

2017년 제17권 제1호

노동정책연구

Quarterly Journal of Labor Policy

연구논문

- 이종구조화된 노동시장에서 최저임금의 고용효과 : 한국의 사례를 중심으로 |양지연|
- 직무만족, 생활만족 및 조직몰입의 관계 : 생활만족의 매개효과와 고용형태의 조절효과를 중심으로 |박재춘|
- 연령별 이직의사 결정요인에 대한 연구 : 요인별 직무만족, 요인별 생활만족을 중심으로 |김정은·강경주·이영면|
- 은퇴가 건강 및 삶의 만족에 미치는 영향 |김범수·최은영|
- 근로자 고령화가 기업의 신기술 도입과 생산성에 미치는 효과 |장윤섭·양준석|

노동정책연구

2017년 제17권 제1호

한국노동연구원

＝ 편집위원 ＝

위원장 : 안주엽(한국노동연구원)
위 원 : 길현중(한국노동연구원) 김근주(한국노동연구원)
 김우영(공주대학교) 김찬중(충북대학교)
 문무기(경북대학교) 박귀천(이화여자대학교)
 박은정(인제대학교) 서정희(군산대학교)
 안태현(서강대학교) 이경희(한국노동연구원)
 이정희(한국노동연구원) 진숙경((재)경기도교육연구원)
 홍민기(한국노동연구원)

“본 학술지에 발표되는 논문의 내용은 집필자의 개인 의견이며
한국노동연구원의 공식 견해가 아님을 밝혀 둔다.”

기고에 대한 문의

30147

세종특별자치시 시청대로 370

세종국책연구단지 경제정책동

한국노동연구원 이승주 연구원

전화 : (044) 287-6081

FAX : (044) 287-6089

이메일 : jlp@kli.re.kr

노동정책연구(제17권 제1호) 편집 : 노동정책연구 편집위원회 / 발행 : 한국노동연구원 / 발행인 : 방하남 /
편집인 : 안주엽 / 인쇄인 : 도서출판 창보 김덕영 / 발행일 : 2017년 3월 30일 / 등록일 : 2001년 7월 2일 /
등록번호 : 세종바00011 / 주소 : 30147 세종특별자치시 시청대로 370 세종국책연구단지 경제정책동 /
전화 : (044) 287-6081 Fax : (044) 287-6089 / 인터넷 : www.kli.re.kr

연구 논문

이중구조화된 노동시장에서 최저임금의 고용효과: 한국의 사례를 중심으로	양지연	1
직무만족, 생활만족 및 조직몰입의 관계: 생활만족의 매개효과와 고용형태의 조절효과를 중심으로	박재춘	27
연령별 이직의사 결정요인에 대한 연구: 요인별 직무만족, 요인별 생활만족을 중심으로	김정은 · 강경주 · 이영면	55
은퇴가 건강 및 삶의 만족에 미치는 영향	김범수 · 최은영	85
근로자 고령화가 기업의 신기술 도입과 생산성에 미치는 효과	장운섭 · 양준석	109

노동정책연구

2017. 제17권 제1호 pp.1~25

한국노동연구원

연구논문

이중구조화된 노동시장에서 최저임금의 고용효과 : 한국의 사례를 중심으로*

양지연**

최저임금제도의 고용효과는 오랜 기간 논쟁이 되고 있지만, 노동시장의 이중구조를 고려한 분석은 미흡한 실정이다. 본 연구는 한국의 사례를 통해서 노동시장의 이중구조하에서 최저임금의 고용효과에 대한 이론적 예측들을 검증한다. 한국노동패널자료(4~17차)를 활용하여, 상대적으로 최저임금제도의 준수가 이루어지지 않고 있는 5인 미만의 영세한 사업장을 비공식부문으로 정의하고, 각 부문별 최저임금제도의 고용효과를 분석하였다. 분석 결과 최저임금의 인상은 공식부문에 종사하는 취약 임금근로자들의 직장유지율에 부정적인 효과가 있는 반면, 비공식부문에서는 유의한 효과를 발견하지 못하였다. 또한 최저임금의 인상은 양 부문 간의 노동력 이동을 야기시키는 것으로 나타났는데, 비자발적 실업 및 이직은 노동시장에서 상대적으로 취약한 계층에 나타나 최저임금제도의 실효성에 대한 제도적 검토가 필요하다.

핵심용어 : 최저임금제도, 비공식 노동시장, 패널 자료, 선행확률모형, 임의효과, 고정효과, 로짓모형

논문접수일: 2016년 10월 24일, 심사의뢰일: 2016년 11월 2일, 심사완료일: 2017년 2월 22일

* 본 연구는 금오공과대학교학술연구비의 지원을 받아 수행된 연구이다. 본 논문의 개선에 큰 도움을 주신 익명의 심사자들에게 감사드린다.

** 금오공과대 응용수학과 조교수(jyang@kumoh.ac.kr)

I. 머리말 : 문제 제기

최저임금제도는 일정수준 이상의 임금을 유지하도록 국가에서 강제하는 일종의 규제정책으로서 저임금 근로자들의 생활수준을 개선한다는 원래의 취지에도 불구하고, 경제학자와 정책결정자들 사이에서는 최저임금제도가 저임금 근로자의 고용을 위축시키는지 여부에 관한 논쟁이 끊이지 않고 있다. 공식, 비공식부문으로 나뉘는 노동시장의 이중구조는 최저임금의 고용효과를 더욱 예측하기 어렵게 만든다. 상대적으로 영세한 사업체들로 이루어진 비공식부문에서는 최저임금제도가 제대로 준수되지 않는 실정이며, 이에 최저임금제도의 고용효과를 보다 정확하게 평가하기 위해서는 공식, 비공식부문별로 그 효과를 분석할 필요가 있다. 최저임금의 인상이 각 부문에 미치는 영향에 대해서는 상반된 연구 결과들이 국외에서 보고되어 있는 반면 국내에서는 관련 연구가 많이 진행되지 않은 상태이다. 본 논문에서는 한국노동연구원의 한국노동패널자료를 이용하여 최저임금제도의 공식, 비공식부문에서의 고용효과와 노동력의 부문 간 이동패턴을 분석하고 정책적 함의를 찾는다.

주요 결과를 요약하면 다음과 같다. 최저임금의 인상은 공식 부문에 종사하는 저임금 근로자들의 동일 직장유지율에 부정적인 영향을 미친다. 하지만 비공식 부문에서는 같은 영향을 발견할 수 없었다. 또한 최저임금의 인상은 양 부문 간의 노동력 이동에 영향을 주는데, 이는 공식 부문에서는 일자리 감소로 인한 비자발적인 실업으로 나타나고 비공식 부문에서는 공식 부문의 임금상승으로 인한 자발적인 이직으로 나타난다. 이는 노동경제학에서 흔히 사용하는 이론적 분석의 예측들과 일치하는 결과이다. 공식 부문의 비자발적 실업 및 이직은 비교적 저임금, 남성, 비상용직, 55세 이상의 근로자에게 두드러졌다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 최저임금의 고용효과에 관한 이론 및 선행 연구를 검토하고, 본 논문의 기여도를 제시한다. 제Ⅲ장에서는 국내 최저임금제도 및 노동시장 현황을 살펴보고, 제Ⅳ장에서는 분석 자료 및 분석 방법을 소개한다. 제Ⅴ장에서는 최저임금 인상이 공식, 비공식 부문에서 취

업유지비용 및 이직비용에 미치는 영향을 분석한다. 마지막으로 제VI장에서는 결론을 제시한다.

II. 고용시장의 이중구조와 최저임금의 고용효과 : 이론 및 선행 연구

완전경쟁 노동시장하에서의 신고전학과 경제학자들은 최저임금이 비자발적인 실업을 유발하고 저임금 근로자들의 고용을 위축시킨다고 주장해 왔다. 그러나 1990년대에 이르러 일련의 논문에서는 최저임금의 부정적 고용효과에 의문점을 제기하고 있다. 대표적으로 Card & Krueger(1993)는 미국의 패스트푸드 업체에 고용된 10대 근로자들의 자료를 이용하여 최저임금 인상이 고용의 감소로 이어지지 않았다고 주장하였다. 하지만 Neumark & Wascher(2000)는 같은 사례에 대한 다른 자료를 사용하여 최저임금의 인상은 고용을 위축시킨다는 결론을 내렸고, 이에 대해 Card & Krueger(2000)는 재반박을 내놓았다. 이후 최저임금의 고용효과에 대한 상반된 연구 결과들이 계속해서 발표되었고 아직까지 공통된 결론에 이르지 못하고 있다.

우리나라에서는 1988년에 처음 실행되어 2001년에 5인 미만 사업장을 포함한 사업장 전체에 최저임금법이 적용되고 있다. 국내에서도 최저임금제도의 고용효과에 대해서 많은 연구들이 수행되었지만 서로 상반된 결과들을 보고하고 있다. 남성일(2008)은 최저임금으로 감시단속적 근로자들의 고용위축효과를 보고한 바 있으며, 김대일(2012)은 시계열자료를 이용하여 최저임금 인상이 저임금 근로자의 신규 채용을 크게 위축시킨다고 보고하고 있다. 반면 이병희(2008), 남재량 외(2009)는 개인의 특성을 통제할 경우 최저임금의 고용효과는 긍정적이거나 통계적으로 유의하지 않다고 보고하고 있다.

반면 한국의 비공식부문의 경제 규모는 선진국에 비해 2~3배가량 높은 것으로 나타나(조준모 외, 2008), 최저임금의 고용효과를 논할 때 노동시장의 이중구조를 명시적으로 고려하는 것이 중요하다. 또한 상당수의 저임금 근로자들이

비공식부문에 고용되어 있고 이들이 주로 최저임금에 직접적인 영향을 받기 때문에, 최저임금제도가 가지는 본 취지의 효과를 평가하기 위해서는 총괄적인 연구보다는 각 부문별 연구가 필요하다. 공식, 비공식부문별 최저임금의 고용 효과에 대해서 흔히 인용되는 이론 중 하나는 Welch(1974)이다. 이에 따르면 최저임금의 인상은 직접적으로 공식부문의 임금을 올리며 실업자들을 양산하게 된다. 만약 이들이 비공식부문으로 이동하여 고용이 되었을 경우, 비공식 부문에서는 노동 공급의 증가와 임금 하락이 발생하게 된다. 이러한 가설은 Mincer(1976)와 Gramlich et al.(1976)에 의해서 확장되었는데, 이들은 공식부문에서 비공식부문으로의 노동 이동뿐 아니라 비공식부문에서 공식부문으로의 노동 이동까지 고려한다. 이에 따르면 최저임금 인상으로 인한 공식부문의 임금 인상은 비공식부문에 종사하고 있는 근로자들이 비공식부문의 직업을 그만두고 공식부문으로 이동하여 구직할 유인을 제공한다. 이는 다시 비공식부문의 노동 공급 감소와 임금 인상으로 이어질 수 있다. 이들의 이론을 바탕으로 할 경우, 최저임금의 인상은 공식부문의 임금 인상으로 이어지고 고용을 감소시킬 가능성이 높다. 반면 비공식부문의 임금, 고용효과는 애매하며, 노동시장의 상황, 최저임금 증가율, 노동탄력성 등에 따라 그 효과가 달라질 수 있다.

본고의 주된 목적은 이중노동시장의 구조하에서 최저임금의 고용효과에 대한 이론적 예측들을 한국의 사례를 통해 검증하는 것이다. 이에 대한 국내의 실증연구로는 김영민·강은영(2015)이 유일하다. 2001년부터 2012년까지 「경제활동인구조사」 부가조사를 사용하여, 이들 저자들은 최저임금이 인상되면 공식, 비공식부문 모두 임금이 상승하고 비공식부문에서의 고용확률이 올라간다고 보고하였다. 하지만 김영민·강은영(2015)은 부문 간 노동력의 이동을 명시적으로 고려하지 않았고, 고용과 임금에 관한 연구의 공통된 문제라 할 수 있는 내생성을 충분히 통제하지 않았다는 한계가 있다. 본고는 공식부문과 비공식부문 사이 노동력의 이행을 직접적으로 모형에 반영하고, 패널자료를 사용하여 관찰되지 않는(따라서 직접적으로 통제되지 않는) 개인의 고유한 특성이 추정치에 미치는 영향을 명시적으로 통제하였다.

최저임금이 공식, 비공식부문에 미치는 상이한 영향에 대한 실증연구는 주로

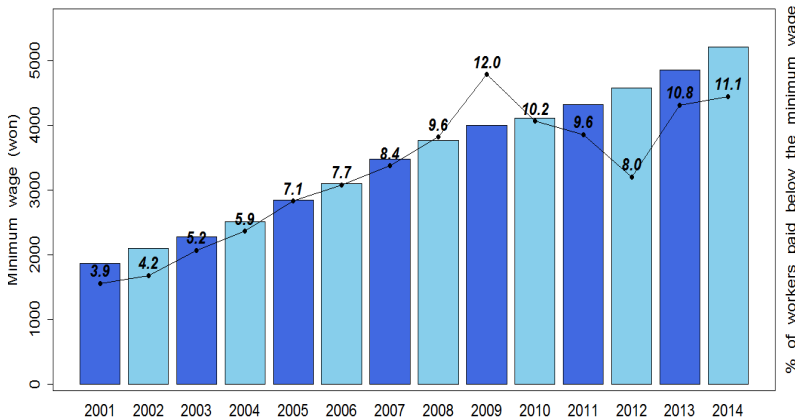
개발도상국가를 대상으로 한다. 비록 최저임금의 노동시장에서 효과(특히 고용 효과)가 나라, 사용한 모형, 자료마다 상이하게 나타나지만, 많은 기존 연구에서 최저임금 인상으로 인한 공식부문에서의 임금 인상과 약간의 음의 고용효과를 보고하고 있다. 반면 비공식부문에서는 상이한 결과가 보고되고 있다. 노동시장의 이중구조를 감안한 연구의 수는 비교적 제한적인데, 그나마 브라질을 대상으로 연구가 활발히 이루어진 편이다. Fajnzylber(2001)는 공식, 비공식 양 부문에서의 음의 고용효과와 공식부문에서의 양의 임금효과를 보고하고 있다. 반면 Carneiro(2000)의 경우 공식부문에서는 음의 고용효과, 비공식부문에서는 양의 고용효과가 있음을 밝혔다. Lemos(2004)는 1982년부터 2000년의 브라질 자료를 이용할 경우 최저임금 인상이 공식, 비공식 양 부문에서 부정적인 고용효과가 있음을 보였으나, 자료를 2004년까지 확장할 경우(Lemos, 2009) 고용효과가 유의하지 않음을 밝혔다.

인도네시아의 경우, Chun & Khor(2010)는 최저임금 인상이 공식부문에서는 양의 임금효과, 음의 고용효과로 이어지는 반면, 비공식부문에서는 그 효과들이 유의하지 않음을 보고하였다. Hohberg & Lay(2015)는 인도네시아의 정규직을 대상으로 한 연구에서 최저임금 인상이 공식부문에서 임금을 인상시키고 오히려 고용유지율을 다소 높이는 것으로 보고하고 있다. 하지만 비정규직을 포함할 경우에도 동일한 결론에 도달할지는 의문으로 남는다. 그 외에도 Maloney & Mendez(2004)와 Gindling & Terrell(2007)은 각각 콜롬비아와 코스타리카를 대상으로 한 연구에서 최저임금 인상은 공식부문에서 양의 임금효과와 음의 고용효과가 있는 반면, 비공식부문에서는 고용효과가 부정적이거나 결과가 유의하지 않다고 보고하고 있다. 본 논문에서는 한국노동연구원에서 제공하는 한국노동패널자료(2001~2014)를 이용하여 개인의 비관측 이질성을 모형에 반영하고, 다양한 모형을 통해 최저임금 인상 후의 개인의 노동이동 실태를 파악하여 정책적 함의를 찾고자 한다.

Ⅲ. 국내 최저임금제도 및 노동시장 현황

우리나라의 최저임금제도는 1988년에 최초로 시행되어, 그 후 적용대상 산업 및 규모가 점차 확대되었다. 본 연구에서는 적용대상이 전체 임금근로자로 확대된 2001년 이후를 분석 기간으로 삼고 있다. [그림 1]의 각 막대는 2001~2014년의 법정최저임금을 나타내고 있다. 2001년 시간당 명목최저임금이 1,865원이었던 것이 2014년 5,210원으로 약 2.8배 증가하였으며, 동기간 동안 실질최저임금 역시 꾸준히 증가하고 있다. 하지만 상당한 비율의 근로자가 최저임금 미만으로 급여를 받고 있음을 확인할 수 있다([그림 1]의 기울임 글꼴로 표시된 수치 참조).¹⁾ 2009년까지 계속 높아지던 최저임금 미만 근로자 비율이 이후 주춤하다 최근 다시 올라 2014년에는 임금근로자의 11.1%가 최저임금 미만으로 급여를 받고 있는 것으로 나타났다. 지난 15년여간 최저임금 미만의 저

[그림 1] 최저임금의 변화와 최저임금 미만 근로자 비율의 추이



자료: 한국노동패널조사, 제주도, 이북, 외국 지역을 제외한 15세 이상의 임금근로자를 분석 대상으로 삼음.

1) 최저임금 미만율은 한국노동패널자료를 바탕으로 계산되었다. 단 15세 이상의 임금근로자를 그 분석 대상으로 삼고 있으며, 제주도, 이북, 외국 지역은 제외하였다.

임금이 해소되지 않고 항상 일정 규모로 존재하는 것은, 일부 사업체에서 최저임금법의 준수가 제대로 이루어지지 않고 있음을 의미한다.

사회보장제도의 사각지대가 존재함에 따라 노동시장의 비공식부문 분류가 의미를 가지게 되었다. 비공식부문(informal sector)의 일반적인 개념은 1993년 제15차 국제노동통계인총회(ICLS: International Conference of Labour Statisticians)를 거치면서 정립되었는데, 이에 따르면 비공식 고용은 소규모 형태이며 대부분 임시 고용, 혈연, 개인적, 사회적 관계에 기초하고 있다. 이후 비공식부문은 관찰 대상이나 목적에 따라 다소 다르게 정의되고 있는 실정인데, 주로 사업체의 크기 및 사회보험 가입 여부를 그 기준으로 사용하고 있다(Maloney & Mendez, 2004; 성재민·이시균, 2007; 김영민·강은영, 2015). 본 연구에서는 김영민·강은영(2015)을 따라 비공식부문을 소규모 사업장인 종업원 5인 미만 사업장으로 정의하였다.

한국노동패널자료(2001~2014)를 이용하여 공식, 비공식부문의 분포를 살펴본 결과, 비공식 부문에 고용된 근로자가 전체의 16~18%가량을 차지하고 있으며 지난 15년간 그 비율이 비교적 안정적이었다(표 1, 표 2 참조). 공식부문에서의 남성 근로자가 62~66%인 반면 비공식부문에서는 44~51%로 나타나, 여성이 비공식 노동시장에 더 많이 고용되고 있음을 확인할 수 있다. 또한 저학력의 근로자 혹은 학생 신분의 근로자가 비공식 부문에 더 많이 분포되어 있으며, 고용형태를 살펴보면 상용직, 전일제의 비율이 비공식 부문에서 상대적으로 낮게 나타나고 있다. 반면 가구주, 기혼자의 비율은 공식 부문에서 더 높게 나타나고 있다. 평균 연령은 양 부문 간 큰 차이를 보이지 않으나, 대체적으로 비공식 부문의 근로자 평균 연령이 공식 부문보다 2~3세가량 높은 것으로 나타났다.

해당 기간 양 부문의 평균 임금 차이는 점차 확대되어 최근 비공식 부문의 임금 수준은 공식 부문의 55%에 불과하다. 반면 주당 근로시간은 비공식 부문이 공식 부문보다 평균 2~4시간 길게 나타나고 있다. 최저임금 미만을 받는 근로자 비율의 경우 공식 부문은 10% 미만인 반면 비공식 부문은 이를 크게 상회하고 있다. 주목할 만한 점은 양 부문 모두에서 최저임금 미만 근로자 비율이 계속 증가하고 있다는 것이다.

IV. 분석 자료 및 분석 방법

1. 분석 자료

본 연구에서는 한국노동연구원의 한국노동패널조사(Korean Labor & Income Panel Study : KLIPS) 4~17차(2001~2014년)를 이용하여 고용 상황을 살펴보고 있다. 해당 기간 패널조사에 참여한 사람들 중 15세 이상의 임금근로자를 그 분석 대상으로 삼고 있다. 단 제주도, 이북, 외국 지역은 제외하였다. 최저임금 인상의 고용효과를 효과적으로 평가하기 위하여 임금 수준에 따라 실험군(treatment group)과 대조군(control group)을 설정하고, 최저임금 인상 후 실험군의 고용 변화가 대조군에 비해 어떠한지를 실증하였다. 실험군은 최저임금 인상의 직접적인 영향을 받는 집단으로 임금 수준이 해당 연도의 최저임금보다는 높지만 다음 해의 법정최저임금보다는 낮은 근로자들로 이루어져 있다. 반면 대조군은 최저임금 인상의 영향을 받지 않지만, 실험군과의 관측되지 않는 이질성을 최소화하기 위하여 가급적 실험군과 비슷한 특성을 가지는 집단으로 정의하고 있다. 기존 연구(김주영, 2011)와 비슷하게, 현재의 임금 수준이 다음해 최저임금보다 높지만 120% 혹은 150%를 넘지 않는 범위 내 집단을 대조군으로 삼고 있다. 즉, 실험군과 대조군의 t기의 임금은 각각 다음의 조건을 만족해야 한다.

$$\text{실험군} : MW_t \leq W_t < MW_{t+1}$$

$$\text{대조군1} : MW_{t+1} \leq W_t < 1.2 MW_{t+1}$$

$$\text{대조군2} : MW_{t+1} \leq W_t < 1.5 MW_{t+1}$$

여기서 W_t 와 MW_t 는 각각 t기의 임금 및 법정최저임금을 나타낸다. 본 연구에서는 분석 기간(2001~2014년) 동안 매해 관측치의 임금 수준과 당해 최저임금, 다음해 최저임금을 비교하여 해당 조건을 만족하면 실험군 혹은 대조군으

로 분류하였다. 그 결과 각 집단에 포함되는 관측치 개수는 <표 3>에 주어진 바와 같다. 이 표에서 보듯이 실험군의 3.5배가량의 관측치가 대조군으로 사용되었다. <표 3>에서는 대조군 1이 사용되었다.

2. 분석 방법

<표 1> 공식부문 임금근로자의 특성

(단위: %, 천 원)

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
공식부문	82.8	83.2	81.8	83.6	84.1	83.8	83.2	83.3	83.5	83.5	83.2	84.1	83.6	82.8
남성	63.4	62.8	62.2	63.4	63.3	63.5	63.4	64.8	65.0	63.8	64.2	62.6	62.8	62.6
평균연령	37.4	38.0	37.7	38.1	38.4	38.6	39.1	39.8	40.1	40.7	41	41.8	42.5	43.1
가구주	53.2	52.0	52.2	54.3	54.2	55.1	55.7	57.3	59.4	59.4	60.5	59.9	59.9	61.8
고졸 이하	61.7	60.9	56.8	54.7	51.6	50.9	50.8	47.8	48.0	48.4	46.4	46.5	45.5	44.6
초대졸	13.4	14.2	15.2	16.3	18.3	18.4	18.4	19.1	19.7	19.9	20.2	20.5	20.5	20.7
대졸 이상	24.9	24.9	27.9	29.0	30.1	30.6	30.8	33.1	32.3	31.7	33.4	33.1	34.1	34.7
상용직	84.3	84.9	86.2	85.1	83.8	83.4	83.5	84.4	81.4	79.3	80.2	79.9	80.4	80.2
전일제	94.2	93.9	94.7	95.6	95.0	95.7	95.3	95.9	95.3	94.7	94.9	94.6	94.4	94.2
평균 시간당 임금	6.8	7.1	8.0	8.8	9.3	10.0	10.9	11.4	11.5	11.7	12.7	13.1	13.9	14.3
주당 근로시간	49.8	49.4	49.6	48.8	47.8	47.2	46.7	46.3	45.3	45.2	44.6	43.6	43.2	43.1
최저임금 미만	2.5	3.2	3.7	4.9	5.6	5.8	6.8	6.7	8.3	7.1	6.5	5.4	7.4	6.9

자료: 한국노동패널조사, 제주도, 이북, 외국 지역을 제외한 15세 이상의 임금근로자를 분석 대상으로 삼음.

〈표 2〉 비공식부문 임금근로자의 특성

(단위: %, 천 원)

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
비공식부문	17.2	16.8	18.2	16.4	15.9	16.2	16.8	16.7	16.5	16.5	16.8	15.9	16.4	17.2
남성	48.1	46.3	51.2	46.4	48.9	50.3	50.1	46.2	42.8	44.8	43.4	47.2	44.6	47.0
평균연령	37.8	38.1	38.5	38.5	38.5	40	40.4	40.6	42.2	42.9	44.5	44.5	45.1	45.9
가구주	39.5	36.8	42.3	40.5	44.3	44.7	43.4	44.1	45.5	50.2	48.1	51.3	49.7	54.3
고졸 이하	77.8	77.6	73.4	70.3	73.0	69.4	65.9	65.3	70.4	67.5	70.8	69.4	67.2	67.6
초대졸	10.3	12.3	13.2	13.6	13.9	15.2	16.8	17.7	14.0	15.2	15.2	14.3	13.0	13.1
대졸 이상	11.9	10.1	13.4	16.1	13.1	15.4	17.3	17.0	15.7	17.3	14.0	16.2	19.9	19.3
상용직	66.3	68.7	68.9	67.9	69.3	67.9	66.2	69.0	58.9	58.5	53.4	53.6	52.6	53.0
전일제	85.1	85.3	86.3	88.7	87.6	87.1	88.6	89.1	83.2	82.1	82.1	84.2	83.6	83.4
평균 시간당 임금	4.6	5.4	5.1	5.0	5.2	6.2	6.2	6.3	6.1	6.7	6.9	7.6	7.6	8.1
주당 근로시간	51.6	53.7	52.7	52.9	52.4	50.5	50.1	49.8	48.8	47.7	46.1	46.0	45.8	45.8
최저임금 미만	7.3	8.1	10.0	12.5	15.9	17.1	18.8	22.6	28.7	22.1	22.0	17.7	25.0	24.0

자료: 한국노동패널조사, 제주도, 이북, 외국 지역을 제외한 15세 이상의 임금근로자를 분석 대상으로 삼음.

공식, 비공식부문에서 최저임금의 고용효과를 살펴보기 위하여, 최저임금 인상 후 직접적인 영향을 받는 실험군의 고용상태가 양 부문에서 어떻게 나타나는지 검토하였다. 먼저 최저임금 인상 후 취업 중인 임금근로자들이 현 직장을 유지하는지 아니면 실직하는지를 살펴보고자 다음과 같은 모형을 고려한다.

$$P(E_{it+1} = 1 | E_{it} = 1) = g(X_{it}\beta + \gamma T_{it} + \alpha_i + \delta_t + \epsilon_{it}) \quad (1)$$

단 E_{it+1} 은 t기의 임금근로자가 t+1기에 동일한 직장에 고용되어 있을 경우 1의 값을, 실직하였을 경우 0의 값을 갖는다. 식 (1)에 바탕을 둔 분석에서는 최저임금 인상 후 현 직장에서의 고용 안정성과 실업의 위험에 초점을 맞추고 있으며, t+1기에 이직한 경우는 분석에서 제외하고 있다. X_{it} 는 i번째 관측치의

t 기의 사회경제적 특성을 나타내는 변수들이며, T_{it} 는 실험군일 경우 1, 대조군일 경우 0의 값을 가지는 더미변수이다. 반면 δ_t , ϵ_{it} 는 각각 시간특수적인 항, 오차항을 나타내며, g 는 링크함수이다. 여기서 α_i 는 개인의 관찰되지 않은, 하지만 시간에 따라 변하지는 않는 고유한 특징을 의미한다. 패널자료를 사용하면 이러한 개인별 특성의 차이를 추정식에 명시적으로 반영할 수 있는 장점이 있다.

우리의 관심은 실험군의 계수이며, 만약 t 기에서 $t+1$ 기로 최저임금이 상승하여 실험군의 취업유지에 부정적인 영향을 줄 경우 γ 의 추정치는 음(-)의 값을 가진다. 실험군은 상대적으로 임금분포에서 하위계층에 속하는 근로자들이다. 저소득근로자들의 잦은 이직 및 실직 등의 불안정한 고용이 최저임금의 고용효과를 살펴보는 데 교란요인으로 작용할 수 있기 때문에, 임금분포에서 비슷한 위치에 있는 그룹을 대조군으로 선택할 필요가 있다. 전 절에서 정의하는 대조군은 이미 다음 기 최저임금 이상의 임금을 받고 있기 때문에, 최저임금 인상의 직접적인 영향을 받지 않는 그룹이라 할 수 있다. 따라서 식 (1)의 실험군에 해당하는 계수 γ 는 저임금근로자의 보이지 않는 특성을 최대한 제거한 후의 최저임금 인상이 취업유지율에 미치는 영향이라 할 수 있다.

또한 최저임금 인상 후 부문별 이동 상황을 살펴보기 위하여 다음의 모형을 추가적으로 고려하였다.

$$P(D_{it+1} = 1 | D_{it} = 1) = g(X_{it}\beta + \gamma T_{it} + \alpha_i + \delta_t + \epsilon_{it}) \quad (2)$$

공식, 비공식 두 부문에 대해서 각각 따로 식 (2)를 검토하였다. 공식부문에 대해서, D_{it+1} 은 t 기에 공식부문에 고용되어 있는 임금근로자가 $t+1$ 기에도 공식부문의 직장에 고용되어 있을 경우 1의 값을, 비공식부문으로 이동하여 비공식부문의 직장에 고용되거나 실직할 경우 0의 값을 갖는다. 식 (1)과의 차이는 식 (1)에서는 동일한 직장을 유지하는지에 관심이 있다면, 식 (2)에서는 공식부문에 남아 있거나 하다면 이직을 하든지 같은 직장을 유지하든지에 상관없이 1의 값을 갖는다. 본 연구에서는 자영업으로 이행하는 경우는 고려하고 있지 않다. 공식부문과 비슷하게 비공식부문에 대해서도, D_{it+1} 은 t 기에 비공식부문에 고용되어 있는 임금근로자가 $t+1$ 기에 비공식부문의 직장에 고용되어 있을

경우(비공식부문 내 이직 혹은 비공식부문의 동일 직장유지) 1의 값을, 공식부문의 직장에 고용되거나 실직할 경우 0의 값을 갖는다. 식 (2)에서도 관심이 되는 계수는 γ 인데, 양수일 경우 실험군은 대조군에 비해 최저임금 인상 후 동일한 부문에 남아 있을 확률이 높음을 의미한다. 반면, 음수일 경우 실험군은 대조군에 비해 동일한 부문에 남을 확률이 낮음을 의미한다. 대조군은 실험군과 임금분포에서 비슷한 위치에 속한 근로자들로 구성되어 있기 때문에, γ 는 실험군의 노동시장에서의 관측되지 않는 특성을 감안한 최저임금 인상이 고용에 미치는 효과라 할 수 있다.

한편 Mincer(1976)와 Gramlich et al.(1976)에 의하면, 최저임금 인상으로 인한 공식부문의 임금인상은 비공식부문에 고용되어 있는 근로자들에게 공식부문으로 이동하여 구직할 유인을 제공한다. 하지만 이는 고학력 혹은 높은 노동생산성에도 불구하고, 공식부문 직장의 임금이 충분히 높지 않기 때문에 비공식부문에 남아 있는 일부 근로자에 한할 것이다. 실험군과 대조군만을 이용한 분석은 이러한 가설을 검증하는 데 한계가 있다. 따라서 식 (2)를 확장한 아래의 모형을 추가적으로 고려하였다.

$$P(D_{it+1} = 1 | D_{it} = 1) = g(X_{it}\beta + \varphi_1 G1 + \varphi_2 G2 + \varphi_3 G3 + \alpha_i + \delta_t + \epsilon_{it}) \quad (3)$$

비공식부문에 있는 모든 임금근로자를 우선 다음과 같이 4개의 집단으로 구분한다.

최저임금 미달 집단: $W_t < MW_t$

실험군: $MW_t \leq W_t < MW_{t+1}$

대조군: $MW_{t+1} \leq W_t < 1.2 MW_{t+1}$

고임금 집단: $1.2 MW_{t+1} \leq W_t$

식 (3)에서 $G1, G2, G3$ 은 각각 최저임금 미달 집단, 실험군, 대조군을 나타내는 더미변수들이다. D_{it+1} 은 t기에 비공식부문에 고용되어 있는 임금근로자가 t+1기에도 비공식부문의 직장에 고용되어 있을 경우 1의 값을, t+1기에 공식부문의 직장에 고용되거나 실직할 경우 0의 값을 갖는다. $X_{it}, \alpha_i, \delta_t, \epsilon_{it}$ 는 식

(2)에서와 의미가 동일하다. 여기서 $\varphi_1, \varphi_2, \varphi_3$ 의 부호를 살펴봄으로써 최저임금 인상이 비공식부문 근로자의 노동력 이행에 미치는 영향을 집단별로 파악할 수 있다.

추정기법은 회귀분석을 활용하되, 하나의 횡단면 자료로 취급하여 통합된(pooled) 자료를 이용함으로써 이항 종속변수 모형인 로짓모형(logit model)을 사용하였다. 반면 고정효과 로짓을 이용할 경우 편의의 문제가 발생하므로(Greene et al., 2002), 선형모형을 이용하여 고정효과(fixed effects)를 살펴보았다. 또한 추가적으로 임의효과(random effects) 모형도 검토하였다.

V. 분석 결과

최저임금 인상 후 현 직장유지(실직 대비) 비율은 <표 3>에 제시되어 있다. 결과에 따르면 최저임금 인상 1년 후, 공식부문의 실험군에 속하는 근로자들이 직장을 유지하는 비율은 94.9%인 반면, 비공식부문 실험군의 직장유지비율은 97.4%로 나타났다. 최저임금 인상의 직접적인 영향을 받는 실험군의 경우, 공식부문보다 비공식부문에서 직장유지율이 2.5%포인트 높게 나타남을 확인할 수 있다. 반면 대조군의 직장유지율은 공식부문, 비공식부문에서 각각 96.9%, 96.2%로 양 부문 간 큰 차이를 보이지 않았다.

또한 <표 3>을 통해서 최저임금 인상 후 양 부문 간 노동력의 이동이 다소 발생했음을 확인할 수 있다. 공식부문 실험군의 경우, 최저임금 인상 1년 후 여전히 공식부문에 고용되어 있는 비율은 85.2%이며, 실업 혹은 비공식부문으로 이동하여 고용되는 비율은 14.8%이다. 반면 비공식부문 실험군의 경우, 최저임금 인상 후 비공식부문에 남아 있는 비율은 71.1%이며, 실업 혹은 공식부문으로 이동하여 고용되는 비율은 28.9%이다. 대조군의 경우에도 일정한 비율이 최저임금 인상 후 다른 부문으로 이동하거나 실직하였음을 확인할 수 있다. 하지만 다른 변수들을 통제했을 경우에도 이러한 결론을 도출할 수 있는지, 그리고 양 부문 간 다른 결과의 차이가 통계적으로 유의한지 추가적으로 분석할 필요가 있다.

〈표 3〉 최저임금 인상 1년 후 노동시장 이행

(단위: %, 개)

		실험군	대조군	전 체
공식	공식부문의 동일 직장 유지 vs. 실직	94.9	96.9	96.4
	관측치 수	473	1,533	2,006
비공식	비공식부문의 동일 직장 유지 vs. 실직	97.4	96.2	96.4
	관측치 수	191	703	894
공식	공식부문의 직장에 고용 vs. 실직 혹은 비공식부문의 직장에 고용	85.2	87.5	86.9
	관측치 수	541	1,793	2,334
비공식	비공식부문의 직장에 고용 vs. 실직 혹은 공식부문의 직장에 고용	71.1	71.7	71.5
	관측치 수	242	826	1,068

주: 실험군은 $MW_t \leq W_t < MW_{t+1}$, 대조군은 $MW_{t+1} \leq W_t < 1.2MW_{t+1}$ 의 조건을 만족함. 여기서 W_t 와 MW_t 는 각각 t 기의 임금 및 법정최저임금을 나타냄.

<표 4>는 공식, 비공식부문에서 최저임금 인상이 직장유지에 미치는 영향을 분석한 식 (1)의 추정결과이다. 실험군은 더미변수로 매해 임금 수준에 따라 실험군이면 1, 대조군이면 0의 값을 갖는다. 성별 변수는 남자일 경우 1, 여자일 경우 0의 값을 가지며, 종사상 지위 변수는 상용직일 경우 1, 임시직 혹은 일용직일 경우 0의 값을 갖는다. 연령 변수는 만나이를 기준으로 15세 이상에서 25세 미만, 25세 이상에서 55세 미만, 55세 이상으로 분류하여 더미변수 처리하였으며, 25세 미만이 기준 집단으로 사용되었다. 교육의 경우, 고졸 이하, 초대졸, 대졸 이상으로 분류되었으며, 기준 집단은 고졸 이하이다. 고용에 영향을 미칠 수 있는 연도별, 업종별, 직종별 효과를 통제하기 위하여 관련 더미변수를 모형에 포함시켰으나, 변수의 개수가 많아 지면 제약상 결과를 생략하였다. 추정방법으로는 선형모형, 임의효과를 고려한 선형확률모형, 로짓모형을 사용하였다.

공식부문의 실험군에 해당하는 추정계수는 음(-)의 값을 가지며 모든 모형에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 즉 최저임금 인상은 공식부문의 실험

군에 속하는 임금근로자들의 직장유지율에 부정적인 영향을 주는 것으로 나타났다. 반면 선형모형과 선형임의효과모형의 추정결과가 비슷한 점을 볼 때, 관측되지 않는 개인의 고유한 효과가 그다지 크지 않고 따라서 내생성 문제가 그리 심각하지 않음을 확인할 수 있었다. 모든 모형에서 최저임금 인상 후 직장유지율의 감소효과는 여성보다는 남성에게서 크게 나타나고 있다. 또한 통계적으로 유의하지는 않지만 비상용직, 초대졸자에서 직장유지율의 감소효과가 크게 나타나고 있다. 연령별 효과는 유의하지 않았으며 모형 간 결과가 일치하지 않았다.

추가적으로 고정효과를 고려한 선형확률모형을 검토하였다. 하지만 시간변동 변수(time-varying variables)를 모형에 포함시켜 실시한 하우스만 검정의 결과가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나, 임의효과의 결과만을 <표 4>에서 제시하고 있다. 또한 독립 변수의 그룹 간 변동이 크지 않을 경우, 고정효과모형을 통한 추정은 측정오차에 의한 편의를 발생시킨다는 것이 잘 알려져 있다. 본 분석에 사용된 실험군 여부, 종사상 지위, 교육수준 등의 변수들은 분석기간 동안 개인 내 변동이 크지 않았으며, 이때 만일 약간의 측정오차가 있다면 추정결과에 큰 영향을 미치게 된다. 이에 선형고정효과를 사용하는 데 주의를 요할 것이다. 반면 앞 장에서 언급했듯이, 고정효과 모형은 비선형을 이용할 경우 편의의 문제가 발생하므로 로짓고정효과모형은 검토하지 않았다. 여기에는 그 결과를 보고하지 않았지만, 로짓임의효과모형은 로짓모형과 추정결과가 비슷함을 확인할 수 있었다.

한편 비공식부문에서 실험군에 해당하는 추정계수는 모두 양(+)으로 나타났다. 하지만 통계적으로 유의하지는 않아, 공식부문에서와 달리 최저임금의 인상이 최저임금의 영향을 직접적으로 받는 계층의 직장유지율에 부정적인 영향을 주지는 않음을 시사한다. 반면 최저임금의 인상은 상대적으로 남성, 비상용직의 직장유지율에 부정적인 영향을 미치고 있음을 확인할 수 있다. 특이한 점은, 공식부문에서와 달리, 대졸 이상 학력자들의 직장유지율이 상대적으로 고졸자보다 낮게 나타났다. 이에 대해 한 가지 가능한 설명은, 최저임금의 인상은 비공식부문에 있는 직장의 임금인상으로 이어지지 않을 가능성이 높고, 이 경우 대졸 이상의 학력자들은 비공식부문에서 직장을 유지하기보다 공식부문

〈표 4〉 최저임금 인상이 취업유지율에 미친 영향

	공식부문의 동일 직장 유지 vs. 실직			비공식부문의 동일 직장 유지 vs. 실직		
	선형	임의효과 선형	로짓	선형	임의효과 선형	로짓
실험군	-0.0197 (0.0478)	-0.0198 (0.0475)	-0.5853 (0.0311)	0.0122 (0.4322)	0.0154 (0.2582)	0.5159 (0.3500)
성별 (남=1)	-0.0426 (<0.0001)	-0.0426 (<0.0001)	-1.1753 (0.0001)	-0.0543 (0.0029)	-0.0598 (0.0054)	-1.7258 (0.0016)
상용직	0.0077 (0.4150)	0.0077 (0.4177)	0.1888 (0.5046)	0.0318 (0.0239)	0.0330 (0.0405)	0.8831 (0.0440)
연령 25~54	-0.0051 (0.7472)	-0.0051 (0.7476)	-0.2058 (0.6034)	0.0121 (0.6528)	0.0090 (0.7531)	0.1220 (0.8717)
55 이상	0.0012 (0.9471)	0.0011 (0.9518)	-0.0097 (0.9855)	0.0260 (0.4050)	0.0227 (0.5146)	0.5557 (0.5643)
교육 초대졸	-0.0099 (0.5083)	-0.0101 (0.4999)	-0.2811 (0.4756)	-0.0207 (0.3790)	-0.0266 (0.3483)	-0.2884 (0.6781)
대졸 이상	0.0100 (0.5652)	0.0094 (0.5905)	0.2155 (0.6664)	-0.0464 (0.0660)	-0.0482 (0.1066)	-0.9904 (0.0985)
관측치 수	2,006	2,006	2,006	894	894	894
PID 개수		1,237			600	

주: 1) 모든 모형에 연도, 업종, 직종별 더미가 포함됨. 괄호 안의 수치는 p값을 나타냄.
 2) 시간변동 변수(time-varying variables)를 이용하여 하우스만 검정(Hausman test)을 실시한 결과, 양 부문 모두에서 결과가 유의하지 않은 것으로 나타났다.

에 있는 좀 더 높은 임금의 직업을 추구하고 이직을 계획한다는 것이다. 이 장의 끝에 제시되는 식 (3)을 이용한 추가적인 분석 결과는 이러한 가설이 어느 정도 설명력이 있음을 보여준다.

<표 5>는 최저임금 인상이 동일한 부문의 직장에 고용되는 데 어떠한 영향을 미치는지 그 결과를 보여준다. 앞에서 설명했듯이, 고려된 모형의 종속변수는 최저임금 인상 후 동일한 부문의 노동시장에 남아 있을 경우 1의 값을, 다른 부문으로 이동하여 취업하거나 실직하였을 경우 0의 값을 갖는다. 공식부문에서 실험군에 해당하는 계수가 음(-)으로 나타나, 최저임금 인상은 실직 및 비공식부문으로의 노동력 이동을 발생시킴을 알 수 있다. 단 실직 및 비공식부문으

로의 노동력 이동 중 어느 부분이 더 큰지는 식 (2)로 파악하기 어렵다. 공식부문에서 비공식부문으로의 노동력 이동은 Welch(1974)의 이론에서 일부분이 설명된다. 최저임금의 인상은 직접적으로 공식부문의 임금 인상으로 이어지고 이에 따라 생겨난 실업자들은 비공식부문으로 흘러 들어간다. 또한 <표 5>의 결과에 의하면 실직 혹은 비공식부문으로의 노동력 이동은 특히 남성, 비상용직, 55세 이상의 근로자에게 두드러짐을 알 수 있다.

반면 비공식부문에서는 실험군에 해당하는 계수의 부호가 모형별로 달라, 식 (2)를 이용해서는 최저임금 인상이 비공식부문에서 공식부문으로의 노동력 이동을 야기시키는지 그 효과가 불분명하다. 또한 실직 혹은 공식부문으로의 노동력 이동은 성별, 종사상 지위, 연령 등에 그다지 영향을 받지 않았다.

<표 5> 최저임금 인상이 동일 부문의 고용률에 미친 영향

	공식부문의 직장에 고용 vs. 실직, 비공식부문의 직장에 고용			비공식부문의 직장에 고용 vs. 실직, 공식부문의 직장에 고용		
	선행	임의효과 선행	로짓	선행	임의효과 선행	로짓
실험군	-0.0212 (0.2036)	-0.0197 (0.2320)	-0.1936 (0.1965)	-0.0002 (0.9950)	0.0027 (0.9340)	-0.0005 (0.9975)
성별 (남=1)	-0.0575 (0.0012)	-0.0496 (0.0113)	-0.5263 (0.0011)	-0.0195 (0.6123)	-0.0133 (0.7479)	-0.0997 (0.6000)
상용직	0.0376 (0.0147)	0.0355 (0.0302)	0.3351 (0.0142)	0.0210 (0.4924)	0.0327 (0.3204)	0.1022 (0.5059)
연령 25~54	-0.0601 (0.0149)	-0.0632 (0.0148)	-0.5521 (0.0233)	0.0228 (0.6718)	0.0168 (0.7656)	0.1171 (0.6601)
55 이상	-0.0687 (0.0237)	-0.0807 (0.0126)	-0.6457 (0.0280)	0.0766 (0.2383)	0.0718 (0.3031)	0.3949 (0.2255)
교육 초대졸	0.0143 (0.5531)	0.0139 (0.5970)	0.1203 (0.5997)	-0.0372 (0.4636)	-0.0470 (0.3928)	-0.1928 (0.4463)
대졸 이상	0.0168 (0.5477)	0.0140 (0.6463)	0.1879 (0.4738)	-0.0682 (0.2210)	-0.0646 (0.2805)	-0.3328 (0.2202)
관측치 수	2,334	2,334	2,334	1,068	1,068	1,068
PID 개수		1,394			712	

주: 1) 모든 모형에 연도, 업종, 직종별 더미가 포함됨. 괄호 안의 수치는 p값을 나타냄.

2) 시간변동 변수(time-varying variables)를 이용하여 하우스만 검정(Hausman test)을 실시한 결과, 양 부문 모두에서 결과가 유의하지 않은 것으로 나타났다.

<표 4>, <표 5>에 보고된 결과는 상당히 안정적(robust)인데, 학생 신분, 가구주, 전일제 여부를 포함한 기타 개인 변수, 실질 GDP 등을 고려한 다양한 모형에서 그 결과는 비슷하였다. 지금까지의 모든 결과는 대조군 1, 즉 현재의 임금수준이 다음해 최저 임금보다는 높지만 120%를 넘지 않는 범위 내의 근로자들을 대조군으로 사용한 것이다. 현재의 임금 수준이 다음해 최저임금보다 높지만 150%를 넘지 않는 범위 내 집단을 대조군으로 이용하여도 그 결과는 상당히 유사함을 확인할 수 있었다.

추가적으로 3대 사회보험(국민연금, 건강보험, 고용보험) 가입 여부를 이용하여 비공식부문을 다시 정의한 후 동일한 분석을 시행하였다. 두 가지 정의를 사용하였는데, 첫 번째 정의에서는 3대 사회보험 모두 가입되지 않았으며 소규모 사업장인 5인 미만의 경우를 비공식부문으로 정의하였다. 두 번째 정의에서는 3대 사회보험 모두 미가입 시 비공식부문으로 정의하고 있다. 5인 미만 사업장을 기준으로 한 결과와 비교했을 때 전반적으로 추정치의 부호는 동일하며 유의성에 다소 차이를 보였다. 주목할 만한 점은 새로운 기준으로 비공식부문을 재정의할 경우에도 최저임금 인상은 공식부문의 실험군에 속하는 임금근로자들의 직장유지율에 부정적인 영향을 주며, 공식부문에서 실직 혹은 비공식부문으로의 노동력 이동을 발생시킴을 확인할 수 있었다. 반면 비공식부문에 미치는 영향은 불분명하였다.

한편 실험군, 대조군에 한정하지 않고 모든 비공식부문 근로자의 노동력 이행을 알아보기 위해 식 (3)을 고려하였으며, 추정결과는 <표 6>에 제시되어 있다. 소득수준에 따라 정의된 세 개의 더미변수의 계수가 모두 양수인 것으로 나타나, 고임금집단이 다른 집단들에 비해 최저임금 인상 후 비공식부문을 떠날 가능성이 높음을 시사한다. 이러한 현상은 고학력자에게도 나타나는데, 고학력자일수록 비공식부문을 떠날 가능성이 높은 것으로 나타났다. 이러한 점은 Mincer(1976)와 Gramlich et al.(1976)의 가설에 의해 일부 설명된다. 다만 식 (3)으로 비공식부문을 떠난 근로자들의 얼마가 공식부문으로 이동하는지 혹은 얼마가 실직하는지 구별할 수는 없다. 하지만 이러한 경우의 실업은 공식부문으로 이행하기 위한 자발적인 실업일 가능성이 높다고 판단된다. 반면 상용직일수록, 연령이 많을수록 최저임금 인상 후 비공식부문에 잔류할 가능성이 높

음을 확인할 수 있다.

국내 기존 연구와 비교 시, 최근의 일부 연구에서는 개인의 특성을 통제할 경우 최저임금의 고용효과는 오히려 긍정적이거나 통계적으로 유의하지 않다고 보고하고 있다. 하지만 노동시장의 이중구조를 감안하여 분석할 경우 최저임금 인상은 공식부문에 종사하는 취약 임금근로자들의 직장유지율에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타나, 최저임금제도의 고용효과를 보다 정확하게 평가하기 위해서는 공식, 비공식부문별로 그 효과를 분석할 필요가 있음을 시사한다. 반면 김영민·강은영(2015)은 이중노동시장의 구조를 감안하여 분석한 결과 최저임금 인상은 비공식부문의 고용확률 증가로 이어진다고 보고하였다. 본 연구에서, 통계적으로 유의하지는 않았지만, 최저임금 인상이 비공식부문 실험군의 취업유지율을 증가시킨다는 결론과 다소 일맥상통한다.

Ⅵ. 결론 및 제언

본 연구는 한국노동연구원의 한국노동패널자료(2001~2014)를 이용하여 최저임금 인상이 공식, 비공식 노동시장의 성과에 미치는 효과를 분석하였다. 최저임금의 인상은 공식부문에 종사하는 취약 임금근로자들의 직장유지율에 부정적인 효과가 있는 반면, 비공식부문에서는 유의한 영향을 미치지 않았다.²⁾ 또한 최저임금의 인상은 양 부문 간의 노동력 이동을 야기시키는데, 공식부문의 비자발적인 실업과 비공식부문의 자발적인 실업으로 인한 이직으로 추측된다. 최저임금의 인상으로 인한 비자발적 실업 및 이직은 남성, 비상용직, 55세 이상의 근로자에게 두드러져 최저임금이 노동시장에서 상대적으로 취약한 계층에 부정적인 영향을 미칠 가능성이 있음을 시사한다. 최저임금의 실효성을 높이기 위해 사회적으로 합의된 적정 수준으로 추진하고, 저소득자들의 생활

2) 심사자의 제언에 따라 분석 기간 동안 비공식부문에서 감시단속적 근로자의 비중을 검토하였다. 만일 그들의 비중이 높다면 비공식부문의 특징은 결국 감시단속적 근로자 집단의 노동시장에서의 특징이라 할 수 있다. 표준직업분류를 기준으로 감시단속적 근로자들을 분류한 결과, 비공식부문의 약 7%만이 감시단속적 근로자인 것으로 나타나 현실적으로 감시단속적 근로자들이 비공식부문을 대표하기에는 한계가 있는 것으로 보인다.

수준을 개선하기 위한 근로장려세제, 근로소득세제 등의 노동시장정책을 병행해나갈 필요가 있다.

분석 기간 동안 공식, 비공식부문으로 나뉘는 노동시장의 이중구조는 확연히 나타났다. 비공식부문에 대해서는 이중적인 시각이 존재한다. 비공식부문은 경제적인 측면에서 소득분배의 비효율성을 야기하고 공식부문에 재정적인 부담을 전가하며, 사회적으로는 법과 행정의 규제 및 혜택에서 차별을 발생시킴으로써 형평성에 악영향을 미친다(Farrell, 2004; 조준모 외, 2008). 반면 일부 국가에서 비공식부문은 과도한 정부의 규제나 조세의 회피를 가능하게 해줌으로써 기업의 생산성을 증진시키고 경기둔화 시에는 완충적인 취업의 기회를 제공한다(Schneider & Enste, 2013; Tulder, 2005)고 보고하고 있어, 노동시장에서

〈표 6〉 비공식부문의 임금근로자를 대상으로 하여 살펴본 최저임금 인상이 비공식부문의 고용률에 미친 영향

	비공식부문의 직장에 고용 vs. 실직 혹은 공식부문의 직장에 고용		
	선형	임의효과 선형	로짓
실험군	0.0441 (0.0269)	0.0415 (0.0462)	0.2131 (0.0252)
성별 (남성=1)	0.0413 (0.1943)	0.0477 (0.1265)	0.2006 (0.1901)
상용직	0.0407 (0.0347)	0.0296 (0.1225)	0.1947 (0.0345)
연령 25~54	-0.0169 (0.2900)	-0.0259 (0.1714)	-0.0828 (0.2621)
55 이상	0.0412 (0.0072)	0.0258 (0.1278)	0.1978 (0.0060)
교육 초대졸	0.0792 (0.0030)	0.0509 (0.0708)	0.3505 (0.0033)
대졸 이상	0.1237 (0.0001)	0.0909 (0.0100)	0.5722 (0.0001)
관측치 수	-0.1006 (<0.0001)	-0.1190 (<0.0001)	-0.4554 (<0.0001)
PID 개수	-0.1007 (<0.0001)	-0.1065 (<0.0001)	-0.4588 (<0.0001)

주: 모든 모형에 연도, 업종, 직종별 더미가 포함됨. 괄호 안의 수치는 p값을 나타냄.

비공식부문의 존재는 반드시 부정적이지만은 않다. 따라서 비공식부문을 공식 부문으로無理하게 유도·편입시키려는 정책보다는 공식부문과 비공식부문의 차이를 점진적으로 줄여나가는 정책이 필요하다. 동시에 비공식부문의 근로조건을 개선하고, 비공식부문의 저소득층에 대한 자활촉진정책 지원이 병행되어야 할 것이다. 또한 한국 경제 수준에서 어느 정도 크기의 비공식부문을 허용할 수 있는지에 대한 추가적인 검토가 있어야 할 것이다.

본 연구에서는 5인 미만 사업장을 비공식부문으로 정의하고 있으나, 이 기준이 비공식부문을 얼마나 잘 반영할 수 있는지에 대한 현실적인 한계가 있다. 하지만 기존 연구(조준모 외, 2008)에서는 사업장 5인 미만 기준이 비공식부문의 다양한 기준들을 대체적으로 만족함을 보고하고 있다. 또한 5인 미만 사업장은 한국의 노동법상 근로기준의 사각지대에 놓여 있어 이 기준은 법과 행정의 규제 및 보호에서 제외 대상인 비공식부문을 비교적 적절하게 반영하리라 판단된다. 그럼에도 불구하고 이는 본 연구가 가지는 중요한 한계라 판단되며, Mincer(1976)와 Gramlich et al.(1976)의 해석을 본 논문의 결과에 적용함에 있어 주의를 요하고 정책 반영을 위해서 더 세심한 후속 연구가 필요할 것이다.

실험군에 속한 근로자일지라도 임금상승 압력은 개인별로 다를 수 있으나 본 논문에서는 이를 고려하지 않았다. Currie & Fallick(1993)에서처럼 실험군 여부가 아니라 t 기의 임금과 $t+1$ 기 최저임금의 격차를 사용함으로써 이러한 문제를 통제할 수 있을 것이다.

또한 김영민·강은영(2015)과 비교하여 본 연구는 명시적으로 실업 및 부문간 노동력의 이동을 모형에 반영하고 있으며 내생성 문제를 충분히 고려하고 있다는 데 의의가 있다. 하지만 본 연구는 최저임금제도가 임금에 미치는 효과를 검토하고 있지 않다는 점에서 한계를 가지며, 이를 최저임금제도가 노동시장에 미치는 메커니즘을 좀 더 적절하게 이해하기 위한 추후 연구과제로 남긴다.

참고문헌

- 김대일(2012). 「최저임금의 저임금 근로자의 신규 채용 억제효과」. 『노동경제논집』 35 (3) : 29~50.
- 김영민 · 강은영(2015). 「최저임금의 변화가 비공식부문 노동시장 성과에 미치는 효과」. 『산업관계연구』 25 (3) : 85~102.
- 김주영(2011). 『최저임금의 고용효과』. 한국노동연구원.
- 남성일(2008). 「최저임금제가 노동수요에 미치는 효과: 감시단속 근로자에 대한 실증분석」. 『노동경제논집』 31 (3) : 1~19.
- 남재량 · 안태현 · 안종범 · 전영준(2009). 「근로빈곤 대책연구Ⅰ」. 노동부 정책용역 보고서.
- 성재민 · 이시균(2007). 「한국노동시장의 비공식 고용」. 『산업노동연구』 13 (2) : 87~123.
- 이병희(2008). 「최저임금의 고용유지 및 취업 유입 효과」. 『산업노동연구』 14 (1) : 1~23.
- 조준모 · 조동훈 · 권태희 · 홍광표(2008). 『공식부문과 비공식부문의 여성인적자원 활용 국제비교』. 한국직업능력개발원.
- Ashenfelter, O., and R. S. Smith(1979). “Compliance with the minimum wage law.” *The Journal of Political Economy* 87 (2) : 333~350.
- Card, D., and A. B. Krueger(1993). “Minimum wages and employment: A case study of the fast food industry in New Jersey and Pennsylvania.” National Bureau of Economic Research, No.w4509.
- _____(2000). “Minimum wages and employment: a case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania: reply.” *The American Economic Review* 90 (5) : 1397~1420.
- Carneiro, F.(2000). “Time series evidence on the employment effect of minimum

- wages in Brazil.” SSRN, No.231875.
- Chun, N., and N. Khor(2010). “Minimum wages and changing wage inequality in Indonesia.” Asian Development Bank Economics Working Paper Series, No.196.
- Currie, J., and B. Fallick(1993). “The minimum wage and the employment of youth : evidence from the NLSY.” National Bureau of Economic Research, No.w4348.
- Fajnzylber, P.(2001). “Minimum wage effects throughout the wage distribution: evidence from Brazil's formal and informal sectors.” SSRN, No.269622.
- Farrell, D.(2004). “The hidden dangers of the informal economy.” McKinsey quarterly, pp.26~37.
- Gindling, T. H., and K. Terrell(2007). “The effects of multiple minimum wages throughout the labor market: The case of Costa Rica.” *Labour Economics* 14 (3) : 485~511.
- Gramlich, E. M., R. J. Flanagan, and M. L. Wachter(1976). “Impact of minimum wages on other wages, employment, and family incomes.” *Brookings papers on economic activity* 1976 (2) : 409~461.
- Greene, W., C. Han, and P. Schmidt(2002). “The bias of the fixed effects estimator in nonlinear models.” Stern School of Business, NYU, No.29.
- Hohberg, M., and J. Lay(2015). “The impact of minimum wages on informal and formal labor market outcomes : evidence from Indonesia.” *IZA Journal of Labor & Development* 4 (1) : 1~25.
- Lemos, S.(2004). “The effects of the minimum wage in the formal and informal sectors in Brazil.” IZA Discussion Paper, No.1089.
- Lemos, S.(2009). “Minimum wage effects in a developing country.” *Labour Economics* 16 (2) : 224~237.
- Maloney, W., and J. Mendez(2004). *Measuring the impact of minimum wages. Evidence from Latin America. In Law and Employment : Lessons from Latin America and the Caribbean.* University of Chicago Press. pp.109~130.

- Mincer, J.(1976). “Unemployment effects of minimum wages.” *Journal of Political Economy* 84 (4) : S87~S104.
- Neumark, D., and W. Wascher(2000). “Minimum wages and employment: A case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania : Comment.” *The American Economic Review* 90 (5) : 1362~1396.
- Schneider, F., and D. H. Enste(2013). *The shadow economy : An international survey*. Cambridge University Press.
- Van Tulder, R., and A. Van Der Zwart(2005). *International business-society management : Linking corporate responsibility and globalization*. Routledge.
- Welch, F.(1974). “Minimum wage legislation in the United States.” *Economic Inquiry* 12 (3) : 285~318.

abstract

Employment Effects of Minimum Wages in the Dual Labor Market of Korea

Yang Ji-Yeon

This research investigates the employment effect of the minimum wage in the formal and informal sectors in Korea using Korean Labor and Income Panel Study(KLIPS) of Korea Labor Institute during the period 2001~2014. In result, the minimum wage increase has a significantly negative effect on the probability of staying employed in the same job for the most vulnerable group in the formal sector, whereas no statistically significant effect was found for the counterpart group in the informal sector. In addition, noticeable labor migration has been observed between two sectors. The duality of the labor market should be taken into account when assessing its impact or when enforcing and supervising compliance with the law.

Keywords : minimum wage, informal labor market, panel data, linear probability model, random effects, fixed effects, logit model

노동정책연구

2017. 제17권 제1호 pp.27~54

한국노동연구원

연구논문

직무만족, 생활만족 및 조직몰입의 관계: 생활만족의 매개효과와 고용형태의 조절효과를 중심으로*

박재춘**

본 연구는 제18차 한국노동패널조사 자료를 대상으로 직무만족과 조직몰입의 관계에서 생활만족의 매개효과를 규명하였다. 또한 생활만족과 조직몰입의 관계에서 고용형태(정규직, 비정규직)의 조절효과를 검증하였다.

제18차 한국노동패널조사 자료를 토대로 실증분석한 결과는 다음과 같다. 첫째, 구성원들이 지각하는 직무만족은 조직몰입에 긍정적인 영향을 주었다. 둘째, 구성원들의 높은 직무만족은 생활만족에도 긍정적인 영향을 미쳤다. 셋째, 구성원들이 지각하는 생활만족은 조직에 대한 높은 몰입으로 이어졌다. 넷째, 구성원들이 지각하는 생활만족은 직무만족과 조직몰입의 관계에서 부분매개 역할을 하였다. 또한 고용형태(정규직, 비정규직)는 생활만족과 조직몰입의 긍정적인 관계를 조절하였다.

마지막으로 본 연구의 이론적 및 실무적 시사점, 연구의 한계와 향후 연구방향을 제시하였다.

핵심용어: 직무만족, 생활만족, 조직몰입, 고용형태(정규직, 비정규직)

논문접수일: 2016년 11월 7일, 심사의뢰일: 2016년 11월 9일, 심사완료일: 2016년 12월 26일

* 이 논문은 2016년도 한국노동패널 학술대회에서 발표한 논문을 보완·발전시킨 것이다. 특히, 유익한 조언을 해주신 학술대회 토론자와 익명의 심사자 분들에게 진심으로 감사드린다. 또한 이 연구는 2016학년도 단국대학교 대학연구비 지원으로 수행되었다.

** 단국대학교 경영학부 부교수(innosapark@dankook.ac.kr)

I. 머리말 : 문제 제기

사회 및 경제가 발전하면서 직장인들의 가치관도 변화하고 있다. 1960년대에 우리나라의 산업화가 시작되면서 직장인들은 개인과 조직인의 삶을 동일시하였다. 즉, 베이비붐 세대는 가정이나 개인의 삶보다는 어려운 경제현실 속에서 일 중심의 사고방식으로 국내 기업의 성장과 역사를 같이해 왔다. 그러나 1997년 외환위기로 IMF에 구제금융을 신청하면서, 국내 기업 및 노동자들은 많은 변화를 경험하게 되었다.

많은 기업들이 부도에 직면하고 외국계 회사나 금융회사에 인수·합병되면서, 기업의 고용유연화 전략에 노동자들은 지금까지 한 번도 경험하지 못한 해고라는 환경에 무방비로 노출되었다. 즉, 외환위기 극복과정에서 고용유연화 전략은 우리 사회에 ‘비정규직’이라는 새로운 계층을 양산하면서 사회적 문제로 부각되었다.

또한 베이비붐 세대가 평생직장이라 여겼던 조직으로부터 해고를 경험하면서, 노동자들의 직업 가치관이 ‘평생직장’에서 ‘평생직업’으로 변화하였다. 특히, 가치관의 변화로 조직만을 알던 노동자들이 일과 가정의 균형적인 삶, 더 나아가 웰빙(well-being)에 대해 관심을 갖게 되었다. 웰빙이 초일류 기업들의 생존과 성장의 핵심요인으로 부각되었으며(Spreitzer & Porath, 2012), 조직행동 등 관련 분야 연구의 핵심주제가 되었다(Zheng et al., 2015). 이러한 연구흐름은 웰빙의 핵심요인 중 하나인 생활만족(life satisfaction)의 중요성을 부각하면서, 조직분야에서도 생활만족에 대한 관심을 증가시켰다(Reizer, 2015).

이처럼 사회 및 경제시스템의 변화는 개인에게 ‘삶’의 의미를 재조명하게 하는 성찰의 시간을 부여하였으며, 조직은 조직에 대한 애착과 충성심이 낮아진 구성원의 성과나 창의성을 높이기 위한 대안 마련에 고민하게 되었다. 특히, 경영학에서는 조직성과를 향상시키기 위한 대안으로 ‘일과 삶의 양립’이라는 문제제기를 하였으며, 이에 많은 조직들은 육아휴직, 탁아소 운영, 야근이 없는 가족데이 등 가족친화적 제도를 도입·운영하고 있다. 물론 ‘일과 삶’의 문제를

기업성과 중심으로 접근하는 것이 성과에 직접적인 영향을 주지 않는 ‘삶’의 문제를 간과한다는 비판(채연주·윤세준, 2012)에 직면할 수 있지만, ‘일과 삶의 양립’ 문제가 공론화되면서 개인이나 조직이 이 문제를 어떻게 통합할 것인지에 대한 심층적이고 지속적인 관심을 갖게 하는 계기가 되고 있다.

‘일과 삶의 양립’에 관한 연구는 일과 삶의 영역구분의 통합과 삶의 영역이 뚜렷이 구분되는 분리의 연속선상에서 진행되고 있다(Nippert-Eng, 1996). 그러나 조직의 구조적인 요인(예: 임금, 근로조건, 직무특성)이 노동자 개인의 반응에 영향을 준다는 주장(Near et al., 1980)처럼, ‘일과 삶’의 영역이 독립적으로 존재하는 것이 아닌 상호 긴밀한 연관관계를 가진다고 할 수 있다. 즉, ‘일과 삶’의 영역이 분리(segmentation)되어 있다는 주장도 있지만, 대다수의 국내외 연구들은 전이이론(spillover theory)¹⁾, 보상이론(compensation theory)²⁾ 및 자원고갈이론(resource drain theory)³⁾에 기반을 두고 있다. 이에 본 연구에서는 일 또는 삶의 한 영역에서의 감정과 행동이 다른 영역으로 전이된다는 전이이론에 근거하여, 직무만족과 생활만족, 조직몰입의 관계를 규명하고자 한다.

먼저, 본 연구는 제18차 한국노동패널조사 자료의 임금근로자를 대상으로 생활만족의 중요성을 살펴보고자 한다. 생활만족의 연구가 경영학보다는 사회학, 심리학 및 의학 등 타 학문에서 더 많은 관심을 받으며 연구가 진행된 관계로, 생활만족의 연구대상이 주로 청소년, 학생, 노인 등이었다. 예를 들어, 미국에서 생활만족을 키워드로 한 6,160편의 논문 중 직장인을 대상으로 한 연구는 193편(3.1%)에 불과하다(Erdogan et al., 2012). 따라서 임금근로자를 대상으로 생활만족과 직무관련 변인(직무만족, 조직몰입)의 관계를 파악하는 것은 ‘일과 삶 양립’의 중요성이 강조되는 현실에서 매우 중요하다 하겠다.

둘째, 많은 연구들이 직무만족과 생활만족 또는 생활만족과 조직몰입의 인과관계에만 초점을 두고 있다. 그러나 이러한 변인들의 인과관계에 대한 연구결

1) 전이이론(spillover theory)은 일 또는 삶의 한 영역에서 긍정적(또는 부정적)인 감정과 행동이 다른 영역으로 파급효과가 있다는 것이다.

2) 보상이론(compensation theory)은 일 또는 삶의 한 영역에서의 높은 긍정적인 감정과 행동이 다른 영역에서의 낮은 긍정적 감정과 행동을 보상해 준다는 것이다.

3) 자원고갈이론(resource drain theory)은 한 사람이 지니고 있는 자원, 즉 에너지의 합이 고정되어 있는 관계로 일 또는 삶의 한 영역에서 투입되는 자원은 다른 영역에서 투입될 자원의 감소를 의미한다는 것이다.

과는 혼재된 결과를 보이고 있다. 특히, 선행연구에서는 ‘일’과 ‘삶’의 선후관계에 대해서만 초점을 두었지, ‘일’의 영역에서 ‘삶’의 영역이 얼마나 가치를 지니고 있는지를 분석하지 않았다. 이에 본 연구에서는 Erdogan et al.(2012)의 과정모델(process model)에 근거하여, 직무만족과 조직몰입의 관계에서 생활만족의 간접효과를 검증하고자 한다.

마지막으로 한국 노동시장에서 비정규직과 관련된 갈등이 심화된 이유는 노동시장의 분절에 의한 정규직과 비정규직 간의 임금 및 근로조건의 격차가 크기 때문이며, 비자발적 선택에 의한 비정규직의 비중이 높기 때문이다(문영만, 2014). 그럼에도 불구하고 생활만족의 선행연구는 장애인, 노인, 청소년, 여성 등에 집중되어 있을 뿐, 또 다른 사회적 취약계층인 비정규직 노동자들의 생활만족에 대한 관심은 매우 부족하였다. 이에 본 연구에서는 생활만족과 조직몰입의 관계에서 고용형태(정규직, 비정규직)의 조절효과를 검증하고자 한다.

II. 선행연구 고찰 및 가설 설정

1. 직무만족, 생활만족 및 조직몰입

가. 직무만족과 조직몰입

직무만족과 조직몰입은 조직에서 노동자들이 수행하는 직무 및 자신이 소속된 조직에 대해서 가지고 있거나 나타내는 감성적·정서적 상태의 정도를 말한다(백승규·이영면, 2010). 즉, Weiss(2002)는 “직무만족은 구성원이 지각하는 직무에 대한 태도로서 자신의 직무나 직무관련 상황에 대한 긍정적인 정서적 상태”로 정의했으며, Porter et al.(1974)은 “조직몰입은 특정 조직에 대한 개인의 동일시 및 애착의 상대적 강도로 구성원이 자기가 속한 조직 및 목표에 대한 일체감을 느끼고, 구성원으로 계속 남으려는 태도”로 정의하였다.

특히, 직무만족은 구체적인 직무와 관련된 만족이며, 조직몰입은 조직의 성격과 특성에 대한 긍정적인 마음의 상태로 서로 구분되는 독립적인 영역이 존

재하면서도 개념이 서로 중복되는 영역이 존재하기도 한다(백승규·이영면, 2010).

이처럼 직무만족과 조직몰입은 개인적 측면과 조직적 측면 모두에 영향을 주게 되며, 조직적 측면에서는 조직성과와 관련된 주요 변인에 직·간접적으로 영향을 주기 때문에, 조직연구에서는 핵심변인으로 간주된다. 이에 많은 선행 연구들이 직무만족과 조직몰입의 관계를 규명하고자 했으며, Mathieu & Zajac (1990)은 조직몰입과 관련된 43개의 메타분석으로 직무만족과 조직몰입의 긍정적인 상관관계를 주장하였다. 특히, 직무만족과 조직몰입의 선후관계에 대해서는 서로 상반되는 주장이 제기되지만, 대다수의 연구들(예: Bagozzi, 1980; Brown & Peterson, 1993; Glisson & Durick, 1988; Mowday et al., 1982; Sherer & Morishima, 1989)은 조직몰입의 선행변인으로 직무만족을 주장하고 있다. 즉, Sherer & Morishima(1989)는 개인과 조직의 교환(exchange)에 근거하여 구성원은 직무만족 환경을 마련해주는 대상에 몰입한다고 하였다. 이에 본 연구에서는 이러한 연구흐름을 확인하고자 다음과 같이 가설을 설정하였다.

[가설 1] 높은 직무만족은 조직몰입에 긍정적인 영향을 줄 것이다.

나. 생활만족의 매개효과

‘삶’의 핵심변인인 생활만족(life satisfaction)은 상당히 광범위한 의미를 담고 있는데, 인간이 생활에서 만족감을 경험하기 위해서는 다양한 물리적, 심리적, 정서적, 문화적인 요인들이 충족되어야 하기 때문이다(백승규·이영면, 2010). 생활만족의 개념을 처음 정의한 Neugarten et al.(1961)은 “일상의 생활에서 구성원이 기쁨을 느끼고, 긍정적 자아와 자신의 가치를 발견하며, 낙관적인 감정과 태도를 유지하는 것”이라고 하였다.

오늘날 생활만족은 주관적 웰빙(well-being)의 핵심변인이며, 다양한 긍정적 효과를 이끌어 낼 수 있는 중요한 변인이다(Reizer, 2015). 특히, 중요한 것은 ‘삶’이 일 영역까지 포함한다는 주장처럼, ‘일’과 ‘삶’의 영역이 독립적으로 존재하는 것이 아닌 상호 유기적인 상호작용을 한다는 것이다. 이에 많은 선행연구에서는 ‘일’과 ‘삶’의 선후관계에 대한 연구, 즉 직무만족과 생활만족 또는 생

활만족과 조직몰입의 선후관계에 대한 규명을 해왔다.

그럼에도 불구하고, 직무만족과 생활만족의 선후관계에 대한 실증연구는 일관된 결과를 보이지 않고 있다. 즉, 생활만족이 직장에 대한 만족을 이끈다는 주장(예 : Bowling et al., 2010; Judge & Locke, 1993)도 있지만, 대다수의 연구들이 직무만족이 생활만족의 선행변인임을 실증(Chacko, 1983; Page & Vella-Brodrick, 2009; Simon et al., 2010; 방하남, 2000)하고 있다.

특히, Judge et al.(1998)은 상반된 인과관계의 순서가 업무에 부여한 개인의 가치에 따라 결정된다고 주장하였다. 예를 들어, 방하남(2000)은 일의 영역에 대한 만족(직무만족)이 생활의 영역에 대한 만족(생활만족)에 더 큰 영향을 준다고 주장하면서 국내 임금노동자의 일 중심(job-oriented)의 가치관을 언급하기도 하였다. 또한 Heller et al.(2004)은 메타분석에서 생활만족에 대한 개인성격의 영향에서 직무만족이 매개 역할을, Simon et al.(2010)은 동료에 대한 만족과 생활만족의 관계에서 직무만족이 부분매개 역할을 한다고 하였다.

중요한 것은 업무에 대한 긍정적 정서가 노동자 개인의 생활 또는 삶에 대한 만족을 유발하게 되고, 생활만족과 같은 행복한 삶을 이끌어 낼 수 있는 활동에 참여하게 한다(Judge & Ilies, 2004). 이에 본 연구에서는 지금까지 살펴본 선행연구에 근거하여 직무만족이 생활만족에 미치는 일방향적인 관계를 중심으로 다음과 같은 가설을 설정하였다.

[가설 2] 높은 직무만족은 생활만족에 긍정적인 영향을 줄 것이다.

생활만족과 조직몰입의 선후관계에 대한 연구 역시 혼재된 연구결과를 보이고 있다. 조직몰입이 생활만족의 선행변인으로 작용한다는 연구도 있지만, 많은 선행연구(예 : Erdogan et al., 2012)들이 조직몰입의 선행변인으로 생활만족을 주장하고 있다. Fredrickson의 확장 및 수렴이론(broaden-and-build theory: 1998, 2001)은 개인이 경험한 긍정적 정서는 개인의 끊임없는 사고·행동 목록(thought-action repertory)의 확장(broaden)을 촉진시키고, 이러한 확장의 과정으로 정서적 및 인지적 자원을 축적(build)하게 된다고 하였다. 따라서 확장 및 수렴이론에서는 생활만족, 행복 등과 같은 긍정적 정서(positive feelings)가 구성원의 업무성과, 문제해결능력이나 의사결정능력, 사건의 평가 및 처리능력에

주된 영향을 준다고 하였다(Wright et al., 2007).

실증연구에서도 생활만족은 구성원의 직무성과에 긍정적인 영향을 주거나, 구성원의 정체에는 부정적인 영향을 준다고 하였다(Erdogan et al., 2012; Wright & Huang, 2012). 특히, Erdogan et al.(2012)은 조직몰입을 생활만족의 결과로 주장하였다. Vanaki & Vagharseyyedin(2009) 역시 이란의 간호사를 대상으로 생활만족이 조직몰입에 주는 긍정적인 효과를 실증하였다. 또한 Zheng et al. (2015)은 중국 노동자들을 대상으로 웰빙이 정서적 조직몰입에 긍정적인 영향을 준다고 하였다.

국내 연구에서 백승규·이영면(2010), 이희중(2014) 및 오현규·박성민(2015)은 제10차, 제11차, 제13차 한국노동패널조사 자료를 사용하여 생활만족이 조직몰입에 긍정적인 영향을 준다고 하였다. 이러한 실증연구 결과는 노동자의 생활에 대한 긍정적인 태도가 조직몰입으로 이어지는 것을 밝히고 있다. 이에 다음과 같은 가설을 설정하였다.

[가설 3] 높은 생활만족은 조직몰입에 긍정적인 영향을 줄 것이다.

지금까지 살펴본 것처럼, 직무만족은 생활만족에 중요한 영향을 주는 변인으로 밝혀졌으며, 생활만족 역시 조직몰입에 영향을 주는 중요한 변인으로 조직에 대한 애착을 향상시킨다. 그럼에도 불구하고, 직무만족, 생활만족 및 조직몰입의 인과관계를 규명한 국내외 연구는 없다. 전이이론(spillover theory)의 주장처럼, 지식사회에서 일과 삶이 노동자 개인의 삶에서 분리될 수 없는 영역이라면, 한 영역의 긍정적 감정이 다른 영역에 파급되게 된다. 예를 들어, 근로자가 지각하는 직무에 대한 만족은 생활만족에 긍정적인 영향을 주며, 이러한 생활에 대한 만족은 한 구성원으로서의 조직몰입으로 이어지게 될 수 있다. 즉, 생활만족은 직무만족과 조직몰입의 관계에서 중요한 매개체 역할이 가능하게 된다. 또한 생활만족의 매개 역할은 ‘일’의 영역에서 ‘삶’의 영역이 차지하는 비중을 설명해주는 중요한 단서가 될 것이다.

특히, Erdogan et al.(2012)은 생활만족의 과정모델(process model)에서 업무 및 비업무의 만족과 조직성과(예: 조직몰입, 이직의도)의 관계에서 생활만족의 매개 역할을 주장하였다. 먼저, 욕구(need), 활동(activity) 및 직무관련 긴장

(tension) 등 직무관련 변인들이 생활만족에 영향을 주며, 그 과정에서 업무관련 질(예: 직무만족, 경력만족, 직무스트레스 등), 비업무관련 질(예: 가정만족, 여가만족, 건강 등) 및 자아인식(예: 통제력, 역량 등)의 매개 역할을 주장하였다. 또한 생활만족이 조직성과, 조직몰입, 이직의도 및 이직 등에 영향을 준다고 하였다. 따라서 직무만족과 조직몰입의 메커니즘 속에서 생활만족이 미치는 영향을 파악하는 것은 매우 의미가 있다 하겠다.

실증연구에서 이희중(2014)은 제11차 한국노동패널조사 자료를 활용하여 복리후생 서비스에 대한 만족과 조직몰입의 관계에서 생활만족의 매개역할을 규명하였다. 또한 Reizer(2015)는 직무만족이 애착회피(attachment avoidance)와 생활만족의 관계에서 완전매개 역할을 한다고 하였다. 이에 본 연구에서는 노동자들이 지각하는 직무에 대한 높은 만족이 생활만족을 강화하며, 이러한 생활에 대한 노동자들의 긍정적 정서가 다시 구성원들의 조직몰입으로 이어지게 될 것을 전제로 생활만족의 매개 역할을 검증하고자 한다. 특히, 직무영역에 대한 만족은 이를 제공하는 조직에 대한 몰입으로 연계되기 때문에, 생활만족은 직무만족과 조직몰입 간의 관계에서 부분매개 역할을 수행하게 될 것이다. 이에 다음과 같은 가설을 설정하였다.

[가설 4] 생활만족은 직무만족과 조직몰입의 관계를 매개할 것이다.

2. 고용형태에 따른 생활만족과 조직몰입의 관계

비정규직의 개념에 대해 국제적으로 통일된 기준은 없으나, OECD는 통상 임시직근로자(temporary worker)를 비정규직으로 파악하고 있으며, 임시직근로자에는 유기계약근로자(worker with fixed-term contract), 파견근로자(temporary agency worker), 계절근로자(seasonal worker), 호출근로자(on-call worker) 등이 포함돼 있다(고용노동부, 2016). 그러나 외환위기 이후 비정규직의 개념 및 범위를 둘러싸고 논쟁이 지속됨에 따라 2002년 7월에 노사정위원회 비정규특위에서 고용형태에 따른 분류기준에 합의하였다. 비정규직은 고용형태를 기준으로 한시적 근로자 또는 기간제 근로자,⁴⁾ 시간제 근로자⁵⁾ 및 비전형 근로자⁶⁾로

4) 한시적근로자(고용의 지속성): 근로계약기간을 정한 자(기간제근로자) 또는 정하지 않았으

정의하였다(고용노동부, 2016).

국내 비정규직의 규모는 2016년 3월을 기준으로 총 임금근로자의 32%인 616만 명에 이른다. 비정규직은 일반적으로 정규직에 비해 낮은 직위, 상대적으로 열악한 근로여건과 낮은 임금 및 복지후생을 제공받을 뿐만 아니라 사회적인 인식 또한 낮은 것이 현실이다(이동진·이재수, 2016). 고용노동부가 발표한 2015년도 고용형태별 근로실태조사에 따르면, 2015년 6월 기준 비정규직의 시간당 임금총액은 1만 1,452원으로 정규직 1만 7,480원의 65.5%로 나타났으며, 비정규직의 4대 보험 가입률 중 건강보험과 국민연금 등의 가입률은 53~67%에 그쳤다. 특히, 노동자의 근로조건 향상을 위한 노동조합에 대한 비정규직 노동자의 가입률은 1.5%(정규직 12.2%)에 불과하였다.

그러나 문제는 경제성장과 더불어 1990년대 후반부터 삶의 질과 생활만족도를 높이기 위한 정부의 복지정책들이 확대되고, 기업에서도 역시 ‘일과 삶의 양립’을 위한 가족친화적 제도들이 강화되고 있지만 정규직 노동자와는 달리 비정규직의 생활만족에 대한 관심은 매우 부족한 것이 현실이다.

비정규직은 정규직 노동자와 달리 근로관계가 단속적인 것에 기인한 심리적인 고용불안이 내재되어 있어, 정규직 노동자에 비해 환경에 대한 심리적 긴장도가 높기 때문에(권순식, 2014), 직무에 대한 만족도가 저하되고 생활에 대한 만족도까지 낮게 인식하고 있다(이성규, 2014). 그럼에도 불구하고, 국내 비정규직의 생활만족에 대한 연구는 비정규직의 생활만족도에 영향을 주는 요인에 대한 연구(예: 문영만, 2014)와 고용형태에 따른 생활만족도의 차이 분석(배화숙, 2010; 문영만, 2014)에 머물고 있다. 최근에 이동진·이재수(2016)가 비정규직의 일자리 만족과 조직몰입, 생활만족의 관계를 실증하였다. 실증결과, 비정규직 노동자들의 전반적인 일자리 만족도는 조직몰입에 부정적인 영향을, 생활만족도에는 긍정적인 영향을 준다고 하였다.

금번 연구에서는 생활만족과 조직몰입의 긍정적인 관계가 고용형태(비정규

나 계약의 반복갱신으로 계속 일할 수 있는 근로자와 비자발적 사유로 계속 근무를 기대할 수 없는 자.

5) 시간제근로자(근로시간): 근로시간이 짧은 파트타임 근로자.

6) 비전형근로자(근로제공 방식): 파견·용역근로자·특수고용 종사자·가정내근로자(재택, 가내)·일일(호출)근로자.

직/정규직)에 따라 어떠한 차이를 보이는지를 검증하고자 한다. 고용불안정(예: 비정규직)은 조직에 대한 불신을 유발하고, 직무만족이나 조직몰입에 부정적인 영향을 줄 뿐만 아니라 노동자의 삶의 질을 저하시키는 원인으로 작용하게 된다(박광표·김동철, 2016). 예를 들어, 문영만(2014)은 비정규직이라는 고용형태가 정규직에 비해 임금 및 근로조건뿐만 아니라 생활만족에도 부정적인 영향을 준다고 실증하였다.

앞서 살펴본 확장 및 수립이론에 따르면, 개인이 경험한 긍정적 정서는 정서적 및 인지적 자원을 축적하게 된다고 하였다. 즉, 조직에서 신분이 불안한 비정규직은 정규직에 비해 정서적 및 인지적 자원의 축적이 낮을 수밖에 없다. 즉, 조직몰입에 대한 생활만족의 긍정적인 전이가 고용형태에 따라 차이를 보인다는 구체적인 연구는 없지만, 신분이 안정적인 정규직이 비정규직에 비해 생활만족과 조직몰입의 긍정적인 관계가 더욱 높을 것을 가정할 수 있다. 이에 다음과 같은 가설을 설정하였다.

[가설 5] 고용형태는 생활만족과 조직몰입의 긍정적인 관계를 조절할 것이다. 즉, 비정규직 노동자에 비해 생활만족이 조직몰입에 주는 영향은 정규직에서 더욱 높을 것이다.

Ⅲ. 연구방법

1. 자료수집 및 표본특성

본 연구의 실증분석은 제18차 한국노동패널조사(Korean Labor and Income Panel Study)의 자료를 사용하였다. 제18차 조사자료는 2015년을 응답시점으로 하고 있으며, 조사에 성공한 총 가구 수는 6,934가구이고, 최종적으로 응답한 개인 응답자는 1만 4,013명이다. 본 연구에서는 직무만족과 조직몰입을 측정하는 임금근로자만을 대상으로 분석하였으며, 그 중 각 항목의 결측치를 제외한 5,578명의 표본을 최종적으로 사용하였다.

<표 1>을 살펴보면, 전체 표본 수는 5,578명이며, 그중에서 남자는 3,281명

〈표 1〉 기초통계

		빈도	비율(%)	최소	최대	평균	표준편차
전체표본 수		5,578	100.0	-	-	-	-
성별	남자	3,281	58.8	-	-	-	-
	여자	2,297	41.2	-	-	-	-
나이		5,578	100.0	18	86	44.26	12.605
결혼	기혼	3,835	75.9	-	-	-	-
	미혼	1,218	24.1	-	-	-	-
학력	중졸 이하	869	15.6	-	-	-	-
	고졸	1,867	33.5	-	-	-	-
	2년제대학	1,129	20.2	-	-	-	-
	4년제대학	1,443	25.9	-	-	-	-
	대학원 이상	270	4.8	-	-	-	-
전체종업원 수		1,566	100.0	1	60,000	208.24	2078.131
월평균임금		5,565	100.0	8	9,000	258.55	340.822
고용 형태	정규직	3,435	61.6	-	-	-	-
	비정규직	2,139	38.4	-	-	-	-
종사상 지위	상용직	4,078	73.1	-	-	-	-
	임시직	934	16.8	-	-	-	-
	일용직	566	10.1	-	-	-	-
노조 유무	유노조	957	17.2	-	-	-	-
	무노조	4,620	82.8	-	-	-	-

(58.8%)이었다. 연령대는 평균 44.26세였고, 학력은 고졸 이하가 2,736명(49.1%), 2~4년제 대학이 2,572명(46.1%), 대학원 이상이 270명(4.8%)이었다. 노동자가 속한 기업의 평균 종업원 수는 208.24명이며, 노동자의 월평균임금은 258만 5,500원이었다. 또한 노동자 스스로 정규직이라고 생각하는 경우가 3,435명 (61.6%)으로 나타났다. 고용노동부의 종사상 지위를 기준으로 했을 때는 상용직이 4,078명(73.1%), 임시직이 934명(16.8%), 그리고 일용직이 566명(10.1%)으로 분석되었다. 특히, 소속된 사업장에 노동조합이 결성된 비율은 17.2%였다.

2. 변수의 측정

가. 직무만족

한국노동패널조사에서 직무만족은 ‘요인별 직무만족도’와 ‘전반적 직무만족

도’의 두 가지로 측정하였다. 본 연구에서는 이전 연구에서 활용한 ‘전반적 직무만족도’를 사용하였다. ‘전반적 직무만족도’ 설문은 5차년도부터 조사되었으며, 본 연구에서 활용한 전반적 직무만족도 문항은 한국노동패널조사에서 사용한 Brayfield & Rothe(1951)의 척도에서 5개 문항을 선별한 것으로, 질문에 대해 ‘(1) 전혀 그렇지 않다’부터 ‘(5) 아주 그렇다’까지 역시 5점 척도로 구성되어 있다.

나. 생활만족

한국노동패널조사에서 생활만족도는 제1차년도부터 제18차년도까지 측정하였다. 생활만족도의 측정항목은 가족의 수입, 여가활동, 주거환경, 가족관계, 친인척 관계와 사회적 친분관계의 만족 등 6개 항목을 리커트의 5점 척도로 측정하였다.

다. 조직몰입

조직몰입도의 측정 역시 5차년도 조사부터 이루어지기 시작했다. 설문의 개발은 Porter et al.(1974)의 OCQ(Organizational Commitment Questionnaires)에 기초하여 우수한 5개 문항들을 선별한 것이다. 응답항목은 ‘(1) 매우 만족’부터 ‘(5) 매우 불만족’까지 리커트의 5점 척도로 구성되어 있다.

라. 통제변수

본 연구에서는 독립변수와 종속변수 사이의 명확한 인과관계를 파악하기 위해서 통제변수를 설정하였다. 통제변수는 Erdogan et al.(2012), 방하남(2000) 및 백승규·이영면(2010)의 연구에 근거하여, 직무만족, 생활만족 및 조직몰입에 영향을 미칠 것으로 예측되는 주요 변수들을 통제하였다. 개인특성 변인으로는 성별(남성 1, 여성 0), 연령(만나이), 혼인 여부(기혼 0, 미혼 1), 학력을 통제하였다. 조직특성 변인으로는 근로시간, 조직규모(전체 종업원 수), 노조 유무(유노조 1, 무노조 0), 업종은 한국표준산업분류(제9차 개정안)를 기준으로 5개 업종, 즉 제조업, 건설업, 서비스업, 금융업, 공공부문 등으로 구분하였다.

IV. 실증분석

1. 신뢰성 및 타당성 분석

본 연구의 타당성은 탐색적 요인분석을 실시하였다. 타당성은 주성분분석법과 배리맥스 방식으로 검증하였다. 요인 수의 결정기준은 고유치(eigen value) 1 이상으로 정하였고, 각 변수와 요인 간의 상관 정도를 나타내 주는 요인적재치가 0.4 이상인 경우에만 분석하였다. 변수의 신뢰성은 내적 일치성인 Cronbach's α 값으로 판단하였다.

직무만족의 신뢰도 및 요인분석 결과(표 2), 표본의 적절성인 KMO 값이 .884로 1에 가깝고, 구형성 검증 통계값이 16698.965(df=10, p=.000)로 유의하였다. 또한 직무만족의 고유값이 3.587로 1 이상이고, 전체 분산의 71.731%를 설명함으로써 타당성을 입증하였으며, 5개 문항의 신뢰도는 .901로 나타났다.

생활만족의 1차 요인분석 결과, '가족의 수입' 측정항목의 요인적재치가 0.4 이하로 분석되어 이 항목을 제거한 후 2차 요인분석을 실시하였다(표 3). 표본의 적절성인 KMO 값이 .813으로 1에 가깝고, 구형성 검증 통계값이 11855.335 (df=10, p=.000)로 유의하였다. 또한 생활만족의 고유값이 3.093으로 1 이상이고, 전체 분산의 61.868%를 설명함으로써 타당성을 입증하였으며, 5개 문항의 신뢰도는 .839로 나타났다.

〈표 2〉 직무만족 신뢰도 및 요인분석

변수 \ 요인	성분	표본 수	평균	표준 편차	Cronbach-a	아이겐값 분산값
1. 현재 업무만족 정도	.707	5578	3.44	.686	.901	3.587 71.731
2. 현재 업무열정 정도	.711	5578	3.52	.676		
3. 현재 업무행복 정도	.781	5578	3.49	.660		
4. 현재 업무보람 정도	.764	5578	3.47	.677		
5. 현재 업무지속 정도	.624	5578	3.68	.696		

〈표 3〉 생활만족 신뢰도 및 요인분석

변수 \ 요인	성분	표본 수	평균	표준 편차	Cronbach-a	아이겐값 분산값
2. 여가활동	.413	5578	3.20	.649	.839	3.093 61.868
3. 주거환경	.595	5578	3.48	.636		
4. 가족관계	.684	5578	3.65	.573		
5. 친인척 관계	.710	5578	3.48	.575		
6. 사회적 친분관계	.691	5578	3.50	.560		

〈표 4〉 조직몰입 신뢰도 및 요인분석

변수 \ 요인	성분	표본 수	평균	표준 편차	Cronbach-a	아이겐값 분산값
1. 좋은 직장	.748	5578	3.30	.689	.895	3.542 70.839
2. 직장을 기쁘게 생각	.752	5578	3.35	.674		
3. 직장을 추천	.750	5578	3.16	.763		
4. 직장을 자랑	.766	5578	3.21	.748		
5. 직장을 계속 다님	.525	5578	3.64	.718		

조직몰입의 신뢰도 및 요인분석 결과(표 4), 표본의 적절성인 KMO 값이 .850으로 1에 가깝고, 구형성 검증 통계값이 17437.849(df=10, p=.000)로 유의하였다. 또한 조직몰입의 고유값이 3.542로 1 이상이고, 전체 분산의 70.839%를 설명함으로써 타당성을 입증하였으며, 5개 문항의 신뢰도는 .895로 나타났다.

2. 상관관계 분석

직무만족, 생활만족 및 조직몰입의 상관관계 분석결과(표 5), 직무만족과 조직몰입은 서로 높은 정(+)의 상관관계($r=.708$, $p<.01$)를 보였으며, 직무만족과 생활만족은 다소 높은 정(+)의 상관관계($r=.421$, $p<.01$)를 보였다. 국내 임금근로자를 대상으로 한 직무만족과 생활만족의 상관관계 결과는 Bowling et al. (2010)의 연구와 유사하다. 근로자를 대상으로 한 Bowling et al.(2010)의 메

〈표 5〉 상관관계 분석 결과

요인	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
1. 직무만족	1															
2. 조직몰입	.708*	1														
3. 생활만족	.421*	.402*	1													
4. 남자	-.003	.002	.052*	1												
5. 연령	-.066*	-.074*	-.093*	.006	1											
6. 미혼	-.052*	-.088*	-.121*	-.019	-.550*	1										
7. 유노조	.166*	.247*	.167*	.089*	-.060*	.082*	1									
8. 학력	.244*	.289*	.271*	.117*	-.464*	.127*	.226*	1								
9. 임금(log)	.223*	.300*	.253*	.403*	-.229*	-.125*	.321*	.425*	1							
10. 근로시간	.093*	.175*	.049	.195*	-.076**	-.015	.074**	.038	.579*	1						
11. 정규직	.212*	.292*	.240*	.169*	-.324*	.007	.232*	.408*	.525*	.268*	1					
12. 제조업	-.015	.008	.016	.145*	-.089**	-.019	.073*	-.058*	.162*	.072**	.201*	1				
13. 공공부문	.076*	.133*	.063*	.058*	.036*	-.053**	.106*	.066*	.044*	-.060	.077*	-.142*	1			
14. 건설업	-.104*	-.134*	-.078*	.216*	.099*	-.045*	-.091*	-.091*	.059*	-.044	-.136*	-.173*	-.084*	1		
15. 금융업	.060*	.077*	.070*	-.033**	-.046*	-.017	.099*	.079*	.116*	-.020	.033**	-.104*	-.051*	-.062*	1	
16. 서비스업	.013	-.024	-.025	-.266*	-.009	.076*	-.098*	.040*	-.236*	.012	-.141*	-.635*	-.310*	-.377*	-.226*	1
평균	3.5205	3.3299	3.4610	.5900	44.26	.2410	.1716	2.7092	2.2984	39.230	.6163	.2258	.0648	.0933	.0356	.5805
표준편차	.5743	.6035	.4674	.4920	12.605	.4278	.3771	1.1515	.3059	14.068	.4863	.4182	.2462	.2909	.1853	.4935

주: **는 0.05 수준(양쪽)에서 유의하며, *는 0.01 수준(양쪽)에서 유의함.

타분석에서는 상관관계가 .40이었다. 또한 생활만족과 조직몰입 역시 다소 높은 정(+)의 상관관계($r=.402$, $p<.01$)를 보였다.

3. 가설의 검증

가. 생활만족의 매개효과

생활만족의 매개효과는 Baron & Kenny(1986)의 검증방법으로 실증하였다. 먼저 조건 1은 독립변수(직무만족)가 매개변수(생활만족)에 유의해야 하며, 조건 2로 독립변수(직무만족)가 종속변수(조직몰입)에 유의해야 한다. 또한 조건 3은 매개변수(생활만족)가 종속변수(조직몰입)에 유의미한 영향을 준다는 것을 전제로, 독립변수(직무만족)와 매개변수(생활만족)를 동시에 투입할 경우, 독립변수의 회귀계수가 유의하지 않거나(완전매개), 최소한 제2단계의 회귀계수보다 감소(부분매개)할 경우에 매개효과가 있다고 판단한다.

〈표 6〉 직무만족, 생활만족 및 조직몰입의 매개회귀분석

독립변수 \ 종속변수	모형 1 (생활만족)	모형 2 (조직몰입)	모형 3 (조직몰입)	모형 4 (조직몰입)
(상수)	2.049	.336	.671	.155
성별(남성)	-.014(-.014)	-.100(-.076)***	-.150(-.114)***	-.099(-.075)**
만나이	-.002(-.061)	.002(.047)	.004(.085)*	.003(.051)*
결혼여부(미혼)	-.150(-.128)***	-.040(-.027)	-.021(-.014)	-.027(-.018)
유노조	-.009(-.004)	.003(.001)	.066(.023)	.003(.001)
학력	.020(.044)	.069(.123)***	.120(.212)***	.068(.120)***
임금(log)	.156(.099)**	.183(.092)**	.287(.144)***	.169(.085)**
근로시간	-.002(-.061)*	.001(.023)	.001(.021)	.001(.027)
정규직	.081(.075)*	.114(.084)***	.129(.095)**	.107(.079)**
차수더미(18차=1)	-.006(-.006)	-.038(-.030)	-.015(-.012)	-.038(-.030)
공공부문	.134(.044)	.016(.004)	.093(.025)	.004(.001)
건설업	-.027(-.023)	-.157(-.106)***	-.175(-.117)**	-.155(-.104)***
금융업	.133(.041)	.123(.030)	.094(.023)	.111(.027)
서비스업	.018(.018)	-.072(-.056)*	-.055(-.043)	-.073(-.057)*
직무만족	.342(.424)***	.655(.647)***		.625(.617)***
생활만족			.416(.332)***	.088(.070)**
R ²	.334	.602	.334	.606
F	44.734***	135.124***	44.734***	127.885***

주: * $p < .05$, ** $< .01$, *** $< .001$, () 안의 수치는 표준화계수임.

생활만족의 매개 검증결과(표 6의 모형 1~모형 4), 첫째 조건은 모형 1에서 직무만족이 생활만족에 통계적으로 유의미하였으며, 모형 2에서는 직무만족이 조직몰입에 유의미하였다. 또한 모형 3에서 생활만족이 조직몰입에 통계적으로 유의미하였으며, 독립변수와 매개변수를 동시에 투입했을 경우(모형 4), 독립변수의 회귀계수가 제2단계의 회귀계수보다 감소하였다. 따라서 생활만족은 직무만족과 조직몰입의 관계에서 부분매개 역할을 수행하였다.

특히, 개인 수준에서 발생할 수 있는 동일방법편의를 검증하기 위해 한국노동패널조사 직전연도 자료인 17차 자료를 더미변수로 처리하여, 17차와 18차 자료의 차이를 살펴보았다. 분석결과(모형 1~모형 4), 종속변수(생활만족, 조직몰입)에 대한 차수더미의 효과는 통계적으로 유의미하지 않았다. 즉, 한국노동패널조사 18차 자료를 활용한 금번 연구에서 개인 수준에서 발생할 동일방법편의가 크지 않다는 것이다.

〈표 7〉 매개효과 검증을 위한 Sobel test 결과

	A	B	SEa	SEb	Z
직무만족 → 생활만족 → 조직몰입	.342	.416	.021	.031	10.356

주: * $p < .05$

A=독립변수와 매개변수 간의 비표준화계수, SEa=A의 표준오차.

B=매개변수와 종속변수 간의 비표준화계수, SEb=B의 표준오차.

Sobel test로 계수검증한 결과(표 7), .05 유의도하에서 z값이 10.356으로 ± 1.96 보다 큰 관계로 유의미하였다. 따라서 가설 1은 채택되었다. 생활만족의 간접효과는 직무만족과 조직몰입의 관계에서 간접효과가 $0.142(0.342 \times 0.416)$ 이며, 직접효과(0.655)와 간접효과(0.142)를 더한 총 효과는 0.797이다.

나. 고용형태(정규직, 비정규직)의 조절효과

위계적 다중회귀분석에 의한 조절효과 검증은 1단계에서 통제변수, 2단계에서 독립변수(생활만족), 3단계에서는 독립변수와 조절변수(고용형태), 그리고 4단계에서는 상호작용변수를 단계적으로 투입하며, 2단계의 독립변수와 4단계의 상호작용변수의 유의성을 통해 각각 주효과 및 독립변수와 조절변수의 상호작용효과를 판단한다(Cohen & Cohen, 1983). 특히 상호작용변수의 다중공정성 문제를 최소화하기 위해 독립변수(생활만족)와 조절변수의 값에서 각각의 평균값을 뺀 값을 곱하였다(Aiken & West, 1991).

또한 패널조사 자료를 활용한 조절효과 검증은 연도별 패널조사에 따라서 다른 결과를 보일 수 있다. 연구결과의 타당성을 높이기 위해, 한국노동패널조사 직전연도 자료인 17차 자료를 더미변수로 처리하여, 17차 자료와 18차 자료의 차이를 살펴보았다. 분석결과(모형 4), 종속변수(조직몰입)에 대한 차수더미의 효과는 통계적으로 유의미하지 않았다. 즉, 생활만족과 조직몰입의 관계에서 고용형태의 조절효과는 연도별 차이가 없는 것을 알 수 있다.

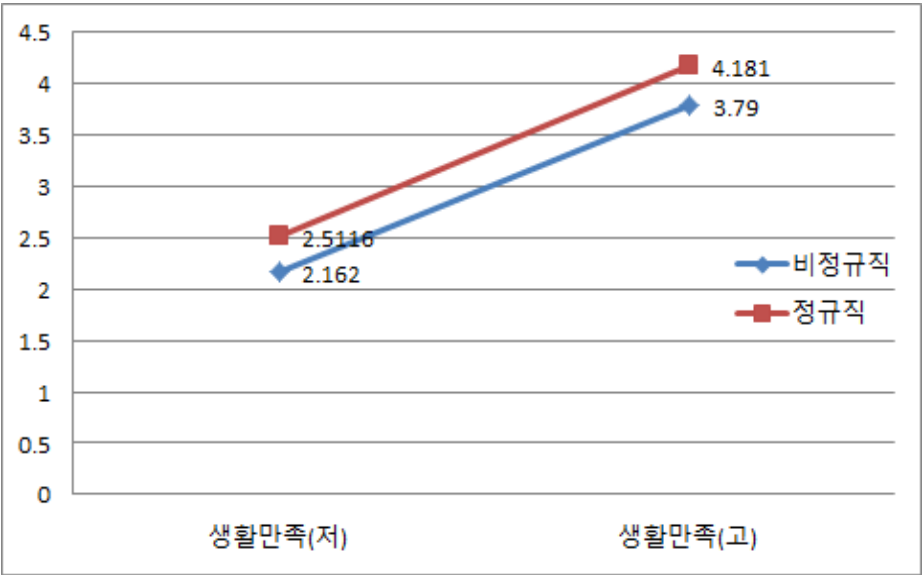
고용형태(정규직, 비정규직)에 따른 조절효과 검증결과(표 8), 모형 4에서 상호작용 조절변인을 추가로 투입하였을 때, R^2 의 변화량이 .262로 .001이 증가하였다. 즉, 상호작용항이 추가될 때, 설명력 증가분이 0.1%($p < .05$) 유의한 설명력을 보였다. 따라서 가설 2는 지지되었다.

〈표 8〉 고용형태(정규직, 비정규직)의 조절효과

종속변수 독립변수	모형 1 (조직몰입)	모형 2 (조직몰입)	모형 3 (조직몰입)	모형 4 (조직몰입)
(상수)	1.836	.726	.825	.826
성별(남성)	-.152(-.124)***	-.139(-.113)***	-.137(-.112)***	-.138(-.112)***
만나이	.002(.047)***	.003(.051)***	.004(.070)***	.004(.071)***
결혼여부(미혼)	-.060(-.043)***	-.010(-.007)	-.003(-.002)	-.002(-.002)
노조유	.195(.126)***	.169(.110)***	.163(.106)***	.161(.105)***
학력	.093(.178)***	.063(.121)***	.057(.108)***	.057(.109)***
임금(log)	.520(.247)***	.428(.203)***	.344(.164)***	.341(.162)***
공공부문	.244(.102)***	.213(.089)***	.218(.091)***	.216(.090)***
건설업	-.180(-.087)***	-.149(-.072)***	-.113(-.055)***	-.116(-.056)***
금융업	.109(.035)***	.072(.023)*	.098(.031)**	.096(.031)**
서비스업	.023(.019)	.017(.014)	.034(.028)*	.033(.028)*
차수더미(18차=1)	-.005(-.004)	.000(.000)	.001(.001)	.001(.001)
생활만족(A)		.397(.306)***	.390(.300)***	.390(.300)***
정규직(B)			.124(.099)***	.127(.102)***
A×B				.016(.025)**
R ²	.194	.277	.284	.284
ΔR ²	-	.083***	.006***	.001*
F	211.823***	308.877***	294.041***	273.831***

주: *p<.05, **<.01, ***<.001, () 안의 수치는 표준화계수임.

〔그림 2〕 고용형태(정규직, 비정규직)에 따른 조절효과



〈표 9〉 고용형태(정규직, 비정규직)별 조직몰입의 영향요인

독립변수 \ 종속변수	조직몰입 (비정규직)	조직몰입 (정규직)
(상수)	1.450	.694
성별(남성)	-.095(-.079)**	-.130(-.109)***
만나이	.003(.077)*	.002(.036)
결혼여부(미혼)	-.101(-.072)*	.029(.022)
유노조	.242(.098)***	.136(.104)***
학력	.068(.121)***	.050(.092)***
임금(log)	.182(.086)**	.483(.200)***
공공부문	.210(.064)*	.203(.099)***
건설업	-.186(-.110)***	-.053(-.023)
금융업	.063(.018)	.074(.026)
서비스업	-.002(-.002)	.044(.039)*
생활만족	.313(.250)***	.386(.297)***
R ²	.162	.231
F	30.434***	88.307***

주: *p<.05, **<.01, ***<.001, () 안의 수치는 표준화계수임.

집단 간 simple slope test 결과(그림 2), 노동자들이 지각하는 생활만족이 조직몰입에 미치는 긍정적인 효과는 비정규직(B=.407, p<.01)에 비해, 정규직(B=.491, p<.01)에서 높게 나타났다. 즉, 생활만족이 조직몰입에 주는 긍정적인 영향은 정규직이나 비정규직 모두 긍정적인 영향을 주었으나, 비정규직에 비해 정규직의 조직몰입이 더욱 높은 것을 알 수 있다.

고용형태에 따라 조직몰입에 영향을 주는 하위변인을 구체적으로 살펴보고자 정규직과 비정규직을 구분하여 회귀분석을 실시하였다. 고용형태별로 회귀분석한 결과(표 9), 비정규직이 지각하는 생활만족과 조직몰입의 긍정적인 관계에서는 노동조합이 있고 임금이 높은 사업장(특히, 공공부문)에서 학력이 높을수록 조직몰입이 높았다. 또한 연령이 높거나 결혼한 비정규직의 조직몰입이 높았다. 그러나 남성은 여성에 비해, 건설업에 속한 비정규직 노동자는 제조업에 비해 조직몰입이 낮았다.

정규직은 노동조합이 있고 임금이 높은 사업장(특히, 공공부문·서비스업)에서 학력이 높을수록 조직몰입이 높은 것을 알 수 있다. 그러나 남성은 여성노동자에 비해 조직몰입이 낮았다.

V. 맺음말 : 토론과 연구함의

본 연구는 제18차 한국노동패널조사 자료를 대상으로 직무만족과 조직몰입의 관계에서 생활만족의 매개효과를 규명하였다. 또한 생활만족과 조직몰입의 관계에서 고용형태(정규직, 비정규직)의 조절효과를 검증하였다.

제18차 한국노동패널조사 자료를 토대로 실증분석한 결과는 다음과 같다. 첫째, 구성원들의 높은 직무만족은 조직몰입에 긍정적인 영향을 주었다. 둘째, 구성원들의 높은 직무만족은 생활만족에도 긍정적인 영향을 미쳤다. 셋째, 구성원들의 높은 생활만족은 조직에 대한 높은 몰입으로 이어졌다. 넷째, 생활만족은 직무만족과 조직몰입의 관계에서 부분매개 역할을 하였다. 마지막으로 고용형태(정규직, 비정규직)는 생활만족과 조직몰입의 긍정적인 관계를 조절하였다.

연구의 시사점은 다음과 같다. 첫째, 제18차 한국노동패널조사를 대상으로 한 금번 연구 결과에서도 구성원들이 지각하는 직무에 대한 높은 만족이 조직몰입과 생활만족으로 이어졌다. 이는 방하남(2000)의 연구와 같은 결과를 보였다. 특히, 본 연구에서는 조직구성원들이 지각하는 생활에 대한 만족이 조직에 대한 몰입으로 연계되는 것을 재확인할 수 있었다.

둘째, 직무만족과 생활만족 또는 생활만족과 조직몰입의 인과관계에 대한 선행연구 결과가 혼재된 결과를 보이고 있다. ‘일과 가정의 양립’을 주장하는 대다수의 선행연구들은 이들 간의 관계를 전이효과에 근거하여 주장하고 있다. 그럼에도 불구하고 일 → 가정에 영향을 주며, 다시 가정 → 일에 영향을 주는 순환과정에 대한 검증은 소홀히 하고 있다. 또한 ‘일’의 영역에서 ‘삶’의 영역이 차지하는 의미를 설명하지 못하고 있다. 특히, Erdogan et al.(2012)은 과정 모델(process model)에서 직무만족, 경력만족 등 직무관련 질(quality)이 생활만족에 영향을 주며, 생활만족 역시 구성원들의 조직몰입에 영향을 준다고 주장하였다.

제18차 한국노동패널조사 자료의 임금근로자를 대상으로 한 직무와 조직에 대한 만족 및 애착에서의 생활만족의 매개 역할을 검증한 금번 연구결과, 생활

만족은 직무만족과 조직몰입의 관계에서 부분매개 역할을 수행하였다. 즉, 직무만족은 조직몰입에 직접적인 영향을 주기도 하지만, 생활만족을 매개로 하여 간접적으로 조직몰입에 영향을 준다. 즉, 현대사회를 사는 조직구성원들은 ‘일과 가정’을 분리하여 지각하는 것이 아닌 ‘일과 가정’이 상호간 영향을 주는 순환과정(직무만족 → 생활만족 → 조직몰입)에 있음을 알 수 있다. 특히, 직무만족과 조직몰입의 관계에서 생활만족의 간접효과(0.142)가 검증되어 총효과를 증가시키는 것을 알 수 있다. 따라서 ‘일’과 ‘가정’의 관계를 한 영역(예: 직무만족)이 다른 영역(예: 생활만족)에 영향을 주는 일방향적 관계로 인식하는 것보다는 ‘일’ 영역에서 받은 긍정적인 반응이 ‘가정’ 영역의 효과를 높이며, 이것이 다른 ‘일’ 영역의 긍정적인 반응을 강화하는 순환과정으로 이해할 필요가 있다.

아쉬운 점은 조직몰입에 대한 생활만족의 간접효과는 직무만족이 조직몰입에 미치는 직접효과에 비해 상대적으로 적은 영향을 보인다는 점이다. 이는 Judge et al.(1998)과 방하남(2000)의 주장처럼, 국내 노동자들이 업무에 부여한 가치가 현재까지는 삶 또는 생활에 부여하는 가치보다 높은 것을 알 수 있다. 그러나 우리가 간과할 수 없는 사실은 노동자들의 생활만족이 조직에 대한 몰입으로 이어진다는 사실이다. 따라서 정책입안자들은 구성원들의 웰빙과 가족친화적 제도가 실질적으로 정착될 수 있도록 정책개발과 지원을 강화할 필요가 있으며, 조직의 관리자 역시 가족친화적 제도의 안정적 도입과 확산으로 구성원들의 생활만족과 웰빙을 높이기 위한 대안 마련이 필요하다 하겠다.

셋째, 생활만족과 조직몰입의 관계에서 고용형태(정규직, 비정규직)의 조절효과를 처음으로 실증하였다. 고용형태의 조절효과를 검증한 결과, 비정규직이 정규직에 비해, 조직몰입에 대한 생활만족의 효과가 전반적으로 낮은 것을 알 수 있었다. 그러나 생활만족이 낮은 정규직에 비해, 생활만족이 높은 비정규직의 조직몰입도가 높은 것을 알 수 있었다. 즉, 고용형태에 관계없이 노동자의 높은 생활만족이 낮은 생활만족보다 조직몰입으로 연계되지만, 전반적으로는 비정규직의 생활만족과 조직몰입의 긍정적인 관계가 정규직에 비해 낮은 수준을 보인다. 따라서 정책입안자 및 조직관리자들은 정규직과 비정규직의 차별을 줄이기 위한 방안으로 비정규직 노동자의 임금 등 근로조건의 향상과 더불어 가족친화적 제도 등 생활만족을 높이기 위한 정책 마련을 고민해야 하겠다.

또한 비정규직과 정규직을 구분하여 살펴본 결과, 정규직 및 비정규직의 생활만족과 조직몰입의 긍정적인 관계는 노동조합이 있고 임금이 높은 사업장(특히, 공공부문)에서 학력이 높은 노동자일수록 더욱 높았다. 그러나 남성은 여성에 비해 조직몰입이 낮았다. 따라서 정책입안자와 조직의 관리자들은 생활만족과 조직몰입의 관계에 영향을 미치는 개인 및 조직 변인을 보다 구체적으로 파악하여, 이를 개선하기 위한 정책적 대안을 마련하는 것이 필요하다 하겠다.

1. 한계 및 제언

본 연구는 ‘일과 삶의 양립’의 중요성이 강조되고, 많은 조직들이 가족친화적인 제도를 도입 및 실시하는 시점에 생활만족이 직무와 조직에 미치는 영향을 규명하고자 했지만, 다음과 같은 한계를 가지고 있다. 첫째, 본 연구는 한국노동패널조사 자료를 사용했음에도 불구하고, 패널분석의 장점을 활용하지 못했다. 예를 들어, 패널분석으로 개인효과를 통제하지 못했다. 둘째, 본 연구는 직무만족과 생활만족의 인과관계에 있어서 직무만족 → 생활만족의 인과관계를 주장하는 방하남(2000)의 연구를 토대로 연구를 수행하였다. 그러나 Bowling et al.(2009) 등 국외의 연구는 생활만족 → 직무만족의 인과관계를 주장하듯, 서양과 동양의 ‘일’과 ‘삶’의 가치관 차이에 따른 직무만족과 생활만족의 인과관계에 대한 차이가 발생할 수 있다. 또는 세대별(예: 에코 세대와 베이비붐 세대)로 일과 삶을 바라보는 가치관이 다를 수도 있다. 따라서 향후 연구에서는 서양과 동양의 문화적 차이 또는 국내 에코 세대와 베이비붐 세대의 가치관 차이에 따른 직무만족과 생활만족의 관계를 규명할 필요가 있다 하겠다. 셋째, 한국노동패널의 특정 변인을 사용하여 직무만족, 생활만족 및 조직몰입의 관계를 규명하고자 노력하였으나, Erdogan et al.(2011)의 과정 모델에서 제기한 욕구, 활동 및 직무관련 긴장 등 직무관련 변인들과 생활만족의 관계에서 업무 또는 비업무의 질(quality)과 관련된 매개변인에 대한 연구는 패널조사 특성상 다룰 수가 없었다. 따라서 향후 연구에서는 Erdogan et al.(2011)이 제기한 매개변인에 대한 연구가 필요하다 하겠다. 마지막으로 생활만족이 직무만족으로 전이되는 내생적 문제를 통제하지 못했다.

참고문헌

- 고용노동부(2016). 비정규직 고용동향, http://www.index.go.kr/potal/main/EachDtlPageDetail.do?idx_cd=2477.
- 권순식(2014). 「비정규직 근로자의 활용과 조직성과: 양면성의 탐색」. 『산업노동연구』 20 (3) : 137~166.
- 문영만(2014). 「정규직과 비정규직의 생활만족도 패널분석: 잠재성장모형을 중심으로」. 『산업노동연구』 20 (2) : 187~218.
- 박경환(2012). 「기혼 여성관리자의 일·가정 관계가 관리능력, 직무만족, 조직몰입, 그리고 삶의 만족에 미치는 영향」. 『대한경영학회지』 25 (2) : 879~905.
- 박광표·김동철(2016). 「직무만족과 조직몰입이 삶의 만족에 미치는 영향: 고용특성의 조절효과를 중심으로」. 『2016년 한국노동패널 학술대회 발표집』, pp.517~538.
- 방하남(2000). 「직무만족도와 생활만족도의 결정요인과 상호작용효과에 관한 연구」. 『노동경제논집』 23 : 133~154.
- 배화숙(2010). 「임금근로자와 비임금근로자의 고용형태 변화에 따른 생활만족 차이 분석」. 『사회복지정책』 37 (2) : 325~344.
- 백승규·이영면(2010). 「직무만족과 조직몰입의 관계에서 생활만족이 미치는 조절효과」. 『인적자원관리연구』 17 (4) : 349~371.
- 오현규·박성민(2015). 「공·사 조직 구성원들의 개인·직무 적합성과 조직몰입에 대한 소고: 직무 및 생활만족의 조절효과를 중심으로」. 『한국조직학회보』 12 (2) : 1~35.
- 이동진·이재수(2016). 「비정규직 근로자의 일자리 인식과 태도에 대한 불교 사회윤리적 접근」. 『인적자원관리연구』 23 (1) : 217~236.
- 이명신(2013). 「일·가정 상호작용과 참살이(well-being)와의 관계: 긍정의 역할」. 『한국인사조직학회 춘계학술연구발표회 발표논문집』, pp.1~38.
- 이성규(2014). 「장애인 근로자의 차별경험, 직무만족도, 생활만족도 간의 관계

분석: 성별 및 고용형태 차이를 중심으로」. 『여성연구』 87 (2) : 349~381.
 이희중(2014). 「기업복지 서비스 유형이 조직몰입에 끼치는 영향: 생활만족의 매개효과」. 『한국콘텐츠학회논문지』 14 (6) : 174~185.
 채연주 · 윤세준(2012). 「통합과 분리: 경계활동으로 살펴 본 일과 삶의 균형」. 『인사 · 조직연구』 20 (2) : 109~165.

- Aiken, L. S. and S. G. West(1991). “*Multiple regression: Testing and interpreting interactions.*” New York : Sage.
- Angle, H. L. and J. L. Perry(1986). “Dual Commitment and Labor-Management Relationship climates.” *Academy of Management Journal* 29 (1) : 31~50.
- Bagozzi, R. P.(1980). “Performance and Satisfaction in an Industrial Sales Force: An Examination of Their Antecedents and Simultaneity.” *Journal of Marketing*, 44 : 67~77.
- Baron, R. M. and D. A. Kenny(1986). “The moderator-mediator variable distinction in social psychological research.” *Journal of Personality & Social Psychology* 51 : 1173~1182.
- Bowling, N. A., Eschleman, K. J. and Q. Wang(2010). “A meta-analytic examination of the relationship between job satisfaction and subjective well-being.” *Journal of Occupational and Organizational Psychology* 83 : 915~934.
- Brown, S. P. and R. A. Peterson(1993). “Antecedents and consequences of salesperson job satisfaction: Meta-analysis and assessment of causal effects.” *Journal of Marketing Research* 30 (1) : 63~77.
- Chacko, T. I.(1983). “Job and Life Satisfaction: A Causal Analysis of Their Relationships.” *Academy of Management Journal* 26 : 163~169.
- Cohen, J., and P. Cohen(1983). “*Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences.*” Hillsdale, NJ : Erlbaum.
- Erdogan, B., Bauer, T. N., Truxillo, D. M. and L. R. Mansfield(2012). “Whistle While You Work: A Review of The Life Satisfaction Literature.” *Journal of management* 38 (4) : 1038~1083.

- Fredrickson, B. L.(1998). "What good are positive emotions?" *Review of General Psychology* 2 : 300~319.
- Fredrickson, B. L.(2001). "The role of positive emotions in positive psychology: The broaden-and-build theory of positive emotions." *American Psychologist* 56 : 219~226.
- Glisson, C. and M. Durick(1988). "Predictors of job satisfaction and organizational commitment in human service organizations." *Administrative Science Quarterly* 33 : 61~81.
- Heller, D., Watson, D. and R. Ilies(2004). "The role of person versus situation in life satisfaction: A critical examination." *Psychological Bulletin* 130 : 574~600.
- Judge, T. A. and R. Ilies(2004). "Affect and job satisfaction: A study of their relationship at work and at home." *Journal of Applied Psychology* 89 : 661~673.
- Judge, T. and E. Locke(1993). "Effects of Dysfunctional Thought Processes on Subjective Well-Being and Job Satisfaction." *Journal of Applied Psychology* 78 (3) : 475~490.
- Judge, T., Locke, E., Durham, C. and A. Kluger(1998). "Dispositional Effects on Job and Life Satisfaction: The Role of Core Evaluations." *Journal of Applied Psychology* 83 (1) : 17~34.
- Mathieu, J. E. and D. M. Zajac(1990). "A review and meta-analysis of the antecedents, correlates and consequences of organizational commitment." *Psychological Bulletin* 108 : 171~194.
- Mowday, R. T., Porter, L. W. and R. M. Steers(1982). "Employee-Organization Linkages: The Psychology of Commitment, Absenteeism and Turnover." New York: Academic Press.
- Near, J. P., Rice, R. W. and R. G. Hunt(1980). "The relationship between work and nonwork domains: A review of empirical research." *Academy of Management Review* 5 (3) : 415~429.

- Neugarten, B. L., Havighurst, R. J. and S. S. Tobin(1961). "The measurement of life Satisfaction." *Journal of Gerontology* 16 : 134~143.
- Nippert-Eng, C. E.(1996). "Home and work; Negotiation boundaries through everyday life." The University of Chicago Press.
- Page, K. M. and D. A. Vella-Brodrick(2009). "The "what", "why", and "how" of employee well-being: A new model." *Social Indicators Research* 90 (3) : 441~458.
- Porter, L. W., Steers, R. M., Mowday, R. T. and P. V. Boulian(1974). "Organizational Commitment, Job Satisfaction, and Turnover among Psychiatric Technicians." *Journal of Applied Psychology* 59 (5) : 603~609.
- Reizer, A.(2015). "Influence of employees' attachment styles on their life satisfaction as mediated by job satisfaction and burnout." *The Journal of psychology* 149 (4) : 356~377.
- Sherer, P. D. and M. Morishima(1989). "Roads and Roadblocks to Dual Commitment: Similar and Dissimilar Antecedents of Union and Company Commitment." *Journal of Labor Research* 10(3) : 311~330.
- Simon, L. S., Judge, T. A. and M. D. K. Halvorsen-Ganepola(2010). "In good company? A multi-study, multi-level investigation of the effects of coworker relationships on employee well-being." *Journal of Vocational Behavior* 76 : 534~546.
- Spitzner, G. and C. Porath(2012). "Creating sustainable performance." *Harvard Business Review* 90 (1) : 92~99.
- Staw, B. M., Sutton, R. I. and L. H. Pelled(1994). "Employee Positive Emotion and Favorable Outcomes at the Workplace." *Organization Science* 5 : 51~71.
- Vanaki, Z. and S. A. Vagharseyyedin(2009). "Organizational Commitment, Work Environment Conditions, and Life Satisfaction among Iranian Nurses." *Nursing and Health Science* 11 : 404~409.
- Weiss, H. M.(2002). "Deconstructing job satisfaction: Separating evaluations,

beliefs and affective experiences.” *Human Resource Management Review* 12 : 173~194.

Wright, T. A. and C. C. Huang(2012). “The many benefits of employee well-being in organizational research.” *Journal of Organizational Behavior* 33 : 1188~1192.

Wright, T. A., Cropanzano, R. and D. G. Bonett(2007). “The Moderating Role of Employee Positive Well Being on the Relation Between Job Satisfaction and Job Performance.” *Journal of Occupational Health Psychology* 12 (2) : 93~104.

Wright, T. A., Cropanzano, R., Denney, P. J. and G. L. Moline(2002). “When a happy worker is a productive worker : A preliminary examination of three models.” *Canadian Journal of Behavioural Science* 34 : 146~150.

Zheng, X., Zhu, W., Zhao, H. and C. Zhang(2015). “Employee well-being in organizations: Theoretical model, scale development, and cross-cultural validation.” *Journal of Organizational Behavior* 36 : 621~644.

The Relationships among Job Satisfaction, Life Satisfaction, and Organizational Commitment : Focused on the Mediating Effects of Life Satisfaction and Moderating Effects of Employment Status(Permanent/Contingent Worker)

Park Jaechun

This study examines the relationships among the job satisfaction, life satisfaction, and organizational commitment based on the spillover effect which presents a positive effect between work and life(well-being), by drawing upon the 18th KLIPS data. In particular, this paper investigates the mediating effect of the life satisfaction and the moderating effect of the employment status(permanent/contingent worker).

The results of this study was as follows. First, employee' job satisfaction was positively related to their organizational commitment. Second, employee' job satisfaction had a positive effect on their life satisfaction. Third, employee' life satisfaction had a positive effect on their organizational commitment. Fourth, life satisfaction turned out to mediate the relationship between job satisfaction and organizational commitment. Finally, employee status moderated the relationship between the life satisfaction and organizational commitment.

In particular, this paper concludes with implications for future research, limitations of this study, and practical application.

Keywords : job satisfaction, life satisfaction, organizational commitment, employment status(permanent/contingent worker)

노동정책연구

2017. 제17권 제1호 pp.55-84

한국노동연구원

연구논문

연령별 이직의사 결정요인에 대한 연구: 요인별 직무만족, 요인별 생활만족을 중심으로*

김정은**

강경주***

이영면****

본 연구에서는 한국노동패널 17차년도 자료를 이용하여 임금근로자의 이직의사 결정요인을 청년(20~29세), 중년(30~49세), 장년(50~59세)으로 구분하여 파악하였다. 이직의사의 가장 강력한 예측변인이 직무만족이라는 선행연구를 토대로, 연령대별로 직무만족과 이직의사의 관계, 요인별 직무만족과 이직의사의 관계에 차이가 있는지를 확인하였다. 또한 일·가정 양립과 관련하여 직무만족과 관련 있는 생활만족이 직무만족과 이직의사의 관계에서 어떠한 역할을 하는지 확인하였다. 회귀분석 결과 선행연구와 같이 전반적 직무만족과 생활만족은 이직의사와 부(-)의 관계를 보였다. 그러나 요인별로 살펴보면 상당한 차이를 보였다. 9개의 요인별 직무만족 중 취업안정, 직무내용, 근무환경, 발전가능성, 복리후생만 이직의사와 부(-)의 관계로 확인되었으며, 6개의 요인별 생활만족 중 주거환경, 가족관계, 친인척관계는 이직의사와 부(-)의 관계, 사회적 친분은 이직의사와 정(+)의 관계로 확인되었다. 또한 연령대별로 차이를 보여서 청년기의 경우 임금보수, 취업안정, 근무환경, 가족의 수입, 주거환경이 이직의사에 영향을 미쳤으며, 중년기의 경

논문접수일: 2016년 2월 29일, 심사의뢰일: 2016년 5월 10일, 심사완료일: 2016년 11월 9일

* 이 논문의 초고는 제1~17차년도 한국노동패널 학술대회(서울대학교, 2015.10.30)에서 발표된 바 있습니다.

** (제1 저자) 노사발전재단 선임컨설턴트, 동국대학교-서울 대학원 경영학과 석박사통합과정 (kjekje@nosa.or.kr)

*** (공동저자) 동국대학교-서울 대학원 경영학과 석사과정(kangkyung501@gmail.com)

**** (교신저자) 동국대학교-서울 경영대학 교수(youngman@donguk.edu)

우 취업안정, 근무환경, 직무내용, 발전가능성, 사회적 친분, 주거환경, 가족관계가 이직의사에 영향을 미쳤다. 장년기의 경우 취업안정, 직무내용, 발전가능성, 소통 및 관계, 공정한 인사고과, 주거환경, 가족관계가 이직의사에 영향을 미쳤다.

핵심용어 : 이직의사, 직무만족, 생활만족, 연령

I. 들어가는 글

조직은 다양한 인적특성을 가진 개인으로 구성되어 있으며, 성공적인 인적자원관리 는 조직을 구성하고 있는 인적자원의 다양성을 이해하는 것에서부터 출발한다. 조직 구성의 다양성을 고려한 인적자원관리 정책을 수립하고 그 정책이 제도화될 때에 개인, 그룹과 조직 차원의 성과가 극대화될 수 있다. 성공적인 인적자원관리 는 구성원 개인의 직무만족 및 조직몰입도 증가, 그룹 간 협업문화 형성, 조직 전체에 있어서의 이직률 감소, 인당 노동생산성과 수익률 증가라는 결과를 가져올 수 있다. 본 연구에서는 연령대별 인적자원의 특성에 초점을 맞추어 청년(20~29세), 중년(30~49세), 장년(50~59세)의 이직의사에 영향을 미치는 요인을 구분하여 살펴봄으로써, 인적자원 특성의 차이점을 확인하고 세대별 조직몰입 활성화를 위한 인적자원관리 방안을 제시해 보고자 한다.

이직의사와 관련된 선행연구는 이직의사의 영향요인을 밝히는 것을 중심으로 이루어졌다. 이직의사의 대표적인 예측변인은 ‘직무만족’이며, 이밖에도 급여수준, 재직기간, 업무적합성, 갈등 등이 논의되어 왔다. 최근 여성인력의 이직 관련 연구가 활발해짐에 따라 일·가정 양립, 혼인 여부, 미취학 아동 유무와 같은 생활관련 요인에 대한 연구도 진행되었다. 그 결과 일반적으로 직무만족-이직의사 관련 연구의 대부분은 양자가 부(-)의 관계에 있다는 결론을 보여주었으며, 여기서의 직무만족은 직무에 대한 전반적인 심리적 상태를 의미한다. 또한 최근 많은 연구에서는 직무만족과 생활만족의 상호작용, 생활만족의 조절

효과가 밝혀지면서, ‘직무만족-이직의사’ 연구에 생활만족을 고려하는 것은 필연적이라고 할 수 있다.

이직 및 이직의사 관련 연구는 조직적/개인적 차원에서 의미가 있다. 먼저, 조직 차원에서는 조직 내 지식·기술·노하우를 축적한 근로자가 이직함에 따라 발생하는 가시적 또는 비가시적 비용을 절감하고, 이직의사가 높은 근로자의 낮은 조직몰입(노동생산성 저하)을 해소할 수 있도록 한다. 개인 차원에서는 이직행위로 인한 경력단절과 실업상태로의 전환을 방지하고, 이직의사의 발생요인을 근로자 스스로 파악하여 조절할 수 있게 한다.

본 연구에서는 첫째, 선행연구를 확인하기 위해 요인별 직무만족과 이직의사가 부(-)의 관계를 보이는지를 살펴보고자 한다. 다만 기존의 연구들이 전반적인 직무만족과 이직의사의 부(-)의 관계를 확인하였기 때문에 본 연구에서는 어떠한 직무만족 요인(Facet of Job Satisfaction)이 이직의사에의 관여도가 높은지를 살펴보는 것에 의의를 두었다. 둘째, 직무만족과 이직의사의 관계에 생활만족이 어떠한 역할을 하는지 살펴보았다. 직무만족과 관련된 많은 연구에서 생활만족의 역할이 강조되고, 이직의사가 직무관련 요인으로만 형성되지 않기 때문에 직무만족-이직의사의 관계에 있어서 생활만족의 기능을 확인하는 것은 의미 있는 일이다. 셋째, 연령대별(청년, 중년, 장년) 이직의사 결정요인을 구분해서 살펴보았다. 이직의사의 패턴은 퇴직이 예정된 장년층과, 이제 막 고용시장에 진입한 청년층에게서 매우 상이하게 나타날 것이다. 각 세대별 가치관 및 조직에 대한 인식 태도 등은 매우 차이를 보일 것이며, 이는 이직의사 결정요인의 패턴에도 영향을 미칠 것으로 생각되기 때문이다.

Ⅱ. 선행연구 및 연구 가설

1. 이직의사 영향요인

이직은 한 조직의 구성원 자격을 가지고 있는 개인이 그 자격을 더 이상 유지하지 않고 조직을 떠나는 행위를 말하며(정영순·어윤경·최인선, 2012), 이

직의사(turnover intention)는 근로자가 현재의 고용관계를 스스로 단절하고자 하는 의사를 의미한다(김상욱 · 유홍준, 2002). 이직의사는 업무에 대한 근로자의 태도를 반영하며, 이직 결정의 심리적 변인으로 작용하여 실제 이직으로 연결된다. 따라서 많은 이직관련 연구에서는 자료수집의 어려움이 있는 이직을 대체하여 이직의사가 활용되어 왔다(Firth, Mellor, Moore & Loquet, 2004; Lum, Kervin, Clark, Reid & Sirola, 1998).

이직의사에 대해서는 일에 대한 만족만큼이나 오랜 기간 동안 많은 연구가 진행되었다. 그만큼 중요한 주제라고 할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 이직의사와 관련된 모든 영향요인을 망라해서 분석할 수는 없기 때문에, 주로 직무와 직장내에 관련된 연구와 이후 최근에 강조되고 있는 일·가정 양립과 관련된 영향요인들을 중심으로 살펴보기로 한다.

이직의사 영향요인 중에서 직무나 직장관련 요인을 중심으로 분석한 연구들이 많이 있다(금재호, 1998; 김용석 · 이영면, 1999; 박우성 · 노용진, 2000; 서재현, 2008; 유청렬 · 이경희, 2003; 이영면, 2005; 이준호 · 박지환, 2011; 정재호 · 이병희, 2004; 조학래, 1998; Becker, 1960; Cotton & Tuttle, 1986; Ellingson, Gruys & Sackett, 1998). 직무불만족은 이직을 인식하게 하고 이직을 유도하며(Dallessio, Silverman & Schuck 1986; Mobley, Horner & Hollingsworth, 1978), 직무몰입 역시 이직의사에 영향을 미친다. 근로자가 자신이 속한 기업에 충성심을 느끼면 직무몰입에 긍정적인 영향을 미쳐 이직률이 감소하고 생산성은 증진된다(박준철 · 홍순복, 2007). 동료와의 관계에 있어 작업집단의 응집성 및 동료만족성이 이직의사에 부(-)의 영향을 미쳤고, 스트레스 측면에서 역할 명료성이 부(-)의 영향을 미친 반면에 역할과다, 역할갈등 및 전체적 스트레스는 이직에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 분석되었다(Hom & Griffeth, 1995). 또한 개인이 자신을 집단의 규범 및 가치와 동일시하는 정도가 높을수록 이직의사가 감소한다는 연구가 있다(Dick, 2004).

최근에는 여성의 사회 진출이 많아지고 여성의 경력단절 및 일·가정 양립 이슈가 대두되면서 이직의사의 영향요인을 직무, 직장내에서 일과 가정으로 확대하여 ‘여성/육아기 여성 근로자의 이직의사 관련 연구’가 활발해졌다. 기혼여성, 동거자녀, 일·가정 갈등이 있는 경우 이직의사는 높아진다(강혜련 · 최서

연, 2001; 이요행·방묘진·오세진, 2005; 정영순·어윤경·최인선, 2012; Mckee, Markham & Scott, 1992; Sicherman, 1996). 나아가 일과 가정의 양립을 지원하는 기업정책 시행이 근로자의 직업만족도 및 직무성과를 만족시키고 이직의사를 감소시킨다(유계숙, 2007).

따라서 이직의사의 영향요인을 직무관련 요인(일, 직장)과 생활관련 요인(개인 삶, 가정)을 중심으로 구분하고자 한다. 직무관련 요인은 직무(일), 직장(일터)과 직접 관계가 있는 요인들을 의미하며, 업무성과, 노동조합 유무, 직무만족, 재직기간, 임금수준, 고용형태, 사업장 규모, 대안직무의 매력도 등으로 정리할 수 있다. 생활관련 요인은 삶, 가정과 직접 관계가 있는 요인들을 의미하며, 건강, 자녀 유무, 교육수준, 성별, 일·가정 갈등 등으로 정리할 수 있다. 이는 Mitchell, Holtom, Lee, Sablinski & Erez(2001)가 제안한 직무배태성(job embeddedness)의 개념과도 맥락을 같이한다. 직무배태성이란 마음속에 깊이 뿌리내려 박힌다는 의미로 개인을 직장에 머무르게 하는 통합된 영향력을 의미하며, 조직 내 배태성(on the job embeddedness)과 조직 외 배태성(off the job embeddedness)으로 구분한다(박경규·이기은, 2004; 이종현·신강현·백승근·허창구, 2014; Peltokorpi, 2013; Porter, Woo & Campion, 2016). 직무배태성은 기존의 자발적 이직의 예측변인을 포괄하는 개념으로 기존 변인들이 측정하지 못하는 영역(조직 외 배태성)을 포괄하고 있다는 점에서 의의가 있다. 따라서 본 연구에서는 이직의사에 영향을 미치는 일반적인 요인들을 포함하되, 직무만족과 생활만족을 중심으로 이직의사 결정요인을 살펴보고자 한다.

2. 직무만족과 이직의사

직무만족이란 ‘재화와 서비스를 생산하는 모든 근로자나 경제활동인구들의 가장 중요한 심리적 상태를 언급하는 것’으로(이영면, 2011), 전반적 만족도(Overall Job Satisfaction)와 요인별 만족도(Facet of Job Satisfaction)로 나눌 수 있다. 전반적 만족도는 조직구성원이 직무상의 역할에 대해 지니고 있는 총체적인 감정적 반응으로 Locke(1976)에 따르면 ‘개인의 직무 혹은 직무수행의 경험으로부터 얻게 되는 긍정적이고 즐거운 감정상태’라고 정의된다. 초기의 연

구들이 직무만족도를 총체적인 현상으로 본 반면 후기의 연구들은(Muchinsky, 1977) 직무와 관련된 여러 요인들이 독자적으로 개인의 직무만족도에 영향을 미친다는 사실을 밝히고 여러 요인들 가운데 특히 직무내용 및 성취감, 장래성, 보수 및 인사, 근로조건, 감독체계, 대인관계 등을 주요한 상관요인들로 지적하게 되었다(방하남, 2000, 재인용).

직무만족은 이직의사를 가장 잘 예측하는 변인으로, 직무만족과 이직의사는 일관되게 부(-)의 관계에 있다고 한다(김상욱·유홍준, 2002; 이영면, 2005; Burke, 2001; Chiu & Francesco, 2003; Clugston, 2000; Kickul, Lester & Finkl, 2002; Poon, 2003). 연령에 따른 직무만족은 여러 학자들이 다양한 연구결과를 제시하였으며, 초기 연구에서는 직무만족과 연령 간 ‘U-Shape’의 관계를 확인하였다(Clark, Oswald & Warr, 1996; Handyside, 1961). 또 다른 연구에서는 젊은 직원보다 나이 많은 직원이 높은 만족도를 보인다고 하였으며(Doering, Rhodes & Schuster, 1983; Lee & Wilbur 1985; Glenn, Taylor & Weaver, 1977), 이는 연령과 성별, 교육수준, 민족, 수입과 결합될 때 더 큰 차이를 보인다(Clark, 1997; Weaver, 1980). 이러한 연령 및 경력은 전반적인 직무만족과 선형관계를 이루고, 남성은 경력보다 연령이 직무만족과 더욱 강력한 관계를 보이며, 여성의 경우에는 그 반대이다.

요인별 직무만족과 연령 및 경력의 관계는 더욱 복잡한 모습을 보인다(Hunt & Saul, 1975). 고령 근로자들은 젊은 근로자들에 비해 직무특성이 매력적인 일에 가치를 부여하며, 소득과 승진기회는 많은 고려를 하지 않는다(Wright & Hamilton, 1978; Kalleberg & Loscocco, 1983). 연령에 따른 이직의사 연구에서 직무만족과 연령 및 교육수준과 이직의사는 통계적으로 유의미한 관계를 보이며, 나이가 어릴수록, 교육수준이 높을수록 이직의사가 높았다. 이직의사는 경력이 1년 미만일 경우 가장 낮고, 경력 4년의 단계마다 매우 달라진다(Griffin, Hogan & Lambert, 2014).

이러한 연구결과를 통해 연령대에 따라 이직의사가 다를 것이며 이직의사에 영향을 미치는 직무만족 요인도 다를 것이라고 예상해 볼 수 있다. 본 연구에서는 전반적인 직무만족을 통해 선행연구에서 밝힌 직무만족과 이직의사의 부(-)의 관계를 확인하고, 요인별 직무만족을 통해 직무만족의 하위요인들이 이직의

사에 미치는 영향의 차이를 살피고자 한다. 또한 연령대별로 이직의사에 영향을 미치는 직무만족 요인을 파악하고자 한다. 다만, 실증분석에서는 이직의사에 영향을 미치는 전반적인 요인을 포함하기로 한다. 그래야 중요 요인을 빠뜨림으로써 발생하는 편의(bias) 현상을 피할 수 있기 때문이다.

가설 1. 직무만족이 높을수록 이직의사가 낮을 것이다.

가설 2. 연령대별로 이직의사에 영향을 미치는 직무만족 요인이 다를 것이다.

가설 2-1. 고령 근로자들은 젊은 근로자들에 비해 직무내용(직무특성) 만족이 이직의사에 미치는 영향이 클 것이다.

가설 2-2. 젊은 근로자들은 고령 근로자들에 비해 임금보수 및 발전가능성 만족(소득 및 승진기회)이 이직의사에 미치는 영향이 클 것이다.

3. 생활만족과 이직의사

생활만족이란, 개인이 느끼는 생활에 대한 전반적인 만족감을 의미하며(방하남, 2000), 삶의 질(Quality of life), 주관적 행복감(Happiness), 안녕(Well-being) 등의 개념과 혼용된다. 생활만족의 개념을 처음 사용한 Neugarten, Havinghurst & Tobin(1961)은 생활만족이란 “매일의 생활을 구성하는 활동으로부터 기쁨을 느끼고, 긍정적 자아상을 지니며 자신을 가치 있다고 여기고 낙천적인 태도와 감정을 유지하는 것”으로 정의하였다(백승규·이영면, 2010, 재인용).

생활만족 관련 연구는 일과 가정의 균형/갈등과 함께 연구되고 있으나(Hakanen & Schaufeli, 2012; Zhao, Qu & Ghiselli, 2011), 국내에서 생활만족과 이직의사의 직접적인 관계를 규명한 연구는 많지 않다. 생활만족과 직무만족의 관계와 관련된 연구에서 직무만족이 생활만족에 지배적인 효과가 있다는 연구(방하남, 2000)와 생활만족이 직무만족의 조절작용을 한다는 연구(백승규·이영면, 2010), 생활만족의 결정요인으로 고용안정(정(+))의 관계), 근로시간(부(-))의 관계), 사업체 규모(정(+))의 관계)와 같은 직무관련 요인들이 논의된 연구(문영만, 2014)가 있었다. 특히, 백승규·이영면(2010)의 연구에서는 생활에 대한 만족이 조직몰입에 긍정적 영향을 주고, 직무만족과 생활만족의 상호작용에서도 조

직물입에 미치는 영향은 정(+)의 관계를 보이며, 생활만족이 높은 근로자를 통해 더욱 강하게 발현된다고 한다. 따라서 생활만족이 높은 경우 직무만족과 조직몰입 간의 긍정적인 관계가 더욱 강화되기에, 기업은 근로자의 생활에 대해서도 관심을 가져야 한다고 제언하고 있다. 또한 직무만족보다 오히려 생활만족이 조직성과에 더 강한 영향을 미친다는 연구도 있다(Jones, 2006). Erdogan, Bauer, Truxillo & Mansfield(2012)의 연구에서는, 종업원이 스스로의 삶에 만족한다면, 직무불만족이 반드시 이직의사로 이어지는 것은 아니며, Shaw & Gupta(2001)의 연구에서는 생활만족과 실제 이직과의 상관관계가 -0.20으로 보고되었다.

생활만족을 연령으로 구분하여 진행한 연구들이 있다. 25세에서 74세 이하의 미국인을 대상으로 한 연령과 생활만족 간의 연구에서도 두 변수 간에는 정의 관계가 있는 것으로 보고했다(Prenda & Lachman, 2001). 또 다른 연구에서는 전반적인 생활만족이 45~65세 사이에 가장 높고, 이 연령구간보다 낮거나 높은 경우에 낮은 생활만족 수준을 나타낸다고 한다(Mroczek & Spiro III, 2005). Warr(1992)는 직무만족과 유사하게 연령과 직무 관련된 웰빙지수의 관계가 통계적으로 유의하며, U-shape 패턴을 보인다고 했다.

직무만족과 생활만족 중에 조직성과에 어느 것이 더 영향력이 큰지에 대해서는 여전히 논쟁의 여지가 있지만, 이직의사는 직무관련 요인뿐만 아니라 생활관련 요인과의 밀접한 관련이 있을 것이며, 또한 연령에 따라 생활만족이 상이할 것이라는 예측이 가능하다. 따라서 본 연구에서는 생활만족이 이직의사에 미치는 영향을 확인하고, 요인별 생활만족을 통해 생활만족의 하위요인들이 이직의사에 미치는 영향의 차이를 살피고자 한다. 또한 연령대별로 이직의사에 영향을 미치는 생활만족 요인을 파악하고자 한다.

가설 3. 생활만족이 높을수록 이직의사가 낮을 것이다.

가설 4. 연령대별로 이직의사에 영향을 미치는 생활만족 요인이 다를 것이다.

4. 연령대의 구분

생애주기(life course)별 분석은 일반적으로 사회적 핵심이슈를 개인의 삶의

중요한 단계를 기준으로 전개해서 바라보는 분석방법을 뜻한다(Mayer, 2009). 성인기 근로자를 연령대별로 나누어서 근로자의 직무관련 태도를 설명하고자 하는 노력들은 꾸준히 있었다. Roehling, Roehling & Moen(2001)은 성인기를 5단계로 구분하고, 생애주기는 근로자의 일·가정정책과 충성도를 조절하며, 또한 성별에 의해서도 그 양상이 달라진다고 주장하였다. Super(1990)는 20대를 성인 초기(탐색기), 30~40대를 성인 중기(확립기), 50~60대를 성인 후기(유지기)로 구분하여, 각각의 시기별로 직업을 탐색하고, 안정적으로 자리를 잡고, 은퇴를 준비하는 시기로 정리하였다.

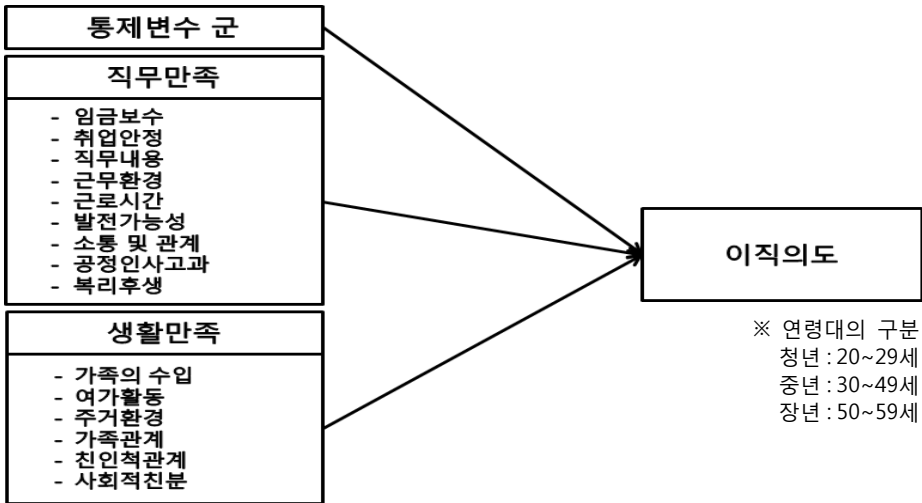
본 연구에서는 Super(1990)의 분류기준을 활용하여 20~29세까지의 근로자를 청년기, 30~49세까지의 근로자를 중년기, 그리고 50~59세의 근로자를 장년기로 구분해서 이직의도에 영향을 미치는 직무만족과 생활만족의 하위요인이 연령대별로 어떻게 다른지 살펴보고자 한다. 실제로 청년고용을 촉진하고자 지난 2010년부터 시행되고 있는 「청년고용촉진 특별법」에서도 청년의 기준을 29세까지로 규정하고 있다.

Ⅲ. 연구방법

1. 연구모형

본 연구에서는 연구모형을 다음 [그림 1]과 같이 제시한다. 직무만족과 생활만족의 측정도구는 만족을 전반적으로 측정하는 것과, 요인별로 측정하는 것을 모두 사용한다. 다만, 다중공선성의 문제를 해소하기 위해 전반적 직무만족과 요인별 직무만족은 함께 독립변수로 구성하지 않으며, 전반적 생활만족과 요인별 생활만족도 함께 독립변수로 분석하지 않았다.

[그림 1] 연구모형



2. 자료수집 및 표본특성

본 연구에서는 실증분석을 위해 한국노동패널조사(KLIPS) 17차년도 개인조사 임금근로자 자료를 사용하였으며, 1만 3,169명의 개인 중 5,327명의 임금근로자를 활용하였다. 이 중 ‘이직 및 이직의사’의 개념이 성립할 수 있는 20세 이상 60세 미만으로 표본을 한정하였으며, 그 결과 4,648명의 임금근로자를 분석하였다.

또한 청년층, 중년층, 장년층 각각의 연령대의 이직의사에 영향을 미치는 요인들을 살펴보기 위해 20세 이상 60세 미만의 임금근로자들을 다시 20~29세(청년층)와 30~49세(중년층), 그리고 50~59세(장년층)의 구간으로 나누었다. 그 결과 청년층 566명, 중년층 2,955명, 장년층 1,127명으로 구분되었다.

3. 변수의 측정

가. 종속변수

본 연구에서의 종속변수는 근로자의 이직의사이다. 리커트 5점 척도로 구성된 ‘별다른 일이 없는 한 이 직장(일자리)을 계속 다니고 싶다’ 문항에서, ‘전혀

그렇지 않다’에 가까이 응답하면 이직의사가 상대적으로 높은 것으로 보았다. 이 문항에 대해서 평균값은 2.35로 나타났다.

나. 독립변수

본 연구에서 독립변수는 직무만족과 생활만족이며, 직무만족은 전반적 직무만족과 요인별 직무만족으로, 생활만족은 전반적 생활만족과 요인별 생활만족으로 구분해서 분석하였다.

1) 직무만족

‘전반적 직무만족’을 묻는 설문문항은 “_____님의 주된 일에 대해 전반적으로 얼마나 만족하고 계십니까?”이며 1점에서 5점 척도로 측정하고 있다. 요인별 직무만족은 “주된 일자리에 관련하여 아래의 항목에 얼마나 만족하고 계십니까?”로 묻고 있으며 5점 척도로 9개의 하위요인을 조사하고 있다. 하위요인은 ① 임금 또는 보수, ② 취업의 안정성, ③ 하고 있는 일의 내용, ④ 근무환경, ⑤ 근로시간, ⑥ 개인의 발전가능성, ⑦ 의사소통 및 인간관계, ⑧ 인사고과의 공정성, ⑨ 복지후생제도이다. 전반적 직무만족의 경우에는 한 문항으로 묻고 있고 하위요인에 대해서도 하나의 문항으로만 만족도를 측정하고 있기 때문에 일반적으로 사용하는 요인분석을 이용한 신뢰도 분석이나 크론바흐 알파값을 이용한 타당도 분석을 시행하지 않았다. 평균값과 표준편차 및 변수들 간에 상관분석을 실시한 결과가 <표 1>에 제시되어 있다.

2) 생활만족

‘전반적 생활만족’을 묻는 설문문항은 “_____님께서는 전반적으로 생활에 얼마나 만족하고 계십니까?”로 구성되어 있고, 5점 리커트 척도로 측정하고 있다. 요인별 생활만족은 “다음의 내용에 대하여 얼마나 만족하고 계십니까?”로 묻고 있으며 5점 척도로 6개의 하위요인을 조사하고 있다. 하위요인은 ① 가족의 수입, ② 여가활동, ③ 주거환경, ④ 가족관계, ⑤ 친인척 관계, ⑥ 사회적 친분관계(친구, 지인관계에 대한 만족도)로 구성되어 있다. 전반적 생활만족과

요인별 생활만족에 대해 신뢰도와 타당도 분석을 하지 않은 이유는 앞에서 설명한 직무만족과 같은 이유이다.

다. 통제변수

선행연구를 토대로 이직의사에 영향을 미치는 요인으로 예상되는 변수들로서 개인의 인구통계학적 특성에 대해서는 성별, 고용형태, 학력, 혼인상태, 건강상태, 근속연수, 노조가입 여부를 포함하였고, 직무특성에 대해서는 직종, 교대

〈표 1〉 표본의 종속변수, 독립변수의 상관관계

	평균	편차	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18
1. 이직의사	2.35	.691	1																	
2. 임금보상 만족	3.02	.768	-.273**	1																
3. 작업환경 만족	2.61	.741	-.388**	.396**	1															
4. 직무내용 만족	2.52	.688	-.414**	.349**	.528**	1														
5. 근무환경 만족	2.63	.727	-.375**	.373**	.491**	.634**	1													
6. 근로시간 만족	2.65	.803	-.287**	.329**	.397**	.501**	.615**	1												
7. 발전가능성	2.73	.713	-.389**	.404**	.439**	.562**	.588**	.510**	1											
8. 소통관계	2.59	.668	-.352**	.359**	.435**	.535**	.557**	.489**	.660**	1										
9. 공정한사과	2.86	.671	-.303**	.414**	.437**	.419**	.461**	.383**	.546**	.508**	1									
10. 복리후생	3.05	.835	-.311**	.453**	.457**	.396**	.456**	.386**	.484**	.445**	.630**	1								
11. 전반적 직무 만족	2.66	.651	-.475**	.453**	.521**	.646**	.566**	.489**	.584**	.548**	.511**	.506**	1							
12. 가족의 수입	2.93	.728	-.245**	.537**	.359**	.317**	.335**	.274**	.366**	.317**	.365**	.404**	.401**	1						
13. 여가활동	2.78	.730	-.241**	.332**	.357**	.325**	.353**	.366**	.343**	.332**	.337**	.374**	.381**	.523**	1					
14. 주거환경	2.50	.691	-.262**	.255**	.312**	.310**	.318**	.275**	.302**	.304**	.274**	.287**	.334**	.417**	.510**	1				
15. 가족관계	2.31	.626	-.265**	.203**	.295**	.311**	.281**	.242**	.265**	.298**	.252**	.219**	.326**	.336**	.389**	.577**	1			
16. 친인척관계	2.46	.634	-.257**	.231**	.289**	.319**	.310**	.249**	.299**	.322**	.282**	.276**	.318**	.332**	.376**	.505**	.669**	1		
17. 사회적 신분	2.45	.619	-.248**	.247**	.306**	.348**	.345**	.284**	.345**	.408**	.318**	.319**	.359**	.350**	.419**	.487**	.590**	.704**	1	
18. 전반적 생활 만족	2.51	.607	-.310**	.361**	.363**	.398**	.385**	.335**	.408**	.401**	.374**	.376**	.450**	.496**	.526**	.596**	.589**	.639**	.654**	1

제 여부, 직무훈련 경험 여부, 임금, 근로시간을 포함하였으며, 조직특성에 대해서는 업종, 사업장 종업원 수를 통제변수로 설정하였다.

IV. 분석결과

1. 기초통계 분석

가. 표본의 연령별 기초통계

<표 2>는 연령대별로 근로자의 성별, 결혼상태, 근로형태, 근무 중인 기업의

<표 2> 표본의 연령별 기초통계

(단위: 명, %)

표본 수		청년층	중년층	장년층	합계
성별	남성	259(45.8)	1,841(62.3)	645(57.2)	2,745(59.1)
	여성	307(54.2)	1,114(37.7)	482(42.8)	1,903(40.9)
고용 형태	정규직	387(68.4)	2,179(73.8)	579(51.4)	3,145(67.7)
	비정규직	179(31.6)	773(26.2)	547(48.6)	1,499(32.3)
학력	미취학	0(0.0)	0(0.0)	2(0.2)	2(0.0)
	초등학교졸	0(0.0)	17(0.6)	121(10.7)	138(3.0)
	중학교졸	1(0.2)	68(2.3)	222(19.7)	291(6.3)
	고등학교졸	84(14.8)	987(33.4)	505(44.8)	1,576(33.9)
	전문대졸	214(37.8)	633(21.4)	93(8.3)	940(20.2)
	대학교졸	252(44.5)	1,022(34.6)	134(11.9)	1,408(30.3)
	석사졸	14(2.5)	180(6.1)	41(3.6)	235(5.1)
	박사졸	1(0.2)	47(1.6)	8(0.7)	56(1.2)
혼인 상태	미혼	474(83.7)	517(17.5)	27(2.4)	1,018(21.9)
	기혼	92(16.3)	2,438(82.5)	1100(97.6)	3,630(78.1)
업종	제조업	433(76.5)	1,930(65.4)	677(60.2)	3,040(65.5)
	서비스업	110(19.4)	743(25.2)	276(24.6)	1,129(24.3)
	기타	23(4.1)	280(9.5)	171(15.2)	474(10.2)
직종	관리·전문가직	119(35.2)	863(29.3)	154(13.7)	1,216(26.2)
	준전문가/사무직	133(23.5)	738(25.1)	112(9.9)	983(21.2)
	서비스/판매직	124(21.9)	445(15.1)	227(20.2)	796(17.2)
	기타직	109(19.3)	897(30.5)	633(56.2)	1,639(35.4)
노조 가입	가입	41(7.3)	360(12.2)	105(9.3)	506(10.9)
	미가입	524(92.7)	2,595(87.8)	1,022(90.7)	4,141(89.1)
교대제	한다	63(11.1)	212(7.2)	133(11.8)	408(8.8)
	안 한다	503(88.9)	2,743(92.8)	994(88.2)	4,204(91.2)
직무 훈련	있다	39(6.9)	262(8.9)	73(6.5)	374(8.1)
	없다	526(93.1)	2,685(91.1)	1,048(93.5)	4,259(91.9)

규모와 종사 업종 등을 나타낸다. 그중에서 고용형태별로 살펴보면 정규직의 비율은 67.7%(3,145명), 비정규직의 비율은 32.3%(1,499명)로 나타났다. 비정규직의 비율은 연령별로 보았을 때, 50세가 넘는 장년층이 48.6%로 가장 높았고 그 다음으로 청년층(31.6%), 중년층(26.2%) 순으로 높았다. 표본의 다른 통계적 특징은 <표 2>를 참조하기 바란다.

나. 연령별 종속변수와 독립변수, 그리고 통제변수 간의 차이(F-검정)

<표 3>은 본 연구에서 사용된 종속변수와 독립변수, 그리고 통제변수 간 분산분석 결과이다. F-검정을 통해 선정된 변수들이 전반적으로 연령집단별로 유의한 차이를 나타내고 있음을 확인할 수 있다. 이직의사는 청년층에서 평균 2.47, 중년층에서는 2.29, 장년층에서는 2.44로 확인되었으며 연령에 따른 이직의사는 U자 커브를 그린다. 임금보수 만족과 복리후생 만족이 3.0점 이하로 가장 낮은 수준으로 조사되었으며, 직무만족보다는 생활만족에서 평균점수가 높은 경향을 확인할 수 있다.

<표 3> 표본의 연령별 종속변수, 독립변수와 통제변수의 차이

		청년층		중년층		장년층		F-값	
		평균	편차	평균	편차	평균	편차		
종속변수		이직의사	2.47	0.74	2.29	0.66	2.44	0.72	27.506***
독립변수	직무만족	임금보수만족	2.93	0.66	2.98	0.71	2.91	0.70	5.046**
		취업안정만족	3.36	0.69	3.44	0.67	3.21	0.71	48.740***
		직무내용만족	3.52	0.67	3.49	0.61	3.33	0.66	30.015***
		근무환경만족	3.41	0.66	3.40	0.66	3.20	0.69	36.481***
		근로시간만족	3.37	0.77	3.36	0.75	3.22	0.74	13.902***
		발전가능성	3.30	0.70	3.28	0.64	3.11	0.63	32.624***
		소통및관계	3.43	0.62	3.42	0.60	3.29	0.60	21.076***
		공정인사고과	3.12	0.61	3.15	0.59	3.03	0.61	16.317***
		복리후생	2.94	0.76	2.97	0.77	2.79	0.78	23.557***
	전반적 직무만족		3.36	0.58	3.42	0.58	3.26	0.59	28.777***
	생활만족	가족의 수입	3.12	0.62	3.05	0.66	2.98	0.67	9.360***
		여가활동	3.24	0.65	3.22	0.67	3.11	0.66	12.646***
		주거환경	3.50	0.61	3.49	0.63	3.41	0.65	6.953***
		가족관계	3.70	0.55	3.69	0.56	3.60	0.59	12.544***
		친인척관계	3.53	0.57	3.55	0.57	3.43	0.58	17.725***
		사회적친분	3.55	0.56	3.55	0.55	3.46	0.57	10.041***
	전반적 생활만족		3.51	0.54	3.50	0.54	3.36	0.55	26.383***

〈표 3〉의 계속

		청년층		중년층		장년층		F-값	
		평균	편차	평균	편차	평균	편차		
통 제 변 수	성별(남성=1)		.46	.50	.62	.48	.57	.49	28.223***
	결혼여부(기혼=1)		.16	.37	.83	.38	.98	.15	1161.775***
	고용형태(비정규직=1)		.32	.47	.26	.44	.49	.50	97.421***
	학력		14.7	1.76	14.2	2.27	11.7	3.12	502.301***
	근속연수		1.82	1.76	6.65	5.94	9.50	9.61	246.487***
	임금(만)		182.30	119.45	265.95	156.64	233.80	179.61	71.768***
	근로시간		46.44	11.95	47.87	12.52	48.05	14.23	2.959*
	직 종	관리전문가직	.35	.48	.29	.45	.14	.34	66.298***
		준전문가/사무직	.23	.42	.25	.43	.10	.30	57.739***
		서비스/판매직	.22	.41	.15	.36	.20	.40	12.679***
		기타직	.19	.39	.30	.46	.56	.50	166.209***
	업 종	제조업	.19	.40	.25	.43	.24	.43	4.231**
		서비스업	.77	.42	.65	.48	.60	.49	22.697***
		기타	.04	.20	.09	.29	.15	.36	28.017***
	종업원 수		205.6	481.0	275.9	1494.5	184.3	1041.1	2.294
	노조가입 여부		.07	.26	.12	.33	.09	.29	7.847***
	교대제 여부		.11	.31	.07	.26	.12	.32	13.200***
	직업훈련경험		.07	.25	.09	.28	.07	.25	3.692**
	건강		3.74	0.55	3.69	0.56	3.47	0.64	67.885***

전반적 직무만족의 연령별 평균분포 모습은 청년에서 낮고 중년에서 높아졌다가, 장년에서 다시 낮아지는 역 U커브와 유사한 형태이다. 요인별 직무만족 중 임금보수, 취업안정, 공정한 인사고과, 복리후생 만족이 이와 유사한 모습이며, 직무내용, 근무환경, 근로시간, 발전가능성, 소통 및 관계에서는 청년의 만족도가 제일 높고 중년, 장년으로 갈수록 낮아지는 경향을 보인다. 전반적 생활만족의 경우 연령별 평균분포 모습은 청년에서 중년까지 완만하게 감소하다 장년에서 급격히 우하향(↘)하는 모습이며, 가족의 수입과 친인척 관계를 제외한 모든 요인별 생활만족도에서 동일한 패턴을 확인할 수 있다.

2. 가설 검증

가. 회귀분석 모형

회귀분석에 있어서는 총 7개의 모형을 설정하고 분석하였다. 모형 1은 통제

변수만을 분석한 결과이며, 모형 2는 전반적 직무만족 변수를 추가한 결과이다. 모형 3은 전반적 직무만족 대신에 요인별 직무만족을 추가한 분석결과이다. 모형 4는 전반적 직무만족과 전반적 생활만족 변수를 포함한 결과이며, 모형 5는 전반적 직무만족과 요인별 생활만족을 포함한 결과이다. 모형 6은 요인별 직무만족과 전반적 생활만족을 포함한 결과이며, 마지막으로 모형 7은 요인별 직무만족과 요인별 생활만족을 포함하여 분석한 결과이다. 통계분석에는 SPSS 23이 사용되었다.

분석결과는 <표 4>에 제시되어 있다. 모든 모형마다 포함되어 있는 통제변수들만 먼저 살펴보았을 때, 모형에 관계없이 이직의사에 공통적으로 영향을 미치는 변수로는 성별은 남성의 경우, 임금은 낮을수록, 직종은 서비스/판매직 종사자의 경우에 상대적으로 이직의사가 높게 나타났다. 통제변수만 포함된 모형 1에서는 남성의 경우, 비정규직의 경우, 근속연수가 짧고, 임금이 낮으며 근로시간은 길수록, 직종은 서비스/판매직에 종사하는 경우, 노조에 가입하지 않은 경우, 직업훈련 경험이 없는 경우, 건강이 좋지 않다고 인식할수록 이직의사가 높게 나타났다. 모형 1에 전반적 직무만족을 추가한 결과(모형 2), 10.5%의 설명력에서 23.1%로 증가하는 것을 확인할 수 있으며, 이 모형에서는 전반적 직무만족이 낮을수록 이직의사가 높음을 보여준다. 앞서 모형 1과 달리 근로시간과 노조가입 여부 등은 유의하지 않은 것으로 나타났다. 모형 3을 보면 설명력은 23.7%로 증가했고, 요인별 직무만족에서는 취업안정성, 직무내용, 근무환경, 개인의 발전가능성, 복리후생에 대한 만족이 높을수록 이직의사가 낮은 것으로 나타났다. 임금보수와 소통 및 관계 만족은 만족과 이직의사가 부(-)의 관계는 있으나, 유의하지 않은 것으로 확인되었다. 따라서 직무만족이 높을수록 이직의사는 낮을 것이라는 [가설 1]은 지지되었다.

전반적 직무만족과 생활만족이 함께 영향을 미치는 모형 4의 결과를 보면, 전반적 직무만족과 생활만족이 높을수록 이직의사가 낮은 것으로 확인되었으며, 전반적 직무만족과 요인별 생활만족이 투입된 모형 5의 결과는 주거환경과 친인척관계에 대한 만족이 높을수록 이직의사가 낮으며, 유의미하지는 않지만 가족관계에 대한 만족도와 이직의사도 부(-)의 관계를 보인다. 모형 6에서는 통제변수와 전반적 생활만족, 그리고 요인별 직무만족이 추가되었다. 전반적 생활

<표 4> 이직의사에 대한 회귀분석 결과

종속변수		이직의사						
통제/독립변수		모형1	모형2	모형3	모형4	모형5	모형6	모형7
성별(남성=1)		.105***	.062***	.051***	.059***	.060***	.050***	.050***
결혼여부(기혼=1)		-.014	-.009	-.016	-.005	.001	-.013	-.008
고용형태(비정규직=1)		.066***	.042**	.010	.039**	.036**	.008	.008
학력		-.007	.017	.025	.023	.027	.029	.032*
근속연수		-.042**	-.026	-.030*	-.025	-.026	-.028*	-.030*
임금		-.198***	-.117***	-.091***	-.110***	-.113***	-.089***	-.091***
근로시간		.062***	.022	.015	.018	.014	.014	.010
직종	관리전문가직	-.034	.011	.010	.009	.010	.008	.008
	준전문가/사무직	-.022	.011	.012	.009	.009	.011	.010
	서비스/판매직	.049**	.070***	.062***	.067***	.066***	.061***	.061***
업종	제조업	.020	.034	.044*	.033	.028	.043*	.038
	서비스업	-.040	-.009	.010	-.008	-.014	.009	.003
노조가입		-.038**	-.023	-.022	-.021	-.021	-.020	-.021
종업원 수		-.010	.002	-.001	.000	.001	-.002	.000
교대제 여부		-.007	-.009	-.012	-.009	-.005	-.011	-.009
직업훈련경험		-.034**	-.019	-.011	-.018	-.015	-.011	-.008
건강		-.106***	-.034**	-.041***	-.018	-.011	-.030**	-.026*
직무만족	임금보수만족			-.020			-.013	-.024
	취업안정만족			-.117***			-.116***	-.110***
	직무내용만족			-.148***			-.144***	-.141***
	근무환경만족			-.089***			-.087***	-.085***
	근로시간만족			.009			.011	.009
	발전가능성			-.134***			-.130***	-.134***
	소통및관계			-.021			-.016	-.019
	공정인사고과			.007			.010	.009
	복리후생			-.033*			-.029	-.037*
전반적 직무만족			-.395***		-.372***	-.375***		
생활만족	가족의 수입					.016		.022
	여가활동					.001		.011
	주거환경					-.068***		-.055***
	가족관계					-.033		-.051**
	친인척관계					-.064***		-.043**
	사회적 친분					.031		.049**
전반적 생활만족					-.074 ***		-.054***	
수정된 R ²		.105	.231	.237	.235	.241	.239	.244
F		28.152***	66.965***	48.163***	68.848***	53.201***	46.920***	40.686***

만족은 모형 4에서와 같이 유의하게 이직의사에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 요인별 직무만족에서는 모형 3과 같이 취업안정성, 직무내용, 근무환경, 개인의 발전가능성에 대한 만족이 낮을수록 이직의사가 높은 것으로 나타났다. 다만 복리후생 만족은 유의하지 않은 것으로 나타났다. 따라서 생활만족이 높을수록 이직의사는 낮을 것이라는 [가설 3]은 지지되었다.

마지막으로 통제변인과 요인별 직무만족, 그리고 요인별 생활만족이 추가되었다. 요인별 직무만족은 앞서 모형 3에서와 같이 취업안정성, 직무내용, 근무환경, 개인의 발전가능성, 복리후생에 대한 만족이 이직의사에 부(-)의 관계로 나타났고, 요인별 생활만족은 주거환경, 가족관계, 친인척관계에 대한 만족은 이직의사에 부(-)의 관계로, 사회적 친분은 정(+)의 관계로 나타났다. 앞서, <표 1>에서 상관계수가 다수 높게 나타나 다중공선성이 의심되었던 친인척관계에 대한 만족과 사회적 친분에 대한 만족은 요인별 직무만족을 투입한 모형 5와 모형 7에서 개별적인 영향력을 행사하는 것으로 보아 크게 문제가 없는 것으로 보이며, 의미 있는 독립적인 변수로 예측되었다.

나. 연령별 회귀분석 결과

다음의 <표 5>는 모형 7을 토대로 청년층, 중년층, 장년층으로 나누어서 이직의사에 영향을 미치는 요인이 어떻게 다른지 알아본 것이다. 여기서는 각각의 하위요인별로 직무만족 요인이 연령대별로 통계적 유의성에 차이가 있는지 분석결과를 살펴보기로 한다. 청년층의 경우 임금보수, 취업안정, 근무환경에 대한 만족이 높을수록 이직의사가 낮아지며 중년층은 취업안정, 직무내용, 근무환경, 발전가능성에 대한 만족이 높을수록 이직의사가 낮아졌다. 장년층의 경우 취업안정, 직무내용, 발전가능성, 소통 및 관계에 대한 만족이 높을수록 이직의사가 낮아지며, 반대로 공정한 인사고과에 대한 만족은 높을수록 이직의사가 높아졌다. 세 개의 모든 연령층에서 영향요인으로 꼽힌 직무만족 하위요인은 취업안정의 만족이며, 두 개의 연령층에 거쳐 영향요인으로 꼽힌 직무만족 하위요인은 직무내용(중년, 장년), 근무환경(청년, 중년), 발전가능성(중년, 장년)이었다. 임금보수의 만족은 청년층에서만 이직의사 영향요인으로 유의했고, 소통 및 관계와 공정한 인사고과는 장년층에서만 이직의사 영향요인으로 유의했다.

<표 5> 이직의사에 대한 연령집단별 회귀분석 결과

종속변수 통제/독립변수		이직의사							
		청년		중년		장년		전체	
		β	t	β	t	β	t	β	t
통제변수									
성별(남성=1)		-.002	-.05	.045	1.98**	.066	1.67*	.050	2.88***
결혼여부(기혼=1)		.005	.11	.031	1.70*	.020	0.66	-.008	-0.53
고용형태(비정규직=1)		.067	1.46	-.014	-0.67	.000	-0.01	.008	0.47
학력		.106	2.52**	-.006	-0.25	.053	1.37	.032	1.74*
근속연수		.017	.42	-.052	-2.46**	-.032	-0.83	-.030	-1.75*
임금		-.131	-2.66***	-.048	-1.77*	-.120	-2.19**	-.091	-4.07***
근로시간		-.064	-1.44	.047	2.35**	-.034	-1.02	.010	0.62
업종	제조업	.010	.15	.023	0.85*	-.046	-1.13	.008	0.36
	서비스업	-.048	-.82	.028	1.13	-.022	-0.62	.010	0.53
직종	관리전문가직	.055	1.00	.060	2.76	.039	1.07	.061	3.48
	준전문가/사무직	.068	.81	.052	1.68	-.031	-0.62	.038	1.52
	서비스/판매직	.006	.07	.017	0.52***	-.040	-0.78	.003	0.13***
노조가입		-.023	-.55	-.022	-1.17	-.022	-0.65	-.021	-1.41
종업원 수		-.008	-.19	-.001	-0.05	-.003	-0.11	.000	0.02
교대제 여부		-.042	-1.00	-.011	-0.59	-.007	-0.22	-.009	-0.58
직업훈련 경험		-.016	-.39	-.006	-0.35	-.014	-0.44	-.008	-0.55
건강		-.024	-.62	-.039	-2.11**	.006	0.18	-.026	-1.70*
독립변수									
직무 만족	임금보수만족	-.092	-2.04**	-.019	-0.82	.011	0.29	-.024	-1.33
	취업안정만족	-.138	-2.88***	-.109	-4.75***	-.073	-1.84*	-.110	-6.05***
	직무내용만족	-.087	-1.64	-.146	-5.97***	-.162	-3.67***	-.141	-7.16***
	근무환경만족	-.189	-3.07***	-.086	-3.36***	-.033	-0.72	-.085	-4.06***
	근로시간만족	.001	.026	.022	0.90	.001	0.03	.009	0.48
	발전가능성	-.063	-1.17	-.159	-6.08***	-.141	-3.03***	-.134	-6.45***
	소통및관계	.027	.48	.024	0.96	-.155	-3.61***	-.019	-0.97
	공정인사고과	-.080	-1.51	.003	0.11	.101	2.30**	.009	0.47
	복리후생	-.086	-1.61	-.025	-1.03	-.047	-1.15	-.037	-1.89*
생활 만족	가족의 수입	.105	2.15**	-.005	-0.22	.028	0.69	.022	1.18
	여가활동	.031	.58	-.006	-0.26	.034	0.85	.011	0.62
	주거환경	-.091	-1.77*	-.032	-1.35	-.098	-2.46**	-.055	-2.94***
	가족관계	-.046	-.90	-.054	-2.14**	-.077	-1.72*	-.051	-2.51**
	친인척관계	-.051	-.96	-.053	-1.96**	-.003	-0.05	-.043	-2.02**
	사회적친분	.075	1.35	.057	2.22**	.019	0.42	.049	2.39**
상수			10.02***		23.40***		14.87***		31.98***
수정된 R ²		.300		.231		.258		.244	
F		7.645***		25.035***		10.546***		40.686***	

추가적으로 생활만족도의 하위요인별로 연령대별 차이를 살펴보면 다음과 같다. 청년층에서는 가족의 수입에 대한 만족이 높을수록 이직의사가 높아지며 주거환경의 만족이 높을수록 이직의사가 낮아졌다. 중년층에서는 가족관계, 친인척관계에 대한 만족이 높을수록 이직의사는 낮아지며, 사회적 친분이 높을수록 이직의사가 높아지는 결과를 보였다. 장년층에서는 주거환경과 가족관계의 만족도가 높을수록 이직의사가 낮아짐을 확인할 수 있었다. 두 개의 연령층에 걸쳐 영향요인으로 꼽힌 생활만족 하위요인은 주거환경(청년, 장년)과 가족관계(중년, 장년)로 확인되며, 이 두 가지 요인은 이직의사와 부(-)의 관계를 보였다. 청년층의 가족의 수입에 대한 만족과 중년층의 사회적 친분의 만족은 이직의사와 정(+)의 관계를 보이는데, 이는 사회에 막 진입한 청년층의 이직의사는 가족의 수입에 의존적일 수 있을 것으로 유추되며, 사회적 친분 만족이 높을수록 친구 및 지인과 이직관련 소통이 많아 이직의사가 높아질 것으로 예상된다.

결론적으로 ‘연령대별로 이직의사에 영향을 미치는 직무만족/생활만족 요인이 다를 것이다’라는 [가설 2]와 [가설 4]는 지지되었다. 장년층의 경우 이직의사에 영향을 주는 요인 중 가장 영향력 높은 요인으로 ‘직무내용 만족’이 확인되었으므로 [가설 2]의 첫 번째 세부가설인 ‘고령 근로자들은 젊은 근로자들에 비해 직무내용(직무특성) 만족이 이직의사에 미치는 영향이 클 것이다’는 지지되었다. 중년층의 경우 이직의사에 영향을 주는 요인 중 가장 영향력 높은 요인으로 ‘발전가능성’이 확인되었으며, 청년층에서 유일하게 ‘임금보수 만족’이 유의미하게 확인되었으므로 [가설 2]의 두 번째 세부가설인 ‘젊은 근로자들은 고령 근로자들에 비해 임금보수 및 발전가능성 만족(소득 및 승진기회)이 이직의사에 미치는 영향이 클 것이다’는 지지되었다.

V. 논의 및 함의

본 연구에서는 기존의 연구와는 다르게 전반적 직무만족을 하위요인별로 구분해서 살펴보았으며, 추가적으로 생활만족도 전반적 만족과 하위요인별로 구분해서 살펴보았다. 실증분석 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다. 먼저 전반적

직무만족의 경우, 선행연구와 같이 만족도가 높을수록 이직의사는 낮은 것으로 나타났다. 그러나 요인별로 살펴보았을 때는 상당한 차이를 보였다. 임금보수나 근로시간, 소통 및 관계, 공정한 인사고과에 대한 만족은 이직의사와 통계적으로 유의미한 영향력을 보이지 않았다. 이러한 결과는 생활만족 변수들을 포함해도 변하지 않았다.

생활만족의 경우 전반적인 생활만족은 이직의사와 부(-)의 관계를 보였다. 그러나 직무만족과 마찬가지로 하위요인별로는 차이가 있었다. 가족의 수입에 대한 생활만족도는 이직의사와 통계적으로 유의한 관계를 보이지 않았다. 여가활동도 의미가 없었다. 그러나 주거환경과 친인척관계는 요인별 직무만족 변수를 포함한 이후에도 통계적으로 부(-)의 관계를 보였다. 하지만 가족관계나 사회적 친분에 대한 만족도는 요인별 직무만족 요인이 포함된 이후의 회귀분석에서는 통계적 유의성을 확보했다.

그러나 각 하위요인이 이직의사에 영향을 미치는 이유에 대해서는 좀 더 추가적인 연구가 진행되어야 할 것이다. 본 연구는 기존에 주로 전반적 직무만족이나 전반적 생활만족 요인으로 분석한 연구에서는 밝히지 못했던 요인별 차이를 보여주었다는 점에서 의의를 가진다고 하겠다. 그리고 임금보수나 가족수입이 중요한 영향요인이 아니라는 점은 예상에서 벗어나기에 좀 더 자세한 추가 분석이 요구된다고 하겠다. 다만 통제변수에 임금수준이 포함되었기 때문에 만족 요인에서 통계적 유의성을 보여주지 못할 가능성도 있다. 이는 향후 분석방법에서의 고민이 좀 더 필요하다고 생각된다.

다음으로 연령별 직무만족을 보면 청년기에는 임금보수·취업안정성·근무환경에 대한 만족도가 이직의사를 낮추었으나, 중년기에는 취업안정·직무내용·근무환경·발전가능성 등이 이직의사를 낮추는 것으로 나타났다. 50대 이상의 장년기에는 취업안정·직무내용·발전가능성·소통 및 관계·공정한 인사고과 등이 영향요인으로 나타났다. 다시 정리해 보면 임금보수는 청년기에, 근무환경은 청년기와 중년기에, 직무내용이나 발전가능성은 중년기와 장년기에, 그리고 소통 및 관계·공정한 인사고과는 장년기에 이직의사에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 시기별 영향요인을 잘 고려한 인적자원관리가 중요하다고 할 것이다.

생활만족의 경우를 보면 가족의 수입에 만족할수록 오히려 청년기에는 이직의사를 높이는 결과를 보였다. 사회적 친분에 대한 만족도도 높을수록 중년기에 이직의사를 높이는 것으로 나타났다. 하지만 주거환경은 청년기와 장년기에, 가족관계는 중년기와 장년기의 이직의사에 영향을 주는 요인으로 나타났으며, 친인척관계는 중년기의 이직의사에 영향을 주었다. 하지만 여가활동에 대한 생활만족은 큰 의미가 없었다.

이러한 실증분석 결과는 다음과 같은 시사점을 준다. 첫째, 근로계약의 핵심 조건인 임금과 근로시간에 대한 만족은 이직의사에 큰 영향을 미치지 못한다는 것이다. 그러나 여기서 임금과 근로시간에는 차이가 있다. 회귀분석에서 절대적 임금수준과 근로시간이 통제변수로 포함되어 있다. 비록 임금에 대한 만족도는 통계적 유의성이 없었으나, 절대적 임금수준은 이직의사를 낮추는 데 통계적 유의성을 보였다. 하지만 근로시간은 절대값이나 만족도 모두 통계적 유의성을 보이지 않았다는 차이가 있다. 따라서 이러한 내용은 임금의 절대적 수준이 높으면 이직의사를 낮추지만, 임금의 절대적 수준이 높다고 하더라도 이것이 임금에 대한 만족도에 영향을 주는 것은 아니라는 설명을 제시해 볼 수 있다. 좀 더 체계적인 설명은 추가 연구가 필요하다고 생각한다.

그리고 통계적인 유의성을 가지는 취업안정성, 직무내용, 근무환경, 발전가능성, 복리후생 등은 이직관리를 위해서 기업의 중점적인 관리가 필요한 영역이라고 해석할 수 있다. 따라서 이직관리를 하고자 하는 기업에서는 근로자가 고용에 대해 안정감을 느낄 수 있도록 돕고, 근로자의 직무에 대한 역할과 책임을 명확하게 하며, 역량과 적성을 고려한 직무배치, 경력개발 프로그램을 통한 조직과 개인의 발전가능성 제시 등의 인사관리 정책이 더욱 효과적일 것이다.

셋째, 생활만족은 직무만족에 비해 이직의사에 영향력이 미미하지만 주거환경, 가족관계, 친인척관계가 좋을수록 이직의사가 낮아진다. 기업에서 일·가정양립을 위한 정책을 수립하고, 복리후생 프로그램이나 주거환경을 개선·지원하는 프로그램, 가족관계 향상 프로그램 등을 갖춘다면 이는 이직의사를 낮추는데 긍정적으로 작용할 것이다. 그러나 최근 기업들이 강조하고 있는 근로자들의 여가활동이 이직의사와 통계적 유의성이 없다는 점은 추가 연구가 필요한 부분이라고 하겠다.

넷째, 인적자원 관리 시 연령의 다양성을 고려하여야 한다는 점이다. 청년층의 이직관리는 취업안정 및 근무환경 개선, 임금만족도 향상에 집중하고, 중년층의 경우 발전가능성에 대한 비전 제시가 필요하며 중년층의 경우에는 직무내용에 대한 만족도 제고, 소통 및 관계 개선 프로그램이 도움이 된다. 이는 이직(률) 관리에만 국한되지 않는다. 근로자의 채용에서부터 이직까지 인사관리제도의 전 범위에서 고려될 수 있다.

그러나 본 연구의 한계점은 다음과 같이 정리할 수 있다. 첫째, 일반적 실증연구의 한계점인 횡단면 분석결과를 사용하였다는 점이다. 특히 노동패널조사는 동일 근로자에 대한 조사가 반복된다는 장점을 활용하지 못하였다는 점이 본 연구의 중요한 한계점이라고 생각된다. 둘째, 실제 발생한 이직이 아니라 이직의사를 측정하여 사용하였고, 또한 5점 리커트 척도를 측정한 값을 사용하였기 때문에 최소자승법을 근거로 하는 회귀분석법에 편기현상을 보일 수 있다는 점이다. 이 분석방법은 종속변수에 대한 가정을 바꾸고 로짓이나 프로빗을 이용하면 극복할 수 있을 것으로 생각되어 추가 분석을 시행할 예정임을 여기에 밝힌다. 셋째, 직무만족이나 최근 많이 연구되는 생활만족의 요인별 구성요소에 대해 충분한 이론적 검토를 하지 못해서, 결과에 대한 해석에 한계가 있음을 밝힌다. 특히 생활만족에 있어서는 아직 연구의 초기 단계이기 때문에 후속 연구를 통해 보완하고자 한다.

참고문헌

- 강혜련·최서연(2001). 「기혼여성 직장-가정 갈등이 예측변수와 결과변수에 관한 연구」. 『한국심리학회지: 여성』 6(1): 23~42.
- 금재호(1998). 「이직의 원인과 행태에 관한 연구: 기업규모별 분석」. 『노동경제론집』 21(2): 163~194.
- 김상옥·유홍준(2002). 「직무만족과 이직의사의 행태학적 결정요인: 전국 패널 자료를 사용한 GLM 및 GEE 추정」. 『한국사회학』 36(1): 51~81.
- 김용석·이영면(1999). 「파견근로자와 정규직 근로자의 직무만족 결정요인에 관

- 한 연구」. 『산업관계연구』 9: 31~53.
- 문영만(2014). 「정규직과 비정규직의 생활만족도 패널분석 - 잠재성장모형을 중심으로」. 『산업노동연구』 20 (2): 187~218.
- 박경규 · 이기은(2004). 「조직에 대한 직무배태성과 이직의도간의 관계」. 『경영학 연구』 33 (5): 1423~1440.
- 박우성 · 노용진(2000). 「비정규직 근로자의 직무만족과 이직의도 결정요인에 관한 연구」. 『제2회 한국노동패널 학술대회 자료집』. 한국노동연구원.
- 박준철 · 홍순복(2007). 「세무공무원의 의사결정참여, 상사신뢰, 성과피드백이 조직몰입과 직무생산성에 미치는 영향」. 『인적자원관리연구』 14 (4): 171~183.
- 방하남(2000). 「직무만족도와 생활만족도의 결정요인과 상호작용효과에 관한 연구」. 『노동경제논집』 23 (3): 133~154.
- 백승규 · 이영면(2010). 「직무만족과 조직몰입의 관계에서 생활만족이 미치는 조절효과」. 『인적자원관리연구』 17 (4): 349~371.
- 서재현(2008). 「팀교체의도와 이직의도에 영향을 미치는 요인에 관한 연구 - 팀 몰입과 조직몰입을 중심으로」. 『인력개발연구』 10 (3): 1~21.
- 유계숙(2007). 「가족친화 기업정책의 시행 및 이용 여부와 근로자의 직업만족도, 이직의도, 직무성과」. 『가족과 문화』 19 (2): 35~59.
- 유청렬 · 이경희(2003). 「조직갈등이 이직성향에 미치는 영향」. 『인적자원관리연구』 6: 67~95.
- 이영면(2005). 「비정규직의 이직의사와 이직행위에 대한 연구: 정규직과의 비교를 중심으로」. 『인사조직연구』 13 (1): 35~63.
- _____(2011). 『직무만족의 의미와 측정』. 서울: 경문사.
- 이요행 · 방묘진 · 오세진(2005). 「가족친화적 조직문화가 조직몰입, 직장만족, 이직의도, 그리고 가정만족에 미치는 영향: 직장-가정 갈등의 매개효과를 중심으로」. 『한국심리학회지: 산업 및 조직』 18 (3): 639~657.
- 이종현 · 신강현 · 백승근 · 허창구(2014). 「이직연구에서 직무배태성 개념의 유효성」. 『한국심리학회지: 산업 및 조직』 27 (4): 743~782.
- 이준호 · 박지환(2011). 「집단 내 갈등과 이직의도의 관계에서 직무만족의 매

- 개효과 : 한국과 중국 종업원들의 공통점과 차이점. 『한국심리학회지 : 산업 및 조직』 24 (1) : 75~102.
- 정영순 · 어윤경 · 최인선(2012). 「전일제와 시간제 기혼 취업여성의 이직의사에 영향을 미치는 요인 분석」. 『사회복지정책』 39 (3) : 91~115.
- 정재호 · 이병희(2004). 「고용유연화가 기업의 훈련투자에 미치는 영향」. 『노동정책연구』 4 (4) : 21~43.
- 조학래(1998). 「연구개발 인력의 이직의사 영향 요인」. 『인사관리연구』 22 (1) : 81~125.

- Becker, H. S.(1960). “Notes on the Concept of Commitment.” *American Journal of Sociology* 66 (1) : 32~42.
- Burke, R. J.(2001). “Organizational Value, Work Experiences and Satisfaction among Managerial and Professional Women.” *Journal of Management Development* 20 (4) : 346~353.
- Chiu, R. K. and Francesco, A. M.(2003). “Dispositional Traits and Turnover Intention: Examining the Mediating Role of Job Satisfaction and Affective Commitment.” *International Journal of Manpower* 24 (3) : 284~298.
- Clark, A., Oswald, A. and P. Warr(1996). “Is job satisfaction U-shaped in age?” *Journal of Occupational and Organizational Psychology* 69 (1) : 57~81.
- Clark, A. E.(1997). “Job satisfaction and gender : Why are women so happy at work?” *Labour Economics* 4 (4) : 341~372.
- Clugston, M.(2000). “The Mediating Effects of Multidimensional Commitment on the Job Satisfaction and Intent to Leave.” *Journal of Organizational Behavior* 21 (4) : 477~486.
- Cotton, J. L. and J. M. Tuttle(1986). “Employee Turnover: A Meta-Analysis and Review with Implications for Research.” *Academy of Management Review* 11 (1) : 55~70.
- Dalessio, A., W. H. Silverman, and J. R. Schuck(1986). “Paths to Turnover : A Re-analysis and Review of Existing Data on the Mobley, Horner, and

- Hollingsworth Turnover Model.” *Human Relations* 39 (3) : 245~263.
- Dick, R. V.(2004). “My job is my castle: identification in organizational contexts.” *International Review of Industrial and Organizational Psychology* 19 : 171~203.
- Doering, M., S. R. Rhodes, and M. R. Schuster(1983). *The Aging Worker : Research and Recommendations*. Sage Publications, Inc.
- Ellingson, J. E., M. L. Gruys, and P. R. Sackett(1998). “Factors Related to the Satisfaction and Performance of Temporary Employees.” *Journal of Applied Psychology* 83 (6) : 913~921.
- Erdogan, B., T. N. Bauer, D. M. Truxillo, and L. R. Mansfield(2012). “Whistle while you work a review of the life satisfaction literature.” *Journal of Management* 38 (4) : 1038~1083.
- Firth, L., D. J. Mellor, K. A. Moore, and C. Loquet(2004). “How can managers reduce employee Intention to Quit?” *Journal of Managerial Psychology* 19 (2) : 170~187.
- Glenn, N. D., P. A. Taylor, and C. D. Weaver(1977). “Age and job satisfaction among males and females: A multivariate, multisurvey study.” *Journal of Applied Psychology* 62 (2) : 189~193.
- Griffin, M. L., N. L. Hogan, and E. G. Lambert(2014). “Career Stage Theory and Turnover Intent Among Correctional Officers.” *Criminal Justice and Behavior* 41 (1) : 4~19.
- Hakanen, J. J. and W. B. Schaufeli(2012). “Do burnout and work engagement predict depressive symptoms and life satisfaction? A three-wave seven-year prospective study.” *Journal of Affective Disorders* 141 (2) : 415~424.
- Handyside, J. D.(1961). “Satisfactions and aspirations.” *Occupational Psychology* 35 (4) : 213~243.
- Hom, P. W. and R. W. Griffeth(1995). *Employee Turnover*. Ohio : South-Western College Publishing.
- Hunt, J. W. and P. N. Saul(1975). “The Relationship of Age, Tenure, and Job

- Satisfaction in Males and Females.” *Academy of Management Journal* 18 (4) : 690~702.
- Jones, M. D.(2006). “Which is a better predictor of job performance : Job satisfaction or life satisfaction.” *Journal of Behavioral and Applied Management* 8 (1) : 20~42.
- Kalleberg, A. L. and K. A. Loscocco(1983). “Aging, values and rewards : Explaining age differences in job satisfaction.” *American Sociological Review* 48 (1) : 78~90.
- Kickul, J., S. W. Lester, and J. Finkl(2002). “Promise Breaking During Radical Organizational Change : Do Justice Intervention Make a Difference.” *Journal of Organization Behavior* 23 : 469~488.
- Lee, R. and E. R. Wilbur(1985). “Age, Education, Job Tenure, Salary, Job Characteristics, and Job Satisfaction : A Multivariate Analysis.” *Human Relations* 38 : 781~791.
- Locke, E. A.(1976). “The Nature and Causes of Job Satisfaction.” In Dunnette, M. D.(ed.), *Handbook of Industrial and Organizational Psychology*, Skokie. IL : Rand McNally.
- Lum, L., J. Kervin, K. Clark, F. Reid, and W. Sirola(1998). “Explaining nursing turnover intent : job Satisfaction, Pay Satisfaction, or Organizational Commitment?” *Journal of Organizational Behavior* 19 (3) : 305~320.
- Mayer, K. U.(2009). “New Directions in Life Course Research.” *Annual Review of Sociology* 35 : 413~433.
- McKee, G. H., S. E. Markham, and K. D. Scott(1992), “Job Stress and Employee Withdrawal from Work.” In Quick, J. C., Murphy, L. R. and Hurrell, J. J. (eds.), *Stress and Well-being at Work: Assessments and Interventions for Occupational Mental Health*. Washington, D.C. : American Psychological Association. pp.153~163.
- Mitchell, T. R., B. C. Holtom, T. W. Lee, C. J. Sablinski, and M. Erez(2001). “Why people stay : Using Job Embeddedness to predict voluntary Turnover.”

- Academy of Management Journal* 44 (6) : 1102~1121.
- Mobley, W. H., S. O. Horner, and A. T. Hollingsworth(1978). "An evaluation of precursors of hospital employee turnover." *Journal of Applied Psychology* 63 (4) : 433~443.
- Mroczek, D. K. and A. Spiro III(2005). "Change in life satisfaction during adulthood : findings from the veterans affairs normative aging study." *Journal of Personality and Social Psychology* 88 (1) : 189~202.
- Muchinsky, P. M.(1977). "Employee Absenteeism: A Review of the Literature." *Journal of Vocational Behavior* 10 : 326~340.
- Neugarten, B. L., R. J. Havinghurst, and S. S. Tobin(1961). "The Measurement of Life Satisfaction." *Journal of Gerontology* 16 : 134~143.
- Peltokorpi, V.(2013). "Job embeddedness in Japanese organizations." *International Journal of Human Resource Management* 24 (8) : 1551~1569.
- Poon, J. M. L.(2003). "Situational Antecedents and Outcomes of Organizational Politics Perceptions." *Journal of Managerial Psychology* 18 (2) : 138~155.
- Porter, C. M., S. E. Woo, and M. A. Campion(2016). "Internal and external networking differentially predict turnover through job embeddedness and job offers." *Personnel Psychology* 69 : 635~672.
- Prenda, K. M. and M. E. Lachman(2001). "Planning for the future : a life management strategy for increasing control and life satisfaction in adulthood." *Psychology and Aging* 16 (2) : 206~216.
- Roehling, P. V., M. V. Roehling, and P. Moen(2001). "The Relationship between Work-life Policies and Practices and Employee Loyalty : A Life Course Perspective." *Journal of Family and Economic Issues* 22 (2) : 141~170.
- Shaw, J. D. and N. Gupta(2001). "Pay fairness and employee outcomes: Exacerbation and attenuation effects of financial need." *Journal of Occupational and Organizational Psychology* 74 (3) : 299~320.
- Sicherman, N.(1996). "Gender Differences in Departures from a Large Firm." *Industrial and Labor Relations Review* 49 (3) : 484~505.

- Super, D. E.(1990). "A Life-span, Life-space Approach to Career Development."
In Brown, Brooks, D., Linda. (eds.), *Career Choice and Development*. San Francisco: Jossey-Bass. pp.197~261.
- Warr, P. B.(1992). "Age and occupational well-being." *Psychology and Aging* 7 (1) : 37~45.
- Weaver, C. N.(1980). "Job satisfaction in the United States." *Journal of Applied Psychology* 65 (3) : 364~367.
- Wright, J. D. and R. F. Hamilton(1978). "Work satisfaction and age : Some evidence for the 'job change' hypothesis." *Social Forces* 56 (4) : 1140~1158.
- Zhao, X. R., Qu, H. and R. Ghiselli(2011). "Examining the relationship of work - family conflict to job and life satisfaction : A case of hotel sales managers." *International Journal of Hospitality Management* 30 (1) : 46~54.

Determinants of Turnover Intention by Age Group : A Study of Facet-based Job and Life Satisfaction

Kim Jung-Eun · Kang Kyung-Ju · Lee Young-Myon

This study examines the determinants of turnover intention among employees by age group using regression analysis on data from the 17th Korea Labor Panel Survey. Specifically, the study examined the relationship between overall job satisfaction as well as facet-based job satisfaction and turnover intention given that the conclusive evidence from past studies that job satisfaction is the most powerful predictor of turnover intention. Furthermore, the study analyzed the relationship between life satisfaction and turnover intention, as this question may have special relevance in age group differentiation. The results support previous studies in demonstrating a negative relationship between both overall job and life satisfaction and turnover intention; yet the job and life-satisfaction facets affecting turnover intention vary by age groups. Wage, job stability, working environment, family income, and residential environment determine turnover intention in youth (20~29 years); job stability, working environment, family income, and residential environment affect turnover intention in the middle-aged (30~49 years) ; and job stability, job content, growth potential, communication and relationships, fair assessment, residential environment, and family relationship determine turnover intention in the senior (50~59 years) group. Finally, while the study confirms an expected negative relationship with turnover intention and facets of job satisfaction as well as the residential environment, family relationship, and relationship with relatives aspects of life satisfaction, it demonstrates a positive relationship between the social friendship facet of life satisfaction and turnover intention.

Keywords : turnover intention, overall job satisfaction, facet-based job satisfaction, life satisfaction, age

노동정책연구
2017. 제17권 제1호 pp.85~107
한국노동연구원

연구논문

은퇴가 건강 및 삶의 만족에 미치는 영향*

김범수**
최은영***

본 연구는 한국고용정보원의 고령화연구패널조사(KLoSA) 1차(2006년)와 5차(2014년)를 이용하여, 고령자 은퇴가 건강 및 삶의 만족에 주는 효과를 분석한다. 분석방법은 준실험 모형인 이중차이(Difference-in-Differences model; DID) 회귀분석으로 은퇴 전후 시점의 상호작용효과를 추정한다. 분석결과, 은퇴는 고령자의 건강 및 전반적인 삶의 만족에 부정적인 영향을 미치며, 은퇴 이후 건강상태 만족도는 약 10.9% 감소하고, 전반적인 삶의 만족도는 약 5.1% 감소하는 효과가 나타났다. 또한, 은퇴가 직접적으로 주관적 건강상태에 부정적인 영향을 주며, 약 19.3% 나빠질 가능성을 확인하였다. 이러한 결과들을 바탕으로 고령자 은퇴와 건강과의 상호관련성 및 노동환경적 요인들을 고려한 인구고령화 정책이 요구됨을 시사한다.

핵심용어 : 은퇴, 건강, 삶의 만족도, 이중차이(DID)

논문접수일: 2016년 12월 30일, 심사외뢰일: 2017년 1월 19일, 심사완료일: 2017년 1월 25일

* 본 논문은 2014년도 정부(교육부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임(NRF-2014S1A3A22044238).

** 고려대학교 정경대학 경제학과 교수(kimecon@korea.ac.kr)

*** 고려대학교 경제연구소 연구교수(economy88@korea.ac.kr)

I. 서론

인구고령화와 노동시장의 조기은퇴는 경제활동인구의 감소, 경제성장의 지속가능성 약화, 국가 재정능력의 한계 등 사회경제 전반에 걸친 문제로 대두되고 있다. 한국은 2000년 고령사회에 진입한 이후 세계에서 가장 빠른 노령화 추세가 진행되고 있으며, 인구고령화 과정에서 젊은 생산가능인구의 감소를 대체할 고령근로자의 정년연장 및 노동력 확보에 주력하고 있다. 특히, 고령자를 위한 노후 소득확보 차원의 노인일자리 지원정책으로 2016년 고용노동부에서는 장년층의 고용안정에 필요한 조치(정년연장 등)를 하는 사업주 및 임금피크제 적용 근로자들에게 장년고용안정지원금을 지급하여 적극적으로 고령근로자에 대한 일자리지원 정책을 실시하고 있다.¹⁾

노동시장에서의 은퇴는 고령자의 삶에 있어서 물리적·심리적으로 커다란 변화를 유발하는 중요한 사건이다. 그리고 수명연장이나 조기퇴직과 같은 최근의 경향들로 인해 은퇴를 경험하는 건강한 중고령자들이 늘어나고 있다. 실질적으로 은퇴가 고령자의 신체적 건강과 정서적 건강, 또는 삶의 질에 영향을 줄 가능성이 크다는 것은 연구결과에서도 확인되고 있다. Dave et al.,(2006)은 은퇴가 질병상태와 정신건강에 좋지 않은 효과가 있으며, 은퇴 후 질병상태는 5~6% 악화하고 정신건강상태는 6~9% 저하한다고 하였다. Behncke, S.(2012)도 은퇴가 만성질환으로 진단받을 위험을 10% 증가시킨다고 하였다. 그리고 비자발적 은퇴는 경제적·심리적인 요인 등에서 은퇴만족도에 부정적인 효과가 있다고 한다(Von Solinge and Henkens, 2007). 반면, Jokela et al.,(2010)은 은퇴가 정신건강에 긍정적 영향을 주며, 법적 은퇴와 조기 자발적 은퇴는 건강상태 및 신체적 기능을 향상시킨다고 주장한다. 그리고 Charles(2002)도 은퇴가 삶의 만족도에 긍정적 효과를 미친다는 결과를 도출하였다. 해외연구들의 논의와 마찬가지로 국내에서도 은퇴와 건강 및 삶의 만족도 간의 상관성을 주제로

1) 2016년 고용노동부 장년고용안정지원금은 정년연장 및 정년퇴직자 재고용 시 월 30만 원을 사업주에게 지원하여 임금피크제 대상 근로자 감액임금을 일부 지원한다.

한 연구들이 논의되고 있다. 그러나 고령자를 대상으로 은퇴와 건강 및 삶의 만족도에 관해 조사한 자료가 충분히 축적되지 않아 아직 다양한 연구들이 시행되지 못하고 있다.

이러한 의미에서 본 연구는 자료의 제약에도 불구하고 한국고용정보원의 「고령화연구패널조사(Korean Longitudinal Study of Ageing)」를 이용하고자 한다. 「고령화연구패널조사」는 고령자 개인을 대상으로 한 종단적(longitudinal) 분석을 수행할 수 있는 자료를 가장 많이 확보하고 있으며, 고령자 삶의 만족도에 대한 상세한 정보를 얻을 수 있는 장점이 있다. 이와 같은 종단자료를 이용하여 본 연구는 이중차이(Difference-in-Differences : DID) 분석으로 고령자의 인구학적 요인들의 차이를 통제한 상태에서 고령자 은퇴 이후에 건강상태 및 삶의 만족도에 어떠한 변화가 발생하는가를 분석하고자 한다. 이중차이 분석은 준실험 연구모형으로 정책적인 효과를 시사할 수 있는 적합한 분석방법이다. 이를 통하여 기존의 방법론에 대한 한계를 극복하고, 효율성 측면에서 보다 정확한 추정을 수행하고자 한다. 또한, 은퇴가 건강상태 만족도와 주관적 건강상태에 미치는 효과를 동일한 표본을 대상으로 동일한 분석방법을 이용하여 추정함으로써 기존의 연구와 차별된다. 이는 노동시장 은퇴가 삶의 만족도에서 건강상태에 미치는 효과와 직접적으로 주관적 건강에 미치는 효과를 모두 분석해 봄으로써 은퇴 이후 건강상태 변화를 보다 정확하게 확인할 수 있다. 따라서 본 연구는 국내에서 최초로 이중차이(DID) 분석기법을 사용하여 우리나라 대표 표본을 가지고 은퇴자의 건강 및 삶의 만족도에 관한 분석을 수행하는 데 그 의의를 갖는다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 은퇴와 건강 및 은퇴와 삶의 만족도 간의 관계를 분석한 국내외 선행연구들을 고찰하고, 제Ⅲ장에서는 본 논문에서 사용할 한국고용정보원의 「고령화연구패널조사(Korean Longitudinal Study of Ageing; KLoSA)」자료와 연구대상을 설명하며, 은퇴시기에 따른 삶의 만족도 값을 그래프로 살펴본다. 그리고 이중차이(Difference-in-Differences; DID) 분석에 대한 회귀모형을 설명하고, 투입할 종속변수 및 주요 독립변수들을 살펴본다. 제Ⅳ장에서는 이중차이(DID) 분석을 수행한 고령자 삶의 만족도 및 주관적 건강상태 추정결과를 제시하고, 강건성 검정결과(Robustness Check)

를 보여준다. 마지막 제V장에서는 본 연구의 결과를 정리하고, 향후 연구와 정책에 관한 시사점을 제시한다.

II. 선행연구 개관

1. 은퇴와 건강

은퇴가 건강에 미치는 영향에 관한 연구들은 상반된 주장으로 논란이 되고 있다. 일부 연구자들은 노년층 사람들이 은퇴를 통해 사회적, 경제적 역할의 변화를 경험하며, 노동시장 이탈로 인한 사회적 자본의 감소가 건강에 부정적인 영향을 미치는 것으로 보고 있다. Minkler(1981)는 은퇴를 생애사건에 대한 연구로 접근하였으며, 은퇴가 건강에 좋지 않은 요소로 작용할 수 있다는 선행연구들에 대한 검토를 수행하였고, 은퇴에 대한 이해와 광범위한 사회구조적 환경하에서 은퇴와 건강에 관한 실증적 연구를 수행해야 한다고 주장하였다. 그리고 Dave et al.(2006)은 미시간(Michigan)대 사회연구원의 건강 및 은퇴 연구(Health and Retirement Study : HRS) 자료를 이용하여 은퇴가 신체적, 기능적 제한, 질병상태 및 우울증의 지표로 측정한 건강상태에 미치는 효과를 추정한 연구에서 완전은퇴(complete retirement)가 질병상태와 정신건강에 좋지 않다는 사실을 밝혔다. 구체적으로 완전은퇴로 인해 평균 퇴직 후 6년 동안 일상생활과 관련된 문제가 5~16% 증가하며, 질병상태는 5~6% 악화, 정신건강상태는 6~9% 저하하는 효과가 발생한다고 주장하였다.²⁾ Behncke, S.(2012)는 ELSA(English Longitudinal Study of Ageing) 자료를 이용하여 은퇴가 여러 가지 건강결과에 미치는 효과를 비(非)매개변수 매칭(non-parametric matching)과 도구변수(IV)로 분석한 결과, 은퇴는 만성질환으로 진단받을 위험을 10% 증가시킨다고 밝혔다. 특히, 심혈관 질환(4%)과 암 진단(3~4%) 위험을 높이며, 신체 활

2) Dave et al.,(2006)은 내생성으로 인한 편의를 고려하기 위해 패널데이터를 사용하였고, 강건성 및 타당성을 측정하기 위해 반증적(counterfactual) 및 사양검사(specification checks)를 실시하였다.

동의 문제가 증가할 가능성이 있다고 하였다. 그리고 Calvo et al.(2013)은 주관적인 신체적, 정신적 건강에 대한 은퇴시기의 영향을 HRS 패널데이터를 이용하여 도구변수(IV)를 포함한 회귀분석으로 실시하였다. 그 결과, 조기퇴직은 건강에 악영향을 미치나, 법정 정년과 같이 사회적 규범에 따른 은퇴는 동료들과 같이 동시에 은퇴하면서 보다 좋은 건강성고를 달성할 수 있다고 주장한다.

은퇴가 정신건강에 긍정적 영향을 준다는 결과를 보고한 연구들에 따르면, 은퇴로 인해 사람들이 업무에 대한 스트레스를 받지 않고, 건강을 위하여 시간을 더 많이 활용할 수 있다는 점에서 은퇴가 건강에 긍정적인 효과가 있다고 주장한다. Jokela et al.(2010)은 은퇴와 정신적 건강 및 신체적 기능과의 관련성을 종단적 분석을 통해 추정한 결과에서 60세 법적 은퇴는 정신적 건강상태를 평균 2.2점(1.7~2.8), 신체적 기능을 평균 1.0점(0.6~1.5) 더 높아지게 하며, 조기 자발적 은퇴는 정신적 건강상태를 2.2점(1.7~2.7), 신체적 기능을 1.1점(0.8~1.4) 더 높여준다고 한다. 따라서 법적 은퇴 및 자발적 은퇴로 퇴직 후 건강상태가 향상되며, 이후 시간이 지남에 따라 향상되는 증가폭은 약해진다고 한다.³⁾ 그리고 Von Solinge, Hanna(2007)는 네덜란드 고령 근로자를 대상으로 다중패널을 사용하여 은퇴 이후 건강변화를 다중회귀분석으로 분석한 결과 평균적으로 은퇴 이후 건강은 악화되지 않는다고 주장한다. 은퇴로 전환한 연령대는 57~63세로 이 중 일부는 건강등급 및 의료소비가 개선되었으며, 나이와 다양한 건강 간의 부정적인 관계에도 불구하고 비교적 작게나마 은퇴가 건강에 미치는 긍정적인 효과를 발견한다. 그러나 비자발적으로 은퇴한 고령자는 주관적 건강상태가 나빠진 것으로 나타났다. 또한, 은퇴가 건강상태에 미치는 효과는 직업 특성, 고령 근로자의 소득에 대한 사회적 접근에 따라 다르다고 주장한다. 이와 같이 고령자의 자발적 은퇴는 심리적·시간적 여유를 가질 수 있기 때문에 건강증진에 도움이 될 수도 있다. 그리고 간접적으로 은퇴 후 여가활동 및 사회활동을 통해 더 좋은 건강상태를 유지할 수도 있을 것이다(최성수 외, 2008).

이상에서 논의한 바와 같이 고령자의 은퇴와 건강에 대한 연구가 사회적으로

3) Jokela et al.(2010)은 Short Form Medical Outcomes 조사를 사용하였으며, 응답자 본인의 정신건강 및 신체기능에 대해 평가한 자료를 이용하였다. 표본 7,584명을 대상으로 T 점수(평균[분산])로 측정하였으며, 은퇴와 건강은 15년간 6회 조사를 통해 평가하였다.

시의성이 있음에도 불구하고 우리나라에서는 은퇴와 건강에 대한 미시자료의 제약으로 고령자 개인을 대상으로 한 분석에 어려움이 있었다. 그래서 관련 연구는 많지 않은 실정이다. 대표적 국내연구로는 이승렬(2007), 최성수 외(2008), 석상훈(2011), 박창제(2013) 등이 있다. 이승렬(2007)은 「한국노동패널」 자료를 이용하여 은퇴자와 비은퇴자의 건강상태를 분석하였고, 그 결과 은퇴자의 건강상태가 비은퇴자보다 좋지 않을 확률이 높게 나타났다. 그리고 객관적 건강상태를 나타내는 감각기관 장애, 육체적 제약, 활동 제약에 있어서도 은퇴자의 건강상태가 좋지 못함을 밝혔다. 그리고 최성수 외(2008)는 「고령화연구패널」 자료를 이용하여 은퇴와 주관적 건강 사이의 관계를 살펴본 결과, 은퇴가 직접적으로, 그리고 사회적 연결망을 통한 간접적인 경로로 동시에 건강상태에 영향을 주는 중요한 요인임을 증명하였다. 석상훈(2011)은 「국민노후보장패널」 1~3차 자료를 이용해 로짓 분석과 성향점수 매칭법(PSM)을 이용하여 은퇴가 주관적 건강상태에 미치는 효과를 추정하였다. 분석 결과, 은퇴라는 사건은 주관적 건강상태를 악화시키는 방향으로 작용하고 있어 비자발적인 조기은퇴의 경우 건강 투자비용을 높일 수 있다는 점에서 사회 전체에 바람직하지 않은 결과를 초래한다고 주장하였다. 그리고 박창제(2013)는 은퇴시기에 따른 신체적, 정신적 건강의 효과를 분석한 결과, 기대연령에서의 적정한 시기의 은퇴가 건강성과에 좋은 영향을 미치며 그보다 은퇴가 이르거나 늦으면 신체적 건강이 상대적으로 나빠진다고 분석하였다.

2. 은퇴와 삶의 만족도

삶의 만족도는 삶의 질(quality of life)을 측정하는 주요 지표 가운데 하나이며, 개인이나 집단을 둘러싼 삶의 객관적인 조건뿐만 아니라, 개인이나 집단이 경험하는 주관적 느낌을 포함하고 있다(신현구, 2007). 특히, 고령화가 빠르게 진행되면서 개인의 노년기 삶이 길어짐에 따라 주관적 삶의 만족도는 노년기 삶의 질 연구에 중요한 척도가 된다.

고령인구 및 은퇴에 관한 연구에서 은퇴 후 삶의 만족도를 분석한 Charles (2002)는 전통적 견해에서는 은퇴가 삶의 만족도를 감소시키나, 은퇴와 삶의

만족도는 동시적 관계에 있으므로 오히려 은퇴가 삶의 만족도에 긍정적 효과를 미친다는 결과를 내생성을 통제한 모형에서 밝히고 있다. 그리고 Pinquart and Schindler(2007)는 독일의 은퇴자를 대상으로 삶의 만족도 변화를 분석한 연구에서 은퇴자 연령, 성별, 사회경제적 지위, 결혼 상태, 퇴직 전의 실업, 그리고 지역에 따라 삶의 만족도가 다를 수 있으며, 사회경제적 자원이 풍부하면 은퇴에 따른 삶의 만족도는 감소할 가능성이 적다고 주장하였다. 지금까지 은퇴만족도의 결정요인에 대한 연구들은 소득 또는 자산에서 추가로 은퇴 적응과정 및 사회망(social network)의 역할을 밝혀 왔으며, 2000년 이후에는 건강상태와 은퇴사유가 추가되고, 최근에는 연금가입과 관련된 형태 및 은퇴의 자발성 여부가 추가되고 있다(성지미·안주엽, 2010). 그리고 은퇴만족도 실증분석에서 공통적으로 사용한 변수는 인구학적 특성, 건강상태 및 경제상태 관련 변수 등이다. 또한, 은퇴 사유에 따라 자발적 은퇴와 비자발적 은퇴에 대한 삶의 만족도를 추정한 연구에서 Von Solinge and Henkens(2007)는 은퇴를 경험한 778명의 네덜란드 고령 근로자를 대상으로 다중패널을 사용하여 순서형 로짓모델(Ordered Logistic Model)로 비자발적 은퇴에 대한 만족도를 분석하였다. 그 결과, 자발적 은퇴는 경제적 준비 및 심리적 적응과 밀접히 관련돼 은퇴만족도에 긍정적 효과가 나타났으나 정년퇴직, 조기퇴직을 비롯한 정리해고 등의 비자발적 은퇴는 경제적·심리적 요인 등에서 은퇴만족도에 부정적인 효과를 미치는 것을 발견하였다.

은퇴와 삶의 만족도에 관한 국내연구로는 신현구(2007), 손종철(2010), 정순돌 외(2010), 성지미·안주엽(2010) 등이 있다. 신현구(2007)는 노동시장에서 은퇴한 고령자는 노동력 상실, 그로 인한 경제적·사회적 역할 상실, 소득 감소, 사회복지제도의 미비 등에 따른 스트레스로 인해 삶의 만족도가 감소한다고 하였으며, 그 가운데 주관적 건강상태의 인식이 은퇴로 인한 삶의 만족도에 가장 큰 영향이 있음을 밝혔다. 「고령화연구패널」을 이용한 손종철(2010)과 정순돌 외(2010)는 은퇴만족도 결정요인을 추정하였는데 그 결과, 비자발적 은퇴, 좋지 않은 건강상태, 작은 규모의 부동산 보유 등이 은퇴만족도를 감소시킨 요인으로 나타났고, 사회적 관계망에 따른 사회활동 참여 개수, 자녀와의 관계만족도가 은퇴만족도에 영향을 미친다고 하였다. 그리고 성지미·안주엽(2010)은 소

득 및 자산과 부채 등 금전자산뿐 아니라 건강자산 및 사회적 자산이 은퇴만족도에 결정적인 효과가 있음을 밝혔다.

Ⅲ. 자료 및 연구방법

1. 분석자료 및 연구대상

고령자 은퇴와 건강상태, 그리고 삶의 만족도를 분석하기 위해서는 은퇴자를 추출할 수 있는 자료가 필요하다. 이를 살펴볼 수 있는 국내자료로는 한국고용정보원의 「고령화연구패널」과 국민연금연구원의 「국민노후보장패널」⁴⁾이 있다. 본 연구에서는 은퇴자에 대한 정보가 있으며, 건강상태 및 삶의 만족도에 대한 구체적인 정보가 제공되고 있는 「고령화연구패널조사」(Korean Longitudinal Study of Ageing; 이하 KLoSA)를 이용하여 고령자를 대상으로 은퇴와 건강 및 삶의 만족도에 대한 분석을 수행한다. KLoSA는 인구, 가족, 건강, 고용, 소득, 자산, 주관적 기대감 및 삶의 만족도 등 7개의 조사영역에 대해 대인면접법(Computer Assisted Personal Interviewing)을 통해 조사가 이루어졌으며, 미시자료로 횡단면 자료와 시계열 자료의 장점을 모두 갖고 있는 패널자료이다. KLoSA의 대상자는 제주도를 제외한 지역에 거주하는 45세(1962년 이전생) 이상의 중고령자 개인을 대상으로 표본 수 약 1만 명을 목표로 조사하였다. 그리고 2006년 1차 조사를 시작으로 2년에 1회씩 기본조사를 실시하고 있다.

본 연구에서 사용한 자료는 KLoSA의 1차(2006년)와 5차(2014년)이며 개인(pid)을 기준으로 병합(merge)하여 데이터셋을 구성하였다. 관찰된 표본 수는 1만 7,278개이며 개인의 고용형태 변화에 대해서는 8년의 기간 차를 두었다. 그리고 분석대상의 표본은 개인을 기준으로 실험군(treatment group)과 대조군(control

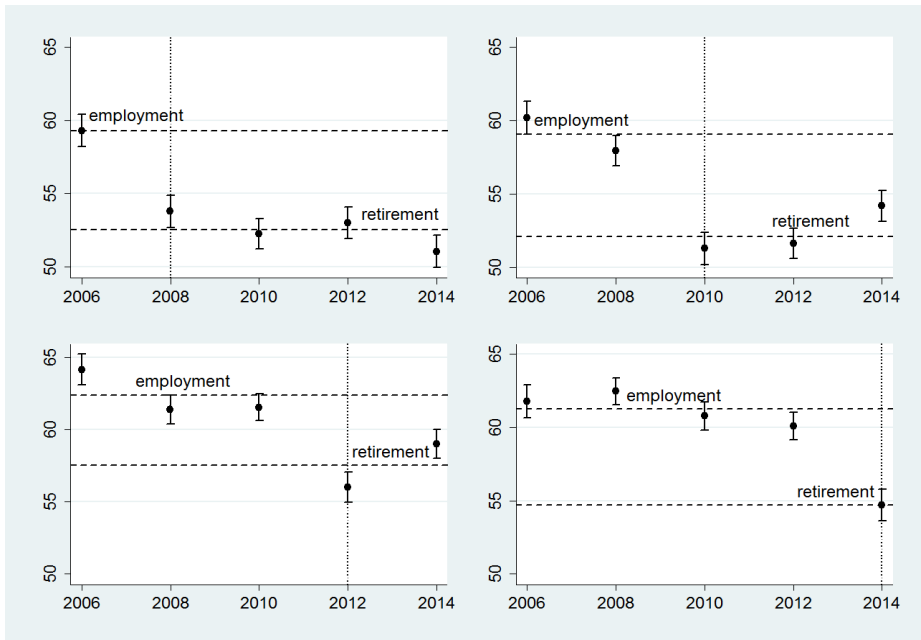
4) 만 50세 이상 가구원이 있는 가구조사와 가구원을 조사대상으로 하는 「국민노후보장패널」은 중고령자의 경제활동, 소득과 지출, 은퇴와 노후, 신체 및 정신 건강 등에 대한 정보를 제공하고 있다. 그리고 조사연도(2005년, 2007년, 2009년, 2011년, 2013년)와 조사대상 연령에서 「고령화연구패널」과 차이가 있다.

group)으로 분류한다. 실험군(treatment group)은 2006년 고용상태였다가 2014년 은퇴한 자로 경제활동상태의 변화를 경험한 고령자 집단이다. 그리고 대조군(control group)은 2006년과 2014년 모두 고용상태로 경제활동상태의 변화를 경험하지 않은 집단을 선택하였다. 강건성 분석에서는 대조군(control group)을 2006년과 2014년 모두 비고용상태에 있는 집단을 선택하여 연구의 신뢰성을 뒷받침한다.

2. 은퇴시기와 삶의 만족도

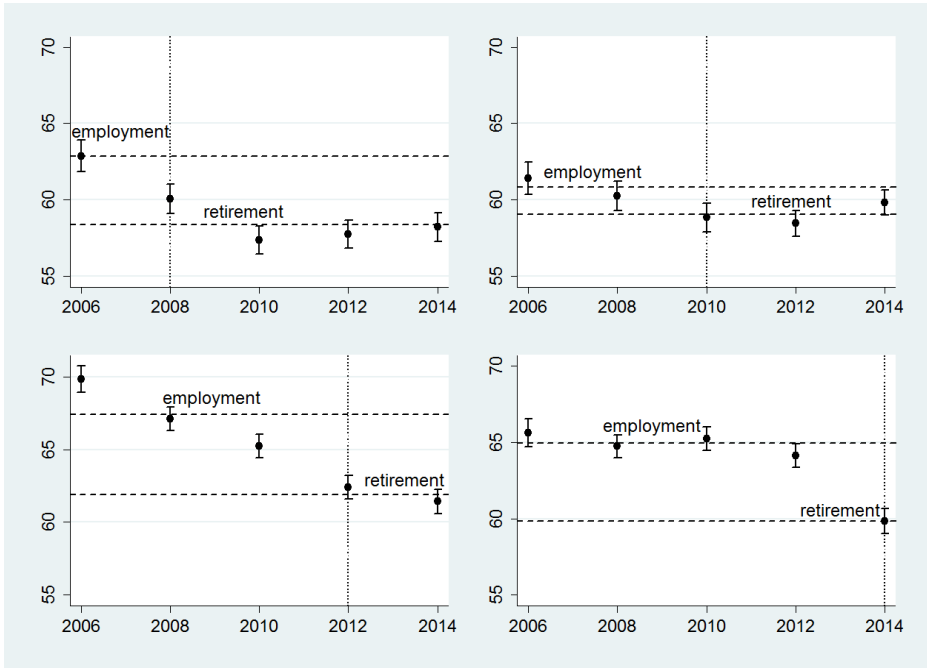
회귀분석에 앞서 은퇴자의 삶의 만족도를 시기별로 관찰할 수 있도록 다음 [그림 1], [그림 2]와 같이 그래프로 나타내었다. [그림 1], [그림 2]는 KLoSA 1~5차 자료를 모두 이용하여 고령자 은퇴시기에 따른 삶의 만족도 변화를

[그림 1] KLoSA 2006~2014 건강상태 만족도



주: 은퇴한 연도를 세로 점선으로 나타내고 있으며, 평균은 점(dot)으로, 표준오차는 기둥(column)으로 표기하고 있다. 그리고 가로 점선은 근로자와 은퇴자의 건강상태 만족도 평균값을 나타낸다.

〔그림 2〕 KLoSA 2006~2014 전반적인 삶의 만족도



주: 은퇴한 연도를 세로 점선으로 나타내고 있으며, 평균은 점(dot)으로, 표준오차는 기둥(column)으로 표기하고 있다. 그리고 가로 점선은 근로자와 은퇴자의 건강상태 만족도 평균값을 나타낸다.

그래프로 그린 것이다. [그림 1]은 4개의 그래프로 구성되는데 2006년에 고용 상태였다가 2008년부터 2014년까지 은퇴시기가 다른 개인들의 건강상태 만족도 값을 평균과 표준오차로 나타낸 것이다. 고용상태인 근로자의 건강상태 만족도는 평균 59.1~62.3이며, 은퇴자의 건강상태 만족도는 평균 52.4~57.5이다. 이와 같이 건강상태 만족도는 근로자가 은퇴자보다 항상 높게 나타난다. 그리고 은퇴 직후의 건강상태 만족도가 가장 큰 폭으로 감소하였음을 알 수 있다. [그림 2]는 [그림 1]과 마찬가지로 은퇴시기에 따른 전반적인 삶의 만족도 값을 평균과 표준오차로 나타내고 있다. 고용상태인 근로자의 전반적인 삶의 만족도는 평균 60.8~67.4이며, 은퇴자의 전반적인 삶의 만족도는 평균 58.3~61.9이다. 전반적인 삶의 만족도는 은퇴 직후에 가파르게 감소하며, 은퇴한 이후에도 감소 추세가 이어지다가 증가하는 경향이 있다.

3. 계량경제학적 모형

일반적으로 이중차이(Difference-in-Differences : DID) 분석은 실험군(Treatment Group)과 대조군(Control Group)에 대한 차별적 효과를 연구하고, 관찰된 데이터를 사용하여 실험적 연구 설계를 이용한 계량경제학적 기법이다. 이중차이분석은 2개 이상의 시점이 다른 시간에서 실험군과 대조군의 결과(outcome)가 필요하다. 이를 통해 실험군의 시간에 따른 평균 변화를 대조군과 비교함으로써 결과에 대한 효과차이를 계산할 수 있다.

본 연구는 고령자 은퇴 여부에 따른 건강 및 삶의 만족도 효과를 측정하기 위해 이중차이 분석을 적용한 다중회귀분석(Multiple regression analysis)을 시행한다. 실험군은 t_{2006} =고용, t_{2014} =은퇴한 집단이며, 대조군은 t_{2006} , t_{2014} 모두 고용상태인 집단으로 건강상태 만족도, 전반적인 삶의 만족도, 주관적인 건강상태를 비교 분석한다. 또한, 고용 및 은퇴 외의 기타 관련 요인의 영향을 배제하기 위해 다음과 같은 방정식에 따라 이중차이 회귀분석을 실시한다.

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 Treatment\ Group \times Post_i + \beta_2 Treatment\ Group_i + \beta_3 Post_i + \beta_4 X_i + e_i$$

종속변수 Y_{it} 는 고령자 개인에 대한 건강상태 삶의 만족도, 전반적인 삶의 질에 대한 삶의 만족도, 주관적 건강상태를 측정한 값이다. 삶의 만족도(건강상태, 전반적인 삶의 질)를 나타내는 지표는 0~100까지의 연속된(continuous) 값으로 구성되어 있으며, 주관적 건강상태는 좋음=1, 그 외는 0의 값을 가지는 이항변수이다. 여기에서 $Treatment\ Group_i$ 는 고령자 개인이 2006년에는 고용상태였다가 2014년에 은퇴한 경우 1, 2006년과 2014년 모두 고용상태에 있는 경우 0의 값을 가지는 이항변수이다. 그리고 $Post_i$ 는 고령자가 2006년에 관찰되었으면 0, 2014년에 관찰되었으면 1의 값을 가지는 두 시점 간 차이를 나타내는 이항변수이다. $Treatment\ Group \times Post_i$ 는 $Treatment\ Group_i$ 와 $Post_i$ 가 생성한 지표로 두 개의 이항변수에 대한 상호교차항이다. 즉, β_1 은 각 패널의 개체특성과 시간특성까지 감안한 상태에서 구한 순수한 한계효과라고 해석

할 수 있다. 그리고 이중차이 분석에 있어서 분석의 오류를 최소화하기 위해 종속변수에 영향을 미칠 만한 외부요인들과 개인의 사회·인구학적 요인 등을 통제변수로 포함시킨다. 본 연구에서 사용된 통제변수(X_i)는 개인의 연령, 성별, 학력, 결혼상태, 자녀 수, 자가소유, 거주지역이다.

IV. 분석 결과

1. 기술통계 분석

<표 1>은 이중차이(DID) 분석에 투입할 변수들의 기초통계량이다. KLoSA 1차(2006년)와 5차(2014년)를 연결한 표본에서 고령자 개인을 대상으로 실험군 1,264명과 대조군 4,192명에 대한 값이다. 그리고 <표 1>의 기초통계량은 5차년도(2014년) 기준으로 계산한다.

이중차이 분석에 투입할 종속변수는 삶의 만족도(건강상태, 전반적인 삶)와 주관적 건강상태이다. 삶의 만족도는 동년배와 비교하였을 때 본인이 어느 정도 만족하고 있는지에 대한 항목으로 0에서 100까지 점수를 부여한 값이다. 삶의 만족도에서 건강상태 평균은 실험군 58.05점, 대조군 64.95점이며, 전반적인 삶의 질(행복감)은 실험군 62.94점, 대조군 65.59점으로 두 변수 모두 대조군이 조금 더 높다. 주관적 건강상태는 이항변수로 좋음=1, 그 외=0의 더미변수를 사용한다. 실험군 33.6%, 대조군 49.6% 비중을 나타낸다. 그리고 독립변수들은 인구학적 요인들로 연령, 성별(남자), 학력, 혼인상태, 자녀 수, 자가소유, 거주지역이 있다. 학력은 무학 기준으로 초등학교, 중학교, 고등학교, 대학 이상으로 구분하였고, 자녀 수는 0에서 10명의 값을 갖는다. 자가소유는 자가=1인 더미 변수이며, 거주지역은 대도시를 기준으로 중소도시, 읍면부로 구분하였다. 연령은 실험군 69.89세, 대조군 63.46세로 실험군이 더 높고, 남성비율은 실험군 61.8%, 대조군 66.7%로 대조군 비중이 더 높다. 실험군 학력은 초등학교 졸업(30.7%)의 비율이 가장 높으며, 대조군 학력은 고등학교 졸업(37.8%)의 비율이 가장 높다. 혼인상태는 실험군 84.4%, 대조군 89.8% 비중을 나타내며, 자녀 수

는 실험군 3.0명, 대조군 2.6명이다. 그리고 자가소유는 실험군 83.2%, 대조군 82.3% 비중을 나타내며, 거주지역은 대도시, 중소도시, 읍면부로 조사한 결과 대도시(실험군 44.1%, 대조군 38.4%)에서 거주할 확률이 가장 높다.

〈표 1〉 기초통계량

변수명	실험군 (은퇴자)		대조군 (근로자)	
	평균	표준편차	평균	표준편차
삶의 만족도				
- 건강상태	58.054	22.138	64.945	18.230
삶의 만족도				
- 전반적인 삶의 질	62.935	18.830	65.589	15.981
주관적 건강상태 (좋음=1)	0.336	0.473	0.496	0.500
연령	69.893	8.135	63.456	7.588
연령 자승	4951.19	1152.95	4084.28	1012.32
남자(=1)	0.618	0.486	0.667	0.472
무학(=1)	0.091	0.288	0.067	0.251
초등학교 졸업(=1)	0.307	0.461	0.201	0.401
중학교 졸업(=1)	0.176	0.381	0.198	0.399
고등학교 졸업(=1)	0.280	0.449	0.378	0.485
대학 이상(=1)	0.146	0.353	0.156	0.363
배우자 유(=1)	0.844	0.363	0.898	0.302
자녀 수	2.960	1.407	2.570	1.204
자가 소유(=1)	0.832	0.374	0.823	0.382
대도시 거주(=1)	0.441	0.497	0.384	0.486
중소도시 거주(=1)	0.301	0.459	0.314	0.464
읍면부 거주(=1)	0.258	0.438	0.302	0.459
N	1,264		4,192	

주: 표본은 KLoSA 1차(2006년)와 5차(2014년) 자료를 이용한다. 실험군은 1차(2006년)에 고용상태였다가 5차(2014년)에 은퇴한 집단이며, 대조군은 1차(2006년)와 5차(2014년) 모두 고용상태인 집단이다. 그리고 기초통계량은 5차년도(2014년) 기준으로 계산한다.

2. 이중차이(DID) 분석결과

본 연구는 은퇴가 고령자의 삶의 만족도(건강상태, 전반적인 삶의 질)에 미치는 효과와 은퇴가 고령자의 주관적 건강상태에 미치는 직접적인 효과를 이중차이 분석을 이용하여 추정하였다.⁵⁾ 실험군(treatment group)은 2006년에 고용상태였다가 2014년에 은퇴한 집단이며, 대조군(control group)은 2006년과 2014년 모두 고용상태에 있는 집단으로 구성하였다.

가. 은퇴가 삶의 만족도에 미치는 효과

<표 2>는 노동시장에서 은퇴가 고령자의 삶의 만족도에 미치는 효과를 이중차이 회귀모형으로 분석한 결과이다. 고령자의 삶의 만족도는 건강상태 만족도와 전반적인 삶의 질(행복감)에 대한 만족도를 추정하였다. 추정결과는 다음과 같다.

은퇴가 고령자 건강상태 만족도에 미치는 효과는 여타 변수를 통제하지 않은 모형(1)에서 -6.299로 나타나 약 10.9% 감소할 확률을 보였다.⁶⁾ 이는 고령자 건강상태 만족도에 대한 노동공급의 효과를 보여주는 것으로, 노동시장에서 고령자 은퇴가 신체적·정신적 건강상태 만족에 부정적인 영향이 있음을 밝힌 것이다. 따라서 은퇴자는 근로자에 비해 은퇴 후 사회활동 참여의 감소, 노후준비의 부족, 건강상태의 악화 등으로 건강에 대한 삶의 만족도가 낮아질 가능성이 있다. 또한, 모형(1)에서 은퇴변수의 회귀계수가 -3.738로 유의하게 나타나 은퇴자(실험군)가 근로자(대조군)에 비해 건강상태 만족도가 낮음을 시사하며, 고령자 은퇴 시점을 나타내는 시기더미변수(post)에서도 은퇴가 건강상태 만족도를 낮추는 효과를 보여준다. 그리고 남성 고령자가 여성에 비해 건강상태 만족도가 높으며, 학력이 높아질수록 건강상태 만족도도 증가한다. 그리고 학력에서 초등학교 졸업이 건강상태 만족도를 증가시키는 확률(7.610)은 은퇴가 건강상태 만족도를 감소시키는 확률(6.125)과 유사하게 나타났다. 또한, 혼인 중일

5) 패널데이터를 이용한 추론 결과에서는 이분산성-강건성 표준오차를 사용한다.

6) 회귀계수값 6.299에서 실험군의 건강상태 만족도 평균값(58.054)을 나눠 10.850%를 계산한다.

〈표 2〉 은퇴자의 건강상태 및 전반적인 삶의 만족도

종속변수 : 삶의 만족도	건강상태		전반적인 삶의 질	
	(1)	(2)	(3)	(4)
은퇴×post	-6.299*** (1.156)	-6.125*** (1.156)	-3.192*** (0.941)	-2.860*** (0.950)
은퇴	-3.738*** (0.986)	-1.599* (0.955)	-1.058 (0.869)	0.379 (0.829)
post(2006=0, 2014=1)	-0.859* (0.489)	-0.989** (0.491)	-2.511*** (0.424)	-2.665*** (0.426)
연령		0.179 (0.522)		-0.028 (0.482)
연령 상승		-0.003 (0.004)		-0.001 (0.004)
남자(=1)		1.977*** (0.649)		-0.877 (0.548)
초등학교 졸업(=1)		7.610*** (1.374)		4.120*** (1.119)
중학교 졸업(=1)		11.331*** (1.472)		7.635*** (1.174)
고등학교 졸업(=1)		12.626*** (1.467)		8.814*** (1.166)
대학 이상(=1)		17.517*** (1.593)		13.672*** (1.293)
배우자 유(=1)		2.267** (0.969)		6.571*** (0.923)
자녀 수		0.337 (0.263)		0.579** (0.243)
자가 소유(=1)		4.635*** (0.759)		7.911*** (0.696)
중소도시 거주(=1)		0.528 (0.631)		1.067* (0.563)
읍면부 거주(=1)		-2.064*** (0.702)		1.453** (0.625)
상수항	65.365*** (0.442)	47.325*** (17.330)	66.840*** (0.382)	49.630*** (15.857)
R-squared	0.0306	0.1346	0.0155	0.1262
표본 수	5,454	5,454	5,454	5,454

주: 1) KLoSA 1차(2006)와 5차(2014)를 이용.

2) 표준오차는 Robust standard errors를 사용.

3) *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.10.

경우와 자가(Owning a House)를 보유하고 있을 경우에 건강상태 만족도가 증가하고, 읍면부에 거주하고 있는 고령자는 대도시에 거주하고 있는 고령자에 비해 건강상태 만족도가 감소하는 것으로 나타났다.

다음으로 고령자 은퇴가 전반적인 삶의 만족도에 미치는 효과는 여타 변수를 통제하지 않은 모형(3)에서 -3.192로 약 5.1% 감소할 확률을 보였다.⁷⁾ 이 확률은 은퇴가 건강상태 만족도에 미치는 효과(약 10.9% 감소) 보다 감소율이 낮으며, 은퇴가 전반적인 삶의 만족도에 부정적인 영향을 미침을 밝힌다. 따라서 고령자는 은퇴로 인해 경제활동 및 사회적 네트워크가 줄어들어 전반적인 삶의 만족도가 낮아질 가능성이 있음을 확인한 결과이다. 또한, 고령자 은퇴 시점을 나타내는 시기더미변수(post)가 유의하게 나타나 은퇴 후 전반적인 삶의 만족도가 낮아짐을 보여준다. 그리고 고령자 학력에 있어서 초등학교 졸업이 전반적인 삶의 만족도를 약 6.55% 증가시키며, 학력이 높아질수록 전반적인 삶의 만족도도 높아진다. 혼인 중일 경우, 자녀수가 많을수록, 자가(Owning a House)를 보유하고 있을 경우 전반적인 삶의 만족도가 증가하고, 중소도시와 읍면부에 거주하고 있는 고령자는 대도시에 거주하고 있는 고령자에 비해 전반적인 삶의 만족도가 높다.

나. 은퇴가 주관적 건강상태에 미치는 효과

<표 3>은 은퇴가 주관적 건강상태에 미치는 효과를 이중차이 회귀모형으로 분석하였다. 주관적 건강상태는 응답자 본인이 평가한 것으로 건강상태가 좋다고 응답한 개인은 33.6%이며, 보통이거나 나쁘다고 응답한 개인은 66.4%이다. 분석방법은 <표 2>와 동일하게 선형모형에서의 이중차이(DID) 회귀분석(Ordinary least square; OLS)을 실시한다(Ai and Norton, 2003).⁸⁾

이중차이 모형의 상호작용항(은퇴 \times post)에서 은퇴가 주관적 건강상태에 미치는 효과는 여타 변수를 통제하지 않은 모형(1)에서 -0.065로 약 19.3% 감소할

7) 회귀계수값 3.192에서 실험군의 전반적인 삶의 만족도 평균값(62.935)을 나뉘 5.072%를 계산한다.

8) Ai and Norton(2003)은 Logit이나 Probit과 같은 비선형 모형에서는 이중차이 모형에서 나타나는 상호작용효과의 크기가 상호작용항에 대한 한계효과와 동일하지 않고 반대로 나타날 수 있으며, 통계적 유의성도 나타나지 않는다고 밝혔다.

〈표 3〉 은퇴자의 주관적 건강상태

종속변수: 주관적 건강상태(좋은=1)	(1)	(2)
은퇴×post	-0.065** (0.026)	-0.063** (0.026)
은퇴	-0.127*** (0.023)	-0.038* (0.022)
post(2006=0, 2014=1)	-0.151*** (0.013)	-0.151*** (0.013)
연령		-0.015 (0.011)
연령 상승		0.000 (0.000)
남자(=1)		0.072*** (0.016)
초등학교 졸업(=1)		0.063** (0.025)
중학교 졸업(=1)		0.107*** (0.029)
고등학교 졸업(=1)		0.178*** (0.029)
대학 이상(=1)		0.256*** (0.033)
배우자 유(=1)		0.031 (0.021)
자녀 수		0.007 (0.006)
자가 소유(=1)		0.056*** (0.018)
중소도시 거주(=1)		-0.034** (0.016)
읍면부 거주(=1)		-0.072*** (0.018)
상수항	0.571*** (0.011)	1.192*** (0.379)
R-squared	0.0467	0.1474
표본 수	5,454	5,454

- 주: 1) KLoSA 1차(2006)와 5차(2014)를 이용.
 2) 표준오차는 Robust standard errors를 사용.
 3) ***p <0.01, **p <0.05, *p <0.10.

확률을 나타낸다.9) 이와 같은 결과는 은퇴자의 건강상태가 나빠질 가능성이 높다는 것이다. 또한, Dave et al.(2006)의 연구에서 밝힌 바와 같이 은퇴가 개인의 질병상태와 정신건강에 부정적인 영향을 미친다는 사실을 입증한 결과이다. 그리고 은퇴변수의 회귀계수가 -0.127로 유의하게 나타나 은퇴자(실험군)는 근로자(대조군)보다 퇴직으로 인해 경제활동 및 사회적 네트워크가 줄어들어 신체적·정신적 건강상태가 저하될 가능성이 있음을 보여준다. 그리고 남성 고령자가 여성에 비해 건강상태가 좋으며, 고령자 학력이 높아질수록 건강상태도 좋아진다. 자가(Ownning a House)를 보유하고 있을 경우 건강상태가 좋아지고, 중소도시 및 읍면부에 거주하고 있는 고령자는 대도시에 거주하고 있는 고령자에 비해 건강상태가 좋지 않을 가능성이 있다.

다. 강건성 검증(Robustness Check)

이상의 결과들에 대한 강건성 검증을 위해 대조군(control group)을 달리하여 이중차이 회귀분석을 실시하였다. <표 4>는 2006년과 2014년 모두 비교용상태

<표 4> 강건성 검증

종속변수	삶의 만족도		주관적 건강상태
	건강상태	전반적인 삶의 질	
은퇴×post	-6.297*** (1.143)	-2.409*** (0.933)	-0.113*** (0.024)
은퇴	6.703*** (0.973)	4.283*** (0.862)	0.105*** (0.021)
post (2006=0, 2014=1)	-1.144** (0.452)	-3.430*** (0.390)	-0.105*** (0.009)
R-squared	0.1435	0.1665	0.1353
표본 수	8,159	8,159	8,159

주: 1) KLoSA 1차(2006)와 5차(2014)를 이용.

2) 통제변수들을 포함한 모형으로 표준오차는 Robust standard errors를 사용.

3) ***p <0.01, **p <0.05, *p <0.10.

9) 회귀계수값 0.065에서 실험군의 주관적 건강상태 평균값(0.336)을 나눠 19.345%를 계산한다.

로 경제활동의 변화가 없는 집단을 대조군으로 구성하였으며, 여타 변수들을 통제한 모형으로 이중차이 회귀분석을 실시한 결과 앞에서 제시한 결과들과 일치한다. 강건성 검증 결과, 은퇴가 고령자의 건강 및 삶의 만족에 부정적인 영향을 주며, 직접적으로 주관적 건강상태에도 악영향을 미칠 가능성이 있음을 밝힌다. 그리고 은퇴변수가 양(+)의 유의성을 나타내, 은퇴자(실험군)는 지속적으로 비교용상태에 있는 실업자(대조군)보다 삶의 만족도가 높으며, 주관적 건강상태도 좋다고 해석할 수 있다.

V. 결 론

은퇴는 노동력 상실, 그로 인한 사회·경제적 자원의 감소로 인해 은퇴자에게 신체적·정신적 스트레스가 될 수 있으며, 나아가 삶의 만족도를 떨어뜨리는 주요한 요인이다. 우리나라의 경우 조기퇴직, 은퇴 후 준비 부족, 사회복지제도 미비 등으로 노동시장에서의 은퇴는 고령자의 건강 및 삶의 만족도에 큰 영향을 미친다.

이러한 맥락에서 본 연구는 고령화연구패널(KLoSA) 1차(2006년)와 5차(2014년) 자료를 이용하여 은퇴가 건강 및 삶의 만족에 미치는 영향을 이중차이 모형(Difference in Differences : DID)으로 분석하였다. 따라서 본 연구는 우리나라 대표 표본을 가지고 최초로 국내에서 이중차이(DID) 분석을 수행하여 은퇴와 건강 및 삶의 만족에 대한 추정결과의 정확성 및 효율성을 높이는 데 기여하였다. 분석결과는 다음과 같다.

첫째, 노동시장에서의 은퇴는 고령자의 건강상태 만족도와 전반적인 삶의 만족도에 부정적인 영향을 미친다. 은퇴 후 건강상태 만족도는 약 10.9% 감소하며, 전반적인 삶의 만족도는 약 5.1% 감소할 가능성이 있다. 이는 은퇴 후 사회활동 참여의 감소, 건강상태 악화 등으로 건강에 대한 삶의 만족도가 감소하고, 경제활동 및 사회적 네트워크가 줄어들어 전반적인 삶의 만족도도 감소함을 확인한 것이다. 둘째, 은퇴는 직접적으로 고령자의 주관적 건강상태를 약 19.3% 악화시킨다. 이는 Dave et al.(2006)에서 은퇴 후 질병상태는 5~6%, 정신건강

상태는 6~9% 나빠지는 확률보다 더 높은 수치로, 우리나라 노동시장에서의 은퇴가 건강을 더 악화시키는 것으로 나타났다.

본 연구에서는 우리나라 고령자 은퇴와 건강 간의 상호관련성 및 은퇴와 삶의 만족에 대해 분석함으로써 인구고령화 정책에 있어서 고용 및 건강상태 증진에 대한 시사점을 제공한다. 인구고령화가 진행됨에 따라 노동시장에서는 과거와는 다른 노동공급 패턴이 발생할 가능성이 있고, 최근에는 은퇴 후에도 파트타임으로 일하는 노령자들이 늘어나면서 전통적인 은퇴는 사라지고 있으며, 명예퇴직, 조기은퇴 등 은퇴시기도 선택할 수 없게 됐다. 뿐만 아니라 연금 등 노후소득 확보로 자발적 은퇴도 증가하는 추세이다. 특히, 우리나라의 경우 조기은퇴와 비자발적 은퇴를 경험하는 비율이 높으며 은퇴 후 건강보험 혜택을 제공받지 못한 경우 개인 의료비 지출에 큰 영향을 미친다. 이에, 고령화로 인한 의료비 증가와 개인들의 건강상태 증진을 위한 투자비용의 발생은 사회경제적으로 좋지 않은 결과를 초래한다. 이와 관련된 후속 연구의 필요성을 제기한다. 그리고 국내의 노동시장 환경과는 달리 해외에서는 대부분 자발적 은퇴가 발생하며, 이러한 자발적 은퇴와 고령자 건강 및 인지력 간의 상호 인과관계를 분석할 필요성이 있다. 따라서 국내자료와 해외자료를 가지고 은퇴관련 연구를 비교·분석해 봄으로써 국내 고령자 노동시장환경 변화에 구조적으로 대응하는 데 기여할 수 있을 것이다.

따라서 인구고령화가 진행되고 있는 우리나라에서 고령자 고용환경 변화에 따른 고용유연화 정책과 임금피크제에 대한 논의 등 안정적인 고용정책으로 은퇴자의 삶의 질을 향상시킬 수 있는 정책과 건강증진에 대한 제도적 방안이 요구된다.

참고문헌

- 박창제(2013). 「은퇴시기가 주관적 신체적, 정서적 건강에 미치는 영향에 관한 연구」. 『한국노년학』 33 (3): 681~698.
- 석상훈(2011). 「은퇴가 건강에 미치는 효과 분석」. 『노동정책연구』 11 (1): 81

~102.

정순돌·문진영·김성원(2010). 「고령은퇴자의 사회적 관계망과 은퇴만족도 관계 연구」. 『한국노년학』 30 (4) : 1145~1161.

성지미·안주엽(2010). 「중고령자의 은퇴만족도에 대한 연구」. 『한국경제연구』 29 (2) : 175~212.

손종철(2010). 「중고령자 은퇴 및 은퇴 만족도 결정요인 분석」. 『노동정책연구』 10 (2) : 125~153.

신현구(2007). 「노동시장 은퇴자의 은퇴 만족도 및 삶의 만족도」. 『노동리뷰』 27 : 81~93.

이승렬(2007). 「은퇴자의 건강상태 분석」. 『노동경제논집』 30 (2) : 61~86.

최성수·이가람·이성민(2008). 「사회적 연결망과 은퇴 경험이 한국 중고령자의 건강에 미치는 영향」. 『한국노년학』 28 (2) : 291~307.

Behncke, S.(2012). “Does retirement trigger ill health?” *Health Economics* 21 (3) : 282~300.

Calvo, E., N. Sarkisian, and C. R. Tamborini(2013). “Causal effects of retirement timing on subjective physical and emotional health.” *Journal of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences* 68B (1) : 73~84.

Charles, K. K.(2002). Is Retirement Depressing?: Labor Force Inactivity and Psychological Well-being in Later Life (No. w9033). National Bureau of Economic Research.

Ai, C., and E. C. Norton(2003). “Interaction terms in logit and probit models,” *Economics Letters* 80 (1) : 123~129.

Dave, D., I. Rashad, and J. Spasojevic(2006). The Effects of Retirement on Physical and Mental Health Outcomes (No. w12123). National Bureau of Economic Research.

Jokela, Markus(2010). et al. “From midlife to early old age: health trajectories associated with retirement.” *Epidemiology*(Cambridge, Mass.) 21 (3) : 284.

- Minkler, M.(1981). "Research on the health effects of retirement: an uncertain legacy." *Journal of Health and Social Behavior* 22 (2) : 117~130.
- Pinquart, Martin, and Ines Schindler(2007). "Changes of Life Satisfaction in the Transition to Retirement: A Latent-class Approach," *Psychology and Aging* 22 (3) : 442.
- Van Solinge, Hanna(2007). "Health change in retirement a longitudinal study among older workers in the Netherlands." *Research on Aging* 29 (3) : 225~256.
- Von Solinge, Hanna and Kene Henkens(2007). "Involuntary Retirement : The Role of Restrictive Circumstances, Timing, and Social Embeddedness," *The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences* 62 (5) : S295~S303.

abstract

Effects of Retirement on Health and Life Satisfaction

Kim Beomsoo · Choi Eun-young

This study evaluates the effects of retirement on health and life satisfaction in seniors through the data obtained from the first (2006) and fifth (2014) Korean Longitudinal Study of Ageing (KLoSA). The data was evaluated by applying the regression analysis to the difference-in-differences model (DID), which was a quasi-experimental model, in order to estimate the interaction effects before and after retirement. The analysis revealed that retirement has a negative influence over health and overall life satisfaction in seniors. The degree of health satisfaction was decreased by about 10.9% after retirement while the degree of overall life satisfaction was reduced by about 4.9%. In addition, retirement was shown to have significant negative effects on subjective health and it was confirmed that retirement could lead a decrease in subjective health by 19.1%. These results could be interpreted as that the retirement of seniors may lead to the decrease in social activity participation, loss of income and/or degradation of social networks and become a negative factor against health and life satisfaction. Therefore, it would be possible to assume that the population aging policies should be devised in consideration of a correlation between retirement and health in seniors and labor-environment factors.

Keywords : retirement, health, life satisfaction, difference-in-differences (DID)

노동정책연구

2017. 제17권 제1호 pp.109~136

한국노동연구원

연구논문

근로자 고령화가 기업의 신기술 도입과 생산성에 미치는 효과*

장윤섭**
양준석***

본 연구는 한국노동연구원(Korea Labor Institute : KLI)의 사업체패널조사 2~5차년도 자료를 활용하여 기업의 고령 근로자 비중과 연령분포가 기업의 신기술 도입과 생산성에 미치는 효과에 대해 분석하였다. 연령구조와 미관측 이질성 간의 관계로 인한 내생성 문제를 고려하기 위해 상관임의효과(Correlated Random Effect : CRE) 모형을 이용하였다. 분석결과는 다음과 같다. 단순 프로빗 모형에서 고령 근로자의 비중이 높을수록, 근로자가 특정 연령대에 집중될수록 신기술 도입 확률이 낮아지는 결과를 보였다. 그러나 내생성 문제를 통제한 이후 그 영향은 약해졌다. 연령구조와 생산성 간의 관계에서도 동일한 양상이 나타났다. 이러한 결과는 기업의 미관측 이질성과 근로자의 연령구조 간 관련이 있으며, 근로자의 고령화가 신기술 도입에 부정적인 영향을 미친다는 기존 연구결과들이 실제보다 과대 추정되었을 수 있다는 점을 시사한다.

핵심용어 : 근로자의 연령구조, 근로자의 연령분포, 신기술 도입, 생산성, 사업체패널

논문접수일: 2017년 1월 18일, 심사의뢰일: 2017년 2월 13일, 심사완료일: 2017년 3월 5일

* 이 논문은 한국노동연구원 사업체패널 워킹페이퍼 시리즈로 작성한 원고를 수정·발견시킨 것이다. 유익한 조언을 주신 한국노동연구원 패널데이터연구실 관계자 및 익명의 심사자 분들께 진심으로 감사를 표한다.

** (제1저자) 중소기업연구원 선임연구원(ysjang@kosbi.re.kr)

*** (교신저자) 중소기업연구원 연구원(jsyang@kosbi.re.kr)

I. 서론

기대수명 연장, 출산율 감소로 인한 인구 고령화는 여러 사회·경제적 변화를 초래하고 있다. 특히 인구 고령화가 고용시장에 미치는 영향은 주목할 만하다. 통계청의 「경제활동인구조사」에 따르면 55~63세 고령자의 고용률은 2003년 59.8%에서 2010년 62.7%, 2015년 65.9%로 꾸준히 증가하고 있다. 이에 더해 2016년 60세 정년을 의무화하는 「고용상 연령차별 금지 및 고령자 고용촉진법」 시행이 본격화되며 근로자의 고령화 추세는 보다 가속화될 것으로 전망된다. 이와는 상반되게 같은 기간 동안 15~29세 청년 고용률은 2003년 44.8%에서 2013년 39.7%로 5.1%포인트가 급감한 이후 2015년도에도 42.3%의 낮은 수준에 머무르고 있다. 그 결과, 기업 내 근로자의 고령화 추세가 빠르게 진행되고 있는 모습이다. 고용노동부의 「고용형태별 근로실태조사」에 따르면 2002년까지만 해도 상시근로자 5인 이상 기업의 평균 근로자 연령은 36.5세로 청년층이 대부분이었으나 2013년 40세를 넘어선 이후, 2015년 41.1세까지 높아졌다.

우리나라의 기존 연구들은 근로자 고령화가 기업에 미치는 인사관리 측면의 영향을 주로 분석하고 있다. 근로자 고령화로 장기근속자 비중이 높아지는 데 따른 임금의 상승 및 인건비 증가 등 직접적인 노무비용뿐만 아니라 인사적체, 기업문화의 변화와 같이 기업의 조직구조에 미칠 수 있는 영향까지 다양한 문제를 다루어 왔다(송병준, 2009; 최옥금, 2011; 석진홍·박우성, 2014).

그러나 근로자 고령화 추세를 기업의 신기술 도입과 관련하여 연구한 문헌은 많지 않다. 사업장 내 근로자의 고령화 추세는 신기술 도입을 포함한 기업의 혁신활동과 관련한 의사결정 구조에도 영향을 미칠 것으로 예상된다. 고령의 근로자는 정보통신기술 등 새로운 기술을 습득하고 적응하는 능력이 젊은 근로자에 비해 떨어지고, 퇴직을 앞둔 상황에서 교육훈련 등의 노력을 통해 새로운 기술을 습득할 유인이 낮다는 인식이 일반적이다(이영민, 2012). 실제로 송창용(2013)이 1,745개 기업을 대상으로 장년 근로자에 대한 인식을 조사한 결과, 사

업주들은 고령 근로자를 활용하는 데 있어 ‘신기술 적용에 시간이 필요’하다는 점을 ‘임금부담이 크다’는 점과 함께 가장 큰 부담요인으로 인식하고 있었다. 고령 근로자 입장에서조차 신기술이 과거에 자신이 습득한 기술이나 지식의 가치를 퇴보시킬 가능성이 높으며 이는 퇴직을 앞당길 수 있기 때문에 신기술 도입에 부정적일 수 있다. 특히, 기업이 도입하는 신기술이 인력 대체가 가능한 기술(labor-saving techniques)일 경우 고령 근로자의 부정적 인식은 더욱 커질 수 있으며 이는 결과적으로 신기술 도입에 대한 이들의 저항을 불러올 수 있다. 이러한 배경으로 인해 근로자 고령화는 기업의 신기술 도입 관련 의사결정에 있어 제약요인으로 작용할 가능성이 있다. 보다 구체적으로 고령자 비중이 높은 기업은 시장 환경 변화에 부응하기 위해 새로운 기술을 도입할 필요성이 높은 상황에서도 고령 근로자를 새롭게 교육시켜 신기술에 적응시키는 데 높은 비용이 들거나, 고령 근로자의 집단적인 반발로 인한 노사갈등이 예상되어 신기술 도입을 주저하거나 포기할 수 있다는 것이다. 우리보다 앞서 고령화 사회로 들어선 유럽 국가를 중심으로 근로자 고령화와 기업의 신기술 도입 간의 관계를 분석한 실증연구가 활발히 진행되고 있다. 대부분의 연구결과들은 고령층 근로자 비중이 높은 기업일수록 신기술 도입 확률이 낮아지는 것으로 분석하고 있다(Rouvinen, 2002; Nishimura et al., 2002; Meyer, 2011). 그러나 우리나라에서 근로자 고령화가 신기술 도입에 미치는 영향을 실증적 증거를 통해 규명한 연구는 거의 발견되지 않고 있다.¹⁾

본 연구의 목적은 우리나라에서도 근로자 고령화가 신기술 도입의 제약요인으로 작용하는 현상이 나타나는지를 실증적으로 밝히는 데 있다. 한국노동연구원의 사업체패널조사(workplace panel survey : WPS) 2~5차년도 자료를 활용하여 기업 내 근로자의 고령화 및 연령분포가 기업의 신기술 도입에 미치는 영향을 분석하였다. 동시에 기업 내 근로자의 연령구조와 생산성의 관계에 대해서도 다루었다. 이러한 시도는 국내 자료를 이용하여 우리나라 기업 내 근로자 고령화와 신기술 도입 간 상관관계 분석을 최초로 시도한 연구라는 점에 의의가 있다. 이에 더해 연령구조와 미관측 이질성 간의 관계로 인한 내생성(endogeneity)

1) 엄동욱·배노조·이상우(2005)는 기업에 고령 인력이 많을수록 신기술 적응상의 어려움으로 기업경영에 부정적인 영향을 미칠 것이 예상된다고 하였으나, 실증적 증거를 바탕으로 이를 규명하기는 어렵다고 밝히고 있다.

문제를 고려했다는 점에서 기존의 해외 연구와도 차별성을 갖는다. 본 연구에서 단순 프로빗(probit) 모형을 이용하여 분석한 결과, Meyer(2011) 등 기존 연구의 분석 결과와 동일하게 기업 내 고령 근로자의 비중이 높을수록 신기술 도입 확률이 낮아지는 것으로 나타났다. 그러나 상관임의효과(correlated random effect : CRE) 모형을 이용하여 내생성 문제를 통제한 이후에는 고령화가 기업의 신기술 도입 또는 생산성에 미치는 부정적 효과가 상당 부분 사라지는 것을 확인하였으며, 이는 기존 연구결과가 실제보다 과대 추정되었을 수 있다는 점을 시사한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 우선 제Ⅱ장에서는 근로자의 연령구조와 신기술 도입의 관계를 분석한 주요 이론적·실증적 연구 결과들을 정리하였다. 제Ⅲ장에서 실증분석에 활용된 자료를 소개하고 내생성 문제를 해결하기 위한 상관임의효과 모형에 대해 설명한다. 제Ⅳ장에서는 실증분석 결과를 제시하였다. 제Ⅴ장에서 기업의 고령 근로자 비중과 연령분포가 기업의 신기술 도입과 생산성에 미치는 효과에 대한 분석결과를 요약하고 결론을 맺는다.

Ⅱ. 선행연구

1. 신기술 도입이 고령층 근로자에게 미치는 영향

근로자의 연령구조와 신기술 도입의 상관관계를 분석한 기존 연구들은 신기술 도입이 고령층 근로자의 노동시장에서의 지위에 미치는 영향에 주안점을 두고 있다. 신기술의 도입이 고령층 근로자의 퇴직 시점이나 임금 등에 부정적인 영향을 미친다는 것이 대부분 연구가 일관되게 주장하는 바이다.

우선, 많은 연구들이 인적자본의 가치절하(depreciation of human capital) 문제에 주목한다. 논의의 핵심은 기술변화와 혁신으로 고령층 근로자가 이전에 축적한 인적자본의 가치가 퇴색하며, 이는 고령층 근로자가 신기술 도입에 저항하는 요인이 될 수 있다는 것이다(Meyer, 2011).

대표적인 연구들을 소개하면 우선, Bartel & Sicherman(1993)은 사용자 측면

에서 사전에 예상하지 못한 기술변화가 고령 근로자의 조기 퇴직을 야기할 수 있다는 점을 밝혔다. 사업주가 기술변화를 예상할 수 있다면 직장 내 훈련(on the job training)을 통해 충분한 시간을 들여 근로자에게 해당기술을 습득하게 하는 것이 가능하며 이 경우 조기 퇴직 등의 부작용이 발생하지 않는다. 그러나 예기치 못한 기술변화는 교육훈련 투자를 통해서도 습득하게 하기 어렵고, 이 경우 사업주는 훈련 제공 대신 퇴직 유도를 선택할 유인이 높다.

Ahituv & Zeira(2011)도 고령자 인적자본의 가치절하 현상을 부식효과(erosion effect)로 이름 짓고 위와 유사한 논의를 펼친 바 있다. 부식효과는 새로 도입된 기술이 기존 근로자가 가진 숙련 기술 등의 인적자본을 천천히 부식해 쓸모없도록 만든다는 의미이다. 한편, 신기술은 근로자 세대 간 인적자본 축적 경쟁을 가져올 수 있다. 결과적으로 기술변화는 젊은층 근로자에게 기술혁신과 상호 보완될 수 있는 인적자본의 축적을 통해 임금상승 기회를 제공하는 반면, 경쟁에서 도태된 고령층의 퇴직 시점을 앞당긴다는 것이다.

한편, Alders(2005)는 고령자가 가진 인적자본의 가치절하 현상을 최근의 저출산 추세와 연관시켜 조명한 바 있다. 일건 출산율이 낮아지면 노동시장에서 노동력이 부족해지고, 이는 고령층 근로자의 고용상 지위를 높이는 효과를 가져올 것이라 생각하기 쉽다. 그러나 분석은 정반대의 결과를 보였다. 저출산이 오히려 고령 근로자의 노동시장 퇴출을 유도한다는 것이다. Alders(2005)는 저출산이 고령 인적자본의 가치절하를 초래하는 메커니즘을 다음과 같이 설명한다. 저출산에 따른 노동력의 부족은 인적자본 투자에 따른 수익률을 높이고, 이에 따라 청년층은 교육을 통해 인적자본을 높일 유인이 커진다. 청년층의 높아진 교육수준은 신기술 도입을 용이하게 하고 노동력의 희소화에 따른 임금상승은 이를 더욱 가속화한다. 신기술 도입은 결과적으로 고령층 근로자가 인적자본으로 보유하고 있는 숙련된 기술을 빠르게 쓸모없는 것으로 만들어버린다.

2. 고령층 근로자 비중이 신기술 도입에 미치는 영향

이상의 분석결과들은 신기술 도입이 고령층 근로자의 노동시장에서의 지위에 부정적 영향을 미친다는 것으로 요약할 수 있다. 한편 이를 반대로 생각하면

사업장 내 높은 고령층 비중은 기업이 신기술 도입 관련 의사결정을 하는 데 제약요인으로 작용할 수 있다는 점에 착안할 수 있을 것이다. 기업에서 도입하고자 하는 신기술이 고령층 근로자가 보유한 인적자본의 가치를 무용화하거나 조기 퇴직을 유도할 가능성이 있다면, 고령층 근로자를 중심으로 한 집단적인 반발이나 저항이 예상되기 때문이다.

근로자 연령구조가 기업의 신기술 도입에 미치는 영향을 분석한 연구들의 주요 내용은 다음과 같다.

Rouvinen(2002)은 핀란드 제조업 부문에서 제품 및 공정 혁신에 영향을 미치는 다양한 요인들을 분석하였는데, 기업의 업력을 대리변수로 사용한 근로자의 평균연령이 높을수록 공정혁신에 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다.

Nishimura et al.(2002)은 사업장 내 고학력·고연령 근로자의 비중과 기업의 기술진보율 간의 관계를 살펴보았다. 분석결과, 비제조업 부문에서는 통계적으로 유의미한 결과가 나타나지 않았지만 제조업 부문에서 고학력·고연령 근로자 비중이 높을수록 기업의 기술진보율 상승이 더디게 진행되는 것으로 나타났다.

Meyer(2011)는 근로자의 연령구조와 신기술 도입 간의 관계를 분석하였다. 독일 내 지식집약적 서비스 부문 및 정보통신 서비스 부문 345개 중소기업을 표본으로 추출하여 분석한 결과, 30대 미만 청년층의 비중과 비교하여 고령 근로자의 비중은 신기술 도입 확률과 부(-)의 관계에 있는 것으로 나타났다. 이에 더해 이 연구에서는 근로자 연령 분산이 넓을수록 신기술 도입 확률이 높아질 것이라는 가설을 세워 검증하고자 했다. 이는 젊은층 근로자와 고령층 근로자가 보유한 인적자본의 특성이 상호보완 관계를 맺을 수 있다는 이론(Lazear, 1979)에 바탕을 두고 있다. 앞서 설명했듯이 젊은층 근로자는 정보통신기술 등 신기술 습득 능력이 고령층 근로자에 비해 상대적으로 뛰어나다. 반대로 고령층 근로자는 신기술을 접목시킬 기업 내부의 생산과정(intra-firm operating process)에 대해 풍부한 지식을 가지고 있다. 따라서 기업 내 연령층이 다양하게 분포할수록 신기술 도입에 따른 효과가 커질 수 있다. 분석결과, 기업 내 근로자 연령의 분산은 신기술 도입과 통계적으로 유의미한 관계가 없었다. 그러나 팀워크를 기업의 조직문화 프로그램으로 도입한 경우, 근로자의 연령분포가

동질적일수록 신기술 도입 확률이 높게 나타났다.

3. 근로자 연령구조와 기업의 생산성

근로자 연령구조와 기업 생산성 간의 관계에 대해서 기존 연구들은 서로 상반된 견해를 보이고 있다. 우선 Mincer(1974)는 고령층 근로자가 직무관련 경험이 풍부하고 숙련된 노하우를 보유하고 있기 때문에 젊은층보다 생산성이 높다고 주장하였다. 일자리 매칭 이론(job matching theory)도 고령층 근로자는 다양한 직업 경로를 거쳐온 만큼 현재 자신에게 가장 적합하고 높은 생산성을 발휘할 수 있는 일자리에 있을 확률이 높다고 설명한다(Johnson, 1978).

한편, Becker(1962)도 인적자본 이론(human capital theory)을 통해 고령층 근로자가 젊은층 근로자보다 생산성이 높을 수 있다는 점을 시사하고 있다. 기업과 근로자는 기업특수적 인적자본(firm specific human capital)²⁾을 형성하는데 따른 비용과 편익을 공유하게 되는데 공유 방식은 다음과 같다. 기업이 기업특수적 인적자본 축적에 도움이 되는 훈련을 실시할 경우 초기에는 근로자의 한계생산성보다 높은 임금을 지급하며 훈련비용의 일부를 부담한다. 그 대신 훈련 이후 근로자의 임금상승은 인적자본 축적을 통해 향상된 한계생산성보다 낮은 수준에서 결정한다. 이 경우, 한계생산성보다 낮은 임금을 받는 고령층 근로자의 비중이 높은 것이 기업 입장에서는 보다 생산적일 수 있다.

반대로 고령층 근로자가 저연령 근로자에 비해 생산성이 낮다는 것을 지지하는 연구도 다수 발견된다. Akerlof(1976)는 근로자의 능력에 대한 불완전 정보(incomplete information)에 주목하였다. 젊은 근로자는 아직 능력을 검증받지 못한 경력 초기에 자신이 가진 능력에 대한 신호를 보내기 위해 노력할 유인이 크며 이러한 노력은 높은 생산성으로 발현된다는 것이다.

인적자본 투자의 관점에서 고연령 근로자는 퇴직을 얼마 남기지 않은 시점에서 교육훈련을 통한 새로운 지식의 습득 유인이 낮으며(Hayward et al., 1998), 사용자 입장에서도 인적자본 투자수익의 회수기간이 얼마 남지 않은 고령층 근

2) 기업특수적 인적자본(firm specific human capital)은 현재의 직장에만 특화된 훈련과 교육으로 이직 후 활용이 어려우며, 어디서나 활용이 가능한 일반적 인적자본(general human capital)과 대비되는 개념이다(Becker, 1962).

로자를 교육시킬 실익이 낮다(Brooke, 2003; Prskawetz et al., 2006).

한편, Lazear(1979)는 이연임금이론(deferred compensation theory)을 통해 임금수준이 근속연수에 따라 높아지는 이유를 설명하였다. Lazear의 이론에 따르면 기업은 근로자 경력 초기에 한계생산성보다 낮은 임금을 지급하는 한편, 경력이 어느 정도 쌓인 이후에는 한계생산성보다 높은 임금을 지급함으로써 근로자의 업무태만을 방지하고 승진을 위해 노력할 수 있는 동기를 부여한다. 이 경우 Becker(1962)의 이론과는 반대로 기업 입장에서는 한계생산성보다 낮은 임금을 받는 젊은층 근로자를 더 많이 고용하는 것이 생산적일 수 있다.

근로자의 연령구조가 기업 생산성에 미치는 영향을 다룬 실증 연구들은 많지 않다. 대부분의 연구들은 근로자의 연령과 기업의 경영실적 사이에 역 U자형 관계(inverted u shape)가 있음을 밝히고 있다(Lallemand & Rycx, 2009). 일반적으로 50세까지는 근로자의 연령과 기업의 경영실적 사이에 강한 정(+)의 영향이 있는 것으로 나타나지만, 50세를 기점으로 경영실적이 급감하는 패턴을 보인다. 이러한 경향은 스웨덴(Andersson et al., 2002), 프랑스(Crépon, 2003), 캐나다(Dostie, 2006), 미국(Haltiwanger et al., 1999) 등 어느 국가를 막론하고 공통적으로 나타났다(Lallemand & Rycx, 2009).

대표적인 연구들을 소개하면, 우선 Lallemand & Rycx(2009)는 벨기에 사업체의 사용자-근로자 매칭 데이터를 사용하여 사업장 내 고령층 근로자(49세 이상)의 비중이 높을수록 1인당 부가가치로 측정되는 기업의 생산성이 낮아진다는 점을 밝혔다. 이러한 결과는 특히 기술변화 속도가 빠른 정보통신 부문에서 두드러지게 나타났다. 반대로 Van Ours(2009)가 네덜란드 2,944개 제조업의 사용자-근로자 매칭 데이터를 구축하여 근로자 연령과 임금, 생산성의 관계를 분석하였으나 50세 이후에 근로자의 생산성이 감소한다는 실증적인 근거를 찾을 수 없었다.

Ⅲ. 데이터 및 분석방법

1. 데이터

분석에 사용하는 데이터는 한국노동연구원의 사업체패널조사 2~5차년도 자료이다. 1차년도 자료는 주요 변수로 활용되는 신기술·신기계 도입 여부에 대한 조사가 이루어지지 않았기 때문에 제외하였다. 분석에는 2,438개 기업의 7,017개 관측치가 사용되었다.³⁾

종속변수로 사용한 신기술 도입 여부는 이변수(binary variable)로 측정되며, 최근 5년간 신기술·신기계 도입 등 기술개선 프로그램을 수행한 적이 있는 경우 1의 값을, 그 외의 경우 0의 값을 부여하였다. 또 다른 종속변수인 기업의 생산성은 사업체의 총부가가치를 근로자 수로 나눈 1인당 부가가치(value added per employee)로 측정했다. 사업체의 부가가치는 이상현(2014)이 사용한 방식을 차용하여 영업이익과 노동수익의 합으로 계산했다.

본 연구에서 가장 중요한 역할을 하는 설명변수는 근로자들의 연령수준과 연령의 분산이다. 근로자들의 연령수준은 30세 미만, 30~50세 미만, 50세 이상 근로자 비율의 3개 범주로 구성했다. 연령의 분산은 허핀달 지수(herfindahl index)로 계산했다. 허핀달 지수는 산업 내 기업의 집중도를 측정하기 위해 많이 사용되는 방법으로 여기서는 기업 내 연령의 집중도(분포)를 측정하기 위해 사용했다. 앞선 선행연구(Meyer, 2011)에서도 논한 바 있듯이 기업 내 연령층이 다양하게 분포할수록 연령계층 간 인적자본의 상호보완 효과가 작용하여 신기술 도입 확률이 커질 수 있다는 가설이 있다. 이에 따르면 기업 내 연령이 특정연령에 집중될수록, 즉 허핀달 지수가 높을수록 신기술 도입 확률은 낮아질 것이다.

구체적으로 해당 사업체 내에서 3개 연령범주가 차지하는 점유율을 제공하

3) 단, 생산성을 종속변수로 하는 변수의 경우 결측치로 인해 5,169개의 관측치가 사용되었다.

여 합계하여 계산하였다. 이를 수식으로 나타내면, 기업 i 의 허핀달 지수(HI)는 식 (1)과 같이 나타낼 수 있다. 여기서 s 는 근로자의 비중을, 하청자 *young*, *middle*, *old*는 각각 30세 미만, 30~50세 미만, 50세 이상을 의미한다. 만약 이 기업이 30세 미만의 근로자로만 이루어졌다면 허핀달 지수는 1의 값을 가지게 되며, 각 연령범주별로 3분의 1씩 고르게 분포되어 있는 경우 대략 0.333의 값을 가지게 된다.⁴⁾ 즉 값이 1에 가까울수록 인력구조에서 특정 연령대의 집중도가 높은 것을 의미하며, 반대로 0에 가까울수록 다양한 연령대의 근로자가 고르게 분포되어 있다는 것을 의미한다.

$$HI_i = \sum_{x=1} S^{2_{ix}} = S^{2_{i, young}} + S^{2_{i, middle}} + S^{2_{i, old}} \quad (1)$$

표본에서는 특정 연령범주가 0의 값을 가지는 기업들도 존재한다. 만약 유효한 연령범주의 비율이 동일하다면, 허핀달 지수의 계산과정상 3개의 연령범주에서 30세 미만 근로자(또는 50세 이상 근로자)가 한 명도 없는 기업과 30~50세 미만의 중간 연령대 근로자가 한 명도 없는 기업 간 연령분포가 동일하게 된다. 후자의 경우가 연령의 분포가 더욱 넓은 것은 자명하다. 이러한 문제점을 보완하기 위해 3개의 연령범주에서 중간연령대인 30~50세 미만의 근로자가 한 명도 없는 기업의 경우 허핀달 지수에 0.75의 가중치를 부여하여 보정하였다.

외부요인들을 통제하기 위해 기업의 신기술 도입에 영향을 미칠 것으로 생각되는 여러 설명변수들을 분석에 포함하였다. Rosenberg(1972)에 따르면 근로자들의 숙련 수준은 기술 확산에 중요한 요인으로 작용한다. 또한 근로자의 숙련에 기반을 두고 있는 기술변화는 고숙련 근로자에 대한 수요를 증가시킨다(Card & DiNardo, 2002). 이와 같이 근로자들의 숙련수준이 신기술 도입에 미치는 효과를 반영하기 위해 해당 사업체 정규직 근로자의 평균 학력수준과 전문직 근로자의 비중을 측정하여 변수로 활용하였다. 전자는 연속변수로 변환하여 사용하였으며, 후자는 전체 근로자 중 가장 많은 정규직 직종을 묻는 설문을 이용하여 해당 직종이 전문직일 경우 1의 값을, 아닌 경우 0의 값을 취하는 더미변수로 설정하였다.

4) 만약 n 개의 연령군이 있고, 모든 연령군이 동일한 비중을 차지한다면, n 이 무한대로 갈수록 허핀달 지수는 0으로 수렴한다.

기업이 직면하고 있는 시장의 경쟁수준이 높을수록 신기술 도입에 대한 필요성도 커질 것으로 예상할 수 있다. 시장의 높은 경쟁압력이 기업의 혁신활동에 미치는 긍정적 영향은 Schumpeter(1942)와 Arrow(1962) 이후 수많은 연구들에 의해 입증되어 왔다(Vives, 2008). 시장 경쟁수준을 분석에 반영하기 위하여, ‘주력제품 국내 시장경쟁 정도’를 질문하는 문항을 이용하였다. 이 문항은 5점 척도로 측정되어 있는데 경쟁이 덜할수록 높은 점수에 응답하게 되어 있다. 본 연구에서는 해석의 편의를 위해 경쟁이 심할수록 더 높은 점수를 취하도록 변경하여 분석에 사용하였다.

기업의 연령은 조사시점과 설립연도 간 차이를 이용하여 측정하였다. 업력이 오래된 기업은 보다 전통적인 방식으로 운영될 가능성이 높으므로 신기술 도입에 소극적인 입장일 수 있다. 반대로 이 기업들은 생산방식, 조직체계의 변경 등 변화에 대한 풍부한 경험을 가지고 있으며, 신생기업들에 비해 생산시설 등이 노후되었을 가능성이 있으므로 신기술 도입에 적극적일 수 있다. 대립하는 두 가설과 같이 기존 실증연구들도 상반된 결과들을 제시하고 있다. Hollenstein & Wörter(2004)는 기업의 연령과 신기술 도입 간의 일관된 결과를 발견하지 못했다. 반면 Meyer(2011)의 분석결과에서는 업력이 오래된 기업일수록 신기술 도입에 긍정적인 것으로 나타났다.

기업의 규모도 신기술 도입과 관련이 있을 수 있다. Battisti et al.(2007) 및 Hollenstein & Wörter(2008)의 연구에서는 기업규모가 클수록 신기술의 도입도 활발히 이루어지는 것으로 나타났다. 반면, Meyer(2011)의 논문에서는 기업규모와 신기술 도입 간 유의한 관계를 찾을 수 없었다. 본 연구에서는 전체 근로자수로 기업의 규모를 측정하여 분석에 사용한다.

노동조합의 존재 여부가 신기술 도입에 미치는 영향은 분명치 않다. 노동조합이 존재하고 단체교섭을 통한 임금상승 압력이 높을 경우, 사용자 측면에서는 인력대체 기술 등 신기술 도입을 통해 인건비를 절감할 유인이 크다(Tauman & Weiss, 1987). 반대로 노동조합 입장에서는 신기술 도입이 인적자본의 가치절하를 야기할 수 있기 때문에 신기술 도입에 저항할 가능성도 높다(Menezes-Filho & Reenen, 2003). 이 두 가지 요인이 상충하는 경우, 결국 기업과 노동조합의 교섭력⁵⁾에 따라 신기술 도입 여부가 결정될 수 있다(Haucap & Wey, 2004).

이 변수들 외에 해당 기업이 속해 있는 산업의 특성을 통제하기 위해 표준산업분류 대분류를 기준으로 더미변수를 구성하였고, 같은 기간 동안 모든 기업에 영향을 미치는 거시경제의 충격을 반영하기 위해 연도더미를 변수에 포함했다.

〈표 1〉 기초통계량

변수명	전체	신기술	
		미도입	도입
신기술 도입	0.276	-	-
근로자 1인당 부가가치(백만 원)	112.927	114.726	109.089
허핀달 지수	0.580	0.585	0.567
30세 미만 근로자 비율	0.190	0.178	0.219
30~50세 미만 근로자 비율	0.627	0.624	0.636
50대 이상 근로자 비율	0.183	0.198	0.145
평균 학력수준(년)	14.018	14.008	14.043
기업연령(년)	25.230	23.931	28.640
근로자 수(백 명)	3.832	2.702	6.796
노동조합	0.376	0.311	0.546
전문직근로자	0.184	0.179	0.198
경쟁수준	3.836	3.797	3.940
C. 제조업	0.415	0.351	0.583
D. 전기, 가스 및 수도사업	0.015	0.014	0.017
E. 하수·폐기물 처리, 원료재생 및 환경복원업	0.007	0.008	0.004
F. 건설업	0.055	0.060	0.042
G. 도매 및 소매업	0.066	0.075	0.041
H. 운수업	0.089	0.104	0.049
I. 숙박 및 음식점업	0.020	0.022	0.015
J. 출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업	0.039	0.041	0.036
K. 금융 및 보험업	0.037	0.043	0.023
L. 부동산업 및 임대업	0.005	0.006	0.001
M. 전문, 과학 및 기술 서비스업	0.055	0.051	0.067
N. 사업시설관리 및 사업지원 서비스업	0.046	0.057	0.018
O. 공공행정, 국방 및 사회보장 행정	0.004	0.005	0.003
P. 교육 서비스업	0.060	0.077	0.015
Q. 보건 및 사회복지 서비스업	0.059	0.051	0.080
R. 예술, 스포츠 및 여가관련 서비스업	0.012	0.015	0.004
S. 협회 및 단체, 수리 및 기타 개인 서비스업	0.015	0.019	0.004

- 5) 고용노동부가 2014년 100명 이상 노조가 있는 사업장의 단체협약 2,769개를 조사한 결과, 인사·경영권 행사 시 노동조합 동의(또는 합의) 조항이 있는 단체협약은 368개로 나타났다. 이 368개 중 신기술 도입이나 기업의 분할·합병에 노조 동의가 필요한 단체협약은 123개(33.4%)로 나타났다.

<표 1>에는 위에서 설명한 변수들의 기초통계량이 제시되어 있다. 우선 신기술 도입 여부를 보면 관측대상 기업의 27.6%가 최근 5년간 신기술·신기계 도입 등 기술개선 프로그램을 수행한 적이 있는 것으로 나타났다. 주요 설명변수들의 기초통계량을 신기술 도입 여부에 따라 살펴보면 30세 미만 근로자 비율과 30~50세 미만의 중간 연령대 근로자 비율은 신기술 미도입 기업에서 다소 높게 나타난 반면, 50세 이상 근로자 비율은 신기술 미도입 기업에서 높았다. 근로자 수로 측정되는 기업규모가 클수록, 업력(기업연령)이 길수록, 경쟁수준이 높을수록 신기술을 도입한 비율이 높았다. 또한 노동조합이 존재하는 경우와 시장의 경쟁수준이 높을수록 신기술을 도입한 비율이 높았다. 근로자 1인당 부가가치는 112.922백만 원으로 신기술 도입기업과 미도입기업 간에 큰 차이를 보이지 않았으며, 허핀달 지수도 신기술 도입 여부에 따른 차이가 크지 않았다.

2. 분석방법

신기술의 도입에 영향을 미치는 관측되지 않는 요인(unobserved effects)이 근로자의 연령과 관련이 있다면 내생성 문제에 직면하게 된다. 신기술을 도입하려는 기업들은 신기술에 보다 유연하게 대처할 수 있는 젊은 근로자들을 채용할 가능성이 높을 것이다. 동시에 충분한 보상이나 은퇴프로그램 등의 도입으로 고령자의 퇴직을 유도할 수도 있다. 이와 같이 신기술을 도입할 의도로 행해지는 기업의 다양한 의사결정들이 연구자에게 관측되지 않는다면, 근로자의 연령이 신기술의 도입에 미치는 영향은 편향되어 추정될 것이다. 기존 연구는 대부분 기업의 미관측 특성에 대한 고려가 부족했다. 그나마 Meyer(2011)는 이러한 내생성 문제점을 언급하고는 있으나 이를 해결할 수 있는 구체적인 방안은 제시하지 못하였다.

기존 연구들이 내생성 문제를 간과하였거나 또는 해결하지 못했던 주된 이유는 신기술 도입이라는 종속변수의 특성에 기인하는 측면이 크다. 본 연구에서도 마찬가지로 신기술 도입 여부는 1과 0으로 이루어진 이변수로 측정된다. 이러한 경우 로짓, 프로빗 등 비선형 모형이 주로 사용되는데, 잘 알려진 대로 비선형 추정에서는 패널자료가 가용하더라도, 특수한 경우를 제외하고는 고정

효과의 적용이 제한적이다.⁶⁾ 따라서 본 연구에서는 미관측 특성으로 인한 내생성 문제를 해결하기 위해서 Mundlak(1978), Chamberlain(1984)이 제안한 상관임의효과(correlated random effect : CRE) 모형을 적용하여 프로빗 모형을 추정한다.⁷⁾ 추정모형은 다음과 같다.

$$Y_{it}^* = \beta X_{it} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (2)$$

여기서 Y_{it}^* 는 t 연도, i 기업의 신기술 도입 여부를 결정하는 잠재변수(latent variable)를 의미하며 X_{it} 는 연구자에게 관측되는 변수들로 위에서 제시한 설명변수로 이루어진 벡터이다. μ_i 는 신기술 도입에 영향을 미치지만 관측되지 않는 기업의 특성, 그리고 ϵ_{it} 는 오차항을 의미한다. 만약 $Y_{it}^* > 0$ 이면 i 기업은 신기술을 도입하고($Y = 1$), 그 외의 경우 도입하지 않는다($Y_{it} = 0$). 상관임의효과 모형은 기업의 미관측 특성(μ_i)과 관측되는 특성(X_{it}) 간 연관성을 통제하기 위한 방법으로, 미관측 특성에 대한 조건부 분포, 구체적으로 $\mu_i | X_i \sim N(\psi + \bar{X}_i \lambda, \sigma_a^2)$ 를 가정하여 추정하는 방식이다. 따라서 μ_i 는 식 (3)과 같이 나타낼 수 있다.

$$\mu_i = \psi + \bar{X}_i \lambda + a_i, \quad \bar{X}_i = \sum_{t=1}^T X_{it} \quad (3)$$

간단히 설명하면 상관임의효과 모형은 기업의 미관측 특성(μ_i)을 관측변수의 기업별 평균값 \bar{X}_i 의 함수로 설정하여 추정하는 방식이다. 여기서 ψ 상수이며 a_i 는 미관측 기업 특성에서도 관측변수와 무관한 부분으로 가정한다. 식 (3)을 식 (2)에 대입하여 실제 추정하는 모형을 나타내면

$$Y_{it}^* = \psi + \beta X_{it} + \bar{X}_i \lambda + u_{it}, \quad u_{it} = \epsilon_{it} + a_i \quad (4)$$

6) 고정효과 모형은 시간과 무관한 관측되지 않는 특성을 비교적 간단한 방법으로 통제하는 방법으로 선형모형에서 자주 사용된다. 하지만 비선형 모형에서 고정효과를 적용할 경우 추정해야 되는 계수가 증가할수록 수렴이 잘 이루어지지 않는 계산상의 문제가 발생한다. 또한 이론적으로 부수적 모수 문제(incidental parameter problem)로 일치추정량을 얻을 수 없다. 자세한 내용은 Lancaster(2000)를 참조 바란다.

7) 한편, 국내 문헌에서는 강성진(2010), 윤명수 외(2012), 이창우·전성주(2016) 등이 비선형 모형에서 미관측 변수를 통제하기 위해 상관임의효과 모형을 이용하였다.

즉, 미관측 특성(μ_i)은 조건부 분포의 가정하에 관측할 수 있는 특성(X_{it})과 관련이 있는 부분($\psi + \bar{X}_i\lambda$) 및 관련이 없는 부분(a_i)으로 분리되고, 전자는 추정 가능한 변수로 간주되기 때문에 미관측 변수로 인한 내생성 문제에서 벗어나게 된다. Wooldridge(2009)가 지적하는 바와 같이 미관측 특성의 조건부 분포를 가정하는 것이 작위적일 수 있지만, 최소한 미관측 특성을 통제하여 일치추정량을 얻을 수 있다는 장점이 있다.⁸⁾

생산성을 종속변수로 사용하는 모형에서는 종속변수가 연속형이기 때문에 최소자승법(original least square)과 고정효과모형(fixed effect model) 등의 선형모형을 사용했다. 신기술의 도입과 마찬가지로 생산성에 영향을 미치는 기업의 미관측 이질성을 예상할 수 있다. 예컨대, 경영자의 경영전략, 기업의 조직 분위기 등 계량경제학자는 관측할 수 없지만 생산성에 영향을 미치는 여러 요인들이 존재한다. 선형모형에서는 고정효과모형이 내생성을 통제하는 역할을 할 것이다. 모든 분석에서는 동일한 기업 간 연관성을 허용할 수 있도록 기업수준의 군집표준오차(cluster standard error)를 이용하였다.

IV. 분석결과

1. 근로자의 연령이 신기술 도입에 미치는 효과

<표 2>에 식 (4)의 추정결과가 제시되어 있다. 식 (1)과 식 (2)열은 선형확률 모형으로 각각 최소자승법과 고정효과를 이용하여 추정한 결과이다. 식 (3)과 식 (4)열은 비선형 모형으로 프로빗 모형과 상관임의효과 모형의 분석결과로

8) 본문에서 언급한 비선형 모형에서 고정효과의 적용이 가능한 특이한 경우의 하나는 로짓을 이용하는 경우다. 흔히 고정효과 로짓모형(fixed effect logit model)으로 알려진 이 추정법은 미관측 특성에 대한 가정이 요구되지 않는다는 장점을 가지고 있다. 대신 오차항의 조건부 독립성 가정이 성립되지 않는 경우 일치추정량을 보장하지 못하고, 미관측 특성에 대한 분포를 정해놓고 있지 않기 때문에 정확한 한계효과의 추정도 어렵다. 본 연구에서는 이러한 이유와 함께 실제 고정효과 로짓모형을 이용한 추정에서 수렴이 이루어지지 않아 분석에 사용할 수 없었다. 고정효과 로짓모형 및 상관임의효과 모형 간의 장단점에 대한 자세한 설명은 Wooldridge(2008), Wooldridge(2010) 등을 참고하길 바란다.

한계효과를 보고하고 있다. 모형에서 종속변수는 $[0, 1]$ 의 값을 가지므로, 프로빗이 선형확률모형보다 적절하다고 할 수 있다. 그럼에도 불구하고 선형모형을 같이 제시한 이유는 상관임의효과 모형이 선형모형의 고정효과처럼 작용하여 내생성을 적절하게 통제할 수 있다는 것을 보여주기 위해서이다. 추정결과에서 나타나듯이 기업수준의 고정효과를 통제한 이후 계수들의 변화 양상은 선형확률모형과 프로빗 추정 간 유사하게 나타나고 있다.

열 (3)의 프로빗 추정결과에서는 모든 변수가 유의한 값을 보였으며, 주요 설명변수인 고령 근로자의 비중이 증가할수록 신기술 도입 확률이 유의미하게 낮아지는 결과를 보였다. 하지만 기업의 미관측 이질성을 통제했다고 할 수 있는 CRE 프로빗의 열 (4)에서는 일부 변수들의 유의성이 사라진 것을 확인 할 수 있다. 특히, 30~50세 근로자의 비중은 신기술 도입과 관련이 없는 것으로 나타났다. 50세 이상 근로자가 신기술 도입에 미치는 효과의 크기도 단순 프로빗의 결과에 비해 작게 나타나고 있다. 이러한 결과는 기업의 미관측 이질성과 근로자의 연령구조 간 관련이 있으며, 이를 고려하지 않을 경우 인력의 고령화가 신기술 도입의 확률을 낮추는 효과가 실제보다 크게 편향되어 추정될 수 있다는 것을 의미한다. 상대적으로 젊은 근로자들은 새로운 기술에 대한 유연성이 높다고 생각할 수 있다. 따라서 기업은 어떤 새로운 기술을 도입하기 위해 근로자들의 평균연령을 낮출 수 있는 다양한 시도를 할 가능성이 있다. 예를 들면, 퇴직보상금을 상향조정할 수도 있으며, 나이가 많은 경력직의 채용을 줄일 수도 있다. 이와 같이 근로자의 평균 연령을 젊게 만들 수 있는 의사결정들은 고령 근로자의 비율과 부(-)의 관계를 가질 것이므로, 관측되지 못해 오차항에 남겨진다면 고령 근로자의 비율이 신기술 도입에 미치는 부정적 효과는 과대 추정된다. 한편 Meyer(2011)의 프로빗 모형을 통한 추정결과에서 30대 미만 근로자 비중이 신기술에 미치는 한계효과는 -0.315로 추정되었으며, 40~55세 근로자 비중과 55세 근로자 비중에서는 각각 -0.381과 -0.590으로 나타난 바 있다. 본 연구의 분석결과에서도 단순 프로빗 모형에서 30~50세 근로자의 비율과 50세 이상 근로자 비율의 한계효과는 각각 -0.155와 -0.272로 추정되었다. 즉, 국내자료를 이용한 분석에서도 해외 연구의 분석결과와 유사하게 고령 근로자의 비율이 신기술 도입 확률을 낮추는 것으로 나타났다. 그러나 상관임의효과

모형을 통해 내생성을 통제한 결과, 이러한 효과는 상당부분 사라졌다. 동일한 데이터를 사용한 분석이 아니기 때문에 단순 비교하는 것은 무리가 있지만 Meyer(2011)가 기업의 미관측 특성으로 인한 내생성을 충분히 고려하지 못했다는 점에서 분석 결과가 실제보다 과대 추정되었을 수 있다는 점을 시사한다.

〈표 2〉 근로자의 연령이 신기술 도입에 미치는 효과

	Linear Probability		Non-linear	
	OLS (1)	FE (2)	probit (3)	CRE-probit (4)
30~50세 미만 근로자 비율	-0.165*** (0.034)	-0.036 (0.039)	-0.155*** (0.031)	-0.034 (0.036)
50대 이상 근로자 비율	-0.254*** (0.042)	-0.105* (0.057)	-0.272*** (0.045)	-0.111* (0.061)
평균 학력수준	0.015*** (0.004)	0.006 (0.004)	0.015*** (0.004)	0.006 (0.004)
기업연령	0.002*** (0.000)	-0.008*** (0.002)	0.002*** (0.000)	0.004 (0.006)
근로자 수	0.007*** (0.001)	0.009*** (0.002)	0.006*** (0.001)	0.007*** (0.002)
노동조합	0.206*** (0.016)	0.026 (0.038)	0.188*** (0.014)	0.026 (0.036)
전문직 근로자	0.069** (0.029)	0.038 (0.036)	0.066** (0.030)	0.045 (0.039)
경쟁수준	0.026*** (0.006)	0.020*** (0.007)	0.025*** (0.006)	0.020*** (0.007)
상수항	0.146** (0.062)	0.321*** (0.088)		
Observations	7,017	7,017	7,017	7,017
R ²	0.187	0.018		
Pseudo R ²			0.170	0.175

주: 종속변수는 신기술 도입을 나타내는 이변수이다. 연령의 기준변수는 30세 미만 근로자의 비율이다. 산업더미와 연도더미가 포함된 결과이다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 유의함을, 괄호 안은 표준오차를 나타낸다. Non-linear에 보고된 수치는 한계효과이다.

다른 변수들의 결과를 살펴보면 앞선 프로비트 추정에서 유의했던 대부분의 변수들의 유의성이 사라진 것을 확인할 수 있는데 오직 근로자 수와 경쟁수준만이 신기술 도입에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 기업규모가 클수록 신기술 도입에 더욱 적극적이며, 강한 시장경쟁은 신기술 도입을 촉진할 수 있다는 것을 의미한다.

2. 근로자의 연령 분포가 신기술 도입에 미치는 효과

근로자 연령의 분포와 신기술 도입 간의 관계를 살펴보기 위해 근로자 연령

〈표 3〉 근로자의 연령 분포가 신기술 도입에 미치는 효과

	probit (1)	probit (2)	CRE-probit (3)
근로자 연령의 허핀달 지수	-0.139*** (0.038)	-0.152*** (0.047)	0.020 (0.055)
30~50세 미만 근로자 비율		-0.088** (0.036)	-0.043 (0.045)
50대 이상 근로자 비율		-0.274*** (0.047)	-0.111* (0.063)
평균 학력수준	0.019*** (0.004)	0.015*** (0.004)	0.006 (0.004)
기업연령	0.001*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.006 (0.006)
근로자 수	0.007*** (0.002)	0.006*** (0.001)	0.007*** (0.002)
노동조합	0.181*** (0.014)	0.188*** (0.014)	0.026 (0.035)
전문직 근로자	0.072** (0.030)	0.065** (0.030)	0.045 (0.039)
경쟁수준	0.027*** (0.006)	0.026*** (0.006)	0.020*** (0.007)
Observations	7,017	7,017	7,017
Pseudo R ²	0.166	0.172	0.177

주: 보고된 수치는 한계효과를 의미한다. 종속변수는 신기술 도입을 나타내는 이변수이다. 산업터미와 연도터미가 포함된 결과이다. 연령의 기준변수는 30세 미만 근로자의 비율이다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 유의함을, 괄호 안은 표준오차를 나타낸다.

분포를 측정하고 추가적인 설명변수로 설정하여 모형을 재추정했다. 위에서 언급했다시피 근로자 연령 분포는 허핀달 지수를 이용하여 측정하였으며, 허핀달 지수는 1에 가까울수록 인력구조에서 특정 연령대의 집중도가 높은 것을 의미하며, 반대로 0에 가까울수록 다양한 연령대의 근로자가 고르게 분포되어 있다는 것을 의미한다. <표 3>에 그 결과가 제시되어 있다. 우선 미관측 변수로 인한 내생성을 고려하지 않은 열 (1)과 (2)의 결과를 살펴보면 근로자 연령의 분포가 좁을수록, 즉 특정 연령대의 근로자 비중이 높을수록, 신기술 도입 또한 유의한 확률로 낮아지는 것으로 나타났다. 근로자들의 연령을 통제한 열 (2)에서도 그 유의성은 유지되는 것을 확인할 수 있다. 하지만 내생성을 통제한 열 (3)에서는 근로자의 연령분포가 신기술 도입에 유의한 효과를 미치지 못하는 것으로 나타났다.

3. 근로자의 연령구조와 생산성

근로자 연령구조와 기업의 생산성 간의 관계를 파악하기 위해 종속변수를 근로자 1인당 부가가치로 설정하여 모형을 추정했다. 이 분석에서는 종속변수가 연속변수이기 때문에 선형모형을 사용했다. <표 4>에 결과가 제시되어 있다. 열 (1)의 최소자승법의 추정결과를 살펴보면 근로자 연령의 분포가 집중될수록, 50대 이상의 근로자 비율이 높을수록 생산성도 하락하는 것으로 나타났다. 하지만 열 (2)의 고정효과 모형(fixed effect)에서 근로자의 연령구조가 생산성에 미치는 효과는 더 이상 유의하지 않았다.⁹⁾ 그 외 변수들에서는 근로자들의 평균 학력수준과 기업의 연령이 높을수록 생산성도 유의미하게 증가했다. 반면 기업이 직면하고 있는 시장의 경쟁수준이 높을수록 생산성도 감소하는 결과를 보였다. 시장의 높은 경쟁수준은 과당경쟁으로 인해 전반적인 수익성을 악화시켜 생산성 또한 떨어뜨리는 것으로 해석할 수 있다.

기업의 규모와 노동조합은 최소자승법 모형에서는 생산성과의 관계가 있는 것으로 나타났지만, 고정효과의 모형에서는 유의미한 결과를 확인할 수 없었다.

9) 기업의 생산성에 영향을 미치는 미관측 변수들의 임의효과(random effect) 가능성을 고려하여 Hausman 검정을 실시했다. 그 결과 ‘고정효과와 임의효과의 추정계수 간 차이가 없다’라는 귀무가설을 기각했다. 이러한 결과는 미관측 변수와 관측 변수 간 관련이 있으며, 미관측 변수들을 통제하지 못할 경우 내생성 문제에 직면하게 된다는 것을 의미한다.

〈표 4〉 근로자의 연령구조와 생산성

	OLS (1)	FE (2)
근로자 연령의 허핀달 지수	-0.194* (0.102)	0.030 (0.090)
30~50세 미만 근로자 비율	0.049 (0.080)	0.012 (0.079)
50대 이상 근로자 비율	-0.401*** (0.106)	0.151 (0.155)
평균 학력수준	0.083*** (0.008)	0.021** (0.009)
기업연령	0.003*** (0.001)	0.038*** (0.005)
근로자 수	0.005** (0.002)	-0.006 (0.004)
노동조합	0.306*** (0.038)	-0.002 (0.055)
전문직 근로자	0.028 (0.075)	0.095 (0.080)
경쟁수준	-0.032* (0.017)	-0.026* (0.013)
상수항	2.928*** (0.142)	2.886*** (0.182)
Observations	5,169	5,169
R ²	0.258	0.038

주: 종속변수는 근로자 1인당 부가가치이다. 연령의 기준변수는 30세 미만 근로자의 비율이다. 산업더미와 연도더미가 포함된 결과이다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 유의함을 나타내며 괄호 안은 표준오차를 나타낸다.

4. 강건성 검정

본 연구에서 주요 종속변수로 사용하는 신기술 도입 여부는 최근 5년을 기준으로 신기술·신기계 도입 등 기술개선 프로그램을 수행한 적이 있는지 여부로 측정했다. 따라서 해당 차수의 신기술 도입이 조사시점이 아닌 과거에 발생한

사건일 가능성이 있다. 이러한 경우 현재의 설명변수들이 과거의 사건을 설명하는 것이 되기 때문에 시간적으로 인과관계가 성립되지 않는다. 예를 들면 오직 2009년에만 신기술을 도입한 기업들은 2011년과 2013년도의 조사에서 모두 최근 5년 동안 신기술을 도입했다고 응답할 것이기 때문이다. 즉 이 기업은 사업체패널 조사의 구조상 해당 차수마다 매년 신기술을 도입한 기업과 동일하게 처리된다. 이러한 측정상의 원인으로 발생할 수 있는 오류를 확인하기 위해, 과거 차수에 이어 연속으로 신기술 도입이 관측되는 경우 분석에서 제외하고 모형을 재추정하여 분석결과가 강건하게 유지되는지 검토한다.

〈표 5〉 강건성 검정

	probit (1)	CRE-probit (2)	probit (3)	CRE-probit (4)
근로자 연령의 허판달 지수			-0.104*** (0.039)	0.044 (0.058)
30~50세 미만 근로자 비율	-0.115*** (0.025)	-0.046 (0.038)	-0.075** (0.029)	-0.065 (0.044)
50대 이상 근로자 비율	-0.209*** (0.037)	-0.120* (0.066)	-0.214*** (0.038)	-0.118* (0.069)
평균 학력수준	0.013*** (0.003)	0.007 (0.005)	0.013*** (0.003)	0.007 (0.005)
기업연령	0.001*** (0.000)	0.027*** (0.004)	0.001*** (0.000)	0.028*** (0.004)
근로자 수	0.004*** (0.001)	0.008*** (0.002)	0.004*** (0.001)	0.007*** (0.002)
노동조합	0.127*** (0.010)	0.028 (0.039)	0.127*** (0.010)	0.028 (0.039)
전문직 근로자	0.002 (0.024)	0.026 (0.041)	0.002 (0.024)	0.025 (0.041)
경쟁수준	0.020*** (0.005)	0.020*** (0.008)	0.021*** (0.005)	0.020** (0.008)
Observations	6,285	6,285	6,285	6,285
Pseudo R ²	0.1611	0.1699	0.1622	0.1729

주: 과거 차수에 이어서 연속으로 신기술 도입이 관측된 기업들을 제외한 추정결과이다. 보고된 수치는 한계효과를 의미한다. 종속변수는 신기술 도입을 나타내는 이변수이다. 산업더미와 연도더미가 포함된 결과이다. 연령의 기준변수는 30세 미만 근로자의 비율이다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 유의함을, 괄호 안은 표준오차를 나타낸다.

구체적으로 설명하면 위에서 예시로 제시한 기업의 경우는 2007년과 2009년의 관측치만 분석에서 사용된다. 하지만 이산적으로 신기술 도입이 관측된 경우, 예컨대 어떤 기업이 2007년에는 신기술을 도입했고, 2009년에는 도입하지 않았고, 다시 2013년에 신기술의 도입이 관측된 경우에는 해당 기업의 관측치를 분석대상에 모두 포함하였다. 강건성 검정 결과는 <표 5>에 제시되어 있다. 결과를 살펴보면 해당 관측치를 제외하지 않은 <표 2>의 3열과 4열 및 <표 3>의 2열과 3열의 결과와 크게 다르지 않았다. 다만, 앞선 분석에서는 신기술 도입에 유의한 효과를 미치지 못한 기업연령이 여기서는 신기술 도입에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 하지만 본 연구의 주요 결과라 할 수 있는 고령 근로자 비중의 확대 및 연령 분포가 신기술 도입에 미치는 효과의 크기와 유의성은 그대로 유지되는 것을 알 수 있다. 또한 내생성 통제 여부에 따른 추정값의 변화, 즉 단순 프로빗과 상관임의효과 모형 간 차이도 앞선 분석과 유사한 양상을 보여, 신기술 도입의 불완전한 측정이 연구의 결과를 크게 왜곡시키는 가능성은 발견하지 못했다.

V. 결 론

지금 고령화는 전 세계적인 현상이다. 당장 기업들은 근로자의 고령화로 인한 혁신력과 생산성의 하락을 우려하고 있다. 이에 맞추어 여러 연구들이 근로자의 인력구조가 기업의 의사결정 및 성과에 미치는 영향을 밝히려고 시도하고 있다. 그러나 엄밀한 실증분석을 통해 이를 규명한 연구는 많지 않다. 본 연구는 근로자의 연령구조가 기업의 신기술 도입과 생산성에 미치는 효과를 분석하였다. 특히, 상관임의효과 모형을 이용하여 미관측 이질성 통제에 주안점을 두었다. 연구자가 관측할 수 없는 기업의 의사결정으로 인해서 연령구조와 기업 신기술 도입 간에는 양방향 인과관계가 존재할 수 있다. 신기술 도입을 위해 젊은 근로자들의 채용을 늘리거나 은퇴프로그램을 가동하여 고령 근로자의 은퇴를 촉진하는 경우를 쉽게 떠올릴 수 있다. 생산성의 경우도 마찬가지이다. 생산성 향상을 목적으로 젊은 근로자 중심으로 조직을 개편하는 전략을 생각해

볼 수 있다. 이러한 추론은 추정결과에서 그대로 나타났다. 미관측 이질성을 통제한 모형에서 고령화가 기업의 신기술 도입에 미치는 부정적 효과의 크기가 작게 나타났다.

본 연구의 주요 결과에 비추어 볼 때 기존 연구를 통해 알려진 고령화가 기업의 신기술 도입 또는 생산성에 미치는 부정적 효과들은 실제보다 과대 추정되어 있을 수도 있다. 하지만 데이터 사용, 신기술 도입 정의 등에서 기존 연구들과의 차이로 인한 결과일 가능성들도 완전히 배제할 수는 없다. 특히, 본 연구에서 정의한 신기술 도입은 너무 포괄적인 측면이 있다. 분석에 사용한 사업체패널에서는 최근 5년간 신기술·신기계 도입 등 기술개선 프로그램을 수행한 적이 있는지 여부에 대한 설문으로 기업의 신기술 도입 여부를 파악하고 있으며 신기술에 대한 구체적인 정의를 제시하지 않고 있다. 이는 신기술이라는 개념자체가 광범위하고 모호하다는 데 원인이 있을 수 있다. 신기술은 최근 개발된 새로운 장비의 도입부터 자동화 등 공정 혁신, 정보통신기술의 도입 등을 모두 아우른다. 신기술의 유형은 고령 근로자가 해당 기술을 대하는 태도와 기업의 신기술 도입 의사결정에 중요한 영향을 미칠 수 있다. 앞선 선행연구에서 Meyer (2011)는 정보통신기술을, Hollenstein & Wörter(2004)는 전자상거래를 각각 신기술로서 정의하고 있는데 이는 고령 근로자의 정보통신기술 활용 능력이 상대적으로 낮다는 점에서 의미를 가진다. 또한 신기술의 구체적 정의는 기업이 도입한 신기술이 인력의 대체가 가능한 기술(labor-saving techniques)인지 여부를 가늠하는 데 중요할 수 있다. 신기술의 인력 대체 가능성은 기업의 신기술 도입 유인과 이에 따른 고령 근로자의 반응에 결정적 영향을 미칠 수 있기 때문이다. 이상의 논의들은 본 연구에서 가용자료의 한계로 충분히 다루지 못하였으며, 향후 신기술 도입 관련 자료가 보다 구체화된 이후의 과제로 남겨둔다.

참고문헌

- 강성진(2010). 「한국인의 생활만족도 결정요인 분석」. 『경제학연구』 58(1): 5~36.

- 고용노동부. 『고용형태별근로실태조사』. 각 연도.
- 고용노동부 · 한국노동연구원(2014). 『단체협약 실태조사』.
- 송병준(2009). 「주력산업의 인력고령화 실태와 대응전략」. 『KIET 산업경제』 7 : 47~56.
- 송창용(2013). 『기업체의 장년근로자 활용 실태 및 인식』. Krivet Issue Brief. 한국직업능력개발원.
- 석진홍 · 박우성(2014). 「인력 고령화가 기업의 생산성과 인건비에 미치는 영향」. 『노동정책연구』 14 (3) : 79 · 104.
- 이상현(2014). 「기업의 보상체계와 업무평가 투명성의 생산성 효과」. 『노동경제논집』 37 (1) : 59~85.
- 이영민(2012). 「인력 고령화 추세에 따른 기업의 인적자원관리 대응방안」. 『상장협 연구』 65 : 134~155.
- 이창우 · 전성주(2016). 「건강상태가 가계 금융자산 포트폴리오 결정에 미치는 영향 연구」. 『보험금융연구』 27 (4) : 43~74
- 엄동욱 · 배노조 · 이상우(2005). 『고령화 · 저성장 시대의 기업 인적자원 관리 방안』. ISSUE PAPER. 삼성경제연구소.
- 윤명수 · 김정우 · 김기민(2012). 「상위관리직에서의 여성의 지위」. 『여성경제연구』 9 (1) : 23~47.
- 최옥금(2011). 「우리나라 중고령자의 은퇴 과정에 관한 연구: 생애 주된 일자리와 가용 일자리를 중심으로」. 『한국노년학』 31 (1) : 15~31.
- 통계청. 『경제활동인구조사』. 각 연도.

Ahituv, Avner, and Joseph Zeira(2011). “Technical progress and early retirement.” *The Economic Journal* 121 (551) : 171~193.

Akerlof, George(1976). “The economics of caste and of the rat race and other woeful tales.” *The Quarterly Journal of Economics* 90 (4) : 599~617.

Alders, Peter(2005). “Human capital growth and destruction: the effect of fertility on skill obsolescence.” *Economic Modelling* 22 (3) : 503~520.

Andersson, Björn, Bertil Holmlund, and Thomas Lindh(2002). “Labor productivity,

age and education in Swedish mining and manufacturing 1985-96”
Unpublished Paper. Uppsala.

Arrow, Kenneth(1962). “Economic welfare and the allocation of resources for invention.” The rate and direction of inventive activity :Economic and social factors : 609~626. Princeton University Press.

Bartel, P. Ann, and Nachum Sicherman(1993). “Technological change and retirement decisions of older workers.” *Journal of Labor Economics* 11 (1, part 1) : 162~183.

Battisti, G., H. Hollenstein, P. Stoneman, and M. Wörter(2007). “Inter and intra firm diffusion of ICT in the United Kingdom (UK) and Switzerland (CH) an internationally comparative study based on firm-level data.” *Economics of Innovation and New technology* 16 (8) : 669~687.

Becker, Gary S.(1962). “Investment in human capital: A theoretical analysis.” *The Journal of Political Economy* 70 (5, Part 2) : 9~49.

Brooke, Libby(2003). “Human resource costs and benefits of maintaining a mature-age workforce.” *International Journal of Manpower* 24 (3) : 260~283.

Card, David, and John E. DiNardo(2002). “Skill biased technological change and rising wage inequality :some problems and puzzles.” *Journal of Labor Economics* 20 (4) : 733~783.

Cataldi, Alessandra, Stephan Kampelmann, and François Rycx(2012). “Does it pay to be productive? The case of age groups.” *International Journal of Manpower* 33 (3) : 264~283.

Chamberlain, Gary(1984). “Panel data” *Handbook of econometrics* 2: 1247~1318.

Crepon, Bruno, Nicolas Deniau, and Sebastien Perez-Duarte(2003). “Wages, productivity and worker characteristics: A French perspective.” INSEE.

Dostie, Benoit(2006). “Wages, productivity and aging.” IZA Discussion Paper 2496.

Haltiwanger, John C., Julia I. Lane, and James R. Spletzer(1999). “Productivity

- differences across employers: The roles of employer size, age, and human capital.” *The American Economic Review* 89 (2) : 94~98.
- Haucap, Justus, and Christian Wey(2004). “Unionisation structures and innovation incentives.” *The Economic Journal* 114 (494) : 149~165.
- Hayward, Mark D., Samantha Friedman, and Hsinmu Chen(1998). “Career trajectories and older men's retirement.” *The Journals of Gerontology Series B : Psychological Sciences and Social Sciences* 53 (2) : S91-S103.
- Hollenstein, Heinz, and Martin Wörter(2004). “The decision to adopt Internet-based e-commerce: An empirical analysis based on Swiss firm-level data.” 15th biennial Conference of the International Telecommunications Society. Berlin.
- _____(2008). “Inter-and intra-firm diffusion of technology : The example of E-commerce : An analysis based on Swiss firm-level data.” *Research Policy* 37 (3) : 545~564.
- Johnson, William R(1978). “A theory of job shopping.” *The Quarterly Journal of Economics*, pp.261~278.
- Lancaster, Tony(2000). “The incidental parameter problem since 1948.” *Journal of econometrics* 95 (2) : 391~413.
- Lallemend, Thierry, and François Rycx(2009). “Are older workers harmful for firm productivity?” *De Economist* 157 (3) : 273~292.
- Lazear, Edward P.(1979). “Why is there mandatory retirement?” *The Journal of Political Economy*, pp.1261~1284.
- _____(1998). “Personnel economics for managers.” Wiley. New York.
- Menezes-Filho, Naercio, and John Van Reenen(2003). “Unions and innovation: a survey of the theory and empirical evidence.” Center for Economic Policy Research. Discussion Paper 3792.
- Meyer, Jenny(2011). “Workforce age and technology adoption in small and medium-sized service firms.” *Small Business Economics* 37 (3) : 305~324.

- Mincer, Jacob(1974). "Schooling, Experience, and Earnings." Columbia University Press. New York.
- Mundlak, Yair(1978). "On the pooling of time series and cross section data." *Econometrica : journal of the Econometric Society*, pp.69~85.
- Nishimura, K. G., K. Minetaki, M. Shirai, and F. Kurokawa(2002). "Effects of information technology and aging work force on labor demand and technological progress in Japanese industries : 1980~1998." Fujitsu Research Inst.
- Prskawetz, A., B. Mahlberg, V. Skirbekk, I. Freund, M. Winkler-Dworak, T. Lindh, B. Malmberg, A. Jans, O. Nordström, and F. Andersson(2006). "The impact of population ageing on innovation and productivity growth in Europe" Research Report 28 Vienna Institute of Demography. Vienna.
- Rosenberg, Nathan(1972). Technology and American economic growth. Cambridge University Press.
- Rouvinen, Petri(2002). "Characteristics of product and process innovators: some evidence from the Finnish innovation survey." *Applied Economics Letters* 9(9) : 575~580
- Schumpeter, A. Joseph(1942). "Capitalism, Socialism, and Democracy." Harper. New York.
- Tauman, Yair, and Yoram Weiss(1987). "Labor unions and the adoption of new technology." *Journal of Labor Economics* 5 (4, Part 1) : 477~501.
- Van Ours, C. Jan(2009). "Will you still need me: When I'm 64?" *De Economist* 157 (4) : 441~460.
- Vives, Xavier(2008). "Innovation and competitive pressure." *The Journal of Industrial Economics* 56 (3) : 419~469.
- Wooldridge, M. Jeffrey(2009). "Correlated random effects models with unbalanced panels." Manuscript (version July 2009) Michigan State University.
- _____(2010). "Econometric analysis of cross section and panel data." MIT press.

The Effects of Aging Workforce on the Adoption of New Technologies and Productivity

Jang Yoonseop · Yang Junseok

This paper provides empirical evidence on the relationship between age structure of employee and adoption of new technologies. Furthermore, it analyzes the effect of age structure on firm's productivity. The empirical analysis is based on the 2nd~5th KLI workplace panel survey data. Correlated random effect(CRE) model allows us to consider the endogeneity problem occurred as the age structure and unobserved heterogeneity are correlated. Main results are as following. Simple probit model shows that an aged workforce as well as concentrated age structure are negatively related to the probability of technology adoption. However, when we control endogeneity problem by CRE model, its negative effect is significantly decreased. Same result is obtained by the relationship between age structure of employee and productivity of the firms.

It implies that the endogeneity between age structure of employee and unobserved heterogeneity could result in upward bias which could exaggerate existing literature's negative effect of an aged workforce on adoption of new technologies.

Keywords : age structure of the workforce, age dispersion of the workforce, adoption of new technologies, productivity, workplace panel survey(WPS)

『노동정책연구』 원고작성 및 투고 요령

1. 원고투고 요령

- 1) 『노동정책연구』에 논문 게재를 원하는 연구자께서는 350자 이내의 국문초록, 영문제목, 영문성명, 영문초록, 5개 이하의 핵심용어를 포함하여 25페이지(논문양식 참조) 이내로 논문을 작성하여 제출하되, 마감일까지 논문을 아래의 ‘원고작성 요령’에서 제시하는 체제로 통일하여야 한다. 논문 투고시 투고신청서와 원고(혼글파일)를 함께 제출한다. 논문투고 및 투고신청서 다운로드 [본원 홈페이지(www.kil.re.kr)-참여광장-노동정책연구 원고모집]에서 가능하다.
- 2) 『노동정책연구』에 게재된 논문들에 대한 논평(comment)과 답변(reply)도 아래의 ‘원고작성 요령’에 맞추어 제출한다.
- 3) 학술지 발간 횟수 및 발간일
학술지의 발간 횟수는 연 4회로 하며, 매년 3월 30일, 6월 30일, 9월 30일, 12월 30일에 발간함을 원칙으로 한다.
- 4) 원고투고 시기
학술지의 원고는 상시 투고할 수 있으며, 따라서 접수는 항시 한다.
- 5) 제출된 논문은 『노동정책연구』 편집위원회에서 정한 심사과정을 거쳐 게재 여부를 결정한다.
- 6) 제출 : 온라인 논문투고 시스템 [본원 홈페이지(www.kil.re.kr)-참여광장-노동정책연구 원고모집-논문투고]

2. 원고작성 요령

- 1) 국문 논문은 국한문을 혼용한다.
- 2) 편집순은 章은 I, II, III, 節은 1, 2, 3, 項은 가, 나, 다 순으로 표기하고, 그 이하는 1), 2), 3)으로 표기한다.
- 3) 인용 논문의 표기는 간단한 경우는 각주로 처리하지 않고 본문 중에서 직접 처리한다. 영문 저자의 경우는 영문으로 표기함을 원칙으로 한다.
- 4) 본문과 각주에서 언급된 모든 문헌의 자세한 문헌정보는 논문 말미의 ‘참고문헌’에서 밝힌다. 본문과 각주에서 언급되지 않은 문헌은 포함시키지 않는다.
- 5) 표와 그림의 경우는 장, 절, 항 구분 없이 <표 1>, [그림 1]과 같이 표기하며 세분화하지 않는다.
- 6) 논문 첫머리의 저자 소개를 위한 각주는 *, **, *** 등의 기호를 사용한다. 공동연구인 경우 주연구자(제1저자)를 먼저 표기해야 하며, 책임연구자·공동연구자의 소속과 지위 및 e-mail 주소가 모두 명기되어야 한다.

7) 논문 양식 (아래혼글)

편집 용지		글자 모양		문단 모양	
용지종류	A4	글자 크기	10.8	정렬방식	혼합
위쪽여백	49	글꼴	신명조	들여쓰기	10
아래쪽여백	49	장평	100	줄간격	170
왼쪽여백	44	자간	-10		
오른쪽여백	44				
머리말	9.5				
꼬리말	0				

*표는 「선그리기」가 아닌 필히 「표편집」으로 작성
(글자 크기: 10, 줄간격: 135)

8) 영어 논문의 경우도 위의 기준에 준한다.

9) 이상의 원고작성 요령과 아래의 참고문헌 작성 요령에 따라 작성되지 않은 논문은 게재가 거부될 수 있다.

3. 참고문헌 작성 요령

1) 참고문헌 중 국문 및 동양문헌의 경우, 논문(학위논문 포함)이나 기사 등은 꺾쇠(『 』)로 표기하고, 저서 및 역서(편저서, 학술지, 월간지, 주간지, 일간지 등)는 이중꺾쇠(『 』)로 표기한다. 영문의 경우, 논문명은 큰따옴표(“ ”)로 표기하고, 책명이나 저널지는 이탤릭체로 표기한다.

2) 저자명에 있어 국문은 가나다순, 영문은 알파벳순으로 배치하고, 동일 저자의 여러 문헌은 연도순으로 배치하되, 같은 해에 발행된 문헌이 둘 이상일 경우에는 a, b, c로 구분한다.

3) 국문 및 동양 문헌

정기간행물: 필자(발행연도). 『논문명』. 『서명』 권(집)호: 페이지 순으로 표기
단행본: 필자(발행연도). 『논문명』. 『서명』. 발행처. 페이지 순으로 표기

4) 영문 문헌

정기간행물: 필자(발행연도). “논문명”. 서명(이탤릭체) volume(number): 페이지 순으로 표기

단행본: 필자(발행연도). “논문명”. 서명(이탤릭체). 발행처. 페이지 순으로 표기

5) 신문기사는 신문명, 기사명, 발행연월일, 페이지 순으로 표기한다.

6) 아래 예의 각 경우를 참고하여, 순서, period, comma, colon 등의 기호, space, 대소문자 등에 유의한다.

7) 예

금재호·조준모(2001). 『외환위기 전후의 노동시장 불안정성에 대한 연구』. 『노동경제논집』 24 (1) : 35~66.

이철수(1994). 『블루라운드에 대한 노동법적 대응방안』. 『노동법학』 4 : 199~222.

차철수(1998). 『노동시장의 변천사』. 박영사. pp.25~36.

유범상(2006). 『사회적 합의』. 이원덕 편. 『한국의 노동』. 한국노동연구원. pp.124~149.

Bernhardt, A., Morris, M. Handcock, M. S. and M. A. Scott(1999). "Trends in Job Instability and Wages for Young Adult Men." *Journal of Labor Economics* 17 (4) : 65-90.

Kim, Shik Hyun(1996). *Human Resource Management*. Myok Publishers. pp.283-307.

Beaumont, P. B(1996). "Public Sector Industrial Relations in Europe." In Dale Belman, et al.(eds.). *Public Sector Employment in a Time of Transition*. Madison : IRRA. pp.283-307.

Ruiz, Javier Astudillo(2002). "The Spanish Experiment : A Social Democratic Party-Union Relationship in a Competitive Union Context." Center for European Studies, Working Papers No.83.

노동정책연구 목차 색인

- 2001년 7월호(창간호)~2016년 12월호(제16권 제4호) -

● 창간호[2001년 7월]

■ 특집

- 최근의 소득불평등도 변화와 소득원천별 분해(정진호)
- 외환위기 이후의 소득분배 및 세부담 분석(성명재)
- 한국가계자산 불평등의 최근 추이(이정우 · 이성림)

■ 연구논문

- 퇴직보험 활성화와 임금채권보장기금 부담금체계 개선방안(김호경)
- 비정규직 노동계약과 고용보호의 딜레마(조준모)
- 임금식과 생산성변수의 역할(허재준)

■ 노동전망

- 2001년 노사관계 평가 및 전망(이주희)

■ 정책자료

- 소득보장체계에 대한 ILO의 입장과 정책적 시사점(윤석명)
- 유럽연합의 2001년 고용가이드라인(문성혁)

● 제1권 제2호[2001년 12월]

■ 연구논문

- 직종특성과 성별 직종분리 : 미국 노동시장의 사례를 중심으로(황수경)

- 경제위기 이후의 빈곤에 대한 동태분석(황덕순)
- 미국 청년층의 노동시장 진입과정 : 파트타임과 풀타임(안주엽)
- 우리나라 노동제도 결정에 관한 비판적 소고 : 공공선택의 관점에서(조준모)
- 노동시장의 변화와 독일 공동결정제도의 대응 : 독일 경영조직법의 개정배경과 주요 개정내용(박지순)

■ 노동통계

- 상시인구조사(CPS)의 이해(강석훈)

■ 정책자료

- 비정규 근로자 직업능력개발의 현황과 과제(장홍근)

● 제2권 제1호[2002년 3월]

■ 특집 : 노동시장과 교육

- 노동시장 이행 초기 경험의 지속성에 관한 연구(이병희)
- 청년의 학교졸업 후 구직기간 분석(안주엽 · 홍서연)
- 대학교육의 경제학(장수명)

■ 연구논문

- 중학교 무상의무교육의 도입이 사교육비 지출에 미치는 효과(김우영)
- 부산지역 노동시장의 특징과 지역정책(박영구)

- 공공직업안정서비스 고객만족도 평가 및 결정요인(유길상 · 임동진)
- 경영해고사유에 대한 입법적 규제의 한계 (조용만)

● 제2권 제2호[2002년 6월]

■ 특집

- 고령화사회와 노동 취업자 평균 은퇴연령의 변화와 인구특성별 차이(장지연 · 호정화)
- 고령화의 경제적 영향에 대한 소고(이혜훈)
- 인구 고령화가 국민연금에 미치는 영향 분석: 통계청의 신인구추계 결과를 중심으로(윤석명 · 박성민)
- 노동시장의 고령화와 업종·직종에서의 연령분리현상(박경숙)
- 일본의 노인문제와 개호보험제도에 관한 고찰(이정)

■ 연구논문

- 자연 · 공학계열 졸업여성의 직업력 분석 (황수경)
- Private Sector Development and Upward Mobility: The Case of Korea from 1962 to 2000(Park, Se-II)

■ 정책자료

- 인구의 고령화: 경제 현안과 도전받는 정책(안주엽 · 홍서연)

● 제2권 제3호[2002년 10월]

■ 특집

- 여성 성별 분리와 가치 차별에 대한 다층 분석(조혜선)
- 제조업과 정보통신산업간의 성별 임금격차 차이의 요인 분해(전병유)

- 공기업의 여성고용 현황과 관련 정책의 분석(김영옥)

■ 연구논문

- 직업훈련 참가결정에 관한 연구(김주섭)

● 제2권 제4호[2002년 12월]

■ 연구논문

- 경제위기 전후 청년 일자리의 구조 변화 (이병희)
- 비정규직 활용의 영향요인(김동배 · 김주일)
- Economic Crisis, Income Support, and Employment Generating Programs: Korea's Experience(Jai-Joon Hur)
- 직권중재제도의 법적 문제점과 개선방향 (이승옥)

● 제3권 제1호[2003년 3월]

- 노동법의 규범력 위기(채호일)
- 특수형태근로 보호에 관한 법경제학적 소고: 보험설계인, 골프경기보조원 및 학습지교사에 관한 실증분석(김동배 · 김주일)
- 결혼과 출산을 중심으로 한 여성 취업확률의 동태적 분석(김우영)
- 55세 이상 고령자의 노동시장 이탈과정: 은퇴의 유형화에 대한 함의(박경숙)
- 장애인-비장애인 취업확률 격차와 장애 효과(황수경)
- 한국 실업급여 수급자의 특성(유길상)
- 고용안정사업의 효과: 재고용장려금과 장기실업자고용촉진장려금을 중심으로(금재호)
- 고성과 작업관행과 기업교육훈련(김동배 · 김주섭 · 박의경)

● 제3권 제2호[2003년 6월]

■ 연구논문

- The Effect of Bargaining Structure Change on Dispute Resolution Process in Korea(Young-Myon Lee · In-Gang Na)
- 노사의 전략적 선택, 근로자의 의사결정 참가, 경영성과간의 관계(이동명 · 김강식)
- 내부노동시장의 성격과 비정규직 고용의 비율(노용진 · 원인성)
- 대졸 청년층의 노동시장 성과 결정요인(이규용 · 김용현)

● 제3권 제3호[2003년 9월]

■ 연구논문

- 한국 실업급여제도의 변화 평가 : 관대성, 통제 개념을 중심으로(심창학)
- 기업의 비정규직 사용 결정요인(김유선)
- 내부자(Insiders) 노동시장과 외부자(Outsiders) 노동시장의 구조 분석을 위한 탐색적 연구(황수경)
- 취약계층 근로자의 고용보험·국민연금 적용실태와 개선방안(황덕순)
- 인사관리시스템의 선행요인에 대한 탐색적 연구 : 사무관리직을 중심으로(김동배 · 임상훈 · 김재구)

● 제3권 제4호[2003년 12월]

■ 연구논문

- 노동력 활용지표에 관한 소고 : 여성 유희인력 지표를 중심으로(황수경)
- 자격의 실태와 노동시장 성과(이병희)
- 정보통신기술이 작업장 참여에 미치는 영향 : 양호한 노동(Decent Work)의 관점에서(황준욱 · 허재준)

- 고용조정의 결정요인 : 감원계획과 일자리 소멸을 중심으로(이규용 · 김용현)

● 제4권 제1호[2004년 3월]

- 일본 소비생활에 관한 패널조사(JPSC)의 소개(김기현)
- 2003년 노사분규의 주요 특징과 정책과제(이동명 · 김강식)
- 지역간 노동이동 연구(정인수)
- 노사협의회와 노동조합의 법적 권한이 기술혁신에 미치는 영향(이상민)

● 제4권 제2호[2004년 6월]

- Determinants of Intra-Regional Migration and Effects of Economic Partnership Agreements in East Asia(Yasushi Iguchi)
- Globalization, Logics of Action, International Labor Standards and National Government Roles(Sarosh Kuruvilla · Anil Verma)
- Globalisation and Changing Patterns of Employment Relations : International and Comparative Frameworks(Greg J. Bamber · Russell D. Lansbury · Nick Wailles)
- 골프장 경기보조원의 노동법적 지위에 관한 고찰 : 판례와 행정해석 분석 및 입법적 해결을 위한 제언(장의성)
- 자동차운수업 근로자의 근로시간 개념 및 그 개선에 관한 연구 방안 모색의 기초(이상희 · 배규식 · 조준모)
- WHO의 새로운 국제장애분류(ICF)에 대한 이해와 기능적 장애 개념의 필요성(황수경)

● 제4권 제3호[2004년 9월]

- Labor Relations and Protection of Labor

Rights under Globalization : Core Labor Standards in China(Chang Kai)

- The Changing Labor Market, Industrial Relations and Labor Policy(Tadashi Hanami)
- 고용축진훈련의 성과에 관한 연구(남재량)
- 우리나라 특수형태근로종사자의 산재보험 적용방안에 관한 입법정책적 연구(장의성)

● 제4권 제4호[2004년 12월]

■ 연구논문

- 대학 전공의 노동시장 성과(이병희)
- 고용 유연화가 기업의 훈련투자에 미치는 영향(정재호 · 이병희)
- 노사의 전략적 선택과 작업조직 설계(이동명)
- Alternative Retirement Plans and the Salary Peak System in Korea(Semoon Chang)

■ 특별기고논문

- 노동조직 연구에서 젠더분석의 필요성에 관한 소고(키모토키미코(木本喜美子))

● 제5권 제1호[2005년 3월]

- 근로빈곤층의 ‘괜찮은 일자리(Decent Job)’ 이동에 관한 연구: 임금일 자리를 중심으로 (최옥금)
- 연결망 접근을 통해서 본 ‘사회운동적 노동운동’의 가능성 : 한국 노동운동의 연대주의적 전통의 복원(은수미)
- 고등교육에 대한 적정재정 추정(최강식 · 정진화)
- 산업제해와 보상적 임금(이승렬)
- 젠더관점에서 본 결혼선택의 규정요인

(이수진)

- 간접고용의 합리적 규율을 위한 법리(문무기)
- 동일노동 동일임금의 판단에 관한 소고(小考) (박은정)

● 제5권 제2호[2005년 6월]

■ 연구논문

- 청년층의 고학력화에 따른 학력과잉 실태 분석(김주섭)
- 국민기초생활보장제도가 노동공급에 미치는 효과(변금선)
- 일본 남녀고용평등정책의 현재(다케나카에미코)
- 산별교섭에 대한 평가 및 만족도의 영향요인 분석 : 보건의료노조의 사례(이주희)
- 적극적 노동시장정책을 위한 미국 실업보험제도의 변화와 시사점(김소영)

● 제5권 제3호[2005년 9월]

- 경기변동과 일자리소멸 : 생산성에 따른 선별을 중심으로(김혜원)
- ‘고용없는 성장(Jobless Growth)’ 현실인가 (김용현)
- 해외투자기업연수생제도의 실태와 개선방안(유길상)
- 미국의 배타적 교섭대표제와 한국적 함의(이철수)
- Including Informal Sector Workers In Public Income Support Programs(허재준)

● 제5권 제4호[2005년 12월]

- 노사관계로드맵 쟁점에 대한 경제학적 분석: 복수노조, 노조전임자, 실업자의 조합원 가입

을 중심으로(조준모 · 이원희 · 이동복)

- 지방대 졸업생의 노동이동과 노동시장 성과: 첫 번째 일자리를 중심으로(박성재)
- 한국 기업의 퇴직연금제 선호에 관한 연구: 퇴직연금제 도입 여부와 제도유형을 중심으로(반정호)
- 사업장내 전자우편감시제도에 관한 연구: Study on E-mail Surveillance in the Workplace(이창범)

● 제6권 제1호[2006년 3월]

■ 연구논문

- 비고용인구의 노동력상태 이행 역동과 영향 요인에 관한 연구(김가을)
- 중고령자 취업 결정요인(성지미 · 안주엽)
- 비정규직 노동자의 조직화 방안에 관한 탐색적 연구(김호원 · 이종구 · 김두중)
- 성과배분제도가 노동생산성에 미치는 영향(김동배 · 이인재 · 장지예)
- 노동조합의 전투성에 관한 연구(이병훈 · 윤정향)

● 제6권 제2호[2006년 6월]

- 한 · 중 · 일 자동차산업의 고용관계 비교(조성재)
- 비정규노동의 나쁜 일자리에 관한 실증연구(이시균)
- 근로자 참여와 비정규직 고용의 관련성에 관한 실증 연구(권순식)
- 사회협약 안정화 과정 비교 연구(임상훈)
- 자활후견기관들의 기관간 네트워크 관리에 관한 연구(김재환)
- 프랑스의 근로계약법제 변화(박제성)
- 조기재취업수당제도의 설계에 관한 연구(김동현 · 유길상)

● 제6권 제3호[2006년 9월]

- 평생학습과 노동시장 위험(이병희)
- 미국의 해고자유원칙과 그 제한의 법리(박은정)
- 노동조합이 기업의 유연화에 미친 영향 분석(이시균 · 김정우)
- 모성보호제도 도입의 결정요인과 기업 성과에 미치는 영향에 관한 연구(유규창 · 김향아)
- 한국과 중국 근로자들의 이중몰입 실증 연구(이을터 · 이장원)
- 위법쟁의행위와 손해배상책임에 관한 해석 및 입법의 한계(이상희)
- Poverty, Altruism, and Economic Growth (Lee, Injae)

● 제6권 제4호[2006년 12월]

- 맞벌이 여성의 시간 분배 결정요인(성지미)
- 한국 상황에서의 사회적 기업의 개념과 유형에 관한 소고(김경희 · 반정호)
- 사업체패널자료를 이용한 성차별 분석(신동균)
- 근로자 의사대표기제(Voice Mechanism)로서의 노동조합, 근로자참여에 대한 비교 연구: 근로자의 자발적 이직률을 중심으로(권순식 · 박현미)
- 일본 노동조합 재정의 법적 규제에 관한 연구(최영진)
- 외국인투자기업과 기업훈련(김우영)
- 고성과 지향의 전략적 인적자원관리와 기술혁신: 노동자 태도의 매개효과(허찬영 · 이현도)

● 제7권 제1호[2007년 3월]

- 사회적 배제 시각으로 본 비정규 고용(장

지연·양수정)

- 비정규직노조의 유형별 실태와 시사점 : 18개 비정규직노조 사례분석(진숙경·김동원)
- 한국 산별교섭에 대한 국제비교론적 평가(조준모·이원희)
- 유럽에서 단체교섭 법제의 변화 그리고 우리의 문제(박제성)
- 사회적 배제 과정과 자활의 측면들 : 울산 동구 빈곤층의 생애과정을 중심으로(한상진·김용식)
- 기업에서의 승진 결정요인 변화 : MF 외 환위기 전후 한국 대기업 인사데이터에 대한 실증분석(엄동욱)
- 노동조합 전임자의 급여지급 문제에 관한 검토(손항미)

● 제7권 제2호(2007년 6월)

- 부당해고와 금전보상제도(조상균)
- 노사정위원회에서 경영자총협회의 역할과 전략적 행동 : 법정근로시간 단축 협상을 중심으로, 1998~2003(전인)
- 한미 FTA와 개성공단 노동법제의 운용 실태(문무기)
- 조직문화, 조직몰입 및 조직성과와의 관계 : 고용지원센터를 중심으로(김진희)
- 탄력적 근로시간제 및 재량근로제 개선 방안(김재훈)
- 명예산업안전감독관 제도 실태와 활성화 방안 : 제조업, 건설업, 운송업 중심으로(윤조덕·한충현)
- 영국 노사관계의 변화 : 주요 개념을 중심으로(이상우·장영철)
- 근로자 내부고발보호제도 국제비교 : 영·미·일의 사례와 시사점(장화익)

● 제7권 제3호(2007년 9월)

- 한국의 지역노동시장 조정의 동학(김혜원)
- 정규-비정규근로자의 임금격차 비교 : 2003년과 2005년(박기성·김용민)
- 「사업체패널조사」의 고용관련 여성차별과 그 결정요인(성지미)
- 특수고용직의 노동법적 보호 : 판례상 근로자 판단방식의 변화를 중심으로(강성태)
- 기간제 근로자 인사관리의 영향요인과 효과(김동배·이인재)
- 필수공익사업의 쟁의행위에 대한 새로운 규율 : 필수유지업무와 대체근로(박제성)
- 비교사례(영국, 아일랜드) 접근을 통한 새로운 사회협약(social pact) 성립의 제도 및 행위자 요인에 대한 연구(심상용)

● 제7권 제4호(2007년 12월)

- 외환위기 이후 중산층의 규모 및 소득 변화의 추이(남준우)
- 적립성 제고를 통한 연금제도 개혁(윤정열)
- 자영업 부문에 관한 한·일 비교연구(이승렬·최강식)
- 근로장려제도의 노동공급효과 분석(강병구)
- 비정규직 고용에 영향을 미치는 요인에 관한 연구 : 합리성 가설과 비합리성 가설의 검증(김윤호)
- Relationship between Job Satisfaction and Self-rated Health Status among Salaried Workers in Korea(김진숙)
- 항만노동체제의 전환과 동학(백두주)
- 전자적 수단에 의한 사업장 감시시스템의 성격에 대한 노동법적 고찰(박은정)
- 지역노동시장정보의 빈곤 극복을 위하여 : 구·시·군 소지역 고용통계를 중심으로(심상완·정성기)

● 제8권 제1호[2008년 3월]

- 출산 고용, 성장 간 상호연관성 연구 : 구조적 VAR모형을 중심으로(박추환 · 한진미)
- 서비스산업 고용 및 노동생산성 변동의 구조 분석(황수경)
- Is Good Beginning Half Done? : Measuring the impacts of non-regular initial employment on future employment prospects in Japan(Joon Young Kim)
- 전공불일치 결정요인과 전공불일치가 근속과 임금 간의 관계에 미치는 영향(임찬영)
- 장애인 의무고용제 적용기준 및 절차 개선 방안에 관한 연구(강동욱)

● 제8권 제2호[2008년 6월]

- 프랑스의 근로시간법제에 관한 비교연구 : 연장근로특례를 중심으로(김상호)
- Another Look at Affirmative Action : Voices of U.S. Beneficiaries(Haejin Kim)
- 공공부문과 민간부문의 인적자원 투자에 관한 비교 연구(이병훈)
- 필수유지업무제도에 대한 법리 검토(이준희)
- 유연하고 조정된 교섭과 한국에서의 가능성 : 이론 검토 및 선진국 비교연구를 중심으로(임상훈)
- 2000년대 독일 노동시장 개혁과 복지국가의 미시적 작동방식 변화(황규성)

● 제8권 제3호[2008년 9월]

- 패널 자료로 추정된 실질임금의 경기순행성(강승복 · 신동균)
- 중고령자의 취업결정요인 : 국민노후보장 패널 1차년도 자료를 중심으로(엄동욱)

- 고등교육기관 졸업자 취업률 지표의 문제점 : 졸업 직후의 취업 여부가 노동시장 성과에 미치는 영향을 중심으로(남기곤)
- 시장원리 확대와 개인사회서비스의 변화 : 영국의 사례(황덕순)
- 경제성장과 사회통합을 위한 노동시장제도 연구 : 영국 · 독일 · 덴마크 3국 비교분석을 중심으로(김형기)
- 원청의 노사관계 전략 : 제조업 사내하청을 중심으로(은수미)
- 공식사회의 노동자참여(EI)와 발언, 노조 몰입에 관한 실증연구(박재춘)

● 제8권 제4호[2008년 12월]

- 근로생애사와 노동시장 성과(신동균)
- 연봉 차등폭이 보상수준 만족에 미치는 영향(김동배 · 김기태)
- 특수형태근로부문의 레미콘운송종사자와 골프장경기보조원의 소득결정요인에 관한 연구(조선주 · 최윤영)
- 회생 · 파산절차개시가 근로계약과 단체협약에 미치는 영향(양형우)
- 경제위기 이후 가구단위 소득 구성요소와 직업의 소득불평등 효과 : 도시 임금소득자 가구를 중심으로(이성균)
- 지역노동시장권(LLMAs)의 측정과 적용가능성에 관한 연구(이상호)
- 가족친화제도 도입을 결정하는 선행요인 및 결과에 관한 연구(이민우 · 이영진 · 한재창)

● 제9권 제1호[2009년 3월]

- 가족구조가 출산율에 미치는 영향(전현

배 · 이인재)

- 비정규직 근로자의 인적자본 수익률에 대한 연구(서병선 · 임찬영)
- 소득세 세율 인하 및 공제제도가 노동공급에 미치는 차별적 효과 연구: 「노동패널」 자료를 이용한 미시적 실증분석(전승훈 · 홍인기)
- 공공기관 인사관리가 노사관계에 미치는 영향(이동명)
- 부당해고 시 금전보상제도에 대한 비판적 검토(조성혜)
- 국내 단체교섭구조 및 그 결정요인과 산업별 다양성: 국제비교적인 시각의 고찰(정주연)
- 경기변동과 임시일용직 고용(황선웅)

● 제9권 제2호[2009년 6월]

- 중고령 남성 근로자들의 점진적 은퇴행위에 대한 연구(신동균)
- 남편의 미취업이 여성배우자의 노동공급에 미치는 영향(박진희)
- 기업 내 교육훈련의 경영성과 효과(노용진 · 채창균)
- 단체협약에 의한 근로조건 불이익변경의 한계(김재훈)
- 한국적 노사관계 모형의 개발을 위한 탐색적 시도(김동원 · 이규용 · 권순식 · 김영두 · 진숙경 · 김윤희)
- 복수노조 허용에 따른 현장 노사관계의 도전과 기회: 대기업 경제주의 노동조합의 의식조사 사례 중심(전 인)
- 복수노조 갈등: 이론과 현실(김태기)
- 노조법상 필수유지업무제도에 대한 소론(少論)(박은정)

● 제9권 제3호[2009년 9월]

- 패널자료를 이용한 기업규모간 임금격차 분석(조동훈)
- 근로장려세제(EITC)가 여성의 노동공급에 미치는 효과 연구(조선주)
- 고성과형 인적자원관리제도가 기업성장에 미치는 영향: 종단면 연구(서인석 · 김우영)
- 고물입 인적자원관리가 종업원의 인사제도 내재화, 조직몰입 및 품질경영활동에 미치는 효과: 제조업종을 대상으로(김진희)
- 구직 강도의 선행요인과 구직 명료성의 관계에 관한 연구: 고용지원센터 이용 구직자를 대상으로(김 군)
- 복수노조하의 일본 노동운동의 리더십 교체사례 연구(노병직 · 이준우)
- 종업원참여제도와 주주이익보호제도가 노사협력수준에 미치는 영향: 기업지배구조에 관한 이해관계자 관점을 중심으로(김동주)
- 2004년 일자리 만들기 사회협약의 성과 및 정책적 시사점(이영면 · 김환일)

● 제9권 제4호[2009년 12월]

- 이자율 옵션모델(CIR)의 적용을 통한 산재보험의 적정 연금 · 일시금 수준의 평가(신종욱 · 마승렬)
- 도시의 산업 특성과 고용 성과(전병유)
- 작업장 혁신 담론에 대한 비판적 소고(최영섭)
- 성공적인 노사협의회 운영의 영향요인에 대한 연구(이영면 · 이동진)
- 특수고용근로종사자의 직무스트레스와 이직의향: 노동조합, 직무 자발성의 조절작

용 탐색(권순식)

- 비정규직 임금차별의 합리성 판단에 관한 연구: 노동위원회 판정사례 분석을 중심으로(조용만)
- 숙련개발체제와 숙련개발을 위한 사회적 파트너십: 서구선진국의 경험과 시사점(이 선)
- 사상병시 소득보장제도에 관한 비교법적 고찰(정진우)

● 제10권 제1호(2010년 3월)

- 기술혁신이 구조적 실업에 미치는 영향: 패널연구(하태정 · 문선웅)
- 제도적 동형화와 상징적 동조: 연봉제의 사례(김동배)
- 한국의 실업급여 관대성: 국제비교와 정책적 시사점(김동헌)
- 공공고용서비스 민간위탁사업의 성공조건(유길상)
- 지역거버넌스의 활성화 요인에 관한 통합적 연구(심용보 · 이호창)
- 노동조합설립신고제도의 문제점과 대안의 모색(이승욱)
- 영국의 사업장 내 징계해고절차에 관한 연구(김근주)

● 제10권 제2호(2010년 6월)

- Test of Sectoral Shifts Hypothesis Based on Robust Measures of Dispersion and Skewness (Yanggyu Byun · Joo-Young Jeon)
- 경력개발지원이 기업성과에 미친 영향: 교육훈련에 대한 보완 효과(강순희)
- R&D Investment, Job Creation, and Job Destruction in Korea: Technological Progress

and Labor Market Equilibrium (Byung Woo Kim)

- 고용보험법의 현행 적정적립금 기준 평가와 대안 지표로서의 준비율 배수(허재준 · 김동헌)
- 중고령자 은퇴 및 은퇴 만족도 결정요인 분석(손종칠)
- 한국 노동시장정책의 평가와 발전방안: 이행노동시장 이론의 활용(정병석)
- High Involvement Work Practices and Temporary Employment Practices: Do They Make Workers Work Harder, Smarter, or Kinder?(Haejin Kim)
- 파견근로자에 대한 차별시정(조상균)

● 제10권 제3호(2010년 9월)

- 학교에서 직장으로의 이전과정에서 영어의 역할(김진영 · 최형제)
- 남성의 고용상황과 결혼형성(안태현)
- 외국인과 국내 근로자 임금격차 분석(조동환)
- 비정규 노동과 근로빈곤의 관계: 임금차별과 근로시간의 영향을 중심으로(백학영 · 구인회)
- 기업특성과 가족친화제도 활용 용이성: 여성관리자의 육아휴직 및 본인병가제도 활용을 중심으로(민현주)

● 제10권 제4호(2010년 12월)

- 주성분분석을 통한 노동시장 유연성 및 안정성 국제비교(변양규)
- 직업훈련 민간위탁 성공조건: 직업훈련 민간위탁사업에 대한 평가와 개선방향을 중심으로(유길상)
- 비정규직법의 고용효과 연구(남재량 · 박기성)

- 경영진의 지원과 인사부서의 역량이 몰입형 인사제도와 조직성과에 미치는 효과(김진희)
- The Determinants and Consequences of High Performance Work Systems(KiWook Kwon · Dae Yong Jeong · JohngSeok Bae)
- 근로자대표기구의 전략적 참여와 참여적 작업조직활동 모색: 노사관계의 역할을 중심으로(김현동 · 이동진)
- 산재보험협상 유족보상연금의 남녀차별적 지급기준(강선희)

● 제11권 제1호(2011년 3월)

- 탐내 임금격차가 심화되면 팀 성적이 향상되는가?: 한국프로야구 데이터 분석을 중심으로(김정우 · 김기민)
- 성과주의 임금 도입의 영향요인: 한일 비교(김동배 · 김정환)
- 지역간 이주, 경제활동참가, 직업훈련의 동시 의사선택에 관한 실증분석(김주섭 · 정원일 · 전용일)
- 은퇴가 건강에 미치는 효과 분석(석상훈)
- 2000년대 중반 노동조합의 임금교섭 성과 분석: 2005년과 2007년을 중심으로(노용진)
- ‘괜찮은 일자리(Decent Job)’의 관점에서 본 장애인 고용의 질에 대한 탐색적 연구(손지아 · 박순미)
- 기대효용 접근법에 근거한 도시가구의 빈곤에 대한 취약성 분석(김계숙 · 민인식)

● 제11권 제2호(2011년 6월)

- 서울지노위 판정례 분석을 통한 경영상 해고의 운용실태와 특징(하경효 · 박종희 · 강선희)

- 복수노조 시대의 교섭창구 단일화 절차에 있어서 노동위원회의 법적 권한 연구(장의성)
- 캐나다의 복수노조 사례: 노조 간 조직경쟁의 배경과 전개과정, 그리고 결과(노용진)
- 지역 특성을 감안한 공공고용서비스의 새로운 평가 방안(정인수 · 지승현)
- 노동조합 전투성과 온건성: 조합원들의 사회 심리가 미치는 영향을 중심으로(권순식)
- 일-가정 양립제도의 도입과 디커플링이 조직성과 향상에 미치는 영향(정장훈 · 조문석 · 장용석)

● 제11권 제3호(2011년 9월)

- 가족친화제도와 기업성과(김혜원)
- 하향취업이 직장이동 성향에 미치는 효과(남성일 · 전재식)
- 자영업 선택과 성과 간의 관계: 경력 초기 자영업 선택의 장기효과(성지미)
- 여성 자원봉사활동의 결정요인과 경제적 가치 추정(조선주)
- 공동주택의 위탁관리 시 실질적 사용자의 판단: 부당해고의 구제를 중심으로(조성혜)
- 노동조합의 혁신활동 참여가 작업장 혁신에 미치는 영향: 업무개선 제안활동 활성화를 중심으로(김현동 · 신은중)
- 독일 근로자파견법의 개정과 시사점(김기선)

● 제11권 제4호(2011년 12월)

- 복수노조 제도가 노사관계 변화에 미치는 영향(이성희)
- 대졸자의 중소기업 취업이 장기적 노동시장 성과에 미치는 효과(박재민 · 김영규 · 전재식)
- 자영업자의 산재보험 가입 의향 분석(이승렬)

- 공무원노조 리더의 리더십과 조합원 태도 및 행동에 관한 연구(박재춘)
- 미국 공공부문 근로자의 근로삼권 보장 법리와 대안적 분쟁해결(ADR) 절차(강현주)

● 제12권 제1호[2012년 3월]

- 한국의 지역간 임금격차: 지역별 고용조사(RES)를 중심으로(김우영)
- 자영자 가구의 소득변동과 빈곤에 관한 연구: 임금근로자 가구와의 비교를 중심으로(반정호)
- 다수준 접근을 통한 고물입 인적자원관리 구성원의 직무만족 및 이직의도에 미치는 영향에 대한 연구: 심리적 임파워먼트의 매개효과 규명(남정민 · 전병준)
- 국가인권위원회 고용차별시정 10년 사례의 분석(조용만)
- 북한이탈주민 고용보조금제도 효과성 평가(박성재 · 김화순)
- 영국 산재보험의 형성과 노동정치 역학에 관한 연구(유범상)

● 제12권 제2호[2012년 6월]

- 자동화기술과 작업조직(노용진)
- 기업의 자원봉사 지원정책의 효과(강철희 · 허수연 · 김영중)
- 청년층 구직활동과 하향취업(김종성 · 이병훈 · 신재열)
- 성별 저임금근로의 위험과 임금격차(김은하 · 백학영)
- 연금개혁, 연금자산에 대한 주관적 기대오차, 그리고 저축(전승훈)
- 이행노동시장의 관점에서 본 고용보험제도

발전방안(유길상)

- 사업장 근로조건 위반에 대한 근로감독의 효과 분석(박원주 · 전용일)

● 제12권 제3호[2012년 9월]

- 정년연장의 법적 과제(조용만)
- 구인 · 구직조건 유연성을 고려한 잡매칭함수의 개발(박성익 · 조장식 · 전현중 · 김종한 · 류장수)
- 저기술 중소기업의 혁신전략: 독일과 한국의 사례를 중심으로(임운택)
- 몰입형 인사관행이 연구개발팀 창의성에 미치는 영향(김동배)
- 인사제도의 내재화, 직무몰입, 역할피로 및 이직의도와의 관계에 대한 연구(김진희)
- 근로자들의 고용안정성에 대한 인식과 혁신활동 간의 관계: 조직정체성의 매개효과(최영희 · 임상훈)
- 정리해고 등 기업의 고용조정과 독일의 ‘조업단축지원금’ 제도의 고용안정망 역할에 관한 고찰(이호근)

● 제12권 제4호[2012년 12월]

- 청년구직자의 취업에 있어서 구직효능감과 구직강도의 중요성(김현동 · 한용석)
- 조기재취업수당의 제도 변화에 따른 참여율과 참여자 특성 변화(김동헌 · 박혁)
- 훈련의 권리, 시장의 늪: 실업자훈련의 시장주의적 재편에 대한 소고(장홍근 · 주민규)
- 노동조합교육의 법제화 방안에 관한 연구(오정록)
- 쟁의행위에 대한 업무방해죄 적용의 타당

성과 정책방향 검토: 집단적 노무제공 거부행위에 대한 판단사례를 중심으로(류문호)

▪ 한국 사업장의 배우자 출산휴가제도 위반: 두 가지 위반 형태를 중심으로(백경민 · 박기태)

● 제13권 제1호[2013년 3월]

- 자녀의 교육성과에 가구배경이 미치는 영향: 형제 · 자매 · 남매의 학교정보를 이용한 분석(양정승)
- 모자가구의 소득분포와 빈곤요인 분석(반정호 · 김경희)
- Legislative Challenges on Disability Employment System in Korea(Mi Kyung Cho)
- 한국과 영국의 최저임금기구 운영실태 비교연구(채준호 · 우상범)
- 수능성적이 초기 노동시장 성과에 미치는 효과: 일반화 성향점수 접근법(최필선 · 민인식)
- 이탈리아 필수공익서비스제도에 대한 연구(신수정)

● 제13권 제2호[2013년 6월]

- 노동시간 단축과 교대제 개선의 한 사례: 현대자동차 ‘주간연속 2교대제’의 평가 및 과제를 중심으로(박태주)
- 비정규직 고용관리의 결정 요인에 관한 실증 연구(권순식)
- 연령이 직무만족에 미치는 영향: 잠재성장모형을 이용한 종단연구(정효채 · 석진홍 · 박우성)
- 사회복지 영역 일자리사업 참여자의 근로자성 비교 연구(서정희 · 오욱찬 · 박경하)
- 직장보육시설과 여성의 고용안정(김정호)

● 제13권 제3호[2013년 9월]

- 경력관리시스템과 조직몰입: 고성과 인적자원관리의 조절효과(이수현 · 석진홍 · 박우성)
- 베이비부머 세대들의 삶을 통해 본 일과 은퇴의 경험적 의미에 대한 연구(박태정)
- 여성 중고령 노동자와 저임금 노동시장의 상호구성: 성차별과 연령차별의 중첩 및 일자리 분리에 대한 고찰(김수현 · 이정아 · 정주연)
- 특성화고 졸업자의 취업결정요인 및 노동시장 정착가능성에 관한 연구(강순희)
- 대학재학 기간의 휴학경험과 직장생활(김현동)
- 최저임금법의 패러다임 탐색: 미국 공정근로기준법상 ‘공정성’ 개념과 그 함의(강현주)
- 고용상 적극적 조치에 대한 법적 정당성 판단: 미국과 유럽연합의 사례(심재진)

● 제13권 제4호[2013년 12월]

- Y세대의 일과 삶의 균형: 세대별 일의 가치를 통해 본 의미 및 역할(이혜정 · 유규창)
- 일자리 재량의 인식과 만족도(성지미)
- 외국인은 내국인을 대체하는가?: 보완탄력성 추정을 통한 분석(남성일)
- 취약계층에 대한 고용서비스는 어떻게 제 공해야 효과가 있는가?(김혜원)

- 통상임금 산정을 위한 기준시간(박은정)
- 사내하도급과 산업안전보건: 독일 법제를 중심으로(김기선)

● 제14권 제1호(2014년 3월)

- 기혼 여성의 노동시장참여 행태와 상태의 존성(최효미)
- 베이비부머 세대 은퇴기 임금피크제의 정책적 활성화 방안에 대한 탐색적 연구: 임금피크제에 대한 기존 국내 연구의 분석과 정책적 시사점을 중심으로(이영면 · 정선아)
- 자발적 이직이 조직성과에 미치는 영향에 대한 연구: 직무순환제도의 보완적 효과를 중심으로(옥지호)
- 고용서비스 민간위탁조건의 국제비교와 시사점(유길상)
- 안전분위기 구성요소에 관한 실증적 연구(문기섭 · 장영철)
- 산재보험법상 특수형태근로종사자 적용 특례 조항의 비판적 검토: 특수형태근로종사자에 대한 산재보험료 부담의 타당성 문제를 중심으로(장우찬)

● 제14권 제2호(2014년 6월)

- 노동조합법상 사용자 개념의 이원성(二元性): 단체교섭 당사자와 부당노동행위(지배 · 개입) 주체의 해석(류문호)
- 사업분할시 노동자보호의 문제점과 정책적 시사점(임상훈 · 박용철)
- 산재보험 장해연금 지급자 생명표 개발 연구(정홍주 · 전용범 · 이현복)
- 노동쟁의 조정위원회 다양성과 조정성과

에 관한 탐색적 연구(송민수 · 김동원)

● 제14권 제3호(2014년 9월)

- 고용의 질: 연령계층화와 구조적 지체에 대한 탐색(1983~2012)(유홍준 · 김기현 · 오병돈)
- 사회보험의 법적 사각지대: 임금근로자 적용 제외 규정과 규모의 변화(서정희 · 백승호)
- 인력 고령화가 기업의 생산성과 인건비에 미치는 영향(석진홍 · 박우성)
- 분사형 인사아웃소싱의 동향과 과제(양동훈)

● 제14권 제4호(2014년 12월)

- 자동화와 근로시간 관행(노용진)
- 육아휴직제도의 여성 고용 효과: 정책제에서 정률제 급여제도로의 변화를 중심으로(윤자영 · 홍민기)
- 근로자참여가 간접고용 비정규직 근로자의 직무만족에 미치는 영향(이주형 · 이영면 · 이윤상)

● 제15권 제1호(2015년 3월)

- 비정규직의 불안정 노동: 비정규 고용형태별 노동법과 사회보장법에서의 배제(서정희)
- 여성의 시간제 근로가 가구소득 불평등에 미치는 영향(문지선)
- 대학 졸업 임금근로자의 희망임금 충족과 고용(박천수)
- 기후변화 영향에 취약한 직종 파악을 위한 탐색적 연구(김동현)
- 멕시코 노동법의 제도적 특징과 작업장 노사관계 연구(김주희)
- 사업장 중대안전사고의 규율: 영국의 2007년 법인과실치사법 사례(심재진)

● 제15권 제2호[2015년 6월]

- 최저임금 인상이 물가에 미치는 영향: 산업연관표를 활용한 분석(강승복)
- 여성결혼이민자의 고용과 정책적 시사점(조성호 · 변수정)
- 파업발생 결정요인 패널분석(김정우 · 송민수)
- 차별시정제도가 비정규직 근로자의 임금 구성에 미친 영향 분석(이용관)
- 국내 지속가능경영보고서의 노동/인권 분야에 대한 실태 분석: 2013년도 발간 보고서를 중심으로(이정원 · 정선욱)

● 제15권 제3호[2015년 9월]

- 한국 여성의 시간제 일자리 이동: 그 결정요인(김혜진)
- 잡 크래프팅의 선행요인과 일 관련 결과에 대하여: 자발적 직무변화의 통합적 모형(강혜선 · 서배배 · 구자숙)
- 현장관리자의 리더십, 근로자 참여, 내재적 보상(김동배 · 김기태)
- 감염병을 이유로 하는 해고의 정당성(박은정)

● 제15권 제4호[2015년 12월]

- 우리나라 노동시장 내 성별 직종분리의 변화(사명철)
- 수학에 대한 태도 및 수학실력이 노동시장 성과에 미치는 영향: 남녀 임금격차를 중심으로(임찬영)
- 사회보험료 지원정책의 효과 분석: 고용보험을 중심으로(이병희)
- 대구 · 경북지역의 사례연구를 통한 지역 맞춤형 일자리사업의 개선방안(전인 · 오선

희 · 김승호 · 김기근)

- 고용서비스 민간위탁기관 간 경쟁도와 위탁 규모가 취업성장에 미치는 영향(김혜원)
- 외국인력의 교육투자수익률 분석(김혜진)
- 이주노동이 산업구조에 미치는 효과에 관한 실증분석(남성일 · 전재식 · 김진웅)

● 제16권 제1호[2016년 3월]

- 직원 이직률과 기업성과의 관계: 고성과자와 비고성과자의 이직률을 고려한 탐색적 연구(권기욱)
- 임금 근로빈곤층의 빈곤 탈출에 미치는 요인분석: 직업숙련 유형을 중심으로(강금봉)
- 저임금 상태의존성 분석(신우진)
- 미국 공동사용자 원리의 변화와 간접고용 관계에 대한 함의: ‘브라우닝-페리스 사건’ 결정(2015)을 중심으로(신은중)

● 제16권 제2호[2016년 6월]

- 차등적 임금인상이 노동생산성에 미치는 영향에 대한 연구: 상대적 임금수준의 조절효과를 중심으로(옥지호)
- 의중 - 시장임금 갭이 대졸자 첫 취업까지의 기간에 미치는 영향(최기성)
- 직무분석을 활용한 직무중심 인사관리와 고령화가 기업 성과에 미치는 영향(김재원 · 유규창)
- 역할급의 이론적 검토와 시사점(박우성 · 이병하)

● 제16권 제3호[2016년 9월]

- 청년층의 대졸 임금 프리미엄 분석(이유진 · 김의준)

- 노조 미가입 근로자의 근로자대표제도 인식에 대한 영향요인 연구: 노동조합과 노사협의회 관계를 중심으로(최준하·이영면)
- 감정노동과 노동법(박은정)
- 산재보험 이용여부가 건강문제로 인한 노동 미복귀에 미치는 영향: 직업성 손상을 중심으로(박지은·권순만)

● 제16권 제4호[2016년 12월]

- 디지털화와 노동: 디지털시대 노동의 과제 (김기선)
- 일자리 질의 양극화 추이에 관한 실증분석 (이병훈·신광영·송리라)
- 장시간 근로와 조직: 초과근로시간이 여성 관리직 비율에 미치는 영향(신희연·한보영)
- 중소기업의 저생산성과 인적자원개발정책 (김태기)
- 글로벌 금융위기 이후, 노동조합의 도구적 역할에 대한 근로자의 인식 변화에 관한 연구(이영면·나인강·박재희)