

직무만족과 조직몰입이 삶의 만족에 미치는 영향: 고용특성의 조절효과를 중심으로

박 광 표* · 김 동 철**

<초록>

본 연구는 근로자의 삶의 만족에 미치는 영향요인을 규명하기 위해 2015년 한국노동패널 조사(Korean Labor and Income Panel Study: KLIPS) 18차년도 개인 조사자료 중에서 임금근로자 5,611명을 대상으로 직무만족과 조직몰입이 삶의 만족에 미치는 영향과 이들 관계에서 정규직 여부, 고용안정성, 임금 및 보수 만족도, 복지후생 만족도 등의 고용특성의 조절효과를 실증 분석하였다. 분석결과 임금 근로자의 직무만족과 조직몰입이 삶의 만족에 유의한 영향을 미친다는 점에서 과급가설을 지지하였다. 고용특성에 대한 조절효과 분석에서 임금 및 보수만족도와 복지수준 만족도가 직무만족과 조직몰입이 삶의 만족에 미치는 영향을 조절하는 것으로 나타났다. 분석결과를 바탕으로 정책적 시사점을 제시하였다.

I. 서론

현대사회에서 노동이란 단순히 삶을 영위하기 위한 경제적 수단으로서의 의미뿐만 아니라, 행복하고 만족스러운 삶을 위한 핵심적 기제로 인식되고 있다. 이에 따라 취업준비생들에게 취업전쟁이라 일컬어지는 무한경쟁의 시대에 취직을 위한 부단한 노력들이 요구되고 있다. 그러나 한편으로 어렵게 취업문을 통과하였더라도 입사 후 1년 이내에 퇴사하는 이른바 조기퇴사 비율이 증가하고 있는 것이 현실이다. 한국경영자총연합회(2015)에서 2015년 전국 377개 기업을 대상으로 실시한 “신입사원 채용실태조사” 결과를 보면, 대졸 신입사원의 취업경쟁률은 32.3 : 1로 2013년에 비해 12.9% 증가한 것으로 나타났으며, 이는 100명 지원시 최종 합격인원은 3.1명에 그치는 것을 의미한다. 한편 2016년 전국 306개 기업을 대상으로 실시한 “신입사원 채용실태 조사” 결과에 따르면 대졸 신입사원의 1년 내 퇴사율은 27.7%로 2014년 25.2%에 비해 상승한 것으로 나타났다. 조기퇴사의 주된 이유는 조직 및 직무적응 실패(49.1%), 급여 및 복리후생 불만(20.0%), 근무지역 및 근무 환경에 대한 불만(15.9%)의 순으로 나타나고 있다(한국경영자총연합회, 2016).

* 강원대학교 행정학과 강사 (제1저자)

** 강원대학교 행정학과 강사 (교신저자)

이러한 현실이 의미하는 것은 첫째, 취업에 성공하는 것이 어려운 일이지만, 자신의 조직에 애정과 일체감을 갖고 직무를 수행해 나가는 것 또한 어려운 일임을 보여주는 것이라 할 수 있다. 이와 관련하여 전통적으로 직무만족과 조직몰입은 직무동기를 향상시키고 자신이 속한 조직과의 동일시를 통해 조직에 몰두하게 함으로써 이직률을 낮추고 조직의 성과향상에 기여한다는 측면에서 매우 중요한 개념으로 인식되어 왔다. 조직차원에서 직무만족이 낮으면 효과적인 업무수행이 곤란해지고 이직률이 증가하며, 개인차원에서 직무탈진(burnout)과 스트레스 등의 문제를 유발한다는 것이다(Spector, 1997; 김병섭, 1994; 권인석, 1993; 제갈돈·김태형, 2007).

둘째, 조기퇴사, 즉 이직률의 증가와 관련하여 삶의 만족에 대한 논의로 연결될 필요가 있다. 노동의 궁극적 목적이 행복하고 만족스러운 삶을 추구하는 것이라 할 때 최근 한국의 상황은 그리 여유롭지 못하다. OECD(2014)가 발표한 한국의 삶의 질 순위를 보면 OECD의 전체 비교국(36개국) 가운데 25위로 하위권을 차지하고 있다. 특히 일과 생활균형, 사회적 관계, 건강 등의 부문은 하위 20%에 해당되어 매우 취약한 실정이다. 구체적으로 일과 생활의 균형 부문의 순위는 34위이며, 세부지표인 ‘주 50시간 이상 장시간 근로자 비율’과 ‘개인 여가시간’ 지표는 각각 34위와 25위로 최하위권에 위치하고 있다. 즉, 장시간 근로에 시달리면서 개인 여가시간은 부족한 그러면서 전체적인 삶의 질 저하에 직면하고 있는 것이다.

위와 같은 상황에서 기존의 수많은 연구들은 직무만족과 조직몰입이 삶의 만족에 어떠한 영향을 미치고 있는지 규명해 왔고, 이들 관계에서 주로 인구통계학적 변수를 중심으로 조절효과를 검증해 왔다. 따라서 본 연구에서는 전통적으로 수행되어온 직무만족과 조직몰입의 삶의 만족에 대한 인과관계 분석이 아니라 현재의 고용현실을 고려하면서 삶의 만족에 대한 연구의 다양성 측면에서 고용특성의 조절효과 검증에 초점을 두고자 한다. 즉, 많은 선행연구들에서 확인된 바와 같이 직무만족과 조직몰입이 삶의 만족과 인과관계에 있다고 할 때 이들 관계 속에서 개인이 처한 고용특성이 어떠한 영향을 미치고 있는지, 즉 조절효과가 있는지 실증적으로 분석하고자 한다. 경제위기의 대응과정에서 비정규직 사용의 제도화 등 노동시장의 유연화와 분절화 상황에서 개인의 고용특성이 직무만족과 조직몰입에 영향을 미치고 있다(김정원, 2005). 그러나 고용특성의 조절효과 분석에 관한 연구는 매우 부족한 실정이다.

본 연구의 목적은 노동을 통한 개인의 삶의 질 향상을 위한 실증적 논의를 위해 직무만족과 조직몰입이 삶의 질에 미치는 영향을 분석하고, 이들 관계에서 고용특성에 따른 조절효과를 분석하는 것이다. 이를 통해 고용특성에 따른 처방이 필요하며, 정부의 고용 정책 방향과 이를 위한 정책적 시사점을 제시하고자 한다.

이를 위한 본 연구의 내용은 다음과 같은 순서로 전개될 것이다. 첫째, 직무만족과 조직몰입이 삶의 만족에 미치는 영향에 관한 이론적 논의를 정리하고, 고용특성이 이들 관계에서 어떤 영향을 미치는지 논의한다. 둘째, 직무만족과 조직몰입이 삶의 만족에 미치는 영향과 고용특성의 조절효과 분석을 위한 연구모형과 가설을 도출한다. 셋째, 연구모형을 중심으로 주요 요인 간 인과관계와 고용특성의 조절효과를 검증한다. 넷째, 실증분석 결과를 바탕으로 연구의 함의와 정책적 시사점을 제시하고자 한다. 본 연구는 일과 생활 간의 균형이라는 관점에서 삶의 만족 향상을 위한 정책적

대응이 요구되는 시점에서 적실성을 가질 수 있다.

II. 이론적 배경

1. 임금근로자의 삶의 만족

삶의 만족(life satisfaction)¹⁾에 대한 학문적, 정책적 관심이 증가하게 된 배경은 1960년대 후반 이후 급속한 경제성장이 삶의 만족을 향상시킨다는 가정에 의문이 제기되면서 부터이다(박종민·김서용, 2002). 성장위주의 정책에서 소외된 사람들의 문제가 1970년대의 급박한 당면과제로 부각되자 양적 측면에서의 개발이 아닌 인간의 삶에 대한 질적 가치를 증진시키기 위한 사회개발에 대한 관심이 고조되었기 때문이다(제갈돈·이태형, 2007).

삶의 만족은 삶의 질, 생활만족도, 행복감, 심리적 안녕(well-being) 등 다양한 용어로 개념화되어 표현되고 있다. 그러나 삶의 만족, 행복, 심리적 안녕(well-being) 등의 용어들은 개인이 경험한 삶의 긍정적-부정적 감정, 삶의 행복 또는 만족에 대한 개인의 평가를 나타내는 것으로서 혼용되어 사용되고 있다(Frey and Stutzer, 2002). 삶의 만족에 대한 개념의 일반화가 어려운 이유는 삶의 만족이 개인이 인식하는 주관적 개념이기 때문에 삶의 만족을 어떻게 정의하는가, 그리고 측정을 위한 어떤 변수를 사용하는가에 따라 다양한 접근방법이 시도되고 있기 때문이다(박희봉·이희창, 2005). 삶의 만족에 대한 정의를 살펴보면 Neugarten 등(1961)은 삶의 만족을 “매일의 생활을 구성하는 활동으로부터 기쁨을 느끼고, 긍정적 자아상을 지니며 자신을 가치 있다고 여기고 낙천적인 태도와 감정을 유지하는 것”으로 정의하였고, Medley(1976)는 개인의 정신건강을 결정짓는 중요한 요소로서 타인과의 상호작용을 통해 기대를 형성하고 다른 사람과의 비교를 통해 자신을 평가하는 근거가 되고 이러한 기대수준이 합리적으로 충족되는가에 대한 평가라고 설명하고 있다(백승규·이영면, 2010). Shin and Johnson(1978)은 개인이 선택한 기준에 따라 주관적으로 평가되는 자신의 생활전반에 대한 만족도로 정의하고 있다(윤대균·장병주, 2010).

삶의 만족에 대한 정의는 개념적 다양성에도 불구하고 이에 대한 강조점에 따라 세 가지 흐름을 살펴볼 수 있다(오혜경·백은령, 2003; 제갈돈·김태형, 2007). 첫째, 삶의 만족에서 임금이나 경제적 상태, 건강, 문화생활 등 객관적 측면을 강조하는 입장이다. 주관적 삶의 만족은 사람들의 가치체계에 따라 다를 수 있기 때문에 객관적 상태를 측정하는 것이 보다 일관성이 높다는 것이다. 둘째, 개인의 삶에 대한 인식과 심리적 측면 등 주관적 측면을 강조하는 입장이 있다. 삶의 만족은 개인

1) 많은 문헌들에서 ‘life satisfaction’을 ‘삶의 만족’ 또는 ‘생활만족’으로 다르게 번역하여 사용하고 있다. ‘life satisfaction’의 번역어에 대한 적절한 합의가 이루어지지 않은 상황에서 개념적 혼란을 야기할 수 있을 것이다. 반면에 이와 유사한 개념으로 볼 수 있는 ‘quality of life’에 대한 번역어는 ‘삶의 질’이라는 비교적 일관된 표현을 사용하고 있다. 따라서 본 연구에서는 선행연구를 인용하는 경우를 제외하고는 ‘삶의 만족’이란 표현을 사용하고자 한다.

의 주관적인 심리적 상태에 초점을 두고 있기 때문에 관찰가능한 객관적인 지표로 측정하는데 한계가 있으므로 주어진 환경 속에서 어떠한 경험을 하고 있는지 보여주어야 한다고 본다(박종민·김서용, 2002). 삶의 만족에 대한 주관적 판단은 신체적 특성과 타인이 평가하는 삶의 질과 높은 상관관계에 있으며, 삶의 환경 변화에 따라 예측 가능한 방향으로 변화한다는 점에서 타당성과 신뢰성을 갖는다(Frey and Stutzer, 2002; Kahneman and Krueger, 2006; 장승진, 2011). 셋째, 객관적 측면과 주관적 측면을 동시에 고려하여야 한다는 입장이 있다. 삶의 만족은 외형적 생활상태 뿐만 아니라 내면적 심리상태까지 포함하는 개념(이달곤, 1990)으로서, 개인의 객관적 상태뿐만 아니라 경험 및 인지적 감정적 요소들을 모두 고려해야 완전히 이해할 수 있다고 주장한다.

한편 삶의 만족에 영향을 미치는 요인들은 범주화를 통해 체계적으로 이해를 도모하고 있다(박희봉·이희창, 2005; 임연옥 외, 2011; 장승진, 2011). 임연옥 외(2011)는 삶의 만족에 영향을 미치는 요인을 인구사회학적 변인을 중심으로 개인요인, 가족요인, 그리고 실존적 영성, 부양의식, 가족주의 등을 중심으로 한 가치관 요인으로 구분하여 제시하고 있다. 특히 개인적 요인 중에서 경제적 수준은 전반적인 삶의 만족을 높이는데 직접적이고 정(+)적인 영향을 미치는 중요한 요인으로 설명하고 있다(김춘택·박종우, 1999; 이장영, 2002; 조계화·김영경, 2008; 이인정, 2007). 장승진(2011)은 삶의 만족에 대한 영향요인을 개인적 특성, 사회적 관계, 정치경제적 환경의 세 가지 범주로 구분하고 있다. 개인적 특성에서는 소득수준이 중요한 요인으로 다루어지고 있으며, 소득증가에 따라 삶의 만족 또한 높아진다고 하였다. 그러나 소득이 높을수록 소득의 추가적인 증가가 삶의 만족에 미치는 영향력의 크기는 감소하는데 이는 객관적 소득수준뿐만 아니라 스스로의 경제상태를 어떻게 평가하는지에 대한 주관적 인식이 삶의 만족을 설명하는데 중요하게 작용하기 때문이다(Johnson and Krueger, 2006).

2. 가설 설정

가. 직무만족과 삶의 만족

직무만족이란 개인이 수행하는 직무에 대해 갖게 되는 긍정적인 감정적이고 정서적인 상태를 나타낸다. 직무만족에 대한 정의는 직무의 범위와 만족의 범위를 무엇으로 볼 것인가에 따라 다양하게 제시되고 있다. 대표적인 개념정의로 Locke(1976)는 조직구성원이 자신의 직무에 대한 평가에서 결정되는 긍정적 정서상태로 정의하였다. 직무만족에 대한 개념적 다양성에도 불구하고 직무만족의 개념은 직무환경을 강조하는 입장과 직무동기를 강조하는 입장으로 정리될 수 있다. 직무환경을 강조하는 입장에서는 직무만족을 직무자체를 포함하는 직무환경을 중심으로 직무만족을 정의하고 있다(김종재, 1991; 최인섭, 2000). 이에 반해 직무동기를 강조하는 입장에서는 직무만족을 직무환경이나 직무환경 등에 대한 개인의 주관적 심리상태에 초점을 두어 개인적 특성에 따른 차이를 강조한다(McComick and Tiffin, 1974). 직무만족은 개인의 가치체계에 따라 욕구충족의 정도가 달라

질 수 있다는 것이다.

직무만족의 중요성은 개인적 측면과 조직적 측면에서 논의될 수 있다(신유근, 2000, 임현순, 2010). 개인적 측면에서 만족스러운 직무수행을 통해 성취감을 느끼고 심리적 조정과 생산적인 삶을 구성하는 요소이고, 직업활동은 개인의 경제적 생활유지를 위한 도구일 뿐만 아니라 직무수행을 통한 인간의 정서적 반응을 통한 삶의 질과 관련되어 있기 때문이다(추헌, 1993; 임현순, 2010). 조직적 측면에서는 직무성과에 직접적인 영향을 미침으로써 이직률 및 결근율이 감소되어 조직효과성 향상으로 이어질 수 있다.

직무만족과 삶의 만족의 관계는 세 가지 가설로 설명되고 있다(Wilensky, 1960; Kabanoff, 1980; 박세영, 2011; 백승규·이영면, 2010). 첫째, 과급(spillover)가설이다. 직무영역의 만족도가 생활영역의 만족도에 영향을 미쳐 확장된다는 것으로 이를 통해 서로 간의 정(+)의 상관관계를 보인다. 둘째, 보상(compensation)가설로서 직무영역에서 만족도가 높은 경우 생활영역에서의 만족도가 낮아도 이를 받아들인다는 것으로, 이때 부(-)의 상관관계를 갖는다. 셋째, 분리(segmentation)가설은 직무영역과 생활영역은 분리되어 있으며, 서로 영향을 미치지 않는 것으로 본다.

직무만족은 생활만족과 관계가 있다는 것이 일반적인 견해이다(박세영, 2011). 그러나 직무만족과 생활만족 중 어느 것이 선행변수인지, 즉, 직무만족이 생활만족에 영향을 미치는 것인지, 아니면 생활만족이 직무만족에 영향을 미치는 것인지에 대해 일관된 결과를 보이지 않고 있다. 그럼에도 다수의 연구들은 직무만족이 삶의 만족에 유의한 영향을 미치는 과급가설을 지지하고 있다(Rain et al., 1991; Tait et al., 1989; 방하남, 2000; 제갈돈·김태형, 2007; 박경환, 2012). 일생의 많은 부분을 직장에서 보내기 때문에 직무활동이 곧 개인의 삶과 연결되어 있다고 볼 수 있다. 이에 따라 노동자의 삶의 만족 개선을 위해서는 직무만족을 높이는 것이 중요하다고 보았다.

이와 같이 직무만족과 삶의 만족에 대한 이론적 논의와 선행연구들의 검토를 통해 본 연구는 다음과 같이 가설1을 도출하였다.

가설 1: 직무만족은 삶의 만족에 긍정적(+) 영향을 미칠 것이다.

나. 조직몰입과 삶의 만족

조직몰입은 “자신이 속한 조직과 자신을 동일시 하고 조직에 몰두하며, 조직목표와 가치의 추구를 수용하고 조직을 위해 자발적으로 노력하려는 의지 그리고 조직구성원으로 남아 있으려는 욕구”로 정의된다(Mowday, Porter and Steers, 1982; Meyer and Allen, 1991). 조직몰입의 개념은 단일 차원의 개념에서 다차원적 개념으로 많은 연구들이 이루어지고 있다(문광수 외, 2014). Mayer and Allen(1991)은 정서적, 규범적, 연속적 몰입의 세 가지 차원으로 개념화하고 있다. 정서적 몰입은 조직에 대한 정서적 애착과 일체감을 나타내며, 규범적 몰입은 가정교육 또는 사회화 과정, 입사 후 조직의 가치 등에 의해 순응하는 것이며, 연속적 몰입은 이직 시 발생하는 기회비용에 대한

두려움으로 발생하는 몰입을 의미한다(문광수 외, 2014).

조직몰입은 조직연구의 핵심 주제로서 조직몰입이 주목받는 이유는 조직몰입 수준이 높으면 보수, 수당 등의 외적보상 뿐만 아니라 직무만족, 대인관계 등 내적 보상을 받을 수 있으며, 나아가 업무성과 향상과 생산성 향상에 기여할 수 있기 때문이다(이상희, 2005; 서철현 외, 2012).

조직몰입과 삶의 만족의 관계는 직무만족과 삶의 만족 관계에서 논의된 파급가설의 관점에서 설명될 수 있다(이지우 외, 2016). 조직몰입에 대한 다차원적 개념에도 불구하고 조직몰입이란 심리적으로 직무에 대한 동일시와 그에 대한 몰두를 의미한다. 이와 같이 조직의 목표와 가치에 대한 신념을 바탕으로 직무에 몰두한다면 삶이 즐거워지고 만족감을 느끼게 될 것이다. 따라서 자신이 속한 조직에 대한 애착과 직무에 즐기게 되면 개인적 생활에도 긍정적 영향을 미치게 되어 삶의 만족으로 이어질 것이다(Crouter, 1984; 이지우 외, 2016). 앞서 살펴본 한국경영자총연합회(2016)의 조사 결과에서 조기퇴사의 가장 큰 이유인 ‘조직 및 직무적응 실패’는 다른 의미에서 자신이 속한 조직과 직무에 애착과 흥미를 느끼지 못하고 소외됨을 의미한다. 한편 여성 근로자의 경우 일과 가정의 양립이 곤란할 경우 일-가정 갈등과 조직몰입 간에는 부(-)적 관계가 있다는 것이 일반적이다(Netemeyer et al. 1996; 장재윤, 2004; 박경환, 2012). 즉, 일과 가정 간의 균형이 이루어질수록 조직몰입 정도가 증가한다는 것으로, 조직몰입과 삶의 만족이 긍정적 영향을 미치는 관계라는 것을 의미한다. 이와 유사하게 Adams, King and King(1996)의 연구에서 직무몰입은 직무만족을 이끌어 내고 직무만족은 삶의 만족을 증가시키는 것을 확인하였고, Moser and Schuler(2004)는 직무가 삶의 만족에 중요한 역할을 하며, 직무몰입과 삶의 만족 관계는 직무만족과 삶의 만족 간의 관계를 더욱 강화시킨다고 하였다(이지우 외, 2016).

이와 같이 조직몰입과 삶의 만족에 대한 이론적 논의와 선행연구들의 검토를 통해 본 연구는 다음과 같이 가설2를 도출하였다.

가설 2: 조직몰입은 삶의 만족에 긍정적(+) 영향을 미칠 것이다.

다. 고용특성의 조절효과

고용관계 특성은 조직이 근로자에게 제시하는 핵심적인 고용관계 내용을 특성별로 구분한 것으로 고용보장성, 보상공정성, 참여기회, 동료관계 등을 의미한다(김우진, 2010; 홍인기, 2014). 사회경제적 여건의 변화, 인식의 전환 등에 따라 조직의 구성원들에 대한 요구와 구성원들이 조직에 요구하는 조건들은 다양해지게 되었다. 고용관계특성을 구성하는 하위 요인들을 살펴보면 다음과 같다(김정원, 2005; 홍인기, 2014; 장현호, 2014). 고용보장성은 근로자가 잘못을 하지 않는 한 해고되지 않고 계속해서 근무할 수 있을 것이라고 지각하는 정도를 의미한다. 보상공정성은 자신의 산출과 투입이 타인의 그것과 비교하여 공정하다고 지각하는 정도를 의미한다. 참여기회는 근로자가 조직 구성원으로서 의사결정에 참여하고 의사소통하는 기회의 정도에 대한 지각을 의미한다. 동료관계

는 함께 일하는 동료들과의 협조적, 우호적 관계에 대한 지각의 정도를 의미한다.

한국사회의 양극화 현상이 심화됨에 따라 비정규직을 중심으로 한 고용정책이 전개되면서 평생직장에 대한 개념이 점차 사라지고 있다. 경제위기의 대응과정에서 구조조정이 일상화 되면서 노동시장 유연화에 근거한 인력감축과 비정규직 중심의 고용정책이 처방으로 제시되고 있다. 이에 따라 노동시장에서 지속적인 고용에 대한 불안감이 증가하고 있으며, 이는 실업과 유사한 심리적 충격을 주는 것으로 보고되고 있다(Roskies and Louis-Guerin, 1990; 김왕배, 이경용, 2005; 최선희 외, 2007). 고용안정성에 대한 불안감은 구조조정의 희생자뿐만 아니라 생존자 모두에게 부정적 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다(김왕배·이경용, 2005). 정리해고 된 희생자들의 경우 가족의 해체, 사회관계의 소멸 등으로 인해 주변인으로 전락하게 됨으로써 사회적 문제가 되고 있다. 정리해고의 생존자 역시 고용안정과 승진에 대한 기대, 직무만족과 조직몰입이 현저히 감소하는 ‘생존자 증후군’(survivor's syndrome)이라는 병리현상도 간과할 수 없는 문제로 인식되어야 한다는 것이다. 즉, 고용안정에 대한 불안감은 고용주와 조직에 대한 회의와 미래생활에 대한 불안감을 유발하며, 조직에 대한 헌신과 직무수행의 질을 저해할 뿐만 아니라 노동자들의 삶의 질을 떨어뜨린다는 점이다(Depla and Sarchinelli, 1987; Cobb and Kasl, 1977; Hallier and Lyon, 1996; Jick, 1985; Kozlowski, Chao and Cedlund, 1993; Roskies and Louis-Guerin, 1990). 이와 같은 논의에 따르면 고용안정성은 직무만족과 조직몰입에 영향을 미치고, 나아가 삶의 만족에 중요한 영향을 미치고 있음을 확인할 수 있다. 고용안정성이 직무만족과 조직몰입, 삶의 만족 각각의 관계에서 중요한 역할을 한다면 이들 관계에 영향을 미치는 조절효과가 있는지 검증할 필요가 있다.

임금만족은 “종업원이 조직의 목표달성을 위해 요구되는 행위를 제공하고 받는 대가에 대한 만족”(Milkovich and Newman, 2004), “종업원들이 받고 있는 임금과 관련되어 갖는 주관적인 심리적 태도”(Heneman, 1985)로 정의된다(문광수 외, 2014). 즉 근로자가 제공한 노동에 대한 반대급부로서 받게 되는 금전적 보상 뿐만 아니라 서비스 제공을 통한 간접적 보상에 대한 만족까지 포함하는 개념이다. 임금만족에 관한 선행연구들은 임금만족이 이직율, 결근율, 직무만족, 과업성향, 노조 가입의사 등에 영향을 미치는 것으로 밝혀내었다(박인규, 2010). Summer & Hendrix(1991)는 임금 공정성과 성과, 이직의도간의 관계에 대한 연구에서 보상에 대한 공정성 지각이 직무만족 또는 임금만족의 매개를 통해 이직의도에 간접적인 영향을 미친다고 하였다. 즉, 보상공정성이 높을수록 직무만족과 임금만족을 상승시켜 이직의도를 낮추어 준다는 것이다.

한편 복리후생은 기업이 노동자와 그 가족을 대상으로 비용을 부담하여 실시하는 복지제도를 의미한다. 복리후생제도를 효과적으로 사용하게 되면 조직구성원의 근로의욕을 고취하고 동기를 유발하여 생산성을 향상시킬 수 있다(박해웅, 2002; 김상아·조영일, 2013). 복리후생제도의 적절한 활용은 조직에 대한 충성도를 고취하고 신뢰감과 애착심을 증대시켜 조직몰입을 유도할 수 있다(김정한 외, 2002). 그러나 복리후생에 대한 불만족이 증가할 경우 조직구성원의 조직몰입과 직무만족으로 연결되지 못함으로써 이직률의 증가로 이어질 수 있다(김상아·조영일, 2013). 따라서 임금만족 뿐만 아니라 복리후생 역시 직무만족과 조직몰입과의 관계에서 유의한 영향을 미치는 것으로 파악되고 있다.

직무특성에 관한 선행연구들을 정리하면, 고용보장성과 임금공정성의 구성하는 세부요소로 볼 수 있는 정규직 여부, 고용안정성, 임금 및 보수 만족도, 복지후생만족도의 변수들은 직무만족과 조직몰입에 영향을 미치는 것으로 확인할 수 있었다. 그러나 이들 변수들이 직무만족 및 조직몰입과 생활만족과의 관계에서 조절효과를 갖는다는 연구는 거의 전무한 실정이다. 따라서 고용특성이 직무만족 및 조직몰입과 삶의 만족과의 관계에서 어떤 영향을 미치는지 탐색적 수준에서 검증할 필요가 있을 것이다. 본 연구에서는 고용관계특성의 ‘정규직 여부’, ‘고용안정성’, ‘임금 및 보수 만족도’, ‘복지후생 만족도’로 변수를 구성하여 조절효과분석을 실시하고자 한다.

이와 같이 고용특성에 대한 이론적 논의와 선행연구들의 검토를 통해 본 연구는 고용특성의 조절효과를 검증하기 위해 다음과 같이 가설 3-1, 3-2, 3-3, 3-4와 가설 4-1, 4-2, 4-3, 4-4를 도출하였다.

가설 3-1: 직무만족이 삶의 만족에 미치는 영향은 고용특성(정규직 여부)에 따라 달라질 것이다.

가설 3-2: 직무만족이 삶의 만족에 미치는 영향은 고용특성(고용안정성)에 따라 달라질 것이다.

가설 3-3: 직무만족이 삶의 만족에 미치는 영향은 고용특성(임금 및 보수 만족도)에 따라 달라질 것이다.

가설 3-4: 직무만족이 삶의 만족에 미치는 영향은 고용특성(복지후생 만족도)에 따라 달라질 것이다.

가설 4-1: 조직몰입이 삶의 만족에 미치는 영향은 고용특성(정규직 여부)에 따라 달라질 것이다.

가설 4-2: 조직몰입이 삶의 만족에 미치는 영향은 고용특성(고용안정성)에 따라 달라질 것이다.

가설 4-3: 조직몰입이 삶의 만족에 미치는 영향은 고용특성(임금 및 보수 만족도)에 따라 달라질 것이다.

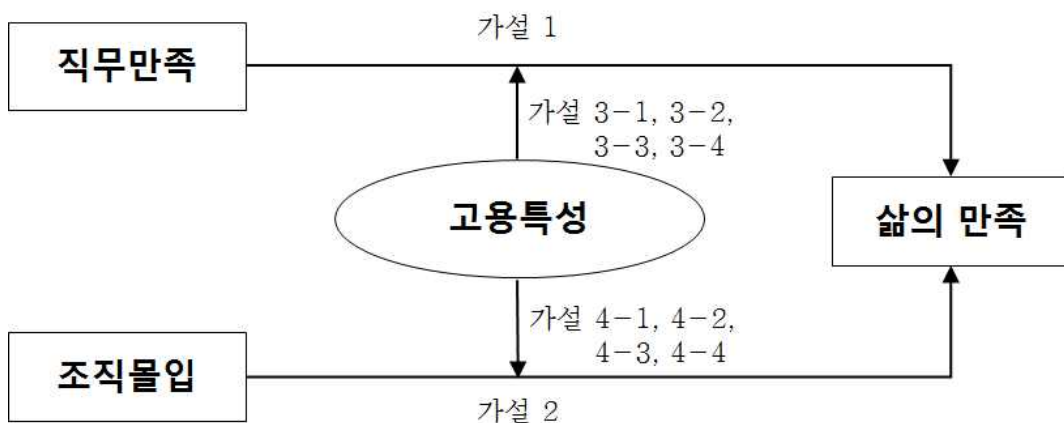
가설 4-4: 조직몰입이 삶의 만족에 미치는 영향은 고용특성(복지후생 만족도)에 따라 달라질 것이다.

III. 연구설계

1. 연구모형

직무만족과 조직몰입이 삶의 만족에 미치는 영향에 대한 분석과 이들 사이에서 정규직 여부, 고용안정성, 임금 및 보수 만족도, 복지후생 만족도 등의 고용특성이 갖는 조절효과를 분석하기 위한 연구모형은 다음 <그림 1>과 같다. 본 연구모형을 통한 가설 검증의 의의는 직무만족 및 조직몰입과 삶의 만족 간의 관계에서 고용특성이 조절효과가 있는지 탐색적 수준에서 검증하는 데 있으며, 만약 (부분적)조절효과가 있다면 고용특성의 하위 변수들(정규직 여부, 고용안정성, 임금 및 보수만족도, 복지후생 만족도) 가운데 어느 변수가 유의한 영향을 미치는지 검증하는데 있다. 즉, 구조조정이 일상화 되면서 정규직과 비정규직 모두에게 고용에 대한 불안감이 가중되는 상황에서 고용안정성 측면에서 정규직 여부와 고용안정성 변수를 살펴보고 보수안정성 측면에서 임금 및 보수 만족도와 복지후생 만족도를 검증해 보려는 것이다.

<그림 1> 연구모형



2. 조사설계

가. 변수의 조작적 정의 및 측정

본 연구에서 논의되는 변수들의 조작적 정의와 측정에 대한 구체적인 내용은 다음 <표 1>과 같다. 첫째, 독립변수인 직무만족은 근로자 개인이 직무를 수행하는 과정이나 결과를 통해 인식하는 만족수준을 의미한다. 직무만족의 측정은 18차년도 한국노동패널조사 자료의 취업의 안정성, 하고 있는 일의 내용, 근로환경, 근로시간, 개인의 발전가능성, 의사소통 및 인간관계, 인사고과의 공정성

등의 7문항을 적용하였다. 둘째, 독립변수인 조직몰입은 근로자 개인이 소속된 조직에 대해 느끼는 주관적인 소속감과 만족수준을 의미한다. 조직몰입의 측정은 18차년도 한국노동패널조사 자료의 ‘지금 근무하고 있는 직장(일자리)은 다닐만한 좋은 직장이다’, ‘나는 이 직장(일자리)에 들어온 것을 기쁘게 생각한다’, ‘직장(일자리)을 찾고 있는 친구가 있으면 나는 이 직장을 추천하고 싶다’, ‘나는 내가 다니고 있는 직장(일자리)을 다른 사람들에게 자랑할 수 있다’, ‘별다른 일이 없는 한 이 직장(일자리)을 계속 다니고 싶다’ 등의 5문항을 적용하였다. 셋째, 종속변수인 삶의 만족은 근로자 개인이 영위하는 삶에 대한 만족을 의미하며, 삶의 만족 측정은 18차년도 한국노동패널조사 자료의 가족의 수입, 여가생활, 주거 환경, 가족관계, 친인척 관계, 사회적 친분관계 등의 6문항을 적용하였다. 넷째, 조절변수로서 고용특성은 18차년도 한국노동패널조사 자료의 정규직 여부, 고용안정성, 임금 및 보수 만족도, 복지후생 만족도 관련 4문항을 적용하였다.

각 변수별 척도를 보면, 직무만족, 조직몰입 및 삶의 만족의 경우 5점 척도이다. 조절변수에서는 정규직여부는 정규직과 비정규직을 구분한 명목척도를 활용하였다. 고용안정성은 ‘현재 직장을 계속 다닐 수 있다’라는 질문에 대해 ‘예’와 ‘아니오’로 응답하는 명목척도를 활용하였다. 임금 및 보수 만족도와 복지후생 만족도의 경우 5점 척도를 활용하였다.

<표 1> 변수구성 및 측정

| 구분 | 문항 수 | 측정문항 |
|-----------|------|---|
| 직무만족(R)* | 7 | 취업의 안정성, 하고 있는 일의 내용, 근로환경, 근로시간, 개인의 발전가능성, 의사소통 및 인간관계, 인사고과의 공정성 |
| 조직몰입 | 5 | - 지금 근무하고 있는 직장(일자리)은 다닐만한 좋은 직장이다 - 나는 이 직장(일자리)에 들어온 것을 기쁘게 생각한다 - 직장(일자리)을 찾고 있는 친구가 있으면 나는 이 직장을 추천하고 싶다 - 나는 내가 다니고 있는 직장(일자리)을 다른 사람들에게 자랑할 수 있다 - 별다른 일이 없는 한 이 직장(일자리)을 계속 다니고 싶다 |
| 삶의 만족(R)* | 6 | 가족의 수입, 여가생활, 주거 환경, 가족관계, 친인척 관계, 사회적 친분관계 |
| 고용특성 | 4 | 정규직/비정규직 여부, 고용안정성, 임금 및 보수만족도, 복지후생만족도 |
| 인구통계학적 특성 | 4 | 성별, 연령, 학력 |

- (R)*: 역코딩 문항임. 18차년도 한국노동패널조사 설문지 상의 직무만족 문항과 삶의 만족 문항에 대한 척도는 (1) 매우 만족 ~ (5) 매우 불만족의 역점수로 구성된 반면 조직몰입 문항의 척도는 (1) 매우 불만족 ~ (5) 매우 만족으로 구성됨. 결과 값의 일관된 해석을 위해 직무만족 문항과 삶의 만족 문항의 척도를 역코딩하여 분석함.

나. 자료수집 및 분석방법

본 연구에 적용된 통계자료의 수집은 한국노동연구원에서 실시한 2015년 한국노동패널조사 (Korean Labor and Income Panel Study: KLIPS) 18차년도 자료를 통해 이루어졌다. 한국노동연구

원에서는 노동시장의 특성을 파악하고 이를 노동정책의 기초정책 자료로 활용하기 위해 1998년 1차 조사를 시작으로 매년 패널을 유지하며 안정적인 조사를 수행하고 있다. 분석대상은 취업자 개인 조사자료 중에서 임금근로자 5,611명을 대상으로 분석을 실시하였다. 분석 대상인 5,611명의 인구통계학적 특성을 보면, 성별은 남자 3,306명(58.9%), 여자 2,305명(41.1%)이다. 연령은 20대 이하 666명(11.9%), 30대 1,545명(27.5%), 40대 1,553명(27.7%), 50대 1,133명(20.2%), 60대 이상 714명(12.7%)이며, 학력은 고졸 이하 2,638명(47.0%), 대졸 2,649명(47.2%), 대학원졸 이상 323명(5.8%)으로 나타났다.

연구가설을 검증하기 위해 SPSS 21.0v를 활용해 다음과 같은 통계분석기법을 사용하였다. 첫째, 응답자의 특성을 파악하기 위하여 빈도분석을 실시하였다. 둘째, 가설검증 이전 단계로 측정도구의 타당도와 신뢰도 분석을 위해 요인분석과 신뢰도 분석을 실시하였다. 또한 각 변수 간의 상관관계를 파악하기 위해 상관관계분석을 실시하였다. 셋째, 연구가설의 검증을 위해 다중회귀분석을 실시하였으며, 고용특성을 조절효과 분석은 위계적 회귀분석을 활용하여 검증하였다.

IV. 분석결과

1. 사전분석

가. 요인분석 및 신뢰도 분석

실증분석에 적용된 설문문항들의 타당도와 신뢰도 분석을 위해 베리맥스 회전방법을 적용한 요인분석과 신뢰도 분석을 실시하였다. 요인분석 결과는 다음 <표 2>와 같다. 요인분석 결과 직무만족, 조직몰입, 삶의 만족 요인 모두에서 문항들의 요인적재량이 0.4이상으로 나타나 포함되었으며, 추출된 요인 수의 적절여부를 판단하는 고유값(Eigen Value)도 최소값이 3.459로 1.0보다 커 타당한 것으로 분석되었다. 신뢰도 분석결과 신뢰도(Cronbach's alpha) 수준이 직무만족 0.881, 조직몰입 0.915, 삶의 만족 0.840으로 모든 요인이 0.6이상으로 나타났다. 요인분석과 신뢰도 분석을 통해 타당도와 신뢰도를 확인한 문항들은 각 요인별로 평균을 산출하여 이후 상관관계분석과 가설검증을 위한 회귀분석에 적용하였다.

<표 2> 요인분석 및 신뢰도 분석

| 구분 | 직무만족 | 조직몰입 | 삶의 만족 |
|--|--------|--------|--------|
| 직무만족1: 취업의 안정성(R) | 0.559 | 0.329 | 0.217 |
| 직무만족2: 하고 있는 일의 내용(R) | 0.744 | 0.225 | 0.201 |
| 직무만족3: 근로환경(R) | 0.788 | 0.224 | 0.182 |
| 직무만족4: 근로시간(R) | 0.731 | 0.166 | 0.156 |
| 직무만족5: 개인의 발전가능성(R) | 0.749 | 0.273 | 0.192 |
| 직무만족6: 의사소통 및 인간관계(R) | 0.731 | 0.210 | 0.215 |
| 직무만족7: 인사고과의 공정성(R) | 0.566 | 0.313 | 0.190 |
| 조직몰입1: 지금 근무하고 있는 직장(일자리)은 다닐만한 좋은 직장이다 | 0.310 | 0.780 | 0.185 |
| 조직몰입2: 나는 이 직장(일자리)에 들어온 것을 기쁘게 생각한다 | 0.300 | 0.793 | 0.141 |
| 조직몰입3: 직장(일자리)을 찾고 있는 친구가 있으면 나는 이 직장을 추천하고 싶다 | 0.254 | 0.821 | 0.142 |
| 조직몰입4: 나는 내가 다니고 있는 직장(일자리)을 다른 사람들에게 자랑할 수 있다 | 0.249 | 0.831 | 0.147 |
| 조직몰입5: 별다른 일이 없는 한 이 직장(일자리)을 계속 다니고 싶다 | 0.204 | 0.670 | 0.148 |
| 삶의 만족1: 가족의 수입(R) | 0.241 | 0.258 | 0.500 |
| 삶의 만족2: 여가 생활(R) | 0.257 | 0.242 | 0.568 |
| 삶의 만족3: 주거 환경(R) | 0.155 | 0.138 | 0.741 |
| 삶의 만족4: 가족 관계(R) | 0.130 | 0.070 | 0.816 |
| 삶의 만족5: 친인척 관계(R) | 0.162 | 0.079 | 0.815 |
| 삶의 만족6: 사회적 친분 관계(R) | 0.194 | 0.111 | 0.790 |
| 고유값(Eigen Value) | 4.021 | 3.672 | 3.459 |
| 분산비율(% of variation) | 22.339 | 20.402 | 19.218 |
| 누적분산비율(Cumulative %) | 22.339 | 42.741 | 61.960 |
| 신뢰도(Cronbach's alpha) | 0.881 | 0.915 | 0.840 |

나. 상관관계 분석

상관관계 분석결과 요인들 간에 통계적으로 유의한 상관관계가 존재하였으며, 공차한계 (tolerance)와 VIF(Variation Inflation Factor: 분산 팽창 요인)를 검토한 결과 다중공선성 문제는 없는 것으로 분석되었다. 구체적인 요인 간 상관관계는 다음의 <표 3>과 같다.

<표 3> 상관관계 분석

| 구분 | 직무만족 | 조직몰입 | 삶의 만족 |
|-------|---------|---------|-------|
| 직무만족 | 1.000 | | |
| 조직몰입 | 0.628** | 1.000 | |
| 삶의 만족 | 0.531** | 0.432** | 1.000 |

** p < 0.01

2. 가설검증

가. 직무만족과 조직몰입이 삶의 만족에 미치는 영향

직무만족과 조직몰입이 삶의 만족에 미치는 영향을 분석하기 위한 가설 1과 가설 2에 대한 검증은 다중회귀분석을 통해 이루어졌으며, 구체적인 검증결과는 다음 <표 4>와 같다. 첫째, ‘직무만족은 삶의 만족에 긍정적(+) 영향을 미칠 것이다’라는 가설 1에 대한 검증결과 기울기(B)가 0.368로 양(+)으로 나타났으며, p<0.001 수준에서 통계적으로 유의하여 채택되었다.

둘째, ‘조직몰입은 삶의 만족에 긍정적(+) 영향을 미칠 것이다’라는 가설 2에 대한 검증결과 기울기(B)가 0.111로 양(+)으로 나타났으며, p<0.001 수준에서 통계적으로 유의하여 채택되었다.

<표 4> 직무만족과 조직몰입이 삶의 만족에 미치는 영향

| 구분 | | B | 표준오차 | 베타 | t | 유의확률 | 통계값 |
|------|------|-------|-------|-------|--------|----------|---|
| 독립변수 | 종속변수 | | | | | | |
| (상수) | | 1.642 | 0.043 | | 37.793 | 0.000*** | R ² =0.312 수정된 R ² =0.311 F=505.849 df=5 p=0.000*** |
| 통제변수 | 성별 | 0.036 | 0.010 | 0.039 | 3.496 | 0.000*** | |
| | 연령 | 0.000 | 0.000 | 0.005 | 0.416 | 0.678 | |
| | 학력 | 0.087 | 0.010 | 0.114 | 8.805 | 0.000*** | |
| 직무만족 | | 0.368 | 0.013 | 0.407 | 28.075 | 0.000*** | |
| 조직몰입 | | 0.111 | 0.011 | 0.146 | 10.178 | 0.000*** | |

주) 성별변수는 더미변수 임. 이하 동일 함.

*** p < 0.001

나. 고용특성의 조절효과 분석

1) 직무만족과 삶의 만족 관계에서 고용특성의 조절효과 분석

고용특성의 조절효과에 대한 분석인 가설 3-1부터 4-4까지의 검증은 상호작용항(독립변수×조절변수)을 투입하는 위계적 회귀분석을 통해서 이루어졌다. 위계적 회귀분석을 통한 조절효과 분석을 보면, 모형1에서는 통제변수와 독립변수를 투입하고, 모형2에서는 조절변수를 추가 투입하고, 모형3에서는 상호작용항(독립변수×조절변수)을 추가 투입하게 된다. 조절효과의 유의성은 모형3의 R²값의 증가 정도가 유의한지를 F변화량의 유의확률을 보고 판단한다.

직무만족이 삶의 만족에 미치는 영향에서 정규직 여부, 고용안정성, 임금 및 보수 만족도, 복지후생 만족도 등의 고용특성의 조절효과를 분석한 검증결과는 다음 <표 5>와 같다. 첫째, 직무만족이 삶의 만족에 미치는 영향에서 정규직 여부의 조절효과를 분석한 가설 3-1의 검증결과 상호작용항이 포함되지 않은 모형2의 R²값이 0.303에서 조절변수 상호작용항이 포함된 모형3에서는 0.303으로 동일하며, F변화량(F변화량=0.490/p=0.484)의 경우에도 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 즉, ‘직무만족 → 삶의 만족’ 경로에서 정규직 여부의 조절효과가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나 가설 3-1은 기각되었다.

둘째, 직무만족이 삶의 만족에 미치는 영향에서 고용안정성의 조절효과를 분석한 가설 3-2의 검증결과 상호작용항이 포함되지 않은 모형2의 R²값이 0.301에서 조절변수 상호작용항이 포함된 모형3에서는 0.301로 동일하며, F변화량(F변화량=0.691/p=0.406)의 경우에도 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 즉, ‘직무만족 → 삶의 만족’ 경로에서 고용안정성의 조절효과가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나 가설 3-2는 기각되었다.

셋째, 직무만족이 삶의 만족에 미치는 영향에서 임금 및 보수 만족도의 조절효과를 분석한 가설 3-3의 검증결과 상호작용항이 포함되지 않은 모형2의 R²값이 0.316에서 조절변수 상호작용항이 포함된 모형3에서는 0.319로 증가하였으며, F변화량(F변화량=19.571/p=0.000)의 경우에도 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 즉, ‘직무만족 → 삶의 만족’ 경로에서 임금 및 보수 만족도의 조절효과가 통계적으로 유의하여 가설 3-3은 채택되었다.

넷째, 직무만족이 삶의 만족에 미치는 영향에서 복지후생 만족도의 조절효과를 분석한 가설 3-4의 검증결과 상호작용항이 포함되지 않은 모형2의 R²값이 0.310에서 조절변수 상호작용항이 포함된 모형3에서는 0.312로 증가하였으며, F변화량(F변화량=12.529/p=0.000)의 경우에도 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 즉, ‘직무만족 → 삶의 만족’ 경로에서 복지후생 만족도의 조절효과가 통계적으로 유의하여 가설 3-4는 채택되었다.

<표 5> 직무만족과 삶의 만족 관계에서 고용특성의 조절효과 분석

| 구분 | | 모형 | R | R ² | 수정된 R ² | 추정값의 표준오차 | 통계량 변화량 | | | | |
|--------|-------------|----|-------|----------------|--------------------|-----------|--------------------|---------|-----|------|------------|
| 가설 | 조절변수 | | | | | | R ² 변화량 | F 변화량 | df1 | df2 | F 변화량 유의확률 |
| 가설 3-1 | 정규직 여부(더미) | 1 | 0.547 | 0.299 | 0.298 | 0.383 | 0.299 | 593.986 | 4 | 5574 | 0.000 |
| | | 2 | 0.551 | 0.303 | 0.303 | 0.382 | 0.004 | 35.569 | 1 | 5573 | 0.000 |
| | | 3 | 0.551 | 0.303 | 0.303 | 0.382 | 0.000 | 0.490 | 1 | 5572 | 0.484 |
| 가설 3-2 | 고용안정성(더미) | 1 | 0.547 | 0.299 | 0.299 | 0.383 | 0.299 | 595.139 | 4 | 5577 | 0.000 |
| | | 2 | 0.549 | 0.301 | 0.300 | 0.382 | 0.002 | 15.292 | 1 | 5576 | 0.000 |
| | | 3 | 0.549 | 0.301 | 0.300 | 0.382 | 0.000 | 0.691 | 1 | 5575 | 0.406 |
| 가설 3-3 | 임금 및 보수 만족도 | 1 | 0.547 | 0.299 | 0.299 | 0.383 | 0.299 | 595.458 | 4 | 5578 | 0.000 |
| | | 2 | 0.562 | 0.316 | 0.316 | 0.378 | 0.017 | 139.138 | 1 | 5577 | 0.000 |
| | | 3 | 0.565 | 0.319 | 0.318 | 0.377 | 0.003 | 19.571 | 1 | 5576 | 0.000*** |
| 가설 3-4 | 복지후생 만족도 | 1 | 0.547 | 0.299 | 0.299 | 0.383 | 0.299 | 595.458 | 4 | 5578 | 0.000 |
| | | 2 | 0.557 | 0.310 | 0.309 | 0.380 | 0.010 | 84.587 | 1 | 5577 | 0.000 |
| | | 3 | 0.558 | 0.312 | 0.311 | 0.379 | 0.002 | 12.529 | 1 | 5576 | 0.000*** |

*** p < 0.001

2) 조직몰입과 삶의 만족 관계에서 고용특성의 조절효과 분석

조직몰입이 삶의 만족에 미치는 영향에서 정규직 여부, 고용안정성, 임금 및 보수 만족도, 복지후생 만족도 등의 고용특성의 조절효과를 분석한 검증결과는 다음 <표 6>과 같다. 첫째, 조직몰입이 삶의 만족에 미치는 영향에서 정규직 여부의 조절효과를 분석한 가설 4-1의 검증결과 상호작용항이 포함되지 않은 모형2의 R²값이 0.223에서 조절변수 상호작용항이 포함된 모형3에서는 0.223으로 동일하며, F변화량(F변화량=1.911/p=0.167)의 경우에도 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 즉, ‘조직몰입 → 삶의 만족’ 경로에서 정규직 여부의 조절효과가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나 가설 4-1은 기각되었다.

둘째, 조직몰입이 삶의 만족에 미치는 영향에서 고용안정성의 조절효과를 분석한 가설 4-2의 검증결과 상호작용항이 포함되지 않은 모형2의 R²값이 0.219에서 조절변수 상호작용항이 포함된 모형3에서는 0.219로 동일하며, F변화량(F변화량=2.610/p=0.106)의 경우에도 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 즉, ‘조직몰입 → 삶의 만족’ 경로에서 고용안정성의 조절효과가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나 가설 4-2는 기각되었다.

셋째, 조직몰입이 삶의 만족에 미치는 영향에서 임금 및 보수 만족도의 조절효과를 분석한 가설 4-3의 검증결과 상호작용항이 포함되지 않은 모형2의 R²값이 0.262에서 조절변수 상호작용항이 포함된 모형3에서는 0.263으로 증가하였으며, F변화량(F변화량=8.334/p=0.004)의 경우에도 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 즉, ‘조직몰입 → 삶의 만족’ 경로에서 임금 및 보수 만족도의 조절효과가 통계적으로 유의하여 가설 4-3은 채택되었다.

넷째, 조직몰입이 삶의 만족에 미치는 영향에서 복리후생 만족도의 조절효과를 분석한 가설 4-4의 검증결과 상호작용항이 포함되지 않은 모형2의 R²값이 0.261에서 조절변수 상호작용항이 포함된 모형3에서는 0.262로 증가하였으며, F변화량(F변화량=8.891/p=0.003)의 경우에도 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 즉, ‘조직몰입 → 삶의 만족’ 경로에서 복리후생 만족도의 조절효과가 통계적으로 유의하여 가설 4-4는 채택되었다.

<표 6> 조직몰입과 삶의 만족 관계에서 고용특성의 조절효과 분석

| 구분 | | 모형 | R | R ² | 수정된 R ² | 추정값의 표준오차 | 통계량 변화량 | | | | |
|--------|-------------|----|-------|----------------|--------------------|-----------|--------------------|---------|-----|------|------------|
| 가설 | 조직원수 | | | | | | R ² 변화량 | F 변화량 | df1 | df2 | F 변화량 유의확률 |
| 가설 4-1 | 정규직 여부(더미) | 1 | 0.463 | 0.214 | 0.214 | 0.405 | 0.214 | 380.352 | 4 | 5575 | 0.000 |
| | | 2 | 0.472 | 0.223 | 0.222 | 0.403 | 0.009 | 61.829 | 1 | 5574 | 0.000 |
| | | 3 | 0.473 | 0.223 | 0.222 | 0.403 | 0.000 | 1.911 | 1 | 5573 | 0.167 |
| 가설 4-2 | 고용안정성(더미) | 1 | 0.463 | 0.214 | 0.214 | 0.405 | 0.214 | 380.524 | 4 | 5578 | 0.000 |
| | | 2 | 0.468 | 0.219 | 0.218 | 0.404 | 0.004 | 31.918 | 1 | 5577 | 0.000 |
| | | 3 | 0.468 | 0.219 | 0.218 | 0.404 | 0.000 | 2.610 | 1 | 5576 | 0.106 |
| 가설 4-3 | 임금 및 보수 만족도 | 1 | 0.463 | 0.215 | 0.214 | 0.405 | 0.215 | 381.426 | 4 | 5578 | 0.000 |
| | | 2 | 0.512 | 0.262 | 0.262 | 0.393 | 0.047 | 358.351 | 1 | 5577 | 0.000 |
| | | 3 | 0.513 | 0.263 | 0.262 | 0.392 | 0.001 | 8.334 | 1 | 5576 | 0.004** |
| 가설 4-4 | 복리후생 만족도 | 1 | 0.463 | 0.215 | 0.214 | 0.405 | 0.215 | 381.426 | 4 | 5578 | 0.000 |
| | | 2 | 0.511 | 0.261 | 0.261 | 0.393 | 0.046 | 350.174 | 1 | 5577 | 0.000 |
| | | 3 | 0.512 | 0.262 | 0.262 | 0.393 | 0.001 | 8.891 | 1 | 5576 | 0.003** |

** p < 0.01

3) 가설 검증 결과 종합 및 시사점

가설 검증 결과를 종합하고, 분석결과에 대한 관련 선행연구들과의 유사점과 차이점을 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 직무만족과 조직몰입이 삶의 만족에 미치는 영향에 대한 가설 1과 가설 2는 모두 채택되었다. 직무만족이 삶의 만족에 긍정적(+) 영향을 미칠 것이라는 가설 1의 검증결과는 직무만족과 삶의 만족 간의 관계에서 직무영역에서의 만족도 증가가 생활영역의 만족도 증가와 정(+)의 상관관계를 보인다는 파급가설을 지지하는 것으로 해석할 수 있다. 또한 직무만족과 삶의 만족 간의 선후 관계에 관한 연구결과가 일관되지 않은 상황에서 직무만족이 삶의 만족에 영향을 미치는 선행변수라는 선행연구들(Rain et al., 1991; Tait et al., 1989; 방하남, 2000; 제갈돈·김태형, 2007; 박경환, 2012)의 결과를 지지하는 것으로 나타났다.

조직몰입이 삶의 만족에 영향을 긍정적(+) 영향을 미칠 것이라는 가설 2의 검증결과는 직무만족과 삶의 만족 관계에서 논의된 파급가설의 관점에서 조직몰입이 개인적 생활에 긍정적 영향을 주

고 삶의 만족으로 이어진다는 점을 보여주었다. 가설 2의 검증결과 역시 조직몰입과 삶의 만족 관계에 대한 주요 선행연구들의 결과와 유사한 것으로 나타났다(Crouter, 1984; 이지우 외, 2016; Adams, King and King, 1996; Moser and Schuler, 2004). 무엇보다 조기퇴사의 주된 원인이 ‘조직 및 직무적응실패’라는 경충(2016)의 조사결과와 관련하여 근로자가 자신의 직무와 조직에 애착을 갖고 몰두할 수 있는 직무설계 방안에 대한 고민이 필요함을 시사한다.

구성원들의 직무만족을 높이고 나아가 삶의 만족을 제고하기 위해 다양한 노력을 전개할 필요가 있다. 이러한 조치들은 직무만족과 조직몰입을 높임으로써 개인적, 조직적 차원의 성과향상에 기여할 수 있을 뿐만 아니라 이직률을 감소시키며, 나아가 삶의 만족으로 연결될 수 있기 때문이다. 또한 빈번한 이직과 고용에 따른 인력개발의 비용효과성을 향상시킴으로써 사회적 비용을 감소시키는데 기여할 수 있을 것이다.

둘째, 정규직 여부, 고용안정성, 임금 및 보수 만족도, 복지후생 만족도 등의 고용특성의 조절효과에 대한 가설 3-1, 3-2, 3-3, 3-4와 가설 4-1, 4-2, 4-3, 4-4의 분석결과를 정리해보면, 가설 3-3, 3-4, 4-3, 4-4가 채택되어 임금 및 보수 만족도와 복지후생 만족도가 직무만족과 조직몰입이 삶의 만족에 미치는 영향을 조절하는 것으로 나타났다. 이는 Summer & Hendrix(1991), 박해웅(2002), 김정환 외(2002), 김상아·조영일(2013)의 연구와 부분적으로 일치하는 것으로 나타났다.

이러한 고용특성 조절효과에 대한 검증결과는 직무만족 및 조직몰입과 삶의 만족 간의 관계에서 고용특성의 조절효과를 분석한 연구가 거의 없는 상황에서 탐색적 수준에서 시도되었다는 점에서 의의를 찾을 수 있다. 향후 의미 있는 결과들이 축적될 수 있는 추가적인 연구가 필요할 것으로 생각된다. 또한 고용특성 변수 중 정규직 여부와 고용안정성 변수의 조절효과는 기각된 반면 임금 및 보수만족도와 복지후생 만족도의 조절효과가 유의하다는 검증결과는 정규직과 비정규직 모두 직무몰입에 대한 핵심 선행변수로서 고용보장성을 요구된다는 결과(김정원, 2005)와는 다르게 나타났다. 특히, 구조조정과 경기침체 속에서 고용안정성보다 임금 및 복지후생 만족도가 유의한 영향을 미친다는 것은 향후 고용정책의 방향이 단순히 일자리 숫자 늘리기에 집중할 것이 아니라 자신의 능력을 발휘할 수 있는 작업환경 조성과 노동의 가치에 대한 정당한 보상을 받을 수 있도록 제도적 노력이 필요함을 시사한다.

V. 결론

본 연구는 근로자의 삶의 만족에 미치는 영향요인을 규명하기 위해 2015년 한국노동패널조사(Korean Labor and Income Panel Study: KLIPS) 18차년도 개인 조사자료 중에서 임금근로자 5,611명을 대상으로 직무만족과 조직몰입이 삶의 만족에 미치는 영향과 이들 관계에서 정규직 여부, 고용안정성, 임금 및 보수 만족도, 복지후생 만족도 등의 고용특성의 조절효과를 실증 분석하였다. 본 연구의 내용 및 시사점을 정리하면 다음과 같다.

첫째, 임금 근로자의 직무만족과 조직몰입이 삶의 만족에 유의한 영향을 미친다는 점에

서 파급가설을 지지하고 있다. 조직구성원들이 조직에 애착을 갖고 직무능력을 발휘할 수 있는 직무재설계에 관한 논의가 필요하다.

둘째, 고용특성에 대한 조절효과 분석에서 임금 및 보수만족도와 복지수준 만족도가 직무만족과 조직몰입이 삶의 만족에 미치는 영향을 조절하는 것으로 나타났다. 이는 고용특성의 조절효과 분석에 대한 연구가 부족한 상황에서 탐색적 수준에서 검증하였다는데 의의가 있다. 가설3의 검증결과에 대한 의미는 국내 일간지 신문의 문구와 맞닿아 있는지 모른다. “오늘날 한국사회는 미래와 희망을 논하기에는 너무 치열하고 버거운 현실과 마주하고 있다. 하루하루가 생존인 대다수 사람들에게 그저 먹고 사는 현실적인 문제가 당면과제일 뿐이다.”(세계일보, 2016.09.17.).

셋째, 정책적 시사점으로 구조조정과 경기침체 속에서 향후 고용정책의 방향은 단순히 일자리 숫자 늘리기에 집중할 것이 아니라 고용형태에 상관없이 직무능력을 발휘하고 노동의 가치에 대한 정당한 보상을 받을 수 있는 제도적 노력을 기할 필요가 있다.

본 연구의 한계점 및 향후 과제는 다음과 같다. 첫째, 본 연구가 갖는 한계로는 일반화의 한계가 있다. 본 연구는 2015년 한국노동패널조사의 단년도 자료를 바탕으로 분석을 실시하였다. 본 연구의 결과를 일반화시키기에는 방법론적, 구조적 한계가 있다.

둘째, 향후 연구에서는 2015년을 기준으로 5년 단위의 횡단면 분석을 통해 상호 비교함으로써 직무특성의 조절효과에 유의한 변화가 있는지, 변화가 있다면 그 이유가 무엇인지 분석할 필요가 있다. 예를 들면, 2015년 분석결과와 2010년도 횡단면 분석결과를 비교하여 시대적 가치와 사회적 모습의 변화상들을 비교해볼 수 있을 것이다.

셋째, 직무특성의 조절효과에 대해 패널분석과 횡단면 분석을 동시에 실시하여 상호비교함으로써 직무특성의 하위요인별 조절효과 여부를 검증해볼 필요가 있다.

참고문헌

- 권인석. (1993). 「직무불만에 대한 행태적 반응의 예측과 관리정책」. 「한국행정학보」, 27(4):1227-1242.
- 김병섭. (1994). 「경찰공무원의 스트레스와 심리적 탈진」. 「한국행정연구」, 3(4): 129-152.
- 김상아, 조영일. (2013). 「조직의 복리후생제도가 조직구성원의 직무만족 및 조직몰입에 미치는 영향: 법정복리후생과 자발적 복리후생」. 경영관리연구 6(2); 1-13.
- 김왕배, 이경용. (2005). 「기업구조조정과 생존자들의 사회심리적 건강」. 한국사회학 39(4): 70-100.
- 김우진. (2010). 「호텔기업 종사원의 직무특성, 고용관계특성이 후원인식에 의하여 조직몰입, 조직시민행동에 미치는 영향」. 경희대학교 대학원 박사학위논문.
- 김정원.(2005). 「직무특성과 고용관계특성이 직무몰입에 미치는 영향: 고용형태의 조절효과 검증을 중심으로」. 대한경영학회지,18(3),947-970.
- 김정환, 노용진, 이주희, 이규용, 김동헌(2002), 『한국의 노사관계 연구-사업장패널 예비조사 자료분석』, 한국노동연구원.
- 김종재 (1991). 『조직행동론』. 서울: 박영사.
- 김춘택·박종우, 1999, 「대구시 노인의 생활만족에 영향을 미치는 요인」. 한국노년학 19(3): 21-33.
- 문광수, 조항수, 이계훈, 오세진. (2014). 「임금만족이 조직몰입에 미치는 영향: 조직신뢰의 매개효과」. 한국심리학회지: 산업 및 조직 27(3); 585-615.
- 박경환. (2012). 「기혼 여성관리자의 일·가정 관계가 관리능력, 직무만족, 조직몰입, 그리고 삶의 만족에 미치는 영향」. 대한경영학회지 25(2): 879-905.
- 박세영. (2011). 「생활만족에 대한 직무만족과 여가만족의 관계」. 한국심리학회지: 산업 및 조직, 24(2), 331-353.
- 박인규. (2010). 「호텔 종사원의 직무배태성이 이직의도에 미치는 영향에 관한 연구」. 관광연구 25(3): 61-79.
- 박종민·김서용. (2002). 「한국인의 삶의 질: 전체 개별영역 및 비교기준」. 아세아연구, 45(2):141-164.
- 박해웅(2002), 「기업복지 수준과 만족도에 관한 연구 : 공기업의 기업복지프로그램을 중심으로」, 연세사회복지연구, 8, 192-221.
- 박희봉, 이희창. (2005). 「삶의 만족에 미치는 영향요인 분석-경제사회적 요인인가? 사회자본 요인인가?」-. 한국행정논집 17(3): 709-728.
- 방하남 (2000). 「직무만족도와 생활만족도의 결정요인과 상호작용효과에 관한 연구」. 노동경제 논집, 23, 133-154.
- 백승규, 이영면. (2010). 「직무만족과 조직몰입의 관계에서 생활만족이 미치는 조절효과

- 과」. 인적자원관리연구 17(4): 349-371.
- 서철현, 양진연, 문상정. (2012). 「호텔기업의 복리후생제도가 종사원의 직무만족, 조직몰입, 이타적 행위에 미치는 영향」. 관광연구, 27(1), 131-152.
- 세계일보. 2016.09.17.
- 신유근. (2000). 『조직론』. 서울:다산출판사.
- 오혜경·백은령 (2003). 「장애인의 주관적 삶의 질에 영향을 미치는 요인연구-서울지역 지체장애인을 중심으로」. 직업재활연구, 13(2), 157-181.
- 윤대균, 장병주. (2010). 「리조트 호텔 이용객의 여가만족, 생활만족, 삶의 질(심리적 웰빙)에 관한 연구」. 대한경영학회지 23(3): 1537-1553.
- 이달곤. (1990). 「정치공동체와 개인의 자유」. 삶의 질, 21세기 행사자료.
- 이상희. (2005). 「외식업체의 비정규직 종사원 임파워먼트가 직무만족, 조직몰입 및 이직의도에 미치는 영향」. 경원대학교 대학원 박사학위논문.
- 이인정, 2007, 「남녀노인의 우울, 삶의 만족에 대한 심리사회적 요인들의 영향의 차이에 관한 연구」. 『노인복지연구』 36: 159-180.
- 이장영, 2002, 「도시 및 농촌 주민들의 생활만족도 비교」. 농촌사회 12(1):89-110.
- 이지우, 장영혜, 강인호. (2016). 「감정노동, 조직몰입, 삶의 만족의 관계」. 관광연구 31(3): 277-295.
- 임연옥, 박재연, 윤현숙. (2011). 「베이비붐 세대의 삶의 만족도에 영향을 미치는 요인: 노부모 세대와의 비교를 중심으로」. 비판사회정책 제33호: 7-44.
- 임현순. (2010) 「보육교사의 직무만족도에 관한 연구-청주시 보육교사를 중심으로-」. 고려대학교 인문정보대학원 석사학위논문.
- 장승진. (2011). 「행복의 정치경제학: 소득불평등에 대한 인식이 한국인들의 삶의 만족도에 미치는 영향」. 한국정당학회보 10(2): 43-66.
- 장애윤. (2004). 「직무특성과 직장-가정 간 갈등이 조직에 대한 애착 및 조직시민행동에 미치는 효과: 성차를 중심으로」. 한국심리학회지: 산업 및 조직 17(1): 107-127.
- 장현호. (2014). 「호텔기업의 고용관계 특성이 직무만족, 조직몰입, 조직시민행동에 미치는 영향」. 호남대학교 대학원 박사학위논문
- 제갈돈, 김태형. (2007). 「지방공무원의 직무만족과 삶의 만족간의 인과관계에 관한 연구」. 지방정부연구 11(3): 7-34.
- 조계화·김영경, 2008, 「한국노인의 우울, 자살생각 및 삶의 만족도 영향요인」. 『한국간호교육학회지』 14(2): 176-187.
- 최인섭 (2000). 「사회복지전문요원의 직무만족과 직무성과 결정요인에 관한 연구」. 박사학위논문, 경성대학교
- 추현. (1993). 『조직행동론』. 서울: 형설출판사.
- 한국경영자총연합회(2015). 『신입사원 실태조사 보고서』.
- 한국경영자총연합회(2016). 『신입사원 실태조사 보고서』.

홍인기. (2014). 「고용관계특성과 직무특성이 조직몰입에 미치는 영향」. 안양대학교 대학원 박사학위논문

- Adams, G. A., King, L. A., & King, D. W.(1996). Relationships of Job and Family Involvement, Family Social Support, and Work-Family Conflict With Job and Life Satisfaction. *Journal of Applied Psychology*, 81(4): 411-420.
- Cobb, S., Kasl, S.V. 1977. Termination: The consequence of job loss, National Institute for Occupational Safety and Health Research.
- Crouter, A. C. (1984). Spillover from family to work: The neglected side of the work-family interface. *Human relations*, 37(6), 425-441.
- Depolo, M., Sarchinelli, G. 1987. "Job insecurity, psychological well-being and social representation: A case of cost sharing" pp. 25~52 in H. W. Scroiff, G. Debus (eds). *Proceedings of the West European Conference on the Psychology of Work and Organization*. Amsterdam, Elsevier.
- Hallier, J., Lyon, P. 1996. "Job insecurity and employees' commitment: Managers' reactions to the threat and outcomes of redundancy selection" *British Journal of Management* 7: 107~123.
- Heneman, H. G., III. & Schwab, D. P. (1985). Pay Satisfaction: Its multidimensional nature and measurement. *International Journal of Psychology*, 20, 129-141.
- Jick, T.D. 1985. "As the axes fails: Budget cuts and the experience of stress in organizations" pp.83~114 in Beehr TA, Bhagat RS.(eds), *Human stress and cognition in organizations: An integrated perspective*, New York,
- Kabanoff, B. (1980). Work and nonwork: A review of models, methods, and findings. *Psychological Bulletin*, 88(1), 60.
- Kozlowski, S., Chao, G., Smith, E., Hedlund, J. 1993. "Organizational Downsizing: Strategies, Interventions, and Research Implications", In C. L. Cooper & I. T. Robertson (eds.). *International Review of Industrial and Organizational Psychology*. Vol. 8. pp.263~332. New York: Wiley.
- McCormic, E. J., & Tiffin, J. (1974). *Industrial psychology*. Englewood Cliffs. NJ: Prentice-Hall.
- Meyer, J. P., & Allen, N. J. (1991). A three component conceptualization of organizational commitment. *Human Resources Management Review*, 11, 299-326.
- Milkovich, G. T., & Newman, J. M. (2004). *Compensation (8th ed.)*. Burr Ridge, IL: Irwin McGraw-Hill.
- Moser, K. & Schuler, H.(2004). Is Involvement a Suppressor of the Job

- Satisfaction–Life Satisfaction Relationship. *Journal of Applied Social Psychology*, 34(11): 2377–2388.
- Mowday, R. T., Porter, L. W., & Steers, R. M.(1982). *Employee–organizational linkage: The psychology of commitment, absenteeism, and turnover*, New York: Academic Press.
- Netemeyer, R. G., J. S. Boles & R. McMurrin. (1996). Development and validation of work–family and family–work conflict scales. *Journal of Applied Psychology*, 81, 400–410.
- OECD. (2014), *Better Life Index 2014 Country Reports*.
- Quinn, R. P., Staines, G. L., & McCullough, M. R. (1974). *Job satisfaction: Is there a trend?* (No. 30). US Dept. of Labor, Manpower Administration; for sale by the Supt. of Docs., US Govt. Print. Off..
- Rain, J. S., Lane, L. M. and Steiner, D. D. (1991). A Current Look At the Job/Life Satisfaction Relationship. *Human Relations*, 44: 287–307.
- Roskies, E., Louis–Guerin, C. 1990. “Job insecurity in managers: Antecedents and consequences”. *Journal of Organizational Behavior* 11: 345~359.
- Tait, M., Padgett, M. and Baldwin, T. (1989). Job and Life Satisfaction: A Reevaluation of the Strength of the Relationship and Gender Effects as a Function of the Date of the Study. *Journal of Applied Psychology*, 74(3): 502–507.
- Wilensky, H. L. (1960). Work, careers and social integration. *International Social Science Journal*, 12, 543–560.