, 사업 지원 및 임대 서비스업; 16. 교육서비스업; 17. 보건업 및 사회복지 서비스업; 18. 예술, 스포츠 및 여가관련 서비스업; 19. 다른 산업; 20. 노조유무; 21. 근로자 대표기구 인사관리 의사결정 참여; 22. 인사부서 전략적 역할; 23. 종업원 수; 24. 회사연령; 25. 전체 근로자 중 청년층(만 35세 미만) 근로자 비율; 26. 전체 근로자 중 중장년층(만 55세 이상) 근로자 비율.

3) 년도, 산업, 노조유무는 더미변수

2. 모델분석

본 연구는 균형패널자료를 활용하여 고정효과 패널회귀분석으로 연구모형을 검증한다. 고정효과 패널회귀분석은 35세 이하 근로자 비율은 청년층 근로자로 55세 이상 근로자는 중장년층 근로자 그룹으로 나누어 연구모형을 분석해야 한다.

가. 청년층근로자비율

근로자대표기구의 인사관리제도와 정책 관여와 인사부서의 전략적 역할 그리고 변수들의 상호작용이 청년층근로자, 즉, 만 35세 미만 근로자비율에 대하여 미치는 영향을 분석하였다. 근로자대표기구 인사관리 의사결정참여와($B=-.01, p<.05$) 인사부서 전략적 역할은 부정적인 영향을 미치며($B=-.01, p<.05$) 상호작용 ($B=-.01, p<.05$) 또한 부정적인 영향을 미친다고 나타났다. 유노조사업체를 대상으로 하면 인사부서 전략적 역할은 부정적으로($B=-.02, p<.01$), 하지만 노동조합의 인사관리 의사결정참여는 유의미한 영향을 미치지 못하였다($B=-.00, p>.10$). 인사부서 전략적 역할과 근로자 대표기구 인사관리 의사결정 참여는 부정적으로 상호작용된다($B=-.02, p<.05$). 무노조사업체에서는 근로자대표기구 인사관리 의사결정참여($B=-.01, p>.10$), 인사부서 전략적 역할($B=-.00, p>.10$) 그리고 상호작용에($B=-.00, p>.10$) 대한 영향력이 유의미하게 검증되지 못하였다. 수정된 R^2 을 직접효과와 상호작용효과를 비교해보면 전체 기업에서는 .568에서 .569로 .001 높아지며 유노조사업체에서는 .585에서 .587로 .002정도 높아진다고 나타났다. 무노조사업체에서는 .539에서 .538으로 낮아졌다.

<표 3> 청년층 근로자 비율(총 종업원에서 35세 미만 종업원 비율)

	전체		유노조		무노조	
상수	.30(.19)	.19(.20)	.22(.20)	-.02(.23)	.27(.23)	.24(.24)
2015년	.01(.00)	.01(.01)	.01(.01)	.02(.01)	.01(.01)	.01(.01)
2017년	.01(.00)	.01(.00)+	.01(.01)	.01(.01)	.01(.01)	.01(.01)
제조업	.03(.24)	.04(.24)	-	-	.04(.26)	.04(.26)
전기, 가스, 증기 및 공기 조절 공급업	-	-	-	-	-	-
수도, 하수 및 폐기물 처리, 원료재생업	-	-	-	-	-	-
건설업	.71(.36)*	.71(.36)*	-	-	.71(.39)+	.71(.39)+
도매 및 소매업	.63(.34)+	.63(.34)+	-	-	.63(.36)+	.63(.36)+
운수 및 창고업	-	-	-	-	-	-
숙박 및 음식점업	.25(.17)	.26(.17)	.09(.15)	.09(.15)	.48(.25)+	.49(.26)+
정보통신업	.66(.30)*	.66(.29)*	-	-	.66(.31)*	.66(.32)*
금융 및 보험업	-	-	-	-	-	-
부동산업	.02(.24)	.03(.24)	-	-	.03(.26)	.03(.26)
전문, 과학 및 기술 서비스업	-.07(.15)	-.06(.15)	-	-	.04(.18)	.04(.18)
사업시설 관리, 사업 지원 및 임대서비스업	.01(.17)	.01(.17)	-	-	.01(.18)	.01(.18)
교육서비스업	.16(.15)	.17(.14)	.11(.22)	.10(.21)	.05(.18)	.05(.18)
보건업 및 사회복지서비스업	-	-	-	-	-	-
예술, 스포츠 및 여가관련서비스업	.16(.24)	.17(.24)	-	-	-	-
종업원숫자	.00(.01)	.00(.01)	.00(.02)	.00(.02)	.00(.01)	.00(.01)
회사연령	-.03(.03)	-.03(.03)	.01(.05)	.01(.05)	-.03(.04)	-.03(.04)
노조유무	-.02(.02)	-.02(.02)	-	-	-	-
근로자대표기구 인사관리 의사결정참여	-.01(.00)*	-.02(.02)	-.00(.00)	.07(.03)*	-.01(.00)	.00(.02)
인사부서 전략적 역할	-.01(.00)*	.02(.02)	-.02(.00)**	.05(.03)+	-.00(.01)	.00(.02)
근로자대표기구인사관리 의사결정참여		-.01(.00)*		-.02(.01)*		-.00(.01)
*인사관리부서 전략적 역할						
수정된 R ²	.568	.569	.585	.587	.539	.538
F값	2.59	2.74	1.64	2.20	2.12	2.01
	4,584 사업체		1,892 사업체		2,685 사업체	

- 주) 1) 표본: 사업체패널조사.
2) 년도, 산업군, 노조유무는 더미변수.

2. 중장년층 근로자비율

근로자대표기구의 인사관리제도와 정책 관여와 인사부서의 전략적 역할 그리고 변수들의 상호작용이 중장년층근로자, 즉, 만 55세 이상 근로자비율에 대하여 미치는 영향을 분석하였다. 근로자대

표기구 인사관리 의사결정참여(B=.00, p>.10), 인사관리부서 전략적 역할(B=-.00, p>.10) 그리고 상호작용은(B=.00, p>.10) 유의미한 영향을 미치지 못하였다. 유노조사업체를 대상으로 분석하면 인사부서의 전략적 역할(B=-.00, p>.10), 노동조합의 인사관리 의사결정참여(B=-.00, p>.10), 그리고 상호작용은(B=-.00, p>.10) 유의미한 영향을 미치지 못하였다(B=-.00, p>.10). 무노조사업체에서는 근로자대표기구 인사관리 의사결정 참여만이(B=.01, p<.05). 긍정적인 영향을 미쳤다. 수정된 R²을 직접효과와 상호작용효과를 비교해보면 전체 기업에서는 .741에서 .741, 유노조사업체에서는 .761에서 .761, 무노조사업체에서는 .724에서 .724로 유의미한 변화가 나타나지 않았다.

<표 4> 중장년층근로자 비율(총 종업원에서 55세 이상 종업원 비율)

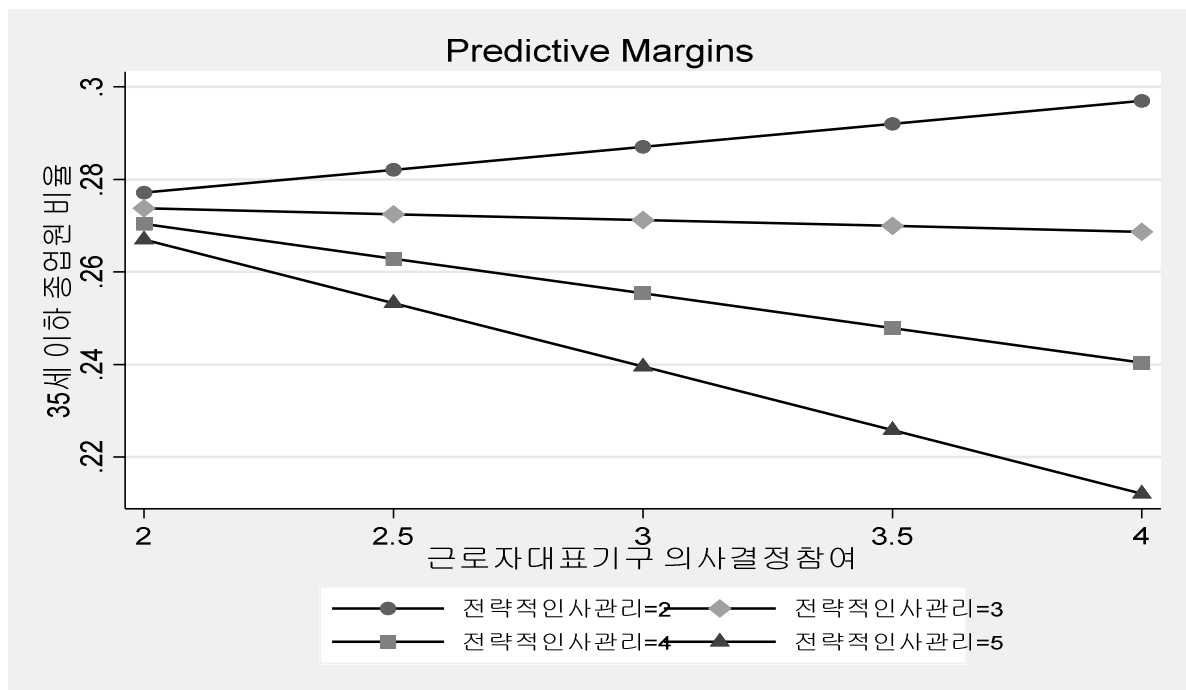
	전체		유노조		무노조	
상수	.25(.14)+	.25(.15)	.29(.18)	.19(.20)	.23(.16)	.28(.17)
2015년	-.02(.00)**	-.02(.00)***	-.03(.01)**	-.03(.01)**	-.01(.00)	-.01(.01)
2017년	-.01(.00)*	-.01(.00)*	-.01(.01)	-.01(.01)	-.00(.00)	-.00(.00)
제조업	.04(.18)	.04(.18)	-	-	.04(.17)	.04(.18)
전기, 가스, 증기 및 공기 조절 공급업	-	-	-	-	-	-
수도, 하수 및 폐기물 처리, 원료재생업	-	-	-	-	-	-
건설업	.09(.27)	.09(.27)	-	-	.08(.27)	.08(.27)
도매 및 소매업	.00(.26)	.00(.25)	-	-	.00(.25)	.00(.25)
운수 및 창고업	-	-	-	-	-	-
숙박 및 음식점업	.01(.13)	.01(.13)	-.05(.13)	-.06(.13)	-.00(.17)	-.00(.18)
정보통신업	.01(.22)	.01(.22)	-	-	.01(.22)	.01(.22)
금융 및 보험업	-	-	-	-	-	-
부동산업	-.06(.18)	-.06(.18)	-	-	-.06(.18)	-.06(.18)
전문, 과학 및 기술 서비스업	.02(.11)	.02(.11)	-	-	.02(.12)	.01(.12)
사업시설 관리, 사업 지원 및 임대서비스업	.03(.13)	.03(.13)	-	-	.03(.12)	.03(.12)
교육서비스업	.01(.11)	.01(.11)	-.07(.19)	-.07(.19)	.01(.12)	.01(.12)
보건업 및 사회복지서비스업	-	-	-	-	-	-
예술, 스포츠 및 여가관련서비스업	.05(.18)	.05(.18)	-	-	-	-
종업원숫자	-.01(.01)	-.01(.01)	-.01(.01)	-.01(.01)	-.02(.00)*	-.02(.00)*
회사연령	-.00(.02)	-.00(.02)	.00(.05)	.00(.05)	.00(.02)	.00(.02)
노조유무	.03(.01)*	.03(.01)*	-	-	-	-
근로자대표기구 인사관리 의사결정참여	.00(.00)	.00(.01)	-.00(.00)	.03(.03)	.01(.00)*	-.01(.02)
인사부서 전략적역할	-.00(.00)	-.00(.01)	-.00(.00)	.02(.02)	-.00(.00)	-.02(.01)

근로자대표기구 인사관리 의사결정참여 *인사부서 전략적역할						
	.00(.00)		-.01(.01)		.00(.00)	
수정된 R ²	.741	.741	.761	.761	.724	.724
F값	2.60	2.46	3.08	3.28	1.42	1.44
	4,584 사업체		1,785 사업체		2,583 사업체	

주) 1) 표본: 사업체패널조사.
2) 년도, 산업군 노조유무는 더미변수.

<그림 1>에서 근로자대표기구의 의사결정 참여와 인사부서 전략적 역할에 대한 상호작용을 그려보았다. <그림 1>에서 근로자대표기구의 의사결정 참여가 높아지면서 인사부서 전략적 역할이 낮은 수준이면 35세 이하 종업원 비율에는 유의미한 변화가 나타나지 않는다. 반면에 인사부서 전략적 역할이 높은 수준에서 근로자대표기구 의사결정 참여가 높아지면 35세 이하 종업원 비율이 낮아지게 된다.

<그림 1> 청년층 근로자(만 35세 이하) 종업원 비율



IV. 시사점과 한계점

본 연구 결과에서는 근로자 대표기구 그리고 유노조사업체와 무노조사업체로 구분하여 노동조합과 노사협의회의 인사관리제도와 정책에 대한 의사결정 참여와 인사부서 전략적역할과의 상호작용이 35세 이하 청년층 및 55세 이상 중장년층 근로자 비율에 미치는 영향을 알아보았다. 근로자 대표기구가 인사관리정책과 제도에 대한 의사결정에 적극적으로 참여하게 되면 35세 이하 청년층 근로자 비율이 낮아지게 된다. 또한 근로자 대표기구가 인사관리정책과 제도에 대한 참여와 인사부서의 전략적 역할은 35세 이하 청년층 근로자 비율에 대하여 부정적으로 상호작용하게 된다. 유노조사업체와 무노조사업체로 구분하여 본 연구의 모델을 검증하여 비교해 보면 유노조사업체에서 노동조합이 인사관리제도와 정책에 대한 의사결정 참여가 높아지게 되면 인사부서의 전략적 역할과 부정적으로 상호작용되어 35세 이하 청년층 근로자 비율을 낮춘다고 입증되었다. 무노조사업체에서 노사협의회의 인사관리정책과 제도에 대한 의사결정 참여는 35세 이하 청년층 근로자 비율에 유의미한 영향을 미치지 못한다. 다만, 노사협의회가 인사관리정책과 제도에 대한 의사결정에 참여하게 되면 55세 이상 중장년층 근로자 비율이 높아진다고 검증되었다.

본 연구는 노동조의 독점적 지위모형을 어느정도 지지한다고 나타났다. 독점적 지위모형에 의하면 노동조합이 인사제도와 정책에 대하여 적극적으로 개입하면 대표기구의 지위를 이용하여 조합원들의 권익과 이해관계를 추구하게 된다. 고용주의 입장에서는 인건비가 높아지게 되므로 신입사원 모집과 채용 규모가 제한적으로 이루어지게 된다. 따라서 본 연구에서는 근로자 대표기구로서 노동조합의 독점적 지위는 청년근로자 비율을 줄이는 역할을 한다는 가설을 설정하였다. 하지만, 본 연구에서는 노동조합의 독점적 지위가 청년근로자 비율에 직접적인 영향을 미치지 못하였다. 그럼에도 인사부서의 전략적 역할과 상호작용되면 청년근로자의 비율은 낮아진다고 나타났다. 즉, 노동조합이 근로자 대표기구로서 인사정책과 제도를 설계하고 수립하는 데 있어서 상당한 영향력을 행사하여도 인사부서 전략적 역할이 미미하면 청년근로자 비율에 유의미한 영향을 미치지 못한다. 이는 인사부서 전략적 역할이 경영의 효율성에 맞추어진다면 노동조합의 인사정책과 제도에 대한 영향력과 갈등이 빚어지게 되므로 연령 구성에 있어서 고령화를 가속화 시킬 수 있음을 시사한다. 유노조사업체에서 인사부서가 전략적 역할에 적극적으로 개입하게 되면 노동조합이 인사정책과 제도에 대하여 미치는 영향력 및 관련된 특성이 고려되어야 한다. 노동조합이 고용주의 인사정책과 제도에 대하여 적대적인 태도를 나타내면 인사부서 전략적 역할과 충돌이 되어 신규 근로자 모집과 채용이 억제될 수 있다. 노동조합이 인사제도와 정책에 미치는 영향력이 상당히 큰 상황에서 고용주가 신규 사원을 지속적으로 유입하여 청년층 근로자 비율을 늘리고 싶다면 인사부서의 전략적 역할에 대한 고민이 수반되어야 한다. 유노조사업체와 비교하여 무노조사업체에서는 노사협의회가 지니고 있는 권한과 영향력이 제한적이므로 사원 모집 및 채용제도에 대한 영향력이 미미하게 나타났다. 무노조사업체에서 인사제도와 정책을 운용함에 있어서 근로자의 목소리를 반영하고 싶다면 노사협의회로 하여금 보다 적극적인 역할을 할 수 있는 환경을 조성하여야 한다.

본 연구는 인사관리와 관련된 정책과 제도를 설계하고 실시함에 있어서 근로자 이해관계 추구에

있어서 근로자 대표기구의 역할 그리고 인사부서 전략적 역할이 조직구성원 연령비율에 미치는 영향을 검증해 보았다. 인사관리정책과 제도에 있어서 근로자대표기구, 특히, 노동조합 역할의 중요성에 대한 시사점을 제공하였다. 그럼에도 한계점을 고려하여 연구결과를 해석하여야 한다.

첫번째, 35세 이하 그리고 55세 이상 근로자 비율에 대한 조사가 2015년부터 시작되었으므로 사업체패널조사 2015년, 2017년, 2019년 3개년 자료밖에 활용하였다. 2005년부터-2013년까지 30세 이하/50세 이상 근로자로 조사되었으므로 조사자료가 3개년으로 제한된 부분이 아쉽다. 두 번째, 노동조합과 노사협의회를 유사한 집단으로 가정하여 비교하기는 어렵다. 유노조사업체와 무노조사업체에 대하여 다른 별개의 집단으로 검증하는 것에 대하여 고려해 볼 수 있다. 세 번째, 유노조사업체에서 노동조합의 인사정책과 제도에 대한 관여에 대하여 노사관계에 대한 인식 등 다양한 변수가 중요한 역할을 하지만 이에 대한 통제변수가 미흡하다.

본 연구에서는 인사관리 관련된 정책과 제도를 운용하는 데 있어서 유노조사업체에서는 노동조합과 인사부서의 역할이 종업원의 연령구성에 중요한 역할을 한다는 것을 입증하였다. 앞으로의 연구에서는 본 연구의 모델을 정교화하여 고용주가 인사부서와 근로자대표기구를 조직적으로 적절하게 관리하여 회사를 구성하는 종업원의 특성을 조정하는 방향을 고려하여야 한다.

참 고 문 헌

- 노용진(2016). “노동조합의 고용효과”. 산업관계연구. 제26권 제4호. 113-141.
- 류성민(2013). “인사관리부문의 전략적 역할이 조직성과에 미치는 영향: 전략변화시기를 중심으로”. 경영연구. 제28권 제2호. 243-279.
- 유경준·강창희(2019). “노동조합이 사업체의 고용규모와 성과지표에 미치는 영향”. 경제학연구. 제62권 제4호. 35-65.
- 정재우(2015). “노동조합 고령화와 청년취업자”. 노동리뷰. 제126호. 53-63.
- 최낙혁(2017). “노동조합의 기능: 일자리 만족도와 고용안정에 미치는 영향”. 사회과학연구. 제28권 제2호. 257-280.

ABSTRACT

Investigating the effects of employee representatives' HR involvement and HR department strategic involvement on younger and older employee ratios

Current study examines the interactive effects of employee representatives' HR involvement and strategic role of HR department on ratios of younger and older employees. The sample of the study draws from 2015, 2017, and 2019 workplace panel survey conducted by Korea Labor Institute. Total sample size is 4,584 workplace of which unionized workplace is 1,892 and non-unionized workplace is 2,685. Panel regression analyses showed that employee representatives' involvement in HR programs has negative interactions with HR department strategic involvement in affecting younger and older employee ratios. When categorizing groups with unionized/non-unionized workplace, interactions between labor unions' HR involvement and HR department strategic involvement reduce the younger worker ratios. In non-unionized workplace, employee representatives HR involvement increased older worker ratios. The current study demonstrated the importance of labor union and HR department in managing employee age compositions. To support the recruitment and selection of younger workers, it is critical to strictly plan and implement the roles of labor union and HR department.

Keyword: Employee representative HR involvement, strategic role of HR department, workplace panel survey, younger and older worker employee ratios.

하도급거래비중과 인사관리유형 및 혁신 사이의 종단적 관계

이 동 진*

글로벌화된 시장과 급속한 기술변화로 불확실성과 경쟁이 고조됨에 따라 조직유연성이 강조되고 있는 가운데 하도급생산네트워크는 기업 간 사회적 및 경제적 관계를 통해 형성된 섬세한 의사소통체계를 토대로 여러 루틴들이 만들어져 높은 실행능력(capabilities)을 갖는다. 본 연구는 기업 간 협력과 성과를 설명하는 전략적 인사관리이론(SHRM)을 통해 하도급생산네트워크라는 특수한 상황을 예측하고 WPS2015, 2017, 2019를 이용하여 검증하였다. 분석결과, 첫째 단변량잠재성장모델 비교에서 선형변화모델이 무성장 경우보다 설명력이 높았으며 시간흐름에 따라 하도급거래비중은 감소하는 추세가, 내부형인사관리특성은 미세하게 증가하는 양상이 추정되었다. 둘째 하도급거래비중 초기치는 내부형인사관리특성 초기치에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 검증되었다. 시간에 따른 하도급거래비중 변화는 내부형인사관리특성 변화에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 셋째 내부형인사관리특성 초기치는 혁신성과 초기치에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 시간에 따른 내부형인사관리특성 변화는 혁신성과 변화에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 넷째 하도급거래비중 초기치와 내부형인사관리특성 초기치 및 혁신성과 초기치 사이의 완전매개모델은 통계적 유의성이 검증되었다. 시간에 따른 하도급거래비중 변화와 내부형인사관리특성 변화 및 혁신성과 변화 사이의 완전매개모델은 통계적 유의성이 나타났다. 이 검증결과는 하도급거래비중이 확대되더라도 실제로 내부형인사관리가 아니라 시장형특성이 늘어나는데 그 결과 단기적 혁신성과는 감소하나 시간흐름에 따른 장기적 혁신성과는 증가하게 된다는 점을 시사한다. 향후연구는 기업 간 협력과 성과를 설명하는 경험이론들을 세심히 고려한 균형적 시각을 통해 하도급생산네트워크를 면밀히 관찰하고 충분한 상황들에 대한 실증분석이 필요하다.

주요용어 : 하도급거래비중, 내부형인사관리특성, 혁신, 다변량잠재성장모델링(MLGM)

1. 들어가는 글

글로벌화와 급속한 기술변화로 고조된 불확실성과 경쟁은 경영자들로 하여금 위험분산과 경영재량권을 늘리기 위한 일환으로 조직규모를 확대하는 동기를 만들 수 있는데 그 현상 중 하나는 하도급생산네트워크가 공고화되고 있는 측면이다(이동진, 2020). 글로벌 자유시장경제에서도 계속되는 하도급생산네트워크 확대는 원·하청기업 간 지속적 협업을 통한 공동학습투자로부터 혜택들을 얻을 수 있기 때문이다. 즉 사회적 및 경제적 관계를 통해 축적된 서로 간 경험과 기억은 협력네트워크 내 근로자들 사이에 섬세한 의사소통체계를 형성하게 하고 이를 토대로 여러 루틴들이 만들어져 조직의 실행능력(capabilities)을 높인다. 이렇듯 하도급생산시스템이 여러 산업에 걸쳐 광범위하게 존재하는 이유는 기업 간 지속적 사회관계가 형성되는 기회가 제공되며(Granovetter, 1985) 이에 의해 지역 중소기업이 개별적 학습에 의존하지 않고 대·중소기업 간 정보공유를 토대로 조직적 학습을 통해 기술능력을 향상시킬 수 있기 때문이다(홍장표, 2006; Ernst & Kim, 2002).

* 한국기술교육대 산업경영학부 강사

하도급생산네트워크에 대한 연구는 제도경제학 및 기업생태학 접근을 통해 기업 간 협력과 성과 차이를 객관적으로 설명해 오다가 최근 능동주의(activism) 시각에서 자원기반이론(RBV)이 인사관리에 접목된 전략적 인사관리(SHRM)의 실행수준에서 비롯되는 것으로 분석(해석)되고 있다. 전략적 인사관리에서 세련된 인사아키텍처 구축은 최고실천관행(best practice)의 도입을 넘어서 적합(fit)을 이루고 있는 기업으로 보는데 하도급생산네트워크의 인사관리 능력 역시 상황-구성형태적 적합(contingent-configuration fit) 정도로 가늠될 수 있다. Becker & Gerhart(1996)는 종업원 당 시장가치가 세련된 인사아키텍처가 구축될 때 시너지 창출로 인해 곡선형태의 상승을 이루는 것으로 설명한다. 그러나 현실적으로 기업성과 분포는 정규분포로 나타나며 아웃라이어(outliers) 기업에 해당되는 세련된 인사아키텍처를 구축하고 있는 기업은 그리 많지 않다(이동진·이종진, 2022).

이렇듯 전략적 인사관리(SHRM)는 실제 기업들의 인사아키텍처 구축 정도가 이론에서 강조하고 있는 엄격한 실천수준까지 못 미치는 지행불일치 즉 규범이론과 실증이론이 서로 분리되는 문제가 발생된다. 더욱이 실증연구에서 귀납주의 문제점으로 지적되고 사실 관찰에 영향을 미치는 여러 경쟁이론들과 다양한 상황변화에 대한 충분한 고려는 하도급기업에 대한 경험적 분석에서 이루어질 필요가 있다. 즉 기업 간 협력과 성과를 설명하는 통합이론 개발을 위해 제도경제학의 거래비용이론(TCE)에서 가정하는 기회주의적 인간뿐만 아니라 사회학 및 윤리학에서 관심을 갖는 협력할 줄 알며 맡은 바 임무와 도덕적 책임을 다하는 인간의 모습을 전제하는 전략적 인사관리(SHRM)를 하도급거래라는 특수한 상황에서 실증검토할 필요가 있다.

이에 따라 본 연구는 하도급거래 비중에 따라 원·하청기업의 혁신성과를 개선시키는 인사관리유형을 발굴하기 위해 한국노동연구원(KLI)에서 2015, 17, 19년말 기준으로 조사한 사업체패널조사(WPS2015, WPS2017, WPS2019) 자료를 이용하여 분석하고자 한다. 본 연구의 목적은 다음과 같다. 첫째 하도급생산네트워크의 협력과 성과를 제도경제학(IE)뿐만 아니라 자발론(voluntarism) 또는 능동주의 시각을 함께 담고 있는 전략적 인사관리(SHRM) 차원에서 설명하고자 한다. 둘째 하도급거래비중 상황변화와 원·하청기업이 실행하고 있는 인사관리유형 및 혁신성과 사이의 역동적 관계를 실증함으로써 법칙론적 네트워크(nomological network)를 확대시키고자 한다.

이러한 목적 달성을 위해 선행연구에서 나타나고 있는 위·수탁을 겸하는 원·하청기업의 혁신성과 개선을 위한 인사관리의 원리들을 면밀히 검토하며 이를 토대로 하도급거래상황과 원·하청기업의 인사관리유형 및 혁신성과의 관계를 가설화하고 검증한다. 마지막으로, 검토한 이론과 실증분석 결과를 바탕으로 원·하청기업의 인사관리에 관한 시사점과 향후연구방향을 제시한다.

II. 이론적 배경 및 가설

1. 하도급생산네트워크의 협력과 성과

기업 간 협력과 성과에 대한 서술이론(descriptive theory)은 몇몇이 있는데 하도급생산네트워크

를 기회주의행위를 낮추기 위한 계약으로 보는 거래비용이론과 수직적 분업구조로 보는 대리인이론으로 대표되는 제도경제학(IE) 관점과 파트너기업들 간 한 방향화를 이루는 기업공동체로 취급하는 기업생태이론(business ecosystem)을 꼽을 수 있다. 한편 전략경영은 주지하는 대로 규범영역에 속하며 경영자의 의사결정과 기업성과를 개선시키기 위해 존재한다(Masten, 1993). 가령 자원기준이론(RBV)은 기업 간 협력을 조직의 독특하고 가치있는 자원을 구축하기 위한 경영자의 선택으로 보는데 이 시각이 전통적 인사관리와 결합됨에 따라 등장한 전략적 인사관리(SHRM)는 규범모델(normative model)로 기업의 세련된 인사아키텍처(HR architecture) 구축을 강조한다.¹⁾ 계속해서 전략적 인사관리(SHRM)는 엄격한 실천(oughtness)을 강조하는 이해관계자이론과 절충된 전략적 파트너십 지향 인사관리이론으로 확대되기에 이르렀다(Jackson & Schuler, 2006). 즉 기업의 다양한 이해관계자집단 중 협력업체와 종업원을 세심하게 고려한 세련된 인사관리의 실천은 그 밖의 이해관계자집단인 주주, 고객 및 사회의 이해와 관련된 영업이익률, 품질 및 혁신을 모두에게 선사한다는 규범 및 서술이론이다.

2. 하도급거래비중과 인사관리유형

하도급기업은 시장을 독자적으로 개척하고 제품이나 기술도 자신의 주관으로 개발해야 하는 시장판매기업과는 달리 구매 대기업과의 협력 속에서 제품기술과 공정기술을 획득하고 판매처도 대기업에 의존하고 있다(송영조·홍장표, 2017). 하도급생산네트워크는 원·하청기업 간 경쟁에 초점을 두는 자원의존이론(RDT)뿐만 아니라 서로 간 협력이 보다 강한 경쟁력과 희소한 자원 확보에 적합한 기업행동이라고 보는 자원기준이론(RVB)을 통해서도 설명될 수 있다. 가령 Moore(1993)는 기업생태시스템 사례로 Apple, IBM, Ford, Wal-Mart, Merck社가 모두 리더기업들로서 보다 완전한 제품 및 서비스 제공을 위해 다양한 이해관계집단들에게 비전을 제시하는 협력적 역할수행뿐만 아니라 높은 교섭력을 유지하는 경쟁과제를 동시에 수행하고 있는 것으로 분석하였다. 더욱이 하도급생산네트워크는 기업 간 지속적 거래관계 형성으로 인한 위험분담을 통해 혁신투자가 촉진되는데(Hagedoorn & Schakenraad, 1994) 이에 대해서 홍장표(2006)는 하도급거래기업이 시장판매기업에 비해 혁신성도가 더 높을 뿐만 아니라 그 성과가 하도급거래비중 확대로부터 정(+의 영향을 받는 것으로 분석하였다.

언급한 대로 전략적 파트너십 지향 인사관리(Jackson & Schuler, 2006)는 전략적 파트너들로 협력업체에 대한 지원과 종업원들에 대한 장기육성 및 개발 지향 인사제도를 제공할수록 주주, 고객 및 사회에게 영업이익률, 품질 및 혁신을 포함한 다양한 혜택을 선사하게 된다고 설명한다. 실제로 한국노동연구원(2018) 조사에 따르면 글로벌기업으로 평가받고 있는 원청기업들의 협력업체에 대한 지원 즉 상생펀드, 협력사채용한마당, 협력업체 신입사원 교육지원, 해외진출협력업체 지원, 협력업체 기술개발 지원 등이 최고실천관행(best practice)으로 여러 업종에 걸쳐 이미 보급되어 있는

1) 규범이론(normative theory)은 사람들이 그들의 성과를 극대화하기 위해 의사결정해야만(ought to)하는 방법을 기술하고 있는데 비해 서술이론(descriptive theory)은 사람들이 실질적으로 결정하는 방식을 묘사한다(Larrick, Nisbett & Morgan, 1993).

것으로 나타났다. 또한, 이동진(2020)은 하도급생산시스템의 인사아키텍처 특성을 분석하였는데 특히 내부형 인사관리특성을 대표하는 교육훈련제도, 직무안정, 성과평가시스템 및 복지후생제도가 발달할수록 공정, 조직 및 마케팅혁신이 잘 이루어지는 것으로 나타났다. 이상의 논의를 바탕으로 다음과 같은 가설을 제시하고자 한다.

- 가설 1a. 기업의 하도급거래비중은 내부형인사관리특성에 정(+)의 영향을 미칠 것이다.
- 가설 1b. 시간흐름에 따른 기업의 하도급거래비중 변화는 내부형인사관리특성 변화에 정(+)의 영향을 미칠 것이다.

3. 인사관리유형과 혁신성과

하도급기업의 기술혁신과 재무성과 및 고용효과는 시장판매기업과 달리 기술협력네트워크 측면에서 차이가 나며 대기업과의 연계강도, 거래의 지속성, 납품경쟁도와 같은 거래관계 특성에 따라 다양하게 나타날 수 있다(김철식·이병훈, 2011; 송영조·홍장표, 2017). 또한, 인사관리 측면에서 조직전략과 고용관계 및 인사제도 사이의 상황-구성형태적 적합(contingent-configurational fit)을 이루는 세련된 인사 아키텍처(HR architecture)가 구축된 기업은 하도급 지위와 별도로 탁월한 조직성과가 유도되면서 지속적 경쟁우위가 확보된다고 가정한다(Lepak & Snell, 1998). 이에 대해 이동진(2020)은 하도급거래유형과 고용형태 및 인사제도의 묶음으로 구성된 인사아키텍처와 혁신 간 회귀관계를 검증하였는데 즉 수탁거래기업이 그렇지 않은 상황에 비해 특히 공정혁신성과가 낮고 직접고용 비정규직 활용비율과 혁신성과 간은 역U자형 관계를 갖으며 교육훈련, 직무안정 성과평가시스템 및 복지후생제도가 발달한 하도급기업일수록 혁신성과가 높은 것으로 분석되었다.

계속해서 이동진·이종건(2022)은 하도급생산네트워크 내에 장기육성 및 개발지향 인사관리제도라는 최고실천관행(best practice) 도입을 넘어서 위탁거래상황과의 적합 즉 상황-구성형태적 적합이 영업이익률에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 분석하였다. 즉 낮은 수준에서 기업의 인사아키텍처 구축은 최고실천관행이 도입되면서 성과가 직선형태로 단조롭게 증가하다가 세련된 수준의 수직적 및 수평적 적합(fit)을 이루면서 시너지가 창출되어 지수함수(exponential function) 형태로 급격하게 증가하는 것으로 설명되는데(Becker & Gerhart, 1996) 현실에서 이렇게 세련된 인사아키텍처를 구축하고 있는 소수 기업들은 정규분포를 이루고 있는 기업성과분포 상에서 아웃라이어들(outliers)에 해당된다. 위의 논의를 바탕으로 다음과 같은 가설을 제시하고자 한다.

- 가설 2a. 하도급생산네트워크의 내부형인사관리특성은 혁신성과에 정(+)의 영향을 미칠 것이다.
- 가설 2b. 시간흐름에 따른 하도급생산네트워크의 내부형인사관리특성 변화는 혁신성과 변화에 정(+)의 영향을 미칠 것이다.

4. 인사관리유형의 완전매개역할

수정된 인적자본이론은 특히 내부충원과 인력개발이 개별 근로자들 간 상호작용을 부추겨 지식, 숙련기술, 능력 및 태도(KSAOs)를 서로 공유하게 만들며 인적자본을 창발(emerging)하게 하고 결국 조직의 실행능력(capabilities)을 증가시킴으로써 사업전략을 고객가치로 전환하는 전략적 성공에 이르게 하는 인사제도로 특히 강조한다(Becker, Huselid & Beatty, 2009). 다시 말해 전략적 인사관리(SHRM)는 이론에서 지시하는(prescribing) 수준의 인사아키텍처 구축이 현실에서 대부분 이루어지지 않는 이론과 실천 간 불일치 문제를 해소하기 위해 조직전략의 이론적 설계뿐만 아니라 실천영역에 속하는 구현을 특히 강조하는데 즉 외부시장과 내부노동시장을 연결하는 성과급을 비중 있게 활용하는 ‘시장형인사관리’를 보완하는 직무안정을 기반으로 내부육성에 초점을 두는 ‘내부형인사관리특성’을 확대함으로써 창발프로세스를 의도적으로 불러일으킨다.

하도급기업은 대기업의 생산네트워크에 참여함으로써 혁신기회를 높일 수 있는데 고객업체와 지속적 거래관계를 맺은 경우 위험분담을 통해 혁신투자가 촉진된다(Hagedoorn & Schakenraad, 1994). 실제로 홍장표(2006)는 하도급거래비중이 큰 기업일수록 혁신성고가 높은 것으로 분석하였을 뿐만 아니라, 이동진·이종건(2022)은 전략적 파트너십 지향 인사관리(managing through strategic partners) 관점에서 이해관계자집단들 중 먼저 협력업체에 대한 지원과 다음으로 종업원들에 대한 장기적 투자가 하도급생산네트워크 내에 특히 리더기업인 위탁사업장일수록 그 밖의 전략적 파트너들인 주주, 고객, 사회의 이해관련 영업이익률과 품질 및 혁신성고에 시너지효과를 발휘하는 것으로 예측 및 검증하였다. 따라서 위의 논의를 바탕으로 다음과 같은 가설을 제시하고자 한다.

가설 3a. 하도급생산네트워크의 내부형인사관리특성은 하도급거래비중과 혁신성고 간 관계를 완전매개할 것이다.

가설 3b. 시간흐름에 따른 하도급생산네트워크의 내부형인사관리특성 변화는 하도급거래비중 변화와 혁신성고 변화 간 관계를 완전매개할 것이다.

III. 실증분석

1. 표본자료특성

본 연구에서는 한국노동연구원(KLI)에서 조사의뢰하여 수집된 ‘사업체패널조사(WPS2015, WPS2017, WPS2019)’ 자료가 사용되었다. 이 자료에 대한 조사는 각각 2015년, 2017년 및 2019년 7월 중순부터 6개월간 이루어졌으며 응답시점은 동년 12월로 하고 있다. 이 세 시점에서의 자료는 농림어업 및 광업을 제외한 상용근로자 30인 이상 사업장이 포함되었으며 최종적으로 WPS2015

3,431개, WPS2017 2,868개 WPS2019 2,795개 사업장 자료가 수집되었다.

2. 변수측정

하도급거래비중은 WPS자료에서 “작년 한 해 동안 귀사업장의 하도급거래 비중은 전체 매출액 대비 어느 정도나 됩니까?”의 설문문항을 이용하여 5점척도(1 = 25% 미만, 2 = 25-49%, 3 = 50-74%, 4 = 75-99%, 5 = 100%)로 측정하였다.

인사관리특성은 시장형 對 내부형으로 구분될 수 있는데(Delery & Doty, 1996) 즉 ‘인사관리의 일차적 목표는 가능한 고정적 인건비 절감 對 기업에 대한 충성심과 애착 제고’, ‘필요한 자격을 갖춘 사람을 외부에서 충원하고 불필요 시 해고 對 장기고용을 통해 내부 육성’, ‘가능한 많은 비정규 직근로자 활용 對 정규직근로자 주로 활용’, ‘인사관리는 개인의 성과/업적을 기준으로 운영 對 팀워크를 기준으로 운영’, ‘인사관리는 근로자의 단기적 성과/업적을 최대한 높이려는 방향으로 운영 對 장기적 육성과 개발을 위한 방향으로 운영’ 설문문항을 이용하여 5점척도(3점을 기준으로 가깝다고 생각하는 쪽 선택)로 측정하였다.

혁신성과는 ‘제품/서비스 상품 혁신’(1 = 있다, 0 = 없다), ‘공정/프로세스 혁신’(1 = 있다, 0 = 없다), ‘조직혁신’(1 = 있다, 0 = 없다), ‘마케팅 혁신’(1 = 있다, 0 = 없다) 설문문항을 이용한 측정치들을 더한 5점 합산척도가 사용되었다.

본 연구는 김철식·이병훈(2011), 송영조·홍장표(2017), 이동진(2020), 이동진·이종건(2022), 한국노동연구원(2018)에 근거하여 하도급기업의 인사관리특성과 혁신성과에 영향을 미칠 것으로 예상되는 주요 변수들로 위탁거래상황, 업종, 조직규모(종업원수), 산업구조, 시장수요특성, 사업장설립역사(업력), 노조유무, 직접고용비정규직비율, 파견근로자비율, 하청용역근로자비율을 통제하였다.

3. 기술통계 및 상관관계 분석

본 연구에 포함된 변수들의 측정치들에 대한 기술통계 및 상관관계 분석결과는 <표 1>에 제시되었으며 그 특징은 다음과 같다. 첫째 본 연구에서 고려하는 세 시점별 하도급거래비중($r_s = .63 \sim .80, p < .01$), 인사관리유형($r_s = .29 \sim .39, p < .01$) 및 혁신성과($r_s = .50 \sim .72, p < .01$) 내에서 안정성을 보여주는 것으로 분석되었는데 이는 시간에 따라 관련된 체계적 활동이 이루어졌기 때문인 것으로 해석된다. 둘째 시간에 따른 하도급거래비중과 인사관리유형 간 상관관계($r_s = -.13 \sim -.28, p < .05$ 또는 $.01$), 인사관리유형과 혁신성과 간 상관관계($r = .08, p < .05$)는 세 시점별 하도급거래비중, 인사관리유형 및 혁신성과 내에서 상관관계와 달리 부(-)의 상관 분포도 나타났는데 이는 세 변수가 서로 다른 방향의 상호작용이 있는 결과를 뜻한다. 마지막으로, 통제변수는 제조업과 직접고용비정규직비율 간 상관관계($r = -.23, p < .01$), ln전체근로자수와 ln업력 간 상관관계($r = .33, p < .01$), ln전체근로자수와 노조기업 간 상관관계($r = .50, p < .01$), ln업력과 노조기업 간 상관관계($r = .34, p < .01$)에서 통계적 유의성을 보이면서 상대적으로 높은 계수가 분석되었다.

<표 1> 기술통계 분석결과 및 변수 간 원상관행렬

	평균	표준 편차	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
(1)	.50	.50	1																	
(2)	.60	.49	-.11**	1																
(3)	4.83	1.26	.13**	-.08*	1															
(4)	3.90	.81	-.03	-.09*	.09*	1														
(5)	2.88	.97	-.05	-.03	.14**	.01	1													
(6)	3.14	.56	.16**	.00	.33**	.08*	-.00	1												
(7)	.29	.45	.18**	.08*	.50**	.03	.02	.34**	1											
(8)	7.24	18.76	-.10*	-.23**	.13**	.09*	.03	-.02	-.08*	1										
(9)	3.52	47.86	-.03	-.06	-.03	.01	-.03	-.03	-.02	.02	1									
(10)	12.08	73.39	.08*	-.02	-.03	-.04	-.02	.08*	.04	-.03	-.01	1								
(11)	3.28	1.26	.10	-.03	-.11	-.18**	.04	-.28**	-.15*	.12*	.13*	-.01	1							
(12)	2.94	1.38	-.04	-.02	-.18*	-.08	.05	-.19**	-.17*	.13	-.04	-.02	.63**	1						
(13)	2.81	1.42	a	-.10	-.10	-.13*	-.01	-.17**	-.12*	.19**	-.03	-.01	.66**	.80**	1					
(14)	3.42	.59	a	-.02	.11**	-.01	.00	.14**	.08*	-.04	-.01	-.04	-.21**	-.14	-.13*	1				
(15)	3.38	.67	a	.03	.06	-.04	-.06	.06	.03	-.04	-.00	-.12**	-.09	-.10	.04	.31**	1			
(16)	3.51	.73	-.10*	.14**	.01	-.03	.01	.04	.00	-.05	-.02	-.08*	-.16*	-.09	-.28**	.29**	.39**	1		
(17)	1.01	1.31	.09*	.07	.22**	.15**	.02	.11**	.18**	-.07	.03	-.01	-.13*	-.18**	-.25**	-.05	.08	.07	1	
(18)	.94	1.29	.06	.07	.23**	.16**	.00	.14**	.14**	-.07	.03	-.02	-.12	-.26**	-.26**	-.03	.07	.06	.72**	1
(19)	1.00	1.40	.06	.12**	.24**	.12**	.04	.15**	.18**	-.12**	-.03	.02	-.12*	-.26**	-.30**	.05	.07	.08*	.50**	.51**

주 1. * $p < .05$, ** $p < .01$ (양측검정)

주 2. (1) 위탁거래19, (2) 제조업19, (3) ln전체근로자수19, (4) 시장경쟁정도19, (5) 시장수요19, (6) ln업력19, (7) 노조19, (8) 직접고용비정규직비율19, (9) 파견근로자비율19, (10) 하청용역근로자비율19, (11) 하도급거래비중15, (12) 하도급거래비중17, (13) 하도급거래비중19, (14) 내부형인사관리유형15, (15) 내부형인사관리유형17, (16) 내부형인사관리유형19, (17) 혁신15, (18) 혁신17, (19) 혁신19

주 3. a 상호배타적 변수 간의 관계로 상관관계가 추정되지 않았음.

4. 가설검정

본 연구는 하도급거래비중과 인사관리유형 및 혁신성과 사이의 관계를 다변량잠재성장모델링(multiple indicator latent growth modeling: MLGM)을 토대로 하여 종단분석하였으며 가설검정은 AMOS 23.0이 사용되었다. 시간흐름에 따른 하도급거래비중, 인사관리유형 및 혁신성과 각각의 변화양상을 분석한 결과는 <표 2>에 해당되며 이들 변수들 사이의 관계를 종단분석한 결과는 <표 3>에 제시되었다.

먼저 시간흐름에 따른 하도급거래비중과 인사관리유형 및 혁신성과의 변화양상을 각각 분석 및 비교한 결과(<표 2> 참조), χ^2/df 는 통상적으로 5.0이하(Wheaton, Muthen, Alwin & Summers, 1977)를 적절한(adequate) 적합을 보이는 것으로 판정할 수 있는데 선형변화모델은 무성장 경우에 비해 개선된 판정값으로 계산되나 적절한 적합기준을 벗어난다. 한편 RMSEA는 .05이하이면 양호한(good) 적합도, .08이하이면 괜찮은(reasonable) 적합도를 나타내며 .10미만이면 수용할만한(acceptable) 모델로 평가될 수 있는데(이순목, 2000; Bronwe & Cudeck, 1993) 혁신성과의 경우 무성장모델은 괜찮은 수준인 반면에 선형변화모델은 이보다 개선된 양호한 적합을 표본자료와 이루는 것으로 판정된다. 계속해서 CFI는 .90이상을 양호한 적합도 기준으로 보는데(이순목, 2000; Bentler, 1990) 세 변수 모두 각각 무성장의 경우에 비해 선형변화모델에서 개선된 계산값이 나타

났으며 특히 내부형인사관리유형과 혁신성과의 선형변화모델은 표본자료와 양호한 합치를 보이는 것으로 판정된다. 하도급거래비중은 $p < .01$ 수준에서 조사시점에 따라 감소할 뿐 아니라 사업장별 차이가 존재하는 것으로 검정되었는데 비해 내부형인사관리특성은 $p < .01$ 수준에서 조사시점에 따라 미세하게 증가하면서 사업장별 체계적 변동이 있는 것으로 나타났다. 한편 혁신성과는 시간흐름에 따른 변화가 추정되지 않았으며 사업장별 변화율 사이의 차이는 $p < .01$ 수준에서 있는 것으로 검정되었다.

<표 2> 단변량잠재성장모델 비교

변수	모델	χ^2	df	χ^2/df	RMSEA	CFI	초기치평균(분산)	변화율평균(분산)
하도급거래 비중	무성장	3217.93 **	4	804.48	.453	.000	2.96***(.06***)	
	선형	510.93 **	1	510.93	.361	.511	3.34***(.06***)	-.28***(.01*)
내부형 인사관리특성	무성장	256.09 **	4	64.02	.127	.796	3.40***(.12***)	
	선형	45.07 **	1	45.07	.106	.964	3.38***(.10***)	.02***(.05***)
혁신성과	무성장	50.79 **	4	12.70	.055	.981	.74***(.54***)	
	선형	7.18 **	1	7.18	.040	.998	.73***(.53***)	.01(.07***)

주. * $p < .10$, ** $p < .05$, *** $p < .01$

다음으로 통제변수들을 포함한 하도급거래비중과 내부형인사관리특성 및 혁신성과의 관계를 중단분석결과(<표 3> 참조), 먼저 내부형인사관리특성과 혁신성과에 대한 통제변수의 효과를 살펴보면 다음과 같다. 위탁거래상황은 위·수탁기업 또는 수탁기업(기준집단)에 비해 내부형인사관리특성 변화율이 $p < .10$ 수준에서 통계적으로 유의하게 낮은 것으로 나타났다. 제조업에 속하는 하도급기업은 비제조업의 경우에 비해 $p < .01$ 또는 $.10$ 수준에서 내부형인사관리특성 초기치는 통계적 유의성을 보이면서 더 높게, 혁신성과 변화율은 더 낮게 분석되었다. 계속해서 ln전체근로자수가 많은 하도급사업장일수록 내부형인사관리특성 초기치가 $p < .01$ 수준에서 통계적 유의성을 가지면서 더 높게 검정되었다. 분산된 산업구조 즉 고경쟁시장에 속하는 하도급거래기업일수록 혁신성과 변화율은 증가하는 것으로 나타났으며($p < .01$, $\gamma = .52$) 시장수요가 빠르게 증가하는 상황에 속할수록 내부형인사관리특성 변화율은 더 커지는 것으로 분석되었다($p < .05$, $\gamma = .37$). ln업력 즉 사업장설립역사는 오래된 사업장일수록 $p < .01$ 또는 $.05$ 수준에서 내부형인사관리특성 초기치는 증가하고 변화율은 감소하는 것으로 나타났으며 혁신성과의 초기치와 변화율은 모두 증가하는 것으로 검정되었다. 계속해서 하도급생산네트워크에서 노조기업은 비노조의 경우보다 혁신성과 초기치가 더 높은 것으로 나타났다($p < .10$, $\gamma = .18$). 직접고용비정규직 활용비율이 높은 하도급기업일수록 내부형인사관리특성 초기치는 감소하는 데 비해 혁신성과 초기치는 커지는 것으로 검정되었다($p < .01$, $\gamma = -.27$, $.28$). 마지막으로 하청용역근로자 활용비율이 높은 사업장일수록 내부형인사관리특성 및 혁신성과 초기치 모두 낮아지는 것으로 분석되었다($p < .10$ 또는 $.05$, $\gamma = -.15$, $-.03$).

가설검정을 위해 하도급거래비중과 내부형인사관리특성 및 혁신성과 사이의 중단적 관계에 대한 분석결과는 다음과 같다. 먼저 절편 대 절편 경로(intercept to intercept paths)에 대한 분석결과

(<표 3>, <그림 1> 참조), 첫째 하도급거래비중 초기치는 $p < .01$ 수준에서 내부형인사관리특성 초기치에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다($\gamma_{11} = -.78$). 가설 1a는 기각되었다. 둘째 내부형인사관리특성 초기치는 $p < .01$ 수준에서 혁신성과 초기치에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 검증되었다($\beta_{31} = 1.20$). 가설 2a는 채택되었다. 셋째 예측변수인 하도급거래비중 초기치와 매개변수인 내부형인사관리특성 초기치 및 기준변수인 혁신성과 초기치 사이의 경로계수 모두 통계적 유의성이 검출됨에 따라 가설 3c는 채택되었다.

<표 3> 하도급거래비중과 인사관리유형 및 혁신의 관계에 대한 종단분석

변수		내부형 인사관리유형 초기치 η_1	내부형 인사관리유형 변화율 η_2	혁신성과 초기치 η_3	혁신성과 변화율 η_4
통제	위탁거래	.02	-.30 *	.01	-.09
	제조업	.18 **	-.02	.04	-.33 *
	ln전체근로자수	.27 ***	-.00	-.09	-.15
	시장경쟁	-.01	.09	.08	.52 ***
	시장수요	-.00	.37 **	.07	.32
	ln업력	.40 ***	-.44 **	-.46 ***	-.72 ***
	노조	-.13	.01	.18 *	.13
	직접고용비정규직비율	-.27 ***	-.18	.28 ***	.31
	파견근로자비율	-.11	-.15	.13	.00
	하청용역근로자비율	-.14 *	-.15	-.03 **	.20
예측	하도급거래비중 초기치 ξ_1	-.78 ***	.33		
	하도급거래비중 변화율 ξ_2		-.59 ***		
매개	내부형인사관리유형 초기치 η_1			1.20 ***	.48
	내부형인사관리유형 변화율 η_2				-.69 **
모델 적합 도	χ^2	3647.30			
	df	122			
	GFI	.908			
	AGFI	.857			
	RMSEA	.086			

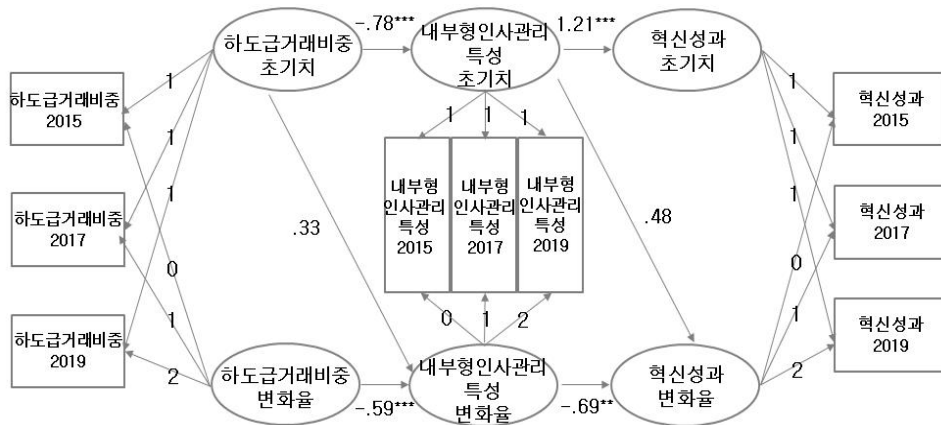
주. *: $p < .10$, **: $p < .05$, ***: $p < .01$

다음으로 본 연구의 실증모델에서 1계 요인(first-order factors) 중 잠재기울기변수들(latent slopes) 사이의 인과관계 즉 기울기 대 기울기 경로(slope to slope paths) 분석결과(<표 3>, <그림 1> 참조), 첫째 시간흐름에 따른 하도급거래비중 변화율은 $p < .01$ 수준에서 내부형인사관리특성 변화율에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다($\gamma_{22} = -.59$). 즉 이는 시간에 따른 하도급거래비중의 확대가 오히려 시장형인사관리특성을 확대시킨다는 의미다. 가설 1b는 기각되었다. 둘째 시간흐

름에 따른 내부형인사관리특성 변화율은 혁신성과 변화율에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 검정되었다($\beta_{42} = -.69$). 가설 2b는 기각되었다. 셋째 시간에 따른 하도급거래비중 변화와 내부형인사관리 특성 변화 및 혁신성과 변화 사이의 완전매개모델은 예측과 매개 및 기준변수 사이의 경로계수 모두에서 통계적 유의성일 검출됨에 따라 가설 3b는 채택되었다.

표본자료에 대한 가설모델의 적합도 검정 또는 관정을 위해 먼저 χ^2 -검정($\chi^2_{122} = 3647.30$)은 $p < .01$ 수준에서 통계적 유의성을 보였으며²⁾ AGFI도 GFI와 마찬가지로 .90 이상이 양호한 적합도 기준인데 이를 근소하게 하회하는 .857로 계산되었으나, GFI는 .908로 양호한(good), RMSEA는 .086으로 .80-.10 사이의 계산값인 수용할만한(acceptable) 정도의 모델적합도를 나타냈다(이동진·이종건, 2021; 이순목, 2000; Browne & Cudeck, 1993). 본 연구의 실증기반 초기치와 변화율 잠재변수 사이의 이론구조는 <그림 1>에 제시되었다.

<그림 1> 실증기반 초기치와 변화율 잠재변수들 사이의 이론구조



주 1. *: $p < .10$, **: $p < .05$, ***: $p < .01$

주 2. 통제변수는 그림에서 생략되었음.

2) 구조방정식모델(SEM)에서 적합도의 χ^2 -검정은 표본공분산행렬과 적합된 공분산행렬 간 불일치 평가에 의해 이루어진다. 즉 귀무가설(H_0): 모집단 공분산행렬(Σ) = 예측된 공분산행렬($\Sigma(\theta)$), 대립가설(H_a): 모집단공분산행렬(Σ) \neq 예측된 공분산행렬($\Sigma(\theta)$)이다. 여기서 표본공분산행렬(S)과 예측된 공분산행렬($\Sigma(\theta)$) 간 불일치 척도에 해당되는 검정통계량(T)이 χ^2 분포를 이루는데, χ^2 검정에서 본 연구와 같이 귀무가설(H_0)이 기각된다는 것은 두 행렬 간 통계적 차이가 있음을 의미한다(이동진·이종건, 2021).

IV. 결론 및 시사점

1. 결과요약 및 시사점

본 연구는 기업 간 협력과 성과를 설명하는 실증이론 개발을 위한 일환으로 인사관리의 시각에서 하도급생산네트워크라는 특수한 상황을 고려하여 하도급거래비중과 내부형인사관리특성 및 혁신성과 사이의 종단적 관계를 검정하였다. 분석결과를 종합해 보면 다음과 같다. 첫째 단변량잠재성장모델 비교에서 선형변화모델이 무성장 경우보다 설명력이 높았으며 시간흐름에 따라 하도급거래비중은 감소하는 변화양상이, 내부형인사관리특성은 미세하게 증가하는 변화추세가 추정되었다. 둘째 하도급거래비중 초기치는 내부형인사관리특성 초기치에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 검정되었다. 시간에 따른 하도급거래비중 변화는 내부형인사관리특성 변화에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 셋째 내부형인사관리특성 초기치는 혁신성과 초기치에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 즉 가설2a는 채택되었다. 시간에 따른 내부형인사관리특성 변화는 혁신성과 변화에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 넷째 하도급거래비중 초기치와 내부형인사관리특성 초기치 및 혁신성과 초기치 사이의 완전매개모델은 통계적 유의성이 검출되었다. 가설3a는 채택되었다. 시간에 따른 하도급거래비중 변화와 내부형인사관리특성 변화 및 혁신성과 변화 사이의 완전매개모델은 통계적 유의성이 나타났다. 가설3b는 채택되었다. 더욱이 하도급거래비중과 내부형인사관리특성 및 혁신성과 사이의 이론구조는 GFI(=.908)와 RMSEA(=.086)를 기준으로 표본자료인 WPS2015, 2017, 2019에 양호한 또는 수용할만한 정도의 적합도를 보인 것으로 판단된다.

본 연구의 분석결과를 바탕으로 다음과 같은 의의와 시사점을 도출할 수 있다. 먼저, 글로벌화 이후에도 하도급생산네트워크가 광범위하게 확산되는 이유는 원·하청기업 간 지속적 사회관계 형성을 통해 얻을 수 있는 혜택들이 있기 때문이다. 즉 기업 간 섬세한 의사소통체계 형성을 토대로 협업과정에서 여러 루틴들이 만들어져 생산네트워크 내 기업들의 실행능력을 높이며 위험분담을 통해 혁신투자자 촉진된다는 것이다. 이렇게 엄연히 존재하는 하도급거래시장이 보다 공정하고 효율적으로 구축되기 위해 하도급생산네트워크의 섬세한 인사관리의 실천이 필요한데 전략적 인사관리(SHRM)는 실제 기업들의 인사아키텍처 구축 정도가 이론에서 강조하고 있는 엄격한 실천수준까지 못 미치는 지행불일치 즉 규범이론과 실증이론이 서로 분리되는 고질적 문제가 있다. 본 연구는 하도급생산네트워크의 인사관리에 관한 규범 및 서술이론을 실증이론으로 확대하기 위한 일환으로 인사관리유형의 틀에서 하도급거래라는 특수한 상황들을 고려하여 혁신성과와의 이론적 관계를 종단자료를 이용하여 실증분석하고 있는 데 그 의의가 있다.

둘째, 기업행동패턴은 산업경제학(OE)(또는 제도경제학(IE)) 관점의 경우 자유시장에서 생존을 위해 기회주의로 인해 발생하는 거래비용의 최소화 시도로 설명되는 반면에 자원기준이론(RBV)은 다소 부족한 자원 가령 기업명성, 경영진의 경험과 노하우 및 유연성을 극복함으로써 성장을 이끌어내는 노력으로 설명된다. 즉 이 서로 다른 시각은 과학이 아닌 철학적 문제로 인간본성에 대한 기본가정의 차이에서 비롯되는데 전자는 결정론(determinism)이며 후자는 인간의 자유와 책임을

인정하는 자발론(voluntarism) 혹은 능동주의(activism)에 해당된다. 본 연구의 분석결과는 글로벌 자유시장경제에서 불확실성과 위협에 대한 대비로 기업의 유연성을 강하게 압박하고 있는 바 능동주의보다 결정론 시각에 따라 하도급생산네트워크 내에 하도급거래비중이 확대되더라도 실제로 내부형인사관리가 아니라 시장형특성이 증가되고 있는데 이렇게 되면 단기적 혁신성과에 부정적이나 시간흐름에 따른 장기적 혁신성과 변화에는 오히려 긍정적이게 된다는 점을 시사한다.

마지막으로, 언급한 대로 전략적 인사관리(SHRM)는 이론적으로 세련된 인사아키텍처 구축을 강조하고 있으나 현실적으로 최고실천관행(best practice) 도입을 넘어서 외적 및 내적 적합(external & internal fit) 수준까지 구축하고 있는 기업은 소수에 지나지 않는다. 즉 전략적 인사관리(SHRM)의 지시(규범) 및 서술이론 對 실증이론 간 서로 분리되는(decoupling) 고질적 문제가 있다. 본 연구는 사회적 및 경제적 결사체인 동시에 교육기관의 역할도 담당해야 하는 기업에서 기회주의적 모습뿐만 아니라 다른 사람들과의 협력과 사회적 책임을 다 할 줄 아는 건전한 시민성이 육성되기 위해서는 엄격한 실천을 강조하는 전략적 인사관리(SHRM)의 규범이론이 실증이론으로 확대되고 통합되어야 한다는 점을 시사한다.

2. 연구의 한계 및 제언

본 연구는 일정한 한계를 안고 있기 때문에 결과의 해석에 유의할 필요가 있으며 이러한 한계를 극복하기 위한 후속연구들이 이루어질 필요가 있다. 먼저 내부형인사관리특성에 대한 측정의 문제점을 지적하지 않을 수 없다. 즉 인사관리유형을 단일요인으로 한 쪽 端은 내부형인 반면에 다른 쪽 端은 시장형으로 가정하였는데 실제로 기업은 시장형과 내부형이 공존하는 이요인일 수도 있다. 둘째 실증모델에 포함된 변수가 제한적이라는 점도 지적해야만 할 것이다. 특히 혁신성과만을 기준변수로 삼았는데 다양한 이해관계자집단들로 주주와 고객 및 종업원들이 관심을 갖는 영업이익률과 품질 및 경쟁력은 포함되지 않았다. 또한, 하도급생산네트워크에 결정적으로 영향을 미칠 수 있는 정책 환경에 대한 고려는 이루어지지 않았다. 마지막으로, 하도급생산네트워크 내에 원·하청 직원들 사이의 상호작용이 기업수준의 인사관리와 성과에 영향을 미칠 수 있는데 기업수준의 변수들 사이의 단층적 관계에 대한 실증적 검토에만 그치고 있다.

따라서 향후연구에서는 첫째, 하도급생산네트워크 내에 기업의 인사아키텍처 對 개인의 인식과 태도 및 행위의 사이의 관계를 다층적으로 검토해야 한다. 둘째 하도급생산시스템에 적합한 통합적 인사이론 개발을 위해서 다양한 인사관리유형을 다요인차원에서 각각 측정하여 종합적 분석이 이루어져야 한다. 셋째 계량분석에서 처리할 수 있는 변수들의 제한을 극복하기 위해 질적 분석방법(ethnographic interview)을 이용하여 위·수탁기업의 인사제도 전반과 조직성과 사이의 프로세스를 체계적으로 설명하는 해석학적 접근이 이루어져야 한다. 마지막으로 건전하고 효율적 하도급거래시장 형성을 위해 민간기업 스스로의 노력 못지않게 정부의 역할도 중요한 만큼 체계적 민관협조방식(public-private partnership)이 이루어질 수 있도록 민간영역의 인사관리와 적합(fit)을 이루는 대·중소기업 협력 상생방안과 정책에 대한 거대 질적 담론이 전개될 필요가 있다.

참 고 문 헌

- 김철식·이병훈 (2011). 하도급 구조와 노동시장 불평등에 관한 연구, *한국사회학*, 45(2): 1-24.
- 송영조·홍장표 (2017). 하도급기업의 거래관계 특성이 혁신성과에 미치는 영향, *산업경제연구*, 30(3): 1051-1074.
- 이동진 (2020). 하도급생산시스템 성과의 영향요인: 인사관리특성, *노동정책연구*, 20(3): 1-26.
- 이동진·이종건 (2021). 근로자대표기구를 통한 참여의식과 일자리의 숙련기술적합도 및 만족도 사이의 종단적 관계, *조직과 인사관리연구*, 45(3): 127-152.
- 이동진·이종건 (2022). 전략적 파트너십 지향 인사관리에 대한 연구, *산업관계연구*, 34(1) 출간예정.
- 이순목 (2000). *요인분석의 기초*, 교육과학사.
- 한국노동연구원(2018). *원하청 임금격차 및 상생협력방안*, 고용노동부.
- 홍장표(2006). 하도급네트워크를 통한 기업간 기술협력과 혁신성과, *중소기업연구*, 28(4): 95-116.
- Becker, B. E., & Gerhart, B. (1996), The impact of human resource management on organizational performance: Progress and prospects, *Academy of Management Journal*, 39(4): 779-801.
- Becker, B. E., Huselid, M. A., & Beatty, R. W. (2009), *The differentiated workforce: Transforming talent into strategic impact*. Harvard Business Press.
- Bentler, P. M. (1990), Comparative fit indexes in structural models, *Psychological Bulletin*, 107(2): 238-246.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993), Alternative ways of assessing model fit, In Bollen, K. A. & Long, J. S. (Eds.), *Testing structural equation models*, Sage.
- Delery, J. E., & Doty, D. H. (1996), Modes of theorizing in strategic human resource management: Tests of universalistic, contingency, and configurational performance predictions, *Academy of Management Journal*, 39(4): 802-835.
- Ernst, D., & Kim, L. (2002), Global production networks, knowledge diffusion, and local capability formation, *Research Policy*, 31(8-9): 1417-1429.
- Masten, S. E. (1993), Transaction costs, mistakes, and performance: Assessing the importance of governance, *Managerial and Decision Economics*, 14: 119-129.
- Granovetter, M. (1985), Economic action and social structure: The problem of embeddedness, *American Journal of Sociology*, 91(3): 481-510.
- Hagedoorn, J., & Schakenraad, J. (1994), The effect of strategic alliances on company performance, *Strategic Management Journal*, 15(4): 291-309.
- Jackson, S. E., & Schuler, R. S. (2006), *Managing human resource through strategic partnership*, Thompson South-Western.
- Larrick, R. P., Nisbett, R. E., & Morgan, J. N. (1993), Who uses the cost-benefit rules of

- choice? Implications for the normative status of microeconomic theory, *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 56: 331-347.
- Lepak, D. P., & Snell, S. A. (1999), The human resource architecture: Toward a theory of human capital allocation and development, *Academy of Management Review*, 24(1): 31-48.
- Moore, J. F. (1993), Predators and prey: A new ecology of competition, *Harvard Business Review*, 71(3): 75-86.
- Wheaton, B., Muthen, B., Alwin, D. E., & Summers, G. E. (1977). Assessing reliability and stability in panel models, In Heise, D. R. (Eds.), *Sociological Methodology*. San Francisco: Jossey-Bass.



세션 02

자동화

사회자 : 배규식(경제사회노동위원회)

- ◆ 중소기업 내 스마트기술의 경영성과 효과
노용진(서울과학기술대학교), 노세리(한국노동연구원) 173
- ◆ 스마트공장과 노동수요의 변화
이창근(KDI School) 197
- ◆ 자동화 도입수준이 직종별 근로자의 업무량에 미치는 영향: 자동화의 도입목적에 따른 탐색적 연구
박지성(충남대학교), 옥지호(강원대학교) 211

중소기업 내 스마트기술의 경영성과 효과

노 용 진* · 노 세 리**

이 연구는 『사업체패널조사』 2019년 자료를 이용해서 우리나라 중소기업들에서 스마트기술이 기업의 경영성과에 어떤 영향을 미치는지, 그리고 스마트기술의 경영성과를 높이기 위한 요건들이 무엇인지에 관해서 실증 분석을 시도하였다. 본 연구는 이론적 추론을 통해서 스마트기술의 경영성과 효과를 조절하는 요소들에 관해서 다음과 같은 가설들을 설정하였다. (1) 상황적 요인들로서 공정의 표준화와 대량생산방식이 스마트공장의 경영성과 효과를 긍정적으로 조절하고, 원청기업의 수는 부정적인 조절효과를 보일 것이다, (2) 주체적 요인들로서 엔지니어 수와 고속된 생산기능직 근로자의 비율이 스마트공장의 경영성과 효과를 긍정적으로 조절하고, 인력부족률은 부정적인 조절효과를 보일 것이다, (3) 일터혁신 요소로서 근로자 참여 기반 혁신활동, 교육훈련 시간, 성과급 등이 스마트공장의 경영성과 효과를 긍정적으로 조절할 것이다. 본 연구에서 사용한 회귀모형은 Cobb-Douglass 생산함수에 기초해서 도출되었다. 회귀모형의 종속변수는 1인당 부가가치이고, OLS로 추정하였다. 분석 결과는 스마트공장은 경영성과에 긍정적인 영향을 미치고 있음을 입증하지 못하고 있다. 그와 동시에 본 연구의 분석 결과는 공정표준화(+), 대량생산방식(+), 원청기업의 수(-), 고근속 생산기능직 근로자 비율(+), 교육훈련시간(+) 등이 스마트공장의 경영성과 효과에 통계적으로 유의한 조절효과를 보이고 있으며, 근로자 참여 기반 혁신활동도 스마트공장의 경영성과 효과에 약하게나마 통계적으로 유의한 양(+의 영향을 미치고 있음을 시사하고 있다. 마지막으로 본 연구는 실증분석 결과들을 요약정리하고 정책적 시사점을 논의하였다.

주요용어 : 스마트공장, 경영성과, 노동생산성, 일터혁신, 상황적 조건, 중소기업

1. 머리말

정보통신기술과 정보지능기술의 발전과 함께 제조공장의 스마트화에 대한 관심이 높다. 스마트 기술이 제조 현장의 정보들을 투명하게 확보하고 그 정보들을 기반으로 제조공장에 자동 제어 기능을 넣고 공정간 시스템화를 추진함으로써 노동생산성과 품질, 납기 등을 획기적으로 개선할 수 있다는 기대를 모으고 있기 때문이다. 중국이나 인도 등 저임금 기반 신흥 강국들의 등장으로 우리나라 제조업이 경쟁력 위기에 빠질 위험이 증가하고 있는 상황에서 지속 가능한 경쟁력을 만들어낼 수 있는 현실적인 방안으로서 스마트기술이 주목을 받고 있는 것이다. 특히 중소기업들은 중국 등으로부터의 국제적 경쟁 압박에 더욱 취약한 상태에 있으며, 그 밖에도 그 동안 오랜 기간 동안 만성적으로 경험하고 있는 인력부족과 인력의 고령화, 최근 몇 년 동안의 근로시간 단축과

* 서울과학기술대학교 경영학과 교수

** 한국노동연구원 부연구위원

최저임금의 급등 등 제도적 환경의 변화에 따른 인력부족의 심화와 인건비 증가 등의 문제들을 떠안고 있기 때문에 스마트기술의 활용이 더욱 많이 요구받고 있다. 이런 문제의식에서 정부도 중소기업의 스마트공장을 확산시키기 위한 정책을 지속해오고 있다.

이런 필요성에도 불구하고 중소기업은 스마트공장을 효과적으로 운영하기 어려운 조건들을 가지고 있을 가능성이 높다(노용진·박경원, 2020). 중소기업의 스마트기술 운영 역량이 낮을 뿐 아니라 중소기업의 낮은 시장 장악력으로 시장에 휘둘릴 가능성이 높아서 스마트공장을 안정적으로 운영하기도 어렵기 때문이다. 그와 함께 중소제조업에서 스마트공장이 기업의 경영성과를 높이고 있다는 실증적 근거도 확인되지 않고 있다. 지금까지 확인된 스마트공장의 경영성과 효과에 대한 실증분석으로는 이 영면 외(2020)가 있는데, 거기에서는 스마트공장의 경영성과 효과에 대한 추정치가 대부분의 회귀모형들에서 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 보이지 않고 있다. 다만, 이 연구의 설문조사 자료는 정부의 스마트공장보급사업 지원을 받은 중소기업들을 기본으로 하고 거기에 매칭되는 스마트공장 비도입 중소기업들을 표본으로 삼았기 때문에 표본의 대표성 문제가 제기될 수 있다. 이런 점에서 대표성 있는 데이터를 이용해서 스마트공장의 경영성과 효과가 긍정적인지를 확인해 볼 필요성도 제기되고 있으며, 나아가 중소기업의 스마트공장 효과성을 높이는 방안을 찾아볼 필요성이 제기되고 있다.

이상의 문제의식에서 본 연구는 다음의 두 가지 연구목적들을 가지고 진행되었다. 첫째로, 전국적 대표성을 가지고 있는 사업체패널조사를 사용해서 중소기업의 스마트기술이 경영성과 효과를 내는지를 추정해보고자 한다. 둘째로, 중소기업 내 스마트기술의 경영성과 효과성을 높이는 요인들이 무엇인지를 실증적으로 분석해보고자 한다. 그 중 첫 번째 연구목적은 중소기업 내 스마트공장의 효과성이 존재하는지를 확인하는 정도의 작업이기 때문에 본 연구의 주된 목적은 후자에 두고자 한다. 후자의 연구목적과 관련해서 중소기업 내 스마트공장의 경영성과 효과를 높이는 것들로서 본 연구가 주목하고 있는 요인들은 직무의 특성과 생산방식, 시장적 조건 등 상황적 조건, 인적 특성, 근로자 참여와 인사관리 관행 등 일터혁신 등이다.

본 연구의 결과는 스마트공장과 상황적 조건 사이의 정합성, 스마트공장과 일터혁신의 통합적 접근 등에 관한 이론적 근거들을 제공할 수 있기 때문에 학술적 가치가 충분하게 존재한다고 주장하고 싶다. 더구나 스마트공장의 효과성을 높이는 요인들에 관한 선행연구들을 찾을 수 없어서 본 연구가 순수하게 이론적 추론을 통해서 스마트공장의 효과성을 높이는 요인들을 도출하고 있다는 점에서도 본 연구의 이론적 가치는 충분하게 존재하고 있다. 그와 함께 스마트공장의 경영성과 효과성을 높이기 위한 조건들에 대한 실증분석 결과들은 스마트공장의 경영성과 효과성을 높이기 위한 방안을 찾는 데 기초 자료로 사용할 수 있기 때문에 본 연구는 정책적으로도 의미 있는 작업이라고 볼 수 있다.

본 연구의 나머지 절들은 다음과 같이 구성되어 있다. 제 2 절에서는 스마트기술과 스마트공장의 운영 등에 관한 이론적 논의를 통해서 본 연구의 연구 가설들과 연구모형 등을 도출하고자 한다. 제 3 절에서는 본 연구에서 사용한 자료와 기초통계 등에 대해서 소개하고, 제 4 절에서 실증분석 결과들을 논의하고자 한다. 마지막으로 제 5 절에서 본 연구의 실증분석 결과들을 요약·정

리하고 정책적 시사점들을 도출하고자 한다.

II. 이론적 논의와 연구모형 설정

1. 이론적 논의와 연구 가설의 도출

본 연구에서 스마트기술은 스마트공장을 구현하는데 사용하는 정보통신기술과 정보지능기술을 통칭하는 의미로 사용하고자 한다. 따라서 스마트기술을 이해하기 위해서는 스마트공장을 먼저 이해할 필요가 있는데, 중소기업벤처부의 스마트공장보급사업을 수행하는 공식기관인 스마트제조혁신추진단은 스마트공장을 ‘제품의 기획부터 판매까지 모든 생산과정을 정보통신기술로 통합해 최소 비용과 시간으로 고객 맞춤형 제품을 생산하는 사람 중심의 첨단 지능형 공장’으로 규정하고 있다. 이 개념에서 스마트공장은 생산과정을 통합해서 공정과 공정 사이의 동기화(synchronization)와 시스템을 구축해서 노동생산성을 높이고 시장의 요구에 신속하게 대응하는 유연생산체계를 지향하고 있음을 알 수 있다. 기술적으로만 보면 작업공정의 시스템화를 이룰수록 유연성이 떨어지는 경향이 있는데, 최근의 정보지능기술 발전을 이용해서 시스템화와 유연성을 동시에 추구하고 있는 점이 스마트공장의 지향점이다. 그렇지만 시스템화와 유연화의 동시 추구는 스마트공장의 지향점에 불과하고, 현실의 스마트공장은 대부분 유연성이 떨어지기 때문에 인간의 노동으로부터 지원을 받지 않을 수 없는 상황에 있다.

스마트기술의 효과성 제고 방안을 찾는데 도움이 될 것으로 보여서 스마트기술을 보다 구체적으로 살펴보면, 그것은 제조공정에 인간의 두뇌기능을 장착시키는 것이기 때문에 정보의 수집과 전달, 분석, 자동 제어 등을 주된 기능으로 삼고 있다. 감각, 신경기관, 두뇌 등 인간의 신체적 기능으로 비유를 해보면, 센서를 통해서 정보를 받아들이고 그것을 인터넷을 통해서 전달하면 기계학습이나 인공지능 등을 통해서 그 정보들을 분석·학습하고, 그것에 근거해서 제조공정들을 자동 제어하는 과정들을 거치게 된다. 이런 점에서 보면, 스마트기술의 효과성을 높이기 위해서는 정보의 수집과 전달, 분석과 학습, 자동 제어 등 스마트기술의 기능들을 원활하게 촉진하는 조건들을 충족해 주고 또 스마트기술의 산출물들인 정보와 그것의 해석 등을 이용해서 제조공정의 효율성을 높이는 경로를 찾는 것이 스마트기술의 효과성을 높이는 주된 방안들이 될 수 있다. 이런 점들을 감안해서 본 연구는 정보의 수집과 전달, 분석, 학습, 그리고 인지된 정보의 효율적 활용 등을 구성요소들로 두고 있는 분석틀 속에서 그것들에 영향을 줄 가능성이 높은 상황적 조건, 주체적 조건, 일터 혁신 요소 등을 중심으로 스마트기술의 경영성과 효과성을 높이는 조절변수들을 찾아보았다. 『사업체패널조사』에서 얻을 수 있는지 여부를 감안하면서 이들 조절변수들은 선택되었는데, 상황적 요인 변수들로는 공정 표준화와 생산방식, 원청기업의 수 등이, 주체적 요인 변수들로는 엔지니어의 수, 고숙련 생산가능직 근로자의 비율, 인력부족 등 인적 특성들이, 일터혁신 변수들로는 근로자 참여 기반 혁신활동과 교육훈련시간, 성과급 등이 사용되었다.

가. 상황적 요인들에 관한 가설

스마트기술의 상황적 요인들 중 먼저 공정 표준화에 관한 가설을 살펴보고자 한다. 스마트기술은 정보를 정형화된 문서의 틀로서 수집하는 것이기 때문에 작업공정의 정보가 정형화되고 표준화된 형태로 정리되어 있어야 한다. 그와 함께 스마트기술이 수집된 정보를 분석해서 의미있는 학습과정을 거치기 위해서도 정형화된 정보가 요구되고 있기 때문에 정형화된 정보의 존재가 스마트기술의 효과성에 영향을 미칠 가능성이 높다. 그런데 작업정보를 정형화된 형태로 얻기 위해서는 공정의 표준화와 공식화 등 작업조직의 합리화가 요구되고 있는데, 그 중에서도 특히 공정 표준화가 핵심적인 조건이다. 공정 표준화는 통상 작업방식의 표준화, 기계설비 점검의 표준화, 제품 검사의 표준화 등을 포함하고 있는데, 이들 정보들은 모두 스마트기술의 핵심적인 정보들이다. 이상의 논의에 근거해서 공정 표준화가 스마트기술의 효과성을 높일 수 있는 상황적 조건이 될 것으로 기대하면서 다음과 같은 가설을 설정하고자 한다.

가설 1-1. 공정표준화가 높을수록 스마트공장의 경영성과 효과성이 높을 것이다

다음으로 생산방식이 스마트기술의 효과성에 조절작용을 하는지에 관한 가설을 논의해보고자 한다. 여기서 생산방식은 소량방식인가 대량방식인가의 구분을 의미한다. 중소기업은 통상 제품의 종류가 많고 제품별 생산규모가 크지 않은 경향이 있기 때문에 소량생산이 더 지배적인 특성을 보이고 있다. 그런데 대량생산일수록 한 제품을 더 많이 반복 생산하는 것이기 때문에 정보들을 더 반복적으로 수집할 수 있다. 스마트기술의 상황 적응성과 유연성이 높으면 소량생산에 따른 생산의 빈번한 변화에도 쉽게 적응할 수 있겠지만, 유연성이 떨어지는 스마트기술의 경우에는 잦은 생산물이나 생산방식 등의 변경에 부정합성이 발생하게 된다. 그와 동시에 대량생산일수록 작업과정을 더 많이 표준화할 수 있고 더 많이 정형화할 수 있는 이점도 생기게 된다. 이상의 이유들 때문에 대량생산 방식일수록 데이터 수집과 수집된 데이터의 분석이 더 용이해지고 분석된 데이터의 활용성도 높아지면서 스마트기술의 효과성을 높일 수 있다. 이상의 문제의식에서 다음과 같은 가설을 설정하고자 한다.

가설 1-2. 대량생산방식일수록 스마트공장의 경영성과 효과성이 높을 것이다

중소기업을 둘러싼 시장 환경도 스마트기술의 경영성과 효과성에 영향을 줄 가능성이 있다. 중소기업들은 많은 경우 원하청거래 속에 있기 때문에 원청기업과의 관계가 제품시장의 성격을 결정하는 경향이 있다. 본 연구는 원청기업과의 관계 중 원청기업의 수를 주목하고 있다. 원청기업의 수가 많을수록 제품의 수가 증가해서 다품종 소량생산으로 흘러갈 가능성이 높다. 동일한 부품이더라도 원청기업마다 서로 다른 아이템 번호를 가지고 있기 때문에 정보관리시스템에서는 동일한 정보로 처리할 수 없다. 이처럼 원청기업의 수가 많으면 많을수록 제품의 수 증가 이상으로 처리

해야 할 정보가 기하급수적으로 증가하기 때문에 정보의 수집과 분석, 활용 등에서 어려움이 가중되게 된다. 이상의 문제의식에서 다음과 같은 가설을 설정하고자 한다.

가설 1-3. 원청기업의 수가 많을수록 스마트공장의 경영성과 효과성이 낮을 것이다

나. 주체적 요인들에 관한 가설

스마트기술은 기술적인 방식으로 시스템화된 유연 생산방식을 지향하고 있지만, 완벽한 스마트 공장을 구현하고 있는 곳은 거의 없기 때문에 여전히 인간 노동의 도움이 필요하다고 볼 수 있다. 우선 스마트기술을 운영하고 그것을 계속 혁신해 나가는 것은 결국 인간의 몫이기 때문이다. 먼저 스마트기술도 누군가에 의해서 관리될 필요가 있는데, 그것의 관리를 위해서는 컴퓨터 프로그램 능력뿐 아니라 생산관리 역량, 그리고 생산기술 역량 등 엔지니어 역량이 요구되고 있다. 이런 점에서 회사 내에 생산관리 담당자나 생산기술 담당자, 또는 전산담당자 등을 더 많이 내부화하고 있을수록 스마트기술의 경영성과 효과성이 높을 가능성이 있다. 그러나 본 연구의 사용 자료는 생산관리 담당자나 생산기술 담당자, 전산 담당자 등에 대한 정보를 담고 있지 않기 때문에 본 연구는 엔지니어 인력의 수를 대리변수로 사용하면서 다음과 같은 가설을 설정하고자 한다.

가설 2-1. 엔지니어가 많을수록 스마트공장의 경영성과 효과성이 높을 것이다

스마트기술의 콘텐츠를 구성하는 것은 근로자들, 특히 고속런 생산기능직의 작업내용이다. 이런 점 때문에 스마트기술의 설계와 운영, 혁신 등에서 고속런 생산기능직의 작업 경험과 노하우가 매우 중요한 의미를 가지고 있다. 스마트기술을 통해서 수집된 정보를 이용해서 작업공정을 혁신하는데도 고속런 생산기능직의 역할이 요구되고 있다. 고속런 생산기능직의 역할과 관련해서 또 한 가지 중요한 점은 스마트기술의 유연화에 대한 기여이다. 스마트공장의 가장 큰 취약점 중 하나는 유연성의 부족에 있다. 수집된 생산정보를 이용해서 기계설비의 제어 프로그램은 변경할 수 있지만, 그것을 실제 생산의 유연성으로 발전하기 위해서는 치구나 공구의 교환 등을 포함해서 물리적으로 생산설비의 작업조건을 변경해줘야 하는 과제가 발생하게 되는데, 그런 생산조건의 변화를 신속하게 처리해내는 능력이 요구되고 있다. 그 밖에도 스마트기술을 통해서 운전하는 기계설비에 서도 고장이 없을 수는 없는데, 그런 고장을 예방하는 보전 활동이나 고장의 정비 활동 등이 요구되는데, 그것을 잘 처리해내는 능력이 요구되고 있다. 그러나 본 연구의 사용 자료에 직접적으로 사용할 수 있는 고속런 생산기능직 변수가 존재하지 않기 때문에 고근속 생산기능직 근로자의 비율을 대리변수로 사용하고자 한다. 이상의 논의에 근거해서 본 연구는 다음과 같은 가설을 설정하고자 한다.

가설 2-2. 고근속 생산기능인력 비율이 높을수록 스마트공장의 경영성과 효과성이 높을 것이다

위와 동일한 이유로 생산기능직의 인력이 부족할수록 스마트기술의 효과성이 낮아질 가능성이 높다. 스마트기술이 필요 인력의 수를 줄이고 인력 부족 문제를 해소하는데 도움이 되겠지만, 스마트공장을 운영하는데 필요한 생산기능 인력을 보유하지 못하게 되면 스마트기술의 효과성을 낼 수 없기 때문이다. 스마트기술을 운용하는데 필요한 인력이 부족하면 그것을 운용하는데 직접적인 문제가 발생하게 되지만, 그것 외에도 생산기능 인력이 부족하게 되면 근로자들의 시간적 여유가 줄어들기 때문에 정보 수집에 어려움이 생기고, 수집된 정보의 분석을 통해서 얻은 문제점을 개선하는데 시간을 할애하기도 더 어려워질 가능성이 높다. 이상의 문제의식에서 본 연구는 다음과 같은 가설을 설정하고자 한다.

가설 2-3. 인력부족률이 높을수록 스마트공장의 경영성과 효과성이 낮을 것이다

다. 일터혁신 요인들에 관한 가설

스마트공장이 지향하고 있는 시스템화된 유연 생산체제는 토요타생산방식 등에서처럼 볼 수 있듯이 일터혁신이 도달하고자 하는 이상적인 생산방식과 상당한 유사성을 가지고 있다. 양자간 차이점이 있다면, 그것은 일터혁신에서는 인간의 노동을 이용해서 해서 시스템화와 유연화를 추구한다면 스마트공장에서는 테크놀로지를 이용해서 그런 생산방식을 달성하려고 한다는 점에 있다. 이런 점에서 시스템화된 유연 생산방식에 도달하는데 스마트기술과 인간의 노동은 상호 대체관계에 있다고 볼 수 있지만, 그와 동시에 상호 보완적인 관계가 될 수 있다. 특히 스마트기술이 스마트공장을 완벽하게 구현하지 못하고 있을 때에는 결국 일터혁신 기법에 의해서 그 약점들을 보완될 때 스마트공장의 효과성을 높이는 방안이 될 수 있음을 시사하고 있다. 현실에서 스마트공장을 완벽하게 구현하고 있는 곳은 거의 없다고 본다면 스마트기술과 일터혁신이 통합될 때 스마트공장의 효과성이 제고될 가능성이 높다고 볼 수 있다.

먼저 근로자 참여 기반 혁신활동은 스마트공장의 약점을 보완할 수 있는 대표적인 기능이다. 우선 작업방식의 합리화가 낮아서 스마트기술을 도입하는데 적합하지 않는 경우 요구되는 작업공정의 합리화에 근로자 참여 기반 혁신활동이 기여할 수 있다. 보다 중요하게는 스마트기술을 통해서 수집된 정보를 통해서 병목현상, 중복 업무, 부가가치가 낮은 업무들, 불량 공정, 기계설비의 고장 등 작업 현장의 여러 문제점들을 확인할 수 있지만, 스마트기술이 그런 문제들을 자동적으로 해결해주는 경우는 거의 없기 때문에 근로자들의 혁신활동이 그 점을 보완할 수 있다. 이상의 논의에 근거해서 본 연구는 다음과 같은 가설을 설정하고자 한다.

가설 3-1. 근로자 참여 기반 혁신활동이 스마트공장의 경영성과 효과성을 높일 것이다

스마트기술은 통상 기계화나 자동화 등과 결합될 수밖에 없기 때문에 근로자들의 역할이 직접

노동에서 기계설비의 관리로 전환되게 된다. 기계설비의 관리 업무는 기계설비의 구조와 작동원리, 작업 공정 전체에 대한 이해 등을 필요로 하기 때문에 지적 숙련을 훨씬 더 많이 요구하게 된다. 이런 지적 숙련은 한편으로 오랜 직무수행 경험을 통해서 형성될 수 있지만, 그와 동시에 공식적인 교육훈련을 더 많이 요구하고 있다. 공식적인 교육훈련은 학습능력을 높여서 직업경험을 통한 숙련 형성 과정을 촉진할 뿐 아니라 본인의 협소한 직업경험을 통해서 얻기 어려운 노하우들을 다른 사람들의 간접 경험을 통해서 습득하게 해주는 이점이 있다. 이상의 논의에 근거해서 본 연구는 다음과 같은 가설을 설정하고자 한다.

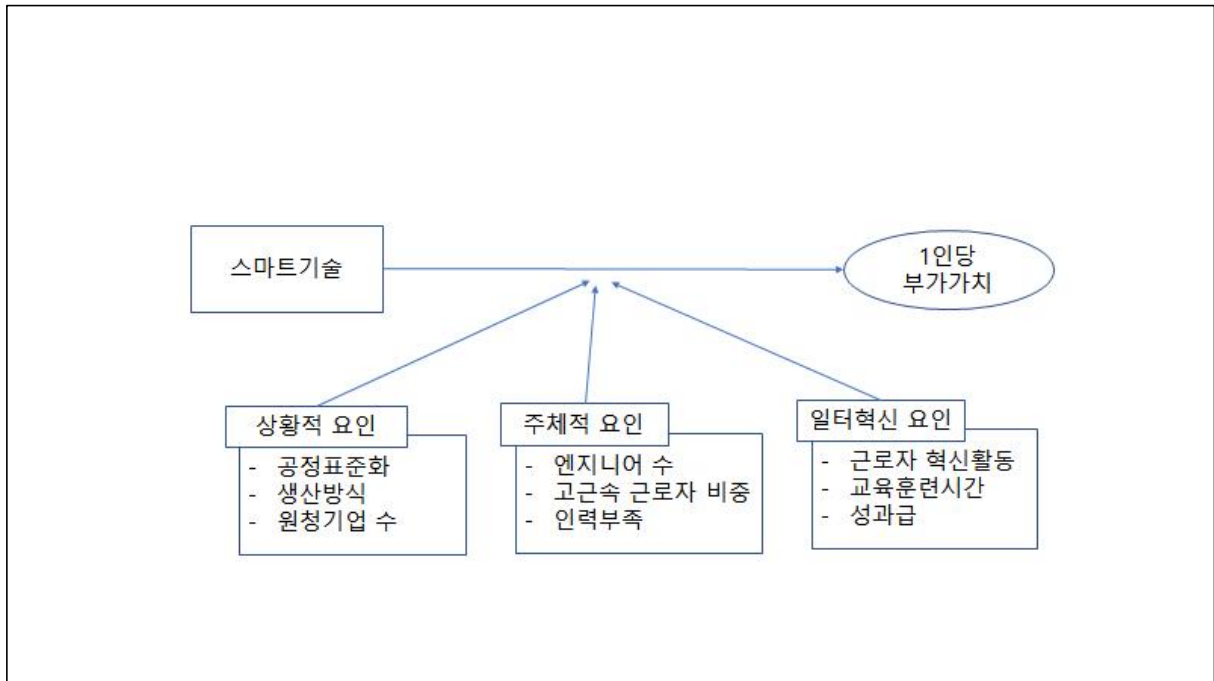
가설 3-2. 교육훈련시간이 많을수록 스마트공장의 경영성과 효과성이 높을 것이다

스마트기술의 효과적인 운영을 위해서는 근로자들의 적극적 협력이 필요하기 때문에 근로자들의 태도 관리가 요구되고 있다. 스마트기술은 한편으로 근로자들을 대체할 우려가 있고, 동시에 작업 현장의 정보를 투명하게 드러내기 때문에 근로자들의 반발을 불러일으킬 수 있다. 근로자들의 반발을 중화시키고 근로자들의 적극적 협력을 얻어내기 위해서는 스마트기술의 성과를 근로자들과 공유하는 관리방식이 요구되고 있는데, 그 대표적인 방안 중 하나가 성과급이라고 할 수 있다. 여기서 한 가지 주목할 점은 작업현장의 정보 투명화는 성과평가를 용이하게 만들어 주기 때문에 성과급의 공정한 운영을 촉진할 기술적 환경을 만들어주고 있다. 이런 점에서 스마트기술은 성과급의 운영을 용이하게 해주고 역으로 성과급을 통한 스마트공장의 성과 공유는 근로자들의 협력을 촉진할 가능성이 높기 때문에 성과급이 스마트기술의 효과성을 높일 가능성이 있다. 이상의 문제 의식에서 본 연구는 다음과 같은 가설을 설정하고자 한다.

가설 3-3. 성과급은 스마트공장의 경영성과 효과성을 높일 것이다

이상의 가설들을 종합해서 만든 연구모형이 <그림 1>에 정리되어 있다. 먼저 스마트기술이 경영 성과에 어떤 영향을 미치는가를 실증적으로 확인해보고자 하는데, 경영성과 지표는 1인당 부가가치로 측정된 노동생산성이다. 스마트기술의 경영성과 효과에 영향을 주는 조절변수들은 상황적 요인들로서 공정 표준화, 생산방식, 원청기업의 수 등이고, 주체적 요인들로는 엔지니어의 수, 고근속 근로자들의 비중, 인력부족 등이며, 일터혁신 요소들로서 근로자 참여 기반 혁신활동, 교육훈련시간, 성과급 등이다.

<그림 1> 연구모형



2. 연구모형

본 연구는 다음과 같은 Cobb-Douglas 생산함수식을 이용해서 이상의 연구모형을 분석해보고자 한다. 여기서 Q 는 생산량, L 은 노동투입량, K 는 자본투입량, A 는 총요소생산성 등이다. 따라서 $\frac{Q}{L}$ 과 $\frac{K}{L}$ 은 각각 1인당 노동생산성과 1인당 노동장비율을 가리킨다. 이 모형에서 스마트기술은 A 에 포함될 수도 있고, α 에 포함될 수도 있지만, 본 연구에서는 스마트공장의 경영성과 효과에 대한 조절변수들을 추정하기 때문에 α 에 포함될 경우 3개의 교차항이 등장하는 등 너무 복잡한 회귀모형이 나오기 때문에 추정의 용이성을 감안해서 A 에 포함되는 것으로 가정하고자 한다. 다만, 스마트기술의 경영성과 효과성을 실증적으로 확인할 때에는 스마트기술이 α 에 포함된다고 가정하는 모형에 대해서도 추정해보고자 한다.

$$(1) \frac{Q}{L} = A \left(\frac{K}{L} \right)^\alpha L^{(\alpha+\beta-1)}$$

이 생산함수에서 A 의 함수식을 $A = \exp^{(\lambda_0 + \lambda_1 S + \lambda X + \epsilon)}$ (S 는 스마트기술의 수준, X 는 통제변수들)로 가정하고 수식 (1)의 양측에 로그값을 취하면 다음과 같은 수식을 얻게 되는데, 이 회귀식을 스마트기술의 경영성과 효과성을 추정하기 위한 기본 모형으로 삼고자 한다(주된 관심은 스마트기술 수준의 추정계수인 λ_1 임). 본 연구에서 횡단면 자료가 분석되었기 때문에 회귀모형은 OLS이다.

$$(2) \ln\left(\frac{Q}{L}\right) = \lambda_0 + \lambda_1 S + \alpha \ln\left(\frac{K}{L}\right) + (\alpha + \beta - 1) \ln(L) + \lambda X + \epsilon$$

스마트기술의 효과성에 영향을 주는 요인들을 추정하기 위해서는 회귀식 (2)에 조절변수들을 추가하여 다음과 같은 회귀식을 만들고자 한다. 여기에서 M이 조절변수를 가리키기 때문에 본 연구의 주된 관심은 교차항인 S^*M 의 추정계수인 λ_2 이다.

$$(3) \ln\left(\frac{Q}{L}\right) = \lambda_0 + \lambda_1 S + \lambda_2 S^*M + \lambda_3 M + \alpha \ln\left(\frac{K}{L}\right) + (\alpha + \beta - 1) \ln(L) + \lambda X + \epsilon$$

본 연구의 회귀모형들에서 사용된 통제변수들은 직접 고용 비정규직 비율, 간접 고용 비정규직 비율, 하청거래 여부, 수출 비율, 시장 경쟁의 치열성 정도, 복수 사업장 여부, 노조 유무, 산업중분류 등이다. 노동생산성이 기업 단위로 산출되고 있는데, 외주 하청이나 간접 고용 근로자들과 그들의 산출물이 노동생산성의 산출에 반영되지 않기 때문에 노동생산성을 왜곡할 우려가 있어서 간접 고용 비정규직 근로자와 하청 거래 등을 포함하였다. 그리고 직접 고용 비정규직 비율도 노동생산성에 영향을 줄 것으로 추론되어서 통제변수에 포함하였다. 내수 기업과 수출 기업 사이에 단가의 책정 등 거래 방식이 서로 다를 가능성이 높다는 점을 감안해서 수출 비율을 통제변수로 포함하였고, 시장의 치열성도 노동시장에 대한 외적 압력으로서 통제변수에 포함하였다. 『사업체패널조사』가 사업체단위인데 재무정보는 기업체 단위라는 점을 통제하기 위해서 복수사업장을 통제변수에 포함하였고, 노동조합이 근로자들의 근속이나 숙련, 태도 등에 영향을 주고 직무통제 등을 통해서 노동생산성에 영향을 줄 가능성이 있기 때문에 통제변수에 포함하였다. 마지막으로 산업별로 노동생산성에 차이가 존재할 가능성이 높기 때문에 산업중분류도 통제변수에 포함하였다.

III. 자료와 기초 통계

1. 자료

본 연구에 사용된 자료는 한국노동연구의 『사업체패널조사』 2019년 자료(8차 웨이브)이다. 본 연구의 주된 독립변수인 스마트공장에 관한 정보가 2019년 자료의 자동화 및 스마트공장 부가설문지에만 포함되어 있기 때문에 2019년 자료만 사용하고자 한다.

『사업체패널조사』 2019년 자료의 수집 과정과 표본 추출 방식 등은 다음과 같다. 2019년 자료의 표본은 2015년 자료에 근거하고 있는데, 그것의 모집단으로 사용된 표본추출 틀은 2014년 말 기준의 전국사업체조사(통계청)이다. 거기에서 상시근로자 30인 미만 사업장과 농림어업, 광업 등은 제외하였고, 사업장 규모와 산업 분류를 기준으로 층화추출 방식으로 표본을 추출하였다. 2019년

자료의 설문조사는 2020년 7월 14일에 시작하여 2021년 1월 29일까지 약 7개월 동안 진행되었으며, 기준 연도는 2019년이다. 최종적으로 조사된 사업체는 총 2,795개로서 응답률은 85.5%였다. 그 표본 중 민간부문 사업체가 2,698개, 공공부문 사업체가 97개이고, 과거 자료와 패널 유지된 사업체가 1,158개이고, 신규 패널 사업체가 1,637개였다. 이들 표본 중 본 연구에서는 300인 미만의 중소기업체만이 사용되었다. 본 연구의 변수들에서 결측치를 보이는 케이스들을 제외하고 남은, 본 연구에서 최종 사용된 표본의 크기는 509개이다.

2. 기초 통계

본 연구에 사용된 변수들의 기초통계가 <표 1>과 <표 2>에 정리되어 있고, 산업중분류별 분포는 <부표 1>에 정리되어 있다. 먼저 <표 1>에는 본 연구의 주된 관심 변수인 스마트기술의 수준에 관한 빈도와 평균 등이 정리되어 있다. 스마트기술 수준은 6점 척도로 측정되어 있는데, 가장 낮은 수준(1점)은 수기로 생산계획을 작성하는 수준이고, 그 다음(2점)은 엑셀로 생산관리를 하는 수준이다. 그 다음으로 3점은 MES 등 정보관리시스템을 이용해서 생산관리를 하는 수준이고, 그 다음으로 4점은 데이터를 통해서 자동적으로 문제 감지와 원격 제어 수준이며, 5점은 빅데이터와 최적화 솔루션 등을 통해서 공정 전체의 최적화, 종합적인 제어와 문제의 사전 예방 등을 이루는 수준이다. 마지막으로 가장 높은 수준인 6 점은 사람의 지원 없이 자율적으로 문제 확인과 해결을 하는 수준이지만, 그 수준까지 도달한 사업체는 존재하지 않기 때문에 본 연구에서는 무시하기로 한다. 빈도 분석 결과를 보면, 정보관리시스템으로 정보관리를 하지 않는 사업체가 66% 정도이고, 정보관리시스템을 통해서 생산정보를 수집하고 문제를 추적할 수 있는 수준이 30.8% 정도이고, 그 수준을 넘는 사업체는 3.2% 정도로서 매우 제한적임을 알 수 있다. 이 변수의 평균값을 보면, 2.2 점 정도로서 매우 낮은 수준에 있음을 볼 수 있다. 이상의 통계 결과들을 보면, 중소기업에서 스마트공장의 현 단계는 정보관리시스템을 도입할 것인가 여부에 집중되어 있음을 알 수 있다.

<표 1> 스마트공장의 수준: 빈도와 평균(N=509)

구분	빈도(%)
수기로 생산일지/체크리스트 관리	103(20.2)
EXCEL을 활용하여 생산일지/체크리스트 관리하고 단순계획 수립	233(45.8)
생산이력을 체계적으로 관리, 생산정보를 언제나 확인/추적 가능	157(30.8)
데이터 통해 실시간 자동적으로 이상발생 감지, 원격제어로 문제 해결	14(2.8)
빅데이터/최적화 솔루션 활용 공정 전체 최적화, 종합적 제어와 문제 발생의 사전예방 가능	2(0.4)
인간의 개입이 거의 없고 자율적으로 이상 발생 시 제어 및 문제 해결 가능	0(0.0)
평균	2.173(0.792)

<표 2>에는 스마트공장 수준 외의 변수들에 대한 기초통계들이 정리되어 있다. 먼저 종속변수로 사용되는 1인당 부가가치는 『사업체패널조사』에서 부가가치를 회계기간의 평균 근로자수로 나누어서 산출한 값을 사용하였는데, 그것의 평균값은 90.2 백 만 원이다. 1인당 노동장비율을 가리키는 1인당 유형자산은 토지와 건물, 기계장치, 운송도구, 공구·치구·비품, 건설 중인 자산 등의 가격을 근로자수로 나누어 얻은 값인데, 그것의 평균값은 177.9백 만 원이다. Cobb-Douglas 생산함수의 또 다른 투입요소인 근로자수의 평균값은 91.6 명으로 조사되고 있다.

주된 조절변수들로 사용되는 상황적 요인 변수들로서 공정표준화 비율, 대량생산 방식, 원청기업 수 등에 관한 기초통계를 보고자 한다. 먼저 공정표준화는 표준화된 공정의 비율을 5점 척도의 구간변수(① 0-20% ~ ⑤80% 이상)를 이용해서 측정된 값에 대해서 중앙값을 부여해서 평균값을 구한 것인데, 그것의 평균값은 68.7%이다. 대량생산방식은 주제품 또는 주업종의 생산방식이 ①소품종 소량생산 ②소품종 대량생산 ③ 다품종 소량생산 ④ 다품종 대량생산 중 어디에 해당되는지를 조사한 문항에 대해서 대량생산인지 여부만을 취해서 만든 변수인데, 그것의 평균값은 0.583으로 조사되고 있다. 마지막 상황적 요인 변수인 원청기업의 수 평균값은 1.2 개로 나타나고 있다.

다음으로 주체적 요인 변수들인 엔지니어의 수, 고근속 생산기능직 근로자 비율, 생산기능직의 인력부족률 등에 대한 기초통계들을 살펴보고자 한다. 먼저 엔지니어 수는 사업체에 고용되어 있는 전문직 인원수로 측정하였는데, 그것의 평균값은 6.0 명으로 조사되고 있다. 고근속 생산기능직의 비율은 근속년수가 20년 이상인 생산기능직의 비율로 측정하였는데, 그것의 평균값은 5.0%로 조사되고 있다. 마지막으로 생산기능직의 인력부족률은 최근 1달 동안 빈 생산기능직 일자리수를 생산기능직 인원수로 나누어서 얻은 백분율인데, 그것의 평균값은 2.4%로 조사되고 있다.

일터혁신 변수들에 관한 기초통계도 <표 2>에 정리되어 있는데, 먼저 근로자 참여 기반 혁신활동 지수는 제안제도, 소집단활동, 품질관리 프로그램 등의 시행 정도를 합산한 값인데, 그것의 평균값은 1.0개로 조사되고 있다. 각각의 혁신활동 프로그램별 시행 정도에 관한 기초통계를 보면, 제안제도를 도입한 사업체의 비율은 35.0%, 소집단활동을 도입한 사업체의 비율은 39.7%, 품질관리 프로그램을 도입한 사업체의 비율은 28.3% 등이다. 교육훈련시간은 근로자 전체에 대해서 1인당 연간 교육훈련시간으로 측정된 값인데, 평균값은 5.2시간으로 조사되고 있다. 마지막으로 성과급은 생산기능직에 대해서 인사평가 근거로 기본급 차등 인상이 있는지 여부와 이익·성과배분제가 시행되고 있는지 여부 등을 합산한 값으로 측정하였는데, 그것의 평균값은 0.47으로 조사되고 있다. 그것의 구성요소들인 생산기능직에 대한 인사평가 기반 기본급 차등 인상과 이익·성과배분제 등의 평균값들은 각각 0.15와 0.31 등으로 조사되고 있다.

<표 2>에 정리되어 있는 기타 통제변수들에 대한 기초통계에 대해서 살펴보고자 한다. 먼저 직접고용 비정규직 비율과 간접고용 비정규직 비율은 각각 전체 근로자 중 직접 고용 비정규직 근로자의 비율과 간접 고용 비정규직 근로자의 비율인데, 그것들의 평균값은 각각 1.9%와 3.5% 등으로 나타나고 있다. 수출 비율은 전체 매출액 중 수출액의 비율로 측정되었는데, 그것의 평균값은 15.0%이다. 하청회사의 존재는 하청회사가 존재하는지 여부로 측정되었는데, 그것의 평균값은 21.8%이다. 시장경쟁의 치열성 정도는 5점 척도로 측정된 정성적 변수인데, 평균값은 3.8 점으로

시장경쟁이 상당히 치열함을 알 수 있다. 복수사업체는 해당 기업이 2 개 이상의 사업체를 가지고 있는지 여부로 측정하였는데, 35.4%의 사업체에서 복수의 사업체들을 가지고 있는 것으로 조사되고 있다. 유노조기업은 노동조합이 있는지 여부로 측정되었는데, 유노조기업의 비율이 12.8%로 나타나고 있다.

<표 2> 다른 변수들의 기초 통계(N=509)

변수		평균(표준편차)	
종속변수	1인당 부가가치(백만원)	90.185 (64.859)	
Cobb-Douglas 생산함수	1인당 유형자산(백만원)	177.927 (260.372)	
	근로자수(명)	91.578 (78.534)	
상황적 요인	공정표준화 비율(%)	68.703 (21.642)	
	대량생산 방식(더미)	0.583 (0.493)	
	원청기업 수(개)	1.238 (4.885)	
주체적 요인	엔지니어 수(명)	5.971 (15.670)	
	고근속 생산기능직 근로자 비율(%)	5.035 (12.303)	
	생산직의 인력부족률(%)	2.382 (7.858)	
일터혁신 요인	근로자 참여 기반 혁신활동	제안제도(더미)	0.350 (0.477)
		소집단활동(더미)	0.397 (0.490)
		품질관리 프로그램(더미)	0.283 (0.451)
		지수	1.029 (1.028)
	교육훈련시간(시간)		5.223 (13.501)
	성과급	생산직 인사평가 기반 기본급 차등 인상(더미)	0.151 (0.359)
		성과배분제(더미)	0.314 (0.465)
		지수	0.466 (0.644)
	통계변수	직접고용 비정규직 비율(%)	1.869 (7.336)
간접고용 비정규직 비율(%)		3.535 (10.146)	
수출비율(%)		14.938 (24.067)	
하청회사 존재(더미)		0.218 (0.413)	
시장 경쟁의 치열성 정도(5점 척도)		3.786 (0.798)	
복수 사업체(더미)		0.354 (0.479)	
유노조 기업(더미)		0.128 (0.334)	

IV. 실증분석 결과들

본 연구의 회귀분석 결과들은 <표 3>~<표 6>에 정리되어 있다. <표 3>에서는 스마트기술이 경영성과에 긍정적인 영향을 미치는지에 관한 실증분석 결과들이, <표 4>에는 상황적 요인들이 스마트기술의 경영성과 효과에 조절작용을 하는지 여부에 관한 실증분석 결과들이, <표 5>에는 주체적 요인들이 스마트기술의 경영성과 효과에 조절작용을 하는지 여부에 관한 실증분석 결과들이, <표 6>에는 일터혁신 요소들이 스마트기술의 경영성과 효과에 조절작용을 하는지 여부에 관한 실증분석 결과들이 정리되어 있다.

<표 3> 스마트기술의 경영성과 효과(N=509)

독립변수	종속변수= 로그(인당 부가가치)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
상수항	2.964 (0.255)	3.046 (0.262)	3.084 (0.263)	2.726 (0.398)
스마트기술 수준	0.014 (0.032)	0.016 (0.032)	0.015 (0.032)	0.176 (0.138)
스마트기술*로그(인당 유형자산)	-	-	-	-0.035 (0.029)
로그(인당 유형자산)	0.139*** (0.024)	0.139*** (0.024)	0.140*** (0.024)	0.220*** (0.071)
로그(근로자수)	0.108*** (0.038)	0.089** (0.040)	0.081** (0.040)	0.081** (0.040)
근로자 혁신활동 지수	-	-	-0.019 (0.026)	-0.020 (0.026)
교육훈련시간	-	-	0.003^ (0.002)	0.003^ (0.002)
성과급	-	-	0.078* (0.040)	0.077* (0.040)
고근속 생산직 비율	-	0.002 (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)
생산직의 인력부족률	-	-0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)
엔지니어 수	-	0.002^ (0.002)	0.002 (0.002)	0.002 (0.002)
공정표준화 비율	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)
대량생산 방식	0.080^ (0.051)	0.084^ (0.051)	0.078^ (0.051)	0.077^ (0.051)
원청기업 수	-0.002 (0.006)	-0.002 (0.006)	-0.002 (0.006)	-0.002 (0.006)
직접고용 비정규직 비율	-0.005^ (0.004)	-0.005^ (0.004)	-0.005^ (0.004)	-0.005^ (0.004)
간접고용 비정규직 비율	0.004^ (0.003)	0.004^ (0.003)	0.004^ (0.003)	0.004^ (0.003)
수출비율	0.002* (0.001)	0.002* (0.001)	0.002^ (0.001)	0.002^ (0.001)
하청회사 존재	-0.026 (0.070)	-0.025 (0.071)	-0.023 (0.071)	-0.019 (0.071)
시장 경쟁의 치열성 정도	0.016 (0.031)	0.012 (0.031)	0.009 (0.031)	0.008 (0.031)
복수 사업체	0.031 (0.054)	0.034 (0.055)	0.034 (0.055)	0.028 (0.055)
유노조 기업	0.158* (0.082)	0.152* (0.084)	0.145* (0.084)	0.153* (0.085)
R ²	0.212	0.216	0.225	0.227

주: ^ p<0.10(단측검증) * p<0.10(양측검증) ** p<0.05(양측검증) *** p<0.01(양측검증)

산업중분류도 독립변수로 포함하여 통제하였으나 지면 절약을 위해서 보고를 생략함

먼저 <표 3>에 정리된 스마트기술의 경영성과 효과에 관한 실증분석 결과들을 살펴보고자 한다. 1열에는 상황적 요인들과 통제변수들만을 포함한 회귀모형의 추정 결과가, 2열에는 1열의 변수들 외에 주체적 요인들이 추가된 회귀모형의 추정결과가, 3열에는 2열의 변수들 외에 일터혁신 요소들이 추가된 회귀모형의 추정결과가 정리되어 있다. 마지막으로 4열에는 Cobb-Douglas 생산함수에서 스마트공장의 수준이 A (중요요소생산성)가 아니라 α (자본투입량의 계수)에 영향을 미친다고 가정했을 때의 추정결과(이 모형에서 주된 관심변수는 스마트기술과 로그(인당 유형자산의 교차항 임))가 정리되어 있다.

그 분석 결과들을 보면, 모든 모형에서 스마트기술의 추정계수는 1인당 부가가치에 통계적으로 유의하지 않은 양(+)의 값을 가지고 있음을 볼 수 있다. 여기에 보고하지는 않았지만, 통제변수들을 변화시켜가면서 여러 가지 모형들을 추정해보았지만 어떤 모형에서도 스마트공장이 통계적으로 유의하게 1인당 부가가치에 긍정적인 영향을 미치는 경우는 발견되지 않았다. 그리고 4열의 추정결과에서 볼 수 있는 것처럼 스마트기술이 1인당 자본투입량의 노동생산성 제고 효과를 긍정적으로 조절하지도 못하고 있다. 이상의 결과들은 스마트공장의 긍정적인 경영성과 효과를 입증하지 못하고 있다.

이상의 추정 결과들은 이영면 외(2020)의 분석결과와 일관되고 있어서 스마트공장의 경영성과 효과가 있는지 의구심을 낳아주고 있다. 스마트공장의 긍정적인 경영성과 효과가 입증되지 않는 이유로 생각해볼 수 있는 것 중 하나는 중소기업의 스마트공장이 대부분 정부의 지원에 의해서 도입되고 있다는 점에서 찾을 수 있다. 스마트공장을 정부의 지원에 의해서 도입하다보니 효과성이 낮더라도 그것을 도입할 동인이 증가할 것이기 때문에 전체적으로 스마트공장의 효과성이 낮을 가능성이 있다. 그것 외에도 중소기업의 스마트공장이 낮은 단계에 있어서 아직 경영성과에 긍정적인 영향을 미칠 정도는 아닐 가능성도 있다. 스마트공장이 경영성과 효과에 긍정적인 영향을 미칠 정도가 되려면 스마트기술을 통해서 수집된 데이터를 활용할 수준까지 올라가야 하는데, 중소기업 내 스마트공장이 정보를 수집하는 수준에 머물러 있는 경우에는 경영성과에 유의미하게 긍정적인 영향을 미치지 못할 가능성이 있기 때문이다.

<표 3>의 분석 결과들을 보면, Cobb-Douglas 생산함수의 주요 변수들인 로그(1인당 유형자산)과 로그(근로자수) 등은 1인당 부가가치에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 그 밖에 아래의 모형들에서 조절변수로 사용되는 변수들의 추정계수를 보면, 성과급이 1인당 부가가치에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치고 있고, 교육훈련시간과 대량생산 방식 등이 약하게나마 1인당 부가가치에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치고 있는 정도이고, 나머지 변수들은 1인당 부가가치에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않고 있다. 통제변수들 중에서는 수출비율과 노동조합의 존재 등이 1인당 부가가치에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치고 있고, 직접고용 비정규직 비율과 간접고용 비정규직 근로자 비율 등이 약하게나마 1인당 부가가치에 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치고 있다.

<표 4> 스마트기술의 경영성과 효과에 대한 상황적 요인들의 조절작용(N=509)

독립변수	종속변수= 로그(인당 부가가치)		
	(1)	(2)	(3)
상수항	3.498 (0.360)	3.202 (0.271)	3.056 (0.262)
스마트기술 수준	-0.164^(0.111)	-0.039 (0.045)	0.032 (0.033)
스마트기술*공정표준화	0.003*(0.002)	-	-
스마트기술*대량 생산방식	-	0.108*(0.063)	-
스마트기술* 원청기업수	-	-	-0.020*(0.011)
로그(인당 유형자산)	0.140*** (0.024)	0.140*** (0.024)	0.142*** (0.024)
로그(근로자수)	0.083** (0.040)	0.079** (0.040)	0.080** (0.040)
근로자 혁신활동 지수	-0.017 (0.026)	-0.020 (0.026)	-0.020 (0.026)
교육훈련시간	0.003^(0.002)	0.002 (0.002)	0.003^(0.002)
성과급	0.080** (0.040)	0.080** (0.040)	0.081** (0.040)
고근속 생산직 비율	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)
생산직의 인력부족률	-0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)
엔지니어 수	0.002 (0.002)	0.002 (0.002)	0.002 (0.002)
공정표준화 비율	-0.005^(0.004)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)
대량생산 방식	0.081^(0.051)	-0.157 (0.147)	0.068^(0.051)
원청기업 수	-0.002 (0.006)	-0.002 (0.006)	0.040^(0.024)
직접고용 비정규직 비율	-0.005^(0.004)	-0.005^(0.004)	-0.006^(0.004)
간접고용 비정규직 비율	0.004^(0.003)	0.004^(0.003)	0.004^(0.003)
수출비율	0.002^(0.001)	0.002^(0.001)	0.002^(0.001)
하청회사 존재	-0.018 (0.071)	-0.018 (0.071)	-0.005 (0.071)
시장 경쟁의 치열성 정도	0.007 (0.031)	0.009 (0.031)	0.009 (0.031)
복수 사업체	0.032 (0.054)	0.035 (0.054)	0.031 (0.054)
유노조 기업	0.145*(0.084)	0.149*(0.084)	0.134*(0.085)
R ²	0.229	0.230	0.230

주: ^ p<0.10(단측검증) * p<0.10(양측검증) ** p<0.05(양측검증) *** p<0.01(양측검증)

산업중분류도 독립변수로 포함하여 통제하였으나 지면 절약을 위해서 보고를 생략함

<표 4>에는 공정표준화, 대량생산방식, 원청기업의 수 등 상황적 요인들이 스마트기술의 경영성과 효과에 조절작용을 하는지에 관한 실증분석 결과들이 정리되어 있다. 그 결과들을 보면, 공정표준화, 대량생산 방식, 원청기업의 수 등이 양측검증으로 $\alpha=0.10$ 수준에서 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있다. 먼저 스마트기술과 공정표준화의 교차항에 대한 추정계수는 양측검증으로 $\alpha=0.10$ 수준에서 통계적으로 유의한 양(+의 값), 스마트기술과 대량 생산방식의 교차항에 대한 추정계수도 양측검증으로 $\alpha=0.10$ 수준에서 통계적으로 유의한 양(+의 값), 스마트기술과 원청기업 수의 교차항에 대한 추정계수는 양측검증으로 $\alpha=0.10$ 수준에서 통계적으로 유의한 음(-의 값)을 보이고 있다. 이 추정 결과들은 공정표준화와 대량생산 방식 등은 1인당 부가가치에 긍정적인 조절작용을, 원청기업의 수는 1인당 부가가치에 부정적인 조절작용을 하고 있음을 시사하고 있다. 이상의 결과들은 스마트기술을 도입할 때 상황적 조건을 감안할 필요가 있음을 시사하고 있다. 공정이 표준화되어 있거나 대량생산 방식이거나 원청기업의 수가 적을 때에는 제조공정 전체에 대해서 데이터를 수집하고 활용하는 전형적인 방식의 정보관리시스템 기반 스마트공장을 도입해도 좋지만, 그렇지 않은 상황적 조건 속에서는 제조공정의 특정 문제를 해결하기 위해서 특목적용으로 도입할 필요가 있는 것으로 보인다.

<표 5>에는 엔지니어 수, 고근속 근로자 비율, 인력부족률 등 주체적 요인들이 스마트기술의 경영성과 효과에 조절작용을 하는지에 관한 실증분석 결과들이 정리되어 있다. 그 추정 결과들을 보면, 고근속 근로자 비율만이 스마트기술의 경영성과 효과에 통계적으로 유의한 양(+의 조절작용)을 하고, 엔지니어 수와, 인력부족률 등은 스마트기술의 경영성과 효과에 통계적으로 유의한 조절작용을 하고 있음이 입증되지 않고 있다. 여기에서 엔지니어의 수가 통계적으로 유의한 조절작용을 하지 않은 것은 상당히 놀라운데, 엔지니어의 수가 생산관리 담당자 수나 생산기술 담당자 수 등을 잘 측정하지 못할 가능성이 있기 때문에 추후 다른 연구들에서 다시 확인해볼 필요가 있음을 언급하고 싶다. 생산기능직의 인적 특성과 관련해서는 고속런 근로자의 대리변수로 사용된 고근속 근로자의 비중이 중요함을 시사하고 있다. 스마트기술에서 생산기능직의 주된 직무 역할이 기계설비의 관리에 있기 때문에 고속런 근로자의 중요성이 올라가는데, 그 점을 본 연구의 결과가 포착하고 있는 것이 아닌가 추측된다. 반면에 인력부족이 주변 근로자들에서 주로 발생할 가능성이 높다는 점을 감안하면, 주변 근로자들의 인력부족률은 스마트기술의 경영성과 효과를 조절할 정도로 영향력을 발휘하지는 않는 것으로 추측된다.

<표 5> 스마트기술의 경영성과 효과에 대한 주체적 요인들의 조절작용(N=509)

독립변수	종속변수= 로그(인당 부가가치)		
	(1)	(2)	(3)
상수항	3.099 (0.265)	3.158 (0.262)	3.085 (0.263)
스마트기술 수준	0.009 (0.035)	-0.017 (0.034)	0.018 (0.033)
스마트기술*엔지니어 수	0.001 (0.003)	-	-
스마트기술*고근속 근로자 비율	-	0.008*** (0.003)	-
스마트기술* 인력부족률	-	-	-0.001 (0.004)
로그(인당 유형자산)	0.140*** (0.024)	0.142*** (0.024)	0.140*** (0.024)
로그(근로자수)	0.081** (0.040)	0.078* (0.040)	0.080** (0.040)
근로자 혁신활동 지수	-0.019 (0.026)	-0.019 (0.026)	-0.019 (0.026)
교육훈련시간	0.003^(0.002)	0.003^(0.002)	0.003^(0.002)
성과급	0.079* (0.041)	0.080** (0.040)	0.078* (0.040)
고근속 생산직 비율	0.001 (0.002)	-0.014** (0.006)	0.001 (0.002)
생산직의 인력부족률	-0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)	0.001 (0.007)
엔지니어 수	-0.001 (0.006)	0.002^(0.002)	0.002 (0.002)
공정표준화 비율	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)
대량생산 방식	0.078^(0.051)	0.075^(0.051)	0.079^(0.051)
원청기업 수	-0.002 (0.006)	-0.002 (0.006)	-0.002 (0.006)
직접고용 비정규직 비율	-0.005^(0.004)	-0.005^(0.004)	-0.005^(0.004)
간접고용 비정규직 비율	0.004^(0.003)	0.004^(0.003)	0.004^(0.003)
수출비율	0.002^(0.001)	0.001 (0.001)	0.002^(0.001)
하청회사 존재	-0.023 (0.071)	-0.025 (0.070)	-0.023 (0.071)
시장 경쟁의 치열성 정도	0.009 (0.031)	0.007 (0.031)	0.009 (0.031)
복수 사업체	0.034 (0.055)	0.039 (0.054)	0.033 (0.055)
유노조 기업	0.147* (0.085)	0.128^(0.084)	0.144* (0.085)
R ²	0.225	0.237	0.225

주: ^ p<0.10(단측검증) * p<0.10(양측검증) ** p<0.05(양측검증) *** p<0.01(양측검증)
 산업중분류도 독립변수로 포함하여 통제하였으나 지면 절약을 위해서 보고를 생략함

마지막으로 <표 6>에는 근로자 참여 기반 혁신활동, 교육훈련시간, 성과급 등 일터혁신 요소들이 스마트기술의 경영성과 효과에 조절작용을 하는지에 관한 실증분석 결과들이 정리되어 있다. 그 추정 결과들을 보면, 교육훈련시간이 스마트기술의 경영성과 효과에 통계적으로 유의한 양(+)

조절작용을 하고, 근로자 참여 기반 혁신활동은 스마트기술의 경영성과 효과에 단측 검증으로 $\alpha = 0.10$ 수준에서 통계적으로 유의한 조절작용을 하고 있음을 보이고 있다. 반면에서 성과급은 스마트기술의 경영성과 효과에 통계적으로 유의한 조절작용을 하고 있음이 입증되지 않고 있다.

<표 6> 스마트기술의 경영성과 효과에 대한 일터혁신 요인들의 조절작용(N=509)

독립변수	종속변수= 로그(인당 부가가치)		
	(1)	(2)	(3)
상수항	3.179 (0.270)	3.200 (0.267)	3.092 (0.266)
스마트기술 수준	-0.031 (0.044)	-0.016 (0.035)	0.011 (0.038)
스마트기술*근로자 참여 혁신활동	0.045^(0.030)	-	-
스마트기술*교육훈련시간	-	0.005**(0.002)	-
스마트기술*성과급	-	-	0.008 (0.047)
로그(인당 유형자산)	0.142*** (0.024)	0.141*** (0.024)	0.140*** (0.024)
로그(근로자수)	0.081** (0.040)	0.076* (0.040)	0.081** (0.040)
근로자 혁신활동 지수	-0.117* (0.071)	-0.021 (0.026)	-0.019 (0.026)
교육훈련시간	0.003^(0.002)	-0.005 (0.004)	0.003^(0.002)
성과급	0.073* (0.040)	0.080** (0.040)	0.059 (0.112)
고근속 생산직 비율	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)
생산직의 인력부족률	-0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)
엔지니어 수	0.002 (0.002)	0.002 (0.002)	0.002 (0.002)
공정표준화 비율	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)
대량생산 방식	0.079^(0.051)	0.072^(0.051)	0.078^(0.051)
원청기업 수	-0.002 (0.006)	-0.002 (0.006)	-0.002 (0.006)
직접고용 비정규직 비율	-0.005^(0.004)	-0.006^(0.004)	-0.005^(0.004)
간접고용 비정규직 비율	0.004^(0.003)	0.004^(0.003)	0.004^(0.003)
수출비율	0.002*(0.001)	0.002^(0.001)	0.002^(0.001)
하청회사 존재	-0.021 (0.071)	-0.022 (0.071)	-0.022 (0.071)
시장 경쟁의 치열성 정도	0.004 (0.031)	0.003 (0.031)	0.008 (0.031)
복수 사업체	0.033 (0.054)	0.028 (0.054)	0.034 (0.055)
유노조 기업	0.145*(0.084)	0.151*(0.084)	0.146*(0.085)
R ²	0.229	0.232	0.225

주: ^ p<0.10(단측검증) * p<0.10(양측검증) ** p<0.05(양측검증) *** p<0.01(양측검증)

산업중분류도 독립변수로 포함하여 통제하였으나 지면 절약을 위해서 보고를 생략함

V. 결론

이상으로 본 연구는 『사업체패널조사』 2019년 자료를 이용해서 스마트공장이 경영성과에 긍정적인 영향을 미치는지, 그리고 스마트공장의 효과성을 높이는 요인들이 무엇인지 등에 관한 실증 분석을 실시하였다. 본 연구는 스마트공장의 특성과 한계 등을 감안하면서 이론적 추론을 통해서 스마트공장의 효과성을 높이는 요인들에 관한 가설들을 다음과 같이 설정하였다. 첫째, 상황적 요인들로서 공정 표준화와 대량생산 방식이 스마트공장의 경영성과 효과에 긍정적인 조절 영향을 미치고, 원청기업의 수는 스마트공장의 경영성과 효과에 부정적인 조절 영향을 미칠 것이다. 둘째, 주체적 요인으로서 엔지니어의 수와 고속련 근로자 비중이 스마트공장의 경영성과 효과에 긍정적인 조절 영향을 미치고, 인력부족률이 스마트공장의 경영성과 효과에 부정적인 조절 영향을 미칠 것이다. 셋째, 일터혁신 요소들로서 근로자 참여 기반 혁신활동, 교육훈련시간, 성과급 등이 스마트공장의 경영성과 효과에 긍정적인 조절 영향을 미칠 것이다. 본 연구의 회귀분석 모형은 Cobb-Douglas 생산함수에 기초하고 도출하였다. 종속변수는 노동생산성 지표로서 1인당 부가가치이고, 그 모형은 OLS로 추정하였다.

본 연구의 회귀분석 결과는 스마트공장이 1인당 부가가치에 통계적으로 유의하게 긍정적인 영향을 미치지 않음을 시사하고 있다. 이 추정 결과는 이영면 외(2020)의 분석 결과와 일관되고 있어서 스마트공장이 경영성과에 긍정적인 영향을 미치는가에 대한 의구심이 제기될 수 있다. 그러나 스마트공장이 경영성과에 긍정적인 영향을 미치지 않는다면 그것을 도입할 이유가 없는데, 많은 중소기업에서 스마트공장이 도입되고 있는 현실의 추이와 모순이 발생하고 있다. 이런 점에서 추후 다른 연구들을 통해서 스마트공장의 경영성과 효과를 재차 실증해볼 필요성이 제기되고 있다. 특히 정부의 재정지원을 통한 도입이 스마트공장의 경영성과 효과성에 어떤 영향을 미치는지, 그리고 스마트공장의 도입 단계별로 경영성과 효과성에 어떤 영향을 미치는지 등을 분석해볼 필요성이 제기되고 있다.

스마트공장의 경영성과 효과에 관한 조절변수들에 관한 분석 결과들은 다음과 같다. 첫째, 상황적 요인들로서 공정표준화와 대량생산방식 등이 스마트공장의 1인당 부가가치 제고 효과에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치고, 원청기업의 수는 스마트공장의 1인당 부가가치 제고 효과에 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치고 있어서 가설 1-1, 가설 1-2, 가설 1-3 등이 입증되고 있다. 둘째, 주체적 요인으로서 고근속 생산기능직 근로자 비율이 스마트공장의 1인당 부가가치 제고 효과에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치고 있어서 가설 2-2는 입증되고 있지만, 엔지니어의 수와 인력부족률 등은 통계적으로 유의한 조절효과를 보이지 않고 있다. 셋째, 일터혁신 요소로서 교육훈련시간이 스마트공장의 1인당 부가가치 제고 효과에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치고 있어서 가설 3-2를 입증하고 있다. 반면에 근로자 참여 기반 혁신활동도 스마트공장의 1인당 부가가치 제고 효과에 단측 검증으로 $\alpha=0.10$ 수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치고 있어서 그것의 조절효과가 약하게나마 긍정적임을 시사하고 있다. 그러나 성과급은 스마트공장의

경영성과 효과에 통계적으로 유의한 조절효과를 보이지 않고 있다.

본 연구의 조절효과 분석은 여러 가지 정책적 시사점을 던져주고 있다. 첫째, 공정표준화가 스마트공장의 효과성을 높이고 있기 때문에 스마트공장의 도입 시 공정 표준화 등 공정합리화가 전제되고 있다는 점이다. 스마트공장이 정보의 정형화와 공식화를 함축하고 있기 때문에 스마트공장을 기존의 작업방식에 덧붙이는 방식으로 접근하기보다는 공정의 합리화를 위한 계기로 삼을 필요가 있음을 말해주고 있다. 둘째, 생산방식이나 원청기업의 수 등 상황적 조건에 정합적인 방식으로 스마트공장을 도입할 필요성이 제기되고 있다. 스마트공장을 도입하기 위해서 생산방식이나 원청기업의 수를 바꾸는 것은 현실적으로 어렵기 때문에 그것들에 정합적인 스마트공장 유형을 도입할 필요가 있다. 중소기업들에서도 MES나 ERP 등 정보관리시스템을 공장 전체를 대상으로 해서 도입하는 경향이 있는데, 소량생산에 근거하고 있거나 원청기업의 수가 많은 기업들에서는 문제시되는 특정 공정에 대해서 특수목적용 스마트공장이 더 적합할 수 있다. 가령, 제조현장에 인공지능을 활용하고자 할 때에는 전 작업공정에 대한 정보가 필요한 것이 아니고 특정 공정에 대한 집중적인 정보가 요구되는 경향이 있다는 점을 감안하면, 소량생산방식이나 원청기업의 수가 많은 기업에서는 굳이 전체 공정에 대한 정보보다 특수목적용 정보가 더 유용할 수 있다. 셋째, 스마트공장의 효과성을 높이기 위해서는 고속련 생산기능직 근로자들이 필요하다는 분석결과를 주목할 필요가 있다. 스마트공장의 도입과 함께 생산기능직 근로자들의 과업 역할이 치·공구의 교환, 프로그램 세팅, 유지보전, 정비 등 기계설비의 관리로 전환하고 있는데, 그것을 위해서는 고속련 생산기능직 근로자들이 요구되고 있다. 이런 점에서 스마트공장의 효과성을 높이기 위해서는 고속련 생산기능직 근로자들의 공급과 육성을 위한 정책 방안들이 요구되고 있다. 넷째, 통계적 유의도가 약하기는 하지만 본 연구의 분석 결과들은 스마트공장의 효과성을 높이기 위해서는 일터혁신과의 통합적 접근이 요구되고 있음을 시사하고 있다. 일터혁신 요소 중 교육훈련이 특히 스마트공장의 효과성에 긍정적인 영향을 미치고 있다는 점을 주목할 필요가 있다. 근로자 참여 기반 혁신활동은 약하게나마 스마트공장의 효과성에 긍정적인 영향을 미치고 있는데, 그런 혁신활동들을 스마트공장과 병행하는 수준을 넘어서서 통합적으로 접근할 필요성이 제기되고 있다. 즉, 스마트공장의 정보 수집을 통해서 확인되는 여러 가지 문제점들을 해결하고, 역으로 근로자들의 혁신활동에 스마트공장의 도움을 받는 방안을 강구할 필요성이 제기되고 있다.

마지막으로 다음과 같은 본 연구의 한계를 감안해서 연구 결과의 해석이 신중할 필요가 있다는 점도 말씀드리고 싶다. 첫째, 본 연구의 사용 자료가 횡단면 분석이기 때문에 역인과성이나 상호인과성 문제가 있을 수 있다. 이 점은 추후 패널분석이나 도구변수 기법 등을 이용해서 해결할 필요성이 제기되고 있다. 둘째, 본 연구를 위해 조사된 데이터에 근거하고 있지 않기 때문에 본 연구의 가설들의 입증에 정확하게 필요한 변수들을 얻지 못하고 대리변수들도 일부 사용하고 있다. 셋째, 『사업체패널조사』를 이용해서 기업 경영성과 효과를 분석할 때 직면하는 문제로서 분석 단위의 문제가 있다. 즉, 경영성과 정보는 기업체 단위에서 얻고 있는데, 일반적인 특성은 사업체 단위에서 조사되고 있기 때문에 양자간에 불일치가 발생할 우려가 있다. 이런 한계 때문에 하나의 기업에 속하는 사업체간 동일한 조건이라는 강한 가정을 전제할 수밖에 없고 또 그것을 통제하기

위해서 복수 사업체 여부를 독립변수로 포함하고 있지만, 그것만으로 충분한 통제가 될 수 없다는 점은 분명하다.

참고문헌

- 노용진·박경원(2020) 『스마트공장의 효과성 제고를 위한 정책방안 연구』 중소기업부
이영면·노용진·노세리(2020) 『급격한 시장환경 변화에 따른 일터혁신 평가, 모델 발굴 및 확산 방안 연구』 고용노동부

<표 1> 표본의 산업별 분포: 산업중분류 기준(N=509)

산업중분류	평균(표준편차)
10) 식료품 제조업	0.098 (0.298)
11) 음료 제조업	0.004 (0.063)
12) 담배 제조업	0.000 (0.000)
13) 섬유제품 제조업 ; 의복제외	0.033 (0.180)
14) 의복, 의복액세서리 및 모피제품 제조업	0.012 (0.108)
15) 가죽, 가방 및 신발 제조업	0.004 (0.063)
16) 목재 및 나무제품 제조업 ; 가구제외	0.008 (0.088)
17) 펄프, 종이 및 종이제품 제조업	0.018 (0.132)
18) 인쇄 및 기록매체 복제업	0.010 (0.099)
19) 코크스, 연탄 및 석유정제품 제조업	0.004 (0.063)
20) 화학물질 및 화학제품 제조업 ; 의약품 제외	0.063 (0.243)
21) 의료용 물질 및 의약품 제조업	0.010 (0.099)
22) 고무 및 플라스틱제품 제조업	0.104 (0.306)
23) 비금속 광물제품 제조업	0.029 (0.169)
24) 1차 금속 제조업	0.045 (0.208)
25) 금속 가공제품 제조업 ; 기계 및 가구 제외	0.079 (0.269)
26) 전자 부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 제조업	0.102 (0.303)
27) 의료, 정밀, 광학 기기 및 시계 제조업	0.047 (0.212)
28) 전기장비 제조업	0.065 (0.246)
29) 기타 기계 및 장비 제조업	0.116 (0.320)
30) 자동차 및 트레일러 제조업	0.098 (0.298)
31) 기타 운송장비 제조업	0.016 (0.125)
32) 가구 제조업	0.020 (0.139)
33) 기타 제품 제조업	0.016 (0.125)

Firm Performance Effects of Smart Technology in SMEs

Yongjin Nho* Seri Noh**

Utilizing Workplace Panel Survey 2019, we conduct empirical analyses on whether smart technology has a positive effect on firm performance in SMEs, and on which factors moderate its firm performance effects. Based on theoretical conjectures, we set the following hypotheses on some moderators for firm performance effects of smart technology. (1) Process standardization and mass production will have a positive moderating effect respectively, and the number of prime contractors will have a negative moderating effect. (2) The number of engineers and the proportion of skilled production workers will have a positive moderating effect respectively, and labor shortage rate will have a negative moderating effect. (3) Employee-involved innovation practice, training hours, and performance-based pay will have a positive moderating effect respectively. We draw our regression models from the Cobb-Dougllass production function. We estimate OLS models whose dependent variable is value added per capita. The results of this study indicate that smart technology does not affect positively value added per capita. The results of estimating moderating effects indicate that process standardization(+), mass production(+), the number of prime contractors(-), the proportion of skilled production workers(+) and training hours(+) have statistically positive moderating effects on the firm performance of smart technology as expected by this study. The results also indicate that employee-involved innovation practice has a weakly positive moderating effect on the firm performance of smart technology. Finally the results are summarized, and their implications are discussed.

Keywords: Smart Factory, Firm Performance, Labor Productivity, Workplace Innovation Practices Contingent Factors, Small-medium-sized Firms

* Professor, Dept. of Business Administration, Seoul National University of Science and Technology

** Research Fellow , Korea Labor Institute

스마트공장과 노동수요의 변화

이 창근*

본 연구는 사업체패널에 새롭게 포함된 스마트공장 관련 정보들을 활용하여 스마트공장이 노동 수요에 미칠 영향을 추정해보았다. 분석 결과, 공장 스마트화의 초기단계에서는 생산직에 대한 수요가 줄어들 가능성이 높은 것으로 관찰된다. 생산직은 고도화 단계에서 더 크게 수요가 감소할 가능성이 높다. 그러나 관리직 및 전문직, 사무직은 상대적으로 부정적 영향을 덜 받으며, 이는 고도화 단계에서 나타나는 새로운 작업 수요 때문인 것으로 추정된다. 그러나 제품 다양화를 추진하는 사업체들의 경우 고용에 미치는 부정적인 영향이 상대적으로 작은 것으로 나타난다. 패널에 포함된 사업체들은 고도화에 따르는 인원 감축에도 불구하고 수요가 감소하는 생산직을 교육훈련을 통해 다른 직종으로 이동시키지는 않는 것으로 보인다. 반면 고도화에 따라 내부훈련을 통해 대응하는 정도가 더 높아지는데, 이것은 관리직 및 전문직에 대한 수요가 공정 스마트화 수준이 향상되어도 크게 줄지 않는 이유를 설명하는데 도움을 준다.

주요용어 : 스마트공장, 노동수요

1. 들어가는 글

스마트공장은 정보기술(IT)을 활용하여 제조 및 기업경영을 유기적으로 통합하여 보다 유연한 맞춤형 생산을 가능하게 하는 공장이다. 스마트공장은 IT를 적극적으로 생산현장에 도입한다는 점에서는 자동화와 상통하는 면이 있지만, 노동을 기계로 대체하는 것 자체가 목적이 아니라 생산시스템의 통합과 인간과 기계의 협업을 목적으로 한다는 점에서 자동화와는 차이가 있다. 정부의 공식 설명에서도 생산자동화는 “궁극적으로 무인화 공장 지향”한다고 설명하는 한편, 스마트공장은 “제조 전 과정(기획, 설계, 유통·판매 등)을 정보통신기술(ICT)로 통합해 고객맞춤형 스마트제품을 생산하는 지능형 공장”으로 인간과 기계가 유기적으로 연결”이라고 되어있다. 이러한 이유로, 스마트공장은 노동친화적인 제조모델로 각광을 받았으며 인더스트리 4.0을 주창한 독일을 중심으로 노동 4.0이라는 개념이 역시 등장했다.

* KDI국제정책대학원 조교수

그렇다면 스마트공장은 노동수요에 어떤 영향을 미칠까? 이 질문에 대해서는 아직까지 뚜렷한 답이 존재하지 않는다. 로봇의 도입으로 대변되는 생산자동화는 이미 과거부터 상당한 시간 동안 진행되었으므로, 이를 검증하기 위한 자료가 축적된 반면, 스마트공장은 비교적 최근에 부각된 개념이어서 아직 실증분석에 충분한 자료가 거의 존재하지 않는다. 또한 자동화는 노동자 1인당 로봇의 수와 같이 자동화의 수준을 측정하기가 비교적 쉬운 반면, 스마트공장은 생산시스템 전반의 수준을 측정해야 하므로 종합적인 판단이 필요하다.

기존 연구는 다양한 방법을 통해 이러한 문제를 해결하고자 했다. 김세욱·이근희(2016)는 스마트공장 지원사업에 대한 참여 여부를 활용했으며, 이중차분법을 활용하여 고용효과를 추정했다. 방형준(2018) 역시 스마트공장추진단에서 제공한 사업 참여 여부를 활용하여 기계 제조업만을 대상으로 이중차분법으로 고용 효과를 추정했다. 이창근(2019)은 일부 산업의 1,200여개의 공장을 대상으로 실시한 조사 자료를 활용했고, 이진변수가 대신 스마트제조추진단에서 진단을 위해 사용하는 스마트공장의 5단계 분류를 사용했다.

이들 연구는 전반적으로 스마트공장 추진이 고용에 영향을 미치지 못한 것으로 결론 내린다. 그러나 여기에는 고려할 점이 몇 가지 있는데, 대부분의 기업이 추진하는 스마트공장 수준이 매우 낮다는 것, 또한 분석 대상 기간이 짧아 스마트공장에 함께 나타나는 자동화가 노동력을 대체하는 효과가 관찰되기에는 아직 이르다는 점을 염두에 둘 필요가 있다. 이창근(2019)은 이러한 점에 착안하여 공장 관리자가 앞으로의 노동수요를 어떻게 “예상하는지”를 질문했는데, 전반적으로 고용이 감소할 것으로 예측되었으며, 특히 단순생산직과 사무직은 수요가 감소할 확률이 높은 것으로 나타났다. 그러나 이는 실현된 스마트공장의 효과가 아니라 예측된 것이라는 한계가 있다.

기존 연구에서 다루지 못했던 부분들을 사업체패널이 2019년 조사에서 스마트공장 관련 질문을 추가함으로써 분석의 대상으로 삼는 것이 가능해졌다. 본 논문은 해당 질문에 대한 답변들을 활용하여 스마트공장이 노동수요에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 스마트공장 관련 정보는 아직 한번 조사가 되었을 뿐이어서, 스마트공장 수준이 올라감에 따라 나타나는 인과적 고용 효과를 패널 분석을 사용하여 추정하는 것은 어렵다. 그럼에도 불구하고, 스마트공장의 도입 목적과 도입 방식을 기존 자료들에 비해 보다 구체적으로 조사하고 있으므로 전반적으로 나타나는 양상을 파악하는데는 큰 문제가 없다고 생각된다.

11. 사업체패널 내 스마트공장 관련 변수

이 장에서는 사업체패널에 소개된 스마트공장 관련 정보들에 대한 개략적인 설명을 제시한다. 이 연구에서 가장 필수적인 정보는 개별 공장의 스마트공장 수준일 것이다. 사업체패널에서는 스마트제조혁신추진단에서 제시하는 표준적인 진단틀에 따라 다음과 같은 여섯 단계를 제시하고 있다.

- ① 미적용: 수기로 생산관리
- ② 점검: 부분적 표준화 및 실적정보 관리
- ③ 모니터링: 생산정보의 실시간 모니터링 가능
- ④ 제어: 수집된 정보를 분석하여 제어 가능
- ⑤ 최적화: 시뮬레이션을 통한 사전 대응 및 의사결정 최적화
- ⑥ 자율운영: 모니터링부터 제어, 최적화까지 자율로 운영

일반적으로 생각하는 진정한 스마트공장, 즉 데이터를 자율적으로 수집하고 처리하여 공정을 최적화하는 것은 5단계 이상에서나 기대해볼 수 있다. 최소한 4단계, 즉 최적화 수준을 달성해야 수집된 정보가 생산에 다시 반영되는 수준으로, 서론의 스마트공장 개념이 제시하는 “유기적 공정”의 특성을 일부 갖추게 된다고 할 수 있다. 이러한 이유로, 스마트제조혁신추진단에서는 2단계를 ‘기초’로, 3단계를 ‘중간1’로, 4, 5단계를 ‘중간2’로, 6단계를 ‘고도화’로 분류하고 있다.

그러나 <표 1>에서 볼 수 있듯이 2019년 기준 대부분의 공장들은 3단계 이하에 머물러있다. 반면 ‘고도화’, 즉 6단계 공장은 0.3%에 불과하며, 대략 30%의 공장이 ‘중간2’ 이상의 단계에 진입했음을 알 수 있다. 따라서 3-5단계를 합산하여 분류를 “미적용 - 기초 - 중간1 - 중간2 이상”으로 단순화한다. 이를 통해 스마트공장 수준이 상승함에 따라 나타날 수 있는 비선형적인 효과를 관찰할 것이다.

<표 1> 생산 스마트화 수준 분포

단계	추진단 분류	정의	비율(%)
0	미적용	수기 관리	12.5
1	기초	점검	18.2
2	중간1	모니터링	38.3
3	중간2	제어	28.0
4		최적화	2.7
5	고도화	자율운영	0.3

자료: 사업체패널

이제 이렇게 단순화된 분류에 따라 스마트공장의 특징들을 보다 구체적으로 살펴보도록 하자. 먼저 흔히 스마트공장의 근간을 이루는 4대 소프트웨어로 ERP(전사적기업관리), MES(제조실행시스템), PLM(제품주기관리), SCM(공급사슬관리)를 꼽는다. 해당 기술은 중소기업을 대상으로 한 정부의 스마트공장 지원사업에서도 기업들이 주로 도입하는 애플리케이션에 해당한다. <표 2>은 생산공정 스마트화 수준에 따라 활용되고 있는 생산시스템의 비율을 보여준다. 스마트화 수준이 올라감에 따라 ERP와 MES의 도입 비율이 상승하는 것을 볼 때, 이들 소프트웨어가 생산 스마트화의 핵심을 담당하고 있음을 알 수 있다. 반면 PLM과 SCM, APS(수요예측시스템) 및 FEMS(에너지관리)의 경우 중간2 단계에서부터 활용비율이 유의미하게 나타난다. 생산시스템이 상대적으로 고도화된 수준에서만 효용성이 있음을 확인할 수 있다.

<표 2> 생산공정 스마트화 수준별 생산시스템 도입 비율

단계	ERP	MES	PLM	SCM	APS	FEMS
기초	24.0	8.1	1.4	5.0	3.6	1.4
중간1	57.2	22.2	1.5	3.2	3.4	1.3
중간2	80.3	52.4	14.4	19.4	11.7	5.9

자료: 사업체패널

사업체패널에는 스마트공장의 수준과 관련된 또하나의 변수가 있다. 바로 “ICT를 활용한 정보 통합의 수준”이다. 이 변수는 스마트공장이 단순히 생산뿐만이 아니라 판매, 재고 관리 등 모든 기업 부문 간의 유기적 연결을 강조한다는 점을 반영한다. 선행연구인 이창근(2018)에서도 생산시스템의 수준을 협의의 스마트 수준으로, ICT를 활용한 기업 전반의 통합 정도를 광의의 스마트 수준으로 정의하여 차이를 부각한 바 있다. 본 연구 역시 정보 통합 수준을 생산공정 스마트화 수준과 더불어 사용할 것이다. <표 3>에 정의와 분포가 제시되어 있다. 생산 스마트화에 비해 상대적으로 낮은 수준의 비율이 높다. 이는 생산 시스템 내부의 정보 활용을 넘어 다른 부서(기능)와의 정보 연계가 아직 이루어지지 않고 있음을 보여준다.

<표 3> ICT를 활용한 정보 통합 수준 분포

단계	정의	비율(%)
1	업무관련 발생한 정보를 ICT로 연계하지 않음	43.7
2	부서(기능)별 관리시스템 내 운영에 연계	30.3
3	부서(기능)별 관리시스템 간 실시간 단방향 연계	6.8
4	부서(기능)별 관리시스템 간 실시간 쌍방향 연계	16.1
5	업무관련 발생한 모든 정보를 ICT로 연계	3.1

III. 실증분석

1. 공정 스마트화와 직종별 요구 업무량의 변화

이제 스마트공장이 노동수요에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보자. 노동수요를 결정하는 주요 요인 중 하나는 생산 과정에 필요한 업무량이다. 기술 도입에 따른 생산성 증가는 특정 업무를 수행하는데 필요한 작업량을 감소시킬 것이다. 사업체패널조사는 2019년 관련된 정보를 다음과 같이 직접적으로 질문했다. “자동화 설비/스마트공장 도입 이후 직종(직군)별 업무량은 어떻게 변화하였습니까?” 해당 질문은 자동화 또는 스마트공장을 도입한 공장들에 한해 응답을 얻었다.

<표 4>에 생산 스마트화 수준에 따라 업무량이 직종별로 어떻게 변화했는지가 나타나있다. 생산직, 그 중에서도 일선작업자가 가장 스마트공장으로 인해 업무량이 감소할 가능성이 가장 높은 직종인 것이 우선적으로 눈에 띈다. 반면 전문직(기술직), 관리직 등은 업무량이 늘어날 가능성도 병존하는 것으로 보인다. 이런 가능성은 스마트화 수준이 중간2 이상에 도달할 때 더욱 커진다. 보다 고도화되고 유기적인 생산공정을 만드는 일이 상당한 관리 노력을 필요로 하기 때문일 것이다.

<표 4> 생산 스마트화 수준과 업무량의 변화

직종	스마트화 수준	업무량의 변화							
		크게 감소	약간 감소	변화 없음	약간 증가	크게 증가	크게+약간 감소	크게+약간 증가	
관리직	기초		17.5	71.8	10.7			17.5	10.7
	중간1	0.9	27.5	64.7	6.9			28.4	6.9
	중간2+	3.7	34.1	40.5	16.8	4.9		37.8	21.6
전문직 (기술직)	기초	6.5	16.1	66.7	8.6	2.2		22.6	10.8
	중간1	4.4	31.5	55.5	8.5			36.0	8.5
	중간2+	3.7	31.6	37.5	20.7	6.5		35.3	27.2
사무직	기초		22.1	70.2	4.8	2.9		22.1	7.7
	중간1	0.9	25.9	66.7	6.5			26.8	6.5
	중간2+	3.4	31.5	43.7	16.8	4.6		34.9	21.4
생산직 조반장급	기초	5.6	22.4	62.6	9.3			28.0	9.3
	중간1	3.5	59.1	31.7	5.8			62.5	5.8
	중간2+	6.9	49.2	19.3	19.3	5.1		56.2	24.5
생산직 일선작업자	기초	17.3	23.6	50.9	8.2			40.9	8.2
	중간1	6.9	54.8	34.9	2.6	0.9		61.7	3.5
	중간2+	8.6	47.4	30.8	10.8	2.5		56.0	13.2
단순직	기초	9.4	28.1	56.3	6.3			37.5	6.3

	중간1	4.6	30.0	64.3	0.0	1.1	34.6	1.1
	중간2+	8.2	40.5	45.4	4.3	1.6	48.7	5.9

이

러한 패턴은 <표 5>와 같이 스마트화 수준의 지표로 정보 통합 수준을 사용해도 유사하게 나타난다. 전반적으로 스마트화 수준이 상승함에 따라 업무량이 감소할 가능성이 높아지지만, 관리직, 전문직(기술직), 사무직, 생산직 조반장급의 업무량이 증가할 가능성 역시 높아지는 경향을 보이며, 특히 정보의 부서 간 쌍방향 연계가 이루어지는 4단계 이상의 수준에서 더욱 그러하다.

<표 5> 정보 통합 수준과 업무량의 변화

직종	스마트화 수준	업무량의 변화						
		크게 감소	약간 감소	변화 없음	약간 증가	크게 증가	크게+약간 감소	크게+약간 증가
관리직	1단계		14.7	75.8	8.7	0.9	14.7	9.5
	2,3단계	3.4	29.8	52.2	12.9	1.7	33.1	14.6
	4,5단계	1.7	46.1	34.8	12.9	4.5	47.8	17.4
전문직 (기술직)	1단계	2.8	19.4	65.4	12.4		22.1	12.4
	2,3단계	6.8	29.0	48.5	12.7	3.0	35.8	15.7
	4,5단계	1.7	43.3	29.8	18.0	7.3	44.9	25.3
사무직	1단계		16.2	74.8	6.8	2.1	16.2	9.0
	2,3단계	3.9	29.9	54.9	9.6	1.7	33.8	11.3
	4,5단계	0.0	38.8	39.3	18.0	3.9	38.8	21.9
생산직 조반장급	1단계	2.4	33.9	52.8	10.9		36.3	10.9
	2,3단계	3.4	62.6	21.3	10.1	2.5	66.0	12.6
	4,5단계	12.7	47.0	18.8	17.1	4.4	59.7	21.5
생산직 일선작업자	1단계	10.0	33.1	47.4	9.6		43.0	9.6
	2,3단계	5.7	60.3	27.1	4.3	2.6	66.0	6.9
	4,5단계	14.4	42.0	34.8	7.7	1.1	56.4	8.8
단순직	1단계	7.8	31.3	58.3	2.6		39.1	2.6
	2,3단계	4.0	33.8	55.9	4.0	2.2	37.9	6.3
	4,5단계	10.6	40.4	46.6	1.2	1.2	50.9	2.5

이제 회귀분석을 통해 여러 변수를 통제하면서 스마트화의 수준에 따라 업무량이 변화하는 정도를 분석하도록 한다. 먼저 다음과 같은 회귀식을 고려하자.

$$y_i = \beta_0 + \sum_j \beta_{1j} \times I(SMART_i = j) + X_i \Gamma + \epsilon_i$$

y_i 는 공장 i에서 스마트화로 인하여 해당 직군의 업무량에 생긴 변화를 나타내는 범주형 변수이

며, β_{1j} 는 j단계 스마트화의 효과를 측정한다. X_j 는 각종 통제변수를 의미하며, 산업 더미와 종사자 수 기준 사업체 규모 더미(1~99, 100~299, 300~999, 1000명 이상)이 포함되어있다.

종속변수가 범주형 변수이므로, 순서형 로짓을 실시한다. 여기에 추가하여, 업무량이 약간 또는 크게 감소할 가능성을 1로, 그렇지 않을 가능성을 0으로 정의한 이진변수를 종속변수로 선형확률 모형을 추정한다. <표 6>에 회귀분석 결과가 제시되어 있다.

<표 6> 스마트화 수준과 직종별 업무량 변화

순서형 로짓	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	관리직	전문직	사무직	생산/반장	생산/일선	단순직
중간1	-0.379 (0.216)	-0.338 (0.220)	-0.112 (0.218)	-0.915** (0.202)	-0.529* (0.214)	0.038 (0.245)
중간2 이상	-0.274 (0.221)	0.151 (0.223)	0.024 (0.222)	-0.428* (0.205)	-0.151 (0.217)	-0.295 (0.240)
관측치 수	765	733	767	785	782	663
선형확률 (업무량감소=1)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	관리직	전문직	사무직	생산/반장	생산/일선	단순직
중간1	0.102 (0.053)	0.128* (0.057)	0.034 (0.053)	0.352** (0.055)	0.225** (0.055)	-0.027 (0.060)
중간2 이상	0.183** (0.053)	0.125* (0.057)	0.112* (0.053)	0.273** (0.055)	0.149** (0.056)	0.092 (0.058)
관측치 수	765	733	767	785	782	663
R-squared	0.049	0.024	0.033	0.077	0.045	0.059

주: **는 99%, *는 95% 수준에서 통계적으로 유의함.

() 안은 표준오차. 산업더미 및 사업체 종사자 규모 더미, 상수항은 표에서 생략함.

이 회귀분석은 기초 이상의 스마트화를 진행한 기업에 한해 이루어지므로, 기초 수준의 스마트화 대비 각 직종에 미치는 영향을 확인하는 것이다. 먼저 1~6열을 살펴보자. 이 결과들은 업무량이 늘어나는 경우까지를 감안하여 스마트화 수준이 업무량에 미친 영향을 추정한 것이다. 종속변수가 업무량이 매우 감소(1)~매우 증가(5)로 정의되어 있으므로, 계수들은 기초 수준 대비 중간1, 중간2 이상의 스마트화가 진행될 때 각 직종의 업무량이 범주가 한 단계 올라갈 오즈비가 얼마나 올라가는지를 보여준다. 계수가 음인 경우, 업무량이 올라갈 가능성이 기초 수준 대비 더 작다는 것을 의미한다. 표는 생산직, 특히 조반장급 이상의 현장관리자들의 업무량이 감소할 가능성이 높음을 보여준다. 중간1이 생산정보의 실시간 모니터링이 이루어지는 단계임을, 중간2가 수집된 정보를 활용하여 제어가 가능해지는 단계임을 상기하자. 현장관리자들은 생산 상태를 확인하고 지시하는 역할을 담당하는데, 이러한 역할을 스마트공장이 상당부분 대체할 가능성이 있음을 시사한다. 반면

일선작업자의 경우 중간1 단계에서 업무량이 줄어들 가능성이 높지만, 중간 2 단계에서는 그러한 효과가 나타나지 않음을 확인할 수 있다.

7~12월은 감소 가능성만 분리해서 살펴본다. 결과를 살펴보면, 대부분의 직종에서 중간2 수준 이상의 스마트화는 업무량을 감소시킬 가능성이 높으며, 특히 관리직이나 사무직의 경우 중간2 이상에서 업무량이 감소할 가능성이 높아진다. 그러나 고도의 스마트화는 동시에 이들에 대한 수요를 증가시키는 작용도 할 수 있음을 보여준다. 이는 제품과 공정의 특성에 따라 스마트화의 효과가 다르게 나타날 수 있음을 시사한다,

따라서 자동화 및 스마트화의 대상 공정이 가진 특성에 주목하여 <표 6>의 결과 뒤에 가려진 이질성을 파악해보도록 하자. 사업체패널은 어떤 공정에서 자동화를 도입하였는지를 묻는다(ICT010-ICT017).구체적으로, 다음과 같이 공정들을 대상으로 자동화가 전혀 도입되지 않았는지(1)부터 자동화가 아주 잘 도입되었는지(5) 답하게 되어있다.

- 인력을 구하기 힘든 공정
- 불량이 많이 발생하는 공정
- 산재 위험이 높은 공정
- 작업환경이 열악한 공정
- 동일 제품이 반복적으로 생산되는 공정
- 다양한 품목이 혼류 생산되는 공정
- 인건비가 많이 나오는 공정
- 생산량의 변동성이 큰 공정

해당 공정의 자동화 정도에 있어 그런 편(4) 및 매우 그러함(5)인 경우 1로 정의하고, 나머지를 0으로 정의한 변수를 새로 만든 후, 이를 스마트화 수준과 교차한 것을 회귀식에 추가하여 앞에서와 동일하게 순서형 로짓을 실시한다. 그 결과를 <표 7>에 표시했다. 표는 스마트화가 노동수요에 미치는 효과가 대상 공정에 따라 다를 수 있음을 보여준다. 대표적으로, 동일 제품이 반복적으로 생산되는 공정의 경우 중간1 단계에서 생산직에 대한 수요가 기초 단계에 비해 업무량이 감소한 것으로 나타난다. 반면 다양한 품목이 혼류 생산되는 공정의 경우 중간1단계에 접어들며 오히려 대부분의 직종에 걸쳐 업무량이 증가한 것으로 나타난다. 이 점은 상당히 주목할만한데, 자동화와 대비하여 스마트공장의 개념적 특징으로 부각된 것이 1) 소비자 취향에 부합하는 다양한 제품을 대량생산 수준의 저비용으로 생산하는 것을 목표로 하며 2) 노동을 기계로 대체하는 것이 아니라 노동과 기계의 조화 및 결합을 추구하기 때문이다. 스마트화가 반복적인 공정의 업무량은 줄이는 대신, 다양한 품목을 생산하는 복잡한 공정에 대한 업무량은 증가시킴을 보여준다. 마찬가지로 맥락에서, 생산량의 변동성이 큰 공정에 대한 관리부담이 줄어드는 것을 관리직, 전문직, 사무직에 대한 요구 업무량 감소에서 확인할 수 있으며, 인건비가 많이 나오는 공정에 대한 수요는 반대로 증가할 수 있다는 것 역시 이들에 대한 업무량 증가에서 확인할 수 있다.

<표 7> 자동화 적용 공정의 종류와 업무량 변화: 순서형 로짓

	(1) 관리직	(2) 전문직	(3) 사무직	(4) 생산/반장	(5) 생산/일선	(6) 단순직
중간1	1.032* (0.414)	0.415 (0.408)	0.712 (0.421)	0.277 (0.397)	0.763 (0.420)	0.324 (0.479)
중간2+	0.268 (0.455)	0.065 (0.451)	0.644 (0.464)	-0.235 (0.455)	0.270 (0.470)	-0.771 (0.517)
중간1 × 인력난	-2.395** (0.708)	-0.575 (0.725)	-1.847* (0.767)	-0.150 (0.684)	-0.444 (0.776)	-1.521 (0.850)
중간2+ × 인력난	-1.763* (0.723)	-0.765 (0.726)	-2.493** (0.781)	-0.644 (0.688)	-0.495 (0.782)	-1.251 (0.833)
중간1 × 불량률	-0.146 (0.816)	2.460* (0.984)	0.313 (0.832)	-0.784 (0.788)	0.231 (0.848)	0.632 (0.933)
중간2+ × 불량률	-0.202 (0.826)	3.205** (0.986)	-0.069 (0.839)	-0.481 (0.790)	0.618 (0.851)	0.538 (0.910)
중간1 × 산재 위험	-0.071 (0.611)	-0.563 (0.633)	1.870** (0.658)	0.330 (0.599)	0.549 (0.641)	1.932** (0.730)
중간2+ × 산재 위험	-0.900 (0.617)	-0.535 (0.631)	1.375* (0.660)	0.160 (0.602)	0.544 (0.648)	2.706** (0.695)
중간1 × 환경 열악	-1.672* (0.805)	-3.020** (0.992)	-2.229** (0.830)	-0.638 (0.749)	-0.904 (0.828)	0.336 (0.991)
중간2+ × 환경 열악	0.534 (0.813)	-2.105* (0.991)	-1.192 (0.835)	-0.349 (0.759)	-1.021 (0.837)	-0.947 (0.966)
중간1 × 동일제품	-1.008 (0.537)	-0.524 (0.528)	-0.180 (0.548)	-1.422** (0.509)	-1.980** (0.537)	-1.690** (0.637)
중간2+ × 동일제품	-0.108 (0.579)	-0.337 (0.563)	-0.035 (0.592)	-0.828 (0.559)	-1.692** (0.585)	-0.885 (0.667)
중간1 × 혼류 생산	2.189** (0.775)	1.981** (0.758)	1.668* (0.805)	1.874* (0.735)	2.439** (0.849)	1.997* (0.967)
중간2+ × 혼류 생산	1.212 (0.758)	0.851 (0.733)	1.502 (0.790)	1.277 (0.716)	2.336** (0.829)	2.418** (0.921)
중간1 × 고인건비	2.780** (0.708)	1.834* (0.830)	0.469 (0.720)	-0.192 (0.664)	1.395 (0.716)	-0.003 (0.800)
중간2+ × 고인건비	1.964** (0.713)	2.765** (0.840)	1.225 (0.732)	1.510* (0.668)	3.294** (0.727)	1.228 (0.800)
중간1 × 생산변동	-2.454** (0.665)	-1.018 (0.793)	-2.189** (0.673)	-0.157 (0.637)	-0.872 (0.675)	0.328 (0.808)
중간2+ × 생산변동	-1.822** (0.665)	-1.282 (0.792)	-2.229** (0.674)	-0.098 (0.637)	-1.299 (0.676)	-0.715 (0.724)
관측치 수	765	733	767	785	782	663

주: **는 99%, *는 95% 수준에서 통계적으로 유의함.

() 안은 표준오차. 산업더미 및 사업체 종사자 규모 더미, 공정 종류에 대한 계수와

상수항은 표에서 생략함.

이러한 결과는 공정의 종류에 따라 스마트공장의 효과가 다르며(김민호·정성훈 2019), 직군에 따라 노동수요의 변화에 차이가 있을 수 있다는(이창근 2019) 기존 연구와 부합하는 결과다.

2. 정보 통합 수준과 직종별 요구 업무량의 변화

앞에서 스마트공장의 개념은 생산공정에 국한되지 않음을 강조한 바 있다. 생산공정을 넘어 사업장 전반의 ICT를 활용한 통합 수준이 직종별 업무량 변화에 미치는 영향을 살펴본다. 앞 소절에서와 동일한 회귀분석을 실시하되, 공정 스마트화 수준이 아닌 ICT를 활용한 정보 통합의 수준을 독립변수로 활용한다. 결과는 <표 8>에 제시되어 있다.

<표 8> 정보 통합 수준과 직종별 업무량 변화

순서형 로짓	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	관리직	전문직	사무직	생산/반장	생산/일선	단순직
2,3단계	-0.443** (0.167)	-0.313 (0.165)	-0.511** (0.168)	-0.776** (0.158)	-0.610** (0.161)	0.238 (0.182)
4,5단계	-0.820** (0.204)	-0.253 (0.199)	-0.287 (0.204)	-0.632** (0.198)	-0.472* (0.195)	-0.356 (0.208)
관측치 수	765	733	767	785	782	663
선형확률 (업무량감소=1)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	관리직	전문직	사무직	생산/반장	생산/일선	단순직
2,3단계	0.183** (0.039)	0.146** (0.042)	0.175** (0.039)	0.299** (0.041)	0.229** (0.042)	-0.025 (0.045)
4,5단계	0.327** (0.046)	0.240** (0.049)	0.217** (0.046)	0.229** (0.049)	0.131** (0.050)	0.099 (0.052)
관측치 수	765	733	767	785	782	663
R-squared	0.095	0.050	0.060	0.092	0.062	0.057

주: **는 99%, *는 95% 수준에서 통계적으로 유의함.

() 안은 표준오차. 산업터미 및 사업체 종사자 규모 터미, 상수항은 표에서 생략함.

표에서 확인되는 것은, 생산공정에 국한된 스마트화보다 사업장 내 정보통합 수준이 향상됨에 따라 직종 전반에 걸쳐 초기 단계에 비해 고도화 단계에서 노동수요가 감소할 수 있다는 사실이다. <표 6>에서 관리직, 전문직 및 사무직이 상대적으로 영향을 받지 않았던 것에 비해 사업체 경영 전반이 효율적으로 바뀔에 따라 관리 업무의 요구량이 감소하는 것으로 보인다. 그러나 관리직을

제외하고는 계수의 크기가 4, 5단계에 접어들면서 줄어드는 것에 주목하자. 기초 수준에 비해 요구 업무량에 미치는 부정적인 효과가 다소 감소함을 의미한다. 이는 공정 자동화의 경우와 마찬가지로, 각 직종에 대한 요구 업무량이 감소할 가능성이 높음에도 불구하고 정보 통합 수준이 올라감에 따라 시스템 관리와 연관된 신규 수요가 생겨남을 시사한다.

전문직의 경우에는 앞의 결과와 마찬가지로 스마트화의 영향을 가장 적게 받는 직종으로 나타난다. 이는 스마트공장이 지속적인 시스템 관리와 조정, 그리고 훈련을 필요로 하므로 스마트화의 효과를 상대적으로 영향을 가장 적게 받는다는 이창근(2018)의 결과와도 일치하는 내용이다.

3. 추가적인 분석

이상의 결과는 공정 스마트화가 요구 업무량에 미치는 영향을 살펴보았다. 요구 업무량은 노동 수요에 직접적으로 영향을 주는 요소라는 점에서 목적에 부합하는 척도로 볼 수 있지만, 그것이 인력을 직접적으로 줄이거나 늘렸음을 의미하지는 않는다. 따라서 노동수요의 변화를 추측할 수 있는 추가적인 변수와의 관계를 살펴보자.

사업체패널에서는 IT 기술로 인한 변화로서 나타나는 전반적 인원감축 정도(DQ2027)와 직종별 인원구성 변화(DQ2028)를 묻는 질문이 있다. 이 질문들은 스마트공장 도입 여부와 무관하게 과거부터 매년 포함되었던 질문이며, 답변은 5점 척도의 범주형으로 이루어진다. 따라서 스마트공장을 아예 도입하지 않은 사업체 대비 기초 수준의 사업체가 어떤 영향을 받았는지도 확인할 수 있다. 앞서서와 같이 순서형 로짓 분석을 실시하여 스마트화와 전반적 인력의 변화 사이의 관계를 분석한다. 이와 함께 스마트공장의 도입에 따라 새로운 지식 및 숙련이 필요할 경우 어떻게 하느냐(ICT029)는 질문이 있다. 기존 인력에 미치는 영향을 추정해보기 위해 이 중 외부 인력 채용이나 외부의 도움만을 받는 경우를 0으로, 외부의 도움을 받아 내부 교육훈련을 통해 대응하는 경우를 1로 정의하고, 이를 종속변수로 삼아 선형확률모형을 추정한다. 이는 스마트공장을 추진한 사업체만을 대상으로 하고 있으므로, 기초 대비 고도화 단계에서 내부 인력을 사용해 대응하는 정도를 분석할 수 있다.

<표 9>에 결과가 제시되어 있다. 1~3열은 공장 스마트화와 인력 변화 사이의 관계를 보여주고 있는데, 중간2 이상의 고도화 단계에서 인력 감소가 나타날 확률이 높음을 보여준다. 반면, 공장 스마트화와 구성변화는 크게 연관성이 없는 것으로 나타난다. 즉 노동수요가 감소하는 직종의 노동자들을 다른 직종으로 이동시키는 경우가 나타나지 않을 수 있다는 것이다. 반면, 기초 이상 수준의 고도화로 갈수록 외부보다는 오히려 내부인력을 활용할 가능성이 커짐을 확인할 수 있다. 공장 스마트화에 수반된 설비 및 소프트웨어 투자, 그리고 이와 연계된 신규채용의 가능성은 스마트화 수준이 높아짐에 따라 오히려 감소하는 것이다. 정보 통합 수준과 인력 변화 사이의 관계도 전반적으로 유사하다. 2,3단계에 접어들면 전반적인 인원이 감축될 가능성이 높으나, 그것이 구성 변화를 수반하지는 않는 것으로 보인다. 교육훈련을 통한 내부인력의 중요성은 1단계보다 그 이상단계에서 더 높다. 이는 관리직 및 전문직에 대한 노동수요가 유지되는 이유를 짐작할 수 있게 한다.

<표 9> 스마트화와 고용의 변화

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
분석종류	순서형로짓 인원감축	순서형로짓 구성변화	선형확률 내부훈련	순서형로짓 인원감축	순서형로짓 구성변화	선형확률 내부훈련
기초	-0.144 (0.212)	-0.344 (0.213)				
중간1	0.232 (0.191)	0.057 (0.192)	0.142** (0.044)			
중간2 이상	0.396* (0.198)	0.095 (0.199)	0.222** (0.044)			
1단계				0.004 (0.191)	-0.192 (0.192)	
2,3단계				0.399* (0.195)	0.187 (0.196)	0.260** (0.033)
4,5단계				0.357 (0.217)	0.047 (0.218)	0.269** (0.039)
관측치 수	1213	1213	865	1213	1213	865

주: **는 99%, *는 95% 수준에서 통계적으로 유의함.

() 안은 표준오차. 산업터미 및 사업체 종사자 규모 터미, 상수항은 표에서 생략함.

IV. 결론

본 연구는 사업체패널에 새롭게 포함된 스마트공장 관련 정보들을 활용하여 스마트공장이 노동 수요에 미칠 영향을 추정해보았다. 본 연구의 주된 특징은 스마트공장의 수준에 따라 노동수요에 미치는 영향이 다를 수 있음을 상정하고 분석하였다는 점, 평균적인 효과 이면에 숨겨진 이질성, 즉 스마트화가 적용된 공정의 특성에 따라 다르게 나타나는 효과를 포착하였다는 점이다. 그리고 관련된 다른 질문들을 사용하여 결과를 보완하고자 했다.

전반적인 결과는 다음과 같이 요약된다. 공장 스마트화의 초기단계에서는 생산직에 대한 수요가 줄어들 가능성이 높다. 생산직은 고도화 단계에서 더 크게 수요가 감소할 가능성이 높다. 그러나 관리직 및 전문직, 사무직은 상대적으로 부정적 영향을 덜 받으며, 이는 고도화 단계에서 나타나는 새로운 작업 수요 때문인 것으로 추정된다. 그러나 제품 다양화를 추진하는 사업체들의 경우 고용에 미치는 부정적인 영향이 상대적으로 작은 것으로 나타난다.

패널에 포함된 사업체들은 고도화에 따르는 인원 감축에도 불구하고 수요가 감소하는 생산직을 교육훈련을 통해 다른 직종으로 이동시키지는 않는 것으로 보인다. 반면 고도화에 따라 내부훈련

을 통해 대응하는 정도가 더 높아지는데, 이것은 관리직 및 전문직에 대한 수요가 공정 스마트화 수준이 향상되어도 크게 줄지 않는 이유를 설명하는데 도움을 준다.

이상의 결과는 기존의 연구결과와 스마트공장 전문가들이 주장하는 바와 전반적으로 부합하는 양상을 보인다. 그러나 아직 스마트공장의 도입 및 효과에 관한 설문은 1회만 실시된 관계로, 패널 구조를 활용하여 그 인과적 효과와 메커니즘을 온전히 규명하기에는 상당한 한계가 있다. 데이터에 포함된 사업체의 다양한 인적관리 및 작업장혁신 등의 특성이 반영되지 못한 것도 이 논문의 한계다. 이는 추후 연구를 통해 보완하고자 한다.

참고문헌

김민호·정성훈, 「공장의 스마트화와 사업체 성과」, 김민호·정성훈·이창근, 『스마트공장 도입의 효과와 경제적 함의』, 한국개발연구원 연구보고서, 2019.

김세움·이근희, 『스마트공장 고용 효과 분석』, 산업통상자원부 의뢰 보고서, 2016.

방형준, 「기계 분야 스마트공장 도입 촉진에 따른 고용변화」, 2018년 고용영향평가 결과 보고회 발표문, 2018.

이창근, 「스마트공장화가 고용에 미치는 영향」, 김민호·정성훈·이창근, 『스마트공장 도입의 효과와 경제적 함의』, 한국개발연구원 연구보고서, 2019.

자동화 도입수준이 직종별 근로자의 업무량에 미치는 영향: 자동화의 도입목적에 따른 탐색적 연구

박 지 성* · 옥 지 호**

본 연구는 자동화 도입수준이 직종별 근로자(사무직 또는 생산직)의 업무량에 미치는 영향을 실증적으로 규명하고자 하였다. 자동화와 고용의 관계에 대한 기존문헌에 비해 본 연구는 다음과 같은 측면에서 차별적인 시도를 진행하였다. 첫째, 자동화의 도입목적 또는 도입동기를 대체효과와 보완효과로 구분하였다. 둘째, 자동화 도입수준이 근로자의 업무량에 미치는 영향을 규명하는 과정에서 근로자를 사무직과 생산직으로 구분하여 그 영향을 규명하고자 하였다. 한국노동연구원 이 조사하고 배포하는 사업체패널조사 8차년도 자료를 활용하여, 최종표본 574개 사업체를 대상으로 자동화 도입수준이 근로자의 업무량에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였는데, 그 결과는 다음과 같다. 첫째, 대체효과 목적의 자동화 도입수준이 증가할수록 사무직 근로자와 생산직 근로자 모두의 업무량이 감소하는 것으로 나타났다. 둘째, 보완효과 목적의 자동화 도입수준이 증가할수록 사무직 근로자의 업무량은 증가하였지만, 생산직 근로자의 업무량에 미치는 영향은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 자동화가 고용에 미치는 영향은 자동화 도입의 목적이나 동기에 따라 달라질 수 있으며, 근로자의 직종에 따라서도 그 영향이 상이할 수 있음을 시사한다.

주요용어 : 자동화 도입수준, 근로자의 업무량, 자동화 도입목적, 사업체패널조사

1. 서론

4차혁명시대에 제조업 내 생산환경은 스마트공장으로 대변되는 자동화가 급격히 진행되고 있다. 이러한 생산환경 내 변화는 단순히 생산방식 전환을 넘어 일자리 증감 및 작업환경 혁신 등 다양한 연쇄효과를 가져오고 있다. 이에 기존 연구들에서는 자동화가 미치는 영향을 주로 일자리 측면(예. 경기연구원, 2018; 허재준, 2017)이나 일터 혁신 분야(임주환, 2019; 장태우 외, 2019) 등에서 다루고 있거나 인체공학 분야처럼 작업 공정의 자동화 수준이 신체상 실제 노동강도를 어떻게 변화시키는지 수치화하고자 하는 노력을 경주하였다(Endsley et al., 1999; Kaber et al., 2000). 이러한 연구들은 자동화와 관련된 이해의 폭을 확장시키는데 기여하였으나, 자동화가 조직 수준(organization-level)에서 작업에 참여하는 근로자들의 업무량 증감에 어떠한 영향을 주었는지에 대

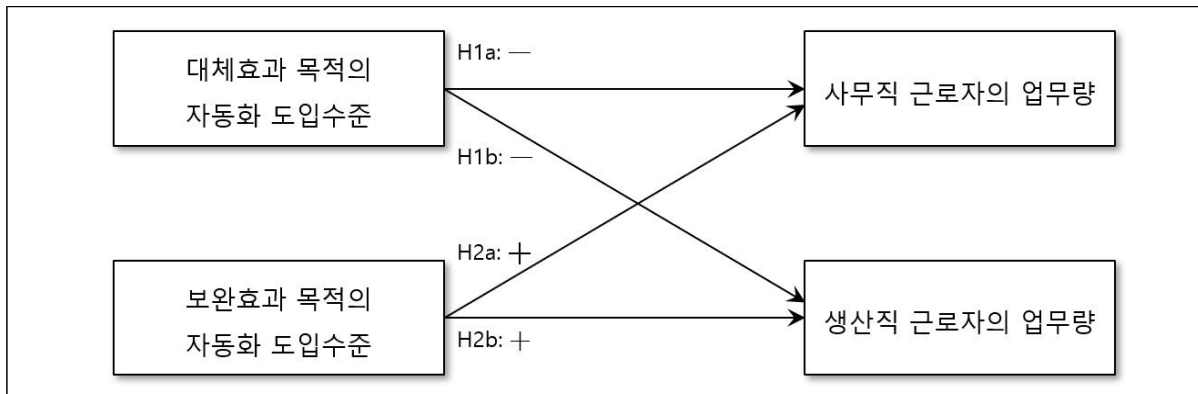
* 제1저자. 충남대학교 경영대학 부교수. jspark1@cnu.ac.kr

** 교신저자. 강원대학교 경영대학 조교수. chiho.ok@kangwon.ac.kr

해서는 밝혀진 바가 많지 않다. 특히 이러한 영향이 근로자나 자동화의 성격에 따라 어떻게 상이하게 나타날 것인지에 대해서는 충분히 다루지 못하였다는 점에서 한계를 갖는다. 특히, 개별 사업장 안에서도 직종(예를 들면, 생산직 또는 사무직)에 따라 자동화가 미치는 영향이 상이할 수 있음에도 불구하고, 선행연구에서는 이를 규명하고자 했던 시도는 매우 드물었다.

이에 본 연구의 목적은 다음과 같다. 첫째, 자동화가 사업장 내 근로자의 업무량에 미치는 영향을 실증적으로 규명하고자 한다. 연구의 분석수준이 산업, 지역 등의 거시적인 차원이나 개인의 노동강도 등 미시적인 차원이 아니라 사업체라는 조직 수준이라는 점이 선행연구와 대비되는 시도이다. 둘째, 실증 데이터를 토대로 자동화의 목적을 탐색적으로 구분하는 시도를 진행하고자 하였다. 공정의 자동화를 도입하더라도 개별 사업장이 어떤 목적과 전략으로 자동화를 도입하였는지에 따라 그 효과가 상이해질 수 있기 때문이다. 본 연구에서는 자동화의 목적을 두 가지로 구분하였는데, 효용의 관점에서 고용을 대체할 목적으로 진행되는 경우와, 노동력에 의해 수행되는 업무를 보조하여 생산성을 높이고 새로운 업무를 창출하는 보완적인 목적으로 진행되는 경우로 나누어 진행하였다. 셋째, 개별 사업장의 업무량 변화를 보다 면밀히 규명하기 위해 이를 직종별로 구분하는 시도를 진행하였다. 구분은 크게 두 가지로, 생산직과 사무직으로 나누어 접근하였다. 즉, 자동화의 도입목적(즉, 대체효과 목적의 자동화와 보완효과 목적의 자동화)에 따라 생산직과 사무직의 업무량이 각각 어떻게 달라지는지를 실증적으로 규명하고자 하였다. 이러한 연구목적은 연구모형으로 도식하여 제시하면 [그림 1]과 같다.

[그림 1] 연구 모형



II. 문헌연구

1. 자동화 관련 선행연구

자동화는 “작업과정의 많은 부분이 자율적인 기계장치들에 의해서 자동적으로 수행되는 기계나

그 체계”(노용진, 2014, p. 4)를 의미한다. 작업현장에서의 자동화는 전통적으로 인간의 노동력으로 수행되어 왔던 업무들을 기계장치들로 이전시킨다는 점에서 자동화의 진전은 작업현장 근로자들의 실질적인 업무량을 감소시키게 된다. 또한 업무량의 감소는 근무인원의 필요성을 낮추기 때문에 해고 가능성 증가와 신규 채용 감축과도 연계된다. 이러한 측면에서 기존 연구들은 자동화가 고용에 미치는 영향을 다각도로 분석하고자 하는 시도가 진행되었는데, 이를 정리하면 다음과 같다.

가. 자동화가 고용에 미치는 영향

다음으로 자동화는 업무량 감소와 연계되어 일자리 증감 여부와 관련된 논의들이 활발히 이루어져 왔다. 사업체패널자료를 활용하여 2005년부터 2015년까지 대기업과 중소기업의 자동화 수준이 노동시장에 미친 영향을 분석한 손정민(2019)의 연구에서는, 기업의 규모·노동자의 직급에 따라 자동화 수준의 영향이 상이하게 나타남이 실증되었다. 구체적으로, 자동화는 중소기업의 고용률을 줄이지만 대기업에는 고용률을 늘리는 효과가 있는 것으로 나타났다. 또한 직급별 고용 변화를 분석한 결과에서는, 대기업의 경우 자동화와 임원 비율 간의 양(+)의 관계가 나타났으나, 중소기업에서는 자동화가 관리자 및 비관리자의 비율과 음(-)의 관계가 나타나는 것으로 조사되었다. 이러한 연구결과는 자동화가 일방적으로 고용을 늘리거나 줄이는 효과가 존재하는 것이 아니라, 조직 및 개인의 특성에 따라 그 효과가 상이하게 나타남을 보여주는 결과라 할 수 있다.

또한 이상욱(2021)의 연구에서는, 은행의 자동화 도입 목적에 따라 자동화가 고용에 미치는 영향이 달라지는 것에 대한 실증결과가 제시되었다. 외국은행과 국내은행으로 구분하여 자동화가 고용에 미치는 영향을 규명한 결과, 외국은행은 은행 서비스 업무를 자동화하여 책임자급을 포함한 정규직과 비정규직 모두의 인력을 구조조정하는 경향이 짙은 것으로 나타났다. 반면, 국내은행은 비정규직 인력에 대해서만 구조조정 발생 가능성을 보이는 것에 그치는 결과가 나타났다. 이러한 결과는 자동화의 도입목적에 따라 자동화가 고용에 미치는 영향이 상이하게 나타나는 결과라 할 수 있다. 즉, 조직의 자동화 도입 목적에 따라 모든 노동을 대체할 목적으로 자동화를 도입할 수도 있고, 아니면 일부 직종에 대해서만 자동화로 고용을 대체하는 경우가 가능함을 보여주고 있다.

그 밖에도 자동화는 업무량을 기계에 의해 일부 또는 대부분 대체시키기 때문에 작업 현장 근로자들의 업무량을 감소시킨다는 연구결과들이 보고되고 있다. 이와 관련해서는 인체공학 분야에서 Endsley & Kaber (1999), Kaber et al. (2000), Kaber & Endsley(2004)의 연구 결과들에서는 공통적으로 자동화의 수준은 객관적인 업무량 뿐만 아니라, 주관적인 업무량 감소에도 통계적으로 유의한 영향을 미침을 실증한 바 있다. 국내에서는 노용진(2014)이 한국노동연구원의 사업체패널조사(2-4차 웨이브)를 활용하여 자동화와 근로시간 관행에 대해 검증하였는데, 분석 결과, 자동화기술은 실근로시간과 역 U자형 관계를 가지며, 교대조 도입 및 교대조 수와 통계적인 정(+)의 관계가 있음을 보여주었다(일부 분석 모형에서 지지).

마지막으로 김영식(2019)의 연구에서는 최근 대두되고 있는 인공지능의 도입이 고용에 미치는 영향을 관련 문헌들을 리뷰하여 정리하는 시도를 진행하였다. 그 결과, 인공지능 기술 도입에 따른

자동화 업무의 확대는 노동수요를 감소시켜 기존 근로자를 대체하는 효과가 존재함과 동시에, 새로운 업무를 창출하여 고용을 증가시키는 두 가지 효과가 공존함을 제시하였다. 즉, 자동화의 도입은 일자리를 파괴하거나(job destruction), 일자리를 창출하는(job creation) 양면적인 특성을 가지고 있으며, 이는 일자리의 종류에 따라 또는 사업체의 자동화 도입목적에 따라 상이해질 수 있다고 해석할 수 있다.

나. 자동화의 목적에 따른 구분

전술된 연구들을 종합하면, 자동화가 고용에 미치는 영향은 자동화의 도입목적이나 근로자의 특성에 따라 달라지는 것으로 정리될 수 있다. 그렇다면 자동화의 도입목적은 어떻게 분류될 수 있는가? 윤우영 외(2000)에 따르면, 기술혁신이론에서는 자동화기술 도입 동기를 크게 시장추구(market-pull) 동기와 기술추구(technology-push) 동기로 구분한다. 시장추구 동기 기반 주요 주장은 시장환경 변화로 인해 기업이 달성하고자 하는 현실 목표와 실제 달성한 성과 간에 차이가 클수록 이를 극복하기 위한 목적으로 자동화를 진행하게 된다는 것이다. 반면, 기술추구 동기는 기술환경이 변화하게 되면서 성과 목표를 달성하기 위해 자동화를 적극 도입한다는 것이 주요 주장이다. 이러한 측면에서 시장추구 동기는 다소 방어적이고 수동적인 측면이 있다면, 기술추구 동기는 보다 공격적이고 적극적인 측면이 강하다고 여겨진다(Munro & Noori, 1988). 이에 더하여 박준병(1992)은 앞의 두 가지 동기들에 사회적 동기인 사회적 압력을 추가하여 한국의 경우 임금상승이나 노사분규 등의 사회적 이슈에 대응하는 목적으로 자동화가 적극 추진되었다고 주장한 바 있다.

2. 직종에 따른 자동화 영향의 차이

한국고용정보원이 편찬하는 한국직업사전에서는 우리나라에 존재하는 5,594개 세부 직업을 직무별로 구분하여 특성을 제시한 바 있다(한국고용정보원, 2021). 특성은 크게 자료(data), 사람(people), 사물(thing) 이상 세 가지 요인으로 나누어 각 요인별로 복잡성에 따라 7-8가지 수준으로 구분되었다. 먼저 자료는 해당 직무를 수행하는 과정에서 만질 수 없는 숫자, 단어, 기호, 생각, 개념 그리고 구두상 표현을 얼마나 복합적으로 활용하는지를 설명하는 요인이다. 이는 복잡성 수준에 따라 종합, 조정, 분석, 수집, 계산, 기록, 비교 이상 일곱 가지 단계로 구분되어 제시되고 있는데, 이를 구체적으로 정리하면 다음의 <표 1>과 같다. 즉, 종합 수준일수록 복잡하고 종합적인 기능이므로 자동화로 대체될 가능성이 희박하고, 비교 수준일수록 자동화로 대체될 가능성이 높은 기능임을 의미한다.

<표 1> 자료(data)와 관련된 직무기능 수준

단계	설명
종합(synthesizing)	· 사실을 발견하고 지식개념 또는 해석을 개발하기 위해 자료를 종합적으로

	분석한다.
조정(coordinating)	<ul style="list-style-type: none"> • 데이터의 분석에 기초하여 시간, 장소, 작업순서, 활동 등을 결정한다. • 결정을 실행하거나 상황을 보고한다.
분석(analyzing)	<ul style="list-style-type: none"> • 조사하고 평가한다. • 평가와 관련된 대안적 행위의 제시가 빈번하게 포함된다.
수집(compiling)	<ul style="list-style-type: none"> • 자료, 사람, 사물에 관한 정보를 수집·대조·분류한다. • 정보와 관련한 규정된 활동의 수행 및 보고가 자주 포함된다.
계산(computing)	<ul style="list-style-type: none"> • 사칙연산을 실시하고 사칙연산 관련 규정된 활동을 수행하거나 보고한다. • 수를 세는 것은 포함되지 않는다.
기록(copying)	<ul style="list-style-type: none"> • 데이터를 옮겨 적거나 입력하거나 표시한다.
비교(comparing)	<ul style="list-style-type: none"> • 자료, 사람, 사물의 쉽게 관찰되는 기능적, 구조적, 조합적 특성을 (유사성 또는 표준과의 차이) 판단한다.

유사한 방식으로, 사람(people)에 관련된 기능을 구분한 결과는 <표 2>와 같다. 이는 직무수행 과정에서 인간 또는 인간처럼 취급되는 동물을 다루는 것을 포함한다. 복잡성 수준에 따라 자문, 협의, 교육, 감독, 오락제공, 설득, 말하기-신호, 서비스제공 이상 여덟 가지 단계로 구분되는데, 자문 수준일수록 자동화가 어려운 복잡하고 종합적인 기능을 의미하며, 서비스제공 수준일수록 자동화로 대체될 가능성이 높은 기능임을 의미한다.

<표 2> 사람(people)과 관련된 직무기능 수준

단계	설명
자문(mentoring)	<ul style="list-style-type: none"> • 법률적으로나 과학적, 임상적, 종교적, 기타 전문적인 방식에 따라 사람들의 전인격적인 문제를 상담하고 조언하며 해결책을 제시한다.
협의(negotiating)	<ul style="list-style-type: none"> • 정책을 수립하거나 의사결정을 하기 위해 생각이나 정보, 의견 등을 교환한다.
교육(instructing)	<ul style="list-style-type: none"> • 설명이나 실습 등을 통해 어떤 주제에 대해 교육하거나 훈련(동물 포함)시킨다. • 또한 기술적인 문제를 조언한다.
감독(supervising)	<ul style="list-style-type: none"> • 작업절차를 결정하거나 작업자들에게 개별 업무를 적절하게 부여하여 작업의 효율성을 높인다.
오락제공(diverting)	<ul style="list-style-type: none"> • 무대공연이나 영화, TV, 라디오 등을 통해 사람들을 즐겁게 한다.
설득(persuading)	<ul style="list-style-type: none"> • 상품이나 서비스 등을 구매하도록 권유하고 설득한다.
말하기-신호 (speaking-signaling)	<ul style="list-style-type: none"> • 언어나 신호를 사용해서 정보를 전달하고 교환한다. • 보조원에게 지시하거나 과제를 할당하는 일을 포함한다.
서비스제공(serving)	<ul style="list-style-type: none"> • 사람들의 요구 또는 필요를 파악하여 서비스를 제공한다. • 즉각적인 반응이 수반된다.

마지막으로 사물(thing)에 관련된 기능을 구분한 결과는 <표 3>과 같다. 이는 직무수행 과정에서 물질·재료·기계·공구·설비·작업도구 및 제품 등을 다루는 능력과 관련된 것을 의미한다. 복잡성 수준에 따라 설치, 정밀작업, 제어조작, 조작운전, 수동조작, 유지, 투입·인출, 단순작업 이상 여덟 가지로 구분되는데, 직무 수준이 설치일수록 자동화가 어려운 복잡하고 종합적인 기능을 의미하며, 단순작업 수준일수록 자동화로 대체될 가능성이 높은 경우를 의미한다.

<표 3> 사물(thing)과 관련된 직무기능 수준

단계	설명
설치 (setting up)	기계의 성능, 재료의 특성, 작업장의 관례 등에 대한 지식을 적용하여 연속적인 기계가공작업을 수행하기 위한 기계 및 설비의 준비, 공구 및 기타 기계장비의 설치 및 조정, 가공물 또는 재료의 위치조정, 제어장치 설정, 기계의 기능 및 완제품의 정밀성 측정 등을 수행한다.
정밀작업 (precision working)	설정된 표준치를 달성하기 위하여 궁극적인 책임이 존재하는 상황 하에서 신체부위, 공구, 작업도구를 사용하여 가공물 또는 재료를 가공, 조종, 이동, 안내하거나 또는 정위치 시킨다. 그리고 도구, 가공물 또는 원료를 선정하고 작업에 알맞게 공구를 조정한다.
제어조작 (operating-controlling)	기계 또는 설비를 시동, 정지, 제어하고 작업이 진행되고 있는 기계나 설비를 조정한다.
조작운전 (driving-operating)	다양한 목적을 수행하고자 사물 또는 사람의 움직임을 통제하는데 있어 일정한 경로를 따라 조작되고 안내되어야 하는 기계 또는 설비를 시동, 정지하고 그 움직임을 제어한다.
수동조작 (manipulating)	기계, 설비 또는 재료를 가공, 조정, 이동 또는 위치할 수 있도록 신체부위, 공구 또는 특수장치를 사용한다. 정확도 달성 및 적합한 공구, 기계, 설비 또는 원료를 산정하는데 있어서 어느 정도의 판단력이 요구된다.
유지 (tending)	기계 및 장비를 시동, 정지하고 그 기능을 관찰한다. 체인징가이드, 조정타이머, 온도계이지 등의 계기의 제어장치를 조정하거나 원료가 원활히 흐르도록 밸브를 돌려주고 빛의 반응에 따라 스위치를 돌린다. 이러한 조정업무에 판단력은 요구되지 않는다.
투입·인출 (feeding-off bearing)	자동적으로 또는 타작업원에 의하여 가동, 유지되는 기계나 장비안에 자재를 삽입, 투척, 하역하거나 그 안에 있는 자재를 다른 장소로 옮긴다.
단순작업 (handling)	신체부위, 수공구 또는 특수장치를 사용하여 기계, 장비, 물건 또는 원료 등을 정리, 운반 처리한다. 정확도 달성 및 적합한 공구, 장비, 원료를 선정하는데 판단력은 요구되지 않는다.

김세움 외(2014)는 전술된 한국직업사전의 직무기능 정보를 토대로, 자동화 가능성 척도를 제시하였는데, 자료(data)의 경우 종합과 조정은 2점, 분석은 1점, 그 외는 0점을 부여하였으며, 사람(people)의 경우 자문, 협의, 교육, 감독은 2점, 오락제공과 서비스제공은 1점, 설득과 말하기-신호는 0점을 부여하였고, 사물(thing)의 경우 설치와 정밀작업은 2점, 제어조작은 1점, 그 외는 0점을 부여하였다. 이를 토대로 기존의 직업을 분류할 경우, 한국표준직업분류 중분류 직종 중에 ‘행정 및 경영지원 관리직’의 경우는 자동화지표가 2점으로 자동화 가능성이 비교적 낮은 것으로 나타났다. 반면, 생산직군에 포함되는 ‘기계제조 및 관련 기계조작직’은 0.82점, ‘섬유 및 신발 관련 기계조작직’은 0.36점으로, 생산직군의 직종들은 자동화 가능성이 상대적으로 높은 것으로 나타났다(김은경 외, 2018).

III. 가설설정

앞 장의 논의를 종합하면, 자동화는 도입목적에 따라 그 효과가 상이할 수 있으므로 구분하여 접근할 필요가 있다. 또한, 자동화에 의해 업무량이 달라지는 영향은 직군마다 상이할 수 있으므로 이 역시 구분하여 접근할 필요가 있다. 이에 본 연구에서는 다음과 같이 탐색적으로 네 가지 가설을 정리하여 제시하였다.

첫 번째는 자동화의 목적이 대체효과인 경우이다. 자동화를 도입하는 목적이 기존 노동을 대체하는 경우는 노동력에 의해 해당 업무를 수행하는 것보다 자동화를 도입했을 때의 효율성이 높을 것으로 예상되기 때문에, 자동화 도입이 곧 업무량을 줄일 것(job destruction)이라는 예측이다. 이러한 목적으로 자동화를 도입하는 경우에는 직종에 구분 없이 업무량이 감소할 것으로 예상하였다. 즉, 자동화를 도입하는 의사결정자의 목적 자체가 노동을 대체하는 것이므로, 자동화를 도입하여 사무직·생산직 근로자의 업무량이 줄어드는 것을 의도하였을 것이고, 실제로 그러한 결과가 나타났을 것이라 예측한다. 이를 가설로 정리하면 다음과 같다.

가설 1. 자동화의 목적이 대체효과인 경우, 자동화 도입수준은 근로자의 업무량을 감소시킬 것이다.

가설 1a. 대체효과 목적의 자동화 도입수준은 사무직 근로자의 업무량에 부정적인 영향을 미칠 것이다.

가설 1b. 대체효과 목적의 자동화 도입수준은 생산직 근로자의 업무량에 부정적인 영향을 미칠 것이다.

다음으로, 자동화의 목적이 보완효과인 경우이다. 자동화를 도입하는 목적이 기존 노동력에 의해 수행되는 업무를 보조하여 생산성을 높이고 새로운 업무를 창출하는 경우를 말한다. 이 경우는 생산공정을 자동화하여 단순작업이거나, 수동으로 공정을 전환하는 과정을 자동화함으로써 공정을 단순화하는 경우이다. 이러한 목적으로 자동화를 도입하는 경우에는 반복적인 업무를 자동화로 해결함에 따라 인간은 보다 고도의 업무를 수행하게 됨으로써 업무량이 늘어날 것(job creation)이라는 예측이다. 생산직 근로자의 경우, 공정을 자동화하고 이를 운영하는 과정에서 단순반복적인 업무를 기계로 대체하는 대신 스스로 의사결정하고 판단해야 하는 업무가 향상될 것으로 예측되기 때문이다. 반면, 사무직 근로자의 경우, 공정을 자동화 수준을 고도화 하는 과정에서 요구되는 여러 가지 업무들이 추가되거나, 자동화된 공정 관련된 사무행정일, 또는 생산제품의 다변화에 따른 전략의 수립 및 실행에 있어서 관련 업무가 가중될 것이라 예측하였다. 이를 가설로 정리하면 다음과 같다.

가설 2. 자동화의 목적이 보완효과인 경우, 자동화 도입수준은 근로자의 업무량을 증가시킬 것이다.

가설 2a. 보완효과 목적의 자동화 도입수준은 사무직 근로자의 업무량에 긍정적인 영향을 미칠 것이다.

가설 2b. 보완효과 목적의 자동화 도입수준은 생산직 근로자의 업무량에 긍정적인 영향을 미칠 것이다.

IV. 분석방법론

1. 자료 및 표본

주어진 가설을 테스트하기 위해서 본 연구는 한국노동연구원의 <사업체패널조사(Workplace Panel Survey)> 데이터를 활용하였다. 사업체패널조사의 분석단위(level of analysis)는 사업장 수준(workplace level)으로서, 패널표본으로 선정된 사업체를 대상으로 격년마다 반복 조사가 진행된다. 사업체패널조사의 장점 중 하나는, 동일한 표본을 대상으로 동일한 문항을 반복 조사하는 패널 성격을 가짐과 동시에, 매차시마다 추가조사가 필요한 문항을 별도의 설문지로 구성하여 부가조사를 실시한다는 점이다. 2019년에 조사가 진행된 8차년도 조사의 부가조사에서는 제조업에 종사하는 사업체를 대상으로 자동화 및 스마트 공장에 관한 조사가 진행되었는데, 이는 조직수준(organization-level)에서 자동화 및 스마트 공장의 도입현황 및 관련내용에 관한 조사 중 최대 규모에 해당된다. 이에 본 연구에서는 8차년도 조사의 부가조사 자료를 토대로 분석을 진행하였다.

8차년도에 응답한 민간부문 사업체 2,698개 중에서 제조 및 생산을 위한 공장(공정)을 보유한 사업체는 1,062개였는데, 이 중 자동화 공정의 비율이 0%라고 응답한 경우는 분석 대상에 해당되지 않는 197개 사업체를 제외하였다. 남은 865개 표본 중 연구의 주요변수가 누락된 경우를 제외하자, 분석 대상이 되는 최종적인 표본 수는 574개 사업체(865개 사업체의 66%)인 것으로 나타났다.

<표 4> 최종표본의 조직연령, 조직규모, 산업분류에 대한 빈도분석결과

구분		빈도	비율(%)	구분(KSIC 2)	빈도	비율(%)
조직 연령	1~10년	50	8.7	전자부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비제조업 (KSIC 26)	62	10.8
	11~20년	148	25.8	자동차 및 트레일러 제조업 (KSIC 30)	61	10.6
	21~30년	165	28.8	기타기계및 장비제조업 (KSIC 29)	58	10.1
	31~40년	103	17.9	식품제조업 (KSIC 10)	55	9.6
	41년 이상	108	18.8	고무제품 및 플라스틱제품 제조업 (KSIC 22)	55	9.6
조직 규모	30명 미만	45	7.8	화학물질 및 화학제품 제조업:의약품제외 (KSIC 20)	44	7.7
	30~50명 미만	130	22.7	금속가공제품제조업: 기계및가구제외 (KSIC 25)	41	7.1
	50~100명 미만	118	20.6	전기장비제조업 (KSIC 28)	35	6.1
	100~300명 미만	162	28.2	기타	163	28.4
	300명 이상	119	20.7	합계	574	100.0

최종분석대상인 574개 사업체의 기본적인 특성을 정리하면 <표 4>와 같다. 먼저, 조직연령은 1~10년이 50개(8.7%), 11년~20년이 148개(25.8%), 21~30년이 165개(28.8%), 31년~40년이 103개(17.9%), 41년 이상이 108개(18.8%)인 것으로 나타났다. 최솟값은 6년(7개, 1.2%)이었으며, 최댓값은 88년(1개, 0.2%)였다. 정직원을 기준으로 산출된 조직규모는 30명 미만이 45개(7.8%), 30명~50명 미만이 130개(22.7%), 50명~100명 미만이 118개(20.6%), 100명~300명 미만이 162개(28.2%), 300명 이상이 119개(20.7%)인 것으로 나타났다. 최솟값은 12명(2개, 0.3%)이었으며, 최댓값은 6688명(1개, 0.2%)인 것으로 나타났다. 한국표준산업중분류(KSIC 2자리)를 기준으로 분류한 결과, 가장 빈도수가 많은 경우는 ‘전자부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비제조업(KSIC 26)’으로 62개(10.8%) 기업이 해당되었으며, 이어서 ‘자동차 및 트레일러 제조업(KSIC 30)’이 61개(10.6%), ‘기타기계 및 장비제조업(KSIC 29)’이 58개(10.1%), ‘식료품 제조업(KSIC 10)’이 55개(9.6%), ‘고무제품 및 플라스틱 제품 제조업(KSIC 22)’이 55개(9.6%) 순인 것으로 나타나, 비교적 다양한 산업에 고르게 분포하고 있는 것으로 나타났다.

2. 변수의 측정

가. 자동화 도입수준

독립변수인 자동화 도입수준은 8차년도 사업체패널조사 부가조사 중 자동화 및 스마트공장의 도입목적과 관련된 “(자동화 공정의 비율이 0% 초과라고 응답한 경우) 귀 사업체는 어떤 공정에서 자동화를 도입하였습니까?” (문항번호 ICT010-017) 문항을 활용하였다. 이에 대해 응답자는 총 여덟 개의 공정—(1) 인력을 구하기 힘든 공정, (2) 불량률이 많이 발생하는 공정, (3) 산재 위험이 높은 공정, (4) 작업환경이 열악한 공정, (5) 동일 제품이 반복적으로 생산되는 공정, (6) 다양한 품목이 혼류 생산되는 공정, (7) 인건비가 많이 나오는 공정, (8) 생산량의 변동성이 큰 공정—에 대해 리커트 5점 척도(1=전혀 그렇지 않음, 2=그렇지 않은 편, 3=그저 그러함, 4=그런 편, 5=매우 그러함)로 응답하였다.

<표 5> 자동화 도입수준에 대한 탐색적 요인분석 결과

문항	요인1	요인2	신뢰도
(1) 인력을 구하기 힘든 공정	.625	.349	.821
(2) 불량률이 많이 발생하는 공정	.635	.469	
(3) 산재 위험이 높은 공정	.905	.118	
(4) 작업환경이 열악한 공정	.855	.204	
(5) 동일 제품이 반복적으로 생산되는 공정	.104	.552	.738
(6) 다양한 품목이 혼류 생산되는 공정	.197	.769	
(7) 인건비가 많이 나오는 공정	.268	.739	
(8) 생산량의 변동성이 큰 공정	.303	.784	
고유값	2.556	2.453	
%분산	31.951	30.663	
누적 %분산	31.951	62.614	

다음으로, 주어진 여덟 개의 설문응답을 내재된 성격에 따라 몇 개의 요인(factor)으로 분류하기 위해 탐색적 요인분석(exploratory factor analysis)을 실시하였다. 요인분석은 베리맥스(varimax) 방식을 적용한 요인회전을 진행하여 실시되었으며, 그 결과는 <표 5>와 같다. 분석 결과, 여덟 개의 문항은 각각 네 개씩 하나의 요인으로 묶이는 것을 확인하였다. 구체적으로, 요인적재량이 높은 순으로 나열하면 요인1은 산재 위험이 높은 공정, 작업환경이 열악한 공정, 불량률이 많이 발생하는 공정, 인력을 구하기 힘든 공정 등으로, 이는 주로 인력에 의해 수행되어 왔으나, 인력난이나 안전 등의 이유로 해당 공정을 자동화 또는 스마트공장으로 대체하기 위한 목적으로 도입되는 공정이라 파악하였다. 신뢰도 분석 결과, 네 문항의 크론바흐 알파 값은 .821로 나타났다. 반면, 요인2는 생산량의 변동성이 큰 공정, 다양한 품목이 혼류 생산되는 공정, 인건비가 많이 나오는 공정, 동일 제품이 반복적으로 생산되는 공정 등 다양성·변동성이 크거나 반복적인 공정을 자동화하여 사람에 의한 생산성을 높이려는 보완을 목적으로 도입되는 공정이라 파악하였다. 신뢰도 분석 결과, 크론바흐 알파 값은 .738로 나타났다. 이에 본 연구에서는 첫 번째 요인을 ‘대체효과 목적의 자동화 도입수준’이라 명명하였고, 두 번째 요인을 ‘보완효과 목적의 자동화 도입수준’이라 명명하여 독립변수로 활용하였다.

나. 업무량

종속변수인 업무량은 8차년도 사업체패널조사 부가조사 중 자동화 및 스마트공장의 도입 이후 업무량 변화에 관련된 “귀 사업체에서 자동화 설비(또는 스마트 공장) 도입 이후 직종(직군)별 업무량은 어떻게 변화하였습니까?” (문항번호 ICT023-028) 문항을 활용하였다. 이에 대해 응답자는 총 여섯 개의 직종(직군)—(1) 관리직, (2) 전문직(기술직 포함), (3) 사무직, (4) 생산직 중 조반장급 이상, (5) 생산직 중 일선작업자, (6) 단순직—에 대해 리커트 5점 척도(1=업무량 크게 감소, 2=업무량 약간 감소, 3=업무량 변화없음, 4=업무량 약간 증가, 5=업무량 크게 증가)로 응답하였다. 즉, 응답값이 커질수록 업무량이 증가하는 것을 의미하며, 응답값이 작아질수록 업무량이 줄어드는 것을 의미한다. 분류하였다. 사무직 근로자의 업무량은 관리직과 사무직의 업무량 변화에 대한 두 응답을 평균하였으며, 두 문항의 크론바흐 알파 값은 .796인 것으로 나타났다. 같은 방식으로, 생산직 근로자의 업무량은 생산직 중 조반장급 이상과 생산직 중 일선작업자의 업무량 변화에 대한 두 응답을 평균하였으며, 두 문항의 크론바흐 알파 값은 .829인 것으로 나타났다.

다. 통제변수

종속변수인 업무량에 영향을 미칠 수 있는 외생효과를 통제하기 위해 본 연구는 조직연령, 조직규모, 매출액, 노조조직률, 단순직 근로자의 업무량 변화 등을 통제하였다. 먼저 조직연령은 각 사업체의 창립연도로부터 조사시점까지의 차이를 계산하여 산출하였다. 조직규모는 회사에 직접 고용된 정규직 근로자의 수로 산출하였으며, 분포가 우로 치우친 점을 감안하여 로그변환하여 분석

에 활용하였다. 매출액은 자동화 공정도입 및 업무량에 있어 매출규모 등으로 대변되는 사업체의 성과나 사업범위를 통제하기 위한 목적으로 고려되었으며, 분포가 우로 치우친 점을 감안하여 로그변환하여 분석에 활용하였다. 노조조직률은 노동조합에 의해 자동화 도입수준 및 업무량이 달라질 수 있음을 고려하기 위한 변수로서, 노동조합 가입대상자 중 노동조합에 가입한 인원의 비율을 산출하여 통제하였다. 마지막으로 단순직 근로자의 업무량 변화는, 종속변수인 업무량 변수를 측정하는 과정에서 함께 측정된 단순직 대상 업무량 값을 활용하였다. 독립변수와 종속변수가 모두 한 사람에게 의해 단일시점에 측정되었기 때문에, 이로부터 발생할 있는 동일방법편의(common method bias)의 문제를 일부 완화하는 한편, 자동화의 전반적 효과로부터 직종별 미치는 영향을 구분해 내기 위한 목적으로 단순직을 대상으로 한 업무량 변화값을 통제변수로 추가하였다.

3. 분석방법

본 연구는 두 개의 종속변수(사무직 근로자 업무량, 생산직 근로자 업무량)를 대상으로 두 개의 독립변수(대체효과 목적의 자동화 도입수준, 보완효과 목적의 자동화 도입수준)가 미치는 확인하기 위해, 종속변수 각각에 대해 최소제곱법(ordinary least squares) 모형을 적용한 단계적 회귀분석(hierarchical regression analysis)을 수행하여 가설을 검정하고자 하였다. 각각의 가설검정 과정에서 첫 번째 모형에서는 종속변수에 영향을 미치는 통제변수들을 삽입하였고, 두 번째 모형에서 두 개의 독립변수를 함께 추가로 삽입하여 독립변수가 종속변수에 미치는 영향을 확인하였다.

V. 분석결과

1. 기초통계분석 및 상관관계분석

분석에 활용된 주요 변수들의 평균 및 표준편차와 변수 간 피어슨 상관관계 값을 정리한 결과는 <표 6>과 같다. 종속변수인 사무직 근로자 업무량과 생산직 근로자 업무량 값을 살펴보면, 사무직 근로자 업무량 값이 2.888, 생산직 근로자 업무량 값이 2.579인 것으로 나타났다. 이에 대한 차이검정을 실시한 결과, 사무직 근로자 업무량의 평균값은 3점인 '업무량 변화없음'보다 통계적으로 유의한 수준에서 차이가 존재하는 것으로 나타났으며(평균차이=-0.112, $t=-3.937$, $p<.001$), 생산직 근로자 업무량의 평균값인 2.579는 통계적으로 유의한 수준에서 3점보다 낮은 것으로 나타났다(평균차이=-0.420, $t=-12.786$, $p<.001$). 한편, 사무직 근로자 업무량과 생산직 근로자 업무량의 차이를 비교하기 위한 대응표본 t 검정 결과 역시 유의한 것으로 나타나(평균차이=0.309, $t=10.508$, $p<.001$), 자동화 및 스마트공장 도입에 따른 업무량 변화는 사무직보다 생산직에서 더욱 크게 나타나는 것으로 확인되었다.

<표 6> 기초통계분석 및 상관관계분석 결과

변수명	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1. 대체효과 목적의 자동화 도입수준	(.821)								
2. 보완효과 목적의 자동화 도입수준	.000	(.738)							
3. 사무직 근로자 업무량	-.104*	.070	(.796)						
4. 생산직 근로자 업무량	-.089*	.013	.547***	(.829)					
5. 조직연령	-.014	.031	-.058	-.016	1.000				
6. 조직규모	.042	.050	-.111**	-.076	.334***	1.000			
7. 매출액	.052	.026	-.094*	-.057	.318***	.756***	1.000		
8. 노조조직률	.051	.006	-.049	-.037	.393***	.498***	.633***	1.000	
9. 단순직 근로자 업무량	-.023	-.021	.336***	.645***	-.005	-.100*	-.077	-.049	1.000
평균	0.000	0.000	2.888	2.579	27.630	4.699	10.959	0.185	2.580
표준편차	1.000	1.000	0.678	0.788	13.776	1.112	1.968	0.314	0.708
최솟값	-3.023	-2.603	1.000	1.000	6.000	2.480	7.680	0.000	1.000
최댓값	2.062	3.199	5.000	5.000	88.000	8.810	17.580	1.000	5.000

주1) * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

주2) $N = 574$

2. 단계적 회귀분석

주어진 가설을 실증적으로 검증하기 위해 단계적 회귀분석을 진행한 결과는 <표 7>과 같다. <표 7>에서 모형 1과 모형 2는 종속변수 ‘사무직 근로자의 업무량’에 대해 두 가지 자동화 도입수준(대체효과 목적의 자동화 도입수준, 보완효과 목적의 자동화 도입수준)이 미치는 영향에 대한 가설(즉, 가설 1a와 가설 2a)의 검증결과를, 그리고 모형 3과 모형 4는 또 다른 종속변수인 ‘생산직 근로자의 업무량’에 대한 두 가지 자동화 도입수준이 미치는 영향에 대한 가설(즉, 가설 1b와 가설 2b)의 검증결과를 정리하였다. 가독성을 위해 다음 단락부터는 각 가설의 번호 순서대로 가설 검증 결과를 서술하였다.

먼저 대체효과 목적의 자동화 도입수준이 사무직 근로자의 업무량에 미치는 영향을 예측한 가설 1a를 분석하기 위해 단계적 회귀분석을 진행한 결과는 <표 7>의 모형 1과 모형 2와 같다. 가설 1a는 대체효과 목적의 자동화 도입수준은 사무직 근로자의 업무량에 부정적인 영향을 미칠 것이라 예측하였다. 모형 1에서는 종속변수인 사무직 근로자의 업무량에 영향을 미칠 수 있는 통제변수를 삽입하였다.

<표 7> 단계적 회귀분석 결과

변수명	사무직 근로자의 업무량		생산직 근로자의 업무량	
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
상수	2.404*** (.214)	2.408*** (.213)	.769** (.203)	.768*** (.202)
조직연령	-.002 (.002)	-.002 (.002)	-.001 (.002)	-.001 (.002)
조직규모	-.032 (.037)	-.035 (.037)	-.009 (.035)	-.010 (.035)
매출액	-.012 (.023)	-.011 (.023)	.002 (.022)	.003 (.022)
노조조직률	.068 (.114)	.082 (.113)	.008 (.108)	.018 (.107)
단순직 근로자 업무량	.315*** (.038)	.315*** (.038)	.717*** (.036)	.716*** (.036)
대체효과 목적의 자동화 도입수준		-.064* (.026)		-.058* (.025)
보완효과 목적의 자동화 도입수준		.055* (.026)		.021 (.025)
F-value	15.596***	12.750***	81.142***	59.253***
R-squared	.121	.136	.417	.423
ΔR-squared		.015		.006
adj. R-squared	.113	.126	.412	.416

주1) * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

주2) $N = 574$

다음으로, 모형 2에서는 독립변수인 대체효과 목적의 자동화 도입수준 변수를 추가하였다. 분석결과, 모형의 전반적인 설명력이 증가하였을 뿐 아니라, 독립변수인 대체효과 목적의 자동화 도입수준이 부(-)의 방향으로 통계적으로 유의한 것으로 나타났다($b=-.064$, $p<.05$, $t=-2.411$). 따라서 대체효과 목적의 자동화 도입수준이 사무직 근로자의 업무량에 부정적인 영향을 미칠 것이라는 가설 1a는 지지되는 것으로 나타났다.

이어서 대체효과 목적의 자동화 도입수준이 생산직 근로자의 업무량에 미치는 영향을 예측한 가설 1b를 분석하기 위해 단계적 회귀분석을 진행한 결과는 <표 7>의 모형 3과 모형 4와 같다. 가설 1a는 대체효과 목적의 자동화 도입수준은 생산직 근로자의 업무량에 부정적인 영향을 미칠 것이라 예측하였다. 먼저 모형 3에서는 생산직 근로자의 업무량에 영향을 미칠 수 있는 통제변수를 삽입하였고, 모형 4에서는 독립변수인 대체효과 목적의 자동화 도입수준 변수를 추가하였다. 분석결과, 모형의 전반적인 설명력이 증가하였고, 독립변수인 대체효과 목적의 자동화 도입수준이 부(-)의 방향으로 통계적으로 유의한 것으로 나타났다($b=-.058$, $p<.05$, $t=-2.318$). 따라서 대체효과 목적의 자동화 도입수준이 생산직 근로자의 업무량에 부정적인 영향을 미칠 것이라는 가설 1b 역시 지지되는 것으로 나타났다.

다음으로, 보완효과 목적의 자동화 도입수준이 사무직 근로자의 업무량에 미치는 영향을 예측한 가설 2a를 분석하기 위해 단계적 회귀분석을 진행한 결과는 <표 7>의 모형 1과 모형 2와 같다. 가설 2a는 보완효과 목적의 자동화 도입수준은 사무직 근로자의 업무량에 긍정적인 영향을 미칠 것이라 예측하였다. 모형 1에서는 종속변수인 사무직 근로자의 업무량에 영향을 미칠 수 있는 통제변수를 삽입하였다. 뒤이어 모형 2에서는 독립변수인 보완효과 목적의 자동화 도입수준 변수를 추가하였다. 분석결과, 모형의 전반적인 설명력이 증가하였을 뿐 아니라, 독립변수인 보완효과 목적의 자동화 도입수준이 정(+)의 방향으로 통계적으로 유의한 것으로 나타났다($b=.055$, $p<.05$, $t=2.067$). 따라서 보완효과 목적의 자동화 도입수준이 사무직 근로자의 업무량에 긍정적인 영향을 미칠 것이라는 가설 2a는 지지되는 것으로 나타났다.

마지막으로, 보완효과 목적의 자동화 도입수준이 생산직 근로자의 업무량에 미치는 영향을 예측한 가설 2b를 분석하기 위해 단계적 회귀분석을 진행한 결과는 <표 7>의 모형 3과 모형 4와 같다. 가설 2b는 보완효과 목적의 자동화 도입수준은 생산직 근로자의 업무량에 긍정적인 영향을 미칠 것이라 예측하였다. 먼저 모형 3에서는 생산직 근로자의 업무량에 영향을 미칠 수 있는 통제변수를 삽입하였다. 다음으로, 모형 4에서는 독립변수인 보완효과 목적의 자동화 도입수준 변수를 추가하였다. 분석결과, 모형의 전반적인 설명력은 소폭 증가하였지만, 독립변수인 보완효과 목적의 자동화 도입수준이 종속변수인 생산직 근로자의 업무량에 미치는 영향은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다($b=.021$, $p=.396$, $t=.850$). 따라서 보완효과 목적의 자동화 도입수준이 생산직 근로자의 업무량에 긍정적인 영향을 미칠 것이라는 가설 2b는 지지되지 않는 것으로 나타났다.

분석결과를 정리하면, 대체효과 목적의 자동화 도입수준은 사무직 근로자(가설 1a)와 생산직 근로자(가설 1b) 모두의 업무량을 줄이는 것으로 나타났다. 반면, 보완효과 목적의 자동화 도입수준은 사무직 근로자의 업무량을 늘리지만(가설 2a), 생산직 근로자의 업무량에 미치는 영향은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

VI. 토론 및 결론

1. 연구의 요약

본 연구는 도입목적에 따른 자동화 도입수준이 사무직 근로자와 생산직 근로자의 업무량에 미치는 영향을 실증분석하였다. 사업체패널조사 8차년도 자료의 최종표본 574개 사업체를 대상으로 조직수준의 분석을 진행한 결과, 대체효과 목적의 자동화 도입수준이 증가할수록 사무직 근로자와 생산직 근로자의 업무량은 감소하는 것으로 나타났다. 또한 자동화 도입수준이 보완효과 목적인 경우에는 자동화 도입수준이 증가할수록 사무직 근로자의 업무량은 증가하였지만, 생산직 근로자의 업무량에 미치는 영향은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이러한 연구결과를 토대로 도출되는 시사점과, 연구의 한계점 및 추후연구방안을 정리하면 다음과 같다.

2. 연구의 시사점

첫째, 본 연구는 작업장 수준(workplace-level)에서 자동화 도입수준이 근로자의 업무량에 미치는 영향을 실증하였다는 점에서 그 의의를 갖는다. 그동안 자동화가 일자리 증감에 미치는 영향을 중심으로 한 연구들이 다수 진행되어 왔으나, 이들은 산업 및 지역을 대상으로 거시적인 접근을 진행하거나, 인체공학(Ergonomics) 분야에서 자동화 방식이나 수준에 따른 작업자의 근로시간 절감 효과를 살펴보는 등의 미시적인 접근이 주로 진행되어 왔다. 그러나 조직수준에서 자동화의 도입수준이 근로자의 업무량에 미치는 영향을 규명하려는 시도는 많지 않았다. 본 연구는 574개 사업체를 대상으로 자동화 도입수준이 업무량에 미치는 영향을 실증하여, 자동화의 도입목적과 근로자의 직종 특성에 따라 그 효과가 상이할 수 있음을 제시하였다. 즉, 자동화에 따른 고용축소(job destruction)이나 고용창출(job creation)은 개별 사업장 수준에서도 동시에 발생할 수 있음을 제시하였다는 점에서 이론적 의의를 갖는다.

둘째, 첫 번째 시사점과 연결지어서, 본 연구는 자동화 도입에 있어서 개별 조직의 전략적 의사결정(strategic decision-making)의 중요성을 시사한다. 그간의 자동화 도입이나 스마트공장 도입에 대한 논의는 주로 특정 산업이나 직종에 치중되어 마치 자동화는 개별 조직이 거스를 수 없는 외부적 요인으로 다루어져 왔다. 그러나 본 연구의 연구결과에 따르면, 자동화 도입을 어떤 목적으로 누구를 대상으로 진행하는가에 따라 그 효과는 상이하게 나타나므로, 각 조직의 전략적인 의사결정이 중요함을 제시한다. 구체적으로, 각 조직이 기존 고용을 대체하기 위한 목적으로 자동화를 도입하는 것인지, 아니면 기존 고용을 보완하여 새로운 일자리를 창출하기 위한 목적으로 자동화를 도입할 것인지에 따라 그 영향은 상반되어 나타날 수 있음을 제시한다. 따라서 향후 자동화 도입에 대한 정책적 지원 등의 사회적 논의는 개별 사업장의 전략적 판단을 고려하여 진행되어야 할 것이다.

3. 연구의 한계 및 추후연구방안

본 연구가 갖는 한계점 및 추후연구방안을 정리하면 다음과 같다. 먼저 본 연구는 횡단적 자료(cross-sectional data)를 토대로 분석이 진행되었기 때문에, 주요 변수들 간의 인과관계 추정에 있어 근본적인 한계를 갖는다. 이러한 한계는 본 연구에 사용된 자료가 사업체패널자료 8차년도 조사의 부가조사만을 활용했기 때문인데, 향후에 동일한 표본을 대상으로 조사가 반복되어 자료가 확장된다면, 동일 표본을 대상으로 패널분석(panel analysis)이나 시차를 반영한 종단분석(longitudinal analysis)이 진행될 필요가 있다.

둘째, 본 연구는 자동화 및 스마트팩토리의 도입과정에서 시스템의 차이를 구분하지 않았다. ICT 기반 시스템을 도입하더라도 경영활동 데이터를 통합관리하는 전사적 자원관리 시스템(ERP)이거나, 제품생산 과정의 데이터를 관리하는 시스템(PLM), 공장운영 및 통제, 품질관리, 재고관 등 제조현장에서 필요로 하는 제조 관련 통합된 데이터를 분석하는 시스템(MES) 등 다양한 형태의 ICT 기반 시스템이 존재한다. 본 연구는 이러한 시스템의 차이를 고려하지 않음에 따라 스마트팩토리 시스템의 유형별 효과를 구분하지 못했다는 한계를 갖는다. 추후 연구에서는 도입된 시스템 별로 사업체를 구분하여, 각 시스템이 고용에 미치는 영향을 보다 면밀히 구분하여 규명할 필요가 있다.

셋째, 본 연구는 근로자의 유형을 직종을 기준으로 생산직과 사무직의 두 그룹으로 나누어 분석하였지만, 이러한 횡적 구분 외에 직급, 직위 등을 반영한 종적 구분의 시도를 진행하지 못하였다는 한계를 갖는다. 선행연구에 의하면, 같은 생산직이라 하더라도 일선작업자인지, 아니면 조반장급인지, 관리자급인지에 따라 그 영향이 달라질 수 있음에 제기되었다. 따라서 추후연구에서는 생산직 내에서도 직급별로 구분될 때 자동화의 도입동기에 따른 도입수준이 상이한 영향을 미치는지를 구분하여 규명할 필요가 있다.

마지막으로, 본 연구는 사업체 수준의 근로자 업무량을 측정하여 분석하였지만, 이러한 자료는 각 근로자가 직접 자기보고한 방식이 아니라 인사관리 담당자로부터 수집된 자료를 활용하였다는 점에서 한계를 갖는다. 즉, 각 개별 근로자가 인식한 업무량의 변화는 인사담당자가 판단한 업무량의 증감과 다를 수 있으므로, 타당한 조사를 위해서는 실제 업무를 수행하면서 자동화 도입의 영향을 직접 받게 된 근로자들의 자기보고식 자료가 보완되어야 한다. 만약 추후 연구에서 이러한 자료의 확보가 가능하다면, 근로자가 인식한 업무량의 변화와 인사담당자가 인식한 업무량의 변화를 구분하여 둘 간의 차이를 규명하는 시도도 진행되어 관련 연구에 대한 이해를 더욱 확장할 수 있을 것이라 기대된다.

참고문헌

- 김세움·고선·조영준. (2014). 「기술진보의 노동시장에 대한 동태적 영향」. 『한국노동연구원』.
- 김영식. 2019. 「AI와 고용, 경제성장, 불평등: 최근 문헌 개관과 정책 함의」. 『한국경제포럼』, 12(3), 1-34.
- 김은경·조인숙·김지혜. (2018). 「자동화가 일자리 및 임금에 미치는 영향」. 『경기연구원 기본연구』, 1-135.
- 노용진. 2014. 「자동화와 근로시간 관행」. 『노동정책연구』, 14(4), 1-30.
- 박준병. 1992. 「공장자동화기술도입의 영향요인에 관한 연구」. 『연세대학교 박사학위논문』.
- 손정민. 2019. 「산업체 자동화의 고용 및 임금 효과: 대기업과 중소기업의 비교」. 『산업연구』, 3(1), 31-63.
- 윤우영·조영경·전재표. 2000. 「자동화 수준과 자동화 도입동기 간의 적합성이 기업의 성과에 미치는 영향」. 『세무와 회계저널』, 1(1), 179-205.
- 이상욱. 2021. 「은행 서비스 업무 자동화와 고용: 외국은행과 국내은행 비교를 중심으로」. 『한국산학기술학회논문지』, 22(3), 470-475.
- 임주환. (2019). 「주요 혁신지원 기관들의 일터혁신 지원활동 분석」. 『노동리뷰』, 35-47.
- 장태우·성시일·이정철. (2019). 「스마트공장 중소 공급기업 실태 분석과 개선 방안」. 『Entrue Journal of Information Technology』, 17(1), 77-88.
- 한국고용정보원. 2020. 한국직업사전 2020. <https://www.work.go.kr/const/JobCarpa/srch/jobDic/jobDicIntro.do>
- 허재준. (2017). 「4차 산업혁명이 일자리에 미치는 변화와 대응」. 『노동리뷰』, 62-71.
- Endsley, M. R., & Kaber, D. B. (1999). "Level of automation effects on performance, situation awareness and workload in a dynamic control task." *Ergonomics*, 42(3), 462-492.
- Kaber, D. B. & Endsley, M. R. (2004). "The effects of level of automation and adaptive automation on human performance, situation awareness and workload in a dynamic control task." *Theoretical Issues in Ergonomics Science*, 5(2), 113-153.
- Kaber, D. B., Onal, E., & Endsley, M. R. (2000). "Design of automation for telerobots and the effect on performance, operator situation awareness, and subjective workload." *Human Factors and Ergonomics in Manufacturing*, 10(4), 409-430.
- Munro, H. & Noori, H. 1988. "Measuring commitment to new manufacturing technology: Integrating technological push and marketing pull concepts." *IEEE Transactions on Engineering Management*, 35(2), 63-70.



세션 02

고용정책

사회자 : 황규성(한신대학교)

- ◆ **Would Legislation for Mandatory Retirement Affect Actual Employment?**
남재량(한국노동연구원) 231
- ◆ **임금피크제 도입 시기 결정요인 탐색: 제도유형별 경쟁사건 사건사 분석**
주익현(광운대학교) 253
- ◆ **임금피크제의 연령층별 고용효과 연구**
남재량(한국노동연구원) 267

Would Legislation for Mandatory Retirement Affect Actual Employment?

Jaeryang Nam*

This study analyzes the employment effect of retirement age legislation using a theoretical model and seeks empirical evidence through empirical analysis of Korean experience. When a deferred wage contract is made to induce workers' sincere work, an agreement on the compulsory termination of employment contracts between companies and workers, that is, retirement age, is required. If the retirement age model under these deferred wage contracts is expanded to analyze the effect of legal coercion of retirement age on employment, the legalization of retirement age induces early retirement that terminates employment before retirement age through voluntary transactions between companies and workers. Accordingly, despite the extension of the retirement age, the number of retirement age retirees decreases and the number of early retirees increases.

In 2013, through the revision of the Elderly Employment Act, Korea mandated the retirement age to be 60 years or older. Since the retirement age was set at 55 years old in many cases at the time, this legalization of the retirement age was the same as increasing the retirement age by 5 years or more at once. This is a shock that greatly increases corporate labor costs. This paper combines data from the business panel survey before and after the revision of the law with each other, and also combines them with the employment insurance DB for analysis. In addition, an empirical analysis was conducted using a method of applying the double difference method to the labor demand function, which is the result of a company's optimization behavior.

As a result, although the law was revised but has not yet been implemented, early retirement was taking place much larger than after the enforcement of the law. This is an important result indicating that adjustments based on expectations are being made more in response to the impact of the introduction of laws or systems than after the actual enforcement of the law. In addition, there has been a rapid spread of the wage peak system since the enforcement of the law, which is likely to have played a role in reducing early retirement of workers close to retirement age.

Keywords: Enactment of mandatory retirement, employment effect, mandatory retirement, early retirement, difference in difference, wage peak system

* Senior Research Fellow, Korea Labor Institute (KLI)

I. Introduction

People are currently enjoying an extended longevity that humanity has never previously experienced. While longevity is a blessing on the one hand, on the other, it has resulted in many never-before-seen changes. A major change is population aging. Most developed countries have been experiencing the aging phenomenon. This phenomenon has been gradually proceeding in the United States and countries in Europe over a relatively long period of time, while Japan has experienced highly rapid aging. South Korea has recently experienced more rapid aging due to the long-lasting low birth rate following the rapid decline in fertility. South Korea's aging speed is far exceeding that of Japan.

Aging is mostly accompanied by an increasing healthy life expectancy. Thus, aged people have commonly shown strong work ability and motivation despite their high agedness. In countries where the pension system is well-established and can financially support retirement life, the aged prefer to undertake economic activities through pensions rather than work. However, in the case where the pension system is not well-established or where the pension is not sufficient to leading an economic life due to a low income replacement ratio, aged workers are more actively engaged in the labor market.

In response to this situation, some countries that have already experienced aging and have established a relatively strong pension system are exerting efforts to alleviate the financial burden associated with aging by lowering the normal retirement age. Although these efforts by the government have not been successful due to opposition from (future) pensioners, this process has resulted in the gradual raising of the normal retirement age. In other words, the mandatory retirement age is constantly being raised. The United States and the United Kingdom have repealed the mandatory retirement age. Japan has been raising the mandatory retirement age, and recently, the post-retirement employment system has been expanding.

South Korea, which does not have a well-established a pension system with a low-income replacement ratio, is in a significantly different situation compared to other countries. Nevertheless, South Korea recently raised the mandatory retirement age. South Korea revised the Elderly Employment Act (in May 2013) ¹⁾ to enact a mandatory retirement age or implement the “mandatory quota system for employing those aged 60 or older.” The previous Elderly Employment Act provided only a recommended retirement age, which was not mandatory. This mandatory retirement age was enacted “to ensure job opportunities for

1) Officially titled as “Act on Prohibition of Age Discrimination in Employment and Elderly Employment Promotion”(Abbreviated as : Elderly Employment Act)

workers with the ability to work.”²⁾

The revised law changed the provision regarding the mandatory retirement age from recommended to mandatory and set the retirement age to be 60 or higher, providing that the mandatory retirement age is otherwise deemed to be 60 years or higher. The provisions related to the mandatory retirement age in the revised Elderly Employment Act have been effective for workplaces with 300 or more employees since January 2016 and for those with less than 300 employees since January 2017. Before the revision of this law, the average age for retirement set by companies and employees at large companies was 57, and the mandatory retirement age was commonly set as 55. Thus, this revised law provides workers the opportunity to work until they are at least 60 years of age, and for this reason, this revised Elderly Employment Act is also called the "Retirement Extension Act."

Countries that experienced aging earlier in time are raising their mandatory retirement ages, and other countries that have recently experienced rapid aging are raising or enacting a mandatory retirement age. For the mandatory retirement age set by law to be meaningful, the newly set mandatory retirement age must be higher than the existing one. In this respect, the enactment of mandatory retirement can be understood as being inclusive of the raised retirement age.

Then, what effects would the enactment of mandatory retirement or the raising of the legal retirement age have on the labor market? Would this enactment lead to the prolongation of employment for aged workers with the ability to work as the policy authorities had intended? This article attempts to answer these questions and hypothesizes that similar achievements cannot be reasonably expected due to differences in the situations pertaining to different countries. However, a theoretical analysis on the effects of this enactment of mandatory retirement on the labor market is possible when a country enforces a retirement age as mandatory in accordance with the law under a situation where companies and workers are voluntarily concluding contracts without any restriction on mandatory retirement in the labor market. First, this study conducts a theoretical analysis on the effects of enacting mandatory retirement on employment. This study is focused mainly on the question regarding what choices companies and workers would make to optimally respond to this new restriction where mandatory retirement is legally enacted in comparison to when there was no restriction imposed on retirement.

Next, this study analyzes whether the results derived from such theoretical analysis could be empirically verified. In this regard, South Korea's experience in enacting mandatory retirement is crucial. South Korea's enactment of mandatory retirement and the radical raise in retirement

2) Reasons and Major Detail for Partial Revision of Enactment No. 11791, National Law Information Center

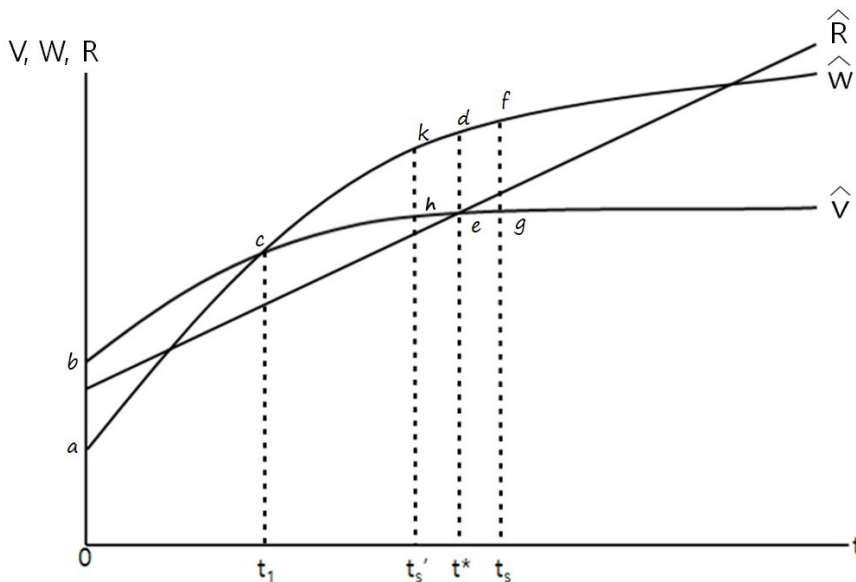
age by about five years significantly affected the labor market due to the increased labor cost for companies. Thus, if the labor market data collected during this period in South Korea can be strictly processed to identify the effects of enacting mandatory retirement on employment, this will serve as essential empirical evidence.

II. Effects of Enacting Mandatory Retirement

1. The Model

A delayed wage contract, which refers to wage contracts in which a worker receives less than the marginal value he or she has contributed when they are young and receive more after retirement, reduce the incentive for workers to shirk. Suppose an individual has a lifelong marginal value of productivity of labor $V(t)$, which reflects productivity improvement through work experience, and a wage rate $W(t)$. Let's denote the optimal delayed wage contract $\widehat{W}(t)$, which induces a high level of effort to the optimal choice of workers under the contract, and corresponding VMP $\widehat{V}(t)$. Also let's represent the life-time reservation wage path that reflects the opportunity cost for such labor input $\widehat{R}(t)$. Under this wage contract, both workers and employers can reap greater benefits than if they are not.

Figure 1. Mandatory retirement and early retirement



Under this wage contract, the time when the present value of the amount received less young and later more is equal to each other, ie $abc = cde$ in figure 1, is the termination date of the employment contract. But at that point, the wage that the worker receives exceeds their marginal productivity, so mandatory termination of employment contracts is necessary in advance. If $\widehat{V}(t) = \widehat{R}(t)$ at time t^* , then $\widehat{W}(t)$ that satisfies equation (1) is the optimal balance path and t^* is the mandatory retirement time in this contract made by voluntary transactions between the firm and the worker. Lazear (1979) looks here for important reasons why a mandatory retirement exists.

2. Early Retirement

The term "mandatory retirement" refers principally to the end-of-employment date set by the employment contract concluded by free trade between a company and a worker rather than the mandatory retirement age enforced by a country. However, in reality, many countries set the mandatory retirement age by law to impose this restriction on economic actors.

To examine the effects of enacting a mandatory retirement age, suppose that the government mandates employment until a certain age t_s for some reason. For this legal retirement age to be meaningful, t_s must be greater than t^* , the contract retirement age. In this case, following relationship is satisfied. $W(t_s) > R(t_s) > V(t_s)$, where $t_s > t^*$. As a result, workers will try to work longer for an extended period of time $(t_s - t^*)$, and eventually, gain additional benefits as much as A in equation (2), that is $edfg$ in figure 1, which exceeds the workers' own marginal productivity. However, the company will experience a loss of A . Therefore, a company goes bankrupt.

$$(2) \int_{t^*}^{t_s} \widehat{W}(t) e^{-rt} dt - \int_{t^*}^{t_s} \widehat{V}(t) e^{-rt} dt \equiv A.$$

This response can be largely divided into two categories. First, companies respond to obtain the initially intended results by terminating the employment contract at the original voluntary retirement age t^* rather than the legally enforced mandatory retirement age t_s to avoid bankruptcy. This intend can be realized as an equilibrium under full information knowing that the worker may not receive as much as A due to bankruptcy after $(t_s - t^*)$ period of additional work. In this case, the mandatory retirement legislation has no effect on economic agents' decision-making. However, there is a problem where the legal retirement age and the

actual retirement age are separated.

Second, because a worker may demand their legal retirement age t_s through a lawsuit when t^* is reached in the first case, companies would avoid this situation. Rather than terminating the employment contract t_s' earlier than the original optimal equilibrium retirement age t^* , the company can decide to provide workers with additional benefits amounting to A for workers according to the enactment of mandatory retirement.³⁾

$$\int_{t_s'}^{t^*} \widehat{W}(t) e^{-rt} dt - \int_{t_s'}^{t^*} \widehat{V}(t) e^{-rt} dt = A.$$

The worker then becomes indifferent between working for the company up to the original retirement age t^* and terminating the employment relationship with the company and only working up to t_s' in exchange for receiving the new offer A. This worker can receive at least as much as his or her VMP from other companies, that is $\int_{t_s'}^{t^*} \widehat{V}(t) e^{-rt} dt$.

Thus, a company can provide the amount A for the worker and terminate the contract with the worker at t_s' . This company prevented the loss as much as A that will occur in the future by terminating the contract with this worker early. As shown in Figure 1, amount A corresponding to the area $hkde$ is not a wage paid for worker's current work, but rather a delayed payment of what this worker paid less when he or she was young. Therefore, companies do not suffer losses from this. Eventually, early retirement of workers occurs earlier than the retirement age of the contract.⁴⁾ Furthermore, the gap widens between the legal and actual retirement age.

In fact, this type of new contract is not unfamiliar in South Korea. This type of contract, known as early retirement or early resignation, is also a common method when employment adjustments are necessary. This contract is called voluntary resignation or voluntary retirement. We can find the reason for the existence of such retirement compensation, in other words termination payment or consolatory payment, if early employment adjustment is made in the presence of the mandatory retirement system.

It is highly likely that the corporate response to the implementation of the Retirement

3) Of course, the timing of early retirement may be shorter or longer than t_s' . The t_s' presented by this study is one of the reasonable criteria that is not arbitrary.

4) Even without enactment of the mandatory retirement age, the employment contract may be terminated earlier than t^* by voluntary transactions between companies and workers at an earlier date than the termination of employment under a delayed wage contracts. However, due to the legalization of the retirement age, early retirement is inevitable.

Extension Act is being made smoothly without causing much trouble by utilizing this early retirement model. Moreover, because company losses that are incurred as a result of the mandatory retirement age are significantly high in South Korea where the slope of the wage curve is steeper than that in other countries, this type of transaction is likely to be used in the labor market.

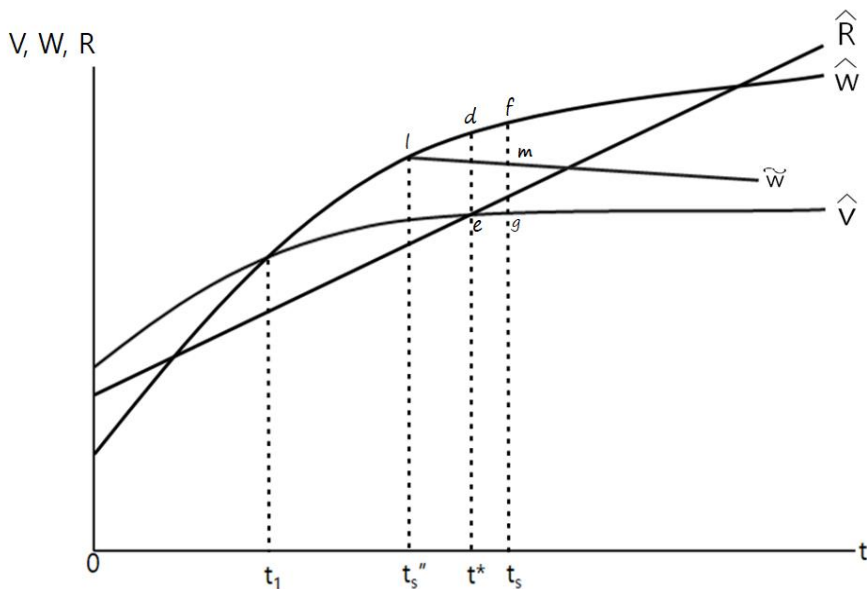
3. Wage Peak System

Companies may respond to the legislation of retirement age through wage adjustment, not employment adjustment. For some $t_s'' (\leq t^*)$, a new wage schedule $\tilde{W}(t)$, which satisfies Equation (4), would allow company losses to be zero, allowing employment to continue until the legal retirement age.

$$(4) \int_{t_s''}^{t_s} \widehat{W}(t) e^{-rt} dt - \int_{t_s''}^{t_s} \tilde{W}(t) e^{-rt} dt = A$$

The specific form of $\tilde{W}(t)$ may be various. First, a wage system could prevent wages from rising after a certain age. Second, a wage system could allow the wage to fall after a certain age as shown in Figure 2. Third, a wage system allows wage to follow the original wage schedule $\widehat{W}(t)$ until t^* and subsequently $\widehat{V}(t)$ until t_s .

Figure 2. Wage peak system



In any form, employment can be maintained to the legal retirement age of t_s , if the company's loss of $edfg$ is adjusted by lfm , which has the same present value as the corporate loss due to the legislation of the retirement age of t_s . In South Korea, where the slope of the wage curve is highly steep, such wage adjustment has been very prevalent before and after the enactment of mandatory retirement; this wage adjustment scheme is called the wage peak system.

III. The Empirical Model

1. Labor Demand

To perform empirical analysis, it is necessary to establish a model for analysis. This study intends to explore this issue in terms of labor demand as the profit maximization behavior of a company by considering that the raised retirement age will have a direct effect on corporate labor demand. First, assume a production function is as follows. $Y = AF(L, K)$. Here, Y refers to output, A production technology, and L and K the amount of labor and capital invested, respectively.

Under this situation, the optimal labor demand L^* is determined as a function of input price, output and production technology as a result of the company's optimization or profit maximization behavior. If we log linearize the labor demand function and represent the wage rate as w and the rent rate of capital as r , expressions such as equation (5) would be possible.

$$(5) \ln L^* = \alpha_0 + \alpha_1 \ln A + \alpha_2 \ln(w/r) + \alpha_3 \ln Y.$$

2. Difference in Differences

Difference in differences (DD) is an empirical analysis method that can be used to analyze the effects of law enforcement. The DD can produce highly convincing and persuasive results if the basic conditions required by this method are met. Thus, this study will additionally introduce and utilize this DD in the model to conduct empirical analysis. In other words, this study establishes a model for empirical analysis by additionally introducing the DD, which is useful for evaluating the performance of the introduction of a specific system, in addition to

equation (5), which gives the profit maximization behavior of a company.

This study defines the treatment group as companies that continue to apply the mandatory retirement system and selects a comparison group with companies that do not continue to apply the mandatory retirement system⁵⁾. Based on these considerations, a regression model can be established to evaluate employment performance depending on whether or not to continue to apply the mandatory retirement system R_j ⁶⁾, as shown in Equation (6).

$$(6) \quad \Delta \ln L_{jt}^* = \beta_0 + \beta_1 R_j + \beta_2 \Delta \ln A_{jt} + \beta_3 \Delta \ln w_{jt} + \beta_4 \Delta \ln Y_{jt} + \beta_5 X + \Delta \epsilon_{jt}.$$

The effect of the retirement age legislation can be estimated by introducing a new dummy variable which is 0 in the case of establishments with the retirement age of 60 or older and is 1 in the case of the retirement age under 60 among businesses implementing the mandatory retirement system. The former is appropriate as a comparison group because it is not affected by the legislation. Businesses with a retirement age of less than 60 are subject to the legislation, so they become treatment group.

3. Early Retirement

In the previous theoretical analysis, we looked at the fact that the legislation of retirement age will lead to early retirement. However, in equation (6) to be used for regression analysis, the dependent variable is expressed as the employment growth rate of each business, so it cannot be used to analyze early retirement. To explicitly introduce early retirement, let's change the left side of equation (6) as follows. The employment growth rate can be expressed as $\Delta L/L$, and ΔL is the same as the difference between the number of job accession J and the number of job separation S , so $\Delta L = J - S$. Here, S will be consisted of separations according to various reasons, that is, S_i . Early retirement is one of them. Namely,

$$S = \sum_{i=1}^k S_i.$$

Therefore, we can change the left side of equation (6) as follows.

$$\Delta \ln L_{jt}^* = J/L - \sum_{i=1}^k S_i/L.$$

The variable of particular interest in this paper is early retirement, and if early retirement S_k

5) This matter will be discussed just as below in more detail.

6) The values of 1 and 0 are assigned to the businesses that are the implementing mandatory retirement system, and those that are not implementing this system, respectively.

at the time of t of company j is expressed as S_{kjt} , there will be no big problem even if the regression equation (6) is expressed as (7).

$$(7) \quad S_{kjt} / L_{jt} \approx \beta_0 + \beta_1 R_j + \beta_2 \Delta \ln A_{jt} + \beta_3 \Delta \ln w_{jt} + \beta_4 \Delta \ln Y_{jt} + \beta_5 X + \Delta \epsilon_{jt}.$$

In this study, equation (7) will be used for regression analysis together with equation (6).

4. Unbiased Estimator for the DD Design

The selection of comparative groups is crucial for analyzing the effects of the legislation using DD. This study set 2011, which is before May 2013 when the Act was revised, to be the reference period (before), and 2015, which was after the revision, to be the comparison period (after)⁷⁾. The treatment group includes businesses that implemented the mandatory retirement system as of both 2011 and 2015, and the comparison group includes businesses that did not implement the mandatory retirement system as of both 2011 and 2015. If the treatment and comparison groups are not defined as such, including businesses that changed the status of the implementation of the mandatory retirement system in this analysis, the employment effects caused by executing the legislation would be determined as an estimator with bias. This will be discussed in more detail below.

We can also set the treatment group and the comparison group differently. As already seen, businesses with a retirement age of 60 or older can be selected as a comparative group, and businesses with a retirement age of 59 or less can be defined as a treatment group.

Now let us introduce the DD design. Equation (8) introduces a basic DD design into the context of this study; j and t are subscripts representing business and time, respectively. Y_{jt} is a variable representing the employment level at the time t of business j , and R_j is a variable having a value of 1 or 0, depending on whether or not the business j is running the mandatory retirement system or whether or not the business j is running the mandatory retirement age under 60. Furthermore, P_t has a value of 1 or 0 depending on whether it is post- or pre-treatment. In this situation, the purpose of this analysis is to estimate the coefficient of the interaction term denoted by β_3 or the employment effect resulting from the legislation.

$$(8) \quad Y_{jt} = \beta_0 + \beta_1 R_j + \beta_2 P_t + \beta_3 R_j \cdot P_t + \epsilon_{jt},$$

7) The WPS includes survey data from odd years only.

$$R_j = \begin{cases} 1 & \text{if } \textit{operating MRS} \\ 0 & \textit{otherwise} \end{cases} \quad \text{or} \quad R_j = \begin{cases} 1 & \text{if } \textit{MR age is under 60} \\ 0 & \textit{otherwise} \end{cases},$$

$$P_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \textit{post-treatment} \\ 0 & \text{if } \textit{pre-treatment} \end{cases}.$$

Let us take a look at the unbiased estimator under this situation. In other words, take a look at the estimation of the employment effects caused by the legislation. Figure 4 visually shows the situation in equation (8). The employment level of businesses that are implementing the mandatory retirement system is $\beta_0 + \beta_1$ before the legislation. However, because the employment level of the businesses that are implementing the mandatory retirement system is β_0 , the difference between them is β_1 .

Suppose that the retirement age is now raised by law. Then, the employment level of the businesses that are implementing the mandatory retirement system becomes $\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3$. Thus, the differences in employment levels before and after the legislation become $\beta_2 + \beta_3$, and the differences in employment levels between the businesses that are and are not implementing the mandatory retirement system are $\beta_1 + \beta_3$. In this state, another difference results in the desired β_3 .

To accurately estimate the employment effect caused by the legislation of interest, the treatment and comparison groups must be consistent with what shown in Figure 3. In other words, the treatment group must include businesses that are implementing the mandatory retirement system both before and after the legislation. Moreover, the comparison groups must include businesses that are implementing the mandatory retirement system both before and after the legislation. If the treatment and comparison groups are well established in this manner, the desired β_3 can be accurately estimated.

Figure 3. Unbiased Estimator for the Design

		Legislation		Difference
		Before	After	
MRS / MR Age	Implemented / MR Age under 60	$\beta_0 + \beta_1$	$\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3$	$\beta_2 + \beta_3$
	Non-implemented / MR Age 60 or over	β_0	$\beta_0 + \beta_2$ $(\beta_0 + \beta_1 + \beta_2)$	β_2 $(\beta_1 + \beta_2)$
Difference		β_1	$\beta_1 + \beta_3$ (β_3)	β_3 $(\beta_3 - \beta_1)$

However, if the comparison group is not well defined in this manner, the estimate will be biased. Suppose, for example, that the comparison group includes the businesses that were not implementing the mandatory retirement system before the legislation and began implementing the mandatory retirement system after the legislation. Then, the employment level of the comparison group after the raised retirement age would not be $\beta_0 + \beta_2$, as shown in Figure 3, but $(\beta_0 + \beta_1 + \beta_2)$ with β_1 added. Accordingly, the difference after the raised retirement age becomes (β_3) , and not $\beta_1 + \beta_3$ as shown in Figure 3. Thus, the DD result becomes $(\beta_3 - \beta_1)$, not β_3 .

VI. Empirical Analysis

1. Data

The data used for analysis was gathered from the Workplace Panel Survey (WPS; Korea Labor Institute). The WPS is suitable for empirical analysis in this study because the data have been created by investigating whether to implement the mandatory retirement and retirement age in addition to the variables necessary to analyze the profit maximization behavior of companies.

The WPS basically targets businesses with a size of 30 persons or more. The WPS data show that businesses with a mandatory retirement system accounted for 77.2% (using existing samples only) in 2015. This ratio is similar to 76.3% of the businesses implementing the mandatory retirement system among businesses with a size of 30 persons or more in the supplementary survey in the Report on Labor Force Survey at Establishments (Ministry of Employment and Labor, 2015), which is a representative dataset on mandatory retirement. Another supplementary survey conducted by the Report on Labor Force Survey at Establishments (2017) revealed that the proportion of entire businesses implementing the mandatory retirement system, including businesses with a size of less than 30 persons, is only 18.7%. Eighty percent or more of businesses in sectors such as electricity, gas, steam, water suppl, and the financial and insurance industries are implementing the mandatory retirement system. The proportion of businesses with unions implementing the mandatory retirement system reached 94.7%.

2. Basic Statistics

The basic statistics of the major variables to be used for empirical analysis are presented in Tables 1 through 4. Table 1 and 2 is for equation (6) and concerning that 2011 and 2015 datasets was combined as panel and 2011 and 2017 datasets as well.⁸⁾ Table 3 and 4 is for equation (7).

Table 1. Basic statistics for equation (6): 2011 - 2015

	Entire		Establishment that were implementing the MRS		Establishment that were not implementing the MRS	
	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.
Employment growth rate	-0.003	1.016	-0.006	0.961	0.018	1.601
Whether MRS continued	0.856	1.298	1.000	0.000	0.000	0.000
Real sales growth rate	-0.007	2.934	-0.027	2.925	0.111	3.011
Increase rate of real labor costs per capita	0.036	1.344	0.031	1.284	0.070	2.001
Obs. weighted	7,002		5,994		1,008	

Table 2. Basic statistics for equation (6): 2011 - 2017

	Entire		Establishment that were implementing the MRS		Establishment that were not implementing the MRS	
	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.
Employment growth rate	0.021	1.105	0.014	1.088	0.091	1.385
Whether MRS continued	0.906	1.133	1.000	0.000	0.000	0.000
Real sales growth rate	-0.220	4.898	-0.250	4.935	0.066	3.723
Increase rate of real labor costs per capita	0.133	1.210	0.142	1.141	0.052	2.225
Obs. weighted	7,104		6,436		668	

Table 3. Basic statistics for equation (7): 2011 - 2015

	Entire		Mandatory retirement age			
			60 or over		Under 60	
	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.
Separation ratio of age 55~59	0.073	0.260	0.058	0.203	0.077	0.271
Employment growth rate	-0.010	1.193	-0.090	1.504	0.014	1.090
Whether MRS continued	1.000	0.000	1.000	0.000	1.000	0.000
Real sales growth rate	-0.020	2.909	-0.098	1.916	0.004	3.106
Increase rate of real labor costs per capita	0.044	1.440	0.101	1.978	0.027	1.268
Obs. weighted	5,885		1,359		4,525	

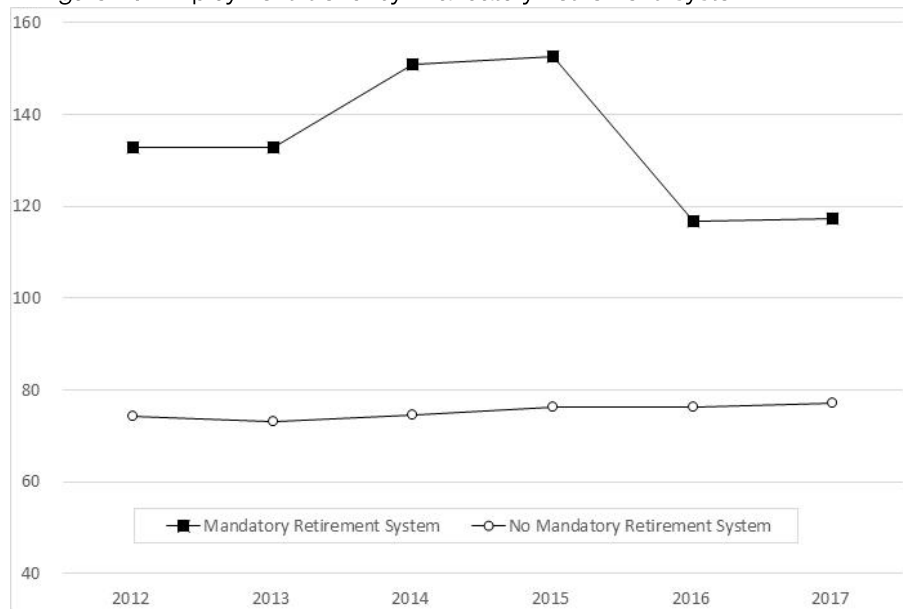
8) However, the public sector was excluded from this analysis, and cross-sectional weight was used as the weight required for this analysis. Because the longitudinal weight was not fully assigned, the longitudinal weight was not used in this study. Furthermore, to eliminate outliers, the cases in which the employment growth rate measured by logarithmic difference exceeded ± 1 were excluded from this analysis.

Table 4. Basic statistics for equation (7): 2011 - 2017

	Entire		Mandatory retirement age			
			60 or over		Under 60	
	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.
Separation ratio of age 55~59	0.074	0.276	0.073	0.254	0.074	0.281
Employment growth rate	-0.015	1.578	-0.072	1.620	0.000	1.566
Whether MRS continued	1.000	0.000	1.000	0.000	1.000	0.000
Real sales growth rate	-0.307	4.997	-0.130	2.141	-0.356	5.442
Increase rate of real labor costs per capita	0.136	1.190	0.100	1.490	0.147	1.108
Obs. weighted	5,885		1,340		4,901	

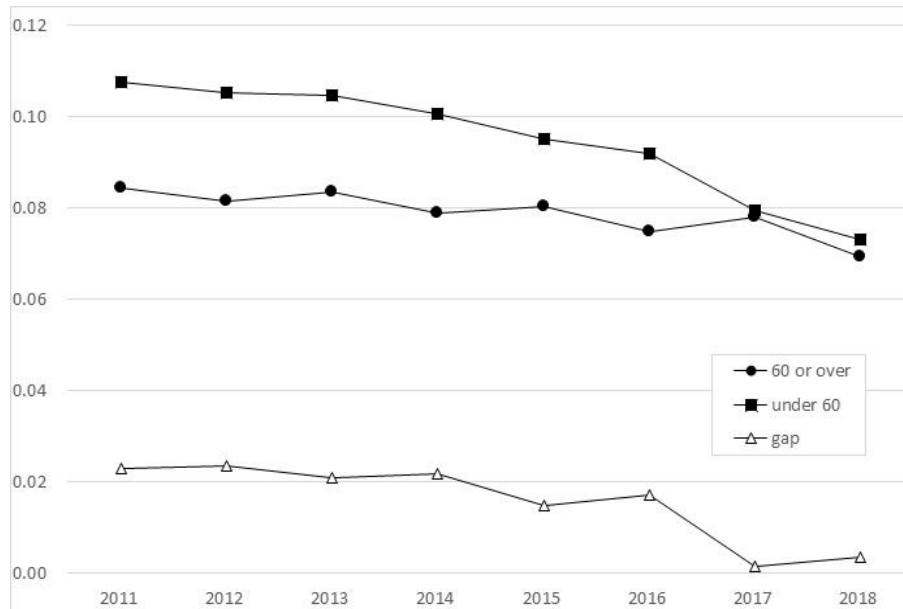
Figure 4 shows the employment trend by the implementation of the retirement age system, a dependent variable to be used for regression analysis. The trend in the ratio of early retirees aged 55 to 59 obtained from the employment insurance DB, that is, the turnover ratio, is presented in Figure 5 by classifying them by retirement age of 60 or older.

Figure 4. Employment trend by mandatory retirement system



Source: Workplace Panel Survey, Korea Labor Institute.

Figure 5. Separation ratio by mandatory retirement age



Source: Employment Insurance DB, Ministry of Employment and Labor

3. Estimation Results

A. Early Retirement

Now let us look at the results for estimating the regression equation. Table 3 and 4 are the estimated results for equation (7). As discussed above, the regression equation (7) is to estimate the effect of retirement legislation on early retirement. Table 3 is the result of estimating the effect of early retirement of the retirement age legislation through the implementation of the retirement age system, and Table 4 is estimated through whether the retirement age is 60 years or older.

First, as shown in Table 3, the coefficient estimates of dummy variables indicating whether the retirement age system is implemented are all positive (+) in statistically significant cases. This is the result of the legalization of the retirement age statistically significantly increasing early retirement of businesses operating the retirement age system when businesses that do not operate the retirement age system are used as comparison group. And most of the coefficient estimates for the other major control variables presented in this table are statistically significant.

Furthermore, looking at the results of Model 3, which controls most of the necessary variables, the legalization of retirement age is increasing the proportion of early retirees by 0.018 over the four years from 2011 to 2015. This is an important result indicating that early

retirement of workers is already statistically significant in the 2011–2015 period, when the retirement age is set by law but has not yet been implemented. Even if it has been legislated but has not yet been implemented, it is clear that laws that have already been established by the time of enforcement will actually be implemented, so companies and workers are actually responding to this in the real sector of increased early retirement.

Meanwhile, the retirement age legislation increased the early retirement rate by 0.018 over the four years from 2011 to 2015, but the degree to which the early retirement rate increased over the six years from 2011 to 2017 was only 0.008. This raises the possibility that another major change occurred in the labor market between 2015 and 2017, significantly lowering the degree of increase in early retirement due to retirement legislation. Otherwise, it is difficult to explain these estimation results in harmony.

Table 3. Estimated results for equation (7)

	2011 - 2015			2011 - 2017		
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3
Whether MRS operates	0.007*** (0.002)	0.006** (0.002)	-0.002 (0.003)	0.011*** (0.003)	0.012*** (0.003)	0.020*** (0.003)
Real sales growth rate		-0.006*** (0.001)	-0.010*** (0.001)		0.002*** (0.000)	0.003*** (0.000)
Increase rate of real labor costs per capita		-0.005** (0.002)	-0.006*** (0.002)		-0.004 (0.003)	-0.008*** (0.003)
Additional control variables			Controlled			Controlled

Note: Dependent variable is the separation ratio of age 55~59. MRS means Mandatory Retirement System. Standard errors in parenthesis.

Table 4. Estimated results for equation (7)

	2011 - 2015			2011 - 2017		
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3
MR Age under 60 or not	0.018*** (0.002)	0.019*** (0.002)	0.018*** (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.002 (0.002)	0.008*** (0.003)
Real sales growth rate		-0.007*** (0.001)	-0.013*** (0.001)		0.003*** (0.000)	0.004*** (0.000)
Increase rate of real labor costs per capita		-0.009*** (0.003)	-0.011*** (0.003)		-0.006* (0.003)	-0.014*** (0.003)
Additional control variables			Controlled			Controlled

Note: Dependent variable is the separation ratio of age 55~59. MR means Mandatory Retirement. Standard errors in parenthesis.

B. Total employment

Table 5 is the result of estimating the regression equation (6). The estimated results using the two panel data 2011–2015 and 2011–2017 are presented together in this table. As shown in this table, all estimates of the coefficients of the dummy variable for the implementation of the retirement age system, which estimates the total employment effect of the retirement age legislation, are negative (-). And all estimates except one of these negative (-) estimates are statistically significant. These estimation results are important results indicating that the legislation of retirement age is reducing the total employment of companies.

Even during the period 2011–2015, when the retirement age was legislated over the age of 60, but this law has not yet been enforced, companies falling under this law are reducing employment in the real sector compared to those that do not. This is of great significance in that it once again confirms the results seen in the previous change in the early retirement ratio.

Furthermore, according to the estimation results for Model 3, which controls most of the necessary variables, the employment reduction effect of the retirement age legislation in 2011–2015 is estimated to be -0.029, while this effect in 2011–2017 is estimated to be -0.061. This indicates that employment is decreasing even more due to the legalization of retirement age during the period 2015–2017. This indicates that the employment adjustment made after the law actually took effect was greater than the employment adjustment before the legalized law was still enforced.

Table 5. Estimated results of equation (6)

	2011 - 2015			2011 - 2017		
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3
Whether MRS operates	-0.024** (0.009)	-0.008 (0.009)	-0.029*** (0.010)	-0.075*** (0.012)	-0.067*** (0.012)	-0.061*** (0.013)
Real sales growth rate		0.121*** (0.004)	0.131*** (0.004)		0.012*** (0.003)	0.026*** (0.003)
Increase rate of real labor costs per capita		-0.026*** (0.009)	-0.046*** (0.009)		-0.051*** (0.011)	-0.023** (0.011)
Additional control variables			Controlled			Controlled

Note: Dependent variable is total employment growth rate of establishments. MRS means Mandatory Retirement System. Standard errors in parenthesis.

4. The rapid spread of the wage peak system

During the period before the mandatory retirement law for those aged 60 or older came into force, early retirement of workers aged 55 to 59 who are about to retire was increasing, and employment of companies was decreasing. In fact, it was difficult to observe the effect of early retirement of law enforcement after the mandatory law over the age of 60 began to take effect, while the effect of reducing employment of law enforcement was greater than during the period before the law enforcement. How can such contradictory phenomena exist together?

We can find clues to this problem in the wage peak system. As examined through the previous theoretical discussion, it was seen that companies could respond to the legislation of retirement age in the form of inducing early retirement of workers or introducing a wage peak system that suppresses further wage increases.

In fact, since the enforcement of the law, the number of companies introducing the wage peak system in South Korea has been increasing rapidly. This phenomenon is especially stronger in large companies. As shown in Table 6, the proportion of businesses that introduce the wage peak system increases significantly from 12.1% in 2015 to 22.2% in 2017. This increase is particularly noticeable as businesses with 300 or more employees increasing from 27.2% to 53.0% during the same period. In other businesses of different sizes, the proportion of businesses introducing the wage peak system is increasing significantly.

According to a study by Nam (2021), the introduction of the wage peak system has the effect of increasing the total employment of businesses, but the employment effect by age group may be different. In other words, he empirically shows that the introduction of the wage peak system can lower the relative wage of the elderly and increase their employment, while increasing the relative wage of the middle-aged, which can be highly substituted for their close age. In this case, the wage peak system acts in the direction of increasing the total employment of companies by reducing the retirement of workers aged 55 to 59 as defined above, but also acts as a force to reduce the employment of middle-aged workers under the age of 55. In this case, early retirement may decrease, but overall employment may decline.

Table 6. Changes in the proportion of businesses implementing the wage peak system.

(unit : %)

	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
All	2.0	9.6	8.3	9.9	12.1	17.5	22.2	21.5
30~99	8.3	12.1	13.0	14.7	16.1	18.6	24.3	24.8
100~299	11.3	15.9	16.6	15.2	19.3	27.8	35.3	36.7
300 or over	16.2	17.8	18.5	23.2	27.2	46.8	53.0	54.8

Source : Labor Force Survey at Establishments, Ministry of Employment and Labor.

V. Conclusion

This study analyzed the effect on employment when the retirement age is not determined by free transactions between workers and companies, but when the government sets the retirement age and forces it by law. First, from the theoretical analysis, it was seen that the legal coercion of the retirement age could lead to early retirement before the legal retirement age reaches. This is the result of voluntary transactions between workers and companies following the compulsion of the legal retirement age.

In order to find empirical evidence, this study focused on and analyzed the Korean experience. Before retirement age was enforced by law in South Korea, many private businesses had a retirement age of 55 in employment contracts with workers. In this state, the revision of the Elderly Employment Act, which forces the retirement age to be 60 years or older, was made in May 2013. The actual application of the revised law has been in effect since 2016 for businesses with 300 or more full-time workers. It has been implemented since 2017 for workplaces with less than 300 employees. Although there is a grace period of three to four years, raising the retirement age by five years at a time is a very big shock to companies in terms of labor costs. This experience in South Korea provides valuable data for this study, which analyzes the employment effect of retirement age legislation.

This paper is for empirical analysis and is mainly used for analysis in combination with data from the Korea Labor Institute's Workplace Panel Survey (WPS) and data on employment insurance DB, an administrative statistic. First, a regression model for empirical analysis was established by combining the results of the company's optimization behavior with the double difference method, and then this model was expanded to a form that can analyze early retirement. Since WPS conducts surveys every other year for odd years, this study selected data from 2011 and 2015 and data from 2011 and 2017 as data for empirical analysis. As the retirement age legislation took place in May 2013, and the retirement age of 60 or older has been implemented since 2016, 2015 is before the enforcement of the law. However, it is a natural choice for economic actors to prepare and respond in advance to issues that are clearly implemented, even before the enforcement after the revision of the law.

The empirical analysis results were consistent with the results of theoretical analysis of the employment effect of retirement age legislation. In other words, it was found that the legal enforcement of the retirement age increased the early retirement ratio of workers aged 55 to 59 who were close to the retirement age in the period prior to the enforcement of the law and reduced the employment of these businesses. According to the results of the panel analysis in 2011 and 2015, the retirement age was set at less than 60, so the early retirement of

businesses subject to the law was increasing compared to those that did not. And the effect of increasing early retirement during 2011-2015 was much greater than that in 2011-2017. Early retirement before the law is still in effect is greater than after the time the law enters into force. These are important results showing that adjustments based on expectations can be made larger than those after the actual law enters into force in the real sector of employment.

Meanwhile, it was found that the employment of businesses that continued to implement the retirement age system during the period 2011-2015 decreased compared to those that did not. The analysis using data from 2011-2017 also showed a decrease in the amount of employment, and the decrease in employment in 2016-2017 was greater than in 2011-2015.

This phenomenon seems to be closely related to the rapid spread of the wage peak system. In 2016 and 2017, the proportion of businesses introducing the wage peak system has increased rapidly, and according to Nam(2021), this lowers the relative wages of the elderly, which can positively affect their employment, leading to a decrease in early retirement of workers close to retirement age. On the other hand, the relative wage of the middle-aged, which can be easily replaced by the elderly due to their close age, increases with the introduction of the wage peak system and negatively affects their employment, reducing overall employment.

As mentioned in the introduction of this study, the revision of the Elderly Employment Act in May 2013 was to "guarantee the opportunity for workers with working ability" as the reason for the revision. In other words, the revision of the law is to "give elderly workers with working ability an opportunity to work." However, according to the results, the legislation of the retirement age rather increased early retirement of workers close to the retirement age and decreased overall employment. This is a different result from the reason for the revision of the law.

References

- Lazear, E. P.(1979), “Why Is There Mandatory Retirement?” *The Journal of Political Economy*, 87 (6), pp. 1261 - 1284.
- Nam, Jaeryang(2021), “A Study on the Employment Effect of Wage Peak System by Age Group,”
- _____ (2020), “Would Legislation for Mandatory Retirement Affect Actual Employment?,” 2020 KER International Conference.
- Nam, Seong Il(2017), “Easy Labor Economics,” Freedom and Creativity Education Center (published), Parkyoungsa.

임금피크제 도입 시기 결정요인 탐색: 제도유형별 경쟁사건 사건사 분석

주 익 현*

본 연구는 사업체 패널조사 1~8차 원자료를 분석해서 임금피크제도 도입에 영향을 미치는 요인이 무엇인지 탐색하는데 연구의 목적이 있다. 구체적인 연구문제는 도입하는 임금피크제도의 종류에 따라서 도입 속도에 차이가 있는지 살펴보는 것이다. 배경이론은 신제도주의 동형화 이론이고, 분석방법은 경쟁사건 사건사 분석이다. 분석결과 다음과 같은 사실들을 알 수 있었다. 첫째, 정년연장형과 고용연장형 임금피크제도를 도입할 때는 모방적 동형화 현상이 나타났다. 둘째, 정년보장형 임금피크제도를 도입한 사업체의 수가 많을수록 정년연장형 임금피크제도를 도입은 늦춰지는 경향이 있었다. 셋째, 사업체의 규모가 크고, 정년제도가 있는 사업체에서는 세 가지 유형의 임금피크제도의 도입속도가 빨랐다. 넷째, 고령근로자가 많은 사업체에서는 정년보장 및 정년연장형 임금피크제도 도입이 늦춰지는 경향이 있었다.

주요용어 : 임금피크제도, 사건사 분석, 사업체패널, 신제도주의, 동형화

1. 서론

한국사회는 초고령사회로의 진입을 앞두고 있는 동시에 청년 실업문제를 앓고 있다(지은정, 2015). 경제활동을 하고자 하는 노인들이 계속 일을 할 수 있는 여건을 만들어서 실업으로 인한 경제적 빈곤 문제를 겪지 않도록 해야 하는 동시에 청년들을 경제활동인구에 포함시켜야 한다(박수명, 2013). 다소 상반되어 보이는 이 두 가지 사회문제를 함께 해결할 수 있는 방법 중에서 가장 쉽게 떠올릴 수 있는 것은 청년과 노인들이 일할 수 있는 일자리와 채용을 늘리는 것이다. 하지만 한국사회에서는 1997년 외환위기를 겪으면서 평생직장이라는 개념이 소멸하였다. 그 뿐만 아니라 4,50대가 되면 정년퇴직을 당한다는 ‘사오정’이라는 신조어가 생겨난지도 이제 거의 20년이 되어가고 있다. 2020년 구인배수는 0.39이고, 청년 실업률은 10.1%이다(고용노동부, 2020).

* 광운대학교 방위사업연구소 연구교수

기업이 청년을 채용하지 않고, 근속년수가 오래된 직원도 퇴직시키면서 비정규직 노동자들을 통해 사업을 해나가고 있는 것이다. 이렇게 사업체가 청년과 노인 고용에 소극적인 모습을 보이게 된 이유 중 하나는 근속년수가 증가하면 인건비가 동반 상승하는데 기업 입장에서는 감당할 수 없는 이 인건비 문제에 대해서 인력을 감축시키고, 이로 인해 발생하는 공백을 경력이 있는 계약직 직원으로 갈무리하는 방식이 가장 간단한 문제 해결 방법이기 때문이다(이연민 외, 2019).

문제는 이러한 방식으로는 기업 입장에서는 조직에 헌신할 줄 아는, 그리고 업무에도 익숙한 유능한 인재를 육성하지 못한다는 사실이다(김보은, 2018). 국가 입장에서는 이로 인해 청년 실업률과 고령자 실업률이 높아지게 된다. 이들을 지원하기 위한 복지비용이 지출이 늘어나면 결국에는 조세부담 문제가 발생할 수 있다(정유석, 2019). 뿐만 아니라 대학 교육을 받은 청년 인재들과 오랜 기간 동안 숙달된 업무 능력을 가진 고령 인재들을 경제활동에 참여시키지 못한다는 것은 곧 국가가 인적 자원을 제대로 활용하지 못하는 비효율적인 국가경영을 하고 있다는 의미이기도 하다(방미현·이명민, 2020).

청년 인구나 고령 인구를 경제활동인구에 포함시키기 위해서는 근속년수가 증가하더라도 인건비가 증가하지 않도록 해야 한다. 임금이 더 이상 오르지 않는 대신 근로자의 고용을 보장해주면, 고령 근로자 입장에서는 퇴직을 당하지 않기 때문에 기업과 타협할 여지가 생기게 된다. 기업 입장에서는 이를 통해 숙련된 인재를 계속 고용함으로써 업무 효율을 높일 수 있다. 국가 입장에서는 청년 실업률을 낮추면서, 자영업 시장의 과포화 상태를 해소할 수 있다. 이것이 바로 임금피크제도의 본연의 기능이자 목적이다(이영면·정선아, 2014).

일각에서는 임금피크제도에 대해서 청년 일자리 제공 기능은 없으며, 고령 근로자의 임금만 삭감당할 수 있다는 비판을 하고 있다. 이 입장에 따르면 고령 근로자의 고용안정성을 확보하는 동시에 청년층 실업문제를 타개하기 위해서는 임금피크제도 도입과 더불어 고령 근로자를 대상으로 하는 정년보장법과 청년취업을 위한 청년일자리 할당제도의 동시 도입 및 강제력이 있는 시행이 필요하다. 예를 들어 이병희(2021)는 사업체 패널 4차 자료부터 7차 자료를 분석해서 임금피크제도는 고령 근로자의 고용에 부정적인 영향을 미친다고 보고한 바 있다.

이처럼 제도 도입에 따른 기대효과가 불분명한 상황에서도 2019년 기준으로 정년제가 도입되어 있는 사업체의 20% 이상이 임금피크제도를 도입되어 있으며, 300인 이상의 대기업의 경우 50% 이상이 임금피크제도를 도입된 상황이다(고용노동부, 2020). 본 연구의 목적은 임금피크제도의 도입에 영향을 미치는 요인이 무엇인지 살펴보는 것이다. 이를 위해서 불확실성이 높은 외부환경에 조직들이 어떻게 대처하는지 설명하는 신제도주의 동형화 이론을 사업체들이 임금피크제도를 도입하는 현상에 적용해 볼 것이다.

II. 선행연구

1. 신제도주의 이론

신제도주의 이론은 왜 수많은 조직들이 다들 비슷한 제도를 도입하고 있는지 설명하기 위해 발전해왔다. 이에 대한 가장 기본적인 설명은 불확실성이 높은 외부 환경에 대해서 조직들이 선택할 수 있는 가장 합리적인 대응 방안은 다른 조직들이 외부환경 변화에 어떻게 대응하는지를 관찰하고 이를 모방하는 것이다. 만약 다른 조직들과 다른 행보를 보일 경우, 조직은 그 행위의 합리성과 효과와는 별개로 관찰자들로부터 의심의 대상이 되어 지속적으로 감시(monitoring)를 받는 관찰대상이 된다. 이 경우에 발생하는 자기 자신을 끊임없이 증명해야 하는 시간과 노력이라는 비용은 조직의 입장에서 생존과 경쟁에 있어서 매우 불리한 요소가 될 수 있다. 그래서 조직들은 일반적으로 다른 많은 조직들이 수행하고 있는 대응 방안을 최대한 모방한다. 이를 통해 조직은 감시의 부담으로 벗어나서 정당성(legitimacy)을 획득할 수 있기 때문이다.

마이어나와 로완(Meyer & Rowan, 1977)은 조직이 과업을 수행하기 위해서 필요한 실질적인 구조는 기술적 환경에 따라 결정되지만, 이와는 별개로 조직은 남들에게 보여주기 위한 ‘공식적인 구조’가 필요하며, 이러한 구조는 사회적으로 당연하게 여겨지는(taken-for-granted) 관습을 그대로 답습하는 경향이 있다고 보았다. 이를 어긋남(decoupling)이라고 하는데, 이 연구자들은 다수의 조직들이 이렇게 행동함으로써 특정 제도가 한 사회 내에서 안정적으로 재생산되고 확산된다고 보고하면서, 이를 제도화(institutionalism)라고 부를 것을 제안하였다.

디마지오와 포웰(DiMaggio & Powell, 1983)은 마이어나와 로완의 연구를 실증분석 수준에서 다룰 수 있는 구체적인 방법을 제시하였다. 이들은 특정 제도가 확산되는 과정을 제도적 동형화(institutionalism isomorphism)라고 명명하였다. 이 연구자들은 제도적 동형화가 나타나는 메커니즘에는 세 가지가 있다고 보고하였다. 첫째는, 앞서 설명한 바와 같이 조직이 타 조직들을 보고 모방하는 것으로 연구자들은 이를 모방적 동형화(mimetic isomorphism)라고 정의하였다. 둘째, 정부와 같이 강한 강제력을 가진 존재가 특정 제도의 도입을 강요해서 이를 받아들여지게 되는 것을 강제적 동형화(coercive isomorphism)라고 한다. 마지막으로 특정 제도에 대해서 우호적인 전문가 집단이 있다면 이 전문가 집단이 다양한 조직으로 흩어져서 자신이 소속된 조직들로 하여금 그들이 선호하는 제도를 도입하도록 영향력을 행사할 수 있다. 이를 규범적 동형화(normative isomorphism)라고 한다.

신제도주의 이론은 2000년대 이후 다양한 현대거시조직이론, 예를 들어 조직학습이론 등과 융합하면서 이론을 확장해왔다. 현재 진행 중인 신제도주의 연구들은 모방의 과정이 어떤 조건에 의해서 달라질 수 있는지 살펴보거나(Rhee, Kim, & Han, 2006), 제도적 환경의 복잡성을 강조하면서 조직이 외부로부터 보다 많은 요구(institutional logics)를 받고 있고, 거기에 부응하는 과정에서 동형화의 정도에 차이가 나타날 수도 있음을 보여주고 있다.(Almandoz, 2014).

2. 임금피크제 도입 결정 요인

앞서 언급한 신제도주의 모방적 동형화 이론에 따르면 임금피크제도를 이미 도입한 사업체의 수가 많아질수록, 임금피크제도를 아직 도입하지 않은 조직들이 임금피크제도를 도입할 확률이 높아질 것이다. 이를 실증분석을 통해서 검증하기 위해서는 임금피크제도에 영향을 미칠 수 있는 여러 가지 요인들을 통제변수로 설정할 필요가 있다.

우선 근로자들의 인적 구성에 따라서 임금피크제 도입 여부 및 시기가 달라질 수 있다. 고령 근로자와 청년 근로자들은 임금피크제도에 대해서 직접적인 이해관계를 가지고 있기 때문에 고령 근로자의 비율을 통제해야 할 것이다. 사업체는 경우에 따라서 고령 근로자를 조기 퇴직시키고 청년층 근로자를 채용하는 대신 파트타임 근로자를 활용할 수 있다. 여성 근로자들은 돌봄 등의 이유로 시간제 일자리나 재택 근무 등 파트타임 근로자로 전환되는 경우가 있다. 즉, 파트타임 근로자 비율과 여성 근로자 비율 역시 임금피크제 도입에 영향을 미칠 수 있는 것이다.

임금피크제 도입은 노사협의를 통해서 결정된다. 따라서 노조 유무, 노사관계를 통제해야 한다. 정년제도가 있는 경우 인건비 부담이 높기 때문에 임금피크제도 도입을 서두를 수 있다. 공무원과 같은 공공부문에서는 성과급적 연봉제나 호봉상한제 등을 두고 있어서 임금피크제도에 대한 심리적 거부감이 상대적으로 낮을 수 있다. 또 정부는 임금피크제를 계속 권장하고 있고, 이 때문에 공공부문에서는 임금피크제도에 대해서 적극적으로 도입을 하는 모습을 보여서 민간 영역에서의 임금피크제도 도입을 유인해내야 한다. 이에 공공부문에 속하는지 그 여부도 통제변수로 설정할 필요가 있다.

사업체 입장에서는 임금피크제도에 대해서 기본적으로 인건비 축소를 위해 그 필요성을 검토하게 된다. 경쟁기업이 있고, 경쟁의 강도가 강하다면 인건비 축소에 대한 필요성이 매우 높을 것이다. 즉 경쟁기업이 있고 경쟁이 치열하다면 임금피크제도 도입에 적극적일 수 있다. 따라서 경쟁기업유무와 경쟁의 강도를 통제할 필요가 있다. 이 외에도 사업체의 기본적인 특성인 연한, 규모(전체 근로자 수), 지역, 산업(제조업 여부) 역시 통제변수로 삼을 필요가 있을 것이다.

III. 연구설계

1. 자료 및 변수

임금피크제도의 도입은 현재 국가가 강제하고 있지 않기 때문에 강압적 동형화 메커니즘이 나타나기 어렵다. 규범적 동형화의 경우 각 사업체에서 임금피크제도 도입에 영향을 미치는 주요 인사들의 관계망을 사업체 패널 자료가 제공하지 않기에 사업체패널 분석을 통해서 검토하기 어려운 측면이 있다.

본 연구에서는 사업체패널 1차부터 8차까지 원자료를 분석해서 모방적 동형화 현상이 나타나는지 집중적으로 살펴보는 것을 연구의 목적으로 한다. 분석에 사용한 변수들의 변수명과 설문조사 문항은 다음 <표1>과 같다.

<표 1> 변수 코드

변수명	코드	문항
도입한 임금피크제 유형	cq4013	임금피크제 도입 형태
임금피크제 도입 시기	cq4011 cq4012	작년 말 기준 임금피크제를 도입 여부 작년 말 기준 임금피크제를 도입한 연도(2015년부터)
사업체연한(년)	aq3003	설립년도
근로자수	epq2007	[전체] 전체근로자
고령 근로자 비율(%)	epq6901 epq6001	2013년까지 50세 이상 2015년부터 55세 이상
청년 근로자 비율(%)	epq6902 epq6002	2013년까지 30세 미만 2015년부터 35세 미만
여성 근로자 비율(%)	epq2027	[여자] 전체근로자
파트타임 근로자 비율(%)	epq5038	[파트타임] 전체근로자
긍정적 노사관계(5점)	pq3008~ pq3011	노사는 서로 약속을 잘 지킨다 협상은 노사가 상호 신뢰하는 분위기에서 이루어진다 노사 간 정보교환이 잘 이루어진다 근로조건의 중요한 변화는 대부분 노사가 공동으로 협의한다
부정적 노사관계(5점)	pq3012 pq3013	노사는 사소한 일로도 자주 다툰다 노사는 서로 적대적이다
경쟁기업과의 경쟁정도(5점)	aq3008	주력 제품 국내 시장 경쟁 정도
노조유무: 없음	mq1001	작년말 기준 노동조합 여부
노조유무: 있음		
정년제도유무: 없음	cq4007	작년 말 기준 정년제도 실행 여부
정년제도유무: 있음		
공공부문여부: 비해당	sep	사업장 구분
공공부문여부: 해당		
지역: 수도권	reg	지역구분
지역: 비수도권		
지역: 그외지역		
경쟁사업체유무: 없음	aq3008	주력 제품 국내 시장 경쟁 정도(9: 해당없음)
경쟁사업체유무: 있음		
제조업유무: 비해당		
제조업유무: 해당	ind	표준산업코드 9차 개정에 따른 대분류

분석에 투입한 변수들의 코딩내역은 다음과 같다. 사업체 연한의 경우 현재 연도에서 설립년도

를 빼어서 산출하였다. 사업체 규모는 전체 근로자 수로 생성하였다. +1을 넘는 왜도를 보정하기 위해서 자연로그를 취한 값을 분석에 투입하였다. 고령 근로자 비율은 각 연도별로 고령근로자의 수를 전체 근로자의 수로 나눈 값이다. 사업체 패널은 2015년부터 조사에 큰 변화가 있었다. 고령 근로자의 조작적 정의에 있어서 2013년까지는 50세 이상 근로자들이 고령 근로자로 분류되었지만, 2015년부터는 55세 이상 근로자들이 고령 근로자로 분류되었다.

청년 근로자 비율은 각 연도별로 청년 근로자의 수를 전체 근로자의 수로 나눈 값이다. 청년 근로자 비율의 경우에도 고령 근로자 비율을 산출할 때와 같은 문제가 있었다. 2013년까지는 30세 미만 근로자를 청년 근로자로 분류하였으나, 2015년부터는 35세 미만 근로자를 청년 근로자로 분류하기 시작하였다. 여성 근로자 비율은 여성 근로자 수를 전체 근로자 수로 나눈 값이다. 청소년 근로자의 비율은 청소년 근로자 수를 전체 근로자 수로 나눈 값이다. 파트타임 근로자의 비율은 파트타임 근로자 수를 전체 근로자 수로 나눈 값이다. 고령 근로자 비유, 청년 근로자 비유, 여성 근로자 비율, 파트타임 근로자 비율은 모두 0부터 1사이의 값을 가진다.

긍정적 노사관계와 부정적 노사관계는 5점 척도이다. 사업체패널에는 노사관계를 질문하는 문항이 총 6개가 있다. 본 연구에서는 이 6문항에 대해서 요인분석과 신뢰도 분석을 각각 실행하였다. 그 결과 4개의 문항으로 구성된 1번 요인과 2개의 문항으로 구성된 2번 요인으로 요인의 수가 총 2개임을 알 수 있었다. 신뢰도(Cronbach's alpha)는 1번 요인이 .896, 2번 요인이 .876이었다. 1번 요인의 경우 4개의 문항 중에서 삭제할 경우 신뢰도가 높아지는 문항은 없었다. 본 연구에서는 설문조사 문항을 검토해서 1번 요인에 대해서 '긍정적 노사관계'라고 명명하였으며, 2번 요인에 대해서는 '부정적 노사관계'라고 명명하였다.

'경쟁기업과의 경쟁 정도' 조사항목에 대해서 경쟁기업이 없다고 응답한 응답자를 제외한 95.6%의 응답자들에게 경쟁의 강도를 5점 척도로 조사하였다. 노조유무, 정년제도 유무, 공공부문 여부는 0과 1로 가변수를 생성하였다. 지역은 서울, 경기, 인천 지역을 '수도권'으로 묶었다. 부산, 대구, 대전, 울산, 광주를 '비수도권 광역시', 나머지 지역들은 '그 외 지역'으로 분류하였다. 산업의 경우 제조업과 비제조업으로 분류해서 제조업인 경우를 1, 비제조업인 경우를 0으로 코딩하였다.

<표 2> 기술통계(N=18,088)

	평균	표준편차	최소	최대
정년보장형 사업체 수	2616.2	2194.5	0.0	6397.0
정년연장형 사업체 수	1809.0	1260.7	0.0	3608.0
고용연장형 사업체 수	1191.7	835.9	0.0	2468.0
사업체연한(년)	24.6	15.9	1.0	129.0
근로자수	318.0	803.4	1.0	33983.0
고령 근로자 비율(%)	18.2	20.8	0.0	100.0
청년 근로자 비율(%)	23.4	20.6	0.0	100.0
여성 근로자 비율(%)	29.6	25.0	0.0	100.0

	평균	표준편차	최소	최대
파트타임 근로자 비율(%)	1.2	7.6	0.0	100.0
긍정적 노사관계(5점)	1.2	1.7	0.0	5.0
부정적 노사관계(5점)	0.7	1.1	0.0	5.0
경쟁기업과의 경쟁정도(5점)	2.1	1.0	0.0	5.0
노조유무: 없음	(67.2)			
노조유무: 있음	(32.8)			
정년제도유무: 없음	(22.2)			
정년제도유무: 있음	(77.8)			
공공부문여부: 비해당	(94.2)			
공공부문여부: 해당	(5.8)			
지역: 수도권	(51.9)			
지역: 비수도권	(18.9)			
지역: 그외지역	(29.2)			
경쟁사업체유무: 없음	(4.4)			
경쟁사업체유무: 있음	(95.6)			
제조업유무: 비해당	(58.3)			
제조업유무: 해당	(41.7)			

() : 범주형 변수의 경우 () 안에 백분율 값을 제시

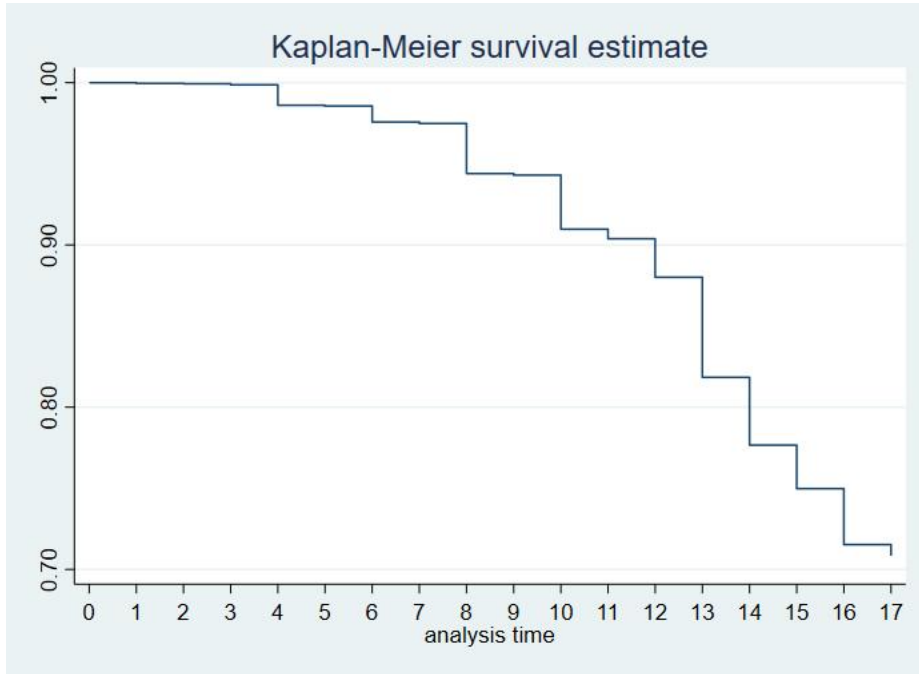
2. 분석방법

본 연구의 목적은 사업체패널 1차부터 8차까지의 원자료를 분석해서 임금피크제도 도입에 영향을 미치는 요인들이 무엇인지 사건사 분석을 통해 살펴보는 것이다. 종속변수는 언제 사건이 발생했는지, 즉 임금피크제도를 언제 도입하였고, 어떤 종류의 임금피크제도가 도입되었는지를 통해서 구성된다.

우선 임금피크제도는 총 3가지 유형으로 나뉜다. ‘정년보장형’, ‘정년연장형’, ‘고용안정형’이 바로 그것이다. 이 세 가지 사건은 동시에 발생할 수 없으며 상호배타적인 관계를 가지고 있다. 따라서 본 연구에서는 경쟁사건 사건사 분석(competing risk regression)을 분석방법으로 채택하였다.

사건사 분석을 하기 위해서는 사건이 발생하기까지 걸린 시간을 알아야 한다. 한국에서는 신용보증기금이 2003년에 공식적으로는 처음 도입한 것으로 알려져 있다. 설문지 문항이 ‘작년 말 임금피크제도를 도입했는지’이기 때문에 이를 이용해서 2002년부터 임금피크제도가 도입될 때까지 시간이 얼마나 걸렸는지 산출할 수 있다. 이렇게 각 시점별로 사건을 경험한 사업체 비율을 시각화한 것이 <그림1> 카플란-마이어 분석결과이다. 이에 따르면 관측이 종료되는 마지막 시점까지 사건을 경험한 이들이 약 30%, 경험하지 못한 이들이 약 60%임을 알 수 있다.

<그림 1> KM



IV. 분석결과

다음 <표 3>은 사업체패널조사 1차부터 8차까지의 원자료를 사용해서 무엇이 임금피크제도의 도입에 영향을 미치는지 살펴본 사건사 분석결과를 요약한 것이다. 경쟁사건 사건사 분석에서 종속변수는 사건발생 여부, 사건의 종류, 사건발생까지 걸린 시간으로 구성된다. 임금피크제도의 종류는 2차 조사부터 정보를 제공한다. 그런데 임금피크제도의 도입은 노사 간의 오랜 기간 토론과 준비를 통해서 도입이 결정된다. 게다가 사업체패널조사 설문문항은 ‘작년 말 기준으로 임금피크제를 도입하였는가’이다. 따라서 t-1 시점의 설명변수들이 t시점의 사건발생에 영향을 미치는지 살펴볼 수 있도록 사건발생 여부를 한 시점 앞으로 당겨서 코딩하였다.

본 연구의 핵심 연구가설은 ‘임금피크제도를 이미 도입하고 있는 사업체의 수가 증가할수록 임금피크제도를 도입하는 하위위험비(subhazard ratio)가 높아질 것이다’이다. 하위위험비란 경쟁사건 사건사 분석에서 경쟁사건이 발생하지 않으면서 분석대상이 되는 사건이 발생할 위험률을 의미한다.

임금피크제도를 이미 도입하고 있는 사업체의 수는 사업체패널 자료에서 횡단면 가중치를 적용해서 각 연도별로 임금피크제도를 도입하고 있는 사업체의 수를 임금피크제도의 종류별로 산출해 내었다. 분석결과에 따르면 정년보장형 임금피크제도는 세 종류의 임금피크제도를 도입하고 있는 사업체의 수의 영향을 받지 않고 있었다. 정년연장형 임금피크제도 도입은 정년보장형 임금피크제도를 도입한 사업체 수가 많을수록 도입이 늦춰지고 있었으며(coef=-.568 , p<.001, SHR=.567), 정

년연장형 임금피크제도를 도입한 사업체 수가 많을수록 도입이 앞당겨지는 경향이 있는 것으로 나타났다(coef=1.088 , p<.001, SHR=2.968). 마지막으로 고용연장형 임금피크제도 도입은 고용연장형 임금피크제도를 도입한 사업체 수의 수가 많을수록 증가하는 것으로 나타났다(coef=1.574 , p<.001, SHR=4.824).

통제변수들의 효과는 다음과 같았다. 정년보장형 임금피크제도 도입에 영향을 미치는 변수들로는 규모, 고령 근로자 비율, 여성 근로자 비율, 정년제도 유무, 공공부문 여부였다. 사업체의 규모, 즉 전체 근로자의 수가 증가할수록 임금피크제도가 도입될 하위위험률은 1.198배 증가하였다(coef=.180, p<.001, SHR=1.198). 고령 근로자의 비율이 증가할수록 정년보장형 임금피크제도가 도입은 늦춰지는 것으로 나타났다(coef=-1.333 , p<.001, SHR=.024). 여성 근로자의 비율이 증가하는 경우에도 임금피크제도 도입은 늦춰졌다(coef=-.439 , p<.05, SHR=.645). 정년제도가 있는 경우에 정년보장형 임금피크제도를 도입할 하위위험률이 4.005배가 되었다(coef=1.388, p<.001, SHR=4.005). 공공부문에 속하는 사업체들은 정년보장형 임금피크제도를 도입할 하위위험률이 3.182배가 되었다(coef=1.158, p<.001, SHR=3.182).

정년연장형 임금피크제도 도입에 영향을 미치는 변수들로는 사업체 연한, 규모, 고령 근로자 비율, 정년제도 유무, 공공부문 여부, 사업체 소재지, 제조업 여부가 있었다. 사업체 연한이 100년 즉 하면 정년연장형 임금피크제도를 도입할 하위위험률이 4.668배 증가한다(coef=1.541, p<.001, SHR=4.668). 사업체 규모가 증가할수록 정년연장형 임금피크제도를 빨리 도입하는 경향이 있는 것으로 나타났다(coef=1.15, p<.01, SHR=1.165). 고령 근로자 비율이 증가할수록 정년연장형 임금피크제도 도입은 늦춰지는 경향이 있었다(coef=-1.014, p<.01, SHR=.363) 정년제도가 있는 경우에 없는 경우보다 하위위험률이 2.401배 되는 것으로 나타났다(coef=.876, p<.001, SHR=2.401). 공공부문에 속하는 사업체는 비공공부문 사업체보다 정년연장형 임금피크제도를 빨리 도입하는 것으로 나타났다(coef=.703, p<.01, SHR=2.020). 비수도권에광역시에 소재하고 있는 사업체는 수도권에 소재하고 있는 사업체보다 정년연장형 임금피크제도를 도입할 하위위험률이 .632배인 것으로 나타났다(coef=-.459, p<.01, SHR=.632). 제조업 분야의 사업체들은 비제조업 분야 사업체들보다 정년연장형 임금피크제도를 빨리 도입하는 것으로 나타났다(coef=.314, p<.05, SHR=1.369).

고용보장형 임금피크제도 도입에 영향을 미치는 요인들은 사업체 규모, 여성 근로자 비율 정년제도 유무, 제조업 여부가 있었다. 사업체 규모가 클수록 고용연장형 임금피크제도를 빨리 도입하는 것으로 나타났다(coef=.153, p<.05, SHR=1.166). 여성근로자 비율이 증가할수록 고용연장형 임금피크제도 도입은 늦춰지는 것으로 나타났다(coef=-.843, p<.01, SHR=.430). 정년제도가 있는 경우에는 정년제도가 없는 경우보다 고용연장형 임금피크제도를 도입할 하위위험률이 2.437배 높은 것으로 나타났다. 제조업 분야 사업체는 비제조업 사업체 보다 고용연장형 임금피크제도를 도입할 하위위험률이 1.466배 높았다(coef=.383, p<.05, SHR=1.466).

<표 3> 임금피크제도 도입 요인(경쟁사건 사건사 모형)

	모형1		모형2		모형3	
	coef(se)	SHR	coef(se)	SHR	coef(se)	SHR

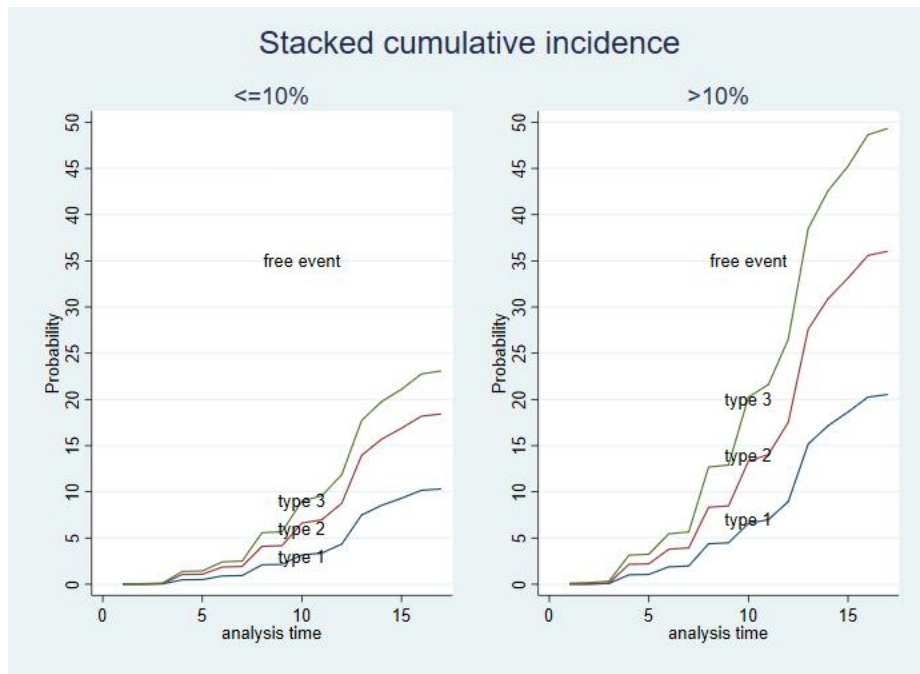
	모형1		모형2		모형3	
	coef(se)	SHR	coef(se)	SHR	coef(se)	SHR
정년보장형 사업체 수	-.021 (.135)	.979	-.568*** (.140)	.567	-.298 (.191)	.742
정년연장형 사업체 수	-.223 (.285)	.800	1.088*** (.282)	2.968	-.318 (.405)	.727
고용연장형 사업체 수	.787 (.460)	2.197	-.130 (.454)	.878	1.574** (.555)	4.824
사업체 연한(/100)	.369 (.302)	1.447	1.541*** (.293)	4.668	.395 (.472)	1.485
근로자 수(ln)	.180*** (.046)	1.198	.152** (.049)	1.165	.153* (.063)	1.166
고령 근로자 비율	-1.333*** (.343)	.264	-1.014** (.364)	.363	-.417 (.369)	.659
청년 근로자 비율	.406 (.236)	1.501	.458 (.259)	1.582	-.208 (.373)	.812
여성 근로자 비율	-.439* (.198)	.645	-.251 (.239)	.778	-.843** (.311)	.430
파트타임 근로자 비율	-.831 (.595)	.436	-.651 (.991)	.521	-.639 (1.044)	.528
노동조합 유무	.665 (.524)	1.945	.268 (.672)	1.307	.674 (.680)	1.963
정년제도 유무	1.388*** (.207)	4.005	.876*** (.209)	2.401	.891*** (.237)	2.437
공공부문 여부	1.158*** (.179)	3.182	.703** (.228)	2.020	.168 (.400)	1.183
지역(ref=수도권)						
비수도권광역시	-.030 (.129)	.971	-.459** (.169)	.632	-.174 (.194)	.840
그외지역	.176 (.107)	1.192	.121 (.124)	1.129	-.073 (.161)	.930
긍정적 노사관계(5점)	-.026 (.113)	.974	.068 (.138)	1.070	-.195 (.160)	.823
부정적 노사관계(5점)	-.015 (.090)	.985	.008 (.107)	1.008	-.012 (.151)	.988
경쟁기업 유무	-.198 (.233)	.820	.167 (.318)	1.182	-.247 (.346)	.781
경쟁 정도(5점)	.024 (.063)	1.025	-.059 (.073)	.943	-.108 (.091)	.897
제조업 여부	.009 (.106)	1.009	.314* (.123)	1.369	.383* (.149)	1.466
N	14,204					

* p<.05 ** p<.01 *** p<.001

V. 논의

분석결과에 따르면 임금피크제도를 도입하고 있는 사업체의 수가 많을수록 아직까지 임금피크제도를 도입하지 않은 사업체들이 임금피크제도를 도입할 위험률이 증가하는 것으로 나타났다. 다음 <그림 2>는 통제변수들의 효과를 고정시킨 상태에서 전체 사업체 중에서 임금피크제도를 도입한 사업체의 비율이 높아질수록 아직 임금피크제도를 도입하지 않은 사업체들이 얼마나 임금피크제도를 더 도입하게 되는지를 시간의 흐름에 따라 시각화한 것이다. 이에 따르면 전체 사업체 중에서 10% 이하의 사업체가 임금피크제도를 도입하고 있다고 가정할 경우, 시간이 15년 이상 흐르면서 임금피크제도 미도입 사업체의 20% 이상이 임금피크제도를 도입하게 된다. 하지만 만약 전체 사업체 중에서 10%를 초과하는 사업체들이 임금피크제도를 도입하고 있다고 가정할 경우, 15년 이상의 시간이 흐르면 임금피크제도 미도입 사업체들 중 50% 이상이 임금피크제도를 도입하게 된다. 이 결과는 모방적 동형화 현상이 임금피크제도 도입에 있어서도 나타날 수 있음을 보여준다.

<그림 2> 모방적 동형화



임금피크제도의 종류에 상관없이 모든 경우에 통계적으로 유의미한 수준에서 임금피크제도 도입에 영향을 주는 요인은 사업체 규모와 정년제도 유무였다. 정년제도의 경우 정년이 보장되지 않으면 근로자들이 임금삭감에 반대하기 때문에 나타나는 자연스러운 결과로 볼 수 있을 것이다. 규모의 경우에는 대기업을일수록 임금피크제도 도입에 우호적인데 이는 임금피크제도의 본질적인 특성에

기인한 것이다. 중견, 중소기업의 경우에 매출이 고용 인력에 의존하는 정도가 상대적으로 높은 편이다. 따라서 이런 기업 입장에서는 인건비를 더 많이 지출해서라도 해당 인력을 고용해야 하는데 인건비를 줄이는 임금피크제도를 도입하면 기업경영에 문제가 생길 수 있다. 근로자 입장에서는 임금이 삭감되면 조직충성도나 업무집중도가 낮아질 수 밖에 없고, 이는 사업체 입장에서는 최대한 회피하고 싶은 상황일 것이다.

임금피크제도를 도입하고 나서 현재까지 이 제도에 대해서 부정적으로 평가하는 목소리가 계속 나오고 있다. 이들의 주장에 따르면 임금피크제도를 도입한 공공기관에서는 불필요한 청년 일자리를 만들어 현장에서 불필요하거나 생산적이지 않은 업무를 맡기고 있다. 임금피크제도를 통해 확보한 인건비로 청년인건비를 충당하지 못해 추가적인 인건비가 필요하지만 인건비 증액은 기획재정부의 경영평가 감정사항에 해당하기 때문에 인건비를 증액하지 못하고 있다. 결국 다른 근로자의 복지비용을 삭감해서 보여주기식의 청년 일자리 만들기를 하고 있다는 것이다.

본 연구는 이처럼 임금피크제도의 성과가 아직까지는 논란의 여지가 많음에도 불구하고 확산되어나가는 현상에 대해서 신제도주의 동형화 이론으로 설명해보고자 하였다. 신제도주의는 이전까지 조직을 합리적인 행위 주체로 보는 기능주의적 관점을 대체해서 조직이 신화(myth)를 믿고 의례(ceremony)를 행한다고 보았다. 실제로 본 연구 분석 결과에 따르면 임금피크제도의 도입에 있어서 모방적 동형화 현상이 나타나고 있음을 확인할 수 있었다.

바람직한 임금체계란 무엇인지에 대해서 구체적인 방법론에 있어서는 개인의 소속과 입장에 따라 의견이 다를 수 있지만 우리 모두는 기본적으로 일자리의 양을 늘리고 질을 높이는 방향을 바라보고 있을 것이다. 개인의 능력에 따라 임금을 받을 수 있어야 한다는 대원칙 아래 일자리의 양을 늘리고 질을 높이려면 연공서열에 따른 임금지불 체계에 대한 개편이 필수적으로 선행되어야 할 것이다. 현재 한국의 경우 사업주가 정년을 정할 경우에는 60세 이상으로 정하도록 법적으로 강제되어 있다. 또 정부는 2022년부터 65세 정년연장화를 준비하고 있다. 하지만 이런 법적 정년연장은 모든 노동자에게 혜택이 돌아가지 않고 업종별로, 기업규모별로 차이가 있다.

이상의 문제를 풀어나가기 위해서는 결국 노사의 양보와 타협, 대화를 통한 수용과 합의의 주목해야 할 것이다. 이를 위해서는 임금피크제도 도입에 대한 정부의 강요가 없어야 할 것이며, 고령 근로자들의 노동실태를 조사하고, 근로감독이 이뤄져야 하며, 근로조건이 개선되어야 할 것이다. 고용연장만 가지고서는 고령 근로자의 삶의 질을 개선할 수 없다. 고령자에 대한 '예외'가 없어야 할 것이다. 예를 들어 65세 이상 고령 근로자도 실업수당받을 수 있어야 할 것이다. 고령 근로자의 고용안정 문제는 초고령화 사회로 진입하는 우리 사회 구성원 전체가 함께 고민하고 풀어나가야 하는 문제이다.

참고문헌

- 고용노동부. (2020). http://www.index.go.kr/potal/main/EachDtlPageDetail.do?idx_cd=1505
- 고용노동부. (2020). 정년제 및 임금피크제 도입 현황.
- 김보은. (2018). 공공기관의 비정규직 비율이 조직성과에 미치는 영향. *한국사회와 행정연구*, 29(3), 87-112.
- 박수명. (2013). 청년계층의 사회적 배제에 관하여: 고용, 실업, 비정규직의 관점에서. *한국정책연구*, 13(3), 113-131.
- 방미현, & 이영민. (2020). 20 대 청년세대에 관한 연구 동향 분석. *한국콘텐츠학회논문지*, 20(7), 223-232.
- 이병희. (2021). 중고령자 계속고용 촉진의 필요성과 지원 방안. *노동리뷰*, 197, 40-53.
- 이영민, 박철우, & 정동열. (2019). 청년실업 발생의 원인과 해소방안에 관한 소고. *예술인문사회 융합 멀티미디어 논문지*, 9(6), 793-801.
- 이영면, & 정선아. (2014). 베이비부머 세대 은퇴기 임금피크제의 정책적 활성화 방안에 대한 탐색적 연구: 임금피크제에 대한 기존 국내 연구의 분석과 정책적 시사점을 중심으로. *노동정책연구*, 14(1), 35-67.
- 정유석. (2019). 주요 세목별 조세지원제도의 운영과 합리적인 세제 개선방향에 대한 연구. *국제회계연구*, 86, 75-96.
- 지은정. (2012). OECD 15 개국 청년고용과 중고령자 고용의 대체관계. *한국사회복지학*, 64(4), 233-259.
- Almandoz, J. (2014). Founding teams as carriers of competing logics: When institutional forces predict banks' risk exposure. *Administrative Science Quarterly*, 59(3), 442-473.
- DiMaggio, P. J., & Powell, W. W. (1983). The iron cage revisited: Institutional isomorphism and collective rationality in organizational fields. *American sociological review*, 147-160.

Meyer, J. W., & Rowan, B. (1977). Institutionalized organizations: Formal structure as myth and ceremony. *American journal of sociology*, 83(2), 340-363.

Rhee, M., Kim, Y. C., & Han, J. (2006). Confidence in imitation: Niche-width strategy in the UK automobile industry. *Management Science*, 52(4), 501-513.

임금피크제의 연령층별 고용효과 연구

남재량*

본 연구는 정년제를 실시하고 있는 민간 사업체들을 대상으로 임금피크제를 도입 사업체의 고용 성과를 실증적으로 평가하는 것을 목적으로 한다. 임금피크제 도입 사업체 비율은 2016년과 2017년에 급격히 증가하는 이례적인 모습을 보였다. 본고는 기업의 최적화 행동에 입각한 노동 수요함수에 바탕을 두고 제도 도입의 효과 분석에 유용하게 활용할 수 있는 이중차분법을 적용하여 설정한 실증모형에 입각하여 사업체패널조사 자료를 사용하여 분석하였다.

그 결과, 임금피크제 도입 사업체의 고용증가율은 그렇지 않은 사업체의 경우에 비해 더 높았다. 비교적 최근인 2010년대의 자료를 사용하여 얻은 통계적으로 유의한 추정결과들을 사용하면, 임금피크제의 도입은 고용증가율을 연간 3% 이상 더 높인 것으로 나타난다. 추가적인 분석이 필요하겠으나, 법을 만들어 정년을 60세 이상으로 강제함에 따라 임금피크제의 도입이 크게 확산되고 있음을 받아들인다면, 이러한 정년 법제화 및 이의 시행이 임금피크제 도입 확산을 통해 결과적으로 고용의 더 이상의 감소를 방지하고 있는 것으로 보인다.

이질적 노동을 상정한 이론적인 논의를 바탕으로 회귀방정식을 설정하고 이를 추정한 결과, 임금피크제의 도입이 청년과 고령층 간의 고용에 있어 대체관계를 보이지는 않고 있으며, 고령층과 중년층 간의 대체를 보이고 있었다. 임금피크제 도입이 고령층의 고용을 증가시키는 반면, 청년층 고용에 별 영향을 미치지 않지만, 중년층의 고용에 부정적인 결과를 초래하고 있을 가능성이 크다.

주요용어 : 임금피크제, 고용성과, 노동의 이질성, 연령층, 대체효과

* 한국노동연구원 선임연구위원

1. 서론

우리나라의 임금체계는 강한 연공성으로 대표된다. 실제로 일본을 포함하여 비교가능한 국가들 가운데 한국의 임금곡선 기울기가 가장 가파른 것으로 나타난다. 근속 1년 미만 근로자의 임금 대비 근속 15~20년 또는 근속 30년 이상 근로자의 임금 비율에서 한국이 단연 앞선다. 이러한 임금의 연공성은 임금을 생산성과 괴리되도록 하는 문제의 근원으로 인식되고 있다. 따라서 이를 해결하지 못할 경우 노동시장에서 더욱 큰 문제, 즉 지속적이고 대규모의 고용조정이 구조적으로 발생하지 않을 수 없을 것이라는 문제의식이 널리 퍼져 있다.

이처럼 노동시장에서 모든 문제의 근원이 연공임금제인 것처럼 인식하는 것이 반드시 옳은 것은 아닐 수 있다. 고속성장이 이루어지던 시기에 젊은 근로자들의 장기근속을 유도하여 풍부한 경험을 가진 기능인력을 확보하는 한편, 태만이나 불법행위를 줄이고 성실근로를 유인하여 생산성을 제고하려는 역할을 수행하였던 제도가 바로 연공임금제였다. 흔히 연공임금제로 불리는 이연임금 계약은 매 시점마다 근로자의 임금과 생산성을 일치시키는 것이 아니라 오히려 매시점에서 양자를 괴리되도록 하는 것이 핵심이다. 다만 근로생애 전체에 걸친 임금의 현재가치와 생산성의 현재가치가 같아지도록 하면 된다.

그러나 시대의 변화는 이러한 과거의 낡은 제도를 바꿀 것을 강요하고 있다. 우리가 이미 맞이하고 있는 저성장 고령시대에서 연공임금제는 더 이상 훌륭한 역할을 수행하기 어렵도록 되어 있다. 한국의 고령화는 매우 급속하게 이루어지고 있는데, 이는 연공임금제 하의 기업에게 노동비용의 급격한 증가를 초래하게 한다. 기업뿐만 아니라 신규 근로자 또는 근속기간이 짧은 근로자들도 더 이상 연공임금제를 선호하지 않는다. 고속성장기의 높은 실질 이자율은 생애임금의 현재가치를 높게 유지할 수 있게 하였으나, 요즈음과 같은 저성장기의 낮은 실질 이자율은 그러한 역할을 수행할 수 없게 하고 있다.

여기에서 기업과 근로자뿐만 아니라 근로자 내부에서 갈등이 생겨나게 된다. 젊은 근로자층은 이제 더 이상 연공임금제를 원하지 않는 반면, 높은 임금을 받고 있는 기존의 고연령층 근로자들은 연공임금제에 따른 임금이 너무나 당연하다. 지금의 고령층이 받는 고임금은 지금 일한 대가가 아니라 과거에 젊었을 때 자신들의 생산성에 크게 미치지 못하였던 임금을 지금 받고 있는 것으로 인식하고 있기 때문이다.

노동시장의 상황이 이러한 가운데 우리는 고령화에 대한 대비의 일환으로 정년을 60세 이상으로 의무화하는 법을 만들어 이를 경제주체에게 강제하고 있다. 이러한 사실상 정년연장의 혜택을 받을 수 있는 근로자들, 즉 공공부문이나 노조가 강력한 대기업 해당 근로자들은 환영할 것이나, 정년연장에 따른 기업의 노동비용 증가는 궁극적으로 노동수요 감소로 이어질 수 밖에 없다. 즉 또 다른 근로자들이 실직이라는 형태로 정년연장에 따른 노동비용 증가의 부담을 떠 안게 되는 것이

다. 이러한 피해 근로자들은 대개 상대적으로 취약한 상태에 있는 경우가 많다.

이러한 노동시장 상황 변화에 대해 경제주체들은 임금피크제라고 불리는 제도로서 일부 대응하는 모습을 보여왔다. 연공임금제 하에서 정년에 가까워 높은 임금을 받는 근로자들을 해고하는 대신 이들의 높은 임금을 조정함으로써 고용을 유지할 수 있도록 하자는 제도이다. 기존의 몇 연구들은 이러한 임금피크제의 도입이 그렇지 않은 경우에 비해 고용을 증가시키는 역할을 실제로 하고 있음을 엄밀한 분석을 통해 실증적으로 보이고 있다.

본 연구는 이제 한 걸음 더 나아가 정년제를 실시하고 있는 민간 사업체들을 대상으로 임금피크제 도입의 고용성과를 연령층별로 분석하고자 한다. 세대간 고용갈등이 날로 심각해지는 상황에서 연령층별 고용 대체성과 관련된 중립적이고 엄밀한 연구의 필요성도 더욱 커지고 있다. 본고는 기본적으로 이윤을 추구하는 기업의 최적화 행동의 과정 및 그 결과를 실증분석을 위한 모형 설정에 도입하고 있다.

II. 문헌연구

비교적 최근에 들어서야 임금피크제 실시 사업체의 고용효과를 분석하는 연구들이 등장하기 시작하였다. 불과 몇 년 전만 하더라도 임금피크제 실시의 효과를 경험적으로 엄밀하게 분석하고 있는 연구는 국내외를 막론하고 찾기 어려웠다. 이는 분석에 필요한 관련 자료의 축적과 밀접하게 관련되어 있을 가능성이 크다. 외국의 경우 일본을 제외하면 유사한 제도를 시행한 국가를 찾기 쉽지 않을 뿐만 아니라, 일본의 경우도 엄밀한 실증분석에 필요한 자료 가용성 문제가 존재하는 것으로 알려져 있다. 분석을 위해서는 사업체를 단위로 고용뿐만 아니라 임금피크제에 대한 정보를 포함하고 있으면서 제도 실시 전후의 시기에 대해 제도 실시 사업장과 미실시 사업장을 포괄하는 패널자료가 요구된다. 아울러 고용에 영향을 미치는 매출액과 노동비용 등에 대한 자료도 함께 필요하다.

잘 알려져 있듯이 정년제 존재의 이유 및 정년 연장과 임금피크제 등에 대한 이론적인 분석은 이미 이루어진 바 있다. Lazear(1979, 1981)는 근로자는 젊었을 때는 자신의 생산성보다 낮은 임금을 받고 나이가 들었을 때는 그 보다 더 많은 임금을 받는 형태로 계약할 수 있다고 한다. 이 경우 일정 연령에 도달하면 임금과 생산성 간의 괴리가 커져 특정 연령에서 고용관계를 종료하여야 하는데 이것이 바로 정년제도라는 것이다.

국내에서는 정년의 연장 및 임금피크제도의 도입과 관련하여 적지 않은 연구들¹⁾이 이루어진 바

1) 오계택 외(2016), 경제발전노사정위원회(2016), 이지만 외(2015), 박명준 외(2015), 전용일 외(2014), 어수봉(2013), 하갑래 외(2013), 이정우(2011), 김대일(2011, 2004), 최강식 외(2010) 등

있으나, 제도 시행의 효과를 실증적으로 분석하고 있는 연구는 많지 않다. 남재량(2017)은 임금피크제 도입 사업체의 고용성과를 직접적으로 실증분석하고 있다. 그는 기업의 최적화 선택과 이중차분법을 결합하여 실증분석을 위한 모형을 도출하고 이 모형에 사업체패널조사(WPS, 한국노동연구원) 자료를 적용하는 실증분석을 실시하였다. 그 결과 임금피크제를 도입하지 않고 있던 사업체가 이를 신규로 도입하여 실시하는 경우 고용증가율은 임금피크제를 계속 도입하지 않고 있는 사업체들의 고용증가율보다 통계적으로 유의하게 더 큰 것으로 나타났다. 이러한 결과는 선택편의(selection bias)의 문제를 바로잡더라도 여전히 유효하였다.

남재량(2018)은 이러한 분석에서 한 걸음 더 나아가 임금피크제의 구체적인 유형에 따른 고용성과와 함께 공공부문과 민간부문을 별도로 구분하여 임금피크제의 고용성과를 분석하였다. 이러한 분석을 통해 그는 고용보장형 임금피크제가 정년보장형이나 정년연장형의 경우에 비해 보다 유의하고 다소 더 큰 성과를 얻고 있다는 결과를 제시하고 있다. 실제로 고용을 일정 기간 동안 보장하는 고용보장형 임금피크제는 정년까지 고용을 보장하는 정년보장형이나 정년을 연장하는 정년연장형 임금피크제의 경우보다 더 유연한 제도이므로 고용에 있어 보다 우수한 성과를 얻을 가능성이 크다.

이성희·김동배(2017)는 임금체계 개편 유형별 고용효과에 대한 실증분석에서 임금피크제 도입의 고용효과를 분석하고 있다. 이들은 고용노동부가 100인 이상 사업체를 대상으로 2015년 중순에 전수조사한 '임금체계 현황 등 조사'를 통해 수집한 자료를 분석에 사용하였다. 이 자료를 패널로 구축한 뒤 고정효과 모형에 입각하여 실증분석한 결과, 임금피크제와 고용량 간에 통계적으로 유의한 양(+)의 관계가 나타났다. 이들은 이러한 결과를 바탕으로 임금피크제를 도입하지 않고 있다가 신규로 도입하여 실시할 경우 대략 10% 내외의 고용이 증가하는 것으로 해석하고 있다.

III. 임금피크제 도입 현황 및 특징

1. 자료(data)

먼저 임금피크제에 대한 분석에 사용될 수 있는 자료들에 대해 알아보자. 임금피크제에 대해 일회적으로 조사한 자료들은 더러 있으나, 이들을 사용하여 시간에 걸친 변화를 파악할 수는 없다. 따라서 본 연구에 필요한 자료는 임금피크제에 대해 그리고 기업의 여타 활동 등에 대해 체계적이고 시간에 걸쳐 반복적으로 조사한 자료이다.

이러한 자료 가운데 대표적인 것이 고용노동부가 매년 6월 마지막 영업일을 기준으로 하여 조사하는 ‘사업체노동력조사 부가조사’(이하 부가조사)이다. 이 조사의 개요²⁾에 따르면 이 조사의 목적은 임금체계, 정년제, 임금피크제 현황 등을 파악하여 임금·고령자 제도 개선 및 정책 개발에 필요한 기초자료를 제공하는 것이다. 조사대상은 전 산업의 상용 1인 이상 약 2만개소 표본 사업체이며, 농림어업, 가사서비스업, 국제·외국기관, 정부기관 등 공공행정은 조사대상에서 제외된다. 조사내용은 노동조합 유무를 비롯하여 기본급 임금체계와 연봉제 등 임금제도에 대한 것뿐만 아니라 정년제와 임금피크제 등을 포함한다.

이처럼 이 부가조사, 즉 ‘사업체노동력조사 부가조사’는 임금피크제의 실시 현황과 특징을 파악할 수 있는 가장 기본적이고 대표적인 조사이다. 따라서 본 연구는 이 조사 자료를 사용하여 임금피크제 도입 현황과 이의 시간에 걸친 변화 등을 파악하기로 한다. 그러나 이 조사는 사업체의 경제활동에 대한 제반사항들에 대해 조사하지 않고 있으므로, 이 조사 자료를 사용하여 임금피크제의 고용효과를 엄밀하게 분석하는 데에는 한계가 존재한다.

임금피크제의 고용효과를 실증적으로 분석하기 위해서는 무엇보다도 이러한 분석에 알맞은 자료(data)가 필요하다. 임금피크제에 대한 조사는 물론이고 기업 또는 사업체의 생산활동 등에 대한 풍부한 정보들을 포함하고 있어야 한다. 사업체패널조사(WPS: Workplace Panel Survey, 한국노동연구원) 자료는 이러한 조건들을 상당부분 충족시켜주는 자료 가운데 하나이다. 이 조사는 사업체의 다양한 활동들에 대해 오랜 기간에 걸쳐 지속적으로 조사하고 있을 뿐만 아니라 임금피크제의 실시 여부와 그 형태를 조사하고 있다. 아울러 이 조사는 패널조사이므로 임금피크제 도입에 따른 고용 변화 및 생산활동의 변화를 포착할 수 있게 한다.

이 자료에 대해 개괄적으로 살펴보자.³⁾ 사업체패널조사는 한국노동연구원에서 2005년 말을 기본적인 조사대상기간으로 하여 2006년에 실시한 조사(WPS 2005)를 시작으로 이후 격년으로 실시하는 패널조사이다. 이 조사는 우리나라의 노동수요와 고용구조 및 기업의 인적자원관리체계, 노사관계 실태 등을 체계적으로 파악하여 노동시장정책을 수립하는 데 기초자료로 활용하기 위하여 사업

2) 사업체노동력조사 부가조사 개요, 고용노동부, 2018.

3) 『Workplace Panel Survey, User's Guide, 학술대회 버전』(<https://www.kli.re.kr/wps/>) pp.1-11.

체단위 실태조사를 패널로 하여 2년마다 반복 실시한다. 이처럼 이 조사는 기본적으로 사업장을 단위⁴⁾로 하는 표본조사이며, 통계청의 『사업체기초통계조사』에 수집되어 있는 전국의 사업장 가운데 농림어업 및 광업을 제외한 전산업에서 상용근로자 30인 이상 규모인 모든 사업장을 모집단으로 하여 2005년 조사(WPS 2005) 표본을 선정하였다. 이와 별도로 약 400여개의 공공부문⁵⁾을 2005년 사업체패널조사의 표본으로 선정하였으며, 기획예산처에서 제공한 308개의 공공기관 및 51개의 지방 공기업이 포함되어 있다. 사업체패널조사 상의 임금피크제 관련 조사내용으로 임금피크제 도입여부와 임금피크제를 실시하고 있을 경우 그 형태도 2007년부터 조사하고 있다. 앞에서 살펴보았던 기존의 연구들 가운데 남재량(2017)과 남재량(2018)은 사업체패널조사 자료를 사용하여 임금피크제의 고용성과를 분석하고 있다.

2. 임금피크제 도입 현황 및 특징

가. 임금피크제 도입 추이

먼저 사업체노동력조사의 부가조사 상에 나타나는 임금피크제 도입 사업체의 비율을 살펴보자. <표 1>은 도입 사업체 수와 그 비율을 정리한 것이다. 이 표에서 보듯이 임금피크제 도입 사업체 수는 지속적으로 증가하고 있으며, 도입 사업체 비율은 2017년까지 증가하였다가 2018년에 다소 줄어들고 있다. 도입 비율의 증가는 특히 2016년과 2017년에 다소 두드러진다. 이들은 각각 전년도에 비해 5.4% 포인트와 4.7% 포인트 증가하고 있다.

임금피크제의 도입 여부는 특히 사업체의 규모에 따라 차이가 큰 것으로 알려져 있으므로 규모별로 임금피크제 도입 사업체의 비율을 살펴보자. 본격적인 논의에 앞서 사업체의 규모가 임금피크제의 도입에 중요한 이유를 알아보도록 하자.

<표 1> 임금피크제 도입 사업체 수 및 도입 사업체 비율

(단위: 사업체 수, %)

	2014년	2015년	2016년	2017년	2018년
도입 사업체 비율	9.9	12.1	17.5	22.2	21.5
도입 사업체 수	22,231	29,958	49,481	66,435	74,431
계	224,806	247,644	282,612	299,319	345,884

자료 : 사업체노동력조사 부가조사(고용노동부), 각년도.

4) 단, 공공부문, 금융보험업, 전기가스수도업은 기업 기준임.

5) 공공부문은 20인 이상 규모를 조사 대상으로 함.

임금피크제는 임금의 연공성과 관련이 깊다. 경제가 고속성장을 계속하던 시기에 기업들은 우수한 인재의 영입과 이들의 장기근속 및 성실근로를 유도하기 위해 많은 노력을 기울였으며, 이를 위한 핵심적인 제도가 이연임금계약에 의한 연공임금제였다. 젊어서는 근로자가 생산에 기여한 가치보다 적게 받고 나중에 더 받는 임금체계는 장기근속을 유인하고 태만과 불법행위 등을 줄여 성실근로를 유도하는 데에 도움이 된다. 그런데 일정 규모 이상의 기업들은 이러한 이연임금계약에 따른 연공임금제를 실시할 여력이 있을 것이나, 소규모 사업체들은 이러한 제도의 도입에 어려움이 있을 것이다. 사업체 규모에 따른 임금피크제 도입 정도의 차이는 이러한 배경을 가지고 있는 것으로 생각된다.

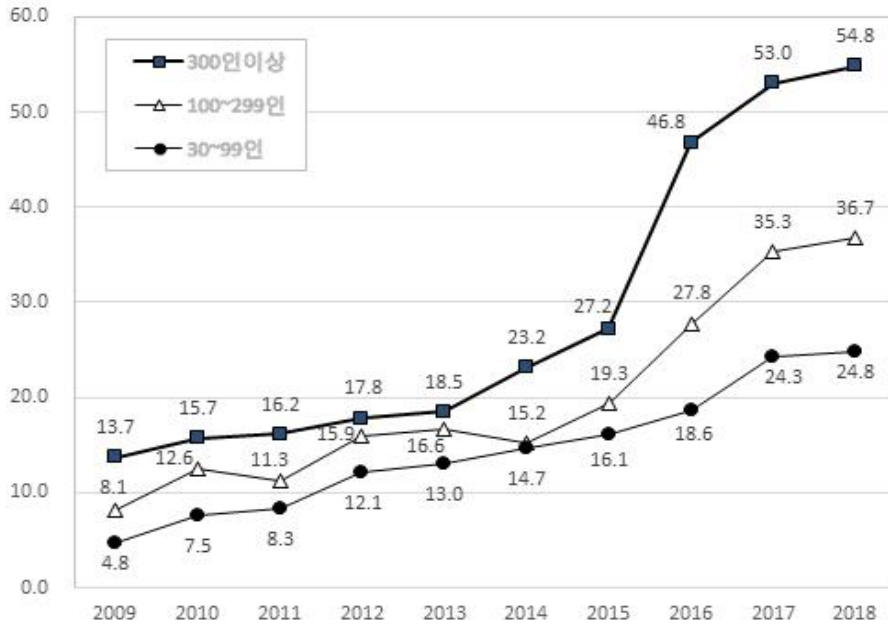
<그림 1>은 30인 이상 규모의 사업체의 임금피크제 도입 비율을 규모별로 구분하여 제시한 그림이다. 이 그림에서 보듯이 300인 이상 규모의 사업체에서 임금피크제 도입 비율은 2015년에 27.2%이며, 이 때까지 비교적 완만한 증가세를 보였다. 그러다가 2016년에 46.8%로 무려 19.6% 포인트나 급증한다. 2017년에도 53.0%로 상승하여 전년도에 비해 6.2% 포인트 증가하였으나, 2016년의 증가에는 크게 미치지 못한다. 이 비율은 2019년에도 미소하게 증가하고 있다. 300인 이상 사업체의 이러한 임금피크제 도입 비율의 변화는 <그림 1>에서 보듯이 다른 규모의 경우와 구분된다.

100~299인 규모 사업체의 임금피크제 도입 비율은 이 그림에서 보듯이 2016년에 27.8%로서 전년도에 비해 크게 높아지기는 하나 300인 이상 규모에서처럼 급증하는 모습을 보이지는 않을 뿐만 아니라 2017년도도 비슷한 정도의 증가세를 유지하고 있다. 즉 2016년과 2017년의 경우는 각각의 전년도 경우에 비해 임금피크제 도입 비율이 각각 8.5% 포인트와 7.5% 포인트 상승하여 2년에 걸쳐 비슷한 정도의 증가추세를 보인다. 반면 300인 이상 규모의 경우, 2016년에 급증하였다가 2017년에 크게 완화되는 모습을 보였다.

30~99인 사업체의 경우 임금피크제 도입 비율은 또 다른 모습을 보이고 있다. <그림 1>에서 보듯이 이 비율은 2016년에 18.6%로서 이전의 증가추세에서 별로 벗어나지 않고 있는데, 2017년 들어 전년도에 비해 5.7% 포인트 상승한 24.3%를 기록하여 이전의 증가추세보다 더 가파른 상승세를 보인다. 30인미만 사업체들의 임금피크제 도입 비율은 <그림 2>에 제시하였는데, 2016년과 2017년에서 모두 기존의 추세보다 더 크게 증가하고 있으며, 2018년에 이 비율은 다소 하락하기도 한다.

<그림 1> 임금피크제 도입 사업체 비율 : 30인 이상

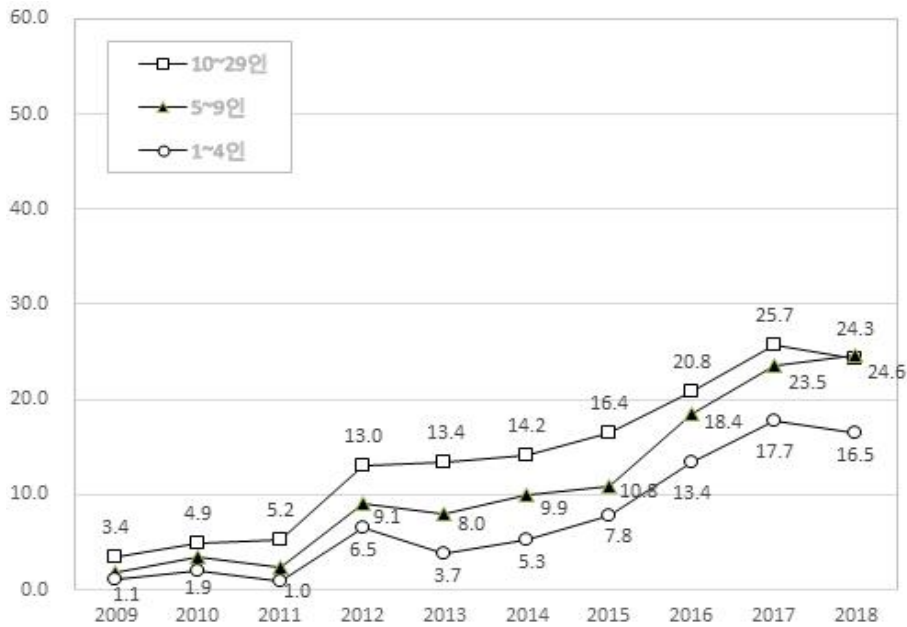
(단위: %)



자료 : 사업체노동력조사 부가조사, 각년도

<그림 2> 임금피크제 도입 사업체 비율 : 30인 미만

(단위: %)



자료 : 사업체노동력조사 부가조사, 각년도

나. 임금피크제 도입 사업체 특징

이제 본 연구가 임금피크제의 고용성과를 분석함에 있어 주로 사용할 사업체패널조사 자료를 사용하여 임금피크제 도입 사업체 비율에 대해 살펴보자. <표 2>는 이를 정리한 것이다. 먼저 이 표에서 2017년에 임금피크제 도입 사업체 비율은 15.8%인데, 앞에서 보았던 부가조사 상의 2017년 도입 비율은 22.2% 였다. 사업체패널조사가 기본적으로 30인 이상 사업체를 표본으로 선정하여 조사하고 있고 사업체 규모가 클수록 임금피크제 도입 사업체 비율이 높아짐을 고려한다면, 사업체패널자료에서 임금피크제 도입 비율은 상당히 낮게 추정되고 있는 것으로 보인다.

사업체패널자료에서 임금피크제를 도입한 사업체의 수와 그 비율은 <표 2>에서 보듯이 전반적으로 증가추세를 보인다. 그런데 2015년에서 2017년 사이의 기간 동안의 증가가 특히 두드러진다. 즉 임금피크제 도입 사업체 수⁶⁾가 2015년의 5,977개소에서 2017년의 9,878개소로 크게 증가하였으며, 이에 따라 도입 비율도 9.6%에서 15.8%로 대폭 증가하였다.

<표 2> 임금피크제 도입 여부별 사업체 수 및 도입 사업체 비율

(단위: 사업체 수, %)

	2005년	2007년	2009년	2011년	2013년	2015년	2017년
도입 비율	1.7	3.4	2.2	7.0	9.0	9.6	15.8
도입	656	1,328	919	3,222	4,446	5,977	9,878
미도입	37,459	37,684	40,819	42,780	45,183	56,474	52,723
계	38,115	39,011	41,738	46,002	49,629	62,451	62,601

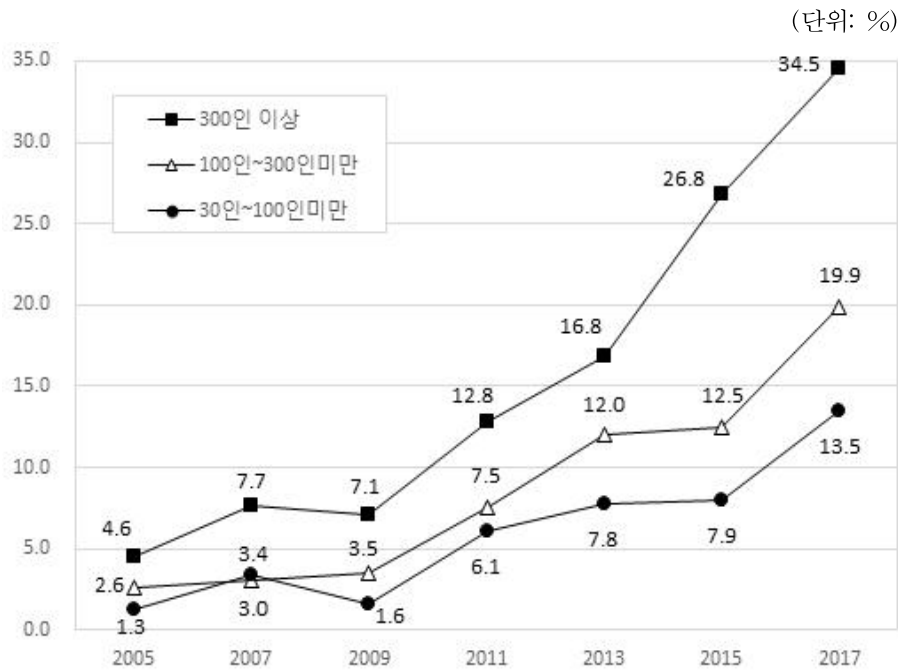
자료 : 사업체패널조사 각년도 자료를 사용하여 계산

앞에서 보았듯이 임금피크제의 도입 여부는 사업체 규모별로 큰 차이를 보이므로, 여기에서도 사업체의 규모별로 구분하여 도입 비율을 살펴보자. <그림 3>은 이를 보기 위한 것이다. 이 그림에서 보듯이 300인 이상과 300인 미만 사업체에서 임금피크제 도입 비율의 변화는 구분된 모습을 보인다. 300인 이상 사업체의 경우 도입 비율이 2015년과 2017년에 급증하는데, 특히 2015년의 증가가 더욱 급격하다. 즉 2015년의 비율은 26.8%로서 2013년의 16.8%에 비해 10.0% 포인트나 증가한 반면, 2017년은 증가폭이 7.7% 포인트로 크지만 2015년의 증가에는 미치지 못한다.

이에 비해 100~299인의 경우와 30~100인미만의 경우 임금피크제 도입 비율 증가는 2015년의 경우보다는 2017년에서 두드러진다. 즉 <그림 2>에서 보듯이 이들 두 규모에서 임금피크제 도입 비율은 2013년과 2015년에서 0.5% 포인트와 0.1% 포인트 증가에 그치는 반면, 2015년에서 2017년에서 각각 7.4% 포인트와 5.6% 포인트로 크다.

6) 가중치를 적용한 결과이다.

<그림 3> 임금피크제 도입 사업체 비율 : 사업체 규모별



임금피크제 도입 비율이 300인 이상 사업체에서 2016년에 급증하는 반면 300인 미만 사업체에서 2017년에 급증하는 이와 같은 현상은 앞의 부가조사에서도 마찬가지로 나타났던 사실이다. 임금피크제 도입에 있어 나타나는 이러한 특징은 정년제 법제화의 시행과 밀접하게 관련되어 있을 것으로 보인다. 즉 우리는 2013년 5월에 고령자고용법⁷⁾ 개정을 통해 정년을 ‘60세 이상’으로 의무화한 바 있다. 그리고 이 법의 시행을 ‘상시 300명 이상의 근로자를 사용하는 사업 또는 사업장’에 대해 2016년 1월 1일부터 시행하며, 상시 300명 미만의 경우에 대해서는 2017년 1월 1일부터 시행하고 있다. 사업체의 노동비용에 큰 부담을 주는 이러한 정년연장법 시행에 대해 사업체들은 임금피크제의 도입으로 대응하고 있는 것으로 이해할 수 있다.⁸⁾ 다만 본 연구는 임금피크제의 고용성과를 분석목적으로 하고 있으므로, 정년 법제화에 따른 임금피크제 도입 비율의 급격한 변화에 대해 더 이상 분석하지 않기로 한다.

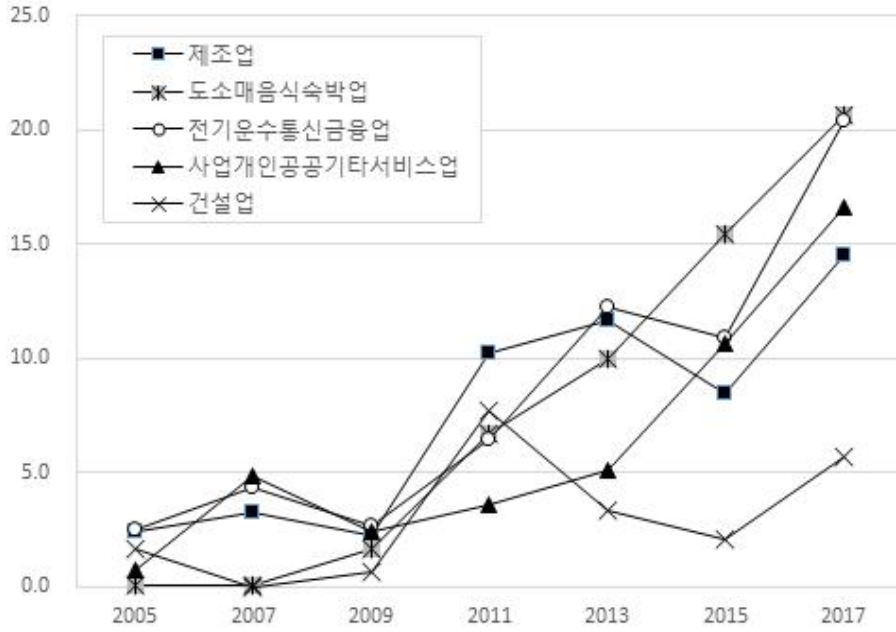
<그림 4>는 업종별 임금피크제 도입 사업체 비율을 그림으로 그린 것이다. 이 그림에서 보듯이 예외 없이 모든 업종에서 2015년과 2017년의 기간 동안 임금피크제 도입 비율이 크게 증가하고 있다. 노조유무별로 구분하여 그린 <그림 4>에서도 이 기간 동안 도입 비율의 급증이 나타나고 있다. 노조가 있는 경우 2013년과 2015년의 기간 동안 도입 비율 증가도 급격하는 점이 눈에 띈다.

7) 공식 명칭은 ‘고용상 연령차별금지 및 고령자고용촉진에 관한 법률’이며 통상 고령자고용법으로 약칭한다.

8) 기업들은 법 개정(2013년 5월) 이후부터 법 시행 이전(2016년 1월)까지의 기간 동안 고연령층의 고용을 조정하는 것으로 대응하고 있으며(남재량, 2019b), 법 시행 이후인 2016년부터 규모에 따라 고용조정과 임금 조정을 병행하고 있는 것으로 보인다. 우리는 2016년과 2017년에서 임금피크제 도입비율의 급격한 증가 및 규모별 증가 정도의 차이를 이러한 측면에서 설명할 수 있다.

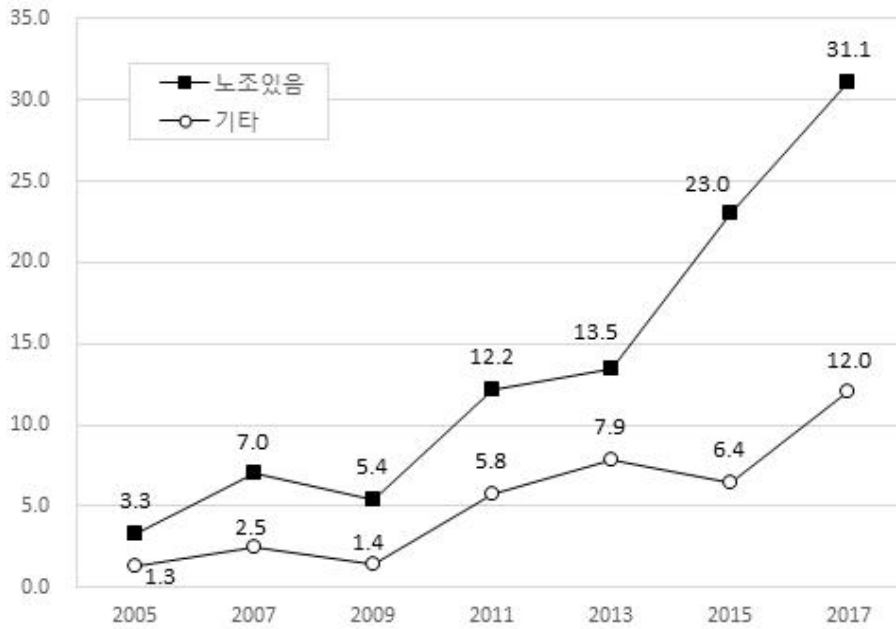
<그림 4> 임금피크제 도입 사업체 비율 : 업종별

(단위: %)



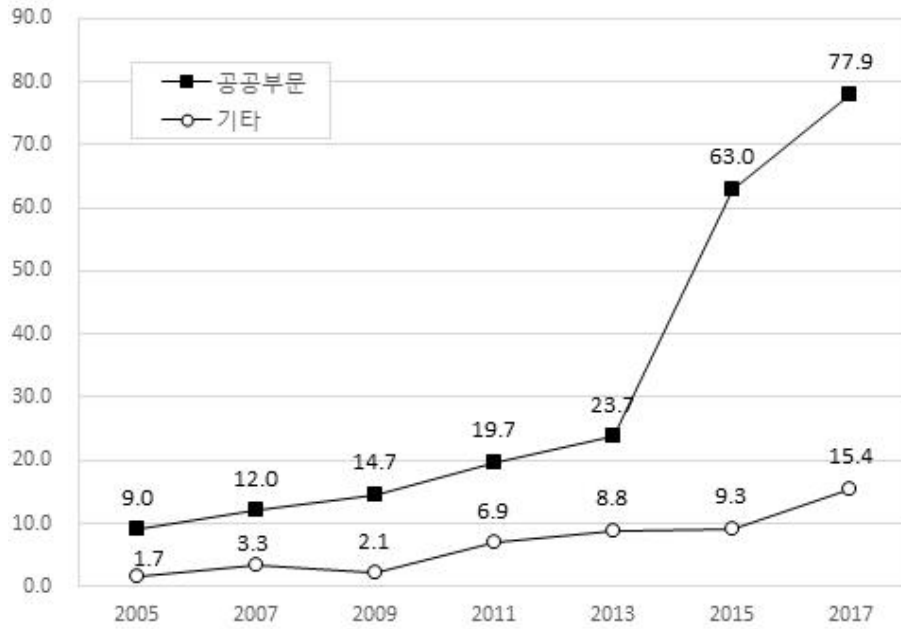
<그림 4> 임금피크제 도입 사업체 비율 : 노조유무별

(단위: %)



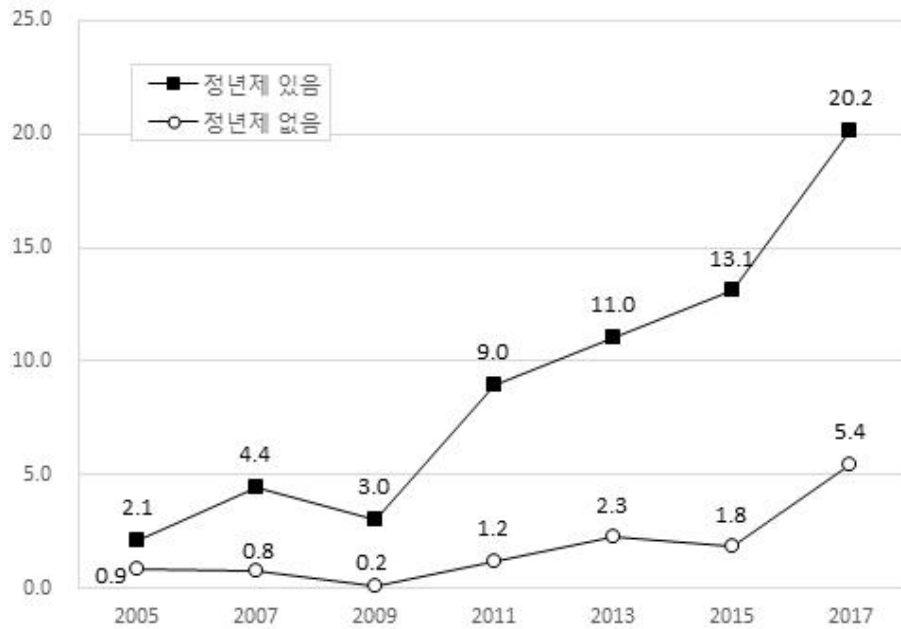
<그림 5> 임금피크제 도입 사업체 비율 : 공공부문 여부별

(단위: %)



<그림 6> 임금피크제 도입 사업체 비율 : 정년제 유무별

(단위: %)



공공부문과 나머지 부문으로 구분하여 임금피크제 도입 비율은 <그림 5>에서 보듯이 매우 구분된 모습을 보인다. 공공부문에서 이 비율은 2015년에 63.0%로서 2013년의 23.7% 보다 무려 39.3% 포인트나 증가하는 급격한 모습을 보인다. 2017년에는 다시 77.9%로 증가한다. 공공부문이 아닌 부

문에서 이 비율은 2015년과 2017년의 기간 동안에 9.3%에서 15.4%로 증가하고 있다.

마지막으로 정년제 실시 여부별로 구분하여 임금피크제 도입 사업체 비율을 살펴보자. <그림 6>은 이를 보기 위해 그린 것이다. 이 그림에서 보듯이 정년제를 도입하고 있는 사업체 집단과 그렇지 않은 사업체 집단은 매우 구분된 모습을 보인다. 즉 정년제가 있는 사업체의 임금피크제 도입 비율은 그렇지 않은 사업체의 경우에 비해 높고 훨씬 더 큰 증가세를 보인다. 2009년까지만 하더라도 정년제가 있는 사업체에서 임금피크제를 도입한 비율이 3.0%에 불과할 정도로 낮았으나, 이 후부터 급격히 증가하여 2015년이면 13.1%에 이르며 2017년에 20.2%를 기록하고 있다. 반면 정년제가 없는 사업체에서 이 비율은 2015년에서도 1.8%에 불과하며, 2017년에서야 5.4%에 이른다.

다. 정년제 실시 민간 사업체의 임금피크제 도입 특징

공공부문을 제외한 민간 사업체들을 대상으로 이들 가운데 정년제를 도입하고 있는 사업체에서 임금피크제 도입과 관련된 특징들을 살펴보자. 공공부문을 분석에서 제외하는 것은 무엇보다도 <그림 5>에서 보았듯이 이 부문에서 임금피크제 도입 비율이 아마도 행정적인 이유로 인해 너무나 급격하게 증가하고 있어, 이에 대해 경제적 논리에 기반한 실증분석을 실시하는 것은 잘못된 해석을 초래할 가능성이 있다는 우려 때문이다.

본 연구는 기업의 최적화 선택 과정을 실증분석을 위한 모형 설정에 중요하게 반영하고 있는데, 이윤추구를 목적으로 하지 않는 공공부문에 대해서도 이를 그대로 적용하는 것은 타당하지 않을 수 있다. 보다 현실적인 측면에서 본다면 공공부문의 경우 비교를 위한 조건에 맞는 ‘임금피크제 미도입 사업체’를 찾기 어렵다는 문제도 있다. 이러한 경우 공공부문을 분석에서 제외하는 것이 더 나은 선택일 수 있다. 물론 우리는 분석을 위한 표본의 감소라는 비용을 치를 수 밖에 없다.

공공부문을 분석에서 제외한다면 한 걸음 더 나아가 ‘정년제 미실시 사업체’를 분석에서 제외하는 것도 고려해 볼 필요가 있다. 이미 언급한 바와 같이 임금피크제는 연공임금제와 밀접하게 관련되어 있는데, 임금의 연공성은 주로 이연임금계약으로 인해 발생한 것이고 이러한 임금계약이 이루어질 경우 정년제가 존재하게 된다. 따라서 임금피크제의 고용성과를 기업의 최적 선택 이론에 입각하여 실증적으로 분석하고자 하는 본 연구가 분석대상을 정년제를 실시하는 민간부문으로 삼는 것은 적절한 시도일 수 있다.

분석대상을 이와 같이 제한할 경우 임금피크제 도입 비율에 어떠한 변화가 발생하는 지를 살펴보기 위해 사업체의 규모와 업종 그리고 노조유무별로 구분하여 그림을 그려 보았으나, 앞에서 보았던 특징들과 그리 다르지 않았다. 이들 그림들을 부록의 <그림 A1>과 <그림 A2> 그리고 <그림 A3>에 제시하였다.

VI. 임금피크제의 연령층별 고용효과

이제 기업의 최적화 행동을 명시적으로 실증분석에 도입하도록 하자. 임금피크제 도입의 고용효과에 대해 보다 엄밀하게 분석하기 위해서는 기업의 이윤극대화 행위를 회귀모형에 반영하여야 한다.

1. 기업의 노동수요

먼저 식 (3)과 같은 콥-더글러스(Cobb-Douglas)생산함수를 상정하도록 하자.⁹⁾ Y 는 산출량을 나타내며 L 과 K 는 각각 생산에 투입되는 노동량과 자본량을 나타내며 A 는 기술수준을 반영한다.

$$(3) Y = AL^\alpha K^\beta.$$

임금율과 이자율을 각각 w 와 r 이라 하면, 기업의 최적화(이윤극대화) 행동의 결과로 최적 노동수요 L^* 는 다음의 식 (4)와 같이 결정된다.

$$(4) Y = A \left(\frac{\beta}{\alpha} \right)^\beta \left(\frac{w}{r} \right)^\beta (L^*)^{\alpha+\beta}.$$

따라서 최적 노동수요량은 식 (5)과 같이 선형(linear)으로 표현할 수 있다.

$$(5) \ln L^* = \delta_0 + \delta_1 \ln A + \delta_2 \ln(w/r) + \delta_3 \ln Y.$$

2. 이중차분법¹⁰⁾

기업의 이윤극대화 행동으로 주어지는 식 (5)에 더하여, 특정 제도 도입의 성과 평가에 유용하게 사용되는 이중차분법(DD)을 이 식에 추가로 도입함으로써 실증분석을 위한 모형설정을 완성하도록 하자. 준실험적 평가에서 적용대상집단(또는 처리집단)과 및 비교집단의 선정이 중요하다. 어떤 사업 또는 제도의 성과를 평가하는 데에 있어 이중차분법에서 요구하는 조건들을 갖춘 자료를 구할 수 있다면 비교적 엄밀한 분석이 가능하다. 이중차분법은 기본적으로 적용대상집단과 비교집단이 외생적으로 구분된 상태에서 정책을 실시하기 전과 후를 비교함으로써 정책효과를 식별하는 방법이다. 이 방법을 본 연구에 적용하기 위해 임금피크제를 실시하지 않다가 이를 신규로 도입하는 사업

9) 이는 논의 전개의 편의를 위한 가정이며, 굳이 콥-더글러스 생산함수일 필요는 없다.

10) 남재량(2017) 참조.

장을 처리집단으로 하고 임금피크제를 계속 실시하지 않는 사업장을 비교집단으로 삼기로 한다.

이러한 고려들을 바탕으로 임금피크제 도입의 고용성과 평가를 위한 회귀모형을 다음의 식 (6)과 같이 설정할 수 있다. 식 (6)에서 j 는 사업장 그리고 t 는 시간을 나타내는 하첨자이며, P_j 는 이제 임금피크제 신규 도입 여부를 나타내는 더미변수로서 신규도입 사업장이면 1, 이 제도를 계속 도입하지 않고 있는 사업장이면 0의 값을 갖는다. X 는 기업의 최적 고용량에 영향을 미치는 기타의 변수들로서 사업체규모, 산업, 직업, 노조유무 등이 이에 해당한다.

$$(6) \Delta \ln L_{jt}^* = \lambda_0 + \lambda_1 P_j + \lambda_2 \Delta \ln A_{jt} + \lambda_3 \Delta \ln w_{jt} + \lambda_4 \Delta \ln Y_{jt} + \lambda_5 X + \Delta \epsilon_{jt}.$$

3. 노동의 이질성

가. 두 이질적 노동력이 존재하는 경우

이제 노동의 이질성을 도입하도록 하자. 구체적으로 연령층별 이질성을 염두에 두고 논의를 전개하기로 한다. 먼저 노동력이 청년층과 고령층이라는 두 집단으로 구분되는 경우를 상정하자. 청년층을 Y , 고령층을 O 로 나타내면, 자본 K 가 주어질 경우 우리는 생산함수를 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$f(L_Y, L_O; K).$$

청년과 고령의 두 이질적 요소의 가격을 각각 W_Y , W_O 라 하면, 비용극소화 1계조건으로부터 다음의 관계를 얻을 수 있다.

$$\frac{W_Y}{W_O} = \frac{\partial f / \partial L_Y}{\partial f / \partial L_O}, \text{ 또는 } \frac{W_Y}{\partial f / \partial L_Y} = \frac{W_O}{\partial f / \partial L_O}.$$

이제 두 이질적 노동의 생산성이 상호의존적이라고 하자.¹¹⁾ 그렇다면 우리는 생산함수를 다음과 같이 구체화할 수 있다.

$$f(L_Y, L_O; K) = AL_Y^\alpha L_O^\beta, \text{ 여기서 } 0 < \alpha, \beta < 1.$$

11) 만약 근로자들의 생산성이 상호의존적이지 않고 서로 독립적이라면 코너해(corner solution)가 발생하게 된다.

그리고 최적화의 1계조건으로부터 다음의 관계를 얻는다.

$$\frac{L_Y}{L_O} = \frac{\alpha W_O}{\beta W_Y}.$$

이제 고령층에 대해 임금피크제가 도입된다고 하자. 그렇다면 $W_Y = \overline{W_Y}$ 로 변화가 없는 상태에서 W_O 가 하락하므로, 요소상대가격 W_O/W_Y 가 하락하게 된다.

만약 임금피크제의 도입에도 청년층 고용에 변화가 거의 없다면, 즉 $L_Y \approx \overline{L_Y}$ 라면, 고령층의 고용, 즉 L_O 가 증가하게 된다.

나. N 개의 이질적 노동력이 존재하는 경우

이제 여러 이질적 노동이 존재하는 경우로 논의를 일반화하도록 하자. 구체적으로 노동력이 N 개의 이질적 집단, 즉 L_1, \dots, L_N 으로 구분된다면, 근로자들의 생산성이 상호 의존적일 경우, 생산함수는 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$f(L_1, \dots, L_N; K) = A \prod_{i=1}^N L_i^{\alpha_i}, \quad 0 < \alpha_i < 1, \quad \forall i.$$

그러면 비용극소화의 1계조건으로부터 다음의 관계를 얻을 수 있다.

$$\frac{L_j}{L_i} = \frac{\alpha_j W_i}{\alpha_i W_j}.$$

다. 세 가지 이질적 노동력이 존재하는 경우

본고는 특히 노동력이 3개의 이질적 연령층으로 구분되는 경우 임금피크제의 고용효과에 관심을 가지고 있으므로, 논의를 보다 분명하게 하기 위해, 근로자들의 생산성이 상호 의존적인 세 이질적 노동력이 존재하는 경우를 구체적으로 나타내어 보도록 하자. 이 경우 생산함수는 다음과 같이 나타낼 수 있다. 여기서 M 은 청년층과 고령층 사이의 연령층인 중년층을 나타낸다.

$$f(L_Y, L_M, L_O; K) = A L_Y^\alpha L_M^\beta L_O^\gamma, \quad 0 < \alpha, \beta, \gamma < 1.$$

그러면 1계조건으로부터 우리는 다음의 관계를 얻을 수 있다.

$$\frac{L_M}{L_Y} = \frac{\beta W_Y}{\alpha W_M}, \quad \frac{L_O}{L_M} = \frac{\gamma W_M}{\beta W_O} 1, \quad \frac{L_Y}{L_O} = \frac{\alpha W_O}{\gamma W_Y}.$$

만약 임금피크제 실시에도 특정 연령층, 예컨대 청년층의 고용에 변화가 없다면, 즉 $L_Y \approx \overline{L_Y}$ 라면, 우리는 특히 ① 고령층의 고용 변화 및 ② 고령층과 중년층 고용 비율인 L_O/L_M 의 변화에 주목하여야 할 것이다.

4. 회귀방정식의 설정

노동력의 연령층별 이질성이 존재할 경우, 이들 이질적 노동력 집단들에 대한 고용이나 노동수요 등을 분석하고 있는 많은 연구들은 이질적인 각각의 노동력에 대해 별도의 회귀방정식을 설정하여 분석하고 있다. 이러한 연구들에 따르면, 연령층별로 이질적인 노동력에 대한 임금피크제의 고용효과를 추정하기 위한 회귀방정식은 다음과 같이 설정될 것이다. 즉 노동력 집단을 나타내는 지표(index)를 i 라 하면, 식 (7)과 같이 좌변에 이질적인 각 연령층별 고용량 변화율이 위치하게 된다.

$$(7) \Delta \ln L_{ijt}^* = \gamma_0 + \gamma_1 P_j + \gamma_2 \Delta \ln A_{jt} + \gamma_3 P_j \Delta \ln w_{jt} + \gamma_4 \Delta \ln Y_{jt} + \gamma_6 X_{jt} + \Delta \eta_{jt}.$$

반면 위의 이론적인 논의를 바탕으로 한다면, 우리는 연령층별로 이질적인 노동력이 존재하는 경우 임금피크제의 고용효과를 추정하기 위한 회귀방정식을, 고령층과 중년층을 예로 든다면, 식 (8)과 같이 설정하여야 한다. 즉 좌변에 있어야 할 종속변수는 특정 연령층의 고용변화율이 아니라 두 이질적 연령층 간 고용비율의 변화율, 즉 고령층과 중년층의 고용비율인 L_{Ojt}^*/L_{Mjt}^* 의 변화율이어야 한다. 그리고 식 (8)에서 우변에 있는 항들 가운데 $P_j \Delta \ln w_{jt}$ 는 임금피크제 실시에 따른 이질적 노동력 간 상대가격(여기서는 W_M/W_O) 변화율 변수의 대리변수이다.

$$(8) \Delta \ln(L_{Ojt}^*/L_{Mjt}^*) = \gamma_0 + \gamma_1 P_j + \gamma_2 \Delta \ln A_{jt} + \gamma_3 P_j \Delta \ln w_{jt} + \gamma_4 \Delta \ln Y_{jt} + \gamma_6 X_{jt} + \Delta \eta_{jt}.$$

4. 회귀분석에 사용될 변수들의 측정

이제 조사된 자료와 분석에 사용될 변수들에 대해 설명하고 분석에 사용하기 알맞도록 자료를 가공(data cooking)하는 과정 등을 설명하기로 한다. 사업체패널조사의 조사 자료는 기본적으로 ‘전년도 말’을 조사 기준 시점으로 하고 있다. 예컨대 2005년 조사자료는 2005년 말을 조사 기준 시점

으로 조사된 자료이다. 그러나 매출액과 인건비 등을 비롯한 재무자료는 일정 기간을 대상으로 산정하는데, 통상 1년이라는 회계연도를 사용한다. 이에 따라 본 연구가 회귀분석에 사용하고자 하는 변수들 간에 측정 단위 불일치의 문제가 제기될 수 있다. 이에 대해 본 연구는 사업체패널조사가 기본적으로 연말을 기준으로 한 조사임을 감안하여 분석에 있어서도 기본적으로 연말 자료를 사용하되 연말을 기준으로 측정되지 않고 1년 동안으로 측정되는 매출액과 인건비 등의 자료는 측정된 그대로 사용하고자 한다. 총인건비는 급여총액과 퇴직급여 및 복리후생비를 합한 것이며, 1인당 인건비는 이를 회계기간 동안의 평균 근로자 수로 나눈 것으로, 사업체패널조사 자체에서 가공하여 제공하고 있다. 본 연구는 매출액과 인건비 등 명목변수들은 소비자물가지수(CPI, 2010년=1.00)를 디플레이터로 사용하여 실질변수로 변환하여 사용하였다.

이제 회귀방정식에 있는 기술수준 A 를 측정하는 문제에 대해 생각해보도록 하자. 회귀모형에 존재하는 기술수준의 변화율을 측정하는 것은 간단한 문제가 아니나, 흔히 기술의 대리변수(proxy)로 연구개발(R&D) 비용을 사용하므로, 이의 변화율을 기술 변화율 대신 사용할 수 있을 것이다. 그러나 사업체패널조사는 연구개발 비용을 별도로 조사하지 않으며, 영업비용 가운데 판매비와 일반관리비 중 기타경비¹²⁾에 포함하여 조사하고 있다. 따라서 기술수준은 별도의 고려를 통하여 회귀모형에 도입할 수밖에 없다. 다행히 사업체패널조사는 사업장의 혁신유형을 네 가지로 항목으로 답하도록 질문¹³⁾하고 있는데, 이를 활용하면 기술수준을 일정 정도 통제할 수 있을 것이다.

추가적인 고려가 필요한 부분이 노동조합 존재 여부 등을 실증모형에 반영하는 것이다. 기업의 이윤극대화 행동의 결과로 직접 도출되지는 않았지만, 노동조합의 존재 여부를 비롯한 다양한 요인들이 기업의 최적 노동수요량에 영향을 미칠 수 있으므로, 이러한 요인들을 회귀방정식에 추가로 도입하는 것이 바람직하다.

5. 기초통계

회귀분석에 등장하는 변수들 가운데 임금피크제 도입 사업체 수와 임금피크제 도입 여부에 따른 고용량에 대한 자료를 실제 분석에 사용되는 패널화된 자료 상의 통계로 제시하였다. <표 3>은 임

12) 접대비, 광고선전비, 연구비, 경상개발비, 여비, 교통비, 통신비, 수도광열비, 수선비, 보험료, 차량유지비, 운반비, 도서인쇄비, 소모품비, 견본비, 포장비, 회의비, 잡비 등을 말함.

13) 사업체패널조사 상의 혁신유형 질문지(A211)는 다음과 같다.

A211. 귀 사업장은 다음 혁신유형 중 어디에 가장 가깝습니까?

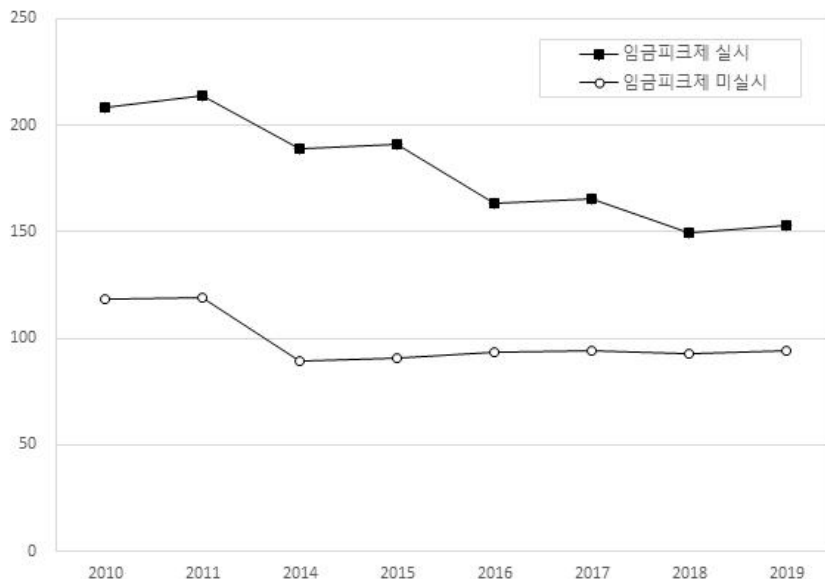
- ① 혁신은 경쟁전략의 핵심이다. 제품·서비스개발과 공정·프로세스혁신을 위해서 항상 연구개발을 수행한다. 다른 기업들이 우리 회사의 혁신을 모방한다.
- ② 혁신이 핵심적인 활동은 아니고 필요한 경우에만 연구개발을 수행한다. 연구개발의 상당부분은 다른 기업에서 개발된 신기술을 도입하기 위해서 이루어진다.
- ③ 연구개발 투자가 아닌 다른 방식으로 기존 제품·서비스와 공정·프로세스를 수정한다. 생산공학을 활용해서 공정을 개선한다.
- ④ 연구개발에 투자하지 않고, 다른 기업에서 개발된 혁신들을 도입한다.

금피크제를 신규로 도입한 사업체의 수와 이를 도입하지 않은 미도입 사업체 수를 보여준다. [그림 7]은 임금피크제 실시 사업체와 미실시 사업체의 시간에 걸친 고용량을 그린 것이다.

<표 3> 임금피크제 도입 여부

			2009-2011	2011-2013	2013-2015	2015-2017
임금피크제 도입 여부	가중치 적용	신규도입	1,296	2,004	1,415	1,702
		미도입	20,238	17,665	20,177	22,961
	가중치 미적용	신규도입	93	76	132	117
		미도입	878	822	600	1,182

[그림 7] 임금피크제 실시 여부별 고용량



5. 회귀분석 결과

이제 회귀분석 결과를 살펴보도록 하자. <표 4>는 각 사업체들의 전체 고용변화율을 좌변의 변수로 하여 추정한 결과를 보여준다. 이들은 글로벌 금융위기를 비롯한 충격들이 있었던 시기를 피하면서 가급적 최근의 자료들을 사용하여 분석한 결과들이다. 이들 시기보다 이른 시기들에서는 임금피크제 도입 사업체 수가 그리 많지 않아 분석에 일정한 한계가 존재한다는 점도 감안하였다.

이 표에서 보듯이 임금피크제 도입 여부를 나타내는 변수의 계수 추정치가 통계적으로 유의한 모든 경우에서 양(+)의 값을 가진다. 즉 임금피크제의 신규 도입한 사업체의 고용 증가율은 이들 도입하지 않은 사업체의 경우보다 더 크게 나타난다. 다만 2015년과 2017년을 빼면

로 연결한 경우에서 임금피크제 도입 여부 변수의 계수 추정치가 중요 변수들을 통제할 경우 추정치의 부호는 양(+)으로 나타나지만 통계적으로 유의하지 않다.

매출액 증가율의 계수 추정치들은 이 표에 제시된 모든 경우에서 양(+)의 값을 가지며 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다. 노동비용 증가율 변수의 계수 추정치도 이 표에 제시된 모든 경우에서 유의수준 1%에서 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 가진다. 이러한 결과들은 이론에서 예측하는 바와 정확히 일치한다.

<표 4> 회귀분석 결과 : 전체 고용변화율

		2011-2013			2013-2015			2015-2017		
		모형1	모형2	모형3	모형1	모형2	모형3	모형1	모형2	모형3
임금 피크제 도입여부	추정치	0.108***	0.108***	0.076***	0.070***	0.040***	0.060***	-0.009	0.004	0.017
	(p-값)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.510)	(0.740)	(0.199)
매출액 증가율	추정치		0.205***	0.204***		0.052***	0.061***		0.034***	0.047***
	(p-값)		(0.000)	(0.000)		(0.000)	(0.529)		(0.000)	(0.000)
노동비용 증가율	추정치		-0.127***	-0.136***		-0.107***	-0.102***		-0.245***	-0.245***
	(p-값)		(0.000)	(0.000)		(0.000)	(0.000)		(0.000)	(0.000)
통제변수들				통제			통제			통제
관 측 수		16,123	16,123	16,123	15,155	15,155	15,155	13,983	13,983	13,983

이제 임금피크제의 연령층별 고용효과를 추정한 결과들을 살펴보도록 하자. <표 5>는 각 연령층별 고용량 변화율을 종속변수로 하여 추정한 결과를 보여준다. 여기서 고령층은 55세 이상을 말하며, 청년층은 34세 이하, 중년층은 35~54세를 말한다. 이 표에서 보듯이 고령층의 경우에서 임금피크제 도입 여부를 나타내는 변수의 계수 추정치가 모두 양(+)의 값으로 추정되며, 1% 유의수준에서 모두 통계적으로 유의하다. 즉 임금피크제를 새로 도입한 사업체의 고령자 고용증가율은 임금피크제를 도입하지 않은 사업체의 경우에 비해 더 크다.

반면 청년층의 경우 임금피크제 도입 여부 변수의 계수 추정치가 모두 유의하지 않게 나타나고 있어, 임금피크제 도입이 청년층의 고용에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타난다. 이와 달리 중년층의 경우 임금피크제 도입여부 변수의 계수 추정치는 모두 음(-)의 값으로 추정되며, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다.

그리고 요소상대가격 변화율 대리변수의 계수 추정치가 고령층에서 음(-)으로 그리고 청년층과 중년층에서 모두 양(+)으로 추정되고 이들은 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다. 이러한 결과는 이론에서 예측한 바와 일치한다. 즉 임금피크제의 도입은 고령층의 임금수준을 낮추는 반면, 청년층이나 중년층의 임금수준에 변화를 주는 것은 아니다. 따라서 고령층 노동력의 요소상대가격은 임금피크제 도입으로 하락하게 되며 이는 고령층의 고용에 긍정적인 영향을 줄 것이므로, 고령층 노동력의 요소상대가격 변화율은 고령층의 고용변화율과 음(-)의 관계를 가지게 될 것이다.

반면 청년층과 중년층은 임금수준에 변화가 없었으므로 이들은 고령층에 비해 요소상대가격, 즉 상대임금이 상승한 것인데, 위의 회귀 방정식은 이를 고령층의 요소상대가격으로 도입하고 있다. 이에 따라 청년층과 중년층의 고용은 부정적인 영향을 받게 되는데, 이는 고령층의 요소상대가격 하락과 양(+)의 관계를 가지게 된다. 다만 이러한 결과는 식 (7)처럼 연령층별 고용을 별도의 회귀 식으로 나타내는 것이 가능할 경우에만 타당하다는 한계를 분명히 인식할 필요가 있다.

<표 5> 회귀분석 결과 : 연령층별 고용변화율, 2015-2017년

		고령층			청년층			중년층		
		모형1	모형2	모형3	모형1	모형2	모형3	모형1	모형2	모형3
임금피크제 도입여부	추정치	0.101***	0.152***	0.143***	0.037	-0.025	-0.037	-0.115***	-0.158***	-0.159***
	(p-값)	(0.004)	(0.000)	(0.000)	(0.309)	(0.541)	(0.378)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
매출액 증가율	추정치	-	-0.006	0.003	-	-0.011	0.000	-	0.030**	0.038***
	(p-값)	-	(0.685)	(0.810)	-	(0.437)	(0.989)	-	(0.015)	(0.002)
요소 상대가격 변화율	추정치	-	-0.361***	-0.286**	-	0.439***	0.524***	-	0.296**	0.305***
	(p-값)	-	(0.006)	(0.029)	-	(0.002)	(0.000)	-	(0.012)	(0.009)
통제변수들		-	-	통제	-	-	통제	-	-	통제
관 측 수		13,983	13,983	13,983	13,983	13,983	13,983	13,983	13,983	13,983

연령층들 간의 고용비율을 종속변수로 하는 회귀방정식을 추정한 결과는 <표 6>에 제시되어 있다. 이 표에서 보듯이 임금피크제 도입이 청년층/고령층 고용비율 L_Y/L_O 의 변화율에 미치는 효과는 통계적으로 전혀 유의하지 않게 나타난다. 반면 임금피크제 도입이 고령층/중년층 고용비율, L_O/L_M 에 미치는 효과는 통계적으로 유의한 양(+)의 값으로 추정된다.

만약 <표 5>의 추정결과에서처럼 임금피크제의 도입이 청년고용에 영향을 미치지 못하는 것이 사실이라면 임금피크제 도입이 L_O/L_M 증가율에 양(+)의 값으로 추정된 결과는 여러 가능한 조합들 가운데 L_O 증가와 L_M 감소에 의한 것일 가능성이 크다. 즉 임금피크제 도입이 고령층의 상대임금을 낮추어 이들의 고용을 증가시키는 반면, 고령층과 연령에 있어 상대적으로 근접해 있어 대체가 더 수월한 중년층의 고용은 이들의 상대임금 상승으로 감소하게 된 것이다.

한편 중년층의 청년층에 대한 고용비율, 즉 '중년층/청년층'의 경우에서 임금피크제 도입 여부의 계수 추정치가 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 가지는 것은 임금피크제의 도입에 따라 중년층의 고용은 감소하나 청년층 고용에 변화가 없는 경우 가능하다.

<표 6> 회귀분석 결과 : 연령층별 고용비율 변화율, 2015-2017년

		청년층/고령층			고령층/중년층			중년층/청년층		
		모형1	모형2	모형3	모형1	모형2	모형3	모형1	모형2	모형3
임금피크제 도입여부	추정치	-0.059	-0.094	-0.059	0.106**	0.324***	0.284***	-0.076*	-0.081*	-0.136***
	(p-값)	(0.274)	(0.129)	(0.350)	(0.031)	(0.000)	(0.000)	(0.097)	(0.077)	(0.003)
매출액 증가율	추정치	-	-0.091***	-0.066***	-	0.024	0.033**	-	0.069***	0.055***
	(p-값)	-	(0.000)	(0.000)	-	(0.135)	(0.046)	-	(0.000)	(0.001)
요소 상대가격 변화율	추정치	-	0.336	0.444**	-	-1.566***	-1.459***	-	-	-
	(p-값)	-	(0.121)	(0.040)	-	(0.000)	(0.000)	-	-	-
통제변수들		-	-	통제	-	-	통제	-	-	통제
관 측 수		10,172	10,172	10,172	10,172	10,172	10,172	10,172	10,172	10,172

V. 결론

본 연구는 정년제를 실시하고 있는 민간 사업체를 대상으로 임금피크제 도입의 고용성과를 분석하였다. 본격적인 분석에 앞서 본고는 임금피크제 실시와 관련된 특징들을 파악하기 위해 관련 기술통계들을 계산하여 표와 그림으로 그려 제시하고 이들에 대해 분석하였다.

가장 두드러지고 주목할만한 특징(fact)은 임금피크제 도입 사업체의 증가였다. 특히 사업체의 규모별로 구분하여 살펴보았을 때 임금피크제 도입 사업체 비율은 중요한 변화를 보이고 있었다. 즉 이 비율은 300인 이상 규모의 사업체에서 2016년에 급증하고 있었으며, 30~99인 규모의 사업체에서 2017년에 크게 증가하고 있었다. 심지어 30인 미만 규모의 사업체에서도 30~99인 규모의 경우와 유사한 특징이 관찰되었다.

본 연구가 임금피크제 도입 사업체 비율 증가 원인에 대한 분석을 목적으로 하는 것은 아니나, 이러한 사실은 사업체들에 대한 법적 정년의 강제 시행과 밀접한 관련을 가질 것으로 생각된다. 우리나라에서 정년을 60세 이상으로 의무화 하는 것을 골자로 하는 고령자고용법의 개정이 2013년 5월에 이루어졌고 이 법의 시행이 사업체 규모별로 차등을 두고 시행되었다. 300인 이상 사업체에 대해서는 2016년 1월 1일부터 그리고 300인 미만 사업장 등에 대해서는 2017년 1월 1일부터 이 법이 시행되기 시작하였다.

법 개정 당시 민간 부문에서 기업과 근로자가 약정한 정년, 즉 약정정년이 55세인 경우가 많았으므로 정년을 60세 이상으로 의무화 하는 법 개정 및 이의 시행은 정년을 5년 이상 연장하는 것과 마찬가지로이다. 따라서 기업의 노동비용은 크게 증가하게 된다. 이에 따라 300인 이상 사업체들 가운데 많은 경우가 자신들에게 60세 이상의 법적 정년이 적용되기 시작하는 2016년부터 임금피크제를 도입한 것으로 해석할 수 있다. 2017년부터 적용되기 시작한 300인 미만 사업체들은 2017년

부터 임금피크제의 도입을 크게 증가시키고 있는 것이다.

이러한 특징을 정년 법제화의 효과를 분석하고 있는 기존 연구와 결합하면 우리는 정년의 법적 강제가 노동시장에 미치는 영향을 보다 입체적으로 이해할 수 있게 된다. 즉 기존의 연구(남재량, 2019b, 2018)에 따르면 정년의 법제화는 개정된 법 시행까지의 유예기간 동안 사업체의 고용에 부정적인 영향을 미친 것으로 나타난다. 법이 실제로 시행되기 시작한 이후 정년의 법적 강제에 따른 고용감소의 정도는 오히려 유예기간 동안의 경우에 비해 줄어들었다. 따라서 정년 법제화 및 이의 시행에 대해 시장¹⁴⁾은 유예기간 동안 고용조정으로 대응하고 있으며 법 시행과 더불어 임금 피크제 실시와 고용조정이라는 두 가지로 동시에 대응하고 있는 것이다.

이렇게 도입된 임금피크제의 고용성과를 분석하기 위해 본 연구는 기업의 최적화 행위의 결과로서 얻어지는 노동수요함수에 법 시행의 효과에 대한 실증분석에 유용하게 활용될 수 있는 이중차분법을 결합하여 실증분석을 위한 모형으로 설정하였다. 이러한 실증모형에 사업체패널조사의 인접한 두 조사 차수 자료를 패널로 결합하여 임금피크제의 고용성과에 대해 회귀분석을 실시하였다. 그 결과 통계적으로 유의한 추정치들은 모두 정(+)¹⁴⁾의 값으로 추정되었다. 보다 최근에 해당하는 2010년대의 자료를 사용한 분석결과들을 사용하면 추정치들은 좁은 구간에 밀집되어 있었다. 이들을 연간 변화율로 계산하면 정년제를 실시하는 민간 사업체에서 임금피크제를 새로이 도입하는 사업체는 임금피크제를 도입하지 않고 있는 사업체들에 비해 고용증가율이 연간 3.05~3.88% 더 높게 된다.

기업에 큰 부담을 주게 되는 정년의 법적 강제는, 의도하지는 않았겠지만, 임금피크제 도입의 급격한 증가라는 결과로 이어져, 그렇지 않았더라면 있었을 더 큰 폭의 고용감소를 방지하는 역설적인 결과를 초래하고 있다.

본 연구는 이에 더하여 특히 임금피크제의 연령층별 고용효과를 추정하는 데에 초점을 맞추고 있다. 연령층별 고용을 별도로 분리하여 추정하는 것이 가능하다면, 임금피크제의 도입은 고령층의 고용을 증가시키는 반면, 청년층의 고용에 영향을 미치지 않으나, 중년층의 고용을 감소시키는 결과를 초래하고 있는 것으로 나타난다.

이론적인 논의를 바탕으로 설정한 회귀방정식에 근거하여 추정한 결과에 따르면, 노동력 간 대체 및 보완효과에 있어, 고령층과 청년층 간의 유의한 관계는 존재하지 않는 반면, 고령층과 중년층 간에 유의한 관계가 존재하는 것으로 나타난다. 그리고 임금피크제 도입에 따른 노동력 간 요소상대가격 변화가 고용비율에 미치는 영향은, 고령층과 청년층 간이라기 보다, 고령층과 중년층 간에서 더 유의하게 나타난다는 사실에도 주목할 필요가 있겠다.

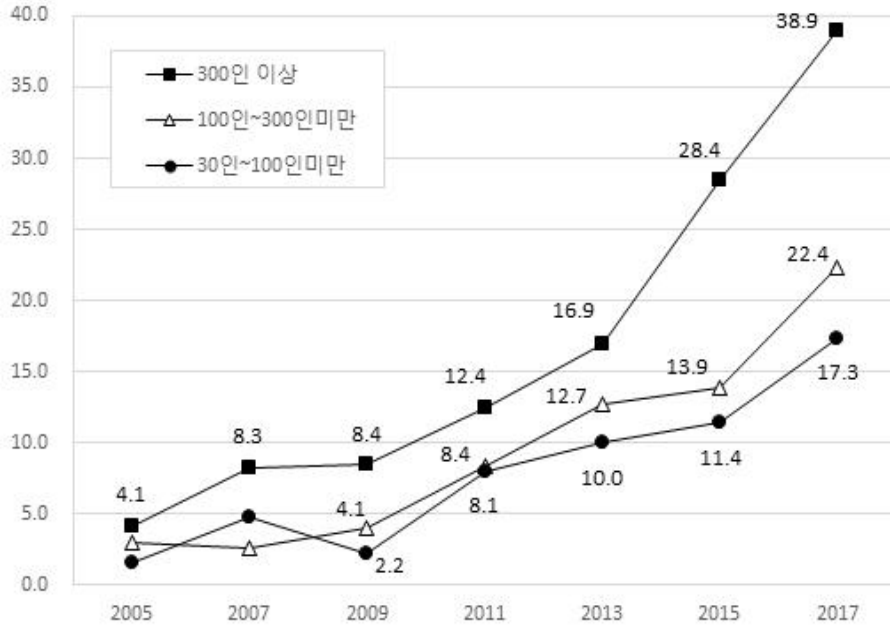
14) 기업의 일방적인 시도가 있었기 때문이라기보다는 기업과 근로자 간의 자발적인 거래의 결과로 파악하는 것이 보다 정확할 것이므로, 기업이 아니라 시장이라는 표현을 사용하였다. 남재량(2019b)는 정년 법제화에 대한 기업과 근로자 간의 자발적인 거래 의해 이러한 결과가 초래될 수 있음을 이론적으로 보이고 있다.

참고문헌

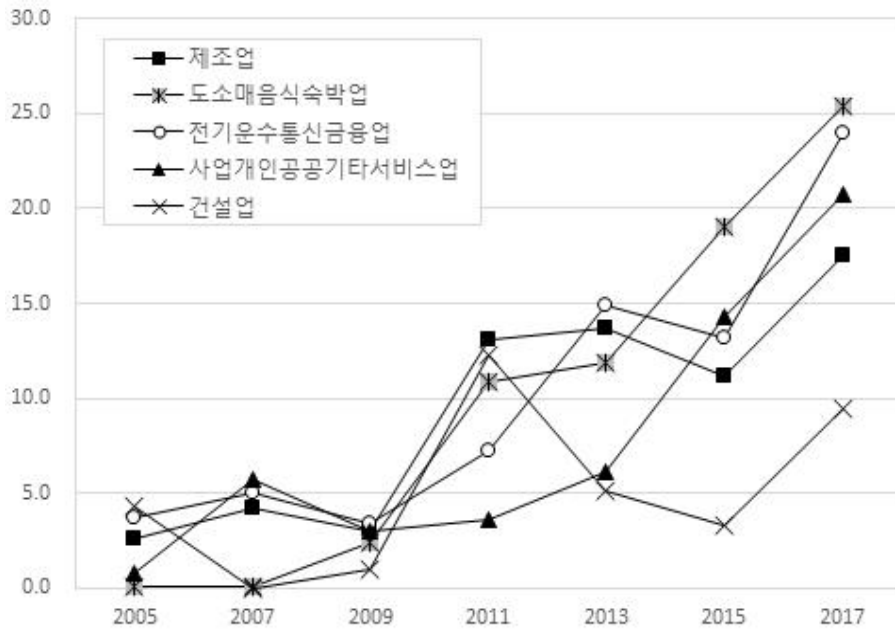
- 고용노동부, “사업체노동력조사 부가조사 개요,” 2018.
- 남재량, “고령시대의 고용문제와 새로운 고용시스템,” 개원 31주년 기념세미나, 한국노동연구원, 2019.9. (2019a)
- _____, “정년 법제화의 고용효과와 한국의 경험에 대한 연구,” 사업체패널학술대회 발표 논문, 2019.12. (2019b)
- _____, 『정년 60세 이상 의무제 시행의 고용효과 연구』, 한국노동연구원, 2018.
- _____, “공공부문과 민간부문의 임금피크제 도입 유형별 고용성과 연구,” 한국노동경제학회 경제학공동학술대회 발표 논문, 2018.2
- _____, “임금피크제 도입 사업체의 고용성과 연구,” 사업체패널학술대회 발표 논문, 2017.12.
- 이성희·김동배, 『임금체계 개편 유형별 고용효과에 대한실증연구』, 한국노동연구원, 2017.
- 한국노동연구원, 『Workplace Panel Survey, User’s Guide, 학술대회 버전』, <https://www.kli.re.kr/wps/>
- Lazear, E.P. (1979), “Why is there mandatory retirement?”, The Journal of Political Economics, Vol. 87, No. 6, pp 1261 ~84, The University of Chicago Press.
- _____,(1981), “Agency, Earnings Profiles, Productivity, and Hours Restrictions,” The American Economic Review, Vol. 71, No. 4 (Sep., 1981), pp. 606-620.
- Nam Jaeryang(2021), “Would Legislation for Mandatory Retirement Affect Actual Employment?” 2021 Workplace Panel Survey Conference, The 2021 version of Nam(2020), 2020 KER InternationalL Conference.

부록. 그림과 기초통계 및 회귀방정식 추정결과

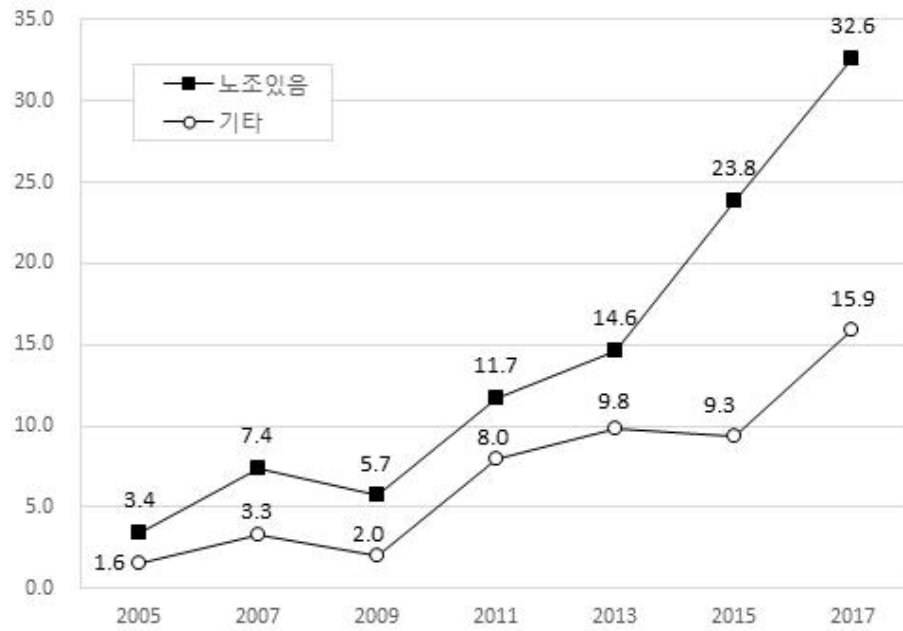
<그림 A1> 정년제 실시 민간 사업체의 임금피크제 도입 비율 : 사업체 규모별
(단위: %)



<그림 A2> 정년제 실시 민간 사업체의 임금피크제 도입 비율 : 업종별
(단위: %)



<그림 A3> 정년제 실시 민간 사업체의 임금피크제 도입 비율 : 노조 유무별
(단위: %)



<부표 1> 회귀분석에 사용되는 변수들의 기초통계 : 2011-2013년

	전체				정년제 계속 실시 사업체				정년제 계속 미실시 사업체			
	평균	표준 편차	최소값	최대값	평균	표준 편차	최소값	최대값	평균	표준 편차	최소값	최대값
고용증가율	-0.022	1.215	-0.994	0.905	0.064	1.106	-0.874	0.905	-0.030	1.222	-0.994	0.897
임금피크제실시여부	0.078	1.292	0.000	1.000	1.000	0.000	1.000	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000
실질매출액증가율	0.003	2.137	-1.696	2.893	0.001	1.086	-0.556	0.626	0.004	2.227	-1.696	2.893
실질인당노동비용증가율	-0.008	1.645	-1.432	1.187	0.044	0.847	-0.579	0.915	-0.012	1.712	-1.432	1.187
가중 관측수	14,402				1,117				13,285			
관측수	618				64				554			

<부표 2> 회귀분석에 사용되는 변수들의 기초통계 : 2013-2015년

	전체				정년제 계속 실시 사업체				정년제 계속 미실시 사업체			
	평균	표준 편차	최소값	최대값	평균	표준 편차	최소값	최대값	평균	표준 편차	최소값	최대값
고용증가율	0.022	1.149	-0.978	1.582	0.092	1.555	-0.708	1.582	0.013	1.048	-0.978	1.294
임금피크제실시여부	0.112	1.629	0.000	1.000	1.000	0.000	1.000	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000
실질매출액증가율	0.052	3.503	-1.653	6.726	0.490	7.315	-1.653	6.726	-0.004	1.963	-1.571	3.418
실질인당노동비용증가율	0.060	1.495	-1.081	1.638	0.001	1.305	-1.081	0.831	0.067	1.525	-1.041	1.638
가중 관측수	12,924				1,449				11,476			
관측수	486				77				409			

<부표 3> 회귀분석에 사용되는 변수들의 기초통계 : 2015-2017년

	전체				정년제 계속 실시 사업체				정년제 계속 미실시 사업체			
	평균	표준 편차	최소값	최대값	평균	표준 편차	최소값	최대값	평균	표준 편차	최소값	최대값
고용증가율	0.001	1.036	-0.926	2.249	0.029	0.919	-0.690	1.214	-0.002	1.049	-0.926	2.249
임금피크제실시여부	0.077	1.039	0.000	1.000	1.000	0.000	1.000	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000
실질매출액증가율	0.017	1.428	-1.696	12.742	-0.016	1.656	-1.091	12.742	0.020	1.401	-1.696	4.802
실질인당노동비용증가율	0.097	1.124	-1.699	1.535	0.165	0.912	-0.210	1.286	0.092	1.142	-1.699	1.535
가중 관측수	13,115				1,008				12,107			
관측수	863				86				777			



세션 02

임금제도

사회자 : 유병홍(고려대학교)

- ◆ **임금 구조와 신기술 도입: 고임금 구조는 공정자동화를 야기하는가?**
심명규(연세대학교), 양희승(연세대학교), 정서운(연세대학교) 297
- ◆ **직무급 공식화의 영향요인과 효과 분석**
이상민(한양대학교), 하치동(한양대학교) 327
- ◆ **성과배분과 임금수준**
이인재(인천대학교), 김동배(인천대학교) 341

임금 구조와 신기술 도입: 고임금 구조는 공정자동화를 야기하는가?

심명규, 양희승, 정서윤¹⁾

요약

미국 데이터를 활용한 기존 연구에 따르면, 기업들은 주어진 고임금 구조에 대응하기 위해 새로운 기술을 도입하거나 노동을 대체할 수 있는 자본을 도입한다. 본 연구는 사업체 패널조사를 활용하여 한국에서도 이러한 기업의 동적 대응 행태가 나타나는지 분석하였다. 해당 패널조사의 2019년 자동화 및 ICT 시스템 도입에 대한 부가조사를 활용하여 실증적으로 분석한 결과, 한국에서 고임금 구조를 갖고 있던 기업이 반드시 공정의 자동화나 ICT 시스템 도입을 높은 수준으로 도입한 것은 아닌 것으로 나타났다. 또한 해당 결과는 다양한 검증에도 강건하게 나타난 것으로 확인되었다.

주요용어: 고임금 구조, 공정자동화, ICT 시스템, 신기술 도입

1) 심명규: 연세대학교 경제학부 조교수, 이메일: myungkyushim@yonsei.ac.kr,
양희승: 연세대학교 경제학부 부교수, 이메일: heeseung.yang@yonsei.ac.kr,
정서윤: 연세대학교 일반대학원 경제학부 석사과정, 이메일: aliciaj1751@gmail.com.

I. 서론

Krueger and Summers (1988), Dickens and Katz (1987), Gibbons and Katz (1992), Blackburn and Neumark (1992) 등이 지적한 것과 같이 관찰가능한 요소(예컨대 교육수준, 성별, 나이, 거주지역 등)들이 동일한 노동자(observationally equivalent worker)가 서로 다른 산업에 근무할 때 받는 임금 수준의 차이(산업간 임금차이, interindustry wage differentials)는 오랜 시간동안 지속되어 왔다. 예컨대, Shim and Yang (2018)의 Figure 2.1에서 보인 것과 같이, 1980년에 높은 수준의 임금을 지불하던 산업은 2019년에도 여전히 높은 수준의 임금을 지불하고 있다. 이러한 현상은 높은 임금을 지속적으로 지불해야 하는 기업이 고임금 구조에 대응하는 기제로 작용할 수 있는데, Borjas and Ramey (2000)는 미국 데이터를 활용하여 주어진 고임금 구조에 기업이 자본을 증대시키고 고용을 감소시킴을 보였고, Shim and Yang (2018)은 해당 연구를 확장시켜 산업의 임금구조와 고용의 양극화(job polarization)의 관계를 분석하였다.

본 논문은 위에서 제시한 기업의 임금구조에 대한 내생적 대응(endogenous response to wage structure)이 한국 노동시장에서도 관찰되는지 확인하고자 한다. 실증분석을 위한 기본적인 모형 아이디어는 Shim and Yang (2018)의 이론에 기반하는데, 해당 모형에서 ICT (information and communication technology) 자본을 자동화 공정으로 대체하였다: 기업이 지속적으로 높은 수준의 임금을 지급해야 하는 경우,²⁾ 이에 대한 동적인 대처(dynamic response)를 위한 인센티브가 있는데, 이를 본 연구에서는 자동화 공정으로 보았다. 이는 노동자들에게 지급해야 하는 노동임금이 상대적으로 높은 비중을 차지하기 때문에 새로운 기술(자동화 공정)을 도입할 인센티브가 더 크기 때문이다.

위에서 논의한 기업의 임금구조에 대한 대응이 실제하는지 분석하기 위해서 본 연구는 한국노동연구원에서 제공하는 사업체 패널조사를 활용하였다. 이는 해당 패널조사의 2019년 부가조사에 자동화 및 스마트 공장에 대한 설문이 있어 기업이 고임금 구조에 공정 자동화 등으로 대응하는지 분석을 가능하게 하기 때문이다. 본 연구에 있어서 중요한 것은 기업이 지불해야 하는 타기업 대비 임금 수준이 시간에 따라 지속성(persistence)을 보여야 한다는 점이다. 이를 확인하기 위하여 <그림 1>은 사업체 패널조사의 2015년과 2019년 각각의 기업별 1인당 임금수준을 구한 후 산점도(scatter plot)를 그려보았는데, 빨간 선은 45도선을 나타낸다. 이 때 기업별 임금 수준이 대체로 시간에 따라 유지됨을 확인할 수 있다.³⁾ 특히 본 연구는 사업장에서의 공정별 자동화 비율에 대한 설문조사를 활용하여 기존에 임금을 높게(혹은 낮게) 지불하던 사업장에서 이후 공정 자동화 비율이 높은지 여부를 분석함으로써 ICT 자본에 대한 기존 임금 수

2) 여기서 타기업(산업) 대비 임금 수준이 높은 것은 외생적으로 주어진 것으로 본다. 이에 대한 구체적인 논의는 Shim and Yang (2018)을 참고하라.

3) 임금수준을 영업비용 대비 임금비용의 비중으로 나타내도 마찬가지로의 결과를 얻을 수 있다. 또한 <그림 1>은 일반급여만 고려했는데, 퇴직급여와 복리후생비를 포함하여 그린 결과 역시 같은 결과를 보여준다. 해당 결과들은 저자들에게 요청 시 제공가능하다.

준의 영향을 분석한 Shim and Yang (2018)의 분석과 차별된다.

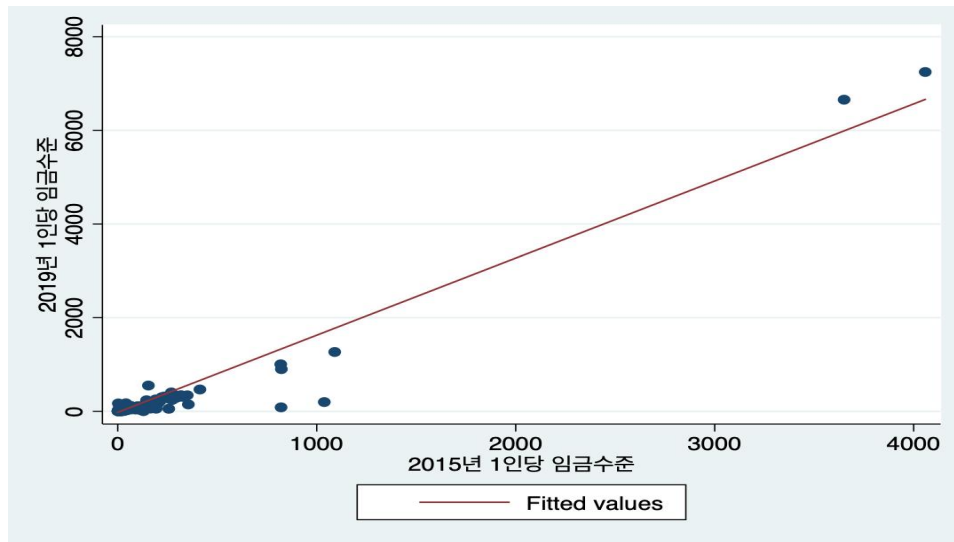


그림 2 : 2015년과 2019년의 임금수준 관계

실증분석 결과, 기존 연구(Borjas and Ramey (2000), Shim and Yang (2018))와 달리 높은 임금 수준을 유지하던 한국 기업은 이후 자동화 공정 비율을 높이지 않았다. 여러 실증 분석 결과 및 강건성 검증(robustness check)을 했음에도 두 변수의 관계는 통계적으로 유의미한 관계를 보이지 않았다. 특히 공정 비율이 아닌 ICT 기반 시스템 도입 여부를 고려하여 추가 분석 결과 역시 유의미한 관계를 보이지 않았다는 측면에서 기존 연구들과 합치하지 않는 결과를 확인할 수 있었다. 이는 높은 임금 수준이 한국 경제에서 노동대체 기술(labor-substituting technology)의 적극적인 도입으로 이어지지 않음을 함의하지만, 이러한 해석에는 주의가 필요하다. 첫째, 본 연구에서 고려한 1인당 임금 수준이 Shim and Yang (2018)과 달리 개별 노동자의 관찰가능한 특성을 통제하지 못했다는 점이다. 이를 일부 반영하기 위해 기업특성(firm-specific characteristics)을 추가로 통제하여 추정한 결과 역시 유의미한 관계를 보여주지는 않았다. 둘째, 데이터의 한계로 인해 최근 4년의 데이터 밖에 활용하지 못했다는 점이다. 비록 4년 동안 임금 수준이 어느 정도 지속성을 보여주지만 (그림 1) 여전히 짧은 시계열로 인해 기업들이 실제로 오랜 기간 높은 임금 구조를 가졌는지 여부는 알 수 없다는 측면에서 본 연구 분석은 한계가 있다고 할 수 있다. 또한 짧은 시계열로 인해 오랜 시일이 걸릴 수 있는 자동화 도입 여부를 분석하기 어렵다는 점도 한계이다. 이러한 한계점에도 불구하고 본 연구는 한국 데이터를 활용하여 노동비용의 규모가 기업의 투자 동적(dynamic) 의사결정에 미치는 영향을 실증적으로 분석한 연구라는 측면에서 그 의의가 있다고 할 수 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. II장에서는 분석에 활용된 변수 및 실증분석 방법론을 소개한 후, III장에서 분석 결과를 제시한다. 마지막으로 IV장에서 결론을 내린다.

II. 변수 및 실증분석 방법론 소개

1. 변수 소개

본 논문의 실증분석을 위해 한국노동연구원에서 제공하는 사업체 패널조사를 활용하였다.⁴⁾ 사업체 패널조사의 본조사 주기는 격년이며, 추가로 부가조사를 진행하기도 한다. 본 연구에서는 사업체 패널조사가 지속적인 표본 탈락으로 인한 대표성 문제 완화를 위해 6차년도부터 신규표본을 추가했다는 점을 고려하여 데이터의 일관성을 위해 6차년도부터 8차년도까지의 본조사 자료와 8차년도 부가조사 자료를 활용하였다. 따라서 본 논문은 2015년, 2017년, 그리고 2019년에 조사된 데이터들을 활용하였다.

본 연구에서 주로 사용된 변수는 공정 자동화 관련 변수와 임금수준을 나타내는 변수인데, 이때 임금수준을 나타내는 변수를 측정하기 위해 활용한 조사 자료는 공정 자동화 관련 변수를 측정하기 위해 활용한 조사 자료의 이전 차년도 자료를 활용하였다. 이를 통해 본 논문은 6차년도와 8차년도 사이와 7차년도와 8차년도 사이의 실증분석을 진행하였는데, 구체적인 방법론과 해당 데이터 선택의 이유는 이후에 다시 소개한다.

실증분석을 할 때 해당 기간에 시행된 조사 중 하나라도 응하지 않은 사업체는 샘플에서 제외하였다. 또한, 샘플의 산업군은 제조업으로 제한하였는데, 이는 공정을 사용하는 사업체가 제조업에 밀집되어있고, 서비스업과 같은 기타 산업과 제조업의 생산 공정의 차이를 고려할 때 샘플을 제조업으로 국한해도 적합할 것이라는 판단을 하였기 때문이다. 마지막으로 8차년도 공정 자동화 관련 변수는 자동화 및 스마트 공장 도입현황에 대한 부가 조사를 통해 생성하였다. 특히 메인 분석에서 사용한 설문은 “귀 사업장에서 자재투입, 생산, 조립, 검수, 포장 등의 공정을 각각 100이라 했을 때 자동화된 공정의 비율은 대략 몇 %입니까? 이때 자동화된 공정은 인간의 노동력이 전혀 개입되지 않은 공정을 의미합니다.”이며, 각 기업은 해당 공정별로 자동화 비율을 작성하였다. 해당 질문에 대한 요약통계량은 다음 <표 1>에 제시되어 있다.

<표 1> 사업체의 공정 자동화 비율에 대한 요약 통계량

	요약 통계량			
	평균	표준편차	최솟값	최댓값
2019년 공정자동화비율 ⁵⁾	21.166	21.297	0	92

자료: 사업체 패널 8차년도 조사.

표본: 6, 7, 8차년도 조사에 응한 607개 사업체.

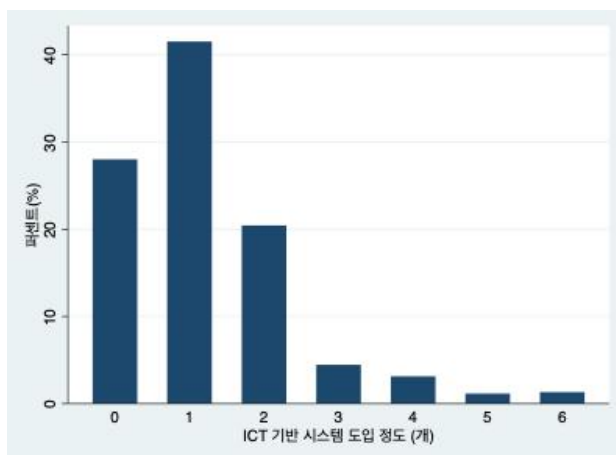
4) 사업체 패널조사에 대한 자세한 설명은 해당 조사에 대한 한국노동연구원 웹페이지(참고: <https://www.kli.re.kr/wps/index.do>)를 참고하여 작성하였다.

5) 사업체 패널조사에서 제시한 자동화된 공정의 종류는 다음과 같다: 자재투입, 생산, 조립, 검수, 포장.

각 수치는 %를 나타냄.

<표 1>에 따르면 2019년 조사 당시 공정을 보유하고 있는 사업체의 평균적인 공정 자동화 비율은 21.2%인 것으로 나타났다. 분석의 강건성을 검증하기 위하여 본 연구는 ICT 기반 시스템 도입에 대한 다른 설문 문항 역시 고려하였는데, 해당 문항은 같은 2019년 부가조사에서 조사된 “귀 사업장에서는 다음과 같은 ICT 기반 시스템을 도입하고 있습니까? 도입하고 있는 시스템을 모두 선택하여 주십시오.”이다. 각 기업은 ERP, MES (POP), PLM, SCM, APS, FEMS 중 도입한 시스템을 모두 선택하거나 도입하지 않았다는 답변을 선택했으며, 해당 문항은 ICT 기술 도입에 대한 적극성을 반영한다고 판단하였다.

[그림 1] ICT 기반 시스템 도입 정도에 따른 사업체 비중



자료: 사업체 패널 8차년도 조사

[그림 1]은 2019년 조사 당시 본 분석에서 고려된 사업체들의 ICT 기반 시스템 도입 정도를 보여준다. 여기서 제시된 ICT 종류 중 아무것도 도입하지 않은 사업체는 0, 여섯 가지 시스템을 모두 도입한 사업체는 6으로 나타내어 ICT 기반 시스템의 도입 정도를 나타내었는데, 이에 따르면 ICT 기반 시스템을 한 가지라도 도입한 사업체는 전체의 72%로, 공정을 보유하고 있는 사업체의 다수는 ICT 기반 시스템을 활용하고 있음을 알 수 있다.

본 연구의 목적은 기업의 노동비용 구조가 공정자동화 도입에 미치는 영향을 분석하는데 있으므로 주요 독립변수로 각 사업체의 임금수준을 활용한다. 이때, 임금수준을 측정하기 위한 급여총액의 기준으로 두 가지 변수를 고려했는데, 일반급여만 고려한 급여총액과 퇴직급여, 복리후생비까지 모두 고려했을 때의 급여총액이다. 이 때 기업 규모가 클수록 기업이 지불해야 하는 급여총액이 높아지는 점을 고려하여, 급여총액을 전체 고용자수로 나누어서 구한 일인당 임금수준과 기업의 영업비용 대비 인건비 비중을 구하여 기업 규모가 노동비용 구조에 미치는 영향을 제거한 다음 분석을 진행하였다. 즉, 총 네 개의 임금수준 측정 변수를 도출하여 분석을 진행하였다. <표 2>를 보면, 2015년 대비 2017년 평균 임금수준과 평균 인건비 비중이 모두 증가했음을 알 수 있다.

<표 2> 일인당 임금수준 및 영업비용 대비 인건비 비중에 대한 요약 통계량

	2015년		2017년	
	평균	표준편차	평균	표준편차
일인당 임금수준 (급여총액: 일반급여)	42.977	175.729	46.728	256.956
일인당 임금수준 (급여총액: 일반급여+ α)	57.110	227.332	59.637	310.105
영업비용 대비 인건비 비중 (급여총액: 일반급여)	0.0481	0.0455	0.0676	0.3912
영업비용 대비 인건비 비중 (급여총액: 일반급여+ α)	0.0622	0.0585	0.0851	0.4946

자료: 사업체 패널 6, 7차년도 조사.

단위: 일인당 임금수준은 백만원 단위임.

주: α =퇴직급여+복리후생비

<표 3>은 메인 분석에서 고려한 주요 통제변수에 대한 요약 통계량이다. 해당 변수들을 고려한 이유는 차후 구체적으로 설명하였다. 자산총액의 경우 2015년 대비 2017년 평균적으로 약 5% 증가한 반면 부채 비중과 전체 근로자 수는 평균적으로 다소 감소한 것으로 나타났다.

<표 3> 각종 기업 관련 통제변수에 대한 요약 통계량

	2015년		2017년	
	평균	표준편차	평균	표준편차
자산총액 (백만원)	712,525.3	3,931,860	747,215.1	4,140,632
부채 비중	0.521	0.278	0.515	0.266
전체 근로자 (명)	246.820	457.824	246.005	451.499
사업체 업력 (년)	25.063	14.078	27.063	14.078

자료: 사업체 패널 6, 7차년도 조사.

더불어, 노동조합의 현황도 통제하였는데, 이때 휴면 상태가 아닌 노동조합이 존재하는 사업체는 2015년 조사 당시 전체의 29.8%, 2017년 조사 당시에는 31.1%인 것으로 나타났다. 그 외 지역과 세부 산업에 대해서는 사업체 패널조사의 분류에 따라 각각 통제하여 분석을 진행하였다.⁶⁾

2. 실증분석 방법론

기업의 임금구조가 새로운 기술 혹은 자동화 공정 도입에 미치는 영향을 분석하기 위해 본

6) 사업체 패널조사 기준 지역은 총 17개 지역으로 분류하였고, 제조업의 세부 산업 분류는 제9차 개정 기준을 참고하여 총 24개 산업으로 분류하였다.

연구에서는 산업별 임금 격차가 어떻게 장기적인 고용구조 변동에 영향을 미치는지 분석한 Shim and Yang (2018)의 이론적 예측 및 실증 분석을 한국 데이터에 적용하였다. Shim and Yang (2018)은 산업별 임금수준 차이가 시간에 따라 감소하지 않는다는 기존 연구결과를 활용하여 기업의 임금구조가 이후 기업의 고용 및 ICT 자본 도입이라는 의사결정에 미치는 영향을 분석하였다. 이 때 개별 기업(혹은 산업)의 상대적 고임금구조가 해당 기업(혹은 산업)이 임금 수준을 변동시킬 수 없는 외생적 요인 등에 의한 것이라면 기업은 임금 구조를 변동시키는 대신 생산비용의 절감을 위하여 다른 방식으로 대처하게 된다. 이러한 변동을 Borjas and Ramey (2000)은 일반적인 자본(*general purposed capital*)의 적극적 도입을 통한 시간에 따른 고용 감소 현상이 존재함을 보였고, Shim and Yang (2018)은 더 나아가 이러한 고용 대체현상이 1980년대 중반 이후 나타난 고용 양극화 현상(*job polarization*)과 연결됨을 보였다.⁷⁾

이러한 기존 연구 결과를 바탕으로 본 연구는 기업이 기존에 지급하고 있는 임금 수준과 새로운 기술 혹은 자동화 공정의 도입 정도가 한국에서도 유의미한 관계를 보이는지 실증적으로 분석하고자 한다. 이를 위해 다음과 같은 수식을 추정하였다.

$$K_{i,t} = \theta\omega_{i,t-1} + \beta\chi_{i,t-1} + \xi_i + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

여기서 $K_{i,t}$ 는 공정 자동화 관련 변수를 의미하며, 구체적으로는 2019년 기준 사업체 i 의 자동화된 공정의 비율을 나타낸다. $\omega_{i,t-1}$ 는 2019년 이전, 즉 2015년과 2017년 기준 해당 사업체가 지불하고 있는 임금수준을 의미한다. 이 때 이전 기에 지불한 임금 수준을 독립변수로 활용한 것은 본 연구는 고임금 구조를 가지고 있는 기업이 이후 어떻게 반응하는지를 보고자 하기 때문이다. 이전 장에서 언급한 바와 같이 본 연구에서는 다음과 같이 임금수준 변수를 구축하였다. 먼저 기업이 지급해야하는 급여총액으로는 (1) 일반급여, (2) 일반급여에 기타 퇴직급여 및 복리후생비까지 합한 변수를 고려하였다. 기업의 규모가 급여총액에 미치는 영향을 통제하기 위해 추가적으로 급여총액을 해당 사업체의 전체 근로자 수로 나누어서 (1) 일인당 임금수준을 구하여 메인 독립변수로 사용하고, 추가적으로 전체 영업비용 기준 인건비의 비중 역시 기업 규모와 어느 정도 독립적일 수 있다는 가정 하에 급여총액을 해당 사업체의 영업비용으로 나누어 얻은 임금수준 변수를 활용하여 추가 분석을 진행하였다. 즉, Shim and Yang (2018)의 결과에서 보이는 임금 구조에 대한 기업의 내생적 반응(*endogenous response*)가 한국에서도 나타난다면, 식 (1)을 추정했을 때 $\theta > 0$ 으로 나타날 것이며, 오히려 높은 임금 구조가 기업의 신기술 도입 역시 막는 요인으로 나타난다면 $\theta < 0$ 으로 추정될 것이다. 마지막으로 기업의 신기술 도입 의사결정에 있어서 높은 임금 자체가 유의미한 동인이 아닌 경우 $\theta \approx 0$ 으로 추정될 것으로 기대된다.

기업의 의사 결정에 기존에 지급하고 있던 임금 수준만 영향을 주는 것이 아니기 때문에

7) 또한 Hahn, Shim, and Yang (forthcoming)은 기업이 마주하는 또 다른 비용 구조 중 하나인 건강보험(*health insurance*)의 지급 비중이 이후 고용구조에 미치는 영향을 분석하였다.

추가로 기업/사업체 특성(firm characteristic)을 통제할 필요가 있으며, 이러한 변수들은 $x_{i,t-1}$ 에 포함시켜서 추정하였다. 여기에는 해당 사업체의 2019년 이전 기준 자산총액, 자산총액 대비 부채총액의 비중, 업력(age), 노동조합 존재의 여부, 그리고 전체 근로자 수에 대한 변수 등이 포함되어 있다. 이 외에도 다른 기업 특성들이 존재하는데, 이는 메인 분석에 대한 강건성 검증으로 따로 추정하였으며, 해당 결과는 뒤에 제시하였다. 마지막으로 ξ_i 는 해당 사업체가 속한 산업을 의미한다. 앞서 밝힌 바와 같이 본 분석에서는 제조업에 종사하는 사업체를 샘플로 다루었기에, 여기서 산업은 제조업의 세부 산업을 의미하며, 해당 분류는 사업체 패널조사에서 제시한 기준을 따랐다.

추정에 있어서 오차항은 강건 표준오차(robust standard error)를 사용하였으며 회귀분석은 강건 최소자승법(OLS) 방식을 따른다.⁸⁾ 또한 사업체의 규모 차이를 고려하기 위해 사업체별로 전체 근로자 수를 가중치로 부여하였다.

III. 분석 결과

1. 메인 분석

본 연구의 메인 분석에서 다루는 종속변수는 2019년 조사된 사업체의 자동화 공정 비율이다. 메인 분석은 크게 두 가지로 나눌 수 있다. 우선, 2017년에 조사된 데이터를 이용하여 이전 절에서 도입한 회귀분석식(수식 1)을 추정하여 2017년의 임금수준과 2019년의 자동화된 공정 비율과의 관계를 분석한다. 이때 임금수준은 일인당 임금수준과 영업비용 대비 인건비 비중 두 가지 경우로 살펴보았다. 다음으로 2015년에 조사된 데이터를 이용하여 같은 회귀분석식을 추정하여 동일한 방법으로 분석한다.

가. 메인 분석 1: 2017년 임금수준과 2019년 공정 자동화 비율의 관계

급여총액을 일반급여로 측정한 2017년 일인당 임금수준 데이터를 이용해서 추정한 메인 분석 결과는 <표 4>에 보고하였다. 세로줄 (1)은 본 연구에서 관심 있는 독립변수인 2017년에 조사된 일인당 임금수준에 대한 추정치를 보여준다. (2)에서 (8)에 해당하는 세로줄은 공정을 자동화하는 데에 영향을 줄 수 있는 통제변수를 각각 고려한 추정치이다. 마지막 세로줄 (9)에서는 모든 통제변수를 고려하여 추정한 결과치를 보여준다. 이때 자산총액과 사업체 업력, 그리고 전체 근로자 수는 로그를 취한 값이다.

추정 결과 흥미롭게도 2017년 일인당 임금수준은 2019년 자동화된 공정 비율에 유의미한

8) 데이터 기간이 짧은 관계로 Shim and Yang (2018)이 활용한 도구변수(instrumental variable: 10년 전 임금 수준)를 활용한 도구변수 추정법은 적용하지 못했다는 한계가 있다.

관계를 갖지 않는다. 다만 자산총액 대비 부채총액 비중은 자동화 공정 비율과 5% 수준에서 통계적으로 유의미한 연관이 있는 것으로 나타난다.

<표 4> 메인분석 1.1 2017년 일인당 임금수준(급여총액: 일반급여)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
임금수준	0.002 (0.006)	-0.011 (0.010)	0.0002 (0.007)	0.002 (0.006)	0.002 (0.006)	-0.001 (0.006)	0.005 (0.006)	-0.001 (0.008)	0.004 (0.007)
자산총액		2.067 ** (0.962)							-1.022 (1.155)
부채비중			-11.80 ** (4.966)						-11.54 *** (3.653)
업력				5.749 ** (2.665)					2.968 (2.464)
노동조합						5.147 (3.609)			3.093 (3.236)
전체 근로자								3.858 ** (1.715)	3.134 * (1.832)
산업							√		√
지역					√				√
상수항	25.06 *** (1.950)	-1.553 (11.21)	30.96 *** (3.498)	6.352 (8.365)	26.20 *** (7.924)	22.08 *** (2.283)	27.67 *** (5.207)	1.192 (9.369)	20.90 (16.15)
샘플 수	750	750	750	750	750	750	750	750	750
R^2	0.000	0.039	0.026	0.021	0.103	0.012	0.072	0.047	0.213

비고: ***:1%, **:5%, *:10% 내에서 유의함을 의미. 괄호 안은 표준오차로 강건표준오차를 사용.

<표 5>에서는 위와 동일한 방법으로 추정하되, 독립변수인 일인당 임금수준을 측정할 때 급여총액을 일반급여에 퇴직급여와 복리후생비를 추가한 값으로 사용하였다. 추정 결과, 임금수준과 자동화 공정 비율의 관계에 임금수준을 정의하는 방법은 영향을 주지 못하는 것으로 나타난다.

<표 5> 메인분석 1.2 2017년 일인당 임금수준 (급여총액: 일반급여+퇴직급여+복리후생비)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
임금수준	0.003 (0.005)	-0.007 (0.008)	0.002 (0.006)	0.003 (0.005)	0.003 (0.006)	0.001 (0.006)	0.005 (0.005)	0.001 (0.007)	0.005 (0.006)
자산총액		2.039 ** (0.972)							-1.175 (1.169)
부채비중			-11.75 ** (4.978)						-11.57 *** (3.650)
업력				5.741 ** (2.667)					2.982 (2.462)
노동조합						5.076 (3.625)			3.149 (3.231)
전체 근로자								3.844 ** (1.723)	3.323 * (1.845)
산업							√		√
지역					√				√
상수항	24.95 *** (1.948)	-1.267 (11.33)	30.82 *** (3.498)	6.276 (8.362)	26.13 *** (7.936)	22.03 *** (2.269)	27.46 *** (5.199)	1.180 (9.414)	21.46 (16.16)
샘플 수	750	750	750	750	750	750	750	750	750
R ²	0.001	0.038	0.027	0.022	0.104	0.012	0.073	0.047	0.213

비고: ***:1%, **:5%, *:10% 내에서 유의함을 의미. 괄호 안은 표준오차로 강건표준오차를 사용.

<표 6>에서는 임금수준을 기존 변수 대신 영업비용 대비 인건비 비중으로 구한 변수를 독립변수로 고려하여 분석한 추정치를 보여준다. 이때 급여총액은 일반급여로 측정하여 인건비 비중을 구하였다. 이 분석의 경우 오히려 인건비 비중과 자동화 공정 비율이 음의 관계를 보였지만, 여전히 유의미한 추정치라고 할 수는 없다.

<표 6> 메인분석 1.3 2017년 영업비용 대비 인건비 비중 (급여총액: 일반급여)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
임금수준	-0.0960 (1.231)	0.330 (1.139)	-1.589 (1.292)	-0.566 (1.216)	-0.072 (1.132)	0.085 (1.116)	-0.485 (1.181)	0.553 (0.997)	0.064 (1.140)
자산총액		1.877 ** (0.922)							-0.782 (1.029)
부채비중			-11.86 ** (4.954)						-11.53 *** (3.664)
업력				5.748 * (2.665)					2.948 (2.467)
노동조합						5.128 (3.549)			2.992 (3.237)
전체 근로자								3.861 ** (1.720)	2.835 * (1.715)
산업							√		√
지역					√				√
상수항	25.22 *** (1.904)	0.393 (10.94)	31.07 *** (3.443)	6.477 (8.382)	26.27 *** (7.911)	22.06 *** (2.329)	28.26 *** (5.250)	1.113 (9.403)	20.04 (16.08)
샘플 수	750	750	750	750	750	750	750	750	750
R^2	0.000	0.036	0.027	0.021	0.103	0.012	0.072	0.047	0.212

비고: ***:1%, **:5%, *:10% 내에서 유의함을 의미. 괄호 안은 표준오차로 강건표준오차를 사용.

마지막으로 일반급여와 퇴직급여 그리고 복리후생비까지 포함한 급여총액으로 인건비 비중을 측정하여 임금수준으로 분석을 진행하였다. <표 7>에 이 분석의 추정치를 보였다. <표 6>과 비슷한 결과를 보여주는 것을 알 수 있다.

<표 7> 메인분석 1.4 2017년 영업비용 대비 인건비 비중 (급여총액: 일반급여+퇴직급여+복리후생비)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
임금수준	-0.595 (0.935)	0.367 (0.960)	-1.088 (0.967)	-0.289 (0.953)	0.082 (0.904)	0.222 (0.891)	-0.241 (0.913)	0.541 (0.839)	0.150 (0.902)
자산총액		-1.878 ** (0.922)							-0.782 (1.029)
부채비중			-11.85 ** (4.954)						-11.52 ** (3.665)
업력				5.751 ** (2.664)					2.947 (2.467)
노동조합						5.138 (3.547)			2.997 (3.237)
전체 근로자								3.862 ** (1.720)	2.835 * (1.715)
산업							√		√
지역					√				√
상수항	25.21 *** (1.902)	0.376 (10.93)	31.06 *** (3.442)	6.460 (8.379)	26.26 *** (7.912)	22.04 *** (2.321)	28.25 *** (5.248)	1.098 (9.402)	20.03 (16.08)
샘플 수	750	750	750	750	750	750	750	750	750
R ²	0.000	0.036	0.027	0.021	0.103	0.012	0.071	0.047	0.212

비고: ***:1%, **:5%, *:10% 내에서 유의함을 의미. 괄호 안은 표준오차로 강건표준오차를 사용.

즉, 메인분석 결과는 기존 연구들과 달리 한국에서는 고임금 구조가 반드시 노동대체 기술의 도입이라는 기업의 반응과 연결되지 않았다는 점을 보여준다. 다만 이 때 해석에 주의를 해야하는데, 이는 1. 분석 대상 기간이 2년이라는 점에서 매우 짧은 기간 동안의 분석이라는 한계 점이 존재하고, 2. 분석에 활용한 임금 수준은 기업 별로 고용된 노동자 간 특성(characteristics)의 차이를 고려하지 못했기 때문이다. 1번의 경우 다음 절에서 분석 대상 기간을 4년으로 증대하여 추가 분석을 실시함으로써 한계를 다소나마 극복하고자 하며, 2번은 위 결과들을 추정할 때 고려한 기업 특성(firm characteristics)이 어느 정도 해당 요소들을 간접적으로나마 고려할 수 있게 해주었지만, 이러한 통제변수의 고려 자체가 해당 문제를 완전하게 해결하지는 못한다는 점을 고려해야 한다.

나. 메인 분석 2: 2015년 임금수준과 2019년 공정 자동화 비율의 관계

다음으로는 2015년에 조사된 데이터를 바탕으로 회귀분석식(수식 1)을 추정하였다. 이는 이전 메인분석에 비해 변수 간 기간 차이가 4년이라 상대적으로 장기적인 차이를 볼 수 있을 것

이라 기대하기 때문이다. 우선 급여총액을 일반급여로 측정한 2015년 일인당 임금수준 데이터를 이용해서 추정된 메인 분석 결과는 <표 8>에 보고하였다. 메인 분석 1과 마찬가지로 세로줄 (1)은 본 연구에서 관심 있는 독립변수인 2015년에 조사된 일인당 임금수준에 대한 추정치를 보여준다. (2)에서 (8)에 해당하는 세로줄은 공정을 자동화하는 데에 영향을 줄 수 있는 통제변수를 각각 고려한 추정치이다. 마지막 세로줄 (9)에서는 모든 통제변수를 고려하여 추정된 결과치를 보여준다. 이때 자산총액과 사업체 업력, 그리고 전체 근로자 수는 로그를 취한 값이다.

추정 결과 2015년 일인당 임금수준은 2019년 자동화된 공정의 비율에 유의미한 관계를 갖지 않는다.

<표 8> 메인분석 2.1 2015년 일인당 임금수준 (급여총액: 일반급여)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
임금수준	0.002 (0.006)	-0.012 (0.009)	0.0006 (0.006)	0.002 (0.005)	0.002 (0.006)	0.0006 (0.006)	0.004 (0.006)	-0.0002 (0.008)	-0.006 (0.006)
자산총액		2.535 *** (0.977)							1.720 (1.245)
부채비중			-8.534 (6.944)						-3.851 (5.152)
업력				4.830 ** (2.431)					4.136 * (2.388)
노동조합						3.874 (3.811)			-0.985 (3.455)
전체 근로자								3.982 ** (1.821)	-0.632 (1.911)
산업							✓		✓
지역					✓				✓
상수항	24.54 *** (2.054)	-7.866 (11.38)	28.70 *** (4.634)	9.129 (7.459)	24.23 *** (7.369)	22.34 *** (2.408)	23.17 *** (4.265)	0.011 (9.978)	-2.651 (16.65)
샘플 수	658	658	658	658	658	658	658	658	658
R^2	0.000	0.060	0.011	0.018	0.133	0.007	0.078	0.049	0.208

비고: ***:1%, **:5%, *:10% 내에서 유의함을 의미. 괄호 안은 표준오차로 강건표준오차를 사용.

<표 9>에서는 위와 동일한 방법으로 추정하되, 독립변수인 일인당 임금수준을 측정할 때 급여총액을 일반급여에 퇴직급여와 복리후생비를 추가한 값으로 사용한 추정 결과를 보여준다.

<표 9> 메인분석 2.2 2015년 일인당 임금수준 (급여총액: 일반급여+퇴직급여+복리후생비)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
임금수준	0.002 (0.005)	-0.009 (0.007)	0.001 (0.005)	0.002 (0.004)	0.002 (0.005)	0.001 (0.005)	0.003 (0.004)	0.001 (0.006)	-0.004 (0.005)
자산총액		2.521 ** (0.987)							1.657 (1.268)
부채비중			-8.496 (6.932)						-3.805 (5.155)
업력				4.831 ** (2.429)					4.129 *
노동조합						3.848 (3.808)			-0.953 (3.459)
전체 근로자								3.975 ** (1.826)	-0.554 (1.942)
산업							√		√
지역					√				√
상수항	24.50 *** (2.053)	-7.709 (11.50)	28.64 *** (4.624)	9.075 (7.459)	24.19 *** (7.380)	22.31 *** (2.407)	23.06 ** (4.254)	0.001 (10.01)	-2.457 (16.68)
샘플 수	658	658	658	658	658	658	658	658	658
R^2	0.000	0.059	0.011	0.018	0.133	0.007	0.079	0.049	0.207

비고: ***:1%, **:5%, *:10% 내에서 유의함을 의미. 괄호 안은 표준오차로 강건표준오차를 사용.

<표 10>은 임금수준을 영업비용 대비 인건비 비중으로 두고 분석을 진행한 추정치를 보여 주고, <표 11>에서는 급여총액에 일반급여와 퇴직급여 그리고 복리후생비까지 포함하여 인건비 비중을 측정한 임금수준으로 분석을 진행한 결과가 나와 있다. 흥미롭게도 두 분석의 경우 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의미한 추정치가 나타난다. <표 10>과 <표 11>을 살펴보면, 2015년 영업비용 대비 인건비 비중과 2019년 공정 자동화 비율이 음의 상관관계를 갖고 있다. 이는 급여총액을 일반급여로 국한하여 계산해도, 퇴직급여와 복리후생비까지 고려하여도 변함이 없다. 다른 통제변수들을 추정에 고려하여도 비슷한 결과가 나타난다. 다만 표준오차가 다소 높다는 점을 염두에 둘 필요가 있다.

<표 10> 메인분석 2.3 2015년 영업비용 대비 인건비 비중 (급여총액: 일반급여)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
임금수준	-58.44 *** (13.24)	-49.32 *** (17.46)	-70.12 *** (16.19)	-48.76 *** (13.45)	-57.86 *** (14.36)	-56.27 *** (13.61)	-52.29 *** (19.09)	-53.66 *** (18.71)	-57.50 *** (18.57)
자산총액		2.144 ** (0.930)							0.881 (1.131)
부채비중			-12.14 * (6.334)						-7.042 (4.872)
업력				3.378 (2.276)					2.752 (1.944)
노동조합						3.265 (3.565)			-0.200 (3.330)
전체 근로자								3.808 ** (1.688)	0.518 (1.732)
산업							√		√
지역					√				√
상수항	27.06 *** (2.295)	-1.307 (11.03)	33.35 *** (4.616)	15.87 ** (7.338)	28.05 *** (7.039)	25.04 *** (2.599)	26.38 *** (4.524)	3.287 (9.221)	10.87 (15.93)
샘플 수	658	658	658	658	658	658	658	658	658
R^2	0.027	0.074	0.048	0.035	0.155	0.032	0.096	0.072	0.223

비고: ***:1%, **:5%, *:10% 내에서 유의함을 의미. 괄호 안은 표준오차로 강건표준오차를 사용.

<표 11> 메인분석 2.4 2015년 영업비용 대비 인건비 비중 (급여총액: 일반급여+퇴직급여+복리후생비)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
임금수준	-45.03 *** (10.38)	-37.95 *** (13.79)	-54.13 *** (12.66)	-37.43 *** (10.54)	-45.05 *** (11.28)	-43.34 *** (10.69)	-40.53 *** (14.93)	-41.44 *** (14.74)	-45.05 *** (14.53)
자산총액		2.147 ** (0.932)							0.875 (1.130)
부채비중			-12.11 * (6.342)						-7.032 (4.871)
업력				3.397 (2.277)					2.766 (1.945)
노동조합						3.273 (3.567)			-0.254 (3.335)
전체 근로자								3.816 * (1.692)	0.541 (1.728)
산업							√		√
지역					√				√
상수항	27.07 *** (2.295)	-1.338 (11.05)	33.35 *** (4.626)	15.81 ** (7.339)	27.78 *** (7.037)	25.05 *** (2.594)	26.50 *** (4.524)	3.254 (9.239)	10.65 (15.92)
샘플 수	658	658	658	658	658	658	658	658	658
R ²	0.027	0.074	0.047	0.035	0.155	0.032	0.096	0.072	0.223

비고: ***:1%, **:5%, *:10% 내에서 유의함을 의미. 괄호 안은 표준오차로 강건표준오차를 사용.

2. 추가분석 1: ICT 기반 시스템 도입 여부의 영향

본 절에서는 사업체의 기술 혁신이 공정을 자동화시키는 것뿐만 아니라 ICT 기반 시스템 도입을 통해서도 이루어질 수 있다는 점에 따라 종속변수를 ICT 기반 시스템 도입 여부로 사용하여 분석을 진행하였다. 이 때 사용한 종속변수는 ICT 기반 시스템을 하나라도 도입했다면 1로 표현하고 도입하지 않았다면 0으로 표현한 더미변수이다. 메인 분석과 마찬가지로 회귀분석식(수식 1)을 추정하여 2019년의 ICT 기반 시스템 도입 여부와 2017년, 2015년의 임금수준과의 관계를 각각 분석한다. 다만, 본 절에서는 급여총액을 측정할 때 일반급여와 퇴직급여 및 복리후생비를 모두 포함한 방식만 고려하여 일인당 임금수준과 영업비용 대비 인건비 비중을 구하였다.

<표 12>와 <표 13>에서는 각각 2017년의 일인당 임금수준, 영업비용 대비 인건비 비중과 2019년 ICT 기반 시스템 도입 여부와의 관계를 추정한 값을 보여준다. 그 결과, 인건비 비중과 ICT 도입 여부의 관계는 미약한 음의 추정계수로 표현되지만 통계적으로 유의미하지는 않음을

알 수 있다.

<표 12> 추가분석 1.1 2017년 일인당 임금수준 (급여총액: 일반급여+퇴직급여+복리후생비)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
임금수준	0.001 (0.002)	0.0009 (0.002)	0.001 (0.001)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.0008 (0.001)	0.001 (0.001)	0.0003 (0.001)
자산총액		0.0350 (0.093)							0.004 (0.144)
부채비중			-0.805 (0.705)						-0.571 (0.990)
업력				-0.205 (0.245)					-0.640 *** (0.241)
노동조합						0.084 (0.324)			0.449 (0.330)
전체 근로자								0.055 (0.175)	0.056 (0.240)
산업							✓		✓
지역					✓				✓
상수항	0.966 *** (0.184)	0.529 (1.048)	1.387 *** (0.382)	1.638 * (0.860)	1.062 * (0.601)	0.922 *** (0.168)	1.052 *** (0.341)	0.630 (0.930)	3.525 ** (1.656)
샘플 수	750	750	750	750	750	750	743	750	743

비고: ***:1%, **:5%, *:10% 내에서 유의함을 의미. 괄호 안은 표준오차로 강건표준오차를 사용.

<표 13> 추가분석 1.2 2017년 영업비용 대비 인건비 비중 (급여총액: 일반급여+퇴직급여+복리후생비)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
임금수준	-0.205 (0.178)	-0.176 (0.159)	-0.245 (0.181)	-0.219 (0.186)	-0.226 (0.178)	-0.183 (0.160)	-0.223 (0.157)	-0.185 (0.163)	-0.192 (0.155)
자산총액		0.0525 (0.078)							0.029 (0.120)
부채비중			-0.844 (0.703)						-0.581 (0.998)
업력				-0.206 (0.246)					-0.645 *** (0.241)
노동조합						0.127 (0.313)			0.432 (0.331)
전체 근로자								0.065 (0.172)	0.025 (0.213)
산업							√		√
지역					√				√
상수항	1.055 *** (0.174)	0.364 (0.907)	1.486 *** (0.364)	1.729 ** (0.873)	1.135 * (0.595)	0.978 *** (0.165)	1.171 *** (0.315)	0.649 (0.930)	3.453 ** (1.643)
샘플 수	750	750	750	750	750	750	743	750	743

비교: ***:1%, **:5%, *:10% 내에서 유의함을 의미. 괄호 안은 표준오차로 강건표준오차를 사용.

<표 14>와 <표 15>는 각각 2015년의 일인당 임금수준, 영업비용 대비 인건비 비중을 추정 했는데, 이 역시 ICT 기반 시스템 도입 여부와의 유의미한 관계를 보여주지 않는다.

<표 14> 추가분석 1.3 2015년 일인당 임금수준 (급여총액: 일반급여+퇴직급여+복리후생비)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
임금수준	0.0008 (0.001)	-0.000 (0.000)	0.0007 (0.001)	0.0009 (0.002)	0.0013 (0.002)	0.0005 (0.001)	0.0003 (0.001)	0.0005 (0.001)	0.0000 (0.001)
자산총액		0.145 *							0.013
부채비중		(0.080)	-0.411 (0.540)						(0.157) -0.265 (0.644)
업력				-0.394 *					-0.868 *** (0.255)
노동조합						0.461 (0.317)			0.473 (0.349)
전체 근로자								0.312 ** (0.135)	0.296 (0.239)
산업							√		√
지역					√				√
상수항	1.164 *** (0.175)	-0.647 (0.904)	1.370 *** (0.332)	2.436 *** (0.726)	0.895 (0.698)	0.926 *** (0.172)	1.003 *** (0.387)	-0.709 (0.693)	3.087 ** (1.523)
샘플 수	658	658	658	658	658	658	651	658	651

비고: ***:1%, **:5%, *:10% 내에서 유의함을 의미. 괄호 안은 표준오차로 강건표준오차를 사용.

<표 15> 추가분석 1.4 2015년 영업비용 대비 인건비 비중 (급여총액: 일반급여+퇴직급여+복리후생비)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
임금수준	0.0357 (1.976)	0.574 (1.962)	-0.320 (1.988)	-0.862 (1.830)	0.272 (1.910)	0.316 (1.875)	0.211 (1.740)	0.464 (1.970)	-0.042 (1.742)
자산총액		0.145 ** (0.074)							0.018 (0.130)
부채비중			-0.464 (0.553)						-0.267 (0.653)
업력				-0.423 * (0.232)					-0.868 *** (0.256)
노동조합						0.485 (0.308)			0.471 (0.347)
전체 근로자								0.318 ** (0.133)	0.290 (0.208)
산업							√		√
지역					√				√
상수항	1.208 *** (0.200)	-0.690 (0.864)	1.454 *** (0.368)	2.624 *** (0.824)	0.965 (0.704)	0.923 *** (0.201)	1.034 *** (0.384)	-0.741 (0.702)	3.084 ** (1.553)
샘플 수	658	658	658	658	658	658	651	658	651

비교: ***:1%, **:5%, *:10% 내에서 유의함을 의미. 괄호 안은 표준오차로 강건표준오차를 사용.

3. 추가분석 2: ICT 기반 시스템 도입 정도의 영향

이전 절에서 사업체의 ICT 기반 시스템 도입 여부와 임금수준의 관계를 살펴보았지만, 유의미한 관계를 찾아내지 못하였다. 하지만 해당 분석에서는 ICT가 도입된 정도가 기업별로 다르다는 점을 고려하지 못하였다는 한계가 있으므로, 본 절에서는 대체변수로 ICT 기반 시스템 도입의 정도를 측정하여 동일한 회귀분석식(수식 1)을 추정하였다. 이 때 ICT 기반 시스템의 종류는 사업체 패널조사에서 명시한 여섯 가지의 시스템을 기준으로 하였고, 이들 시스템 중 한 가지를 기업이 도입했다면 ICT 기반 시스템 도입 정도가 1, 두 가지를 도입했다면 2, 여섯 가지 모두 도입했다면 6, 아예 도입하지 않았다면 0의 정도를 갖게 된다.

이전 절에서 임금수준을 영업비용 대비 인건비 비중으로 정의했을 때 종속변수와 미약하게나마 관계를 보였던 점을 고려하여 추가분석 2에서는 각각 2017년과 2015년의 인건비 비중만을 임금수준으로 정의하여 추정하였다. 이때 급여총액은 일반급여에 더해 퇴직급여와 복리후생비를 포함한 값이며, 이전 절에서 고려한 모든 통제변수를 포함하여 추정하였다.

<표 16>는 ICT 기반 시스템 도입 정도에 미치는 영업비용 대비 인건비 비중의 한계 효과

를 보여준다. 2017년에 조사된 영업비용 대비 인건비 비중 기준, 인건비의 비중이 늘어날 때마다 ICT 기반 시스템을 한 종류 도입할 확률은 0.2%로 나타났다. 그러나 그 이상의 도입은 오히려 음의 확률로 나타남을 볼 수 있다. 2015년에 조사된 인건비 비중 기준으로는 인건비의 비중이 늘어날 때마다 ICT 기반 시스템을 도입하지 않을 확률은 46%, 한 종류를 도입할 확률은 13.3%로 드러났지만, 마찬가지로 그 이상의 도입은 음의 확률임을 알 수 있다.

<표 16> 추가분석 2.1 2017년과 2015년 영업비용 대비 인건비 비중의 한계 효과

	도입 안 함	한 종류 도입	두 종류 도입	세 종류 도입	네 종류 도입	다섯 종류 도입	여섯 종류 도입
2017년	0.012	0.002	-0.005	-0.003	-0.005	-0.001	-0.001
2015년	0.462	0.133	-0.198	-0.116	-0.212	-0.042	-0.027

4. 추가분석 3: 신규 공정 자동화 여부와 임금수준 변화율의 관계

본 절에서는 임금수준의 변화율을 측정하여 신규로 공정을 자동화시킨 여부와와의 관계를 추정하였다. 추가분석 3에서 활용한 데이터는 6차년도와 7차년도 조사 자료에서 추출하였다. 즉, 2015년과 2017년 사이의 임금수준 성장률과 2017년에 조사된 신규 공정 자동화 여부를 관심 있는 독립변수와 종속변수로 두었다. 이때 임금수준은 일인당 임금수준과 영업비용 대비 인건비 비중 두 가지의 경우로 나누어 분석하였다. 통제변수로는 자산총액, 부채비중, 그리고 전체 근로자 수의 변화율과 노동조합 존재 여부, 로그를 취한 사업체 업력, 그리고 산업과 지역을 고려하였다.

<표 17>과 <표 18>을 살펴보면, 2017년의 일인당 임금수준 성장률과 신규 공정 자동화 여부는 흥미롭게도 음의 관계를 보이지만, 통계학적으로 유의미한 관계를 갖지는 않는다. 활동적인 노동조합이 존재 여부와 새로운 공정을 자동화한 여부는 1% 수준 내에서 유의미한 관계를 갖는다는 것을 볼 수 있다.

<표 17> 추가분석 3.1 일인당 임금수준 변화율 (급여총액: 일반급여)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
임금수준	-0.271	-0.257	-0.256	-0.240	-0.145	-0.273	-0.309	-0.202	-0.038
변화율	(0.201)	(0.219)	(0.191)	(0.192)	(0.102)	(0.225)	(0.234)	(0.191)	(0.136)
자산총액		-0.066							0.157
변화율		(0.340)							(0.362)
부채비중			-0.334						-0.324
변화율			(0.287)						(0.421)
업력				0.174					0.183
				(0.208)					(0.249)
노동조합						0.908			0.917
						***			***
						(0.338)			(0.337)
전체								0.483	0.673
근로자								(0.389)	(0.593)
변화율									
산업							√		√
지역					√				√
상수항	-0.707	-0.719	-0.730	-1.307	-2.174	-1.278	-1.012	-0.778	-2.768
	**	**	**	*	***	***	**	**	**
	(0.337)	(0.347)	(0.328)	(0.786)	(0.540)	(0.310)	(0.465)	(0.330)	(1.149)
샘플 수	774	774	774	774	774	774	742	774	742

비고: ***:1%, **:5%, *:10% 내에서 유의함을 의미. 괄호 안은 표준오차로 강건표준오차를 사용.

<표 18> 추가분석 3.2 일인당 임금수준 변화율 (급여총액: 일반급여+퇴직급여+복리후생비)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
임금수준	-0.207	-0.188	-0.192	-0.178	-0.106	-0.207	-0.216	-0.147	-0.003
변화율	(0.172)	(0.181)	(0.162)	(0.160)	(0.092)	(0.202)	(0.193)	(0.164)	(0.107)
자산총액		-0.108							0.121
변화율		(0.331)							(0.350)
부채비중			-0.329						-0.338
변화율			(0.285)						(0.422)
업력				0.184					0.189
				(0.207)					(0.250)
노동조합						0.908			0.919
						***			***
						(0.338)			(0.337)
전체								0.533	0.726
근로자								(0.381)	(0.593)
변화율									
산업							√		√
지역					√				√
상수항	-0.782	-0.799	-0.804	-1.411	-2.215	-1.356	-1.114	-0.842	-2.826
	**	**	***	*	***	***	**	***	**
	(0.309)	(0.311)	(0.299)	(0.763)	(0.537)	(0.290)	(0.444)	(0.302)	(1.145)
샘플 수	774	774	774	774	774	774	742	774	742

비고: ***:1%, **:5%, *:10% 내에서 유의함을 의미. 괄호 안은 표준오차로 강건표준오차를 사용.

<표 19>와 <표 20>은 영업비용 대비 인건비 비중의 변화율을 측정하여 추정하였는데, 특히 급여총액을 일반급여와 퇴직급여 및 복리후생비를 모두 고려한 결과를 보여주는 <표 20>을 살펴볼 때, 신규 자동화된 공정의 여부와 양의 관계를 갖는다는 것을 확인할 수 있지만, 통계학적으로 유의미하지는 않다.

<표 19> 추가분석 3.3 영업비용 대비 인건비 비중 변화율 (급여총액: 일반급여)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
임금수준	0.035	-0.010	-0.056	0.007	0.076	0.111	-0.062	0.058	-0.090
변화율	(0.249)	(0.249)	(0.254)	(0.242)	(0.217)	(0.274)	(0.303)	(0.245)	(0.323)
자산총액		-0.244							0.092
변화율		(0.302)							(0.342)
부채비중			-0.363						-0.372
변화율			(0.343)						(0.460)
업력				0.221					0.189
				(0.209)					(0.248)
노동조합						0.926			0.911
						***			***
						(0.342)			(0.340)
전체								0.674	0.719
근로자								*	
변화율								(0.358)	(0.549)
산업							√		√
지역					√				√
상수항	-1.023	-1.012	-1.028	-1.738	-2.329	-1.607	-1.354	-1.010	-2.820
	***	***	***	**	***	***	***	***	**
	(0.210)	(0.212)	(0.207)	(0.703)	(0.528)	(0.187)	(0.392)	(0.210)	(1.121)
샘플 수	774	774	774	774	774	774	742	774	742

비교: ***:1%, **:5%, *:10% 내에서 유의함을 의미. 괄호 안은 표준오차로 강건표준오차를 사용.

<표 20> 추가분석 3.4 영업비용 대비 인건비 비중 변화율 (급여총액: 일반급여+퇴직급여+복리후생비)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
임금수준	0.104	0.069	0.035	0.083	0.165	0.177	0.052	0.124	0.007
변화율	(0.240)	(0.240)	(0.246)	(0.235)	(0.223)	(0.262)	(0.289)	(0.237)	(0.310)
자산총액		-0.207							0.126
변화율		(0.296)							(0.342)
부채비중			-0.329						-0.334
변화율			(0.330)						(0.458)
업력				0.215					0.188
				(0.208)					(0.248)
노동조합						0.934			0.920
						***			***
						(0.343)			(0.339)
전체								0.682	0.722
근로자								*	
변화율								(0.359)	(0.550)
산업							√		√
지역					√				√
상수항	-1.021	-1.012	-1.026	-1.718	-2.331	-1.608	-1.350	-1.007	-2.822
	***	***	***	**	***	***	***	***	**
	(0.210)	(0.212)	(0.207)	(0.701)	(0.528)	(0.187)	(0.393)	(0.210)	(1.120)
샘플 수	774	774	774	774	774	774	742	774	742

비고: ***:1%, **:5%, *:10% 내에서 유의함을 의미. 괄호 안은 표준오차로 강건표준오차를 사용.

5. 추가분석 4: 타 통제변수의 영향

본 절에서는 메인 분석 결과의 강건성 검증을 위해 기업의 특성으로 대변될 수 있는 또 다른 변수들을 추가적으로 통제하여 분석을 진행하였다. 본 추가분석 4에서는 Cho, DeStefano, Kim, and Paik(2021)의 분석을 활용하여 매출액, 일인당 부가가치, 그리고 무형자산 비율을 통제변수로 두고 회귀분석식(수식 1)을 추정하였다. 이때 종속변수는 2019년에 조사된 자동화된 공정의 비율, 관심 있는 독립변수는 각각 2017년과 2015년의 임금수준이다. 임금수준은 메인분석에서와 같이 두 가지 방법으로 해석하였고, 본 절에서는 급여총액을 일반급여, 퇴직급여, 그리고 복리후생비의 합으로 계산하였다.

<표 21>을 살펴보면 메인 분석 결과에서 확인했던 추정치와는 다르게 2017년의 일인당 임금수준과 2019년의 공정 자동화 비율이 음의 관계를 띄고 있음을 알 수 있지만 이는 통계학적으로 유의미하지는 않다. 영업비용 대비 인건비 비중과 공정 자동화 비율의 관계는 메인 분석 결과와 비슷한 양상을 보여준다는 것을 <표 22>에서 확인할 수 있다.

<표 21> 추가분석 4.1 2017년 일인당 임금수준 (급여총액: 일반급여+퇴직급여+복리후생비)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
임금수준	-0.001 (0.005)	-0.003 (0.008)	-0.001 (0.005)	-0.002 (0.005)	-0.002 (0.005)	0.001 (0.004)	-0.002 (0.005)	-0.003 (0.005)
매출액		1.477 (1.336)						-0.335 (1.104)
업력			4.470 * (2.673)					2.717 (2.341)
일인당 부가가치					2.803 (3.216)			1.071 (2.317)
무형자산 비율							1.035 (1.031)	0.553 (0.859)
산업						√		√
지역				√				√
상수항	24.58 *** (2.164)	5.328 (16.12)	10.02 (8.733)	27.02 *** (9.505)	11.28 (14.51)	29.16 *** (6.757)	29.87 *** (5.920)	24.43 (20.02)
샘플 수	441	441	441	441	441	441	441	441
R^2	0.000	0.017	0.014	0.092	0.009	0.144	0.006	0.222

비고: ***:1%, **:5%, *:10% 내에서 유의함을 의미. 괄호 안은 표준오차로 강건표준오차를 사용.

<표 22> 추가분석 4.2 2017년 영업비용 대비 인건비 비중 (급여총액: 일반급여+퇴직급여+복리후생비)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
임금수준	-0.738 (0.909)	0.444 (1.052)	-0.573 (0.913)	0.051 (0.895)	-0.618 (0.805)	-0.568 (1.001)	-0.472 (0.956)	-0.384 (0.985)
매출액		1.287 (1.235)						-0.439 (1.087)
업력			4.461 * (2.675)					2.746 (2.337)
일인당부 가가치					2.739 (3.157)			1.099 (2.332)
무형자산 비율							0.991 (1.005)	0.520 (0.862)
산업						√		√
지역				√				√
상수항	24.58 *** (2.075)	7.319 (15.23)	10.03 (8.721)	26.95 *** (9.516)	11.47 (14.41)	29.32 *** (6.641)	29.51 *** (5.556)	24.81 (20.06)
샘플 수	441	441	441	441	441	441	441	441
R^2	0.000	0.015	0.014	0.092	0.009	0.144	0.006	0.222

비고: ***:1%, **:5%, *:10% 내에서 유의함을 의미. 괄호 안은 표준오차로 강건표준오차를 사용.

2015년의 일인당 임금수준으로 수식 1을 추정하 결과는 <표 23>에서 확인할 수 있듯이 기존 메인 분석의 결과와 비슷함을 알 수 있다. <표 24>는 2015년의 영업비용 대비 인건비 비중과 2019년 공정 자동화 비율의 관계 분석 결과를 보여주는데, 메인 분석 결과와 달리, 통제변수를 포함시키지 않았을 때는 임금수준과 공정 자동화 비율의 교차항이 음의 계수를 갖지만 모든 통제변수를 포함시켰을 때에는 양의 계수를 갖는다. 다만, 이는 10% 내에서 통계학적으로 유의미하다는 점을 알 수 있다.

<표 23> 추가분석 4.3 2015년 일인당 임금수준 (급여총액: 일반급여+퇴직급여+복리후생비)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
임금수준	0.004 (0.005)	-0.004 (0.005)	0.004 (0.005)	0.004 (0.005)	0.002 (0.005)	0.002 (0.005)	0.003 (0.005)	-0.001 (0.005)
매출액		2.795 ** (1.258)						1.595 (1.019)
업력			3.496 * (2.118)					1.780 (1.851)
일인당 부가가치					3.184 (3.652)			-2.780 (2.856)
무형자산 비율							0.739 (1.024)	0.401 (0.970)
산업						√		√
지역				√				√
상수항	24.44 *** (2.358)	-11.34 (14.96)	13.09 ** (6.551)	14.68 *** (2.886)	9.648 (15.85)	25.00 *** (5.149)	28.24 *** (6.189)	6.230 (16.68)
샘플 수	430	430	430	430	430	430	430	430
R^2	0.001	0.063	0.010	0.134	0.012	0.105	0.004	0.206

비고: ***:1%, **:5%, *:10% 내에서 유의함을 의미. 괄호 안은 표준오차로 강건표준오차를 사용.

<표 24> 추가분석 4.4 2015년 영업비용 대비 인건비 비중 (급여총액: 일반급여+퇴직급여+복리후생비)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
임금수준	-48.90 *	3.860	-47.83 *	-31.29	-42.75 *	-12.07	-49.75 *	15.76
	(27.29)	(28.91)	(26.83)	(19.92)	(23.03)	(22.23)	(27.31)	(26.69)
매출액		2.760 ***						1.797 *
		(1.323)						(1.050)
업력			3.419					1.747
			(2.136)					(1.829)
일인당부 가가치					2.831			-2.972
					(3.402)			(2.831)
무형자산 비율							0.845	0.314
							(1.009)	(0.969)
산업						√		√
지역				√				√
상수항	26.77 ***	-11.27	15.61 **	17.38 ***	13.26	26.11 ***	31.08 ***	2.854
	(3.124)	(16.68)	(7.030)	(2.850)	(14.73)	(5.186)	(6.498)	(17.77)
샘플 수	430	430	430	430	430	430	430	430
R^2	0.012	0.062	0.021	0.138	0.020	0.106	0.015	0.207

비고: ***:1%, **:5%, *:10% 내에서 유의함을 의미. 괄호 안은 표준오차로 강건표준오차를 사용.

IV. 결론

본 논문에서는 기업들이 주어진 고임금 구조에 대응하기 위해 새로운 기술을 도입하거나 노동을 대체할 수 있는 자본을 도입한다는 기존 연구결과를 한국 데이터를 통하여 검증해보았다. 이를 위해 우리는 2015년부터 2019년 사이 실시된 사업체 패널조사를 활용하여 분석하였다. 특히 해당 패널조사의 2019년 자동화 및 ICT 시스템 도입에 대한 부가조사를 활용하여 실증적으로 분석한 결과, 기존 미국 데이터를 활용한 실증 분석 결과와 달리 한국에서 고임금 구조를 갖고 있던 기업이 반드시 공정의 자동화나 ICT 시스템 도입을 높은 수준으로 도입한 것은 아닌 것으로 확인되었다. 또한 해당 결과는 다양한 검증에도 강건하게 나타난 것으로 확인되었다.

이러한 분석 결과는 서론에서 지적한 것과 같이 해석에 주의가 필요하며, 향후 추가적인 데이터가 확보된 후 추가적인 분석이 실시되어야 한다는 한계점에도 불구하고 한국 데이터를 활용하여 고임금 구조에 대한 기업의 내생적 대응을 처음 분석하였다는 측면에서 그 의의가 있다고 할 수 있다.

<참고문헌>

Blackburn, M., and D. Neumark (1992): “Unobserved Ability, Efficiency Wages, and Interindustry Wage Differentials,” *Quarterly Journal of Economics*, 107(4), 1421 - 1436.

Borjas, G. J., and V. A. Ramey (2000): “Market Responses to Interindustry Wage Differentials,” *NBER Working Paper No. 7799*.

Dickens, W. T., and L. F. Katz (1987): “Inter-Industry Wage Differences and Industry Characteristics,” in *Unemployment and the Structure of Labor Markets*, ed. by K. Lang, and J. S. Leonard. New York: Basil Blackwell.

Cho, J. T. DeStefano, H. Kim, and J. Paik (2021), “What determines AI adoption?,” *Working Paper*.

Gibbons, R., and L. Katz (1992): “Does Unmeasured Ability Explain Inter-Industry Wage Differentials,” *Review of Economic Studies*, 59(3), 515 - 535.

Krueger, A. B., and L. H. Summers (1988): “Efficiency Wages and the Inter-Industry Wage Structure,” *Econometrica*, 56(2), 259 - 293.

Shim, M., and H.-S. Yang (2018): “Interindustry Wage Differentials, Technology Adoption, and Job Polarization,” *Journal of Economic Behavior & Organization*, 146, 141-160.

직무급 공식화의 영향요인과 효과 분석

이상민*·하치동**

<요약>

본 연구는 노사관계에서 주요 이슈로 다루어지고 있는 직무급 도입과 관련하여, 직무급 공식화의 선행요인과 직무급 공식화가 공정혁신에 미치는 영향에 대하여 탐색적으로 분석하고자 한다. 실증분석을 위하여 사업체패널조사 2019년도 자료를 활용하였으며, 영향요인의 효과를 측정하기 위하여 OLS를, 직무급 공식화가 공정혁신에 미치는 효과를 측정하기 위하여 로짓분석을 사용하였다. 분석 결과에 따르면, 공정성 개선 제도와 전문성 강화 제도는 직무급 공식화에 유의미한 긍정적 영향을, 범용인재 지향 제도들은 유의미한 부적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 직무급 공식화는 공정혁신에 유의미한 정적 영향을 미치는 것으로 나타났다.

주요용어: 직무급, 공정성, 전문성, 공식화, 공정혁신

1. 머리말

본 연구는 직무급 공식화에 영향을 미치는 요인들을 탐색하고, 직무급 공식화가 미치는 영향을 분석하고자 한다. 직무급을 도입하려는 가장 대표적인 목적은 공정임금을 통해 ‘동일가치노동 동일 임금’을 실현하고 인력의 고령화에 적극적으로 대응하기 위함이라고 할 수 있다. 사회적으로 공정성을 요구하는 수준이 높아지고 있으며, 기업에서 상대적으로 임금수준이 높은 중고령 인력의 비중은 늘어나면서 지속가능성의 어려움을 극복하기 위한 시도라고 할 수 있다. 이를 위하여 한국 정부와 많은 기업들은 연공성을 완화하고 직무가치를 반영한 임금체계를 구축하는 데에 관심을 갖고 도입을 위하여 노력을 기울이고 있지만, 직무급은 좀처럼 확산되지 않고 있다. 보다 정확하게 표현하자면, 공식적인 직무급 체계의 정착이 제대로 이루어지지 못하고 있다. 직무급의 공식화란 직무분석을 통하여 직무의 범위와 내용을 확인하고 직무들 간에 상대적인 가치를 평가하여 체계적으로 보상하는 방식을 의미한다.

한국노동연구원의 사업체패널조사에서 직무급이 기본급 구성내역에 포함된다고 응답한 사업체의 비중은 2005년에 32.5%, 2007년에 31.6%에 달하였지만, 직무평가 결과를 적용하여 기본급을 책정한다고 응답한 사업체의 비중은 2015년 7.8%, 2017년 7.5%, 2019년 8.7%에 불과하다. 사업체패널조사에서 직무급에 대한 질문 항목이 동일하지 않아 그 추세를 명확하게 판단하기는 어렵다. 그러나 이러한 응답 결과를 비교하면, 2005-2007년에 비하여 2015-2019년 기간에 직무급을 도입한 사업체의 비중이 줄어들었다고 해석하기는 어렵다. 대신에 직무평가의 결과를 체계적으로 반영한 직무급의 비중은 낮지만, 비공식적 혹은 비체계적으로 직무가치를 기본급에 반영한다고 인식하는 것에 대한 조사가 이루어지지 않아서 지속적인 추세를 확인할 수는 없지만, 상당수의 사업체들은 기본

* 한양대학교 경영대학 교수(leesm@hanyang.ac.kr)

** 한양대학교 대학원 경영학과 박사과정생

급을 구성할 때에 직무가치를 반영한다고 볼 수 있다. 다만, 그 방식은 공식적이고 체계적인 방식이 아니라 비공식적이고 비체계적인 방식으로 상황에 따라 운영한다고 볼 수 있다.

그러나 이러한 비공식적인 직무급으로는 임금공정성을 강화하고 구성원들의 전문성을 향상하는데에 한계가 있을 수 있다. 또한 연공성에 비하여 직무가치가 반영되는 실질적인 비중이 작아서 실질적으로는 직무급 도입의 효과를 충분히 가져오기 어렵다. 이에 따라 직무급 공식화 수준을 높여서 동일가치노동 동일임금 원칙에 따르는 임금공정성을 개선하고 구성원들의 전문성을 강화하기 위한 제도적 기반이 마련되어야 한다. 연공급의 안정적인 임금인상 방식을 선호하는 노동조합들이 직무급 도입에 대하여 부정적인 입장을 취하고 있는데, 이것이 직무급 확산을 저해하는 가장 중요한 장애물로 받아들여지고 있다. 그러나 노동조합이 없는 기업들에서도 직무급 확산이 제대로 이루어지지 못하고 있다면, 더 중요한 다른 장애물이 있다고 보아야 할 것이다.

직무급 도입을 어렵게 하는 가장 큰 원인은 제도 도입의 비용 문제일 수 있다. 다른 인사제도와 마찬가지로 직무급 제도의 도입은 일정한 비용을 수반한다. 인사제도 도입 비용은 도입 이전 비용과 도입 이후 비용을 구분된다. 도입 이전에는 제도를 합리적으로 설계하고 설계한 제도의 정당성을 구성원들에게 설득하는 데에 필요한 시간과 노력을 투자해야 한다. 또한 특정한 인사제도 도입 이후에는 제도의 효과를 모니터링하면서 지속적으로 관리하는 데에 필요한 비용을 감수해야 한다.

직무급 도입 이전에는 직무분석과 직무평가를 위하여 상당한 비용을 투자해야 한다. 또한 직무급을 설계하는 과정에서 구성원들과 지속적으로 의사소통하면서 내부노동시장에서 ‘동일가치노동 동일임금’ 원칙이 구현될 수 있는 방안에 관하여 논의하고 설계된 직무급 제도의 합리성과 정당성을 납득시키는 데에 많은 시간과 노력을 투자해야 한다. 또한 직무급을 도입한 이후에는 기술변화에 따라 적절한 주기로 직무재평가를 실시하고 시장임금의 추세를 확인하여 임금수준에 반영하려는 관리 노력을 기울여야 한다.

직무급 도입과 관련한 비용-수익 분석에 기초하여 기업들은 도입 여부를 결정하게 된다. 직무급 도입으로 기대되는 수익보다 직무급 도입 전후에 소요되는 비용이 크다고 인식하는 기업들은 직무급 도입을 주저하게 된다. 반면에 직무급 도입에 따른 수익이 관련 비용에 비하여 크다고 평가하는 기업들은 직무급 도입 비용을 감수하고서 도입을 추진하게 될 것이다.

직무급 도입과 관련한 비용 부담으로 직무급을 공식적으로 도입하지 않은 기업들에서 직무가치가 임금수준에 전혀 반영되지 않는다고 보기는 어렵다. 연공에 기반한 임금체계를 운영하는 기업에서도 비공식적으로 혹은 비체계적으로 직무가치를 반영하여 보상할 수 있는 수단들이 존재하기 때문이다. 직무가치가 높은 업무의 담당자를 우선적으로 승진 대상에 포함시키거나, 인사고과나 성과평가 시에 직무가치가 높은 업무 담당자들에게 후한 평가를 주어서 상응하는 보상을 받도록 하는 방식이다. 그러나 이렇게 비공식적으로 직무가치를 반영하는 방식으로는 체계적이고 일관된 효과를 거두기 어렵다. 평가자들마다 자의적인 해석이 가능하고 일관된 기준을 적용하기도 어렵기 때문이다.

비공식적인 직무가치 반영 가능성의 한계를 극복하기 위하여 직무급 제도를 공식화하여 운영할 수 있다. 이때에 직무급 공식화에 소요되는 비용이 존재하지만, 직무급 도입을 통하여 기대되는 수

익이 더 크다면 직무급 공식화를 결정할 수 있다.

직무급 도입을 통하여 기대되는 가장 중요한 수익은 직무 중심 인사관리 구축을 통한 조직공정성과 직무전문성 강화라고 할 수 있다. 어렵고 힘들고 조직에 대한 기여가 큰 업무를 수행하는 담당자들에게 비공식적으로 자의적이고 간헐적인 보상을 주는 방식보다 체계적이고 일관된 보상을 지급함으로써 구성원들의 조직공정성 인식을 제고하는 것이다. 또한 해당 직무를 명확하게 하고 이에 필요한 역량 강화에 집중하도록 함으로써 전문성을 강화할 수 있는 계기를 마련할 수 있다. 그러므로 조직공정성 제고와 직무전문성 강화에 지향을 갖고 있는 기업들이 직무급 도입으로 기대되는 수익을 비용보다 더 크게 기대할 수 있으며 직무급 도입에 필요한 비용을 감수하고 직무급제를 공식화할 것이다. 반면에 범용인재를 중시하여 조직적합성을 중시하거나 업무로테이션을 운영하는 기업들은 직무급제 도입을 꺼리게 될 것이다. 직무급제가 지향하는 전문형 인재는 범용형 인재와는 대립하기 때문이다.

II. 선행연구

1. 직무급 선행연구

임금 체계(pay system)는 조직의 효율성에 강한 영향을 미치며(Lawler & Jenkins, 1992), 사업전략에 부합하는 임금 체계를 갖춘 기업은 경쟁 우위를 가질 수 있다(Milkovich, 1987). 임금 체계는 특정 목표를 달성하기 위해 설계되는데, 그 기본 목표에는 효율성, 공정성, 윤리성, 법규 준수가 포함된다(Milkovich, 1996).

서구의 경우 전통적 임금 체계는 직무급이며, 이는 대량생산의 공장 시스템이 도입된 산업화 시기부터 등장했으나(Mahoney, 1989), 한국의 경우 오랜 기간 지속된 연공급에서 직무급으로 전환을 모색하는 과정에서 각 주체의 이해관계에 따라 많은 논쟁이 나타나고 있다.

임금체계로서 직무급에 대한 연구는 주로 제도 도입방안에 대한 논의를 중심으로 진행되었으며, 최근 국내 및 해외 연구자의 일부 연구에서 조직성과에 영향을 미치는 요소로서 다루어졌다.

한국의 직무급 도입은 1960년대부터 논의가 시작되었으나 직무분석 및 평가할 수 있는 여건의 부족, 기업 중심의 내부노동시장 형성, 근로자들의 숙련 저하 등을 이유로 정착되지 못했다(박준성·김환일, 2008). 2000년대 이후 고용형태의 다양화와 성과주의 문화가 확산됨에 따라 민간부문과 공공부문 모두 직무급에 대한 관심이 높아지게 되었다.

<표 > 직무급 선행연구 현황

주요 내용	연구 현황
도입방안 및 장애요인	박준성(2007). “기업의 직무급제 도입과 활용방안” 박호환(2007). “직무급 임금제도의 활용 및 운영사례” 이창길(2009). “공공기관의 직무급제도 도입방안에 관한 연구” 김현옥·이명주(2020). “직무중심 인사제도 구축을 위한 직무급 도입 영향요인 분석”
운영사례	이상민(2010). “독일의 임금체계 변화 - NRW 금속업종의 사례” 박희준(2017). “사무직군 연공급과 직무급 비교 직무급은 연공급의 대안인가?”
효용성	Uen(2004). “Compensation structure, perceived equity and individual performance of R&D professional” Chen(2006). “United pay system and its effects on employee performance” 박희준(2018). “임금제도가 고용조정에 미치는 영향”
기타	김유선(2014). “임금체계가 임금수준과 고용구조 및 경영성장에 미친 영향” 김혜진(2016). “공공부문 비정규직 노동조합의 임금체계 개편활동과 직무급제에 대한 인식”

직무급에 대한 선행 연구는 도입방안 및 장애요인, 직무급 운영사례, 직무급의 효용성 등에 관한 것으로 구분할 수 있다.

먼저 도입방안 및 장애요인에 대한 연구로, 박준성(2007)은 한국의 기업들이 직무급을 도입하고 운영할 경우 필요한 선행조건으로 외부노동시장의 활성화, 연공급의 고임금으로 인건비 부담을 갖고 있는 기업, 전문직 및 비정규직 등의 속직 기준의 인력이 많은 기업, 시장의 임금정보 관리 체계 구축, 객관적이고 타당한 직무분석과 직무평가를 제시하였다. 박호환(2007)은 미국 기업의 직무급 운영사례를 소개하면서 한국 기업이 도입하는 경우 업무담당자의 능력과 성과를 일정부분 반영할 수 있는 범위형 직무급의 도입이 적절함을 제시하면서, 직무급 자체가 가지는 한계점으로 직원들의 동기 유발 제한, 개인 능력개발 소홀, 혁신이나 신기술 도입에 대한 직원들의 저항 등을 실무적 한계점으로 지적했다. 이창길(2009)은 공공기관의 직무는 직무가치가 다른 직무들이 혼재되어 있어 효율성이 떨어지고, 개인 업무도 역량과 상관없이 주어져, 보상과 승진이 성과와 연계성이 떨어진다고 지적하며, 성과주의 인사제도의 효과를 높이기 위해 직무가치와 성과수준에 따른 보수체계인 직무급 도입을 주장했다. 그리고 김현옥·이명주(2020)는 직무급을 도입한 기업들이 직무급을 유지하는 요인을 찾기 위해 도입의 장애요인과 촉진요인을 분석하였는데, 그 결과 업종별로는 제조업과 서비스업, 기업연령이 높을수록, 호봉제를 오래 유지한 기업인 경우 직무급을 도입할 확률이 감소하는 것으로 확인되었다.

다음으로는 직무급 운영 사례에 대한 연구이다. 이상민(2010)은 독일 금속업종의 ‘임금체계에 관한 단체협약(Entgeltrahmenabkommen)’의 주요 내용을 분석하여, 임금결정의 기본 구조인 직무평가에 따라 기본급이 결정되는 과정 및 인사평가를 통한 성과급 결정 과정을 소개했다. 이를 통해 한국의 직무급 도입 시 임금공정성을 확보하는데 시사점을 제공했다. 박희준(2017)은 사무직군의 연공급과 직무급 비교를 통해 연공급에도 직무급적 요소가 있고, 직무급에도 연공급적 요소가 있음을 사례를 통해 확인했다. 아울러 용접, 전기 등의 업무를 담당하는 기술직은 외부노동시장이 활

성화되어 직무급 도입이 용이한 것과 같이 사무직군에서도 정부가 개발한 국가직무능력표준(National Competency Standards)을 활용하면 직무급 도입이 가능할 것이라고 했다.

그 다음으로는 직무급이 조직성과 및 조직 활동에 미치는 영향을 다룬 효용성에 관한 연구이다. Uen(2004)은 대만 하이테크 조직의 R&D 직원들이 조직 내 보상구조의 공정성 지각 연구에서 직무급에 대해 형평성(equity)을 갖춘 임금체제로 인식한다는 유의미한 결과를 확인했다. Chen(2006)은 중국기업의 임금 체계 유형이 조직 성과에 미치는 영향에 대한 연구에서 직무급, 기술급, 성과급이 동기부여(motivation)와 성과(performance)에 유의미한 영향이 미치는 것으로 확인했다. 박희준(2018)은 ‘임금체도가 고용조정에 미치는 영향’에 대한 연구에서 임금의 연공성을 고용조정과 유의미한 관계가 없었으나, 직무급의 경우 고용조정의 실시 여부와 정(+)의 관계를 나타냄으로써 기존의 고용안정성의 수단으로써 직무급으로 전환해야 한다는 주장과는 배치되는 결과가 나타났다. 이는 고용조정에 대해 임금체계 뿐만 아니라 노동조합의 유무, 조직문화 등 비임금적 요소가 많은 영향을 미치는 것으로 해석하는 것이 합당할 것이다.

아울러 김혜진(2016)은 공공부문 비정규직 임금체계 개편활동과 직무급에 대한 노동조합의 인식에 대한 연구를 통해 직무급이 직종 간 임금격차 해소에 기여할 수 있으려면 기업 단위를 초월하여 소업종 단위 이상에서 진행되어야 한다고 했다. 한편 김유선(2014)은 호봉급, 직능급, 직무급 등 임금체계 간 임금수준에 따라 고용구조, 경영성과에 미치는 영향을 실증적으로 검증하였으나, 실질적으로 임금체계 간의 차이는 유의미하지 않은 결과를 보였다.

2. 인사제도의 공식화(Formalization)

인사제도의 공식화(formalized HRM structures)는 조직의 공식적인 규칙, 프로그램, 절차 등 인사관리 결정에 영향을 미치는 것을 뜻한다(Konrad & Linnehan, 1995). 즉 인사관리 체도를 명문화해 됨으로써 의사결정에 개인의 판단이 개입되는 것을 최소화할 수 있는 것이다.

선행연구에 따르면 인사제도의 공식화는 주로 양성평등을 위한 공정임금의 주요 수단으로 인식되었다. Konrad & Linnenhan(1995)은 100여 개 기업들의 공식적인 인사제도의 선행요인과 결과를 분석하였는데, 그 결과에 따르면 정체성 의식적 구조(identity-conscious structures)는 여성과 유색인종의 고용에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 재무서비스 기업의 120개 소매점에 근무하는 857명의 근로자들을 대상으로 분석한 Abraham(2017)의 연구에 따르면, 여성관리자의 휘하에서 근무하는 근로자들의 공식화 수준이 낮은 임금요소에서 성별 불평등성은 낮은 것으로 나타났으나, 이 효과는 조직의 위계서열이 낮은 계층에 있는 근로자들을 대상으로 나타났다. 이러한 연구 결과들은 비록 양성평등을 주요 대상으로 삼고 있지만, 인사제도의 공식화는 임금의 공정성 수준을 높이는 데에 기여할 수 있다. 비록 비공식적인 인사제도라도 임금공정성을 개선할 수 있는 가능성은 존재하지만 그 한계가 존재한다고 볼 수 있다.

연공에 의한 보상 차별의 이슈는 외국에서는 선행연구를 찾아보기 어렵다. 한국 기업의 연공성

이 가장 심각한 수준을 보이기 때문인 것으로 보인다. 비록 선행연구를 찾아보기는 어렵지만 양성 평등과 마찬가지로 지나친 연공성에 의존하는 연공주의 문화에서 연공에 의한 차별을 완화하기 위해서는 동일가치노동 동일임금을 지향하는 직무급 공식화가 필요할 것이다.

아울러 인사제도의 공식화를 통해 기대하는 효과를 달성하기 위해서는 인적자원관리 번들(HRM Bundles. 이하 ‘HRM 번들’)의 최적 구성이 필요하다. HRM 번들은 조직성과 향상이라는 공통의 목표를 가진 두 개 이상의 HRM 관행(practices)이 동시에 기능하면 시너지(synergy) 효과가 발생하여, 목표 달성 가능성을 높인다(Subramony, 2009).

선행연구에 따르면 Subramony(2009)는 권한 위임(empowerment), 동기부여(motivation), 기술향상(skill-enhancing) 관행을 포함한 65개를 메타분석 한 결과 HRM 번들은 구성 요소인 개별 관행(practices)보다 효과가 훨씬 크고, 업무성과와 관련해 더 긍정적인 효과를 나타냄을 확인하였다. Verburg et al.(2007)은 4개의 HRM 번들(관료, 시장, 전문성, 유연성 번들)로 구성된 유형이 개발하여 175개 조직을 대상으로 조직성과와 각 번들과의 효과를 검증해 본 결과, 전문성 번들을 갖춘 조직은 조직 성과, 직원의 계약 초과 및 회사 혁신성 측정에서 훨씬 더 높은 점수를 받았음을 확인했다.

III. 연구모형과 가설 설정

공식적 직무급의 핵심적인 특징은 직무분석을 토대로 직무평가를 실시하고 직무평가의 결과를 기본급에 책정하여 반영하고, 직무가치의 변화를 파악하기 위하여 직무재평가를 실시하고 직무별 시장임금 정보를 임금수준에 반영하는 것이라고 할 수 있다. 그러나 노조의 반발이나 직무급 도입의 비용이 높은 상황에서 모든 기업들에게 동일한 직무급 공식화의 방식이 존재한다고 보기는 어렵다. 기업에 따라 예상되는 비용이 낮거나 기대수익이 높은 요소들을 상이하게 도입할 것이며, 이에 따라 직무급 공식화 수준은 핵심적인 특징 요소를 지수화하여 측정하고자 한다.

공정성 제도는 공정처우지수, 인사평가, 직급별 기본급 상한제로 측정하고자 한다. 공정처우지수는 공정한 처우나 차별 금지에 관한 내용을 담고 있는 항목 수를 지수화하여 구성하였다. 인사평가는 근로자의 능력, 근무성적, 태도 등에 대한 평가 실시 여부에 관한 가변수로 측정하고자 한다. 직급별 기본급 상한제는 특정 직급에서 최고 호봉에 도달하면 근속이 증가해도 기본급 상승이 정지되는 여부로 측정한다.

<표 > 변수명과 설문문항

변수명		설문문항
종속변수	직무급 공식화	다음 다섯 문항을 가변수로 전환하여 합산한 지수 1. 가장 최근 실시한 직무분석이 실제로 직무급 또는 임금체계 개편에 활용된 여부

		<p>2. 가장 최근에 실시한 직무분석 정보를 기반으로 직무평가를 실시한 여부</p> <p>3. 가장 최근에 실시한 직무평가 결과를 적용하여 기본급을 책정한 여부</p> <p>4. 기본급 직무가치 변화를 파악하기 위해 직무재평가를 수시 또는 주기적(예: 3년 또는 5년)으로 실시하는 여부</p> <p>5. 주기적으로 직무별 시장임금 정보를 수집하여 임금수준 책정에 반영하고 있는 여부</p>
	공정혁신	2019년 한 해 동안 해당 사업장에서 공정/프로세스 혁신의 실행 여부
공정성 제도	공정처우 지수	공정한 처우나 차별 금지(또는 예방)에 관한 내용을 담고 있는 항목 수의 합계(성별+학벌+지역+종교+결혼여부+장애+병력+연령+성적성향+고용형태+노조가입여부+기타차별)
	인사평가	근로자의 능력, 근무성적, 태도 등에 대한 평가 실시 여부
	직급별 기본급 상한제	사무·전문직, 생산직 또는 서비스·판매직에서 최고 호봉(말호봉)에 도달하면 근속이 증가해도 기본급 상승이 정지되는 여부
전문성 제도	다기능 교육훈련	해당 사업장의 정규직 근로자 중 근로자 수가 가장 많은 직종에서 다기능 교육의 공식적 실시 여부
	소집단활동	2019년 한 해 동안 품질개선, 생산성 향상, 비용절감, 고객 불만 해결 등의 문제해결이나 개선활동을 위한 소집단활동 실시 여부
	NCS채용	2019년 한 해 동안 정규직 근로자 중 근로자 수가 가장 많은 직종에서 비경력직 신입사원 채용 시 국가직무능력표준(NCS) 혹은 이와 유사한 직무분석에 기반한 채용제도를 활용한 여부
범용인재 제도	조직적합성 채용	2019년 한 해 동안 정규직 근로자 중 근로자 수가 가장 많은 직종에서 비경력직 신입사원 채용 시 해당 사업장에서 조직에의 적합성을 중요하게 고려하는 여부
	업무 로테이션	2019년 한 해 동안 정규직 근로자 중 근로자 수가 가장 많은 직종에서 다기능화나 다양한 업무 경험을 습득하기 위해서 계획적으로 실시하는 정기적인 업무 로테이션의 실시 여부. 업무 로테이션이란 배치전환에 의한 조직의 유연성을 높이기 위한 방법의 하나로 근로자의 직무영역을 변경시켜 다방면의 경험, 지식 등을 쌓게 하는 인재양성제도로, 현재 담당업무가 아닌 다른 업무로 주기적으로 바뀌는 것을 의미함.
통제변수	전체근로자수	2019년 말 해당 사업장과 고용계약을 맺고 임금을 받으면서 일을 하는 근로자 수
	업종변수	10차 산업분류 대분류(제조업, 전기·가스·증기 및 공기 조절 공급업, 수도·하수 및 폐기물 처리·원료재생업, 건설업, 도매 및 소매업, 운수 및 창고업, 숙박 및 음식점업, 정보통신업, 금융 및 보험업, 부동산업, 전문·과학·기술서비스업, 사업시설관리·사업지원·임대서비스업, 공공행정·국방·사회보장행정, 교육서비스업, 보건업 및 사회복지서비스업, 예술·스포츠 및 여가관련서비스업, 협회 및 단체·수리 및 기타 개인서비스업)

노조유무	2019년 말 기준 해당 사업장에 노동조합 존재 여부 (휴면노조 상태 제외)
------	--------------------------------------------

자료출처: 사업체패널 8차년도 조사자료(WPS2019)

조직공정성 제고, 직무전문성 강화, 전문형 인재 지향이 직무급 도입의 핵심적인 목적이라면, 이러한 목적을 같이 하고 있는 제도들을 더 많이 도입한 사업체일수록 직무급 공식화 수준은 높아질 것이다.

가설 1. 조직공정성 제고를 위한 제도를 도입한 사업체들은 그렇지 않은 사업체들보다 직무급 공식화 수준이 더 높을 것이다.

가설 1-1. 공정처우지수가 높을수록 직무급 공식화 수준은 높아진다.

가설 1-2. 인사평가를 실시하는 사업체는 그렇지 않은 사업체보다 직무급 공식화 수준이 더 높다.

가설 1-3. 직급별 기본급 상한제를 실시하는 사업체는 그렇지 않은 사업체보다 직무급 공식화 수준이 더 높아질 것이다.

가설 2. 직무전문성 강화를 위한 제도를 도입한 사업체들은 그렇지 않은 사업체들보다 직무급 공식화 수준이 더 높을 것이다.

가설 2-1. 다기능 교육훈련을 실시하는 사업체들은 그렇지 않은 사업체들보다 직무급 공식화 수준이 더 높을 것이다.

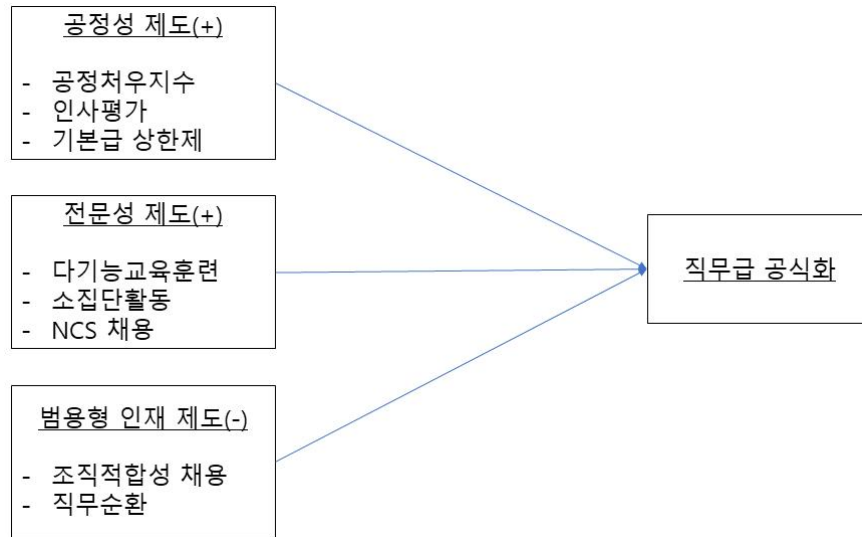
가설 2-2. 소집단활동을 실시하는 사업체는 그렇지 않은 사업체보다 직무급 공식화 수준이 더 높다.

가설 2-3. NCS 채용제도를 실시하는 사업체는 그렇지 않은 사업체보다 직무급 공식화 수준이 더 높다.

가설 3. 범용형 인재를 위한 제도를 도입한 사업체들은 그렇지 않은 사업체들보다 직무급 공식화 수준이 더 낮을 것이다.

가설 3-1. 조직적합성을 중시하는 채용을 하는 사업체들은 그렇지 않은 사업체들보다 직무급 공식화 수준이 더 낮을 것이다.

가설 3-2. 업무로테이션을 실시하는 사업체는 그렇지 않은 사업체보다 직무급 공식화 수준이 더 낮다.



직무급을 공식화하여 직무가치를 임금수준에 체계적으로 반영한 기업에 나타날 수 있는 대표적인 효과는 공정혁신이다. 조직공정성을 개선하고 직무전문성을 강화함으로써 구성원들의 혁신에 대한 몰입도를 높이고 혁신역량을 개선할 수 있다. 기술혁신은 제품혁신과 공정혁신으로 구분되는데, 제품혁신이 연구개발의 대표적 성과라고 한다면, 공정혁신은 전체 구성원들이 전문성을 갖고서 지속적으로 개선하려는 노력을 기울였을 때에 나타나는 결과라고 할 수 있다.

가설 4. 직무급 공식화 수준이 높을수록 공정혁신의 발생 가능성은 높아진다.

IV. 분석결과

주요 변수들의 기술통계값은 다음과 같다.

<표 > 기술통계

변수명	사례수	최소값	최대값	평균	표준편차
직무급공식화	2795	.00	5.00	.6633	1.2907
공정혁신	2795	.00	1.00	.2097	.4071
공정처우지수	2795	.00	12.00	2.2247	3.9411
인사평가	2795	.00	1.00	.5964	.4907
기본급상한제	2795	.00	1.00	.2079	.4059
다기능교육훈련	2795	.00	1.00	.1835	.3872
소집단활동	2795	.00	1.00	.3492	.4768
NCS채용	2795	.00	1.00	.1363	.3432
조직적합성채용	2795	.00	1.00	.5403	.4985
업무로테이션	2795	.00	1.00	.1671	.3731
전체근로자수	2795	1.00	17161.00	258.9911	638.1566
제조업	2795	.00	1.00	.4340	.4957

전기가스업	2795	.00	1.00	.0125	.1112
수도하수업	2795	.00	1.00	.0089	.0942
건설업	2795	.00	1.00	.0730	.2602
도소매업	2795	.00	1.00	.0623	.2417
운수창고업	2795	.00	1.00	.0862	.2807
숙박음식업	2795	.00	1.00	.0182	.1339
정보통신업	2795	.00	1.00	.0297	.1698
금융보험업	2795	.00	1.00	.0240	.1530
부동산업	2795	.00	1.00	.0029	.0534
전문과학기술업	2795	.00	1.00	.0451	.2075
사업시설관리업	2795	.00	1.00	.0862	.2807
공공행정업	2795	.00	1.00	.0036	.0597
교육서비스업	2795	.00	1.00	.0018	.0423
보건업	2795	.00	1.00	.0873	.2823
예술스포츠업	2795	.00	1.00	.0129	.1128
협회단체업	2795	.00	1.00	.0114	.1064
노조유무	2795	.00	1.00	.2891	.4534

자료출처: 사업체패널 8차년도 조사자료(WPS2019)

직무급 공식화의 영향요인들로 가설 1-6과 같이 공정처우지수, 인사평가, 기본급상한제, 다기능 교육훈련, 소집단활동, NCS 채용 등은 유의미한 정의 영향을, 조직적합성 채용과 업무로테이션은 유의미한 부적 영향을 미치는 것으로 나타났다.

<표 > 직무급 공식화 영향요인 OLS 분석 결과

변수명	비표준화 계수	t값
공정처우지수	.034 **	5.390
인사평가	.348 **	6.596
기본급상한제	.131 *	2.230
다기능 교육훈련	.484 **	7.228
소집단활동	.175 **	3.298
NCS채용	.293 **	4.033
조직적합성채용	-.118 *	-2.438
업무로테이션	-.162 *	-2.315
전체근로자수	.000	.429
전기가스업	-.344	-1.625
수도하수업	-.308	-1.243
건설업	-.038	-.401
도소매업	.044	.438
운수창고업	-.284 **	-2.982
숙박음식업	.118	.676
정보통신업	.040	.291

금융보험업	.172	1.102
부동산업	-.116	-.268
전문과학기술업	.051	.445
사업시설관리업	-.224 *	-2.553
공공행정업	-.765	-1.951
교육서비스업	.804	1.464
보건업	-.119	-1.368
예술스포츠업	.164	.794
협회단체업	-.471 *	-2.153
노조유무	.012	.200
사례수	2795	
F값	14.081 **	
조정된 R제곱	.109	

자료출처: 사업체패널 8차년도 조사자료(WPS2019)

공정혁신에 대한 로짓분석의 결과에 따르면 직무급 공식화는 유의미한 정의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이외에도 공정처우지수, 인사평가, 소집단활동, NCS 채용, 업무로테이션 등이 유의미한 정의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

<표 > 공정혁신에 대한 로짓분석 결과

변수명	B값	Wals
직무급 공식화	.085 *	5.391
공정처우지수	.032 *	6.241
인사평가	.828 **	41.604
기본급상한제	.017	.020
다기능교육훈련	.132	.959
소집단활동	.664 **	37.411
NCS채용	.506 **	12.769
조직적합성채용	.122	1.318
업무로테이션	.591 **	19.721
전체근로자수	.000	1.433
제조업	.431	.879
전기가스업	-.065	.012
수도하수업	.063	.006
건설업	-.495	.929

도소매업	.425	.765
운수창고업	-.888	2.797
숙박음식업	-.307	.285
정보통신업	-.183	.117
금융보험업	-.194	.131
부동산업	-19.660	.000
전문과학기술업	-.727	1.892
사업시설관리업	-.661	1.706
공공행정업	-.752	.781
교육서비스업	-1.375	1.193
보건업	-.606	1.498
예술스포츠업	-1.203	2.733
노조유무	-.047	.148
사례수	2795	
-2Log 우도	2455.601	
Cox와 Snell의 R-제곱	.138	
Nagelkerke R-제곱	.215	

자료출처: 사업체패널 8차년도 조사자료(WPS2019)

V. 연구의 시사점

본 연구의 실증분석 결과에 따르면, 공정성과 전문성을 개선하려는 제도를 도입한 사업체들이 직무급 공식화 수준이 높은 것으로 나타났다. 반면에 범용인재를 지향하는 제도를 도입한 사업체들은 직무급 공식화 수준이 낮은 것으로 나타났다. 이는 HR면들의 효과로 공정성과 전문성 제도와 직무급이 내적 적합성이 높고, 범용인재 지향 제도와는 내적 적합성이 낮다고 할 수 있다. 그리고 직무급을 공식적으로 도입한 사업체들은 구성원들의 공정성 인식과 전문성 강화, 전문가 지향성 등을 통하여 공정혁신에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

비록 상당수의 기업들은 이미 비공식적 혹은 비체계적으로 직무급 원리를 도입하여 적용하고 있지만, 그 효과는 안정적이라고 보기 어렵다. 연공성에 비하여 직무가치를 중시하는 경향도 강하지 않을 수 있다. 주로 구성원들의 공정성 인식과 전문성 강화를 중시하고 범용인재 대신에 전문가 인재를 지향하는 기업들이 직무급 공식화 수준이 높고 이는 공정혁신과 같은 기업성과에 긍정적인 영향을 미칠 수 있다. 그러므로 개별 기업들은 현재 비공식적이지만 직무급적 요소들을 확인하고 이를 체계적으로 공식화하려는 노력을 통하여 기업성과를 개선할 수 있을 것이다.

참고문헌

- 김유선. (2014). 임금체계가 임금수준과 고용구조 및 경영성과에 미친 영향. KLSI 이슈페이퍼, 4.
- 김현옥·이명주. (2020). 직무중심 인사제도 구축을 위한 직무급 도입 영향요인 분석. *전문경영인연구* (한국전문경영인학회), 23(4), 405-419.
- 김혜진. (2016). 공공부문 비정규직 노동조합의 임금체계 개편활동과 직무급제에 대한 인식: 무기계약직을 둘러싸고. *산업노동연구*, 22(3), 1-46.
- 박준성. (2007). 실무논단 : 기업의 직무급제 도입과 활용방안. *임금·HR연구(구 임금연구)*, 15(1), 102-117.
- 박준성·김환일. (2008). 한국기업 임금체계의 역사적 변화에 관한 연구. 「조직과 인사관리연구」 (한국인사관리학회). 32(3), 1-37.
- 박호환. (2007). 실무논단 : 직무급 임금제도의 활용 및 운영사례. *임금·HR연구(구 임금연구)*, 15(2), 122-136.
- 박희준. (2017). 사무직군 연공급과 직무급 비교: 직무급은 연공급의 대안인가?. *조직과 인사관리연구*, 41(1): 95-116
- 박희준.(2018). 임금체도가 고용조정에 미치는 영향. *조직과 인사관리연구*, 42(2): 113-131
- 이상민. (2010). 독일의 임금체계 변화 - NRW 금속업종의 사례 -. *지역고용노동연구*, 2(2), 73-103.
- 이창길.(2009). 공공기관의 직무급제도 도입방안에 관한 연구. *현대사회와 행정*, 19(02): 89-111.
- Ilro Lee & Julie Cogin (2020): "Formalizing the HRM and firm performance link: the S-curve hypothesis," *The International Journal of Human Resource Management*, DOI:10.1080/09585192.2020.1746682.
- Maarten Renkema, Jeroen Meijerink & Tanya Bondarouk (2021): "Routes for employee-driven innovation: how HRM supports the emergence of innovation in a formalized context," *The International Journal of Human Resource Management*, DOI:10.1080/09585192.2021.1913625.
- Milkovich, G. T. (1987). A strategic perspective on compensation management. Cornell University, Center for Advanced Human Resource Studies, School of Industrial and Labor Relations.
- Milkovich, G. T., Newman, J. M., & Milkovich, C. (1996). Compensation. Homewood, IL: Irwin.
- Mahoney, T. A. (1989). Multiple Pay Contingencies: Strategic Design of Compensation. *Human Resource Management*, 28(3), 337 - 347. <https://doi.org/10.1002/hrm.3930280304>
- Uen, J. F., & Chien, S. H. 2004. Compensation structure, perceived equity and individual performance of R&D professional: The moderating effects of achievement orientation. *Journal American Academy of Business*, 4(1), 401-405.
- CHEN, Y. (2006). United pay system and its effects on employee performance. PhD Thesis. University of Groningen. Faculty of Economics and Business.

- Lawler, E. E., & Jenkins, G. D. (1992). Strategic reward systems. *Handbook of industrial and organizational psychology*, 3.
- Konrad, A. M., & Linnehan, F. (1995). Formalized Hrm Structures: Coordinating Equal Employment Opportunity Or Concealing Organizational Practices? *Academy of Management Journal*, 38(3), 787 - 820.
- Cappelli, P. and D. Neumark(2001), "Do 'High-Performance' Work Practices improve Establishment-Level Outcomes?" *Industrial and Labor Relations Review*, 54(4), 737-775.

성과배분과 임금수준

이인재*, 김동배**

변동급으로서의 성과배분제가 임금총액은 변화시키지 않고 고정급과 변동급의 구성만 변화시키는가 아니면 고정급에 추가되는 임금으로서 임금총액을 증가시키려는가는 이른바 성과배분제의 대체가설과 추가가설이다. 두 대립적인 가설은 각각 논거를 갖고 해외 실증연구 결과도 복합적이어서 한국에서는 과연 어떠한 결과가 나타나는지를 살펴볼 필요가 있다. 한국노동연구원의 2015~2019년 사업체패널조사 자료를 사용하여 성과배분제가 핵심직종의 과장급 및 부장급의 연간임금총액에 미치는 영향을 분석한 결과 성과배분제는 임금총액을 증가시키는 것으로 나타나 성과배분은 임금총액은 그대로 둔 채 고정급과 변동급의 구성만 바꾼다는 대체가설을 부정하는 연구결과를 얻었다. 이러한 결과는 복합적이지만 다수가 추가가설을 지지하는 결과를 얻었던 해외 선행연구들과 맥락을 같이 하고, 최근 성과배분제가 훈련이나 혁신을 촉진한다는 연구결과를 설명하는 논거와도 정합적인 연구결과이다. 이상의 분석결과를 요약하고 본 연구의 한계와 추후 연구과제를 제시하였다.

주요용어 : 성과배분제, 임금총액, 고정급, 대체가설, 추가가설

1. 들어가는 글

성과배분은 임금수준을 높이는가? 얼핏 모두 그렇다고 대답할 정도로 너무 단순한 문제 제기로 보인다. 그러나 문제는 그렇게 단순하지 않다. 성과배분은 임금총액 수준의 변화 없이 고정급과 변동급의 구성만 바꿀 수 있다는 주장이 있기 때문이다. 여기에서 고정급은 성과배분 금액을 제외한 금액이고 변동급은 경영실적에 연동되어 변하는 성과배분 금액을 말한다. 성과배분이 임금총액의 수준을 증가시킨다는 주장은 추가(supplementary) 가설이고, 반면에 임금총액의 수준 변화 없이 고정급과 변동급의 구성을 바꾸는 즉 성과배분이 고정급을 대체한다는 주장은 대체(substitution)가설이다. 추가가설과 대체가설을 요약하면 쟁점은 성과배분제는 임금총액은 그대로 두되 고정급과 변동급의 구성을 바꾸는지 아니면 임금총액을 증가시키는지 여부이다. 근로자로서는 성과배분제가 임금소득 순 이득을 제공하느냐는 문제로서, 성과배분 금액이 변동급으로서 근로자가 그 리스크를 부담해야 한다는 것을 감안하면 더 심각한 문제로 다가올 수 있다

* 인천대학교 경제학과 교수(leeinjae@inu.ac.kr)

** 인천대학교 경영학부 교수(dongbae@inu.ac.kr)

본 연구는 성과배분제가 임금총액에 미치는 효과와 관련된 대체가설과 추가가설을 검증해보고자 한다. 그동안 국내에서도 성과배분이 노동생산성에 미치는 영향을 넘어 기술혁신이나 기업의 교육 훈련에 미치는 영향에 관해서도 연구들이 진행되었다. 노력이나 창의성과 같은 근로자의 추가적인 투입으로 인해 발생하는 경영 과실(果實)을 근로자와 공유하겠다는 사용자의 약속으로서의 성과배분은, 훈련이나 혁신을 둘러싼 노사간에 발생할 수 있는 이해 상충 문제인 대리인 문제를 해소하거나 완화하여 훈련이나 혁신을 촉진할 수 있다(김동배·이인재, 2018a; 김동배·이인재, 2018b; 이인재·김동배, 2018; 이인재·김동배, 2020a; 이인재·김동배, 2020b).

그런데 성과배분의 이러한 효과는 성과배분이 임금수준에 미치는 효과와 관련해서 추가가설과 논리적 정합성을 갖는다. 만일 성과배분이 임금총액의 수준은 그대로 둔 채 단지 고정급과 변동급의 구성을 변화시킨다면 성과배분이 근로자의 투자 행위에서 발생할 수 있는 대리인 문제를 완화하여 훈련이나 혁신을 촉진하는 기능은 논리적으로 기대할 수 없게 된다. 왜냐하면, 금전적 이득에 한정하면 성과배분제로 근로자가 더 얻는 것이 없으므로 추가적인 노력이나 창의성과 같은 추가적인 투입을 할 유인이 없기 때문이다. 이런 측면 즉 성과배분제의 효과에 대한 일련의 연구와의 논리적 정합성 차원에서도 성과배분제가 임금총액에 미치는 효과와 관련된 대체가설과 추가가설은 언젠가는 실증적으로 살펴볼 필요가 있는 연구과제로 보인다.

물론 성과배분의 대체가설이 꼭 근로자에게 불리한 것만도 아니라는 주장도 있다. 변동급으로서의 성과배분이 임금총액은 변화시키지 않더라도 기업측의 임금 유연성을 증가시킨다. 제품시장의 불확실성 등으로 경영실적의 불확실성이 증가할 경우 기업은 경영실적과 연동되는 변동급을 통해서 고정급의 부담을 줄이려고 한다. 만일 이 경우 변동급의 완충 역할이 없다면 기업은 경영실적의 변동에 따라 해고를 단행할 수밖에 없는데, 성과배분제가 변동급으로 기능하게 되면 경영실적에 따라 임금이 자동으로 조정되기 때문에 해고의 유인이 감소하거나 사라진다. 즉 성과배분이 고정급을 대체하는 대체가설이 타당하더라도 근로자는 고용보장이라는 이득을 누리기 때문에 근로자에게 반드시 불리한 것은 아니라는 주장이다(Kruse, 1996; Long & Fang, 2012). 다만 이러한 주장의 타당성을 부정할 수는 없겠지만, 앞서 언급한 바와 같이 성과배분제가 생산성만이 아니라 훈련이나 혁신을 촉진하는 효과는 대체가설로는 설명할 수는 없다.

나아가 성과배분제 도입 동기나 성과배분제의 각종 효과는 각국의 노동시장이나 노사관계 지형에 따라 달라질 수 있다는 지적과 같이(Long, & Fang, 2012), 외국의 선행연구들에서 확인된 대체 혹은 추가가설이 과연 한국에서는 어떤 결과가 나올지를 살펴보는 것도 의미가 있다. 본 연구는 한국노동연구원의 사업체패널조사 자료를 사용하여 성과배분제가 임금총액에 어떤 영향을 미치는지를 분석하고자 한다. 성과배분제가 임금총액을 증가시키면 추가가설을 지지하는 증거가 된다. 물론 여기에서 추가가설은 엄격한 대체가설의 대립가설로서 보다 광의의 추가가설이다. 엄격한 대체가설은 임금총액 변화 없이 임금구성의 변화만 낳은 것을 말하기 때문에 임금총액이 증가한다면 그 대립가설로서 추가가설이 지지를 얻게 된다. 후술하겠지만 광의의 추가가설이라고 표현한 이유는 성과배분이 고정급을 약간 대체하더라도 추가되는 성과배분 금액이 대체되는 고정급보다 더 크다면 임금총액은 증가하게 되는데 이 경우에도 추가가설이 지지된다는 의미이다. 실제로 이러한

경우 즉 성과배분 금액이 고정급을 약간 대체하거나 고정급의 인상을 조절하는 대신, 성과배분 금액을 포함한 임금총액은 동일한 조건에서 성과배분제가 없는 경우보다 더 높은 방식의 추가가설이 현실 세계에서 가장 개연성이 높은 시나리오일지도 모른다. 본 연구는 이러한 경우를 포함한 광의의 추가가설 예측이 맞는지 아니면 엄격한 대체가설이 맞는지를 사업체패널조사 자료를 사용하여 검증하고자 한다.

II. 선행연구와 연구가설

성과배분의 고정급 대체와 추가에 관한 연구는 크게 간접적인 연구와 직접적으로 대체와 추가가설을 검증한 연구로 구분할 수 있다. 간접적 연구는 성과배분을 채택하는 영향요인으로부터 대체인가 아니면 추가인가를 추론할 수 있는 연구인 반면, 직접적인 연구는 대체와 추가가설을 직접 검증한 연구들이다.

간접적인 연구는 성과배분의 도입 동기로부터 대체와 추가를 추론할 수 있는 연구들인데 관련 연구로서 Kruse(1996)와 Long & Fang(2015)이 대표적이다. Kruse(1996)는 성과배분이나 우리사주(ESOP) 도입 영향요인에 관한 연구가 없었다는 점에 주목하여 미국 공개기업의 1975~1991년 패널 데이터를 사용하여 성과배분과 우리사주 도입 영향요인을 분석하였다. 성과배분이나 우리사주 도입 영향요인 중 생산성 증진과 보상 유연성 제고가 본 연구와 직접적인 관련성이 있는 동기들이다. 생산성 증진 동기란 모니터링 비용이 많이 들고 근로자 태만이 문제일 경우 그리고 개인 성과급이 부적절한 경우에 집단성과급으로서 성과배분을 도입한다는 것이다. 여기에서 개인 성과급이 부적절한 경우란 생산의 상호의존성이 높거나, 기술이 계속 변화거나, 과업의 복잡성이 높아서 개인성과 측정이 곤란한 경우를 말한다. 한편 보상 유연성 제고 동기는 경영실적에 연동되는 변동급으로서 이익배분제를 도입하여 고정급으로 인한 인건비 부담을 줄이려는 동기이다. 이 경우 성과배분은 경영실적의 불확실성에 대한 일종의 버퍼로 기능한다. 생산성 증진 동기와 보상 유연성 동기는 각각 본 연구의 추가가설 및 대체가설과 대응된다. Kruse(1996)는 생산성 증진과 보상 유연성 동기 모두를 지지하는 결과를 얻었는데, 본 연구의 대체가설과 추가가설 둘 다 가능할 수 있다는 연구 결과이다.

Long & Fang(2015)은 캐나다의 1999~2006년 사업체패널(WES) 자료를 사용하여 전략적 정합성·일관성(strategic fit or alignment) 개념을 적용하여 내부적 및 외부적 정합성이 성과배분에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과 보상정책 내부적 정합성 변수인 고임금 정책이 성과배분 도입과 일관되게 유의한 정(+)의 관계가 있음을 발견했다. 반면 다른 인사관행이나 경영전략과의 외부적 정합성 가설을 일관된 지지를 얻지 못했다. 여기에서 고임금정책과 성과배분의 내부적 정합성은 고임금이라는 인적자본 투자에 대한 회임을 위한 인센티브로서 성과배분을 도입하거나 고임금을 유지하되 고정급 부담을 줄이기 위해 성과배분을 추가로 도입한다는 논리이다. 이들의 연구결과는 성과배분은 고정급을 대체하지 않고 급여총액을 증가시킬 수 있기 때문에 간접적으로 추가가

설을 지지하는 증거로 해석된다.

한편 성과배분 도입의 영향요인으로 대체가설과 추가가설을 간접적으로 추정할 수 있는 연구와 달리 대체가설과 추가가설을 직접 검증한 연구들도 있다(Baghdadi, Bellakhal, & Diaye, 2016; Delahaie & Duhautois, 2019; Kruse, Freeman, & Blasi, 2010; Long, & Fang, 2012). 이하 연구가 이루어진 순서대로 살펴보자.

Kruse et al.(2010)은 미국 GSS와 NBER 데이터를 사용해서 성과배분이나 우리사주 등의 관행들로 구성되는 공유자본주의 관행들이 근로자들에게 미치는 영향을 분석하였다. 이들은 ‘공유자본주의는 근로자에게 이득이 되는가?’는 질문에 대해서 대체로 그렇다는 분석결과를 얻었다. 이들이 설정한 종속변수 8개 중에는 임금 및 복리후생도 포함되어 있다. 즉 공유자본주의 관행들은 보상 및 복리후생과 유의한 정(+)의 관계를 보였으며, 공유자본주의 프로그램 중에는 성과배분이 상대적으로 가장 일관적으로 종속변수들과 정(+)의 관계를 보였다.

Long, & Fang(2012)은 캐나다의 1999~2006년 사업체패널(WES) 자료를 사용하여 성과배분이 임금변화에 미치는 영향을 분석하였다. 이들은 대체가설과 추가가설 관련해서 성과배분 도입 동기에 관한 관점을 크게 3가지로 구분하되 3가지는 꼭 상호 배타적이지 않다는 점을 지적한다. 첫째, 대체 주장은 성과배분은 임금총액은 변화시키지 않고 고정급과 변동급의 구성을 바꾸기 때문에 성과배분과 임금총액은 관계가 없다는 주장이다. 그리고 변동급에 의한 고정급의 대체는 점진적으로 그리고 즉각적으로도 이루어질 수도 있는데, 이러한 경우 근로자에 미치는 영향에 대해서도 논쟁적이다. 즉 일견 근로자는 보상의 리스크만 증가하므로 손해라고 볼 수 있지만 보상 유연성으로 고용 안정성이 담보된다면 임금총액이 증가하지 않더라도 근로자도 이득이라는 주장이 그것이다. 반면 인적자본 주장은 임금총액을 인상하여 우수한 인재를 유인하고 유지하는 도구로서의 성과배분은 임금총액과 정(+)의 관계를 갖는다. 여기에서 성과배분은 고정급이나 복리후생의 인상과 비교해서 위험성이 낮은 효율임금이 될 수 있다. 셋째, 근로자 행동 주장은 성과배분은 동기부여와 협력 증진을 통해 노동생산성을 증진하기 위한 도구라는 주장이다. 다만 인적자본 주장과 달리 임금총액을 인상시키는 것은 성과배분 도입의 직접적 목표는 아니므로 성과배분과 임금총액간의 관계는 복잡적일 수 있다. 이들은 성과배분 도입 후 3년 패널과 5년 패널을 구성하여 성과배분 도입이 현금급여와 복리후생을 포함한 총급여에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과 3년 패널의 경우 모두 유의한 관계가 나타나지 않았지만, 5년 패널의 경우 성과배분 도입은 현금급여와 복리후생을 포함한 총급여와 유의한 정(+)의 관계를 발견하였다. 이들은 성과배분의 효과는 상당한 기간 후에 발생할 수 있다는 점을 지적하고, 분석결과는 성과배분이 점차 근로자들의 생산적 행위를 유도하고 이것이 기업의 수익성으로 연결되며 결과적으로 성과배분 금액의 증가를 낳았기 때문이라고 해석하였다. 본 연구와 관련하면 추가가설을 지지하는 연구결과이다.

Baghdadi et al.(2016)은 프랑스의 2006년 기업-개인 연계자료(기업 8,806, 개인 42,780명)를 구축하여 임의적 성과배분(FPS)의 독자적인 효과와 임의적 성과배분과 우리사주제의 결합효과가 기본급과 기본급에 변동급을 포함한 총보상에 미치는 영향을 분석하였다.¹⁾ 이들은 대체가설을 위험전

1) 프랑스에는 1959년 법으로 도입한 임의적 내지 자발적 성과배분(FPS)과 1967년에 도입 50인 이상

가 장치(risk transfer device)로 표현하는데 내용은 같다. 분석결과 성과배분이 기본급에 미치는 영향이 유의하지 않은 것을 제외하고 나머지는 모두 유의한 정(+)의 관계를 발견하였다. 이들은 대체가설을 기각하고 ‘근로자들은 성과배분으로부터 이득을 얻는가’라는 질문에 대해 그렇다고 응답하였다.

Delahaie & Duhautois(2019)는 프랑스 노동부가 매년 조사하는 10인 이상 민간기업(대략 17,000개 표본)서베이 자료의 2000년~2008년 자료와 행정자료 FICUS와 DADS (기업재무자료와 임금 및 노동력 특성 자료)를 결합한 2000~2007년간 패널자료를 구축하여 임의적 성과배분(FPS)의 대체효과와 추가효과를 검증하였다. 임금은 기본급과 기본급에 성과배분 금액을 더한 총보상으로 구분하여 측정하였다. 이들은 성과배분 도입 관련 집단은 4개로 구분해서 이중차분법으로 성과배분의 효과를 측정하였다. 신규도입 집단은 2000년에 없다가 2007년도 이전에 도입된 경우로서 전체의 7.5%를 차지하고, 중도폐지 집단은 2000년도 존재했지만 2007년도 부재한 경우로서 3.7%를 차지했으며, 계속 유지는 2000년~2007년까지 계속 존재한 경우로서 22%를 차지했으며, 마지막으로 계속 부재는 2000년부터 계속 부재한 경우로서 66.8%를 차지했다. 이들은 전반적으로 추가가설을 기각하는 연구결과를 얻었다. 즉 신규도입은 총보상과 기본급 모두 유의한 관계가 없었고, 계속 유지의 경우 총보상과는 관계가 없었고 기본급과는 유의한 부(-)의 관계가 나타났으며, 이를 검증하기 위해 중도폐지의 효과를 분석한 결과 총보상과는 관계가 없었지만, 기본급과는 유의한 정(+)의 관계를 보였다.

이상 성과배분과 임금수준의 관계를 둘러싼 대체가설과 추가가설 검증 연구들을 간접적 연구와 직접적 연구로 구분해서 살펴보았다. 성과배분 도입 영향요인으로부터 성과배분이 임금수준에 미치는 대체 및 추가가설을 간접적으로 추론할 수 있는 두 연구 중 하나는 추가가설을 그리고 다른 한 연구는 대체와 추가가설 모두가 가능할 수 있다는 연구결과를 도출했다. 한편 대체와 추가가설을 직접 검증한 4편의 선행연구 중 3편은 추가가설을 지지하는 연구결과를 나머지 1편의 연구는 대체가설을 지지하는 연구결과를 얻었다.

성과배분제의 추가가설과 대체가설이 완전히 상호 배타적이지 않다는 주장처럼 성과배분이 고정급과 변동급을 포함한 임금총액에 미치는 영향은 단순하지는 않다. 예를 들어 고정급에는 영향을 주지 않으면서 변동급을 증가시키는 경우도 추가가설을 지지하지만, 고정급은 약간 감소시키지만 추가되는 변동급이 고정급 감소분보다 큰 경우 임금총액은 증가하므로 이 경우에도 추가가설이 지지가 된다. 그러나 전자와 후자는 성과배분이 고정급에 미치는 효과는 크게 다르다. 이처럼 세부적으로 논하자면 단순한 문제는 아니지만, 대체가설은 임금총액의 변화 없이 고정급과 변동급의 구성 변화 즉 변동급이 고정급을 대체한다는 가설로 반면 추가가설은 고정급과 변동급의 구성보다는 임금총액이 증가한다는 가설로 보는 것이 무난한 것으로 보인다.

한편 성과배분 도입의 동기나 성과배분의 효과는 국가별 노사관계 지형에 따라 차이가 있을 수 있다(Long, & Fang, 2012)는 지적에 주목하면, 한국에서 성과배분제와 임금수준의 관계가 대체인지 추가인지라는 관계의 방향성에 대한 예측보다 열린 질문으로 두고 실증하는 것이 더 바람직할

기업은 의무적으로 도입해야 하고 성과배분 산정식을 법률로 정하고 있는 의무적 성과배분(LPS)이 있음

것으로 보인다. 이상의 논의에 따라 다음과 같은 연구과제를 설정하였다.

연구과제: 성과배분제는 임금총액을 증가시키는가?

III. 자료와 변수

1. 자료

본 연구는 한국노동연구원이 실시한 2015년, 2017년, 2019년도 사업체패널조사 자료를 사용하였다. 사업체패널조사는 2005년부터 성과배분제를 조사하고 있지만, 조사의 일관성이나 성과배분제의 분포가 안정적으로 나타나는 것은 2015년 조사부터이다. 게다가 성과배분제의 존재 여부만이 아니라 지난해 성과배분을 실시했는가를 측정하기 시작한 것도 2015년부터이다. 통상 각종 제도들이 존재하더라도 실제로 작동하지 않는 경우들이 있는데, 성과배분 실시여부는 이런 경우 즉 제도는 존재하지만 실제로 작동하지 않는 경우를 분석에서 제외할 수 있도록 해준다. 이러한 여러 사정을 감안해서 본 연구는 2015년부터 3회차의 패널조사 자료를 사용한다. 전체 표본에서 공공부문은 분석대상에서 제외하였다. 왜냐하면 잘 알려진 바와 같이 공공부문의 성과배분은 통상적인 성과배분과 성격이 다르기 때문이다. 공공부문을 제외하고 최종적으로 분석에 사용한 표본은 2015년~2019년 각 3,331개, 2,781개, 2,698개 사업체로서 3회차 합계 8,810개 사업체이다.

2. 변수

독립변수인 성과배분제도는 제도가 있으면서 지난해 성과배분을 실시했는지 여부로 측정하였다. 그 이유는 앞서 설명한 바와 같이 유명무실한 제도를 분석대상에서 제외하기 위함이다. 사업체패널조사는 성과배분제도를 “기업·공장 및 부서 단위의 경영성과가 목표치를 상회할 경우 일정 부분을 집단적으로 근로자에게 현금이나 주식 등의 형태로 사후적으로 집단적 성과급(이익배분, 경영성과배분, 연말성과급, 연말일시금 등으로 지칭)을 배분하는 제도”로 정의하고 있다. 성과배분제가 있는 사업체는 전체의 25.2%인 2,223개 사업체이며, 그중 지난해 성과배분을 실시한 사업체는 전체의 18.5%인 1,629 사업체이다.

종속변수인 임금총액은 과장급 1년차 세전 연간 급여총액과 부장급 1년차 세전 연간 급여총액으로 측정하였다. 사업체패널조사는 대표직종의 과장급 및 부장급 1년차에 대해서 “작년 말 기준 귀 사업장의 대표직종의 근로자 중 과장(또는 과장에 해당하는 직급) 1년차와 부장(또는 부장에 해당하는 직급) 1년차의 연간 임금총액은 얼마입니까? 연봉으로 환산하여 세전 기준으로 응답하여 주십시오”라고 임금총액을 조사하고 있다. 우리는 과장급과 부장급 연간급여 총액을 고정급과 변동급

을 합한 총액임금 수준 변수로 사용한다. 다만 급여총액이 고정급과 변동급으로 어떻게 구성되어 있는가는 정보가 없는 것이 매우 아쉽다. 만일 연간급여 총액이 고정급 얼마와 변동급(성과배분금액) 얼마로 측정되어 있다면 성과배분이 임금총액에 영향을 미치지 않으면서 고정급을 대체한다는 대체가설을 보다 엄격하게 검증할 수 있기 때문이다.

<표 1> 변수의 기술통계

	성과배분		전체
	미 실시	실시	
	(N=7,181)	(N=1,629)	(N=8,810)
과장급 연간급여 총액(백만원)	40.12 (10.44)	47.85 (13.13)	41.55 (11.39)
부장급 연간급여 총액(백만원)	50.94 (14.64)	62.20 (18.08)	53.03 (15.95)
사업체 규모(명)(로그)	4.59 (1.08)	4.93 (1.19)	4.66 (1.11)
노동조합 (있음=1)	0.24 (0.43)	0.33 (0.47)	0.26 (0.44)
사업체 업력(조사시점-설립년도)	23.28 (14.87)	25.08 (15.05)	23.62 (14.92)
상장사(코스닥,코스피,코넥스 상장=1)	0.11 (0.32)	0.26 (0.44)	0.14 (0.35)
고령인력 비중(55세 이상 인력 비중)	0.21 (0.24)	0.13 (0.16)	0.19 (0.23)
여성인력 비중	0.31 (0.27)	0.27 (0.24)	0.30 (0.27)
비정규직 비중(직접 및 간접고용 비정규직)	0.28 (2.04)	0.31 (1.71)	0.28 (1.98)
연간 이직율	0.24 (0.69)	0.17 (0.24)	0.22 (0.63)
몰입형 인사방침지수(3문항 평균)	3.34 (0.74)	3.53 (0.73)	3.38 (0.74)
제조업(제조업=1)	0.43 (0.50)	0.48 (0.50)	0.44 (0.50)

통제변수로 사용한 사업장 특성변수의 측정 내역은 다음과 같다. 우선 사업체 규모는 조사 시점 연말 기준 당 사업체와 고용계약을 맺고 임금을 지급 받는 전체 근로자 숫자인데 로그값을 취하여 분석에 사용하였다. 노동조합은 노동조합이 조직되어 있는 경우 1의 값을 부여한 더미 변수이다. 사업체 업력은 이른바 사업체의 연령으로서 조사 시점에서 사업장 설립 연도를 차감하여 작성한 변수이다. 상장사는 코스피나 코스닥 또는 코넥스의 등록업체인 경우 1의 값을 부여한 더미변수이다. 사업체 인력구성 특성변수는 고령인력, 여성, 비정규직 비율을 통제하였다. 고령인력은 전체 근로자에서 55세 이상 근로자가 차지하는 비율이고, 여성인력 비중은 전체 근로자 중 여성인력이 차

지하는 비율이다. 비정규직은 전체 근로자 대비 기간제와 파트타임과 같은 직접고용 비정규직과 파견, 용역/하청, 일용, 특수고용과 같은 간접고용 근로자를 합한 근로자들이 차지하는 비율이다. 이직률은 조사 시점 연말 전체 근로자 대비 연간 이직한 근로자 비율이다. 몰입형 인사관리 방침 변수는 ‘인사관리의 일차적인 목표는 종업원의 기업에 대한 충성심과 애착을 높이는 데 있다’, ‘필요한 자격을 갖춘 사람을 장기 고용을 통해 내부에서 육성한다’, ‘인사관리는 종업원의 장기적인 육성과 개발을 위한 방향으로 운영한다’(각 5점)의 3문항의 평균으로 측정한 변수이다. 마지막으로 제조업은 업종 분류상 제조업의 경우 1의 값을 갖는 더미변수이다.

<표 1>은 이상 설명한 변수들의 기술통계를 성과배분제 유무별 그리고 전체로 구분해서 제시하고 있다. 성과배분을 실시한 집단의 경우 그렇지 않은 집단에 비해 연간급여 총액이 과장급은 7백만원 그리고 부장급은 1천 2백만 원 정도 높게 나타난다..

IV. 분석결과

1. 단순 회귀분석(Pooled Regression) 추정결과

먼저 2015년, 2017년과 2019년 자료를 모두 합쳐(pooling) 성과배분제도가 과장급 및 부장급의 임금총액에 미치는 영향을 추정해보자. 분석모형은 OLS(ordinary Least Squares) 모형을 사용한다.

<표 2>는 OLS 추정결과를 제시하고 있다. 성과배분 더미의 추정계수는 과장급 임금을 종속변수로 하는 모형에서는 4.483, 부장급 임금을 종속변수로 하는 모형에서는 6.726이다. 이 추정계수들은 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 추정계수는 다른 조건이 동일한 경우 성과배분제가 있는 사업체는 성과배분제가 없는 사업체에 비해 과장급 임금총액은 연간 4.483백만원, 부장급 임금총액은 6.726백만원 높다는 것을 의미한다. 이는 성과배분이 임금총액은 증가시키지 않고 고정급의 비중을 감소시킨다는 대체가설과는 양립할 수 없는 결과이다.

과장급 임금총액의 추정결과에서는 사업체 특성과 관련된 변수의 추정계수가 모두 통계적으로 유의하다. 사업체 규모, 노동조합, 사업체 업력, 상장사, 비정규직 비율 변수의 추정계수는 부호가 양(+)이며, 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 사업체 규모가 클수록, 노동조합이 결성된 사업체일수록, 사업체 업력이 길수록, 상장사일수록, 비정규직 비율이 높을수록 과장급 임금총액이 높다. 고령인력 비중, 여성인력 비중, 이직률, 제조업 변수의 추정계수는 부호가 (-)이며, 제조업 변수는 5% 수준에서 다른 변수들은 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 고령인력 비중이 높을수록, 여성인력 비중이 높을수록, 이직률이 높을수록, 제조업에서 과장급 임금총액이 낮다. 마지막으로 몰입형 인사방침지수의 추정계수는 양(+)이며, 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 몰입형 인사방침지수가 높을수록 과장급 임금총액은 증가한다.

부장급 임금총액의 추정결과는 과장급 임금총액의 추정결과와 거의 같다. 사업체 특성과 관련된 변수의 추정계수는 모두 통계적으로 유의하다. 사업체 규모, 노동조합, 사업체 업력, 상장사, 비정규직 비율 변수의 추정계수는 부호가 양(+)이며, 비정규직 비율 변수는 5% 수준에서 나머지 변수는

1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 사업체 규모가 클수록, 노동조합이 결성된 사업체일수록, 사업체 업력이 길수록, 상장사일수록, 비정규직 비율이 높을수록 과장급 임금총액이 높다. 고령인력 비중, 여성인력 비중, 이직률, 제조업 변수의 추정계수는 부호가 (-)이며, 제조업 변수는 유의하지 않고 이직률은 10% 수준에서 한계적으로 유의하며 다른 변수들은 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 고령인력 비중이 높을수록, 여성인력 비중이 높을수록 임금총액이 낮다. 마지막으로 몰입형 인사방침지수의 추정계수는 양(+)이며, 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 몰입형 인사방침지수가 높을수록 부장급 임금총액은 증가한다.

<표 2> 성과배분제도와 임금총액: Pooled OLS

	과장급 임금		부장급 임금	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
상수항	26.297***	0.688	31.984***	0.969
성과배분제도	4.483***	0.265	6.726***	0.373
사업체규모	2.242***	0.102	3.056***	0.143
노동조합	3.019***	0.266	3.333***	0.376
사업체 업력	0.071***	0.007	0.082***	0.011
상장사	4.693***	0.317	6.886***	0.447
고령인력 비중	-12.025***	0.468	-17.639***	0.659
여성인력 비중	-2.101***	0.401	-2.794***	0.564
비정규직 비중	0.138***	0.050	0.162**	0.071
이직률	-0.441***	0.168	-0.407*	0.237
몰입형 인사방침지수	0.527***	0.136	0.952***	0.192
제조업	-0.480**	0.213	-0.403	0.301
연도 더미	포함		포함	
Adj R2	0.334		0.326	
표본수	8,666		8,666	

자료: 사업체패널 2015, 2017, 2019.

주: ()안은 표준오차. *** 1% 유의수준, ** 5% 유의수준, * 10% 유의수준

2. 고정효과 모형(Fixed Effects Model) 추정결과

단순 회귀분석의 추정결과는 성과배분제와 관련한 내생성(endogeneity) 문제를 내포하고 있다. 성과배분제가 있는 사업체와 성과배분제가 없는 사업체는 처음부터 임금수준이 다른 사업체일 수 있다. 따라서 임금수준이 높은 사업체들이 성과배분제를 도입한다면 이들 사업체의 과장급 및 부장급 임금은 성과배분제를 도입하지 않은 사업체보다 높을 것이다. 만약 이러한 사업체의 성과배분제 선택과 임금수준에 영향을 미치는 관찰되지 않는 특성이 시간에 따라 변화하지 않는다고 가정하면, 고정효과 모형

(fixed effects model)을 이용하여 관찰되지 않은 특성이 미치는 영향을 제거할 수 있다(Greene, 2018).

<표 3>은 고정효과모형의 추정결과를 제시하고 있다. 성과배분 더미의 추정계수는 과장급 임금을 종속변수로 하는 모형에서는 0.869, 부장급 임금을 종속변수로 하는 모형에서는 1.162이다. 이 추정계수들은 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 추정계수는 다른 조건이 동일한 경우 성과배분제가 있는 사업체는 성과배분제가 없는 사업체에 비해 과장급 임금총액은 연간 0.869백만원, 부장급 임금총액은 1.163백만원 높다는 것을 의미한다. 주목할 점은 사업체 고정효과를 통제하면 성과배분제의 추정계수가 1/5 수준으로 작아진다는 것이다. 그럼에도 불구하고 통계적 유의수준은 유지된다. 따라서 고정효과모형의 추정결과 역시 성과배분이 임금총액은 증가시키지 않고 고정급의 비중을 감소시킨다는 대체가설과는 양립할 수 없다.

<표 3> 성과배분제도와 임금총액: 고정효과모형

	과장급 임금		부장급 임금	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
상수항	35.420***	5.649	47.285***	8.036
성과배분제도	0.869***	0.288	1.162***	0.410
사업체규모	0.483*	0.279	0.639	0.398
노동조합	0.202	0.739	0.913	1.055
사업체 업력	-0.018	0.228	-0.152	0.324
상장사	3.390*	1.917	2.884	2.726
고령인력 비중	0.248	0.668	0.278	0.949
여성인력 비중	-2.120	1.314	-4.312**	1.872
비정규직 비중	0.075*	0.044	0.123**	0.063
이직률	-0.209	0.155	-0.163	0.221
몰입형 인사방침지수	-0.147	0.132	0.057	0.188
제조업	5.235	4.931	7.254	7.013
연도 더미	포함		포함	
R2	0.104		0.090	
표본수	8,666		8,666	

자료: 사업체패널 2015, 2017, 2019.

주: ()안은 표준오차. *** 1% 유의수준, ** 5% 유의수준, * 10% 유의수준

추정에 사용된 통제변수들의 추정계수는 OLS 추정에서와는 달리 일부에서만 통계적 유의성을 보인다. 과장급 임금총액의 추정결과를 보면 사업체 규모, 상장사, 비정규직 비율 변수의 추정계수의 부호가 양(+)이며, 10% 수준에서 한계적으로 유의하다. 기타 통제변수들의 추정계수는 통계적으로 유의하지 않다. 부장급 임금의 추정에서는 여성인력 비중의 추정계수가 음(-)으로 5% 수준에서 유의하며, 비정규직 비율이 양(+)으로 5% 수준에서 유의하다. 따라서 여성인력 비중이 낮을수

록, 비정규직 비율이 높을수록 부장급 임금총액이 높다. 나머지 통제변수들의 추정계수는 통계적으로 유의하지 않다.

이상의 추정결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 성과배분제가 도입된 기업이 도입하지 않은 기업보다 과장급 및 부장급 임금총액이 높다. 둘째, 이 결과는 OLS 추정에서는 물론 고정효과모형의 추정에서도 나타난다. 셋째, 추정결과는 성과배분이 임금총액은 증가시키지 않고 고정급의 비중을 감소시킨다는 대체가설과 양립할 수 없다.

이러한 분석결과는 간접적 연구에서 추가가설을 지지하는 연구결과를 얻었던 Long & Fang(2015)의 연구결과와 그리고 직접적 연구에서 추가가설을 지지하는 연구결과를 얻었던 Baghdadi, Bellakhal, & Diaye(2016), Kruse, Freeman, & Blasi(2010), Long, & Fang(2012)의 연구결과들과 맥락을 같이 한다. 다만 앞서 설명한 바와 같이 사업체패널조사 자료는 고정급과 변동급을 각각 별도로 측정하지 않고 급여총액을 측정하고 있어서, 성과배분이 고정급 그 자체에 미치는 영향을 분석할 수 없었다. 따라서 성과배분이 임금총액은 변화시키지 않고 고정급과 변동급의 구성을 바꾼다는 대체가설을 부정하는 연구결과를 얻을 수 있었지만, 세부적으로 고정급에 어떤 영향을 미치는지는 분석하지 못했다는 한계가 있다. 예컨대 성과배분이 고정급을 약간 대체하지만 추가되는 성과배분 금액이 대체되는 고정급을 초과해서 그 결과 임금총액은 증가할 수도 있는데, 주어진 자료로 이러한 시나리오를 검증할 수는 없었다. 이와 관련해서 추후 적절한 데이터를 확보하여 추가적인 연구가 필요한 것으로 보인다.

V. 요약 및 함의

본 연구는 2015~2019년의 한국노동연구원의 사업체패널조사 자료를 사용하여 성과배분제가 임금총액에 미치는 영향을 분석한 결과 성과배분이 임금총액의 변화 없이 고정급을 대체한다는 대체가설을 기각하는 연구결과를 얻었다. 성과배분제와 임금총액 수준간의 관계는 당연한 질문처럼 보이지만 대체가설과 추가가설이라는 대립적 가설이 존재하고 해외의 실증분석 결과도 복잡적이어서, 한국기업에 대한 조사자료를 사용하여 성과배분제가 임금총액에 미치는 대체가설과 추가가설을 검증할 필요가 있다. 게다가 최근 국내에서도 연구가 이루어진 바와 같이 성과배분제가 훈련이나 혁신에 긍정적인 영향을 미치는 기제는 대체가설과는 논리적으로 부합되지 않는다는 점에서도 한국에서도 성과배분제의 추가가설과 대체가설을 검증해볼 필요가 있다.

해외의 선행연구 중 간접적 연구 즉 성과배분 도입 영향요인으로부터 성과배분이 임금수준에 미치는 대체 및 추가가설을 간접적으로 추론하는 두 연구 중 하나는 추가가설을 그리고 다른 한 연구는 대체가설과 추가가설 모두를 지지하는 연구결과를 얻었고, 대체가설과 추가가설을 직접 검증한 4편의 선행연구 중 3편은 추가가설을 지지하는 연구결과를 나머지 1편의 연구는 대체가설을 지지하는 연구결과를 얻었다. 본 연구의 결과는 해외 선행연구들 중 추가가설을 지지하는 연구들과 맥락을 같이 한다.

성과배분제의 추가가설과 대체가설이 완전히 상호 배타적이지 않다는 주장처럼 성과배분이 고정

급과 변동급을 포함한 임금총액에 미치는 영향은 단순하지는 않다. 예를 들어 고정급에는 영향을 주지 않으면서 변동급을 증가시키는 경우도 추가가설을 지지하지만, 고정급은 약간 감소시키지만 추가되는 변동급이 고정급 감소분보다 큰 경우 임금총액은 증가하므로 이 경우에도 추가가설이 지지가 된다. 그러나 전자와 후자는 성과배분이 고정급에 미치는 효과는 크게 다르다. 본 연구결과는 전체적으로 추가가설을 지지하고 엄격한 대체가설을 부정하지만, 고정급과 변동급을 구분해서 측정하지 않은 자료의 한계로 성과배분이 고정급 자체에 미치는 영향은 분석할 수는 없었다. 이는 추후 후속 연구에서 다시 살펴보아야 할 과제로 보인다.

한편 성과배분제의 대체가설과 추가가설이 모든 기업에 일률적으로 적용된다기보다 기업의 상황에 따라 고정급 대체가 강하게 나타나는 기업도 있을 수 있고 효율임금으로서 추가적 임금의 성격이 강하게 나타나는 경우들도 있을 수 있다. 예를 들어 제품시장의 불확실성이 높은 경우에는 고정급 대체 경향이 강하게 나타날 수 있는 반면, 인적자본에 대한 투자가 높은 기업에서는 추가적 임금의 성격이 더 강하게 나타날 수도 있다. 또한, 성과배분제의 효과와 관련해서 노동조합도 매우 중요한 영향을 미칠 수 있다. 본 연구는 성과배분제의 대체 및 추가가설과 관련된 연구의 첫걸음으로서 이러한 다양한 상황변수의 효과를 미처 감안하지 못한바, 관련해서 추후 후속 연구들이 진행될 필요가 있을 것이다. 나아가 성과배분제가 고정급을 얼마나 대체하는가 아니면 추가하는가의 정도는 실제로 근로자의 태도와 행위에 영향을 미칠 것이고 이는 다시 기업의 실적으로 연결될 것이다. 즉 추가가설과 대체가설의 근로자와 기업에 미치는 영향에 대한 후속 연구도 진행될 필요가 있을 것이다.

<참고문헌>

- 김동배 · 이인재(2018a). 성과배분과 혁신, 조직과 인사관리연구, 42(4), 199~219.
- 김동배 · 이인재(2018b), 성과배분제도가 기업의 교육훈련에 미치는 영향, 인적자원개발연구, 21(4), 119-141.
- 이인재 · 김동배(2018). 성과배분과 R&D 투자, 대한경영학회지, 31(11), 2079~2102
- 이인재 · 김동배(2020a), 성과배분의 교육훈련 효과: 개인 패널자료를 이용한 분석, 노동경제논집, 43:1, 35-57
- 이인재 · 김동배(2020b), 성과배분제도가 기술혁신에 미치는 영향: 패널자료를 이용한 분석, 노동정책연구, 20:1, 65-89.
- Baghdadi, L., Bellakhal, R., & Diaye, M.-A.(2016). Financial participation: does the risk transfer story hold in France?. *British Journal of Industrial Relations*, 54(1): 3 - 29.
- Delahaie, N., & Duhautois, R.(2019), Profit-Sharing and Wages: An Empirical Analysis Using French Data between 2000 and 2007, *British Journal of Industrial Relations*, 57(1), 107 - 142
- Greene, W.(2018). *Econometric Analysis 8th Edition*. Pearson. New York : US.
- Kruse, D. L.(1996), Why do firms adopt profit-sharing and employee ownership plans? *British Journal of Industrial Relations*, 34(4), 515 - 38.
- Kruse, D. L., Freeman, R. B., & Blasi, J.R.(2010), Do workers gain by sharing: Employee outcomes under employee ownership, profit sharing, and broad-based stock options. in Kruse, D. L., Freeman, R. B., & Blasi, J.R.(eds), *Shared Capitalism at Work: Employee Ownership, Profit and Gain Sharing, and Broad-based Stock Options*. University of Chicago Press, pp. 257 - 290.
- Long, R. J., & Fang, T.(2012). 'Do employees profit from profit sharing? Evidence from Canadian panel data'. *Industrial and Labour Relations Review*, 65(4): 899 - 927.
- Long, R. J., & Fang, T.(2015), Do strategic factors affect adoption of profit sharing? Longitudinal evidence from Canada, *International Journal of Human Resource Management*, 26(7), 971 - 1001



세션 03

고용관계의 현 단계

사회자 : 이규용(한국노동연구원)

- ◆ **코로나 19가 제조기업의 운영에 미치는 영향: 전망 이론을 중심으로**
정도범(한국과학기술정보연구원) 357
- ◆ **기업의 해외진출이 여성 고용에 미치는 영향**
김대환(동아대학교) 375

코로나19(COVID-19)가 제조기업의 운영에 미치는 영향 : 전망 이론(Prospect Theory)을 중심으로

정 도 범*

오늘날, 코로나19 사태는 전 산업 분야에서 디지털 전환을 가속화하고 있으며, 이로 인해 온라인 교육과 재택근무 등이 확산되고 있다. 따라서 본 연구는 코로나19가 제조기업의 운영에 미치는 영향에 대해 실증 분석하였다. 분석을 위해 불확실한 상황에서 의사결정을 설명하는 전망 이론을 중심으로 연구 질문을 제시하였으며, 한국노동연구원의 사업체패널조사 데이터를 활용하였다. 먼저, 전망 이론에 대한 검증을 위해 제조기업을 대상으로 경영 성과와 위험 선택의 관계를 분석하였는데, 제조기업의 경영 성과와 위험 선택 간에 U자형 관계가 존재하였다. 즉, 준거점을 기준으로 손실 영역에서 경영 성과는 위험 선택에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 이익 영역에서 경영 성과는 위험 선택에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 다음으로, 코로나19 사태가 발생한 이후 제조기업의 경영 성과와 유연근무제도 활용 여부에 대해서도 살펴보았으며, 준거점을 기준으로 손실 영역에서 경영 성과는 유연근무제도 활용 여부에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 제조기업의 경영 성과와 유연근무제도 활용 여부의 관계도 준거점을 기준으로 차이가 존재함을 의미하며, 전망 이론이 지지됨을 확인할 수 있었다. 본 연구를 바탕으로 제조기업의 경영 성과에 따라 위험을 회피하거나 감수하는 전략적인 선택이 달라질 수 있음을 도출하였고, 본 연구 결과는 향후 환경 변화에 대응하여 기업의 전략 방향을 모색하는데 시사점을 제시할 수 있을 것이다.

주요용어 : 제조기업, 전망 이론, 경영 성과, 위험 선택, 코로나19, 유연근무제도

1. 서론

오늘날, 글로벌 금융위기, 4차 산업혁명, 탄소중립, 코로나바이러스감염증-19(COVID-19, 이하 '코로나19') 등과 같은 환경 변화는 기업을 운영하는데 큰 영향을 미치며, 이처럼 급변하는 환경에 대응하여 기업은 적절한 대응 방안을 모색해야 한다. 즉, 모든 기업(조직)에게 적용 가능한 최상의 전략은 존재하지 않으며, 환경(상황) 변화에 따라 전략적인 선택도 달라져야 할 것이다(Donaldson, 2001). 기존의 많은 연구들은 기업이 직면하는 환경 변화가 기업의 전략 선택에 영향을 미친다고 설명하고 있다(Hambrick, 1983; Miller, 1988; Porter, 1980). 예를 들어, 고객의 니즈가 빠르게 변화

* 한국과학기술정보연구원 책임연구원

하고 제품수명주기가 매우 짧은 불확실한 환경에서 기업은 원가우위 전략보다 차별화 전략을 통한 대응이 더 적절하다고 볼 수 있다(Porter, 1980).

특히, 다양한 환경 변화 중에서 코로나19는 전 세계적으로 디지털 전환(digital transformation)을 가속화하고 있으며(삼일회계법인, 2020), 온라인 교육과 재택근무 등의 증가로 인터넷 사용이 급증하고 있다(박상희 외, 2021). 세계 최대 규모의 가전·IT제품 전시회인 CES(Consumer Electronics Show) 2021이 사상 처음으로 2021년 1월 올-디지털(All-Digital) 방식의 비대면으로 개최되었으며, 다양한 분야에서 디지털 전환 사례들이 확산되고 있다. 금융 분야에서는 빅데이터, 인공지능, 블록체인 등의 디지털 신기술이 도입되고 있으며, 온라인(모바일) 뱅킹의 활용이 증가함에 따라, 인공지능 데이터 분석, 고객 맞춤형 금융 서비스 등 디지털 전환을 추진하고 있다. 그리고 제조·유통 분야에서도 스피드 팩토리나 디지털 트윈을 적용할 뿐만 아니라, 온라인 마케팅, 디지털 물류 등을 강화하고 있다. 최근에 전 산업 분야에서 디지털 전환이 확산되고 있으며, 코로나19로 인한 환경 변화에 대응하여 기업은 효과적인 전략 방향을 모색해야 할 것이다.

이처럼 빠르게 변화하는 환경에 대응하여 기업은 전략을 선택해야 하는 상황에 직면하게 하고, 기업이 경영 성과를 추구하는 과정에서도 위험을 감수하며 보다 많은 이익을 달성하기 위해 의사결정을 하게 될 것이다. 다시 말해, 글로벌 금융위기, 코로나19 등과 같은 환경 변화가 아니더라도 기업은 많은 이익을 획득하기 위해 보다 높은 위험을 부담하는 결정을 해야 하는 다양한 상황에 처하게 된다. 실제로, 기업은 제한적인 정보를 바탕으로 불확실성을 고려한 의사결정을 할 수밖에 없으며, 이와 관련하여 Kahneman and Tversky(1979)는 불확실한 상황에서 의사결정자의 선택을 설명하는 전망 이론(prospect theory)을 제시하였다. 전망 이론에 의하면 손익을 결정하는 상대적인 기준점인 준거점을 바탕으로 이익 영역과 손실 영역에서 의사결정자의 선택에 차이가 존재한다고 언급하고 있다. 또한 사람들은 이익 또는 손실이 커질수록 받아들이는 민감도가 체감하며, 이익에 비해 손실을 훨씬 더 민감하게 받아들인다고 주장하였다. 따라서 기업의 현재 상황과 환경에 대한 불확실성을 인식하는 의사결정자의 주관적인 태도가 기업의 의사결정에 큰 영향을 미친다고 볼 수 있다(정도범 외, 2021).

따라서 본 연구에서는 전망 이론을 중심으로 코로나19가 제조기업의 운영에 미치는 영향에 대해 실증 분석하고자 한다. 본 연구에서 제조기업을 분석 대상으로 선택하였는데, 이는 제품수명주기가 짧고 외부 환경에 민감하게 대응하는 ICT 등의 신산업 분야보다 전통적인 산업 분야를 분석하는 것이 코로나19가 기업에 미치는 영향을 전반적으로 파악하는데 더 적절하다고 판단하였다. 먼저, 준거점을 기준으로 제조기업의 경영 성과와 위험 선택의 관계에 대해 분석하여 전망 이론에 대한 검증은 수행하였으며, 이를 바탕으로 코로나19가 제조기업의 운영, 즉 유연근무제도의 활용 여부에 어떤 영향을 미치는지 분석하였다. 실증 분석을 위해 한국노동연구원의 사업체패널조사 데이터를 활용하였다.

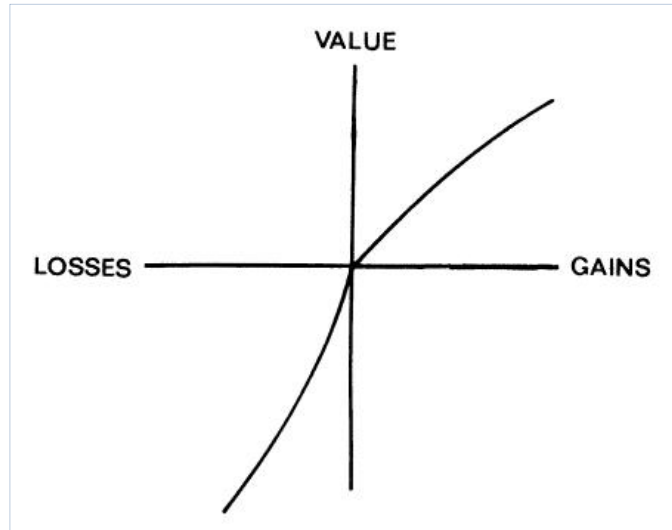
II. 연구 배경

1. 전망 이론(Prospect Theory)

불확실한 상황에서 의사결정과 관련하여, 전통적으로 기대효용 이론(expected utility theory)을 중심으로 많은 논의가 이루어졌다. 기대효용 이론에 의하면 의사결정자는 선택 가능한 대안들을 비교·검토하여 기대효용(expected utility)이 가장 높은 방향으로 합리적인 결정을 한다고 설명하고 있다. 이처럼 기존의 주류 경제학에서는 의사결정자가 모든 대안들을 검토할 수 있을 뿐만 아니라, 모든 대안들을 검토하는 과정에서 위험을 판단할 수 있다는 합리성(rationality)을 기본적인 전제로 하고 있다(정도범 외, 2021).

하지만 실제로 현실 세계에서 의사결정자는 선택 가능한 모든 대안들을 검토할 수 없기 때문에, 제한된 합리성(bounded rationality)을 기반으로 의사결정이 이루어지게 된다(Simon, 1979). 따라서 전망 이론(prospect theory)은 합리적인 선택을 설명하는 기대효용 이론에 대한 비판적인 시각에서 출발한다고 볼 수 있다(Kahneman and Tversky, 1979). 기대효용 이론과 비교하여 Kahneman and Tversky(1979)의 전망 이론에서 3가지 차이점을 제시할 수 있다. 첫째, 손실이나 이익을 결정하는 기준이 상대적 준거점(reference point)에 근거한다는 것이다. 즉, 사람들이 인식하는 손익의 절대적 기준이 존재하는 것이 아니라, 다른 사람들과의 상대적(주관적) 준거점을 기준으로 자신의 가치를 판단하게 된다. 예를 들어, 자신의 이익이 20% 발생했다고 하더라도 다른 사람들의 평균(30%)보다 작다면 심리적 고통을 느낄 수 있으며, 비록 손실이 발생했더라도 다른 사람들에 비해 그 손실이 작다면 심리적 만족을 느낄 수도 있을 것이다. 따라서 다른 사람들과 비교하여 이익이나 손실도 아니라고 볼 수 있는 기준을 준거점으로 설정한 후 준거점보다 낮으면 손실로, 높으면 이익으로 간주한다. 둘째, 이익이나 손실의 크기가 커질수록 사람들이 인식하는 가치가 체감한다는 것이다. 다시 말해, 손익의 가치가 작을 때에는 변화에 민감하게 반응하지만, 그 가치가 커질수록 변화에 점점 둔감해진다고 볼 수 있다. 예를 들어, 처음 100만원의 손실이 발생하면 심리적 고통을 매우 크게 느끼지만, 그 이후 다시 100만원의 손실이 발생한다면 처음만큼 심리적 고통을 느끼지 않을 것이다. 셋째, 사람들은 이익보다 손실에 대해 더 민감하게 반응한다는 것이다. 주류 경제학에서는 선택에 대한 이익이나 손실이 동일할 경우 대칭적으로 반응한다고 설명하고 있는데(이한영, 2016), 예를 들어 100만원의 이익과 100만원의 손실은 그 방향은 달라도 사람들이 느끼는 크기가 같다고 볼 수 있다. 하지만 전망 이론에서는 100만원을 얻은 심리적 만족에 비해 100만원을 잃은 심리적 고통이 훨씬 더 크다고 제시하고 있다. 이는 손실 회피(loss aversion) 성향에서 기인하는 것으로, 사람들은 이익보다 손실을 훨씬 더 민감하게 인식한다고 언급하고 있다.

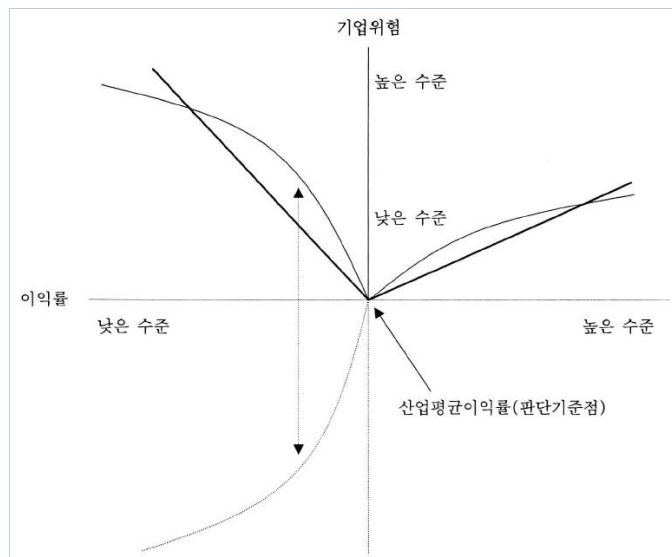
이러한 전망 이론의 차이점을 바탕으로, [그림 1]과 같이 가치 함수(value function)를 제시할 수 있다(Kahneman and Tversky, 1979). 가치 함수에서 X축과 Y축이 교차하는 지점은 절대적인 0이 아니라 상대적인 준거점이며, 이익이나 손실의 크기가 커질수록 그래프가 점차 완만해진다. 그리고 이익 영역보다 손실 영역에서 그래프의 기울기가 훨씬 가파르게 나타남을 확인할 수 있다(정도범 외, 2021).



자료: Kahneman and Tversky(1979)

[그림 1] 전망 이론의 가치 함수

전망 이론과 관련하여, 많은 연구들은 가치 함수를 활용하여 기업 이익과 기업 위험의 관계에 대해 살펴보기도 하였다. 김동철(2007)은 기업 위험을 기업 이익의 변동성(표준편차)으로 측정하고, 기업 이익의 변동성은 오직 양(+)의 값만이 존재한다고 설명하였다. 따라서 [그림 2]와 같이 손실 영역에 해당되는 가치 함수의 그래프를 X축(이익률)을 기준으로 대칭 회전하면 기업 이익과 기업 위험의 관계를 도출할 수 있다.



자료: 김동철(2007)

[그림 2] 기업 이익과 기업 위험의 관계

[그림 2]에서 준거점으로 볼 수 있는 산업평균이익률을 기준으로 이익 영역에 해당된 그래프의 기울기보다 손실 영역에 해당된 그래프의 기울기가 가파른 것은 위험 선택과 관련하여 손실 회피 성향에 기인하고 있기 때문이다. 따라서 의사결정자는 준거점 부근에서는 낮은 변동성을 추구하는 경향이 있지만, 준거점에서 멀어짐에 따라 위험을 감수하며 높은 변동성을 가진 대안을 선택하는 경향이 있다. 이는 손실 영역에서는 손실을 만회하기 위해, 이익 영역에서는 더 많은 이익을 얻기 위해 상대적으로 고위험을 선택한다고 판단된다(정도범 외, 2021).

실제로, 기존의 연구들은 경영 성과에 따라 위험 선택에 차이가 나타남을 제시하고 있다(김동철, 2007; 김종두, 2012; Fiegenbaum, 1990; Fiegenbaum and Thomas, 1988). 다시 말해, 산업평균이익보다 손실 영역에 있는 기업은 경영 성과가 위험 선택에 부(-)의 영향을 미친 반면, 산업평균이익보다 이익 영역에 있는 기업은 경영 성과가 위험 선택에 부(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 최근 ICT 벤처기업을 대상으로 분석한 정도범 외(2021)의 연구에서도 이와 같은 결과를 도출하여, 전망 이론을 지지하였다.

2. 코로나19(COVID-19)가 미치는 영향

2019년 12월 코로나19가 중국 우한에서 처음 발생한 이후 중국 전역과 전 세계로 확산되었으며, 2020년 2월 11일 세계보건기구(WHO)는 코로나19의 공식 명칭을 'COVID-19'로 발표하였다. 국제 공식 명칭은 COVID-19지만, 우리나라에서는 2020년 2월 12일 한글 공식 명칭을 '코로나바이러스 감염증-19(코로나19)'로 명명한다고 발표하였다. 또한 코로나19 확진자가 전 세계적으로 속출하자 WHO는 2020년 3월 11일 코로나19에 대해 '세계적인 대유행'을 의미하는 팬데믹(pandemic)을 선포하였으며, 현재까지도 코로나19 확진자가 지속적으로 증가하고 있다.

이와 같은 코로나19 사태의 장기화는 일상생활뿐만 아니라, 사회, 경제 전반에 걸쳐 비대면 경제(untact economy)가 크게 확산되고 있다. 코로나19로 인한 불안과 위험이 초래한 비대면 경제는 근본적인 생활 방식에서 다양한 변화를 만들어내며, 장기적으로도 정착될 가능성이 높다(김용섭, 2020; 정도범, 2020). 초·중·고교 및 대학에서의 개학 연기는 사상 초유의 온라인 개학(교육)이 도입되는 계기를 마련하였고, 코로나19 사태가 온라인 교육 시장이 크게 성장하는데 긍정적인 영향을 미치는 것으로 평가되고 있다. 또한 업무의 생산성 저하, 의사소통 부족 등의 이유로 과거에 거의 이루어지지 않은 재택근무나 원격의료 등은 코로나19 사태로 인해 수용 및 확산되고 있다(이경은·정원준, 2020). 최근 재택근무 및 업무협력을 위해 화상회의 플랫폼인 줌(Zoom), 메신저 플랫폼인 슬랙(Slack) 등의 비대면 솔루션이 많이 활용되고 있으며, 향후에도 기업에서 재택근무가 일시적인 조정은 있더라도 보편화될 것으로 예측되고 있다(정도범, 2020; 한국은행, 2020).

코로나19는 연구개발 환경에서도 큰 변화를 초래하고 있다(정도범, 2020). 기존에 물리적인 공간에서 이루어진 대면 중심의 연구개발 방식에서 분산된 온라인 환경에서 연구개발 활동을 수행하는 방식으로 변화하고 있다. 또한 비대면 연구개발 방식을 통한 대규모의 연구 협력이 크게 증가하고

있으며, 연구자들 간 데이터 공유를 위한 온라인 플랫폼이 적극적으로 활용되고 있다. 마지막으로, 과거에는 엄격한 검증 과정을 거친 완전한 연구 결과를 중시하였다면, 연구 결과의 신속한 확산, 연구 혁신 등을 위해 간소화된 검증을 통해 연구 결과를 공개하고 확산되는 문화가 조성되고 있다. 이처럼 코로나19는 사회·경제 등 전반에 걸쳐 비대면화, 온라인화, 디지털화를 초래하고 있으며, 전 산업 분야에서 디지털 전환(digital transformation)을 가속화하고 있다(삼일회계법인, 2020).

III. 연구 질문

본 연구에서는 Kahneman and Tversky(1979)의 전망 이론을 활용하여 코로나19가 제조기업의 운영에 미치는 영향을 살펴보고자 한다. 전망 이론에서 제한된 합리성을 바탕으로 불확실한 상황에서 의사결정자의 의사결정을 설명하고 있으며, 이를 바탕으로 기업의 경영 성과와 위험 선택의 관계를 분석한 연구들이 일부 존재하였다. 이에 따라, 본 연구는 먼저 제조기업을 대상으로 경영 성과와 위험 선택의 관계가 준거점(산업평균이익, 본 연구에서 ‘경영 성과의 중앙값’)을 기준으로 차이가 나타나는지 다음과 같이 연구 질문을 제시하였다. 즉, 경영 성과가 낮은 제조기업의 경우 손실을 만회하기 위해 고위험 전략을 선택할 수 있을 것이다. 또한 경영 성과가 높은 제조기업의 경우에도 비록 실패하더라도 경영 성과가 준거점을 크게 초과하고 있기 때문에, 보다 많은 이익을 획득하기 위해 고위험 전략에 도전할 수 있을 것이다. 반면, 준거점 부근의 제조기업은 손실 회피 성향으로 인해 무리하게 고위험 전략을 선택하지 않을 것으로 판단된다.

Q1. 제조기업의 경영 성과와 위험 선택 간에 U자형 관계가 존재할 것이다.

- 손실 영역(준거점 기준)에서 경영 성과는 위험 선택에 부(-)의 영향을 미칠 것이다.
- 이익 영역(준거점 기준)에서 경영 성과는 위험 선택에 정(+)의 영향을 미칠 것이다.

전망 이론을 대한 검증을 바탕으로, 코로나19가 제조기업의 운영에 미치는 영향도 전망 이론을 통해 설명할 수 있을 것이다. 코로나19 사태는 전 산업 분야에서 디지털 전환을 가속화하였으며, 이는 기업에서 재택근무를 포함한 유연근무제도가 크게 확산되는 계기가 되었다(한국은행, 2020). 하지만 코로나19 초기에는 재택근무가 업무의 생산성 저하나 의사소통 부족 등의 이유로 기업의 경영 성과를 낮출 우려가 있기 때문에(이정은·정원준, 2020), 제조기업이 유연근무제도를 선택하는 것을 주저할 수 있을 것이다. 하지만 기업에서 유연근무제도를 잘 활용할 경우 직원들이 출퇴근 시간을 절약하여 업무에 보다 집중할 수 있으며, 직원 구성의 다양성을 제고하거나 우수한 인력을 확보하여 기업 경쟁력을 높일 수도 있을 것이다(한국은행, 2020). 따라서 경영 성과와 위험 선택의 관계와 같이, 경영 성과와 유연근무제도 활용 여부의 관계에 대해서도 다음과 같은 연구 질문을 제시할 수 있을 것이다. 즉, 제조기업은 준거점 부근보다 준거점에서 멀어질수록 유연근무제도를 활용할 가능성이 높을 것으로 판단된다.

Q2. 제조기업의 경영 성과와 유연근무제도 활용 여부의 관계는 준거점을 기준으로 차이가 존재할 것이다.

- 손실 영역에서 경영 성과는 유연근무제도 활용 여부에 부(-)의 영향을 미칠 것이다.
- 이익 영역에서 경영 성과는 유연근무제도 활용 여부에 정(+)의 영향을 미칠 것이다.

IV. 연구 방법

1. 자료 수집

본 연구는 한국노동연구원에서 공개 및 제공하는 사업체패널조사(Workplace Panel Survey: 이하 'WPS') 데이터를 활용하였다. 사업체패널조사는 우리나라의 사업체를 대표하는 패널구성원을 대상으로 전반적인 경영환경 및 인적자원관리체계, 노사관계의 현황 등에 관한 정보를 격년으로 추적 조사하는 횡단면 조사로, 실증 분석을 위해 2011년부터 2019년까지 총 18,016개의 WPS 데이터를 수집하였다.

제조기업의 운영에 미치는 영향을 분석하기 위해, 본 연구는 한국표준산업분류(제9차)의 대분류에서 제조업에 해당하는 기업만을 선별하였다. 먼저, 제조기업을 대상으로 전망 이론을 검증하기 위해 2011년, 2013년, 2015년, 2017년, 2019년 데이터를 활용하여 자기자본이익률(Return on Equity: 이하 'ROE')의 평균과 표준편차를 측정하였다. ROE의 평균과 표준편차를 측정하기 위해 5개년도 중 3개년도 이상의 데이터가 존재할 경우에만 분석을 위한 표본에 포함하였다. 또한 ROE의 평균 분포를 확인하여 너무 작거나 큰 값에 해당되는 '이상치(outlier)'를 제거하여 표본의 정규분포성을 확보하였다(김종두, 2012). 따라서 984개의 제조기업을 대상으로 경영 성과와 위험 선택의 관계에 대한 분석을 수행하였다.

다음으로, 코로나19가 제조기업의 운영에 미치는 영향을 파악하기 위해 유연근무제도 활용 여부, 전체 근로자 수, 기업 업력 등의 추가적인 변수를 활용하였다. 추가적인 변수를 구성하는 과정에서 '모름'이나 '무응답' 등을 제외하였다. 이에 따라, 910개의 제조기업을 대상으로 코로나19가 기업에 미치는 영향에 대한 분석을 수행하였다.

2. 변수 구성

먼저, 전망 이론에 대해 검증하기 위해 종속변수로 '위험 선택'을, 독립변수로 '경영 성과'를 설정하였다. 기존의 연구들을 참고하여(김동철, 2007; 정도범 외, 2021; Fiegenbaum and Thomas, 1988), '위험 선택'은 의사결정자의 위험 감수 수준을 의미하는 자기자본이익률(ROE)의 표준편차로 측정하였다. 일반적으로, ROE는 투자된 자본을 활용하여 얼마나 이익을 창출하였는지를 나타내는

지표로, ‘당기순이익 / 자본총액 * 100’으로 계산하였다. 그리고 5개년도(2011년, 2013년, 2015년, 2017년, 2019년) 데이터 중에서 3개년도 이상 ROE를 계산할 수 있을 경우에만 ROE의 표준편차를 분석에 활용하였다. ‘경영 성과’는 ROE의 평균으로 측정하였으며, 종속변수와 마찬가지로 5개년도 데이터 중 3개년도 이상 ROE를 계산할 수 있을 경우에만 ROE의 평균을 분석에 활용하였다. 또한 통제변수로는 자산 평균, 부채 평균을 분석에 포함하여, 종속변수인 ‘위험 선택’에 직·간접적으로 영향을 미칠 수 있는 요인을 통제하였다.

다음으로, 코로나19가 기업 운영에 미치는 영향을 파악하기 위해 종속변수로 ‘유연근무제도 활용 여부’를, 독립변수로 ‘경영 성과’를 설정하였다. ‘유연근무제도 활용 여부’는 “코로나 대응 과정 중 유연근무제도(재택근로제, 시차출퇴근제, 원격근무제, 선택적근로제)를 활용하였는가?”라는 질문에 대해 활용하였으면 1, 아니면 0으로 측정하였다. ‘경영 성과’는 전망 이론을 검증하기 위해 앞에서 측정했던 독립변수를 동일하게 활용하였다. 그리고 통제변수는 전체 근로자 수, 기업 업력, 2019년 매출액, 매출액 변화율, 전문경영인 유무, 외국인 지분 비율, 해외 시장 비율 및 주력 제품의 시장 수요 상황으로 설정하여, 종속변수인 ‘유연근무제도 활용 여부’에 영향을 미칠 수 있는 요인을 통제하였다.

본 연구에서 구성한 변수의 구체적인 측정 방법은 <표 1>과 같이 제시할 수 있다.

<표 1> 변수의 측정 방법

구분	변수		측정 방법
전망 이론에 대한 검증	종속변수	위험 선택	5개년도 자기자본이익률(ROE)의 표준편차
	독립변수	경영 성과	5개년도 자기자본이익률(ROE)의 평균
	통제변수	자산 평균	5개년도 자산총액의 평균(단위: 백만 원)
부채 평균		5개년도 부채총액의 평균(단위: 백만 원)	
코로나19가 기업 운영에 미치는 영향	종속변수	유연근무제도 활용 여부	유연근무제도 활용(1: 예, 0: 아니오)
	독립변수	경영 성과	5개년도 자기자본이익률(ROE)의 평균
	통제변수	전체 근로자 수	2019년 전체 근로자 수의 자연로그 값
		기업 업력	2019년 - 설립년도 + 1
		2019년 매출액	2019년 매출액의 자연로그 값
		매출액 변화율	2019년 상반기 대비 2020년 상반기 매출액 변화 정도(단위: %)
		전문경영인 유무	2019년 전문경영인 유무(1: 예, 0: 아니오)
		외국인 지분 비율	2019년 외국인 지분 비율(단위: %)
		해외 시장 비율	2019년 매출액의 해외 시장 비율(단위: %)
		주력 제품의 시장 수요 상황	(2019년 기준) 1: 빠르게 줄어들고 있다, 2: 줄어드는 편이다, 3: 늘어나지도 줄어들지도 않는다, 4: 늘어나는 편이다, 5: 빠르게 늘어나고 있다

3. 분석 방법

전망 이론에 대한 검증을 위해 984개의 제조기업을 대상으로 경영 성과와 위험 선택의 관계에 대해 회귀분석을 실시하였다. 준거점(경영 성과의 중앙값)을 기준으로 비선형(non-linear) 관계가 나타나는지 확인하기 위해 경영 성과를 제공한 변수를 함께 포함하여 분석을 수행하였다. 그리고 준거점인 경영 성과의 중앙값 미만인 표본과 경영 성과의 중앙값 이상인 표본으로 크게 구분하여 추가적인 회귀분석을 실시함으로써 강건성(robustness)을 확보하고자 하였다.

다음으로, 코로나19 대응과 관련하여 경영 성과와 유연근무제도 활용 여부의 관계에 대해 검증하였다. 참고로, 종속변수인 ‘유연근무제도 활용 여부’는 0과 1로 구성된 이항변수(binary variable)이기 때문에, 회귀분석에서 요구하는 정규분포 등의 기본적인 가정을 충족하지 않는다(이창한 외, 2014). 따라서 일반 회귀분석에서 요구되는 기본적인 가정을 따르지 않을 경우 비선형 회귀분석의 대표적인 방법으로 알려진 로지스틱 회귀분석을 실시하였다. 전망 이론에 대한 검증 방법과 마찬가지로 경영 성과를 제공한 변수를 함께 포함하였으며, 통제변수를 추가하는 과정에서 결측치를 제외하여 910개의 제조기업을 대상으로 분석하였다.

실증 분석을 위한 통계 패키지는 STATA 14.2를 활용하였다.

V. 분석 결과

먼저, 제조업에서 전망 이론이 제대로 적용되는지 검증하기 위해 984개의 제조기업을 대상으로 경영 성과와 위험 선택의 관계에 대해 회귀분석을 수행한 결과는 <표 2>와 같다. 종속변수인 위험 선택에 대해 모델 1에서 통제변수(자산 평균, 부채 평균)와 경영 성과를 포함하여 분석하였으며, 모델 2에서 통제변수와 경영 성과, 경영 성과를 제공한 변수를 모두 포함하여 분석하였다. F 값을 살펴봤을 때 분석 모형은 통계적으로 적절하다고 볼 수 있다.

분석 결과, 모델 1에서 경영 성과는 위험 선택에 부(-)의 영향을 미쳤지만($p < 0.01$), 모델 2에서 경영 성과는 위험 선택에 통계적으로 유의하지 않았다. 오히려 경영 성과를 제공한 변수가 위험 선택에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타나($p < 0.001$), 경영 성과와 위험 선택 간에 U자형 관계가 존재하였다. 이는 제조기업을 대상으로 전망 이론이 적용됨을 의미하며, [그림 3]의 산포도를 통해 경영 성과와 위험 선택의 U자형 관계를 보다 명확하게 확인할 수 있다.

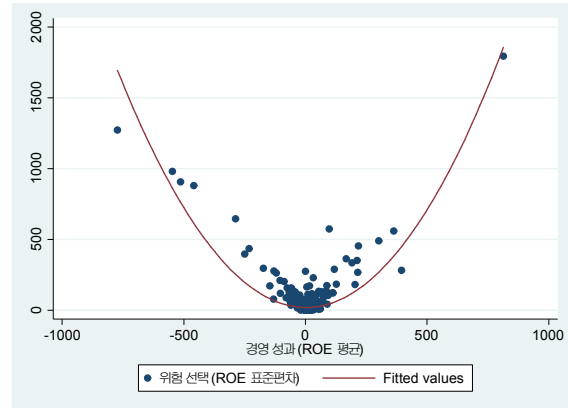
또한 준거점으로 설정한 경영 성과의 중앙값인 6.847821을 기준으로, 중앙값 미만 표본(492개)과 중앙값 이상 표본(492개)으로 구분하여 회귀분석을 수행하였다. <표 3>과 <표 4>는 각각 중앙값 미만 표본과 중앙값 이상 표본에 대해 분석한 결과이며, 종속변수인 위험 선택에 대해 <표 3>과 <표 4>의 모델 1은 통제변수만 포함하여 분석하였고 모델 2는 통제변수와 경영 성과를 포함하여 분석하였다. F 값을 살펴봤을 때 <표 3>과 <표 4>의 분석 모형은 통계적으로 적절하였다.

<표 2> 회귀분석 결과 (전체 표본)

	모델 1	모델 2
(상수)	30.101*** (3.402)	18.980*** (1.534)
자산 평균	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
부채 평균	-0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
경영 성과	-0.189** (0.056)	-0.014 (0.025)
(경영 성과) ²		0.003*** (0.001)
N	984	984
F	4.06**	991.01***
R-squared	0.012	0.802

주1) 변수의 계수 값을 표시하였고, 괄호 안은 표준 오차 값임

주2) * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01, **** p<0.001



[그림 3] 산포도 (전체 표본)

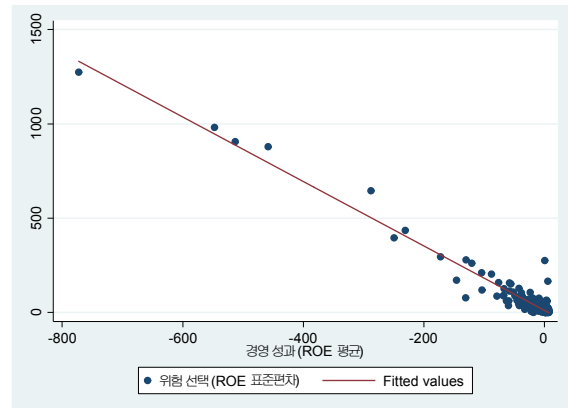
<표 3>의 모델 2에서 경영 성과는 위험 선택에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타나(p<0.001), 손실 영역에서는 손실이 증가할수록 손실을 만회하기 위해 고위험 전략을 선택한다고 볼 수 있다. [그림 4]의 산포도에서 경영 성과와 위험 선택 간의 부(-)의 관계를 명확하게 확인할 수 있다.

<표 3> 회귀분석 결과 (중앙값 미만 표본)

	모델 1	모델 2
(상수)	32.070*** (4.991)	11.023*** (1.140)
자산 평균	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
부채 평균	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
경영 성과		-1.708*** (0.018)
N	492	492
F	0.88	3,093.81***
R-squared	0.004	0.950

주1) 변수의 계수 값을 표시하였고, 괄호 안은 표준 오차 값임

주2) † p<0.1, * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001



[그림 4] 산포도 (중앙값 미만 표본)

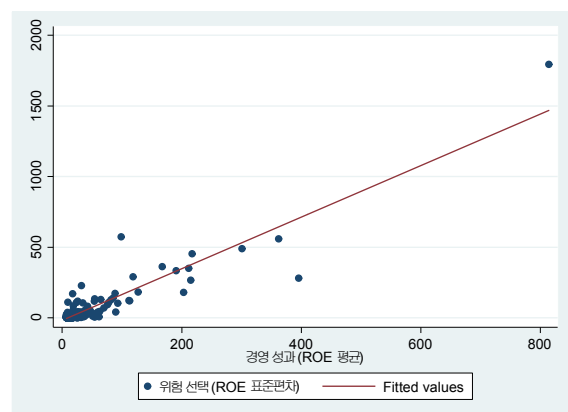
그리고 <표 4>의 모델 2에서 경영 성과는 위험 선택에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타나 (p<0.001), 이익 영역에서는 이익이 증가할수록 보다 많은 이익을 획득하기 위해 위험을 감수하는 고위험 전략에 도전하는 것으로 볼 수 있다. [그림 5]의 산포도에서 경영 성과와 위험 선택 간의 정(+)의 관계를 명확하게 확인할 수 있다. 이를 통해 제조기업을 대상으로 전망 이론이 적용됨을 검증하였다.

<표 4> 회귀분석 결과 (중앙값 이상 표본)

	모델 1	모델 2
(상수)	26.566*** (4.686)	-15.950*** (1.959)
자산 평균	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
부채 평균	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
경영 성과		1.824*** (0.034)
N	492	492
F	0.12	954.35***
R-squared	0.001	0.854

주1) 변수의 계수 값을 표시하였고, 괄호 안은 표준 오차 값임

주2) † p<0.1, * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001



[그림 5] 산포도 (중앙값 이상 표본)

다음으로, 코로나19가 제조기업의 운영에 미치는 영향에 대해 살펴보았다. 910개의 제조기업을 대상으로 설문을 실시하였을 때 코로나19가 수입 및 수출에 부정적이란 응답이 525건(57.7%)으로 나타났으며, 인력 운영에도 부정적이란 응답이 416건(45.7%)으로 나타났다.

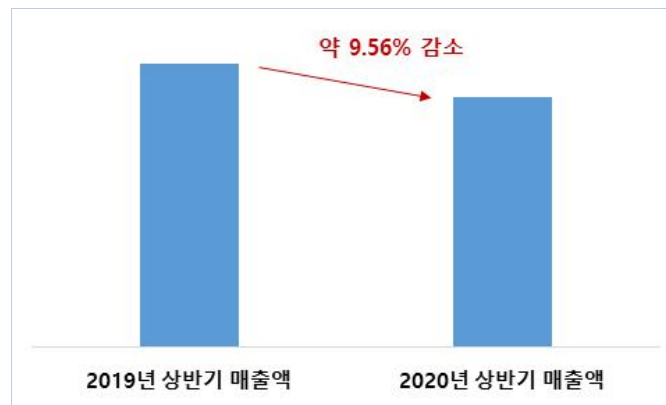
<표 5> 코로나19가 수입 및 수출에 미친 영향
(단위: 건, %)

	빈도	비율
매우 부정적임	138	15.2
부정적임	387	42.5
변화 없음	365	40.1
긍정적임	19	2.1
매우 긍정적임	1	0.1
합 계	910	100.0

<표 6> 코로나19가 인력 운영에 미친 영향
(단위: 건, %)

	빈도	비율
매우 부정적임	87	9.6
부정적임	329	36.1
변화 없음	483	53.1
긍정적임	9	1.0
매우 긍정적임	2	0.2
합 계	910	100.0

<표 5>와 <표 6>에서 코로나19가 수출 및 수입에 긍정적이란 응답이 20건(2.2%), 인력 운영에 긍정적이란 응답이 11건(1.2%)으로 나타난 측면을 고려했을 때 코로나19가 기업 운영과 관련하여 대체적으로 부정적인 영향을 미친다고 볼 수 있다. 실제로, [그림 6]과 같이 코로나19가 매출액에 미치는 영향에 대한 설문 결과에서 2019년 상반기 매출액 대비 2020년 상반기 매출액이 약 9.56% 감소하는 것으로 나타났다.



[그림 6] 코로나19가 매출액에 미치는 영향

이에 따라, 코로나19가 제조기업의 운영에 부정적인 영향을 미치는 것을 확인할 수 있으며, 제조기업의 경영 성과와 유연근무제도 활용 여부의 관계에 대한 연구 질문을 검증하기 위해 <표 7>을 통해 본 연구에서 활용한 변수의 기술적 통계를 제시하였다. 유연근무제도 활용 여부를 살펴봤을 때 평균이 0.189로 나타나, 아직까지 유연근무제도를 많이 활용하지 않는 것을 알 수 있다.

<표 7> 변수의 기술적 통계

	표본 수	평균	표준편차	최소값	최대값
유연근무제도 활용 여부	910	0.189	0.392	0	1
전체 근로자 수	910	4.757	1.122	1.792	8.808
기업 업력	910	29.022	14.078	6	88
2019년 매출액	910	11.003	1.913	6.203	17.711
매출액 변화율	910	-9.564	24.070	-99	150
전문경영인 유무	910	0.300	0.459	0	1
외국인 지분 비율	910	7.032	20.766	0	100
해외 시장 비율	910	18.288	25.671	0	100
주력 제품의 시장 수요 상황	910	2.879	0.926	1	5
경영 성과	910	5.953	58.594	-772.631	814.123

또한 <표 8>은 변수들 간의 상관관계를 분석한 결과를 제시하였다. ‘전체 근로자 수’와 ‘2019년 매출액’ 간의 상관관계 계수가 0.770, ‘2019년 매출액’과 ‘전문경영인 유무’ 간의 상관관계 계수가 0.460으로 다소 높게 나타났지만, 이를 제외한 변수들 간의 상관관계 계수를 살펴봤을 때 모두 0.4 미만으로 나타났다. 분산팽창계수(Variance Inflation Factor: 이하 ‘VIF’) 값을 살펴봤을 경우에도 모든 변수들의 VIF 값이 10 미만으로 매우 낮게 나타나, 다중공선성(multicollinearity) 문제는 없는 것으로 판단하였다. 따라서 본 연구에서 구성한 변수를 모두 포함하여 로지스틱 회귀분석을 수행하였다.

<표 8> 상관관계 분석 결과

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	1									
2	0.198	1								
3	0.084	0.328	1							
4	0.245	0.770	0.328	1						
5	0.037	0.065	-0.001	0.063	1					
6	0.198	0.388	0.201	0.460	0.102	1				
7	0.117	0.228	0.061	0.244	-0.001	0.300	1			
8	0.005	0.233	0.110	0.180	-0.056	0.123	0.177	1		
9	0.081	0.122	-0.008	0.098	0.143	0.067	0.022	0.008	1	
10	-0.038	-0.022	-0.040	-0.015	-0.047	-0.037	0.027	-0.041	-0.018	1

주) 1: 유연근무제도 활용 여부, 2: 전체 근로자 수, 3: 기업 업력, 4: 2019년 매출액, 5: 매출액 변화율, 6: 전문 경영인 유무, 7: 외국인 지분 비율, 8: 해외 시장 비율, 9: 주력 제품의 시장 수요 상황, 10: 경영 성과

<표 9>는 종속변수인 유연근무제도 활용 여부에 대해 로지스틱 회귀분석을 수행한 결과를 제시하였다. 모델 1-2는 전체 표본(910개)을 대상으로 분석하였으며, 모델 1은 통제변수와 경영 성과를 포함하여 분석하였고 모델 2는 통제변수와 경영 성과, 경영 성과를 제공한 변수를 모두 포함하여 분석하였다. 또한 경영 성과의 중앙값(준거점)인 6.830875를 기준으로, 모델 3-4와 모델 5-6은 각각 중앙값 미만 표본(456개)과 중앙값 이상 표본(454개)에 대해 분석하였다. 모델 3과 모델 5는 통제변수만 포함하여 분석하였으며, 모델 4와 모델 6은 통제변수와 경영 성과를 포함하여 분석하였다. LR chi2 값을 살펴봤을 때 분석 모형은 통계적으로 적절하다고 볼 수 있다.

<표 9> 로지스틱 회귀분석 결과

	전체 표본		중앙값 미만 표본		중앙값 이상 표본	
	모델 1	모델 2	모델 3	모델 4	모델 5	모델 6
(상수)	-4.979*** (0.634)	-5.070*** (0.639)	-6.276*** (0.953)	-6.508*** (0.969)	-4.099*** (0.891)	-4.254*** (0.907)
전체 근로자 수	0.047 (0.119)	0.045 (0.119)	0.036 (0.172)	0.024 (0.173)	0.124 (0.170)	0.119 (0.170)
기업 업력	0.001 (0.006)	0.002 (0.006)	0.001 (0.009)	0.002 (0.009)	0.002 (0.010)	0.003 (0.010)
2019년 매출액	0.231** (0.070)	0.237** (0.070)	0.264** (0.098)	0.285** (0.099)	0.193 † (0.103)	0.201 † (0.104)
매출액 변화율	0.001 (0.004)	0.001 (0.004)	0.003 (0.005)	0.003 (0.005)	-0.003 (0.006)	-0.002 (0.006)
전문경영인 유무	0.478* (0.208)	0.478* (0.209)	0.677* (0.287)	0.663* (0.290)	0.350 (0.310)	0.343 (0.310)
외국인 지분 비율	0.005 (0.004)	0.005 (0.004)	-0.003 (0.007)	-0.002 (0.007)	0.009 † (0.005)	0.009 † (0.005)
해외 시장 비율	-0.005 (0.004)	-0.006 (0.004)	0.001 (0.005)	-0.001 (0.005)	-0.010 † (0.005)	-0.010 † (0.005)
주력 제품의 시장 수요 상황	0.180 † (0.098)	0.179 † (0.098)	0.453** (0.143)	0.439** (0.145)	-0.070 (0.142)	-0.064 (0.142)
경영 성과	-0.002 (0.002)	-0.001 (0.001)		-0.004* (0.002)		0.002 (0.002)
(경영 성과) ²		0.001* (0.001)				
N	910	910	456	456	454	454
Log likelihood	-407.030	-405.303	-194.942	-192.207	-206.418	-205.898
LR chi2	68.25***	71.70***	48.76***	54.23***	30.79***	31.83***
Pseudo R2	0.077	0.081	0.111	0.124	0.069	0.072

주1) 변수의 계수(coefficient) 값을 표시하였고, 괄호 안은 표준오차(standard error) 값임

주2) * p<0.1, * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

분석 결과를 살펴보면 전체 표본을 분석한 모델 2에서 경영 성과를 제공한 변수는 유연근무제도 활용 여부에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다(p<0.05). 즉, 경영 성과와 유연근무제도 활용 여부 간에 단순한 선형 관계가 나타나지 않음을 확인할 수 있었다. 이에 따라, 준거점을 기준으로 추가적으로 분석한 결과를 살펴보고, 중앙값 미만 표본을 분석한 모델 4에서 경영 성과는 유연근무제도 활용 여부에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다(p<0.05). 이는 경영 성과가 증가할수록 유연근무제도를 활용할 가능성이 낮아짐을 의미하며, 손실 영역에서 손실이 증가할수록 유연근무제도를 활용할 가능성이 보다 높아진다고 볼 수 있다. 반면, 중앙값 이상 표본을 분석한 모델 6에서 경영 성과는 유연근무제도 활용 여부에 통계적으로 유의하지 않게 나타났다. 비록 중앙값 이상 표본에서 분석 결과가 유의하게 나타나지 않았지만, 제조기업에서 유연근무제도 활용 여부를 선택할 경우에도 전망 이론이 일부 적용된다고 판단된다. 본 연구에서 코로나19가 미치는 영향을 분석한 데이터가 2020년 상반기(6월 30일)를 기준으로 응답하여 아직 유연근무제도가 활성화되기 이전 시점으로 볼 수 있어, 향후 이와 관련하여 추가적인 분석이 필요할 것이다.

VI. 결론 및 시사점

본 연구는 코로나19 사태가 장기화되고 디지털 전환을 촉진함에 따라, 코로나19가 제조기업의 운영에 미치는 영향에 대해 실증 분석하였다. 코로나19에 대응하여 유연근무제도 등 제조기업의 운영과 관련된 전략적인 선택을 이해하기 위해 전망 이론을 중심으로 의사결정 과정을 설명하였다. 본 연구의 결과를 바탕으로 결론 및 시사점을 제시하면 다음과 같다.

먼저, 제조기업을 대상으로 경영 성과와 위험 선택의 관계를 분석했을 때 선형보다 비선형 관계, 즉 U자형 관계가 존재하였다. 제조기업의 경우 준거점(경영 성과의 중앙값) 부근에서 위험을 회피하는 경향이 있었고, 준거점에서 멀어질수록 위험을 감수하는 경향이 있었다. 다시 말해, 준거점을 기준으로 손실 영역에서 경영 성과는 위험 선택에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 이익 영역에서 경영 성과는 위험 선택에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이를 통해 제조기업은 자신이 처한 상황에 따라 위험을 회피하거나 감수하는 의사결정에 차이가 존재하며, 2011년부터 2019년까지 제조기업을 대상으로 분석했을 때에도 전망 이론이 적용됨을 확인할 수 있었다.

다음으로, 설문 결과를 통해 코로나19가 수입 및 수출, 인력 운영, 매출액 등에 대체로 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 이를 바탕으로 제조기업의 운영, 즉 유연근무제도 활용 여부에 어떤 영향을 미치는지 분석하였다. 분석 결과, 경영 성과와 유연근무제도 활용 여부 간에 단순한 선형 관계보다는 비선형 관계가 존재하였다. 준거점을 기준으로 이익 영역에서 경영 성과는 유연근무제도 활용 여부에 통계적으로 유의하지 않았지만, 손실 영역에서 경영 성과는 유연근무제도

활용 여부에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 유연근무제도의 경우 기업들이 코로나19에 대응하는 하나의 방안이 될 수 있지만, 아직까지 유연근무제도가 활성화되지 않아 경영 성과를 낮출 수 있는 우려나 위험도 존재하였다. 이에 따라, 유연근무제도 활용이 기업들에게 새로운 시도나 도전이 될 수 있는데, 본 연구에서는 기업의 손실이 증가할수록 유연근무제도를 활용할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 이는 유연근무제도 활용과 관련된 의사결정에서도 전망 이론이 어느 정도 적용된다고 볼 수 있을 것이다. 참고로, 이익 영역에서 통계적으로 유의한 결과가 나타나지 않은 이유는 본 연구가 2020년 상반기에 응답한 데이터를 활용하여 아직 유연근무제도가 제대로 활성화되지 않는 등 기업들이 코로나19에 적극적인 대응이 이루어지지 않은 시점이기 때문으로 판단된다. 따라서 향후 연구에서는 보다 최근의 데이터를 활용한 분석이 요구된다.

본 연구 결과를 바탕으로 전망 이론이 제조기업을 대상으로 적용할 수 있으며, 코로나19 대응 등과 관련된 전략 선택에도 설명 가능한 것으로 판단된다. 물론, 본 연구가 전망 이론을 중심으로 기초적인 실증 분석을 수행하였기 때문에, 기업의 도전적인 선택 등 다양한 의사결정 과정에 대해 추가적으로 분석할 필요가 있을 것이다. 그럼에도 불구하고, 본 연구를 통해 기업의 경영 성과와 위험(전략) 선택 간에 단순한 선형 관계가 존재하지 않음을 확인하였다는데 의의가 있을 것이다. 본 연구 결과를 활용함으로써 기업의 내·외부 환경 변화에 따라 기업의 전략 방향을 이해하는데 충분히 참고할 수 있을 것이다.

한편, 본 연구의 한계점을 설명하면 다음과 같다. 먼저, 본 연구는 984개 또는 910개 표본을 분석하였는데, 향후 연구에서는 보다 많은 표본을 수집하여 분석 결과의 신뢰성을 확보할 필요가 있을 것이다. 또한 코로나19와 관련하여 2020년 상반기 데이터를 활용하였는데, 기업의 코로나19 대응을 명확히 이해하기 위해서는 2020년 하반기나 2021년 상반기에 해당된 데이터를 수집하여 분석해야 할 것이다. 마지막으로, '경영 성과', '위험 선택'과 관련하여 각각 ROE의 평균과 표준편차로 측정하였는데, 총자산이익률(Return on Assets: ROA)의 평균과 표준편차를 활용하는 등 보다 다양한 측정 방법에 대해 고민할 필요가 있다. 코로나19에 대응한 제조기업의 운영과 관련해서도 설문을 활용한 한계로 인해 단지 '유연근무제도 활용 여부'라는 측면만 살펴보았는데, 기업이 생존을 위해 위험을 감수하는 다양한 전략적인 선택에 대해서도 추가적으로 고려해야 할 것이다.

비록 본 연구가 일부 한계점을 가지고 있지만, 제조기업을 대상으로 전망 이론이 적용됨을 실증 분석을 통해 확인하였다는 측면에서 시사점을 가지며, 기업의 의사결정, 전략적인 선택과 관련하여 향후 연구를 위한 기초자료로 활용될 수 있기를 기대한다.

참고문헌

- 김동철 (2007), 「기업수익성과 경영자의 경영위험 선택」, 『관리회계연구』, 7(2): 69-88.
김용섭 (2020), 『언컨택트(Uncontact)』, 퍼블리온.

- 김종두 (2012), 「건설업 경영자의 위험인식에 대한 연구」, 『경영교육연구』, 27(1): 107-124.
- 박상희·김기윤·정현승·현대원 (2021), 「포스트 코로나 시대의 국내 ICT기업의 해외 진출 전략에 관한 연구 - ICT 기업 사례분석을 중심으로 -」, 『디지털융복합연구』, 19(10): 163-173.
- 삼일회계법인 (2020), 『코로나19가 가져올 구조적 변화: 디지털 경제 가속화』, Samil Issue Report, 2020.04.
- 이경은·정원준 (2020), 『포스트 코로나 시대의 생활양식 변화와 AI의 역할』, 정보통신정책연구원, AI TREND WATCH, 2020-4호.
- 이창한·이완희·황성현·이강훈·김상원 (2014), 『STATA를 활용한 사회과학 자료분석』, 피앤씨미디어.
- 이한영 (2016), 『너 이런 경제법칙 알아?』, 21세기북스.
- 정도범 (2020), 『뉴노멀 시대의 과학기술 데이터 기반 R&D 전략』, 한국과학기술정보연구원, KISTI ISSUE BRIEF, 제24호, 2020.08.24.
- 정도범·김병일·유화선 (2021), 「ICT 벤처기업의 경영 성과와 위험 선택의 관계: 전망 이론 (Prospect Theory)을 바탕으로 한 시사점」, 『기술혁신학회지』, 24(3): 421-437.
- 한국은행 (2020), 『코로나19 사태로 인한 재택근무 확산: 쟁점과 평가』, 2020.12.14.
- Donaldson, L. (2001), *The Contingency Theory of Organizations*, Sage Publications.
- Fiegenbaum, A. (1990), “Prospect theory and the risk-return association: An empirical examination in 85 industries”, *Journal of Economic Behavior and Organization*, 14(2): 187-203.
- Fiegenbaum, A. and Thomas, H. (1988), “Attitudes Toward Risk and The Risk-Return Paradox: Prospect Theory Explanations”, *Academy of Management Journal*, 31(3): 85-106.
- Hambrick, D. C. (1983), “Some Tests of the Effectiveness and Functional Attributes of Miles and Snow’s Strategic Types”, *Academy of Management Journal*, 26(1): 5-26.
- Kahneman, D. and Tversky, A. (1979), “Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk”, *Econometrica*, 47(2): 263-292.
- Miller, D. (1988), “Relating Porter’s Business Strategies to Environment and Structure: Analysis and Performance Implications”, *Academy of Management Journal*, 31(2): 280-308.
- Porter, M. E. (1980), *Competitive Strategy*, New York: The Free Press.
- Simon, H. A. (1979), “Rational Decision Making in Business Organizations”, *American Economic Review*, 69(4): 493-513.

기업의 해외진출이 여성 고용에 미치는 영향

김 대 환*

세계화에 따른 우리나라 기업들의 활발한 해외진출과 함께 여성 노동자 고용의 변화도 주목받고 있으나, 아직까지 국내에서 두 변수의 인과관계를 직접적으로 분석한 연구는 찾아보기 어렵다. 특히 최근 여성의 경제활동 참여율이 높아지고 있으며, 정부의 중소기업 및 벤처산업의 지속적인 해외진출 지원과 기업의 해외로의 사업 확장이 이루어지면서 기업의 해외진출과 여성 고용간의 관계는 앞으로의 노동시장에 시사하는 바가 클 것으로 예상된다. 이에 본 연구는 패널분석을 통해 기업들의 해외진출 및 해외사업 확장에 따른 여성 근로자의 비중 변화를 분석하였다. 분석 결과, 기업이 해외진출을 염두에 두고 있는 단계에서는 근로자의 성별 비중에 변화가 없었으나, 해외진출을 한 이후에는 여성 근로자의 비중이 감소하는 것으로 나타났다. 또한, 국내 기업들이 해외사업장을 확장하는 단계에서도 여성 근로자의 비중이 감소하는 것을 확인할 수 있었다. 하지만, 본 연구에서는 국내 기업이 해외진출을 하면서 왜 여성 고용이 감소하게 되는지 세부 이유에 대해서는 밝히지 못했다. 본 연구가 기업의 해외진출과 여성 고용에 대한 첫 번째 연구이라는 점에서 향후 후속 연구를 통한 정책적 제안이 필요하다.

주요용어 : 해외진출, 글로벌화, 여성 고용, 이원고정효과모형, 패널분석

* 동아대학교 경제학과 교수

1. 서론

경제적 측면에서 보는 기업의 세계화란 이윤 극대화를 위하여 국경을 넘어 시장을 확대해 나가는 과정이다. 세계화에는 상품시장이나 재화를 생산하는 기업에만 한정되는 것이 아닌, 유통 및 서비스 등의 시장과 관련된 모든 분야의 기업 활동이 포함된다. 특히나 각국 금융시장의 통합과 증가하는 국제 금융거래는 현재 이루어지고 있는 세계화의 큰 특징으로 꼽힌다(하병기, 2000).

세계화 추세에 맞추어 우리나라 기업의 해외진출도 활발히 이루어지고 있다. 2004년 기준 해외진출 한국기업은 6,623개사에 달했으며, 그 중 56%가 제조업 분야였다. 최근 2018년 기준 해외로 사업을 확장한 한국 기업은 2004년에 비해 80%가량 증가한 11,935개사이고, 2019년에는 12,425개사가 해외진출 중이다(KOTRA, 대한무역투자진흥공사). 특히나 최근에는 반도체 등 전자 및 통신장비 업종의 해외투자와 자동차 및 전기장비 업종도 해외투자가 증가하고 있는데, 이러한 해외투자는 현지 시장진출 목적이 상당 부분을 차지한다¹⁾.

또한 최근의 기업 규모별 해외투자는 대기업의 중심으로 확대되고 있는 동시에 중소기업도 완만하게 증가 중이다. 중소벤처기업부는 중소기업의 해외진출을 위해 여러 가지 지원 사업을 제공하는데, 그중 하나가 대중소기업 동반 해외진출이다. 일부의 대기업들은 국내 중소기업의 성공적인 해외진출을 도모하기 위해 해외 동반 진출을 위한 지원사업에 적극적으로 참여하고 있으며, 그 범위와 규모를 확대해야 한다는 의견이 주를 이룬다(박정은, 지세윤, 2016). 이를 통해 중소기업은 비교적 협소한 국내 시장에서 벗어나 해외시장 진출의 실패 가능성을 줄일 수 있다. 특히, 대기업이 스마트폰 등 전자제품의 생산기지를 베트남 등 해외로 옮기면서 납품 관계를 유지하는 중소기업도 해외진출을 꾸준히 진행하는 추세이다.

중소벤처기업부의 벤처기업정밀실태조사에 따르면, 우리나라 벤처기업의 경우 2018년 해외 진출한 기업은 대략 11.6%였으며, 2020년 기준 14.2%로 2.6%p 증가하였다. 벤처기업의 해외진출 시 예외사항으로서 가장 큰 부분을 차지하는 것은 ‘시장정보 부족(43.8%)’과 ‘해외시장 진출 필요자금의 부족(42.9%)’이다. 이에 대해 우리나라 중소벤처기업부에서는 스타트업을 대상으로 해외진출 지원 사업을 진행하고 있으며, 해외진출 자금과 현지 시장 정보전달을 위한 현지진출 지원 프로그램 등을 제공하고 있다. 앞으로 벤처기업과 스타트업의 대상으로는 위험도가 큰 해외진출을 정부가 지원하면서 성공적으로 해외로 사업을 확장하는 기업의 수가 증가할 것으로 예측된다.

늘어나는 국내 기업의 해외진출 여부에 따라 변하는 기업의 노동시장도 주목할 필요가 있다. 특히, 우리나라의 노동시장에서는 여성의 경제활동 참여율이 나날이 증가하고 있으며, 최근에는 남녀 임금 격차와 고용률의 차이에 더욱 주목하고 있다. 2011년에서 2020년 사이 15세 이상의 경제활동에 참여 가능한 여성의 인구는 약 7% 증가한 한편, 여성의 경제활동 인구는 14% 증가하였다. 또한, 지난 10여 년간 여성의 경제활동 참여율은 2011년의 49.8% 대비 2020년에는 52.8%로, 3%p 증가했다. 다시 말해, 2011년에는 15세 이상의 여성 100명 중 49명이, 2020년에는 100명의 여성 중 52명이 경제활동에 참여한다는 의미이다. 이러한 여성의 경제활동 참여율 증가에 영향을 준 요인은

1) 출처 : KDI미래전략연구소 미래전략개발부. “최근 제조업의 해외진출 트렌드와 영향”

고학력 여성의 비율 증가와 기혼 여성 비율의 유지 등 인구 구성의 변화에 있다. 고졸, 대졸과 같은 고학력 여성의 경제활동 참여율이 초졸, 중졸 여성의 참여율보다 빠르게 증가하였으며, 출산이 참여율을 억제하는 정도도 줄어든 것으로 보인다(장지연, 1998).

<표 1> 여성경제활동인구 및 참여율

구분	15세 이상 여성인구	여성 경제활동 인구	여성 경제활동 참여율
2011	21,119	10,520	49.8
2012	21,356	10,704	50.1
2013	21,576	10,862	50.3
2014	21,806	11,229	51.5
2015	22,018	11,426	51.9
2016	22,205	11,583	52.2
2017	22,357	11,773	52.7
2018	22,484	11,893	52.9
2019	22,618	12,097	53.5
2020	22,750	12,007	52.8

출처 : 통계청 「경제활동인구조사」.

전반적인 추세를 고려할 때 국내 기업의 해외진출은 확대되는 동시에 여성의 고용도 증가하고 있다. 하지만 이는 두 변수 간 추이만을 고려한 것일뿐 해외진출이 여성의 고용을 확대했는지에 대한 명확한 정보를 제공하지 못한다. 특히 수출을 통해 경제를 이끌어가는 국내 기업과 경제구조의 특성 상 해외시장 진출은 생존을 위한 필수 전략인데, 그 과정에서 노동시장의 변화에 대한 논의는 중요할 수밖에 없다.

하지만 국내외 선행연구에서는 우리나라의 해외진출을 한 기업을 대상으로 실시한 남녀 고용률의 변화와 노동시장의 특징을 분석한 연구를 찾아보기 어렵다. 이에 본 연구는 기업의 해외진출에 따른 여성 고용률의 변화를 살펴본다. 특히, 보다 세부적으로 해외진출을 염두에 두고 있는 기업과 해외 진출 이후 해외사업을 확장해 가는 과정에서 기업의 여성 고용을 나누어 분석한다. 최근 증가하는 수출량과 해외 진출, 늘어나는 다국적 기업과 세계화를 고려해볼 때 이러한 기업에서의 여성 고용률의 변화는 다가오는 미래의 고용시장에 의미 있는 시사점을 제공할 것으로 판단된다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제2장에서는 본 연구에 앞서 분석된 국내외 선행연구의 함의를 파악하고 제3장에서는 연구에 사용된 분석 모형 및 자료를 설명한다. 다음으로 제4장에서는 실증적 분석 결과를 논의하며 끝으로 제5장에서는 결론과 시사점을 제공한다.

II. 선행연구

1. 국내연구

우리나라 여성의 경제활동참여율이 지난 20년간 꾸준히 증가하긴 했지만, OECD의 주요 회원국과 비교했을 때 여전히 낮은 상태에 머무른다. 2018년 기준, 우리나라 여성 경제활동참여율은

OECD 평균인 64.6%보다도 11.7%p 낮은 52.9%를 기록중이다(통계청, 2020). 또한, 지난 20년간 우리나라 남녀 노동자의 임금격차가 많이 줄어들긴 했지만, 아직 그 차이가 매우 크다. 현재 우리나라는 OECD 주요 회원국 중 성별 임금격차가 가장 크며, 여성은 남성보다 34.1% 임금을 덜 받는 것으로 나타났다(OECD, 2018).

이에 국내연구에서는 우리나라 여성 노동자 고용시장의 특징과 문제점 및 해결방안과 적절한 정책 시사에 관한 분석이 활발히 이루어졌다. 신윤정(2015)은 심각한 초저출산 문제와 여성의 육아 및 노동은 밀접한 관련이 있다고 시사했다. 예를 들어, 여성들의 비임금 노동시간(육아 및 가사 시간 등)이 높을수록 여성 취업률이 감소하며, 남성의 비임금 노동시간이 높을수록 여성 취업률이 상승한다고 밝혔다. 이는 여성이 가사와 육아에 시간을 덜 쓸수록 여성 취업률이 상승할 수 있다는 사실을 시사한다. 이로써 우리나라 여성 인력의 적극적 활용을 위해 일과 가정생활 양립의 중요성을 강조했다. 허아랑·김예린·김근세(2015) 또한 여성 고용률은 육아 및 출산에 영향을 받는다고 보았으며, OECD 22개 국가들을 대상으로 출산 및 양육지원 정책이 여성 고용률에 미치는 영향을 분석하였다. 경력단절은 특히 30대 기혼여성고 고학력 여성의 중심으로 심화되며, 이에 현재 정부가 시행하고 있는 생애주기별 여성 고용정책의 대상을 세분화 할 필요가 있다고 밝혔다.

정성미(2014)는 2005년에서 2013년 사이 육아와 보육의 절정인 35~44세를 제외한 다른 연령대에서 총량적 여성 고용률이 증가하였다고 밝혔다. 또한, 이 연구에서는 연령대별로 나누어 고용에 영향을 주는 특징들에 대해 분석하였는데, 배우자의 유무에 따른 고용률 변동보다는 인구효과와 고학력이 여성 고용률에 더 큰 영향을 미쳤다고 밝혔다. 특히나 25~29세의 젊은 여성의 고용률 변동은 학력과 혼인상태에 의해 설명되는 반면, 30대 중반 이상에서는 학력과 혼인상태 이외의 요인들이 더 중요한 것으로 나타났다.

시대의 변화에 따른 여성 노동시장의 성별 직종 분리에 관한 연구도 진행되었다. 금재호(2004)는 1990년대 후반 이후 남성 직종에의 진입장벽이 소폭 완화되었지만, 노동시장 전체에 가시적으로 드러나는 것에는 한계가 있음을 밝혔다. 또한, 우리나라 노동시장이 여성 직종과 남성 직종으로 나뉘어 있다기보다는 성별 비교우위에 근거한 직종 선택 및 분리가 이루어지고 있다고 주장했다.

한편, 우리나라 기업의 해외진출 결정요인과 시기에 관한 연구는 활발히 진행되었다. 최선식·이광배(1997)는 거래비용이론에 근거하여 기업의 해외시장 진출 정도에 영향을 미치는 요인에 관해 분석했다. 가장 큰 영향력을 미치는 것은 특유의 전문지식 또는 마케팅 자산이라고 주장했으며, 기업은 전문지식과 마케팅 자산이 높을수록 해외로 사업을 확장하는 경향이 있다고 밝혔다. 또한 사업을 확장한 국가의 비교적 낮은 임금의 노동자 고용과 풍부한 자원 등 생산요인이 해외진출의 강력한 조절변수로 작용한다고 밝혔다.

또한, 최근 급부상중인 우리나라 벤처기업의 해외진출을 결정하는 요인에 관한 분석도 연구되었다. 김정포·고경일(2005)은 벤처기업의 해외진출 시기를 결정하는 요인에 관해 분석하였는데, 기술 혁신 정도, 제품 및 서비스의 독특성과 기업외부 네트워크 활용 정도가 높은 벤처기업일수록 해외진출을 수행할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 이에 따라 우리나라 벤처기업은 지속적 성장을 유지하고자 한다면 기술 혁신 정도를 높이고 다양하고 적극적인 외부 네트워크 활용하는 등의 노력

이 필요할 것이라고 시사했다. 운동섭·조대우(2007)는 최근의 벤처산업의 주력은 첨단기술 중심의 벤처기업이며, 그들이 해외진출을 수행하는 데 있어 가장 영향력이 큰 것은 기업 내부의 R&D투자임을 밝혔다. 또한, 해외진출을 위한 정부의 역할도 해외진출 결정에 큰 역할을 한다고 언급했다. 정부는 현지 전문가를 육성하여 해외진출 기업에게 시장정보를 제공하고 국제화에 필요한 지식의 격차를 줄이는 데 초점을 맞추는 것이 필요하며, 이는 기업의 해외진출에 큰 역할을 한다고 밝혔다.

이처럼 국내 여성 노동시장의 특징과 해외 진출기업의 결정요인에 관한 연구는 활발히 진행되었다. 하지만 최근 증가 추세인 해외진출 국내 기업과 여성 고용률 변화를 연계한 연구는 찾아보기 어렵다. 특히 현재 대기업 뿐만 아니라 벤처기업과 스타트업, 중소기업도 활발히 해외진출을 하고 있는 상황을 고려했을 때 기업의 해외진출 전후의 여성 고용률의 차이를 분석할 필요가 있다.

2. 해외연구

국내와 달리 해외에서는 세계화 또는 해외직접투자에 따른 고용시장의 변화를 여성 근로자 측면에서 연구한 사례들이 많다. 주로 종속변수가 여성의 고용과 성별 임금 격차(Boler et al., 2018; Berik et al., 2004; Menon and van der Meulen Rodgers, 2009)에 대한 연구가 주를 이루는데, 본 연구와 직접적으로 관련 있는 여성의 고용을 연구한 사례들에 집중하여 논의한다.

Delgado(2020)는 칠레의 제조업계 기업을 기반으로 한 실증 분석을 이용하여 칠레 국내 회사들과 해외 사업을 승인받은 기업들의 여성 고용 차이를 연구하였다. 이 연구에서는 해외 사업을 승인받고 해외시장으로 사업을 넓힌 제조업계 기업이 국내 기업보다 여성 고용률이 더 크게 증가하였다는 결론을 냈다. 해외 사업 승인 1년 이후 시점에서는 국내 기업보다 여성고용률이 1.64%p 더 증가한 것으로 나타났으며, 2년 이후 시점에서는 3.55%p 더 증가한 것으로 밝혀졌다. 결과적으로 해외로 사업을 확장한 기업의 기간이 길어질수록 국내의 기업보다 여성을 더 많이 고용하는 것으로 판단할 수 있다. 이때 연구자는 여성을 “능력 있는 여성”과 “그렇지 못한 여성”으로 나누었으며, 여성의 고용 증가분은 오로지 “능력 있는 여성” 그룹에서만 존재하는 것으로 드러났다.

기업의 세계화와 자유무역이 여성 고용 변화에 미치는 영향에 대해 조사한 연구도 진행된 바 있다. Juhn·Ujhelyi·Villegas-Sanchez(2014)는 멕시코의 기업들을 대상으로 한 실증 분석에서 자유무역의 증가와 관세의 하락, 발전된 기술로 새로운 해외의 시장으로 진출하는 기업들의 여성 고용률 변화를 사무직 노동자와 현장직 노동자로 나누어 연구하였다. 관세의 하락을 겪은 기업들은 비교적 블루칼라, 즉 현장직 노동자인 여성들을 더 고용하였고, 그들의 임금 또한 이전에 비해 높아졌다고 밝혔다. 연구자들은 이 결과를 기업들이 새로운 생산 능력과 높아진 기술로 새로운 해외의 시장에 들어서면서 가능해졌다고 언급했다.

Tejani·Milberg(2016)은 60개국을 비교 분석하여 세계화가 노동시장에서 여성 고용에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과, 1985~2007년 사이에 세계화가 진행되는 동안 개발도상국에서 노동시장에서 여성 근로자의 비중은 증가한 반면 소득수준이 높은 나라에서는 오히려 여성 근로자의 비

중이 감소하였다는 결과를 제시하였다.

해외에 지사를 둔 다국적 기업의 여성 고용률과 현지 기업의 고용률의 차이를 분석한 연구도 행해졌다. Naomi·Beata·Yukiko(2018)는 일본에 위치하는 해외 법인 기업들과 일본 국내 기업들 사이의 여성 고용률과 임금 격차를 연구하였다. 이들의 연구에 따르면 해외 법인 기업들의 여성 고용률이 국내 기업들보다 더 높고, 임금 격차가 작지만, 그 차이가 그다지 크지 않다. 이것은 외국인 투자자들이 여성 노동자의 고용이 높은 본국 노동시장의 성향을 가져오면서 여성 고용률이 증가하긴 하지만, 현지(일본)의 고용문화를 어느 정도 수용하는 결과로 귀결된다고 판단했다. Chen et al.(2013)은 중국의 다국적 기업을 대상으로 세계화가 여성 고용, 성별 임금 격차, 그리고 남녀 고용 차별에 미치는 영향에 관해 연구하였다. 결과적으로 세계화는 여성 고용에 긍정적 영향을 미친다고 밝혔다. 해외에 진출해있는 기업과 해외로 수출하는 기업의 경우 국내 시장에만 머물러 있는 기업에 비해 여성 노동자를 더 고용하는 경향이 있다고 언급했다. 반면, 남녀 임금 격차는 국내 기업에 비해 해외 진출 기업과 수출을 하는 기업에서 더 컸는데, 이것은 차별의 결과가 아닌 근본적인 남녀의 생산성 차이에서 기인한다고 밝혔다.

이처럼 해외에서는 기업의 해외진출이 여성 고용에 미치는 영향에 대한 연구가 활발한 반면 국내에서는 관련 연구가 전무한 상황이다. 특히 본 연구의 주제와 관련된 해외 연구 중에서도 기업 수준의 패널 자료를 활용해 해외진출 이전과 이후 여성 고용의 변화를 살펴본 사례는 Delgado(2020) 정도에 불과하다. 이에 더하여 본 연구는 기업이 해외 진출을 고려하는 단계에서, 해외 진출을 한 이후, 그리고 해외 사업장을 확장하는 단계에서 여성 고용이 어떻게 변하는지를 분석하였다.

III. 분석 모형 및 자료

1. 분석 모형

해외진출이 여성 고용에 미치는 영향을 분석하기 위해 (식 1)의 패널모형(panel model)을 고려할 수 있다.

$$Women_{it} = \beta_1 Global_{it} + X'_{it}\beta_2 + e_{it} \quad (\text{식 1})$$

$Women_{it}$ 은 기업 j 가 t 기에 고용하고 있는 근로자 중 여성의 비율을 의미하는 종속변수이며, $Global_{it}$ 은 기업의 해외진출 여부나 정도 등을 의미하는 주요 설명변수다. X'_{it} 는 해외진출 이외에도 기업의 고용(종속변수)에 영향을 줄 수 있는 통제변수의 벡터(vector)다. β_1 은 기업의 해외진출이 종속변수에 미치는 영향을 보여주는 회귀계수이고, β_2 는 통제변수들의 종속변수에 미치는 영향을 보여주는 회귀계수 벡터이며, e_{it} 는 오차항(error term)이다.

횡단면자료를 활용한 분석은 기본적으로 해외진출을 한 기업과 해외진출을 하지 않은 기업의 종속변수를 단순 비교하는 것에 그치기 때문에 인과관계를 밝히기 어려운 반면, 패널모형은 기업이 해외진출을 하기 이전에 비해 이후에 고용을 어떻게 변화시켰는지를 분석하는 방법으로 인과관계를 밝히는데 적합하다(Cameron and Trivedi, 2005). 하지만 패널모형 중 대표적인 모형인 확률효과 모형은 오차항과 설명변수 간 상관관계가 없다는 강력한 가정에 기반을 두고 개발된 모형이다. 그런데 오차항 e_{it} 에는 연구자에게 관측되지 않는 고정효과들이 포함될 수 있다. 예를 들어, 특정 기업은 육체노동을 하는 근로자가 주로 필요한 사업을 영위할 수 있다. 또는 기업의 대표가 고용 시 특정한 성별(예, 남성)을 선호하고 동시에 해외진출이 목표라면 이 기업은 해외진출을 하면서 남성을 더 고용할텐데 이는 해외진출 때문에 여성 근로자 비율이 감소한 것이 아니라 기업 대표의 성향 때문에 발생한 결과이므로 편의된 추정계수(biased coefficient) β_1 이 산출된다. 이러한 고정효과를 기업고정효과 또는 개별고정효과라고 하며, (식 2)의 μ_i 에 해당된다.

다른 고정효과로 시간고정효과가 있는데, (식 2)의 T_t 에 해당된다. 예를 들어, 특정 해의 사건 또는 정책이 설명변수에 영향을 주는데 모든 사건들을 연구자가 관측할 수 없기 때문에 (식 1)을 확률효과모형으로 분석할 경우에도 편의된 추정계수가 산출될 수 있다. 결과적으로 확률효과모형은 고정효과가 존재하지 않거나, 존재하더라도 설명변수와 상관관계가 없을 때 적합하다(Green, 2010).

$$e_{it} = \mu_i + T_t + u_{it} \quad (\text{식 2})$$

이렇게 연구자가 관측할 수 없는 고정효과로 인해 초래되는 확률효과모형의 한계를 극복하기 위해 개발된 모형이 고정효과모형이며 (식 3)으로 표기된다.

$$Women_{it} - \overline{Women}_i = \beta_1 (Global_{it} - \overline{Global}_i) + (X'_{it} - \overline{X}'_i)\beta_2 + T'_t\beta_3 + (u_{it} - \overline{u}_i) \quad (\text{식 3})$$

이때 평균값을 의미하는 변수들은 $\overline{Women}_i = \sum_{t=1}^T Women$ 와 같은 방법으로 산출되었는데, 이 과정에서 시간에 따라 값이 변하지 않는 시간불변변수인 기업고정효과(μ_i)를 제거하고 시간고정효과를 직접 통제 (식 3)이 이원고정효과모형(two-way fixed effect model)이라고 한다²⁾.

고정효과가 존재하는지 그리고 존재한다면 설명변수와 상관관계를 보이는지 여부는 Hausman 테스트를 통해 검증가능하다(Hausman, 1978). 검증 결과, 모든 분석에서 고정효과모형이 적합한 것으로 분석되었는데 고정효과모형은 (식 3)을 통해 알 수 있듯이 시간불변변수가 종속변수에 미치는 영향을 분석할 수 없다. 또한 시간불변변수는 아니더라도 변동성이 매우 낮은 변수들의 영향

2) 기업고정효과와 시간고정효과 두가지 모두를 해결한다는 차원에서 이원고정효과모형이라고 칭하며, 기업고정효과만 해결하는 모형을 단순히 고정효과모형이라고 한다.

을 분석하는데도 한계가 있다(Wooldridge, 2010). 그러므로 본 연구의 주요 실증분석 모형으로 고정효과모형을 채택하되, 시간불변변수 또는 변동성이 낮은 변수들이 종속변수에 미치는 영향을 분석하기 위해 확률효과모형으로도 분석하여 두 결과 모두를 제시하였다.

2. 분석 자료

기업의 해외진출에 따른 여성 고용을 실증분석하기 위해 사업체패널조사(Workplace Panel Survey)를 활용하였다. 사업체패널조사는 국무총리실 산하 정부출연 정책연구기관인 한국노동연구원에서 실시하는 국가승인통계조사(승인번호336003)로 2005년부터 전국 30인 이상 사업체를 중 전국의 기업(모집단)을 대표할 수 있도록 표본을 선정하고 동일한 기업을 2년마다 조사하는 자료다³⁾. 현재 2019년까지의 자료가 구축되어 있으며, 본 연구에서도 16년(2005~2019년)에 달하는 장기의 패널자료를 활용했다. 사업체패널조사는 사업체에서의 고용구조 및 노동수요를 체계적으로 파악하고 기업의 인적자원 관리 체계를 평가하기 위해 구축되었으며, 특히 해외진출을 했는지에 대한 정보, 그리고 고용하고 있는 근로자의 성별 정보까지 제공하기 때문에 본 연구의 주제를 분석할 수 있는 국내 유일의 기업 수준의 패널자료다.

<표 4>는 실증분석에 활용된 변수들의 이름과 정의를 보여준다. 종속변수로 활용된 여성비율은 전체 근로자 중 여성의 비율을 의미한다. 주요 설명변수로는 해외진출을 하였는지 여부를 의미하는 더미변수인데, 이에 더하여 해외진출을 고려하고 있는지에 따른 여성 고용도 살펴보기 위해 해외진출을 고려하는지 여부를 의미하는 더미변수를 동시에 활용하였다. <표 2>와 같이 해외진출을 고려하고 추진하고 있는 단계인지 아니면 해외진출을 했는지 여부를 파악하고 있는데, <표 4>의 ‘해외진출’은 “④ 이미 해외에서 주력사업을 수행하고 있다”를 선택하면 1을, 나머지를 선택하면 0을 부여한 더미변수다. <표 4>의 ‘해외진출 고려’는 “③ 주력사업의 해외 진출을 검토하고 현재 추진중이다”를 선택하면 1을, 나머지를 선택하면 0을 부여한 더미변수다.

<표 2> 기업체패널조사의 해외 진출 관련 설문 : 해외진출

해외 진출 관련한 설문
<p>지난 2년간 귀 기업의 주력 사업의 해외 진출에 관한 전략은 어떠하십니까?</p> <p>① 주력사업의 해외 진출을 검토한 적이 없다. ② 주력사업의 해외 진출을 검토하였으나 타당성이 없어 포기하였다. ③ 주력사업의 해외 진출을 검토하고 현재 추진중이다. ④ 이미 해외에서 주력사업을 수행하고 있다. ⑤ 모름</p>

이에 더하여 해외진출이 여성 고용에 미치는 영향을 추가로 확인·분석하기 위해 실제 해외 진출의 정도를 주요 설명변수로 설정하여 재분석하였다. <표 3>은 국내외 사업장 수에 대한 설문을

3) 사업체패널조사에 대한 세부 내용은 홈페이지(<https://www.kli.re.kr/wps/contents.do?key=175>)를 참고바란다.

보여주는데, <표 4>의 ‘해외사업장 비율’은 국내 사업장과 해외 사업장의 개수 중 해외사업장의 비중을 의미한다.

<표 3> 기업체패널조사의 해외 진출 관련 설문 : 해외 사업장

해외 사업장 관련한 설문	
작년 말 기준 귀 사업장이 속한 기업의 사업장은 모두 몇 개입니까?	
국내 :	_____개
해외 :	_____개

통제변수로 사업기간, 매출액, 노조가 있는지 여부, 기업의 형태, 임금수준, 연도, 산업분류, 지역을 활용하였다. 매출액은 기업의 규모를 통제하기 위해 활용하였으며, 임금수준은 대졸 초임(연봉)과 고졸 초임의 평균값으로 산출하였다. 특히 매출액, 임금 등 금액을 의미하는 변수들은 한국은행이 공시하는 물가상승률을 이용해 2015년 기준의 실질값(real value)으로 변환하였다. 또한 이러한 변수들은 연속변수에 해당되기 때문에 실증분석에는 로그값으로 전환한 변수를 활용하였다.

<표 4> 변수 이름과 정의

구분	변수 이름	정의
종속변수	여성비율	총 근로자 중 여성 근로자 비율(단위 : %)
주요 설명변수	해외진출 안함	해외진출을 고려하지 않거나 해외진출을 하지 않으면 0, 아니면 1
	해외진출 고려	해외진출을 고려하는 단계면 1, 아니면 0
	해외진출	해외진출을 하였으면 1, 아니면 0
	해외사업장 비율	국내외 지점 수 중 해외 지점 수 비율(단위 : %)
사업 기간 및 매출	사업기간	사업을 지속한 기간(단위 : 년)
	ln(매출)	직전 연도 매출액(단위 : 백 만원)의 로그값
노조	노조없음	노조가 없으면 1, 있으면 0
	노조	노조가 있으면 1, 없으면 0
기업의 형태	재단·종교	기업의 형태가 회사 이외의 법인(재단, 종교 등)이면 1, 아니면 0
	개인사업	기업의 형태가 개인사업자면 1, 아니면 0
	회사법인	기업의 형태가 회사법인이면 1, 아니면 0
	학교법인	기업의 형태가 학교법인 또는 의료법인이면 1, 아니면 0
임금수준	ln(임금)	신입사원 연봉(단위 : 만원)의 로그값
연도	2005년	자료가 2005년이면 1, 아니면 0
	2007년	자료가 2007년이면 1, 아니면 0
	2009년	자료가 2009년이면 1, 아니면 0
	2011년	자료가 2011년이면 1, 아니면 0
	2013년	자료가 2013년이면 1, 아니면 0
	2015년	자료가 2015년이면 1, 아니면 0
	2017년	자료가 2017년이면 1, 아니면 0
	2019년	자료가 2019년이면 1, 아니면 0
산업분류	제조	산업 분야가 제조업이면 1, 아니면 0

	전기	산업 분야가 전기, 가스 및 수도업이면 1, 아니면 0
	하수	산업 분야가 하수 및 폐기물처리업이면 1, 아니면 0
	건설	산업 분야가 건설업이면 1, 아니면 0
	도소매	산업 분야가 도매 및 소매업이면 1, 아니면 0
	운수	산업 분야가 운수업이면 1, 아니면 0
	숙박음식	산업 분야가 숙박 및 음식점업이면 1, 아니면 0
	출판영상	산업 분야가 출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업이면 1, 아니면 0
	금융	산업 분야가 금융 및 보험업이면 1, 아니면 0
	부동산	산업 분야가 부동산 및 임대업이면 1, 아니면 0
	과학기술	산업 분야가 전문, 과학 및 기술 서비스업이면 1, 아니면 0
	시설관리	산업 분야가 사업시설관리 및 사업지원 서비스업이면 1, 아니면 0
	공공행정	산업 분야가 공공행정, 국방 및 사회보장 행정업이면 1, 아니면 0
	교육	산업 분야가 교육 서비스업이면 1, 아니면 0
	보건	산업 분야가 보건 및 사회복지 서비스업이면 1, 아니면 0
	예술	산업 분야가 예술, 스포츠 및 여가관련 서비스업이면 1, 아니면 0
	협회	산업 분야가 협회, 단체, 수리 및 기타 개인 서비스업이면 1, 아니면 0
지역	서울	기업 위치가 서울이면 1, 아니면 0
	부산	기업 위치가 부산이면 1, 아니면 0
	대구	기업 위치가 대구면 1, 아니면 0
	인천	기업 위치가 인천이면 1, 아니면 0
	광주	기업 위치가 광주이면 1, 아니면 0
	대전	기업 위치가 대전이면 1, 아니면 0
	울산	기업 위치가 울산이면 1, 아니면 0
	세종	기업 위치가 세종이면 1, 아니면 0
	경기	기업 위치가 경기도면 1, 아니면 0
	강원	기업 위치가 강원도면 1, 아니면 0
	충북	기업 위치가 충청북도면 1, 아니면 0
	충남	기업 위치가 충청남도면 1, 아니면 0
	전북	기업 위치가 전라북도면 1, 아니면 0
	전남	기업 위치가 전라남도면 1, 아니면 0
	경북	기업 위치가 경상북도면 1, 아니면 0
	경남	기업 위치가 경상남도면 1, 아니면 0
제주	기업 위치가 제주도면 1, 아니면 0	

본 연구에는 2005~2019년 동안 <표 4>의 변수에 대한 모든 정보를 제공하는 기업을 실증분석 대상으로 선정하였으며, 총 관측수는 15,465개에 달한다. 또한 실증분석 과정에서 그룹을 의미하는 더미변수들의 경우, ‘해외진출 안함’, ‘노조없음’, ‘재단·종교’, ‘2005년’, ‘제조’, ‘서울’을 각 그룹의 기준그룹(reference group)으로 설정하였다.

Hausman 테스트 결과 모든 모형에서 고정효과모형이 적합한 것으로 검정되었으나, 앞에서 설명한 것처럼 고정효과모형은 시간불변변수의 추정계수는 산출이 불가능하거나, 완벽한 시간불변변수는 아니더라도 변동성이 낮은 변수의 추정계수의 산출에 적합하지 않다. 예를 들어, 제조업을 하는 기업이 갑자기 금융업으로 전환하거나 다시 교육업을 하는 등의 변동은 발생하기 어려우며, 마찬가지로 서울에 위치한 기업이 부산으로 이전하고 다시 다른 지역으로 이전하는 등은 자주 발생하기 어려워 이론적으로 시간불변변수는 아니지만 작은 변동성 때문에 고정효과모형으로 추정계수를

산출하는 것이 적합하지 않다. 이에 실증분석은 산업분류와 지역을 제외하고 고정효과로 분석하고 이 두 변수 그룹을 추가하여 확률효과모형으로도 분석하였다.

마지막으로, 사업체패널조사는 기업의 형태를 재단·종교, 개인사업, 회사법인, 학교법인으로 구분하고 있는데, 해외진출 또는 해외 사업장 설립 등은 주로 회사법인에 해당될 수 있다. 이에 분석대상을 해외진출과 무관할 수 있는 기업들(재단·종교, 개인사업, 학교법인)을 제외하고 회사법인으로 한정하여 재분석하였으며 이 역시 고정효과모형과 확률효과모형 모두로 분석하였다. 물론 분석대상을 회사법인으로 한정할 때는 관측수가 12,763개로 감소하며, 통제변수에서 기업 형태 관련 변수는 제외된다.

IV. 분석 결과

1. 기술통계

실증분석에 활용된 모든 변수들의 기술통계는 <표 5>에서 확인할 수 있다. 기술통계는 기업을 해외진출 한 기업과 하지 않은 기업으로 구분하여 각 그룹에 대한 정보도 제공하였다. 그리고 비록 실증분석에 활용되지 않았지만 가독력을 위해 필요한 변수들에 대한 정보도 제공하였는데, 예를 들면 실증분석 과정에서 제외되는 기준그룹들에 대한 기술통계(해외진출 안함, 노조없음, 재단·종교, 2005년, 제조, 서울 등), 로그값으로 전환하기 이전의 변수들(예, 매출액, 임금 등)에 대한 기술통계들이 해당된다. 또한 해외진출을 한 기업과 하지 않은 기업 간 각 변수들의 평균값을 독립표본 t-검정하여 그 차이의 통계적 유의성을 $*(p<0.10)$, $** (p<0.05)$, $*** (p<0.01)$ 등으로 표시하였다.

실증분석에 활용된 모든 표본 15,456개의 기업들 중 해외진출을 이미 한 기업은 16% 정도였으며, 해외진출을 한 기업들은 총 사업장 중 21.9% 정도를 해외에 두고 있었다. 해외진출을 하지 않았다고 응답한 기업이 보유한 해외 사업장 비중은 1.52%였는데, 설문조사에서 발생하는 오류일 수 있으며 또는 해외사업장이 반드시 해외진출을 의미하지 않는다고 해석할 수도 있다. 앞에서 설명하였듯이 해외진출에 따른 여성 고용을 분석한 뒤 분석결과의 강건성(robustness)을 검증하기 위해 해외 사업장 수에 따른 여성 고용을 재분석할 필요가 있다.

기업들이 고용하고 있는 근로자 중 여성의 비중은 28.99%였는데, 해외진출을 하지 않은 기업의 여성 근로자 비중(29.97%)이 해외진출을 한 기업의 여성 근로자 비중(24.73%)보다 높았다. 해외진출을 한 기업은 상대적으로 사업기간이 더 장기였으며, 매출액도 많았다. 특히 매출액 측면에서는 해외진출을 한 기업이 하지 않은 기업에 비해 3.76배나 많았다. 노조가 있는 기업의 비중 역시 해외에 진출한 기업이 더 많았다. 이는 기업의 규모가 클수록 노조조직율이 높다는 이재성(2008)의 연구와도 일치한다.

기업 형태측면에도 예상할 수 있듯이 해외진출을 한 기업들은 주로 회사법인이 주를 이룬다. 임금 역시 해외진출한 기업의 임금수준이 높는데, 그 차이가 1.11배 정도로 크지 않다. 해외진출한 기

업과 하지 않는 기업 간 영위하고 있는 산업 간 차이는 제조업에서 가장 크게 나타났다. 즉, 두 그룹 중 해외에 진출한 기업은 주로 제조업을 영위하는 것으로 나타났으며, 다른 산업들에서는 큰 차이가 없거나(도소매, 출판영상, 과학기술, 공공행정) 오히려 해외진출을 하지 않은 기업들(전기, 하수, 건설, 운수, 숙박음식, 금융, 부동산, 시설관리, 교육, 보건, 예술, 협회)에서 높게 나타난다.

지역별로는 해외진출을 한 기업들은 상대적으로 울산, 경기, 경북, 경남 지역에 많이 분포되어 있으며, 해외진출을 하지 않은 기업들은 상대적으로 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 강원, 충북, 충남, 전북, 전남, 제주 지역에 더 많이 분포되어 있다. 다만 서울과 세종 지역에서는 차이가 없었다.

다만, 본 연구에서 활용된 자료가 패널자료이기 때문에 동일한 기업이더라도 해외진출을 하기 이전에는 ‘해외진출 하지 않은 기업’에 포함되었다가 해외에 진출한 이후에는 ‘해외진출 한 기업’에 포함되는 구조다. 또한 해외진출을 하지 않은 기업과 한 기업 간 변수의 수치 차이에는 다른 변수들의 영향까지 포함되어 있기 때문에 기술통계의 해석에 주의가 필요하며, 특정 변수가 종속변수에 미치는 영향을 분석하기 위해서는 회귀분석이 요구된다.

<표 5> 기술통계

변수	총 샘플		해외진출 하지 않은 기업		해외진출 한 기업	
	평균 (Mean)	표준편차 (Std. Dev.)	평균 (Mean)	표준편차 (Std. Dev.)	평균 (Mean)	표준편차 (Std. Dev.)
여성비율	28.99***	25.01	29.79	25.60	24.73	21.11
해외진출 안함	0.75***	0.43	0.89	0.31	0.00	0.00
해외진출 고려	0.09***	0.29	0.11	0.31	0.00	0.00
해외진출	0.16***	0.36	0.00	0.00	1.00	0.00
해외사업장 비율	4.74***	15.38	1.52	8.55	21.90	27.54
사업기간	23.53***	15.52	22.84	15.33	27.26	15.98
ln(매출)	13.12***	14.89	12.76	14.79	14.08	15.21
매출	499737***	2934079	348144	2654007	1308006	4022889
노조없음	0.67***	0.47	0.69	0.46	0.58	0.49
노조	0.33***	0.47	0.31	0.46	0.42	0.49
재단·종교	0.08***	0.27	0.09	0.29	0.02	0.14
개인사업	0.04***	0.20	0.05	0.21	0.02	0.13
회사법인	0.83***	0.38	0.80	0.40	0.96	0.19
학교법인	0.05***	0.22	0.06	0.23	0.00	0.05
ln(임금)	7.86***	6.35	7.84	6.32	7.95	6.39
임금	2594.73***	570.17	2548.48	552.83	2841.30	597.34
2005년	0.09***	0.29	0.09	0.28	0.13	0.33
2007년	0.08***	0.27	0.07	0.26	0.11	0.32
2009년	0.09***	0.28	0.08	0.27	0.12	0.32
2011년	0.10***	0.30	0.10	0.30	0.12	0.33
2013년	0.10***	0.30	0.09	0.29	0.14	0.34
2015년	0.20***	0.40	0.21	0.41	0.15	0.36
2017년	0.17***	0.37	0.18	0.38	0.11	0.31
2019년	0.17***	0.38	0.18	0.39	0.13	0.33
제조	0.45***	0.50	0.40	0.49	0.77	0.42
전기	0.01***	0.11	0.01	0.12	0.01	0.08

하수	0.01***	0.09	0.01	0.10	0.00	0.04
건설	0.06***	0.24	0.07	0.25	0.03	0.18
도소매	0.06	0.24	0.06	0.24	0.07	0.25
운수	0.09***	0.29	0.11	0.31	0.02	0.13
숙박음식	0.02**	0.14	0.02	0.14	0.01	0.12
출판영상	0.03	0.17	0.03	0.17	0.03	0.16
금융	0.02***	0.15	0.02	0.15	0.01	0.12
부동산	0.01**	0.07	0.01	0.08	0.00	0.05
과학기술	0.04	0.20	0.04	0.20	0.04	0.19
시설관리	0.07***	0.25	0.08	0.27	0.00	0.06
공공행정	0.00	0.05	0.00	0.05	0.00	0.06
교육	0.02***	0.13	0.02	0.14	0.00	0.05
보건	0.07***	0.25	0.08	0.27	0.00	0.05
예술	0.01***	0.11	0.01	0.12	0.00	0.03
협회	0.02***	0.13	0.02	0.14	0.00	0.07
서울	0.25	0.43	0.25	0.43	0.23	0.42
부산	0.06***	0.24	0.07	0.25	0.05	0.22
대구	0.04***	0.21	0.05	0.21	0.03	0.16
인천	0.06***	0.23	0.06	0.23	0.08	0.26
광주	0.03***	0.17	0.03	0.18	0.01	0.11
대전	0.02***	0.15	0.03	0.16	0.01	0.12
울산	0.03***	0.16	0.02	0.15	0.04	0.20
세종	0.00	0.05	0.00	0.05	0.00	0.04
경기	0.20***	0.40	0.19	0.39	0.24	0.43
강원	0.04***	0.19	0.04	0.20	0.03	0.16
충북	0.04**	0.19	0.04	0.19	0.03	0.17
충남	0.04	0.19	0.04	0.19	0.03	0.18
전북	0.02***	0.15	0.03	0.16	0.01	0.12
전남	0.03***	0.16	0.03	0.17	0.01	0.12
경북	0.07***	0.25	0.06	0.24	0.08	0.27
경남	0.07***	0.26	0.07	0.25	0.10	0.30
제주	0.01**	0.08	0.01	0.08	0.00	0.06
표본수	15,456		13,015		2,441	

주 : 해외진출 한 기업과 하지 않은 기업 간 변수의 평균값을 독립표본 t-검정하여 유의성을 *(p<0.1), ***(p<0.01)로 표시함.

2. 해외진출과 여성 고용

<표 6>은 기업의 해외진출이 여성 고용에 미치는 영향을 분석한 결과를 보여준다. 분석 결과, 고정효과모형과 확률효과모형 모두 기업의 해외진출은 여성 근로자의 비중을 낮추는 것으로 나타났다. 특히, Hausman 테스트에 따라 적합한 모형으로 검증된 고정효과모형의 추정계수에 따르면 기업이 해외진출을 한 이후 근로자 중 여성의 비율은 0.82%p 감소하는 것으로 나타났다. <표 5>의 기술통계에서 근로자 중 여성의 비중은 28.99%이므로 이 비중이 0.82%p 감소하였다는 것은 근로자 중 여성의 비중이 2.8% 감소하였다는 것과 같다. 다만, 기업이 해외진출을 고려하는 단계에서

는 여성 근로자의 비중은 감소하지 않았다.

상대적으로 사업 기간이 짧은 기업에서 여성 근로자 비중이 증가하는데, 추정계수에 따르면 사업기간이 1년 증가할 때 여성 근로자의 비중은 0.41%p 감소하는 것으로 분석되었다. 하지만 노조가 만들어진 이후에는 여성 근로자 비중이 증가하였다.

재단·종교 법인에 비해 회사법인이나 학교법인에서 여성 근로자의 비중이 낮았고, 임금수준이 높은 기업일수록 여성 근로자 비중이 감소하는 것으로 나타났다. 또한 2005년에 비해 2013년부터 여성 근로자 비중이 점차 증가하는 것으로 분석되었다. 예를 들어, 2005년에 비해 2019년도에는 여성 근로자 비중이 5.35%p나 증가했다.

산업분류 및 위치(지역)에 따른 여성 근로자 비중을 분석한 확률효과모형에 따르면, 제조업에 비해 전기, 하수, 건설, 운수, 과학기술 분야에서 여성 근로자의 비중이 낮은 반면 도소매, 금융, 부동산, 시설관리, 공공행정, 교육, 보건, 예술분야에서는 여성 근로자의 비중이 높게 나타났다. 다만, 출판영상, 협회 등의 분야에서는 성별 비중 차이가 제조업과 크게 다르지 않았다. 지역별로는 서울보다 여성을 더 많이 고용하고 있는 지역은 없었으며, 특히 울산, 경기, 충북, 충남, 전남, 경북, 경남 지역에서는 서울에 비해 여성 근로자 비중이 통계적으로 유의하게 낮았다.

<표 6> 해외진출에 따른 여성 고용

구분	변수	모델1 : 고정효과모형		모델2 : 확률효과모형	
		추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)
주요 설명변수	해외진출 고려	-0.29	0.27	-0.50*	0.27
	해외진출	-0.82***	0.27	-0.94***	0.26
사업기간		-0.41**	0.18	-0.17***	0.02
매출액	ln(매출)	-0.01	0.02	-0.04**	0.02
노조		1.17**	0.47	-1.16***	0.40
기업형태	개인사업	-1.89	1.23	-1.15	0.98
	회사법인	-2.77**	1.08	-3.79***	0.82
	학교법인	-2.89**	1.23	-2.58**	1.05
임금수준	ln(임금)	-1.30***	0.49	-3.27***	0.48
연도	2007년	0.26	0.46	-0.05	0.29
	2009년	0.45	0.76	-0.43	0.30
	2011년	2.04*	1.09	0.83***	0.30
	2013년	3.12**	1.44	1.45***	0.32
	2015년	3.31*	1.78	1.25***	0.33
	2017년	4.38**	2.13	1.89***	0.36
	2019년	5.35**	2.49	2.24***	0.42
산업분류	전기			-14.35***	2.80
	하수			-12.63***	2.99
	건설			-16.87***	1.11
	도소매			11.82***	1.16
	운수			-17.56***	1.09
	숙박음식			13.72***	1.87

	출판영상			0.50	1.45
	금융			6.90***	1.79
	부동산			5.15*	3.02
	과학기술			-3.27**	1.34
	시설관리			11.10***	1.07
	공공행정			7.20**	3.09
	교육			11.39***	2.03
	보건			42.97***	1.33
	예술			6.51**	2.57
	협회			1.35	1.75
지역	부산			-0.78	1.09
	대구			-1.35	1.18
	인천			-1.27	1.02
	광주			-1.23	1.60
	대전			-3.02*	1.78
	울산			-8.85***	1.54
	세종			-1.18	1.98
	경기			-2.25***	0.60
	강원			0.23	1.31
	충북			-3.35**	1.34
	충남			-7.86***	1.28
	전북			-1.76	1.81
	전남			-6.20***	1.50
	경북			-3.34***	1.08
	경남			-4.32***	1.05
	제주			-1.87	2.84
절편	_cons	48.26***	4.76	62.01***	3.87

주 : (1) *, **, ***는 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미함.

(2) 모델1 : Prob > F = 0.00, 모델2 : Prob > χ^2 = 0.00.

(3) Hausman-검정 결과 모델1과 모델2 중 모델1이 적합함(p<0.01).

(4) 표본 수 = 15,456(모델1=모델2).

3. 해외사업 확장에 따른 여성 고용

<표 6>은 기업의 해외진출 이후에 여성 고용의 변화를 분석한 결과라면, <표 7>은 기업의 해외사업 확장이 여성 고용에 미치는 영향을 분석한 결과를 보여준다. 고정효과모형과 확률효과모형 모두에서 기업이 해외사업을 확장할수록 여성 근로자의 비중이 감소하는 것으로 분석되었다. Hausman 테스트에 따라 적합한 모형으로 검증된 고정효과모형의 추정계수에 따르면 국내외 사업장 중 해외사업장이 비중이 1%p 증가할 때 전체 근로자 중 여성의 비중은 0.02%p 감소하는 것으로 나타났다. 이는 만약에 전체 사업장 중 해외사업장 비중이 10%p 증가할 때 마다 여성 근로자의 비중이 2%p 감소한다는 것을 의미한다. <표 5>의 기술통계를 고려할 때, 해외 사업장의 비중이 10%p 증가할 때 여성 근로자의 비중은 28.99%에서 26.99%로 약 7%(2%p) 감소한다는 것을 의미

한다. 다른 통제변수의 경우, 추정계수의 부호, 크기, 통계적 유의성 등이 <표 5>와 크게 다르지 않아 세부적인 논의는 생략한다.

<표 7> 해외사업 확장에 따른 여성 고용

구분	변수	모델1 : 고정효과모형		모델2 : 확률효과모형	
		추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)
주요 설명변수	해외사업장 비율	-0.02**	0.01	-0.02***	0.01
	사업기간	-0.42**	0.18	-0.17***	0.02
	매출액 ln(매출)	-0.01	0.02	-0.04**	0.02
	노조	1.17**	0.47	-1.15***	0.40
기업형태	개인사업	-1.85	1.23	-1.14	0.98
	회사법인	-2.74**	1.08	-3.81***	0.82
	학교법인	-2.82**	1.23	-2.52**	1.05
임금수준	ln(임금)	-1.31***	0.49	-3.29***	0.48
연도	2007년	0.28	0.46	-0.05	0.29
	2009년	0.49	0.76	-0.43	0.30
	2011년	2.13**	1.09	0.87***	0.30
	2013년	3.23**	1.44	1.49***	0.32
	2015년	3.52**	1.78	1.38***	0.33
	2017년	4.62**	2.13	2.03***	0.36
	2019년	5.60**	2.49	2.35***	0.42
산업분류	전기			-14.25***	2.80
	하수			-12.58***	2.99
	건설			-16.80***	1.11
	도소매			11.88***	1.16
	운수			-17.45***	1.09
	숙박음식			13.77***	1.87
	출판영상			0.50	1.45
	금융			6.93***	1.79
	부동산			5.25*	3.02
	과학기술			-3.27**	1.34
	시설관리			11.19***	1.07
	공공행정			7.15**	3.09
	교육			11.48***	2.03
	보건			43.03***	1.33
	예술			6.59***	2.57
협회			1.48	1.75	
지역	부산			-0.75	1.09
	대구			-1.30	1.18
	인천			-1.27	1.02
	광주			-1.22	1.60
	대전			-3.01*	1.78
	울산			-8.83***	1.54
	세종			-1.23	1.98

	경기			-2.25***	0.60
	강원			0.23	1.31
	충북			-3.27**	1.34
	충남			-7.90***	1.28
	전북			-1.75	1.81
	전남			-6.17***	1.50
	경북			-3.30***	1.08
	경남			-4.36***	1.05
	제주			-1.85	2.84
절편	_cons	48.39***	4.76	61.91***	3.87

주 : (1) *, **, ***는 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미함.

(2) 모델1 : Prob > F = 0.00, 모델2 : Prob > χ^2 = 0.00.

(3) Hausman-검정 결과 모델1과 모델2 중 모델1이 적합함(p<0.01).

(4) 표본 수 = 15,456(모델1=모델2).

4. 기업의 해외진출 및 해외사업 확장에 따른 여성 고용 : 강건성 검증

본 연구에 활용된 기업들은 크게 재단·종교, 개인사업, 회사법인, 학교법인으로 분류될 수 있다. 그런데 기술통계에서도 확인하였듯이 해외로 진출하고 해외에 사업장에 투자하는 기업들 대부분이 회사법인의 형태였다. 이에 <표 8>은 분석 대상을 회사법인(12,763개의 관측치)으로 한정하여 <표 5> 및 <표 6>을 재분석하였다.

분석 결과, 주요 설명변수들의 추정계수 크기만 다소 차이가 날 뿐 부호와 통계적 유의성은 동일하였다. 즉, 기업이 해외진출을 한 이후 여성 근로자 비중이 감소하였으나 해외진출을 고려하는 단계에서는 근로자의 성별 비중이 변하지 않았다. 또한 기업들이 해외사업장을 확장하는 단계에서도 남성 근로자에 비해 여성 근로자의 비중이 점차 감소하는 것으로 분석되었다.

<표 8> 해외진출 및 해외사업 확장에 따른 여성 고용 : 회사법인으로 한정

변수	모델1 : 고정효과모형		모델2 : 확률효과모형	
	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)
해외진출 고려	-0.07	0.29	-0.26	0.29
해외진출	-0.71***	0.28	-0.82***	0.27
변수	모델3 : 고정효과모형		모델4 : 확률효과모형	
	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)
해외사업장 비율	-0.02**	0.01	-0.02***	0.01

주 : (1) *, **, ***는 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미함.

(2) 모델1=모델3 : Prob > F = 0.00, 모델2=모델4 : Prob > χ^2 = 0.00.

(3) Hausman-검정 결과 모델1과 모델2 중 모델1이, 모델3과 모델4 중 모델3이 적합함(p<0.01).

(4) 표본 수 = 12,763(모델1~모델4).

(5) 기업 형태(개인사업, 회사법인, 학교법인)를 제외하고 <표 4> 및 <표 5>와 동일한 통제변수를 사용하여 분석한 결과이며, 통제변수의 추정계수 및 표준오차는 편의상 생략함.

V. 결론

지속적인 세계화 추세에 맞추어 우리나라 기업의 해외진출이 활발히 이루어지고 있는 가운데, 기업의 해외진출은 여성 고용량에도 변화를 줄 수 있을 것으로 예상된다. 지난 20년간 여성의 경제활동참여율이 지속적으로 높아지고 있는 특징을 고려 시, 기업의 해외진출에 따른 여성의 고용 변화에 주는 영향을 분석하는 것이 특히나 필요하다고 판단된다.

또한, 정부의 중소기업 및 벤처기업의 해외진출 지원사업이 강화됨에 따라 국내 기업의 해외진출이 더욱 활성화될 것으로 예상되는 상황에서 기업의 해외진출이 여성 고용에 미치는 영향을 분석하고 관련 시사점을 살펴볼 필요가 있다. 하지만 해외와 달리 국내 연구에서는 해외진출 및 해외사업 확장 기업들의 고용 변화와 여성 근로자 고용률에 대한 연구는 찾아보기 어렵다.

이에 본 연구는 기업들의 해외진출 및 해외사업 확장에 따른 여성 근로자의 비중이 어떻게 변하는지 분석하였다. 분석 결과, 기업이 해외진출을 고려하는 단계에서는 근로자 중 성별 비중이 변화가 없었으나 해외진출을 한 이후에는 여성 근로자의 비중이 감소하는 것으로 나타났다. 또한 해외사업장을 점차 확장하는 단계에서도 여성 근로자의 비중이 감소하는 것을 확인할 수 있었다.

다만, 실증분석 결과의 해석에는 주의가 필요하다. 노동시장에서 근로자 성별 비중은 공급과 수요가 상호작용하여 나타난 결과다. 기업이 해외진출 한 이후에 여성 근로자의 비중이 감소하였다는 것은 공급 측면에서 여성들이 해외진출 한 기업을 선호하지 않을 수 있으며, 반대로 수요 측면에서는 해외진출을 한 기업이 여성 근로자를 선호하지 않은 결과일 수 있다. 하지만 데이터로 확인할 수는 없지만 주로 해외진출 한 기업들이 상대적으로 규모가 큰 기업이고, 국내의 경우 대기업과 중소기업 간 임금 및 복지 수준의 차이가 크다는 현실(문영만, 2019)을 고려할 때, 여성들이 해외 진출한 기업을 선호하지 않을 가능성은 높지 않다. 그렇다면, 해외에 진출한 기업의 수요에 의해 여성 근로자의 비중이 감소하였고 해석할 수 있는데 이 역시 조심스러운 해석이 요구된다. 예를 들어, 기업이 해외에 진출한 이후 여성 근로자의 비중이 감소하였다는 것은 여성 근로자를 감소시켰을 수 있으나, 여성 근로자의 증가보다 남성 근로자를 더 많이 고용한 결과일 수도 있다. 중요한 것은 해외 진출을 한 이후 기업이 여성보다는 남성 근로자를 더 선호하게 된다고 해석하는 것은 무리가 없다.

다만, 기업이 해외에 진출한 이후 그리고 해외 사업을 확장하는 단계에서 왜 여성 근로자보다 남성 근로자를 선호하게 되는지는 확인할 수 없었다. 또한 기업의 해외 진출에 따른 성별 임금 격차에 대해서도 연구하지 못했다. 이는 본 연구에서 활용한 자료가 기업 수준 자료이기 때문에 각 개인별 임금 수준에 대한 정보가 부재하기 때문이다. 국내 기업의 해외진출이 노동시장에 미치는 영향에 대한 실증연구는 본 연구가 최초인 만큼 향후 세부 논의와 정책적 시사점을 제공하기 위해 후속 연구가 필요하겠다.

참고문헌

- 김재호(2004). “노동시장 이중구조와 성차별 — 직종분리를 중심으로 —”. **용용경제**. 제6권 제3호, 259-290.
- 김정포, 고경일(2005). “우리나라 벤처기업의 해외진출시기 결정요인에 관한 연구”. **大韓經營學會誌**. 제18권 제3호, 1287-1305.
- 대한무역투자진흥공사(2004). **해외진출 한국기업 현황분석**.
- 대한무역투자진흥공사(2018; 2021). **해외진출 한국기업 디렉토리**.
- 문영만(2019). “대기업과 중소기업 임금격차 및 결정요인”. **勞動經濟論集**. 제42권 제1호, 43-72.
- 박정은·지세운(2016). “국내 유통업계의 해외동반진출 현황 및 대·중소기업 해외동반진출 확대 방안 모색”. **유통연구**. 제21권 제2호, 153-176.
- 신윤정(2015). “OECD 지표를 통해서 본 우리나라의 양성 격차와 일·가정 양립”. **보건복지포럼**. 제220권, 116-127.
- 윤동섭·조대우(2007). “한국 벤처기업의 해외진출결정요인에 관한 연구”. **國際經營研究**. 제18권 제1호, 29-58.
- 이재성(2008). **기업규모별 임금격차의 원인에 관한 실증분석: 노사관계, 고용, 하청 및 기업지배 구조의 요인분석**. 성균관대학교 석사학위 논문.
- 장지연(1998). “여성인구변동과 노동시장”. **한국인구학**. 제21권 제2호, 5-36.
- 중소벤처기업부(2020). “2020년 벤처기업정밀실태조사”.
- 중소벤처기업부(2018). “2018년 벤처기업정밀실태조사”.
- 최선식, 이광배(1997). “해외시장진출 결정요인에 관한 연구”. **무역학회지**. 제22권 제 1호, 127-147.
- 통계청(2020). “OECD 회원국 여성경제활동참가율(15~64세)”
- 정성미(2014). “여성 노동시장의 특징과 최근 변화”. **노동리뷰**. 제111권, 5-19.
- 하병기(2000). “세계화와 주류산업”. **주류산업**. 제28권 제2호, 17-25.
- 허아랑·김예린·김근세(2015). “여성 고용률 제고를 위한 영향요인 분석: OECD 국가의 출산·양육지원 정책을 중심으로”. **政策分析評價學會報**. 제25권 제1호, 309-344.
- KDI 미래전략연구소(2019). “최근 제조업의 해외진출 트렌드와 영향”. **산은조사월보**. 22-32.
- Cameron, A. C. and Trvedi, P. K.(2005). *Microeconometrics: Methods and applications*. Cambridge.
- Green, W. H.(2018). *Econometric analysis*. Pearson.
- Juhn, C., Ujhelyi, G. & Villegas-Sanchez, C.(2014). Men, women, and machines: How trade impacts gender inequality. *Journal of Development Economics*. 106, 179-193.
- Karol Fernandez Delgado(2020). Foreign acquisitions and female employment in manufacturing firms: An empirical analysis for chile. *Transnational Corporations Journal*, 27, 9-38.
- Naomi Kodama, Beata S. Javorcik & Yukiko Abe(2018). Transplanting corporate culture across international borders: Foreign direct investment and female employment in Japan, *The World Economy*, 41, 1148-1165.
- OECD. *OECD Employment Outlook 2018*. Paris: OECD.
- Wooldridge, J. M.(2013). *Introductory econometrics: A modern approach*. South-Western.
- Zhihong Chen, Ying Ge, Huiwen Lai & Chi Wan(2013). Globalization and gender wage inequality in

- China. *World Development*. 44, 256-266.
- Berik, G., Y. van der Meulen Rodgers & J. E. Zveglic(2004). International trade and gender wage discrimination: Evidence from East Asia. *Review of Development Economics*. 8, 237-254.
- Bøler, E. A., B. S. Javorcik & K. H. Ulltveit-Moe(2018). Working across time zones: Exporters and the gender wage gap. *Journal of International Economics*, 11, 122-133.
- Menon, N. & Y. van der Meulen Rodgers(2009). International trade and the gender wage gap: New evidence from India manufacturing sector. *World Development*. 37, 965-981.
- Tejani, S. & W. Milberg(2016). Global defeminization? Industrial upgrading and manufacturing employment in developing countries. *Feminist Economics*. 22, 24-54.



세션 03

내부노동시장

사회자 : 장홍근(한국노동연구원)

- ◆ 유연근무제 활용의 디커플링과 직무분석 활용의 조절효과에 관한 연구
홍중윤(한양대학교), 장흠(한양대학교), 오재원(한양대학교) 397
- ◆ 중소기업의 교육훈련투자 결정요인 분석
최계원(숙명여자대학교), 이영민(숙명여자대학교) 423

유연근무제 활용의 디커플링과 직무분석 활용의 조절효과에 관한 연구

홍종윤*·장홀**·오재원***

최근 주 52시간제로 인해 많은 기업들이 유연근무제 도입하고 있다. 그럼에도 불구하고 대부분의 기업들은 유연근무제 도입만 하고 활용에는 그다지 관심이 없어 보인다. 즉, 제도의 디커플링(decoupling)이 발생하고 있는 것이다. 실제 고용노동부에서 조사한 일가정양립실태조사에서 많은 기업들이 도입은 하고 있으나 활용 실적은 저조한 편이다. 본 연구는 유연근무제 디커플링의 선행요인을 분석하고, 직무분석 활용정도가 제도의 디커플링을 감소시키는 조절요인으로 분석을 진행하였다. 분석결과, 기업들은 규범적 압력과 모방적 압력이 강해질 경우 제도의 디커플링이 발생하는 것으로 나타났다. 특히, 외부 네트워크 활동이 강하더라도 제도의 디커플링이 발생하는 것은 인사부서와 같은 조직의 문지기들이 형식적인 역할만 하는 것으로 추정된다. 또한, 규범적 압력과 모방적 압력이 강하더라도 직무분석 활용도가 높을수록 제도의 디커플링이 감소하는 것으로 확인되었다. 즉, 조직 내에서 직무분석이 조직정체성을 구분해주는 역할에 기여한 것으로 추정된다. 이러한 분석결과를 바탕으로 이론적, 실무적 시사점을 논의하였다.

주요용어 : 유연근무제, 직무분석 활용, 디커플링, 패널분석, 조절효과

1. 서론

OECD 국가별 비교에서 매년 상위권으로 한국에게 오명을 안겨주는 지표 중 하나는 ‘근로시간’이다(이수연·전병준·김효선, 2019). 한국의 근로시간은 2020년 기준 연평균 근로시간이 1,908시간으로 OECD 회원국 중 멕시코와 코스타리카 다음인 세 번째에 위치하고 있다. 한국은 근로시간은 길지만 생산성이 다른 주요 국가에 비해 낮은 수준으로 나타났다. 2020년 기준 OECD 주요국의 시간당 노동생산성을 보면, 한국은 \$41.7로 미국(\$74.3), 프랑스(\$68.0), 독일(\$66.3), 호주(\$53.6) 등 다른 국가와 비교했을 때 근로시간 대비 생산성이 매우 비효율적이라는 것을 알 수 있다.

그동안 한국 정부는 이러한 장시간 근로문제를 해결하기 위해 ‘주 52시간제’라는 방법을 중심으로 해결책을 논의하여 왔다(노민선·조호수, 2019). 실제, 2018년 2월 근로기준법이 국회를 통과하여 2018년 7월 1일부터 300인 이상 사업체에서는 주 52시간을 초과할 수 없게 규정하였다(이혜정·명순영·유규창, 2020). 기업에서는 주 52시간제라는 제도적 환경에 조용하기 위해 여러 가지 방안을 모색하였는데 그 중 하나가 ‘유연근무제’이다. 기업들은 유연근무제를 도입하면서 장시간 근로관행

* (주 저자) 한양대학교 일반대학원 경영학과 조직인사전공 박사과정(hjy2023@hanyang.ac.kr)
** (공동저자) 한양대학교 일반대학원 경영학과 조직인사전공 박사과정(blessjh@hanyang.ac.kr)
*** (공동저자) 한양대학교 일반대학원 경영학과 조직인사전공 석사(oh-jw@naver.com)

개선 및 워라밸(WLB; Work-Life Balance) 등으로 문제를 해결하고자 하고 있다. 이는 유연근무제를 도입하여 외부환경과 상호작용하면서 조직에 정당성을 부여하는 것으로 보인다.

한편, 유연근무제는 일-가정 양립제도로써 연구의 필요성이 제기되면서 연구가 진행되었다. 먼저, 유연근무제가 조직성과에 미치는 영향이 주로 연구되었다(안은정·신은중, 2010; 정장훈·조문석·장용석, 2011; 박경환, 2015). 둘째, 유연근무제가 개별 근로자에게 미치는 영향이 있었다(홍민기, 2017; 성민정·원숙연, 2017; 최은미·강제상, 2021). 그 중 제도의 디커플링과 관련된 연구는 정장훈 외(2011)과 김정인(2017)이 있다. 그러나, 전자의 경우 횡단면 분석이어서 제도의 인과관계를 추정하기에는 한계가 있고, 제도 도입과 미도입으로만 구분하여 측정하여 제도의 활용에 대한 디커플링은 파악은 힘든 부분이 있다. 후자의 경우 공공부문을 중심으로 여성, 장애인, 비수도권 등 인력 비율에 관한 균형인사제도와 유연근무제의 디커플링 선행요인을 분석하였다.

앞서 설명한 두 연구들에서는 제도의 디커플링과 관련된 선행요인에 대한 분석은 있었으나, 제도의 디커플링에 관한 강화나 완화 등에 대한 조절효과는 부족하였다. 이에 본 연구는 유연근무제 활용의 디커플링 선행요인을 탐색하고, 이러한 제도의 디커플링 발생을 조절하는데 있어, 직무분석 활용이 어떠한 역할을 하는지 패널분석하고자 한다. 결과적으로 이를 통해 기업들에서 발생하는 유연근무제 활용의 디커플링 현상을 포착하는 동시에 직무분석 활용도를 통한 직무중심 인사관리로의 변화를 추정할 수 있을 것으로 기대된다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 유연근무제의 개념 및 정의를 파악한 뒤 고용노동부에서 제공하는 「일가정양립실태조사」를 통해 유연근무제 도입 및 활용에 대한 현황을 분석하였다. 3장에서는 신제도주의에서 설명하는 제도적 동형화와 디커플링(decoupling)이라는 제도적 환경을 통해 기업들이 유연근무제를 도입하고 활용하지 않는지, 그리고 이러한 현상을 직무분석 활용에 따라 어떻게 감소되는지 논의하였다. 4장에서는 가설검증에 앞서 한국노동연구원의 「사업체패널조사」 자료의 기초통계 및 상관분석을 제시하였다. 5장에서는 가설검증을 위해 패널분석 결과를 설명하였다. 6장에서는 본 연구의 결론 및 이론적, 정책적, 실무적 시사점 등을 논의하였다.

II. 유연근무제의 개념과 현황

1. 유연근무제 개념 및 유형

유연근무제는 근로시간의 결정 및 배치 등을 탄력적으로 운영할 수 있도록 하는 제도로 정의하고 있다(고용노동부, 2021). 유연근무제와 유사한 개념으로 탄력적 근무제도도 있다. 탄력적 근무제도는 근로자의 일과 가정의 조화를 위해 근무장소나 근무시간을 근로자의 선택에 따라 융통성 있게 선택하고 조정할 수 있는 제도를 말한다(한지숙·유계숙, 2009). 위에서 제시한 기준을 바탕으로 유연근무제를 분류하면 다음과 같다. 근로시간의 유연화에 따른 시간선택제, 시차출퇴근제, 선택근무제, 재량근무제 등이 있고, 근로장소의 유연화에 따른 재택근무제나 원격근무제 등이 있다(전형

진, 2020; 고용노동부, 2021).

유형별 유연근무제는 다음과 같이 정의할 수 있다(고용노동부, 2021). 먼저, 근로시간에 따른 유연근무제의 경우 시간선택제는 개인 사유로 근로자의 필요에 따라 전일제 근로자가 일정기간 동안 짧은 시간 근무하면서 전일제와 차별 없이 근무하는 형태를 말한다. 시차출퇴근제는 근로자의 필요에 따라 출퇴근시간을 조절하여 교통혼잡시간을 피하고, 유연한 시간을 활용할 수 있는 제도를 말한다. 선택근무제는 일정기간의 단위로 정해진 총 근로시간 범위 내에서 업무의 시작 및 종료시간, 1일 근로시간을 근로자가 자율적으로 결정할 수 있는 제도를 말한다. 재량근무제는 근로시간의 배분과 업무수행방법을 근로자의 재량에 맡기고 사용자와 근로자 간 합의한 시간을 근무한 것으로 인정하는 제도이다. 둘째, 근로장소에 따른 유연근무제의 경우, 원격근무제는 원격근무용 사무실에서 근무하거나 사무실이 아닌 장소에서 모바일 기기를 이용하여 근무하는 제도이다. 재택근무제는 근무편의를 위해 마련된 장소(주택 포함)에서 업무를 수행하는 형태이다.

<표 1> 유형별 유연근무제

	유형별	내용
근로시간 유연화	시간선택제	일정기간 동안 짧은 시간 근무하면서 전일제와 차별 없이 근무
	시차출퇴근제	출퇴근시간을 조절하여 유연한 시간을 활용
	선택근무제	1일 근로시간을 근로자가 자율적으로 결정
	재량근무제	근로자의 재량(근로시간/업무)에 맡기고, 노사 간 합의한 시간을 근무
근로장소 유연화	원격근무제	사무실이 아닌 곳에서 모바일 기기를 이용하여 근무
	재택근무제	근무편의를 위해 마련된 장소(주택 포함)에서 업무를 수행

*자료: 고용노동부(2021)를 저자가 재정리함.

2. 유연근무제도 현황

본 연구는 이론적 배경 및 논의와 연구분석에 앞서 우리나라 유연근무제 기초현황을 파악하기 위해 고용노동부에서 제공하는 「일가정양립실태조사」를 분석하였다. 해당 조사는 매년 전국의 상시근로자 5인 이상의 고용사업장을 대상으로 조사하고 있고, 사업장 내 유연근무제도의 도입 및 활용에 대한 변화를 확인할 수 있는 장점이 있다. 또한, 유연근무제도를 도입하지 않은 이유, 도입 이유, 효과 등도 파악할 수 있다. 이를 통해 기업에서의 전반적인 유연근무제 도입 및 활용 현황 등을 파악하여, 이론적 논의와 실증분석에 기초분석을 제공할 것이다.

1) 유연근무제도 도입 및 활용 현황

유연근무제를 도입한 기업 현황을 보면 다음과 같다. 시간선택제를 도입한 기업은 2017년 13.9%에서 2019년 13.2%로 약 0.7%p 감소하였다. 시차출근제를 도입한 기업은 2017년 15.3%에서 2019년 16.5%로 약 1.2%p 증가하였다. 선택근무제를 도입한 기업은 2017년 8.9%에서 2019년 8.6%로 약 0.3%p 감소하였다. 재량근무제를 도입한 기업은 2017년 7.4%에서 2019년 7.0%로 약 0.4%p 감소하였다. 원격근무제를 도입한 기업은 2017년 3.6%에서 2019년 4.4%로 약 0.8%p 감소하였다. 재택근

무제를 도입한 기업은 2017년 4.4%에서 2019년 6.3%로 약 1.9% 증가하였다. 최근 시차출근제와 재택근무제를 도입한 것으로 보아, 기업에서 직원들의 워라벨을 좀 더 고려하는 추세로 가는 것으로 보인다.

<표 2> 연도별 유연근무제 도입 현황

제도별	도입 여부	2017		2018		2019		증감	
		빈도 (개)	비율 (%)	빈도 (개)	비율 (%)	빈도 (개)	비율 (%)	빈도 (개)	비율 (%p)
전체		747,749	-	762,032	-	799,361	-	51,612	-
시간선택제	예	103,684	13.9	102,435	13.4	105,788	13.2	2,104	-0.7
	아니오	644,065	86.1	659,597	86.6	693,573	86.8	49,508	0.7
시차출퇴근제	예	114,213	15.3	130,974	17.2	131,659	16.5	17,446	1.2
	아니오	633,536	84.7	631,058	82.8	667,702	83.5	34,166	-1.2
선택근무제	예	66,620	8.9	66,116	8.7	68,682	8.6	2,062	-0.3
	아니오	681,129	91.1	695,916	91.3	730,679	91.4	49,550	0.3
재량근무제	예	55,288	7.4	58,120	7.6	55,958	7.0	670	-0.4
	아니오	692,461	92.6	703,912	92.4	743,403	93.0	50,942	0.4
원격근무제	예	26,786	3.6	26,293	3.5	35,206	4.4	8,420	0.8
	아니오	720,963	96.4	735,739	96.5	764,155	95.6	43,192	-0.8
재택근무제	예	33,242	4.4	34,008	4.5	50,000	6.3	16,758	1.9
	아니오	714,507	95.6	728,024	95.5	749,361	93.7	34,854	-1.9

*자료: 고용노동부, 「일가정양립실태조사」

유연근무제 활용 현황을 보면 다음과 같다. 시간선택제를 활용하는 기업은 2017년 25.9%에서 2019년 23.7%로 약 2.3%p 감소하였다. 시차출퇴근제를 활용하는 기업은 2017년 28.6%에서 2019년 29.4%로 약 0.9%p 증가하였다. 선택근무제를 활용하는 기업은 2017년 16.7%에서 2019년 15.4%로 1.3%p 감소하였다. 재량근무제를 활용하는 기업은 2017년 13.8%에서 2019년 12.5%로 약 1.3%p 감소하였다. 원격근무제를 활용하는 기업은 2017년 6.7%에서 2019년 7.0%로 약 1.2%p 증가하였다. 재택근무제를 활용하는 기업은 2017년 8.3%에서 2019년 11.2%로 약 2.9%p 증가하였다. 정리하면, 시차출퇴근제와 재택근무제의 활용 측면에서 볼 때, 조직에서 직원들의 시간과 장소를 효율적으로 활용할 수 있는 방향으로 제도를 운영하고 있다. 종합적을 보면, 최근 유연근무제를 도입하는 기업들은 직원들의 워라벨을 고려하고 있고, 유연근무제를 활용하는 기업은 직원들의 시간과 장소를 효율적으로 활용할 수 있는 방향으로 제도를 운영하고 있다고 볼 수 있다.

<표 3> 연도별 유연근무제 활용 현황

제도별	2017		2018		2019		증감	
	빈도 (개)	비율 (%)	빈도 (개)	비율 (%)	빈도 (개)	비율 (%)	빈도 (개)	비율 (%p)
전체	399,833	100.0	417,946	100.0	447,293	100.0	47,460	-
시간선택제	103,684	25.9	102,435	24.5	105,788	23.7	2,104	-2.3
시차출퇴근제	114,213	28.6	130,974	31.3	131,659	29.4	17,446	0.9
선택근무제	66,620	16.7	66,116	15.8	68,682	15.4	2,062	-1.3
재량근무제	55,288	13.8	58,120	13.9	55,958	12.5	670	-1.3
원격근무제	26,786	6.7	26,293	6.3	35,206	7.9	8,420	1.2
재택근무제	33,242	8.3	34,008	8.1	50,000	11.2	16,758	2.9

*자료: 고용노동부, 「일가정양립실태조사」

2) 유연근무제도 미도입 사유 현황

아래 표는 유연근무제를 도입하지 않은 기업들의 미도입 사유를 확인하였다. 최근 3개년 동안 대부분의 기업들은 ‘노무관리(직원 근태, 근무평정 등)의 어려움’을 1순위, ‘희망직원 없음’을 2순위, ‘거래기업/고객과의 관계 때문’을 3순위로 응답하였다. 이는 여전히 유연근무제가 대부분의 사업주에게 이득보다 관리비용이나 기타 비용 등 부작용이 많은 제도로 인식되고 있고, 근로자에게는 협업이나 소통 등의 문제로 업무의 효율성을 저하하는 제도로 보고 있는 것으로 추정된다(정재우, 2017).

<표 4> 연도별 유연근무제 미도입 사유 현황

	2017		2018		2019		증감	
	빈도 (개)	비율 (%)	빈도 (개)	비율 (%)	빈도 (개)	비율 (%)	빈도 (개)	비율 (%p)
전체	569,745	100.0	566,654	100.0	644,446	100.0	74,701	-
적합한 직무가 없음	390,708	68.6	-	-	-	-	-	-
노무관리의 어려움	51,801	9.1	123,449	21.8	254,518	39.5	202,717	30.4
도입 절차 등을 모름	8,519	1.5	15,360	2.7	9,223	1.4	704	-0.1
거래기업/고객과의 관계 때문	38,500	6.8	101,592	17.9	114,159	17.7	75,659	10.9
도입비용이 커서	4,720	0.8	4,520	0.8	3,736	0.6	-984	-0.2
정보보안 문제	2,228	0.4	3,076	0.5	1,993	0.3	-235	-0.1
노동조합/직원의 반대	1,182	0.2	1,196	0.2	556	0.1	-626	-0.1
희망 직원 없음	72,086	12.7	287,261	50.7	237,081	36.8	164,995	24.1
업무특성상 불가	-	-	30,201	5.3	23,179	3.6	-	-

*자료: 고용노동부, 「일가정양립실태조사」

III. 이론적 배경 및 논의

제도적 동형화(institutional isomorphism)는 조직장(field) 내에 있는 조직들이 제도화 과정을 거치면서 서로 유사한 모습을 띄게 되는 현상을 말한다(DiMaggio & Powell, 1983; Meyer & Rowan, 1977). 신제도주의 조직론에서 강조되는 제도적 환경(institutional environment)은 강압적(coercive), 규범적(normative), 모방적(mimic) 환경으로 구분된다(Scott & Davis, 2015). 강압적 동형화는 일반적으로 정부규제와 같이 선택의 여지없이 강제적으로 받아들이는 경우를 말한다. 규범적 동형화는 특정 분야의 전문집단에 의해 제도적 규범을 받아들이는 경우를 의미한다. 모방적 동형화는 앞선 조직의 제도적 정보나 경험을 벤치마킹함으로써 발생한다(DiMaggio & Powell, 1983). 제도적 동형화는 기본적으로 기업 간 제도들이 외부의 다양한 요인들에 의해 서로 비슷해져 가는 현상을 설명하는 틀로 접근하였으나, 최근에는 조직의 변화와 혁신에 미치는 영향에 주목하면서 제도적 압력의 의미로 사용되기도 한다(김일경·장용석, 2010).

이렇듯 조직은 자원의 획득과 생존을 위해 제도적 압력을 받아들이는데, 그럼에도 불구하고 제도화가 요구하는 바가 조직의 특수성과 기술적 합리성과 모순될 가능성이 있다(Scott & Davis, 2015). 조직은 이러한 갈등을 해결하기 위해 분리(decoupling)에 의한 느슨한 결합(loosely coupling)의 구조를 활용한다. 제도의 디커플링은 외부압력에 조응하기 위해 제도화된 공식구조를 도입하되, 내부에서는 기술적 합리성을 유지하기 위해 활용하지 않는 괴리가 발생할 수 있다(Meyer & Rowan, 1977). 다시 말해, 제도화된 구조나 관행을 도입함과 동시에 조직은 사회적 정당성을 얻고, 이와 함께 도입된 제도화된 구조나 관행(practice)의 실행이나 활용을 분리시킴으로써 조직 내부의 기술적 효율성도 함께 얻을 수 있다(김동배, 2010).

1. 강압적 동형화의 디커플링

강압적 동형화는 민간부문보다 공공부문에서 일어날 가능성이 높다. 공공기관은 주무부처가 제 공하는 재무적 및 인적 자원에 의존하기 있기 때문에 상위조직의 요구에 따르거나, 여러 제도를 도입하게 되는 강압적 동형화가 발생할 가능성이 높다(DiMaggio & Powell, 1983). 하지만 제도가 조직이 가진 현실과 다르다면, 조직은 정당성 확보를 위해 도입된 제도를 반드시 현실에서 활용하기는 어려울 수 있다(Brunsson, 1989). 제도를 도입하는 조직의 입장에서 본다면, 전략적 판단에 따른 외부 환경의 요구가 서로 다른 경우 상징적 순응은 조직을 보호하는 기제로 작용할 것이다(Oliver, 1991). 따라서 제도와 현실의 괴리는 외부 환경의 관찰자 입장에서 보다 엄격하게 갖춤으로써 극복될 수 있고, 제도적 환경의 감독에 보다 노출정도가 강할수록 이러한 괴리의 정도는 낮아질 것이다(구자숙, 2009).

일반적으로 공공부문은 위계적 문화가 강하다. 위계적 문화는 안정과 통제를 바탕으로 내부지향성을 보인다. 통제를 중심으로 안정적인 기반 위에서 조직의 내적 효율성을 강조한다. 위계적 문화

가 높은 조직은 조직문화를 유지하고자 전통, 관행, 공식적 규칙을 정당성으로 강조하며, 관행을 유지하려고 한다(Zammuto & Krakower, 1991). 공공기관의 경우 상위부처와 어느 정도의 종속적인 관계를 유지하고 있는지에 따라 인사관리제도 활용의 디커플링 발생 정도가 달라질 수 있다. 특히, 강한 통제력을 가진 상위조직이 하위조직에 대해 얼마나 강한 영향력을 미치는지에 따라 조직 상호 간 동형화가 발생할 수 있고, 디커플링 역시 줄어들 가능성이 있다(Edelman, 1992). 그러나, 반대로 통제력이 강한 상위조직이 하위조직에 강한 통제력을 미칠 때, 오히려 제도의 디커플링이 발생할 가능성이 높아질 수 있다(Kostova & Roth, 2002).

한편, 2018년 7월부터 주52시간제가 시행됨에 따라 대부분의 공공기관들은 근로시간의 단축에 따른 근로환경 및 근로형태에 대한 변화의 필요성이 제기되었다(서형준, 2021). 공공기관에서 제도의 디커플링은 기관장의 특성에 따라 제도의 운영이 달라질 수 있다. 한국의 경우 공공기관의 기관장 인사권은 공공기관 운영위원회와 각 부처의 영향 등을 받게 되는데, 공공기관의 입장에서는 정부가 제시하는 정책방향에 동조할 수 밖에 없다(김정인, 2017). 또한, 대부분의 기관장들은 공공기관 경영평가와 같은 외부적 통제를 받기 때문에, 제도의 디커플링을 통해 외부적 정당성을 유지하는 동시에 조직 내부의 기술적 요구와 균형을 확보하고자 노력하기 때문이다(박석희, 2009).

공공기관이 정부와 계약관계에 있는 경우 정부정책으로부터 영향을 더 크게 받을 수 있다. 공공접근성이 높은 조직은 정부 또는 대중으로부터 압력을 더 많이 받아, 제도 도입에 긍정적인 방향으로 영향을 미친다(Edelman, 1992). 하지만, 이러한 조직은 외부 자원을 유지하기 위해 정부정책에 대한 수용도와 민감도를 크게 반응할 가능성이 높다(이수영·김동원, 2014). 따라서, 외부적 정당성을 유지하면서 조직 내부의 균형을 확보하여 조직 관성(organizational inertia)을 유지할 것이다. 왜냐하면, 조직 관성이 높은 조직은 위계적 문화를 중요하게 생각해 새로운 제도의 채택에는 소극적인 반면(Hannan & Freeman, 1977), 제도를 도입해도 상징적인 경향이 있기 때문이다.

강압적 동형화의 디커플링과 관련된 선행연구들을 보면, Tolbert(1985)는 대학의 수입원천을 공공, 민간, 자체조달 등 세 가지 부문으로 나누어 자원교환의 다양성과 동형화 사이에 정(+의 효과를 분석하였다. 대학의 경우 정부로부터 받은 융자과 정부보조금 그리고 자체조달 등이 주 수입원천이었고, 나머지는 민간부문에서 자원을 획득하는 것으로 분석되었다. 김정인(2017)은 공공기관 인사관리제도 중 균형인사제도와 유연근무제를 중심으로 제도의 디커플링 현상과 원인을 분석하였다. 분석결과, 공공기관과 주무부처와의 종속성이 강하고, 대민서비스를 간접적으로 제공할수록, 사업의 시장성이 강할수록 위 제도들의 디커플링 현상 발생 가능성이 증가하였다.

가설1: 공공부문 조달비율이 높은 기업일수록 유연근무제도를 도입하였으나 활용하지 않을 것이다.

2. 규범적 동형화의 디커플링

일반적으로 조직은 생존과 발전을 모색하는 과정에서 다양한 문제들을 직면한다. 여러 가지 문제들을 해결하기 위해 모든 조직들이 공유하고 있는 상식을 통해 이를 대처할 수 있지만, 때때로 상식적 해결책보다는 규범(norm)이라는 것을 따라야 하는 경우가 있다(이항영 외., 2007). 그 대표적인 예가 규범적 동형화(normative isomorphism)이다. 규범적 동형화는 제도적 규범을 도입하는 과정에서 전문가 집단이 정당성을 확보하기 위해 규범을 생산하는데, 이 과정에서 특정 제도가 제공하는 지식을 제공하여 그 제도가 확산된다는 것이다(DiMaggio & Powell, 1983).

조직이 외부환경에서 필요 또는 요구하는 규칙이나 조건 등을 탐색하기 위한 정보활동을 하는데, 그 활동을 '외부 네트워킹 활동'이라고 한다. 이러한 활동은 대체적으로 인사담당자들이 맡는데, 이들은 교육기관, 협회 등을 통해 사회화 과정을 통해 인사노무분야의 규범에 특화되어있는 사람들이다(Bacon & Hoque, 2005). 조직은 이러한 활동을 통해 유사한 환경 속에 있는 조직장(organizational field) 수준에서 기업의 구조나 인사관리제도를 비슷하게 만드는 영향을 주게 된다(DiMaggio & Powell, 1983).

제도적 환경에서 조직은 정당성을 확보하기 위해 사회적으로 당연하게 여기는 인지적 또는 규범적 상징 요소들을 채택하게 된다. 그러나, 개별 조직이 보유한 자원과 역량은 각자 서로 다른 한계가 있기 때문에, 정당성 확보를 채택한 제도를 현실에 적용하는 것은 조직에 큰 문제를 야기할 수 있다. 이러한 문제를 해결하고자 조직은 디커플링을 통해 조직이 가진 자원 및 역량 간에 받아들이기 힘든 외부환경의 요구로부터 조직 스스로를 보호하는 합리화된 전략을 추구하게 된다(Meyer & Rowan, 1977; Oliver, 1991). 다시 말해, 외부환경에서 요구하는 압력이 반드시 제도의 활용에 있어 충분한 조건은 아니라는 것이다(조선미·강정환, 2011).

기업들이 유연근무제를 도입하고 활용하지 않는 이유는 2장에서 보았듯이 직원 근태, 평가 등 인사관리의 어려움이 있다는 것을 확인하였다. 제도와 현실의 괴리가 발생할 수 있는 배경은 제도의 내용이 애매모호하거나 조직 자체의 지식과 경험이 부족하여 실행하기 어려울 수 있다는 것이다. 앞서 언급했듯이, 제도의 필요성이 사회적으로 강하게 작용한다고 해서 꼭 그 내용이 정교하게 갖추었다고 보기는 힘들다는 것이다(구자숙, 2009). 결과적으로 유연근무제가 도입되었더라도 활용되는데 있어, 조직 내부에 형성된 조직문화가 이를 뒷받침하지 못한다면 유연근무제를 도입하여도 활용하지 못하게 된다는 것이다(Thompson et al., 1999).

규범적 동형화의 디커플링과 관련된 선행연구를 보면, 정장훈·조문석·장용석(2011)은 일-가정 양립제도의 도입과 디커플링이 조직성과에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과, 일-가정양립제도를 도입한 경우 1인당 매출액에 긍정적인 영향을 미쳤지만, 제도의 디커플링까지 고려했을 때 1인당 매출액에 유의미하지 않았다. 또한, 법적으로 강제하는 제도를 활용하지 않는 경우 1인당 매출액에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 고원태(2019)는 육아휴직제도의 도입과 활용을 분석하였다. 분석결과, 인사부서의 활동이 디커플링을 증가시키는 것으로 확인되었다. 이는 규범적 동형화

가 발생하여도 인사부서는 법률을 위반하지 않는 수준에서 제도를 활용하는 수준에 그치는 것으로 판단된다.

가설2: 외부 네트워킹 활동이 높은 기업일수록 유연근무제를 도입하였으나 활용하지 않을 것이다.

3. 모방적 동형화의 디커플링

모방적 동형화(mimetic isomorphism)는 조직의 기술체계나 조직목표가 애매하고, 외부환경이 불확실성이 높은 경우 조직은 다른 조직을 모방하여 조직의 나아갈 방향을 정하여 불확실성에 대처하는 방편이다(DiMaggio & Powell, 1983; March & Olsen, 1976). 기업의 성공사례나 관행 등을 벤치마킹하는 것이 모방적 동형화의 대표적인 예라고 할 수 있다. 조직의 모방적 동형화 과정은 주로 컨설팅과 같은 외부전문기관이나 교육기관 등을 통해 이루어진다. 이러한 동형화 과정의 특징은 제도의 효과나 본래의 목적과는 유사하게 효과를 나타낼 수도 있으나 그렇지 않을 수도 있다(강영철 & 이철주, 2009).

외부환경의 제도적 압력이나 모방에 의해 제도가 도입된 경우 제도의 디커플링이 더욱 빈번하게 나타난다(Meyer & Rowan, 1977). 조직이 제도를 도입하는데 있어 제도 본연의 동기나 의도와는 다르게 외부적인 정당성의 확보에 치우친 경우 디커플링의 가능성은 더욱 높아진다는 것이다(구자숙, 2009). 특히, 후발주자로 제도를 도입한 조직은 동형화 압력에 의해서 도입하였더라도 제도적 관행의 상징적 동조 즉 디커플링이 발생할 가능성이 높다(Westphal & Zajac, 1994). 이는 조직이 우수한 조직을 도입한 조직의 행태를 보고 유사하게 모방하는 경우라고 볼 수 있다.

유연근무제를 모방적으로 도입한 기업에서는 CSR 활동과 같이 마케팅 측면에서 기업 브랜드 가치 상승이나 장기적인 경쟁우위 등의 일환으로 접근할 수 있지만(Carroll & Shabana, 2010), 기존 제도와는 새로 도입하는 제도 간에 괴리가 발생할 수 있다. 유연근무제의 경우 조직성과 제고라는 합리적 및 효율적 이유가 있지만, 주 52시간제의 대응책이라는 경영상의 대유행에 대한 동형화 과정을 통한 모방의 결과이기도 하다(노용진·김동배·박우성, 2003; 박경환, 2015). 따라서 유연근무제가 효율적인 제도라는 취지를 가지고 있어도 모방한 조직에게 맞지 않는다면, 조직은 도입만 하고 활용을 하지 않을 가능성이 높다. 예를 들어, 유연근무제의 도입 이전에 업무조정이나 압축근로가 발생하는 조직이라면(곽임금·김종배·이남용, 2011), 성과평가나 기존 조직내부의 반발이 발생할 가능성이 있다(김정인, 2017).

모방적 동형화의 디커플링과 관련된 선행연구를 보면, Westphal & Zajac(1999)는 CEO의 장기간 인센티브 플랜 도입과 활용에 대해 분석하였다. 분석결과, 다른 조직보다 늦게 제도를 도입한 조직은 제도적 관행의 디커플링이 발생할 가능성이 높다는 연구결과를 제시하였다. 성민정·원숙연(2018)은 아버지 대상 가족친화대상제도가 확산과 해당 제도의 디커플링을 분석하였다. 분석결과,

상사의 지원이 높을수록 연령이 높을수록 제도의 디커플링이 발생하였다. 오래된 조직은 동종업계 및 경쟁업체에 있어 모방의 대상이 된다는 점에서 매우 중요하다고 주장한다. 기업의 내부적 CSR 반면, 손선화 외(2018)은 기업의 인권경영 도입을 제도적 환경에 고려하여 분석하였다. 우수 사업장에 대한 벤치마킹을 시도한 기업은 인권경영을 운영하는 것으로 나타났다.

가설3: 우수 사업장을 벤치마킹한 기업의 경우 유연근무제를 도입하였으나 활용하지 않을 것이다.

4. 직무분석 활용의 조절효과

최근 우리나라 기업들은 신규채용보다는 경력직을 채용하는 방식으로 외부노동시장을 적극 활용하고 있다. 더불어, 기업근속에 대한 보상을 줄이고 있는 방향으로 내부노동시장이 점차 이완되고 있다(김기희·배진한, 2006; 배진한, 2018). 이는 그동안 내부노동시장을 중심으로 운영되던 연공중심 인사관리에서 외부노동시장을 중심으로 직무중심 인사관리로 변화하고 있다는 것을 보여주고 있다. 직무중심 인사관리는 일반적으로 학력, 연령, 근속연수 등 연공적 특성을 내포하고 있는 연공중심 인사관리와 다르게 수행하는 직무의 가치와 근로자가 가진 역량의 적합성에 따라 운영되는 인사관리를 말한다(유규창, 2014).

이러한 직무중심 관리가 이루어지기 위해서는 직무분석이 선제적으로 이루어져야 한다. 직무분석(job analysis)은 직무담당자가 담당하는 직무의 내용요소, 작업특성, 자격요건(숙련, 의무, 책임), 필요기술, 정신/육체적 노력 등을 자세하게 조사하는 것을 말한다(Harvey, 1991). 직무분석을 통해 직무가 잘 정의되어 있는 조직은 해당 직무에 적합한 인력을 배치할 수 있어, 누가 그 직무를 맡더라도 유사한 결과를 도출할 수 있다(Milkovich, Newman & Gerhart, 2013). 최근 기업들이 유연근무제 도입이나 활용에 있어 디커플링이 발생하는 요인은 여전히 사업주에게 이득보다 관리비용이나 부작용이 많은 제도로 인식되는 점과 더불어 근로자들에게는 협업이나 커뮤니케이션 등의 문제로 업무의 효율성을 저하시킨다는 점 때문이다(정재우, 2017).

제도적 동형화와 제도의 디커플링 간의 관계를 분석한 선행연구는 다음과 같다. 정장훈(2013)은 공공부문 조직에서 성과중심 인사관리제도의 디커플링 선행요인을 전략적 선택, 제도의 동형화, 공공성으로 구분하여 분석하였다. 분석결과, 상위조직 통제정도와 규범적 압력의 민감도가 높을 때 디커플링이 증가하였고, 조직정체성을 명확하게 인식할수록 디커플링이 감소하는 것으로 나타났다. 김종관·강희경(2014)은 성과와 보상의 연계에서 나타나는 디커플링의 영향을 분석하였다. 분석결과, 최고경영자의 인식과 구조적 관성(상사보고, 전결, 전문화 등)은 목표관리제의 디커플링을 감소시키고, 목표관리제와 연봉제 간의 디커플링 정도도 함께 낮추는 것으로 나타났다. 또한, 제도적 동형화 용인은 목표관리제와 연봉제, 그리고 목표관리제와 연봉제 간의 디커플링 정도를 모두 감소시키는 효과를 보여주었다.

가설 4 직무분석의 활용은 유연근무제 도입 및 활용에서 발생하는 디커플링을 감소시킬 것

이다.

가설 4-1. 직무분석의 활용은 공공부문 조달비율이 높은 기업의 유연근무제 디커플링을 감소시킬 것이다.

가설 4-2. 직무분석의 활용은 외부 네트워크 활용 비율이 높은 기업의 유연근무제 디커플링을 감소시킬 것이다.

가설 4-3. 직무분석의 활용은 우수 사업장 벤치마킹 비율이 높은 기업의 유연근무제 디커플링을 감소시킬 것이다.

IV. 연구방법

1. 자료소개 및 수집

본 연구는 한국노동연구원에서 제공하는 「사업체패널조사」 2015년~2017년 자료를 활용하여 패널분석하였다. 「사업체패널조사」는 기업의 인적자원관리 체계를 격년으로 조사하고 있어, 조직단위의 채용, 교육훈련, 임금체계, 보상, 평가 등 전반적인 구조 및 특성을 분석할 수 있는 장점이 있다. 특히, 최근 기업에서 활용하고 있는 유연근무제와 직무분석 등을 조사하고 있어, 본 연구의 질문을 실증하기에 매우 적합한 자료라고 할 수 있다. 최근 3개년 「사업체패널조사」는 2015년 3,431개 사업장, 2017년 2,868개 사업장, 2017년 2,795개로 조사되었다. 본 연구에는 불균형 패널을 사용하였다. 왜냐하면, 균형패널 표본은 조사 기간 동안 한번도 탈락하지 않은 표본만으로 구성되어 완결성이 높을 수 있으나, 조사기간 동안 탈락하지 않고 유지하고 있는 사업체의 경우 제도 활용에 있어 뭔가 체계적인 특성이 있을 가능성이 있다(김정우, 2014). 예를 들어, 생존하고 있는 패널기업들은 다른 사업체들에 비해 더 오래되었거나, 규모가 더 클 가능성이 높다. 따라서, 전체 8,150개 중 1,312개 사업체가 분석에 활용되었다.

2. 변수측정

1) 종속변수

최근 이슈되고 있는 유연근무제를 중심으로 제도 활용의 디커플링을 측정하였다. 본 연구에서 유연근무제는 ‘집중근무시간제’, ‘재량근무제’, ‘교육휴가제’, ‘근로시간 저축제도’, ‘재택 및 원격근무제’ 등으로 구성되어 있다. 다섯 가지 유연근무제를 합하여 6점 척도(0~5점)로 만들었으나, 0으로 과분포(over-dispersion)되어 있어 더미화하였다. 따라서, 다섯 가지 유연근무제를 도입하였으나 활용하지 않는 경우를 1, 도입 및 활용하는 경우 0으로 구분하였다.

2) 독립변수

제도적 동형화를 측정하기 위해 다음과 같은 변수들을 활용하였다. 먼저, 강압적 동형화를 측정하기 위해 ‘공공부문 조달비율’을 활용하였다. 공공부문 조달 비율은 0~100%로 연속형 변수이다. 공공부문 조달 비율 변수를 통해 조직의 안정적인 자원확보를 측정할 수 있다(이항영·백경민·장용석, 2007). 둘째, 규범적 동형화를 측정하기 위해 인사노무 관련 전문잡기 구독, 다른 회사 인사담당자들과의 정기적인 회합, 경영자단체 및 협회로부터의 인사관리 정보 및 조언/자문, 컨설팅업체로부터의 관련 컨설팅 등 네 가지를 합하여 ‘외부 네트워킹 활동’을 활용하였다(윤연철·유규창, 2017). 셋째, 모방적 동형화를 측정하기 위해 우수기업의 ‘벤치마킹’ 여부를 활용하였다. 벤치마킹을 한 경우 1, 그렇지 않은 경우 0으로 더미화하였다(노용진, 2012).

3) 조절변수

조절변수인 직무분석의 경우 정원산정, 채용/선발기준, 직무급, 평가지표 개발, 교육훈련, 임금체계 개편 등을 합하여 0~7점 척도로 변수화하였다(김재원·유규창, 2016). 이를 통해 조직에서 직무분석 활용 정도를 확인할 수 있다.

4) 통제변수

본 연구의 통제변수는 기업연령, 기업규모, 시장경쟁, 노조유무, 인사관리 방향, 기업혁신, 연도 등이다. 기업연령은 2019년에서 설립연도를 차감한 후 로그화하였다. 오래된 조직은 누적된 경험과 자원으로 신기술 및 제도를 받아들이기 수월하지만(Aiken & Alford, 1970, 조직관성으로 인해 새로운 제도 도입에 소극적일 수 있어 투입하였다(Hannan & Freeman, 1977). 기업규모는 전체 근로자 수를 로그화하였다. 조직규모가 클수록 상대적으로 많은 자원을 보유할 가능성이 있어 다양한 제도를 도입할 가능성이 높다(Rogers, 1995). 시장경쟁은 ‘경쟁이 약하다(1점)’부터 ‘매우 심하다(5점)’까지의 5점 척도를 역코딩하였다. 제품 및 서비스시장 경쟁 정도를 보여주는 지표로 기업의 시장 환경을 보여주기 때문에 통제변수로 투입하였다(노용진·김미란, 2015). 노조유무는 유노조 기업과 무노조 기업으로 구분하여 유노조인 경우 1, 무노조인 경우 0으로 더미화하였다. 노동조합이 기업이 도입하려는 제도와 이해가 상충하여 디커플링이 발생할 가능성도 있다(김정인, 2017). 인사관리 방향은 전반적인 인사관리가 비용절감형 또는 헌신형, 내부육성 또는 외부확보, 개인성과 중시 또는 팀워크 강조 등 5점 척도인 5가지 문항을 합산 후 평균화하여 변수로 활용하였다(이선호·박우성, 2017). 시장전략은 주력 상품이나 서비스의 시장전략에 있어 ‘고객의 요구와 시장의 초기 신호에 적극적 대응(1점)’부터 ‘위 세가지 형태 모두 아님(4점)까지의 4점 척도를 역코딩하였다. 기업혁신은 제품/서비스 혁신, 공정혁신, 조직 혁신, 마케팅 혁신 등을 합하여 0~5점 척도로 변수화하였다.

<표 5> 변수의 조작적 정의 및 측정

변수명		변수측정	비고
종속 변수	유연근무제 디커플링	도입은 하였으나 활용하지 않음=1 도입 및 활용함=0	더미화
	공공부문 조달비율	0~100%	백분율
독립 변수	외부 네트워킹 활동	0~4점	5점 척도
	벤치마킹 여부	예=1 아니오=0	더미화
조절 변수	직무분석 활용도	0~6점 (정원산정 채용/선발기준, 직무급, 평가지표 개발, 교육훈련, 임금체계 개편 등)	7점 척도
통제 변수	기업연령	log(2019-기업연령)	로그화
	기업규모	log(전체 근로자)	로그화
	시장경쟁	1~5점	역코딩
	노조유무	유노조=1 무노조=0	더미화
	인사관리 방향	인사관리 목표 1~5점 평균화(충성심, 내부육성 등)	
	시장전략	1~4점	4점 척도
	기업혁신	0~4점	5점 척도
	연도	2015년, 2017년, 2019년	

3. 분석방법

본 연구에서는 유연근무제 디커플링 선행요인을 분석하기 위해 패널분석 중 고정효과 모형(fixed effect model)을 활용하였다. 패널분석에는 고정효과 모형과 확률효과 모형(random effect model)이 대표적인 방식이다. 고정효과 모형은 오차항 μ_i 를 확률변수(random variable)가 아니라 추정해야 할 모수(parameter)로 간주하는 반면, 확률효과 모형은 u_i 를 확률변수로 가정하여 추정한다. 따라서, 고정효과 모형의 경우 횡단면 분석에서 발생할 가능성이 있는 내생성(endogeneity) 문제를 통제할 수 있는 장점이 있고, 더불어 독립변수와 오차항 간에 상관관계가 있다는 것을 가정하기 때문에 독립변수의 외생성(exogeneity)을 가정하는 확률효과 모형에 비해 기업단위 패널분석에서 선호되고 있다(민인식·최필선, 2016; Cameron & Trivedi, 2009; Angrist & Pischke, 2009).

그러나, 고정효과 모형은 분석의 관심대상이 아닌 개체효과를 제거하기 위해 추정 시 집단 내 변환을 통해 평균으로부터의 편차를 활용하는 과정에서 시간불변 변수(time-invariant variable)나 매우 적은 변수들이 추정에서 누락하는 문제가 단점이 될 수 있다. 따라서, 고정효과 모형은 산업과 같은 변수들에 대한 효과는 파악하기 힘들다(Wooldrige, 2010). 그럼에도 불구하고 고정효과 모형을 선택하는 이유는 하우스만 테스트(hausman test) 결과가 적절하다고 판단했기 때문이다. 하우스만 테스트 결과, p값이 0.01보다 작기 때문에 1% 유의수준에서 귀무가설이 기각되었다. 따라서 확률효과 모형의 추정량은 일치추정량이 아니며, 고정효과 모형을 채택하는 것이 보다 적절하다고 할 수 있다.

V. 분석결과

1. 기초통계 및 상관분석 결과

「사업체패널조사」에서 유연근무제 도입부터 활용 정도를 분석하였다. 전체 8,150개 기업이 3개년 동안 응답하였는데, 2015년 3,212개 기업, 2017년 2,533개 기업, 2019년 2,405개 기업으로 나타났다. 유형별로 유연근무제 활용 여부를 보면, 집중근무시간제의 경우 2015년 55개에서 2019년 93개, 재량근무제의 경우 2015년 55개에서 2019년 85개, 근로시간저축제의 경우 2015년 60개에서 2019년 63개, 재택(원격)근무제의 경우 2015년 44개에서 2019년 109개로 증가하였다. 반면, 교육휴가제는 2015년 91개에서 2019년 61개로 감소하였다.

<표 6> 연도별 유연근무제도 도입 및 활용 현황

(단위: 개, %)

		2015년	2017년	2019년	합계
전체		3,212	2,533	2,405	8,150
집중근무시간제	활용하고 있음	55 (1.7)	86 (3.4)	93 (3.9)	234 (2.9)
	도입하고 있으나 활용하지 않음	174 (5.4)	212 (8.4)	223 (9.3)	609 (7.5)
	도입하지 않음	2,983 (92.9)	2,235 (88.2)	2,089 (86.9)	7,307 (89.7)
재량근무제	활용하고 있음	55 (1.7)	53 (2.1)	85 (3.5)	193 (2.4)
	도입하고 있으나 활용하지 않음	143 (4.5)	187 (7.4)	186 (7.7)	516 (6.3)
	도입하지 않음	3,014 (93.8)	2,293 (90.5)	2,134 (88.7)	7,441 (91.3)
교육휴가제	활용하고 있음	91 (2.8)	52 (2.1)	61 (2.5)	204 (2.5)
	도입하고 있으나 활용하지 않음	116 (3.6)	147 (5.8)	162 (6.7)	425 (5.2)
	도입하지 않음	3,005 (93.6)	2,334 (92.1)	2,182 (90.7)	7,521 (92.3)
근로시간저축제	활용하고 있음	60 (1.9)	53 (2.1)	63 (2.6)	176 (2.2)
	도입하고 있으나 활용하지 않음	101 (3.1)	147 (5.8)	156 (6.5)	404 (5.0)
	도입하지 않음	3,051 (95.0)	2,333 (92.1)	2,186 (90.9)	7,570 (92.9)
재택(원격)근무제	활용하고 있음	44 (1.4)	44 (1.7)	109 (4.5)	197 (2.4)
	도입하고 있으나 활용하지 않음	74 (2.3)	139 (5.5)	180 (7.5)	393 (4.8)
	도입하지 않음	3,094 (96.3)	2,350 (92.8)	2,116 (88.0)	7,560 (92.8)

*주) 괄호 안은 비율임.

<표 7> 기술통계 및 상관분석 결과(N=1,312)

	변수명	평균	표준 편차	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1	유연근무제도 디커플링	0.10	0.30	-												
2	공공부문 조달비율	8.96	22.76	0.05***	-											
3	외부 네트워크 활동	1.17	1.26	0.17***	0.01	-										
4	벤치마킹 여부	0.14	0.35	0.18***	0.00	0.51***	-									
5	직무분석 활용도	0.96	1.32	0.06***	0.02*	0.23***	0.18***	-								
6	기업연령	3.01	0.66	0.02	0.03**	0.15***	0.09***	0.22***	-							
7	기업규모	4.69	1.13	0.05***	0.00	0.31***	0.24***	0.22***	0.23***	-						
8	시장경쟁	3.86	0.79	0.01	0.00	0.04***	0.03***	0.04***	0.01	0.03***	-					
9	노조유무	0.27	0.44	0.04***	0.02*	0.20***	0.13***	0.20***	0.32***	0.39***	-0.02**	-				
10	인사관리 방향	3.41	0.68	-0.01	0.00	0.09***	0.03***	0.12***	0.05***	0.03***	0.02**	0.00	-			
11	시장전략	0.77	1.23	0.11***	-0.01	0.26***	0.24***	0.24***	0.07***	0.17***	0.11***	0.09***	0.09***	-		
12	기업혁신	2.54	1.16	0.07***	-0.04***	0.16***	0.13***	0.07***	0.04***	0.07***	0.10***	-0.02	0.10***	0.31***	-	
13	연도	2016.80	1.65	0.09***	0.04***	0.06***	0.01	0.06***	0.19***	0.02	-0.02*	0.03***	0.03**	0.01	0.02*	-

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

<표 7>은 유연근무제 디커플링에 관련된 독립변수 및 통제변수에 대한 기술통계와 상관분석을 제시하고 있다. 먼저, 종속변수인 유연근무제도 디커플링 변수는 평균 0.10으로 확인되었다. 둘째, 독립변수인 공공부문 조달비율은 평균 8.96, 외부 네트워킹 활동은 평균 1.17, 벤치마킹 여부는 평균 0.14, 직무분석 활용도는 평균 0.96으로 확인되었다. 셋째, 통제변수의 경우 기업연령(로그)은 평균 3.01, 기업규모(로그)는 평균 4.69, 시장경쟁은 평균 3.86, 노조유무는 평균 0.27, 인사관리 방향은 평균 3.41, 시장전략 정도는 평균 0.77, 기업혁신 정도는 평균 2.54, 연도는 평균 2016.80으로 나타났다.

다음은 유연근무제 디커플링 변수와 독립변수 및 통제변수 간의 상관관계를 분석하기 위해 상관분석을 진행하였다. 공공부문 조달비율, 외부 네트워킹 활동, 벤치마킹 여부와 직무분석 활용도는 유연근무제 디커플링과 통계적으로 유의미한 $p < 0.01$ 수준에서 정(+)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 통제변수의 경우 기업규모, 노조유무, 시장전략 정도, 기업혁신 정도, 연도 등은 유연근무제 디커플링과 통계적으로 유의미한 $p < 0.01$ 수준에서 정(+)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 반면, 기업연령, 시장경쟁, 인사관리 방향은 유연근무제 디커플링과 유의미한 상관관계가 없었다.

2. 유연근무제의 디커플링과 직무분석 활용의 조절효과에 대한 분석결과

[기본모형]은 가설검증을 하기 위한 독립변수를 제외한 통제변수만 투입한 후 분석한 결과이다. 시장경쟁과 유연근무제 디커플링 간의 관계는 유의수준 0.05 수준에서 통계적으로 유의미한 정(+)의 관계를 보여주고 있다. 또한, 시장전략도 유연근무제 디커플링 간의 관계에서 유의수준 5% 수준에서 통계적으로 유의미한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 정리하면, 시장경쟁 정도가 높을수록, 시장전략 정도가 강할수록 유연근무제 활용에 있어 디커플링이 발생할 가능성이 높다고 할 수 있다.

[모형 1]은 강압적 동형화가 제도의 디커플링에 미치는 영향을 분석하고자, 공공부문 조달비율 변수를 넣고 가설1을 검증하였다. 공공부문 조달비율은 유의미하지 않은 것으로 확인되었다. 통제변수 역시 앞서 [기본모형]과 비슷한 결과를 보이고 있다. [모형 2]에서는 규범적 동형화가 제도의 디커플링에 미치는 영향을 분석하고자, 외부 네트워킹 활동 변수를 넣고 가설2를 검증하였다. 외부 네트워킹 활동은 유연근무제 디커플링과 유의수준 1% 수준에서 통계적으로 유의미한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 통제변수의 경우 시장경쟁과 시장전략의 유의수준이 5%에서 10%로 변화하였다. [모형 3]에서는 모방적 동형화가 제도의 디커플링에 미치는 영향을 분석하기 위해 벤치마킹 여부를 투입하여 가설3을 검증하였다. 벤치마킹 여부는 유연근무제 디커플링과 유의수준 1% 수준에서 통계적으로 유의미한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

[모형 4]부터 [모형 6]까지는 직무분석 활용도를 조절변수로 투입하여 분석을 진행하였다. [모형 4]는 공공부문 조달비율과 직무분석 활용도 간의 상호작용 효과가 유연근무제 디커플링에 미치는 영향을 분석하였다. 공공부문 조달비율과 직무분석 활용도는 유의미하지 나오지 않았고, 공공부문 조달비율과 직무분석 활용정도 간의 상호작용 효과도 유의미하지 않았다. [모형 5]는 외부 네트워킹 활동과 직무분석 활용도 간의 상호작용을 분석하였다. 외부 네트워킹은 앞서 [모형 2]와 유사한 유의수준을 보였고, 직무분석 활용도는 유연근무제 디커플링과 유의미하지 않게 나타났다. 외부 네트워킹과 직무분석 활용도 간의 상호작용 효과는 유연근무제 디커플링과 유의수준 10% 수준에서 부(-)의 영향을 미치는 것으로 확인됐다. [모형 6]은 벤치마킹 여부와 직무분석 활용도의 상호작용 효과가 유연근무제 디커플링에 미치는 영향을 분석하였다. 벤치마킹 여부는 앞선 [모형 3]과 유사한 결과로 확인되었고, 직무분석 활용도는 유연근무제 활용과 유의미하지 않았다. 벤치마킹 여부와 직무분석 활용도 간의 상호작용 효과는 유연근무제 디커플링에 유의수준 1% 수준에서 부(-)의 효과를 미치는 것으로 나타났다.

정리하면, 외부 네트워킹 활동을 많이 하고, 우수 사업장을 벤치마킹하는 조직인 경우 유연근무제 디커플링이 발생할 가능성이 높은 것으로 확인되었다. 그러나, 강압적 동형화의 변수로 활용한 공공부문 조달비율은 유연근무제 디커플링과 유의미하지 않게 나타났다. 상호작용에 있어, 외부 네트워킹 활동이 높더라도 직무분석 활용도가 높은 조직일수록 유연근무제 디커플링을 감소시키는 것으로 나타났다. 또한, 우수 사업장을 벤치마킹한 경우와 직무분석 활용도가 높은 조직일수록 유연근무제 디커플링을 줄이는 것으로 나타났다. 추가적으로 시장경쟁 정도가 강하고, 시장전략 정도가 적극적인 조직일수록 유연근무제 디커플링이 발생하는 것으로 나타났다.

<표 8> 유연근무제 활용의 디커플링 및 조절효과에 대한 분석결과: 고정효과 모형

	기본모형	모형 1	모형 2	모형 3	모형4	모형5	모형6
공공부문 조달비율		0.00 (0.00)			0.00 (0.00)		
외부 네트워킹 활동			0.35*** (0.06)			0.44*** (0.08)	
벤치마킹 여부				1.38*** (0.20)			1.82*** (0.28)
직무분석 활용도					0.07 (0.12)	0.18 (0.15)	0.16 (0.14)
공공부문 조달비율 × 직무분석 활용도					0.00 (0.00)		
외부 네트워킹 활동 × 직무분석 활용도						-0.07* (0.04)	
벤치마킹 여부 × 직무분석 활용도							-0.31** (0.13)
기업연령	0.36 (0.70)	0.35 (0.70)	0.46 (0.73)	0.63 (0.72)	0.33 (0.70)	0.40 (0.74)	0.67 (0.74)
기업규모	-0.03 (0.20)	-0.02 (0.20)	-0.04 (0.21)	-0.05 (0.22)	-0.02 (0.20)	-0.05 (0.21)	-0.08 (0.22)
시장경쟁	0.23** (0.10)	0.23** (0.10)	0.19* (0.10)	0.22** (0.10)	0.23** (0.10)	0.19** (0.10)	0.22** (0.10)
노조유무	0.87 (0.56)	0.86 (0.56)	0.78 (0.57)	0.88 (0.55)	0.85 (0.56)	0.82 (0.57)	0.89 (0.55)
인사관리 방향	-0.08 (0.10)	-0.08 (0.10)	-0.13 (0.11)	-0.10 (0.11)	-0.09 (0.10)	-0.12 (0.11)	-0.10 (0.11)
시장전략	0.15** (0.06)	0.15** (0.07)	0.12* (0.07)	0.13* (0.07)	0.15* (0.07)	0.13* (0.07)	0.14** (0.07)
기업혁신	0.07 (0.06)	0.07 (0.06)	0.01 (0.06)	0.02 (0.06)	0.07 (0.06)	0.01 (0.06)	0.01 (0.06)
N	1,312	1,312	1,312	1,312	1,312	1,312	1,312
N of groups	470	470	470	470	470	470	470

주1) 연도 통제함.

주2) 괄호 안은 표준오차임.

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

VI. 결론 및 시사점

본 연구는 사업체패널 2015년~2017년 자료를 사용하여 유연근무제 활용의 디커플링 선행요인 및 직무분석 활용의 조절효과를 분석하였다. 분석결과, 외부 네트워킹 활동이 많을수록, 우수 사업장을 벤치마킹한 조직인 경우 다른 조직에 비해 유연근무제 활용의 디커플링이 발생할 가능성이 높았다. 따라서, 규범적 동형화와 모방적 동형화의 발생은 제도 활용의 디커플링으로 이어질 수 있다고 설명된다. 반면, 공공부문 조달 비율이 반드시 높다고 해서 강압적 동형화로 인한 디커플링은 발생하지 않았다.

직무분석 활용도의 조절효과가 제도적 동형화와 유연근무제도 디커플링 간의 관계에서 나타난 분석결과는 다음과 같다. 먼저, 규범적 동형화와 유연근무제 디커플링 간의 관계에서 직무분석 활용도는 제도의 디커플링을 완화시키는 것으로 확인되었다. 즉, 외부 네트워킹 활동뿐만 아니라 직무분석 활용도가 높은 조직일수록 유연근무제 디커플링이 낮아진다는 것을 확인할 수 있다. 둘째, 모방적 동형화와 유연근무제 디커플링 간의 관계에서도 직무분석 활용도는 제도의 디커플링을 완화시키는 것으로 확인되었다. 따라서 우수 사업장을 벤치마킹하는 것과 더불어 직무분석 활용도가 높은 조직일수록 유연근무제 디커플링이 감소하는 것을 확인할 수 있다.

기존 디커플링 관련 선행연구에서는 디커플링의 발생을 조직 내부의 효율성을 보존하는 수단으로 보거나, 다양하고 이질적인 영역에서 조직의 생존을 위해 선호하는 제도를 채택하거나 무시하는 전략으로 보았다(Ruef & Scott, 1998; Heimer, 1999; George et al., 2006). 본 연구는 이러한 디커플링도 조직 현실에 맞게 직무분석이라는 틀이나 기준을 제시할 경우 제도의 디커플링이 감소한다는 것을 이론적으로 설명하였다. 또한, 조직의 생존전략으로서 디커플링이 조직의 내적 특성과 함께 발현될 경우 다른 결과를 나타낸다는 점을 설명하였다(Meyer & Rowan, 1977). 조직이 제도적 환경에 조용하여 정당화된 제도를 도입 및 활용하기 위해서는 조직 내 역량에 대한 깊은 분석이 필요하다는 것이다(정장훈·조문석·장용석, 2011).

실무적으로 볼 때, 규범적 동형화에 있어 한국의 인사조직은 전문가 집단의 역할을 하기 보다 조직이 현행 법률에 위반하지 않도록 제도에 순응하는 역할에만 초점을 두기 때문으로 추정된다(고원태, 2019). 이를 해결하기 위해서는 조직 내 역량을 분석하기 위한 직무분석과 같은 실질적인 깊은 분석이 필요하다. 또한, 합리적 선택이 아닌 제도적 환경에 조용하여 조직의 제도 도입이 디커플링을 유발하면, 대부분의 사업주에게 이득보다 관리비용이나 현실에 적용하기 힘든 제도로 인식될 수 있고, 근로자에게는 협업이나 소통 등의 문제로 업무의 효율성을 떨어뜨릴 수 있는 제도로 인식될 수 있는 우려가 있다(구자숙, 2009; 정재우, 2017). 따라서, 정부차원에서 유연근무제를 적극적으로 홍보 및 지원할 필요가 있다. 현재 고용노동부는 유연근무제 활용하는 중견·중소기업 근로자의 월 단위 활용횟수에 따라 1년간 최대 360만원을 지원하고 있다. 더불어, 유연근무제 활용 중견·중소기업에 사업주가 투자한 시스템 구축비의 1/2 이내의 범위에서 2,000만원 한도 지원하고

있다. 하지만, 이러한 물질적인 지원도 중요하지만, 유연근무제를 도입 및 활용하려는 조직에 대한 직무분석 컨설팅이 우선되어야 제도의 디커플링이 감소할 것으로 기대된다.

본 연구의 한계 및 추후과제는 다음과 같다. 먼저, 강압적 동형화 분석에 있어 해당 조직의 특성을 좀 더 고려하여 분석할 필요가 있다. 공공부문 조달 비율이 높은 기업은 대부분 공공기관일 가능성이 높다. 따라서 김정인(2017)이 주장하듯이 각 공공기관의 특성을 고려한 경영평가에 따라 해당 기관에 적합한 유연근무제 운영 현황을 분석할 필요가 있다. 디커플링은 채택된 제도가 개별 공공기관의 선호와 일치하지 않기 때문에 발생하므로 각 기관의 유형이나 선호를 반영한 제도평가 기준을 공공기관에 준비할 필요가 있다. 또한, 조직문화를 고려한 제도의 디커플링 분석이 필요하다. 본 연구에서는 제도의 활용이 어떠한 요인에 의해 디커플링이 발생하는지 초점에 맞췄으나, 추후 연구에서는 조직문화와 내부요인이나 제도의 확산에 있어 어떠한 행위자들과 관계를 맺느냐에 따라 신규 제도의 채택 및 활용이 달라지는지 연구할 필요가 있다(정대훈·신동엽, 2017). 이를 통해 조직 내부와 외부가 연결되는 고리를 찾아 신규 제도에서 발생하는 디커플링을 최소화할 것으로 기대된다.

참고문헌

- 강영철·이철주. (2009). 제도 확산의 영향요인으로서 동형화와 탈정치성에 대한 이해: 정부부처의 BSC 사례를 중심으로. *한국행정논집*, 21(3), 1103-1134.
- 고용노동부. (2021). 유연근로시간제 가이드(2019년 부분수정). 21.03.30.
- 고원태. (2019). 제도의 도입과 실행의 간극: 육아휴직 기간과 복귀를 중심으로. *사회과학논집*, 50(1), 99-126.
- 구자숙. (2009). 기업에서의 모성보호제도에 대한 연구: 제도의 도입 및 현실과의 어긋남을 중심으로. *조사연구*, 10(3), 107-130.
- 곽임금·김종배·이남용. (2011). 유연근무제 확대 및 스마트워크센터 이용 활성화 방안. *한국정보처리학회지*, 18(2), 59-72.
- 김기희·배진한. (2006). 내부노동시장의 변화가 청년층 실업에 미친 영향. *제3회 사업체패널 학술대회*. 한국노동연구원.
- 김동배. (2010). 제도적 동형화와 상징적 동조: 연봉제의 사례. *노동정책연구*, 10(1), 35-67.
- 김정우. (2014). 노동조합이 직접 및 간접고용비정규직의 고용에 미친 영향에 관한 패널분석. *산업노동연구*, 20(1), 65-101.
- 김정인. (2017). 공공기관 인사관리 제도의 디커플링(decoupling) 현상과 원인 분석: 균형인사제도와 유연근무제를 중심으로. *한국거버넌스학회보*, 24(2), 1-26.
- 김종관·강희경. (2014). 성과주의 평가보상제도의 디커플링 현상의 선행변수와 결과변수에 관한 연구. *인적자원관리연구*, 21(2), 27-47.
- 김재원·유규창. (2016). 직무분석을 활용한 직무중심 인사관리와 고령화가 기업 성과에 미치는 영향. *노동정책연구*, 16(2), 65-92.
- 노민선·조호수. (2019). 근로시간 단축이 기업의 신규고용과 노동비용에 미치는 영향. *한국혁신학회지*, 14(3), 183-210.
- 노용진. (2012). 중소기업의 비공식적 인사 관행 영향 요인에 관하여. *산업관계연구*, 22(4), 31-63.
- 노용진·김동배·박우성. (2003). 혁신적 인사관리제도 도입의 영향요인. *경영학연구*, 32(4), 955-981.
- 노용진·김미란. (2015). 주 40 시간제 도입과 기업의 교육훈련투자. *산업관계연구*, 25(1), 27-46.
- 민인식·최필선. (2016). STATA 패널데이터 분석, 지필미디어.
- 박경환. (2015). 유연근무제의 도입이 조직 효과성에 미치는 영향. *한국인적자원개발학회 학술연구 발표회 발표논문집*, 1-25.
- 박석희. (2009). 공공기관 경영평가제도의 최근 쟁점과 과제. *한국행정학회 동계학술발표논문집*, 2009, 1-18.
- 배진한. (2018). 기업 내부노동시장 변화와 인적자원개발 투자 유인. *노동경제논집*, 41(1), 83-124.

- 서형준. (2021). 공공부문 스마트워크 이용 영향요인: 스마트워크센터와 재택근무이용을 중심으로. *한국정책과학학회보*, 27(1), 1-35.
- 성민정·원숙연. (2017). 가족친화제도 디커플링 인식과 영향요인: 출산육아 및 근로시간제도를 중심으로. *한국행정학보*, 51(2), 185-215.
- 손선화·엄영호·장용석. (2018). 한국 기업의 인권경영 도입에 관한 탐색적 연구. *지방정부연구*, 22(2), 477-499.
- 안은정·신은중. (2010). 일-가정 양립제도가 조직의 성과에 미치는 영향에 관한 연구: 재무성과와 여성의 이직의도를 중심으로. *산업관계연구*, 20(4), 177-216.
- 유규창(2014). 한국기업의 임금체계: 직무급이 대안인가?. *월간노동리뷰*, 2, 37-54.
- 윤연철·유규창. (2017). 제도적 동형화가 몰입형 인사시스템에 미치는 영향: CSR 활동 추진의 매개효과를 중심으로. *윤리경영연구*, 17(2), 1-24.
- 이선호·박우성. (2017). 비정규직 활용과 기업성과: 비정규직 인사관리 제도화의 조절효과. *산업관계연구*, 27(1), 81-106.
- 이수연·전병준·김효선. (2019). 장시간 근로와 인식된 조직성과: 업무강도와 일가족갈등의 매개효과를 중심으로. *대한경영학회지*, 32(11), 1917-1934.
- 이항영·백경민·장용석. (2007). 한국기업의 사외이사 선임: 조직이론적 접근. *한국사회학*, 41(2), 27-66.
- 이혜정·명순영·유규창. (2020). 초과근로와 일과 삶의 균형과의 관계에서 직무중심 인력계획과 인사평가의 조절효과. *노동정책연구*, 20(4), 35-62.
- 전형진. (2020). 「유연근무제의 도입 현황과 향후 과제」. 국회입법조사처.
- 정대훈·신동엽. (2017). 조직근접성과 신규제도의 채택 간의 관계: 지위와 적소기반 근접성의 영향을 중심으로. *경영학연구*, 46(6), 1631-1662.
- 정장훈. (2013). 공공부문 성과주의 인사제도 활용에 관한 분석-제도 운영의 디커플링 (decoupling) 을 중심으로. *한국거버넌스학회보*, 20(1), 179-204.
- 정장훈·조문석·장용석. (2011). 일-가정 양립제도의 도입과 디커플링이 조직성과 향상에 미치는 영향. *노동정책연구*, 11(2), 179-215.
- 정재우. (2017). 한국의 유연근무제 도입현황. *노동리뷰*, 87-92.
- 조선미·강정한. (2011). 제도의 채택과 디커플링 (Decoupling) 정도에 영향을 미치는 조직의 특성. *인사조직연구*, 19, 253-297.
- 최은미·강제상. (2021). 조직유형이 개인의 일-삶 균형에 미치는 영향: 일-가정양립제도 디커플링 현상의 조절효과 검증. *한국인사행정학회보*, 20(3), 129-154.
- 한지숙·유계숙. (2007). 기혼근로자의 성역할 태도와 일가족 지향성이 일-가족 갈등/축진 및 가족친화제도 이용에 미치는 영향. *가정과삶의질연구*, 25(5), 143-166.

홍민기. (2017). 일·가정 양립지원제도의 효과: 사업체 단위. *노동리뷰*, 23-35.

- Aiken, M., & Alford, R. R. (1970). Community structure and innovation: The case of urban renewal. *American sociological review*, 650-665.
- Angrist, J. D., Pischke, J. S., and J. S. Pischke(2009), *Mostly Harmless Econometrics: an Empiricist's Companion (Vol. 1)*, Princeton: Princeton University Press.
- Bacon, N., & Hoque, K. (2005). HRM in the SME sector: valuable employees and coercive networks. *The International Journal of human resource management*, 16(11), 1976-1999.
- Brunsson, N. (1989). Administrative reforms as routines. *Scandinavian journal of management*, 5(3), 219-228.
- Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. (2009). *Microeconometrics Using Stata* STATA Press. College Station, Texas.
- Carroll, A. B., & Shabana, K. M. (2010). The business case for corporate social responsibility: A review of concepts, research and practice. *International journal of management reviews*, 12(1), 85-105.
- DiMaggio, P. J., & Powell, W. W. (1983). The iron cage revisited: Institutional isomorphism and collective rationality in organizational fields. *American sociological review*, 147-160.
- Edelman, L. B. (1992). Legal ambiguity and symbolic structures: Organizational mediation of civil rights law. *American journal of sociology*, 97(6), 1531-1576.
- George, E., Chattopadhyay, P., Sitkin, S. B., & Barden, J. (2006). Cognitive underpinnings of institutional persistence and change: A framing perspective. *Academy of management review*, 31(2), 347-365.
- Hannan, M. T., & Freeman, J. (1977). The population ecology of organizations. *American journal of sociology*, 82(5), 929-964.
- Harvey, R. J.(1991). "Job analysis." In M. D. Dunnette & L. M. Hough (eds.), *Handbook of Industrial and Organizational Psychology*(Vol. 2, 2nd Edition): 71~163. Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.
- Heimer, C. A. (1999). Competing institutions: Law, medicine, and family in neonatal intensive care. *Law and society review*, 17-66.
- Kostova, T., & Roth, K. (2002). Adoption of an organizational practice by subsidiaries of multinational corporations: Institutional and relational effects. *Academy of management journal*, 45(1), 215-233.
- March, J. G., Olsen, J. P., & Christensen, S. (1976). *Ambiguity and choice in organizations*.

Universitetsforlaget.

- Meyer, J. W., & Rowan, B. (1977). Institutionalized organizations: Formal structure as myth and ceremony. *American journal of sociology*, 83(2), 340-363.
- Milkovich, G., Newman, J. and B. Gerhart(2013). Compensation. 11th Edition. Columbus, OH : McGraw-Hill Education.
- Oliver, C. (1991). Strategic responses to institutional processes. *Academy of management review*, 16(1), 145-179.
- Rogers, E. M. (1995). Diffusion of innovation. New York: Free Press.
- Ruef, M., & Scott, W. R. (1998). A multidimensional model of organizational legitimacy: Hospital survival in changing institutional environments. *Administrative science quarterly*, 877-904.
- Scott, W. R., & Davis, G. F. (2015). *Organizations and organizing: Rational, natural and open systems perspectives*. Routledge.
- Thompson, C. A., Beauvais, L. L., & Lyness, K. S. (1999). When work - family benefits are not enough: The influence of work - family culture on benefit utilization, organizational attachment, and work - family conflict. *Journal of vocational behavior*, 54(3), 392-415.
- Tolbert, P. S. (1985). Institutional environments and resource dependence: Sources of administrative structure in institutions of higher education. *Administrative science quarterly*, 1-13.
- Westphal, J. D., & Zajac, E. J. (1994). Substance and symbolism in CEOs' long-term incentive plans. *Administrative science quarterly*, 39(3), 367-390.
- Westphal, J. D. (1999). Collaboration in the boardroom: Behavioral and performance consequences of CEO-board social ties. *Academy of management journal*, 42(1), 7-24.
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT press.
- Zammuto, R. F., & Krakower, J. Y. (1991). Quantitative and qualitative studies of organizational culture. *Research in organizational change and development*, 5, 83-114.

중소제조기업의 교육훈련투자 결정요인 분석

최 계 원*· 이 영 민**

본 연구의 목적은 중소기업의 교육훈련투자가 어떤 요인들에 의해 결정되는지 파악하고 이를 바탕으로 교육훈련투자를 활성화하기 위한 방안을 찾는 데 있다. 이를 실증적으로 검토하기 위해 사업체패널조사 6차년도(2015년)부터 8차년도(2019년)의 자료를 활용하였다. 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 1인당 교육훈련비 투자의 경우, 사업체 규모, 1인당 인건비, 노조 유무, 1인당 주근로시간, 직무분석 시행 여부, 자격 필요 시 내부 육성 정도, 교육훈련비 사전 책정 여부가 영향을 미치는 것으로 나타났다. 둘째, 1인당 연평균 교육훈련시간 투자의 경우, 사업체 규모, 직무분석 시행 여부, 핵심 인재 프로그램 운영, 교육훈련 휴가제도 운영 여부가 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 실증분석 결과를 바탕으로 중소기업의 교육훈련투자를 높이기 위한 방안을 제시하였다.

주요용어: 중소기업, 교육훈련투자, OLS, 고정효과모형, 확률효과모형

1. 서론

우리나라 사업체의 약 99.9%, 전체 근로자의 82.7%를 고용하는 중소기업은 국가 경제에 있어서 고용과 생산의 중추적인 역할을 담당하고 있다. 특히, 제조업 분야의 중소기업은 우리나라 경제발전과 산업구조의 근간으로 인식되어 왔다. 중소기업 실태 조사결과(중소벤처기업부, 2019)에 따르면, 제조업종의 경우 기업규모별로 대기업 1,464개(2.1%), 중소기업이 67,377개(97.9%)로 사업체의 대다수는 중소기업이었다. 기업규모별류 종사자 수는 대기업 864,295명(29.8%), 중소기업 2,040,814명(70.2%)으로서 제조업종에서 중소기업이 차지하는 비율이 매우 높다.

한편, 기업들은 빠르게 변화하는 환경 속에서 경쟁력을 확보하고 생산성을 높이기 위해 근로자의 역량 제고 및 숙련도 향상에 관심을 기울여왔다(남재욱·이다미, 2020). 전략적 인적자원개발 측면에서 기업의 교육훈련은 근로자의 역량 향상 뿐만 아니라 기업의 성과를 지속하여 제고할 수 있는 기반이 된다. 핵심인력의 확보와 활용이 조직의 발전뿐만 아니라, 기업의 매출과 순이익 등의 경제적인 성과를 창출하는데 영향을 미치고 있다. 특히, 핵심인력의 확보와 교육훈련을 통해 미래 지속 가능한 발전과 신성장동력을 마련하고자 하고 있다. 요컨대, 기업은 생산성과 경쟁력 확보를 위해

* 숙명여자대학교 일반대학원 인력개발정책학과 박사과정

** 숙명여자대학교 행정학과 교수

인력의 확보와 양성, 활용 등 전략적 인사관리체제를 도입하고 지속적인 교육훈련을 실시하고 있다(심용보, 2015).

기업 교육훈련의 중요성에도 불구하고, 중소기업 근로자의 교육훈련 참여는 대기업에 비해 상대적으로 낮은 수준에 머물러 있다. 중소기업실태조사결과(중소벤처기업부, 2020)에 따르면 직원에 대한 교육훈련은 주로 현장 사내교육(85.9%)인 것으로 나타났으며 외부전문가를 초빙(9.3%)하거나 모바일이나 온라인 등 사이버 교육(7.4%)을 실시하는 형태는 소수인 것으로 나타났다. 중소기업은 외부 경영 환경의 불확실성에 구조적으로 취약하여, 교육훈련 뿐만 아니라 인적자원개발 및 투자에 대한 장기적인 관점을 유지하기 어려워하는 경향이 있다.

또한, 중소기업의 대부분은 소유자가 직접 조직을 경영하는 즉 소유와 경영이 분리되어 있지 않은 형태이고, 이러한 점은 인적자원개발 아젠다의 중요성 인식과 실천에 영향을 미치면서 중소기업 인적자원개발은 조직 내 인적자원개발 기능이 주도하는 공식적인 인적자원개발 실천과는 상이한 복잡성을 가지게 된다(백평구, 2016). 아울러 타 기업의 이직과 같은 밀렵효과나 경영자의 인식 미비 등 과소투자에 따른 시장실패는 다양한 원인에서 기인한다(이영민, 2012). 따라서 기업의 특성이나 직무에 따라 소수의 인력만 교육훈련에 참여하는 편중 현상이 나타나고 있으며 정보의 비대칭성으로 중소기업 근로자들의 참여가 저조하거나 중소기업 고유 업종이나 직무에 맞는 훈련 프로그램을 파악하기 어려운 환경에 놓여있다.

이와 같은 상황으로 인해 근로자들의 낮은 숙련수준은 낮은 생산성을 초래하게 되고 낮은 생산성으로 인해 저숙련 인력이 다시 모여 중소기업은 저숙련 균형(low-skill equilibrium)의 함정에 빠지게 된다(배진한, 2009). 이러한 상황이 발생에 대비하고자 정부는 적극적인 훈련시장 개입으로 공공재적인 성격을 강화한 교육훈련 사업을 활발히 추진하였다. 그러나 정부의 다양한 훈련비 지원과 유인책에도 불구하고 중소기업의 교육훈련투자는 여전히 저조한 상태이며(배진한, 2018) 중소기업 근로자들의 교육훈련 참여비율은 해마다 감소 추세에 있다(OECD, 2020). 특히 중소기업의 다소를 차지하는 중소제조기업의 교육훈련 참여는 매우 미비한 실정이다.

기존에 수행된 중소제조기업의 교육훈련에 관한 선행연구들은 개인차원이나 기업차원의 요인분석에 집중하였다. 개인적인 차원은 연령, 학력수준, 성별, 결혼여부, 근속년수, 임금만족, 취업안정, 직무내용, 직급, 자기효능감, 고용형태, 시급제 여부 등이 유의미한 영향을 미치는 것으로 볼 수 있다. 기업차원의 환경요인은 산업분류, 직종, 사업장 규모, 노조가입여부, 정규직과 비정규직의 고용형태, 근로시간, 숙련요구 수준, 정년제 여부 등이 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

기존에 이루어진 일부 선행연구들에도 불구하고, 중소제조기업의 교육훈련투자에 관한 연구는 여전히 미비하고, 이에 영향을 미치는 영향요인들을 규명하는데도 한계가 있었다. 대표적으로 변수의 내생성이 크고 업종이나 기업의 규모에 따른 영향력을 배제하지 않았을 뿐만 아니라 선행연구에서 사용한 대부분의 분석방법이 미관측된 이질성을 통제하지 않았다. 이러한 문제의식에 기반하여 본 연구에서는 중소제조기업의 교육훈련투자에 영향을 미치는 요소를 패널회귀분석을 통해 파악하고자 한다. 특히, 교육훈련투자의 유형을 교육훈련비용 투자와 시간측면에서 분석하여 중소제조기업의 교육훈련 참여를 활성화할 수 있는 방안을 마련하고자 한다. 연구문제는 다음과 같다. 첫

제, 중소기업의 교육훈련 투자비용에 영향을 미치는 요인은 무엇인가? 둘째, 중소기업 교육훈련 시간에 영향을 미치는 요인은 무엇인가?

II. 선행연구 분석

1. 중소기업과 교육훈련

중소기업의 교육훈련투자에 관한 선행연구들을 종합하면 교육훈련투자는 조직의 성과에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 조직의 성과는 측정변수에 따라 크게 재무적 성과와 비재무적 성과로 구분할 수 있다. 먼저 재무적 성과에서는 교육훈련의 효과성을 파악하기 위해 매출액, 부가가치, 순이익, 자기자본이익률 등을 종속변수로 설정하여 분석한 연구들이 다수 이루어졌다. 대표적으로 조세형(2010)의 연구결과에 따르면, 기업의 인적자원개발 투자는 1인당 순이익에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났고, 전략적 인적자원개발은 인적자원개발과 조직성과의 관계를 조절하는 것으로 나타났다.

박지원·정혜경·한지영·김우철(2021)은 인적자원기업패널 자료를 활용하여 인적자원개발 투자가 조직의 경영성과에 미치는 영향을 분석하였다. 연구결과, 기업의 HRD 전담조직 유무 및 인력계획 수립여부는 조직의 재무적 성과에 미치는 직접효과는 유의하지 않았으나, 간접효과가 유의하게 나타나는 것으로 입증되었다. 강순희(2010)의 연구에 따르면 1인당 교육훈련비는 1인당 매출액, 1인당 당기순이익, 1인당 영업이익에 정(+)의 영향을 미치며, 이직률은 부(-)적 영향을 미치는 것으로 나타났다. Bassi et al., (2002)의 연구결과에 따르면 교육훈련비용의 정도는 총 주주수익률과 매출총이익에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. Paul과 Anantharaman(2003)은 인적자원개발 투자는 판매성장률, 순이익, 투자수익률에 정(+)의 영향을 미친다고 주장하였다.

비재무적 성과 측면에서는 직무만족, 조직몰입, 동기부여, 이직률 등을 종속변수로 설정하여 분석한 연구가 다수 이루어졌다. 김기태·조봉순(2008)은 인적자본기업패널 데이터를 활용하여 인적자원관리와 조직성과간의 관계를 검증하였다. 연구결과에 따르면 교육훈련에 대한 투자를 많이 할수록 구성원들의 태도가 긍정적으로 변화하는 것으로 나타났으며, 긍정적인 태도를 매개로 이직률이 감소하는 것으로 나타났다. 나인강(2010)은 HCCP 자료를 이용하여 교육훈련이 인적자원성과 및 기업성과에 미치는 영향을 분석하였다. 연구 결과, 다양한 훈련을 실시하는 기업 혹은 일인당 훈련비가 많은 기업일수록 근로자의 직무능력이 향상되고, 보다 높은 동기부여가 형성되는 것으로 나타났다.

김효진·오승연·홍세희(2018)는 인적자본기업패널 자료를 이용하여 인적자원개발과 조직성과의 관계를 분석하였다. 분석 결과, 기업의 HRD 전문성과 인적자원개발 투자비용이 직무만족을 매개로 직무능력, 노동생산성, 회사이미지, 직원의욕, 이직정도에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

선행연구 결과들을 종합하면, 기업의 교육훈련투자는 재무적 성과와 비재무적 성과에 긍정적인

영향을 미치는 것으로 나타나고 있다. 그러나 대부분의 중소기업들의 교육훈련투자 규모는 저조할 뿐만 아니라 투자의 필요성을 개별 근로자에게 전가하는 양상이 나타나고 있다(이영민, 2012). 중소기업은 외부 경영 환경의 불확실성에 취약한 구조적 특성을 가지고 있어 교육훈련에 대한 장기적인 관점을 유지하기 어렵고(Storey & Greene, 2010), 이러한 현상은 교육훈련을 통한 자체적인 인력개발보다 다른 기업의 숙련근로자를 약탈해 오는 방법(poaching)이 편의성이 높다고 인식하게 된다(강순희, 2010). 아울러 교육훈련 종료 후 근로조건이 좋은 기업으로 이직을 할 것이라는 선입견도 중소기업의 교육훈련투자를 약화시키는 요인들 중 하나이다(이영민, 2012).

2. 중소기업의 교육훈련투자 결정요인

중소기업의 교육훈련 영향요인은 개인 차원과 기업차원으로 구분할 수 있다. 먼저 개인 차원의 요인들이 있다. 김주섭(2002)의 연구에 따르면 성별과 연령, 학력, 결혼여부가 교육훈련참여에 영향을 미치는 변인으로 나타났다. 연령이 낮고, 고학력일수록 교육훈련 참여 확률이 증가했다고 주장했다. 손준중(2004)의 연구에 따르면, 성별, 결혼여부, 연령, 임금만족, 취업안정, 직무내용 등이 교육훈련참여에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이영민(2012)의 연구에서는 성별, 직급, 직무 만족 변인이 근로자의 교육훈련 참여에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. Renaud, Lakhdary, Morin(2004)의 연구에서는 연령, 성별, 가족관계, 교육수준 변인이 교육훈련 참여에 유의미한 변인으로 제시되었다. 즉, 남성보다는 여성이, 나이가 어릴수록, 교육수준이 낮을수록 교육훈련 참여 확률이 높은 것으로 나타났다. Renaud, Morin, Cloutier(2006)는 교육훈련 참여에 영향을 미치는 변인으로 성별, 직급, 학력, 고용형태, 시급제 여부 등을 제시하였다.

다음으로 기업차원의 요인들이 기업의 교육훈련에 영향을 미치고 있다. 김주섭(2002)은 교육훈련 참여에 영향을 미치는 변인으로 노조가입 여부, 고용형태, 산업분류, 직종, 사업장 규모를 제시하였다. 즉, 정규직 비율이 높을수록, 노조 참여 비율이 높을수록, 사업장의 규모가 큰 기업일수록 교육훈련 참여 확률이 높은 것으로 나타났다. 강순희(2010)의 연구에서는 기업의 규모와 기업 연령, 직종, 전문경영인 여부, 외국인 지분 등이 교육훈련 참여의 결정요인이라고 제시했다. 박성재·오민홍(2007)의 연구에서는 기업규모, 기업 연령, 노조유무, 노사관계 유형, TQM, 기업의 생산전략, 자본집약제품 생산 등이 기업의 교육훈련투자 요인으로 나타났다. 노경란·병정현·허선주·임현선(2011)의 연구에서는 기업규모, 정규직비중, 교육훈련방법의 다양성이 유의미한 변인으로 나타났다. 기업규모가 작을수록, 비정규직 비율이 높을수록 1인당 교육훈련투자 수준이 낮았고, 인적자원개발 인프라를 조성하는 등 전략적 의지를 가진 기업이 교육훈련투자에 적극적이라고 주장하였다.

이영민(2012)의 연구에서는 1인당 순이익, 1인당 교육훈련비 변인이 교육훈련 참여에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 노용진·김미란(2015)의 연구에서 주 40시간제 도입과 기업의 교육훈련투자의 관계를 분석한 결과 실근로시간이 길수록 훈련시간이 줄어들었으며, 주 40시간제 도입은 훈련시간에 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 노용진(2009)은 근로자들의 공식적 교육훈련 참여 여부를 종속변수로 로짓모형으로 분석을 하였다. 분석 결과 직무의 복잡성, 직무의

기업특수숙련 요건, 참여적 작업조직에의 관여, 직무순환 참여, 수시채용 비율, 직무관련 자격증 취득, 이익분배제 및 성과배분제, 1인당 영업이익, 조직규모, 초과근로시간, 노동조합이 유의미한 변인으로 나타났다.

이주일 외(2019)는 인적자본기업패널 2009년~2015년 자료를 활용하여 1인당 교육훈련비와 소유/경영 정도를 POLS 방식으로 분석하였다. 분석결과 기업의 소유경영 수준이 높을수록 교육훈련 투자가 감소하였다. 또한, 기업이 집단성과급을 운용할 때, 전문경영 체제의 정도와 교육훈련 투자와의 정(+의) 효과가 더 크게 나타난다고 주장하였다. 최영섭(2021)은 2009년~2017년 사업체패널 조사결과를 이용하여, 기업의 교육훈련에 근로자의 인적 속성, 작업방식, 경쟁전략과 생산성 및 지불능력 등이 미친 영향을 임의효과 Tobit 모형과 고정효과 Tobit 모형으로 분석하였다. 분석 결과 복리후생에 관대한 기업들에서 교육훈련이 활발하며, 분명한 시장 경쟁 전략을 갖추지 못한 기업들에서 교육훈련이 활성화되지 않은 것으로 나타났다. 1인당 교육훈련비의 경우 청년 비중과 관리전문직 비중, 참여적 작업 관행을 나타내는 제안제도와 소그룹활동 운영 여부가 영향을 미치는 것으로 나타났다. 본 연구에서는 사업체패널 자료의 특성상 개인차원의 요인보다 기업차원의 요인을 중심으로 교육훈련투자 결정요인을 분석하였다.

<표 1> 기업의 교육훈련투자 결정요인에 관한 국내외 선행연구

연구자	제목	결과
김주섭(2002)	직업훈련 참가결정에 관한 연구	성별, 연령, 학력, 결혼여부, 노조가입 여부, 고용형태, 산업분류, 직종, 사업장 규모
손준종(2004)	성인학습자의 직업교육훈련 참여결정요인 분석	성별, 결혼여부, 연령, 임금만족, 취업안정, 직무내용
Renaud, Lakhdary, Morin(2004)	The determinants of participation in non-mandatory training	연령, 성별, 가족관계, 교육수준
Renaud, Morin, Cloutier(2006)	Participation in voluntary training activities in the Canadian banking industry	성별, 직급, 학력, 고용형태, 시급제 여부
박성재·오민홍(2007)	사업주훈련이 기업성과에 미친 영향에 관한 연구	기업규모, 기업 연령, 노조유무, 노사관계 유형, TQM, 기업의 생산전략, 자본집약제품 생산, 직무의 복잡성, 직무의 기업특수숙련 요건, 참여적 작업조직에의 관여, 직무순환 참여, 수시채용 비율, 직무관련 자격증 취득, 이익분배제·성과배분제, 1인당 영업이익, 조직규모, 초과근로시간, 노동조합
노용진(2009)	기업 내 교육훈련의 영향요인에 관한 미시적 접근: 생산직 근로자를 중심으로	기업 규모, 기업 연령, 직종, 전문경영인 여부, 외국인 지분
강순희(2010)	경력개발지원이 기업성과에 미친 영향	기업규모, 정규직비중, 교육훈련방법의 다양성
노경란 외(2011)	한국기업의 교육훈련비 투자 결정요인 분석	성별, 직급, 직무 만족, 1인당 순이익, 1인당
이영민(2012)	중소기업 근로자의 교육훈련 참여	

	결정요인 분석	교육훈련비
노용진·김미란 (2015)	주40시간제 도입과 기업의 교육훈련투자	근로시간, 주40시간제 도입 여부
이주일·하신영· 나동만(2019)	국내 기업의 지배구조가 교육훈련 투자에 미치는 영향: 행동 대리인 관점	소유/전문경영 체제정도, 집단성과급
최영섭(2021)	2000년대 후반 이후 한국 기업의 교육훈련 투자에 대한 영향 요인 분석	복리후생, 청년 비중, 관리 전문직 비중, 참여적 작업 관행을 나타내는 제안제도, 소그룹활동 운영 여부,분명한 시장 경쟁 전략 여부

III. 연구방법

1. 분석자료

본 연구에 활용된 자료는 한국노동연구원의 사업체 패널조사(Workplace Panel Survey)의 3차 웨이브이다. 사업체 패널조사는 사업체 고용구조, 노동수요, 사업별·규모별 인사관리 시스템, 노사 관계, 근로자의 직무특성 및 교육훈련을 파악하고, 인적자원개발의 정책 효과성을 높이기 위해 30인 이상의 사업체를 대상으로 실시하는 종단조사이다. 패널데이터는 개인, 기업, 국가 등 다양한 주체들의 이질성을 통제할 수 있는 장점이 있다. 또한 변수들 간의 공선성 문제를 피하고 자유도 확보가 가능하여 효율적인 추정치를 구할 수 있다(박승록, 2020). 본 연구는 시의성을 확보하기 위해 최근 3개년도 조사 자료인 WPS2015~2019 자료를 분석에 활용하였다. 무응답 또는 결측치는 완전 제거법으로 제거하였다.

본 연구에서는 중소기업의 교육훈련투자 결정요인을 탐색하기 위해 종속 변수를 법정교육을 제외한 1인당 총교육훈련비와 1인당 연평균 교육훈련시간으로 설정하였다. 1인당 교육훈련비는 교육훈련의 투자 규모를 나타낼 뿐 아니라, 기업이 경쟁력 강화를 위해 인적자원개발을 얼마나 중시하고 있는지 파악하는데 도움이 된다(함창모·김진덕·조문기, 2010). 또한, 종속 변수에 영향을 미칠 수 있는 독립변수들은 선행연구들을 바탕으로 수도권 소재 여부, 사업체 연령, 사업체 규모, 로그 1인당 매출액, 로그 1인당 인건비, 정규직 비율, 노조 유무, 근로자 1인당 주당 근로시간, 직무분석 시행, 교육훈련 계획 수립, 핵심 인재 프로그램 운영 여부, 자격 필요 시 내부 육성 정도, 교육훈련 전담부서 유무, 교육훈련비 사전 책정 여부, 교육훈련 휴가제도 운영, 정년제도 실행 여부 등으로 설정하였다.

2. 분석방법

본 연구는 중소기업체의 교육훈련투자 결정요인을 분석하기 위하여 일반최소자승(OLS)회귀모형과 패널회귀분석을 활용하여 분석을 실시하였다. OLS 모형은 패널 개체가 지닌 고유한 특성을 고려하지 않은 모형이다. 본 연구에서 활용한 사업체패널 3차년도 자료로 조사 대상들이 속한 사업체의 특성을 고려할 필요가 있다. 즉, 조사 대상들이 속한 사업체의 고유한 특성을 통제하지 못할 경우, 변수와 오차항 간의 상관관계로 인하여 일치 추정량을 구할 수 없는 한계점을 지니게 된다. 이에 본 연구에서는 조사 대상들이 속한 사업체의 고유한 개체 특성을 반영하기 위하여 고정효과 모형(Fixed effect Model)과 확률효과 모형(Random effect Model)을 아래와 같이 분석에 활용하였다.

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{사업체 연령}_{it} + \beta_2 \cdot \text{사업체 규모}_{it} + \dots + \beta_3 \cdot \text{정년제도 실행}_{it} + u_i + \varepsilon_{it}$$

위의 식에서 I는 그룹, t는 연도이며, u_i 는 오차항의 일부로 관찰되지 않는 특성을 의미한다. 시간차원을 고려한 패널회귀분석은 시간에 따라 변화하지 않으면서 관찰되지 않는 개인의 이질적 특성을 어떻게 간주하는지가 중요하다. u_i 를 사업체별로 서로 다르면서 고정된 것으로 보고, 이를 추정해야 할 모수로 간주하면 고정효과모형(fixed effects model)으로 분석하고, 확률변수로 가정하면 확률효과모형(random effects model)을 적용하여 분석한다(민인식·최필선, 2012). 확률효과모형은 시간에 따라 변하지 않는 개체의 보이지 않는 특성(u_i)과 독립변수 간에 상관관계가 없다는 가정을 하고 있다($Cov(X, \mu) = 0$). 즉, 개체별 혹은 연도별 미관측 요인을 나타내는 확률변수와 설명변수들 사이의 공분산이 0이라는 가정을 사용한다.

반면 고정효과모형은 시간적 특성을 고려하지 않은 합동 OLS나 미관측된 개체의 특성과 독립변수 간 관련이 없다고 가정하는 확률효과모형과 비교하여 개체의 미관측된 이질성을 통제할 수 있다는 장점이 있다(송민수·김동주, 2019). 고정효과 모형은 μ 를 각 개체 고유의 상수항으로 간주하는데, 절편은 시간불변이나 개체별로 다르고, 기울기는 시간불변이며 개체 간에도 동일하다는 의미이다(배지혜·조성은·이영민, 2021). 반면 확률효과 모형은 μ 를 개체별로 우연히 주어진 오차항의 일부로 간주한다. 이 경우 고정효과 모형의 추정 결과 및 확률효과 모형의 추정 결과에 대한 Hausman 검정을 실시하여, 두 추정 결과와 일치한다는 영가설이 기각될 경우 고정효과 모형을, 영가설이 지지될 경우 확률효과 모형을 최종 분석 결과로 제시한다(김영식·이호준, 2021).

본 연구의 분석과정은 다음과 같다. 첫째, 횡단면과 시계열 전체 자료로 POLS를 실시하였다. 이 단계에서 다중공선성, 상관계수 검증, 연구모형의 전반적 유의성 검정을 수행하였다. 또한 연구 모형의 유의성을 확인하기 위하여 F-검정을 확인하였다. 둘째, 합동 OLS와 패널모형 중 적합한 모형을 선택하기 위해 F검정과 Breusch-Pagan 검정을 수행하였다. 셋째, 고정효과 모형과 확률효과 모형 중 더 적합한 모형을 판단하기 위하여 Hausman 검정을 시행하였다. Hausman 검정 결과, 1인당 교육훈련비의 경우 확률효과모형보다 고정효과모형으로 분석하는 것이 적절하였다(Prob>chi2=0.002). 반면, 1인당 연평균 교육훈련시간의 경우, 고정효과모형보다 확률효과모형으로 분석을 시행하다는 것이 적합한 것으로 나타났다(Prob>chi2=0.964). 분석을 위한 도구는 STATA

12.0을 이용하였다.

IV. 연구결과

1. 기초분석

본 연구 표본의 1인당 교육훈련비는 <표 1>과 같이 평균이 0.945, 표준편차가 0.615로 나타났다. 1인당 연평균 교육훈련시간은 3차수 평균이 18시간, 표준편차가 25.13로 나타나 기업별 편차가 컸다. 중소기업체의 교육훈련투자에 영향을 미칠 것으로 예상되는 설명변수들의 기초 통계량은 <표1>과 같다. 사업체 연령은 평균 25.09년, 표준편차 12.53년이다. 로그 1인당 부가가치는 평균 1.484, 표준편차 0.928, 로그 1인당 인건비는 평균 1.758, 표준편차 0.174로 나타났다. 정규직 비율은 평균 0.936, 표준편차 0.152, 노조 유무는 평균 0.242로 나타나 노조가 활성화되어 있지 않았다.

1인당 주당 근로시간은 평균 44.72시간, 표준편차 8.05시간으로 나타나 표준편차가 컸다. 설명변수간의 다중공선성을 확인하기 위하여 분산팽창지수(Variance Inflation Factor)를 확인하였다. 검정 결과 VIF 값이 1.33으로 변수 간 다중공선성이 발생하지 않았음을 확인하였다.

<표1> 변수설명 및 기초통계량

변수		변수설명	사업체수	평균	표준 편차	
종속 변수	1인당 교육훈련비	만원		0.945	0.615	
	1인당 교육훈련 시간	시간		18.00	25.13	
설명 변수	사업체 연령		-	25.09	12.53	
	사업체 규모 (더미=200인 이상. n=101)	30~99인	30인~99인:1, 나머지:0	1=428개		
		100인~199인	100인~199인:1, 나머지:0	1=251개		
	로그 1인당 부가가치		(log)만원		1.484	0.928
	로그 1인당 인건비		(log)만원		1.758	0.174
	정규직 비율		전체 근로자 수/정규직 근로자		0.936	0.152
	노조 유무		없음:0, 있음:1	1=189개 0=591개		
	1인당 주당 근로시간		시간		44.72	8.05
	직무분석 시행		미시행:0, 시행:1	1=482개 0=298개		
	교육훈련 계획 수립		미수립:0, 수립:1	1=633개 0=147개		
	핵심 인재 프로그램 운영		미운영:0, 운영:1	1=125개		

			0=655개		
	자격 필요 시 내부 육성 정도	5점 척도		3.68	0.940
	교육훈련 전담부서	없음:0, 있음:1	1=732개 0=48개		
	교육훈련비 사전 책정	책정안함:0, 책정:1	1=502개 0=278개		
	교육훈련 휴가제도 운영	미운영:0, 운영:1	1=29개 0=751개		
	정년제도 실행	미실행:0, 실행:1	1=630개 0=150개		

2. 교육훈련투자 결정요인

가. 1인당 교육훈련비

본 연구는 교육훈련비에 영향을 미치는 요인들을 합동 OLS, 고정효과 모형 및 확률효과 모형을 통하여 살펴보았으며, 모형 간 비교를 통해 더 적합한 분석 모형을 확인하였다. 합동 OLS와 패널 모형 중 적합한 모형을 선택하기 위해 F검정과 Breusch-Pagan 검정을 수행하였다. F검정 결과 귀무가설인 “ $\mu_i=0$ ”이 기각되어, 합동 OLS보다 패널의 개체 특성을 모형에서 고려한 고정효과 모형이 더 적합하다고 판단하였다(Prob>F=0.001). 합동 OLS와 확률효과 모형 중 타당한 모형을 판단하기 위해 Breusch-Pagan 검정을 하였다. 분석 결과, 합동 OLS보다 확률효과 모형의 추정이 더 적합하다는 결과를 도출하였다(Prob>chibar=0.001). 즉, 두 검정 모두 오차항이 0이라는 영가설이 기각되어 패널의 고유한 개체특성을 고려할 필요가 있다.

고정효과 모형과 확률효과 모형 중 더 적합한 모형을 판단하기 위하여 Hausman 검정을 시행한 결과, 패널의 개체특성과 설명변수 간의 상관관계가 0이라는 가설이 기각됨에 따라 고정효과모형으로 본 연구의 분석을 시행하는 것이 적합하다는 결론을 도출하였다(Prob>chi2=0.002). <표 2>는 표본선택 편의를 고려하지 않은 OLS 추정 결과와 고정효과 모형, 확률효과 모형의 결과를 나타낸 것이다. 고정효과 모형 추정 결과를 살펴보면, 사업체 규모가 1인당 교육훈련비에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 근로자 수가 30~99인(B=-0.312, p<.001)인 사업체와 근로자 수 100인~199인 사업체(B=-0.312, p<.01)는 1인당 교육훈련비에 정(+)의 영향을 미쳤다. 즉, 준거집단인 200~299인 규모의 사업체에 비해 근로자 수가 적은 사업체는 1인당 교육훈련비가 높은 것으로 나타났다.

로그 1인당 인건비(B=0.781, p<.001)와 노조 유무(B=0.114, p<.05)는 교육훈련비 투자에 정(+)의 영향을 미쳤다. 즉, 사업체의 로그 1인당 인건비가 높을수록, 노조가 있는 사업체의 1인당 교육훈련비 지출이 높았다. 1인당 주당 근로시간(B=-0.008, p<.05)의 경우 교육훈련비 투자에 부(-)적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 주당 근로시간이 길수록 교육훈련비 투자가 낮게 나타났다. 직무

분석 시행(B=0.017, p<.001)과 자격 필요시 내부 육성 정도(B=0.052, p<.05), 교육훈련비 사전 책정(B=0.228, p<.001)은 교육훈련비 투자에 정(+)의 영향을 미쳤다. 즉, 직무분석을 시행하거나 교육훈련비를 사전에 책정한 경우, 자격이 필요한 근로자를 외부에서 채용하기보다 내부에서 장기적으로 육성하는 경우 1인당 교육훈련비가 높았다.

<표 2> 1인당 교육훈련비 결정요인분석

변수		OLS		FE		RE	
		추정계수	표준오차	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
사업체 연령		-0.001	0.001	0.001	0.001	-0.001	0.002
사업체 규모	30~99인	0.316***	0.064	0.312***	0.063	0.274***	0.077
	100인~199인	0.203**	0.065	0.195**	0.065	0.147*	0.071
로그 1인당 부가가치		0.013	0.022	0.020	0.022	-0.013	0.018
로그 1인당 인건비		0.705***	0.126	0.781***	0.128	0.342*	0.137
정규직 비율		-0.119	0.134	-0.133	0.133	-0.098	0.144
노조 유무		0.121*	0.050	0.114*	0.050	0.141*	0.065
1인당 주당 근로시간		-0.007**	0.002	-0.008**	0.002	-0.004	0.002
직무분석 시행		0.171***	0.044	0.171***	0.044	0.182**	0.059
교육훈련 계획 수립		0.081	0.056	0.085	0.055	0.071	0.053
핵심 인재 프로그램 운영		0.094	0.055	0.089	0.054	0.047	0.057
자격 필요 시 내부 육성 정도		0.055*	0.021	0.052*	0.021	0.045*	0.021
교육훈련 전담부서		0.096	0.085	0.096	0.084	-0.044	0.091
교육훈련비 사전 책정		0.244***	0.046	0.228***	0.046	0.197***	0.046
교육훈련 휴가제도 운영		0.113	0.107	0.120	0.106	0.128	0.117
정년제도 실행		0.037	0.052	0.030	0.052	0.060	0.068
상수항		-0.802**	0.282	-0.873**	0.281	-0.036	0.317
R		0.219		0.218		0.201	
개체수		780		780		780	

주: * p<.05; ** p<.01; *** p<.001

나. 1인당 연평균 교육훈련시간

본 연구는 교육훈련시간에 영향을 미치는 요인들을 합동 OLS, 고정효과 모형 및 확률효과 모형을 통하여 살펴보았으며, 모형 간 비교를 통하여 더욱 적합한 분석 모형을 확인하였다. 합동 OLS와 패널모형 중 적합한 모형을 선택하기 위해 F검정과 Breusch-Pagan 검정을 수행하였다. F검정

결과 귀무가설인 “ $\mu_i=0$ ”이 기각되어, 합동 OLS보다 패널의 개체 특성을 모형에서 고려한 고정효과 모형이 더 적합하였다(Prob>F=0.001). 합동 OLS와 확률효과 모형 중 타당한 모형을 판단하기 위해 Breusch-Pagan 검정을 실시하였다. 분석 결과, 합동 OLS보다 확률효과 모형의 추정치가 더 적합하다는 결과를 도출하였다(Prob>chibar=0.001). 즉, 두 검정 모두 오차항이 0이라는 영가설이 기각되어 패널의 고유한 개체특성을 고려할 필요가 있다.

고정효과 모형과 확률효과 모형 중 더 적합한 모형을 판단하기 위하여 Hausman 검정을 시행한 결과, 확률효과 모형으로 본 연구의 분석을 시행하는 것이 적합하다는 결론을 도출하였다(Prob>chi2=0.948). <표 3>은 표본선택 편의를 고려하지 않은 OLS 추정 결과와 고정효과 모형, 확률효과 모형의 결과를 나타낸 것이다. 확률효과 모형 추정 결과를 살펴보면, 사업체 규모 중 근로자 수 30~99인(B=-7.995, p<.05), 근로자 수 100~199인(B=-7.311, p<.05)은 1인당 교육훈련시간에 영향을 미쳤다. 즉, 준거집단인 200~299인 규모의 사업체와 비교하여 규모가 작은 사업체일수록 교육훈련에 적은 시간을 투자하였다.

직무분석 시행(B=6.021, p<.05)과 핵심 인재 프로그램 운영(B=5.366, p<.05), 교육훈련 휴가제도 운영(B=19.78, p<.001)은 교육훈련시간 투자에 정(+의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 직무분석을 시행하거나 핵심 인재를 확보·육성·유지하기 위한 프로그램 실행하는 기업, 교육훈련을 위한 휴가 제도를 시행하는 사업장은 교육훈련에 투자하는 시간이 길다.

<표 3> 1인당 교육훈련시간 투자 결정요인분석

변수	OLS		FE		RE		
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차	
사업체 연령	-0.036	0.076	-0.009	0.499	-0.029	0.100	
사업체 규모	30~99인	-7.355*	2.862	-9.995	6.922	-7.995*	3.427
	100인~199인	-7.123*	2.924	-7.408	5.005	-7.331*	3.291
로그 1인당 매출액	-1.253	0.987	-0.093	1.074	-0.547	0.925	
로그 1인당 인건비	5.186	5.650	-4.825	11.16	2.002	6.324	
정규직 비율	-6.066	5.972	-2.952	10.20	-3.365	6.687	
노조 유무	-0.237	2.247	-1.806	6.983	-0.857	2.821	
1인당 주당 근로시간	-0.079	0.110	0.036	0.183	-0.062	0.122	
직무분석 시행	5.169**	1.976	14.62*	7.221	6.021*	2.517	
교육훈련 계획 수립	-0.605	2.504	-1.660	3.288	-0.910	2.577	
핵심 인재 프로그램 운영	7.670**	2.450	0.727	3.892	5.366*	2.704	
자격 필요 시 내부 육성 정도	0.513	0.969	0.810	1.343	0.482	1.019	
교육훈련 담당부서	-1.396	3.798	2.168	6.394	-0.818	4.256	
교육훈련비 사전 책정	1.536	2.065	7.659*	3.015	3.666	2.207	

교육훈련 휴가제도 운영	11.17*	4.769	43.05***	8.370	19.78***	5.412
정년제도 실행	6.643**	2.333	-2.657	6.918	4.741	2.918
상수항	15.99	12.56	19.10	24.75	17.15	14.42
R	0.073		0.037		0.066	
개체수	780		780		780	

주: * p<.05; ** p<.01; *** p<.001

V. 결론 및 제언

본 연구에서는 중소기업 근로자의 교육훈련투자에 영향을 미치는 요인들을 분석하였다. 연구결과에 대한 논의는 다음과 같다. 첫째, 기업특성 요인에서는 근로자 수가 교육훈련 시간에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 중소기업 구성원이 교육훈련에 참여하는 데에는 생산의 차질이라는 대가를 치워야 하는 경우가 많다. 대부분의 중소기업의 인력구성은 생산에 필요한 최소한의 인원을 유지하고 있고, 제품의 납기일을 지키지 못할 경우 기업의 운영자금을 확보하는데, 어려움을 겪게 된다. 이러한 제약은 교육훈련 참여에 따른 높은 기회비용에 직면하게 되는 중요한 근거가 된다. 따라서 근로자가 훈련에 참여하는 동안 대체인력이 부족한 경우 훈련을 통해 생산성 향상이 기대됨에도 사업주는 훈련을 꺼리는 경향을 보인다. 교육훈련의 필요성 인식에도 불구하고 인원 부족으로 인한 생산 차질의 우려 때문에 교육훈련을 실시하지 못하는 경우가 많으므로 집체 훈련 위주의 교육훈련 방식을 탈피하여 교육훈련과 학습방법을 다양화하고 지원하는 방안 모색이 필요하다.

둘째, 노조 유무는 1인당 교육훈련투자 비용에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 김세화·유보람(2021)의 노동조합이 인적자원개발에 미치는 영향에 관한 문헌 연구 결과와 일치한다. 이는 기업 내 연공 요소가 약화되고 성과주의가 확대되면서 노조와 구성원 모두 교육훈련을 자신들의 이해관계 이슈로 받아들이기 시작한 것으로 사료된다. 따라서 노조에서 구성원의 이익을 위해 교육훈련을 단체교섭의 의제로 선택한다면 교육훈련 지출 비용이 증가할 개연성이 있다.

셋째, 근로자의 경력과 관련된 요인에서는 직무분석 시행 여부, 핵심인력을 확보하고 육성하는 프로그램 실행 여부, 필요한 자격을 갖춘 사람에 대한 인사관리가 교육훈련투자에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 핵심인력 확보·육성·유지 프로그램을 실행하는 경우 교육훈련투자 비용이 높은 것으로 나타났으나, 해당 프로그램을 실행하는 비율은 16%로 낮았다. 중소기업은 체계적인 인재 육성을 하기 어렵고, 보상 차별화 정도, 구성원 간의 친밀함, 넓은 범위의 업무 수행 등으로 인하여 핵심인력의 육성·유지에 한계가 많다. 중소기업에서 핵심인력 확보·육성·유지 프로그램을 효과적으로 운영하기 위해서는 선발 기준과 육성체계를 구체화하고 교육훈련과 연계될 수 있는 틀을 마련하는 것이 필요하다. 또한 중소기업은 대기업과 비교해 인력개발의 추진 인프라가 부족하므로 HRD 진단 및 컨설팅 등 다양한 지원이 요구된다.

필요한 자격을 갖춘 사람을 외부에서 충원하기보다, 장기고용을 통한 내부육성을 하는 경우 교육훈련투자를 더 많이 하는 것으로 나타났다. 중소기업에서 교육훈련을 실시하지 않는 이유 중 '필요한 숙련을 갖춘 자를 신규 채용하는 것을 선호하기 때문'이라는 응답이 36.9%로 나타났으며(노동노동부, 2009), 많은 중소기업은 아직도 새로운 기술을 보유한 역량 있는 근로자가 필요할 경우 경력자를 신규 채용하는 관행에 의존하고 있다는 점과 개연성이 있다.

넷째, 교육훈련비용 미리 책정 여부는 1인당 교육훈련비 투자에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 실제 기업 직업훈련실태 조사(고용노동부, 2009)에 따르면 중소기업의 교육훈련 미실시 사유 중 제조업의 경우 예산 부족이 43.6%로 가장 큰 비중을 차지하였다. 우리나라의 경우 중소기업의 교육훈련을 지원하기 위한 다양한 제도가 있음에도 불구하고 중소기업의 활용이 저조한 실정이다. 고용보험 기금의 지원으로 이루어지는 정부 지원 직업능력개발 사업은 최소 훈련시간 등의 비용 지원 요건이 엄격하고, 지원되는 훈련의 사업주 수용 충족이 미흡하거나 고용보험에의 접근성 부족 등에 원인이 있다. 따라서 고용보험의 사각지대를 줄여 중소기업의 사업주훈련 기회를 확대할 필요가 있다. 또한 대기업과 중소기업의 훈련 지원금을 차별화하는 방안도 고려해 볼 수 있다. 더불어 정부 지원 직업능력개발 제도가 중소기업 일터에서 이루어지는 학습 지원을 통해 근로자의 실질적인 능력개발에 이바지한다면 중소기업 현장 수요에 부합할 수 있을 것이다.

다섯째, 근로시간과 중소기업의 교육훈련투자와의 관계는 부(-)적으로 나타났다. 기업 내 교육훈련투자에서 높은 비중을 차지하는 것은 프로그램을 운영하거나 참여하는 데 소요되는 직접비용과 함께 교육훈련 참여로 인한 업무 공백이라는 기회비용인 경우가 많다(노동진·김미란, 2015). 근로시간 단축 이후 노동생산성을 높이기 위해 근로자들의 숙련 향상을 이전보다 더 많이 요구하고 있지만 기업에서 교육훈련을 실시하기 쉽지 않은 이유도 이 때문이다. 교육훈련은 물리적인 시간이 요구되기 때문에 근로시간 문제와 정면으로 부딪치게 된다. 장기간 근로 관행에서는 근로시간을 탄력적으로 운영하기 힘든 조건으로 인하여 작업 시간의 손실분이 커질 가능성이 크며, 장시간 근로로 인한 근로자들의 피로 증가는 숙련 향상에 대한 관심과 의지를 낮아지게 만들어 교육훈련에 대한 기대치를 낮게 만들고 교육훈련투자에 부정적으로 작용할 가능성이 높다.

이에 따라 본 연구에서 교육훈련 휴가제를 운영하고 있는 사업체의 교육훈련투자가 높다는 결과는 의의가 있다. 이영민(2010)에 의하면 유급휴가훈련은 숙련도, 업무수행력, 공동작업 수행력 등기업의 다양한 성과에 영향을 미치는데 특히 제조업의 성과가 다른 업종에 비해 매우 유의미하게 높게 나타났다. 따라서 교육훈련 휴가제에 대해 중소제조기업의 관리자, HR담당자들의 인식을 높일 수 있는 연구나 세미나 등을 실시하고 교육훈련휴가로 인한 업무 공백을 해결할 수 있도록 정부의 다양한 지원정책이 요구된다. 예컨대, 고용보험 환급률을 조정하거나, 교육훈련에 따른 생산 손실을 방지하고 원활한 직무순환을 위한 인력 연계 사업 또는 중소기업 고용주들에 대한 인센티브를 확대하는 등 구체적인 방안 마련이 필요하다.

참고문헌

- 강순희(2010). 『경력개발지원이 기업성과에 미친 영향: 교육훈련에 대한 보완 효과』. 노동정책연구, 10(2), 35-65.
- 고용노동부(2009). 『기업직업훈련 실태조사』.
- 김기태·조봉순(2008). 『인적자원관리와 조직 성과간의 관계에 관한 연구: 인적자원관리 성과로서 종업원 태도의 매개효과를 중심으로』. 인사조직연구, 16(1), 115-157.
- 김세화·유보람(2021). 『노동조합이 인적자원개발에 미치는 영향에 관한 문헌 연구』. 산업교육연구, 41(1), 1-29.
- 김주섭(2002). 『직업훈련 참가결정에 관한 연구』. 노동정책연구, 2(3), 81-100.
- 김효진·오승연·홍세희 (2018). 『인적자원개발과 조직성과 간 관계에 대한 직무만족의 다층매개효과 검증』. HRD연구, 20(1), 71-96.
- 나인장(2010). 『기업의 훈련이 근로자의 인적자원성과 및 기업성과에 미치는 영향』. 인적자원관리연구, 17(1), 39-56.
- 남재욱·이다미(2020). 『한국에서 ‘좋은’ 시간제 일자리는 가능한가?』. 한국사회정책, 27(1), 187-221.
- 노경란·병정현·허선주·임현선(2011). 『한국기업의 교육훈련비 투자 결정요인 분석: 2005~2009년도 인적자본기업패널 자료를 중심으로』. HRD연구, 13(3), 1-27.
- 노용진(2009). 『기업 내 교육훈련의 영향요인에 관한 미시적 접근: 생산직 근로자를 중심으로』. 産業關係研究, 19(3), 27-55.
- 노용진·김미란(2015). 『주40시간제 도입과 기업의 교육훈련투자』. 産業關係研究, 25(1), 27-46.
- 민인식·최필선(2012). 『STATA 패널데이터 분석(제2판)』. 서울: 지필미디어
- 박성재·오민홍(2007). 『사업주훈련이 기업성과에 미친 영향에 관한 연구』. 사업체패널 학술대회 발표 논문집. 368-389.
- 박승록(2020). 『STATA를 이용한 응용계량경제학』. 서울: 박영사
- 박지원·정혜경·한지영·김우철(2021). 『기업의 인적자원개발투자가 조직성과에 미치는 영향에 대한 종단연구』. HRD연구, 23(1), 33-56.
- 배지혜·조성은·이영민(2021). 『OECD 주요국의 공공고용서비스 지출 영향요인 분석』. 社會科學研究, 47(2), 89-111.
- 배진한(2009). 『벤처기업 인적자원개발 노력이 경영성과에 미치는 효과: 대덕연구개발특구 소재 벤처기업들을 중심으로』. 기업가정신과 벤처연구, 12(3), 43-65.
- 백평구(2016). 『중소기업 인적자원개발 연구에 대한 비판적 검토: 국내학술논문을 중심으로』. 기업교육과 인재연구, 18(1), 267-299.
- 손준중(2004). 『성인학습자의 직업교육훈련 참여결정요인 분석』. 평생교육연구, 10(2), 109-128.
- 송민수·김동주(2019). 『현신형 인적자원관리, 노조조직률, 사용자의 노사관계전략이 여성의 관리자 진출에 미치는 영향에 대한 탐색적 연구』. 노동정책연구, 19(1), 123-155.
- 심용보(2015). 『중소기업에서 인적자원개발이 기업성과에 미치는 영향에 관한 실증연구』. 인적자원개발연구, 18(3), 25-46

- 이상돈·최호·설귀환(2015). 『인적자원이 기업 성과에 미치는 영향분석』. 한국경제연구, 33(4), 149-168.
- 이영민(2010). 『중소기업 관리자의 유급휴가훈련 성과인식 분석』. 농업과 인적자원개발, 42(3), 173-192
- 이영민(2012). 『중소기업 근로자의 교육훈련 참여 결정요인 분석』. 산업교육연구, 25, 1-16.
- 이영민(2019). 『한국 기업의 교육훈련 투자에 관한 종단적 연구』. 기업교육과 인재연구, 22(1), 101-123.
- 이주일·하신영·나동만(2019). 국내 기업의 지배구조가 교육훈련 투자에 미치는 영향: 행동 대리인 관점. 대한경영학회지, 32(10), 1783-1804
- 조세형(2010). 『기업의 인적자원개발 투자가 조직성과에 미치는 영향: 전략적 인적자원개발의 조절 효과』. HRD연구, 12(2), 1-18.
- 중소벤처기업부(2019). 『중소기업실태조사』
- 중소벤처기업부(2020). 『중소기업실태조사』
- 최영섭(2021). 『2000년대 후반 이후 한국 기업의 교육훈련 투자에 대한 영향 요인 분석』. 직업과 자격연구, 10(3), 27-52.
- 함창모·김진덕·조문기(2010). 『기업의 교육훈련비가 경영성과에 미치는 영향. 회계와 정책연구』, 15(1), 285-308.
- Bassi, L. J., Ludwig, J., McMurrer, D. P., & Van Buren, M. (2002). "Profiting from learning: Firm-level effects of training investments and market implications". *Singapore Management Review*, 24(3), 61-76.
- D J Storey, Francis J. Greene. (2010). *Small Business and Entrepreneurship*.
- OECD(2020). Enhancing Training Opportunities in SMEs in Korea.
- Paul, A. K., & Anantharaman, R. N. (2003). "Impact of people management practices on organizational performance: Analysis of a causal model". *Human Resource Management*, 14(7), 1246-1266.
- Renaud, S., Lakhdary, M., & Morin, L. (2004). "The determinants of participation in non-mandatory training". *Industrial Relations*, 59(4), 724-741.
- Renaud, S., Morin, L., & Cloutier, J. (2006). "Participation in voluntary training activities in the Canadian banking industry". *International Journal of Manpower*, 27(7), 666-678.
- Renaud, S. Lakhdari, M. & Morin, L. (2004) "The determinants of participation in non-mandatory training". *Relations industrielles*, 59(4), 724-743



세션 04

인적자원관리와 혁신

사회자 : 조성재(한국노동연구원)

- ◆ **스마트 공장과 청년고용**
김미희(한국국방연구원), 노세리(한국노동연구원) 441

- ◆ **사업장의 스마트 환경관리를 위한 직무자율성 변화와 혁신 관련요인 :
잠재성장모형을 중심으로**
이경호(한국대학교육협의회) 457

스마트 공장과 청년고용

김미희¹⁾ · 노세리²⁾

요약

연구는 한국노동연구원에서 제공하는 사업체패널조사 데이터를 바탕으로 스마트 기술을 생산과정에 도입하는 스마트공장과 청년고용 간의 관계를 분석하였다. 연구 결과, 첫째, 자동화가 시스템 통합형으로 도입되는 경우 청년고용을 감소시키는 것으로 확인되었다. 둘째, 자동화 설비 로봇 유형 중 협동로봇, 즉, 인간과 한 공간에서 직접 상호작용하기 위해 설계된 로봇의 경우 청년고용 증가와 관련한 것으로 나타났다. 셋째, 생산공정 스마트화와 청년고용 간의 관령성은 확인할 수 없었다. 본 연구에서 자동화, 정보화, 지능화 기술체계의 복합으로 인해 생산이 이루어지는 공장과 청년고용 간의 관계는 확인되지 않았다. 이러한 결과를 바탕으로 중소 제조기업의 청년 인력 고용을 향상시키기 위해서는 협동로봇과 같은 인간의 노동과정을 돕는 기술체계의 도입을 고민할 필요가 있음을 제안한다.

1) 한국국방연구원, 책임연구원
2) 한국노동연구원 부연구위원

I. 문제제기

중소기업은 인력난에 시달리고 있다. 사업체는 구하고자 하지만 지원자가 없어서 필요 인력이 모집되지 않으며, 한편으로는 충원이 된다고 하여도 몇 년 사이조직을 이탈하는 불완전 충원이 이루어져 계속해서 사람을 구해야 하는 상황에 놓여있다. 특히, 코로나19 감염병 확산으로 인하여 중소 제조기업의 인력난은 더욱 심화되고 있다. 중소기업은 특히, 젊은 청년층 인력 유인과 유지에 큰 어려움을 겪고 있다. 한국산업단지공단(2018)의 발표에 따르면 산업단지 내 20대 종사자 비중은 약 15% 정도 인 반면 중고령 인력은 52%로 나타나 연령 구성의 편중화를 알 수 있으며, 한편 입주 기업 중 절반 이상인 63% 기업은 청년 근로자를 채용하고 싶어 하지만, 이 중 1/3도 안 되는 사업체에서 청년 고용에 성공하는 것으로 나타났다. 이는 현장 기업의 인력수요와 공급이 크게 불일치하는 결과라고 볼 수 있다(조성철, 2020). 젊은 인력이 중소기업을 기피하는 이유는 대기업과 비교하여 낮은 수준의 임금도 있지만, 낙후된 작업환경이나 기름 때 묻은 일 등으로 이는 중소기업이 근로자에게 제공하는 근로조건을 개선하지 않는다면 젊은 인력을 고용하는 것이 쉽지 않을 것이라는 것을 보여주고 있다.

중소기업은 무엇을, 어떻게 바꾸어야 할까? 4차 산업혁명이 제기되면서 주목되어 온 디지털 기술은 최근 코로나19로 인한 비대면 상황의 확산으로 인하여 이전과 비교하여 더욱 빠른 속도로 발전하고 있다. 이는 코로나19로 인하여 많은 기업에서 디지털 기술을 활용하여 일을 하게 되었고 이러한 결과 기술의 발달이 만들어지게 된 것이다. 중소기업은 디지털 기술을 생산과정에 접목시키고 있는데 이를 ‘스마트공장’이라고 한다. 스마트공장은 생산성 개선을 위한 대표적인 기술혁신 방법으로, 기술을 통해 일과 일하는 방식을 혁신하여 기업의 생산성 향상을 지향한다. 이와 같이 기술이 현장에 도입되어 변화를 만들어내는데, 현장의 근로자들은 직접 생산자에서 생산 공정 관리자로 역할 변화를 경험할 수 있으며, 이는 디지털 기술이 기름때 묻은 일이 아닌 컴퓨터를 통한 생산과 작업과정 통제가 가능하기 때문이다. 이와 같이 기술은 일과 일하는 방식을 변화시키는 것이다.

그렇다면, 스마트화가 청년고용을 촉진할 수 있을까? 생산현장에 대한 스마트 기술의 도입과 청년 고용 간의 관계는 쉽게 예상할 수 없다. 스마트공장 관련 기사를 보면, 스마트공장 구축을 통해 생산성이 향상되고 이로 인하여 작업환경이 개선되어 젊은 인력을 유인할 수 있다고 본다. 그러나 선행연구를 통해 스마트 기술 도입과 청년 고용 간의 직접적인 관계는 확인되지 않는다. 생산현장에 스마트 기술 도입은 두 가지 측면에서 기대가 가능하다. 스마트 기술 유연생산을 가능하게 하고 이는 생산성을 향상시킬 수 있으며 이는 임금과 같은 근로조건을 상승시킬 수 있다. 또 한편으로 스마트 기술은 작업자의 반복 작업을 감소시키는 등 작업 피로도나 위험도를 감소시켜 더 나은 작업환경을 구축할 수 있다. 이는 중소기업에 청년 노동력을 유인할 수 있는 가

능성이 될 수 있다. 본 연구는 한국노동연구원에서 제공하는 사업체패널조사 데이터를 바탕으로 스마트 기술을 생산과정에 도입하는 스마트공장과 청년고용 간의 관계를 분석하고자 하며, 이러한 연구결과를 바탕으로 중소기업의 청년 고용 인력난을 해결 방안을 논의해 보고자 한다.

II. 이론적 배경

1. 스마트 공장

스마트화란 사회, 산업, 조직에서 아날로그 정보를 디지털 형태로 전환하여 저장하고 가공하는 것을 말한다 (Bloomberg, 2018). 기업의 스마트화는 일의 변화를 만드는 것으로, 스마트화를 통해서 몸을 사용하는 육체노동에서 모니터링, 제어 등 지식노동으로의 전환이 기대된다. 제조업에서는 스마트공장이라는 이름으로 생산과정에 인공지능(AI), 빅데이터(Big Data), 사물인터넷(IOT) 등의 기술 접목하여 보다 유연하고 효율적으로 생산을 이루어내는 기술이 이야기 된다. 스마트공장은 미래형 공장으로 생산현장에 정보화, 자동화, 지능화 기술을 도입하여 생산을 진행한다. 스마트공장이라는 개념은 독일에서 시작된 것으로 미래형 공장으로 모든 공정과 생산품, 그리고 생산요소들이 디지털(정보)화되고 서로 네트워킹하는 공장이라는 의미를 가진다 (Zühlke, 2009). 의미를 좀 더 자세하게 보면, 최소 비용과 시간으로 고객맞춤형 제품을 생산하여 공급할 수 있는 현장의 생산시스템을 의미하며, 관련 기술로는 크게 정보화, 자동화, 그리고 지능화 기술 등이 있다. 정보화, 자동화, 지능화 기술은 각각이 스마트 기술을 의미하기도 하며, 이러한 기술들이 융합된 상태를 의미하기도 하는데, 이와 같은 다양한 기술들이 융합된 상태로 궁극적으로는 지능화를 구현하는 단계까지 나아간 것을 스마트 기술체계라고 말한다 (황규희·김인국·이동임·김민석·노용진·엄미정, 2019).

처음 스마트 공장이 등장하였을 때 공정의 자동화(Automation) 정도로 이해되었다. 그러나 스마트 공장은 단지 자동화 자체에 목적을 가진 것이 아니다. 공장 내 모든 공정이 자동화되어 있더라도 여기서 정보가 추출되지 않거나 또는 정보가 추출되더라도 이를 가지고 분석하거나 예측하는 등 가치를 생산하는 일에 정보를 사용하지 않는다면 이는 스마트공장이라고 볼 수 없다 (정민호·정성훈·이창근, 2019). 하지만 스마트공장에는 자동화가 수반된다. 생산의 자동화와 그리고 정보 수집의 자동화가 이루어지는데 이러한 점에서 사람들은 스마트공장은 무인공장이라고 생각하였으며, 고용이 사라지는 생산현장으로 이해하였다. 그러나 스마트공장은 무인의 개념을 전제로 하는 것은 아니다. 기존 생산현장과 비교하여 직접적으로 생산하는 노동력의 일부는 줄어들 수 있지만, 스마트공장을 운영하는 인력, 이를 분석하고 활용하는 인력 등 새로운 노동력

을 필요로 한다. 즉, 스마트공장은 이전과 같이 직접적으로 근로자들이 생산을 하는 현장이라기보다는 생산이 일어나는 과정을 모니터링 하고 통제하며 전체적인 생산과정을 조율하는 근로자들이 존재하는 현장으로 이전의 제조 공장과는 다른 모습을 가지게 될 수 있다.

스마트 공장을 이해하기 위해서 스마트공장을 구성하는 기술에 대하여 좀 더 자세하게 살펴보자. 스마트공장을 구성하는 기술체계는 자동화, 정보화, 지능화 이다. 첫 번째, 자동화는 작업공정을 수행하는 자율적인 기계가 기술체계로서 인간이 손노동을 대체한다. 그리고 이러한 자율 동작은 컴퓨터 프로그램에 기반으로 둔다. 이제까지의 자동화기계 프로그램은 동일한 동작을 반복적으로 움직이게 하는 알고리즘에 기반을 두고 있기 때문에 단순반복적인 정형화된 과업을 중심으로 대체하여 왔다. 기술적으로 몇 개의 동작을 반복적으로 수행하는 자동화기술은 이미 많이 개발되어 있어서 우리나라의 웬만한 중소기업에서도 그런 자동화기계를 쉽게 목격할 수 있다. 이처럼 단일 생산 공정의 자동화를 구현하는 단독형 자동화기술(stand-alone automation)은 상당히 일반화되어 있지만, 그것들을 통합해서 하나의 생산 공장 전체를 자동화하는데 까지 성공한 곳은 극히 예외적이며, 이렇게 단독형 자동화 기술을 스마트 기술이라고 보지는 않는다. 두 번째, 정보화는 대표적으로 생산현장에서 관련 정보를 취합하기 위하여 사용하는 MES나 이 보다 광범위하여 경영까지 연계하는 ERP 등을 의미하는 것으로, 생산공정 현황 뿐 아니라 전체 생산과정과 이와 관련한 물리적, 인적 요소 등을 파악하게 해주는 데이터를 실시간으로 수집하게 해주는 기술을 의미한다. 정보화 기술은 단독형 자동화 기계들을 통합하여 스마트공장을 구현 가능하게 하는 핵심기술이라고 볼 수 있다. 세 번째, 지능화는 빅데이터-인공지능이나 사물인터넷 등처럼 수집된 데이터를 이용해서 기계학습을 한 다음 스스로 판단하고 의사결정을 내려서 기계 설비를 제어하는 기술체계를 의미한다. 기존의 알고리즘 기반 제어체계는 사람이 프로그래밍한 루틴에 따라서 반복적으로 작업하도록 되어 있다면, 인공지능 기반 제어체계는 데이터를 읽어 학습한 결과를 이용해서 상황적 조건에 맞게 유연하게 작업을 할 수 있도록 제어할 수 있다는 점에서 차이가 있다 (황규희·김인국·이동임·김민석·노용진·엄미정, 2019).

그렇다면, 자동화, 정보화, 지능화는 어떠한 관계를 가지는 것일까? 스마트 기술을 통하여 구현된 형태인 스마트 공장은 자동화 기술을 전제로 하며 중요한 것은 단독 자동화가 아닌 공장 전체의 자동화를 말한다. 그리고 자동화 기술 체계로의 질적 전환을 시키는 주된 기술은 정보화, 지능화 기술이라고 볼 수 있다. 즉, 이 세 가지 기술은 스마트 기술이라는 4차 산업혁명에서 강조하는 변혁적인 전환을 가져오는 기술을 만드는 핵심적인 세부 기술들로, 각각이 아닌 융합을 통해 효과를 낸다고 볼 수 있다.

2. 스마트 공장과 청년 고용 간의 관계

스마트공장과 청년 고용 간의 직접적인 관계를 논의한 연구는 쉽게 찾을 수 없다. 상대적으로 다른 연구와 비교하여 직접적으로 관계성을 살펴본 방형준·노용진(2018)이 기계산업에 속한 중소기업을 대상으로 실시한 실태조사 분석 결과를 보면, 스마트공장을 구축한 기업들이 청년층 고용이 변동이 스마트공장 도입과 관련 있다고 응답한 것으로 나타나, 스마트공장 도입이 청년층 고용에 긍정적 관계를 가질 수 있음을 시사하고 있다. 그리고 이와 유사하게 노세리·김미희 (2020)가 진행한 자동차 부품 제조기업을 대상으로 한 사례연구에서 보면, 기업은 스마트공장 구축을 통해 청년들이 일하고 싶은 작업환경을 구축하였다고 보고 있으며 이는 실제 청년인력 고용률 증가로 나타나는 것을 알 수 있다. 한편 스마트공장은 기술을 통해 현장을 예측하고 통제한다는 점에서 안전한 작업환경을 구축하여 산업재해률을 10-20% 정도 낮추는 것으로 보고 되는데, 이는 청년 노동력이 작업환경이 위험하고 더러워 취업을 기피하는 현상을 완화하는 역할을 할 수 있다고 볼 수 있다. 그러나 한편 기술도입과 청년고용 간의 관계를 부정적이라고 볼 수도 있다. 심명규·양희승·이서현 (2018)연구에서 보면, 스마트 기술에 한정된 것은 아니지만, 사업체에 기술을 도입하는 것은 청년고용과 부정적인 관계를 가진다고 본다. 이는 자본이 노동력을 대체하는 현상에 주목한 것으로 자동화 기술을 현장에 도입하였을 때 사업체의 새로운 청년고용에는 부정적일 수 있다고 보는 것이다. 자동화 기술 그 자체가 스마트 기술은 아니지만, 자동화는 본 연구의 대상인 스마트공장을 구성하는 한 가지 기술체계라는 점에서 부정적인 영향력도 고려할 눈여겨 볼 필요가 있다.

그러나 스마트 공장과 청년고용 간의 관계에 대한 실증적 근거는 아직 미흡하다. 연구는 스마트공장과 청년고용 간의 관계를 논의한 것은 아니지만 스마트공장과 고용의 변화 그리고 스마트공장과 근로조건 간의 관계를 논의한 연구를 바탕으로 스마트공장과 청년 고용 간의 관계를 유추해보고자 한다. 스마트공장 구축이 청년고용에 영향을 줄 것이라고 보는 이유는 세 가지이다. 첫째, 스마트 기술은 일을 변화시키는데 이는 젊은 근로자들이 좋아하는 일자리가 될 수 있다. 스마트 기술은 일의 속성을 변화시킬 수 있는데 디지털 기술은 직무 요구는 줄이고 직무 자원은 확보하게 하여 결과적으로 직무 풍부화를 만들어 낼 수 있다. 디지털 기술은 데이터를 제공함으로써 의사결정에 근거를 제공하여 이 과정을 보다 쉽게 만들어주며, 동시에 근로자는 데이터 즉, 근거를 가지고 의사결정을 하는 것이기 때문에 의사결정에 대한 과한 긴장을 풀 수 있다. 그리고 정보를 근로자가 이전과 비교하여 보다 복잡한 사고를 가능하게 하고 이를 바탕으로 복잡한 의사결정을 쉽게 내릴 수 있게 할 수 있다 (Demeroti, 2020). 그리고 디지털 기술은 직접 노동을 통하여 구현되던 단순하고 반복적인 일로부터 근로

자를 해방시키고 근로자는 사고를 필요로 하는 일을 부여받는다. 선행연구는 이것이 근로자들의 직무요구를 높이는 하지만, 정보가 제공되고 이 과정에서 근로자들은 일에 대한 재량권을 확보할 수 있기 때문에 높은 직무요구를 수용할 수 있는 자원도 함께 주어지는 것으로 근로자들의 일은 변화하고 이는 긍정적인 방향이라는 것이다 (Lundh and Rydstedt, 2016; Parker and Grote, 2020). 중소기업을 기피하는 이유는 일이 재

둘째, 디지털 기술을 통해 직접적으로 근로자의 안전을 확보할 수 있다. 제조업의 디지털화 문헌을 보면, 작업자들은 정보화 기술을 통해 시간으로 생산 공정 상 이슈를 파악할 수 있으며, 동시에 작업과정에서 발생하는 위험요소에 대한 경고도 얻을 수 있다 (Freze, Freze, Gorina, 2020). 그리고 자동화 기술은 근로자가 무겁고 더러워 기피하는 공정에 도입되어 근로자가 생산과정에서 직접적으로 경험하였던 물리적(신체적) 직무요구를 줄인다. Bréchemier et al. (2016)의 연구를 보면 로봇과 같은 기술 도입을 통해 산업재해율을 20% 정도 낮출 수 있다. 한편, 디지털 기술을 이용하여 직접적으로 작업자의 안전을 확보하는 도구를 만들기도 하는데, IOT 기술을 안전모 또는 안전 옷에 장착하여 작업자가 작업하는 동안 인지하지 못하는 위험이 닥치는 것을 막을 수 있다 (Freze, Freze, Gorina, 2020). 이와 같은 논의를 앞서 논의한 중소기업에 청년들이 가고 싶어 하지 않는 이유와 함께 보면 청년들이 중소기업을 기피하는 이유 중 하나가 중소기업에 가면 기름 때 묻는 일을 해야 하고 또한 신체적으로 부담되고 위험한 일을 수행할 가능성이 있기 때문이라는 점에서 보면, 스마트 기술을 통한 작업과정의 변화 그리고 작업장의 변화는 청년 고용에 긍정적인 영향을 줄 수 있을 것으로 볼 수 있다.

마지막으로, 스마트화는 근로자에게 돌아가는 직접적인 보상수준을 높일 수 있고 이는 노동시장에 있는 청년 노동력은 기업에 유인하는 효과를 가질 수 있을 것으로 본다. 생산과정의 디지털화는 생산성을 높일 수 있으며, 특히 이러한 생산성 향상 효과는 제조업에서 강하게 나타난다 (Barth, Roed, Schone, & Umblijs, 2020). 단순반복 작업을 자동화시켜 여기에 투입되던 노동력을 보다 창의적으로 혁신적인 일에 배치하여 부가가치를 높일 수 있으며, 한편 생산공정 외에도 전반적인 비즈니스 프로세스를 개선할 수 있는데, 회사가 공급자와 그리고 고객과 해야 하는 상호작용에서 비용을 감소할 수 있어 이는 기업에게 또 다른 가치가 된다. 결국 이러한 효과는 매출액 향상이나 영업이익률 개선 등 재무성과 향상으로 이어져 근로자들에게 돌아가는 파이가 커질 가능성이 있다고 볼 수 있다 (Gal, Nicoletti, Renault, Sorbe, & Timiliotis, 2019). Bessen et al (2020)가 네덜란드 기업을 대상으로 진행한 연구에 따르면, 작업장의 해당 근로자가 어떠한 직무를 하는가에 따라 임금 상승 정도는 차이는 있지만, 자동화는 평균적으로 근로자들의 임금을 상승시키는 효과가 있는 것을 알 수 있다.

기업이나 사업체 수준에서 스마트 기술이나 다른 용어로 디지털 기술이 특히, 특

정 연령의 고용에 어떠한 영향을 미칠 수 있는가에 대한 연구는 쉽게 찾을 수 없다. 그리고 기업이나 사업체 수준 연구가 있다 하더라도 연구에서 스마트 기술을 무엇으로 조작적 정의 하였는가에 따라 결과는 차이를 보인다. 이와 같이 스마트 공장과 청년고용 간의 관계를 정확하게 예측할 수 없는 이유는 선행연구가 부족하다는 측면도 있지만, 한편으로, 스마트 공장의 정의에서 오는 모호함도 있지만, 스마트 공장을 구성하는 기술체계 간의 차이가 있기 때문이라고 볼 수 있다. 그래서 스마트공장을 설명하는 주요한 기술체계를 무엇으로 보는가에 따라서 기술이 고용에 미치는 영향은 차이를 보이게 되는 것이다. 이에 본 연구는 스마트공장과 청년고용 간의 관계를 분석하는데, 스마트공장을 구성하는 다양한 기술체계를 구분하여 각각의 기술체계가 청년고용과 어떠한 관계를 가지는지 확인하고자 한다.

Ⅲ. 연구방법 및 결과

1. 분석대상 및 분석 방법

가. 분석대상

본 연구에서는 사업체 패널을 구성하고 있는 데이터 중 2019년에 처음 측정된 ‘ICT, 자동화 및 스마트 공장’ 부분의 설문문항을 중점적으로 분석하고자, 2019년과 2017년도 데이터를 사용하였다. 구체적으로, 주요 관심변수인 스마트 기술 및 청년고용을 포함한 모든 예측변수, 종속변수 및 통제변수는 2019년 데이터를 사용하였으며, 예외적으로 2019년 청년고용에 영향을 줄 수 있는 재무적 성과 및 고용규모는 2017년도 자료를 사용하여 모형의 설명력을 높이기 위해 노력하였다. 최종적으로, 2019년에 수집된 사업체패널 데이터에서 제조업에 해당하는 1042개 기업 중 제조 공장을 보유하고 있는 884개 사업체 데이터를 분석 대상으로 삼았다.

나. 변수의 측정

본 연구의 독립 및 종속변수와 함께 분석에서는 청년고용에 영향을 미칠 수 있는 관련 변수들을 통제하여 사용하였다. 연구에 사용된 변수들의 조작적 정의는 <표 1>과 같다. 기업의 규모, 재무적 성과, 고용규모 그리고 인력계획은 모두 연속척도로 측정이 되었으며, 산업 및 시장수요의 변화 등을 나타내는 문항들은 가변수화 하여 분석에 포함시켰다. 모든 변수들에 대한 응답은 개별 사업체의 인사관리 담당자 및 생산관리자로부터 얻어진 값이다.

<표 1> 연구 변수의 조작적 정의

	변수명	조작적 정의	평균
종속변수	청년고용	Ln(2019년 신입직 고용자 수)	2.245
독립변수	자동화 비율	ICT 003~007번 문항 평균 값	2.913
	자동화 설비-시스템형	ICT 009 문항을 더미변수로 만들어 활용 자동화 설비 시스템형 비율이 50%초과인 경우=1 그렇지 않은 경우 =0	.226
	제조용 로봇 비율	ICT 018 문항 수정 (①1~9%, ②10~29%, ③30~49%, ④50% 이상)	2.857
	협동 로봇 비율	ICT 019 문항 수정 (①1~9%, ②10~29%, ③30~49%, ④50% 이상)	2.764
	ICT 기반 시스템 도입	ICT 020 문항 함	1.146
	ICT 기반 정보 통합 수준	ICT 021 문항 (5점 척도)	2.08
	생산공정 스마트화	ICT 022 문항 (5점 척도)	2.21
통제변수	기업규모(2019년)	Ln(2019년 전체 근로자 수)	4.610
	시장전략-공격적 전략	시장전략 더미변수 1	.274
	시장전략-분석적 전략	시장전략 더미변수 2	.319
	시장전략-방어적 전략	시장전략 더미변수 3	.244
	수요변화	AQ3009 문항, 5점 척도 (1=수요가 빠르게 늘어남, 5=수요가 빠르게 줄어듦)	2.876
	노조유무	노조 있음=1, 노조 없음=0	.255
	인사관리 계획	DQ1020 문항, 5점 척도 (1=장기적 인사계획, 5=장기적 인사관리 계획)	3.430
	매출액(2017년)	Ln(2017년 매출액)	10.970
	매출액(2019년)	Ln(2019년 매출액)	10.844
	산업-조립산업	제조업 중 조립산업에 해당하는 기업=1, 그 외=0	.350
	산업-장치산업	제조업 중 장치산업에 해당하는 기업=1, 그 외=0	.287
	신입 채용 규모(2017년)	Ln(2017년 신규직 고용자 수)	2.327
	경력 채용 규모(2017년)	Ln(2017년 경력직 고용자 수)	1.654
	경력 채용 규모(2019년)	Ln(2019년 경력직 고용자 수)	1.718

다. 분석방법

본 연구는 사업체 패널에서 2019년에 처음 측정된 ICT, 자동화 및 스마트 공장 데이터를 중점적으로 분석하는바, 횡단적 분석에 적합한 위계적 회귀분석(hierarchical regression)을 실시하였다. 첫 번째 단계에서는 통제변수를 투입하였으며, 두 번째 단계에서는 각각의 독립변수를 개별적으로 투입하여 분석을 실시하였다.

2. 분석결과

가. 연구변수들 간 상관관계분석 결과

스마트 기술과 청년고용 간 상관관계 분석결과는 <표 2>와 같다. 먼저, 자동화 설비-시스템형

이 청년고용과 부(-)적으로 관련한다는 사실을 확인할 수 있으며($r=-.065$, $p<.10$), 협동 로봇이 청년고용과 정(+)의 방향으로 유의미한 상관관계를 갖는 것으로 나타났다($r=.132$, $p<.10$). 또한, ICT 기반 정보 통합 수준 역시 청년고용과 정(+)의 상관관계가 유의미한 것으로 밝혀졌다($r=.065$, $p<.10$).

<표 2> 연구 변수들 간 상관관계 분석 결과

	1	2	3	4	5	6	7	8
1. 자동화 비율	-							
2. 자동화 설비-시스템형	.093*	-						
3. 제조용 로봇 비율	.192**	-.131*	-					
4. 협동 로봇 비율	.015	.124	.296** *	-				
5. ICT 기반 시스템 도입	.170** *	.187** *	-.078	-.087	-			
6. ICT 기반 정보 통합 수준	.092*	.205** *	-.002	-.044	.605** *	-		
7. 생산공정 스마트화	.206** *	.172** *	.133*	.010	.485** *	.542** *	-	
8. 청년고용	.013	-.065+	.091	.132+	.010	.065+	.017	-

+ $p<.10$, * $p<.05$, ** $p<.01$, *** $p<.001$

나. 자동화와 청년고용 회귀분석 결과

청년고용에 대한 자동화 효과 분석 결과는 <표 3> 와 같다. 청년고용에 대한 통제변수 투입 후, 각각 자동화 기술을 나타내는 자동화 비율과 자동화 설비-시스템형을 투입하였다. 그 결과, <표 3>의 <모형 2>를 통해 확인할 수 있듯이 자동화 비율은 청년고용을 유의미하게 예측하지 않는 것으로 확인되었다($B=-.003$, $p=n.s$). 즉, 생산공정(i.e., 자재투입, 생산, 조립, 검수, 포장)이 자동화된 비율은 청년고용을 유의미하게 설명하지 못하였다. 한편, 자동화 설비와 관련하여 도입된 자동화 공정이 시스템 통합형 자동화 설비(system integration)인 경우의 청년고용 회귀분석에 대한 분석결과를 확인해 보면, 청년고용을 부(-)적으로 유의미하게 예측하는 것을 확인할 수 있다($B=-.293$, $p<.10$, <표 3>의 <모형 3> 참조). 즉, 자동화 공정이 시스템 통합형 자동화 설비인 경우, 청년고용이 줄어드는 것으로 나타났다.

<표 3> 청년고용에 대한 자동화 회귀분석 결과

	청년고용(2019년)					
	모형 1		모형 2		모형 3	
	B	S.E	B	S.E	B	S.E
기업규모(2019년)	.120	.143	.067	.162	.117	.142
시장전략-공격적 전략	-.489+	.269	-.467	.291	-.484+	.268
시장전략-분석적 전략	-.529*	.265	-.478+	.286	-.517+	.264
시장전략-방어적 전략	-.747**	.281	-.789*	.310	-.740*	.279
수요변화	-.065	.071	-.078	.085	-.061	.071
노조유무	-.040	.199	.002	.241	-.006	.198
인사관리 계획	-.132+	.074	-.148	.092	-.141+	.074
매출액(2017년)	-.112	.132	-.057	.145	-.126	.131
매출액(2019년)	.140	.131	.105	.146	.155	.131
산업-조립산업	.036	.162	-.023	.192	.031	.161
산업-장치산업	.143	.163	.031	.193	.164	.163
신입 채용 규모(2017년)	.603***	.068	.544***	.081	.595***	.067
경력 채용 규모(2017년)	-.240**	.081	-.226*	.091	-.233**	.081
경력 채용 규모(2019년)	.417***	.084	.462***	.094	.409***	.083
자동화 비율			.003	.087		
자동화 설비-시스템형					-.293+	.157
F-value	16.842***		10.526***		16.161***	
R ²	.559		.518		.567	

+p<.10, *p<.05, **p<.01, ***p<.001

다. 로봇과 청년고용 회귀분석 결과

청년고용에 대한 로봇의 회귀분석 결과는 <표 4> 와 같다. 자동화 설비 중 제조용 로봇(e.g., 수직다관절 로봇, 수평다관절 로봇, 직교로봇, 병렬로봇)과 협동로봇(collaborative robot)이 각각 청년고용을 설명하는지를 살펴보면, 제조용 로봇은 청년고용을 유의미하게 설명하지 못하는 것으로 나타났다(B=.025, p=n.s., <모형 4> 참조). 반면, 협동로봇은 청년고용을 정(+)적으로 유의미하게 설명하는 것으로 나타났다(B=.274, p<.05, <모형 5> 참조). 구체적으로, 자동화 설비 중 협동로봇, 즉, 인간과 한 공간에서 직접 상호작용하기 위해 설계된 로봇의 비율이 높을수록 청년고용이 증가할 것이라 설명 가능하다.

<표 4> 청년고용에 대한 로봇 회귀분석 결과

	청년고용			
	모형 4		모형 5	
	B	S.E	B	S.E
기업규모(2019년)	.137	.241	.235	.229
시장전략-공격적 전략	-.211	.392	-.589	.371
시장전략-분석적 전략	-.329	.391	-.273	.384
시장전략-방어적 전략	-1.083*	.441	-.763+	.386
수요변화	-.021	.122	.072	.106

노조유무	.412	.367	-.039	.345
인사관리 계획	-.263+	.135	-.031	.127
매출액(2017년)	.215	.196	-.493	.353
매출액(2019년)	-.214	.218	.508	.345
산업-조립산업	-.006	.305	-.638*	.292
산업-장치산업	-.042	.270	-.502+	.273
신입 채용 규모(2017년)	.580***	.124	.481***	.115
경력 채용 규모(2017년)	.048	.135	.001	.119
경력 채용 규모(2019년)	.217	.132	.341*	.125
제조용 로봇 비율	.025	.120		
협동 로봇 비율			.274*	.134
F-value	6.045***		9.318***	
R ²	.614		.797	

+p<.10, *p<.05, **p<.01, ***p<.001

라. 정보화 시스템과 청년고용 회귀분석 결과

<표 5>를 통해 청년고용에 대한 로봇의 회귀분석 결과를 살펴보면, 먼저, ICT 기반 정보화 시스템(i.e., ERP, MES(POP), PLM, SCM, APS, FEMS) 도입이 많을수록 청년고용을 유의하게 설명하지 못하는 것으로 확인되었다(B=-.043, p=n.s., <모형 6> 참조). 또한, ICT 기반 정보 통합 수준 역시 청년고용과 관련이 없는 것으로 나타났다(B=.006, p=n.s., <모형 7> 참조).

<표 5> 청년고용에 대한 정보화 시스템 회귀분석 결과

	청년고용			
	모형 6		모형 7	
	B	S.E	B	S.E
기업규모(2019년)	.113	.143	.120	.143
시장전략-공격적 전략	-.498+	.270	-.486+	.271
시장전략-분석적 전략	-.544*	.266	-.527+	.267
시장전략-방어적 전략	-.777**	.284	-.741*	.288
수요변화	-.070	.072	-.065	.072
노조유무	-.027	.200	-.041	.199
인사관리 계획	-.131+	.074	-.132+	.074
매출액(2017년)	-.127	.134	-.111	.133
매출액(2019년)	.159	.134	.139	.132
산업-조립산업	.033	.163	.037	.163
산업-장치산업	.145	.164	.142	.164
신입 채용 규모(2017년)	.610***	.068	.602***	.068
경력 채용 규모(2017년)	-.239**	.081	-.240**	.081
경력 채용 규모(2019년)	.413***	.084	.417***	.084
ICT 기반 시스템 도입	-.043	.058		
ICT 기반 정보 통합 수준			.006	.056
F-value			15.635***	
R ²			.559	

+p<.10, *p<.05, **p<.01, ***p<.001

마. 생산공정 스마트화와 청년고용 회귀분석 결과

청년고용에 대한 생산공정 스마트화의 회귀분석 결과는 <표 6>에 잘 나타나 있다. <모형 8>을 통해 확인할 수 있듯이 생산공정 스마트화는 청년고용을 유의미하게 예측하지 않는 것으로 확인되었다($B=-.051$, $p=n.s.$). 즉, 생산공정 스마트화 실행 수준에 따라 청년고용 규모가 유의미하게 증가하거나 감소하지 않는 것으로 나타났다.

<표 6> 청년고용에 대한 생산공정 스마트화 회귀분석 결과

	청년고용	
	모형 8	
	B	S.E
기업규모(2019년)	.131	.144
시장전략-공격적 전략	-.497+	.270
시장전략-분석적 전략	-.542*	.267
시장전략-방어적 전략	-.773**	.285
수요변화	-.068	.072
노조유무	-.031	.200
인사관리 계획	-.132+	.074
매출액(2017년)	-.125	.134
매출액(2019년)	.150	.132
산업-조립산업	.032	.163
산업-장치산업	.144	.164
신입 채용 규모(2017년)	.600***	.068
경력 채용 규모(2017년)	-.238*	.081
경력 채용 규모(2019년)	.414***	.084
생산공정 스마트화	-.051	.088
F-value	15.685***	
R ²	.560	

+ $p<.10$, * $p<.05$, ** $p<.01$, *** $p<.001$

IV. 논의

본 연구는 생산현장에 도입되는 스마트 기술이 청년고용과 어떠한 관계를 가지는지 확인하고자 진행되었다. 주요한 연구 결과는 다음과 같다. 첫째, 자동화가 시스템 통합형으로 도입되는 경우 청년고용을 감소시키는 것으로 확인되었다. 사업체들은 보면 제품의 특정 부분의 가공을 수행하기 위하여 또는 한 제품을 가공하기 위하여 자동화 기계를 들여 놓는 경우를 볼 수 있다. 이러한 자동화 설비의 경우 이전에 노동력이 수행하던 손노동을 대체하는 것이기는 하지만 여전히 노동력을 필요로 한다. 제품이 잘 나올 수 있도록 숙련기능공이 치공구를 교체하고 이 과정에서 정밀하게 수치를 조정하는 등 기능공의 노하우가 투입된다. 이러한 경우 노동력이 자동화 기계의 도입으로 인해 노동력이 대체된다고 볼 수 없다. 그러나 제품의 특정 부분의 가공을 넘어, 가공 간의 연결이

일어나고 한 가지 기계가 아닌 기계들의 집합을 통해 제품 생산이 구현되는 즉, 시스템 통합형으로 제품 생산이 이루어지는 경우 노동력은 대체될 가능성이 있다. 그리고 이전에 가공 생산을 수행하던 노동력들은 생산물의 투입, 그리고 기계로부터 생산물의 제거 등 역할을 부여받게 된다. 이는 단순 반복적인 일로 회사는 내국인 청년 인력을 정규직으로 고용하기 보다는 일용직 활용을 늘리거나 외국인 근로자를 활용할 가능성을 보여준다. 한편, 연구 결과는 스마트 기술의 도입이 근로조건을 개선할 수 있는 여건을 조성하지만 결국 근로조건 까지 가기 어렵다는 것을 보여주고 있다. 시스템 통합형 생산은 이를 구현할 수 있는 소품종 대량생산 또는 다품종 대량생산 사업체의 경우 생산성을 크게 개선할 수 있다. 선행연구에 따르면 생산성 개선은 임금이나 복지 등 근로조건 의 향상으로 이어질 수 있다. 그러나 본 연구 결과에 따르면 생산성 개선이 결국은 고용에 그리고 근로조건 개선까지 직접적으로 이어질 수 없다는 가능성을 보여주는 것이라고 볼 수 있다.

둘째, 자동화 설비 로봇 유형 중 협동로봇, 즉, 인간과 한 공간에서 직접 상호작용하기 위해 설계된 로봇의 경우 청년고용 증가와 관련한 것으로 나타났다. 협동로봇은 산업형 로봇과는 다른 것으로, 기본적으로 인간과의 상호작용을 바탕으로 하는 즉, 인간과의 협동적 노동을 전제로 한다. 이러한 점에서 보면 협동로봇은 인간의 노동력을 대체하기 보다는 노동력이 반복적으로 수행하면서 어려웠던 일, 그리고 근골격계에 무리가 되던 노동을 대신하면서 인간이 보다 쉽게 노동할 수 있게 돕는다. 그래서 현장에 협동로봇이 투입되는 경우 해당 공정에서 노동력이 사라질 수는 없다. 물론 이전과 비교하여 필요한 인력의 수는 감소할 수 있으나 앞서 논의한 시스템 통합형 설비와 같이 노동력을 대체하지는 않는 것이다. 그리고 협동로봇과 같은 기능의 도입은 인간을 어렵고 불편한 노동에서 해방시켜줄 수 있다는 점에서 작업환경을 개선하는 것으로 이는 청년들에게 매력적인 작업환경이 될 수 있다고 본다.

셋째, 생산공정 스마트화와 청년고용 간의 관련성은 확인할 수 없었다. 본 연구에서 자동화, 정보화, 지능화 기술체계의 복합으로 인해 생산이 이루어지는 공장과 청년고용 간의 관계는 확인 되지 않았다. 이는 스마트 공장이 청년에게 기준과 비교하여 매력적인 직장이 아닐 가능성도 있다고 볼 수 있으며, 한편으로는 스마트공장 도입과 같은 기술체계의 전환과 고용 간에는 관계가 없을 수 있다고도 볼 수 있다. 스마트 기술체계와 고용 간의 관계성은 계속해서 다양한 데이터를 통하여 탐색할 필요가 있다.

이와 같은 연구결과를 바탕으로 보면, 스마트 공장을 구성하는 기술을 어떻게 보는지 그리고 어떠한 기술이 생산현장에 도입되는가에 따라 청년고용은 차이가 날 수 있다고 볼 수 있다. 이러한 연구 결과를 중소 제조기업에서 보면, 중소기업은 협동로봇과 같은 기술체계의 도입을 통해 젊은 인력을 생산현장에 들일 수 있다는 점을 생각해볼 필요가 있다. 다수의 중소 제조기업은 다품종 소량생산이나 몇몇은 다품종 중량생산하기 때문에 완전한 시스템형 자동화를 통한 생산이 크게 효율성 증가를 가져 온다고 보기 어렵다. 이러한 점에서 기술을 이용하여 노동력을 유치하기 위해서는 협동로봇과 같이 인간의 노동을 도와 효율을 향상시키는 방법을 생각해볼 수 있다. 중소기업은 대기업과 비교하여 동일한 생산과정이라고 해도 노동자가 힘을 써서 수행하는 경우가 많이 발견된다. 그리고 사업체들은 이러한 생산과정에 주로 젊은 인력을 배치하는데, 이는 결국 젊은 인력

의 조직이탈을 발생시킨다. 이러한 점에서 작업환경이 열악한 공정에 대한 협동로봇 도입을 통해 직접적으로 노동과정을 개선하고 이는 젊은 인력의 조직이탈 상황을 개선할 수 있을 것으로 기대한다.

연구를 마무리 하면서, 스마트 기술의 도입과 청년고용 간의 관계는 계속해서 다양한 데이터를 바탕으로 실증해볼 필요가 있다고 제안한다. 연구는 주어진 데이터의 특성 상 독립변수인 스마트 기술과 종속변수인 청년고용 측정시점이 2019년으로 동일하다는 한계를 가지고 있다. 이러한 점에서 독립변수와 결과변수 간의 역인과(reverse causality) 관계가 존재할 가능성을 가지고 있다. 향후 연구에서는 종단적 연구 설계를 통해 인과관계에 대한 타당성에 대한 검증을 다시 한 번 수행할 필요가 있다. 또한, 시간에 따른 청년고용 규모의 변화량(change score)에는 스마트 기술이 어떠한 영향을 미치는지에 대해서도 추가적인 연구가 필요할 것이다.

참고문헌

- Barth, E., Roed, M., Schøne, P., & Umblijs, J. (2020). How robots change within-firm wage inequality.
- Bessen, J., Goos, M., Salomons, A., & van den Berge, W. (2020, May). Firm-level automation: Evidence from the netherlands. In *AEA Papers and Proceedings* (Vol. 110, pp. 389-93).
- Bloomberg, J. (2018). Digitization, digitalization, and digital transformation: confuse them at your peril. *Forbes*. Retrieved on August, 28, 2019.
- Bréchemier, D., de Panafieu, O., & Alami, M.El. (2016). Think act of robots and men-in logistics: Towards a confident vision of logistics in 2025.
- Freze, T., Freze, A., & Gorina, L. (2020, May). Risk-Based Approach to the Audits of Employers and Leading Automated Occupational Safety Management Systems. In 6th International Conference on Social, economic, and academic leadership (ICSEAL-6-2019) (pp. 121-127). Atlantis Press.
- Gal, P., Nicoletti, G., Renault, T., Sorbe, S., & Timiliotis, C. (2019). Digitalisation and productivity: In search of the holy grail - Firm-level empirical evidence from EU countries.
- Lundh, M., & Rydstedt, L. W. (2016). A static organization in a dynamic context - A qualitative study of changes in working conditions for Swedish engine officers. *Applied ergonomics*, 55, 1-7.
- Parker, S. K., & Grote, G. (2020). Automation, algorithms, and beyond: Why work design matters more than ever in a digital world. *Applied Psychology*.
- Zühlke, D. (2009). Smartfactory - a vision becomes reality. *IFAC Proceedings Volumes*, 42(4), 31-39.
- 심명규, 양희승, & 이서현, (2018). 기술진보와 청년고용.
- 황규희, 김안국, 이동임, 김민석, 노용진, 엄미정, (2019). 미래 환경변화에 따른 인적자원개발 정책의 방향과 전략. 한국직업능력개발원.

사업장의 스마트 환경관리를 위한 직무자율성 변화와 혁신 관련요인: 잠재성장모형을 중심으로

이 경 호^{*}

<요약>

본 연구는 직무자율성과 사업장 혁신 그리고 ICT 정보통합수준의 관계에 주목하며, 이러한 관계가 스마트공장 구축기업 사업장과 스마트공장 비구축기업 사업장 두 집단 간에 어떤 차이를 가져오는지, 그리고 공변량으로 성별, 연령, 재직기간이 어떠한 회귀 영향을 주는지를 분석하기 위해 조사하였다. 연구의 실증 부분에 사용된 데이터는 930개의 한국노동연구원의 사업체패널에서 수행된 서베이조사에서 나온 것으로, 한국노동연구원이 공개한 6차~8차년도 자료 3개년차 사업체패널 본 조사 자료와 8차 부가조사 자료를 활용하였다. 직무자율성의 변화 패턴을 파악하는 데 사용되는 잠재성장모형 분석을 통해 시간이 지날수록 직무자율성이 어떻게 변하는지 종단으로 살펴볼 수 있으며, 직무자율성과 혁신 관계요인 사이의 관계를 보다 자세하게 밝혀낼 수 있었다. 분석결과에 의하면 스마트공장 구축 사업장에서는 공정/프로세스 혁신과 ICT 정보통합수준이 시불변 공변량에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났지만, 스마트공장 비구축 사업장에서는 제품/서비스 상품 혁신에서만 시불변 공변량에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉 직무자율성은 스마트공장 구축 사업장에서는 절편과 기울기 요인 모두 공정/프로세스 혁신에 유의미하게 회귀되지만, ICT 정보통합수준에서는 절편에서만 유의미하게 회귀된다. 그리고 스마트공장 구축 사업장에서는 절편과 기울기 요인 모두 제품/서비스 상품 혁신에 유의미하게 회귀되는 것으로 나타났다. 전반적으로 본 연구의 결과는 사업장 스마트 환경 하에서 구성원들이 각자 직무상에서의 성과로 연계되기 위해서는 기업에서 직무자율성이 적극적으로 제공되어 스스로 직무를 주도적으로 실행할 수 있는 환경 조성 및 공정/프로세스 혁신과 ICT 정보통합수준의 결합 바탕으로 스마트 환경 구축 향상을 통한 전반적인 조직의 성과를 제고하는 틀을 제시하고자 하였다.

주요용어: 직무자율성, 사업장 혁신, ICT 정보통합수준, 잠재성장모형

1. 서론

기존 제조업이 한계에 부딪히면서 자동화를 통한 대량생산 방식으로는 더 이상 생산성을 높이기 어려워지며 스마트환경 구축을 통한 디지털 전환(digital transformation)으로 제조 혁신에 몰두하려

* 한국대학교육협의회 / 제1저자(vcccontents@gmail.com)

는 기업이 증가하고 있다. 정보통신기술(ICT)의 발전과 디지털화 환경 속에서 기업들은 생존을 위해 끊임없이 혁신을 추구하고 있으며, 특히 제조 혁신에 나서는 기업에서는 지속적인 혁신을 위하여 스마트 환경에서의 사업장 혁신도 요구하고 있다. 아울러 기존 연구에서는 혁신을 위한 환경의 중요성도 다양한 영역에서 논의하고 있다. 디지털 전환 시대에 기업은 기술혁신이 비즈니스 모형의 경쟁력을 촉진하도록 동기 부여를 시도한다. 이러한 기술혁신을 구현하는 여러 접근방법 중 하나는 작업 프로세스 통합 및 구축으로 나타나는데, 이는 근로자들이 정보통신기술(ICT)과 디지털화 최신제조기술(AMT)을 사용하여 더 높은 성과를 산출하는 것으로 나타난다(Aral & Weill, 2007). 따라서 사업장에서 기술을 통합하는 것이 일반적 구현 양상이다. 그러나 기업이 스마트환경 시스템을 도입한다고 해서 곧바로 생산성 향상으로 연결되지는 어렵다. 왜냐하면 디지털 전환 시대의 정보통신기술 발전은 대량의 데이터 증가를 가져오며, 생산 과정에서 적합한 빅데이터가 나오지 않으면 생산성 향상으로 이어지기 어렵기 때문이다. 따라서 스마트환경 시스템 구현에 앞서 기존 생산 공정에서 양질의 데이터를 통합할 수 있는 환경인지 점검하는 것이 중요하다.

또한 빅데이터 안에서 일하는 근로자가 점점 증가하면서 사업장에서 기술 통합의 문제는 디지털 전환 시대라는 새로운 흐름 안에서 공존해야 하는 근로자가 부딪히게 되는 새로운 스마트환경을 어떻게 대처해나갈 것인가에 대해서도 논의할 필요가 있다. 전 세계적인 사건이나 기술의 진보는 업종과 산업을 불문하고 모든 구성원에게 빠른 속도로 영향을 미치게 되며 이러한 위기에 대응하기 위해 새롭고 유연한 태도가 요구되고 있어 이를 개인/조직 분석단위에서 직무자율성이라는 변수를 통하여 정보통신기술과 직무자율성 변화 그리고 혁신 관련요인 간의 연관성에 대한 인식을 알아보고자 한다. 또한 심리학의 맥락에서 보면 근로자 개인의 행동은 기능이나 사회적 사건 또는 외부 사건의 영향을 많이 받게 된다(Lewin, 1946). 따라서 이는 새로운 외부 충격인 사업장에서 기술 통합에 따른 생산성 등 다양한 영역에서 변화가 관찰되고 있으며 이는 새로운 환경조건의 변화로 이어질 것으로 본다.

아울러 고려하여야 할 이슈는 작업 프로세스 통합 및 구축에서 근로자의 직무자율성에 대한 경험이 시간이 지남에 따라 변한다는 사실이다(Gelderen, 2016b). 이를 분석하기 방법론으로서 본 연구에서는 잠재성장모형(latent growth model)을 사용하여 직무자율성, 사업장 혁신 그리고 정보통신기술(ICT)과 디지털화 기술을 활용하는 스마트 환경 구축의 영향관계를 종단 분석한다. 잠재성장모형은 종단자료를 분석하는 데 유용한 연구방법으로 이해되고 있으며, 본 연구와 같이 시간의 흐름에 따라 변화하는 개인 간 차이(difference between change)뿐만 아니라 개인 내의 변화(difference within change)를 추적하는 데 적합한 분석방법이라고 할 수 있다. 이를 통해 시간이 지날수록 직무자율성이 어떻게 변하는지 종단적으로 살펴볼 수 있으며, 직무자율성과 혁신 관계요인 사이의 관계를 보다 엄격하게 밝혀낼 수 있다.

최근에는 관계요인 사이의 일방적인 인과관계가 아니라 직무자율성 수준에 따른 혁신 관계요인 사이의 상호 경로를 찾는 분석에도 많은 관심이 집중되고 있다. 잠재성장모형은 성장의 시작점(절편), 시간 경과에 따른 성장 형태(선형 또는 비선형), 시간 경과에 따른 성장 속도(기울기)를 분석할 수 있다. 시간 경과에 따른 직무자율성의 성장 패턴을 측정하고 그러한 패턴에 따라 성장의 형

태를 다음과 같이 성장이 없거나 선형 성장 또는 비선형 성장으로 분류 할 수 있다고 전제한다. 따라서 본 연구는 시간 흐름에 따라 직무 자율성이 변화하는지 실증적으로 살펴보기 위하여 시간 경과에 따른 직무자율성의 성장 패턴을 측정하고 그에 따른 성장 형태를 3년 시계열에 걸쳐 종단으로 잠재적으로 평가함으로써 이 연구를 한 단계 더 발전시키는 것을 목적으로 한다.

이에 본 연구는 사업장의 스마트 환경관리를 위한 직무자율성에 영향을 주는 혁신 관계요인에 대해 살펴보고자 한다. 이들의 관계를 보는 것은 혁신 성과를 높이기 위한 방안으로 우선 사업장 내부에서부터 혁신이 일어나야하기 때문이다. 그러므로 사업장 내부의 스마트 환경관리 차원에서 직무자율성이 확보되고 스마트 구축환경이 구성원들에게 제공된다면 혁신을 이룰 수 있을 것이다. 이러한 맥락에서 본 연구의 질문은 다음과 같다. “정보통신기술(ICT)과 디지털화 기술을 활용하는 스마트 환경에서 조직 내 구성원에게 부여된 직무자율성 수준은 혁신 관계요인에 따라 어떻게 영향을 받는가?” 그리고 이를 실증적으로 살펴보기 위해 혁신 관계요인을 예측변수로, 직무자율성을 결과변수로 설정하여 잠재성장모형 분석을 이행하였다. 이하에서의 논의는 다음과 같다. 2장에서는 직무자율성, 사업장 혁신 그리고 정보통신기술(ICT)과 디지털화 기술을 활용하는 스마트 환경 구축에 관한 이론적 배경 및 선행연구를 살펴본 뒤 이후 3장에서는 분석 방법을 살펴보고, 잠재성장모형 분석을 통한 실증분석 결과를 4장을 통해 논의한 뒤 마지막으로 5장에서 연구의 시사점 및 한계점을 제시하고자 한다.

II. 이론적 배경 및 문헌연구

1. 직무 자율성

조직이 직면하고 있는 경영환경의 불확실성 및 복잡성이 증대됨에 따라 기존의 전통적 조직설계 및 관리로는 기업을 둘러싸고 있는 외부환경을 경영 관리자들이 더 이상 효과적으로 대처하기 힘들게 되면서(Galbraith & Lawler, 1993), 이러한 상황을 타개할 수 있는 새로운 조직 관리 패러다임이 요구되고 있다. 이러한 상황에서 대두된 것이 개인 단위 및 조직적 차원에서 의미 있는 개념인 직무자율성 개념으로 이는 경영학, 심리학, 사회학 등 여러 학문분야에서 주요한 연구대상이 되는 변수이며, 심리학적 맥락에서 보면 스마트 환경구축 등의 외부요인은 개인의 행동이 영향을 가장 많이 받게 되는 기능이나 사회적 사건 그리고 외부 이벤트 등의 주된 요인에 속한다고 한다(Lewin, 1946). 또한 정보통신기술과 디지털화 기술을 활용하는 스마트 환경이 직무자율성의 성장에 어떠한 영향을 주는지는 많은 연구자들의 관심을 받는 다학제(multidisciplinary) 연구 분야라고 할 수 있다.

우선 직무자율성이란 직무와 관련된 목표나 수행방법, 그리고 일정계획 등을 결정하는데 있어서 개인이 결정할 수 있는 자유나 독립성, 그리고 자유재량을 의미한다(Hackman & Oldham, 1976). 또한 개인의 심리적 스트레스에 대한 부정적인 영향을 완화할 수 있는 통제 가능성으로 간주되는

직무자율성이 개인의 스트레스를 감소시키고 이는 조직성과의 향상으로 이어질 수 있다고 주장하였으며, 이러한 정서적 개념을 포함하면 직무자율성은 근로자가 직무에 대하여 전반적으로 느끼는 감정이나 직무의 개별 영역에 대해 느끼는 감정들을 반영한 일종의 태도로도 정의된다(Hessels, Rietveld, & van der Zwan, 2017; Kalleberg, Nesheim, & Olsen, 2009). 게다가 이는 생산성이나 효율의 대위변수로서도 자주 활용되고 있다(Spector, 2021).

직무자율성에 관한 연구는 (a) 작업 일정, (b) 의사 결정, (c) 작업 방법에서 자유를 중심으로 상호 연관된 직무자율성을 반영하며 원래 관점에서 직무특성이론(job characteristic model)을 중심으로 발전되어 왔다(Hackman & Oldham, 1975; Morgeson & Humphrey, 2006). Hackman & Oldham(1975)의 직무특성 척도에 근거하는 직무특성이론은 직무자율성, 피드백, 기술 다양성, 과업 정체성, 과업 중요성 등 5개 차원의 직무관련 특성들이 직무자율성과 직무성과에 긍정적인 영향을 미칠 뿐 아니라 작업자의 심리적 및 행동적 성과에도 순기능적 효과를 미친다고 주장한다(Hackman & Oldham, 1976). 특히 5개 차원의 직무관련 특성들 중 직무자율성은 직무자율성 및 직무성과를 포함한 주요 조직단위의 결과변수들 중에서 가장 높은 관련성을 보여주었다(김해룡, 2006). 그리고 종사자에게 자율성을 증대시켜 줌으로써 환경의 불확실성과 복잡성에 빠르고 유연하며, 혁신적으로 대응할 수 있다는 것도 보여주었다(정성한, 2000). 또한 직무자율성을 부여하면 직무수행자가 직접 목표설정을 하고, 문제해결에 적극성을 보이며, 일상적인 방식에서 벗어나 최적의 방안을 찾고자 노력한다고 한다(Bandura & Locke, 2003).

스마트 환경구축 등의 외부요인이 구성원 개인의 행동에 어떤 영향을 줄 수 있는지, 즉 직무자율성이 안정적인지 아니면 시간이 지남에 따라 변화하는지에 대해서는 논란의 여지가 있다. Van Gelderen(2016)은 관리자의 직무 자율성 경험이 시간이 지남에 따라 어떻게 변하는지에 대한 연구에서 직무자율성의 변화 추이를 실증할 수 있다고 설명했다. 그러나 그의 연구는 시간 변화에 따른 직무자율성을 추적하지 않았으며 결과적으로 직무자율성의 동적 패턴이나 그 결과를 실증적으로 포착하지 못하였다. 실제로 직무자율성을 동적으로 연구하는 것의 중요성이 강조되었으며, 그는 직무자율성은 시간이 지남에 따라 가장 잘 연구된다고 하였다(Geldereren, 2016a). 그리고 분석 결과에 따르면 직무자율성이 특정 시점에서는 일시적으로 증가하거나 감소할 수 있으며 시간 흐름에 따른 직무자율성의 비선형 패턴을 최적 제안했다.

아울러 기존의 직무자율성 연구는 직무특성모형에 기반을 둔 개인 차원의 미시적 분석이 주를 이루어 왔다. 그러나 개인의 직무자율성이 전반적인 조직의 성과에도 영향을 미칠 수 있음이 고려될 필요가 있다(홍민호 & 전미선, 2021). 아울러 정보통신기술과 디지털화 활용은 전반적인 조직성과에 유의미한 긍정적 영향을 미치지만, 조직성과에 미치는 긍정적인 영향력은 관리적 차원에서 근로자에게 부여한 직무자율성 수준이 낮을수록 그 효과가 오히려 크게 나타남을 확인하였다. 따라서 직무자율성은 조직 환경과 밀접히 연관되어 전반적인 성과에 영향을 미칠 수 있으므로, 관리자들은 조직구성원 개개인의 자율성 발휘 방안에 대한 섬세한 관리와 지원을 제공해야 한다고 하였다(홍민호 & 전미선, 2021). 구체적으로는 정보통신기술의 활용이 스마트 자동화 시스템을 통하여 기존 근로자를 새로운 가치를 창출할 수 있는 가치창출 구성원으로 전환하는 것이 필요하다.

2. 사업장 혁신(workplace innovation)

사업장 혁신은 양질의 일자리와 우수한 조직성과를 촉진하는 목표를 통해 조직의 혁신 능력을 향상시킨다. 정보통신기술과 디지털화를 활용하는 빅데이터 기술은 사업장 혁신에 긍정적 영향을 미칠 것이다. 사업장 혁신은 실험실이나 연구개발사무실이 아닌 제품이나 서비스를 생산하는 사업장에서의 혁신을 의미하며, 혁신은 사업장 현장에서 태스크, 생산 경험, 노하우, 문제해결 능력, 커뮤니케이션 능력 등을 어떻게 조직화하여 구성원들로부터 이끌어내고, 체계화하여 이용할 수 있는가와 깊은 관련이 있다(배규식, 권현지, & 노용진, 2008).

또한 사업장 혁신은 구성원들의 참여에 의해서 작업 방식과 절차 등이 지속적으로 혁신되는 과정을 의미한다. 다른 기술혁신과 달리 사업장 혁신은 구성원들의 의사결정 참여에 기초를 두고 구성원들의 주도로 이루어지고 있는데, 그 이유는 그것이 겨냥하는 주된 포인트는 구성원들의 경험지식과 암묵지식 등을 최대한 활용하는데 있기 때문이다(Appelbaum, Bailey, Berg, Kalleberg, & Bailey, 2000).

오늘날 성공적인 혁신이 더 폭넓은 수용과 내재성을 필요로 한다는 점을 감안할 때 단지 기술혁신만으로는 더 이상 혁신을 발생시키기에 충분하지 않다는 것을 시사한다. 지식 기반 및 제조서비스업을 포함한 서비스 지향 경제가 비즈니스의 이익을 위해 자신의 능력을 기꺼이 적용하고 동기를 부여하는 고도로 숙련된 구성원에 의존한다는 점을 감안할 때 구성원 참여에 중점을 둘 필요가 있다(Boxall & Macky, 2014). 이는 기술 혁신 및 비즈니스 모형 혁신 보다 더 중요하다고 할 수 있다. 이와 관련하여 사업장 혁신은 구성원과 조직 모두에게 이익이 되는 결과를 추구하는 동시에 경쟁력을 유지하기 위해 변화해야 하는 조직의 요구에 부응해야 함을 의미한다. 따라서 사업장 혁신은 목적이 아니라 수단으로 사업장 혁신은 한편으로는 작업의 질과 성과를 모두 개선하는 유형의 혁신인 반면, 다른 한편으로는 직원들이 이러한 조치를 공동 개발하고 구현하는 데 적극적으로 참여하는 프로세스를 나타낸다(Boxall & Macky, 2014; Oeij, Dhondt, Rus, & Van Hootegem, 2019).

한편 노용진(2017)은 혁신의 고용효과와 관련해서 제품혁신(product innovation)과 공정혁신(process innovation)을 구분하고 있다. 제품 혁신은 최종 산출물인 제품에서 발생하는 혁신으로 완전히 새로운 제품/서비스상품 또는 크게 개선된 제품/서비스 상품을 시장에 출시하여 회사의 매출에 영향을 준 경우를 말한다. 공정혁신은 제품의 생산과정에서 발생하는 혁신으로 현저하게 개선된 방식을 실제 운영에 적용하여 생산 및 유통구조 개선 또는 물류/전달 비용의 절감을 가져오거나 품질향상 등에 영향을 준 경우를 의미한다. 여기서 제품혁신과 공정혁신이 기계적으로 구분되지 않는 경우도 있다고 하였다(노용진, 2017).

3. 정보통신기술과 디지털화 기술을 활용하는 스마트 환경 구축

최근 데이터 기반 정보통신기술과 생산 제조기술이 융합된 스마트 공장이 산업현장에 점차 적용됨에 따라, 기하급수적으로 생성되는 정형화된 데이터의 실시간 분석과 가공 및 생산 현장으로의 피드백에 중점을 두는 데이터 처리가 중요하게 되었다. 제조 공장의 효율성 향상과 제조 경쟁력을 확보하기 위하여 데이터를 처리하기 위한 적절한 용도에 따라 데이터 수집/분석의 정보통합 활용 방안이 필요하다. 한편 스마트 공장은 단순 자동화와 무인화가 아니라, 디지털 기술을 생산하고 품질관리, 유통에 이르기까지의 전 과정과 연결하는 것으로 공장 전체 인력 효율을 높이는 관리 시스템을 의미한다.

정보통신기술(ICT)은 정보를 수집, 저장 및 전송할 수 있는 모든 전자 장치 또는 기술을 의미한다. 정보통신기술은 사업장 내부 및 외부의 정보 접근성을 개선하고 생산성에 대한 기대수준을 높임으로써 직원들의 요구수준을 보다 충족시킬 수 있다(O'Driscoll, Brough, Timms, & Sawang, 2010). 즉, 정보통신기술은 정보에 대한 액세스를 더욱 용이하게 해주며, 조직구성원들 간의 의사소통 역량을 증대시켜 줌으로써 직원들의 문제해결 능력과 성과를 향상시킬 수 있다는 것이다(Alavi & Leidner, 2001). 구성원이 가지고 있는 지식을 목록화 및 체계화하여 재사용하는 데 정보통신기술은 널리 이용되고 있으며, 커뮤니케이션을 통한 새로운 지식을 창출 및 촉진 하는 역할을 함으로써 지식 창출에 중요한 역할을 담당한다(Gupta & Govindarajan, 2000). 정보통신기술 지원은 조직이 커뮤니케이션, 협업 및 정보 처리를 위한 필수 정보통신기술 기반 서비스를 제공하는 정도를 나타내는데, 조직의 정보통신기술 지원은 업무의 효율성 및 생산성에서뿐만 아니라 구성원 간 상호작용을 촉진하고 사회적 관계를 창출하는데 유용한 것으로 여겨져 왔다(Palvalin, Lönnqvist, & Vuolle, 2013).

정보통신기술과 디지털화를 활용하는 빅데이터 기술이 다양한 분야에 활용됨에 따라 스마트 공장에서의 혁신을 기반으로 데이터를 관리할 수 있는 역량을 가진 이른바 데이터 기반 플랫폼으로의 전환이 가속화되고 있으며, 데이터 기반 플랫폼은 모든 참여자가 데이터의 수집, 저장, 공유, 활용 방식을 이해할 수 있는 역량이 필요하다(Newman, Bavik, Mount, & Shao, 2021). 한편 한국스마트팩토리데이터협회의 제조 데이터 분석기반 스마트공장 구축지원 사업에 의하면, 스마트 공장 내 사업장에서의 혁신을 기반으로 한 제조 데이터 분석지원 관련 직무는 빠르게 변화하고 있으며, 혁신성장과 생산성 향상을 동시에 실현하고자 데이터 중심의 스마트공장 구축을 지원하는 제조 데이터 분석 기반 구축지원을 위한 데이터 수집은 제조 경쟁력의 요소별인 PQCD(Productivity, Quality, Cost, Delivery) 관점에서 5가지 분야에 필요한 데이터를 수집한다. 다음으로 제조 현장 데이터 분석 및 가공은 수집된 데이터를 바탕으로 유효 데이터를 선별하고 제조 데이터 분석 및 가공의 참고 사례를 제공하여 사업에 대한 방향성을 제시해 도입기업 산출물의 품질을 제고한다. 마지막으로 구축된 데이터를 바탕으로 공정 최적화 목표로 데이터를 활용하는 절차를 갖는다.

스마트 환경하의 자동화 시스템을 통하여 구성원은 가치와 일에 대한 태도의 빠른 변화와 함께 새로운 가치를 창출할 수 있는 디지털 분석 직무로 전환과 함께 정보통신기술과 디지털화를 활용하는 빅데이터는 제조 회사의 기존 일자리의 질과 양을 크게 변화시키는 능력을 가지고 있다. 이러한 추세는 한편으로는 기회를 제공하는 동시에 다른 한편으로는 상당한 도전을 수반하게 된다.

III. 분석 방법

1. 분석자료 및 샘플링 절차

본 연구에서 활용된 분석 데이터는 30인 이상 규모의 사업체를 대상으로 하는 한국노동연구원의 사업체패널(workplace panel survey)이다. 사업체패널 자료는 2007년 1차 자료공개로 시작으로 2021년 8차 베타자료까지 공개되었다. 사업체패널 자료의 특징은 사업체 단위의 일반 특성, 환경, 조직변화, 고용구조, 인적자원관리 형태를 파악할 수 있다는 점에 있으며, 본 연구는 분석에 투입된 변수들의 결측치를 제외한 4,985개 사업장의 자료를 활용하였다. 사업체 근로자의 직무자율성을 조사하기 위해 한국노동연구원이 공개한 6차 년도부터 8차 년도 자료로서 3개년 차 사업체패널 본조사 자료와 8차 부가조사 자료를 활용하였다. 본 조사 자료인 혁신에 대해서는 다음의 4가지 유형, 즉 제품/서비스상품 혁신, 공정/프로세스 혁신, 조직혁신, 마케팅 혁신으로 구분하여 혁신 실행 여부를 설문하였다. 또한 본 조사인 작업장 혁신에서는 2차년도 조사에서 부가조사로 추가된 작업장 혁신은 종업원 수가 100인 이상인 사업장을 대상으로 조사된 설문이며, 3차년도 조사부터 일부 문항을 본조사 설문으로 전환하여 조사하였다. 여기에서 사용한 부가조사는 8차년도 조사로서 자동화 및 스마트 공장에 대한 부가조사이며 제10차 한국표준산업분류 기준의 제조업 사업체를 대상으로 제조 및 생산을 위한 공장(공정)을 보유하고 있다고 응답한 사업체를 대상으로 실시하였다. 또한 생산관리자에게 정보통신기술 설문을 제시하여 모든 질문은 정규직 근로자 중 근로자 수가 가장 많은 직종인 [Majority_Occ]를 기준으로 응답받은 샘플을 사용하였다.

본 연구에서는 ICT 기반 생산 효율화를 위한 스마트 자동화 시스템 도입 기업을 스마트공장 구축 기업 및 공급기업 사업장으로 정의하고, 사업장 생산관리자의 자기보고(self-report)방식을 활용하여 “귀 사업장에는 다음과 같은 ICT 기반 시스템을 도입하고 있습니까? 도입하고 있는 시스템을 모두 선택하여 주십시오.”를 묻는 설문 문항에 대하여 다음 어느 하나의 문항(① ERP ② MES(POP) ③ PLM ④ SCM ⑤ APS ⑥ FEMS ⑦ 솔루션이 없음)이라도 선택한 응답자를 표본(n=930)으로 선정하였다. ICT 기반 시스템에 대하여 설명하면 다음과 같다. ① ERP: 경영활동 데이터를 통합/관리하는 전사적 자원관리 시스템, ② MES(POP): 제조 데이터를 통합하여 관리하는 시스템으로 공장운영 및 통제, 품질관리, 창고관리, 설비관리, 금형관리 등 제조현장에서 필요로 하는 다양한 기능을 지원, ③ PLM: 제품개발부터 폐기에 이르기까지 제품생산 과정의 데이터를 관리하는 시스템, ④ SCM: 제조업의 전체 공급망을 전산화하여 효율적으로 처리할 수 있는 관리 시스템, ⑤ APS: ERP와 MES 두 시스템 간 중간에 위치하여 수요계획, 생산계획 및 스케줄을 관리하는 시스템, ⑥ FEMS: 제조공장의 에너지 이용 효율을 개선하는 에너지관리시스템(EMS). 그리고 다음 어느 하나의 문항 ①~⑥에 대하여 ‘그렇다’라고 대답한 응답자(n=641)를 스마트공장 구축 기업 및 공급기업 사업장으로 정의하여 분석을 진행하고, 나머지 응답자(n=289)를 스마트공장 비구

축 사업장으로 구분하였다. 6차 조사를 기준 년도로 하여 7~8차 조사까지 확대하였다. 위와 같은 이분법적 분류 모형을 이론적 근거로 연구모형을 설정한 후, 구조방정식 모형분석을 통해 경로과정을 검증하고 다집단 분석을 실시하였다.

본 연구에서는 상기의 선행연구를 바탕으로 정보통신기술과 디지털화를 활용하는 빅데이터 기술이 스마트 공장에서의 혁신을 기반으로 데이터를 관리할 수 있는 역량을 가진 이른바 데이터 기반 플랫폼으로의 전환과 모든 참여자가 데이터의 수집, 저장, 공유, 활용 방식을 이해할 수 있는 데이터 기반 플랫폼 측정 등 개념 분류와 함께 직무자율성을 둘러싼 다양한 혁신 관계요인을 파악하기 위해 스마트공장 구축기업 및 공급기업 사업장 및 스마트공장 비구축 사업장 분류 관점에서 분석하였으며, 전체적인 측면에서 한 가지 잠재변수 이외 다른 예측 변수로서 (기술 혁신 및 사업장 혁신 기준에 따른) 나이, 연령, 재직기간, 제품/서비스상품 혁신, 공정/프로세스 혁신, ICT 정보통합수준을 사용하여 통합적인 인과관계 조사를 시도하였지만, 상기의 선행연구에서 살펴본 바와 같이 스마트공장 비구축 사업장과 비교 시 정규분포 가정에 어긋나는 현상(분산=0)을 설명할 수 없어 일부 예측변수 분석 등은 후속연구로 미루었다.

연구 모형의 모든 분석에는 사업체패널 조사에서 만든 패널에 매년도 가구 및 인구 추계자료에 가중치 변수가 보정된 표본을 활용하였으며, 추정을 위한 데이터는 데이터 상에 보고된 사업체 근로자의 직무자율성으로 구성되었다. 본 연구에서는 6차 및 8차 자료를 사용하여 다음과 같이 최종 표본을 선정하였다. 첫째로 본 연구에서 사용된 변수인 직무자율성을 측정하기 위하여 생산관리자 응답자의 자기보고방식을 활용한 표본을 한정하였다. 별도의 언급이 없는 한 모든 질문은 소속 사업장의 정규직 근로자 중 근로자 수가 가장 많은 직종인 [Majority_Occ]를 기준으로 응답하도록 하였다. 둘째로 8차 년도 기준 직무자율성 변수에 모두 해당된 표본을 선정하기 위해 일반적으로는 다른 시점 간의 조사대상자인 경우 추정가능한 모든 데이터를 사용해야하지만 본 연구에서는 결측치가 있는 데이터를 단순 제거(listwise deletion)하는 방법을 채택하였다. 최종적으로 세 시점(3 waves) 모두 응답한 참가자가 선택되어 분석에서는 총 930명의 조사대상자가 유지되었다. 기준 년도(8차 년도) 관찰에 대한 기술 통계는 표본(n = 930)은 여성(29%)보다 남성(71%)이 더 많았고 현재 표본의 성별 및 연령, 그리고 근속년수 특성은 다른 표본과 유사하다.

2. 변수 정의 및 측정

가. 직무자율성 측정

측정 변수 중 하나인 직무자율성은 작업단위에서 가지는 자율적 권한의 정도로 정의하였다. 구체적인 측정항목은 Hackman & Oldham(1975)의 직무특성 척도에 근거하여 어떠한 순서로 할지, 얼마만큼 시간을 할당할지, 어떤 방식으로 할지를 가장 근접한 문항을 바탕으로 설문하면서, 사업장의 대표적 작업단위(예; 팀이나 작업반)는 ①작업단위에서의 작업계획수립 자율권 정도, ②작업단위에서의 작업일정 결정 자율권 정도, ③작업단위에서의 작업방식 결정 자율권 정도의 3개 문항을

활용하였으며, ① 자율권이 전혀 없다, ② 자율권이 없는 편이다, ③ 자율권이 있는 편이다, ④ 자율권이 많이 있다의 리커트 4점 척도로 조사하였다. 평균 내부 신뢰도는 전체 조사 기간 동안 $\alpha = 0.85$ 이상이다. 값이 높아질수록 직무 자율성 수준이 높다.

나. 사업장혁신 측정

사업장혁신은 장흥근 외(2012)의 개념을 바탕으로 노동과정의 인간화와 생산성의 향상을 동시에 도모하기 위하여 목적의식적으로 실행되는 기술과 작업조직 및 작업관행의 상호작용적인 혁신과정과 그 결과물이라 정의하였으며 총 세 가지로 조사되었다. 문항으로 ① 사업장은 제품/서비스 상품 혁신으로 인하여 신제품/신서비스 상품 또는 크게 개선된 제품/서비스 상품의 출시 여부, ② 사업장의 공정/프로세스 혁신 실행 여부 두 가지를 활용하였으며, 조사척도인 예/아니오 척도를 본 연구에서는 역코딩(reverse coding)하여 아니오/예 척도로 변경 후 사용하였다. 신뢰도 분석인 Cronbach α 값은 6차, 7차, 8차 각각 0.863, 0.873, 0.925로 나타나 대체적으로 높은 신뢰도 수치가 보고되었다.

다. 정보통합수준 측정

정보통신기술과 디지털화를 활용하는 빅데이터 기술이 스마트 공장에서의 혁신을 기반으로 데이터를 관리할 수 있는 역량을 가진 이른바 데이터 기반 플랫폼으로의 전환과 모든 참여자가 데이터의 수집, 저장, 공유, 활용 방식을 이해할 수 있는 데이터 기반 플랫폼 측정은 사업장에서 ICT를 활용한 정보 통합의 수준을 질문하는 항목으로 조사되었다. 문항으로는 ① 업무관련 발생한 정보를 ICT로 연계하지 않음, ② 부서(기능)별 관리시스템 내 운영에 연계, ③ 부서(기능별) 관리시스템 간 실시간 단방향 연계, ④ 부서(기능별) 관리시스템 간 실시간 쌍방향 연계, ⑤ 업무관련 발생한 모든 정보를 ICT로 연계한다라고 하는 리커트 5점 척도로 조사하였다.

라. 통제 변수

인구통계학적 변수로 나이, 성별, 재직기간이 고려되었다. 성별은 남성이 평균적으로 여성보다 전반적인 직무자율성을 더 많이 인식하기 때문에 포함되었다. 나이와 재직기간도 포함되었는데, 나이가 든 사람들이 젊은 사람들보다 더 높은 직무자율성을 보고할 가능성이 높다.

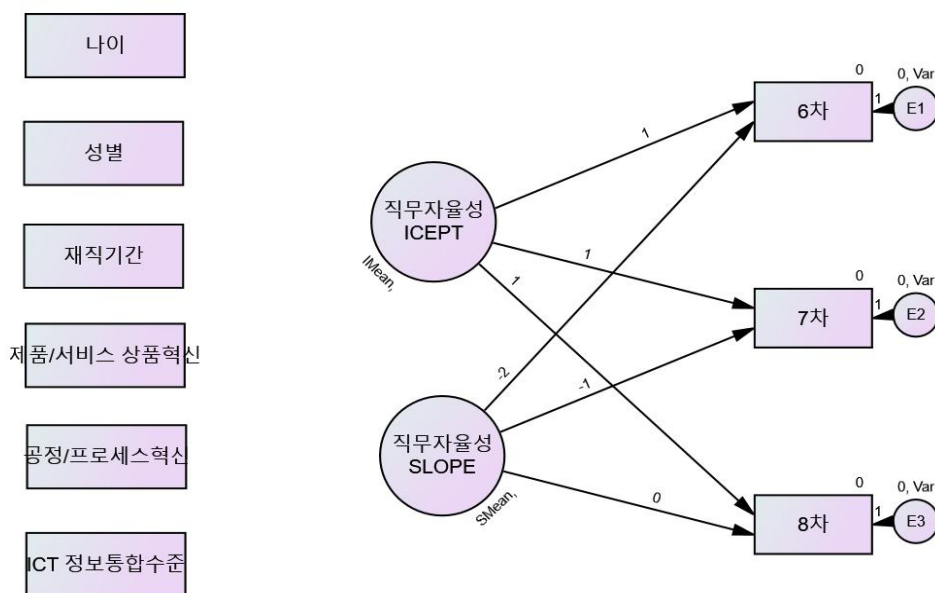
3. 데이터 분석

본 연구에서는 분석 방법론으로 잠재성장모형을 사용하여 직무자율성, 사업장 혁신 그리고 정보통신기술(ICT)과 디지털화 기술을 활용하는 스마트 환경 구축의 영향관계를 종단으로 분석한다.

잠재성장모형은 종단자료를 분석하는 데 유용한 연구방법으로 이해되고 있으며, 본 연구와 같이 개인 내의 변화(within change)를 추적하는 데 적합한 분석방법이라고 할 수 있다. 이를 통해 시간이 지날수록 직무자율성이 어떻게 변하는지 종단으로 살펴볼 수 있으며, 직무자율성과 혁신 관계 요인 사이의 관계를 보다 자세하게 밝혀낼 수 있다.

잠재성장모형 분석은 직무자율성의 변화 패턴을 파악하는 데 사용된다. 개인/개체마다 직무자율성과 직무자율성 수준의 궤적을 다르게 분석할 수 있다. 잠재성장모형을 통해 연구자는 개인의 발달 궤적을 포착할 수 있을 뿐만 아니라 시간이 지남에 따라 이 궤적에서 개인의 차이도 포착할 수 있습니다(Duncan & Duncan, 2009). 따라서 잠재성장모형은 개인 내 변화(시간 추세, 시간 경로, 성장 곡선 또는 잠재 궤적이라고도 함)의 개인 간 차이를 추정하는 데 사용할 수 있다. 잠재성장모형은 연구자들이 두 번 이상의 기간에 걸쳐 발달 패턴을 기록함으로써 시간 경과에 따른 개인의 인식 경향을 이해할 수 있도록 한다(Preacher, Wichman, MacCallum, & Briggs, 2008). 잠재성장모형은 구조방정식 모형(SEM)의 응용 프로그램이며 개별 궤적에 걸쳐 잠재 변수와 무작위 계수를 모두 허용하여 변수의 변화 궤적을 연구하는 데 사용된다. 잠재성장모형은 최대우도(ML) 추정을 사용하며 가장 많은 시점을 가진 개인에게 더 많은 가중치를 부여하여 누락 데이터를 처리할 수 있다. 잠재성장모형은 성장의 시작점(절편/초기 상태), 성장의 모양(선형 또는 비선형과 같은 기능적 형태) 및 시간 경과에 따른 성장 속도(기울기/변화율)를 계산할 수 있다. Mplus 6.12 (Muthen & Muthen, 2003)는 모든 잠재 성장 곡선 모형을 추정하는 데 사용되었다. 이 분석모형은 성장 모수(기울기 및 절편)에 해당하는 잠재 변수를 추정하였다. 완전정보우도법(FIML)은 누락된 데이터를 해결하기 위해 분석에 사용되었으며 비정규성을 해결하기 위해 MLR 추정기법이 사용되었다.

<그림 1> 잠재성장모형 평가



IV. 분석 결과

1. 측정 동일성 평가

본 연구는 반복 측정 설계이므로 종단 측정 동일성(measurement invariance) 테스트를 수행하여 척도의 구성 요소가 시간이 지남에 따라 변하지 않는지 확인할 필요가 있다. 우선 측정 동일성(MI) 검증 시 측정 모형에 비해서 한 단계 더 제약된 모형에서 과연 적합도 지수에 차이가 없는지(영가설 수용) 아니면 차이가 충분히 있는 지(영가설 기각)에 대한 결정과 모형 평가를 위해 모형 적합도 지수를 사용하여 테스트한다.

<표 1> 직무자율성 시불변 측정동일성 평가(CFA across waves)

	χ^2 (df)	RMSEA	CFI	TLI	SRMR	Δ CFI
형태 동일성	18.2 (15)	0.054	0.975	0.975	0.038	
약한 측정단위 동일성	19.9 (19)	0.058	0.972	0.971	0.038	0.003
강한 측정단위 동일성	41.5 (23)	0.088	0.971	0.971	0.038	0.001

직무자율성의 측정동일성은 1차원 척도이다. 비제약된 요인 적재치 및 절편이 있는 직무자율성에 대한 확인적 요인분석(CFA) 방법을 사용하여 시점 1, 시점 2 및 시점 3에 대해 3개의 확인적 요인 분석이 개별적으로 수행되었다. 다음으로 측정 동일성을 테스트하여 <표 1>과 같은 적합도 지수를 제시했다. 본 연구는 모형 수용의 결정시에는 보다 자유로운 컷오프 기준을 사용하였다(CFI > 0.90, TLI > 0.90, SRMR ≤ 0.10). 약한 측정단위 동일성 모형의 모형 적합도가 형태 동일성 모형의 컷오프 기준(Δ CFI = 0.01, Δ RMSEA = .015)에서 크게 벗어나지 않으면 약한/강한 측정단위 동일성 모형을 그대로 보고하여 측정 동일성이 유지되는 것으로 판단하였다(Chen, 2007; Newsom, 2015; Vandenberg & Lance, 2000). 본 연구에서는 이러한 전통적인 기준 값을 참고하였다. 따라서 직무자율성에 대한 확인적 요인분석의 측정동일성이 설정되었다. 3시점에 걸쳐 직무자율성의 형태 동일성, 약한 측정단위 동일성, 강한 측정단위 동일성의 기본 모형이 추정되었다. 모든 모수를 자유롭게 추정 할 수 있었지만, 기본 모형에 지정된 변수 간 관계만 추정되도록 하였다. 모형에서 허용되는 모형 적합도 검토 후에 형태 동일성, 약한 측정단위 동일성, 강한 측정단위 동일성 모형이 추정되었다. 여기에서도 강한 측정단위 동일성 모형에 대한 모형 적합도가 약한 측정단위 동일성의 기본 모형에 비해 기준 보다 더 낮은 수치를 보여주지 않았다.

<표 2> 직무자율성 시불변 측정동일성 평가(CFA across groups)

	χ^2 (df)	RMSEA	CFI	TLI	SRMR	Δ CFI
형태 동일성	171.2 (140)	0.023	0.976	0.975	0.038	
약한 측정단위 동일성	194.5 (150)	0.027	0.972	0.971	0.038	0.004
강한 측정단위 동일성	207.3 (160)	0.027	0.971	0.971	0.038	0.001

다음으로 다집단 모형을 사용하여 집단 전반에 걸친 측정 동일성을 조사했다. 1차 조사에서 스마트공장 구축기업 및 공급기업 사업장과 스마트공장 비구축 사업장으로 구분하여 2개의 집단을 만들었다. <표 2>는 집단에 따른 강한 동일성을 고려하여 집단 전반에 걸쳐 형태 동일성, 약한 측정단위 동일성, 강한 측정단위 동일성 모형이 추정되었다. 이 모형의 적합도 지수는 양호했다. 요인의 계수와 절편을 단계적으로 제한하여 집단 전반에 걸쳐 약한 동일성과 강한 동일성을 테스트했다. 제약 조건은 모형 적합도 지수를 크게 악화시키지 않았으며 이는 집단전반에 걸쳐 강한 측정 동일성을 시사한다.

2. 잠재성장모형 평가

다음으로, 표본에 나타난 범위에서 직무자율성의 발달을 포착하는 잠재성장모형을 사용하여 직무자율성의 종단 궤적을 조사했다. 측정은 상기 설명한 측정 모형과 유사하게 직무자율성은 <그림 1>과 같이 잠재 구성요소로 조사되었다. 모형은 강한 측정 불변성을 설명했다. 잠재 직무자율성 점수의 척도화는 Ferrer, Balluerka, Widaman(2008)의 표준화 방법을 원용하였다. 측정 모형에서 첫 번째 잠재 직무자율성 요인의 평균과 분산은 각각 0과 1로 고정되어 있기 때문에 직무자율성 점수의 평균이 0이고 표준 편차가 1인 표준화된 측정 기준은 상대적이다.

<표 3> 직무자율성 기본 잠재성장모형모형 적합도 평가

Model	AIC	BIC
절편 단독	25017.7	25175.0
선형 모형	24983.6	25158.4

여기에서는 절편 단독 모형과 선형 모형을 추정했다(Preacher et al., 2008). AIC(akaike information criterion)에 따르면 선형 모형이 데이터에 가장 잘 맞는 반면 BIC(bayesian information criterion)에 따르면 절편 단독 모형이 가장 잘 맞았다(표 3). 측정 모형은 두 개의 잠재성장 모수(절편 및 기울기)를 사용하여 각 구성의 개별 성장을 나타낸다. AIC 및 BIC는 가장 적합한 모형을 비교하는 데 사용되었으며 값이 낮을수록 더 나은 적합도 지수를 나타낸다. 우선 잠재성장인요인의 평균과 분산을 조사했다. 전반적인 성장 요인의 평균과 분산은 직무자율성 궤적의

일반적인 추세와 개인차를 포착하기 위해 선형 기울기 요인이 필요함을 시사했다. 다음으로 상기 검토한 바와 같이 선형 연구에서는 선형 궤적에 비해 비선형 궤적이 직무자율성의 시간 궤적에 대한 더 나은 모형을 시사한다. 그러나 자료상의 한계점으로 3차 년도(6~8차 조사)까지만 조사가 진행된 결과로 직무자율성의 비선형관계를 검토할 수 없었다. 이러한 이유로 선형 모형을 선택했다. <그림 1>은 전체 표본에 대한 직무자율성의 잠재성장모형을 보여준다.

<표 4> 직무자율성의 성장요인에 대한 시불변 공변량의 효과(스마트공장 구축 사업장)

	절편	선형 기울기
제품/서비스 상품 혁신	0.029	-0.072
공정/프로세스 혁신	0.096*	0.150*
ICT 정보통합수준	0.084*	0.052

<표 5> 직무자율성의 성장요인에 대한 시불변 공변량의 효과(스마트공장 비구축 사업장)

	절편	선형 기울기
제품/서비스 상품 혁신	0.213**	0.193*
공정/프로세스 혁신	-0.050	0.021
ICT 정보통합수준	n/a	n/a

마지막으로, 공변량(성별, 연령, 재직 기간, 제품/서비스 상품 혁신, 공정/프로세스 혁신, ICT 정보통합수준)이 모형에 추가(표 4 & 5)되어 시불변 공변량이 직무자율성의 변화궤적 형태에 미치는 영향을 조사했다. 관계 수준 및 혁신과 같은 변수가 시간이 지남에 따라 변할 수 있다는 점을 감안할 때 모형이 시가변 공변량의 잠재적인 변화를 설명하는 것은 중요하다. 그러나 자료상의 한계점으로 시가변 공변량을 8차 년도 한해만 조사가 진행된 결과로 직무자율성의 시가변 공변량은 검토할 수 없었다. 이러한 이유로 시불변 공변량 선형 모형을 선택했다.

따라서 직무자율성의 절편과 기울기의 유의한 관계는 동일한 방향으로 유지되었다. 성별만이 직무자율성 변화율에 미미한 영향을 미쳤으며($\beta = 0.08, p < 0.10$), 남성이 여성보다 직무 자율성의 변화를 더 크게 인식하고 있음을 나타낸다. 연령은 또한 초기 직무자율성에 미미한 영향을 미쳤으며($\beta = 0.09, p < 0.10$), 나이가 많을수록 초기 직무자율성이 더 높음을 나타낸다. 이 모형에서 특정 시점에서의 직무자율성은 성장 요인과 1회 측정된 시불변 공변량에 의해 설명가능하다. 이 모형은 시불변 공변량이 직무자율성에 미치는 영향을 추정하는 동시에 직무자율성의 체계적인 성장을 통제한다. 즉, 모형은 시불변 공변량이 예상되는 직무자율성 궤적에서 편차를 예측하는지 여부를 평가한다. 그 결과 스마트공장 구축 사업장에서는 공정/프로세스 혁신과 ICT 정보통합수준이 시불변 공변량에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났지만, 스마트공장 비구축 사업장에서는 제품/서비스 상품 혁신에서만 시불변 공변량에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 직무자율성과 연속 시불변 공변량은 표준화된 척도로 측정되었다는 점을 감안할 때 <표 4>와 <표 5>에 보고된 표준화 계수를 해석하면 다음과 같다. 먼저 스마트공장 비구축 사업장에서 제품/서비스 상품 혁신관계의 경우 직무자율성 절편에 회귀되는 계수는 0.213으로 두 관계가 1SD 차이가 날 때 직무자

율성의 0.213SD 차이만큼 영향력이 예측된다. <그림 1>은 분석에 사용된 일반 모형을 제시한다.

V. 요약 및 결론

1. 연구의 요약

본 연구는 직무자율성과 사업장 혁신 그리고 ICT 정보통합수준의 관계에 주목하였으며, 이 관계를 스마트공장 구축기업 사업장과 스마트공장 비구축기업 사업장 두 집단 간에 어떤 차이를 가져 오는지 그리고 공변량으로 성별, 연령, 재직 기간이 어떠한 회귀 영향을 주는지를 분석하기 위해 살펴보았다. 분석결과에 의하면 스마트공장 구축 사업장에서는 공정/프로세스 혁신과 ICT 정보통합수준이 시불변 공변량에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났지만, 스마트공장 비구축 사업장에서는 제품/서비스 상품 혁신에서만 시불변 공변량에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉 직무자율성은 스마트공장 구축 사업장에서는 절편과 기울기 요인 모두 공정/프로세스 혁신에 유의미하게 회귀되지만, ICT 정보통합수준에서는 절편에서만 유의미하게 회귀된다. 그리고 스마트공장 구축 사업장에서는 절편과 기울기 요인 모두 제품/서비스 상품 혁신에 유의미하게 회귀되는 것으로 나타났다. 본 연구를 통해 향후 스마트 공장에서의 혁신을 기반으로 데이터를 관리할 수 있는 역량을 가진 이른바 데이터 기반 플랫폼으로의 전환을 가속화시키기 위해서는 먼저 공정/프로세스 혁신과 ICT 정보통합수준의 결합을 바탕으로 하여 사업장 내 구성원들에게 직무자율성을 보장해 줄 필요가 있다. 결과적으로 사업장 스마트 환경 하에서 구성원들이 각자 직무상에서의 성과로 연계되기 위해서는 기업에서 직무자율성이 적극적으로 제공되어 스스로 직무를 주도적으로 실행할 수 있는 환경 조성과 공정/프로세스 혁신과 ICT 정보통합수준의 결합 바탕으로 스마트 환경 구축 향상을 통해 전반적인 조직의 성과를 제고하는 틀을 제시하였다.

2. 시사점

이러한 연구 결과를 바탕으로 시사점을 제시하면 다음과 같다.

첫째, 본 연구는 스마트공장 구축기업 사업장의 스마트 환경 구축 향상을 목적으로 직무자율성을 살펴보았다는 점에서 실무적 시사점이 있다. 기업이 갖춘 스마트 환경은 종업원 효율성 같은 개인 차원의 미시적 분석측면뿐만 아니라 ICT 정보통합을 통해 전반적인 조직의 성과를 제고할 수 있음을 확인함으로써 정보통신기술과 디지털화 기술을 활용하는 스마트 환경 차원에서의 의미를 살펴볼 수 있었다. 특히 ICT 정보통합의 역할에 대해 조명함으로써 사업장 혁신 경영이 중시되고 있는 기업들이 향후 기업전략을 수립하고 제도를 설계할 때 스마트 환경 구축향상을 위한 방안으로 ICT 정보통합수준을 생각해볼 수 있도록 해주었다는데 실무적인 의미가 있다고 생각한다.

둘째, 다양한 분야에서 4차 산업혁명으로 인한 정보통신기술(ICT)과 첨단제조기술(AMT)이 도입

되고 있는 가운데, 스마트 환경관리를 위해 자료들을 공유하는 데이터 중심 스마트공장 구축을 지원하는 제조 데이터 분석 기반 구축 지원을 할 필요가 있다. 생산 프로세스 개별 단계에서 보유하고 있는 자료들을 연계하여 통합적으로 구축 하는 것만으로도 데이터 활용 측면에서 양질의 자료가 생산될 수 있다. 특히 ICT 정보통합과 사업장 내 구성원의 직무자율성 보장을 시간의 흐름에 따라 추적하여 측정하기 위한 측정도구가 기존 연구문헌에서 어떻게 활용되고 있는 지를 실증적으로 분석하여 문제점을 파악하고 향후 연구에서 개선방향을 제시하고 표준화된 측정지표 반영에 도움 되고자 하는 데 또 하나의 목적이 있다. 따라서 본 연구의 분석결과를 토대로 스마트공장 구축 기업 사업장의 경쟁력을 높이기 위한 적절한 시점에 적절한 변수를 사용하여 측정함으로써 시간/시점 추세나 전개 프로세스에 있어 변화 추적과 관련된 동태적 상황요인에 대해 구체화하는 방안을 찾기 위해서는 중단연구 설계가 중요하다.

셋째, 연구 관점 측면에서 본 연구는 사업장 내 종업원 관점이 아닌 사업장 생산관리자라는 관리자 관점에서 종업원 직무자율성과 예측변수로서 사업장 혁신 그리고 정보통신기술(ICT)과 디지털화 기술을 활용하는 스마트 환경 구축의 영향관계 간 연구를 보고자 하였다. 왜냐하면, 이전의 대량생산 자동화 시스템과 확연하게 대비되는 데이터 중심의 스마트공장 구축 환경에서 종업원 관점에서만 보게 되면 종업원은 직무자율성과 성과 간 관리 요소에 대한 통찰력에 제한을 받기 쉽지만, 관리자 관점에서는 생산관리자가 종업원의 가치창출의 복잡성과 편익/비용 사이의 경계를 관리(boundary work)하는 조정 메커니즘에 대하여 폭 넓은 통찰력을 갖고 있다고 보기 때문이다(Cui and Wu, 2016). 그리고 향후 사업장 혁신을 더욱더 확산시키기 위해서는 먼저 정보통합 수준을 고려하여 작업장 내 구성원들에게 직무자율성을 보장해 줄 필요가 있다.

3. 한계점 및 향후연구

본 연구는 직접 수집한 자료와 비교하여 다른 목적을 갖게 되는 중단 연구의 한계점을 그대로 가지고 있으며 향후 연구 방향은 다음과 같다.

첫째, 본 연구에서 사용된 변수인 직무자율성을 측정하기 위하여 기업에서 근무하는 종업원들에게 설문조사를 실시하여 응답을 얻는 것이 아닌 생산관리자가 응답자인 자기보고방식을 활용한 표본을 사용하였다. 또한 질문은 소속 사업장의 정규직 근로자 중 근로자 수가 가장 많은 직종인 [Majority_Occ]를 기준으로 응답하도록 하였다. 따라서 생산관리자가 응답자인 자기보고방식이 갖는 편향(bias)이 존재할 수 있으며 이러한 성향이 본 연구의 분석결과에 반영되었을 경우 이를 다른 모든 사람에게 적용할 수 없다는 점에서 일반화의 한계를 갖는다.

둘째, 자료상의 한계점으로 시간의 흐름에 따라 변화하는 개인의 태도를 관찰하기 위해서는 개인을 추적 조사한 자료가 필요하다. 그러나 3차 년도(6~8차 조사)까지만 조사가 진행된 결과로 직무자율성의 비선형관계를 검토할 수 없었다는 한계가 존재한다. 그러나 향후 사업체패널 조사가 계속 진행되어 데이터가 추가된다면 비선형관계 여부를 검토할 수 있을 것으로 생각한다. 아울러 2차 자료를 활용하였기 때문에 문항이나 변수의 활용에 제약이 존재한다. 2차 자료의 경우 연구자

의 의도에 따라 표본이나 설문이 모집되지 않았으므로 연구의 목적을 충분히 반영하지 못하는 한계를 갖는다.

『참고 문헌』

- 김해룡. (2006). 「직무자율성과 조직구성원 태도간의 관계에 대한 자기효능감의 매개효과에 관한 연구」. *조직과 인사관리연구*, 30, 193-226.
- 노용진. (2017). 「작업장혁신의 고용효과」. *산업노동연구*, 23(2), 141-167.
- 배규식, 권현지, & 노용진. (2008). 『작업장 혁신 중장기 발전전략 연구』, 한국노동연구원.
- 장홍근, 조성재, 박명준, 이영호, & 이호창. (2012). 『일터혁신 지원사업의 평가와 발전 방안』, 한국노동연구원
- 정성한. (2000). 「종업원의 자율성과 관리적 통제」. *인사조직연구*, 8, 135-163.
- 홍민호, & 전미선. (2021). 「자율성 역설(Autonomy paradox): 정보기술(IT)과 직무자율성, 그리고 조직성과」. *국가정책연구*, 35(2), 155-183.
- Alavi, M., & Leidner, D. E. (2001). "Knowledge management and knowledge management systems: Conceptual foundations and research issues". *MIS Quarterly*, , 107-136.
- Appelbaum, E., Bailey, T., Berg, P., Kalleberg, A. L., & Bailey, T. A. (2000). *Manufacturing advantage: Why high-performance work systems pay off* Cornell University Press.
- Aral, S., & Weill, P. (2007). "IT assets, organizational capabilities, and firm performance: How resource allocations and organizational differences explain performance variation". *Organization Science*, 18(5), 763-780.
- Bandura, A., & Locke, E. A. (2003). "Negative self-efficacy and goal effects revisited". *Journal of Applied Psychology*, 88(1), 87.
- Boxall, P., & Macky, K. (2014). "High-involvement work processes, work intensification and employee well-being". *Work, Employment and Society*, 28(6), 963-984.
- Byrne, B. M., Shavelson, R. J., & Muthén, B. (1989). "Testing for the equivalence of factor covariance and mean structures: The issue of partial measurement invariance". *Psychological Bulletin*, 105(3), 456.
- Chakraborty, R. (2017). "Configural, metric and scalar invariance measurement of academic delay of gratification scale". *Int.J.Human.Soc.Stud*, 3(3)
- Chen, F. F. (2007). "Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance". *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(3), 464-504.
- Duncan, T. E., & Duncan, S. C. (2009). "The ABC's of LGM: An introductory guide to latent variable growth curve modeling". *Social and Personality Psychology Compass*, 3(6),

979-991.

- Ferrer, E., Balluerka, N., & Widaman, K. F. (2008). "Factorial invariance and the specification of second-order latent growth models". *Methodology*, 4, 22-36. doi: 10.1027/1614-2241.4.1.22
- Galbraith, J. R., & Lawler, E. E. (1993). *Organizing for the future: The new logic for managing complex organizations* Jossey-Bass,.
- Gelderen, M. v. (2016a). "Entrepreneurial autonomy and its dynamics". *Applied Psychology*, 67(3), 541-567.
- Gelderen, M. v. (2016b). "Entrepreneurial autonomy and its dynamics". *Applied Psychology*, 67(3), 541-567.
- Gupta, A. K., & Govindarajan, V. (2000). "Knowledge flows within multinational corporations". *Strategic Management Journal*, 21(4), 473-496.
- Hackman, J. R., & Oldham, G. R. (1975). "Development of the job diagnostic survey". *Journal of Applied Psychology*, 60(2), 159.
- Hackman, J. R., & Oldham, G. R. (1976). "Motivation through the design of work: Test of a theory". *Organizational Behavior and Human Performance*, 16(2), 250-279.
- Hessels, J., Rietveld, C. A., & van der Zwan, P. (2017). "Self-employment and work-related stress: The mediating role of job control and job demand". *Journal of Business Venturing*, 32(2), 178-196.
- Kalleberg, A. L., Nesheim, T., & Olsen, K. M. (2009). "Is participation good or bad for workers? effects of autonomy, consultation and teamwork on stress among workers in norway". *Acta Sociologica*, 52(2), 99-116.
- Lewin, K. (1946). *Behavior and development as a function of the total situation*.
- Morgeson, F. P., & Humphrey, S. E. (2006). "The work design questionnaire (WDQ): Developing and validating a comprehensive measure for assessing job design and the nature of work". *Journal of Applied Psychology*, 91(6), 1321.
- Muthen, L. K., & Muthen, B. O. (2003). "The comprehensive modeling program for applied researchers user guide". *Los Angeles, CA: Muthén & Muthén*,
- Newman, A., Bavik, Y. L., Mount, M., & Shao, B. (2021). "Data collection via online platforms: Challenges and recommendations for future research". *Applied Psychology*, 70(3), 1380-1402.
- Newsom, J. T. (2015). *Longitudinal structural equation modeling: A comprehensive introduction* Routledge.
- O'Driscoll, M. P., Brough, P., Timms, C., & Sawang, S. (2010). "Engagement with information and communication technology and psychological well-being". *New developments in theoretical and conceptual approaches to job stress* () Emerald Group Publishing Limited.

- Oeij, P. R., Dhondt, S., Rus, D., & Van Hootegem, G. (2019). "The digital transformation requires workplace innovation: An introduction". *International Journal of Technology Transfer and Commercialisation*, 16(3), 199-207.
- Palvalin, M., Lönnqvist, A., & Vuolle, M. (2013). "Analysing the impacts of ICT on knowledge work productivity". *Journal of Knowledge Management*,
- Preacher, K. J., Wichman, A. L., MacCallum, R. C., & Briggs, N. E. (2008). *Latent growth curve modeling* Sage.
- Spector, P. E. (2021). *Industrial and organizational psychology: Research and practice* John Wiley & Sons.
- Vandenberg, R. J., & Lance, C. E. (2000). "A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research". *Organizational Research Methods*, 3(1), 4-70.



세션 04

사업체의 고용변화

사회자 : 권순식(창원대학교)

- ◆ 고용의 질이 조직 운영성과에 미치는 영향 : 조직 지위의 조절효과
김건식(경희대학교) 479
- ◆ 주52시간 근무제가 기업의 고용과 기업성과에 미친 영향 분석
신우리(한국여성정책연구원), 김난주(한국여성정책연구원) 511

고용의 질이 조직 운영성과에 미치는 영향: 조직 지위의 조절효과

김 건 식¹⁾*

본 연구는 소득의 질, 고용조건, 작업환경의 질로 구성되는 고용의 질이 조직의 운영성과, 즉 자발적 이직률과 인당 매출 및 인당 부가가치에 미치는 효과를 분석하였다. 한국노동연구원 사업체패널의 1차에서 8차까지 조사된 원자료를 이용한 종단적 패널 회귀분석의 결과는 다음과 같다. 첫째, 소득의 질은 조직의 운영성과에 모두 긍정적이고 선형적인 효과가 있음을 검증하였다. 둘째, 고용조건은 자발적 이직률에 긍정적이고 선형적인 효과가 있음을 검증하였다. 셋째, 작업환경의 질은 인당 매출에 긍정적이고 선형적인 효과가 있음을 검증하였다. 넷째, 소득의 질, 고용조건, 작업환경의 질을 합산한 고용의 질이 높아질수록 자발적 이직률이 낮아지고 인당 매출과 인당 부가가치가 증가하는 선형적인 효과가 있음을 검증하였다. 또한, 고용의 질과 조직 운영성과 간의 관계는 모두 지수함수적 증가의 형태로서 고용의 질이 높아질수록 자발적 이직률은 급격히 감소하고 인당 매출과 인당 부가가치는 급격히 증가함을 확인하였다. 다섯째, 고용의 질과 조직 운영성과 간의 관계는 조직 지위에 따라 달라짐을 확인하였다. 즉, 조직 지위가 높을수록 고용의 질이 자발적 이직률을 감소시키는 효과가 약화하고, 인당 매출과 인당 부가가치를 증가시키는 효과가 줄어들고 있음을 검증하였다. 본 연구는 사업체 수준에서 고용의 질을 측정하는 프레임워크를 제시하고 고용의 질의 각 하위 차원뿐만 아니라 종합적인 고용의 질 지수가 다양한 조직 운영성과에 긍정적인 효과가 있음을 실증하였다는 의의가 있다.

주요용어 : 고용의 질, 소득의 질, 고용조건, 작업환경의 질, 조직 지위, 형성적 요인분석

1. 서론

한국의 시민 대부분은 직장에서 소득을 얻고 있으므로 일자리는 개인의 삶에서 핵심적인 생존 수단이자 웰빙을 결정하는 중요한 요인이다. 일자리가 없거나 불안정하면 곧 불안과 고통의 원인이 되므로 일자리 또는 고용의 창출과 유지는 정부 정책의 핵심적인 분야이다. 그러나 고용의 양적인 증감의 측면에만 초점을 맞추어 정책을 수립한다면 이는 매우 부분적이고 한계가 분명하다. 일자리의 질(job quality) 또는 고용의 질(employment quality)은 일반적으로 일자리가 제공하는 소득의 질, 노동시간과 고용 안정을 포함하는 고용조건, 그리고 일자리에서 다른 노동자나 조직과 관계하면서 형성되는 작업 환경의 질을 포함한다. 고용되는 노동자의 당사자적인 관점에서는

1) 경희대학교 대학원 경영학과, konshik@chol.com

일자리의 질이라고 할 수 있으며, 고용하는 기업 또는 경제 일반의 관점에서는 고용의 질이라고 부를 수 있다. 많은 선행연구는 고용의 질이 개인의 웰빙뿐만 아니라 조직의 생산성 향상이나 제품 혁신 등을 통해 경제 성과를 증가시키는 중요한 원동력임을 보여주고 있다. 그러므로 창출되는 고용의 양과 질을 모두 살펴보고 고용을 제공하는 사회경제의 조직이 지속 가능한 성장을 촉진할 수 있도록 조정하는 정책의 역할이 매우 중요하다. 국제사회에서 고용의 질에 대한 인식과 중요성은 점차 높아져서 고용의 질을 정의하고 측정, 관리하기 위한 국제적인 프레임워크가 계속하여 개발되고 있다(Eurofound, 2017; ILO, 2012; UNECE, 2015). 하지만, 고용의 질에 관한 관심은 여전히 고용량을 늘리려는 노력에 비해 상당히 작으며, 노동계약과 노동시간 등을 포함한 다양한 노동의 지위, 조건, 환경이 조직과 개인 모두에게 미치는 영향과 잠재력이 충분히 인식되어 정책에 반영된다고 보기 어렵다. 간헐적으로 한국에서 고용의 질을 측정, 분석하는 연구가 있었지만, 고용의 질을 정기적으로 측정하고 추세를 분석하여 개선의 기회를 제시하는 정책적인 노력은 매우 드물었다(방하남·이영면·김기현·김한준·이상호, 2007; 이영면·이동진, 2011; 이창훈·이관형·박정근·박선영, 2018).

고용의 질은 조직몰입, 직무 만족, 이직, 조직 시민 행동, 사회적 자본, 직무 관여와 같은 종업원의 태도와 행동에 영향을 미칠 뿐만 아니라 생산성 및 운영성과의 향상을 포함하여 다양한 조직의 성과에 기여한다(옥지호·박오원, 2019; Kuoppala et al., 2008; Montano et al., 2017; Nielsen et al., 2017; Williams and Horodnic, 2019). 그렇지만 선행연구는 고용의 질 중에서 일부분의 요소, 예를 들어 임금, 노동시간, 안전보건, 교육훈련 등의 요소만을 선택하여 조직성과에 미치는 영향을 분석하고 있다. 이러한 접근은 고용의 질을 구성하는 하위 차원 중에서 일부 변수만을 선택하고 주된 연구대상이 아닌 다른 고용의 질 차원 또는 요소를 통제하지 않음으로써 발생하는 편의(bias)에 노출되어 있다. 더구나 고용의 질을 구성하는 여러 차원 및 차원 간의 상호작용이라는 중요한 요인을 간과함으로써 학문적인 지식의 축적은 물론 실무적인 성공사례도 선도하지 못할 가능성이 크다고 할 수 있다.

기업이 사회경제의 생태계에서 차지하는 지위(status)는 시장에서 기업 또는 이해관계자 간의 존중(deference)으로 구성되는 위계적인 질서 내에서 각 주체가 차지하는 상대적 위치를 말한다. 높은 위치의 기업은 해당 기업의 고유하고 내재적인 역량이나 노력을 바탕으로 하는 성과만이 아니라 경제적 지대(rent)를 추가할 수 있으며, 동시에 자신의 지위를 보전함으로써 사회경제적인 우위를 지속하는 권력(power)의 한 형태가 될 수 있다. 즉, 어떤 차원이든 다른 기업의 인정과 존중을 받으며 기업 간 연결망의 중심에 있는 기업은 예를 들어 제품과 서비스의 품질이나 성능에 의해 시장에서 선택된다기 보다는 소비자와 이해관계자의 불완전한 인지를 통한 명성, 평판, 위세 등을 기반으로 실제보다 더 많은 성과를 거둘 수 있다는 것이다. 이러한 지위의 효과는 제품과 서비스의 시장경쟁에서만 아니라 노동시장에서도 나타날 수 있다. 즉, 지위가 높은 기업은 다른 기업과 같은 고용의 질을 제공하면서도 상대적으로 유능하고 성실한 노동자를 유인하여 성과 향상에 추가적인 도움을 받을 수 있다. 한편, 지위가 높은 기업은 고용의 질 수준도 높은 경우가 많으므로 지위의 효과는 고용의 질에 의한 효과와 중복될 가능성이 있다. 그러나 선행연구는 기업의 지위, 특히 고용의 관점에서 지위와 고용의 질 간의 상호작용에 관해서는 거의 연구하지 않았다.

본 연구의 목적은 세 가지로서, 첫째 OECD와 UNECE의 고용의 질 프레임워크를 기반으로 사업체패널 원자료를 사용하여 고용의 질에 관한 종합적인 지표를 산출하고 기본적인 기술통계량을 살펴보는 것이다. 이를 통해 소득의 질, 고용조건의 질, 작업 환경의 질을 포함하는 고용의 질에 관해 시계열의 변화와 산업분류별 현황 등을 파악한다. 둘째, 고용의 질을 구성하는 하위 차원별로 자발적 이직률, 인당 생산성, 인당 부가가치와 같은 기업의 운영성과에 미치는 영향을 동태적으로 분석한다. 셋째, 본 연구는 고용의 질이 조직의 지위와 상호작용하여 이직률을 포함한 조직성과에 어떻게 영향을 미치는지를 종단적으로 분석한다. 본 연구는 사업체패널의 종단 자료를 사용하면서 소득의 질, 고용조건의 질, 작업 환경의 질을 포함하는 고용의 질을 종합적으로 정의하고 고용의 질이 조직의 성과에 미치는 다양한 영향을 분석함으로써 이 분야의 연구에 출발점의 역할을 하면서 이론적 시사점과 함께 정책적, 실무적 시사점을 제시할 수 있을 것이다.

II. 이론적 배경과 가설

1. 고용의 질

최근 20여 년 동안 국제사회에서 고용의 질 또는 고용의 질(job quality)에 대한 인식과 중요성은 점차 높아져 왔으며, 고용의 질을 정의하고 측정하기 위한 몇몇 연구 프로젝트에서는 고용의 질 측정과 관리를 위한 국제적인 프레임워크를 개발하였다. 이러한 프레임워크는 고용 자체의 특정한 속성에 초점을 맞추어 개발되어 왔고(Eurofound, 2017), 노사관계 또는 노동정책의 수립 근거로서 역할을 넓히며(ILO, 2012), 국가 및 국제비교 차원에서 보다 넓은 범위의 정보 체계를 제안하여 왔다(UNECE, 2015). 먼저 ILO는 ‘괜찮은 일자리’ 어젠더의 국제적인 실천을 감독하기 위해 노동 기준, 고용, 사회적 보호 및 사회적 대화의 분야에서 사용할 괜찮은 일자리(decent work)의 개념 및 정의에 관한 매뉴얼을 작성하였다. UNECE의 고용의 질 측정에 관한 전문가 그룹은 고용에 의한 소득 및 복리후생, 고용의 안정성 및 사회적 보호, 고용 관련 사회적 대화, 안전보건 및 고용 관련 윤리, 노동시간 및 일-생활 균형, 기량 개발 및 훈련, 직장의 사회적 관계 및 작업의 동기부여 등 7개의 차원과 50개 이상의 지표로 구성된 측정 프레임워크를 제공하였다. 한편, 생활 및 노동조건 개선을 위한 유럽재단(Eurofound)은 제5차 유럽 노동조건 조사(European Working Conditions Survey, EWCS) 결과를 기초로 하여 2012년에 유럽 33개국의 일자리 질 측정을 위한 프레임워크를 개발했다. 2017년에 수정된 이 프레임워크는 1) 물리적 환경, 2) 노동강도, 3) 노동시간의 질, 4) 사회적 환경, 5) 기량과 자율성, 6) 일자리 전망, 7) 소득의 7개 차원으로 구성된다. 그리고 OECD는 2011년에 스티글리츠 위원회의 권고에 따라 삶의 질의 측정에 관해 국제적으로 비교 가능한 프레임워크인 더 나은 삶의 지수(Better Life Index, BLI)를 개발하였다(Stiglitz et al., 2009; OECD, 2013). BLI를 구성하는 하나의 차원인 고용(job)에 관해 OECD는 고용의 속성에 관한 연구를 바탕으로 고용의 질 프레임워크(Job Quality Framework)를 개발하였다. 이 프레임워크의 세가지 차원으로 구성되며, 각각 소득(earnings)의 질, 노동시장의 안정성(security), 그리고 노동환

경(working environment)의 질이다.

본 연구의 목적은 기업 수준에서 고용의 질을 측정, 분석하는 것이므로 상대적으로 조직, 지역, 국가 수준에서 적용 가능한 측정지표를 많이 포함하고 있는 UNECE와 OECD의 프레임워크를 참조하였다(OECD, 2017; UNECE, 2015). 단, OECD와 UNECE에서 정의한 프레임워크는 서로 다른 차원으로 구성되어 있으므로 본 연구는 기업체패널 조사의 측정항목의 범위와 내용을 고려하여 이들을 세 가지의 차원으로 정리하였다. 이렇게 정리한 이유는 OECD에서 정의한 노동환경의 질은 소득과 고용 안정을 제외한 거의 모든 고용의 질 구성요소들을 포괄하고 있으므로 통계적 구성개념의 관점에서 지나치게 이질적인 요소들이 하나의 구성개념 또는 요인에 포함되었다는 점을 고려하였다. 또한, UNECE는 개념적으로 분명히 구별되는 차원을 제시하고 있으며 측정지표가 매우 구체적이면서도 상황에 따라 유연하게 적용할 수 있는 장점이 있다. 그러나 작업 현장의 안전보건, 노동시간, 물리적 일-생활 균형 등은 노동계약의 조건이라는 공통적인 속성이 있고, 종업원의 기량과 훈련, 조직의 인간관계, 동기부여 등으로 측정되는 사회적 조건과는 분명히 구별되는 차원이 될 수 있다. 따라서 본 연구는 고용의 질을 소득의 질, 고용조건, 작업환경의 질이라는 세 가지 차원으로 구성하고, 각 차원의 측정에 필요한 하위 지표들은 해당하는 OECD 및 UNECE의 측정지표들을 활용하였다. 첫 번째 차원으로서 소득의 질은 소득이 노동자의 물질적인 삶에 필수적인 요소이므로 이를 측정하되, 질적 측면에서 소득의 평균적인 수준뿐만 아니라 소득의 분포, 즉 상대적인 소득 격차와 복리후생 관련 제도를 포함한다(박현정, 2010; 김범식·황민영·김묵한, 2015). 두 번째 차원으로서 고용조건은 고용 안정, 노동시간, 노동자 관점의 노동시간 유연성, 일자리의 안전과 보건 등 일자리의 노동계약 조건에 관한 요소를 측정한다(Sverke et al., 2002; Clark, 2003; Bakker and Demerouti, 2007). 세 번째 차원인 작업환경의 질은 일자리의 비경제적 측면을 측정하며, 일자리에서 노동자의 욕구를 충족하여 사회에서 자신의 유능감과 자존감을 높이고 지역사회에 공헌함을 느끼도록 하는 요소를 포함한다. 작업환경의 질은 고용조직의 공정성, 기량 개발과 훈련, 작업장의 의사소통, 작업의 자율성과 의사결정 참여를 포함한다.

2. 고용의 질과 이직률

기업에서 종업원의 이직(turnover)은 자발적이든 비자발적이든 기업과 고용 관계를 끝내고 다른 기업으로 일자리를 옮겨감을 말한다. 이직은 흔히 자발적인 이직(voluntary turnover)과 비자발적인 이직(involuntary turnover)으로 구분된다. 자발적 이직은 일반적으로 사전에 새로운 일자리를 탐색하거나 경력 계획 등의 준비를 거치므로 이후의 일자리에서 재직기간 및 임금 수준이 양호한 편이다. 한편, 해고 및 구조조정 등에 의한 비자발적 이직은 사용자가 결정권을 가지고 있으며 충원하지 않는다는 점에서 자발적인 이직과 구별하는 경우가 많다(McElroy, Morrow, & Rude, 2001). 기업 수준에서 자발적 이직이 많으면 우수한 인적자본의 손실이 늘어나고 새로운 종업원의 선발과 훈련비용이 증가하므로 상당한 대체비용이 필요하다. 또한, 조직의 안정성과 업무의 연속성이 감소하며, 종업원의 기업에 대한 충성과 몰입 수준이 저하되고, 기업의 제품과 서비스 수준도 낮아지므로

로 조직 운영에 부정적인 효과가 상당하다고 알려져 있다(남정민·전병준, 2011; Hausknecht, Trevor & Howard, 2009).

고용의 질이 구성원의 자발적 이직을 완화할 수 있는 기제는 반응행동(Exit, Voice, Loyalty, Neglect, EVLN) 모형과 심리적 계약(Psychological contract) 이론을 통해 설명할 수 있다(Farrell, 1983;). 먼저 반응행동 이론은 조직 및 직무 전반에 대한 불만족, 예를 들어 예상하지 않은 구조조정, 불공정한 보상, 해고 또는 진급 등의 인사 조처에 대한 구성원의 태도와 행동을 이탈(Exit), 항의(Voice), 충성(Loyalty), 태만(Neglect)으로 분류하여 설명한다(Aravopoulou, Mitsakis, & Malone, 2017). 이탈(Exit)은 조직 및 직무상의 좋지 않은 상황이 개선되지 않을 것으로 판단하여 구성원이 다른 일자리나 직업을 찾아서 결국 조직을 이탈하는 적극적인 행동이다. 항의(Voice)는 직무 불만족에 대한 구성원의 적극적이고 반응으로서 불만족한 상태를 수용하고 적응하기보다는 상황을 변화시키려는 여러 가지 노력을 말한다(손태원·공도훈·여경태, 2014). 즉, 스스로 직무의 조건을 바꾸려고 시도하고, 이를 위한 자원 확보에 노력하며, 문제 해결을 위해 조직의 상위경영층에 호소하는 등의 행동을 보일 수 있다. 한편, 항의와 이탈과 같은 직접적인 행동뿐만 아니라 시간이 지나면 상황이 개선될 것을 기대하면서 더욱 조직에 충성(Loyalty)하거나, 또는 아무것도 하지 않으면서 상황을 수용하고 인내할 수도 있다. 또한, 불만족과 불공정을 인식했을 때 나타나는 행동으로 이탈, 항의, 충성 이외에 회피적이고 무관심한 태도, 즉 태만(Neglect)이 나타날 수 있다. 태만이란 비록 직무에서 이탈하지는 않더라도 업무 수행에서 충분한 주의와 노력을 기울이지 않고 의도적으로 게을리하거나, 지각이나 조퇴 또는 결근 등으로 조직의 운영비용을 증가시키거나 피해를 주는 행동을 의미한다(Aravopoulou et al., 2017). 고용의 질을 구성하는 차원 중에서 소득의 질 수준이 높으면 구성원은 충분한 급여와 복리후생 혜택을 받고 있으므로 생존의 욕구가 충족되면서 불만족이 해소되고, 다른 기업보다 소득수준이 높으면 관계의 욕구와 성장의 욕구 충족에도 도움이 되므로 항의와 이탈의 행동이 감소한다. 고용조건, 즉 고용의 안정, 노동시간, 안전보건의 관점에서 수준이 높으면 조직과 직무에 대한 불만족이 해소되거나 감소하므로 욕구의 충족을 통해 이탈 행동이 줄어든다. 작업환경의 질, 즉 조직 운영이 공정하고, 의사소통이 활발하며, 구성원의 기량 개발 기회가 많고, 직무수행의 자율성과 참여 수준이 높으면 구성원의 불만이 해소되면서 항의와 이탈의 행동이 감소한다. 즉, 고용의 질 수준이 높아질수록 구성원의 욕구가 충족되고 동기가 부여되면서 이직과 같은 이탈 행동이 감소하여 자발적으로 이직하는 구성원은 줄어든다.

전통적인 서구사회의 맥락에서 심리적 계약이란 경영자와 구성원 간의 상호 의무에 대한 지각과 가정을 말하며, 대표적으로 종업원이 조직에 충성하고 성실하게 일하면 그 대가로서 높은 급여와 고용 안정이 보장되는 교환의 의무관계를 의미한다(김건식, 2013). 구성원이 고용의 불안정성, 노동조건 악화, 작업환경의 질적 퇴보 등을 느끼면 조직이 심리적 계약을 위반하고 있다고 받아들인다면 조직과 경영자를 불신하기 시작한다. 조직에 대한 불신은 조직과 직무에 대한 몰입 수준을 낮추며, 조직이 불공정하다고 판단하게 되고, 불만에 찬 구성원들은 결국 이직할 가능성이 커진다. 종업원의 조직에 대한 헌신과 몰입이 줄어들고 불만족이 늘어나면 조직의 목표에 매진하는 행동이 감소하면서 냉소적인 조직 분위기를 형성하는 경향이 높아진다(Robinson & Rousseau, 1994). 이러

한 상황에서 능력 있는 구성원은 상대적으로 이직의 기회가 더 많으므로 먼저 이직할 가능성이 크고, 이직으로 인한 인적자본의 손실은 추가적인 인력의 확보를 위한 비용과 시간 소요를 포함하여 조직의 역량과 성과의 감소로 귀결된다(De Witte, 2005). 또한, 심리적 계약의 균형이 무너지면 종업원들은 불균형을 해소하기 위해 조직에 대한 참여를 줄이고 개인적 성과 수준을 조정할 수 있다. 한편, 소득의 질 수준이 높으면 구성원은 조직이 자신의 노력에 대한 보상을 충분히 하고 있으므로 심리적 계약이 안정적으로 이행되고 있다고 판단한다. 고용의 안정, 노동시간, 안전보건을 포함하여 고용조건의 질적 수준이 높으면 구성원은 조직과 직무에 대한 불만족이 줄어들고 조직이 약속한 의무사항이 지켜지고 있다고 느낀다. 공정성, 기량 개발과 훈련, 의사소통, 동기부여의 제도와 관행이 활발하여 작업환경의 질이 높으면 심리적 계약의 위반에 따른 보복 행동이 감소하면서 조직 몰입과 직무 만족이 높아지므로 이직하려는 의도 및 자발적인 이직이 줄어든다(Robinson & Rousseau, 1994). 즉, 고용의 질이 높으면 심리적 계약의 지속에 필요한 약속, 수용, 보답이라는 요건이 충족되면서 구성원의 이직 행동이 감소한다. 남정민·전병준(2011)은 고임금제도, 교육훈련, 고용안정의 관리관행이 자발적 이직률을 낮춘다고 보고하였고, 김건식(2013)은 광범위한 교육훈련, 성과기반의 높은 보상, 자율적이고 참여적인 작업조직을 포함하는 관리관행은 자발적 이직을 줄이고 있음을 확인하였으며, 김광욱·김민철·권순식(2020)은 다기능 교육훈련, 고용 보장제도, 유연근무제도가 자발적 이직률을 감소시킴을 실증하였다. 이상의 논의를 바탕으로 다음과 같은 가설을 수립한다.

가설 1: 고용의 질이 높아지면 조직의 자발적 이직이 감소한다.

3. 고용의 질과 조직 운영성과

고용의 질이 조직의 운영성과에 영향을 미치는 과정을 설명하는 이론은 내용(contents)의 프레임과 맥락(context)의 프레임으로 구분해 볼 수 있다(김건식, 2013). 내용의 프레임으로 보면 고용의 질은 직접 구성원의 능력과 동기유발을 높여서 조직 유효성을 포함한 성과에 인과적, 선형적, 연쇄적으로 영향을 미친다(Bowen & Ostroff, 2004). 맥락의 프레임은 고용의 질에 포함된 여러 정책과 실무 관행이 상징과 의미를 지닌 신호 또는 메시지로 작동하며, 이러한 신호 또는 메시지가 구성원의 인지와 해석을 통해 조직의 사회적 구조와 분위기에 영향을 미친다(Chand & Katou, 2007). 내용적인 측면에서 고용의 질에 포함되는 조직의 각종 제도와 실무 관행을 통해 구성원의 지식, 기량, 능력(Knowledge, Skill, Ability, 이하 KSA)을 직접 형성하고 축적하여 조직성과에 이바지할 수 있다. 맥락적인 측면에서 고용의 질은 관련 정책과 실무 관행이 의미하는 간접적인 신호와 메시지의 해석 및 수용과정을 통해서 조직의 사회적 분위기와 맥락적인 활동에 영향을 미칠 수 있다(Ferris, Arthur, Berkson, Kaplan, Harrell-Cook, & Frink, 1998).

먼저 내용적 측면에서 인적자본 이론, 자원기반 이론, 조직학습 이론은 고용의 질이 높아지면 기업 성과가 향상된다는 논리의 기초를 제공한다(Youndt & Snell, 2004). 인적자본은 모든 조직과 산업에서 경쟁우위의 원천으로서 고객의 편익을 높이고 원가를 절감하는 등 조직성과를 높이는 잠재

력을 가지고 있다(Crook, Todd, Combs, Woehr & Ketchen, 2011). 즉, 창의적인 인적자본은 제품과 서비스의 혁신을 주도함으로써 고객의 욕구를 충족시키고 고객 가치를 높일 수 있다. 그리고 높은 수준의 인적자본은 모든 기업에 균등하게 분포되어 있지 않으므로 기업 간의 성과 차이를 가져오게 된다(Crook, et al., 2011). 또한, 인적자본은 이를 보유한 개인으로부터 분리할 수 없고 시장에서 거래되기도 어려우므로 기업 고유의 인적자본을 전략적으로 육성하고 지원하는 제도와 관행들, 즉 KSA의 제고와 동기부여 및 참여와 자율을 촉진하는 관행들은 경쟁우위의 확보에 필수적이다. 자원기반 이론에 따르면 지식과 경험의 변환, 공유, 소통, 통합 과정에 내재한 복잡한 인과관계와 경로 의존적인 특성은 가치 있고 희소할 뿐만 아니라 경쟁자들이 모방하기 어려운 핵심역량이다(Barney & Wright, 1998). 즉, 구성원의 지식과 경험을 조직의 구조, 프로세스, 업무시스템에 내재화하고 활용하면 반복적인 실수를 줄일 수 있고, 축적된 지식의 활용을 통해 효율적으로 업무를 수행할 수 있다(Youndt & Snell, 2004). 인적자본과 조직 자본을 통해 경쟁우위의 잠재력을 충분히 실현하기 위해서는 기업은 우수한 인적자본을 확보, 개발, 활용할 수 있도록 조직화하고 관리하는 관행들이 포함된 고용의 질이 뒷받침되어야 한다(Barney & Wright, 1998). 비록 고용의 질이 그 자체만으로 직접적이고 독립적으로 경쟁우위가 창출된다고 하기는 어려운 보완적인 조건이지만 서로 상승효과를 가져오는 고용의 질 관련 정책과 실무관행의 조합은 지속 가능한 경쟁우위의 가능성을 높이는 중요한 요인이다. 한편, 조직학습에 관한 연구들은 조직이 환경에 적응하고 변화하기 위해 지식과 학습이 중요함을 주장하지만, 동시에 조직 자체가 지식을 창조하는 것이 아니라 구성원이 창조하는 것이라는 관점을 강조하고 있다(Nicolini & Mezner, 1995). 즉, 구성원들이 학습을 통해 인적자본을 증대시키는 노력이 조직 내에서 상호작용하면서 조직 수준의 학습과 조직 차원의 지식 축적을 촉진한다는 것이다. 따라서 자율적이고 참여적인 학습 환경과 수단을 제공하고 장려하는 조직의 정책과 제도는 학습조직을 위해서도 매우 중요한 기초가 된다. 또한, 조직학습 이론에 따르면 고용의 질에 포함된 실무관행, 예를 들어 광범위한 교육훈련, 적절한 보상은 지식의 창출에 영향을 미치고, 자율과 참여에 기반한 직무활동, 교육훈련, 멘토링 등은 지식의 이전과 공유에 영향을 미쳐서 조직학습의 생애주기를 지속하게 하므로 조직성과가 높아진다(Shipton, West, Dawson, Birdi, & Patterson, 2006). 고용의 질을 구성하는 차원 중에서 소득의 질이 높으면 높은 수준의 인적자본을 보유한 인력을 쉽게 확보할 수 있고, 구성원은 인정과 보상을 통해 자긍심을 가지고 직무에 몰입할 수 있다. 또한, 고용조건의 질이 높으면 물리적으로 안전하고 쾌적한 환경에서 직무시간을 유연하게 조정하고 고용 불안을 겪지 않으므로 자신의 능력을 발휘할 직무 환경이 조성된다. 그리고 작업환경의 질이 높으면 충분한 교육 훈련을 받아 기량을 개발하고 공정하고 성과 평가를 통해 지속해서 능력 수준을 높일 수 있다. 작업 환경의 질, 예를 들어 직무수행의 자율성과 의사결정의 참여 수준이 높으면 동기가 부여된 구성원들이 지식을 창출하고 공유하는 과정이 촉진된다. 따라서 고용의 질이 높으면 높은 수준의 인적자본을 통해 경쟁우위를 확보하고 조직학습이 활성화되어 지식을 축적, 공유하는 활동이 많아지면서 생산성과 부가가치 향상 등의 조직 운영성과가 높아질 수 있다.

고용의 질이 조직성과에 기여하는 과정을 맥락의 프레임으로 보면 구성원들은 고용의 질에 포함

되는 제도와 관행들을 신호와 메시지로 해석하고 수용하는 과정을 통해서 구성원 간에 사회적 구조의 형성과 유지를 촉진하여 조직성과에 간접적으로 영향을 미친다(Ferris et al., 1998). 예를 들어 광범위한 교육훈련을 포함한 고용의 질 관련 정책과 관행들은 구성원들의 지식과 능력 수준을 높일 뿐만 아니라 경영자가 구성원을 신뢰하고 존중한다는 메시지도 전달하게 된다. 의사결정에 참여할 기회를 늘리는 정책과 관행을 포함하여 작업환경의 질이 높으면 조직이 모든 구성원에게 개방되어 있으며 구성원을 통해 성장하는 공동체를 지향한다는 신호가 된다. 또한, 동기부여와 몰입을 촉진하는 정책들은 종업원들이 어려운 과업에 도전하여 성취하기를 원하지만 동시에 실패할 위험도 수용할 수 있다는 조직의 의지로 해석된다. 이와 같은 신뢰와 존중의 분위기가 형성되면 약한 연결(weak ties)을 통한 중개, 일반화된 호혜(reciprocity)의 규범, 공유된 사고모형(shared mental model), 역할 설정(role making), 조직시민행동과 같은 태도와 행동이 증가하면서 경영의 효율성과 유연성이 높아진다(Evans & Davis, 2005). 즉, 상호 신뢰와 존중의 분위기는 폭넓은 대인 관계를 형성할 기회를 늘리면서 특정한 조직단위 내의 결속과 규범을 심화시키는 강한 연결고리가 강화될 뿐만 아니라 다른 조직단위들을 연결하거나 지식을 공유하는 약한 연결고리도 증가한다. 다양하게 형성되는 약한 연결 관계들은 새로운 제품 및 서비스의 아이디어, 신규 시장에 대한 지식과 경험 등의 탐색 활동을 촉진한다. 조직이 먼저 구성원을 신뢰하고 존중한다는 분위기가 형성되면 사회적인 교환 및 협력적인 행동이 늘어나고, 연대감과 일체감이 강화되며, 비생산적인 행동과 구성원 간이나 하위조직 간의 갈등은 줄어든다(Tsai & Ghoshal, 1998; Adler & Kwon, 2002). 또한, 사고모형의 공유, 즉 종업원들이 조직의 가치와 철학을 내재화하면 협력적인 상호작용의 증가, 기회주의적 행동의 감소, 조직 내의 거래비용 감소 등을 통해 관리통제의 부담과 필요성이 줄어들고 조직의 효과성과 효율성이 증대된다(Ghoshal & Moran, 1996). 그리고 고용의 질에 포함된 관행들은 참여와 자율, 공정성과 응집성, 개방과 신뢰를 촉진하므로 조직시민행동의 활성화에도 기여하며, 조직시민행동이 많아지면 종업원들이 다른 종업원을 돕거나 고객만족에 더욱 노력하면서 기업의 문제 해결을 위한 자발적이고 공익적인 행동들이 늘어난다(Podsakoff, MacKenzie, Paine, & Bachrach, 2000). 따라서 고용의 질을 구성하는 소득의 질, 고용조건의 질, 작업환경이 질이 높아지면 그 자체로도 조직의 성과를 높일 수 있을 뿐만 아니라 조직의 사회적 자본을 높이고 바람직한 분위기를 형성함으로써 간접적인 맥락의 기제를 통해 조직성과에 기여할 수 있다. 이영면·이동진(2011)은 고용의 질이 기업 성과의 모든 차원, 특히 재무적 성과, 노동생산성, 노사관계와 긍정적인 관계가 있음을 보여주었다. Saint-Martin, Inanc, & Prinz(2018)은 고용의 질을 높임으로써 구성원의 관여 수준을 높이고 생산성이 향상됨을 실증하였다. 이상의 논의를 바탕으로 다음과 같은 가설을 설정한다.

가설 2: 고용의 질이 높아지면 조직의 운영성과가 향상된다.

4. 고용의 질과 조직 지위

조직 지위(organizational status)는 시장을 포함한 사회경제적 생태계에서 기업 또는 이해관계자

간의 평판(reputation)이나 존중(deference)이 불균등하게 분포함에 따라 발생한다. 기업 간의 평판과 존중이 상당한 차이가 있으면 이를 바탕으로 위계적인 질서가 수립되고, 각 조직은 이러한 질서 내에서 자신만의 위치가 결정되며, 이를 조직 지위라고 할 수 있다 (Sauder, Lynn & Podolny, 2012). 높은 위치를 점유하는 기업은 고유하고 내재적인 자신만의 역량이나 노력을 바탕으로 획득하는 성과뿐만 아니라 생태계 내의 상대적인 위치에 의해 다양한 경제적 지대(rent)를 추가로 얻을 수 있다(Podolny, 1993). 즉, 기업이 제공하는 제품과 서비스의 가격이나 품질과 같은 객관적인 속성에 의한 경쟁뿐만 아니라 현재까지의 성공 이력, 사회적 책임을 통한 명성, 기업 간 관계에서 발휘하는 위세 등을 통해 다양한 특권을 얻게 된다(김지은·김영규, 2017). 즉, 생태계에서 인정과 존중을 받으며 기업 간 연결망의 중심에 있는 기업은 소비자와 다른 이해관계자의 불완전한 인지와 사회경제적 관계를 통해 시장 기체에 의한 합리적인 수준보다 더 많은 성과를 거둘 수 있다(Podolny, Stuart, & Hannan, 1996). 조직 지위가 높은 기업은 이러한 특권을 통해 다른 기업의 비슷한 수준의 성과에 비해 훨씬 더 큰 인정과 보상을 받으며, 조직 지위를 통해 추가된 성장과 이익은 해당 조직의 지위를 높이고, 높아진 지위를 통해 다시 성과를 높임으로써 기업 간 성과 차이를 지속시키거나 확대되도록 하는 중요한 기제가 된다는 것이다. 따라서 조직 지위가 높은 기업은 자신의 지위를 보전함으로써 사회경제적인 권력(power)의 한 형태가 될 수 있고, 이러한 권력 순위에 관한 이해관계자의 인식과 판단은 쉽게 바뀌지 않으므로 시장의 역동성을 줄이고 혁신을 통한 경제의 성장에 부정적인 영향을 미칠 수 있다.

조직 지위의 부가적인 효과는 제품과 서비스의 시장경쟁에서 만이 아니라 노동시장에서도 나타날 수 있다. 즉, 지위가 높은 기업은 다른 기업과 같은 수준에서 고용의 질을 제공하면서도 상대적으로 유능하고 성실한 노동자를 유인함으로써 성과 향상에 추가적인 도움을 받을 수 있다. 또한, 높은 지위의 기업은 비슷한 제품과 서비스에 대해 더 높은 가격을 받을 수 있고, 경영자원의 조달 비용이나 거래비용을 절감시키는 효과가 있다(Podolny, 1993). 따라서 높은 지위의 기업은 자원의 조달과 생산 및 제품과 서비스의 시장 판매를 포함하는 비즈니스 프로세스에서 비용 우위를 바탕으로 생산성이 높고 이익이 커지므로 조직 지위는 기업의 운영성과에 긍정적인 효과가 있다.

한편, 시장 지위가 높은 기업은 이해관계자의 기대 수준도 높으며 사회경제의 규범을 지켜야 할 부담도 높다(Philips & Zuckerman, 2001). 또한, 이해관계자의 기대와 규범에 벗어나는 행동은 사회경제적인 제재를 초래하여 조직 지위가 달라질 수 있으므로 기업은 기대 수준이나 규범에 어울리는 행동을 하지 않을 수 없다(Rao, Monin, & Durand, 2005). 고용과 인적자원의 측면에서 조직 지위가 높은 기업에 대한 이해관계자의 기대와 규범은 수준 높은 고용의 질을 통한 선도적인 역할이 포함될 수 있다. 조직 지위가 높은 기업은 그동안의 성과를 통해 규모가 크고, 사업경력이 오래 되었으며, 증권시장에 상장하여 공개된 기업인 경우가 많다. 따라서 조직 지위가 높은 기업은 평균적인 급여와 복리후생의 수준을 포함하여 고용의 질 또한 이미 높은 수준의 기업일 가능성이 크다. 그렇다면 조직 지위가 높은 기업이 고용의 질을 추가로 높임으로써 얻을 수 있는 성과의 증가는 그리 크지 않을 것이라고 예상된다. 한편, 조직 지위가 낮은 기업이 고용의 질 수준을 높인다면 위에서 설명한 기제를 통해 성과의 향상을 기대할 수 있다. 따라서 고용의 질이 조직의 운영성과를

증가시키는 관계에서 조직 지위가 높은 기업은 상대적으로 얻게 될 효과가 작고, 조직 지위가 낮은 기업은 충분한 효과를 얻게 될 것이다. 달리 말해 고용의 질과 조직 운영성과 간의 관계에서 조직 지위는 부정적인 조절 효과가 있다고 가정할 수 있다. 이상의 논의를 바탕으로 다음과 같은 가설을 수립한다.

가설 3: 조직 지위는 고용의 질과 조직 운영성과 간의 관계를 조절하여 조직 지위가 높을수록 고용의 질이 조직 운영성과에 미치는 긍정적인 효과는 감소한다.

III. 연구범위와 방법

1. 데이터

본 연구는 한국노동연구원에서 격년으로 실시하는 사업체패널 조사의 1차(2005년)에서 8차(2019년) 조사까지의 모든 사업체 데이터 중에서 전기수도가스업, 금융업, 통신업 및 공공부문을 제외한

<표 1> 패널차수 별 원자료의 사업체 수 및 산업별 분석 대상 사업체의 수¹⁾

패널차수	원자료	분석 대상						
		전체	제조업	건설업	일반 서비스	전문 서비스	인당 매출	인당 부가가치
2005년	954	951	515	65	305	66	949	739
2007년	1426	1420	693	94	549	84	1190	815
2009년	1500	1494	721	101	584	88	1185	909
2011년	1541	1534	731	104	596	103	1272	889
2013년	1555	1547	738	108	601	100	1155	1112
2015년	3156	3143	1444	290	1210	199	2150	1767
2017년	2644	2635	1221	254	1011	149	1847	1251
2019년	2596	2588	1195	224	1001	168	2081	1786
계	16119	15312	7258	1240	5857	957	11829	9268

1) 19차 조사의 삶의 질 데이터는 18, 20, 21차 데이터를 이용하여 결측치 대체하였음

일반기업의 사업체를 기본적인 분석 대상으로 설정하였다. 사업체패널 데이터에서 이러한 산업에 속한 사업체는 해당 산업에서 독과점적 위치에 있거나 해당하는 사업체 수가 매우 작으면서 규모가 매우 큰 사업체이다. 또한, 공공부문에 속한 사업체는 일반 사업체의 재무제표를 이용하여 분석하는 본 연구에 적절한 표본이 아니므로 제외하였다. 이들을 제외하고 당초 원자료에 포함된 사업체 수는 모두 16,119개이고, 이상치 및 결측치를 제외한 후에 분석 대상에 포함된 사업체 수는 15,312개이다. <표 1>은 조사 차수별로 원자료의 사업체 수 및 산업별로 분류한 분석 대상의 사업체 수를 나타낸 것이다. 단, 본 연구의 종속변수 중에서 인당 매출과 인당 부가가치는 사업체패널

의 재무자료를 이용하고 있으나 결측치가 많아 해당 분석에 포함된 사업체 수는 각각 11,829개 및 9,268개로 감소하였다.

2. 변수 설명

1. 독립변수

본 연구는 OECD와 UNECE의 고용의 질 프레임워크를 바탕으로 고용의 질을 구성하는 세 가지 차원으로서 소득의 질, 고용조건, 작업환경의 질을 정의하였다. 이 프레임워크는 고용의 질을

<표 2> 고용의 질의 차원별 하위 측정변수 및 변수구성 방법¹⁾

차원 (요인)	하위 측정변수	설명	비고
소득의 질	평균 임금 및 임금 격차	1) 대졸 신입, 과장, 부장 임급의 평균, 2) 근로실태조사의 산 업 중분류별 평균임금과 사업체 평균임금 간 차이	1)과 2)를 합 산, 정규화
	복리후생제도	주거비 지원 등 16개 복리후생제도 유무의 합산, 정규화	
	모성보호제도	산전후 휴가 등 17개 모성보호제도 유무의 합산, 정규화	
고용조건 의 질	노동시간	주당 평균 초과근무시간의 10점 척도화	
	노동시간의 유연성	교대제, 선택적 근무제, 탄력적 근무제 유무의 합산, 정규화	
	고용 안정성	1) 종업원수 대비 정규직 비율, 2) 종업원수 대비 간접고용 비율, 3) 50세 이상 종업원비율, 4) 구조조정 빈도	1) - 4)의 합산, 정규화
	안전보건	사고/재해/질병을 경험한 종업원 비율의 6점 척도화	
노동환경 의 질	공정성	1) 성평등(여성고용비율), 2) 정책적 지원(공정성 관리정책, 인사/징계위원회, 고충처리위원회 유무), 3) 사원/부장 간 임금 격차	1) - 3)의 합산, 정규화
	기량 개발	1) 교육훈련을 이수한 종업원 비율, 2) 교육훈련 프로그램의 수, 3) 경력개발 프로그램의 수	1) - 3)의 합산, 정규화
	의사소통	최고책임자와 전체 직원과의 회의 등 9개 수직적 의사소통 제도/방법의 유무의 합산, 정규화	
	동기부여	1) 작업계획수립, 작업일정, 작업방식 결정의 자율성, 2) 경 영계획 결정의 관여 등 6개 분야의 종업원 참여 정도	1) - 2)의 합산, 정규화

1) 모든 측정변수는 $(X_i - X_{min}) / (X_{max} - X_{min})$ 의 식을 적용, 데이터 범위가 [0, 1]이 되도록 정규화함

구성하는 각 차원의 측정지표를 상세히 제안하고 있으므로 본 연구는 사업체패널의 조사항목과 OECD 및 UNECE의 프레임워크에서 제시한 지표가 최대한 일치하도록 측정항목을 구성하였다. <표 2>는 고용의 질을 구성하는 세 가지 차원의 하위 측정변수를 사업체패널 데이터의 어떤 조사 항목과 연결하여 구성하였는지를 설명한 것이다. 단, 소득의 질, 고용조건, 작업환경의 질을 측정하는 하위변수들은 모두 최대 및 최소의 값이 [0, 1]의 구간을 가지도록 정규화(normalization)

하여 합산함으로써 각 차원 내에서 조사항목 간에 동일한 가중치가 적용되도록 구성하였다.

한편, 본 연구는 고용의 질에 관한 요인분석 방법으로서 반영적(reflective) 모형이 아닌 형성적(formative) 모형을 사용하였다(Shaw et al., 2009). 그 이유는 고용의 질을 구성하는 소득의 질 등의 차원들이 다차원적인 영역으로 구성되며, 고용의 질이 하위의 차원들을 정의한다기보다는 각 하위 차원들이 집합적으로 고용의 질을 구성하며, 소득의 질과 같은 하위 차원들이 개념적으로 상호 호환되거나 상관관계가 높다고 가정하기 어려우므로 반영적 모형보다는 형성적 모형에 의한 척도구성 방법에 부합하기 때문이다(Diamantopoulos and Winklhofer, 2001; MacKenzie et al., 2011). 본 연구는 형성적 모형에 의한 요인분석의 통계적 방법으로서 부분최소제곱(partial least squares, PLS) 모형을 사용하고, 이에 따른 신뢰성 및 타당성 검증방법을 사용하였다.

<표 3> 고용의 질의 차원별 형성적 요인분석 결과

차원 (요인)	하위 측정변수	평균	표준 편차	요인 1 가중치	요인 2 가중치	요인 3 가중치	VIF	효과 크기
소득의 질	평균임금 및 임금 격차	0.258	0.077	0.426***			1.302	0.323
	복리후생제도	0.335	0.193	0.470***			1.451	0.393
	모성보호제도	0.271	0.257	0.399***			1.217	0.283
고용조건 의 질	노동시간	0.606	0.265		0.635***		1.028	0.471
	노동시간의 유연성	0.257	0.213		0.438***		1.019	0.224
	고용 안정성	0.830	0.151		0.275***		1.015	0.087
	안전보건	5.760	0.625		0.431***		1.007	0.217
작업환경 의 질	공정성	0.436	0.142			0.373***	1.161	0.250
	기량 개발	0.440	0.165			0.412***	1.267	0.304
	의사소통	0.205	0.188			0.419***	1.279	0.316
	동기부여	0.327	0.237			0.269***	1.063	0.130

<표 3>은 소득의 질 등 각 차원의 측정항목별로 평균, 표준편차, 항목 가중치, 분산팽창요인(VIF), f-제곱계수에 의한 효과 크기를 정리한 것이다. 모든 하위 차원의 측정항목들이 $p < 0.001$ 수준에서 고용의 질과 유의한 관계가 있으므로 각 하위 차원에서 이들의 신뢰성 및 타당성을 나타내고 있다(MacKenzie et al., 2011). 측정항목 간의 다중공선성은 고용의 질 내의 각 차원 수준에서 내용상 중복 또는 유의하지 않을 가능성을 의미하므로 이를 측정하는 분산팽창요인(VIF)의 값을 검토하였다. 모든 분산팽창요인의 값은 2보다 작으므로 일반적인 기준을 충족하고 각 측정항목이 하위 차원을 구성하면서 항목 간의 중복에 따른 문제가 없음을 확인하였다(Hair et al., 2009). 또한 모든 측정항목의 효과크기(effect size)는 0.08보다 크므로 현실적인 유의성이 있는 변수들임을 확인하였다(Cohen, 1992). 준거관련(criterion-related) 타당성은 종속변수인 자발적 이직률, 인당 매출, 인당 부가가치와 독립변수인 소득의 질, 고용조건의 질, 작업환경의 질 간의 9가지 상관관계를 이용하여 평가하였다. 9개의 상관계수는 모두 $p < 0.05$ 수준에서 유의하며 상관계수의 크기는 평균 0.294로서 사회과학의 일반적인 효과크기를 보이므로 준거관련 타당성을 확인하였다(MacKenzie et al., 2011). 소득의 질, 고용조건의 질, 작업환경의 질의 변수를 구성하는 방법은 해당 변수들을

$(X-X_{min})/(X_{max}-X_{min})$ 의 식으로 정규화한 후 합산하여 차원별 변수를 구성하고, 차원별로 다시 정규화하여 각 변수의 범위가 최소값 0에서 최대값 1이 되도록 설정하였다.

한편, 조직 지위에 관한 선행연구는 이해관계자의 공식적인 판단 또는 평가 결과 등의 다양한 사회적 맥락과 평가 기준을 적용하여 지위 측정방법으로 사용한다(김지은·김영규, 2017). 청년 취업 지망생을 포함하여 많은 한국인은 민간기업 중에서 기업 규모가 크고, 사업경력이 오래되었으며, 주식시장에 상장한 기업이 상대적으로 좋은 일자리를 제공하며 평균 급여 수준이 높다고 간주한다(이영민·이수영·임정연, 2014; 통계청, 2019). 또한, 이러한 기업의 제품과 서비스를 상대적으로 더 신뢰하며, 기술혁신을 포함한 사회경제적인 역할과 지위를 평가하고 인정하는 편이다(김지범·강정환·김석호·김창환·박원호·이윤석·최성수·최승기·김솔이, 2019). 본 연구는 고용의 맥락에서 이와 같은 일반적인 인식과 평판을 바탕으로 조직 지위를 측정하기 위한 변수로서 사업체의 규모, 사업체의 경력 기간, 상장 여부, 평균 급여를 사용하였다. 사업체의 규모는 총종업원수를 로그변환한 값이며, 평균 급여는 대졸 신입, 과장, 부장의 급여를 평균한 값을 사용하였다. 조직 지위를 구성하는 이러한 측정항목은 각각 지위의 특정한 성격이나 속성을 의미하므로 조직 지위가 이러한 항목을 통해 발현된다고 보다는 이러한 항목들이 각각의 차원을 대표하므로 이들을 종합하면 조직 지위가 형성한다고 볼 수 있다. 달리 말해 개인 또는 가구의 소득, 교육수준, 직업 위세가 모여서 사회경제적 지위(socio-economic status)를 구성하는 것처럼, 조직 지위도 각 측정항목이 의미하는 차원을 결합하여 구성된다고 볼 수 있으므로 고용의 질과 마찬가지로 형성적 요인분석 방법을 사용하여 조직 지위 변수의 신뢰성과 타당성을 검증하였다. <표 4>는 조직 지위의 형성적 요인분석 결과이다. 모든 측정항목은 $p < 0.001$ 수준에서 요인과 유의한 관계가 있고, 모든 분산팽창요인의 값은 2보다 작으며, 모든 측정변수의 효과크기는 0.17보다 크므로 4개의 하위 차원이 조직 지위를 구성하는 구조임을 확인하였다. 이에 따라 하위 차원의 측정변수들을 [0, 1]의 범위로 정규화하고 합산하여 조직 지위 변수를 구성하였다.

<표 4> 조직 지위의 형성적 요인분석 결과

하위 측정변수	평균	표준 편차	항목 가중치	VIF	효과 크기
사업체 규모 (종업원수 로그)	4.82	1.17	0.500***	1.167	0.376
사업체의 경력 기간 (년)	24.4	15.8	0.367***	1.086	0.202
기업집단 소속여부	0.12	0.33	0.404***	1.103	0.245
상장 여부	0.07	0.26	0.344***	1.043	0.177

2. 종속변수

본 연구는 고용의 질이 조직 유효성과 성과에 미치는 영향을 분석하기 위해 자발적 이직률, 인당 매출, 인당 부가가치를 종속변수로 설정하였다. 먼저 자발적 이직률은 연도별로 자발적인 이직 인원을 총종업원수로 나눈 값이다. 인당 매출은 연도별 매출액을 총종업원수로 나눈 값이며, 매출

액은 연도별 소비자물가지수를 적용하여 조정함으로써 물가상승의 영향을 통제하였다. 인당 부가가치는 소비자물가지수를 적용한 연도별 부가가치를 총종업원수로 나눈 값을 사용하되, 부가가치는 한국은행의 산정식을 준용하여 경상이익, 인건비, 순금융비용, 임차료, 세금과공과, 감가상각비를 합산한 값을 사용하였다.

3. 통제변수

본 연구는 7개의 변수를 사용하여 고용의 질과 조직 성과 간의 관계에 영향을 미칠 수 있는 요인들을 통제하였다. 첫 번째로 지식기반은 산업분류 상의 업종이 요구하는 지식기반의 수준과 사업체가 보유한 지식수준이 사업체의 조직 성과에 미치는 영향을 통제하기 위해 사용하였다. 지식기반은 통계청의 기업활동조사 기준의 업종별 특허보유건수의 로그변환값, 업종별 매출대비 연구개발비 비율, 사업체별 총종업원수 대비 전문직 비율의 세 가지 측정변수를 각각 정규화하여 합산한 값을 사용하였다. 단, 전문직은 일반 관리직이나 사무직이 아닌 해당 직무 분야의 전문가 또는 기술직을 말한다. 두 번째로 사업체 규모는 총종업원수의 로그변환값을 사용하여 규모가 고용의 질 및 조직 성과 간의 관계에 미치는 영향을 통제하기 위해 사용하였다. 세 번째로 하도급 유무는 하도급 거래를 하지 않는 기업은 0, 거래하는 기업은 1으로 설정하여 하도급거래에 따라 고용의 질과 사업체 성과 간의 관계에 미칠 수 있는 영향을 통제하였다. 네 번째로 산업 대분류는 제조업은 1, 건설업은 2, 일반서비스업은 3, IT 및 전문서비스업은 4로 구분하여 산업에 따른 고용의 질 및 사업체 성과 차이를 통제하기 위해 사용하였다. 다섯 번째로 사업체의 업력은 사업체의 설립연도에서 각 조사연도까지의 기간을 말하며, 사업의 경력기간이 고용의 질과 성과에 미칠 수 있는 영향을 통제하였다. 여섯 번째로 비정규직 비율은 직접고용 비정규직인 기간제, 파트타임 종사자와 간접고용인 파견, 하청/용역, 일용, 특수고용 종사자수를 합산하여 총종업원에 대비한 비율을 산출하였다. 일곱 번째로 사업체 소재지가 서울, 경기, 인천에 해당하면 1, 그렇지 않으면 0으로 설정한 이항(binary)변수를 사용하여 수도권 소재 여부가 고용의 질이나 사업체 성과에 미칠 수 있는 영향을 통제하였다.

IV. 분석 결과

1. 기초 통계량

<표 5>는 본 연구의 통계분석에 사용한 모든 변수의 평균, 표준편차 등 기초통계량과 변수 간의 상관관계수 및 유의도를 나타내고 있다. 거의 모든 변수 간의 상관관계수가 유의하므로 본 연구의 통계분석모형들이 잠재적으로 유의미한 결과를 도출할 수 있을 것으로 보이며 통제변수로서 의도된 역할 역시 기대할 수 있다. <표 6>은 소득의 질, 고용조건의 질, 작업환경의 질 변수를 단순 합산하여 고용의 질을 종합적으로 나타내는 지수를 구성하고, 고용의 질이 산업 대분류와 조사 시점에

따라 평균적으로 차이가 있는지를 나타내고 있다. 고용의 질 종합지수의 총 평균은 0.417이고, 산업

<표 4> 변수의 평균, 표준편차 및 상관계수¹⁾

	변수명	평균	표준 편차	A	B	C	D	E	F	G
A	자발적 이직률	0.182	0.292							
B	인당매출	465.6	870.6	-0.080						
C	인당부가가치	93.6	168.0	-0.095	0.296					
D	소득의 질	0.000	0.136	-0.133	0.219	0.153				
E	고용조건 질	0.000	0.104	-0.009	-0.047	-0.006	-0.170			
F	작업환경 질	0.000	0.120	-0.066	0.135	0.081	0.592	-0.102		
G	고용의 질	0.000	0.079	-0.113	0.169	0.123	0.802	0.288	0.806	
H	조직 지위	0.210	0.133	-0.124	0.246	0.129	0.433	-0.072	0.277	0.357
I	지식기반	0.187	0.144	-0.040	0.018	0.006	0.127	0.017	0.084	0.121
J	사업체 규모	4.820	1.172	-0.099	0.118	0.053	0.459	-0.201	0.344	0.348
K	하도급 유무	0.302	0.459	-0.011	0.086	0.030	0.149	-0.095	0.043	0.067
L	산업 대분류	2.051	1.052	0.039	-0.127	-0.028	-0.048	0.214	0.104	0.117
M	사업체 업력	24.426	15.776	-0.117	0.086	0.038	0.152	-0.061	0.098	0.109
N	비정규직비율	0.262	1.547	0.034	0.020	0.030	-0.006	-0.054	-0.013	-0.034
O	수도권 여부	0.499	0.500	0.055	-0.025	-0.026	0.095	0.086	0.110	0.148
				H	I	J	K	L	M	N
I	지식기반			0.026						
J	사업체 규모			0.532	0.076					
K	하도급 유무			0.114	0.114	0.092				
L	산업 대분류			-0.028	-0.192	0.066	-0.196			
M	사업체 업력			0.375	-0.009	0.260	-0.021	-0.021		
N	비정규직비율			-0.005	-0.021	-0.041	0.051	0.028	-0.018	
O	수도권 여부			0.019	0.000	0.040	0.002	0.156	0.006	-0.007

1) 굵게 나타낸 계수는 $p < 0.05$ 이상의 수준에서 유의함.

별로는 IT 및 전문서비스업이 0.443로서 가장 높으며, 연도별로는 2019년의 지수가 0.427로서 가장 높다. 또한, 연도별 고용의 질 지수의 평균은 최근 20여 년 동안 최저임금의 상승, 고용조건, 산업 안전과 보건 등에 관련한 법규와 제도의 점진적인 개선 등에도 불구하고 거의 변하지 않았다. 한편, 연도별 고용의 질의 표준편차는 점차 증가하고 있으므로 사업체 간의 고용의 질 격차는 점차 커지고 있다고 볼 수 있다. 산업별로는 제조업과 건설업이 일반, IT, 전문서비스업보다 고용의 질 수준이 낮으며, 이는 최근 들어 IT 및 전문서비스업이 고용과 성장 측면에서 성과를 보임에 기인한다고 판단된다. 그리고 고용의 질의 표준편차 역시 IT서비스업에서 가장 높으므로 IT서비스업 내에서의 고용의 질 격차가 상대적으로 가장 크다고 할 수 있다. 제조업은 고용의 질 평균이 상대적으로 낮지만, 연도별 변화도 거의 없어 표준편차도 작으며, 이는 최근 들어 제조업의 성장이 정체되어 고용의 질도 정체 수준임을 나타내고 있다.

<표 5> 패널조사 연도별, 산업대분류별 고용의 질 평균¹⁾

연도/산업	제조업	건설업	일반 서비스	IT, 전문 서비스	평균	표준편차
2005년	0.411	0.411	0.425	0.440	0.419	0.014
2007년	0.409	0.397	0.440	0.438	0.422	0.021
2009년	0.402	0.397	0.421	0.432	0.412	0.016
2011년	0.399	0.391	0.432	0.452	0.416	0.028
2013년	0.394	0.387	0.424	0.420	0.407	0.018
2015년	0.401	0.417	0.433	0.442	0.418	0.018
2017년	0.400	0.401	0.432	0.445	0.417	0.022
2019년	0.407	0.400	0.444	0.471	0.427	0.033
평균	0.403	0.400	0.432	0.443	0.417	0.021
표준편차	0.006	0.010	0.008	0.015	0.006	

1) 모든 연도별, 산업별 평균은 패널가중치를 적용하여 산출하였음

2. 패널회귀분석

1. 고용의 질과 조직 성과

본 연구에서 사용한 사업체패널 데이터는 8회 차에 걸친 자료이므로 상대적으로 기간이 짧고, 종속변수, 독립변수, 조절변수는 고용의 질, 사업체의 생산성, 부가가치율, 조직의 지위 등이므로 시간 흐름에 따른 변화량이 많지 않을 것으로 판단된다. 따라서 사업체 내에서 시간 흐름에 따른 변량(within)만을 사용하는 고정효과(fixed effects) 모형보다는 사업체 내의 변량과 사업체의 기간 평균(between)에 의한 변량을 가중 평균하여 사용하는 확률효과모형이 적합하다고 판단된다(Bell et al., 2019). <표 6>에서 모든 통계모형이 사업체 내의 변량(within)에 의한 결정계수보다 사업체의 연도 평균(between)에 의한 결정계수가 압도적으로 크다는 사실이 확률효과모형을 선택한 판단의 타당성을 뒷받침해주고 있다. 확률효과모형과 일반적 최소제곱(OLS) 모형 간의 검정(Breusch and Pagan multiplier test) 결과는 모두 $p < 0.001$ 수준에서 유의하므로 모든 관측치를 대상으로 일반적 최소제곱법(OLS)을 적용하는 모형보다 패널 구조하에서의 확률효과모형이 적절함을 확인하였다. 또한, 패널조사의 연도별로 8개의 더미 변수를 사용하여 연도별로 존재할 수 있는 경제적 환경 변화의 영향을 통제하였다. 그리고 모든 회귀 계수의 유의성 검정은 사업체 간 이질성에 의한 편의를 완화하는 강건(robust) 표준 오차를 사용하였다. 한편, 분석결과의 해석 편의를 위해 소득의 질, 고용조건의 질 및 작업환경의 질 변수는 각 변수의 평균값에서 개별 변수값을 뺀 중심화(centering) 처리를 추가하였다. 따라서 각 종속변수의 절편은 소득의 질, 고용조건의 질, 작업환경의 질이 평균 수준일 때 각 종속변수의 추정치 평균을 의미한다.

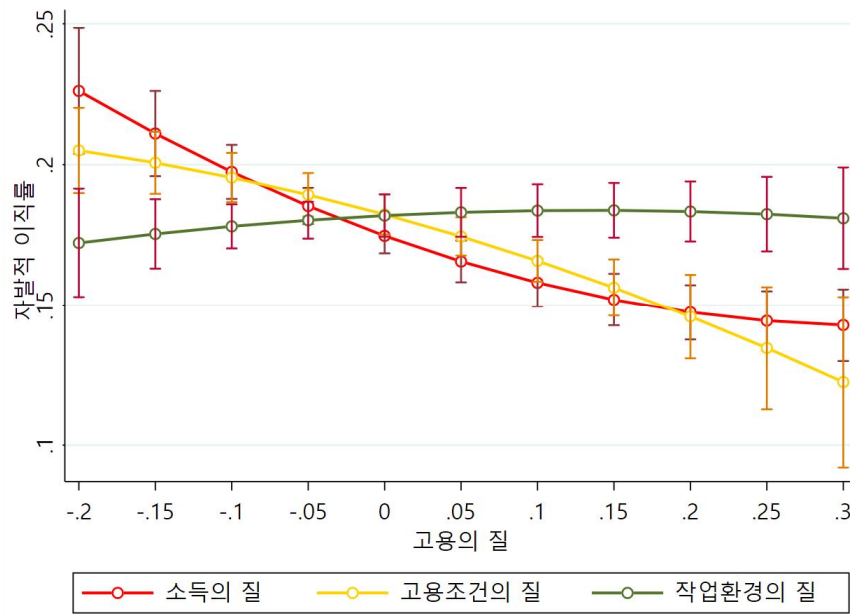
<표 6>은 사업체의 자발적 이직률을 포함한 조직 성과와 소득의 질, 고용조건의 질, 노동환경의

<표 6> 고용의 질과 조직 성과 간의 패널회귀분석 결과

변수명	자발적 이직률 Q1	자발적 이직률 Q1	인당 매출 S1	인당 매출 S2	인당 부가가치 V1	인당 부가가치 V2
절편(intercept)	0.272***	0.269***	474.973***	471.221***	109.651***	108.834***
2007년 더미	-0.011	-0.012	10.469	8.175	2.296	1.982
2009년 더미	-0.047***	-0.048***	77.838***	75.023**	0.864	0.569
2011년 더미	-0.017	-0.018	111.151***	108.495***	-0.808	-1.149
2013년 더미	-0.016	-0.017	80.650*	79.032*	-17.575***	-17.819***
2015년 더미	-0.037**	-0.037**	-36.397	-39.809	-2.935	-3.430
2017년 더미	0.005	0.004	-19.406	-23.322	6.336	5.801
2019년 더미	0.002	0.001	-43.068	-46.325	-10.764*	-11.279*
사업체 지위	-0.071**	-0.073**	886.305***	886.186***	105.880***	105.736***
지식기반	-0.027	-0.025	-11.676	-8.124	0.913	1.453
사업체 규모	-0.012*	-0.012*	-23.335	-23.359	-5.863*	-5.876*
하도급 유무	0.006	0.006	51.939**	52.172**	0.787	0.757
산업 대분류	0.009**	0.009**	-89.840***	-89.517***	-4.789*	-4.767*
사업체 업력	-0.002***	-0.002***	1.601*	1.603*	0.018	0.018
비정규직비율	0.005	0.005	7.915***	7.723***	2.831	2.784
수도권 여부	0.038***	0.038***	-23.877	-21.928	-9.339*	-9.099*
소득의 질	-0.163***	-0.197***	309.947***	323.568***	146.912***	147.230***
고용조건의 질	-0.143***	-0.148***	57.023	48.192	29.149	28.803
작업환경의 질	0.023	0.028	146.116*	108.822	-11.969	-16.804
소득의 질 ²		0.301*		-149.129		-12.258
고용조건의 질 ²		-0.173		-189.169		6.814
작업환경의 질 ²		-0.104		625.791		85.607
Wald검정-카이제곱	374.3***	382.8***	357.8***	361.5***	178.5***	178.9***
카이제곱 차이		8.5*		3.7		0.5
결정계수-급간(between)	0.058	0.061	0.116	0.117	0.059	0.059
결정계수-급내(within)	0.008	0.008	0.002	0.003	0.001	0.001
결정계수-전체(overall)	0.040	0.041	0.093	0.094	0.035	0.035
표본 수-개인.년	15312	15312	11829	11829	9268	9268

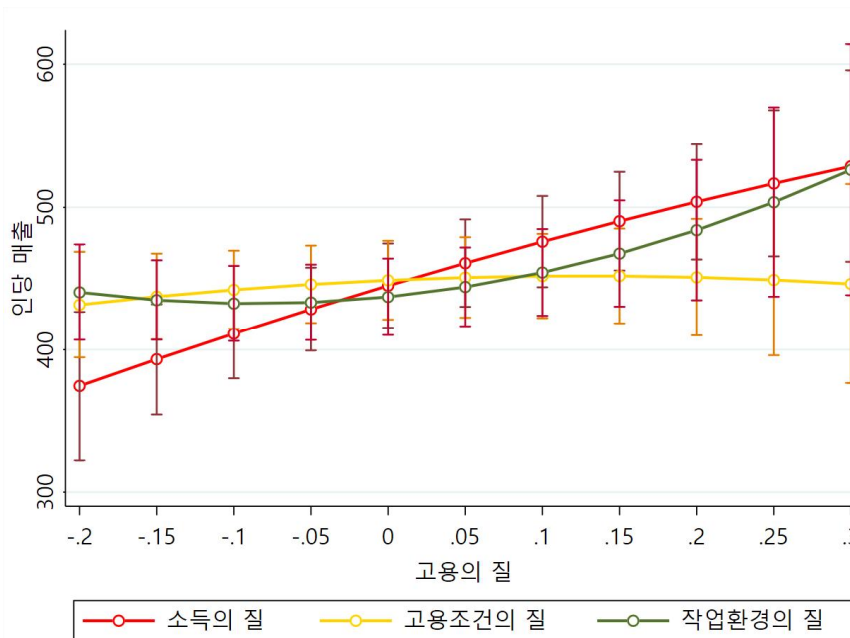
+: p<0.1, *: p<0.05, **: p<0.01, ***: p<0.001

질의 관계를 패널 회귀분석한 결과이다. 자발적 이직률과 고용의 질의 3가지 차원 간의 선형적 관계를 가정한 모형 Q1에서 소득의 질 계수는 p<0.001 수준에서 음(-)의 방향으로 유의하였다. 즉, 사업체의 소득의 질 수준이 시간에 따라 높아지면 자발적 이직률이 감소함을 나타낸다. 또한, 모형 Q1에서 고용조건의 질은 p<0.001 수준에서 음(-)의 방향으로 유의하였으며, 사업체의 고용조건이 좋아지면 자발적 이직률이 줄어들고 있음을 검증하였다.

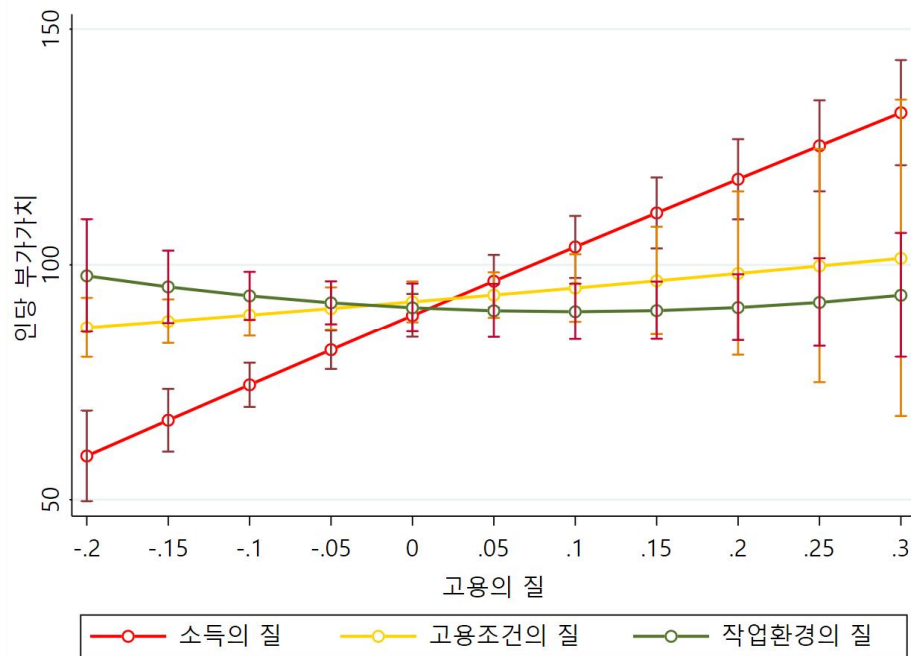


<그림 1> 고용의 질이 자발적 이직률에 미치는 영향

사회과학 분야의 연구들은 변수 간의 관계를 심층적으로 이해하기 위해 비선형적인(non-linear) 관계를 상정하여 분석하는 연구방법을 종종 사용하고 있다(Haans, Pieters, and He, 2016). 특히 비선형적인 관계 중에서 U자형 또는 역 U자형 관계를 분석하기 위한 2차 방정식 형태(quadratic form), 또는 다항 회귀분석(polynomial regression) 모형을 사용하는 연구가 늘어나고 있다(Haans, Pieters, and He, 2016). 본 연구에서도 고용의 질과 성과 변수 간의 관계, 예를 들어 소득의 질과



<그림 2> 고용의 질이 인당 매출에 미치는 영향



<그림 3> 고용의 질이 인당 부가가치에 미치는 영향

자발적 이직률 간의 관계는 선형적인 증감이 아닌 선형적인 증가율이 감소하거나 증가함으로써 로그 함수 형태를 보이거나 지수(exponential) 함수적인 형태로 나타날 수 있다. 따라서 본 연구는 모든 고용의 질에 관한 변수의 제곱항을 추가하여 분석하였으며, 그 결과 <표 6>의 모형 Q2에서 소득의 질의 제곱항 변수는 양(+)의 방향으로 유의하게 나타났다. 이러한 비선형적인 관계를 효과적으로 설명하기 위해 <그림 1>은 소득의 질, 고용조건, 작업환경의 질이 자발적 이직률에 미치는 효과의 추정치를 하나의 도표로 종합하여 나타내고 있다. 이 그림은 <표 6>의 분석결과에서 확인할 수 있는 것처럼 소득의 질의 효과가 자발적 이직률에 대해 로그함수적인 감소의 패턴을 보여주고 있다. 또한, 고용조건, 작업환경의 질의 1차 선형항은 음(-)의 방향으로 유의하고 2차 제곱항은 유의하지 않으나 음(-)의 방향이므로 <그림 2>에서 고용조건, 작업환경의 질이 자발적 이직률에 미치는 영향은 지수함수적인 감소의 패턴임을 나타낸다. 한편, 작업환경의 질이 자발적 이직률에 미치는 1차항 및 2차항은 모두 유의하지 않고 효과크기도 작으므로 매우 약한 증가의 패턴임을 나타내고 있다. 정리하면 고용의 질은 소득의 질, 고용조건, 작업환경의 질의 3가지 하위 차원별로 자발적 이직률에 대해 서로 상당히 다른 관계임을 보여주고 있다. 그리고 <표 7>에서 소득의 질, 고용조건, 작업환경의 질을 합산한 고용의 질이 자발적 이직률에 미치는 영향은 $p < 0.001$ 의 수준에서 유의한 음(-)의 효과가 있다. 따라서 고용의 질의 각 차원을 분석한 <표 6>의 결과와 고용의 질을 종합지수 형태로 설정하여 분석한 <표 7>의 결과를 종합하면 가설 1이 지지되었다.

<표 6>의 모형 S1에서 소득의 질이 인당 매출에 미치는 선형적인 영향은 $p < 0.001$ 수준에서 유의한 정(+)의 효과를 보이며, 작업환경의 질이 미치는 영향은 $p < 0.05$ 수준에서 유의한 정(+)의 효과를 나타내고 있다. 그리고 모형 S2에서 고용의 질의 하위 차원 변수를 제곱한 2차항의 계수는

모두 유의하지 않았다. <그림 2>는 소득의 질, 고용조건, 작업환경의 질이 인당 매출에 미치는 비선형적인 영향을 나타내고 있으며, 2차항을 고려하더라도 고용조건, 작업환경의 질의 효과는 미미하고 소득의 질의 효과는 유의하지 않지만 지수함수적 증가의 패턴이 있음을 확인하였다. 그리고 <표 7>에서 소득의 질, 고용조건, 작업환경의 질을 합산한 고용의 질이 인당 매출에 미치는 영향은 $p < 0.001$ 의 수준에서 유의한 양(+)의 효과가 있다. 따라서 고용의 질의 각 차원이 인당 매출에 미치는 영향을 분석한 <표 6>의 결과와 <표 7>의 결과를 종합하면 종속변수가 인당 매출일 때 가설 2가 지지되었다.

<표 6>의 모형 V1에서 소득의 질이 인당 부가가치에 미치는 영향은 $p < 0.001$ 수준에서 유의한 정(+)의 효과를 나타내고 있다. 그리고 고용의 질의 하위 차원 변수를 제공한 2차항의 계수는 모두 유의하지 않았다. <그림 3>은 소득의 질, 고용조건, 작업환경의 질이 인당 부가가치에 미치는 비선형적인 영향을 나타내고 있으며, 소득의 질 효과는 2차항을 고려하더라도 거의 선형적이고, 고용조건, 작업환경의 효과는 2차항을 고려하더라도 미미함을 확인하였다. 그리고 <표 7>에서 소득의 질, 고용조건, 작업환경의 질을 합산한 고용의 질이 인당 부가가치에 미치는 영향은 $p < 0.001$ 의 수준에서 유의한 양(+)의 효과가 있다. 따라서 고용의 질의 각 차원이 인당 부가가치에 미치는 영향을 분석한 <표 6>의 결과와 <표 7>의 결과를 종합하면 종속변수가 인당 부가가치일 때 가설 2가 지지되었다.

2. 조직 지위의 조절효과

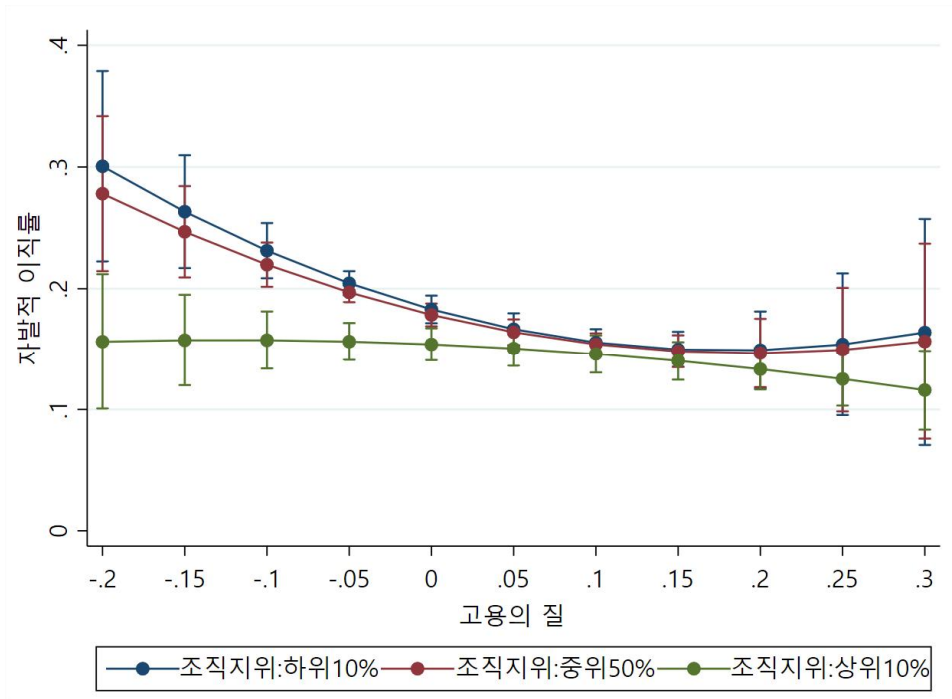
<표 7>은 고용의 질과 조직의 운영성과 간의 관계에서 조직 지위의 조절효과를 분석한 결과이다. 자발적 이직률에 대한 모형 Q3에서 고용의 질 효과는 $p < 0.001$ 수준에서 음(-)의 방향으로 유의하며, 조직 지위의 효과 역시 $p < 0.001$ 수준에서 음(-)의 방향으로 유의하였다. 고용의 질, 제공항 및 고용의 질과 조직 지위 간의 상호작용항을 포함한 모형 Q4에서 고용의 질 1차항과 조직 지위 간의 상호작용항은 $p < 0.05$ 수준에서 유의하였다. 그리고 고용의 질 X 조직 지위의 상호작용항과 고용의 질의 제공항 X 조직 지위의 상호작용항이 모두 0이라는 귀무가설을 검정한 결과는 $p < 0.01$ 수준에서 유의하므로 고용의 질과 조직 지위 간의 상호작용이 존재함을 검증하였다. <그림 4>는 모형 Q4의 결과를 바탕으로 고용의 질의 제공항을 포함하여 조직 지위의 조절효과를 나타낸 것이며, 조직 지위의 백분위수를 기준으로 하위 10%, 중위 50%, 상위 10%의 값을 적용하였다. 먼저 고용의 질과 자발적 이직률 간의 관계는 지수함수적 감소의 패턴을 보이므로 고용의 질이 개선될수록 자발적 이직률은 감소하되 고용의 질이 일정 수준을 넘어서면 감소의 속도, 즉 감소율이 줄어들면서 효과크기가 감소함을 보여주고 있다. 그리고 조직 지위가 높은 사업체는 전반적으로 감소율이 낮은 반면, 조직 지위가 낮은 사업체는 감소율이 높음을 나타낸다. 즉, 고용의 질이 자발적 이직률을 감소시키는 효과는 조직 지위가 높아질수록 줄어들고 있음을 검증하였다. 이로써 종속변수가 자발적 이직률일 때 고용의 질이 조직 운영성과에 미치는 영향은 조직 지위에 따라 달라지며, 조직 지위가 높을수록 고용의 질이 미치는 영향은 감소한다는 가설 3이 지지되었다.

<표 7> 고용의 질-조직 성과의 관계에서 조직 지위의 조절효과 분석결과

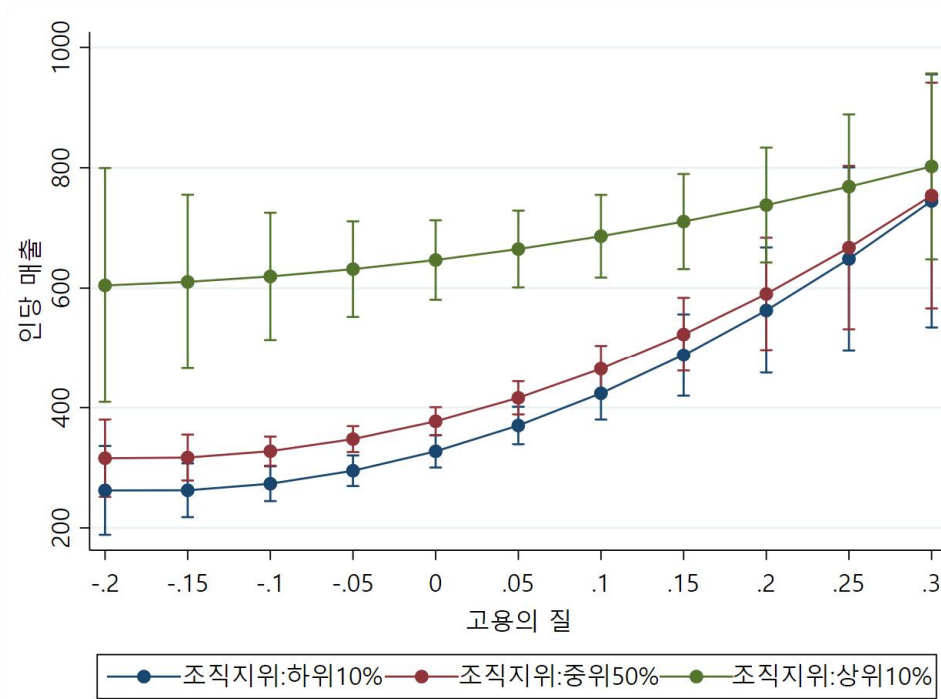
변수명	자발적 이직률 Q3	자발적 이직률 Q4	인당 매출 S3	인당 매출 S4	인당 부가가치 V3	인당 부가가치 V4
절편(intercept)	0.269***	0.258***	469.124***	464.857***	109.351 ***	104.423***
2007년 더미	-0.006	-0.007	6.352	5.966	-2.074	-2.449
2009년 더미	-0.043***	-0.044***	72.050**	72.710**	-3.725	-3.840
2011년 더미	-0.011	-0.012	105.082***	105.951***	-6.565	-6.687
2013년 더미	-0.013	-0.014	76.858*	77.401*	-20.827 ***	-21.377***
2015년 더미	-0.038***	-0.039***	-54.337	-51.689	-10.325	-10.176
2017년 더미	0.003	0.002	-37.646	-37.157	-0.271	-0.793
2019년 더미	0.000	-0.002	-60.727*	-59.413*	-17.544 ***	-17.754***
지식기반	-0.026	-0.024	-9.063	-13.371	0.310	0.647
사업체 규모	-0.011*	-0.010	-19.219	-22.367	-4.458	-4.994
하도급 정도	0.006	0.005	54.452**	55.438**	2.084	2.229
산업 대분류	0.010***	0.010***	-93.499***	-94.761***	-6.338 ***	-6.374***
사업체 업력	-0.002***	-0.002***	1.689*	1.530	0.040	0.036
비정규직비율	0.005	0.005	8.576***	8.586***	3.097	2.912
수도권 여부	0.037***	0.038***	-25.941	-26.485	-10.059 *	-9.785*
고용의 질	-0.254***	-0.489***	579.370***	895.047***	185.413 ***	174.118*
조직 지위	-0.077**	-0.090**	896.965***	998.313***	116.105 ***	137.367***
고용의 질^2		1.490		2657.811*		1229.701**
고용의 질 X 조직지위		1.002*		-1305.044		24.317
고용의 질^2 X 조직지위		-4.005		-4751.216		-2751.769*
Wald검정-카이제곱	349.2***	368.9***	351.4***	362.5***	156.6 ***	164.9***
카이제곱 차이		19.7***		11.0*		8.3*
결정계수-급간(between)	0.054	0.057	0.113	0.114	0.051	0.051
결정계수-급내(within)	0.008	0.008	0.002	0.003	0.001	0.001
결정계수-전체(overall)	0.037	0.039	0.092	0.093	0.030	0.032
표본 수-개인.년	15312	15312	11829	11829	9268	9268

+: p<0.1, *: p<0.05, **: p<0.01, ***: p<0.001

인당 매출에 대한 모형 S3에서 고용의 질 효과는 p<0.001 수준에서 양(+)의 방향으로 유의하며, 조직 지위의 효과 역시 p<0.001 수준에서 양(+)의 방향으로 유의하였다. 고용의 질 제곱항 및 고용의 질과 조직 지위 간의 상호작용항을 포함한 모형 S4에서 고용의 질 X 조직 지위의 상호작용항과 고용의 질의 제곱항 X 조직 지위의 상호작용항이 모두 0이라는 귀무가설을 검정한 결과는 p<0.05 수준에서 유의하므로 고용의 질과 조직 지위 간의 상호작용이 존재함을 검증하였다. <그림 5>는 모형 S4의 결과를 바탕으로 고용의 질의 제곱항을 포함하여 조직 지위의 조절효과를 나타낸 것이며, 고용의 질과 인당 매출 간의 관계는 지수함수적인 증가의 패턴을 보이므로 고용의 질이



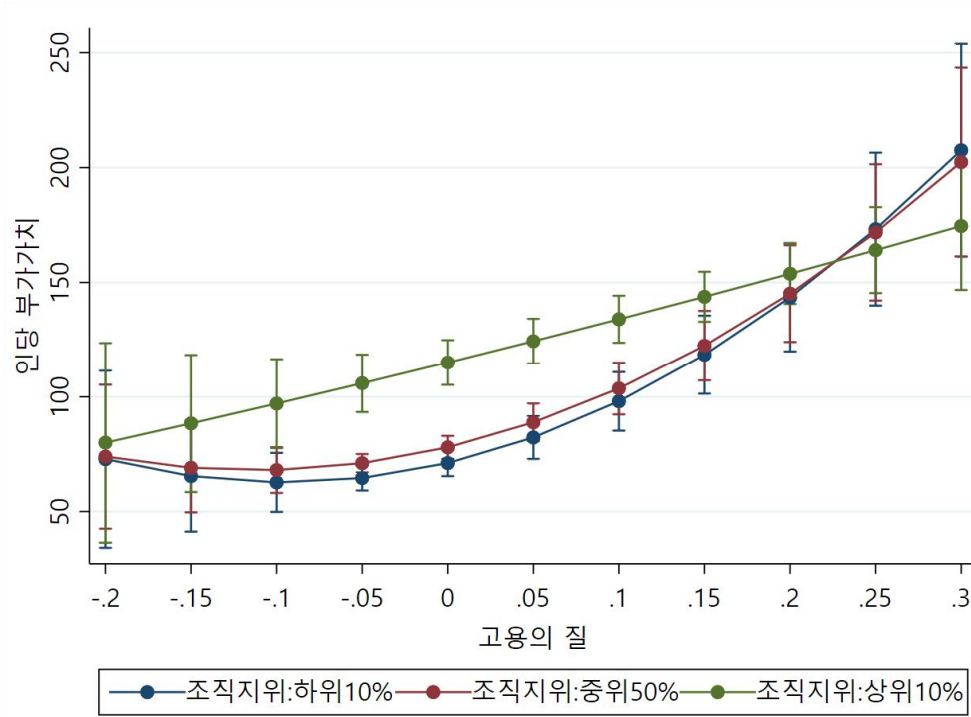
<그림 4> 고용의 질-자발적 이직률 간의 관계에서 조직 지위의 조절효과



<그림 5> 고용의 질-인당 매출 간의 관계에서 조직 지위의 조절효과

개선될수록 인당 매출은 증가하되 증가율이 계속 상승함을 보여주고 있다. 그리고 조직 지위가 높은 사업체는 전반적으로 증가율이 낮은 반면, 조직 지위가 낮은 사업체는 증가율이 높음을 나타낸

다. 즉, 고용의 질이 인당 매출을 증가시키는 효과는 조직 지위가 높아질수록 줄어들고 있음을 검증하였다. 이로써 종속변수가 인당 매출일 때 고용의 질이 조직 운영성과에 미치는 영향은 조직 지위가 높아질수록 감소한다는 가설 3이 지지되었다.



<그림 7> 고용의 질-인당 부가가치 간의 관계에서 조직 지위의 조절효과

인당 부가가치에 대한 모형 V3에서 고용의 질 효과는 $p < 0.001$ 수준에서 음(-)의 방향으로 유의하며, 조직 지위의 효과 역시 $p < 0.001$ 수준에서 음(-)의 방향으로 유의하였다. 그리고 고용의 질의 제곱항과 조직 지위 간의 상호작용항은 $p < 0.05$ 수준에서 음(-)의 방향으로 유의하였다. 또한, 고용의 질 제곱항 및 고용의 질과 조직 지위 간의 상호작용항을 포함한 모형 S4에서 고용의 질 X 조직 지위의 상호작용항과 고용의 질의 제곱항 X 조직 지위의 상호작용항이 모두 0이라는 귀무가설을 검정한 결과는 $p < 0.05$ 수준에서 유의하므로 고용의 질과 조직 지위 간의 상호작용이 존재함을 검증하였다. <그림 6>은 모형 V4의 결과를 바탕으로 고용의 질의 제곱항을 포함하여 조직 지위의 조절효과를 나타낸 것이며, 고용의 질과 인당 매출 간의 관계는 지수함수적 증가의 패턴을 보이므로 고용의 질이 개선될수록 인당 부가가치는 증가하되 증가율이 계속 상승하는 패턴을 보인다. 그리고 조직 지위가 높은 사업체는 전반적으로 인당 부가가치의 증가율이 낮지만, 조직 지위가 낮은 사업체는 증가율이 높음을 나타낸다. 즉, 고용의 질이 인당 부가가치를 증가시키는 효과는 조직 지위가 높아질수록 줄어들고 있음을 검증하였다. 이로써 종속변수가 인당 부가가치일 때 고용의 질이 조직 운영성과에 미치는 영향은 조직 지위가 높을수록 감소한다는 가설 3이 지지되었다.

V. 토의 및 결론

1. 분석결과의 토의

본 연구는 소득의 질, 고용조건, 작업환경의 질로 구성되는 고용의 질이 조직의 운영성과, 즉 자발적 이직률과 인당 매출 및 인당 부가가치에 미치는 효과를 분석하였다. 사업체패널의 1차에서 8차까지 조사된 원자료를 이용한 종단적 패널 회귀분석의 결과는 다음과 같다. 첫째, 소득의 질은 조직의 운영성과에 모두 긍정적이고 선형적인 효과가 있음을 검증하였다. 즉, 평균 소득, 복리후생 및 모성보호 제도로 구성된 소득의 질이 높아지면 자발적 이직률이 감소하고, 인당 매출 및 인당 부가가치가 증가하고 있음을 확인하였다. 둘째, 고용조건은 자발적 이직률에 긍정적이고 선형적인 효과가 있음을 검증하였다. 즉, 종업원의 평균적인 노동시간이 상대적으로 짧고, 종업원 관점에서 노동시간의 사용이 유연하며, 장기간 정규직으로 고용조정 없이 일할 수 있고, 작업 안전과 보건의 지원 수준이 높으면 자발적 이직률이 선형적으로 감소하였다. 그러나 고용조건은 인당 매출과 인당 부가가치에 미치는 효과는 검증되지 않았다. 본 연구는 추가로 소득의 질과 작업환경의 질 변수를 통계모형에서 제외하고 고용조건은 단독으로 투입, 분석하여도 그 효과는 유의하지 않았다. 이는 고용조건은 소득의 질 및 작업환경의 질의 효과와 중첩되지 않으며, 고용조건 개선만으로는 자발적 이직률을 감소시킬 수 있지만, 인당 매출이나 인당 부가가치 등의 운영성과에 독립적으로 기여하지는 못함을 의미한다. 셋째, 작업환경의 질은 인당 매출에 긍정적이고 선형적인 효과가 있음을 검증하였다. 즉, 공정하고 평등한 조직 운영, 종업원의 기량 개발, 수직적 의사소통, 작업의 자율성과 의사결정 참여 등으로 구성되는 작업환경의 질이 선형적으로 향상될수록 인당 매출, 즉 조직의 생산성이 높아짐을 확인하였다. 그러나 작업환경의 질이 자발적 이직률과 인당 부가가치에 미치는 효과는 검증되지 않았다. 단, 소득의 질 변수를 제외하고 분석한 결과 작업환경의 질은 자발적 이직률을 감소시키며 인당 부가가치를 증가시키는 긍정적이고 선형적인 효과가 있음을 확인하였다. 즉, 작업환경의 질의 효과는 소득의 질 효과가 누락된 모형에서는 조직 운영성과에 유의한 효과크기를 보일 수 있지만, 소득의 질 효과와 동시에 분석하면 효과가 중첩되어 결과적으로 소득의 질 효과로 흡수된다고 볼 수 있다. 넷째, 소득의 질, 고용조건, 작업환경의 질을 합산한 고용의 질이 높아질수록 자발적 이직률이 낮아지고 인당 매출과 인당 부가가치가 증가하는 선형적인 효과가 있음을 검증하였다. 또한, 고용의 질과 조직 운영성과 간의 관계는 모두 지수함수적 증가의 형태로서 고용의 질이 높아질수록 자발적 이직률은 급격히 감소하고 인당 매출과 인당 부가가치는 급격히 증가함을 확인하였다. 다섯째, 고용의 질과 조직 운영성과 간의 관계는 조직 지위에 따라 달라짐을 확인하였다. 즉, 조직 지위가 높을수록 고용의 질이 자발적 이직률을 감소시키는 효과가 약화되고, 인당 매출과 인당 부가가치를 증가시키는 효과가 줄어들고 있음을 검증하였다.

2. 이론적 시사점

본 연구의 이론적 시사점은 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 고용의 질을 측정하는 국제적인 프레임워크를 바탕으로 사업체패널의 원자료를 이용하여 소득의 질, 고용조건, 작업환경의 질이라는 3가지 차원으로 고용의 질을 측정하고, 고용의 질이 조직의 성과에 미치는 영향을 분석하였다. 한국에서 고용의 질을 측정하는 프레임워크를 제시하거나 고용의 질이 개인과 조직에 미치는 영향을 분석한 연구는 간헐적으로 존재하였고 최근 들어 점진적으로 늘어나는 추세이다(방하남·이영민·김기현·김한준·이상호, 2007; 박현정, 2010; 이영민·이동진, 2011; 김경숙, 2015; 김범식·황민영·김묵한, 2015; 옥지호·박오원, 2019). 그러나 전국적인 패널조사를 기반으로 사업체에 관한 광범위한 설문 조사자료를 활용하여 고용의 질이 3가지의 하위 차원으로 구성됨을 통계적으로 검증하고, 포괄적인 고용의 질 지수를 제시하여 종단적으로 분석한 연구는 매우 드물다. 본 연구는 사업체 수준에서 고용의 질을 측정하는 프레임워크를 제시하고 고용의 질의 각 하위 차원뿐만 아니라 종합적인 고용의 질 지수가 다양한 조직 운영성과에 긍정적인 효과가 있음을 실증하였다는 의의가 있다.

둘째, 본 연구는 고용의 질을 구성하는 3가지 차원, 즉 소득의 질, 고용조건, 작업환경의 질이 자발적 이직률, 인당 매출, 인당 부가가치 등의 조직 운영성과에 미치는 영향이 서로 다를 것을 발견하였다. 소득의 질은 자발적 이직률을 줄이고 인당 매출과 인당 부가가치를 증가시키는 긍정적이고 선형적인 영향이 있으며, 고용조건은 자발적 이직률을 감소시키는 긍정적이고 선형적인 효과가 확인되었다. 또한, 작업환경의 질은 인당 매출을 증가시키는 효과가 있음을 검증하였다. 한편, 작업환경의 질은 소득의 질 효과를 통제하지 않았을 때만 자발적 이직률과 인당 부가가치에 긍정적이고 선형적인 효과가 있음을 발견하였다. 이는 작업환경의 질 효과가 소득의 질 효과와 중첩되어 소득의 질 효과를 통제하면 작업환경의 질만의 독립적인 효과가 없음을 의미한다. 고용의 질 또는 인적자원관리에 관한 부분적인 측정변수로서 조직의 공정성, 기량 개발을 위한 교육훈련, 수직적 의사소통의 활성화, 작업의 자율성과 의사결정 참여 등이 높아지면 조직성과가 향상된다는 연구는 드물지 않다(오혜, 2017; 김민경·나인강, 2012; 오주연·이동진, 2015; 윤필현·한주희, 2012). 그러나 본 연구는 소득의 질 및 고용조건, 작업환경의 질이라는 변수가 통제되면 작업환경의 질의 조직성과에 대한 독립적인 효과는 나타나기 어려움을 시사한다. 즉, 고용의 질을 종합적으로 측정, 분석하지 않으면 변수 누락에 의한 편의(bias), 또는 겉보기에 그럴듯한(spurious) 효과가 나타날 수 있음을 시사하고 있다.

셋째, 고용의 질이 자발적 이직률과 인당 매출 및 인당 부가가치를 증가시키는 관계에서 조직 지위는 고용의 질 효과를 완화하는 조절의 기제로 작용함을 발견하였다. 본 연구는 고용의 질이 구성원의 기량과 능력 수준을 높이고 동기를 부여하여 조직성과에 기여함을 실증하였다. 또한, 고용의 질에 포함되는 조직의 정책과 제도는 상징과 의미를 담은 메시지를 전달함으로써 조직의 사회적 관계와 분위기를 형성하여 간접적으로 조직성과에 긍정적인 영향을 미치고 있음을 보여주었다. 조직 지위가 고용의 질 효과를 부정적으로 조절한다는 본 연구의 발견은 조직 지위에 의해 외부에서 확보한 자원 및 지식과 고용의 질을 통해 축적되는 자원 및 지식 간에 중복이 발생하여 상쇄될 수 있음을 의미한다. 또한, 고용의 질로부터 기대할 수 있는 조직 내의 역동적인 사회적 관계

와 분위기가 조직 지위가 높아짐에 따라 약화되거나, 조직 지위가 해당 사업체 내에 이미 자리 잡은 사회적 구조 및 분위기와 어긋나게 작용할 수 있음을 시사한다. 조직 지위와 고용의 질 간의 상호작용에 관한 본 연구의 발견은 조직 지위가 일종의 부채 또는 부담으로 작용할 수 있다는 선행연구 결과와 맥락을 같이한다고 볼 수 있다(Bothner, Kim, & Smith, 2012). 한편, 본 연구 결과를 달리 해석하면 조직 지위가 낮은 사업체는 고용의 질을 높여서 얻을 수 있는 효과크기가 상대적으로 크므로 이러한 사업체가 소득, 고용조건, 작업환경의 질을 높이는 제도를 강화함으로써 조직의 운영성과를 향상할 기회가 많다는 것이다.

3. 정책적 시사점

본 연구는 고용의 질을 높임으로써 자발적 이직률이 감소하고 생산성과 부가가치의 증가를 포함하여 사업체의 운영성과가 높아진다는 결론을 도출하였다. 또한, 조직 지위가 낮은 중소기업, 벤처기업, 신생기업 등이 고용의 질 향상을 통해 얻을 수 있는 효과가 조직 지위가 높은 대기업 등에 비해 더 크다는 결론을 얻었다. 그렇다면 첫째, 고용의 질을 체계적으로 측정할 프레임워크를 정비하고 지속적, 정기적으로 측정하여 환류함으로써 기업이 고용의 질을 높이고 산업 전반의 성과가 늘어날 수 있도록 환경과 여건을 조성하는 정책적 지원이 중요하다고 판단된다. 즉, 한국의 상황과 여건을 반영한 고용의 질 프레임워크를 개발하고 정기적이고 체계적으로 이를 조사하여 관련 학문의 발전과 실천적인 정책의 개발을 위해 활용할 필요가 있다. 한국의 노동정책은 여전히 고용의 양적 확대에 치중하고 있으며, 고용의 질은 정책 목표로 공식적으로 상정되지 않고 부분적이고 개념적인 수사에 그치고 있다. 이는 고용의 질에 대한 공식적이고 일관된 논의체계 또는 고용의 질에 대한 체계적인 프레임워크가 없기 때문이라고 할 수 있다. 따라서 고용의 질에 관한 체계적인 측정과 조사를 통해 개선의 방향과 내용을 도출하여 관련 정책의 목표 설정과 관리를 뒷받침하는 정책의 실행이 필수적이다. 동시에 고용의 질에 관한 국제적인 비교 및 분석을 통해 상당한 통찰과 함의를 도출, 정책에 반영하여 활용할 수 있을 것이다. 둘째, 정기적으로 조사, 분석된 고용의 질 정보는 기업을 포함한 조직에서 고용의 질을 높이기 위한 자가진단이나 평가 도구로 활용될 수 있다. 분석결과와 시사점에서 설명한 것처럼 고용의 질은 단순히 소득이 높은 정규직 일자리만을 의미하지 않으며, 작업환경의 질이 상당한 역할을 하고 있다는 사실에 주목해야 한다. 따라서 소득의 질, 고용조건, 작업환경의 질 간의 균형을 이루면서 개선한 사례를 발굴하고 공유하며 다양한 환경의 조직을 대상으로 고용의 질 개선을 도와주는 전담조직의 구성과 운영이 필요하다고 판단된다.

4. 연구의 한계와 향후방향

본 연구는 한국노동연구원의 사업체패널 데이터를 바탕으로 OECD와 UNECE의 프레임워크를 적용하여 고용의 질을 소득의 질, 고용조건, 작업환경의 질로 구분하여 정의하고 효과를 분석

하였다. 또한, 종단적 데이터를 이용하여 연구 결과의 신뢰성과 인과성을 높이고 있으나, 다음과 같은 한계가 존재하므로 이를 바탕으로 향후 연구 방향을 제시할 수 있다. 첫째, 본 연구는 사업체패널의 전체 데이터를 활용하는 과정에서 2015년 이후에만 조사된 항목, 예를 들어 작업현장에서 재해 또는 안전보건 상의 리스크 정도, 안전보건에 관련한 관리체도와 운영의 수준 등은 사용하지 못하였다. 또한, 사업체 내의 급여 격차, 종사상 지위에 따른 고용 안정성의 측정도 2015년 이전과 이후의 설문 항목 구성이 달라짐에 따라 충분한 변수구성에 한계가 있었다. 향후 패널 차수가 늘어나면 2015년 이후의 자료를 바탕으로 고용의 질의 측정 정확도와 비교 가능성을 높일 수 있을 것이다. 둘째, 본 연구는 고용의 질이 자발적 이직률, 인당 매출, 인당 부가가치를 포함하는 조직의 운영성과에 미치는 효과를 분석하였다. 그렇지만 고용의 질이 조직 몰입, 직무 만족, 조직시민행동과 같은 조직 효과성 변수를 매개하여 조직역량과 운영성과에 미치는 경로에 구조적으로 접근하면 더욱 심층적으로 고용의 질의 역할과 효과에 관한 이론을 구축하고 실무적인 시사점을 제시할 수 있을 것이다. 또한, 본 연구에서 사용한 운영성과의 변수 이외에 고용의 질이 기술혁신이나 조직혁신에 미치는 효과를 연구하면 고용의 질을 통해 지속 가능한 경영을 지향할 수 있음을 설명할 수 있을 것이다. 셋째, 고용의 질은 조직의 성과와 성장뿐만 아니라 구성원의 건강, 생활 만족, 삶의 질과 같은 개인의 삶에 긍정적인 영향을 미칠 수 있다(Kuoppala et al., 2008; Montano et al., 2017; Nielsen et al., 2017; Williams and Horodnic, 2019). 따라서 고용의 질이 조직 몰입이나 만족 등을 매개하여 개인적인 삶의 만족과 삶의 질에 영향을 미치는 구조에 관한 연구는 고용의 질이 경제 조직과 개인을 연결하여 사회경제 전체에 미치는 시스템적인 효과를 확인함으로써 이론적, 정책적으로 상당한 함의를 기대할 수 있다.

참고문헌

- 김경숙(2015). 「중소기업 고용의 질과 기업성과에 관한 탐색적 연구-신용보증기업을 중심으로」. 『중소기업금융연구』, 제35권, 제3호, pp.31-53.
- 김광욱·김민철·권순식(2020). 「일과 삶의 균형과 고성과작업시스템-자발적 이직률에 미치는 영향 중심」. 『인적자원관리연구』, 제27권, 제3호, pp.13-40.
- 김민경·나인강(2012). 「교육훈련이 기업성과에 미치는 영향 - 교육훈련전이의 매개효과를 중심으로」. 『대한경영학회지』, 제25권, 제4호, pp.2047-2064.
- 김범식·황민영·김목한(2015). 「고용의 질 지수를 활용한 서울시 고용의 질 평가와 구성요소별 분해」. 『서울도시연구』, 제16권, 제4호, pp.217-231.
- 김지범·강정환·김석호·김창환·박원호·이윤석·최성수·최슬기·김솔이(2019). 『한국종합사회조사 2003-2018』, 서울, 성균관대학교 출판부.
- 김지은·김영규(2017). 「조직지위 (Organizational Status) 이론의 발전과 전망」. 『인사조직연구』, 제25권, 제3호, pp.83-119
- 남정민·전병준(2011). 「고몰입 인사관리 관행이 구성원의 자발적 이직률에 미치는 영향-협력적 노사관계의 조절효과 검증」. 『조직과 인사관리연구』, 제35권 제4호, pp.145-168.

- 박현정(2010). 「고용의 질 측정방법 연구」. 『2010년 하반기 연구보고서』, 제1권, pp. 236-290, 통계개발원.
- 방하남·이영면·김기현·김한준·이상호(2007). 『고용의 질-거시·기업·개인수준에서의 지표개발 및 평가』, 한국노동연구원.
- 손태원·공도훈·여경태(2014). 「조직공정성 유형별 불공정성 인식이 반응행동에 미치는 영향」. 『조직과 인사관리연구』, 제38권, 제1호, pp.25-67.
- 오주연·이동진(2015). 「몰입지향 인사관리특성과 조직의사소통 및 혁신에 관한 실증연구」. 『인적자원관리연구』, 제22권, 제1호, pp.101-120.
- 오혜(2017). 「개별적 근무조건의 차별인식과 전반적 조직공정성 지각의 상호작용 효과에 관한 연구」. 『인적자원관리연구』, 제24권, 제3호, pp.61-78.
- 옥지호·박오원(2019). 「고용의 질이 조직성과에 미치는 영향: 종업원 성과의 매개효과」. 『한국 콘텐츠학회 논문지』 제19권, 제6호, pp.311-324.
- 윤필현·한주희(2012). 「팀원의 참여와 직무만족 간의 관계에서 팀 업무유연성과 집단잠재력의 영향」. 『조직과 인사관리연구』, 제36권, 제1호, pp.101-130.
- 이영면·이동진(2011). 「고용의 질과 기업성과의 관계에 대한 실증연구」. 『조직과 인사관리연구』, 제35권, 제4호, pp.169-198.
- 이영민·이수영·임정연(2014). 「대학생 선호직장의 취업 결정요인 분석: 취업준비행동의 역할을 중심으로」. 『사회과학연구』, 제53권, 제1호, pp.337-374.
- 이창훈·이관형·박정근·박선영(2018), 『제5차 근로환경조사를 활용한 근로환경 시계열 연구: 근로환경 만족도를 중심으로』, 산업안전보건연구원.
- 통계청(2019). 『2019년 사회조사 결과』. 서울, 통계청.
- Adler, P. S., & Kwon, S. W. (2002). "Social capital: Prospects for a new concept". *Academy of management review*, Vol 27, No. 1, pp.17-40.
- Aravopoulou, E., Mitsakis, F. V., & Malone, C. (2017). "A critical review of the Exit-Voice-Loyalty-Neglect literature: limitations, key challenges and directions for future research". *The International Journal of Management*. Vol. 6, No. 3, pp.1-11.
- Bakker, A. B. & E. Demerouti(2007). "The job demands-resources model: State of the art". *Journal of Managerial Psychology*, Vol. 22, pp.309-328.
- Barney, J., Wright, P.(1998). "On becoming a strategic partner: The role of human resources in gaining competitive advantage", *Human Resource Management*, Vol. 37, No. 1, pp.31-46.
- Bell, A., Fairbrother, M., & Jones, K.(2019), "Fixed and random effects models: making an informed choice", *Quality and Quantity*, Vol. 53, No. 2, pp.1051-1074.
- Bothner, M. S., Kim, Y. K., & Smith, E. B. (2012). "How does status affect performance? Status as an asset vs. status as a liability in the PGA and NASCAR". *Organization Science*, Vol. 23, No. 2, pp.416-433.

Bowen, D. E., & Ostroff, C. (2004). "Understanding HRM - firm performance linkages: The role of the "strength" of the HRM system". *Academy of management review*, Vol. 29, No.2, pp.203-221.

Chand, M. & Katou, A. A. (2007). "The impact of HRM practices on organisational performance in the Indian hotel industry", *Employee Relations*, Vol. 29 No. 6, pp. 576-594.

Clark, A. E.(2003), "Unemployment as a Social Norm: Psychological Evidence from Panel Data", *Journal of Labor Economics*, Vol. 21, No. 2, pp.323-351.

Cohen, J.(1992), "A Power Primer", *Psychological Bulletin*, Vol. 112, pp.155 - 159.

Crook, T. R., Todd, S. Y., Combs, J. G., Woehr, D. J., & Ketchen Jr, D. J.(2011). "Does human capital matter? A meta-analysis of the relationship between human capital and firm performance". *Journal of applied psychology*, Vol. 96, No. 3, pp. 443-456.

De Witte, H.(2005). "Job insecurity: Review of the international literature on definitions, prevalence, antecedents and consequences". *SA Journal of Industrial Psychology*, Vol. 31, No. 4, pp.1-6.

Diamantopoulos, A. and Winklhofer, H. M.(2001). "Index construction with formative indicators: An alternative to scale development". *Journal of Marketing Research*, Vol. 38, No. 2, pp.269 - 277.

Eurofound(2017). *Sixth European Working Conditions Survey - Overview report(2017 update)*, Publications Office of the European Union, Luxembourg.

Evans, W. R., & Davis, W. D. (2005). "High-performance work systems and organizational performance: The mediating role of internal social structure". *Journal of management*, Vol. 31, No. 5, pp.758-775.

Farrell, D.(1983). "Exit, voice, loyalty, and neglect as responses to job dissatisfaction: A multidimensional scaling study". *Academy of management journal*, Vol. 26, No. 4, pp.596-607.

Ferris, G. R., Arthur, M. M., Berkson, H. M., Kaplan, D. M., Harrell-Cook, G., & Frink, D. D. (1998). "Toward a social context theory of the human resource management-organization effectiveness relationship". *Human resource management review*, Vol. 8, No. 3, pp.235-264.

Ghoshal, S., & Moran, P.(1996). "Bad for practice: A critique of the transaction cost theory". *Academy of management Review*, Vol. 21, No. 1, pp.13-47.

Haans, R. F., C. Pieters, & Z. L. He(2016). "Thinking about U: theorizing and testing U and inverted U-shaped relationships in strategy research". *Strategic Management Journal*, Vol. 37, No. 7, pp.1177-1195.

Hair Jr, J., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E.(2009). *Multivariate Data Analysis*, Pearson Prentice-Hall, NJ.

Hausknecht, J. P., Trevor, C. O., & Howard, M. J. (2009). "Unit-level voluntary turnover

rates and customer service quality: implications of group cohesiveness, newcomer concentration, and size”. *Journal of Applied Psychology*, Vol. 94, No. 4, 1068-1075.

ILO(2012). “Decent Work Indicators: Concepts and Definitions”. *ILO Manual*, International Labour Office, Geneva.

Kuoppala, J., Lamminpää, A., Liira, J., & Vainio, H.(2008). “Leadership, job well-being, and health effects—a systematic review and a meta-analysis”, *Journal of occupational and Environmental Medicine*, Vol. 50, No. 8, pp.904-915.

MacKenzie, S. B., Podsakoff, P. M., & Podsakoff, N. P.(2011), “Construct measurement and validation procedures in MIS and behavioral research: Integrating new and existing techniques”, *MIS Quarterly*, Vol. 35, No. 2, pp.293 - 334.

McElroy, J. C., Morrow, P. C., & Rude, S. N. (2001). “Turnover and organizational performance: a comparative analysis of the effects of voluntary, involuntary, and reduction-in-force turnover”. *Journal of applied Psychology*, Vol. 86, No. 6, 1294-1299.

Montano, D., Reeske, A., Franke, F., & Hüffmeier, J.(2017). “Leadership, followers’ mental health and job performance in organizations: A comprehensive meta analysis from an occupational health perspective”. *Journal of Organizational Behavior*, Vol. 38, No. 3, pp.327-350.

Nicolini, D., & Meznar, M. B.(1995). “The social construction of organizational learning: conceptual and practical issues in the field”. *Human relations*, Vol. 48, No. 7, pp.727-746.

Nielsen, K., Nielsen, M. B., Ogbonnaya, C., Känsälä, M., Saari, E., & Isaksson, K.(2017). “Workplace resources to improve both employee well-being and performance: A systematic review and meta-analysis”, *Work and Stress*, Vol. 31, No. 2, pp.101-120.

OECD(2013). *OECD Guidelines on Measuring Subjective Well-being*, OECD Publishing, Paris.

OECD(2017). *OECD Guidelines on Measuring the Quality of the Working Environment*. OECD Publishing, Paris.

Phillips, D. J., & Zuckerman, E. W.(2001). “Middle-status conformity: Theoretical restatement and empirical demonstration in two markets”. *American Journal of Sociology*, Vol. 107, No. 2, pp.379-429.

Podolny, J. M.(1993). “A status-based model of market competition”. *American journal of sociology*, Vol. 98, No. 4, pp.829-872.

Podolny, J. M., Stuart, T. E., & Hannan, M. T.(1996). “Networks, knowledge, and niches: Competition in the worldwide semiconductor industry, 1984-1991”. *American journal of sociology*, Vol. 102, No. 3, pp.659-689.

Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., Paine, J. B., & Bachrach, D. G.(2000). “Organizational citizenship behaviors: A critical review of the theoretical and empirical literature and

suggestions for future research”. *Journal of management*, Vol. 26, No. 3, pp.513-563.

Rao, H., Monin, P., & Durand, R.(2005). “Border Crossing: Bricolage and the erosion of categorical boundaries in French gastronomy”. *American Sociological Review*, Vol. 70, No. 6, pp.968-991.

Robinson, S. L., & Rousseau, D. M.(1994). “Violating the psychological contract: Not the exception but the norm”. *Journal of organizational behavior*, Vol. 15, No. 3, pp.245-259.

Saint-Martin, A., H. Inanc & C. Prinz(2018). “Job Quality, Health and Productivity: An evidence-based framework for analysis”. *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, No. 221, OECD.

Sauder, M., Lynn, F., & Podolny, J. M.(2012). “Status: Insights from organizational sociology”. *Annual Review of Sociology*, Vol. 38, pp.267-283.

Shaw, J. D., Dineen, B. R., Fang, R., & Vellella, R. F.(2009). “Employee-organization exchange relationships, HRM practices, and quit rates of good and poor performers”. *Academy of Management Journal*, Vol. 52, No. 5, pp.1016 - 1033.

Shipton, H., West, M. A., Dawson, J., Birdi, K., & Patterson, M.(2006). “HRM as a predictor of innovation”. *Human resource management journal*, Vol. 16, No. 1, pp.3-27.

Stiglitz, J. E., Sen, A., & Fitoussi, J. P.(2009). *Report by the commission on the measurement of economic performance and social progress*.

<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.215.58&rep=rep1&type=pdf>

Sverke, M., Hellgren, J., & Naswall, K.(2002). “No security: a meta-analysis and review of job insecurity and its consequences”. *Journal of Occupational Health Psychology*, Vol. 7, No. 3, pp.242.

Tsai, W., & Ghoshal, S.(1998). “Social capital and value creation: The role of intrafirm networks”. *Academy of management Journal*, Vol. 41, No. 4, pp.464-476.

UNECE(2015), *Handbook on Measuring Quality of Employment - A Statistical Framework*. United Nations, New York and Geneva.

Williams, C. C., & Horodnic, I. A.(2019). “Evaluating working conditions in the informal economy: evidence from the 2015 European Working Conditions Survey”, *International Sociology*, Vol. 34, No. 3, pp.281-306.

Youndt, M. A., & Snell, S. A.(2004). “Human resource configurations, intellectual capital, and organizational performance”. *Journal of managerial issues*, Vol. 16, No. 3, pp. 337-360.

주 52시간 근무제가 기업의 고용과 기업 성과에 미친 영향 분석*

신 우 리** · 김 난 주***

본 연구는 사업체패널조사 자료를 활용하여 주 52시간 상한제가 기업에 미친 영향을 고용상황과 기업성과를 통해 살펴보았다. 분석결과 주 52시간 상한제는 1년간 평균 근로자를 5.3% 증가시키며, 연말을 기준으로 한 직접 고용 근로자는 12.7%, 1년 동안 채용한 근로자는 16.6% 증가시키는 것으로 나타났다. 그리고 여성근로자 비율과 간접고용 근로자 비율 변수에는 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 그리고 총자산 수익률, 시간당 노동생산성 등의 기업성과에 통계적으로 유의한 영향이 있지는 않은 것으로 나타났다. 이는 주 52시간 상한제의 적용으로 기업의 고용량이 증가하는 가운데 고용효과가 남성과 여성에게 균등하게 발생하는 것으로 볼 수 있으며, 간접고용 근로자 비율도 통계적으로 유의하게 증가하지는 않는 것으로 나타나 고용효과가 간접고용에 집중되어 증가하지는 않았다고 볼 수 있다. 다만 본 분석은 주 52시간 상한제의 단기적 효과를 추정한 것으로 제도가 2018년 7월에 시행된 이후에도 1년의 계도기간을 두고 위반 여부를 단속하지 않았다는 점을 고려할 때 제도효과에 대한 장기적 영향에 대한 분석이 이루어질 필요가 있다고 판단된다.

주요용어 : 주 52시간 근무제, 고용량, 기업성과, 사업체패널조사

* 본 연구는 한국여성정책연구원의 ‘주 52시간 상한제가 여성노동에 미친 영향과 과제’ 보고서의 일부를 발췌하여 재정리한 것임을 밝힌다.

** 한국여성정책연구원 부연구위원

*** 한국여성정책연구원 부연구위원

1. 서론

우리나라의 근로자 1인당 평균 연간 노동시간은 2008년 2,228시간에서 2015년에는 2,083시간, 2020년 기준으로는 1,908시간으로 꾸준히 감소하는 모습을 보이고 있으며, 이는 그동안 추진했던 법정 노동시간 단축의 효과로 볼 수 있다. 그러나 한국의 근로자 1인당 평균 연간 노동시간은 여전히 OECD 국가 중 멕시코(2020년 기준 2,124시간)에 이어 두 번째로 높아¹⁾ 장시간 노동국으로 볼 수 있다.

이러한 상황에서 정부는 근로자의 노동시간 단축을 위해 주 최대 노동시간을 68시간에서 52시간으로 단축하고, ‘노동시간 특례업종’을 축소²⁾하는 내용으로 「근로기준법」을 개정하였다. 이에 2018년 7월 1일부터 26개의 특례업종을 제외한 300인 이상 사업장에 대해 우선 적용하였고, 2019년 7월 1일부터는 26개의 특례업종 중 21개의 특례제외업종도 주 52시간 상한제 대상으로 포함하였다. 이어 2020년 1월 1일에는 50~299인 사업장, 2021년 7월 1일에는 5~49인 사업장을 적용대상에 포함하여 단계적으로 시행했다³⁾.

주 52시간 상한제에 대해서는 긍정적 효과로 일자리 창출, 노동생산성 상승, 산업재해 감소 등을 기대하는 한편 일각에서는 노동비용 증가로 인한 기업의 수익률 감소, 비정규직 위주의 일자리 창출 등을 우려한다. 이러한 상황에서 본 분석은 주 52시간 상한제 도입이 기업의 고용과 경영성과에 미치는 영향을 분석하여 노동시간 단축제의 단기적 효과를 확인해보고자 한다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 먼저 II장에서는 노동시간 단축제의 효과를 분석한 국내 선행연구를 소개하고, III장에서는 분석을 위해 사용한 사업체패널조사 자료를 소개하고 제도 적용 기업과 미적용 기업의 고용 및 성과 현황을 비교하였다. IV장에서는 주 52시간 상한제가 기업 고용과 기업 성과에 미친 효과에 대한 실증분석 결과를 살펴보고 V장에서는 결론을 제시하며 마무리

1) OECD statistics, Average annual hours actually worked per worker

2) 노사 서면합의 시 연장근로를 제한 없이 할 수 있도록 허용하는 업종으로 특례를 유지하는 업종과 특례에서 제외되는 업종은 다음과 같다.

특례유지업종(5개)	특례제외업종(21개)
육상운송업(49)*, 수상운송업(50), 항공운송업(51), 기타 운송관련 서비스업(529), 보건업(86) * 육상운송업 중 노선여객자동차운송사업은 제외	하수·폐수 및 분뇨처리업(37), 자동차 및 부품판매업(45), 도매 및 상품중개업(46), 소매업(47), 보관 및 창고업(521), 숙박업(55), 음식점 및 주점업(56), 영상·오디오 및 기록물제작 및 배급업(59), 방송업(60), 우편업(611), 전기통신업(612), 금융업(64), 보험 및 연금업(65), 금융 및 보험 관련 서비스업(66), 연구개발업(70), 광고업(713), 시장조사 및 여론조사업(714), 건물·산업설비 청소 및 방제서비스업(742), 교육서비스업(85), 사회복지서비스업(87), 미용·욕탕 및 유사서비스업(961)

주: ()안의 숫자는 한국표준산업분류에 따른 중분류(2자리) 또는 소분류(3자리) 코드

자료: 고용노동부(2018.5). 근로시간 단축, 특례업종 축소, 공휴일 민간 적용 관련 개정 근로기준법 설명자료 p.17

3) 2018년 7월의 300인 이상 사업장에 대한 주 52시간 상한제 적용과 2020년 1월의 50~299인 사업장에 대한 적용범위 확대 당시에는 각각 9개월, 1년의 계도기간을 부여하였다.

리하였다.

II. 선행연구

2018년 7월에 시행된 주 52시간 상한제 시행이 고용 및 노동생산성 등에 미친 효과를 분석한 선행연구는 심재선·김호현(2020), 남재량(2020) 등이 있다.

심재선·김호현(2020)의 연구에서는 우리나라 상장기업의 사업보고서 내용(TS2000 데이터베이스)을 활용하여 이중차분법으로 주 52시간 상한제 시행에 따른 고용 및 노동생산성에 미치는 효과를 분석하였다. 분석 결과, 주 52시간 상한제를 시행한 기업(종업원 수 300인 이상 기업)은 그렇지 않은 기업(종업원 수 100~300인미만 기업)에 비해 정규직의 고용이 증가하였지만 노동생산성에는 유의한 영향이 없는 것으로 나타났다.

남재량(2020)은 고용형태별근로실태조사를 활용하여 삼중차분법을 통해 근로자들의 총노동시간과 신규고용에 미치는 효과를 분석하였다. 그 결과 주 52시간 상한제의 시행은 총노동시간을 감소시키며, 신규고용은 증가시키지만 효과의 크기가 미미하게 나타났다.

이 외에도 주 40시간 근무제 등 노동시간 단축제의 효과에 대한 연구는 지속적으로 이루어져왔다. 그 중 고용효과와 기업성장에 미친 영향을 분석한 연구는 손연정 외(2019), 박우람·박윤수(2015), 안지영(2015), 김형락·이정민(2012) 등이 있다.

손연정 외(2019)의 연구에서는 다양한 자료를 활용하여 노동시간 실태, 장시간 노동과 여성 참여율의 관계, 기업에 미치는 영향 등 노동시간 단축제의 효과를 살펴보았다. 그 중 노동시간 단축이 기업에 미치는 영향에 대한 분석은 사업체패널조사 자료를 활용하여 고정효과 모형 등을 이용해 분석하였으며, 노동시간 단축이 기업의 노동생산성, 제품(서비스) 품질, 제품(서비스) 혁신 정도, 전반적인 노사관계에 긍정적인 영향을 미친 것으로 나타났다.

박우람·박윤수(2015)의 연구에서는 통계청의 광업제조업조사 자료로 이중차분 모형을 사용하여 주 40시간 근무제가 제조업 사업체의 생산활동, 생산성에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과 제도 도입으로 생산활동 측면에서 사업체의 종사자 수, 실질자본액, 부가가치 산출량은 증가하는 것으로 나타나며, 생산성 측면에서 총요소생산성과 노동생산성은 변화하지 않는 것으로 나타났다.

안지영(2015)은 TS2000의 상장기업 정보를 활용하여 주 40시간 근무제가 고용에 미친 영향을 분석하였다. 제도 도입으로 상장기업의 고용이 증가하는 것으로 나타났으며, 기업규모에 따라 300인 이상 규모의 기업에는 영향을 미치지 않았으나 300인 미만의 기업에서는 고용증가가 있는 것으로 나타났다.

유경준·이진(2014)의 연구에서는 사업체노동력조사 및 경제활동인구조사 등을 활용하여 고정효과 모형을 사용해 분석하였다. 분석 결과 제도 도입이 주당 실 근로시간을 단축시키는 것으로 나타났으며, 고용효과는 사업장 규모에 따라 다르게 나타났다. 10~29인, 300인 이상 규모에서는 고용이 증가하는 것으로 나타났으나, 5~9인 규모의 기업에서는 고용이 감소하는 결과를 보였다.

김형락·이정민(2012)은 고용형태별 근로실태조사 자료로 삼중차분모형을 활용하여 주 40시간 근

무제가 노동시간, 임금, 고용에 미친 효과를 분석했다. 그 결과 실제 노동시간이 감소하고, 시간당 임금은 증가하였으며, 신규고용은 하락하였다는 결과를 보였다.

본 연구는 주 52시간 상한제가 기업의 고용현황 및 성과에 미치는 영향을 살펴보는 것을 목적으로 한다. 주 40시간 근무제와 관련된 선행연구는 다양한 방법 및 자료를 통해서 분석되었으나, 2018년에 시행 및 적용된 주 52시간 상한제에 대한 효과는 자료의 한계로 인해 실증분석 연구가 적은 편이다. 본 분석에서는 기존 선행연구에서 사용하지 않은 자료를 통해 주 52시간 상한제의 효과를 분석함으로써 제도 효과를 확인해보는 과정이라고 볼 수 있다. 또한 고용효과를 1년 동안 사업장의 평균 근로자수, 연말 기준 사업장의 직접 고용 근로자 수, 1년 동안 채용한 근로자 수 등 다양한 변수를 통해 확인하고, 기업성과 측면에서도 노동생산성 뿐 아니라 종사자 1인당 매출액, 종사자 1인당 부가가치 등의 지표를 추가적으로 활용하였다는 점은 선행연구와 차별되는 점이라고 볼 수 있다.

III. 분석 자료 및 방법

본 연구에서는 주 52시간 상한제가 기업에 미치는 영향을 분석하기 위해 한국노동연구원에서 제공하는 사업체패널조사 자료를 사용하였다. 사업체패널조사는 2006년에 1차년도 조사를 시작하여 2년에 한 번씩 조사하는 자료이다. 사업체패널조사는 7차년도 조사를 기준으로 민간부문 2,781개와 공공부문 87개 사업장을 대상으로 조사가 완료되었고, 사업장 특성, 고용현황, 기업의 매출액, 영업비용 등의 재무정보를 비교적 자세히 조사하고 있어 본 연구를 수행하는데 적합한 자료이다.

분석에는 사업체패널조사의 6~8차년도 자료를 활용하였다. 사업체패널조사의 6차년도와 7차년도 자료가 2015년과 2017년의 주 52시간 상한제 적용을 받기 전 기업정보를 담고 있고, 8차년도 자료가 2019년의 제도가 적용된 후의 기업정보를 포함하고 있어 제도 효과를 살펴볼 수 있다. 그러나 1차년도부터 5차년도의 자료는 사용하지 않았다. 이는 사업체패널조사가 패널 이탈률 등을 사유로 6차년도에 2,000여개의 신규표본을 추가하여 조사를 실시하였을 뿐 아니라 일부 조사항목에 대해 6차년도부터 새로운 방식으로 조사하여 5차년도 까지의 응답과 연속성이 다소 떨어질 수 있기 때문이다.

주 52시간 상한제가 기업의 고용상황에 미친 영향을 살펴보기 위해서 사용한 변수는 사업장의 근로자 수, 신규채용 근로자 수, 여성 근로자 비율 등으로 다음의 표와 같이 구성하였다.

<표 2> 기업 고용상황 관련 변수

구분	내용
평균 근로자 수	1년(회계기간) 동안의 사업장 평균 근로자 수
연말 근로자 수	연말 기준 사업장 직접 고용 근로자 수
신규채용 근로자 수	1년 동안 채용한 근로자 수(파트타임 제외)
여성 근로자 비율	연말 기준 사업장 직접 고용 근로자 전체 중 여성 근로자의 비율
간접고용 근로자 비율	연말 기준 직·간접 고용 근로자 전체 중 간접 고용 근로자의 비율

본 연구에서 사용한 기업의 성과 관련 변수는 손연정 외(2019) 연구의 정량적 경영성과를 참고하여 다음의 표와 같이 구성하였다.

<표 1> 기업의 성과 관련 변수

구분		지표	내용
정량적 경영성과	수익성	총자산순이익률(ROA)	당기순이익÷총자산
	생산성	종사자 1인당 부가가치 종사자 1인당 매출액 시간당 노동생산성	부가가치÷종사자 수 매출액÷종사자 수 부가가치÷총근로시간(man-hour)

자료: 손연정 외(2019), 근로시간 관련 통계 및 근로시간 단축제 효과에 관한 분석, p.81~82를 활용하여 재구성

2019년 7월을 기준으로 주 52시간 상한제 적용을 받는 기업은 300인 이상 규모이면서 특례 업종에 해당하지 않는 기업이다. 기업규모는 조사 기준연도의 전년도 말 종사자 수를 기준으로 300인 이상인 경우를 산정하였다. 특례업종은 2019년 7월 기준 특례 유지 업종인 육상운송업(49), 수상운송업(50), 항공운송업(51), 기타 운송관련 서비스업(529), 보건업(86)이 주 52시간 상한제를 적용받지 않는다⁴⁾. 사업체패널조사에서는 업종 대분류 뿐 아니라 업종 중분류도 제공하고 있기 때문에 다른 자료에 비해 특례업종에 따른 적용대상을 정밀하게 분류할 수 있다는 장점이 있다⁵⁾.

다음의 <표 4>는 기업의 고용상황을 주 52시간 상한제 적용을 받는 기업과 적용 받지 않는 기업 및 제도 시행 전과 후로 구분하여 제시한 것이다. 먼저 1년간 평균 근로자 수의 경우 제도 적용 여부에 상관없이 제도 시행 후에 증가하였으나 제도 적용을 받지 않는 기업의 평균 근로자 수

4) ()은 업종 중분류 코드이다.

5) 사업체패널조사에서 제공하는 업종 중분류 코드의 경우 2digit으로 제공하고 있어 ‘기타 운송관련 서비스업(529)’의 경우 ‘창고 및 운송관련 서비스업(52)’을 특례업종으로 설정하여 구성하였다.

증가율이 더 높아 보인다. 연말 기준 근로자 수의 경우 제도 적용을 받는 기업은 제도 시행 후 근로자 수가 증가하였으나 제도 적용을 받지 않는 기업은 제도 시행 전에 비해 제도 시행 후에 근로자 수가 소폭 감소하는 것으로 나타났다. 1년간 신규로 채용된 근로자 수의 경우 제도 적용을 받지 않는 기업에 비해 제도 적용을 받는 기업의 신규 채용 근로자 수가 크게 증가하였다. 여성 근로자 비율의 경우 제도 적용 여부에 상관없이 제도 시행 후 여성 근로자 비율이 미미하게 증가하는 것으로 나타났다. 간접고용 근로자 비율의 경우 제도 적용을 받지 않는 기업은 제도 시행 후 간접고용 근로자 비율이 소폭 증가하는 것으로 나타났으나 제도 적용을 받는 기업은 제도 시행 전과 후의 간접고용 근로자 비율에 변화가 없었다.

<표 4> 주 52시간 상한제 적용 여부에 따른 기업의 고용상황 변화

	2017년 이전		2019년	
	미적용	적용	미적용	적용
평균 근로자 수	689.6 (3,140.4)	1,713.0 (4,221.9)	873.0 (4,139.5)	1,806.5 (4,147.8)
연말 근로자 수	141.3 (276.2)	782.8 (1,011.3)	135.9 (415.9)	858.6 (1,056.9)
신규채용 근로자 수	26.3 (62.1)	138.3 (397.6)	28.5 (63.6)	165.7 (412.9)
여성근로자비율	30.7 (26.8)	27.2 (23.8)	31.4 (26.4)	28.0 (23.7)
간접고용근로자비율	5.3 (15.1)	6.9 (14.8)	5.6 (15.5)	6.9 (14.4)

다음은 주 52시간 상한제 적용을 받는 기업과 적용 받지 않는 기업의 기업 성과를 제도 시행 전과 후로 구분하여 제시한 표이다. 우선 총자산수익률의 경우 제도 적용을 받는 기업은 제도 시행 후에 총자산수익률이 낮아진 반면, 제도 적용을 받지 않는 기업은 총자산수익률이 제도 시행 후에 오히려 증가하는 것으로 나타났다. 종사자 1인당 부가가치의 경우 제도 적용을 받는 기업의 종사자 1인당 부가가치는 제도 시행 전후에 변화가 없었으나 제도 적용을 받지 않는 기업의 종사자 1인당 부가가치는 미미하지만 낮아지는 것으로 나타났다. 종사자 1인당 매출액의 경우 제도 적용을 받는 기업은 제도 시행 후 종사자 1인당 매출액이 다소 낮아졌고, 제도 적용을 받지 않는 기업은 종사자 1인당 매출액 감소폭이 비교적 미미했다. 시간당 노동생산성의 경우 제도의 적용을 받은 기업과 적용을 받지 않은 기업 모두 시간당 노동생산성이 높아지는 것으로 나타났다.

<표 3> 주 52시간 상한제 적용 여부에 따른 기업 성과 변화

	2017년 이전		2019년	
	미적용	적용	미적용	적용
총자산수익률	4.4 (41.9)	3.5 (9.5)	6.3 (139.4)	1.9 (12.0)
종사자1인당 부가가치	109.0 (329.5)	131.0 (201.3)	100.4 (196.7)	131.0 (220.8)
종사자1인당 매출액	451.9 (733.9)	811.3 (1,478.4)	445.2 (744.8)	753.2 (1,238.5)
시간당 노동생산성	1.4 (7.7)	4.4 (21.9)	1.7 (8.5)	4.6 (18.9)

기업의 이질성을 통제할 독립변수⁶⁾는 다수사업장 여부, 업력, 노동조합 유무 등의 일반적 상황과 유형자산담보가치, 총자산활용도 등의 재무관련 지표로 이루어져있으며, 변수 정의와 구성방법은 다음의 <표 5>에 제시하였다.

이 중 ‘최저임금근로자있음’ 변수의 경우 2017년과 2019년 사이의 최저임금 변화에 대한 기업의 대응을 통제하기 위한 변수이다. 7차년도(2017년)조사에서는 최저임금 인상에 대한 사측의 대응을 조사하기 위한 부가조사를 실시하였는데, 이때 사업장에 2018년 최저임금 인상의 직접적인 영향을 받는 근로자가 있었는지 여부에 대한 조사가 있다. 본 분석에서는 2018년에 최저임금 인상의 영향을 받는 근로자가 있는 기업이 2019년에도 최저임금 인상에 영향 받는 근로자가 있을 것으로 가정하고 활용하였다.

6) 분석에 사용한 대부분의 독립변수는 손연정 외(2019)의 연구를 참고하여 구성하였다.

<표 5> 독립변수 정의 및 구성방법

구분	내용
다수사업장	- 다수사업장은 총괄적인 관리 업무가 이루어지는 ‘본사’와 이의 지시를 받고 있는 ‘지사’가 있는 1기업 다사업장을 의미 - 다수사업장에 해당하는 경우 1, 그렇지 않은 경우 0
조직유형	- 개인사업장/회사법인/학교 또는 의료법인/회사이외의 법인
업력	- 창업 후 사업 유지 기간
노동조합있음	- 사업장에 노동조합이 있으면 1, 그렇지 않은 경우 0
유형자산담보가치	- 총자산에서 유형자산이 차지하는 비중
자산활용도	- 총자산에서 매출액이 차지하는 비중
노동장비율	- 현재 건설 중인 자산을 제외한 유형자산을 종업원 수로 나누어 구성
연구개발비 비율	- 매출액에서 연구개발비가 차지하는 비중
국내시장 경쟁 정도	- 사업장의 주력 제품이나 서비스의 국내 시장 경쟁 정도 - 5점 척도로 점수가 낮을수록 경쟁이 심함
시장 수요 상황	- 사업장의 주력 제품이나 서비스의 시장 수요 상황 - 5점 척도로 점수가 낮을수록 수요가 늘어난다고 평가, 점수가 높을수록 수요가 줄어든다고 평가
최저임금근로자 있음	- 최저임금 인상에 직접적인 영향을 받는 근로자 존재 여부

IV. 분석결과

본 분석에서는 주 52시간 상한제가 기업의 성과와 고용상황에 미치는 영향을 분석하기 위해 주 52시간 상한제의 적용을 받은 기업과 그렇지 않은 기업이 존재하고, 각 그룹에 속하는 기업의 입장에서는 정부의 제도 적용 대상 선정 조건이 외생적으로 결정되었으며, 사업체패널조사가 주 52시간 상한제가 시행되기 이전 시점과 시행 이후 시점의 자료를 포함하고 있다는 점을 고려해 주로 이중차분법(difference-in-differences, DID)을 확장한 고정효과(fixed effect)모형을 사용하였다.

주 52시간 상한제가 기업의 고용상황에 미친 영향을 분석한 결과를 살펴보면, 주 52시간 상한제 시행은 1년간 평균 근로자 수를 5.3% 증가시키며, 연말을 기준으로 한 직접 고용 근로자 수는 12.7% 증가시키는 것으로 나타났다. 또한 신규채용 근로자 수의 경우 주 52시간 상한제 시행으로 인해 약 16.6% 증가하였다. 반면, 여성근로자 비율과 간접고용 근로자 비율에도 양(+)의 영향이 있으나 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

이를 통해 주 52시간제의 시행이 기업의 고용량에 긍정적인 영향을 미친다고 볼 수 있는데, 이는 근로시간 단축의 고용효과를 분석한 선행연구(안지영, 2015; 김남현 외, 2017; 남재량, 2020)와 동일한 경향을 보인다. 다만 신규채용 근로자의 증가율이 선행연구에 비해 상당히 크게 증가하는 것으로 나타난다. 이 원인 중 하나로 남재량(2020)의 연구에서는 고용형태별 근로실태조사 자료를 활용하여 근무경력 1년 이내인 근로자를 신규채용된 근로자로 구분하여 채용되어 회사에 1년 내의 기간에 지속적으로 근무하고 있는 근로자 수를 분석에 활용하였다. 이에 반해 본 분석에서 사용한 사업체패널조사 자료에서는 채용 후 단기간에 퇴직한 경우가 제외되지 않은 1년 동안 신규로 채용한 근로자의 수를 사용하는 것이 계수값이 크게 측정되는 원인 중 하나로 추측된다.

<표 7> 주 52시간 상한제가 기업의 고용상황에 미친 영향

	평균 근로자 수	연말 근로자 수	신규채용 근로자 수	여성근로자 비율	간접고용 근로자 비율
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
주 52시간 상한제 적용	0.053* (0.027)	0.127*** (0.023)	0.166** (0.085)	0.499 (0.393)	0.120 (0.757)
다수사업장	-0.046 (0.090)	-0.133 (0.082)	-0.257 (0.220)	-1.562 (1.183)	4.004 (3.136)
업력	0.014*** (0.001)	-0.008*** (0.001)	0.012*** (0.002)	-0.105*** (0.016)	-0.094*** (0.024)
노동조합있음	0.059 (0.084)	0.010 (0.054)	-0.168 (0.165)	-2.721* (1.546)	-1.247 (2.510)
유형자산 담보가치	0.002 (0.001)	0.000 (0.000)	0.005** (0.002)	0.027*** (0.010)	-0.017 (0.019)
자산활용도	0.000*** (0.000)	0.000** (0.000)	0.000** (0.000)	0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
노동장비율	-0.000*** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
연구개발비 비율	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.000)	0.001 (0.001)	0.004 (0.005)	0.064*** (0.010)
국내시장 경쟁 정도	-0.009 (0.012)	0.011 (0.009)	-0.045 (0.035)	-0.098 (0.245)	-0.056 (0.498)
시장 수요 상황	-0.018* (0.010)	-0.024*** (0.009)	-0.026 (0.029)	0.008 (0.182)	1.111** (0.442)
최저임금근로자 있음	-0.067*** (0.020)	-0.007 (0.018)	0.126* (0.066)	-0.197 (0.386)	0.086 (0.714)
사업체수	2,815	2,815	2,815	2,815	2,815
표본수	5,971	5,971	5,971	5,971	5,971

주: 1. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2. ()은 robust standard error

3. 추정식에는 조직유형, 산업더미, 시간추세변수를 포함하였으나 보고에서는 생략하였음

4. 모형 (1)~(3)의 종속변수인 평균 근로자 수, 연말 근로자 수, 신규채용 근로자 수는 분석에서 로 그값 활용

주 52시간 상한제가 기업 성과에 미친 영향을 분석한 결과를 살펴보면, 주 52시간 상한제의 시행은 기업성과에 음(-)의 영향이 있으나 통계적으로 유의한 영향이 있지는 않은 것으로 나타났다. 이를 통해 단기적으로는 경영계가 우려하는 주 52시간 상한제가 생산성 등의 기업성과에 유의한 부정적인 영향을 미치지 않는다고 볼 수도 있다. 단, 주 52시간 상한제가 2018년 7월에 시행된 이후에도 1년의 계도기간을 두고 위반 여부를 단속하지 않았다는 점 등을 고려할 때 주 52시간 상한제 적용의 단기적 효과에 대한 추정결과를 해석하는 데 있어 주의가 필요할 것이다.

<표 6> 주 52시간 상한제가 기업 성과에 미친 영향

	총자산수익률	종사자 1인당 부가가치	종사자 1인당 매출액	시간당 노동생산성
	(1)	(2)	(3)	(4)
주 52시간 상한제 적용	-0.850 (0.700)	-0.024 (0.034)	-0.026 (0.026)	-0.080 (0.083)
다수사업장	-3.080 (1.960)	-0.114 (0.121)	0.144 (0.091)	-0.148 (0.347)
업력	0.206*** (0.052)	0.013*** (0.002)	0.001** (0.000)	0.024*** (0.007)
노동조합있음	-1.519 (1.395)	0.105 (0.066)	0.045 (0.077)	-0.080 (0.242)
유형자산 담보가치	-0.176*** (0.030)	-0.004*** (0.001)	-0.003** (0.001)	-0.001 (0.002)
자산활용도	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
노동장비율	-0.000 (0.000)	0.000** (0.000)	0.000** (0.000)	0.000** (0.000)
연구개발비 비율	-0.015* (0.008)	-0.002 (0.003)	-0.000 (0.001)	0.001 (0.008)
국내시장 경쟁 정도	0.274 (0.285)	0.044*** (0.015)	0.004 (0.013)	-0.003 (0.049)
시장 수요 상황	-0.859*** (0.257)	-0.031** (0.014)	-0.011 (0.010)	-0.085** (0.042)
최저임금근로자있음	-0.146 (0.556)	0.008 (0.028)	-0.001 (0.022)	-0.043 (0.088)
사업체수	2,786	2,478	2,815	2,446
표본수	5,903	4,589	5,971	4,486

주: 1. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2. ()은 robust standard error

3. 추정식에는 조직유형, 산업더미, 시간추세변수를 포함하였으나 보고에서는 생략하였음

4. 모형 (2)~(4)의 종속변수인 종사자 1인당 부가가치와 종사자 1인당 매출액, 시간당 노동생산성은 분석에서 로그값 활용

5. 모형 (5)의 종속변수는 5점 척도(1: 경쟁사에 비해 품질이 좋지 않았음, 5: 경쟁사에 비해 품질이 매우 좋았음)

V. 결론

본 분석에서는 한국노동연구원에서 제공하는 사업체패널조사 자료를 활용하여 2018년에 적용된 주 52시간 상한제가 기업에 미친 영향을 고용상황과 기업성과를 통해 살펴보았다.

고용상황은 1년 동안의 사업장 평균 근로자 수, 연말 기준의 사업장 직접 고용 근로자 수, 1년 동안 채용한 근로자 수, 여성근로자 비율, 간접고용 근로자 비율을 활용하였다. 경영성과는 정량적 경영성과 중 수익성 지표로 총자산순이익률(ROA), 생산성지표로 종사자 1인당 부가가치, 종사자 1인당 매출액, 시간당 노동생산성을 사용하였다.

분석결과 주 52시간 상한제의 시행변수는 1년간 평균 근로자를 5.3% 증가시키며, 연말을 기준으로 한 직접 고용 근로자는 12.7%, 1년 동안 채용한 근로자는 16.6% 증가시키는 것으로 나타났다. 그리고 여성근로자 비율과 간접고용 근로자 비율 변수에는 양(+)의 계수값을 보이나 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 기업의 경영성과에 미친 영향에 대해서는 주 52시간 상한제가 총자산 수익률, 시간당 노동생산성 등의 기업성과에 전체적으로 음(-)의 계수값을 보이나 통계적으로 유의한 영향이 있지는 않은 것으로 나타났다. 이는 주 52시간 상한제의 적용으로 기업의 고용량이 증가하는 가운데 고용효과가 남성과 여성에게 균등하게 발생하는 것으로 볼 수 있으며, 간접고용 근로자 비율도 통계적으로 유의하게 증가하지는 않는 것으로 나타나 고용효과가 간접고용에 집중되어 증가하지는 않았다고 볼 수 있다.

최근 주 52시간 상한제가 시행되면서 기업의 생산성 악화 등의 부작용에 대한 우려와 고용창출 등 제도의 순효과에 대한 기대가 대립하며 제도 적용에 대한 다양한 의견이 제시되었다. 본 분석에서 주 52시간 상한제의 단기적 효과를 살펴본 결과, 경영계가 우려하는 부작용이 단기적으로는 발생하지 않으며, 고용량과 신규채용 등 고용상황에는 긍정적인 작용을 하는 것으로 나타나 종합적으로는 주 52시간 상한제의 순기능이 나타나고 있다고 볼 수 있다. 다만 본 분석은 주 52시간 상한제의 단기적 효과를 추정한 것으로 제도가 2018년 7월에 시행된 이후에도 1년의 제도기간을 두고 위반 여부를 단속하지 않았다는 점을 고려할 때 제도효과에 대한 장기적 영향에 대한 분석이 이루어질 필요가 있다고 판단된다.

참고문헌

- 고용노동부 (2018). 근로시간 단축, 특례업종 축소, 공휴일 민간 적용 관련 개정 근로기준법 설명 자료, 2018년 5월
- 김남현 · 이해춘 · 김승택 (2017). 「장시간 근로 개선의 고용효과 추정」. 『노동정책연구』. 17권 2호, 115-42.
- 남재량(2020), 2018년 근로시간 단축법 시행의 고용효과 연구, 정책자료 2020-04, 한국노동연구원
- 박우람·박윤수(2015), 근로시간과 생산성에 관한 연구: 제조업을 중심으로, 정책연구시리즈 2015-24, 한국개발연구원
- 손연정 · 안태현 · 윤자영 (2019). 『근로시간 관련 통계 및 근로시간 단축제 효과에 관한 분석』, 한국노동연구원
- 심재선·김호현(2020), 이중차분법을 활용한 주 52시간 상한제 시행의 고용 및 노동생산성 영향 분석, 『생산성논집』. 제34권 제4호, 197-224.
- 안지영 (2015). 근로시간 단축이 기업의 고용에 미치는 영향. 『조직과 인사관리연구』. 39권 2호, 1-30.



세션 04

대학원생 논문경진대회

사회자 : 장인성(한국노동연구원)

- ◆ 기업의 교육훈련투자 결정요인과 자발적 이직률에 관한 연구
김민정(서울대학교) 527
- ◆ 코로나19로 인한 고용충격-제조업을 중심으로
도미닉 뢰르트너(충남대학교) 549
- ◆ 혁신관행이 기업혁신에 미치는 영향: 직무자율성과 저성과자 관리제도를 중심으로
최형진(한양대학교) 581

기업의 교육훈련투자 결정요인과 자발적 이직률에 관한 연구

김민정*

기업 교육훈련개발은 기업의 경쟁력 및 생산성 향상뿐 아니라 노동자의 고용안정성에도 영향을 미치는 중요한 요인이다. 그러나 최근 우리나라 노동시장은 신규채용보다 경력직 및 비정규직 채용이 증가하고 있으며, 기업 내부 교육훈련이 지속적으로 감소하고 있다. 이에 본 연구는 기업의 교육훈련 방식을 크게 기업 자체 교육훈련, 정부개입 훈련, 노사협의를 통한 훈련으로 구분하여 기업의 교육훈련투자 방식의 결정요인과 자발적 이직률간의 관계를 실증하고자 한다. 이를 위해 「사업체패널조사」 자료 3개년(2015-2019)을 활용하여 교육훈련투자 방식 결정요인을 분석하고 교육훈련 실시인원 비율이 자발적 이직률에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과, 첫째, 교육훈련 실시 정도가 높은 기업일수록 교육훈련 실시인원 비율에 정(+)적 영향을 미쳤다. 둘째, 정부 자원과 같은 외부 교육훈련 외부 의존은 교육훈련 실시인원 비율 증가에 부(-)적인 영향을 미쳤으며, 셋째, 노사협의를 통한 교육훈련은 기업의 교육훈련 실시인원을 정(+)적 영향을 미쳤다. 이러한 연구결과는 기업의 교육훈련투자 방식을 분석할 때 정부, 기업, 노동조합의 삼원체제를 중심으로 검토할 필요성을 시사하며, 정부에서 제시하는 NCS와 같은 직무표준과 산업현장과 매칭을 통해 기업이 교육훈련할 수 있는 여건을 마련해줄 필요가 있으며, 협력적인 노사관계를 통해 교육훈련을 구축하기 위해 노사 간의 보다 적극적인 협력이 필요하다.

주요용어 : 교육훈련투자방식, 인적자본, 외부 교육훈련 의존도, 노사협약, 자발적이직

1. 서론

급변하는 경영환경 속에서 기업은 생존과 성장을 위해 ‘교육훈련(Education & Training)을 인적 자원 관리 및 역량강화의 한 형태로써 활용하고 있다(김민정·나인강, 2012). 기업 내 교육훈련은 기업이 필요로 하는 직무능력을 중심으로 숙련을 양성하기 때문에 교육훈련 수요와 실무와 연결된 만큼 매우 중요하다고 할 수 있다(김안국, 2008). 그러나 최근 우리나라 노동시장은 신규채용보다는 경력직 채용과 비정규직 채용이 증가하고 있으며, 기업들 내부에서의 교육훈련 또한 지속적으로 감소하는 추세이다. 이는 우리나라 기업들의 내부노동시장이 점차 약화되어가는 것뿐만 아니라 숙련인력 양성에 있어서도 변화가 발생하고 있다는 증거들로 추론할 수 있다(배진한, 2018).

한편, 기업의 인적자원개발, 특히 교육훈련개발(training and development)은 기업의 경쟁력 및 생산성 향상뿐만 아니라 노동자의 숙련도 향상과 고용안정성 증가에도 영향을 미치는 중요한 요인

* 서울대학교 사회복지학과 박사과정(kimmjjoanne@snu.ac.kr)

이라고 할 수 있다. 기업의 교육훈련 방식에는 크게 기업 자체적으로 운영하는 교육훈련, 정부개입을 통한 교육훈련, 노동조합 및 근로자 대표와의 협의를 통한 교육훈련 등 세 가지로 구분할 수 있다. 고용보험법에 의한 직업훈련지원제도는 기업의 교육훈련 제공의 시장실패에 대응하여 기업 교육훈련에 강제성을 부여한 대표적인 정부개입 정책이다(김안국, 2002; 조원희 외, 2020). 그러나 기업이 자율적으로 교육훈련을 제공하도록 유도하는 정부 개입방식의 정책이 실질적으로 교육훈련 이수 노동자 비율을 높이는지에 대한 연구는 여전히 부족한 실정이다.

교육훈련과 관련된 선행연구를 검토해보면, 기업훈련이 기업성과에 미치는 영향, 정부개입이 기업의 교육훈련에 미치는 영향, 노동조합이 기업의 교육훈련에 미치는 영향 등으로 구분해볼 수 있다. 먼저, 기업훈련에 대한 연구는 주로 기업성과에 미치는 영향이 대부분이다(나인강, 2010; 이영민, 2012; 석진홍 외, 2014; 나호수, 2018). 따라서 기업성과의 변수 또한 다양한 편인데, 매출총이익률을 기업성과로 정의한 김진덕(2011)의 연구, 고용의 질로 정의한 최정석 외(2018)의 연구, 자발적 이직효과를 본 옥지호 외(2018)의 연구 등이 있다. 그러나 기업훈련의 기업성과를 교육이수 비율로 본 연구결과는 미비하며, 특히 기업 자체 교육훈련이 정부 및 노사협의 등의 외부자원을 활용한 교육훈련보다 교육이수비율에 얼마나 더 효과적인지에 대한 실증연구 또한 부족한 편이다.

나아가 기업훈련에 대한 정부의 개입의 영향을 살펴본 연구로는 정부개입 효과를 살펴본 국제 비교연구(Bishop, 1993; Stevens, 2001; Greenhalgh, 2002)와 기업성과에 대한 실증연구(Holzer et al., 1993; Green, 2002; Van Horn & Fichtner, 2003) 등이 있으나, 기업훈련에 대한 정부 개입효과 결과를 충분히 설명할만한 정도의 연구가 축적되었다고 보기 어렵다. 국내에서는 기업의 교육훈련 비지출에 대한 효과성을 연구한 이병희 외(2004)의 연구와 시장실패와 정부개입을 중심으로 한국 기업의 교육훈련 결정요인을 분석한 김안국(2008) 등의 연구가 있었으나, 국내에서 역시 연구결과를 보다 축적할 필요가 있으며, 특히 실질적으로 교육이수 비율에 직접적인 영향을 미치는 연구는 미비한 실정이다.

노동조합 및 근로자대표와의 협의를 통한 교육훈련에 대한 연구 또한 다소 미비한 편이며, 그 결과도 상이하다. 김주섭 외(2003)는 기업이 근로자 교육훈련에 관심을 가지게 하려면 노동조합이 먼저 교육훈련에 대한 참여를 높여야 한다고 주장하였다. 노동조합이 기업의 교육훈련투자와 노동자 숙련향상에 미치는 영향에 대한 연구(이영민 외, 2012)에 따르면, 조합원들의 숙련향상도가 비조합원에 비해 높으며, 그 결과 생산성 향상과 기업의 시장생존에 기여한다는 간접적인 연구결과가 나타났다.

기업의 교육훈련투자와 자발적 이직률간의 관계에 대한 연구도 상이한 결과가 나타났다. 기업이 제공한 교육훈련이 구성원들의 조직 몰입도 및 충성도를 높임으로써 이직률을 감소시킨다는 의견이 있는 반면(Benson, Finegold, & Mohrma, 2004), 교육훈련을 통해 인적자본 가치가 향상될 경우 다른 조직으로의 이탈을 부추기게 됨으로써 자발적 이직을 높이는 효과가 발생한다는 주장도 있다(Haines, Jalette, & Larose, 2010). 국내연구 또한 상반된 연구결과를 보여주었다. 강순희(2010)는

경력개발지원이 기업성장에 미치는 영향을 분석하였다. 경력개발제도와 교육훈련을 동시에 실시한 기업이 교육훈련만 실시한 기업에 비해 이직률이 더 낮다는 것에 대해서는 통계적으로 유의하지 않았으나, 1인당 교육훈련비의 증가는 이직률을 낮추는 것으로 나타났다. 또한, 임정연 외(2010)은 중소기업(제조업) 500곳을 대상으로 한 연구에서 노사관계 및 조직개발 교육훈련을 실시한 경우, 이직률이 낮아진다는 효과를 실증하였다. 또한, 이나림 외(2017)도 1인당 교육훈련비와 이직 방지 간의 관계를 분석하였는데, 이 두 변수는 긍정적인 상관관계를 갖는 것으로 확인되었다.

종합하면, 교육훈련투자에 있어서 기업 자체나 정부의 교육훈련비 환급제도, 노사관계 등에 관한 연구는 이론적으로나 정책적으로 많이 다루어지지 않았다. 기존 선행연구에서는 교육훈련투자 자체가 기업성장에 미치는 영향에 대해 주로 살펴보았으나, 본 연구에서는 교육훈련 제공의 주체를 중심으로 교육훈련 실시효과 및 성과를 실증하고자 한다. 또한, 기업의 교육훈련 투자 방식에 따라 실질적으로 교육훈련 이수 인원이 얼마나 증가했는지 좀 더 초점을 두고자 한다. 이는 실질적으로 기업이 교육훈련에 투자한 양적 효과를 보기 위해서는 실제로 교육훈련을 이수한 자가 얼마나 되는지를 보는 것이 적절하다고 판단했기 때문이다. 나아가, 교육훈련 이수율이 자발적 이직률과 어떠한 효과를 미치는지 분석하는데 그 목적을 두고 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저, 2장에서 교육훈련의 주체인 기업의 자체훈련 투자가 어떻게 이루어지는지(인적자본이론), 정부에서 제공하는 교육훈련비 투자가 기업의 교육훈련에 어떠한 영향을 미치는지(자원의존이론), 그리고 노사관계에 따른 교육훈련이 기업의 교육훈련에 어떠한 영향을 미치는지(집단목소리이론)을 통해 이론적으로 논의하고자 한다. 둘째, 3장에서는 이론적 배경 및 논의에서 설명한 문헌을 근거로 변수들을 양적으로 측정하였다. 또한, 분석방법에 있어 어떠한 모형과 분석을 진행하였는지 설명하였다. 셋째, 4장에서는 가설검증을 위한 실증분석에 대한 분석 결과를 제시하였다. 넷째, 5장에서는 결론 및 시사점으로 연구결과에 대한 정리와 더불어 이론적, 정책적 시사점을 논의하였다.

II. 이론적 배경과 논의

1. 인적자본이론

Becker(1964)가 제시한 인적자본이론(Human Capital Theory)이란, 인간에게 교육 및 훈련을 제공하여 축적된 생산력은 그의 자본적 가치를 높여 기업의 생산성과 이익향상의 크기를 높이게 되며, 이는 근로자의 노동소득 향상으로도 이어질 수 있다는 이론이다(배종석, 2012). 기업의 경쟁원리는 21세기에 들어 물질 자원에 기반한 경쟁에서 인적자원 기반의 경쟁으로 전환되었다(Pfeffer, 1994). 기업이 기술과 시장환경의 급속한 변화 속에서 지속적인 경쟁우위를 확보하기 위해서는 인적자본의 확보, 즉 근로자의 능력개발이 필요하다. 이병희 외(2004)에 따르면, 정부 지원의 교육훈련과 비교하였을 때 기업훈련은 기술과 시장 등의 외부환경의 변화에 대해 보다 신속하고 유연하

게 대응할 수 있다. 나아가 기업은 지속적으로 변화하는 환경에 적응하기 위해 기업이 필요로 하는 인적자원을 자체적으로 개발해야하는데, 이는 외부노동시장으로부터 구한 인적자원의 역량은 다른 기업에게도 유출될 수 있기 때문에 더이상 경쟁우위의 원천으로 작용할 수 없기 때문이다(노동진 외, 2002). 또한 Macduffie & Kochan(1995)에 따르면, 기업의 교육훈련 투자를 결정하는 것은 거시경제적 상황, 노사관계제도, 기술적요인 등의 외생적 요인보다는 기업수준의 전략과 선택이라는 것을 실증하였다.

인적자본은 크게 일반적(*general*) 인적자본과 기업특수적(*firm specific*) 인적자본으로 나눌 수 있다. 일반적 인적자본은 현재 근로하고 있는 기업에서뿐만 아니라 다른 기업에도 똑같이 유용한 인적자본이다. 기업특수적 인적자본은 특정 기업에 유용한 기술, 기능, 정보 및 지식을 뜻하는데(Becker, 1975), 기업특수적으로 획득된 지식은 특정 기업에서만 가치있게 활용되고, 다른 기업으로는 효용성이 낮아 경쟁우위를 보장할 수 있게 된다(Gardner et al., 2011). 정부의 교육훈련 개입은 기업에 훈련을 맡길 경우 사회적으로 필요한 수준만큼의 훈련투자가 이루어지지 않아 시장실패로 이어진다는 것을 전제로 하지만, 인적자본에 따르면 기업과 근로자가 훈련비용에 비례한 수익을 보상받을 시에는 훈련의 과소투자가 일어나지 않을 것이며(이병희 외, 2004), 기업특수적 인적자본은 타 기업에서 활용할 수 없기 때문에 근로자의 유출문제를 막고, 기업이 훈련 비용을 전적으로 부담하게 되기 때문에 그에 따른 생산성을 기업이 전유할 수 있게 된다. 따라서 기업의 생산성, 노동력 상실 방지 및 근로자의 능력향상을 위해서는 기업의 전략이 반영되고 기업 내 급변하는 환경에 신속하게 대응할 수 있는 기업 주도의 기업훈련이 효과적이다.

교육훈련 투자를 기업에 맡겼을 시 발생할 시장실패 못지않게 노사 및 정부에 맡겼을 때 생기는 문제들로 인해 기업 주도의 교육훈련의 필요성이 대두되기도 한다. 정부가 기업의 훈련을 규제할 시, 그 관리비용이 크고, 훈련의 질이나 기업과 근로자가 필요로 하는 훈련의 내용을 고려하지 않을 가능성이 크며, 이는 훈련비용 지출에서의 낭비를 초래할 수 있다. 또한 정부가 기업의 교육훈련에 개입할 시 대기업이 훈련지원의 수혜를 독점할 가능성이 크다(OECD, 2003; Gasskov, 2000). 나아가 대부분의 기업들이 고용보험요율 이상 훈련에 투자하고 있기 때문에, 정부의 규제는 오히려 기업훈련의 효율성을 떨어뜨린다(심재용, 1997).

기업의 자체 교육훈련을 받는 근로자의 경우에도 여러 가지 이점이 나타날 수 있다. 특히 근로자들이 기업특수적 지식 및 기술을 향상시킬 때, 그 지식을 온전히 해당 기업에서만 활용할 수 있으므로 직무만족도 및 조직몰입이 높아지게 되며, 조직에 대한 유대감이 강화되어 자발적 이직을 낮추고 조직에 머무르게 될 가능성이 높아진다(Heavey et al., 2013). 따라서 기업 주도의 교육훈련을 시행할 경우, 근로자는 자신이 속한 조직에서의 적응과 직무만족 향상을 위해 적극적으로 교육훈련에 참여할 가능성이 높으며, 기업은 이러한 인적자본 확보를 통해 생산성을 향상시킬 수 있다.

가설 1: 기업 주도 교육훈련이 많을수록 교육훈련 받은 인원비율이 증가할 것이다.

2. 자원이존이론

조직이 새로운 환경에 대응하고 불확실성을 극복하기 위해 자원확보에 유리한 환경을 모색하려고 움직이고, 전략적으로 생존 가능성을 높이려고 하는 현상을 ‘자원의존이론(Resource dependence theory)’으로 설명할 수 있다(Pfeffer & Slancik, 1978). 사회적 교환이론(social exchange theory)에 기반을 두고 있는 자원의존이론은, 조직이란 환경과 상호작용하는 주체이며, 상호작용의 대상인 자원을 얼마나 효율적으로 관리하고 획득하느냐에 따라 조직의 효과성이 달라진다고 설명한다(김성일 외, 2020).

급변하는 노동시장에서 기업이 훈련을 통해 주체적으로 대응하는 것은 불확실성을 수반한다. 기업은 그러한 불확실성 축소와 다양한 유형의 자원을 공급받음으로써 변화를 촉진시키는 기회를 획득할 수 있다는 점에서 정부와 같은 외부환경의 자원에 의존한다. 자원의존이론에 따르면, 교육훈련 등의 자원은 정부와 같은 안정적인 외부환경에 의존할수록 자원확보에 효과적인 성과를 가져올 수 있다(백필규, 2004). 자원이 풍부한 일부 대기업을 제외하고 보면, 대부분의 기업들은 정부가 제공하는 다양한 형태의 지원금에 의존하고 있다(조희진 외, 2018). 정부가 제공하는 자원은 기업 차원에서 매우 중요하고, 다른 자원으로 대체가 불가능할수록 기업이 정부에 대한 의존도가 높다고 볼 수 있다(김준기, 2000). 또한, 기업이 정부 주도 교육훈련에 의한 일반적 인적자본 투자를 지향할 경우 근로자가 다른 기업으로 이탈할 가능성이 있으나, 일반적 훈련투자의 수익을 이직 여부와 관계없이 근로자 모두가 전유할 수 있으므로, 기업이 훈련비용을 모두 부담하지 않아도 되며, 기업의 사적수익이 사회적 수익보다 적은 외부성의 문제가 발생하지 않게 된다(이병희 외, 2004).

조직은 핵심자원을 보유한 외부조직인 정부와 협력적 관계를 형성함으로써 조직이 처할 위기나 위협과 같은 불확실성을 줄이려고 할 것이다(이항영 외, 2007). 이러한 협력적 관계를 통해 기업은 정부에 대한 자원을 내재화하여 장기적으로 정부에 대한 의존도를 낮추고, 기업 내부 역량 및 경쟁력을 갖추는 계기가 된다(정규진 외, 2013). 또한 과거 이윤극대화만 추구하던 기업은 부패, 인권유린 등의 각종 부작용으로 인해 피해를 보면서(Battilana et al., 2012), 기업의 사회적 책임을 중시하게 되었으며, 일반 국민과 같은 소비자들도 이러한 사회적 책임을 수행하는 기업에 대해 더욱 관심을 가지게 되었다. 그러나 이러한 사회적 책임을 실천하는 것은 기업의 입장에서 비용이 많이 소요되어 합리적이지 못하기 때문에, 자체적으로 이를 해결하기 어려움이 생기게 된다. 이 때 환경으로부터 영향을 받는 조직은 불확실성을 극복하기 위해 제도적 환경에 조응할 수밖에 없고(Almandoz, 2014; Kraatz & Block, 2008). 비용효율성과 지속가능성 측면에서 정부의 교육훈련 제도를 받아들이고, 그에 따른 사회적 가치를 내재화시켜 효율성을 증진시킬 수 있다.

나아가 자원의존이론을 통해 고령자 고용을 분석한 조희진 외(2017)의 연구에 따르면, 정부가 실시하는 고령자 고용정책에의 순응을 통해 자원을 확보하려는 기업일수록 고령자 비율이 높게 나타났다. 이와 마찬가지로 정부 주도의 교육훈련 정책에 순응하는 기업의 경우, 불확실성 감소, 지속가능성 증진, 또한 상호작용을 통한 적극적인 자원 활용으로 인해 교육훈련을 받는 이수자의 비율이

높아지게 될 것이다.

가설 2: 기업의 외부 교육훈련 의존도가 높을수록 교육훈련 받은 인원비율이 증가할 것이다.

3. 집단적 목소리 이론

‘집단적 목소리 이론(Collective voice theory)’은 노동조합의 존재와 노동조합의 발언효과가 노동자의 동기를 자극하고, 기업의 성과를 증대시킨다고 주장한다(Hirschman, 1970). 이 때 ‘voice’는 불만족스러운 상황으로부터의 회피가 아니라 변화를 시도하는 노력을 의미하며, 고용관계적 맥락에서 근로자들이 그들의 불만을 건설적이고 적극적으로 표현함으로써, 조직에 대해 불만족스럽거나 잘못된 사항을 개선할 수 있다(권순식 외, 2006). 이러한 노동자 집단의 노력은 기업이 합리적으로 개선할 기회를 가질뿐 아니라, 우수 인재의 자발적 이직을 막고, 내부 숙련 및 기술을 축적할 수 있다. 자발적 이직을 감소함으로써 비용측면에서도 신규채용, 교육 등에 투입되는 추가적 비용을 절감할 수 있다. 또한 이 이론에 따르면, 노동조합이 기업과 직접 교섭할 경우 기업의 교육훈련도 증가한다고 나타났다(Freeman & Medoff, 1984).

근로자 주도의 인적자본투자는 조직적으로 이루어져야 더 효과적이므로, 노동조합이 숙련향상에 중요한 역할을 하게 된다(김안국 외, 2014). 조합원일 경우 임금인상 효과가 비조합원들보다 상대적으로 크기 때문에 조직이 제공하는 교육훈련을 원하게 된다(Booth et al., 2003). 여기서 교육훈련은 노조가 조합원들의 이익을 극대화하는 방안이다. 이는 결과적으로 노동조합이 사용자가 교육훈련의 필요성을 평가하게 만들게 되어, 필요한 교육훈련을 제공하도록 움직인다는 것이다(이영면 외, 2012; Metcalf, 2003). 노동조합은 임금 외에도 고용안정성을 위해 조합원의 숙련도 향상을 위한 교육훈련을 요구할 수 있으며(Ryan, 1996), 근로자가 필요한 맞춤형 교육훈련을 발굴하고 그 절차와 방법을 마련할 수 있다(Metcal, 2003). 이러한 노동조합 주도의 교육훈련은 사용자가 숙련수준 향상을 통해 기업경쟁력을 높일 수 있게 하고, 근로자에게는 고용가능성을 높여줌에 따라 사용자 및 노동조합의 공동목표가 되어 다양한 경쟁력을 증진시킬 수 있다(김안국 외, 2014).

또한, 노동조합은 노동자의 근로조건, 임금 혹은 그 외 고용관계 측면에 대한 불만을 고용주에게 전달할 수 있는 경로를 제공하여 근로자들의 이직을 줄일 수 있다. 이에 대응하여 사용자가 교육훈련이라는 인센티브(incentive)를 제공하는 것이라고 주장하였다(Freeman & Medoff, 1984; 이희선 외, 2020). 이를 정리하면, 노사 간 협의를 통해 교육훈련을 제공하는 것은 기업의 입장에서는 임금을 대체하는 하나의 인센티브이고, 노조의 입장에서는 조합원의 이익을 극대화하는 또 다른 방안인 것이다.

스웨덴에서는 교육훈련에 대한 노사합의체계가 1930년대부터 발전해왔다. ‘연대노동정책(solidaristic work policy)’은 1980년대 중반부터 노동조합이 노동자의 숙련향상을 위해 추진되었다(Huzzard, 2000). 스웨덴의 사무직노동자는 교육훈련이 능력개발뿐 아니라 고용안정, 임금보상에도

도움이 된다는 일반적인 태도를 가지며, 이에 교육훈련에 대한 관심이 높다. 이 때문에 사무직의 임금체계가 좀 더 분권화되고 유연하게 적용되어 있으며, 전반적인 임금수준도 지속적으로 높아지고 있다(Lundborg, 2005).

노사협의를 통한 교육훈련이 이루어질 경우, 노동조합은 노동자에게 필요한 교육훈련을 기업과 공유하고 노동자에게 제공할 수 있음으로써 기업과 노동자 모두의 효율성을 증진시킬 수 있다. 노동자가 주체적으로 수요를 반영한 교육훈련이므로 현장중심적이고, 그에 따라 더 많은 노동자들이 교육훈련을 받고자 하는 인센티브가 생겨날 것이다.

가설 3: 노사협의를 통한 교육훈련인 경우 교육훈련 받은 인원비율이 증가할 것이다.

4. 교육훈련과 이직률

자발적 이직은 조직 내 축적된 인적자본이 손실되어 대체인력 훈련비용 등의 추가비용이 들게 되어 조직성과에 부정적인 영향을 미친다(Shaw, Gupta, & Delery, 2005). 이에 대응하여 기업은 교육훈련과 같은 효과적인 인적자원관리를 통해 자발적 이직을 감소시킬 수 있다는 있다(옥지호 외, 2018). ‘사회적 교환이론(social exchange theory)’에 따르면 일반적으로 기업의 교육훈련 투자가 많을수록 직원들은 자신들이 중요한 자원으로 인식하는 동시에 조직이 그들의 가치를 높게 평가한다고 느낀다. 따라서 조직에 대한 신뢰, 애착 및 몰입도 등을 높이는 긍정적인 효과를 가지게 된다(Cappelli & Neumark, 2001). 교육훈련의 성과와 관련된 다수의 연구에서 교육훈련이 높을수록 직무 능력 및 동기부여뿐만 아니라 이직방지 등의 인적자원 성과를 보여주었다(나인강, 2010)

교육훈련 제공의 주체에 따른 이직률에 대한 연구에서는 상이한 결과를 보여주고 있는데, 교육훈련 제공 주체와 이직률 간의 상관관계가 없다는 연구도 있는 한편, 정부지원의 교육훈련의 경우 노동자의 일반적 숙련을 높이는 효과를 주어 자발적 이직률을 높일 수 있다는 연구도 있다(노용진 외, 2002). 노동조합 주도의 교육훈련과 노동자 이직률에 대한 연구(조우현, 2010)에 따르면, 집단적 목소리를 이용하는 노동조합의 역할에 따라 부당해고를 방지하고 비자발적인 이직을 억제한다. 마찬가지로 인적자본에 대한 기업의 교육훈련 투자와 이직률간의 상관관계에 대한 연구 또한 상반되는 결과를 보여준다. 기업으로부터 제공된 교육훈련이 구성원의 충성도를 높여 이직을 감소시킬 수 있는 반면(Benson, Finegold, & Mohrman, 2004), 구성원의 가치가 향상되어 이탈을 부추기게 되거나(Haines, Jalette, & Laros, 2010), 두 관계가 통계적으로 유의하지 않은 경우도 있다(Gardner, Wright & Moynihan, 2011).

이와 같이 상반되는 연구결과에도 불구하고, 인적자본에 대한 기업의 투자는 자발적 이직률을 높인다는 ‘인적자본의 외부노동시장에서의 가치 향상’에 대한 논의는 지속적으로 이루어지고 있으며, 통계적으로 유의한 결과가 있다는 실증연구들도 지속적으로 증가하고 있다(나인강 2010; 이나립 외, 2017 등) 교육훈련은 구성원의 조직에 대한 몰입과 애착을 증가시키므로, ‘조직적 배태성’을

증가시켜 조직에 머무르며 경험을 쌓고자 하며, 타 조직으로의 이동을 위한 탐색행동을 최소화하게 된다. 교육훈련과 자발적 이직률 간의 부적관계에 대한 실증 연구가 강화되고 있음에 따라, 본 연구에서도 교육훈련 투자가 자발적 이직률을 감소시킨다는 가설을 설정하였으며, 기존 연구에서 보다 차별성을 두어 직접적으로 교육훈련을 받은 이수비율을 양적으로 살펴보기 위해 아래와 같이 가설을 설정하였다.

가설 4: 교육훈련 받은 인원비율이 증가할수록 자발적 이직률이 줄어든 것이다.

III. 연구방법

1. 자료소개 및 수집

본 연구는 기업의 교육훈련투자 방식 결정요인과 자발적 이직률에 미치는 영향을 실증하기 위해 한국노동연구원에서 조사한 「사업체패널조사(WPS; Workplace Panel Survey)」 자료 3개년(2015~2019년)을 활용하였다. WPS는 우리나라의 노동수요와 고용구조 등을 체계적으로 파악하고, 전반적인 인적자원관리 및 노사관계 등을 분석할 수 있는 기초자료이다. 특히, 사업체패널조사에서는 인적자원개발 및 투자실태와 관련하여 교육훈련과 기업내 숙련 형성 등을 조사하고 있다. 이에 본 연구는 교육훈련투자 방식이 기업 내 교육훈련 인원에 미치는 영향과 교육훈련투자가 자발적 이직률에 미치는 영향을 분석하는데 해당자료가 적합하다고 판단하였다. 2015년~2017년 기업의 교육훈련투자 방식 결정요인 분석에 활용된 사업체 수는 결측치를 제외한 전체 691개 기업 중 641개이며, 2017년~2019년 교육훈련 실시인원 비율이 자발적 이직률에 미치는 영향 분석에 활용된 기업의 수는 결측치를 제외한 전체 862개 기업 중 793개이다.

2. 변수측정

가. 종속변수

본 연구는 기업의 교육훈련투자 방식 결정요인과 교육훈련과 자발적 이직률에 관계에 관한 모형으로 구성되어 있다. 전자의 종속변수는 교육훈련 실시인원 비율로 2017년 말 전체 근로자 대비 2017년 교육훈련 받은 근로자 비중으로 백분율하였다. 후자의 종속변수는 자발적 이직률로 2019년 말 전체 근로자 대비 2019년 말 전일제 정규직 근로자 비중으로 백분율하였다(옥지호, 2014).

나. 독립변수

기업의 교육훈련투자 방식은 교육훈련 실시 정도, 교육훈련 외부 의존도, 교육훈련 노사협의 여

부 등으로 세 가지로 구분하였다. 먼저, 교육훈련 실시 정도는 기업의 자체 교육훈련 정도를 측정하기 위해 0~12점으로 13점 척도화하였다. 여기에는 2015년 관리감독 교육, 조직개발 훈련, 사무행정 훈련, 전문가교육, 품질관리 훈련, 영업판매 교육, 산업안전보건 교육, 노사관계 교육, 일반적인 IT교육, 전문적인 IT 교육, 외국어 교육, 교양교육 등이 있다. 둘째, 교육훈련 외부 의존도는 2015년 고용노동부에서 운영 중인 고용노동법에 의한 직업훈련지원제도를 통해 환급받은 2015년 비용과 전체 교육훈련비를 나누어 백분율하였다(홍중운·이준구, 2019). 셋째, 노사협의 여부는 2015년 노동조합이나 근로자대표와의 협의를 통해 교육훈련을 실시 및 지원한 경우 1, 그렇지 않은 경우 0으로 더미화하여 변수로 사용하였다.

다. 통제변수

연구분석에 활용된 통제변수들은 기업연령, 기업규모, 외국인지분율, 시장경쟁, 노조조직률, 노동장비율, 공공부문 여부, 산업 등으로 구성하였다. 기업연령은 2017 또는 2019년에서 설립연도를 차감하여 로그화하였다. 기업규모는 2015년 말 전체 근로자 또는 2017년 말 전체 근로자를 로그화하였다. 외국인지분율은 이미 조사자료 내에 백분율로 측정되어 그대로 활용하였다. 시장경쟁은 ①경쟁이 매우 심했다.~⑤경쟁이 매우 약했다를 역코딩하여 5점 척도로 사용하였다. 노조조직률은 2015년 말 또는 2017년 말 전체 노조원 수를 2015년 말 또는 2017년 말 전체 근로자 수를 나누어 백분율하였다(김정우, 2014). 노동장비율은 2015년 말 또는 2017년 말 연말 유형자산을 2015년 말 또는 2017년 말 전체 근로자 수를 나눈 후 로그화하였다(노세리·이상민, 2018). 공공부문은 공공부문인 경우 1, 그렇지 않은 경우 0으로 더미화하였다(이병훈, 2008). 산업의 경우 제조업, 금융보험업, 기타서비스업, 기타산업으로 각각 더미화하였고, 준거변수를 기타산업으로 하였다.

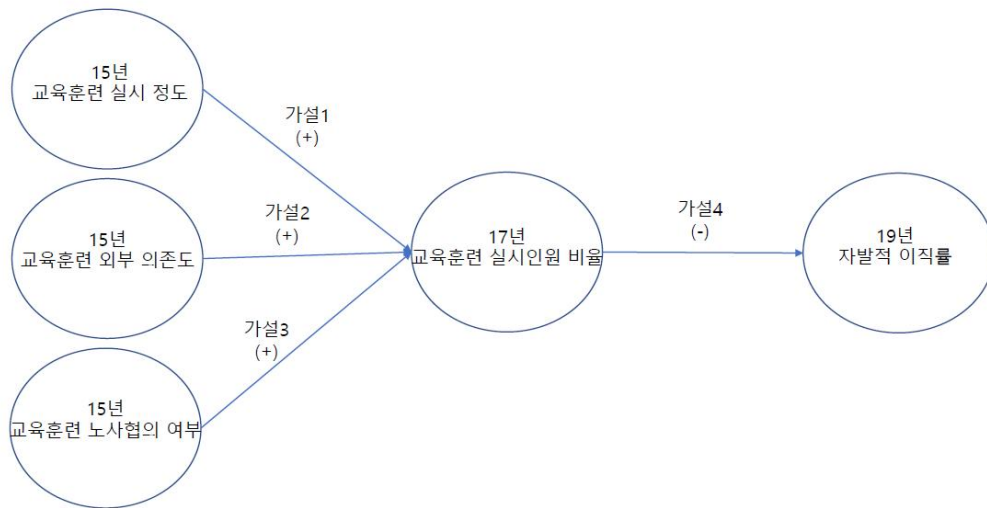
<표 1> 변수의 정의 및 측정

변수명		변수의 측정
종속 변수	교육훈련 실시인원 비율	(2017년 교육훈련 실시인원/2017년 전체 근로자)*100
	자발적 이직률	(2019년 말 전일제 정규직 자발적 이직자/ 2019년 말 전체 근로자 수)*100
독립 변수	교육훈련 실시 정도	2015년 교육훈련 실시: 13점 척도(0~12점) (관리감독 교육, 조직개발 훈련, 사무행정 훈련, 전문가교육, 품질관리 훈련, 영업판매 교육 등)
	교육훈련 외부 의존도	(2015년 교육훈련 환급비/2015년 총 교육훈련비)*100
	교육훈련 노사협의 여부	2015년 노동조합 및 근로자대표 협의하여 교육훈련 실시=1 그렇지 않은 경우=0
통제 변수	기업연령	log(2015년 또는 2017년-설립연도)
	기업규모	log(2015년 말 또는 2017년 말 전체 근로자 수)
	외국인지분율	2015년 또는 2017년 외국인지분율
	시장경쟁	1~5점 역코딩
	노조조직률	(2015년 말 또는 2017년 말 전체 노조원 수/2015년 말 또는 2017년 말 전체 근로자 수)*100
	노동장비율	log(2015년 또는 2017년 연말 유형자산/2015년 말 또는 2017년 말 전체 근로자 수)
	공공부문	공공부문인 경우=1 그렇지 않은 경우=0
산업	제조업, 금융보험업, 기타서비스업 (준거변수=기타산업)	

3. 분석방법

분석방법으로는 「사업체패널조사」 자료 2015-2019년 자료를 활용하여, 위계적 회귀분석(hierarchical regression analysis)을 실시하였다. 본 자료는 일부 이상값(outlier)을 포함하고 있어, 단순회귀분석 시 비효율적이고 편의(bias)를 가진 추정치를 계산하거나 추정치의 분산을 왜곡할 가능성이 있다(Cameron & Trivedi, 2009). 이러한 문제점을 해결하고자 강건회귀분석(Robust regression)을 실시하였다. 이를 통해 이상값에 해당되고 추정되는 관찰치를 배제하고 분석할 수 있는 장점이 있다. 또한, 이상값에 발생하는 비효율성과 편의성을 제거한 추정치를 강건회귀분석으로 통해 얻을 수 있다(이시균, 2006).

[그림 1] 연구모형



IV. 분석결과

1. 기술통계와 상관관계 분석결과

본 연구는 가설검증에 앞서 분석에 활용된 변수들의 속성을 이해하고 변수들 간의 관련성을 분석하기 위해 기술통계(descriptive statistics)와 피어슨 상관관계(Pearson correlation) 분석을 실시하였다. 상관분석을 통해 연구에 활용되는 중요 변수들 간의 관계를 제시함으로써 변수들 간의 상관성을 볼 수 있다. <표 2>는 기업의 교육훈련투자방식 결정요인에 관한 기술통계 및 상관분석 결과를 제시하고 있다. <표 3>은 기업성가에 관한 기술통계 및 상관분석 결과를 보여주고 있다.

먼저, 기업의 교육훈련투자방식 결정요인에 관한 기술통계를 보면 교육훈련 실시인원 비율은 평균 53.51, 교육훈련 실시 정도는 평균 3.85, 교육훈련 외부 의존도는 평균 23.57, 교육훈련 노사협의 여부는 평균 0.68, 기업연령(로그)은 평균 2.98, 기업규모(로그)는 4.92, 외국인지분율은 평균 6.08, 시장경쟁은 평균 3.94, 노조조직률은 평균 21.07, 노동장비율(로그)은 평균 4.39, 공공부문은 평균 0.05, 제조업은 평균 0.43, 금융보험업은 평균 0.03, 기타 서비스업은 평균 0.27로 확인되었다.

상관분석 결과의 경우 교육훈련 실시 정도와 교육훈련 노사협의 여부는 교육훈련 실시인원 비율에 $p < 0.01$ 수준에서 유의미한 정(+)의 상관관계로 나타났다. 반면, 교육훈련 외부 의존도는 교육훈련 실시인원 비율에 $p < 0.01$ 수준에서 유의미한 부(-)의 상관관계로 확인되었다. 통제변수를 보면, 기업규모, 노조조직률과 공공부문은 교육훈련 실시인원 비율에 $p < 0.01$ 수준에서 유의미한 정(+)의 상관관계를 보이고 있다. 기타 서비스업은 교육훈련 실시인원 비율에 그보다 낮은 $p < 0.05$ 수준에서 유의미한 정(+)의 상관관계를 나타냈다. 노동장비율은 교육훈련 실시인원 비율에 다소 낮은 $p < 0.1$ 수준에서 유의미한 정(+)의 상관관계로 확인되었다. 반면, 제조업은 교육훈련 실시인원 비율에 $p < 0.01$ 수준에서 유의미한 부(-)의 상관관계를 가지는 것으로 확인되었다.

둘째, 교육훈련 실시인원 비율과 자발적 이직률에 관한 기술통계를 보면 자발적 이직률은 평균 13.38, 교육훈련 실시인원 비율은 52.78, 기업연령(로그)은 평균 3.13, 기업규모(로그)는 4.97, 외국인지분율은 평균 6.07, 시장경쟁은 평균 3.92, 노조조직률은 평균 21.44, 노동장비율(로그)은 평균 4.81, 공공부문은 평균 0.06, 제조업은 평균 0.42, 금융보험업은 평균 0.03, 기타 서비스업은 평균 0.28로 확인되었다. 상관분석 결과를 보면, 교육훈련 실시인원 비율은 자발적 이직률에 아무런 상관관계를 가지지 않는 것으로 나타났다. 통제변수의 경우 기업연령, 노조조직률, 노동장비율과 제조업은 자발적 이직률에 $p < 0.01$ 수준에서 유의미한 부(-)의 상관관계를 보이고 있다. 반면, 기타 서비스업은 교육훈련 실시인원 비율에 $p < 0.01$ 수준에서 유의미한 정(+)의 상관관계로 나타났다.

<표 2> 기업의 교육훈련투자 결정요인에 관한 기술통계 및 상관분석 결과(N=641)

	변수명	평균	표준 편차	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1	교육훈련 실시인원 비율	53.51	34.14	1													
2	교육훈련 실시 정도	3.85	2.27	0.20***	1												
3	교육훈련 외부 의존도	23.57	28.63	-0.11***	-0.07***	1											
4	교육훈련 노사협의 여부	0.68	0.47	0.09***	0.27***	0.02	1										
5	기업연령	2.98	0.72	0.05	0.09***	-0.02	0.08***	1									
6	기업규모	4.92	1.13	0.13***	0.28***	0.01	0.16***	0.24***	1								
7	외국인지분율	6.08	20.21	-0.01	0.05*	-0.05**	0.05*	0.06**	0.14***	1							
8	시장경쟁	3.94	0.75	-0.04	-0.01	0.02	-0.01	-0.01	-0.01	0.03	1						
9	노조조직률	21.07	32.94	0.19***	0.17***	-0.06**	0.21***	0.32***	0.37***	0.11***	-0.05*	1					
10	노동장비율	4.39	2.44	0.07*	0.15***	-0.04	0.02	0.13***	0.01	0.10***	-0.07**	0.20***	1				
11	공공부문	0.05	0.21	0.15***	0.11***	-0.05**	0.07**	0.09***	0.18***	-0.07**	-0.16***	0.18***	0.03	1			
12	제조업	0.43	0.50	-0.10***	0.06**	0.01	-0.05*	0.05**	0.03	0.12***	-0.06**	0.00	0.32***	-0.19***	1		
13	금융보험업	0.03	0.18	0.00	0.01	0.04	0.00	0.12***	0.05**	0.04	0.00	0.03	-0.05	0.03	-0.16***	1	
14	기타 서비스업	0.27	0.44	0.07**	-0.03	0.06**	0.04	-0.15***	0.07***	-0.13***	-0.02	-0.13***	-0.30***	0.23***	-0.53***	-0.11***	1

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$

<표 3> 기업성과에 관한 기술통계 및 상관분석 결과(N=793)

	변수명	평균	표준 편차	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1	자발적 이직률	13.38	18.05	1											
2	교육훈련 실시인원 비율	52.78	34.71	-0.04	1										
3	기업연령	3.13	0.59	-0.10***	0.04	1									
4	기업규모	4.97	1.18	0.04	0.12***	0.22***	1								
5	외국인지분율	6.07	20.44	-0.04	-0.02	0.06**	0.10***	1							
6	시장경쟁	3.92	0.85	0.01	-0.03	0.02	0.00	0.03	1						
7	노조조직률	21.44	32.96	-0.09***	0.20***	0.29***	0.32***	0.10***	-0.04	1					
8	노동장비율	4.81	2.57	-0.12***	0.12***	0.05	-0.04	0.00	0.02	0.23***	1				
9	공공부문	0.06	0.23	0.02	0.13***	0.09***	0.19***	-0.07**	-0.17***	0.21***	-0.02	1			
10	제조업	0.42	0.49	-0.11***	-0.15***	0.03	-0.02	0.14***	-0.05	-0.01	0.19***	-0.21***	1		
11	금융보험업	0.03	0.18	-0.03	0.00	0.09***	0.07**	0.05*	0.02	0.02	-0.08**	-0.01	-0.16***	1	
12	기타 서비스업	0.28	0.45	0.17***	0.10***	-0.10***	0.10***	-0.13***	0.01	-0.12***	-0.09**	0.24***	-0.53***	-0.12***	1

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$

2. 기업의 교육훈련투자 방식 결정요인 분석결과

아래 <표 4>는 기업의 교육훈련투자 방식의 결정요인에 관한 실증분석 결과이다. 기본모형에서는 통제변수만을 투입하여 분석을 진행하였다. 기업규모가 큰 조직일수록($\beta=3.73$, $p<0.01$), 노조조직률이 높을수록($\beta=0.15$, $p<0.01$) 기업의 교육훈련 실시인원 비율에 통계적으로 유의미한 정(+)의 효과를 미치는 것으로 나타났다. 노동장비율이 높은 조직일수록($\beta=1.31$, $p<0.05$) 기업의 교육훈련 실시인원 비율에 통계적으로 다소 낮게 유의미한 정(+)의 효과를 미치는 것으로 나타났다. 반면, 기업연령이 높을수록($\beta=-3.59$, $p<0.1$), 제조업인 조직의 경우($\beta=-5.72$, $p<0.1$) 교육훈련 실시인원 비율에 부(-)의 효과를 미치는 것으로 나타났다.

모형 1에서는 가설1을 검증하기 위해 교육훈련 실시 정도 변수를 투입하여 분석을 진행하였다. 분석결과, 교육훈련 실시 정도가 많을수록($\beta=1.94$, $p<0.01$) 교육훈련 실시인원 비율에 정(+)의 효과를 미치는 것으로 나타났다. 통제변수의 경우 앞서 기본모형에서 진행한 분석과 다르게 나타났으나, 기업규모는 이전과 다르게 $p<0.05$ 수준으로 통계적으로 유의미한 정(+)의 효과가 낮게 나타났다. 노동장비율 또한 앞선 분석과 달리 $p<0.1$ 수준으로 통계적으로 유의미한 정(+)의 효과가 낮게 나타났다. 그리고 기업연령은 기본모형과 달리 통계적으로 유의미하지 않게 나타났다.

모형 2는 가설2를 검증하기 위해 교육훈련 외부 의존도 변수를 통해 분석을 진행하였다. 교육훈련 외부 의존도가 높을수록($\beta=-0.11$, $p<0.05$) 교육훈련 실시인원 비율에 부(-)의 효과를 미치는 것으로 나타났다. 통제변수의 경우 모형 1과 달리 기업규모가 큰 조직일수록($\beta=3.55$, $p<0.01$) 기업의 교육훈련 실시인원 비율에 통계적으로 유의미한 정(+)의 효과를 미치는 것으로 나타났다. 또한, 기업연령이 높을수록($\beta=-3.55$, $p<0.1$) 교육훈련 실시인원 비율에 부(-)의 효과를 미치는 것으로 나타났다.

모형3은 가설 3을 검증하기 위해 교육훈련 노사협의 변수를 넣어 분석하였다. 교육훈련 노사협의 경우($\beta=5.42$, $p<0.05$) 교육훈련 실시인원 비율에 통계적으로 유의미한 정(+)의 효과를 미치는 것으로 나타났다. 통제변수의 경우 모형 2와 달리 노동장비율이 높은 조직일수록($\beta=1.30$, $p<0.05$) 기업의 교육훈련 실시인원 비율에 통계적으로 다소 낮게 유의미한 정(+)의 효과를 미치는 것으로 나타났다. 다른 변수의 경우 모형 2와 유사한 결과로 확인되었다.

마지막으로 통합모형은 기본모형을 바탕으로 교육훈련 실시 정도, 교육훈련 외부 의존도, 교육훈련 노사협의 여부 등을 포함하여 분석을 진행하였다. 분석결과, 교육훈련 실시 정도가 많을수록($\beta=1.63$, $p<0.01$) 기업의 교육훈련 실시인원 비율에 통계적으로 유의미한 정(+)의 효과를 나타냈다. 반면, 교육훈련 외부 의존도가 높은 기업일수록($\beta=-0.11$, $p<0.05$) 기업의 교육훈련 실시인원 비율에 통계적으로 유의미한 부(-)의 효과를 나타냈다. 교육훈련 노사협의 여부는 해당 모형에 통계적으로 유의미하지 않았다. 통제변수의 경우 노조조직률이 높을수록($\beta=0.13$, $p<0.01$) 기업의 교육훈련 실시인원 비율에 통계적으로 유의미한 정(+)의 효과를 미치는 것으로 나타났다. 기업규모가 큰 조직일수록($\beta=2.52$, $p<0.05$) 기업의 교육훈련 실시인원 비율에 통계적으로 다소 낮게 유의미한 정(+)의

<표 4> 기업의 교육훈련투자 방식 결정요인 분석결과

	(종속변수=교육훈련 실시인원 비율)				
	기본모형	모형1	모형2	모형3	통합모형
교육훈련 실시 정도		1.94*** (0.59)			1.63*** (0.61)
교육훈련 외부 의존도			-0.11** (0.05)		-0.11** (0.05)
교육훈련 노사협의 여부				5.42** (2.74)	4.20 (2.83)
기업연령(로그)	-3.59* (2.11)	-3.13 (2.11)	-3.55* (2.11)	-3.53* (2.12)	-3.12 (2.13)
기업규모(로그)	3.73*** (1.24)	2.69** (1.27)	3.56*** (1.24)	3.52*** (1.24)	2.52** (1.26)
외국인지분율	0.00 (0.06)	0.00 (0.06)	-0.01 (0.06)	0.00 (0.06)	-0.01 (0.06)
시장경쟁	-1.23 (1.77)	-1.13 (1.72)	-1.18 (1.76)	-1.13 (1.75)	-1.01 (1.70)
노조조직률	0.15*** (0.05)	0.14*** (0.05)	0.16*** (0.05)	0.14*** (0.05)	0.13*** (0.05)
노동장비율(로그)	1.31** (0.64)	1.19* (0.64)	1.22* (0.64)	1.30** (0.64)	1.11* (0.64)
공공부문	8.08 (7.30)	7.47 (7.58)	6.97 (7.26)	8.34 (7.26)	6.69 (7.48)
제조업	-5.72* (3.18)	-5.68* (3.12)	-5.36* (3.17)	-5.38* (3.16)	-5.07 (3.11)
금융보험업	0.44 (8.82)	0.84 (9.01)	0.72 (8.46)	0.47 (8.93)	1.06 (8.72)
기타서비스업	1.25 (4.28)	1.38 (4.22)	1.88 (4.26)	1.34 (4.27)	2.04 (4.20)
상수항	41.39*** (10.66)	37.86*** (10.64)	44.69*** (10.74)	38.52*** (10.81)	39.38*** (10.79)
N	641	641	641	641	641
R ²	0.073	0.088	0.081	0.078	0.098

주) 괄호 안은 robust standard error임.

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

효과를 미치는 것으로 나타났다. 노동장비율이 높은 조직일수록($\beta=1.11, p<0.1$) 기업의 교육훈련 실시인원 비율에 통계적으로 낮게 유의미한 정(+)의 효과를 미치는 것으로 나타났다. 기업연령과 제조업은 해당 모형에서 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 나타났다.

3. 교육훈련과 자발적 이직률에 대한 분석결과

<표 5>는 교육훈련 실시인원 비율이 많은 조직일수록 자발적 이직률에 어떠한 영향을 미치는 실증분석한 결과이다. 분석결과, 교육훈련 실시인원 비율이 높은 조직일수록($\beta=-0.04, p<0.1$) 자발적 이직률에 통계적으로 유의미한 부(-)의 효과를 미치는 것으로 확인되었다. 통제변수를 보면, 노조조직률이 높을수록($\beta=0.04, p<0.05$) 자발적 이직률에 통계적으로 유의미한 부(-)의 효과를 미치는 것으로 확인되었다. 반면, 기타서비스업인 조직인 경우($\beta=6.42, p<0.05$) 자발적 이직률에 통계적으로 유의미한 정(+)의 효과를 미치는 것으로 나타났다.

<표 5> 교육훈련과 자발적 이직률에 대한 분석결과

	종속변수=자발적 이직률
	β
교육훈련 실시인원 비율	-0.04* (0.02)
기업연령(로그)	-1.70 (1.38)
기업규모(로그)	0.94 (0.73)
외국인지분율	-0.01 (0.03)
시장경쟁	-0.55 (0.65)
노조조직률	-0.04** (0.02)
노동장비율(로그)	-0.20 (0.24)
공공부문	-0.95 (3.32)
제조업	-1.79 (1.22)
금융보험업	0.42 (2.85)
기타서비스업	6.42** (2.51)
상수항	18.72*** (5.05)
N	793
R2	0.060

주) 괄호 안은 robust standard error임.

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

V. 결론 및 시사점

본 연구는 기업의 교육훈련투자 방식 결정요인과 교육훈련이 자발적 이직률 간의 관계를 설명하고 이를 실증하였다. 분석결과, 첫째, 교육훈련 실시 정도가 높은 기업일수록 교육훈련 실시인원 비율이 증가하는 것으로 나타났다. 이는 다양한 교육훈련 프로그램이 근로자의 직무능력을 향상시킬 뿐만 아니라 보다 높은 동기부여를 형성하여 교육훈련 실시인원 또한 증가시키는 것으로 추정된다(나인강, 2010). 둘째, 정부 자원과 같은 외부 교육훈련비 의존도는 기업의 교육훈련 실시인원 비율 증가에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 최근 정부의 교육훈련 지원이 산업현장과 매칭이 잘 안 되고 있기 때문이라고 설명할 수 있다. 셋째, 노사협의를 통한 교육훈련은 기업의 교육훈련 실시인원을 증가시키는 것으로 확인되었다. 노사 간의 필요한 현장숙련을 협의하여 교육훈련을 실시 및 지원하기 때문에 교육훈련 실시인원을 증가시키는 것으로 추정할 수 있다.

조직규모의 경우 임정연·이영민(2010)에서 주장했듯이, 교육훈련투자 정도는 기업의 규모가 커질수록 전담부서 설비율과 교육훈련 실시 정도가 높아지는 것과 유사하게 나타났다. 노조조직률이 높은 조직일수록 앞서 언급했듯이 사측과 현장에서 필요로 하는 숙련을 교육훈련을 협의할 가능성이 높은 것으로 추정된다. 또한, 노동장비율이 높은 조직일수록 교육훈련 실시인원 비율이 증가하는 것으로 나타났다. 이는 상대적으로 자원이 풍부한 조직일수록 사내 인적자본에 좀 더 투자하여 조직생산성을 최적화하려는 것으로 보인다.

본 연구결과에 따른 이론적 시사점은 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 기업의 교육훈련 투자방식을 기업, 정부, 노동조합이라는 다양한 제공주체를 종합적으로 살펴봄으로써 기업이 교육훈련 방식을 결정하게 되는 요인을 다차원적으로 분석했다는 것에 의의가 있다. 기업의 교육훈련투자에 대한 선행연구는 주로 정부와 기업이라는 이원체제, 혹은 노동조합이라는 단일 체제를 중심으로 분석하였기 때문에 보다 산발적인 연구결과를 나타내었다. 특히 교육훈련투자의 성과에 대해 상이한 연구결과가 대부분을 차지하고 있기 때문에, 이를 제공주체를 중심으로 통합하여 연구결과를 살펴보는 것이 중요하다. 둘째, 본 연구는 제공주체별 교육훈련투자가 실질 교육훈련 실시인원 비율에 미치는 영향을 살펴보았다는 점에서 차별성을 가진다. 그간 선행연구는 교육훈련의 성과로서 고용의 질(최정석 외, 2018) 혹은 매출총이익(김진덕, 2011) 등 간접적인 변수를 사용하는 편이었으나, 실제 교육훈련을 받는 인원의 비율이 교육훈련의 효과성에 대한 설명력을 더 가진다. 마지막으로 본 연구는 교육훈련 실시인원 비율에 따라 자발적 이직률과 상관관계가 있는지를 살펴봄으로써, 교육훈련으로 인한 노동자의 유출 효과에 대해 분석해보고자 한 데 의의가 있다. 교육훈련투자와 자발적이직에 관한 선행연구에서 그 결과가 상이하고, 각 교육훈련 제공주체를 모두 고려하여 살펴보지 못했으며, 또한 교육훈련 및 자발적 이직률에 관한 연구 자체도 미비한 실정이기 때문에, 이러한 관계를 살펴본 본 연구는 이론적인 의의를 가지고 있다.

나아가 본 연구는 다음과 같은 정책적 시사점을 제공한다. 첫째, 본 연구결과에 따르면 기업 교육훈련에 대한 정부개입 효과는 부적인 영향을 나타내었고, 이는 정부의 교육훈련 지원이 여전히

산업현장과 매칭이 안되는 것 때문이라고 볼 수 있다. 따라서 정책은 기업이 보다 기업주체적인 교육훈련을 실시할 수 있도록 지원해야할 것이며, 단순히 보조금을 지원할 뿐만이 아니라, NCS와 같이 기업이 산업현장과 매칭하여 교육훈련을 할 수 있는 여건을 마련해줄 필요가 있다. 둘째, 기업은 정부의 외부 교육훈련비에 의존하기보다 자체적 교육훈련을 생산하는데 투자하여 일반적 숙련향상에 의한 노동자 유출(자발적 이직)을 방지하여야 한다. 마지막으로 기업의 효율적인 교육훈련 투자를 위해서는, 노사관계를 증진시킬 필요가 있다. 선행연구에 따르면, 노사의 분위기가 좋은 기업일수록 근로자들이 교육훈련에 집중할 수 있고 실무에 적용할 가능성이 높다고 나타났다(김민경 외 2012). 실무적으로는 경영정보의 공유를 토대로 한 노사간의 신뢰구축, 노사공동 학습기금 조성, 단체협상시 교육훈련 조항의 삽입 등(조은상 외, 2014) 노사협력적인 교육훈련을 구축하기 위한 노사의 적극적인 참여가 보다 필요한 시점이다.

이러한 연구의 의의 및 시사점에도 불구하고 본 연구는 몇 가지 한계를 가진다. 먼저, 사업장에서 중요하게 실시한 훈련 프로그램의 함으로 본 연구는 기업 자체 훈련이라고 가정하였다. 그러나, 기업에서 어떠한 교육훈련 프로그램을 중점적으로 교육훈련하였는지 분석하지 못하였다. 추후 연구에서는 다양한 교육훈련 프로그램 속에서 어떠한 교육훈련 프로그램을 강조하고 있는지 중점적으로 분석할 필요가 있다. 이는 현장에서 요구하는 교육훈련 수요에 대한 목소리를 반영하기 때문이다. 둘째, 본 연구에서는 기업의 교육훈련투자 방식을 중점으로 교육훈련 실시인원을 양적으로 측정하였다. 하지만, 외부노동시장이 점점 발전하는 만큼 기업의 교육훈련은 채용과도 관련이 있다. 추후연구에서는 경력직 채용과 같은 외부노동시장의 발전이 기업의 교육훈련 투자나 실행에 어떠한 영향을 미치는지 분석할 필요가 있다.

참고문헌

- 강순희. (2010). 경력개발지원이 기업성과에 미친 영향: 교육훈련에 대한 보완 효과. *노동정책연구*, 10(2), 35-65.
- 김민경·나인강. (2012). 기업 교육훈련이 인적자원성과에 미치는 영향: 위계적 선형모형(HLM)을 활용하여. *대한경영학회 학술발표대회 발표논문집*, 229-242.
- 김안국. (2002). 기업 교육훈련의 생산성 효과 분석. *경제학연구*, 50(3), 341-367.
- 김안국. (2008). 한국 기업의 교육훈련 결정요인. *노동경제논집*, 31(1), 105-133.
- 김정우. (2014). 노동조합이 직접 및 간접고용비정규직의 고용에 미친 영향에 관한 패널분석. *산업노동연구*, 20(1), 65-101.
- 김주섭·임상훈·황준욱. (2003). 노사참여적 직업능력개발에 관한 연구. KLI 연구보고서, 한국노동연구원.
- 김준기. (2000). 정부-NGO 관계의 이론적 고찰: 자원의존모형의 관점에서. *한국정책학회보*, 9(2), 5-28.
- 나인강. (2010). 기업의 훈련이 근로자의 인적자원성과 및 기업성과에 미치는 영향. *한국인적자원관리학회*, 17(1), 39-56.
- 노세리·이상민. (2018). 직무순환과 기술혁신 간의 관계: 조직 학습지원의 조절된 매개효과를 중심으로. *경영경제연구*, 40(1).
- 노용진·김동배·김동우. (2002). *기업 내 인적자원개발 실태와 정책과제*, 한국노동연구원.
- 배종석. (2012). 인적자원론, 제2판, 서울, 홍문사. 신건권, 정군오, 김연용(2003), “교육훈련비가 기업의 경영성과에 미치는 영향에 관한 연구”, *회계정보연구*, 21: 173-185.
- 배진한. (2018). 기업 내부노동시장 변화와 인적자원개발 투자 유인. *노동경제논집*, 41(1), 83-124.
- 백필규·하정임. (2004). *중소기업 인력유입방안에 관한 연구*. 서울: 중소기업연구원.
- 옥지호·박오원. (2018). 기업의 교육훈련 투자와 자발적 이직률 간의 관계: 인적자본 특성 및 인적자본 수준의 조절효과. *노동정책연구*, 18(1), 39-69.
- 이나림·정홍열. (2017). 교육훈련 투자가 경영성과에 미치는 영향. *인적자원관리연구*, 24(2), 49-61.
- 이병훈. (2008). 공공부문과 민간부문의 인적자원 투자에 관한 비교 연구. *노동정책연구*, 8(2), 63-81.
- 이시균. (2006). 노동조합의 보이스 (voice) 효과. *노동리뷰*, 18-28.
- 이영면·나인강. (2012). 노동조합이 기업의 교육훈련투자 및 구성원의 숙련향상에 미치는 영향에 관한 연구. *산업관계연구*, 22(2), 31-58.
- 이향영·백경민·장용석. (2007). 한국기업의 사외이사 선임: 조직이론적 접근. *한국사회학*, 41(2), 27-66.
- 임정연·이영민. (2010). 중소기업의 교육훈련 투자가 기업 성과에 미치는 영향 분석. *인적자원*

- 관리연구, 17(2), 139-162.
- 정규진·서인석·장희선. (2013). 사회적 기업의 지속가능성에 대한 탐색적 연구-자원의존이론의 관점을 중심으로. *한국정책학회보*, 22(1), 171-203.
- 조원희·전미선. (2020). 고용보험 사업주 직업능력개발훈련 사업의 실질적 활용이 기업혁신에 미치는 영향에 관한 연구. *융합사회와 공공정책 (구 공공정책과 국정관리)*, 14(2), 209-234.
- 조희진·손선화·장용석. (2018). 자원의존이론과 제도주의 조직론을 통해 본 기업의 고령자 고용 분석과 함의. *한국정책학회보*, 27(1), 183-222.
- 최정석·최석규. (2018). 기업의 교육훈련투자 및 고용의 질이 기업성장에 미치는 영향. *인문사회*21, 9(5), 515-526.
- 홍종윤·이준구. (2018). 채용연계형 인턴십 제도 도입 및 활용의 선행요인과 고용성장에 미치는 영향. *노동정책연구*, 18(3), 37-73.
- Becker, Gary S. (1964). *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. New York: Columbia University Press, 1964.
- Benson, G. S., Finegold, D., & Mohrman, S. A. (2004). You paid for the skills, now keep them: Tuition reimbursement and voluntary turnover. *Academy of Management Journal*, 47(3), 315-331.
- Bishop, J. (1993). *The French Mandate to Spend on Training: A Model for the United States?*. Cornell University, 93(5)
- Booth, A. L., Francesconi, M., & Zoega, G. (2003). Unions, work-related training, and wages: Evidence for British men. *ILR Review*, 57(1), 68-91.
- Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. (2010). *Microeconometrics using stata (Vol. 2)*. College Station, TX: Stata press.
- Cappelli, P., & Neumark, D. (2001). Do “high-performance” work practices improve establishment-level outcomes?. *ILR Review*, 54(4), 737-775.
- Freeman, R. B., & Medoff, J. L. (1984). *What do unions do*. *Indus. & Lab. Rel. Rev.*, 38, 244.
- Greenhalgh, C. (2002). Does an Employer Training Levy Work? The Incidence of and Returns to Adult Vocational Training in France and Britain. *Fiscal Studies*, 23(2), 223-263.
- Haines III, V. Y., Jalette, P., & Larose, K. (2010). The influence of human resource management practices on employee voluntary turnover rates in the Canadian non governmental sector. *ILR Review*, 63(2), 228-246.
- Holzer, H. J., Block, R. N., Cheatham, Marcus, Knott, & Jack H. (1993). Are Training Subsidies for Frims Effective? The Michigan Experience, *Industrial and Labor Relations Review*, 46(4). 625-636.

- Metcalf, D. (2003). *Trade unions. In The Labour Market Under New Labour* (pp. 170-187). Palgrave Macmillan, London.
- Pfeffer, J., & Salancik, G. R. (1978). *The external control of organizations: A resource dependence perspective*. New York: Harper & Row.
- Stevens, M. (2001). Should Firms Be Required To Pay for Vocational Training?. *The Economic Journal*, 485-505.

코로나19로 인한 고용충격 - 제조업을 중심으로

도미니크 피르트너*

본 연구는 한국노동연구원 사업체패널 8차 조사 베타 버전을 활용해서 2020년 상반기 코로나19로 인한 고용충격을 봉쇄가 없었던 한국 제조업을 중심으로 연구했다. 첫 번째로는 기업의 특성에 따른 계약 및 수주물량 충격 발생 확률을 로짓모형으로 추정했다. 분석 결과 기업의 수출비중과 기업이 충격에 노출되었을 가능성 사이에 양(+)의 관계가 존재한다는 것으로 추정되었다. 이는 다른 국가에서 발생한 충격으로 인한 파생 충격이 한국 제조업 기업에게 큰 영향을 미쳤을 것으로 해석된다. 두 번째로는 충격의 발생에 따른 총 근로시간 변동을 선형회귀모형으로 추정했다. 충격의 크기는 평균적으로 약 -4.69% 포인트와 12.89%포인트인 것으로 분석되었다. 마지막으로 총 근로시간 변동의 요인을 근로시간 조정과 근로자 수의 증감 두 가지로 나누어 추정했다. 분석 결과 한국 제조업 기업에 있어서 근로시간 변동은 주로 근로시간 조정으로 인해 발생하였다. 근로시간 조정으로 인한 근로시간 변동이 근로자 수의 증감으로 인한 근로시간 변동보다 약 2~4배 정도 더 큰 것으로 추정되었다.

주요용어: 코로나19, 고용충격, 근로시간 변동, 제조업

I 서론

코로나바이러스 감염증은 (이하 코로나19) 2019년 12월 이후 매우 빠른 속도로 세계적으로 확산되면서 전 세계 모든 국가의 사회 및 경제에 큰 영향을 미치고 있는 팬데믹이 되었다. 대부분의 국가가 코로나19의 확산을 예방하기 위해 우선 국경을 막고 국민의 자유 여행을 제한했다. 뿐만 아니라 미국과 유럽을 비롯해 다수의 국가가 또한 엄격한 봉쇄(lockdown) 조치를 통해 코로나19 위기를 극복하고자 큰 노력을 기울였다. 그러나 현재 코로나 백신 접종이 활발히 이루어지고 있음에도 불구하고 코로나19 위기를 완전히 극복하기엔 역부족으로 보이며, 시간이 흐르면서 사회뿐만 아니라 경제도 큰 타격을 입게 되었다. 코로나19의 확산에 따른 수요 및 공급 충격 그리고 사회적 거리두기 및 봉쇄 조치로 인해 많은 국가의 경제가 큰 침체를 직면하고 있다.

한국에서도 코로나19가 2020년 1월 20일에 국내 첫 코로나19 확진자가 발생한 이후 전국적으로 확산되었다. 한국 정부는 이에 대응하기 위해 엄격한 방역 수칙뿐만 아니라 무료 검사, 확진자 동선 파악 그리고 격리 전략을 실시함으로써 2020년 상반기에 코로나19의 대유행을 다른 국가에 비해 성공적으로 막을 수 있었다 (Kang et al, 2020). <표 1>

* 충남대학교 경제학과 석사과정. 이메일: dmncp100@naver.com

은 다양한 국가의 2020년 코로나19 확진자 데이터를 나타내고 있다 (Ritchie et al, 2020). 많은 국가가 2020 상반기에 코로나19의 확산을 예방하기 위해 봉쇄 조치를 취했다. 중국의 경우에는 이런 봉쇄 조치들이 코로나19의 확산을 성공적으로 막았기 때문에 2020년 3월부터 확진자 수가 더 이상 거의 늘지 않았다. 또한, 2020년 국가별 GDP 데이터를 보면 중국 경제가 2019년에 비해 오히려 성장했다는 것을 볼 수 있다 (박재곤, 2021). 미국과 독일의 경우를 보면 두 국가의 정부는 코로나19의 확산에 따른 봉쇄 조치를 오래 유지했는데 두 국가의 GDP 상승률이 2020년에 각각 -3.5%와 -4.9%로 나타났다. 반면, 한국의 경우를 보면 GDP 상승률이 2019년에 비해 2020년에 -0.9%로 나왔다. 이는 미국과 독일보다 훨씬 작은 감소폭이다 (The World Bank, 2021). 많은 선행연구에서 코로나19의 확산에 따른 봉쇄 조치와 경제 성장 사야에 관계가 존재한다는 것으로 분석되었다 (Baek et al, 2020; Cajner et al, 2020; Aum, Lee and Shin, 2021).

<표 1> 2020년 월별 코로나19 누적 확진자 데이터

2020년	한국	중국	일본	독일	미국	인도
1월	11	9790	15	5	8	1
2월	3150	79261	245	79	25	3
3월	9786	81565	2255	71808	192079	1397
4월	10774	82919	14284	163009	1081076	34863
5월	11503	83062	16741	183410	1799678	190609
6월	12850	83580	18605	195418	2643199	585481
7월	14336	84383	36256	210399	4566943	1695988
8월	20182	85104	68385	244802	6025727	3691166
9월	23889	85458	83579	292913	7234441	6312584
10월	26511	86019	100446	517736	9079084	8137119
11월	34652	86588	148824	1069912	13684851	9462809
12월	61769	87117	235749	1746929	20161472	10286709

자료: Our World in Data, 2021

코로나19는 사회뿐만 아니라 경제에도 매우 큰 영향을 미쳤다. 특히 노동시장에 큰 변화가 있었다. 가장 큰 변화 중 하나는 재택근무와 같은 유연근무제의 활용 증가이다. 많은 기업이 코로나19 감염 위험을 피하고자 재택근무 등과 같은 유연근무제의 활용을 확대하거나 처음으로 도입했다. 이는 컴퓨터로 처리가 가능한 업무가 대부분인 산업의 경우에는 코로나19로 인한 경제적 피해를 회피하고 감염 위험을 줄이는 데 도움이 되었다. 하지만 재택근무가 불가능한 업종은 코로나19에 쉽게 대응할 수 없었다. 따라서 많은 기업이 코로나19에 대응하여 인력을 감축하거나 근로시간을 크게 줄여야 했다. 생산을 일시적으로 중단한 기업의 경우도 적지 않았다. 그러나 한국, 일본, 독일 그리고 미국 4개국의 2020년 공식 실업률을 비교해 보면 미국의 경우에만 급격히 증가했음을 알 수 있다 (OECD, 2021). 한국은 2019년 12월 코로나19 발생하기 직전에 3.7%의 실업률을 기록하고 있었는데, 2020년 6월말까지 4.2%로 0.5% 포인트만 증가했다. 일본과 독일에서도 실업률의 증가폭이 각각 0.6% 포인트와 0.7% 포인트로 비슷한 수준이었다. 그러나 미국의

경우에는 매우 다른 수치를 보여준다. 미국 공식 실업률은 2019년 12월에 3.5%였는데 2020년 4월에 14.8%까지 올랐다가 동년 6월까지 11.1%로 다시 감소했다. 2019년 12월에 비해 총 7.6% 포인트 증가한 것이다.

<표 2> 2019년 11월 - 2020년 12월 월별 실업률

	한국	미국	일본	독일
19.11	3.7	3.6	2.3	3.2
19.12	3.7	3.6	2.2	3.3
20.01	3.9	3.5	2.4	3.4
20.02	3.4	3.5	2.4	3.5
20.03	3.8	4.4	2.5	3.6
20.04	3.8	14.8	2.6	3.7
20.05	4.3	13.3	2.8	3.9
20.06	4.2	11.1	2.8	4
20.07	4.1	10.2	2.9	4
20.08	3.3	8.4	3	4.1
20.09	4	7.8	3	4.1
20.10	4.2	6.9	3.1	4.1
20.11	4.2	6.7	3	4.1
20.12	4.5	6.7	3	4

자료: OECD: Unemployment Rate

그 원인 중 하나는 각 국가의 정부가 실행하는 지원금 정책 때문일 수 있다. 특히 미국과 독일의 경우를 비교하면 이 차이를 더욱 선명히 볼 수 있다. 독일과 미국은 코로나19의 확산을 막기 위해 봉쇄 조치를 취했는데 실업률은 두 국가에서 매우 다르게 움직였다. 대부분의 국가가 근로시간을 단축하고 고용관계를 유지하는 기업에게 지원금 또는 혜택을 많이 주었다 (Adams-Prassl et al, 2020; Bennedsen et al, 2020; Campanella and Vernazza, 2020). 독일은 예전부터 ‘Kurzarbeit’ 라는 근로시간 단축 정책을 적극적으로 활용해 왔다. 근로시간 단축 정책으로는 기업들이 경제적 어려움을 겪거나 국가 경제가 불황에 빠졌을 때 근로시간을 단축하면 국가로부터 근로자의 임금에 대한 지원금을 받을 수 있다. 한국과 일본도 코로나19에 대응해 비슷한 정책을 실행했다. 한국의 경우에는 고용유지지원금이 비슷한 방식으로 고용관계를 계속 유지하는 기업에게 지급되고 있다. 그러나 미국의 경우에는 코로나19 이전에도 이와 같은 지원금제도가 존재하지 않았다. 미국 정부는 2020년 3월말에 코로나19의 충격을 통제하기 위해 ‘CARES’ 라는 기업 지원금 정책을 실시했다. 하지만 많은 학자들은 실업률이 코로나19로 인한 노동시장 변화를 현실적으로 반영하지 못하고 있음을 비판하였다. (Blundell, Bozio and Laroque, 2013; Apedo-Amah et al, 2020; Bennedsen et al, 2020; Han, 2021. 기업이 고용유지지원금과 같은 지원금을 받으면 근로자의 고용관계는 유지되지만, 사실 단축된 근로시간만큼 실업이 발생한다고 보았기 때문이다.

본 연구는 한국 제조업 기업들이 2020년 상반기에 코로나19로부터 어떠한 영향을 받았

는지를 분석한다. 제조업은 한국의 주산업 중 하나이며 2020년 기준 한국 GDP 중 27.1%로 매우 큰 비중을 차지했다. 제조업 기업들은 코로나19로 인해 여러 가지 경로로 타격을 받았다(Cai and Luo, 2020; Miroudot, 2020; 정은미, 2020; 최문정·김명현, 2020). 첫 번째로는 앞에서 언급했듯이 많은 국가가 코로나19의 확산을 예방하기 위해 수출 및 수입을 제한시키면서 발생한 파생 충격이다. 한국 경제 관련 데이터를 보면 한국 경제 GDP 대비 무역의존도는 2020년 기준 60.1%이다. 이는 무역의존도가 67.1%인 독일보다는 작은 수준이지만 31.6%인 중국과 25.3%인 일본 그리고 18.3%인 미국보다 훨씬 큰 수준이다. 글로벌 가치사슬이 코로나19로부터 크게 타격을 받아서 생산 과정에서 필요한 재화에 대한 공급이 갑자기 끊기면 수출 및 수입에 크게 의존하는 경제들이 큰 피해를 입을 가능성이 크다(박재곤, 2021). 한국 경제는 무역에 크게 의존할 뿐만 아니라 중국에 대한 무역의존도가 다른 교역국보다 압도적으로 높다. 중국은 한국의 가장 중요한 수입 교역국이자 수출 교역국이다. 중국에서 많은 기업이 코로나19로 인해 일시적으로 생산을 중단해야 했다. 예를 들면, 코로나19가 처음으로 크게 발생한 우한 지역은 중국 자동차산업의 중심지이기 때문에 해당 지역에서 생산이 끊기면 이는 글로벌 가치사슬에 큰 충격을 줄 것으로 예측된다. 한 교역국에 지나치게 의존하는 경우라면 상대국에서 일어난 충격으로 인한 파생 충격이 그 국가와 무역하는 상대국에게 큰 영향을 줄 수 있다(Miroudot, 2020; 최문정·김명현, 2020; 박재곤, 2021). 두 번째는 코로나19로 인한 수요 충격이다. 많은 가계가 코로나19로 인해 수익 감소를 겪었기 때문에 총 소비가 크게 감소했다. 전 세계 정부들이 실시하는 사회적 거리두기로 인해 사람들이 자가에서 보내는 시간이 늘어났기 때문에 특정 재화에 대한 수요 또한 크게 떨어졌다(K내포 변동 et al, 2020; 이승호·홍민기, 2020). 또한, 많은 기업이 코로나19 감염 위험을 막고자 재택근무와 같은 유연근무제를 도입해서 기업의 정상적인 운영을 확보했는데, 제조업의 경우에는 이와 같은 운영 방식이 매우 어렵기 때문에 다른 산업보다 코로나19에 더 크게 노출되어 있었다. 따라서 요약하자면 한국 제조업 기업들은 무역에 대한 의존도, 코로나19의 감염 위험 그리고 수요 충격의 요인으로 코로나19로 인한 영향을 크게 받았을 것이다. 하지만 2020년 상반기 한국 경제를 다른 국가와 비교하면 한 지점에서 매우 달랐음을 볼 수 있다. 이는 한국 정부는 다른 국가와 달리 강력한 봉쇄 조치를 취하지 않았고 1차 대유행을 다른 국가보다 성공적으로 막았다는 점이다. 한국 정부는 사회적 거리두기 조치를 실시하며 사적 모임을 크게 제한하였지만 근로자의 통근에 있어서는 다른 국가에 비해 큰 변화가 없었다. 따라서 본 연구는 코로나19로 인한 봉쇄가 없을 때, 제조업 기업은 어떠한 영향을 받았는지 분석한다. 정책적 봉쇄가 없는 노동시장을 분석한다는 점에서 대부분의 선행연구와 다르다.

본 연구는 한국노동연구원에서 2005년부터 2년마다 공개되는 사업체패널 조사의 8차 조사 베타 버전을 활용하여 2가지 연구 질문을 분석한다. 첫 번째, 기업의 특성에 따라 코로나19로 인한 수요 충격이 어떤 기업에게 주로 발생했는지에 대한 분석이다. 그 이유는 앞에서 언급했듯이 한국 정부가 2020년 상반기에 다른 국가에 비해 봉쇄 조치를 취하지 않았기 때문이다. 즉 한국의 사례가 봉쇄가 없는 경제에서 코로나19로 인한 충격이 주

로 어떠한 기업에게 발생했는지 연구하기에 적합하다. 또한, 코로나19로 인한 충격의 발생 원인을 파악하는 것이 코로나19로 인한 충격의 크기에 대한 인과관계를 이해하는 데 도움이 될 것으로 기대된다.

둘째, 앞에서 언급한 수요 충격이 발생했을 때 기업이 이로 인해 어떠한 고용충격을 받았는지 기업의 총 근로시간 변동을 종속변수로 두고 선행회귀분석 모형으로 추정한다. 이를 분석하기 위해 먼저 총 근로시간의 변동을 분석한 다음에 총 근로시간 변동을 근로자 수 증감에 따른 외연 변동과 근로시간 조정으로 인한 내포 변동으로 분리해서 분석한다. 그 이유는 고용유지지원금과 같은 정책 때문에 기업들이 고용량을 근로자 수보다 우선 근로시간으로 조정했을 가능성이 크기 때문이다. 이 때문에 실업률이 실제 고용변동을 현실적으로 나타내지 못함을 주장한 선행연구가 많다 (Blundell, Bozio and Laroque, 2013; Apedo-Amah et al, 2020; Bennedsen et al, 2020; Han, 2021). 본 연구는 한국 노동시장에서 충격의 크기가 근로시간 변동 형태마다 어떻게 나타났는지 분석하고 서로 비교한다.

본 연구의 구조는 다음과 같다. II장에서 선행연구를 검토하고 III장에서는 본 연구에서 사용한 데이터 및 분석 모형을 자세히 설명한다. IV장에서 기초통계량 및 분석 결과를 소개한다. V장에서는 결론 및 본 연구의 한계점을 제시한다.

II. 선행연구

1. 코로나19로 인한 노동시장 변화

현재 다수의 연구가 코로나19로 인한 노동시장 변화를 보여주고 있다. Cajner et al(2020)은 미국 근로자 임금 데이터를 이용하여 코로나19가 2020년 상반기에 미국 노동시장에 어떠한 영향을 미쳤는지 분석했다. Cajner et al(2020)의 연구 결과에 따르면 미국 총 고용량이 2020년 4월에 전년 동기에 비해 -21%까지 감소했지만 동년 6월까지 -13%인 수준까지 조금 회복했다. 그 이유는 2020년 4월과 6월 사이에 많은 미국 기업들이 운영을 다시 시작했기 때문이라고 했다. 그러나 이러한 결과는 정부의 봉쇄 조치로부터 영향을 받았을 가능성이 크다. 표본을 운영을 중단한 기업과 운영을 중단하지 않은 기업으로 나누어 모형을 재추정한 결과 실업의 약 1/4 정도가 기업 운영 제한 조치로 인해 발생했다고 했다. Baek et al(2020)은 또한 미국 노동시장 데이터를 이용하여 봉쇄 조치가 코로나19 위기 상황 속 고용량의 변화에 어떠한 영향을 미쳤는지 분석한 바가 있다. 연구 결과 1700만 건의 실업 신고 중 약 400만 건은 봉쇄 조치 때문이었고, 이는 Cajner et al(2020)과 일치하는 결과이다. Forsythe, Kahn and Lange(2020)는 미국 노동시장 모집 공고 및 실업 신고 데이터를 활용하여 코로나19가 2020년 미국 노동시장의 노동수요에 어떠한 영향을 미쳤는지 분석하며, 2020년 2월과 4월 사이에 모집 공고 개수가 44% 감소했다는 것을 밝혔다. 해석에 따르면 이 연구 결과가 기업들이 코로나19에 대응하면서 노동수요를 자연스럽게 조정했다는 것을 보여주는 결과이다.

반면, 한국 노동시장의 경우를 살펴보면, 한국 정부가 2020년 상반기에 다른 국가만큼 외출 제한 또는 봉쇄 조치를 크게 취하지 않았다는 것을 알 수 있다. Aum, Lee and Shin(2021)은 이 점을 고려하고 경제활동인구조사 데이터를 사용하여 코로나19 위기 초기 노동시장 변화를 이중차분 모형으로 연구하였다. 이중차분 모형을 사용한 이유는 코로나19가 2020년 초에 종교모임으로 인하여 대구에서 처음으로 크게 발생한 것을 랜덤 사건이라고 보았기 때문이다. Aum, Lee and Shin(2021)의 연구결과에 따르면 확진자 1000명이 발생하였을 때 해당 지역 고용량이 2~3% 정도 감소했다. 특히 30인 미만인 소기업의 고용량이 규모가 더 큰 기업보다 크게 감소했음을 보였다. 하지만 Aum, Lee and Shin(2021)의 연구 결과는 2020년 3월 시점 데이터를 이용했기 때문에 매우 짧은 기간만 연구했다는 한계점을 가진다. Lee and Yang(2020)도 경제활동조사 데이터와 이중차분 모형을 이용하여 코로나19가 한국 노동시장에 어떠한 영향을 미쳤는지 분석한 바가 있다. 연구 결과에 따르면 코로나19로 인한 실직이 2020년 4월에 110만 명으로 최고치를 기록했지만 2020년 8월까지 점점 다시 회복되는 추세를 보였다.

또 다른 다수의 선행연구는 코로나19와 같은 위기가 발생했을 때, 사업장의 특성에 따라 기업의 고용 행동에 어떤 차이가 났는지를 분석했다. Bartik et al(2020)은 미국 중소기업들이 2020년 4월에 어떠한 대응 조치를 취했는지를 연구했다. 그들의 연구에 따르면 조사 대상 기업 중 43%가 일시적으로 영업을 중단했다. 기업들이 또한 평균적으로 인력을 40% 감소했다고 응답했다. Bartik et al(2020)의 연구가 또한 많은 중소기업의 유동성 상황이 매우 약해져 중소기업들이 코로나19 상황을 오래 버티지 못할 것을 보였다. Zuperkiene et al(2020)은 2020년에 리투아니아 기업 데이터를 활용해 3인 이하, 10인 이하 그리고 100인 이하 소기업과 중소기업에게 코로나19 충격이 가장 크게 나타났다는 것을 밝혔다. Beglaryan and Shakhmuradyan(2020)은 아르메니아 데이터를 이용하여 동일한 문제를 로짓모형을 이용해서 분석하며 중소기업들이 대기업보다 인력 감소 또는 임금 삭감 조치를 취했을 확률이 2배 더 크다는 것을 밝혔다. Buchheim et al(2020)도 독일 기업데이터를 이용해 유사한 연구결과를 얻은 바가 있다. 기업의 규모가 클수록 기업이 코로나19로 인해 입은 충격의 크기가 작은 것으로 분석되었다. Buchheim et al(2020)에 따르면 대기업이 중소기업보다 재화 및 서비스가 더 다양해서 위기에 더 유연하게 대응할 수 있고 기업이 대기업일수록 경영과 인사관리에 대한 지식이 더 많을 가능성이 존재하기 때문이다.

Buchheim et al(2020)은 또한 2020년 독일 제조업 서비스업 그리고 판매업 데이터를 이용하여 코로나19 이전 기업의 재정 상태가 코로나19 위기 속 기업들의 행동과 미래 전망에 어떠한 영향을 미쳤는지 회귀분석으로 분석한 바가 있다. 조사 대상 기업 중 16%가 코로나19에 대응하여 고용 감소 조치를 취했다고 응답했다. Buchheim et al(2020)은 코로나19 이전 기업의 재정 상태에 따라 코로나19로 인한 충격의 크기가 다르게 나타났음을 보였다. 코로나19 이전에 경제적인 어려움을 겪은 기업은 코로나19로 인한 경제적 충격이 크게 나타났고 기업의 재정 상태가 코로나19 이전에 좋았던 기업의 경우에는 역의 분석

결과가 나타났다. 또한, 코로나19 이전 재정 상태가 좋지 않았던 기업은 그렇지 않은 기업보다 인력감축 조치를 더 자주 취했다는 것을 밝혔다. Shen et al(2020)은 중국 기업 데이터를 이용해 코로나19로 인한 충격의 크기를 기업의 재정 상태에 따라서 분석했다. Shen et al(2020)의 연구 결과에 따르면 코로나19가 기업의 매출에 매우 부정적 영향을 미쳤다. 그 현상은 확진자가 많은 지역일수록 크게 나타났다. Shen et al(2020)은 또한 재정적인 제약이 매출의 감소폭과 기업의 운영에 부정적인 영향을 미칠 수 있다는 것을 밝혔다.

한국의 노동시장의 또 다른 특징 중 하나는 고용형태에 따른 고용안정성 차이이다. 황선웅(2020)은 코로나19 상황에서 정규직과 비정규직의 실직 데이터를 비교하며 비정규직 근로자들이 코로나19로 인해 실직했을 확률이 약 2배 더 크다는 것을 보여주었다. 특히 파견 및 용역 등 특수근로자들이 코로나19로 인해 실직을 당했을 확률이 다른 근로자 집단보다 더 크게 나타났다. 비슷한 맥락에서 기업이 하청업체일 때도 코로나19로 인한 충격과 관련성이 있을 수 있다. 대부분의 하청업체들은 원청업체에게 생산 위탁을 받아서 재화를 생산한다. 김남주·서치원·박지석(2020)은 하청업체에 대한 설문조사를 실시한 바가 있다. 그 결과에 따르면 많은 하청업체가 코로나19로 인해 원청업체와의 거래가 더 불공정해졌다고 응답했다. 그러나 앞선 연구는 자동차산업만 조사했기 때문에 다른 산업에 비슷한 현상이 나타났는지 반영하지 못하는 한계점을 가지고 있다.

2. 근로시간 변동 이론

많은 선행연구가 코로나19로 인한 고용 충격을 분석할 때 근로자의 실직에 중점을 두었다. 하지만 Bennedsen et al(2020)은 2020년 덴마크 노동시장 데이터를 이용해서 정부가 코로나19 위기를 극복하고자 실시하고 있는 지원금 정책을 분석하며 정책들이 실직의 발생을 제한시키는 효과는 있었지만 대신 휴직과 같은 방법으로 인한 근로시간 감소를 유도했다는 것을 보였다. 즉 노동시장의 고용 변동을 살펴보면 현재 코로나19로 인한 실업이 두 가지 경로로 이루어지고 있음을 관찰할 수 있다. 첫 번째는 고용량 변동으로 인한 실업이다. 이 현상은 외연 변동(extensive margin)이라고 불린다. 두 번째는 근로시간 단축으로 인한 근로시간 감소 혹은 불완전 취업이다. 코로나19가 장기화되기 전까지 코로나19 위기가 언제까지 지속될지에 대한 정확한 정보가 없었기 때문에 많은 기업은 고용량을 줄이지 않고 기존 근로자의 근로시간을 줄였다. 이 때문에 기업들이 코로나19에 대응하여 고용량을 감소시키지 않고 대신 근로시간을 대폭 단축했을 가능성이 매우 크다. 이에 따라 총 근로시간 변동에서 내포 변동(intensive margin)의 비중이 매우 클 것이다. Blundell, Bozio and Laroque(2013)는 40년간의 미국 영국 그리고 프랑스 노동시장 데이터를 사용하여 고용량의 외연 변동 및 내포 변동을 분석하며 두 실업 형태가 모두 크게 나타났다는 것을 밝혔다. Blundell, Bozio and Loroque(2013)는 이 분석을 통해 실업을 연구하는데 있어서 총 근로시간의 변동을 분석하는 것이 노동시장의 흐름을 이해하는 데

중요한 역할을 한다는 것을 보였다.

선행연구 중에 기업들이 코로나19에 대응하여 정확히 어떤 조치를 취했는지 살펴본 연구가 많다. Apedo-Amah et al(2020)은 51개국 나라의 2020년 데이터를 이용해서 코로나19로 인한 매출 충격이 기업의 고용행동에 큰 영향을 미쳤다는 것을 밝혔다. 그들의 연구에 따르면 대부분 기업이 코로나19 초기에 휴업 또는 휴직과 같은 방법을 통해서 근로시간을 크게 줄였다. 하지만 Apedo-Amah et al(2020)은 대부분 기업이 한 경로만으로 총 근로시간을 줄이지 않고 동시에 여러 가지 경로를 통해 총 근로시간을 조정했다는 것도 밝혔다. Campanella and Vernazza(2020)는 2020년 데이터와 오쿤의 법칙(GDP 상승률과 실업의 반비례한 관계)을 이용하여 여러 나라의 오쿤 점수를 계산했다. 이 점수가 정부 지원금 정책이 많은 나라일수록 낮게 나타났다는 것을 밝혔다. 그 이유는 지원금 정책이 많은 나라일수록 지원금제도의 도입으로 근로시간 단축이 발생했기 때문이라고 해석했다. Adams-Prassl et al(2020)의 연구에 따르면 2020년 4월에 미국 근로자 중 18%, 그리고 영국 근로자 중 15%가 코로나19로 인하여 실직했다고 응답했는데 독일에서는 5%에 불과했다. 이는 독일이 코로나19 이전에도 급여손실 지원 정책과 근로시간단축제를 활발히 운영하던 것을 주 요인으로 해석할 수 있다.

국내 연구를 살펴보면, Han(2021)은 2020년 한국 경제활동인구조사 데이터를 이용해 한국 내에 코로나19로 인해 발생한 실업을 연구하면서 외연 변동과 내포 변동이 모두 크게 나타났음을 밝혔다. Han(2021)의 연구에 따르면 한국에서 코로나19가 2020년 초에 처음 크게 나타났을 때 많은 근로자가 근로시간 감소를 겪었다. 그 이유는 한국 정부가 코로나19에 빠르게 대응하여 고용유지 지원금 정책을 실시했기 때문일 가능성이 높다고 해석했다. Lee and Yang(2020)에 따르면 한국의 전체 노동시장을 보았을 때 총 근로시간이 2020년 3월과 4월에 각각 2.3시간 그리고 5.7시간 감소했다.

3. 코로나19가 국내 제조업에 미치는 영향

코로나19가 국내 제조업 기업에 어떠한 영향을 미쳤는지에 관한 선행 연구를 살펴보기로 한다. Cai and Luo(2020)는 코로나19가 제조업에 미친 영향이 어떤 경로로 이루어지고 있는지를 분석했다. 첫째, 코로나19가 중국에서 처음으로 발생했을 때 중국 정부가 엄격한 봉쇄 조치를 취했기 때문에 많은 기업이 생산을 일시적으로 중단해야 했다. 이에 따라서 중국에서 생산되는 재화의 공급이 갑작스럽게 끊겼다. Miroudot(2020) 그리고 최문정과 김명현(2020)은 동아시아 제조업의 가치사슬을 분석하며 동아시아 국가들이 지난 10년 동안 중간재의 수입을 크게 줄이기 시작했다는 것을 밝혔다. 그리고 코로나19로 인하여 이 현상이 가속될 가능성이 높다는 것을 강조했다. 하지만 최문정과 김명현(2020)은 한국의 글로벌 가치사슬 활동을 더 자세히 연구하면서 한국의 글로벌 가치사슬 활동의 특징이 중국과 일본 등 소수의 국가에 대한 의존도가 지나치게 높다는 것을 보였다.

Qin, Liu and Zhou(2020)는 OECD 데이터를 사용해서 코로나19로 인한 중국 기업 생산 중단이 코로나19 위기 초기에 글로벌 가치사슬에 어떠한 영향을 미쳤는지 분석하며 앞에서 언급한 연구들과 일치하는 결과를 얻었다. 코로나19 위기 상황에서 중국 기업의 생산 중단이 세계 경제에 큰 영향을 미쳤다는 것으로 분석 결과가 밝혀졌다. 중국 기업의 생산 중단으로 인해 가장 크게 피해를 입을 후방산업(중국으로 재화를 수출하는 업종)은 베트남, 한국, 일본 그리고 멕시코 등의 후방산업으로 분석되었고 중국 기업의 생산 중단으로 인해 가장 크게 타격을 받을 전방산업(중국에서 생산 재화를 수입하는 업종)은 한국, 미국, 일본, 대만 등의 전방산업이다. 중국 자동차부품산업이 코로나19가 처음으로 발생한 우한 지역에 집중되어 있어서 해당 산업에 일어난 충격이 매우 클 것을 미리 예측했다. 한 사례를 예로 들자면 이재영과 배준호(2020)는 2020년 데이터를 이용해서 코로나19가 충남 지역과 경기 지역의 자동차부품산업에 미친 영향을 분석한 바가 있다. 앞 연구에 따르면 자동차부품산업은 코로나19가 처음으로 확산된 2020년 상반기에 국내 완성차 공장의 생산 중단으로 인하여 매우 큰 타격을 받았다. 자동차부품산업의 수출은 경기와 충남 지역에서 2020년 상반기에 전년동기에 비하여 각 28.3% 그리고 36.2% 감소했고 전체 국내 시장의 생산은 15.9% 그리고 수출은 28.5% 감소했다. 자동차부품산업에 의존하는 다른 제조업 산업이 많기 때문에 자동차부품산업에서 수급 문제가 발생했을 때 다른 산업들이 이 영향을 간접적으로 겪었을 가능성이 크다. 또한, 앞에서 언급했듯이 미국과 중국을 비롯하여 많은 교역국의 정부가 엄격한 봉쇄 조치를 취했기 때문에 다른 국가에서 발생한 생산충격이 한국 기업에게도 부정적 영향을 미쳤을 가능성이 크다. 이 현상들이 계속해서 서로를 강화시켰을 가능성이 또한 크다. 중소기업중앙회(2020)가 2020년 2월에 국내 기업 250개를 대상으로 코로나19의 초기 영향에 대한 설문 조사를 실시했다. 2020년 2월에 코로나19로 인한 영향을 받은 제조업 기업 중 56.4%가 원자재수급 차질 발생, 43.6%가 부품수급 차질 발생 그리고 23.1%가 계약물량 또는 수주물량 취소 문제가 크게 발생했다고 응답했다.

코로나19가 국내 제조업에 영향을 미치는 두 번째 경로는 코로나19의 세계적인 확산에 따른 수요 충격이다. Kim et al(2020)은 싱가포르 데이터를 이용하여 코로나가 소비자 행동에 어떠한 영향을 미쳤는지를 분석하며 코로나19가 2020년 상반기에 가계 소비 지출을 22.8% 그리고 노동 수익을 5.9%만큼 감소시킨 영향을 미쳤다는 것을 밝혔다. 이승호와 홍민기(2020)는 한국 데이터를 사용해 비슷한 분석 결과를 얻었다. 앞 연구에 따르면 가구 소득과 지출이 코로나19로 인하여 4.4% 그리고 11.1% 감소했고 사회적 거리두기 단계에 따라 큰 변동을 보였다. 이러한 수익 및 소비 감소가 기업에게 타격을 주었을 가능성이 존재한다. 하지만 산업연구원(2021)은 한국 제조업 데이터를 분석하며 한국 제조업이 다른 국가보다 코로나19로 인한 성장 둔화가 작게 나타났다는 것을 밝혔다. 보고서에 따르면 2018년 UNIDO 기준으로 세계 제조업 중 3위인 한국 제조업의 성장이 2020년 2/4분기에 1.6% 포인트로 감소했다. 또한 한국 경제의 수출률이 2020년에 오히려 2019년보다 4.9% 포인트만큼 상승했다. 하지만 한국의 수출률을 월별로 분석한 결과 2020년 3

월부터 전년동기에 비해 -1.8%로 감소하기 시작했고 4월에 -25.6%로 최저치를 찍었는데 그 이후부터는 6월까지 -10.9%까지 다시 회복하기 시작했다. 즉 2020년 상반기에 수출률의 감소가 기업에게 큰 영향을 미쳤을 가능성이 크다. 수출률이 2020년 12월까지 +12.4%로 전년동기에 비해 오히려 높은 수치를 보였다. 정은미(2020)는 한국 제조업에서 코로나19로 인해 내수 위축이 발생하고 이에 따라서 많은 제품의 수출이 크게 감소했다는 것을 밝혔다. 이에 따라 산업용 소재와 부품 장비 등 많은 제품에 대한 내수 위축 악순환이 발생하고 있다. 국내 총 수요가 약 2% 포인트 감소하고 기계와 섬유·의류 등의 수요는 5% 포인트 이상 감소할 것을 밝혔다.

III. 데이터 및 분석 방법

1. 데이터

본 연구는 2가지 연구 질문을 분석한다. 첫 번째로는 기업의 특성에 따라서 어떤 제조업 기업에서 2020년 상반기에 코로나19로 인한 수요 충격이 발생했는지 로짓모형으로(Logit Model) 추정한다. 두 번째 주제로는 수요 충격이 발생했을 때 이 충격이 기업의 총 근로시간 변동과 근로시간의 외연 변동 및 내포 변동에 어떠한 영향을 미쳤는지 OLS 선형회귀모형으로 연구한다. 본 연구에서는 앞에서 언급한 연구 질문을 분석하기 위해 한국노동연구원 사업체패널 8차 조사 베타 버전 데이터를 활용한다. 사업체패널 조사는 대한민국 기업을 한국 표준산업분류코드에 따라 농·임업, 어업 그리고 관업을 제외한 17개 산업으로 나눠서 인적자원, 노사관계, 고용행동 등 노동시간을 기업 수준에서 연구하기 위한 기초 자료를 제공한다. 사업체패널 데이터는 2005년부터 2년마다 공개되는데 현재 8차 조사 베타 버전까지 조사되었다. 사업체패널은 매차 약 2,700개의 기업에 대한 데이터를 제공한다. 2019년 8차 조사 표본은 민간부문 2,781개와 공공부문 기업 87개 사업장으로 구성되어 있다. 사업체패널 8차 조사는 대부분 2019년 12월 기준 데이터이지만 사업체패널 8차 조사에는 코로나19가 2020년 상반기에 한국 노동시장에 어떠한 영향을 미쳤는지에 대한 2020년 6월 기준 부가 조사도 포함되어 있다.

2. 분석 모형

가. 코로나19가 사업체에 미친 충격

본 연구는 기업의 특성에 따라 기업이 코로나19로 인해 수요 충격을 받았는지를 로짓모형으로 추정한다. 로짓모형은 종속변수가 이진변수인 경우에 흔히 사용된다. 모형의 종속변수로는 계약 및 수주물량 충격의 발생 여부를 사용한다. 즉 기업이 충격을 겪지 않았

을 때 종속변수의 값이 0이고 기업이 코로나19로 인한 충격을 겪었을 때는 종속변수의 값이 1이다. 사업체패널 8차 조사 코로나19 부가 조사에는 “원자재 및 부품”, “계약 및 수주물량”, “인력운영” 그리고 “수출 및 수입” 등 코로나19로 인한 충격에 관한 4가지 변수가 포함되어 있다. 본 연구에서는 그 4가지 변수 중에서 계약 및 수주물량 충격에 초점을 맞추고 이를 코로나19로 인한 수요 충격으로 해석한다. 그 이유는 대부분 제조업 기업이 주문을 받아서 재화를 생산하기 때문이다. 즉 재화에 대한 수급이 글로벌 가치사슬 충격으로 인해 끊기면 이가 결국 기업의 주문량에 가장 영향을 미칠 것으로 예측되고 이에 따라 기업의 매출이 크게 감소했을 것으로 예측된다. 본 연구에서 활용한 데이터에서도 계약 및 수주물량 충격에 대한 변수와 매출변동 간의 상관관계가 가장 높은 것으로 나타났다. 따라서 계약 및 수주물량 충격에 대한 변수가 코로나19로 인한 충격을 종합적으로 가장 잘 나타내는 것으로 예측된다.

계약 및 수주물량 충격에 대한 변수를 코로나19로 인한 수요 충격으로 해석할 수 있는 또 다른 이유는 사업체패널 8차 코로나19 부가조사가 코로나19의 영향에 초점을 맞추었기 때문이다 (“코로나 바이러스 확산이 귀 사업장에 미친 영향이 어떠하였습니까?”). 즉 코로나19가 아닌 다른 원인의 영향은 이 변수에 포함되지 않았기 때문에 코로나19로 인한 충격을 추정하기에 적합한 변수이다. 사업체패널 8차 코로나19 부가 조사 대상 기업들이 1~5 기준에서 (매우 부정적 ~ 매우 긍정적) 코로나19로 인한 충격이 있었는지에 대한 질문에 응답했다. 그러나 긍정적 또는 매우 긍정적인 충격이 발생했다고 응답한 기업의 표본이 매우 적어 해당 기업을 표본에서 제외하고 부정적 그리고 매우 부정적인 충격을 겪은 기업을 하나의 집단으로 묶어 주어서 모형을 추정한다.

모형(1)의 독립변수로는 기업의 규모, 수출비중, 하청업체 여부 그리고 기업이 어떤 세 부산업에 속하는지에 대한 변수를 사용한다. 첫 번째 독립변수는 기업의 규모이다. 대부분 선행연구에서 기업의 규모와 코로나19로 인한 충격 간의 상관관계가 분석되었다. 그 이유는 기업이 클수록 경영 지식이 많고 생산하는 재화가 그렇지 않은 기업보다 다양해 기업이 위기에 더 유연하게 대응할 수 있기 때문이라고 해석했다 (Bartik et al, 2020; Berglaryan et al, 2020; Buchheim et al, 2020; Zuperkiene et al 2020). 모형(1)에서는 기업 규모 변수가 코로나19로 인한 충격의 발생 여부에도 영향을 미쳤는지 분석한다. 이를 위해 소기업, 중소기업 그리고 대기업 여부에 대한 더미 변수로 구축하여 모형에 포함한다. 제조업 기업이 2015년 이전까지 종사자 근로자 수에 따라 분류되었지만 2015년 이후 부터는 지난 3년간 평균 매출에 따라서 분류된다. 본 연구에서는 표본 기업을 중소기업 범위기준에 (중소기업기본법 제2조 및 같은 법 시행령 제3조) 따라 소기업, 중소기업 그리고 대기업으로 분류해서 이에 대한 더미변수를 모형에 포함한다 (중소벤처기업부, 2018).

두 번째 독립변수로는 한국 경제의 특징인 높은 무역의존도를 반영하기 위해 기업의 수출률을 모형에 포함한다. 글로벌 가치사슬에 대한 충격으로 인해 수출에 크게 의존하는 기업들이 그렇지 않은 기업보다 충격을 더 크게 받았을 가능성이 클 것으로 예측된다

(Cai and Luo, 2020; Miroudot, 2020; 최문정·김명헌, 2020; 박재곤, 2021).

또한 기업의 하청업체 여부가 기업이 코로나19로 인해 충격을 받았는지에 영향을 미쳤는지 분석한다. 하도급 거래관계에 있는 하청업체들은 벤더로서 주로 원청업체 또는 상위 벤더에게 위탁을 받아서 재화를 생산한다. 따라서 하청업체들이 코로나19와 같은 수요 충격이 발생했을 때 상위벤더에게 주문 감소 또는 주문 취소를 당했을 가능성이 더 클 수 있다 (김남주·서치원·박지석, 2020).

본 연구는 기업이 속하는 세부 산업에 대한 더미변수에 특별한 관심을 둔다. 그 이유는 앞에서 언급했듯이 몇 개국에 지나치게 의존하는 한국 무역 패턴으로 인해 코로나19로 인한 충격이 코로나19 위기 초기에 모든 산업에게 동일하게 일어났는지 혹은 특정 세부 산업에서만 일어났는지를 규명하기 위함이다. (Cai and Luo, 2020; Miroudot, 2020; 최문정·김명헌, 2020) 마지막으로 기업이 위치하는 지역에 대한 더미 변수로 지역 특성에 따른 영향을 통제한다.

모형(2)는 수출률 변수와 세부산업에 대한 변수의 상호작용항을 포함시킨다. 즉 코로나 영향을 받을 가능성이 산업에 따라 특정 기업의 수출률에 따른 충격의 차이가 존재할 수 있다.

나. 코로나19 충격과 고용 변동

본 연구는 또한 계약 및 수주물량 충격의 발생이 기업의 고용 변동에 미친 영향을 분석한다. 코로나19로 인한 근로시간 변동이 두 가지 경로로 이루어지고 있다. 첫 번째 경로는 근로자 수의 증감으로 인한 근로시간 변동이다. 기업이 위기로 인해 매출이 감소했을 때 이에 대응하고자 근로자 수를 조정할 수 있다. 근로자 수의 조정으로 인한 근로시간 변동은 관련 이론에서 외연 변동(extensive margin)이라고 불린다. 하지만 정부가 코로나19로 인한 실직의 발생을 막기 위해 고용유지지원금 등 여러 가지 지원금 정책을 실시하고 있다. 기업이 코로나19로 인해 큰 매출감소를 겪었을 때 근로자를 해고하지 않고 고용관계를 계속 유지하면 국가로부터 지원금을 받을 수 있다. 총 근로시간이 이런 방식으로 근로시간의 단축으로 인해 감소하는 (또는 증가하는) 현상은 내포 변동(intensive margin)이라고 불린다 (Blundell, Bozio and Laroque, 2013; Apedo-Amah et al, 2020). 기업이 코로나19와 같은 위기로 인해 경제적인 어려움을 겪고 있을 때 두 방법으로 총 근로시간을 줄이고 인건비를 절약할 수 있다.

그러나 두 가지 경로 사이에 명확한 차이가 존재한다. 첫 번째 차이점은 해고로 인해 발생하는 비용이다. 근로자를 해고하면 기업에 있어서 큰 비용이 발생할 수 있다. 기업이 해고할 근로자에게 퇴직금을 지불해야 할 수 있을 뿐만 아니라 상황이 회복되어 새로운 근로자를 고용할 경우에 새로 고용한 근로자를 다시 훈련시켜야 한다. 반면, 고용관계를 유지하고 근로자의 근로시간을 단축하면 이런 비용이 발생하지 않는다 (Buchheim et al, 2020). 또한, 기업이 국가로부터 고용유지지원금을 받는 경우, 근로시간 단축의 기회비용

이 근로자를 해고하는 것의 기회비용보다 더 싸진다. 마지막으로, 해고는 영구적인 결정이므로 해고한 근로자를 나중에 재고용하는 것이 불가능할 수 있다. 반면, 근로시간을 단축했을 경우에는 근로시간을 원래대로 돌리는 것이 보다 쉬운 일이다. 그 이유로 기업이 코로나19 위기 상황에서 외연 변동보다 내포 변동을 더 적극적으로 이용했을 가능성이 높다 (Apedo-Amah et al, 2020).

본 연구에서는 코로나19로 인한 충격이 총 근로시간 변동, 외연 변동 그리고 내포 변동에 어떠한 영향을 미쳤는지 분석한다. 모든 값을 2019년 말 기준 변동량으로 계산한다. 외연 변동은 다음 식으로 구했다.

$$EM_i = \left[\frac{(Y_{2020,i} * T_{2019,i})}{(Y_{2019} * T_{2019,i})} - 1 \right] * 100 \quad (1)$$

위 식에서 EM은 외연 변동을 의미한다. Y는 기업이 2019년 12월과 2020년 6월에 응답한 총 근로자수를 뜻하고 T는 근로자의 평균 근로시간을 의미한다. 이 값을 백분율로 변환하기 위해 마지막 단계에서 100과 곱해 주었다. 내포 변동은 다음 식으로 계산한다.

$$IM = \left[\frac{(T_{2019} + \Delta T) * Y_{2020} - Y_{2020} * T_{2019}}{Y_{2019} * T_{2019}} \right] * 100 \quad (2)$$

위 식에서 IM은 외연 변동을 뜻한다. 우변의 첫 번째 항은 기업의 2019년 평균 근로시간에 기업이 2020년 6월에 응답한 평균 근로시간 변동량을 더한 값과 2020년 근로자수를 곱한 값이다. 이는 2020년 실제 총근로시간이다. 이 값에서 근로시간 변동이 없었을 경우의 총근로시간을 뺀다. 본 연구에서는 내포 변동을 계산하기 위해 코로나19 위기가 발생하지 않았다면 2019년 12월과 2020년 6월 사이에 평균 근로시간에 변화가 없었을 것이라는 가정을 한다. 2019년 12월 대비 변동을 나타내기 위해 분자를 2019년 말 총 근로시간으로 나눈다. 이 값도 외연 변동과 마찬가지로 백분율 값으로 변환하기 위해 100을 곱해 준다. 마지막으로 총 근로시간의 변동은 외연 변동과 내포 변동의 합이다. 총 근로시간의 변동을 다음 식으로 구한다.

$$\Delta W = EM + IM \quad (3)$$

본 연구에서는 코로나19로 인한 충격이 앞에서 언급한 총 근로시간 변동, 외연 변동 그리고 내포 변동에 어떠한 영향을 미쳤는지 각 변동량을 종속변수로 두고 각각 5개의 OLS 선형회귀모형으로 추정한다. 모형(1)은 우선 통제변수의 영향만 따로 추정한다. 모

형(1)의 독립변수로는 기업의 규모, 이윤율, 수출비중 그리고 정규직 비중을 사용한다. 첫 번째 독립변수로는 앞에서 언급한 기업 규모를 모형에 포함한다. 그 이유는 앞에서 언급했듯이 중소기업과 대기업이 소기업보다 충격에 더 유연하게 대응할 수 있을 것으로 예측되기 때문이다 (Bartik et al, 2020; Beglaryan and Shakhmuradyan, 2020; Buchheim et al, 2020; Zuperkiene et al, 2020). 즉 기업 규모와 근로시간 변동 간에 양(+)의 관계가 존재한다는 것으로 예측된다. 두 번째 독립변수로는 코로나19 이전 기업의 이윤율을 모형에 포함한다. 코로나19 이전에 경제적 어려움을 겪고 있던 기업들이 코로나19로 인하여 더 큰 충격을 받았을 뿐만 아니라 그렇지 않은 기업보다 해고 조치를 더 자주 취했다는 것으로 분석되었다 (Buchheim et al, 2020; Shen et al, 2020). 본 연구에서는 코로나19 이전 기업의 재정 상태를 판단하기 위해 2019년 12월 기준 당기 순이익에 대한 변수를 이용한다. 그러나 순이익의 절대값만으로 기업의 재무 상황을 판단하는 것은 어려운 일이다. 따라서 총 매출 대비 이윤율을 설명변수로 모형에 포함했다. 이윤율은 다음과 같은 식으로 구한다.

$$\text{이윤율} = \frac{\text{당기순이익}}{\text{영업수익} + \text{영업외수익}} \quad (4)$$

즉 이윤율은 기업의 총 수익에서 세후 이익액이 차지하는 비중을 뜻한다. 본 연구에서는 이윤율이 높을수록 기업의 고용 충격이 발생했을 확률이 낮다는 것으로 예측된다. 그 이유는 코로나19 이전 기업의 재무 상태가 좋을수록 기업이 코로나19가 2020년 상반기에 처음 확산되었을 때 경제적인 그렇지 않은 기업에 비해 경제적으로 더 여유로워 코로나19의 초기 충격을 더 오래 버틸 수 있기 때문이다. 따라서 이윤율과 근로시간의 변동 기업의 규모와 마찬가지로 양(+)의 관계가 나타날 것으로 예측된다. 세 번째 독립변수로는 기업의 정규직 비중을 모형에 포함한다. 선행연구에서 코로나19로 인한 고용충격이 비정규직과 특수근로자에게 크게 나타났다 (황선웅, 2020). 이는 기업에 있어서 비정규직 근로자의 수를 줄이는 것이 정규직 근로자의 수를 줄이는 경우보다 비용이 덜 발생하기 때문일 수 있다. 따라서 정규직이 많은 기업일수록 오히려 내포 변동을 더 많이 활용했을 가능성이 크다는 것으로 예측된다. 코로나19가 2020년 상반기에 처음으로 확산되었을 때 한국 노동시장에도 이런 관계가 있었는지 확인하기 위해 기업의 고용안정성으로 정규직 비중을 모형에 포함한다. 이외에는 기업이 속하는 세부업종과 기업이 위치하는 지역에 대한 더미변수를 통제변수로 모형에 포함한다. 충격의 발생 여부에 대한 모형과 달리 충격이 발생했을 때 기업이 속하는 세부업종에 대한 변수가 종속변수에 큰 영향을 주지 않을 것으로 예측된다.

모형(2)는 모형(1)에 기업의 수출 비중 변수를 추가한다. 코로나19로 인한 충격이 수출에 크게 의존하는 기업에게 더 크게 늘어났다면 수출률과 근로시간 변동 간에 음(-)의 관계가 존재한다는 것으로 예측된다. 이를 확인하기 위해서 모형(2)는 기업의 수출비중에

대한 변수만 모형에 추가한다.

모형(3)은 수출비중 변수를 모형에서 다시 제외한 다음에 계약 및 수주물량 충격에 대한 더미변수를 모형에 추가한다. 코로나19로 인한 수요 충격으로 기업의 매출이 크게 떨어졌을 가능성이 높기 때문에 근로시간의 변동과 수요 충격에 대한 변수 간에 강한 음(-)의 관계가 존재한다는 것으로 예측된다.

모형(4)은 모형(3)에 기업의 수출비중을 다시 포함한다. 그 이유는 수출비중에 대한 변수가 코로나19 충격 발생 여부의 원인인 것으로 분석된다면, 즉 두 변수 간의 상관관계가 존재한다면, 충격에 대한 변수를 통해서 수출비중 변수가 근로시간 변동에 미치는 영향의 일부를 설명할 수 있기 때문이다. 즉, 코로나19 상황에서 충격이 주로 수출을 많이 하는 기업에서 일어났다면 두 변수의 영향을 모두 통제된 모형에서 각 변수의 영향이 변수를 따로 통제된 모형보다 매우 달라질 수 있다. 두 변수 간에 어떠한 관계가 있는지 연구하기 위해 모형(4)에서는 두 변수의 영향을 동시에 통제한다.

모형(5)은 수요 충격에 대한 변수의 영향을 더 정확하게 추정하기 위해 충격 변수를 매우 부정적 그리고 부정적인 충격에 대한 변수로 나누어서 모형을 한 번 더 추정한다.

IV. 분석 결과

1. 기초통계량

본 연구에서 사용한 표본의 기초통계량이 다음과 같다. 결측치 및 이상치 처리 후 남은 최종 표본은 한국 제조업 기업 791개로 구성되어 있다. 계약 및 수주물량을 받은 기업의 표본은 총 기업 287개, 충격을 받은 기업의 표본은 총 기업 504개로 구성되어 있다. 또한, 계약 및 수주물량 충격에 대한 변수를 더 나누어 보면 부정적인 충격을 겪었다고 응답한 기업의 수는 358개이고 매우 부정적인 충격을 겪은 기업의 수는 146개이다. 고용 변동을 살펴보면 다음과 같다. 제조업 기업들의 총 근로시간이 2019년 12월과 2020년 6월 사이에 평균적으로 약 5.89% 포인트 감소했다. 이 변동을 외연 변동과 내포 변동으로 나누어 보면 내포 변동의 값이 평균적으로 외연 변동의 값보다 크게 나타났음을 볼 수 있다. 총 표본 기업들의 내포 변동은 약 -3.94% 포인트, 외연 변동은 약 -1.95% 포인트 움직였다. 이는 선행연구에서 나온 결과와 일치하는 현상이다. 총 표본을 계약 및 수주물량, 즉 코로나19로 인한 수요 충격의 발생 여부에 따라 나누어 보면 두 집단 간 총 근로시간 변동의 값에 큰 차이가 있음을 알 수 있다. 충격이 발생하지 않은 기업의 총 근로시간이 평균적으로 약 -0.94% 포인트 변했고 내포 변동과 외연 변동은 각각 약 -0.367% 포인트와 -0.57% 포인트로 총 표본보다 낮은 수준이다. 반면, 충격을 겪은 기업의 총 근로시간은 약 -8.71% 포인트로 평균적으로 충격이 없던 기업보다 9배 정도 크게 나타났다. 충격을 겪은 기업의 내포 변동과 외연 변동은 각각 약 -5.97% 포인트와 -2.74% 포인트

로 충격을 받지 않은 기업보다 훨씬 크게 나타났다. 기업의 규모에 대한 기초통계량은 충격을 받은 기업과 충격을 받지 않은 집단 간에 큰 차이가 나지 않는다. 총 표본은 소기업, 중소기업 그리고 대기업의 비중이 17.95%, 45.89% 그리고 36.16%로 나왔다.

<표 3> 기초통계량

변수	총 표본		계약 및 수주물량 충격		계약 및 수주물량 충격	
			0		1	
계약 및 수주물량 충격			36.28%		63.72%	
부정적 충격					45.26%	
매우 부정적 충격					18.46%	
근로시간 변동 (%)						
총 근로시간 변동	-5.8911	(13.7114)	-0.9404	(6.6622)	-8.7103	(15.7508)
내포 변동	-3.9366	(10.4961)	-0.3667	(4.6167)	-5.9695	(12.2269)
외연 변동	-1.9545	(8.4151)	-0.5737	(4.7449)	-2.7408	(9.8341)
기업 규모						
소기업	0.1795	(0.3840)	0.1638	(0.3707)	0.1885	(0.3915)
중소기업	0.4589	(0.4986)	0.4704	(0.5000)	0.4524	(0.4982)
대기업	0.3616	(0.4808)	0.3659	(0.4825)	0.3591	(0.4802)
수출비중 (%)	18.3617	(25.3571)	12.3544	(21.4561)	21.7825	(26.754)
정규직 비중 (%)	93.5086	(0.3840)	94.5245	(12.1115)	92.9301	(0.3915)
하청업체 여부	0.1795	(13.7173)	0.1638	(0.3707)	0.1885	(14.5326)
이윤율 (%)	1.0408	(16.3822)	2.2194	(15.5176)	0.3697	(16.833)
세부산업						
음식료품 및 담배	0.1049	(0.3067)	0.1498	(0.3575)	0.0794	(0.2706)
섬유 및 가죽제품	0.0556	(0.2293)	0.0279	(0.1649)	0.0714	(0.2578)
목재, 종이, 인쇄 및 복제업	0.0392	(0.1942)	0.0453	(0.2083)	0.0357	(0.1858)
석탄 및 석유	0.1732	(0.3787)	0.2125	(0.4098)	0.1508	(0.3582)
화학제품	0.1517	(0.3590)	0.1533	(0.3609)	0.1508	(0.3582)
비금속광물 및 금속제품	0.3224	(0.4677)	0.2822	(0.4509)	0.3452	(0.4759)
전기 전 정밀 기계	0.1530	(0.3602)	0.1289	(0.3357)	0.1667	(0.3730)
운송장비 및 기타						
N	791		287		504	

자료: 한국노동연구원 사업체패널 8차 조사 베타 버전

() 안은 표준편차

충격을 받지 않은 기업은 같은 비중이 16.38%, 47.04% 그리고 36.59%로 매우 비슷하게 나왔고 충격을 받은 기업의 규모 분포도 마찬가지로 18.85%, 45.24% 그리고 35.91%로 매우 비슷한 구조를 보인다. 총 표본의 수출비중은 평균적으로 18.36%로 나왔으나 충격을 받지 않은 기업의 수출비중이 12.35%로 충격을 받은 기업의 수출비중인 21.78%보다 약 9% 작게 나타났다. 고용의 안정성, 총 근로자의 정규직 비중의 분포는 모든 표본에서 매우 비슷하게 나타났다. 총 표본의 정규직 비중은 93.51%로 평균적으로 높게 나왔다. 충격을 받은 기업과 그렇지 않은 기업의 정규직 비중이 각각 94.52%와 92.93%로 평균적으로 비슷하게 나왔다. 하청업체 여부에 대한 변수 또한 비슷한 패턴을 보인다. 총 표본 중 17.95%가 하청업체라면, 충격을 받지 않은 기업 중에는 16.38%가 하청업체이고 충격을 받은 기업의 표본의 경우에는 동일한 변수가 18.85%로 비슷하게 나타났다. 이윤율은 각 표본마다 다르게 나타났다. 총 표본의 이윤율은 1.04%로 나왔으나 충격을 받지 않은 기업의 이윤율은 2.22%로 총 표본보다 높게 나타났다. 충격을 받은 기업의 이윤율은 평균 0.37%로 나타났다. 각 표본마다 세부산업의 분포는 다음과 같다. 총 표본 중 10.49%의 기업이 음식료품 및 담배 산업, 5.56%가 섬유 및 가죽제품, 3.92%가 목재, 종이, 인쇄 및 복제업, 17.32%가 석탄 및 석유 화학제품, 15.17%가 비금속광물 및 금속제품, 32.24%가 전기 전자 정밀 기계 그리고 15.30%가 운송장비 및 기타 산업에 속한다. 충격의 발생 여부에 따라 나눈 표본의 세부산업 분포는 매우 비슷한 패턴을 보이나 음식료품 및 담배 산업은 각각 14.98%와 7.94%로, 그리고 석탄 및 석유 화학제품 산업은 각각 21.25%와 15.08%로 총 표본과 큰 차이를 보인다.

2. 코로나19가 사업체에 미친 충격

<표 4>는 계약 및 수주물량 충격 발생에 대한 로짓모형의 분석결과를 나타내고 있다. 모형(1)에서 기업이 코로나19로 인한 계약 및 수주물량 충격을 겪었을 확률을 기업의 특성에 따라 로짓모형으로 추정했다. 본 연구에서 사용한 로짓모형의 결과를 평균적인 한계효과로 바꾸어 추정했다. 분석 결과 수출비중에 대한 변수가 1% 유의수준에서 유의한 것으로 나타났다. 수출비중이 1% 포인트 증가했을 때 충격을 받았을 확률이 평균적으로 0.38% 증가했다는 것으로 나타났다. 기업이 속하는 세부산업에 대한 변수의 추정치에 대한 분석 결과는 다음과 같다. 음식료품 및 담배 산업보다 충격이 받았을 확률이 5% 유의수준에서 유의하게 분석된 세부산업은 섬유 및 가죽제품 산업 (24.93%), 전기 전자 정밀 기계 산업 (12.49%) 그리고 운송장비 및 기타 산업인 (12.69%) 것으로 나타났다. 중소기업과 대기업에 대한 기업 규모 변수의 추정치는 예측한대로 음(-)의 값으로 추정되었다. 중소기업의 경우에는 충격을 받았을 확률이 소기업에 비해서 -6.41%로 더 작게 나타났고 대기업의 경우에는 동일한 추정치가 -5.8%로 나타났다. 이는 기업 규모가 크면 계약 및 수주물량 충격이 나타났을 확률이 작다는 것을 의미하지만 모형(1)에서는 이 값이 5% 유의수준에서 유의하지 않은 것으로 분석되었다. 하청업체 여부에 대한 변수는 충격을 받았

을 확률을 1.1% 증가시키는 영향을 미쳤지만 이 값도 본 연구에서 5% 유의수준에서 유의하지 않았다.

특정한 산업에 속하면서 수출에 크게 의존하는 기업들에 대해 코로나19로 인한 충격이 발생했을 확률이 보다 더 큰지 연구하기 위해 모형(2)에서는 수출비중과 세부산업을 서로 곱해준 상호작용항을 모형에 포함했다. 상호작용항에 대한 추정치 중 섬유 및 가죽제품 산업 그리고 비금속광물 및 금속제품 산업에 대한 추정치가 5% 유의수준에서 각각 18.8%와 14.4%로 비교적단인 음식료품

산업보다 충격을 받았을 확률이 추가적으로 더 높은 것으로 나타났다. 운송장비 및 기타 산업에 대한 상호작용항이 10% 유의수준에서 9.1%로 유의하게 나타났다. 기업 규모 그리고 하청업체 여부에 대한 추정치의 값과 유의성에는 큰 변화가 없었다. 중소기업과 대기업의 경우에는 충격이 발생했을 확률이 각각 -5.6%와 -7.1%로 나왔지만 여전히 5% 유의수준에서 유의하게 나타나지 않았다. 하청업체 여부에 대한 변수는 충격을 받았을 확률을 1.35% 증가시키는 영향을 미쳤지만 5% 유의수준에서 유의하지 않게 나타났다.

3. 코로나19 충격과 고용 변동

본 연구의 두 번째 연구 질문으로는 코로나19로 인한 계약 및 수주물량 충격의 발생에 따른 고용 변동을 기업 수준에서의 근로시간을 종속변수로 두고 OLS 선형회귀 모형으로 추정했다. <표 5>는 총 근로시간 변동에 대한 회귀분석 결과를 나타낸다. 모형(1)은 중소기업과 대기업에 대한 변수가 모두 5% 유의수준에서 유의하게 나타나며 소기업에 비해 각각 3.32% 포인트와 4.28% 포인트로 총 근로시간을 증가시키는 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 이는 소기업이 2019년 말과 2020년 6월 사이에 그렇지 않은 기업보다 더 큰 충격을 받았다는 것으로 해석할 수 있다. 다음으로 이윤율이 1% 유의수준에서 1% 포인트 증가했을 때 총 근로시간이 약 0.115% 포인트 증가했다는 것으로 분석되었다. 이 결과를 선행연구에서 언급됐듯이 코로나19 이전에 경제적으로 여유로운 기업들이 코로나19의 초기 충격을 그렇지 않은 기업보다 덜 받았다는 것으로 해석할 수 있다. 마지막으로 정규직의 비중, 즉 기업의 고용안정성에 대한 변수는 1% 포인트 증가했을 때 기업의 총 근로시간을 약 0.0035% 포인트 증가시키는 영향을 미쳤지만 5% 유의수준에서 유의하지 않게 나타났다.

<표 4> 계약 및 수주물량 충격 발생 여부 로짓모형 분석 결과 (평균 한계효과)

변수	모형(1)	모형(2)
	dy/dx	dy/dx
기업 규모 (비교: 소기업)		
중소기업	-0.0641 (0.0552)	-0.0561 0.0503
대기업	-0.0580 (0.0507)	-0.0712 0.0550
수출비중	0.0038*** (0.0008)	-0.0046 0.0050
하청업체 여부	0.0110 (0.0497)	0.0135 0.0491
세부산업 (비교: 음식료품 및 담배)		
섬유 및 가죽제품	0.2493*** (0.0555)	0.1781** (0.0821)
목재, 종이, 인쇄 및 복제업	0.0846 (0.0873)	0.0678 (0.0954)
석탄 및 석유 화학제품	0.0222 (0.0669)	-0.0151 (0.0787)
비금속광물 및 금속제품	0.1103* (0.0603)	0.0205 (0.077)
전기 전자 정밀 기계	0.1249** (0.0587)	0.0916 (0.0676)
운송장비 및 기타	0.1269** (0.0614)	0.0774 (0.075)
수출비중 * 섬유 및 가죽제품		0.0188** (0.0089)
수출비중 * 목재, 종이, 인쇄 및 복제업		0.005 (0.0063)
수출비중 * 석탄 및 석유 화학제품		0.008 (0.0052)
수출비중 * 비금속광물 및 금속제품		0.0144** (0.006)
수출비중 * 전기 전자 정밀 기계		0.0077 (0.0051)
수출비중 * 운송장비 및 기타		0.0091* (0.0054)
N	791	791
Pseudo R2	0.0602	0.0694
Prob> Chi2	0.0003	0.0011

자료: 한국노동연구원 사업체패널 8차 조사

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

2) () 안은 표준오차

3) 모든 모형에는 제시된 변수 외에 기업이 위치하는 지역에 대한 더미변수 통제되었음

모형(1)에 기업의 수출비중을 추가한 모형(2)의 분석 결과는 다음과 같다. 기업의 수출비중에 대한 변수는 1% 포인트 증가했을 때 총 근로시간이 약 -0.043% 포인트 감소했다는 것으로 분석되었지만 이 값은 10% 유의수준에서만 유의하게 나타났다. 중소기업과 대기업에 대한 변수는 모형(1)과 비슷하게 나왔다. 두 변수 모두 5% 유의수준에서 각각 3.58% 포인트와 4.89% 포인트와 모형(1)보다 약간 더 큰 영향을 미친 것으로 나왔다. 이윤율에 대한 변수의 영향이 모형(1)에 비해 모형(2)에서 0.111로 조금 약하게 나타났지만 여전히 1% 유의수준에서 유의했다. 정규직 비중에 대한 변수는 약 -0.0426% 포인트로 모형(2)에서는 모형(1)과 달리 총 근로시간을 감소시키는 영향을 미치는 것으로 분석되었지만 여전히 유의하지 않았다.

모형(1)에 계약 및 수주물량 충격에 대한 더미변수를 추가한 모형(3)의 결과가 다음과 같다. 계약 및 수주물량 충격에 대한 더미변수는 1% 유의수준에서 -7.09%로 예측한 것과 같이 총 근로시간에 매우 부정적인 영향을 미쳤다는 것으로 나타났다. 중소기업 및 대기업에 대한 더미변수의 5% 유의수준에서 유의하게 나타나며 각각 3.066% 포인트와 4.15% 포인트로 모형(1)과 모형(2)에 비해 약하게 나타났다. 이윤율에 대한 변수는 여전히 1% 유의수준에서 유의한 것으로 분석되었지만 추정치의 값은 0.1051%로 중소기업과 대기업에 대한 변수와 마찬가지로 모형(1)과 모형(2)보다 작게 나타났다. 정규직 비중에 대한 변수는 1% 증가했을 때 총 근로시간 변동에 -0.0113% 포인트로 부정적인 영향을 미쳤다는 것으로 분석되었지만 유의하지는 않았다.

모형(4)는 수출비중과 계약 및 수주물량에 대한 변수를 동시에 통제했다. 그 결과 계약 및 수주물량 충격에 대한 변수가 여전히 1% 유의수준에서 유의하게 나타나면서 -6.92% 포인트로 총 근로시간에 매우 부정적인 영향을 미쳤다는 것으로 분석되었다. 이와 달리, 수출비중에 대한 변수는 모형(4)에서 더 이상 10% 유의수준에서도 유의하지 않았다. 이는 앞에서 언급했듯이 수출률에 대한 변수가 충격에 대한 변수로 설명된다는 것으로 해석할 수 있다.

다른 변수에 대한 추정결과를 보면 중소기업과 대기업에 대한 변수는 모두 5% 유의수준에서 유의하게 나타나면서 각각 3.197% 포인트와 4.446% 포인트로 총 근로시간을 증가시키는 영향을 미쳤다는 것으로 분석되었다. 정규직 비중에 대한 변수의 추정치는 정규직 비중이 1% 포인트 증가했을 때 총 근로시간이 약 0.021% 포인트 감소했다는 것으로 분석되었지만 유의하지 않았다.

마지막으로 모형(5)의 분석 결과를 살펴보겠다. 모형(5)는 계약 및 수주물량에 대한 변수를 부정적인 충격을 겪었다는 응답과 매우 부정적인 충격을 겪었다는 응답으로 나누어서 따로 통제했다. 분석 결과 부정적인 충격에 대한 변수가 1% 유의수준에서 유의하게 나타나면서 -4.69% 포인트로 총 근로시간에 부정적인 영향을 미쳤다. 매우 부정적인 충격에 대한 더미변수도 1% 유의수준에서 유의한 것으로 나타나며 -12.89% 포인트로 총 근로시간을 크게 감소시키는 영향을 미쳤다. 최종 모형인 모형(5)에서는 중소기업과 대기업에 대한 변수가 모두 1% 유의수준에서 유의하게 나타나면서 각각 3.066% 포인트와

3.89% 포인트로 총 근로시간을 증가시키는 영향을 미쳤다는 것으로 나타났다. 마지막으로 정규직의 비중에 대한 변수는 1% 포인트 증가했을 때 총 근로시간을 약 1.66% 포인트 감소시키는 것으로 분석되었다.

다음으로 근로시간의 내포 변동에 대한 선형회귀분석 결과를 살펴보겠다. <표 6>은 내포 변동에 대한 분석결과를 나타낸다. 먼저 모형(1)을 살펴보겠다. 총 근로시간에 대한 모형과 다르게 내포 변동에 대한 모형(1)은 중소기업과 대기업에 대한 변수 모두 5% 유의수준에서 유의하지 않게 나타나며 각각 1.546% 포인트와 1.95% 포인트로 내포 변동에 긍정적인 영향을 미쳤다는 것으로 나타났다. 이윤율에 대한 변수는 10% 유의수준에서 유의하게 나타나면서 1% 증가했을 때 내포 변동을 약 0.06% 증가했다는 것으로 분석되었다. 마지막으로 정규직에 대한 변수는 1% 포인트 증가했을 때 내포 변동이 약 0.017% 포인트 감소했다는 것으로 나타났다. 이는 정규직 비중이 높을수록 기업들이 근로시간을 더 많이 줄였다는 것으로 해석할 수 있지만 추정치가 5% 유의수준에서 유의하게 나타나지 않았다.

다음으로 모형(1)에 기업의 수주비중을 추가한 모형(2)의 분석 결과를 살펴보겠다. 수출비중에 대한 변수가 1% 포인트 증가했을 때 내포 변동이 약 -0.02% 포인트 감소했다는 것으로 나타났지만 이 값도 5% 유의수준에서 유의하게 나타나지 않았다. 중소기업과 대기업에 대한 변수도 마찬가지로 5% 유의수준에서 유의하게 나타나지 않았지만 각각 1.68% 포인트와 1.85% 포인트로 내포 변동에 긍정적인 영향을 미쳤다는 것으로 분석되었다. 이윤율에 대한 변수가 1% 포인트 증가했을 때 내포 변동량이 0.062% 포인트 증가했다는 것으로 분석되었지만 이 값이 여전히 10% 유의수준에서만 유의하게 나타났다. 정규직에 대한 비중도 모형(1)과 비슷하게 5% 유의수준에서 유의하지 않게 나타나면서 -0.019% 포인트로 내포 변동량을 감소시키는 영향을 미쳤다는 것으로 분석되었다.

다음으로 모형(3)을 살펴보겠다. 계약 및 수주물량 충격에 대한 변수를 모형에 포함한 결과 1% 유의수준에서 내포 변동을 5.085% 포인트 감소시키는 영향을 미쳤다는 것으로 분석되었다. 중소기업과 대기업에 대한 변수는 모두 5% 유의수준에서 유의하지 않게 나타나면서 각각 1.36% 포인트와 1.85% 포인트로 모형(1)과 모형(2)보다 작은 영향을 미쳤다. 이윤율에 대한 변수의 추정치는 10% 유의수준에서 유의하게 나타났지만 내포 변동량을 0.057% 포인트로 모형(1)과 모형(2)보다 덜 증가시키는 영향을 미쳤다는 것으로 추정되었다. 정규직 비중에 대한 변수는 1% 증가했을 때 내포 변동이 약 -0.0187% 포인트 움직였다는 것으로 나타났지만 유의하지 않은 것으로 분석되었다.

모형(4)의 추정 결과 다음과 같다. 수출비중과 계약 및 수주물량 충격에 대한 변수를 동시에 통제 한 결과 충격에 대한 변수는 여전히 1% 유의수준에서 유의하게 나타나며 약 -5.04% 포인트로 내포 변동을 많이 감소시키는 것으로 나타났다. 이는 모형(3)과 거의 같은 값이다. 반면, 수출비중에 대한 변수는 1% 증가했을 때 내포 변동량이 약 0.006% 포인트 감소한 것으로 나타났다. 이는 모형(2)에서 추정한 값보다 훨씬 작은 값이다. 중소기업과 대기업에 대한 변수의 값이 모두 5% 유의수준에서 유의하지 않게 나타나면서

<표 5> 총 근로시간 변동 - 선형회귀분석 결과

변수	모형(1)	모형(2)	모형(3)	모형(4)	모형(5)
기업 규모 (비교: 소기업)					
중소기업	3.3213** (1.5245)	3.5781** (1.5316)	3.0661** (1.4501)	3.1971** (1.4668)	3.0661** (1.4003)
대기업	4.2839*** (1.5278)	4.8893*** (1.5966)	4.1474*** (1.458)	4.4455*** (1.5331)	3.8927*** (1.4506)
이윤율	0.1152*** (0.0376)	0.1105*** (0.0376)	0.1051*** (0.0349)	0.1031*** (0.0348)	0.1029*** (0.0337)
정규직 비중	0.0035 (0.0349)	-0.0005 (0.0351)	-0.0113 (0.0336)	-0.0129 (0.0337)	-0.0133 (0.0315)
수출비중		-0.0426* (0.0229)		-0.0208 (0.0226)	-0.0166 (0.0216)
계약 및 수주물량 충격			-7.088*** (0.7944)	-6.9246*** (0.803)	
부정적					-4.6854*** (0.8672)
매우 부정적					-12.8862*** (1.5534)
세부산업 (비교산업: 음식료품 및 담배)					
섬유 및 가죽제품	-9.1477*** (2.8432)	-8.6055*** (2.8493)	-6.7263** (2.7451)	-6.5179** (2.7572)	-6.0326** (2.592)
목재, 종이, 인쇄 및 복제업	1.0745 (1.8601)	1.2808 (1.8633)	1.8541 (1.8839)	1.9366 (1.8786)	2.4868 (1.8427)
석탄 및 석유 화학제품	-2.5778 (1.6259)	-1.7928 (1.6335)	-1.8873 (1.5346)	-1.5207 (1.5427)	-1.6306 (1.4874)
비금속광물 및 금속제품	-3.3153* (1.7479)	-3.0521* (1.7682)	-2.2824 (1.6924)	-2.178 (1.7087)	-1.2956 (1.7054)
전기 전자 경미 기계	-1.2171 (1.4505)	-0.3604 (1.4974)	0.2474 (1.4128)	0.6311 (1.4473)	0.4822 (1.3988)
운송장비 및 기타	-3.0628* (1.8421)	-2.4617 (1.8784)	-1.6919 (1.7657)	-1.4306 (1.7967)	-0.4297 (1.7746)
N	791	791	791	791	791
R2	0.0993	0.1046	0.1578	0.1590	0.2041
Prob > F	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

자료: 한국노동연구원 사업체패널 8차 조사

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

2) () 안은 표준오차

3) 모든 모형에는 제시된 변수 외에 기업이 위치하는 지역에 대한 더미변수가 통제되었음

각각 1.4% 포인트와 1.937% 포인트로 내포 변동을 증가시키는 영향을 미쳤다는 것으로 추정되었다. 마지막으로 정규직에 대한 비중은 모형(3)과 거의 동일하게 5% 유의수준에서 유의하지 않은 것으로 나오면서 약 -0.006% 포인트로 내포 변동에 부정적인 영향을 미친 것으로 나타났다.

마지막으로 내포 변동에 대한 모형(5)의 추정결과 다음과 같다. 계약 및 수주물량에 대한 변수를 부정적인 충격과 매우 부정적인 충격에 대한 변수로 나누어서 모형을 다시 추정한 결과 부정적인 충격에 대한 변수는 1% 유의수준에서 유의하게 나타나면서 내포 변동을 약 3.07% 포인트 감소시키는 것으로 분석되었다. 매우 부정적인 충격에 대한 변수가 1% 유의수준에서 약 -10.28% 포인트로 부정적인 충격에 대한 변수보다 내포 변동을 훨씬 크게 감소시키는 영향을 미친 것으로 나타났다. 수출비중에 대한 변수의 추정치의 값이 모형(5)에서 모형(4)보다 0.002% 포인트로 더 작게 나타났고 5% 유의수준에서 유의하지 않았다. 중소기업과 대기업에 대한 두 변수의 추정치는 최종모형에서 모두 5% 유의수준에서 유의하지 않았지만 각각 1.28% 포인트와 1.45% 포인트로 내포 변동을 증가시키는 영향을 미쳤다. 이윤율에 대한 변수는 최종모형에서 1% 포인트 증가했을 때 평균적으로 내포 변동량을 약 0.056% 포인트 증가시키는 영향을 미친 것으로 분석되었다. 마지막으로 정규직 비중에 대한 변수는 1% 포인트 증가했을 때 내포 변동량이 약 -0.002% 포인트 감소한 것으로 분석되었다.

다음으로 근로시간의 외연 변동에 대한 선형회귀모형의 추정 결과를 살펴보겠다. <표 7>은 이에 대한 결과를 나타내고 있다. 모형(1)의 추정결과는 다음과 같다. 중소기업과 대기업에 대한 변수는 각각 1.78% 포인트와 2.33% 포인트로 외연 변동에 긍정적인 영향을 미쳤지만 대기업에 대한 변수의 추정치만 5% 유의수준에서 유의한 것으로 분석되었다. 정규직 비중에 대한 변수는 1% 포인트 증가했을 때 외연 변동량이 오히려 0.02% 포인트 증가했다는 것으로 나타났다. 이는 선행연구와 일치하는 결과이다. 즉 기업의 정규직 비중이 높은 기업이 그렇지 않은 기업보다 평균적으로 근로자 수를 덜 줄였다는 것으로 분석되었다. 하지만 이 값은 5% 유의수준에서 유의하게 나타나지 않았다. 중소기업에 대한 변수는 10% 유의수준에서만 유의하게 나타났다. 즉 이를 중소기업과 대기업이 소기업보다 2019년 말과 2020년 6월 사이에 충격을 덜 받은 것으로 해석할 수 있다. 이윤율에 대한 변수는 5% 유의수준에서 유의하게 나타나면서 1% 포인트 증가했을 때 외연 변동량이 약 0.05% 포인트 증가했다는 것으로 분석되었다.

<표 6> 내포 변동 - 선형회귀분석 결과

변수	모형(1)	모형(2)	모형(3)	모형(4)	모형(5)
기업 규모 (비교: 소기업)					
중소기업	1.5463 (1.1841)	1.6778 (1.1841)	1.3632 (1.141)	1.4006 (1.1398)	1.2853 (1.0719)
대기업	1.9499* (1.1629)	2.2599* (1.1776)	1.8519 (1.1236)	1.9371 (1.1338)	1.4507 (1.0528)
이윤율	0.0643* (0.0329)	0.062* (0.0325)	0.0571* (0.0316)	0.0566* (0.0312)	0.0564* (0.0294)
정규직 비중	-0.0166 (0.0265)	-0.0187 (0.0265)	-0.0272 (0.0258)	-0.0277 (0.0258)	-0.0281 (0.0237)
수출비중		-0.0218 (0.018)		-0.0059 (0.0179)	-0.0023 (0.0167)
계약 및 수주물량 충격 여부			-5.0854*** (0.592)	-5.0388*** (0.5953)	
부정적 충격					-3.0686*** (0.6292)
매우 부정적충격					-10.2841 *** (1.2837)
세부산업 (비교산업:음식료 품 및 담배)					
섬유 및 가죽제품	-5.2964*** (1.8662)	-5.0187*** (1.8227)	-3.5591* (1.8299)	-3.4996* (1.8064)	-3.0726* (1.7782)
목재, 종이, 인쇄 및 복제업	0.423 (1.5371)	0.5286 (1.5356)	0.9823 (1.5529)	1.0058 (1.5515)	1.4899 (1.5065)
석탄 및 석유 화학제품	-1.8789 (1.2317)	-1.4768 (1.2787)	-1.3835 (1.1699)	-1.2789 (1.2121)	-1.3755 (1.1767)
비금속광물 및 금속제품	-2.4573* (1.4223)	-2.3225 (1.4346)	-1.7162 (1.3834)	-1.6864 (1.3944)	-0.9101 (1.3746)
전기 전자 경밀 기계	-1.4344 (1.1993)	-0.9956 (1.2029)	-0.3836 (1.1686)	-0.2741 (1.168)	-0.4051 (1.1331)
운송장비 및 기타	-2.7028* (1.425)	-2.3949 (1.4629)	-1.7192 (1.3717)	-1.6446 (1.4042)	-0.764 (1.3848)
N	791	791	791	791	791
R2	0.0755	0.0779	0.1269	0.1271	0.1867
Prob > F	0.0012	0.0017	0.0000	0.0000	0.0000

자료: 한국노동연구원 사업체패널 8차 조사

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

2) () 안은 표준오차

3) 모든 모형에는 제시된 변수 외에 기업이 위치하는 지역에 대한 더미변수가 통제되었음

<표 7> 외연 변동 - 성형회귀분석 결과

변수	모형(1)	모형(2)	모형(3)	모형(4)	모형(5)
기업 규모 (비교: 소기업)					
중소기업	1.7751* (1.0097)	1.9003* (1.0363)	1.7029* (0.9983)	1.7965* (1.0309)	1.7808* (1.0291)
대기업	2.334** (1.0105)	2.6293** (1.1212)	2.2955** (0.9988)	2.5085** (1.1156)	2.442** (1.1011)
이윤율	0.0508** (0.0248)	0.0486* (0.0252)	0.048** (0.0242)	0.0465* (0.0246)	0.0465* (0.0247)
정규직 비중	0.0201 (0.0202)	0.0181 (0.0206)	0.0159 (0.02)	0.0148 (0.0203)	0.0147 (0.0202)
수출비중		-0.0208 (0.0163)		-0.0148 (0.0162)	-0.0143 (0.0162)
계약 및 수주물 량 충격 여부			-2.0026*** (0.5121)	-1.8858*** (0.508)	
부정적 충격					-1.6168*** (0.5643)
매우 부정적 충격					-2.6021*** (0.9986)
세부산업 (비교산업:음식 료품 및 담배)					
섬유 및 가죽제품	-3.8513* (2.1715)	-3.5868 (2.2072)	-3.1672 (2.1324)	-3.0183 (2.1647)	-2.96 (2.1229)
목재, 종이, 인쇄 및 복제업	0.6516 (0.7968)	0.7522 (0.8107)	0.8718 (0.8019)	0.9308 (0.8095)	0.9969 (0.8172)
석탄 및 석유 화학제품	-0.6989 (0.9707)	-0.316 (0.9202)	-0.5038 (0.9478)	-0.2419 (0.9079)	-0.2551 (0.906)
비금속광물 및 금속제품	-0.858 (0.8953)	-0.7297 (0.9253)	-0.5662 (0.8851)	-0.4916 (0.9109)	-0.3856 (0.9426)
전기 전자 경밀 기계	0.2173 (0.6976)	0.6352 (0.8037)	0.631 (0.7025)	0.9052 (0.8001)	0.8873 (0.7953)
운송장비 및 기타	-0.36 (1.0588)	-0.0668 (1.0609)	0.0273 (1.0511)	0.214 (1.0545)	0.3343 (1.0915)
N	791	791	791	791	791
R2	0.0580	0.0614	0.0704	0.0721	0.0738
Prob > F	0.0617	0.0891	0.0173	0.0236	0.0299

자료: 한국노동연구원 사업체패널 8차 조사

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

2) () 안은 표준오차

3) 모든 모형에는 제시된 변수 외에 기업이 위치하는 지역에 대한 더미변수가 통제되었음

다음으로 수출비중에 대한 변수를 추가한 모형(2)의 추정결과를 살펴보겠다. 수출비중에 대한 변수는 1% 포인트 증가했을 때 -0.021% 포인트로 외연 변동에도 부정적인 영향을 미쳤다는 것으로 분석되었지만 유의한 것으로 분석되지는 않았다. 중소기업에 대한 변수는 10% 유의수준에서 유의한 것으로 나타면서 1.9% 포인트로 외연 변동을 증가시키는 영향을 미쳤다는 것으로 미쳤다. 대기업에 대한 변수도 마찬가지로 2.63% 포인트로 외연 변동에 긍정적인 영향을 미쳤지만 중소기업에 대한 변수와 달리 5% 유의수준에서 유의하게 나타났다. 정규직 비중에 대한 변수는 모형(1)과 동일하게 5% 유의수준에서 유의하지 않은 것으로 분석되며 0.018% 포인트로 외연 변동량을 증가시키는 영향을 미친 것으로 나왔다. 이윤율에 대한 변수는 10% 유의수준에서 유의하게 나타나면서 1% 포인트 증가했을 때 외연 변동을 약 0.049% 증가시키는 영향을 미쳤다.

모형(1)에 계약 및 수주물량 충격에 대한 변수를 추가한 모형(3)의 분석 결과가 다음과 같다. 계약 및 수주물량에 대한 추정치는 1% 유의수준에서 유의하게 나타나면서 약 -2% 포인트인 것으로 추정되었다. 대기업에 대한 변수는 여전히 5% 유의수준에서 유의하게 나타났지만 약 2.3% 포인트로 모형(1)과 모형(2)보다 작은 영향을 미친 것으로 나타났다. 중소기업에 대한 변수도 여전히 10% 유의수준에서만 유의하게 나타났지만 외연 변동 변동량을 약 1.7% 포인트 증가시키는 영향을 미쳤다. 정규직에 대한 비중이 여전히 약 0.016% 포인트로 외연 변동에 긍정적인 영향을 미쳤지만 유의하지 않게 나왔다. 이윤율이 5% 유의수준에서 유의하게 나타나면서 1% 증가했을 때 외연 변동을 0.048% 포인트 증가시키는 것으로 추정되었다.

수출비중과 충격에 대한 변수를 동시에 통제된 모형(4)에 대한 분석 결과가 다음과 같다. 계약 및 수주물량에 대한 변수의 추정치는 여전히 1% 유의수준에서 유의하게 나타났지만 추정치의 값은 약 -1.89% 포인트로 모형(3)보다 조금 작은 것으로 나왔다. 수출비중에 대한 변수의 추정치는 1% 증가했을 때 외연 변동량이 약 -0.015% 포인트 감소했지만 이 값은 5% 유의수준에서 유의하지 않았다. 대기업에 대한 변수는 다음 모형과 동일하게 모형(4)에서도 5% 유의수준에서 유의하게 나오면서 약 2.51% 포인트로 외연 변동에 긍정적인 영향을 미쳤다. 중소기업에 대한 변수는 소기업보다 외연 변동량이 약 1.8% 포인트 높은 것으로 나타났지만 이 값은 10% 유의수준에서만 유의했다. 정규직 비중에 대한 변수는 모형(4)에서도 외연 변동량에 긍정적인 영향을 미쳤다는 것으로 나타났다. 정규직 비중이 1% 포인트 증가했을 때 외연 변동이 평균적으로 약 0.015% 포인트 증가하는 것으로 추정되었다. 이윤율에 대한 변수는 10% 유의수준에서 1% 포인트 증가했을 때 외연 변동량이 0.047% 포인트 증가하는 것으로 나왔다.

마지막으로 계약 및 수주물량에 대한 변수를 부정적인 충격과 매우 부정적인 충격으로 나눈 모형(5)의 분석 결과를 살펴보겠다. 분석 결과 부정적인 충격에 대한 추정치는 1% 유의수준에서 약 -1.62% 포인트로 추정되었고 매우 부정적인 충격에 대한 추정치는 같은 유의수준에서 약 -2.6% 포인트인 것으로 나타났다. 이는 내포 변동에 대한 추정치보다 훨씬 작은 값이다. 다른 변수에 대한 추정치를 살펴보면 다음과 같다. 수출비중

에 대한 변수는 1% 포인트 증가했을 때 외연 변동량이 약 -0.014% 포인트 감소했다는 것으로 나타났지만 이 값은 여전히 유의하지 않았다. 중소기업과 대기업에 대한 변수는 여전히 각각 10% 유의수준과 5% 유의수준에서 유의하게 나타나면서 각각 약 1.78% 포인트와 2.44% 포인트로 외연 변동에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 정규직 비중에 대한 변수는 최종모형에서도 1% 증가했을 때 외연 변동량을 약 0.015% 증가시키는 영향을 미쳤지만 유의하지 않았다. 이윤율에 대한 변수는 10% 유의수준에서 1% 포인트 증가했을 때 외연 변동을 약 0.047% 포인트 증가시키는 영향을 미치는 것으로 분석되었다.

4. 결론 및 시사점

코로나19 위기가 전 세계 모든 국가의 사회와 경제에 큰 영향을 미치고 있다. 거의 모든 국가가 코로나19의 확산을 막기 위해 봉쇄 또는 사회적 거리두기를 통해서 이 위기를 극복하고자 큰 노력을 기울이고 있다. 그러나 현재 시행되는 정책으로 인해 많은 국가의 기업이 생산 활동에 있어서 큰 어려움을 겪고 있다. 뿐만 아니라 코로나19로 인해 생산을 중단해야 했던 기업의 수가 적지 않았다. 다수의 기업이 이러한 충격 때문에 큰 수요 감소를 겪으면서 근로자의 수를 줄이거나 근로시간을 단축했다. 코로나19로 인한 고용충격 관련 선행연구의 일부가 공식 실업률이 코로나19로 인한 실업을 현실적으로 반영하지 못함을 주장하였다. 고용유지지원금과 같은 정부 정책 때문에 많은 기업들이 근로자의 수를 조정하지 않고, 근로자의 근로시간을 대폭으로 줄였을 가능성이 높기 때문이다. 따라서 근로시간의 단축으로 인한 실업에 대한 연구의 필요성을 강조했다.

본 연구에서는 코로나19로 인한 수요 충격이 한국 제조업 기업에 있어서 근로시간의 변동에 어떠한 영향을 미쳤는지 분석하였다. 2020년 상반기 한국 노동시장은 다른 국가의 노동시장과 매우 달랐다. 한국 정부가 2020년 상반기에 코로나19의 대유행을 매우 성공적으로 막을 수 있었기 때문에 한국은 다른 국가에 비해 봉쇄 조치가 이루어지지 않았다. 이는 한국 노동시장이 코로나19 확산에 따른 정책적 봉쇄가 없을 때, 코로나19가 노동시장에 어떠한 영향을 미치는지 연구하기 좋은 사례임을 의미한다. 본 연구는 이 점에서 기존 선행연구와 차별성을 갖는다. 2020년 상반기 코로나19 위기 초기 한국 제조업의 노동시장 변화를 분석하기 위해 한국노동연구원 사업체패널 8차 조사 베타 버전을 사용했다. 사업체패널은 2년 마다 조사되며 노동시장을 기업수준에서 연구하기 좋은 기초자료를 제공한다.

본 연구의 분석 결과를 종합하면 다음과 같다. 첫 번째로는 기업에게 계약 및 수주물량 충격, 즉 코로나19로 인한 수요 충격이 나타났을 확률이 기업의 특성에 따라 다르게 나타났는지 분석했다. 분석 결과 충격이 발생했을 확률이 기업의 수출률로부터 유의한 영향을 받은 것으로 나왔다. 이 결과는 중국을 비롯해서 소수의 교역국에 지나치게 의존하는 한국 무역 패턴으로 설명된다. 즉 한국 정부가 2020년 상반기 코로나19 1차 대유행 당

시에 코로나19의 확산을 다른 국가에 비해 성공적으로 막을 수는 있었지만 한국 제조업 기업들이 다른 나라의 시장에 크게 의존하기 때문에 다른 국가에서 발생한 충격으로 인한 파생 충격 때문에 타격을 받았다. 많은 선행연구가 한국 무역의 다각화에 대한 필요를 강조했다. 본 연구에서도 이와 일치하는 결과를 얻었다. 반면, 충격이 어떤 기업에게 일어났을 확률이 가장 크게 나타났는지 분석 결과를 더 살펴보면 기업 규모 또는 하청업체 여부에 대한 변수의 추정치가 기업 충격에 큰 영향을 주지 않았다는 것으로 분석되었다. 본 연구에서는 특정한 산업에 속하면서 수출을 많이 하는 기업들이 오히려 충격에 더 노출되어 있었다는 분석 결과가 나왔다. 즉 이 결과가 코로나19로 인한 충격이 특정한 산업에게 더 크게 일어났을 가능성이 크다는 것을 보여 준다.

두 번째로는 기업에 있어서 이 충격이 발생했을 때 기업의 근로시간에 어떠한 영향을 미쳤는지 파악하기 위해 기업의 총 근로시간, 근로시간의 내포 변동 그리고 외연 변동을 종속변수로 두고 OLS 선형회귀모형으로 추정했다. 첫째, 부정적인 충격이 발생했다고 응답한 기업의 총 근로시간은 약 4.69% 포인트 감소했고 매우 부정적인 충격을 겪은 기업의 총 근로시간은 약 12.89% 포인트 감소한 것으로 분석되었다. 이를 외연 변동과 내포 변동으로 나누어서 다시 추정한 결과 내포 변동에 대한 부정적인 충격과 매우 부정적인 충격이 각각 약 -3.07% 포인트와 약 -10.28% 포인트로 나타났다. 외연 변동에 대한 충격은 부정적인 경우 약 -1.62% 포인트, 매우 부정적인 경우 약 -2.6% 포인트로 내포 변동보다 훨씬 작은 수준인 것으로 추정되었다. 내포 변동에 대한 충격이 외연 변동에 대한 충격보다 약 2~4배 정도 컸다는 것을 볼 수 있다. 이는 앞에서 살펴본 선행연구의 결과와 일치하게 근로자 수의 감소로 인한 실업이 전체적인 실업의 발생을 현실적으로 반영하지 못함을 보여 주는 결과이다. 이 결과를 두 가지 경로로 해석할 수 있다. 첫 번째 경로는 인력 감축과 근로시간 단축 간에 기회비용 차이이다. 고용유지지원금과 같은 정책 때문에 근로시간 단축의 기회비용이 인력 감축의 기회비용보다 싸졌다. 따라서 기업들이 코로나19 위기에 대응하여 우선 근로자의 근로시간을 줄이는 방법을 택했을 가능성이 크다. 두 번째 경로는 기업들이 2020년 상반기에 코로나19를 일시적인 외생충격으로 인식해서 위기의 종료까지 이를 버티고자 우선 근로시간을 줄이는 방법을 택했을 가능성이 높다. 이 두 효과들이 서로 강화시켰을 가능성이 또한 크다. 또 가능한 하나의 설명은 고용유지지원금 같은 지원 정책 때문에 근로자 수의 감소에 대한 기회비용이 너무 비싸졌기 때문이다. 또한 충격이 총 근로시간 변동에 어떠한 영향을 미쳤는지 분석했을 때 수출비중이 따로 통제되었을 때 10% 유의수준에서 유의하게 나타났지만 충격에 대한 변수를 모형에 추가했을 때 더 이상 유의하지 않게 나타났다. 이는 앞에서 언급했듯이 수출비중이 충격 발생 여부에 큰 영향을 미쳐서 충격과 수출비중에 대한 변수 간의 관계가 크다는 것으로 설명할 수 있다. 또한, 기업의 특성이 기업의 근로시간 변동에 어떠한 영향을 미쳤는지 분석했다. 분석 결과 중소기업과 대기업의 총 근로시간이 소기업보다 2019년 말과 2020년 6월 사이에 덜 감소한 것으로 나타났다. 이는 선행연구와 일치하는 결과이다. 그 이유는 선행연구에서 많이 언급됐듯이 대기업과 중소기업이 소기업보다 생산하는 재

화가 다양하고 경영에 대한 지식과 기회가 더 많아 코로나19와 같은 위기 상황이 벌어졌을 때 이에 더 유연하게 대응할 수 있기 때문일 가능성이 높다. 이윤율에 대한 변수도 마찬가지로 높을수록 총 근로시간 변동에 긍정적인 영향을 미쳤다. 이는 코로나19가 발생하기 전에 기업에게 경제적인 여유가 있었을수록 기업이 위기가 발생했을 때 이 상황을 더 오래 버틸 수 있기 때문일 가능성이 높다. 정규직의 비중에 대한 변수가 모든 모형에서 근로시간 변동에 이론과 비슷한 영향을 미쳤지만 유의하지 않았다. 이는 연구 표본 기업에 있어서 고용 구조가 2020년 6월 상반기에 고용결정에 큰 영향을 미치지 않았다는 것을 의미할 수 있다. 두 번째, 총 근로시간 변동을 외연 변동과 내포 변동으로 나누어 분석한 결과 명확한 패턴이 보이지 않았다. 외연 변동은 대기업의 경우에 소기업보다 적게 감소한 것으로 유의하게 나타났지만, 다른 변수들은 약하거나 유의하지 않은 관계인 것으로 분석되었다. 내포 변동의 경우에도 본 연구에서는 유의한 패턴을 발견하지 못했다. 그러나 외연 변동과 내포 변동을 총 근로시간 변동으로 합쳐 분석한 결과 더 명확한 분석 결과가 나왔다. 총 근로시간의 변동을 분석한 결과 중소기업과 대기업이 소기업보다 근로시간이 소폭으로 감소했고 코로나19 이전 기업의 이윤율이 높을수록 충격이 적게 나타났다는 것으로 분석되었다. 이 값이 모두 유의하게 나타났다. 이 결과가 코로나19 위기 속 기업의 고용 행동에 대한 선행연구와 일치한다. 반면, 기업의 고용구조는 유의한 영향을 미치지 않은 것으로 분석되었다.

본 연구의 시사점으로는 앞에서 언급한 한국 무역 활동 구조에 대한 문제를 꼽을 수 있다. 국가의 경제가 지나치게 소수의 교역국에만 의존하면, 위기가 발생 시 그 충격은 교역국이 다양한 경우에 비해 더 크게 나타날 수 있다. 두 번째 시사점으로는 실업률의 현실성에 대한 문제이다. 본 연구에서는 실업을 단순히 실직뿐만 아니라 총 근로시간의 감소를 포함하여 그 결과가 공식 실업률과 다른 그림이 그려진다는 것을 제시했다. 따라서 향후 노동시장의 변화를 더 다양한 수치를 통해서 연구하는 것이 위기로 인한 노동시장 변화를 이해하는데 많은 도움이 될 것으로 기대된다.

본 연구는 다음과 같은 한계점을 가진다. 첫 번째, 본 연구가 사용한 데이터의 조사 시점이 2020년 6월이기 때문에 코로나19에 장기화에 따른 노동시장 변화는 연구하지 못하였다. 추후에 2020년과 2021년에 대해 더 오랜 기간을 반영하는 데이터가 나오면 현재보다 더 자세하고 좋은 연구가 이루어질 것으로 기대된다. 본 연구는 코로나19로 인한 고용 충격을 제조업 위주로 분석했다. 앞으로 다양한 관점에서 다양한 산업에 대한 연구가 이루어진다면, 코로나19와 같은 위기를 이해하는데 도움이 될 것으로 기대된다. 또한, 향후 고용유지지원금과 같은 지원금 정책의 장기적인 영향을 분석하는 연구가 필요할 것으로 보인다. 고용유지지원금 정책이 단기적으로 고용관계를 유지하는 데에는 도움이 될 수 있겠지만 위기 상황이 코로나19와 같이 장기적으로 지속되면 그 효과를 평가하는 연구가 필요하다.

VI. 참고문헌

- Adams-Prassl, A., Boneva, T., Golin, M., & Rauh, C. (2020). "Inequality in the Impact of the coronavirus shock: Evidence from real time surveys" *Journal of Public Economics*, 189, 104245.
- Apedo-Amah, M., Avdiu, B., Cirera, X., Cruz, M. Davies, E., Grover, A., Lacovone, L., Kilinc, U., Medvedev, D., Maduko, F., Poupakis, S. & Torres, J., Tran, T. (2020). "Unmasking the Impact of Covid-19 on Businesses: Firm Level Evidence from Across the World" *Policy Research Working Paper*, 9434.
- Aum, S., Lee, S. Y. T., & Shin, Y. (2021). "Covid-19 doesn't need lockdowns to destroy jobs: The effect of local outbreaks in Korea" *Labour Economics*, 70, 101993.
- Baek, C., McCrory, P. B., Messer, T. & Mui, P. (2020) "Unemployment Effects of Stay-at-Home Orders: Evidence from High Frequency Claims Data" *IRLE Working Paper (101-20)*.
- Bartik, A. W., Bertrand, M., Cullen, Z., Glaeser, E. L., Luca, M., & Stanton, C. (2020). "The Impact of COVID-19 on small business outcomes and expectations" *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 117(30), 17656-17666.
- Beglaryan, M., & Shakhmuradyan, G. (2020). "The Impact of COVID-19 on small and medium-sized enterprises in Armenia: Evidence from a labor force survey" *Small Business International Review*, 4(2), e298.
- Bennedsen, M., Larsen, B., Schmutte, I., & Scur, D. (2020). "Preserving job matches during the COVID-19 pandemic: firm-level evidence on the role of government aid" *GLO Discussion Paper*, 588).
- Blundell, R., Bozio, A., & Laroque, G. (2013). "Extensive and intensive margins of labour supply: Work and working hours in the US, the UK and France" *Fiscal Studies*, 34(1), 1-29.
- Buchheim, L., Dovern, J., Krolage, C., & Link, S. (2020). "Firm-level Expectations and Behavior in Response to the COVID-19 Crisis" *cesINFO Working Papers*, 8304.
- Cai, M., & Luo, J. (2020). "Influence of COVID-19 on manufacturing industry and corresponding countermeasures from supply chain perspective" *Journal of Shanghai Jiaotong University (Science)*, 25(4), 409-416.
- Cajner, T., Crane, L. D., Decker, R. A., Grigsby, J., Hamins-Puertolas, A., Hurst, E., Kurz, C. & Yildirmaz, A. (2020). "The US labor market during the beginning of the pandemic recession" (No. w27159). National Bureau of Economic Research.
- Campanella, E. & Vernazza, D. (2020). "Unemployment: How bad is it really, and how bad could it get" *Macro Research Economics Thinking*, 92.

- Forsythe, E., Kahn, L. B., Lange, F. & Wiczer, D. (2020). “Labor demand in the time of COVID-19: Evidence from vacancy postings and UI claims” *Journal of public economics*, 189, 104238.
- Han, J. (2021). “Who’s Hit Hardest? The Persistence of the Employment Shock by the COVID-19 Crisis” *KDI Journal of Economic Policy*, 43(2), 23-51.
- Kang, J., Jang, Y. Y., Kim, J., Han, S. H., Lee, K. R., Kim, M., & Eom, J. S. (2020). “South Korea’s responses to stop the COVID-19 pandemic” *American Journal of Infection Control*, 48(9), 1080-1086.
- Kim, S., Koh, K., & Zhang, X. (2020). “Short-Term Impact of COVID-19 on Consumption and Labor Market Outcomes: Evidence from Singapore” *IZA Discussion Paper*, 13354.
- Lee, J., & Yang, H. S. (2020). “Pandemic and Employment: Evidence from COVID-19 in South Korea” WP at <http://www.kapf.or.kr> .
- Miroudot, S. (2020). “The Reorganization of Global Value Chains in East Asia before and after COVID-19” *East Asian Economic Review*, 24(4), 389-416.
- OECD (2021). “Un Employment rate (indicator)”, <https://data.oecd.org/unemp/unemployment-rate.htm> , Accessed on 16 November 2021.
- Qin, M., Liu, X., & Zhou, X. (2020). “COVID-19 shock and global value chains: Is there a substitute for China?” *Emerging Markets Finance and Trade*, 56(15), 3588-3598.
- Ritchie, H., Mathieu, E., Rodes-Guirao, L., Appel, C., Giattino, C., Ortiz Ospina, E., Hasell, J., Macdonald, B., Beltekian, D. & Roser, M. (2020) “Coronavirus Pandemic (Covid19)”, OurWorldInData.org.
- The World Bank. (2021) “GDP growth (annual %)” <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.KD.ZG> , Accessed on 16 November 2021.
- Shen, H., Fu, M., Pan, H., Yu, Z., & Chen, Y. (2020). “The Impact of the COVID-19 pandemic on firm performance” *Emerging Markets Finance and Trade*, 56(10), 2213-2230.
- Župerkienė, E., Šimanskienė, L., Labanauskaitė, D., Melnikova, J., & Davidavičienė, V. (2021). “The COVID-19 pandemic and resilience of SMEs in Lithuania” *Entrepreneurship and sustainability issues*, 8(3), 53-65.
- IBK기업은행 (2021). 『코로나19 회복과 원자재 상승에 따른 중소기업 이슈조사 결과 보고서』 IBK기업은행.
- 김남주·서치원·박지석 (2020). 『대·중소기업 불공정거래 실태조사 보고서』 중소기업중앙회·한국노동조합총연맹.
- 박재곤 (2021). 『중국의 대외교역과 한·중 간 무역』 산업분석, 83호, 15-27.
- 산업연구원 (2021). 『한국 제조업 경쟁력, 코로나19 경제위기의 버팀목』 산업경제이슈, 제 108호.

- 이승호·홍민기 (2020). 『코로나19 확산과 가계 지출 변화』 한국노동연구원, 정책연구 2020-14.
- 이재영·배준호 (2020). 『코로나19가 자동차부품산업에 미치는 영향 결기 및 대전충남지역을 중심으로』 한국은행 경기본부 대전충남본부.
- 정은미 (2020). 『코로나19가 국내 산업에 미치는 영향 코로나19의 주요 제조업에 대한 영향과 대응 방안』 산업연구원.
- 최문정·김명헌 (2020). 『코로나19 팬데믹의 글로벌 가치사슬에 대한 영향 및 시사점』 BOK 이슈노트, 2020-10호.
- 중소벤처기업부 (2018). 『알기 쉽게 풀어 쓴 중소기업 범위해설』.
- 중소기업중앙회 (2020). 『신종 코로나바이러스 사태 관련 중소기업 피해현황 및 의견조사』 중소기업중앙회.
- 황선웅 (2020). 『코로나19 충격의 고용형태별 차별적 영향』 산업노동연구, 26(3), 5-34.

혁신관행이 기업혁신에 미치는 영향 : 직무자율성과 저성과자 관리제도를 중심으로

최형진

초록

오늘날 많은 기업들이 불확실한 환경에서 생존을 위해 혁신을 추구하고 있다. 문제는 혁신에는 언제나 위험이 뒤따르는데도 불구하고 혁신을 추구하면서도 위험을 근로자들에게 전가시키는 기업이 많다는 것이다. 물론 혁신의 결과는 외부시장의 요소에 영향을 많이 받을 수 있기 때문에 기업에게 투자손실이라는 위험을 발생시킬 수 있지만 근로자 또한 기존의 행하던 것과 다른 방향으로 나아가는 것이기에 기존 성과 대비 부정적인 성과로 직결될 수 있다는 위험을 가지게 된다. 이러한 측면에서 낮아진 성과에 대한 책임을 근로자에게 지우는 행위는 향후 근로자들의 혁신수용성 및 혁신행동에 부정적으로 작용할 수 있다. 기존의 혁신문헌에서는 대부분 행위자들로 하여금 위험을 감수하게 만들기 위한 분배와 보상에 주로 초점을 두었다. 반면 행위자들에게 주어지는 위험을 감소시킴으로써 위험을 감수하기 만들기 위한 방안에 대한 논의는 비교적 부족하였다. 이러한 연구의 공백을 바탕으로 본 연구는 한국노동연구원의 사업체 패널자료를 근간으로 혁신관행과 혁신의 관계에서 저성과자 처벌관행과 저성과자 구제관행이 미치는 영향을 분석함으로써 위험감소 정책과 용서하는 조직의 필요성을 강조하고자 하였다. 분석결과, 혁신장려관행의 하나인 직무자율성은 실제 혁신에 미치는 영향은 저성과자 관행에 의해 조절될 수 있다는 것을 실증하였다. 구체적으로 처벌관행(경고, 임금삭감, 평가결과 전면공개, 승진제한, 퇴출)이 많이 존재하고 실현되고 있을 때 직무자율성과 혁신의 관계는 부(-)의 관계를 가지고, 구제관행(교육훈련, 전직지원, 배치전환, 멘토지원)이 다수 존재하고 실제로 적용되고 있을 때 해당 관계는 정(+)의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 우리는 이러한 실증분석 결과를 기초로 하여 지속적인 혁신을 위해서는 관행의 시너지가 중요하다는 사실과 실패로부터 학습할 수 있는 용서하는 조직으로 나아가갈 필요가 있다는 점을 강조하였다.

키워드 : 혁신, 혁신장려관행, 직무자율성, 저성과자 관리제도, 용서하는 조직

Keyword: innovation, innovation practices, job autonomy, lower-performer practices, forgiving organization.

I. 서론

오늘날처럼 급변하고 불확실한 환경에선 기업은 살아남기 위해 시장 상황에 따라 유연하게 반응해야 한다. 특히 현대사회에서는 세계적인 경제침체로 인해 기업에게 지속적인 경쟁우위확보와 생존을 위한 혁신이 요구되고 있다(심덕섭 & 하성욱, 2013; Luscher & Lewis, 2008). 최근에는 코로나 19)로 인해 국민들의 활동반경 축소와 더불어 온라인 소비문화가 활성화되면서 세계 전반적인 산업구조의 변화가 발생하여 혁신의 중요성은 더욱 강해진 상황이다(박성현, 2020).

1) 코로나19란 2019년 12월 중국 후베이성 우한시에서 시작된 전염성 높은 바이러스이다. 변이바이러스의 일종으로 치사율이 높고 치료제 개발이 원활하지 않아 전 세계가 바이러스 전염을 막기 위해 학교, 회사, 공공장소 등을 임시로 폐쇄하고 자가격리 및 사회적 거리두기 방식 등으로 현 사태를 해결하기 위해 총력을 기울이고 있다 (박성현, 2020).

이처럼 변화가 극심한 현대사회에서 도태되지 않으려면 상황에 맞는 혁신이 지속적으로 이루어져야 한다. 허나 복잡성의 증가로 외부환경 변동이 극심해진 만큼 최고경영자가 내부의 모든 기술을 이해하고 다양한 상황에 맞춰 혁신을 주도하기 어렵기 때문에(Lee, 2015), 근로자가 주도하는 혁신이 보다 더 중요하다(예: 최석봉 2018; 박노근, 2008). 그런 이유에서 오늘날 많은 기업들이 권한위임, 성과배분 등과 같은 혁신 관행들을 통해 근로자의 동기를 부여하고 몰입을 높이기 위해 많은 노력을 기울이고 있다(예: 김진희, 2018; 박우성, 2010).

허나 혁신은 반드시 성공으로 이어지는 것은 아니다. 또한 혁신에는 언제나 위험이 뒤따른다(da Silva Etges, & Cortimiglia, 2019; Lazonick, & Mazzucato, 2013; Hylton & Lin, 2013). 그럼에도 불구하고 많은 기업들이 근로자에게 혁신을 요구하면서도 결과에 대한 책임까지 요구하고 실정이다. 송민수(2019)에 따르면, 경고, 임금삭감, 승급제한, 평가결과공개, 퇴출 등 저성과자 처벌관행을 운용하고 있는 기업들이 아직도 많이 존재한다.

혁신의 결과는 본질적으로 위험하고 불확실하기 때문에 관리자와 근로자 모두 위험을 감수할 수 있는 관행을 수립하는 것이 중요하다. 구체적으로 근로자들이 결과에 위축되지 않도록 안전과 경력성장에 대한 신뢰를 약속하는 경영관행과 전략을 구현할 필요가 있다(da Silva Etges, & Cortimiglia, 2019). 그리고 급변하는 환경에선 한 번의 혁신으로 지속적인 성과를 견인할 수 없기 때문에 혁신을 촉진할 수 있는 적절한 업무환경과 유연한 경영관행(Molina-Moraes, Martinez-Fernandez, Torlo 2011; Keizer and Halman 2007) 및 혁신을 위한 긍정적인 문화(Caldwell & O'Reilly 2003)를 형성하는 것이 무엇보다 중요하다.

특히 실패를 두려워하지 않는 혁신문화는 실수나 잘못을 용서하지 않은 조직에선 꿈꾸기 어렵다. 조직이 학습할 수 있는 기회는 실패에서 오기 때문이다. 그렇기에 실패를 용납하지 않고 징벌하며 위로와 관용 새로운 도전의 기회를 망설이게 만드는 조직에선 혁신을 통한 효과를 보기 어려울 수 있다(이상민, 2013). 이러한 관점에서 혁신관행과 처벌관행의 공존은 근로자의 안전을 위협한다는 측면에서 혁신지향문화를 방해하는 요소로 작용할 수 있을 것이다. 반대로 교육프로그램, 배치전환, 멘토지원, 전직지원 등과 같은 구제관행들은 안전과 성장의 기회를 보전한다는 측면에서 혁신지향문화가 안정적으로 정착하는데 일조할 수 있을 것이다. 다시 말해, 진정으로 혁신을 통해 장기적이고 지속적인 혁신과 성과를 도모하고자 하는 기업이라면 처벌보다 구제에 초점을 두어야 한다는 것이다.

선행연구에 따르면, HRM 관행은 도입보다 정착이 중요하다. 혁신관행이 도입되더라도 강도(strength)가 약한 경우 근로자들의 해석의 차이로 인해 실제 행동은 저마다 다르게 나타날 수 있다. HRM 강도와 관련한 후속연구들은 개별적인 관행의 효과는 비교적 많이 검증하였으나 HRM 시스템 강도의 중요성과 관련하여 세부요인들의 합을 연구는 여전히 많이 이루어지지 않은 상태이다(Ostroff & Bowen, 2016). 저성과자 연구 또한 대부분 저성과자의 발생원인, 관리필요성, 관리방안, 관리효과 등에 대한 연구에 대한 논의에 초점되어졌을 뿐(예: 홍석환, 2016, 문정진, 2016, 윤희신, 2016), 저성과자 관리를 위한 관행들과 혁신관행 간의 시너지에 대한 연구는 거의 없다. 이러한 문제의식을 바탕으로 우리는 저성과자 처벌관행과 구제관행이 혁신에 미치는 영향을 분석함으로써

혁신문헌과 저성과자 문헌의 확장에 기여하고 더 나아가 용서하는 조직의 필요성을 강조하고자 한다.

II. 이론적 배경 및 가설 설정

1. 혁신과 위험

모든 혁신(innovation)에는 언제나 위험(risk)이 뒤따른다. 또한 혁신이 성과로 발현되기 위해서는 시간이 지남에 따라 펼쳐지는 학습의 과정을 거쳐야하기에 재무적 수익으로 나타나기에 필요한 투자의 총 비용을 산정하는 것은 매우 어렵다. 때문에 기존의 혁신연구들은 경제학적인 관점에서 ‘누가 보상을 받아야 하는가?’, ‘누가 위험의 책임을 짊어져야 하는가?’, 그리고 ‘위험을 감수하게 만들기 위한 적정수준의 보상은 무엇인가?’ 등에 대한 논의를 주로 다루었다. 구체적으로 대상을 주주, 투자자, 행위자(근로자)로 구분지어 혁신이라는 불확실성 앞에서 어떤 인센티브를 제공하고 어떤 환경을 조성하여야 많은 개인이 스스로 위험을 취해야 하는 혁신프로세스에 참여하도록 유도할 수 있을 것인가와 관련한 연구들이 수행되어졌다(da Silva Etges, & Cortimiglia, 2019; Lazonick, & Mazzucato, 2013; Hylton & Lin, 2013). 이러한 연구들은 위험-보상 관점(RRN: Risk-Reward Nexus in a theory)에서 ‘경제행위자들의 기여가 저평가되는 교환관계에서는 혁신이 이루어지지 않는다.’는 가정아래 보상에 대한 분배 중요성을 강조하였다(Lazonick, & Mazzucato, 2013). 그러나 해당 연구들에선 행위자들의 위험을 감소시키거나 분산시키는 논의는 다소 부족하였다. Bowen & Ostroff(2004)에 따르면, 혁신을 촉진하기 위해서는 개별 실천요강과 정책이 상호적으로 유기적인 관계를 이루어야 원하는 성과를 낼 수 있으며, 혁신을 추구하는 HRM 시스템에서 세부 관행들을 적절하게 연결시키지 못하면 적절한 근로자들의 행동과 태도를 이끌어내지 못해 실패할 수 있다. 우리는 이러한 혁신문헌의 흐름과 논의에 근거하여 리스크를 감수하기 위해 보상의 크기를 확산하기 위한 것이 아닌 행위자들의 리스크 감소를 위한 논의를 보완하고자 저성과자 관행 세부요인의 함이 혁신관행과 실제 혁신에 어떠한 영향을 미치는지 확인하고자 한다.

da Silva Etges & Cortimiglia(2019)에 따르면, 106편의 혁신논문을 리뷰를 통해 혁신을 촉진할 수 있는 전략수립의 기준을 크게 9가지 관점으로 분류할 수 있다. 먼저 첫 번째는 경쟁사 대비 우수한 지식(knowledge superior/inferior compared to competitors)으로 혁신을 촉진하기 위해 시장 정보를 효율적으로 수집하고 사용할 수 있는 지적 능력을 갖춘 직원을 확보하는 인적자원 보유관점이다. 두 번째, 혁신전략(innovation strategy)은 자사의 브랜드를 혁신과 연결하고 외부 파트너와 연계 및 협력, 혁신기술 모니터링, 혁신활동 계획수립, 성장의 결과를 추적하기 위한 관리 시스템 등과 같은 기술활용관점 접근방식이다. 세 번째, 기술관리(technology management)는 기술개발, 통합, 모니터링, 획득, 다양화, 활용 등 기술확보관점 접근방식이다. 네 번째, 정부 인센티브와 정책(governmental incentives and policies)는 정부에서 제공하는 자금을 지원받고 세제 혜택 등을 받음으로써 결과물을 창출하는 데 도움을 받기 위한 재정확보 접근방식이다. 다섯 번째, 리스크 프로파일(risk profile)은 혁신에서 오는 불확실성에 대처하기 위해 관리자와 근로자 모두 위험지향적

(risk-oriented)인 자세를 취할 수 있는 HR 프로파일을 구성하고 개발하는데 초점을 두는 접근방식이다. 여섯 번째, 유연성 및 혁신지향 관리(flexible and innovation-oriented management)란 금융과 경력성장에 대한 안전을 제공하고 신뢰를 구축하는 등 혁신을 촉진하기 위한 업무환경을 조성하는데 주안을 둔다. 일곱 번째, 지리적 위치 및 외부관계(geographic location and external relationships)은 혁신을 위한 외부협력관계를 구축하고 활성화하기 위해 기술개발이 자주 발생하는 단지에 전략적으로 위치하는 등 지리적인 요소를 고려하는 관점이다. 여덟 번째, 규모 및 성숙도(size and maturity)는 기업의 규모와 경영적 성숙도와 관련이 있기에 혁신을 위해선 조직의 성장이 중요하다는 관점이다. 예를 들면 대기업은 새로운 혁신 프로젝트에 더 많은 자원을 투입할 수 있다. 마지막 아홉 번째, 창의성(creativity)에서는 혁신의 필수요소인 근로자의 창의성을 높이기 위해 실험, 문제해결, 학습, 집단 창의성 등 개발과 육성관점에서 교육을 강조한다.

본 연구는 앞서 언급한 저성과자 관행, 혁신관행, 그리고 실제혁신 간의 관계를 밝혀 위험을 감수하고 지속적인 혁신을 위해 안정과 신뢰라는 조직문화를 형성하기 위한 요소들에 대한 시사점을 제공함으로써 da Silva Etges & Cortimiglia(2019)에서 분류한 리스크 프로파일(risk profile) 및 유연하고 혁신 지향적인 관리(flexible and Innovation-oriented Management) 측면에서 혁신문화 흐름에 기여하고자 한다.

2. 혁신장려관행과 혁신

앞서 언급했던 바와 같이 혁신을 촉진하기 위해서는 혁신장려관행을 통해 근로자들이 혁신의 주체가 될 수 있는 문화를 형성하는 것이 중요하다(da Silva Etges & Cortimiglia, 2019; Molina-Moraes, Martinez-Fernandez, Torlo 2011; Keizer and Halman 2007; Caldwell & O'Reilly, 2003). 본 연구에서는 혁신연구에서 자주 사용되는 직무자율성 변수를 통해 혁신관행과 혁신과의 관계를 살펴보고자 한다(예: Ostroff & Bowen, 2016; Bowen & Pugh, 2009; Bowen & Ostroff, 2004).

직무자율성(job autonomy)이란 주어진 직무를 수행하고 완성하는 작업의 계획 및 방법 그리고 의사결정 등에 대한 재량권으로 심리적 주인의식과 혁신행동 간 관계가 깊다(최석봉, 2018). 즉, 직무자율성은 근로자들에게 심리적 주인의식을 형성하여 혁신에 적극적으로 참여할 수 있도록 만드는 권한위임체제로 일종의 혁신을 장려하는 관행 중 하나로 볼 수 있다(예: 최예나, 2019; 김진희, 2018, 최석봉, 2018, 홍완기 & 안관영, 2016). 급변하는 환경으로 인해 오늘날 최고경영자가 기업의 모든 인적자원특수기술을 인지하고 통제하며 관리하기 어렵기에(Lee, 2015), 혁신을 촉진하고 결과에 대한 수용성 또한 높이기 위해서는 직무자율성에 기초한 근로자가 주도한 혁신의 과정이 필요하다. 기존의 연구들과 동일한 맥락에서 직무자율성이라는 혁신관행과 혁신의 관계를 유추할 수 있으며, 이는 자기결정이론에 근거하였을 때 그 가능성을 짐작할 수 있다.

자기결정이론(SDT: Self-Determination Theory)이란, 개인이 어떤 활동을 수행하였을 때 행동의 시작이 내적동기에 의해서 일어난 것인지 외적동기에 의해 일어난 것인지에 따라 전혀 다른 결과가 나타난다는 내용으로 수립한 이론이다(Yam, Klotz & Reynolds, 2017; Lens, Paixão, & Herrera,

2009). 내적동기(internal motivation)란 순수하게 자신의 가치와 목표에 따른 행동으로 즐거움과 지적호기심으로 인해 행동이 발생하는 자율적인 동기(autonomous motives)를 의미한다. 선행연구에 따르면 직무자율성과 같은 개인의 성장과 개발에 대한 요구를 충족시킬 수 있는 환경은 내적동기를 촉진하고 업무열의를 증가시킬 수 있다(예: Ilies et al., 2017; Yam, Klotz & Reynolds, 2017; Demerouti, Bakker & Gevers, 2015; Chen, Yen, & Tsai, 2014; Tims, Bakker, Derks, & Van Rhenen, 2013; Deci & Ryan, 1985). 자율성에 기반한 혁신행동은 직무에서 오는 과부하를 줄이고 업무를 보다 효율적이게 자원을 활용하고자 하는 욕구를 증진시켜 혁신에 긍정적인 영향을 미칠 수 있다(예: Thomas et al., 2020; Kosseka & Ollier-Malaterre, 2020; Bruning & Campion, 2018; Bakker, Tims, & Derks, 2012). 즉, 업무수행의 자율권을 증가시키는 조직의 관행은 심리적 주인의식을 바탕으로 근로자로 하여금 혁신과정에 열의를 가지고 참여하게 하여 업무수행 경험을 바탕으로 여러 가지 아이디어를 제시함으로써 실질적인 혁신의 긍정적인 영향을 미칠 수 있을 것이다.

가설1. 직무자율성은 혁신과 정(+)²의 관계를 가질 것이다.

4. 저성과자 관행

저성과자(low-performer)란 통상 조직에서의 성과가 하위 5~10% 미만인 근로자를 의미한다(홍석환, 2016). 분명 파레토 법칙과 같이 소수의 핵심인재의 혁신적 아이디어를 바탕으로 기업 전체의 성과를 견인하는 경우가 많기에 교육과 육성을 통해 혁신을 장려하는 것은 중요하다. 그러나 마찬가지로 저성과자가 기업 전체성과에 미치는 영향력 또한 무시할 수 없기에 이에 저성과자 관리도 혁신에 있어서는 매우 중요한 요소 중 하나이다(윤혜신, 2012).

구체적으로 업무능력이 부족한 저성과자는 개인의 성과저하 문제에서 그치는 것이 아니다. 그들의 저성과는 전사 목표달성을 방해하여 동료 구성원들의 업무를 가중시키는 결과로 이어질 수 있으며, 또한 해당 근로자가 혁신저항 및 조직 내 업무갈등 등을 유발함으로써 팀과 조직전체에 부정적인 영향을 미치는 방해자 역할(bad-apples)을 수행할 수도 있다. 게다가 만약 조직의 관리자급 근로자가 저성과자인 경우에는 회사의 정책을 이해하지 못하고 잘못된 방향으로 의사결정을 하거나 팀원의 혁신행동을 저지하는 등의 행동으로 혁신프로세스에 부정적인 영향을 미치고 더 나아가 다수의 저성과자를 양성하는 결과까지 낳을 수 있다(윤혜신, 2012; 설홍수 & 지성구, 2005).

저성과자가 발생하는 원인은 매우 다양하다. 먼저 채용과 직무배치 단계에서 기업이 개인이 원하지 않는 직무 또는 적합하지 않은 직무에 배치하거나 또는 상대평가제도에서 하위등급을 강제배분하는 등과 같은 기업관행으로 인해 저성과자가 발생할 수 있다. 또한 의욕적으로 업무를 수행하는 직원일지라도 한 순간의 실수 및 잘못된 판단으로 부정적인 결과를 내었을 때 저성과자로 분류될 수 있다. 이는 특히 저성과자라는 낙인효과로 인해 근로자가 위축될 경우 성과저하라는 연속선상에서 벗어나기 어려워진다. 이는 근로자에게 귀책사유가 존재하나 관행과 문화측면에서 구제받지 못하여 악화되는 경우이다(홍석환, 2016). 그 외에도 승진누락 및 불공정성 지각으로 인해 업무동기 저하에 기초한 자발적 저성과자가 있는 반면, 회사의 성장이 정체되거나 혁신으로 인해 업무부

적응의 결과인 비자발적 저성과자가 존재할 수 있다(홍석환, 2016; Lazonick, & Mazzucato, 2013) 위 예시와 같이 저성과자는 온전히 개인의 귀책으로만 발생하는 것이 아니다. 때문에 인적자원의 손실을 최소화하고 혁신으로 인한 긍정의 효과를 극대화하기 위해선 저성과자로 분류된 개인을 구제하기 위한 관행들이 필요하다. 선행연구에 따르면 저성과자 관리방안은 크게 4가지로 구분할 수 있다. (1) 정리해고, 권고퇴직 등으로 저성과자를 즉시 제거하는 Lay off 방식, (2) 평가결과 공개, 임금삭감, 원치 않는 인사이동 등을 통해 자발적 퇴직을 유도하는 고용조건 변화방식, (3) 경력변화 또는 재취업에 대한 정보를 제공하는 등의 Career transition 방식, (4) 마지막으로 저성과자의 역량을 개발할 수 있는 기회를 제공하는 내부경력개선 프로그램 방식이 있다(문정진, 2016). 이는 크게 처벌관행(적극적 처벌과 소극적 처벌)과 구제관행(적극적 구제와 소극적 구제)로 구분할 수 있다.

5. 혁신장려관행과 혁신의 관계에서 저성과자 관행의 조절효과

혁신과 위험은 불가분의 관계에 놓여있다. 혁신은 반드시 긍정적인 성과로 연결되는 것은 아니며 가시적인 성과로 나타나기까지 시간이 소모되기에, 혁신 초기 단계에는 기업의 불확실성부터 높아진다(Nagano, Stefanovitz., & Vick 2014; Bessant 2003; Caldwell & O'Reilly 2003). 때문에 많은 혁신연구자들은 성공적인 혁신을 위해서는 혁신을 안정적으로 추구하는 조직문화를 구축하는 것이 필요하다고 주장하였다(예: Wong & Chin, 2007). 이는 도전(challenge)하는 것을 장려하고 위험(risk)을 인내할 수 있게 하는 문화를 뜻한다. 이러한 문화를 구현하기 위해서는 혁신 관계자가 부담해야하는 위험에 상응하는 보상메커니즘과 확보하는 동시에, 부적합성이 발생했을 때 최소한 불이익은 주지 않는 위험 감소메커니즘을 구축하는 것이 필요하다. 이 메커니즘은 조직으로 하여금 혁신에 대한 유연성과 적응성 향상에 큰 기여를 할 수 있다(Kelley, 2009).

위 논의들은 혁신 지향 기업의 리더들에게 새로운 아이디어, 변화 및 실험에서 오는 위험을 인내할 수 있도록 혁신 관계자들이 불확실성으로부터 편안하게 해주어야 한다는 것을 시사한다(Van Bossuyt et al. 2012; Cabrales, Medina, Lavado & Cabrera, 2008; Dewett 2007). 실제로 개인은 처벌에 대한 위험을 가질 때 덜 위험한 행동을 추구하며, 긍정적인 답례 및 실질적인 보상과 더불어 위험을 나누고 처벌하지 않을 것이라는 안정감이 뒷받침 될 때 위험을 기꺼이 짊어진다(Barr, Owens, & Perera, 2020). 위 논의를 저성과자 관리관행에 빚대어 해석하면 처벌관행보다 구제관행이 있을 때 혁신은 더 활성화 될 수 있을 것이다.

또한 사회학습이론(social learning theory)과 자원보존이론(conservation of resources theory)을 통해 간접적으로 처벌관행보다 구제관행이 혁신에 있어서 더 중요한 역할을 할 수 있음을 예측할 수 있다. 먼저 사회학습이론에 따르면 인간의 행동은 자신의 행동에 대한 직접적인 보상이나 처벌을 받지 않더라도 타인의 행동을 관찰하는 것을 통해 학습할 수 있다(Bandura, 1977). 사회학습이론은 조직행동분야에서 리더의 행동이 조직구성원들에게 전이되는 과정을 설명하는데 자주 이용되는데(예: Liu et al. 2012; Detert & Treviño 2010; Kuenzi and Schminke 2009; Liao and Chuang 2004), 혁신문헌에 따르면 혁신의 결과는 차후 혁신행동에 영향을 미친다고 알려져 있으며 특히 부

정적인 결과가 발생하였을 때 리더의 혁신행동 기준에 내생적인 감소가 발생하여 전반적인 혁신수준이 감소될 수 있다(Biais, Rochet, & Wooley, 2015). 이러한 이유로 구성원들의 혁신행동을 장려하기 위해서는 리더의 혁신행동 퇴보를 저지해야하며 이는 부정적인 감정을 강하게 발생시키는 처벌관행보다 구제관행을 활용하는 것이 더 효과적일 것이다. HRM 문헌에서도 다수의 연구자들이 관리자가 자율성과 같은 혁신관행과 풍토에 대해 부정적인 인식을 가질 경우 관행에서 요구하는 것과 상반되는 행동을 하위근로자에게 요구함으로써 HR시스템에서 내려오는 메시지의 일관성이 훼손하여 근로자들로 하여금 관행에 대한 소극적인 태도, 혼란, 더 나아가 부정적인 태도와 행동으로 연결될 수 있기에 중간관리자의 역할이 매우 중요하다고 주장한다(예: Ostroff & Bowen, 2016; Luscher & Lewis, 2008; Bowen & Ostroff, 2004).

자원보존이론에 따르면, 개인은 자원을 유지(maintain), 촉진(foster), 보호(protect)하려는 습성이 있다. 그렇기에 근로자들은 실제로 자원을 잃거나(actually lose resources), 자원손실에 대한 위협(threatened with resources loss), 투입한 자원에 비해 자원을 회수하지 못하는(fail to gain resources after investing resources)는 상황에 직면했을 때 심리적 스트레스(psychological stress)가 발생할 수 있다(Jiang & Probst, 2017; Hobfoll, 1989).

조직구성원들의 업무들은 대부분 상호의존적인 관계 속에 놓여있기에 혁신이라는 것은 혼자서 수행하기 어렵다. 왜냐하면 혁신은 조직구성원에게 혁신주체의 역할을 요구하는 동시에 혁신의 대상으로서 스스로의 변화 또한 요구되기 때문이다(Xu, Jiang, & Wang, 2019; 김주인, 2013; Scott & Bruce, 1994). 그렇기에 누군가의 혁신행동이 개인의 자원을 소실시키고 더 나아가 저성과자로 분류되는 등 처벌의 가능성(위험의 증가)을 높이는 것과 연관이 있을 경우 근로자 간 갈등을 야기하거나 혁신에 저항하는 행동으로 혁신문화가 저해될 수 있을 것이다. 실제로 선행연구에 따르면 동료의 혁신행동은 다른 동료들의 업무를 증가시켜 자원을 감소시키는 것과 관련이 있다(예: Bakker, Rodriguez-Munoz, & Sanz Vergel, 2016; Tims, Bakker, & Derks, 2015).

게다가 근로자 중에서도 특히 고령의 직원의 경우에는 신체적 저하 등과 관련하여 저성과에 대한 고정관념위협(stereotype threat)에서 자유롭지 못한 경우가 많아 기존에 유지하던 행동패턴의 변화에 민감하게 반응할 수 있다(김나정, 김성철 & 박근형, 2017; Kulik & Cregan, 2016). 이런 그들에게 혁신은 자원손실에 대한 위협으로 느껴질 수 있기에 처벌관행보다는 구제관행을 활용하는 것이 자원손실에 대한 위협을 감소시킬 수 있어 고령의 저성과자로 인해 혁신이 저해되는 것을 방지하고 더 나아가서는 다양한 계층의 근로자들로부터 혁신아이디어를 이끌어내는데 보탬이 될 수 있을 것이다.

종합하면 간접학습과 자원보존 측면에서, 본인 또는 타인의 혁신행동으로 인한 부정적인 경험으로 인한 부정적인 인식은 동료 근로자들의 혁신행동을 저하시킬 수 있을 것이며 경험한 당사자가 관리자일 때 혁신저해행동 전과정도는 더욱 강해질 수 있을 것이다. 반대로 혁신행동으로 인해 큰 성과를 올려 보상을 받은 개인으로 인해 긍정적인 경험을 간접적으로 학습하거나 실패하더라도 구제관행으로 인해 희생한 개인이 있다면 향후 혁신행동에 대해 안심하고 더욱 적극적으로 근로자들은 혁신적인 아이디어를 제안하는 혁신지향적인 문화를 형성할 수 있을 것이다. 따라서 처벌관행

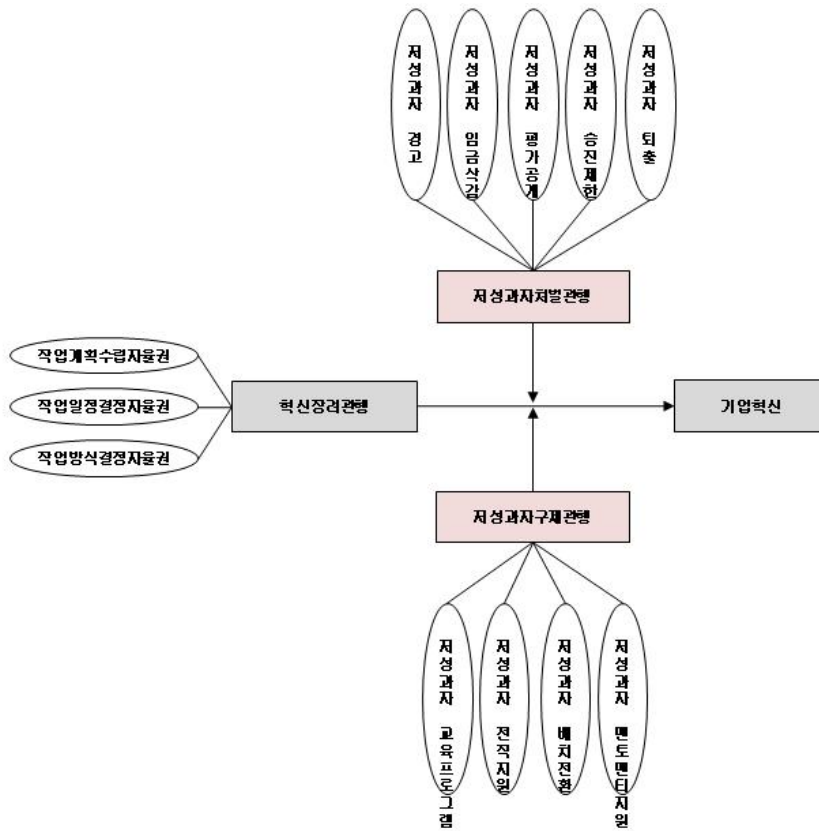
은 혁신관행이 혁신에 관계에 부적으로 강화하고 반대로 구제관행은 관계를 정적으로 강화할 수 있을 것이다.

가설2-a. 저성과자처벌관행은 직무자율성과 혁신과의 관계를 부(-)적으로 조절할 것이다.

가설2-b. 저성과자구제관행은 직무자율성과 혁신과의 관계를 정(+)적으로 조절할 것이다.

위에서 제시한 이론적 논의와 이를 토대로 설정된 가설을 기반으로 연구모형을 제시하면 <그림 1>과 같다.

<그림1> 연구모형



III. 연구 방법

1. 자료수집

본 연구에서는 가설의 실증적 검증을 위해 한국노동연구원에서 제공하는 2017년 사업체패널 자료를 이용하였다. ‘사업체 패널 조사’는, 2년 주기로 근로자 30인 이상 규모의 사업체를 대상으로 이루어지는 사업장 단위의 표본조사로써, 사전 컨택, 우편물 발송, 재무현황 및 근로자현황 조사표 작성, 사업장 방문 면접조사의 단계를 거쳐 진행되어졌다. 이는 컴퓨터를 활용한 개별면접 방식(CAPI)를 통하여 조사가 이루어졌으며, 응답한 사업장은 2,868개였다.

2. 측정도구

2.1. 직무자율성 (job autonomy)

본 연구에서는 혁신장려관행 중 하나인 직무자율성을 통해 혁신에 미치는 저성과자 관행의 관계를 탐색하고자 하였다. 직무자율성은 사업체 패널조사의 작업계획수립 자율권(dq2011: 작년 한 해 동안 [Majority_Occ]의 경우, 귀 사업장의 대표적 작업단위(예; 팀이나 작업반)는 작업계획수립에 대해서 어느 정도 자율권을 갖고 있습니까?), 작업방식결정 자율권(dq2012: 작년 한 해 동안 [Majority_Occ]의 경우, 귀 사업장의 대표적 작업단위(예; 팀이나 작업반)는 작업일정 결정에 대해서 어느 정도 자율권을 갖고 있습니까?), 작업일정결정 자율권(dq2013: 작년 한 해 동안 [Majority_Occ]의 경우, 귀 사업장의 대표적 작업단위(예; 팀이나 작업반)는 작업방식 결정에 대해서 어느 정도 자율권을 갖고 있습니까?)에 대한 문항을 평균하여 활용하였다.

2.2. 혁신 (innovation)

혁신(innovation)이란 새로운 생각이나 방법으로 기존의 업무를 다시 계획하고 실천하며 평가하는 것을 의미한다. 혁신은 크게 발명이나 창조의 개념으로 지금까지 없었던 것을 새로 만들어내는 것과 다른 조직이나 개인을 비교하여 새로운 아이디어를 만들어내는 것으로 구분할 수 있다. 즉, 혁신은 창조(creation)을 의미하는 급진적 혁신과 개선(improvement)을 의미하는 점진적 혁신이 있다 (Lala, Gheorghe & Monica, 2010).

사업체 패널조사에서 실제 혁신여부를 조사한 문항은 (1) 제품·서비스상품 혁신(완전히 새로운 제품을 시장에 출시하여 매출에 영향), (2) 공정/프로세스 혁신(현저하게 개선된 방식을 실제 운영에 적용하여 생산 및 유통구조를 개선하고 물류/전달 비용을 절감하는 등 품질향상에 영향), (3) 조직 혁신(조직의 기업역량 향상, 업무흐름의 개선을 위한 새로운 업무수행방식, 지식관리방식, 외부조직과 관계개선 등 전반적인 조직운영 방식의 변화 등), (4) 마케팅 혁신(소비자와의 상호작용을 극대화하기 위한 디자인 및 배치 등의 변화)이다. 본 연구에서는 직무자율성에 대한 세부문항이 작업계획, 작업방식, 작업일정 등 획기적인 변화보다 점진적인 혁신과 관련이 있는 문항으로 구성된 점을 고려하여 급진적 혁신으로 볼 수 있는 제품·서비스혁신과 외부관계자 관계개선 또는 소비자와의 상호작용 등 외부적 요인이 적용될 수 있는 조직혁신과 마케팅 혁신은 변수에서 제외하고 두 번째, 공정혁신(aq3015: 작년 한 해 동안 귀 사업장은 ‘공정·프로세스’ 혁신을 실행하였습니까?)의 문항만

예(1), 아니오(0)으로 더미변수로써 조작하여 활용하였다.

2.3. 저성과자 관행 (lower-performer practices)

실제 혁신과의 관계를 살펴보기 위해 저성과자 제도의 유무(cq1029r1~9)보다는 활용되는 관행의 실제운영유무에 초점을 맞춘 문항(cq1030r1~9: 지난 2년간 귀 사업장에서는 인사평가결과에서 저성과자로 분류된 근로자를 관리하기 위해 실제로 시행한 제도가 있습니까? 그렇다면 모두 선택하여 주십시오)을 활용하였다. 송민수(2019)에 따르면, 한국노동연구원의 사업체 패널조사 저성과자 문항들은 푸시형(push: 경고, 임금삭감, 평가결과 전면공개, 승급(승진)제한, 퇴출) 그리고 풀형(pull: 교육훈련, 전직지원, 배치전환, 멘토지원) 크게 2가지로 분류할 수 있다. 푸시형 관리제도는 저성과의 원인을 기본적으로 조직구성원 개인에게 있다고 보는 관점에서 일종의 저성과자 처벌관행으로 구분할 수 있고, 풀형 관리제도는 저성과에 대한 책임을 조직에 있다고 보고 구성원이 저성과를 극복할 수 있도록 적극적으로 유도하는 일종의 저성과자 구제관행으로 구분할 수 있을 것이다. 본 연구는 위 구분에 따라 처벌관행 문항(r1,r4,r5,r7,r9)의 합과 구제관행 문항(r2, r3, r6, r8)의 합을 변수로써 활용하였다.

2.4. 통제변수 (control variable)

본 연구에서는 주요변수에 영향을 미칠 수 있는 기업규모, 설립년도, 노조유무, 시장수요수준, 가격경쟁수준, 공정표준화수준, 공정단순화수준, 공정자동화수준을 통제변수로 채택하여 회귀모형에 포함시켰다.

da Silva Etges 와 Cortimiglia (2019)에 따르면, 규모에 따라 투입자본의 크기가 다르게 적용되며 해당 기업들은 중소기업에 비해 내부 R&D에 상대적으로 더 많이 투자하는 경향이 있기에 혁신의 차이가 발생할 수 있기에 (1) 기업규모(epq1011: 전체 근로자수 로그 값)를 통제하였다. 또한 Lazonick, & Mazzucato(2013)에 의하면, 스타트업의 기업의 경우 초창기 혁신의 수준이 매우 높게 나타날 수 있기에 (2) 설립년도(aq3003)를 통제하였다. 또한 (3) 노동조합은 저성과자 퇴출에 반대하는 등 처벌관행의 실질적인 효력에 직접적인 영향을 미칠 수 있기에 더미처리 한(mq1001: '작년 말 기준 귀 사업장에는 노동조합이 있습니까? 있다 = 1, 없다 = 0, 있지만, 노조 활동을 하지 않는 휴면노조 상태이다 = 0)변수를 통제하였다.

그리고 (4) 시장수요수준(aq3009: 작년 한 해 동안 귀 사업장의 주력제품·상품이나 서비스의 시장 수요 상황은 어떠하였습니까? 국내와 해외 시장을 모두 포함하여 응답해 주십시오), (5) 가격경쟁수준(aq3010: 작년 한 해 동안 귀 사업장의 주력제품·상품이나 서비스의 가격 수준은 경쟁업체에 비하여 어떠하였습니까?)는 내부 근로자들의 집약된 노하우를 바탕으로 기업이 나아지기 위해 점진적인 혁신을 수행한 것이 아닌 외부압력에 의한 강제적이고 급진적인 혁신과 관련될 수 있기에 통제하였다. 또한 (6) 공정표준화수준(dq2001: 작년 말 기준 귀 사업장에서 생산하는·제공하는 주요 제품·서비스를 위한 제품생산 공정·서비스제공 프로세스가 얼마나 표준화 되어있습니까?), (7) 공정단순화수준(dq2002: 작년 말 기준 귀 사업장에서 생산하는·제공하는 주요 제품·서비스를 위한 제품

생산 공정·서비스제공 프로세스가 얼마나 단순·반복화 되어있습니까?), (8) 공정자동화수준(dq2003: 작년 말 기준 귀 사업장에서 생산하는·제공하는 주요 제품·서비스를 위한 제품생산 공정·서비스제공 프로세스가 얼마나 자동화 되어있습니까?)는 공정혁신의 필요를 느끼지 못하는 요인으로 작용할 수 있기에 이를 통제하였다.

2.5. 분석방법

수집된 자료는 SPSS Statistics 18 프로그램을 이용하여 분석하였다. 측정도구 조작적 정의에 따라, 직무자율성을 저성과자 처벌관행 및 저성과자 구제관행과 각각의 상호작용항을 작성하였으며 이러한 변수들이 혁신에 미치는 영향을 분석하였다. 조절회귀분석을 하게 될 경우 독립변수와 조절변수 간의 선형관계로 인해 다중공선성이 발생할 수 있기 때문에 이를 피하기 위해 본 연구에선 각 변수들에 대해 평균집중화(mean centering) 조치를 취한 뒤 절차에 따라 위계적 회귀분석을 실시하였다.

IV. 연구결과

1. 기술통계 및 상관관계분석

본 연구에서 사용한 변수들 간의 상관관계를 파악하기 위한 분석을 실시하였다. 결과는 아래의 <표1>과 같다. Pearson 상관관계를 통해서 나온 결과를 살펴보면, 직무자율성은 공정·프로세스 혁신과 .05 이하 유의한 수준에서 .039의 정(+)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 저성과자 처벌관행은 -.015의 부(-)의 상관관계를 가졌으나, 유의하지 않은 수치를 기록하였고, 저성과자 구제관행 .01 이하 유의한 수준에서 .118의 정(+)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다.

2. 가설 검증

가설1, 가설2인 직무자율성이 혁신에 미치는 영향과 저성과자 관행의 조절효과에 대한 회귀분석 결과는 <표2>와 같다. 이에 따르면, 가설1에서 제시한 바와 같이 직무자율성은 유의하지 않은 수준으로 나타나 가설1은 지지되지 않았다($B=-.002$, $t=-.064$). 가설2-a의 검정결과, 직무자율성과 혁신의 관계에서 저성과자 처벌관행의 상호작용 항은 유의한 결과를 보였으며($B=-.088$, $p <.05$), 이 회귀모형은 F값이 $p <.01$ 에서 2.419의 수치, 그리고 회귀식에 대해서 $R^2=0.48$ 로 4.8%의 설명력을 보이고 있다. 가설2-b의 검정결과, 직무자율성과 혁신의 관계에서 저성과자 구제관행의 상호작용 항은 유의한 결과를 보였으며($B=.094$, $p <.05$), 이 회귀모형은 F값이 $p <.001$ 에서 3.144의 수치, 그리고 회귀식에 대해서 $R^2=0.51$ 로 5.1%의 설명력을 보이고 있으므로 가설2는 지지되었다.

V. 논의

혁신에 대한 대부분의 선행연구는 혁신을 장려하기 위한 관행 또는 근로자들이 위협을 감수하게

만들기 위한 분배의 확장에 집중하였다(예: da Silva Etages & Cortimiglia, 2019; Hylton & Lin, 2013; Lazonick & Mazzucato, 2013). 하지만 혁신은 혼자서 이뤄낼 수 있는 것이 아니다. 조직 내부에 혁신이 발생하면 그것을 감당해야하는 것은 근로자의 몫이기 때문이다(Xu, Jiang, & Wang, 2019; 김주인, 2013; Scott & Bruce, 1994). 때문에 혁신지향문화가 올바르게 정착하게 만들기 위해선 혁신을 발생시키는 요인(예: 위험감수유인)에만 집중을 할 것이 아니라 혁신을 방해하는 요소(위험감소정책)에도 관심을 가질 필요가 있다. 이러한 논의에 입각하여 본 연구에서는 저성과자 관리제도의 세부요인을 크게 처벌관행과 구제관행으로 나누어 조직 내 혁신에 미치는 영향을 분석을 시도하였다. 그 결과 혁신관행은 구제관행과 합을 이룰 때 긍정적이고 처벌관행과 합을 이룰 때 부정적일 수 있다는 것을 발견하였다.

구체적으로 연구 결과에 따르면 <그림2>과 같이 저성과 처벌관행(경고, 임금삭감, 평가결과 전면 공개, 승급(승진)제한, 퇴출)등의 관행을 높은 수준으로 시행하고 있는 기업의 경우, 혁신관행(직무 자율성)의 수준으로 운영하고 있다 하더라도 실제 혁신에는 부(-)의 관계를 가질 수 있다. 반대로 만약 처벌관행을 다소 낮은 수준으로 운영하고 있다면 상대적으로 혁신발생가능성이 조금 더 커진다. 이는 저성과자 처벌관행이 혁신장려관행을 통한 실질적인 혁신이라는 목적을 저해하는 요소로 작용할 수 있음을 시사한다.

다른 한편으로 <그림3>과 같이 저성과자 구제관행(교육훈련, 전직지원, 배치전환, 멘토지원)을 높은 수준으로 운영하고 있는 기업이라면 혁신관행(직무자율성)의 수준이 높을 때 혁신의 정의 관계를 가질 수 있다. 즉, 자율성이 낮을 때보다 자율성이 높을 때 혁신은 더 적극적으로 이루어질 수 있다. 이러한 결과는 처벌관행보다 구제관행을 수립하여 근로자들에게 심리적인 안전망을 제공하였을 때 근로자들이 혁신프로세스에 적극적으로 참여할 수 있음을 간접적으로 시사한다.

오늘날 조직에서 일어나는 하향평준화의 상당 부분은 위험에 대한 혐오감에서 비롯된다(Borgelt, & Falk, 2007). 혁신과 위험은 본질적으로 분리될 수 없기에(da Silva Etges, & Cortimiglia, 2019; Lazonick, & Mazzucato, 2013; Hylton & Lin, 2013), 혁신을 추구하는 조직은 위험과 관련하여 목적에 맞는 HR전략을 수립할 필요가 있다. 규제와 처벌 등을 통한 위험관리는 조직의 효율성을 높이기 위한다는 측면에선 분명 중요한 도구로 활용될 수 있겠으나, 성공 및 설계를 돕는 지식과 정체성을 개발하고 실패로부터 오는 학습체계를 구성하는 데에는 부정적으로 작용할 수 있다(Borgelt & Falk, 2007). 그러므로 근로자들이 위험을 기꺼이 감수하고 혁신에 적극적으로 참여하기 위해서는 구제관행과 같은 조직차원의 안전망이 기반이 되어 운영되어야 할 것이다.

회사 생활을 통해 수익을 올릴 수 있을 것이라 기대를 가지고 있는 근로자가 혁신으로 인한 이익은 주주들의 몫으로 돌아가고 불확실한 위험요인으로부터 오는 모든 손실을 근로자들이 감수해야 한다면 혁신에 적극적으로 참여하지 않게 될 수 있다. 그런 의미에서 기존의 선행연구에서 논의된 바와 같이 혁신 프로세스에서 서로 다른 경제 행위자들이 취하는 위험의 정도를 정확하게 정량화하기는 어렵지만, 혁신 프로세스가 수익을 창출하는 경우 및 그 때 적절한 보상의 분배를 제공하는 것은 근로자들에게 혁신에 대한 좋은 인식을 제공할 수 있다(Lazonick, & Mazzucato, 2013). 그러나 본 연구결과처럼 위험의 정도가 근로자들의 혁신동기를 감소시키는 결과로 이어질 수도 있다.

때문에 한 쪽으로 치우쳐진 정책보다 분배를 강화하고 위험을 최소화하여 실패로부터 학습할 수 있는 긍정적인 혁신환경을 조성하는 것이 기업에게는 무엇보다 중요할 것이다. 특히 성공확률보다 실패확률이 높을 때 근로자들의 동기를 저하될 수 있기 때문에(예: Kacperczyk & Balachandran, 2018; Connelly, Tihanyi, Crook., & Gangloff, 2013) 긍정적인 혁신환경을 조성하는 것에는 본 연구의 논의와 같이 저성과자 처벌관행보다 저성과자 구제관행에 초점을 두어 운영하는 것이 혁신지향 문화를 형성하고 정착하는데 조직에 더 정적인 역할로써 작용할 수 있을 것이다.

1. 이론적 시사점

본 연구는 이러한 결과를 바탕으로 다음과 같은 세 가지 이론적 시사점을 가진다. 먼저 혁신문화 확장에 기여할 수 있다. 구체적으로 da Silva Etges & Cortimiglia(2019)에서 분류한 9개의 유형 중 위험프로파일(risk profile) 및 유연하고 혁신 지향적인 관리(flexible and Innovation-oriented Management) 부문에서 혁신문화 확장에 기여할 수 있을 것이다. Wong & Chin(2007)은 성공적인 혁신경영을 위한 7가지 필수요소 중 조직문화의 중요성을 강조하였다. 즉, 혁신전략에서 부적합성을 촉진(최소한 불이익을 주지 않는 관행)하지 않는 관행을 유지하는 것이 조직에게 유연성과 적응성 향상 기반을 마련하게 하고 혁신성과 모니터링과 보상메커니즘과 관련을 높일 수 있다는 것이다(da Silva Etges & Cortimiglia, 2019; Kelley, 2009; Wong and Chin 2007; Meijer 2006; Wan, Chin, & Lee 2003). 많은 저자들은 성공적인 혁신지향 사업을 위해선 적절한 업무환경이 무엇보다 중요하며 그러한 환경은 유연한 경영 관행에 근거하고 있다고 주장한다(Molina-Moraes, Martinez-Fernandez, Torlo 2011; Keizer and Halman 2007). 본 연구결과는 이러한 논의에 힘입어 저성과자 처벌관행이 아닌 구제관행을 운영하는 것이 위험관리를 개선하고 긍정적인 혁신성과를 창출하고 혁신을 위한 긍정적인 문화를 형성(예: Caldwell 및 O'Reilly 2003)하기 위한 사전적 접근 방식의 첫 번째 단계임을 실증하였기에 해당 논의에 실증적인 증거를 제공함으로써 혁신문화 확장에 기여했다고 볼 수 있다.

두 번째는 본 연구의 결과를 통해 저성과자 문화의 확장에 기여할 수 있다는 점이다. 저성과자 연구들은 주로 조직생산성 측면에서의 논의를 주로 다루고 있다(송민수, 2019; 문정진, 2016; 홍석환, 2016; 윤혜신, 2012). 저성과자를 관리하는 방안을 체계적으로 수립하지 않을 경우 조직성과에 미치는 개인적인 영향과 더불어 저성과자 개인이 조직구성원에게도 심리적으로 좋지 않은 영향을 미칠 수 있다는 주장이다(홍석환, 2016). 이러한 관점에서 본 연구의 결과는 저성과자 관리제도가 개인 성과에 미치는 영향을 넘어 조직차원의 혁신이라는 성과에도 영향을 미칠 수 있음을 실증함으로써 저성과자 논의의 확장 방향성을 제공하였다. 또한 송민수(2019)에서 분류한 저성과자 처벌(push)관행과 구제(pull)관행의 차이를 실증하여 저성과자 관리제도의 모든 것이 조직에게 긍정적으로 작용하는 것이 아니라는 점을 보여줌으로써 향후 조직이 집중해야하는 관행의 구성요소에 대한 탐구의 방향을 제시하였다는 점에서 해당 문화의 확장에 기여할 수 있을 것이다.

마지막으로 본 연구의 결과는 HRM 문화의 확장에 기여할 수 있다. HRM관행은 하나의 최적의 관행이 존재하는 것이 아니다. 여러 가지 관행의 구성요소들이 서로 유기적으로 적절하게 연계되

어야 강력한 강도를 형성할 수 있고 그것이 근로자들로 하여금 관행에 대한 개별적인 해석과 행동이 아닌 일관된 해석을 가능하게 하여 성과를 향상시키도록 돕는다(Ostroff & Bowen, 2016). 특히 혁신전략은 혁신에 초점을 맞춘 HRM 실천관행을 채택해야 촉진될 수 있는데, 혁신을 달성하기 위해선 자율성을 촉진하는 것과 더불어 개별 실천요강과 정책이 상호적으로 유기적인 관계를 가져야 한다(Bowen & Ostroff, 2004; Ferris et al., 1998; Kopelman, Brief, & Guzzo, 1990). 이러한 측면에서 본 연구에서는 혁신관행(직무자율성)이 실제 혁신에 미치는 영향에 저성과자 관리제도라는 개별 실천요강이 어떤 상호적인 관계를 가지는지에 대한 실증을 수행하였기에 관행의 시너지 중요성과 해당 측면을 탐구하는 부문으로 HRM문헌의 확장에 기여할 수 있을 것이다.

2. 실무적 시사점

본 연구의 결과는 다음과 같은 실무적 시사점을 제공할 수 있다. 기업이 혁신을 수행하기 위해서는 근로자들의 동기부여를 분배에만 초점을 두는 것이 아니라 위험감소에도 초점을 두어야 한다는 것이다. Borglet & Falk (2007)에서는 위험관리 전략의 일부는 근로자들의 학습과 지식개발을 방해할 수 있다고 주장하였다. 이처럼 혁신을 요구하면서 위험회피를 장려하는 충돌적인 관행의 합은 근로자들이 조직의 맥락을 이해하는 데 혼선을 제공할 수 있다. 다시 말해 혁신이 지속적으로 발생하기 위해선 조직 또한 근로자들의 위험을 함께 분산하여 가져갈 필요가 있다. Wince-Smith(2005)는 위험을 감수하지 않는 한 혁신하고 성장할 수 없음에도 불구하고 많은 기업이 위험을 줄이는 것을 장려하고 있다고 말한다. 실제 조직컨설턴트로써 컨설팅을 수행하였을 때 중소기업에서 이러한 관행의 충돌을 고려하지 않고 처벌관행을 유지하면서 혁신관행을 도입하는 경우를 많이 볼 수 있다. 때문에 본 연구결과는 처벌관행이 혁신에 부정적으로 작용할 수 있다는 실증을 통해 처벌보다 구제하는 방식의 관행의 합을 꾸리는 것이 혁신지향문화와 실제 혁신에 긍정적일 수 있다는 실무적 시사점을 조직 관리자들에게 제공할 수 있을 것이다.

또한 혁신적이고 재량적인 행동을 장려하는 HRM 시스템을 도입하였을 때 혁신의 필요성에 대한 관리자와 근로자의 인식은 유사해질 수 있으나 근로자들의 실제 행동에는 차이가 있을 수 있다(Ostroff & Bowen, 2016; Bowen & Pugh, 2009). 위 관점에서 우리의 연구는 혁신관행을 도입하였음에도 불구하고 혁신이 일어나지 않거나 근로자들이 소극적으로 행동함으로써 원하는 결과를 얻지 못한 것에 대한 통찰력을 제공함으로써 원인을 파악하고 해결하는데 긍정적으로 작용할 수 있을 것이다.

실무진들은 혁신은 성과측면에서 주주에게도 투자손실관련 리스크를 발생시키지만 근로자에게도 성과손실관련 리스크를 발생시킬 수 있다(Lazonick, & Mazzucato, 2013)는 점을 기억해야 할 것이다. 혁신으로 인해 발생한 모든 변화가 근로자들에게 동일하게 정적으로 작용하지 않을 수 있다는 것이다. 게다가 각종 외부환경으로 인해 개인의 노력과 무관하게 성과가 일치하지 않을 수 있는 혁신이라는 상황아래 성과저하에 대한 책임을 오로지 개인에게만 귀속시키는 결과중심적 처벌관행들은 중장기적인 측면에서 혁신에 부정적으로 작용할 수 있다. 구체적으로 근로자 본인이 원치 않았던 혁신, 그로 인한 성과저하, 뒤따르는 처벌 등은 조직에 대한 불만으로 이어져 조직과 동료 구

성원들에게도 부정적인 영향을 미치면서 조직 전반적인 프로세스와 성과에 차질을 빚는 결과로 이어질 수 있을 것이다(예: da Silva Etges & Cortimiglia, 2019; Bowen & Ostroff, 2004). 특히 혁신을 통해 발생한 결과에 대한 책임과 평가가 향후 임금에 연관이 높은 관행을 수용하고 있는 기업일 경우, 기존 업무수행방식의 변화에 더욱 민감하게 반응할 수 있기에 혁신에 대한 저항이 발생하거나 근로자 간 갈등의 정도가 증폭될 수 있을 것이다(예: 설홍구·지성구, 2005). 그런 의미에서 혁신 중에서도 근로자가 주도함으로써 합의된 혁신이 보다 효과적이다(예: 최석봉, 2018; 박노근, 2008). 앞서 말했듯이 혁신은 결과는 다양한 외부요인으로 인해 영향을 받을 수 있고, 혁신의 결과를 사전에 예측하기는 매우 어렵기에 다양한 아이디어를 바탕으로 여러 번의 시도와 개선이 이루어져야 하며 때로는 성과가 발현되기까지 장기적으로 기다릴 필요가 있다(da Silva Etges, & Cortimiglia, 2019). 이러한 논의에 입각하여 본 연구의 결과는 실무자에게 장기적이고 지속적인 혁신을 장려하기 위한 방침으로 처벌관행의 요소보다 구제관행의 요소로 HR관행의 합을 구성해야 한다는 운영측면의 실무적 시사점을 제공할 수 있다.

3. 한계점 및 향후 연구를 위한 제언

본 연구의 한계의 첫 번째는 혁신관행(직무자율성)과 혁신의 주효과 가설이 지지되지 않았다는 점에 있다. 해당 원인은 먼저 매개변수라는 중간과정이 생략되었기 때문일 수 있다. 예를 들어 혁신관행(직무자율성)과 실제 혁신유무의 사이에는 혁신행동(예: 박노근, 2008), 중간 관리자의 리더십 및 행동(예: Luscher & Lewis, 2008), 근로자 간의 갈등(예: Luvison & Cummings, 2017; Tubre & Collins, 2000) 등이 존재할 수 있을 것이다. 이러한 변수들의 관계는 본 연구에서 한국노동연구원의 사업체 패널조사라는 데이터 표본의 한계로 인해 규명할 수 없었다. 대표적인 예로, 저성과자 관행에 대한 문항은 15년도부터 조사가 되었으나, 근로자 주도혁신행동의 문항은 13년도 이후 조사되지 않고 있다. 본 연구결과에 따르면, 2,868개의 표본으로 비교한 직무자율성과 혁신의 상관관계에서는 .05이하 유의한 수준에서 .039 정(+)의 상관관계를 보여주었지만, 최종 분석에 활용된 767개 표본의 다중회귀분석과정에선 유의하지 않았으나 -.023이라는 상반되는 결과를 보여주었다. 이를 Luscher & Lewis(2008) 논의에 의거하여 해석하면 자율성은 혁신에 분명 긍정적인 영향을 미칠 수도 있으나 내부적으로 합의되지 않아 근로자들 별로 일관적이지 못한 해석이 발생할 경우 오히려 혁신에는 부정적인 영향을 미칠 수 있다는 것이다. 이러한 점을 고려하여 향후 연구에서는 혁신관행과 혁신사이의 존재하는 매개메커니즘에 대한 연구가 필요할 것이다.

두 번째 한계는 17년도 표본이라는 횡단분석을 수행하였다는 점에 있다. 단일 연도 표본으로 연구를 수행할 경우 변수들 간의 인과관계를 알아내기 어렵다. 본 연구를 예로 들면, 근로자들의 직무자율성을 증진하는 관행으로 인해 혁신이 발생하게 된 것인지, 반대로 혁신이 발생하여 기존의 체계의 변화가 극심해져 근로자들의 자율성이 높아진 것인지와 같은 인과에 대한 해석이 어려울 수 있다. 따라서 향후 연구에서는 중단연구를 통해 관행이 미치는 효과에 대한 인과를 밝힘으로써 본 연구에서 활용한 변수들의 관계를 보다 더 깊이 다룰 필요가 있을 것이다(예: Hulshof, Demerouti, & Le Blanc, 2020). 구체적으로 저성과자 관행측면에선 저성과자 관행의 실행시기에 따라 직무자

율성이 위축되었는지 활성화 되었는지와 관련하여 혁신에 어떠한 영향을 미쳤는지 등의 연구로 확장할 수 있을 것이다.

세 번째 단계는 혁신관행을 직무자율성 문항에만 제한하였다는 점에 있다. 본 연구에서는 분배보다 저성과자 제도와 관련하여 위협으로 인한 위축에 초점을 두었기에 직무자율성 문항에 한정하여 본 연구를 수행하였으나, 혁신관행 문헌을 살펴보면 혁신관행에는 직무자율성 외에도 다양한 관행들이 존재한다(예: da Silva Etges, & Cortimiglia, 2019; Lazonick, & Mazzucato, 2013; Hylton & Lin, 2013). 따라서 향후 연구에서는 분배강화와 위협감소라는 두 가지 측면에서 다양한 혁신관행 구성요소들 간의 시너지를 탐구하는 연구가 진행될 필요가 있을 것이다. 구체적으로 한국노동연구원 사업체 패널데이터를 예를 들면 분배 관점에선 성과배분제와 같은 혁신을 감수하게 만드는 문항들이 존재한다. 또한 조직의 혁신을 저해하거나 강화하는 요소들로는 저성과자 관행만이 존재하는 것은 아니기에 향후 연구에서는 실제 혁신에 영향을 미칠 수 있는 기타 여러 관행들을 탐색하는 연구들이 이루어져야 할 것이다.

네 번째 단계는 저성과자 관행들의 합으로 본 연구를 수행하였다는 점에 있다. 저성과자 문헌에서 다룬 논의들을 살펴보면(예: 송민수, 2019; 문정진, 2016; 홍석환, 2016; 윤혜신, 2012), 저성과자 관리제도는 그 안에서도 적극적인 처벌관행(예: 해고, 임금삭감 등)과 소극적인 처벌관행(예: 경고) 그리고 적극적인 구제관행(예: 교육훈련, 멘토지원 등)과 소극적인 구제관행(전직지원, 배치전환) 등으로 나눌 수 있다. 이는 분명 세부 구성요소들이 어떻게 구성되느냐에 따라 저성과자 관행의 강도(strength)에 대한 근로자들의 인식수준에 영향을 주어 효과가 다르게 나타날 수 있을 것이다. 세부관행들의 최적화가 중요하다는 HRM 연구자들의 논의에 따라(예: Ostroff & Bowen, 2016; Bowen & Pugh, 2009; Bowen & Ostroff, 2004) 향후 연구에서는 각 세부요소들의 조합에 따른 영향력을 탐구가 진행되어야 할 것이다. 같은 맥락에서 이는 처벌관행과 구제관행을 동시에 운영하였을 때 처벌관행의 영향력이 줄어드는지 처벌관행의 부정적 효과를 감소시키기 위한 관행 세부요인들은 무엇이 있는지에 대한 연구로도 확장될 수 있을 것이다.

다섯 번째 단계는 본 연구에서 기업매출과 같은 성과와의 관계를 탐구하지 못하였다는 점에 있다. 선행연구에 따르면 혁신이 반드시 긍정적인 성과로만 이어지는 것은 아니다(da Silva Etges, & Cortimiglia, 2019; Lazonick, & Mazzucato, 2013; Hylton & Lin, 2013). 따라서 향후 연구에서는 직무자율성과 저성과자 관행들이 실제 혁신을 발판으로 매출액과 기업생산성 등과 같은 변수들을 통해 실제성과와 어떠한 관계를 가지는지에 대한 연구가 진행되어야 할 것이다. 더 나아가 만약 혁신이 부정적인 성과로 이어지는 경우는 어떠한 혁신프로세스가 선행되었을 때 해당 관계가 성립하게 되는지에 대한 탐구로 이어져야 할 것이다.

VI. 결론

‘실패는 성공의 어머니’라는 말이 있듯이 실제로 우리는 실패로부터 많은 것을 학습하고 개선할 수 있다. 그럼에도 불구하고 많은 기업들이 근로자들의 실패에 대해 관대하지 못한 것이 현실이다. 프로야구에서도 스트라이크 2개를 가져갔을 때 심리적으로 위축되는 상황이 발생하듯이 조직에서도

처벌에 대한 근로자들의 경험과 그것에서 오는 향후 처벌에 대한 불안감은 분명 새로운 시도와 학습을 방해하는 요소로 작용할 수 있을 것이다. 그런 의미에서 불확실한 환경에서 살아남고자 혁신을 지속적으로 수행하길 바라는 기업은 본 연구결과가 시사하는 바와 같이 저성과자를 구제하는 관행을 수립함으로써 근로자들이 위축되지 않게 장려하여 기업특수적 인재를 확보하는데 보다 신경을 써야할 것이다. 이번이 마지막 기회라고 생각하는 근로자들은 행동을 조심하거나 무리한 행동을 취할 수 있다. 사람이 잠재력과 역량은 분야마다 다르게 나타날 수 있고 성장하는 시간 또한 저마다 다르게 소요될 수 있기 때문에 이러한 점들을 고려하여 기업의 혁신과 생존 그리고 경쟁우위 확보 측면에서라도 용서하는 조직으로 나아가갈 필요가 있다.

용서하는 조직의 핵심은 실수와 잘못을 덮는 것에 있는 것이 아니다. 구성원이 잘못을 저지른 경우에 이를 구체적으로 확인하고 징벌보다 용서와 관용을 베풀며 스스로 실패를 밑거름 삼아 앞으로 나아가게 만드는 것에 있다. 이는 더 나아가 혁신문화와 조직신뢰를 위한 도구에 그치지 않고 조직의 목적이나 비전이 될 수 있다(이상민, 2013). 또한 용서하는 조직으로 나아가는 것은 근로자 뿐만 아니라 사용자에게도 장기적인 관점에서 보다 긍정적일 수 있다. Lepak & Snell (1999)에 따르면, 경제학적인 관점에서 사용자와 근로자의 이해관계가 일치하지 않았을 때 고용은 종료될 수 있다. 하지만 모든 인간이 합리적으로 행동하는 것은 아니기에 기업도 근로자의 관용을 필요로 하는 순간이 올 것이다. 기업 또한 언제나 긍정적인 상황에만 놓이는 것은 아니기 때문이다. 결론적으로 급변하는 환경이라는 불확실적인 현실 속에서 혁신과 생존을 넘어 상호적인 관점에서 성장과 인내를 도모하게 만들 수 있기에 오늘날 기업들은 용서하는 문화를 형성하는데 노력할 필요가 있다.

참고문헌

- 김나정·김성철·박근형. (2017). 인력의 고령화와 인적자원관리 연구: 국외연구의 동향과 국내연구의 향후 과제, *인사조직연구*, 25(4), 45-96,
<http://dx.doi.org/10.26856/kjom.2017.25.4.45>
- 김주인. (2013). 변화인식이 혁신저항과 혁신냉소주의에 미치는 영향: 조직-개인목표 일치성의 조절효과 중심으로, *가천대학교 박사학위논문*.
- 김진희 (2018). 작업팀 자율성과 혁신성장에 대한 몰입형 인사제도의 중단효과 연구, *한국인력개발학회*, 20(2), 1-24.
- 문정진 (2016). 저성과자 관리와 맞춤형 역량강화 프로그램 수립방안, *임금연구*, 18-36.
- 박노근 (2008). 그룹 인센티브가 근로자주도의 혁신과 기업성장에 미치는 효과: 시장전략의 조절적 영향, *대한경영학회지*, 21(1), 279-296.
- 박성현. (2020). 코로나 이후의 세계, *미디어숲*.
- 박우성. (2010). 성과배분제와 동기부여: 개인 및 조직 특성의 조절효과, *대한경영학회지*, 23(5), 2689-2676.
- 윤혜신. (2012). 저성과자 관리의 전략적 운영 프레임과 개선과제, *임금연구*, 4-21.
- 이상민. (2013). Labor Desk HR Column 용서하는조직, *경영계*, 411(0), 46-47.
- 설홍구·지성구. (2005). 조직혁신 냉소주의의 선행요인에 관한 탐색적 연구, *대한경영학회지*, 18(3), 1349~1367.
- 송민수. (2019). 저성과자 관리제도 시행의 현황과 과제, *한국노동연구원 패널프리프*, 18, 1-10

- 심덕섭·하성욱. (2013). 직무특성이 종업원의 혁신행동에 미치는 영향: 자기효능감의 매개효과, *산업혁신연구*, 29(3): 95-124.
- 최석봉. (2018). 종업원의 심리적 주인의식, 직무자율성, 그리고 혁신행동: 매개된 조절효과 모델, *한국기업경영학회*, 25(4), 65-82. <https://doi.org/10.21052/KCMR.2018.25.4.04>.
- 최예나. (2019). 조직프렌드십 관리로서 직무만족 조직몰입, 직무자율성이 공무원들의 혁신행동에 미치는 영향 연구: 시민대응성의 조절효과를 중심으로, *한국자치행정학보*, 33(1), 49-71.
- 홍석환. (2016). 저성과자 HRD 전략, *임금연구*, 4-16.
- 홍완기·안관영. (2016). 중소기업 구성원의 임파워먼트와 혁신행동의 관계 및 심리적 주인의식 조절효과, *벤처창업연구*, 11(3), 145-155.
- Bandura, A. (1977). *Social learning theory*. Englewood Cliffs, N.J.: Prentice-Hall
- Bakker, A.B., Rodriguez-Munoz, A., & Sanz Vergel, A.I. (2016). Modeling job craft behaviors: Implications for work engagement. *Human Relations*, 69, 169 - 189. <http://doi.org/10.1177/0018726715581690>
- Bakker, A.B., Tims, M., & Derks, D. (2012). Proactive personality and job performance: The role of job crafting and work engagement. *Human Relations*, 65, 1359 - 1378. <http://doi.org/10.1177/0018726712453471>.
- Barr, A., Owens, T., & Perera, A. (2020). Risk taking and sharing when risk exposure is interdependent, *Journal of Economic Behavior and Organization*, 176, 445-460 <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2020.04.011>.
- Bessant, J. (2003). *Challenges in Innovation Management*. The International Handbook on Innovation: 761 - 774.
- Biais, B., Rochet, J. C., & Woolley, P. (2015). Dynamics of Innovation and Risk, *The Review of Financial Studies*, 28(5), <https://dx.doi.org/10.1093/rfs/hhv003>
- Borgelt, K., & Falk, I., (2007). The leadership/management conundrum: innovation or risk management? *The Leadership and Organization Development Journal*, 28(2), 122-136. <https://dx.doi.org/10.1108/01437730710726822>.
- Bowen, D. E., & Ostroff, C. (2004). Understanding HRM-firm performance linkages: The role of the “strength” of the HRM system, *Academy of Management Review*, 29(2), 203-221. <http://www.jstor.org/stable/20159029>.
- Bowen, D. E., & Pugh, S. D. (2009). *Linking human resource management and customer outcomes*. In J. Storey, P. M. Wright, & D. Ulrich (Eds.), *The Routledge companion to strategic human resource management*, 502 - 518. Abingdon, UK: Routledge.
- Bruning, F. P., and Champion A. M. (2018). A role-resource approach-avoidance model of job crafting: a multimethod integration and extension of job crafting theory. *Academy of Management Journal*, 61(2), 499-522. <https://dx.doi.org/10.5465/amj.2015.0604>
- Cabrales, A. L., Medina, C. C. Lavado, A. C. and Cabrera. R. V. (2008). Managing Functional Diversity, Risk Taking and Incentives for Teams to Achieve Radical Innovations. *R&D Management*, 38(1), 35 - 50.
- Caldwell, D. F., and C. A. O'Reilly III. (2003). The Determinants of Team-based Innovation in Organizations - The Role of Social Influence. *Small Group Research*, 34(4), 497 - 517.
- Chen, C., Yen, C., & Tsai, F. C. (2014). Job crafting and job engagement: The mediating role of person-job fit. *International Journal of Hospitality Management*, 37, 21-28.
- Connelly, L. B., Tihanyi, L., Crook, T. R., Gangloff, K. A. (2013). Tournament Theory: Thirty Years of Contests and Competitions, *Journal of Management*, 40(1), 16-47,

- <https://dx.doi.org/10.1177/0149206313498902>.
- da Silva Etges, A. P. B., & Cortimiglia, M. N. A. (2019). systematic review of risk management in innovation-oriented firms, *Journal of Risk Research*, 22(3), 364-381, <https://dx.doi.org/10.1080/13669877.2017.1382558>
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (1985). The general causality orientations scale: Self-determination in personality, *Journal of Research in Personality*, 19(2), 109-134.
- Demerouti, E., Bakker, A. B., & Gevers, J. M. P. (2015). Job crafting and extra-role behavior: The role of work engagement and flourishing. *Journal of Vocational Behavior*, 91, 87-96.
- Detert, J. R., and Treviño, L. K. (2010). Speaking up to higher-ups: how supervisors and skiplevel leaders influence employee voice, *Organization Science*, 21(1), 249-270.
- Dewett, T. (2007). Linking Intrinsic Motivation, Risk Taking, and Employee Creativity in an R&D Environment. *R&D Management*, 37(3), 197 - 208.
- Hobfoll, S. E. (1989). Conservation of resources. A new attempt at conceptualizing stress. *American Psychologist*, 44, 513 - 524. <http://dx.doi.org/10.1037/0003-066X.44.3.513>
- Hulshof, L. I., Demerouti, E., and Le Blanc M. P. (2020). Reemployment Crafting: proactively shaping One's job Search. *Journal of Applied Psychology*, 105(1), 58-79. <http://dx.doi.org/10.1037/apl00>
- Hylton, K. N., & Lin, H. (2013), Innovation and Optimal Punishment, with Antitrust Applications, *Journal of Competition Law & Economics*, 10(1), 1-25, <https://dx.doi.org/10.1093/joclec/nht027>
- Ilies, R., Liu Y. X., Liu, Y., & Zheng, X. (2017). Why do employees have better family lives When they are highly engaged at work?. *Journal of Applied Psychology*. 102(6), 956-970, <http://dx.doi.org/10.1037/ap10000211>.
- Jiang, L and Probst, T. M. (2017). The rich get richer and the poor get poorer: country- and state-level income inequality moderates the job insecurity-burnout relationship, *Journal of Applied Psychology*, 102(4), 672-681. <http://dx.doi.org/10.1037/ap10000179>.
- Kacperczyk, A., Balachandran, C. (2018). Vertical and Horizontal Wage Dispersion and Mobility Outcomes: Evidence from the Swedish Microdata. *Organization Science*, 29(1), 17-38. <https://dx.doi.org/10.1287/orsc.2017.1169>.
- Keizer, J. A., and Halman, J. I. M. (2007). Diagnosing Risk in Radical Innovation Projects. *Research-Technology Management*, 50(5), 30 - 36.
- Kelley, D. (2009). Adaptation and Organizational Connectedness in Corporate Radical Innovation Programs. *Journal of Product Innovation Management*, 26(5), 487 - 501.
- Kosseka, E. E., & Ollier-Malaterreb, A. (2020). Desperately seeking sustainable careers: Redesigning professional jobs for the collaborative crafting of reduced-load work, *Journal of Vocational Behavior*, 117, <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2019.06.003>.
- Kulik, C. T., & Cregan, C. (2016). Engage me: the mature-age worker and stereotype threat, *Academy of Management Journal*, 59(6), 2132-2156. <http://dx.doi.org/10.5465/amj.2015.0564>
- Lala, P. L., Gheorghe, P., & Monica, B. (2010), A Theoretical Approach of the Concept of Innovation, *Managerial Challenges of the Contemporary Society*, 1, 151-156.
- Lazonick, W., & Mazzucato, M. (2013). The risk-reward nexus in the innovation-inequality relationship: who takes the risks? Who get the reward?, *Industrial and Corporate*

- Change*, 22(4), 1093-1128, <https://dx.doi.org/10.1093/icc/dtt019>.
- Lee, J. Y. (2015). Internal labor markets under external market pressures. *ILR Review*, 68(2), 338-371. <http://dx.doi.org/10.1177/0019793914564964>.
- Lens, W., Paixão, M. P., & Herrera, D. (2009). Instrumental Motivation is Extrinsic Motivation: So What???, *Psychologica*, 50, 21-40, https://dx.doi.org/10.14195/1647-8606_50_2
- Lepak, P. D., & Snell, A. S. (1999). The human resource architecture: Toward a theory of human capital allocation and development, *Academy of Management Review*, 24(1), 31-48.
- Liao, H., and Chung, A. (2004). A multilevel investigation of factors influencing employee service performance and customer outcomes, *Academy of Management Journal*, 47(1), 41-58.
- Liu, D., Liao, H., and Loi, R. (2012). The dark side of leadership: A three-level investigation of the cascading effect of abusive supervision on employee creativity, *Academy of Management Journal*, 55(5), 1187-1212.
- Luscher, L. S., & Lewis, W. M. (2008). Organizational change and managerial sensemaking: working through paradox, *Academy of Management Journal*, 51(2), 221-240.
- Luvison, D., & Cummings, J. L. (2017). Decisions at the boundary: Role choice and alliance manager behaviors. *Group & Organization Management*, 42, 279-309.
- Meijer, E. M. (2006). DSM and Innovation: A Case Study. *International Journal of Technology Management*, 34(3/4), 260 - 277.
- Molina-Moraes, F. X., M. T. Martínez-Fernández, and V. J. Torlò. (2011). The Dark Side of Trust: The Benefits, Costs and Optimal Levels of Trust for Innovation Performance. *Long Range Planning*, 44(2), 118 - 133.
- Nagano, M. S., J. P. Stefanovitz, and T. L. Vick. (2014). Innovation Management Processes, their Internal Organizational Elements and Contextual Factors: An Investigation in Brazil. *Journal of Engineering and Technology Management*, 33, 63 - 92
- Ostroff, C., & Bowen, E. D. (2016). Reflections of the 2014 Decade Award: Is there Strength in the Construct of HR system strength, *Academy of Management Review*, 41(2), 196-214. <http://dx.doi.org/10.5465/amr.2015.0323>.
- Scott, S. G. & Bruce, R. A.(1994), Determinants of Innovative Behavior: A Path Model of Individual Innovation in the Workplace, *Academy of Management Journal*, 37(3), 580-607.
- Thomas, E.C., Du Plessis, M., & Thomas, K.G.F. (2020). An evaluation of job crafting as an intervention aimed at improving work engagement. *SA Journal of Industrial Psychology*, 46(0), 1-12. <https://doi.org/10.4102/sajip.v46i0.1703>
- Tims, M., Bakker, A.B., Derks, D., & Van Rhenen, W. (2013). Job crafting at the team and individual level: Implications for work engagement and performance. *Group and Organization Management*, 38, 427 - 454. <http://doi.org/10.1177/1059601113492421>
- Tims, M., Bakker, A. B., & Derks, D. (2015). Examining job crafting from an interpersonal perspectives: Is employee job crafting related to the well-being of colleagues?, *Applied Psychology*, 64, 727-753.
- Tubre, T. C., & Collins, J. M. (2000). Jackson and Schuler (1985) revisited: A meta-analysis of the relationships between role ambiguity, role conflict, and job performance. *Journal of Management*, 26, 155-169.

- Van Bossuyt, D., C. Hoyle, I. Y. Tumer, and A. Dong. (2012). Risk Attitudes in Risk-based Design: Considering Risk Attitude Using Utility Theory in Risk-based Design. *Artificial Intelligence for Engineering Design and Analysis*, 26(4), 393 - 406.
- Wan, D., H. O. Chin, and F. Lee. (2003). Determinants of Firm Innovation in Singapore. *Technovation*, 25 (3): 261 - 268.
- Wince-Smith, D. (2005), Innovate at your own risk, *Harvard Business Review*, 83(5), 1- 25.
- Wong, S., and K. Chin. (2007). Organizational Innovation Management. *Industrial Management & Data Systems*, 107(9), 1290 - 1315.
- Xu, X., Jiang, L., & Wang, H. J., (2019), How to build your team for innovation? A cross-level mediation model of team personality, team climate for innovation, creativity, and job crafting. *Journal of Occupational Psychology*, 92, 848-872.
<http://dx.doi.org/10.1111/joop.12277>.
- Yam, C. K., Klotz, C. A., He, W., & Reynolds, J. S. (2017). From good soldiers to psychologically entitled: Examining when and why citizenship behavior leads to deviance, *Academy of Management Journal*, 60(1), 373-396. <https://doi.org/10.5465/amj.2014.0234>
- Zhang, T., & Li, B. (2020). Job crafting and turnover intention: The mediating role of work engagement and job satisfaction, *Social Behavior and Personality*, 48(2),
<https://doi.org/10.2224/sbp.8759>

<표1> 상관관계 분석

	M	S.D	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
01. 기업규모	4.99	0.47	1											
02. 설립년도	1990.5	1.24	-.299***	1										
03. 노조유무	0.33	0.47	.412***	-.345***	1									
04. 시장수요수준	2.96	0.96	-.104**	.023	-.040	1								
05. 가격경쟁수준	2.92	0.59	.034	-.048 ⁺	-.073*	.164***	1							
06. 공정표준화수준	3.72	1.20	.119***	-.038	.069 ⁺	-.019	.049 ⁺	1						
07. 공정단순화수준	3.31	1.23	.047	-.048 ⁺	.095**	.024	.005	.615***	1					
08. 공정자동화수준	3.08	1.24	.112***	-.114***	.110***	-.119***	-.027	.502***	.463***	1				
09. 직무자율성	2.64	0.60	-.068*	.052 ⁺	-.041	-.001	.013	.038	.008	-.067*	1			
10. 저성과자처벌관행	0.0057 (0.51)	0.67	-.014	-.019	-.021	-.002	.137***	-.058 ⁺	-.052 ⁺	-.079*	.048 ⁺	1		
11. 저성과자구제관행	0.0055 (0.42)	0.61	.086**	.032	-.008	-.007	-.013	.089**	.022	.019	.051 ⁺	-.052 ⁺	1	
12. 공정·프로세스혁신	0.34	0.47	.095**	-.033	.045	-.014	.048 ⁺	.091**	.102**	.127***	-.013	-.033	.112***	1

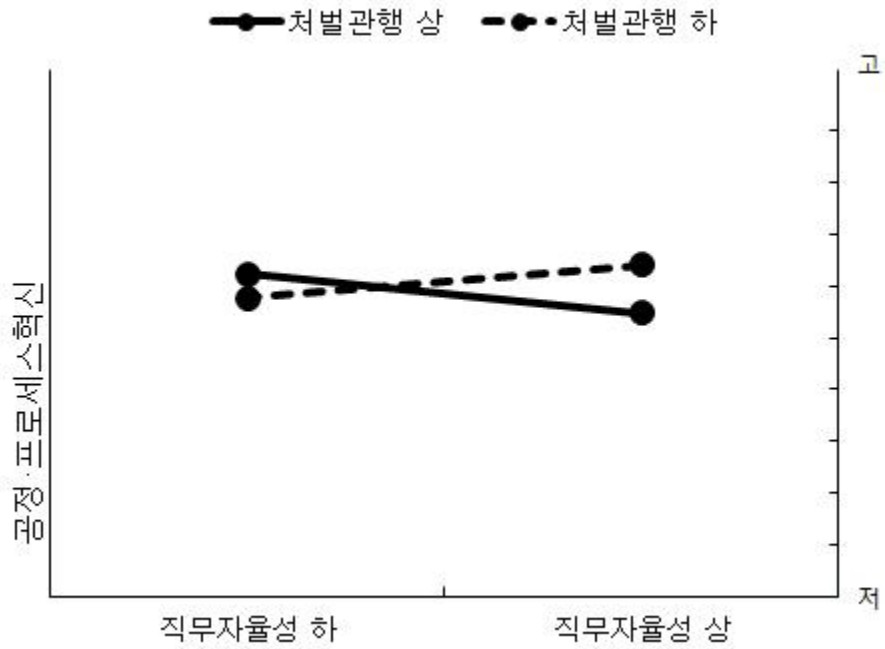
N = 776, *** $p \leq .001$, ** $p \leq .01$, * $p \leq .05$, + $p \leq .10$

<표2> 회귀분석결과

	공정·프로세스혁신							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
변수명	B	t값	B	t값	B	t값	B	t값
(상수)	-.605	-.264	-.604	-.263	-.241	-.105	-.403	-.177
기업규모	.031 *	2.029	.031 *	2.021	.027 +	1.724	.027 +	1.745
설립년도	.000	.220	.000	.221	.000	.075	.000	.147
노조유무	.002	.058	.002	.058	.006	.154	.007	.172
시장수요수준	-.002	-.089	-.002	-.090	-.002	-.133	-.002	-.138
가격경쟁수준	.040	1.353	.040	1.352	.045	1.508	.047	1.604
공정표준화수준	-.002	-.089	-.002	-.084	-.007	-.348	-.011	-.566
공정단순화수준	.022	1.207	.022	1.206	.023	1.296	.023	1.303
공정자동화수준	.037 *	2.232	.037 *	2.215	.037 *	2.237	.040 *	2.434
직무자율성			-.002	-.064	-.005	-.179	-.006	-.208
저성과자처벌관행					-.017	-.665	-.013	-.510
저성과자구제관행					.080 **	2.904	.076 **	2.752
직무자율성×저성과자처벌관행							-.088 *	-1.997
직무자율성×저성과자구제관행							.094 *	1.982
N	776		776		776		776	
F값	2.724 **		2.419 *		2.822 **		3.144 ***	
R ²	.028		.028		.039		.051	
ΔR ²	.017		.016		.025		.035	

N = 776, ***p < .001, **p < .01, *p < .05, p⁺ < .10

<그림2> 저성과자 처벌관행의 상호작용 그래프



<그림3> 저성과자 구제관행의 상호작용 그래프

