

인력구조조정이 기업의 재무성과에 미치는 영향*

김정교** · 차정화*** · 김하은****

〈요 약〉

[연구목적] 최근 우리나라 제조업은 내수 부진과 경기침체로 수익성 악화를 경험하고 있다. 그리고 기술의 진보는 생산을 위한 인력 수요를 감소시키고 있다. 기업의 효율성을 제고 하고 수익성을 회복하고자 하는 구조조정은 급변하는 환경에 대응하기 위한 필수적 전략으로 간주 되지만, 인력구조조정의 효과에 관한 선행연구는 개선성과에 대하여 상반된 의견을 제시하고 있다. 비효율적 인적자원관리 부작용과 해결 방안을 모색하기 위하여 본 연구는 2000년부터 2015년까지 우리나라 제조업 기업을 대상으로 인력구조조정이 재무성과에 미치는 영향을 분석하였다.

[연구방법] 2000년부터 2015년까지 우리나라 제조업 기업을 대상으로 전년도 대비 5% 이상 인력을 감축한 기업을 인력구조조정 기업으로 정의하고, 인력구조조정 기업과 성향점수가 유사한 PSM 대응표본을 구성한다. 인력구조조정과 재무성과 간의 내생성을 통제하기 위하여 2 단계 최소 자승법(2SLS)을 사용하여 재무성과에 미치는 영향을 분석하였다.

[연구결과] 인력구조조정을 수행한 기업은 1년 후, 2년 후, 그리고 3년 후 자기자본영업이익률의 개선에 통계적으로 유의한 양(+)의 값이 나타났다. 또한 매출원가율의 변화에 통계적으로 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 또한 인력구조조정의 규모가 클수록 재무성과 개선에 유의한 양(+)의 값이 나타났다. 이러한 결과는 인력구조조정이 재무성과 개선에 긍정적인 영향이 있다는 주장을 뒷받침하는 결과이며, 이러한 개선에는 기업의 비용을 감소시킴으로써 효율성을 증가시킨다는 것을 시사한다. 그리고 인력구조조정의 규모가 클수록, 즉 적극적인 인력구조조정이 재무성과의 개선에 더욱 긍정적이라는 것이다.

[연구의 시사점] 인력구조조정이 재무성과 개선에 긍정적인 영향이 있다는 결과는 인력구조조정이 비용감소를 통해 기업의 효율성을 제고 하려는 소기의 목적을 달성하는지에 대해 실증 증거를 제시함으로써 현재 수익성 악화를 경험하고 있는 우리나라 제조업 기업들의 인적자원관리 방안에 전략적 시사점을 제공한다.

한글색인어 : 인력구조조정, 재무성과, 자기자본영업이익률

접수일(2020.01.29.), 수정일(2020.04.23.), 게재확정일(2020.05.19.)

* 이 논문 또는 저서는 2018년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임 (NRF-2018S1A5A2A01033170).

** 부산대학교 경영학과 교수(제1저자), (jkim@pusan.ac.kr)

*** 부산대학교 경영학과 재무세무회계전공 박사(교신저자), (71007591@naver.com)

**** 부산대학교 경영학과 재무세무회계전공 박사과정(공동저자), (rlagk00@naver.com)

I. 서론

많은 우리나라 기업들은 지난 약 40년 동안 국가정책 차원이든 시장메커니즘의 운용 차원이든, 혹은 기업의 위기관리 차원이든 성장전략 차원이든 간에 구조조정을 통하여 위기를 극복하거나 성장을 지속해 왔다. 특히 두산그룹의 구조조정은 성장전략 차원의 구조조정 사례로 널리 인용된 바 있으며(한국경제신문, 2016.8.1), 최근 들어서는 2007년 글로벌 경제위기의 여파로 인한 위기관리 차원에서 조선·해운업의 구조조정이 활발하게 이루어진 바 있다. 최근 들어 기업구조조정 중 인력구조조정이 민감한 사회적 현안으로 주목받고 있다. “인력의 40%를 감축하지 않으면 공멸한다.”(중앙일보 2019.10.6.).¹⁾ 이 말은 한국의 대표적인 자동차 제조업체인 현대자동차에 대하여 외부 자문위원들의 내린 진단으로서 오늘날 우리나라 기업들이 처한 현실을 단적으로 표현해 준다. 최근 자동차산업이 과거 내연기관에서 친환경차로 기술 집약 산업으로 변모하고 있고, 따라서 과거 노동집약적 인력 운용방법에서 생산 공정 자동화로 구조조정 해야 한다는 주장이다. 이러한 제조업 인력구조조정은 우리나라뿐만 아니라 외국 기업의 경우에서도 이슈로 등장하였다. 미국의 제너럴모터스는 2018년 이후 14,800명을 감원할 것이라고 발표하였고, 독일의 폭스바겐도 2019년 이후 7,000명을 감원할 것이라고 발표한 바와 같이 세계적 추세이다.

제조업의 인력구조조정에 대한 압력은 기술적 요인 외에도 외부 경제 환경 요인에서도 볼 수 있다. 2019년 Oxford Economics²⁾는 올해 세계 제조업 부가가치생산액이 중국을 제외하면 지난해보다 0.4% 성장에 그쳤고, 이러한 수치는 2017년과 2018년에 비하여 절반 수준으로 낮아졌다고 발표하였다. 이러한 제조업 경기침체는 미·중 무역갈등 격화와 이로 인한 세계 교역 위축의 결과로 해석된다. 따라서 제조업 비중이 높고 수출의존도가 높은 우리나라에서도 인력구조조정의 움직임이 나타나는 것은 필연적 결과라고 볼 수 있다. 구인구직 인터넷 서비스기업 인크루트(Incruit)에서 2019년 12월 2일에 815개 기업회원을 대상으로 실시한 설문조사 결과의 발표에 의하면, 우리나라 기업들 5개 중 1개꼴로 종업원 수를 줄인 것으로 나타났다. 인력구조조정의 이유로 “업계 현황 및 경기침체로 인한 경영난 심화”가 21%, “조직 재정비”가 19%, 그리고 “경영 효율화”가 13%를 차지하였다.

따라서 오늘날의 기업 구조조정은 불합리한 사업 및 조직구조를 개편하여 효율성을 높이고자 하는 경영전략으로서, 급변하는 기업환경에 능동적으로 대처하기 위한 필수적 전략으로 간주된다(Hoskisson and Turk 1990). 외국의 선행연구들은 급격한 성장 이후 수익성이 낮아진 기업들을 대상으로 분석해본 결과 구조조정 효과에 관한 상반된 결과를 제시하였다. 구

1) 현대차에 날아온 암울한 경고장 “인력 40% 안줄이면 공멸”, 중앙일보(2019.10.06.).

2) 세계 유일의 완전 통합 경제 모델과 250명의 상근 경제학자를 보유한 글로벌 예측 및 정량 분석 정보제공 서비스 기업(www.oxfordeconomics.com)

구조조정이 성과 개선에 긍정적인 영향이 있다는 주장에는, 기업들은 불필요한 잉여 자산을 매각하는 구조조정으로 미래 수익성을 향상시킬 수 있으며(Haynes et al. 2002), 구조조정으로 과거 구조조정 이전의 성과로 회복할 수 있다고 주장하였다(Atiase et al. 2004). 그리고 궁극적으로 구조조정의 의도한 실질적 영업효율성 증가를 가져올 수 있다는 결과도 제시하였다(Hill et al. 2015). 반면에 구조조정 이후 붕괴된 조직구조가 구조조정 효익을 초과하는 손실을 생성한다는 부정적 연구(Holder-Webb et al. 2005)도 존재하였다.

주로 환경변화와 수익성 악화를 경험한 기업의 자율적 구조조정의 기업을 대상으로 분석한 외국 연구와 달리, 국내의 구조조정 선행연구는 1998년 외환위기 이후 법적 구조조정 기업을 대상으로 활발히 수행되었다. 대표적으로 구조조정이 성과 개선에 긍정적인 영향이 있다는 강선아와 김용식(2015)은 구조조정이 부채경감을 통해 단기성과 개선을 도모한다고 주장하였으며, 김민철 등(2013)의 연구는 구조조정이 장기성과 개선에도 유의한 결과를 제시하였다. 반면 갱생 가능성이 낮은 기업들이 구조조정으로 회복하지 못하고 오히려 사회적 비용을 소모한다는 주장(강호정, 2001)과 구조조정이 경제적 효율성 제고라는 소기의 목적을 달성하지 못한다는 부정적 연구(강경이 등 2009)도 있었다.

다양한 유형의 구조조정 연구에 비해 인력구조조정 선행연구는 상대적으로 부족하였지만, 인력구조조정 효과에도 상반된 결과가 제시되었다. 조직구조를 재편하고 다운사이징을 통해 기업의 한정된 자원을 집중하여 재무성과를 개선할 수 있다는 긍정적 주장(Heenan, 1989 : Cameron 1994 : Byrne 1994)과 구조조정 과정에서 나타날 수 있는 조직 불안이 오히려 조직 경쟁력을 약화시킬 수 있다는 부정적 주장(Jick and Greenhalgh 1989 : Wysocki 1995 : 김연수와 김재욱 1997 : 박종훈과 양효신, 2002)이 있었다. 그중에서도 국내연구는 1984년부터 1993년까지 우리나라 기업을 대상으로 인력구조조정의 재무성과를 분석한 이화득과 이재훈(2001)의 연구 이후에 인력구조조정의 재무성과에 관한 연구는 없었다. 이러한 원인으로 1998년 IMF 외환위기의 극복과정에서 경험한 인력구조조정에 대한 우리 사회의 부정적인 인식에 따라 기업들은 경직적인 인력구조조정 전략을 채택해왔고³⁾, 따라서 재무성과에 관한 실증분석도 주목받지 못했다고 볼 수 있다. 이러한 인력구조조정 연구의 외면에도 불구하고 실제 국내외 인력구조조정 성공적 사례가 나타났으며, 최근 수익성 악화를 경험하고 있는 우리나라 조선·해운업을 비롯한 자동차 제조업 등에서 활발히 인력구조조정을 시도하고 있다.

이에 본 연구에서는 2000년부터 2015년까지 우리나라 제조업 기업을 대상으로 구조조정 성과에 관하여 실증분석하고자 한다. 구체적으로 다양한 구조조정 유형 중에서 인력구조조

3) 외환위기 이후 근로기준법에서 명시한 해고는 상대적으로 기업의 필요에 따라 결정할 수 있는 채용보다 까다롭다. 경영상의 이유에 의한 해고는 긴박한 경영상의 필요가 있고(제24조 제1항), 합리적이고 차별이 없어야 한다(제24조 제2항). 그리고 노동조합과 협의가 필요하다(제24조 제3항). 또한 일정 규모 이상을 해고하려면 대통령령으로 정하는 바에 따라 고용노동부장관에게 신고하여야 한다(제24조 제4항). 따라서 경직된 인적자원관리로 표현하였다.

정으로 연구범위를 명확하게 하여, 인력구조조정이 1년 후, 2년 후, 그리고 3년 후 재무성과 개선에 어떠한 영향을 미치는지, 과연 인력구조조정의 목적인 비용감소 효과가 있는지를 분석한다. 그리고 인력구조조정의 규모에 따라 재무성과 개선의 차이가 있는지를 분석한다.

분석결과, 인력구조조정은 1년 후, 2년 후, 그리고 3년 후 자기자본영업이익률의 개선에 긍정적인 영향이 있었고, 매출원가율 감소에 통계적 유의성이 나타났다. 또한 인력구조조정의 규모가 클수록 자기자본영업이익률의 개선이 높게 나타났다. 인력구조조정이 재무성과 개선에 도움을 주지 못한다는 이화득과 이재훈(2001)의 결과와 달리, 인력구조조정은 재무성과 개선에 긍정적인 영향이 있다는 것을 시사하는 결과이다.

본 연구는 1984년부터 1993년까지 우리나라 기업을 대상으로 인력구조조정 기업과 연도, 산업, 규모를 통제한 기업을 비교 분석한 이화득과 이재훈(2001) 연구와 달리, 2000년부터 2015년까지 우리나라 제조업 기업을 대상으로 인력구조조정 기업과 PSM대응표본 기업을 2SLS 회귀분석을 통해 실증분석한 차별성이 있다. 우리나라 인력구조조정 기업을 대상으로 개선된 연구방법을 통해 최신의 실증분석 결과를 제공하는 것은, 혼재된 인력구조조정 성과 연구에 대한 공헌점을 가진다. 그리고 최근 수익성 부진에 빠진 우리나라 제조업 기업의 효율적 인적자원관리 방안에 시사점을 제공할 수 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 이론적 배경과 선행연구를 검토하고, 이를 바탕으로 연구가설을 설정한다. 3장에서는 연구설계를 제시한다. 제4장에서는 실증분석 결과를 제시하며, 제5장에서 본 연구의 결론 및 한계점을 제시한다.

II. 선행연구 검토 및 가설

2.1 인력구조조정의 정의

구조조정에 관한 많은 실증적 연구가 안고 있는 주요 문제점의 하나는 구조조정 개념에 관해 명확한 조작적 정의를 내리지 않은 채 실증분석이 이루어졌다는 점이다. 기업의 구조조정은 유형과 수단에 따라 다양하게 이루어질 수 있으므로 어느 것에 초점을 맞추어 구조조정 효과에 관한 실증분석이 이루어지는가에 따라 구조조정의 효과에 관한 분석결과가 달라질 수 있다. 기업구조조정(corporate restructuring)이란 일반적으로 “기업이나 이해관계자가 경제환경의 변화에 대응하여 기업 경쟁력이나 수익성을 향상시키기 위하여 조직구조, 사업구조, 재무구조, 지배구조 등을 개선하려는 행위”로 정의된다(Hoskisson and Turk 1990). 기업구조조정은 구조조정 내용이 무엇인가에 따라 사업구조조정(business restructuring), 조직 및 인력구조조정(organizational restructuring), 재무구조조정(finance restructuring), 지배구조

조정(governance restructuring) 등으로 나뉘며, 조정 주체가 누구인가에 따라 기업 자체 구조조정, 자본시장 활용 구조조정, 금융기관 주도 구조조정(workout), 법원 주도 구조조정(기업 회생절차) 등으로 나뉜다.

인력구조조정은 기업의 효율성과 생산성, 그리고 경쟁력을 개선하기 위해서 조직의 인력 규모, 비용구조, 작업과정 등에 변화를 가져오는 구조조정을 말한다(Cameron 1994). 그러나 일부 선행연구에서는 인력구조조정이 성과의 회복이라는 소기의 목적을 달성하지 못한다고 주장하였다. Kobert(1995)의 연구에서는 어떠한 인력구조조정 방식이든 경영자들이 비용 절감을 위하여 실행하기 쉽고 가시적 효과가 있다고 믿는 문제를 지적하고 있고, Mckinley et al(1995)의 연구에서는 인력구조조정이 경제적 효과의 여부에 관계 없이 모든 기업이 필수적으로 수행해야 한다는 경영전략의 신격화(myths)가 이루어진다고 보았다. 그러나 최근의 인력구조조정 사례들은 과거의 인력구조조정 연구가 주장하는 부정적 효과와 달리 긍정적인 결과를 보여주고 있다.

2.2 국내외 인력구조조정 사례

본 논문의 연구목적은 기업구조조정의 유형 중 인력구조조정이 기업의 재무성과에 미치는 영향을 분석하려는 것이므로 인력구조조정을 중심으로 긍정적인 사례를 제시할 필요가 있다. 초기의 구조조정은 수익성이 악화된 기업들이 성과의 개선을 위하여 잉여 인력의 해고, 사업구조 집중화, 잉여 자산 처분 등의 활동으로 나타났다. 예를 들어 1980년대 미국의 기업들은 과도한 다각화로 인하여 악화된 수익성을 사업구조 집중화 등을 통하여 위기를 극복하였다. 1980년대 미국의 Lee Iacocca는 파산위기에 빠진 Chrysler를 회생시키기 위하여 적자상태의 21개 계열사를 매각하고, 대부분의 임원을 해고하였으며, 종업원 5만명을 해고하고 연봉을 5% 삭감하는 등 긴축경영 노력으로 Chrysler를 미국 3대 자동차 기업으로 성장하는 발판을 마련하였다. 또한 Jack Welch는 방만한 경영으로 수익성이 악화된 General Electronic의 CEO로 취임한 후 본사와 계열사 내 총 350개 사업 중 글로벌 기준으로 당시 1,2위 사업과 1,2위 가능 사업을 제외한 나머지 사업을 과감하게 정리하여 13개 사업으로 축소하였고 10만명 이상의 종업원을 해고함으로써 20년 재임기간 중 GE의 시장가치를 120억\$에서 4,500억\$로 37.5배나 성장시켰다. Jack Welch는 구조조정 전략으로 GE를 20세기 세계 최고의 제조업 기업으로 군림할 수 있는 발판을 마련하였다는 평판을 받는다. 이러한 공로를 인정받아 Jack Welch는 “20세기 최고의 경영자”, “경영의 귀재” 등의 닉네임이 부여되었으며, 그의 리더십은 “카리스마적 리더십”으로 널리 알려져 있다.

한편 일본에서는 세라믹 제조기업 교세라(Kyocera)의 창업자이자 명예회장인 이나모리 가즈오(稲盛和夫)는 2010년 1월 방만한경영으로 경영부실에 빠져 도산위기에 몰린 JAL(Japan

Air Lines)의 법정관리인 겸 CEO로 취임하자마자 과감하고 신속한 기업구조조정을 실시하였다. 먼저 재무구조조정의 일환으로 정부로부터 7년간 법인세 면제를 받아내고, 금융권으로부터 대출금을 탕감 받았다. 그리고 사업구조조정의 일환으로 채산성이 없는 항공노선을 폐지(국제선 40%와 국내선 30%)하였다. 마지막으로 인력구조조정의 일환으로 종업원 2만 1000명(전체 직원의 30%)을 감원하고, 급여 20% 삭감, CEO 급여 폐지, 퇴직자 연금 30% 삭감 등을 실행하였다. 이러한 개선 노력으로 CEO 취임 첫째 200억엔 순이익이 발생하였고, 2012년 9월에는 JAL을 재상장시켜 정부의 공적자금을 전액 회수하는 업적을 남김으로써 일본에서는 3대 경영의 신으로 추앙받았다. 특히 인력구조조정의 경우 과거 일본식 경영⁴⁾에 비추어 볼 때 충격적이고 과감한 경영 결정으로서, 인력구조조정이 기업의 회생절차상 필수적인 수단으로 널리 인식되는 계기가 되었다.

우리나라의 경우 1997년 IMF 외환위기가 시작된 이후 본격적으로 기업들의 구조조정 전략이 주목받기 시작하였다. 한국중공업, 한국통신 등의 공기업은 민영화를 함과 동시에 전체 인력의 20%를 감원하였고, 재벌기업에 속하는 대기업도 명예퇴직을 통하여 인력구조조정을 시작하였으며, 이 과정에서 삼성과 현대그룹 등의 우량한 기업들만이 살아남게 되었다. 1996년말 30대 대기업의 부채비율은 387%였으나 혹독한 구조조정을 통하여 긴축경영을 지속한 결과 2018년말에는 75.6%로 급격히 감소하였으며, 이러한 기업들은 위기관리 역량을 바탕으로 세계시장에서 경쟁력을 유지할 수 있었다.

2000년 이후 세계시장은 급격한 지역단위 경제협력 체계의 구축과 제품시장 경쟁 심화로 인한 높은 변동성에 놓이게 되고, 살아남은 기업들도 변화의 요구에 따르게 되었다. 과거의 부실기업뿐만 아니라 좋은 성과를 보인 기업들도 내년의 성과를 보장받지 못하게 되면서, 지속적인 효율성 제고를 위한 노력을 하게 되었다. 2019년 현재 성과평가를 기준으로 국내 공공기관은 0.5%에 미만, 구글과 삼성은 5% 미만, GE와 아마존 닷컴은 10%, 미만, 맥킨지는 20% 미만의 직원에 대해 상시적 구조조정을 하고 있다.

2.3 선행연구 및 연구가설

- 4) 한편 일본에서는 단기 성과보다는 장기 시장점유율을 중시하고, 주주보다 종업원과 고객을 우선시 하고, 성과보상보다는 연공서열을 기초로 종업원 보상을 지급하며, 장기 종신고용을 지향하는 일본식 경영이 한때 서구식 경영의 문제점을 극복할 수 있는 유력한 대안으로 주목받았지만, 1990년대 이후 급변하는 글로벌 기업환경 하에서 폐쇄적이고, 배타적이며, 경직적인 기업문화와 안정성을 중시하는 경영전략을 고수하는 일본기업들은 환경변화에 대한 적응능력을 상실함으로써 점차 성장이 정체된 결과 일본경제가 일어버린 20년(1990년~2012년)에 빠지는 결과를 가져왔다. 이에 대한 반성으로 대기업을 중심으로 개방적이고 수평적인 서구식 기업문화를 적극 도입하고, 일본식 경영의 특징인 종신고용(60세 정년)은 인정하되 철저히 업무성과에 따라 차등 보상을 하는 미국식 성과보상시스템을 부분적으로 수용하려는 움직임이 일어나고 있다.

인력구조조정이 재무성과에 미치는 영향에 관한 선행연구들의 분석결과는 크게 영업효율성과 수익성의 개선으로 재무성과에 긍정적인 효과가 있다는 것과 이와 반대로 구조조정 과정에서 나타날 수 있는 비용 증가와 조직 불안으로 재무성과에 부정적인 효과가 있다는 것의 두 가지로 나뉜다.

먼저 긍정적 관점에서 Haynes et al.(2002)는 1985년부터 1993년까지 영국기업을 대상으로 실증분석한 결과 구조조정이 미래 성과를 향상시킬 수 있다고 주장하였다. Atiase et al.(2004)의 연구에서는 구조조정을 통해 구조조정 이전의 수준으로 이익을 회복시킨다는 결과를 제시하였으며, Hill et al.(2015)의 연구에서는 2002년부터 2010년까지 미국기업을 대상으로 분석한 결과 구조조정이 실질적 영업효율성의 증가를 위해 이용되는 전략이라고 주장하였다. 김민철 등(2013)과 강선아와 김용식(2015)의 연구에서도 구조조정이 조직을 효율적으로 개편하고 수익성을 회복한다는 결과를 제시함으로써 구조조정이 기업회생에 의미가 있다고 보았다.

인력구조조정의 연구에서도 Cameron(1994)은 수익성이 낮은 사업부문을 축소시키고, 미래 성장성이 높은 방향으로 인력을 정리하는데 구조조정의 목적이 있다고 주장하였는데, 특히 인력구조조정은 다운사이징의 형태로 비용절감의 효과를 누릴 수 있기 때문에, 조직의 효율성, 생산성 및 경쟁력을 개선할 수 있다고 보았다. 인력구조조정의 긍정적 측면을 주장한 기타 선행연구들(Byrne, 1994 : Heenan, 1989)에서는 인력구조조정이 간접비의 감소, 관료적인 비효율성 감소, 신속한 의사결정, 효과적 의사소통, 생산성 증가, 품질과 서비스 향상 등의 장점이 있다고 주장하였다. 효율성을 제고하고 잉여 부분을 처분하는 구조조정의 목적에 부합하는 결과로서, 변화하는 경제환경에 대응하기 위한 기업의 필수 전략이라고 보는 것이다(Cameron 1994).

앞서 언급한 인력구조조정의 성공사례와 같이, 인력구조조정은 기업이 수익성이 낮은 사업부문을 축소하고 미래 성장성이 높은 방향으로 인력을 정리함으로써 비용 절감을 이루어 낼 수 있는 중요한 전략 실행수단이 될 것이다. Cameron(1994)의 연구결과와 같이 인력구조조정은 조직의 효율성, 생산성 및 기업경쟁력을 개선할 수 있을 것이고, Byrne(1994)의 연구결과와 같이 간접비의 감소, 관료적 비효율성 감소, 신속한 의사결정, 효과적 의사소통, 생산성 증가, 품질과 서비스 향상 등의 긍정적인 결과를 나타낼 것이다. 본 연구에서는 긍정적인 관점에서 인력구조조정이 궁극적으로 재무성과의 개선의 결과를 보일 것이라 기대한다. 그리고 인력구조조정으로 기업의 비용을 감소시킬 수 있다고 예상한다. 따라서 다음과 같은 추가설과 함께 보조가설을 설정한다.

가설 1. 인력구조조정은 기업의 재무성과 개선에 정(正)의 영향을 미칠 것이다.

보조가설 1-1. 인력구조조정은 기업의 비용감소에 정(正)의 영향을 미칠 것이다.

반면에 인력구조조정이 재무적 성과에 부정적 영향을 미친다는 선행연구들은 다음과 같다. Cascio(1993)는 인력구조조정이 비용을 줄이려는 목적으로 수행되는데, 이러한 과정에서 퇴직금과 같은 새로운 비용이 증가한다는 것을 지적하였다. 또한 Wysocki(1995)는 인력구조조정은 기본적으로 비용절감의 방법이므로 영업이익의 증가로 이어져야 하는데, 1989년부터 1994년까지 기간 동안 인력구조조정을 수행한 미국 대기업 중 29.1%가 영업이익에 변화가 없었으며, 오히려 감소했다는 기업도 20.4%를 차지하였다. 이러한 결과는 비용 절감의 노력이 오히려 기업의 위험을 상승시킬 수도 있다는 점을 시사하는 것이다. Jick and Greenhalgh(1989)의 조직문화 선행연구에서는 인력구조조정이 잔여 직원들의 업무 부담이 증가함에 따라 자신감, 직무만족, 조직몰입도 등에 부정적인 영향을 미칠 수 있다고 보았다. 이러한 업무 부담은 성과 평가에 민감해진 직원들이 보수적 선택을 하도록 함으로써 창조적 계획을 하지 못하게 된다는 것이다(Wysocki 1995). 인적자원관리의 측면에서도 인력구조조정을 통해 비용을 절감하려는 기업에서, 다른 기업으로 이직할 수 있는 능력 있는 직원이 먼저 나가게 될 수 있는 위험이 있다(Greenhalgh 1983). 따라서 인력구조조정의 경영전략은 상대적으로 능력이 부족한 직원이 남게 되고, 이러한 직원들은 기업의 보수적 경영전략을 취함으로써 효율성 증가와 생산성 감소를 대체하는 부정적 효과를 볼 수 있다는 것이다.

김언수와 김재욱(1997)의 다운사이징 연구에서는 우리나라 기업들의 인력구조조정의 실효성은 논란의 여지가 있다고 주장하였다. 조직문화의 측면에서 박종훈과 양효신(2002)은 인력구조조정 이후 잔류 직원의 고용 불안이 높아짐으로써 부정적 기업성과를 야기할 수 있는 유인이 있다고 지적하였으며, 안관영(2003)도 고용환경이 불안해지면 직무 만족과 조직몰입이 저하된다는 결과를 보였다. 김윤권 등(2009)은 인력구조조정이 조직 구성원의 충성심과 직무만족도를 감소시켜 기업 역량을 훼손시킬 수 있다고 보았으며, 인적자원관리는 기업과 조직이 상생하는 방안으로 노력해야 한다고 주장하였다.

조직문화와 관련된 선행연구 이외 재무성과에 미치는 영향에 관한 연구로는 이화득과 이재훈(2001)이 있지만, 인력구조조정이 재무성과에 미치는 영향을 실증분석한 결과 성과 개선에 유의한 결과를 발견하지 못하다고 주장하였다. 이러한 배경으로 인력구조조정이 기업에 대해 상당한 부담을 초래하는 경향이 있다는 점을 언급하고 있으며, 따라서 다양한 구조조정 전략과 함께 신중하게 수행되어야 한다고 결론을 제시하였다.

종합적으로 인력구조조정이 재무성과에 부정적이거나 유의한 결과가 나타나지 않았다는 선행연구 결과의 초점은 “과도한” 인력구조조정으로 인한 새로운 비용의 부담과 조직문화의 붕괴를 지적하고 있다. 즉 과도한 인력구조조정으로 발생한 퇴직금 증가와 구조조정 과정에서의 과도한 비용이 기업 재무성과에 부담으로 작용할 수 있다는 것이다. 또한 과도한 인력구조조정이 조직 내 불안감을 상승시켜 부정적 기업성과를 야기할 수 있다고 볼 수 있다.

따라서 만약 “적정한” 규모의 인력구조조정이 이루어진다면 재무성과의 개선을 기대할 수

있을 것이다. 즉 당기에 부담해야 하는 구조조정 관련 신규 비용보다 잉여 인건비를 감소시키는 재무적 개선은 미래 재무성과에 긍정적으로 작용할 수 있을 것이다. 또한 적절한 규모의 인력구조조정이라면 조직 내 불안을 최소화시킬 수 있으며, 효율적인 조직을 구성함으로써 생산성과 수익성을 향상시킬 수 있을 것이다. 인력구조조정은 단순한 인력의 절대 감축이 목표가 아니라 시장에 대응할 노동의 유연성을 확보하고 인건비 절감을 통한 경쟁력 강화에 목표가 있기 때문이다(박기진 외 2007).

따라서 기업이 적절한 수준의 인력구조조정을 수행한다면 재무성과 개선이 나타날 것이라 기대한다. 반면에 지나치게 높은 수준의 과도한 인력구조조정을 수행한다면 부정적 재무성과가 나타날 것이라 예상한다. 따라서 본 연구에서는 인력구조조정을 인력감축 비율에 따라 구분하여 다음과 같은 가설을 설정한다.

가설 2. 인력구조조정이 재무성과 개선에 미치는 영향은 인력구조조정의 규모(인력구조조정비율)에 따라 차이가 있을 것이다.

III. 연구설계

3.1 연구모형

본 연구는 인력구조조정과 재무성과 간의 관련성을 분석하기 위하여 먼저 인력구조조정 기업을 선정하게 되는데, 이러한 표본 선정은 인력구조조정을 통해 성과 개선을 도모하고자 하는 기업의 의도가 내포 되어 있는 표본을 선택하게 되는 선택편의(selection bias)가 나타날 수 있다. 즉 표본으로 선정된 인력구조조정 기업표본은 높은 비율로 성과개선을 달성 할 수 있는 가능성이 높다.⁵⁾

따라서 인력구조조정과 재무성과 간의 상관성 우려에 관한 내생성(endogeneity)를 통제하고자 2단계 최소자승법(two-stage least squares: 2SLS)을 수행한다. 구체적으로 인력구조조정 변수(DREST)를 종속변수로 하는 logit 회귀분석을 실시하여 inverse mills ratio를 구하고 이를 주 회귀분석에 포함함으로써 누락변수편의(correlated omitted variable problem)을 통제한다(Heckman 1979). 그리고 인력구조조정 기업 표본에 PSM대응표본(propensity score matching method)을 구성하여 비교 분석함으로써 선택편의를 최소화한다.⁶⁾

5) 경제적 성과의 개선을 예측하는 기업들은 인력구조조정 전략을 선택하는 반면, 경제적 성과의 개선이 예측되지 않는 기업은 인력구조조정 전략 대신 사업 철수 및 청산, 또는 사업 매각 경영전략을 선택할 수 있다. 즉 인력구조조정을 선택한 기업은 성과 개선과 높은 상관성이 기대된다.

인력구조조정은 기업의 재무성과 개선에 정의 영향을 미칠 것이라는 가설1을 검증하기 위하여 먼저 1단계 logit 회귀분석을 수행한다. 우리나라 기업들의 경직된 인적자원관리 상황에서 다음의 두 가지 변수가 인력구조조정을 결정한다고 볼 수 있다. 재무구조 안정성이 낮아질 때 부채비율은 증가하게 되며 따라서 인력구조조정의 가능성도 증가할 것이다. 또한 회계적 위험지표인 파산확률지수(Altman Z-score)가 높을수록 기업의 위험은 증가하게 되고, 따라서 인력구조조정 가능성도 높아지게 될 것이다.

$$DREST = \alpha + \beta_1 LEV + \beta_2 ALTZ + \epsilon \quad (\text{식 1})$$

$DREST$ = 인력구조조정 기업이면 1, 그렇지 않으면 0을 부여함
 LEV = 기업의 재무레버리지. 부채비율
 $ALTZ$ = Altman Z-score⁷⁾

식(1)을 통해 부채비율과 Altman Z-score에 예측된 인력구조조정($DREST$)을 식(2)에 대입하여 2단계 회귀분석을 수행한다. 가설설정에서 언급한 바와 같이 인력구조조정($DREST$)과 재무성과 개선($\Delta GROE_{it}$)은 양(+)의 관계가 나타날 것이라 기대한다.

$$\Delta GROE_{it} = \alpha + \beta_1 DREST_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 LEV_{it} + \beta_4 Growth_{it} + \beta_5 HHI_{it} + \beta_6 OWN_{it} + YD_t + IND_t + \epsilon_{it} \quad (\text{식 2})$$

$\Delta GROE_{it}$ = t 년도 i 기업의 자기자본영업이익률의 변화
 $\Delta GROE_{t1}$ = 구조조정 이후 1년도의 $GROE$ - 구조조정연도의 $GROE$
 $\Delta GROE_{t2}$ = 구조조정 이후 2년도의 $GROE$ - 구조조정연도의 $GROE$
 $\Delta GROE_{t3}$ = 구조조정 이후 3년도의 $GROE$ - 구조조정연도의 $GROE$
 $DREST$ = 인력구조조정 기업이면 1, 그렇지 않으면 0을 부여함
 $SIZE$ = 기업규모. 총자산의 자연로그
 LEV = 기업의 재무레버리지. 부채비율
 $Growth$ = 기업의 성장률. 전년 대비 매출액증가율
 HHI = 산업집중도(Herfindahl-Hirschman Index)
 OWN = 대주주지분율
 YD = 연도더미
 IND = 산업더미
 ϵ = 잔차

6) 본 연구에서 사용된 PSM의 구체적인 방법은 nearest matching을 사용하여 인력구조조정 기업 성향 점수와 가장 비슷한 한 기업을 선택하여 비교한다.

7) 본 연구에서 사용된 Altman Z-score는 다음과 같은 식을 통해 추정한다(Altman 2000)
 $ALTZ = 1.2X_1 + 1.4X_2 + 3.3X_3 + 0.6X_4 + 0.999X_5$ (X_1 =순운전자본/자산총계, X_2 =이익잉여금/자산총계, X_3 =영업이익/자산총계, X_4 =보통주 시가총액/부채총계, X_5 =매출액/자산총계)

그리고 인력구조조정은 기업의 비용감소에 정의 영향을 미칠 것이라는 보조가설 1-1을 검증하기 위하여 식(2)의 2단계 회귀분석에 종속변수로 매출원가율을 투입한다. 인력구조조정으로 인한 인건비의 감소는 매출원가의 감소로 나타날 것이고, 따라서 인력구조조정($DREST$)과 매출원가율의 변화($\Delta COST_{it}$)는 음(-)의 관계가 나타날 것으로 기대한다.

$$\Delta COST_{it} = \alpha + \beta_1 DREST_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 LEV_{it} + \beta_4 Growth_{it} + \beta_5 HHI_{it} + \beta_6 OWN_{it} + YD_t + IND_t + \epsilon_{it} \quad (\text{식 } 3)$$

$$\begin{aligned} \Delta COST_{it} &= t\text{년도 } i\text{기업의 매출원가율의 변화} \\ \Delta COST_{t1} &= \text{구조조정 이후 1년도의 } COST - \text{구조조정연도의 } COST \\ \Delta COST_{t2} &= \text{구조조정 이후 2년도의 } COST - \text{구조조정연도의 } COST \\ \Delta COST_{t3} &= \text{구조조정 이후 3년도의 } COST - \text{구조조정연도의 } COST \end{aligned}$$

마지막으로 인력구조조정이 재무성과 개선에 미치는 영향은 인력구조조정의 규모(인력구조조정비용)에 따라 차이가 있을 것이라는 가설2를 검증하기 위한 모형은 다음과 같다. 인력구조조정 기업과 PSM대응표본 기업 전체를 표본($n=5,178$)으로 분석한 연구방법과 달리 인력구조조정 기업만을 표본($n=2,589$)으로 분석한다. 그리고 인력구조조정 규모에 따른 영향을 보기 위해서 더미 변수($DREST$) 대신 전년도 대비 인력감축 비율 값($REST$)을 독립변수로 사용한다. 인력 감축 비율 값을 그대로 사용한 이유는, “적정한” 인력구조조정 규모는 기업과 산업에 따라 다를 수 있기 때문이다. 적절한 인력구조조정은 과도한 인력구조조정에 비해 재무성과의 개선정도가 더 크게 나타날 것이라 예상하고, 따라서 인력감축 비율 값($REST$)과 재무성과 개선($\Delta GROE_{it}$)은 양(+)의 관계가 나타날 것이라 기대한다.

$$\Delta GROE_{it} = \alpha + \beta_1 REST_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 LEV_{it} + \beta_4 Growth_{it} + \beta_5 HHI_{it} + \beta_6 OWN_{it} + YD_t + IND_t + \epsilon_{it} \quad (\text{식 } 4)$$

$$REST = \text{전년도 대비 인력감축 비율}$$

3.2 변수정의

연구모형에 사용된 변수의 정의는 다음과 같다. 인력구조조정($DREST$)을 전년 대비 5% 이상 인력을 감축한 기업으로 정의한다. 종업원 수가 5% 이상 감소한 기업을 인력구조조정으로 선택한 것은 실제 구조조정 사유가 아니고 자발적 이직과 정년퇴직 등의 사유로 임직원 수의 절대 값이 감소할 수 있는 자연스런 경영상의 변동을 고려한 것이다. 이러한 정의는 동일한 5% 기준을 적용한 이화득과 이재훈(2001)의 연구결과와 기간 간 비교를 가능하게 해주

며, 강제해고와 희망퇴직 등의 적극적 인력구조조정 효과를 반영할 수 있다고 판단하였다.

기업의 재무성파로 자기자본영업이익률($GROE$)을 사용하였으며, 인력구조조정에 따른 미래 재무성파를 다기간에 걸쳐 분석하기 위하여 자기자본영업이익률($GROE$)을 1년 후($\Delta GROE_{t1}$), 2년 후($\Delta GROE_{t2}$), 그리고 3년 후 성과변화($\Delta GROE_{t3}$)로 나누어 분석한다. 비용을 감소시키고자 하는 구조조정은 1년 후 성과에 즉시 반영될 수 있다. 그러나 효율성을 제고하여 경쟁력을 강화하고자 하는 구조조정 효과는 장기간에 걸쳐서 나타날 수 있기 때문이다. 그러나 3년을 초과한 성과는 구조조정의 효과 이외에 다른 외부적 영향이 개입될 수 있다고 보아 고려하지 않았다.

일반적으로 기업의 재무성파의 대리변수로는 총자산순이익률(return of asset: ROA), 자기자본순이익률(return of equity: ROE) 등을 사용하지만, 본 연구에서는 자기자본영업이익률(gross return of equity: $GROE$)을 사용한다. 인력구조조정은 경쟁력이 낮은 사업부를 처분하거나 잉여자산을 처분하는 자산 혹은 사업구조조정과 함께 수반되는 경우가 일반적이므로, ROA 를 사용할 경우 인력구조조정에 따른 기업의 재무성파가 자산 혹은 사업구조조정의 영향을 받을 수 있기 때문이다. 따라서 인력구조조정에 초점을 둔 본 연구의 목적에 맞게 분모의 투하자본을 총자산이 아닌 자기자본으로 사용한다. 아울러 인력구조조정은 재무구조조정과 함께 실시되는 경우도 많이 볼 수 있으므로 재무구조조정이 기업의 재무성파에 미치는 영향을 배제하기 위하여 금융비용 차감 이후의 성과측정치인 당기순이익 대신 영업이익을 재무성과 측정에 사용한다. 만약 재무성과 측정치의 분자에 당기순이익을 사용하게 되면 자산처분손익이나 재평가손익 등이 재무성파에 포함될 수 있기 때문이다.

그리고 보조가설을 분석하기 위한 매출원가율($COST$)은 매출액에서 매출원가를 나누어 계산한다. 매출원가율은 기업의 한 단위의 수익을 올리기 위하여 얼마만큼의 비용이 드는가를 알 수 있는 지표로서 영업활동의 효율성을 평가하는 지표 중 하나이다. 따라서 본 연구에서 재무성파로 간주한 자기자본영업이익률에서 영업이익률의 개선이 과연 매출액의 증가에 따른 것인지, 또는 인력구조조정이 의도한 비용의 감소로 인한 것인지를 구분하기에 적합한 변수가 될 수 있다. 3년간의 자기자본영업이익률 변화를 사용한 바와 같이 매출원가율 또한 3년간의 변화를 사용하였다.

기업 특성이 재무성파의 개선에 미치는 영향을 통제하기 위하여 기업 위험의 대리변수로 기업규모($SIZE$)와 부채비율(LEV)을 사용하였고, 성장성의 대리변수로 매출액증가율($Growth$)을 투입하였다. 그리고 산업 내 경쟁강도가 인력구조조정과 재무성파에 미치는 영향을 통제하기 위하여 Herfindal-Hirschman Index(HHI)를 대리변수로 사용하였다.⁸⁾ 구조조

8) 본 연구에서 사용한 HHI 는 연구에 포함된 2000년부터 2015년까지 상장 제조업 기업을 대상으로 한국표준산업분류(10차)(중분류) 2자리 수를 기준으로 사용하였다. 산업 내 개별기업의 매출액을 산업의 총 매출액으로 나눈 값을 제공하여 산업별로 더한 값을 사용한다.

정 과정에서 소유지분율이 높은 경영자일수록 대리인비용이 감소(유인일치가설)하고, 따라서 성과 개선에 차이가 있다는 Agrawal and Mandelker(1987)의 연구결과에 따라 대주주지분율(*OWN*)을 통제변수로 추가하였다. 연도별 성과의 영향을 통제하기 위하여 연도더미(*YD*)를 사용하였고, 산업별 영향을 통제하기 위하여 산업더미(*IND*)를 사용하였다.

3.3 표본 선정

본 연구는 2000년부터 2015년까지 우리나라 제조업 상장 기업을 대상으로 인력구조조정의 재무성과를 분석함으로써, 2008년 글로벌 금융위기와 최근의 경기 침체의 영향을 반영한다. 1984년부터 1993년까지 경제성장기에 있었던 우리나라의 전체 기업을 대상으로 분석했던 이화득과 이재훈(2001)의 연구에 이어, 2000년대 이후 최근의 세계경쟁이 심화되고 수익률이 낮아진 우리나라 제조업 기업 중 다음의 요건을 충족시키는 기업을 선정하였다.

- ① 2000년부터 2015년까지 100명 이상 규모의 제조업 기업 중 12월 결산법인
- ② 2000년부터 2015년까지 사업보고서에 임직원 관련 자료를 공시한 기업
- ③ 1997년부터 2018년까지 Dataguide에서 재무제표 정보를 사용할 수 있는 상장기업

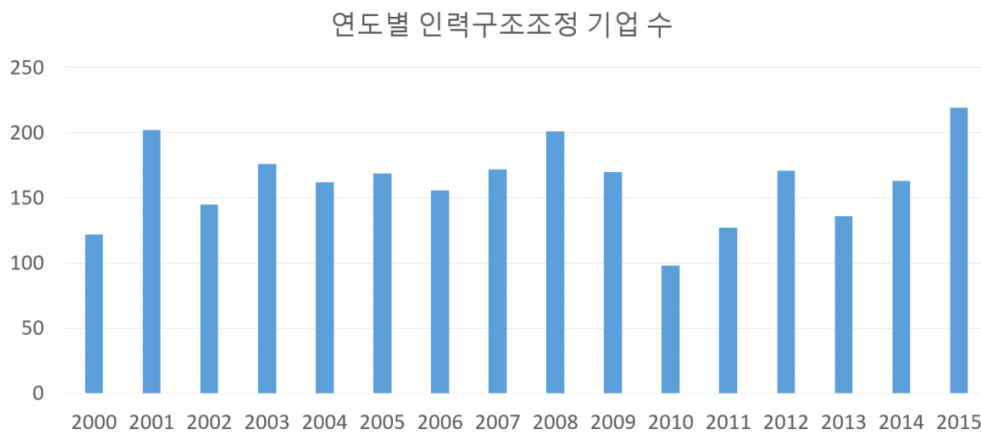
IMF 외환위기 이후 안정화된 기간부터 최근 경기침체 시기까지 포괄하는 장기간의 연속 표본기간을 사용하였다. 장기간의 표본선정 기간으로 인력구조조정 기업의 표본 수(2,589개 인력구조조정 기업)를 확충함에 따라 분석결과의 내적 타당성을 높이고자 하였다. 그리고 100명 이상의 직원 수를 가진 기업을 선정한 이유는 100명 미만의 소규모 기업에서의 인력 고용과 해고는 인력구조조정의 효과를 분석하기에 기업이 가진 인력 규모가 충분하지 못하다고 판단하였기 때문이다. 검증표본을 제조업 기업으로 한정된 이유는 인력 채용이 실제 생산과 성과에 직접적인 영향을 미치지 않는 서비스업 등을 배제하기 위함이다.⁹⁾ 이러한 기준으로 2000년부터 2015년까지 선정된 인력구조조정을 수행한 기업은 2,589개이다. 극단 관찰치가 검증결과에 미치는 효과를 완화하기 위하여 분포의 상위 1%와 하위 1%에 해당하는 값을 1% 수준의 값으로 조정하는 방법(winsorizing)을 사용하였다.

다음 <그림 3-1>은 표본으로 선정된 연도별 인력구조조정 기업의 분포이다. 전년 대비 5% 이상 인력을 감축한 기업 수를 연도별, 인력구조조정 규모별로 나누어 표시한다. 연도별로 보면, IMF 외환위기 이후 인력구조조정 기업 수는 2000년도에는 122개였고 이후 2001년에 202개로 급격히 증가하였다. 이러한 증가세는 2001년 대우그룹이 해체되면서 자동차 제조업

$$HHI_{jt} = \sum_{i=1}^N S_{ijt}^2$$

9) 본 연구에서는 제조업 기업이 인력구조조정의 효과를 보여주는 체계적 특성을 가지고 있는 대상으로 정의하고 있기 때문에 표본선택편의(selection bias)와 관련될 수 있다. 따라서 2SLS를 사용하여 내생성을 통제하고 PSM대응표본을 구성하여 실증분석한다.

을 비롯한 많은 제조업 기업이 인력구조조정을 수행한 배경으로 해석할 수 있다. 2002년 이후 인력구조조정 기업은 150개 수준에서 증감을 반복하다 글로벌 금융위기 기간인 2008년에 201개로 증가한다. 금융위기 이후 2010년 98개로 낮아졌지만 2012년 171개, 2015년 219개로 점차 증가세로 돌아선 것으로 나타났다. 이러한 분포는 현재 우리나라 제조업 기업은 2000년대 이후 인력구조조정을 활발하게 수행하고 있다고 볼 수 있다.



〈그림 3-1〉 연도별 인력구조조정 기업 수

<표 3-1>은 표본에 선정된 인력구조조정 기업을 구조조정 규모별로 구분하여 표시하였다. 5% 이상 10% 미만으로 인력구조조정한 기업이 1,127개로 43.53%를 차지하였으며, 10%이상 20% 미만 기업으로 인력구조조정한 기업이 841개로 32.48%를 차지하였다. 이러한 분포는 인력구조조정 기업의 76.01%은 20% 미만의 인력을 구조조정하는 것으로 나타나, 비용을 감소하기 위한 인력구조조정이라도 기업의 전체 인원의 20% 이상을 구조조정하는 대규모 구조조정은 상대적으로 적었던 것으로 나타났다.

〈표 3-1〉 구조조정 기업의 인력구조조정 비율별 분포

5~10%	10~15%	15~20%	20~25%	25~30%	30~35%	35~40%	40% 이상	합계
1,127개	544개	297개	209개	148개	87개	50개	127개	2,589개
43.53%	21.01%	11.47%	8.07%	5.72%	3.36%	1.93%	4.91%	100%

<표 3-2>는 표본으로 선정된 인력구조조정 기업의 산업별 분포를 나타낸 것이다. 산업코드는 한국표준산업분류10차(중분류)로 구분한 두 자리 수치이다. 2000년부터 2015년까지 전체 인력구조조정 2,589개 기업 중 전자부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 제조업이 701개

로 27.08%를 첫 번째를 차지하였고, 두 번째로 기타 기계 및 장비 제조업이 218개로 8.42%, 세 번째로 화학물질 및 화학제품 제조업이 218개로 8.42%로 뒤를 이었다. 이러한 분포는 경기 침체기에 부진한 성과를 보인 제조업들이 인력구조조정을 수행할 때, 기술발전이 상대적으로 빠르고 경쟁이 치열한 전자부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 제조업에서 인력구조조정이 두드러지게 나타났다는 것을 보여준다.

〈표 3-2〉 인력구조조정 기업의 산업별 분포

산업 코드	산업명	기업수	비율
10	식료품 제조업	148	5.72%
11	음료 제조업	18	0.70%
12	담배 제조업	2	0.08%
13	섬유제품 제조업; 의복제외	58	2.24%
14	의복, 의복 액세서리 및 모피제품 제조업	84	3.24%
15	가죽, 가방 및 신발 제조업	22	0.85%
16	목재 및 나무제품 제조업; 가구 제외	16	0.62%
17	펄프, 종이 및 종이제품 제조업	80	3.09%
18	인쇄 및 기록매체 복제업	11	0.42%
19	코크스, 연탄 및 석유정제품 제조업	9	0.35%
20	화학물질 및 화학제품 제조업; 의약품 제외	218	8.42%
21	의료용 물질 및 의약품 제조업	103	3.98%
22	고무 및 플라스틱제품 제조업	110	4.25%
23	비금속 광물제품 제조업	80	3.09%
24	1차 금속 제조업	138	5.33%
25	금속가공제품 제조업; 기계 및 가구 제외	95	3.67%
26	전자부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 제조업	701	27.08%
27	의료, 정밀, 광학기기 및 시계 제조업	70	2.70%
28	전기장비 제조업	158	6.10%
29	기타 기계 및 장비 제조업	218	8.42%
30	자동차 및 트레일러 제조업	171	6.60%
31	기타 운송장비 제조업	26	1.00%
32	가구 제조업	29	1.12%
33	기타 제품 제조업	24	0.93%
	합계	2,589	100.00%

그리고 PSM(propensity score matching method)를 사용하여 대응표본을 구성한다. PSM은 Rosenbaum and Rubin(1983)에 의해 소개된 표본선택 방법으로서, 다음의 식을 통해 먼저 성향점수(propensity score)를 추정한다.

$$DREST = \gamma_0 + \gamma_1 SIZE + \gamma_2 LEV + \gamma_3 ROA + \gamma_4 Aturn + IND + e_{it} \quad (\text{식 } 5)$$

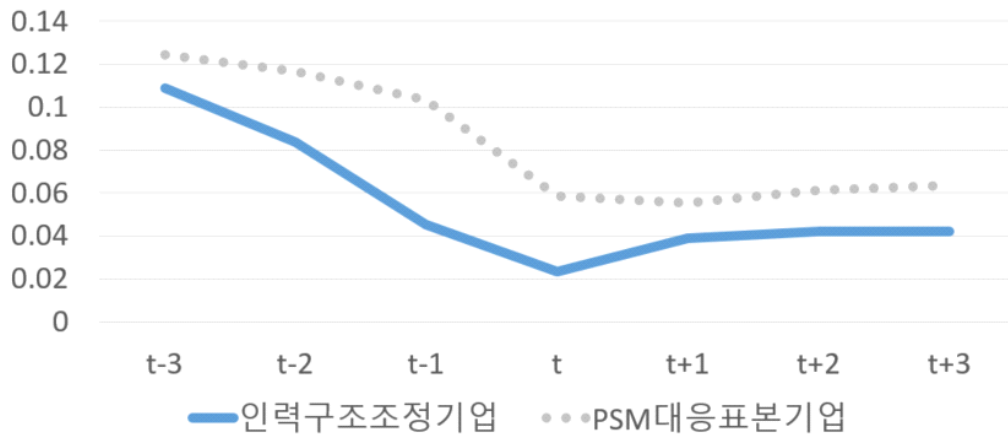
여기서

<i>DREST</i>	=	인력구조조정 기업은 1, 그렇지 않으면 0
<i>SIZE</i>	=	기업규모. 총자산의 자연로그
<i>LEV</i>	=	기업의 재무레버리지. 부채비율
<i>ROA</i>	=	당기순이익/총자산
<i>Aturn</i>	=	매출액/총자산
<i>IND</i>	=	산업더미

PSM 추정을 통해 산출한 연도별 기업의 성향점수 중에서 인력구조조정 기업의 확률과 가장 근접한 확률을 가지는 기업을 대응표본으로 선정한다. 따라서 인력구조조정 기업(n=2,589)과 동일한 수의 대응표본(n=2,589)을 구성한다.

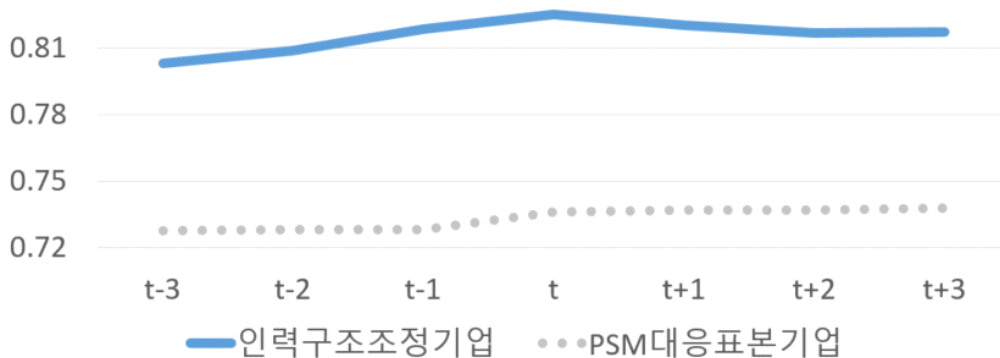
IV. 실증분석결과

인력구조조정이 재무성과에 미치는 영향을 실증분석하기 위하여 먼저, 인력구조조정 기업과 PSM대응표본 기업 간의 자기자본영업이익률과 매출원가율을 비교한다. <그림 4-1>는 연구 표본에 사용된 2000년부터 2015년까지 국내 제조업 기업을 대상으로 인력구조조정 전과 후의 자기자본영업이익률을 비교한 결과이다. 인력구조조정 기업의 자기자본영업이익률은 점차 감소하다가 인력구조조정 시점(*t*) 이후로 성과가 개선되는 추세를 보인다. 반면 PSM 대응표본 기업은 전체적으로 인력구조조정 기업보다 상대적으로 높은 자기자본영업이익률을 보이지만 인력구조조정 이후 1년(*t*+1)까지 지속적 감소 추세를 보인다. 그리고 3년(*t*+3)까지 약간의 성과의 개선이 나타났다. 인력구조조정 기업의 재무성과 개선 폭에 비해 PSM 대응표본 기업의 재무성과 개선 폭은 좁게 나타난 추세는 인력구조조정이 재무성과 개선에 상대적으로 긍정적인 영향이 있다는 것을 나타낸다.



〈그림 4-1〉 인력구조조정 이전과 이후의 자기자본영업이익률 비교

〈그림 4-2〉는 인력구조조정 전과 후의 매출원가율을 비교한 결과이다. 인력구조조정 기업의 매출원가율은 점차 증가하다가 인력구조조정 시점(t) 이후로 매출원가율이 하락하는 추세를 보인다. 반면 PSM대응표본 기업은 점차 매출원가율이 증가하는 추세를 보인다. 이러한 추세 비교는 인력구조조정이 매출원가율을 감소시킨다는 것을 나타낸다.



〈그림 4-2〉 인력구조조정 이전과 이후의 매출원가율 비교

4.1 기술통계량과 상관관계분석

〈표 4-1〉은 연구에 사용된 변수들의 기술통계량을 인력구조조정 기업과 PSM대응표본 기업으로 구분하여 제시한 것이다. 인력구조조정 기업의 재무성과($\Delta GROE$) 평균은 양(+)의 값을 가지는 반면, PSM대응표본 기업의 재무성과는 0에 가까운 양(+)의 값이나 음(-)의 값을 갖는다. 그리고 매출원가율 변화($\Delta COST$)의 평균은 인력구조조정 기업은 음(-)으로 나타난

반면 PSM대응표본 기업은 0에 가까운 양(+)의 값이 나타났다.

평균차이 검증을 통해 두 기업 집단을 비교해본 결과, 인력구조조정 기업의 자기자본영업 이익률이 높게 나타났고, 통계적 유의성은 1년 후($\Delta GROE_{t1}$)와 2년 후($\Delta GROE_{t2}$), 그리고 3년 후($\Delta GROE_{t3}$) 모든 평균차이 검증 값에 나타났다(t 값=2.65, 1.78, 1.65) 또한 매출원가율은 인력구조조정 기업이 PSM대응표본 기업에 비해 낮게 나타났고 통계적 유의성은 1년 후($\Delta COST_{t1}$)와 2년 후($\Delta COST_{t2}$), 그리고 3년 후($\Delta COST_{t3}$) 모든 평균차이 검증 값에 나타났다(t 값=-3.63, -4.08, -3.98). 이러한 평균차이 검증결과는 인력구조조정 기업이 PSM대응표본 기업에 비해 상대적으로 재무성과의 개선이 나타났고, 매출원가율이 낮게 나타났다는 것을 시사한다.

기타 통제변수들의 평균차이 검증결과를 보면 인력구조조정 기업은 PSM대응표본 기업에 비해 전년도 대비 종업원수 증감률($REST$)이 낮고, 기업규모($SIZE$)가 크고, 부채비율(LEV)이 높게 나타났다. 또한 산업집중도(HHI)가 높게 나타났다. 다만 매출액증가율($Growth$)과 대주주지분율(OWN)에는 통계적 유의성이 나타나지 않았다.

〈표 4-1〉 변수의 기술통계량

	(1) 인력구조조정 기업 (n=2,589)					(2) PSM대응표본기업 (n=2,589)					(1)-(2)
	Mean	Std	Med	Min	Max	Mean	Std	Med	Min	Max	
$\Delta GROE_{t1}$	0.01	0.22	0.00	-0.86	0.86	-0.01	0.18	-0.01	-0.79	0.74	0.016 ***
$\Delta GROE_{t2}$	0.01	0.27	0.01	-1.04	0.95	0.00	0.20	-0.01	-0.71	0.83	0.013 *
$\Delta GROE_{t3}$	0.01	0.28	0.01	-1.05	0.97	0.00	0.21	-0.01	-0.69	0.84	0.012 *
$\Delta COST_{t1}$	-0.01	0.06	0.00	-0.23	0.19	0.00	0.05	0.00	-0.19	0.16	-0.006 ***
$\Delta COST_{t2}$	-0.01	0.08	-0.01	-0.29	0.24	0.00	0.07	0.00	-0.25	0.19	-0.009 ***
$\Delta COST_{t3}$	-0.01	0.09	-0.01	-0.33	0.26	0.00	0.08	0.00	-0.34	0.22	-0.010 ***
$REST$	-0.14	0.11	-0.10	-0.59	-0.05	0.09	0.59	0.03	-0.04	0.75	-0.233 ***
$SIZE$	18.85	1.16	18.67	16.89	22.90	18.53	0.95	18.40	16.76	21.30	0.322 ***
LEV	1.51	1.91	0.97	0.04	12.58	0.99	1.40	0.67	0.07	8.39	0.516 ***
$Growth$	0.00	0.26	-0.01	-0.55	0.89	0.00	0.15	0.03	-0.52	0.24	0.004
HHI	0.42	0.28	0.34	0.04	1.00	0.39	0.31	0.29	0.04	1.00	0.030 ***
OWN	0.40	0.16	0.40	0.07	0.78	0.41	0.16	0.41	0.08	0.80	0.007

1) 변수 정의

$GROE_{it}$	=	t 년도 i 기업의 영업이익/자기자본
$\Delta GROE_{t1}$	=	구조조정 이후 1년도의 $GROE$ - 구조조정연도 $GROE$
$\Delta GROE_{t2}$	=	구조조정 이후 2년도의 $GROE$ - 구조조정연도 $GROE$
$\Delta GROE_{t3}$	=	구조조정 이후 3년도의 $GROE$ - 구조조정연도 $GROE$
$COST_{it}$	=	t 년도 i 기업의 매출원가/매출액
$\Delta COST_{t1}$	=	구조조정 이후 1년도의 매출원가율 - 구조조정연도 매출원가율
$\Delta COST_{t2}$	=	구조조정 이후 2년도의 매출원가율 - 구조조정연도 매출원가율
$\Delta COST_{t3}$	=	구조조정 이후 3년도의 매출원가율 - 구조조정연도 매출원가율
$REST$	=	전년도 대비 종업원 수 증감율
$SIZE$	=	기업규모, 총자산의 자연로그
LEV	=	기업의 재무레버리지, 부채비율
$Growth$	=	기업의 성장률, 전년 대비 매출액증가율
HHI	=	산업집중도(Herfindahl-Hirschman Index)
OWN	=	대주주지분율

2) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함

<표 4-2>는 연구에 사용된 변수의 상관관계를 나타낸 표이다. 먼저 자기자본영업이익률의 1년 후 변화($\Delta GROE_{t1}$)와 인력구조조정 더미변수($DREST$)의 상관관계는 0.041으로 통계적으로 5%수준에서 유의한 양(+)의 상관관계가 나타났다. 2년 후 성과($\Delta GROE_{t2}$)와는 0.064으로 통계적으로 10% 수준에서 유의한 양(+)의 상관관계가 나타났지만, 3년 후 성과($\Delta GROE_{t3}$)와는 통계적 유의성이 나타나지 않았다. 매출원가율 변화와 인력구조조정 더미변수와의 상관관계는 1년후($\Delta COST_{t1}$), 2년후($\Delta COST_{t2}$), 3년 후($\Delta COST_{t3}$) 모두 통계적으로 1% 수준에서 유의한 음(-)의 상관관계가 나타났다. 이러한 결과는 인력구조조정이 재무성과의 개선과 양(+)의 상관관계를 가지고 매출원가율의 변화와 음(-)의 상관관계를 가진다는 것을 시사한다. 그리고 변수들 간 다중공선성을 우려할만한 수준의 상관관계는 나타나지 않았다.

〈표 4-2〉 주요변수의 상관관계

	$\Delta GROE_{t1}$	$\Delta GROE_{t2}$	$\Delta GROE_{t3}$	$\Delta COST_{t1}$	$\Delta COST_{t2}$	$\Delta COST_{t3}$	$DREST$	$REST$	$SIZE$	LEV	$Growth$	HHI	OWN
$\Delta GROE_{t1}$	1.000												
$\Delta GROE_{t2}$	0.547 ***	1.000											
$\Delta GROE_{t3}$	0.504 ***	0.632 ***	1.000										
$\Delta COST_{t1}$	-0.537 ***	-0.310 ***	-0.289 ***	1.000									
$\Delta COST_{t2}$	-0.320 ***	-0.526 ***	-0.363 ***	0.638 ***	1.000								
$\Delta COST_{t3}$	-0.249 ***	-0.359 ***	-0.516 ***	0.496 ***	0.723 ***	1.000							
$DREST$	0.041 **	0.027 *	0.025 0.103	-0.056 ***	-0.063 ***	-0.061 ***	1.000						
$REST$	-0.025 0.109	-0.018 0.245	-0.012 0.450	0.021 0.174	0.026 *	0.017 0.273	-0.270 ***	1.000					
$SIZE$	-0.011 0.478	-0.020 0.186	-0.029 *	-0.009 0.576	0.010 0.513	0.016 0.292	0.149 ***	-0.045 **	1.000				
LEV	0.129 ***	0.126 ***	0.146 ***	-0.066 ***	-0.078 ***	-0.097 ***	0.152 ***	-0.052 **	0.136 ***	1.000			
$Growth$	-0.087 ***	-0.091 ***	-0.097 ***	0.059 ***	0.092 ***	0.117 ***	0.010 0.515	0.015 0.327	0.037 **	-0.005 0.727	1.000		
HHI	0.003 0.846	-0.001 0.925	-0.011 0.488	0.007 0.645	0.019 0.213	0.022 0.162	0.052 **	-0.035 *	0.130 ***	0.052 **	0.011 0.469	1.000	
OWN	-0.021 0.169	-0.036 **	-0.044 ***	0.012 0.453	0.022 0.159	0.031 **	-0.022 0.159	0.001 0.972	-0.017 0.261	-0.121 ***	0.047 **	0.037 0.015	1.000

1) 변수의 정의는 <표 4-1>의 하단과 동일

2) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함

4.2 인력구조조정이 재무성과에 미치는 영향(가설 1)의 실증분석 결과

<표 4-3>는 인력구조조정이 재무성과에 미치는 영향을 2SLS를 통해 분석한 결과이다. 분석결과, 인력구조조정 더미변수($DREST$)의 1년 후 자기자본영업이익률 변화($\Delta GROE_{t1}$)에 대한 계수추정치(t값)은 0.138(3.72)로 5% 수준에서 유의한 양(+)의 값을 보였다. 2년 후($\Delta GROE_{t2}$)에는 0.222(4.88)로 1% 수준에서 유의한 양(+)의 값을 보였으며, 3년 후($\Delta GROE_{t3}$)에도 0.244(5.13)으로 1% 수준에서 유의한 양(+)의 값이 나타났다. 이러한 결과는 인력구조조정이 재무성과 개선에 정의 영향을 미칠 것이라는 가설 1을 지지하는 결과이다.

특히 1년 후, 2년 후, 그리고 3년 후 자기자본영업이익률 변화에 모두 양(+)의 값이 나타났다는 것은 인력구조조정이 1년 후 단기 재무성과 개선뿐만 아니라 3년 후 장기 재무성과 개선에도 의미가 있다는 것이다. 이러한 결과는 인력구조조정이 기업의 효율성, 생산성 및 경쟁력을 개선 시킬 수 있다는 Cameron(1994)의 연구와 일치하는 결과이다.

〈표 4-3〉 인력구조조정이 자기자본영업이익률에 미치는 영향의 2SLS 결과

	$\Delta GROE_{t1}$	$\Delta GROE_{t2}$	$\Delta GROE_{t3}$
<i>Intercept</i>	0.047 (0.06)	0.072 (0.87)	0.105 (1.2)
<i>DREST</i>	0.138 (3.72)**	0.222 (4.88)***	0.244 (5.13)***
<i>SIZE</i>	-0.005 (-1.81)*	-0.008 (-2.16)**	-0.012 (-2.89)***
<i>LEV</i>	0.010 (4.05)***	0.008 (2.91)***	0.012 (3.78)***
<i>Growth</i>	-0.073 (-4.76)***	-0.094 (-5.02)***	-0.095 (-4.81)***
<i>HHI</i>	0.002 (0.21)	0.001 (0.01)	-0.008 (-0.51)
<i>OWN</i>	0.014 (0.49)	-0.006 (-0.26)	-0.017 (-0.65)
<i>YD</i>	Included	Included	Included
<i>IND</i>	Included	Included	Included
<i>Adj R²</i>	0.022	0.028	0.037
<i>F-Value</i>	3.22***	3.86***	4.79***
<i>N</i>	5,178	5,178	5,178

1) 변수의 정의는 <표 4-1>의 하단과 동일

2) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함

4.3 인력구조조정이 매출원가율에 미치는 영향(가설 1-1)의 실증분석 결과

<표 4-4>는 인력구조조정이 매출원가율에 미치는 영향을 2SLS를 통해 분석한 결과이다. 분석결과, 인력구조조정 더미변수(*DREST*)의 1년 후 매출원가율 변화($\Delta COST_{t1}$)에 대한 계수추정치(t값)은 -0.070(-5.97)로 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 보였다. 2년 후($\Delta COST_{t2}$)에는 -0.092(-6.17)로 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 보였으며, 3년 후($\Delta COST_{t3}$)에도 -0.101(-6.09)으로 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 이러한 결과는 인력구조조정이 비용감소에 정의 영향을 미칠 것이라는 가설 1-1을 지지하는 결과이다.

특히 1년 후, 2년 후, 그리고 3년 후 매출원가율 변화에 모두 음(-)의 값이 나타났다는 것은 인력구조조정이 단기간의 비용감소 효과뿐만 아니라 장기적 비용감소에도 의미가 있다는 것이다. 이러한 결과는 간접비의 감소, 관료적 비효율성 감소, 생산성 증가 등의 인력구조조정의 비용감소 측면에서의 긍정적 영향을 주장한 Byrne(1994)의 선행연구와 일치하는 결과이다.

인력구조조정이 재무성과에 긍정적 영향이 있다는 가설1의 검증결과에서 매출원가율 감소에도 긍정적 영향이 있다는 가설2의 검증결과는 인력구조조정이 비용감소를 통한 효율성 제고 목표를 달성하고 있고 따라서 재무성과 개선에도 의미가 있다는 시사점을 제공한다.

〈표 4-4〉 인력구조조정이 매출원가율에 미치는 영향의 2SLS 결과

	$\Delta COST_{t1}$	$\Delta COST_{t2}$	$\Delta COST_{t3}$
<i>Intercept</i>	0.024 (1.16)	0.022 (0.83)	0.012 (0.41)
<i>DREST</i>	-0.070 (-5.97)***	-0.092 (-6.17)***	-0.101 (-6.09)***
<i>SIZE</i>	0.000 (0.45)	0.001 (0.98)	0.002 (1.57)
<i>LEV</i>	0.000 (0.94)	0.000 (0.36)	-0.000 (-0.69)
<i>Growth</i>	0.012 (2.62)***	0.029 (4.67)***	0.039 (5.76)***
<i>HHI</i>	0.000 (0.16)	0.003 (0.59)	0.003 (0.65)
<i>OWN</i>	-0.004 (-0.62)	-0.002 (-0.35)	0.001 (0.18)
<i>YD</i>	Included	Included	Included
<i>IND</i>	Included	Included	Included
<i>Adj R²</i>	0.020	0.027	0.037
<i>F-Value</i>	3.04***	3.79***	4.82***
<i>N</i>	5,178	5,178	5,178

1) 변수의 정의는 <표 4-1>의 하단과 동일

2) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함

4.4 규모별 인력구조조정이 재무성과에 미치는 영향(가설 2)의 실증분석 결과

<표 4-4>는 인력구조조정 수준에 따라 재무성과에 미치는 영향이 차이가 있는지를 2SLS를 통해 분석한 결과이다. 인력구조조정 기업과 PSM대응표본 기업을 대상으로 분석한 연구 표본(n=5,178)과 달리 본 분석에서는 인력구조조정 기업(n=2,589)만을 대상으로 분석한다. 인력구조조정비율을 더미변수(*DREST*)가 아닌 전년대비 종업원 수 감소율(*REST*)을 직접 투입함으로써 인력구조조정의 규모에 따른 효과를 분석하고자 하였다.

분석결과, 인력구조조정 변수(*REST*)의 1년 후 자기자본영업이익률 변화($\Delta GROE_{it1}$)에 대한 계수추정치(t값)은 -1.982(-2.44)로 5% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 보였다. 2년 후($\Delta GROE_{it2}$)에는 -2.832(-2.63)으로 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 보였으며, 3년 후($\Delta GROE_{it3}$)에도 -2.997(-2.66)으로 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 전년도 대비 종업원 수 감소율(*REST*)과 재무성과($\Delta GROE_{it}$) 간에 통계적으로 유의한 음(-)의 관련성이 나타난 결과로서, 인력구조조정 비율이 높을수록 재무성과 개선에 긍정적인 영향이 있다는 것이다. 따라서 적정한 구조조정 규모가 과도한 인력 구조조정 규모보다 성과 개선에 더욱

유의미하게 양(+)으로 나타날 것이라 기대한 예측부호와 다르다. 그러나 재무성과에 미치는 영향은 인력구조조정의 규모에 따라 차이가 있을 것이라는 가설 2를 채택하는 결과로서, 적극적인 인력구조조정이 재무성과 개선에 더욱 긍정적인 영향을 미친다는 것을 시사한다.

〈표 4-4〉 인력구조조정(규모)이 자기자본영업이익률에 미치는 영향의 2SLS 결과

	$\Delta GROE_{t1}$	$\Delta GROE_{t2}$	$\Delta GROE_{t3}$
<i>Intercept</i>	-0.140 (-0.94)	-0.241 (-1.22)	-0.197 (-0.96)
<i>REST</i>	-1.982 (-2.44)**	-2.832 (-2.63)***	-2.997 (-2.66)***
<i>SIZE</i>	-0.008 (-1.50)	-0.009 (-1.18)	-0.011 (-1.41)
<i>LEV</i>	0.009 (1.90)*	0.002 (0.40)	0.004 (0.71)
<i>Growth</i>	-0.085 (-3.35)***	-0.092 (-2.74)***	-0.104 (-2.95)***
<i>HHI</i>	0.010 (0.45)	0.004 (0.15)	-0.012 (-0.38)
<i>OWN</i>	0.030 (0.75)	0.032 (0.60)	-0.015 (-0.27)
<i>YD</i>	Included	Included	Included
<i>IND</i>	Included	Included	Included
<i>Adj R²</i>	0.017	0.009	0.011
<i>F - Value</i>	7.40***	4.29***	5.36***
<i>N</i>	2,589	2,589	2,589

1) 변수의 정의는 <표 4-1>의 하단과 동일

2) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함

4.5 강건성 분석

<표 4-5>는 본 분석에서 사용한 자기자본영업이익률 이외의 재무성과 지표인 총자산영업이익률 변화($\Delta GROA$)와 법인세 이자 감가상각비 차감 전 영업이익 변화($\Delta EBITDA$)를 사용하여 분석한 결과이다. 본 분석에서 사용한 자기자본영업이익률에서의 영업이익 청구권은 자기자본에 해당하는 청구권자 이외에 부채에 해당하는 청구권자에게도 있으므로 총자산영업이익률도 사용하여 추가 분석할 필요가 있다. 그리고 법인세 이자 감가상각비 차감 전 영업이익은 이자비용을 이익에 포함하기 때문에 자기자본과 타인자본에 대한 기업의 실질이익 창출 정보를 제공할 수 있다. 또한 현금지출이 없는 비용인 감가상각비를 비용에서 제외함으로써 기업이 영업활동을 통해 벌어들이는 현금 창출능력에 대한 지표도 될 수 있다. 따라서 구조조정 과정에서 나타날 수 있는 채무조정 효과와 자산처분의 효과를 통제함으로써 순수

한 인력구조조정의 재무성과 측정치가 될 수 있다.

분석결과 모든 재무성과에서 1년 후, 2년 후, 그리고 3년 후 성과 개선에 통계적으로 모두 유의한 양(+)의 결과가 나타났다. 이러한 결과는 인력구조조정이 기업의 재무성과 개선에 정
의 영향을 미칠 것이라는 가설1의 실증분석 결과에 강건성을 제공한다.

〈표 4-5〉 인력구조조정이 총자산영업이익률과 법인세 이자 감가상각비 차감 전 영업이익에
미치는 영향의 2SLS 결과

	$\Delta GROA_{t1}$	$\Delta GROA_{t2}$	$\Delta GROA_{t3}$	$\Delta EBITDA_{t1}$	$\Delta EBITDA_{t2}$	$\Delta EBITDA_{t3}$
<i>Intercept</i>	-0.16 -0.63	0.002 0.06	0.010 0.30	0.149 1.13	0.260 1.88	0.270 1.99
<i>DREST</i>	0.107 7.6***	0.141 8.08***	0.154 8.11***	0.183 2.54**	0.165 2.18**	0.188 2.53**
<i>SIZE</i>	-0.002 -1.67*	-0.003 -2.43**	-0.005 -3.00***	-0.015 -2.39**	-0.022 -3.39***	-0.025 -3.89***
<i>LEV</i>	-0.001 -2.04**	-0.000 -0.13	0.000 0.57	0.045 9.47***	0.052 10.33***	0.054 10.96***
<i>Growth</i>	-0.03 -5.29***	-0.050 -6.95***	-0.061 -7.79***	-0.059 -1.99**	-0.090 -2.88***	-0.036 -1.17
<i>HHI</i>	0.001 0.40	0.001 0.25	-0.001 -0.01	0.006 0.24	0.035 1.32	0.022 0.86
<i>OWN</i>	0.002 0.26	-0.006 0.66	-0.016 -1.49	0.043 1.07	0.058 1.369	0.010 0.24
<i>YD</i>	Included	Included	Included	Included	Included	Included
<i>IND</i>	Included	Included	Included	Included	Included	Included
<i>Adj R²</i>	0.024	0.041	0.051	0.045	0.058	0.062
<i>F-Value</i>	3.48***	5.24***	6.31***	5.69***	7.07***	7.53***
<i>N</i>	5,178	5,178	5,178	5,178	5,178	5,178

1) 변수정의

$\Delta GROA$	=	t 년도 i 기업의 영업이익/총자산
$\Delta GROA_{t1}$	=	구조조정 이후 1년도의 GROA - 구조조정연도 GROA
$\Delta GROA_{t2}$	=	구조조정 이후 2년도의 GROA - 구조조정연도 GROA
$\Delta GROA_{t3}$	=	구조조정 이후 3년도의 GROA - 구조조정연도 GROA
$\Delta EBITDA$	=	t 년도 i 기업의 법인세 이자 감가상각비 차감 전 영업이익/자기자본
$\Delta EBITDA_{t1}$	=	구조조정 이후 1년도의 EBITDA - 구조조정연도 EBITDA
$\Delta EBITDA_{t2}$	=	구조조정 이후 2년도의 EBITDA - 구조조정연도 EBITDA
$\Delta EBITDA_{t3}$	=	구조조정 이후 3년도의 EBITDA - 구조조정연도 EBITDA

2) 기타 변수의 정의는 <표 4-1>의 하단과 동일

3) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함

V. 결론

최근 우리나라 제조업은 내수 부진과 경기침체로 수익성 악화를 경험하고 있다. 그리고 기술의 진보는 생산을 위한 인력 수요를 감소시키고 있다. 기업의 효율성을 제고 하고 수익성을 회복하고자 하는 구조조정은 급변하는 환경에 대응하기 위한 필수적 전략으로 간주 되지만, 인력구조조정의 효과에 관한 선행연구는 상반된 의견을 제시하고 있다. 따라서 비효율적 인적자원관리 부작용과 해결 방안을 모색하기 위하여 본 연구는 2000년부터 2015년까지 우리나라 제조업 기업을 대상으로 인력구조조정이 재무성과에 미치는 영향을 분석하였다. 구체적으로 전년도 대비 5% 이상 인력을 감축한 기업을 인력구조조정 기업으로 정의하고, PSM 대응표본을 구성하여 2SLS를 통해 성과를 실증분석하였다.

분석결과, 인력구조조정을 수행한 기업은 1년 후, 2년 후, 그리고 3년 후 자기자본영업이익률의 개선에 통계적으로 유의한 양(+)의 값이 나타났다. 또한 매출원가율의 변화에 통계적으로 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 또한 인력구조조정의 규모가 클수록 재무성과 개선에 유의한 양(+)의 값이 나타났다. 이러한 결과는 인력구조조정이 재무성과 개선에 긍정적인 영향이 있다는 주장을 뒷받침하는 결과이며, 이러한 개선에는 기업의 비용을 감소시킴으로써 효율성을 증가시킨다는 것을 시사한다. 그리고 인력구조조정의 규모가 클수록, 즉 적극적인 인력구조조정이 재무성과의 개선에 더욱 긍정적이라는 것이다.

2000년부터 2015년까지 우리나라 제조업 기업을 대상으로 PSM대응표본을 구성하여 2SLS를 통해 분석한 본 연구결과는, 이화득과 이재훈(2001)이 1984년부터 1993년까지 전체 우리나라 기업을 대상으로 구조조정 시점 전후의 평균차이검증을 통해 인력구조조정의 재무성과 개선이 나타나지 않았다는 결과와 다르다. 이는 표본의 기간 차이와 분석방법의 차이에 기인할 것일 수 있다. 그러나 2000년대 이후 최근의 기업들은 이화득과 이재훈(2001) 연구에서 언급한 과거 80년대 기업들의 비용감소 목적의 단순한 인력감축 전략이 아니라, 최근의 인력구조조정 기업들은 인력재배치, 종업원 교육 훈련 등의 발전된 인력구조조정 전략 수행과 함께 기업의 부담을 최소화하는 방향의 인력구조조정이 이루어졌고, 따라서 재무성과의 개선이 나타났다고도 해석할 수 있다.

본 연구의 공헌점은 다음과 같다. 첫째, 인력구조조정의 성과 개선에 대한 혼재된 선행연구들에 공헌한다. 과거 비용감소를 위한 신화(myths)로 간주되던 인력구조조정 전략에 실제로 재무성과 개선에 긍정적인 영향이 있다는 실증분석 결과를 제공함으로써, 다양한 구조조정 전략 연구에 비해 상대적으로 부족한 최근 우리나라 인력구조조정 연구에 도움이 될 수 있다. 둘째, 인력구조조정이 재무성과에 미치는 영향을 2000년부터 2015년까지 장기간 실증분석 함으로써 경쟁 심화와 내수 부진의 상황에 놓인 우리나라 기업에 장기간 성과 개선 증

거를 제시한다. 즉 인력구조조정이 비용감소를 통해 기업의 효율성을 제고 하려는 소기의 목적을 달성하는지에 대해 실증증거를 제시함으로써 현재 수익성 악화를 경험하고 있는 우리나라 제조업 기업들의 인적자원관리 방안에 전략적 시사점을 제공한다.

본 연구의 한계점은 다음과 같다. 첫째, 전년도 대비 종업원 수가 5% 이상 감소한 기업을 인력구조조정 기업으로 정의함으로써 다양한 의도를 가지고 있는 인력구조조정의 유형을 구분하지 못하였다. 적극적인 인력구조조정으로 간주되는 희망퇴직, 강제해고 등과 소극적 인력구조조정으로 간주 되는 고용축소와 자연 퇴사 등은 기업의 의도가 다르고 따라서 결과도 다르게 나타날 수 있다. 그러나 추가분석을 수행하지 못한 것은 자료취득의 한계점이 있기 때문이다. 우리나라 기업은 과거 외환위기 이후 인력구조조정에 대한 부정적 사회 인식에 따라 구체적인 임직원 수의 변동 사유를 공시하지 않으려고 할 수 있으며, 이와 관련된 공시기준도 마련되지 않아 인력감축 자료 취득이 매우 제한적이다. 둘째, 인력구조조정이 재무성과에 미치는 영향은 기술의 발전으로 인한 인력 수요의 감소일 수 있고, 경제 환경의 변동으로 인한 인력 수요의 감소일 수도 있다. 이러한 분석을 위해서는 기술발전과 환경의 영향을 기준으로 세부산업을 구분하고 분석해야 하지만 우리나라 기업은 상대적으로 절대 수가 부족하다. 따라서 본 연구에서는 제조업 기업만으로 제한된 분석을 수행하였다. 셋째, 인력구조조정은 다른 사업구조조정이나 재무구조조정, 그리고 지배구조조정과 함께 수행되는 경우가 많다. 정밀한 인력구조조정 성과를 분석하기 위해서는 이러한 구조조정 유형별 분석이 필수적이지만, 구체적인 기업 구조조정의 정보는 자본시장에 부정적 신호를 제공할 뿐만 아니라 내부정보가 경쟁 기업에 유출될 위험이 있기 때문에 접근이 매우 어려웠다.

따라서 향후 연구 방향은 상기한 한계점을 일부 보완하여 먼저 인력구조조정의 유형별 성과를 분석하고자 한다. 공시된 기업의 사업보고서 이외에 자본시장 기업정보 보고서와 언론 보도 등을 통해 구조조정 자료의 정보를 취득하고자 한다. 본 연구를 기반으로 향후 구조조정 기업 자료의 정보성을 확장함으로써, 궁극적으로 기업의 효율성을 개선시킬 수 있는 구조조정 경영전략 연구를 완성할 수 있기를 희망한다.

“본 논문은 다른 학술지 또는 간행물에 게재되었거나 게재 신청되지 않았음을 확인함.”

참고문헌

- 강경이, 이상원. 2009. 회생절차 종결기업의 단기성과와 성과요인의 분석. *대한경영학회지*. 22 (5). (10월): 2851-2872. <http://www.kaaba.or.kr>
- 강선아, 김용식. 2015. 경영자재량권이 기업구조조정 방식 선택과 성과에 미치는 영향. *국제회계연구*. 63, (10월): 141-164. <http://www.kiaa.or.kr>
- 강호정. 2001. 법정관리 종결기업의 성과. *경영학연구*. 30(2),(5월): 387-411. <https://www.kasba.or.kr>
- 김언수, 김재욱. 1997. 다운사이징: 경영전략적 관점에서의 해석. *경영학연구*. 16(3), 723-750. <https://www.kasba.or.kr>
- 김운권, 최순영. 2009. 인력감축의 효과분석과 사후관리방안. KIPA 연구보고서 09-09. 한국행정연구원. 서울. <https://www.kipa.re.kr>
- 박기진, 김규진, 김건수, 이강산, 송민재. 2007. *기업구조조정 총설*. 첨단금융출판. 서울.
- 박종훈, 양효신. 2002. 고용불안의 선행요인과 결과: 구조조정기업의 종업원 대상. *조직과 인사관리연구*. 26(2), 25-60. <https://www.khrm.or.kr>
- 안관영. 2003. 인력감축에 따른 잔류종업원의 반응에 대한 고찰. *경영교육연구*. 29, 29-52. <http://www.kabe.or.kr>
- 이상우, 최기호. 2003. 구조조정유형의 결정에 영향을 미치는 요인. *회계학연구*. 28(2), 1-25. <http://www.kaa-edu.or.kr>
- 이화득, 이재훈. 2001. 인력감축이 기업의 재무적 성과에 미치는 영향에 관한 탐색적 연구. *경영학연구*. 16(2), 189-209. <https://www.kasba.or.kr>
- Agrawal, A. and G. N. Mandelker. 1987. Managerial incentives and corporate investments and financing decisions. *Journal of Finance*. (42), 823-837. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1987.tb03914.x>
- Altman, E. I. 2000. Predicting Financial distress of companies: Revisiting the Z-Score and ZETA Models. *Stern School of Business, New York University*. <https://doi.org/10.4337/9780857936080.00027>
- Atiase, R. K., D. E. Platt, and S. Y. Tse 2004. Operational restructuring charges and Post-Restructuring Performance. *Contemporary Accounting Research*. 21(3), (Fall): 493-522. <https://doi.org/10.1506/V4RB-CDXJ-Q216-1406>
- Byrne, J. A. 1994. *The pain of downsizing*. Business Week. May 9. 61-69. <https://www.bloomberg.com/businessweek>
- Cameron, K. S. 1994. Strategies for successful organizational downsizing. *Human Resources Management*. 33(2), 189-211. <https://doi.org/10.1002/hrm.3930330204>

- Cascio, W. F. 1993. Downsizing: What do we know: What have we learned?. *Academy of Managerial Executive*. 7(1). 95-104. <https://doi.org/10.5465/ame.1993.9409142062>
- Haynes, M., S. Thomson and M. Wright. 2002, The impact of divestment on firm performance: Empirical evidence from a panel of UK companies. *The Journal of Industrial Economics*. 50(2), (June): 173-196. <https://doi.org/10.1111/1467-6451.00173>
- Heckman, J. 1979. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*. 47(1), 153-61. <https://doi.org/10.2307/1912352>
- Heenan, D. A. 1989. The downside of downsizing. *The Journal of Business Strategy*. Novemver-December, 18-23. <http://emeraldinsight.com>
- Hill, M. S., P. M. Johnson, K. X. T. Liu and T. J. Lopez. 2015. Operational restructurings: where's the beef?. *Review of Quantitative Finance and Accounting*. 45, 721-755. <https://doi.org/10.1007/s11156-014-0453-5>
- Holder-Webb, L., T. J. Lopez and P. R. Regier. 2005. The performance consequences of operational restructurings. *Review of Quantitative Finance and Accounting*. 25(4), (December): 319-339. <https://doi.org/10.1007/s11156-005-5458-7>
- Hoskisson, R. E. and T. A. Turk. 1990. Corporate restructuring; Governance and control limits of the internal capital market. *Academy of Management Review*. 15(3), (July), 459-477. <https://doi.org/10.5465/amr.1990.4308828>
- Jensen, M. C. 1986. Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *American Economic Review*. 76(2), (May); 323-329. <https://www.aeaweb.org/>
- Jick, T. D. and L. Greenhalgh. 1989. Survivor sense making and reactions to organizational decline: Effects of individual differences. *Management Communication Quarterly*. 2, 305-327. <https://doi.org/10.1177/0893318989002003002>
- Markides, C. C. 1995. Diversification, restructuring and economic performance. *Strategic Management Journal*. 16(2), (February): 101-118. <https://doi.org/10.1002/smj.4250160203>
- Markides, C. C. and H. Singh. 1997. Corporate restructuring: A symptom of poor governance or a solution to past managerial mistakes? *European Management Journal*. 15(3), (June): 213-219. [https://doi.org/10.1016/S0263-2373\(97\)00002-9](https://doi.org/10.1016/S0263-2373(97)00002-9)
- McKinley, W., C. M. Sanchez, and A. G. Shick. 1995. Organizational downsizing: Constraining, cloning, learning. *Academy of Managerial Executive*. 9, 3, 32-42. <https://doi.org/10.5465/ame.1995.9509210276>
- Rosenbaum, P. R. and D. B. Rubin. 1983. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*. 70(1), 41-55.

<https://doi.org/10.1093/biomet/70.1.41>

Shleifer, A. and R. W. Vishny. 1991. Takeovers in the '60s and the '80s: Evidence and implications. *Strategic Management Journal*. Winter Special Issue 12: 51-59.
<https://doi.org/10.1002/smj.4250121005>

Wysocki, B. Jr. 1995. *Lean and frail: Some companies cut costs too far, suffer corporate anorexia*. Wall Street Journal. (July 5), A1. <https://www.wsj.com>

The Effect of Downsizing on Corporate Financial Performance*

Kim, Jeong-gyo** · Cha, Jeong-hwa*** · Kim, Ha-eun****

〈Abstract〉

[Purpose] Restructuring to improve corporate efficiency and restore profitability is considered an essential strategy to cope with the rapidly changing environment, but prior studies on the effects of human resource restructuring have presented conflicting opinions on improvement performance. In order to find side effects and solutions to inefficient human resource management, this study analyzed the effect of downsizing on financial performance for Korean manufacturing companies from 2000 to 2015.

[Methodology] From 2000 to 2015, companies that have reduced their labor force by more than 5% compared to the previous year for Korean manufacturing companies are defined as downsizing companies. In addition, a sample of PSM corresponding to the propensity score is formed with a downsizing company. The two-stage least squares method (2SLS) is used to control the endogeneity between downsizing and financial performance.

[Findings] In the case of companies that have undergone downsizing, a statistically significant positive (+) value was found in the improvement of the gross return of equity after 1 year, 2 years, and 3 years. In addition, a negative value was found to be statistically significant for the change in the cost of sales ratio. In addition, the larger the size of the downsizing, the more positive values were found in improving financial performance. These results support the claim that downsizing has a positive effect on improving financial performance, suggesting that these improvements increase efficiency by reducing corporate costs. Also, active downsizing is more positive for improving financial performance.

[Implications] The results that downsizing has a positive effect on improving financial performance provide proof of whether human resource restructuring achieves its intended goal of improving corporate efficiency through cost reduction. Therefore, this study provides strategic implications for human resource management measures of Korean manufacturing companies that are currently experiencing profitability deterioration.

Key Words : Human Resource Restructuring, Downsizing, Financial Performance

* This work was supported by the Ministry of Education of the Republic of Korea and the National Research Foundation of Korea (NRF-2018S1A5A2A01033170).

** Primary author, Professor, Department of Business, Pusan National University

*** Corresponding author, Ph.D, Department of Business, Pusan National University

**** Co-author, Ph.D Candidate, Department of Business, Pusan National University