KLI 패널 워킹페이퍼

KLI 한국노동연구원

2020년 제 5 호 No. 5 (2020. 7)

일중독 성향에 따른 직무만족과 삶의 만족도 간 관계: 잠재성장모형을 중심으로

옥 지 호[1], 박 지 성[2]

본 연구는 한국노동패널조사 15차 조사(2012년도)부터 21차 조사(2018년도)를 통해 일중독 수준에 따른 직무만족과 삶의 만족의 관계를 규명하고자 하였다. 직무만족과 삶의 만족의 관계에 대한 선행연구가 다수 진행되어 왔음에도 불구하고 이에 대한 선행연구는 첫째, 두 변수의 방향성에 대해 명확히 결론짓지 못하였다는 점, 둘째, 횡단면 자료에 기초하여 제한된 해석을 제시한다는 점, 셋째, 두 변수의 관계에 영향을 미치는 조절변수의 영향을 규명하지 못하였다는 점에서 한계를 갖는다. 이에 본 연구에서는 한국노동연구원에서 조사하고 배포하는 한국노동패널조사를 토대로 잠재성장모형(Latent Growth Modeling)을 이용하여 3,094명(남성 2,057명, 여성 1,037명) 표본에 대해 직무만족과 삶의 만족의 초기값 및 변화량의 관계에 대한 실증분석을 진행하였다. 분석 결과, 직무만족과 삶의 만족 두 변수 모두 시간의 흐름에 따라 증가하는 선형성이 확인되었다. 두 변수의 증가량 간의 관계를 규명한 결과, 직무만족의 초기값이 높을수록 삶의 만족의 초기값이 증가하였으며, 직무만족의 변화율이 증가할수록 삶의 만족의 변화율 역시 증가하는 것으로 나타남에 따라 두 변수 간의 전이현상(spillover)이 확인되었다. 한편, 일중독 성향에 따라 집단을 둘로 나누어 다집단 분석을 진행한 결과, 일중독 성향이 높은 집단보다 일중독 성향이 낮은 집단에서 전이현상이 더욱 강하게 나타나는 것으로 보고되었다. 이러한 연구결과는 직무만족과 삶의 만족의 동태적인 성향을 규명하였다는 점과 함께, 일중독 성향에 따른 만족도 변화패턴의 차이를 실증적으로 규명하였다는 점에서 선행연구 및 유관 분야에 시사하는 바가 있다.

Ⅰ. 서 론

오늘날 전 사회적으로 일과 삶의 균형에 대한 측면이 강조되면서 정부에서는 근로자 삶의 질 개선을 위해 최저임금 인상이나 근로시간 제한 같은 여러 정책들을 시행 중에 있다(정예지 외, 2016). 그러나 이러한 흐름과는 반대로, 현실에서는 정보통신기술의 비약적 발전과 재택근무의 급속한 확산으로 일과 삶의 경계가 점차 모호해지고 있다(Kreiner et al., 2009; Steel et al.,

1) 전주대학교 경영학과 조교수 / 제1저자(ch.ok.korea@gmail.com)

2) 충남대학교 경영학부 조교수 / 교신저자(jspark1@cnu.ac.kr)

2019). 이러한 측면은 일-삶의 균형의 중요성이 그 어느 때보다 중시되는 시대에 일과 삶의 경계 찾기는 오히려 어려워지는 역설적 상황이 일어나고 있음을 반증한다. 이에 일에서의 만족이 삶의 만족과 어떻게 연결되는지에 대한 통시적 논의는 일-삶의 균형에 대한 그간 논의를 다시금 확장시킬 수 있다는 점에서 현 시점에서 매우 필요한 연구주제라 할 수 있다. 물론 그간 직무만족과 삶의 만족도 간 관계에 대한 논의는 특히 산업심리학 분야의 국외연구를 중심으로 활발히 이루어져 왔다(Bowling et al., 2010; Erdogan et al., 2012; Tait et al., 1989). 그럼에도 불구하고 이에 대한 추가적인 연구가 필요한 이유는 다음과 같다.

첫째, 직무만족과 삶의 만족 간 관계에 있어 방향성에 대한 이슈가 여전히 존재하기 때문이다. 그간 직무만족과 삶의 만족 간 관계가 정(+)의 관련성이 있다는 주장이 주로 이루어져 왔으나, 일각에서는 오히려 역의 관계에 있다거나 또는 아무런 관련성이 없다는 등 두 개념 간 인과적 방향성에 대한 이슈가 여전히 존재해왔다(Rian et al., 1991). 이러한 방향성에 대한 논의는 전이, 보상, 분리의 가설을 기반으로 주장되어 왔으며, 어떠한 가설에 기반으로 하는가에 따라 둘 간의 관계는 정(+), 부(-), 또는 무(無)의 세 가지로 나눠지게 된다(Judge and Watanabe, 1994; Loscocco and Roschelle, 1991). 이처럼 기반 가설에 따라 직무만족과 삶의 만족도 간 관계가 상이하게 예측될 수 있기 때문에 이에 대한 재고찰을 하는 시도가 요구된다.

둘째, 그간 직무만족과 삶의 만족 관련 연구들은 이들 간 관계 규명을 주로 횡단면 자료를 활용하여 살펴봄으로써 두 변수 간 인과관계를 담보할 수 있느냐에 대한 비판에서 자유롭지 못하였다. 물론 극소수의 연구들을 통해 직무만족과 삶의 만족 간 관계에 대한 종단분석이 이루어지기는 하였으나(Judge and Watanabe, 1993), 결과의 일반화 측면에서 충분한 연구 성과들이 축적되지 못하였다는 점은 여전히 관련 연구의 한계점으로 제시되고 있다(Bowling et al., 2010). 특히, 직무만족이나 삶의 만족 같은 변수들은 시간의 흐름에 따른 변화의 가능성이 제기됨에 따라, 직무만족과 삶의 만족도 간 관계에 대한 연구들 역시 시계열 자료를 변화량이나 궤적(trajectory)을 규명하는 종단분석의 필요성이 더욱 강하게 요구되고 있다(박광표·김동철, 2019; Erdogan et al., 2012).

마지막으로, 직무만족과 삶의 만족도 간 관계에 있어 영향을 주는 조절변수의 가능성에 대해 선행연구는 상당히 제한된 논의를 제공하고 있다는 점이다. 즉, 직무만족과 삶의 만족도 간 관계에 있어 개인의 특성이 지대한 영향을 미칠 수 있는데, 지금까지 주로 고려된 개인의 특성 변수는 주로 Big-Five를 기반으로 하는 성격적 특질이나 긍/부정적 정서였다(Judge and Watanabe, 1994). 이러한 접근은 이미 오랫동안 검증된 특성 측정방식을 통해 개인 간 차이를 규명함으로써 직무만족과 삶의 만족도 간 관계에 대한 변이를 보여주었다는 점에서 의미가 있다(Steel et al., 2019). 그럼에도 불구하고, 성격이나 정서에만 집중함으로써 개인들이 가진 다른 특성들에 대한 이해는 한정적이었다는 한계 역시 존재한다.

이러한 이슈들을 고려하여 본 논문에서는 직무만족과 삶의 만족도 간 관계에 대해 패널자료를 바탕으로 종단분석을 실시하고자 한다. 특히, 본 연구는 다년간 조사된 종단자료를 토대로 특정

시점이 아닌 다년간에 걸쳐 형성되는 직무만족의 변화량이 삶의 만족도의 변화량에 미치는 영향을 규명함으로써 관련 연구에 기여하고자 한다. 한편 본 연구에서는 직무만족과 삶의 만족 간 관계를 설명하는데 있어 가장 대표적인 관점인 전이가설과 만족의 Bottom-up 모델을 활용하여 직무만족이 삶의 만족(초기값과 변화율)을 높일 것으로 예측한다. 뿐만 아니라, 본 연구에서는 만족의 Top-down 모델에 기반하여 직무만족과 삶의 만족 간 관계에 있어 개인의 특성 차이에 주목한다. 즉, 주효과에 있어 개인의 차이를 보여줄 수 있는 특성 변수에 있어 직무 활동과 관련성이 매우 높은 일중독 성향을 도입함으로써(Harpaz and Snir, 2003; Spence and Robbins, 1992) 직무만족과 삶의 만족 간 관계가 개인의 일중독 성향 수준에 따라 어떠한 양상을 보이는지에 대해 살펴볼 것이다. 이러한 논의들을 통해 도출한 가설들을 검증하기 위하여 본 연구에서는 한국노동패널조사를 기반으로 잠재성장모형을 통해 검증한다. 마지막으로 결과에 대한 설명과 논의를 요약 정리한 후, 학문적·정책적 시사점을 모색해본다.

Ⅱ. 선행연구 및 연구가설

1. 직무만족이 삶의 만족에 미치는 영향

직무만족과 삶의 만족 간 관계를 설명하는 흐름들은 크게 세 가지 방식으로 이루어져 왔다(정예지 외, 2016; Judge and Watanabe, 1994; Loscocco and Roschelle, 1991). 첫 번째는 전이(spillover) 가설로, 한 영역에서의 만족 또는 불만족이 다른 영역에서의 만족 또는 불만족으로 이어진다는 주장이다. 즉, 직장 내 직무에 만족 또는 불만족한 근로자는 가정을 포함한 개인의 다른 삶의 영역에까지 그 영향이 전염된다. 이러한 전이 가설은 직무만족과 삶의 만족 간 관계가 정(+)의 관계임을 설명하는 근거가 된다. 두 번째는 보상(compensation) 가설로, 직무 영역에서 만족을 느끼지 못하는 사람들이 그 대안으로 직무 이외의 다른 영역에서 보다 만족을 추구함으로써 한 영역에서의 불만족을 다른 영역에서의 만족으로 보상받는다는 것이다. 이 주장에 근거하자면 직무만족과 삶의 만족은 부(-)의 관계라 할 수 있다. 세 번째는 분리(segmentation) 가설로, 직무만족과 삶의 만족은 독립된 개념이므로 서로 간 관련성이 없다는 주장이다. 이러한 주장에 따르면 직무만족과 삶의 만족도 간 상관관계는 매우 약하거나 통계적 유의미성을 갖지 않는다.

직무만족과 삶의 만족도 간 관계는 상이한 방향성을 예측하는 세 가지 가설들에 따라 그 실증결과들 역시 혼재된 양상을 보여주고 있다(Loscocco and Roschelle, 1991). 예를 들어, 34개 연구(N=19,811)를 바탕으로 메타분석한 Tait et al.(1989)은 직무만족과 삶의 만족 간 상관관계가 .44임을 보여주며 전이 가설의 타당성을 입증한 반면, Rain et al.(1991)은 분리 가설과 보상 가설이 보다 설명력이 높음을 보여준 바 있다. 이러한 결과들을 보다 심화하여 살펴본 Judge &

Watanabe(1994)는 약 60-70%의 개인들에게 적용되는 가장 설명력이 높은 가설은 전이 가설이나, 보상과 분리 가설 역시 15~20%의 설명력을 갖고 있음을 보여주었다. 또한 삶의 만족 중 주관적 웰빙(subjective well-being)에 보다 초점을 두고 직무만족과 주관적 웰빙 간 관계에 대해 메타 연구를 실시한 Bowling et al.(2010)에서도 직무만족과 주관적 웰빙 간 관계는 .43인 것으로 나타나 이 연구 역시 전이 가설을 지지하는 것으로 나타났다. 국내 연구에서는 한국노동패널조사 19차년도 자료를 활용한 박광표·김동철(2019)의 연구에서 직무만족이 삶의 만족에 강한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 지방공무원을 대상으로 실증한 제갈돈·김태형(2007)이 직무만족이 삶의 만족에 영향을 주는 전이 가설이 보다 적합함을 보여주고 있다. 이러한 연구결과들에 기반 할 때, 전이 가설에서의 주장과 같이 직무만족은 삶의 만족과 대체적으로 정(+)의 관계를 보이고 있음을 알 수 있다.

그러나 직무만족과 삶의 만족 간의 관계를 다룬 대부분의 선행연구는 주로 한 시점에 측정된 횡단면(cross-sectional) 자료를 통해 두 변수의 관계를 규명하였다는 한계를 갖는다. 직무만족과 삶의 만족을 연구하는데 있어서 종단면(longitudinal) 자료를 이용한 연구가 필요한 이유는 다음과 같다. 첫째, 직무만족과 삶의 만족은 한 시점에 고정된 정태적 성질의 변수가 아니라 시간의 흐름에 따라 변화하는 동태적 성질을 가지고 있기 때문이다. 특정 시점에 조사된 횡단면 분석으로는 개인 간 차이(differences between individuals)를 분석할 수 있어도, 시간의 흐름에 따라 변화되는 개인 내 차이(differences within individuals)를 규명하지 못한다는 한계를 갖는다. 즉, '누가 더 만족하는가, 혹은 어떤 요인이 더 만족하는 사람과 그렇지 않은 사람을 구분짓는가'에 대한 논의를 넘어서 '개인의 만족도는 증가/감소하는가, 만약 그렇다면 무엇이 그것을 증가/감소시키는가'에 대한 연구를 진행하기 위해서는 종단면 자료를 활용한 연구가 진행되어야 한다.

둘째, 변화율(growth rate)이 시사하는 바가 크기 때문이다. 예를 들어 직무만족이 만약 변하지 않는 개인의 특질과 같은 성질의 것이라면, 조직 입장에서는 직무만족을 높이려는 일련의 정책/제도 및 시도들은 대부분 무용하게 된다. 만족도가 높은 경향을 가진 사람을 채용해서 조직 내 배치하는 것만이 직무만족을 높이는 유일한 방법이 될 것이다. 그러나 직무만족이 변화하는 성질이며, 조직 내 정책/제도을 통해 이를 증가시킬 수 있다면 경영관리 측면에서 훨씬 더 많은 시사점을 제공하게 된다. 따라서 직무만족의 변화패턴 및 변화패턴에 영향을 미치는 요인들에 대한 연구가 더욱 활발히 진행될 필요가 있다. 이러한 연구의 필요성을 반영하듯, 최근 해외 학술지를 중심으로 직무만족의 종단적 분석에 대한 연구가 다양하게 진행되어 오고 있다(Alessandri et al., 2017; Cavanagh et al., 2019; Li et al., 2016; Riza et al., 2018).

이에 본 연구에서는 종단면 자료를 활용하여 직무만족과 삶의 만족의 변화율에 주목하여 둘 간의 관계를 규명하고자 한다. 직무만족과 삶의 만족의 변화율의 관계는 '만족의 Bottom-up 모델'에 의해 설명될 수 있다. Heady et al.(1991)은 삶의 만족을 설명하는 과정에서 Top-down과 Bottom-up의 두 가지 모형을 제시하였다. Top-down 모델은 직무만족과 삶의 만족 또는 웰빙 간 관계에 대한 인과성을 설명하는데 유용하다고 볼 수 있다(Heady et al., 1991). 상황론적 관

점(situational view) 또는 Bottom-up 모델에 따르면, 성인의 일상에서 직무와 직장은 매우 중요한 요소이므로, 이들이 하루 중 오랫동안 일하는 직무에서의 만족도가 삶에 있어 더 큰 만족을 가져오게 된다. 즉, 직무만족과 삶의 만족은 상관관계가 높고 그 방향성 역시 쌍방향으로 작용하나, 생존을 위한 필수투입시간(예. 수면, 식사 등)을 제외하고 오늘날과 같이 하루 24시간 중 최소 8시간 이상을 할애하는 직장 내에서 어떠한 직무를 수행하며, 이를 통해 얼마나 만족감을 느끼는가는 삶의 태도를 형성하는데 지대한 영향을 미치게 된다(제갈돈·김태형, 2007; Erdogan et al., 2012; Lent and Brown, 2008). 뿐만 아니라, 조직 내 시간이 지남에 따라 일반적으로 직장 내 직무권한 확대와 전문성 심화를 통해 향상된 긍정적인 심리요소들은 직장 외의 삶에 대해서도 긍정적으로 영향을 미치게 될 것이다(Riza et al., 2018). 이러한 논의들을 기반으로 직무만족의 증가가 삶의 만족의 증가에 영향을 미칠 것이라는 가설을 다음과 같이 설정하였다.

가설 1: 직무만족의 초기값(intercept)이 통제되었을 때, 직무만족의 변화율(slope)은 삶의 만족의 변화율에 긍정적인 영향을 미칠 것이다.

2. 일중독의 조절효과

앞서 만족의 Bottom-up 모델이 직무만족과 삶의 만족 간 관계에 대한 인과성을 설명하는데 유용하다면, 만족의 Top-down 모델은 개인 간 차이에 대한 주장의 근거를 제공할 수 있다(Heady et al., 1991). 만족의 탑-다운 모델(Top-down model) 또는 성향(dispositional) 모델에 따르면, 사람들이 직무를 포함한 삶의 다양한 측면에서 만족도가 다른 이유는 개인의 성격이나 정서 등에 있어 근본적인 차이가 있기 때문이다. 이는 직무만족과 삶의 만족도 간 관계를 보다 명확히 보여주기 위해서는 개인의 특성 차이를 조절변수로 고려할 필요가 있음을 시사한다. 실제로 Heller et al.(2002)은 개인 특성 변수들 중 성격 특질과 긍/부정적 정서, 핵심자기평가(core self-evaluations)를 통제했을 때 직무만족과 삶의 만족도 간 관계의 정도가 낮아짐을 보여준 바 있다. 그간 직무만족과 삶의 만족 간 관계에 있어 주로 고려된 개인 특성 변수들은 주로 Big5의 성격적 특질이었으며, 추가로 긍/부정적 정서나 핵심자기평가, 통제 수준(locus of control), 일반화된 자기효능감(generalized self-efficacy), 고용관계 특성 등도 활용되었다(박광표·김동철, 2019; Judge et al., 1998; Judge and Watanabe, 1993, 1994; Steel et al., 2019). 이러한 개인의 성격과 정서, 인지 등은 직무만족과 삶의 만족 간 관계에 있어 개인 간 차이를 보여줌으로써 이에 대한 이해를 확장시켰다는 점에서 의미가 있으나, 이후 연구들에서도 이들 변수 이외에 다른 개인의 특성들은 거의 고려되지 않음으로써 관련 논의가 정체되어 있는 실정이다. 이러한 측면에서 보다 다양한 개인의 특성들을 조절변수로 고려할 필요가 있는데, 본 연구에서는 직무만족이나 삶의 만족에 있어 오늘날 중요한 주제임에도 직무만족과 삶의 만족 간 관계에 있어 상대적으로 다루어지지 않은 일중독(Workaholism)을 개인의 특성요인으로 도입하고자 한다.

이는 일중독은 개념 그 자체만으로 직무 활동에 보다 삶의 목표를 강하게 두고 있는 개인 특성을 반영하고 있으므로(한광현, 2006; Spence and Robbins, 1992), 직무만족과 삶의 만족 간 관계에 있어 개인 간 차이를 보다 선명하게 보여줄 수 있는 변수로 기능할 수 있기 때문이다.

본 연구에서 주요 조절변수로 고려하는 일중독은 그간 개념상 합의의 부재와 측정척도상의 타당성 부족 등으로 일중독을 바라보는 시각, 일중독의 원인 및 결과에 있어 연구자들 간 상반된 논의가 이루어져 왔다고 평가된다(강수돌, 2006; 한광현, 2006; Harpaz and Snir, 2003; Sussan, 2012). 먼저 일중독의 개념과 관련해서 초기 연구들에서는 일중독을 작업시간을 기준으로 하여 주당 최소 50시간 이상 일하는 사람으로 규정하거나(Mosier, 1982) 상황이 요구하는 것보다 항상 더 많이 일에 대해 몰두하고 실제 일하려는 경향으로 제시하였다(Machlowitz, 1980). 또한 Robinson(1998)은 일중독을 일종의 강박적 성격장애로 간주하고 개인 스스로 일하는 습관 능력의 부족으로 다른 영역들의 활동을 배제한 채 일에만 지나치게 몰두하는 것으로 제시한 바 있다. 국내 연구에서는 윤자영(2018)이 일중독을 일이 곧 자아의 중심으로 일 이외의 다른 삶은 가치가 없다고 생각하는 상태이자 특성으로 정의하였으며, 이인석 외(2008)는 일에 대한 심리적 동일시가 과도하여 수행방식이 강박적이고 직장 내에서는 협업이나 소통이, 가족관계에서는 부정적 영향을 가져오는 상태로 보았다.

그러나 이러한 정의 시도에도 불구하고 여전히 모호한 상태로 남아있는 일중독의 개념을 보다 명확히 하기 위하여 일부 연구들에서는 일중독의 유형 분류를 시도하기도 하였다. 대표적으로 Aziz et al.(2013)은 일중독을 다섯 가지 하위요인을 통합하는 하나의 개념으로 제시한 바 있는데, 다섯 가지 하위요인은 각각 일과 삶의 갈등(work-life conflict), 일 완벽주의(work perfectionism), 업무중독(work addiction), 악감정(unpleasantness), 금단증상(withdrawal symptoms) 등이다. 또한 Spence & Robbins(1992)는 일중독을 차원 분류를 통해 보다 정교화시켜 일강박(inner drive to work), 일향유(enjoyment of work), 일몰입(work involvement)인 세 가지로 제시하였다. 이들은 일몰입과 일강박은 높은 반면 일향유가 낮은 상태를 일중독 상태로 보았다. 이를 토대로 Scott et al.(1997)은 일을 하기 위해 중요한 활동(사회, 가정, 여가 등)을 포기하여 일에 대부분의 시간을 소비하고, 일하지 않는 시간 동안에도 일과 관련된 생각을 지속하는 한편, 생활에 필요한 소득활동이나 할당된 직무 범위를 초과하여 일하는 것으로 일중독의 정의를 포괄적으로 제시하였다. 또한 이를 바탕으로 일중독을 강박적, 완벽주의적, 성취지향적 일중독으로 유형화하기도 하였다. 국내에서는 강수돌(2003)이 12명을 대상으로 한 인터뷰를 토대로 일중독을 프리랜서형, 모범사원형, 우유부단형으로 분류한 바 있다.

이러한 개념 정의와 유형 분류를 바탕으로 일중독이 개인의 태도(직무만족, 직무소진, 직무스트레스, 삶의 만족 등)와 행동(직무성과, 반사회적 행동, 이직)에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴본 결과, 많은 연구들이 일중독이 직무만족이나 삶의 만족, 직무성과 수준은 낮추는 반면, 직무소진이나 스트레스, 반사회적 행동, 이직 등은 증가시키는 것으로 보고하고 있다(한광현, 2006, 2011; 박기륜 외, 2015; Harpaz and Snir, 2003; Sussman, 2012). 그러나 앞서 언급한 일중독

의 유형에 따라 개인의 태도나 행동에 미치는 영향은 매우 달라질 수 있다는 주장 또한 제기되었다. 예를 들어 일중독을 강박적, 완벽주의적, 성취지향적 일중독 세 가지로 유형화한 Scott et al.(1997)에 따르면, 강박적 일중독자와 완벽주의적 일중독자의 경우 스트레스나 신체 및 심리적 문제, 대인관계 등에 있어 부정적인 영향을 많이 보인 반면, 성취지향적 일중독은 오히려 긍정적인 영향을 줄 수 있음을 보여주었다. 이인석 외(2008)는 Spence & Robbins(1992)의 세 가지 유형분류를 기반으로 실증한 결과, 일에 대한 강박관념은 이직의도에 정(+)의 영향을, 일향유감은 조직몰입과 정(+)의 관계 및 이직의도와는 부(−)의 관계를 보이는 것으로 나타났다. 이러한 유형별 차이 이외에 일중독 자체가 오히려 긍정적인 영향을 준다는 주장들도 일부 존재한다(Cantarow, 1979; Machlowitz, 1980). 이러한 혼재된 결과들은 일중독의 하위차원에 직무몰입에 대한 측면이 포함되어 개인의 태도와 행동 등에 긍정적 영향을 미칠 수 있는 부분이 존재하기 때문이다.

이처럼 일중독은 일에 대한 몰입과 향유라는 측면이 존재하나, 많은 부분 일에 대한 과도한 불안과 두려움, 강박적 행동, 과잉 몰입과 집착, 자기회의, 일을 통한 개인가치의 확인, 완벽주의, 현재 일을 과도하게 수행하면서 미래의 행복을 유보하는 등의 특징들을 보이고 있다. 이러한 일중독이 가지는 특성들을 고려할 때, 결국 일중독은 일과 삶의 경계가 모호한 상태이며 오히려 직무 영역에서의 영향이 삶의 영역에까지 깊숙이 침투함으로써 삶의 영역을 축소하거나 없애버리는 구조임을 알 수 있다. 이러한 경우 직무만족 수준은 삶의 만족을 절대적으로 결정할 가능성이 매우 높다. 일반적으로 일중독은 개인들 간 매우 다른 양상을 보이므로(한광현, 2011; Snir & Harpaz, 2004), 개인의 상이한 일중독 수준은 전이 가설에서의 주효과 강도를 보다 강화하는 기제가 될 수 있다. 즉, 일중독 수준이 높은 사람들은 그들 삶에 있어서 일이 가장 중요한 영역을 차지할 것이기 때문에, 일중독 수준이 낮은 사람들에 비해 직무를 통해 느끼는 만족이 삶의 만족과 보다 긴밀히 연결될 가능성이 높다. 반면, 일중독 수준이 낮은 사람들은 일은 그저 그들의 삶을 이루는 여러 가지 영역 중 하나에 불과하기 때문에, 일에 대한 만족이 삶의 만족으로 이어지는 경향은 상대적으로 약할 것으로 예상된다. 이러한 측면에서 일중독이 낮은 사람보다 높은 사람의 경우 직무만족이 삶에 미치는 정(+)의 관계가 보다 강할 것이며, 이러한 일중독이 갖는 조절효과는 시간의 변화에도 유의미하게 작동할 것이라는 가설을 설정한다.

가설 2: 직무만족의 초기값(intercept)이 통제되었을 때, 일중독은 직무만족의 변화율과 삶의 만족의 변화율의 관계를 긍정적으로 조절할 것이다. 즉, 일중독 수준이 높을수록 직무만족의 변화율과 삶의 만족의 변화율의 정(+)의 관계는 더욱 강화될 것이다. 반면, 일중독 수준이 낮을수록 직무만족의 변화율과 삶의 만족의 변화율의 정(+)의 관계는 더욱 약화될 것이다.

Ⅲ. 분석 방법 및 분석자료

1. 분석자료 및 표본

본 연구에서 분석을 위해 한국노동패널조사(Korean Labor & Income Panel Study)를 활용하였다. 한국노동패널조사는 한국의 도시지역에서 거주하는 7,000여 가구(가구수준)와 각 가구에 속한 만 15세 이상의 14,000여명의 가구원(개인수준)을 패널표본으로 연 1회씩 반복 조사하는 자료이다. 1998년 1차 조사를 시작으로 2018년 21차 조사까지 진행되었다. 1차 조사 표본에서는 제주도를 제외한 도시가구가 모집단이었기 때문에, 전국대표성을 확보하기 위해 12차 조사(2009년)에는 1,415가구 표본이 추가되었다. 1차 조사(1998년)를 기준으로 21차 조사(2018년)의 표본 유지율은 66.2%으로, 반복조사가 비교적 안정적인 것으로 보고되고 있다.

본 연구에서는 21차년도 자료에 제공된 직업력 자료를 기준으로, 다음과 같은 기준으로 최종 표본을 선정하였다. 첫째, 임금근로자로 재직한 개인을 대상으로 하였다. 본 연구의 주요 변수인 직무만족도는 특정 조직에 재직하는 경우만 측정이 가능하므로, 임금근로자로 재직하고 있는 경우만을 대상으로 하였다. 둘째, 15차 조사(2012년도)부터 21차 자료(2018년도)를 통합하여 표본을 구축하였다. 앞서 설명되었듯이 12차 조사부터 표본이 확장되었기 때문에, 12차 조사(2009년) 이후의 자료를 기준으로 하되, 2007-2008년 있었던 금융위기의 여파로부터 어느 정도 안정세로 접어든 2012년을 기준으로 하였다. 마지막으로, 연구의 주요 변수인 직무만족, 삶의 만족 중 하나라도 변수가 결측된 관측치는 분석에서 제외(listwise deletion)하였다.

최종적으로 3,094명(개인)에 대해 7년간 반복 조사된 균형패널(balanced panel)을 구축하여 분석을 진행하였다. 최종 표본의 성별은 남성이 2,057명(66.5%), 여성이 1,037명(33.5%)이었고, 연령은 평균 44세(표준편차 10.5세, 최소 20세, 최대 79세)였다. 교육수준의 경우 고졸 미만이 690명(22.3%), 고졸이 1,168명(37.8%), 전문대졸이 449명(14.5%), 대졸이 657명(21.2%), 대학원졸 이상이 130명(4.2%)으로 나타났다.

2. 변수 측정

가. 직무만족(Job Satisfaction)

직무만족도는 직무기술지표(job descriptive index: JDI)로 측정된 일곱 가지 항목(임금 또는 소득, 취업의 안정성, 하고 있는 일의 내용, 근로환경, 근로시간, 개인의 발전가능성, 의사소통 및 인간관계)에 대한 문항(문항번호 p**4311 ~ p**4317)을 활용하였다. 구체적인 문항은 “다음의 내용에 대해 얼마나 만족하십니까?”이며, 이에 대해 응답자는 리커트 5점 척도(1=매우 만족스럽

다, 2=만족스럽다, 3=보통이다, 4=불만족스럽다, 5=매우 불만족스럽다)로 측정되었는데, 해석의 용이함을 위해 역코딩하여 숫자가 커질수록 만족도가 증가하도록 변환하여 활용하였다. 신뢰도 분석결과, 2012년은 .908, 2013년은 .898, 2014년은 .898, 2015년은 .894, 2016년은 .881, 2017년은 .884, 2018년은 .891로 나타남에 따라 대체적으로 높은 신뢰도를 보여주는 것으로 보고되었다.

나. 삶의 만족(Life Satisfaction)

삶의 만족은 "다음의 내용에 대해 얼마나 만족하십니까?"라는 문항(문항번호 p**6501 ~ p**6506)에 대한 개인적인 만족도로 측정되었는데, 여섯 가지 항목은 (1) 가족의 수입, (2) 여가 생활, (3) 주거 환경, (4) 가족 관계, (5) 친인척 관계, (6) 사회적 친분 관계 등이다. 만족도는 직무만족과 마찬가지로 리커트 5점 척도(1=매우 만족스럽다, 2=만족스럽다, 3=보통이다, 4=불만족스럽다, 5=매우 불만족스럽다)로 측정되었으며, 해석의 용이함을 위해 역코딩하여 숫자가 커질수록 만족도가 증가하도록 변환하여 활용하였다. 신뢰도 분석결과, 2012년은 .897, 2013년은 .895, 2014년은 .887, 2015년은 .882, 2016년은 .872, 2017년은 .873, 2018년은 .883으로 나타남에 따라 역시 대체적으로 높은 신뢰도를 보여주는 것으로 보고되었다.

다. 일중독(Workaholism)

일중독 변수는 17차년도(2014년) 조사의 '시간사용과 삶의 질' 부가조사에서 조사된 자료를 활용하였다. 선행연구에 의하면 일중독은 다섯 가지 하위요인, 즉 일과 삶의 갈등(work-life conflict), 일 완벽주의(work perfectionism), 업무중독(work addiction), 악감정(unpleasantness), 금단증상(withdrawal symptoms) 등의 다섯 가지로 세분화하고 이를 측정하기 위한 설문지가 제시된 바 있다(Aziz et al., 2013: 77-78). 부가조사에서는 전술된 다섯 가지 하위요인을 측정하기 위해 각각 '일과 삶의 갈등' 11개 문항(예시 문항: "일 때문에 개인적인 생활이 종종 방해를 받는 것 같다"), '일 완벽주의' 5개 문항(예시 문항: "일이 끝나기 전에 일이 잘 되었는지 자주 확인한다"), '업무중독' 5개 문항(예시 문항: "나는 저녁이나 주말에 근무하는 것을 즐기는 편이다"), '악감정' 4개 문항(예시 문항: "사람들은 내가 조급하고 언제나 서두르는 경향이 있다고 생각한다"), '금단증상' 4개 문항(에시 문항: "업무를 안하고 있을 때는 조바심이 난다")으로 측정되었다. 본 연구에서는 다섯 가지 하위요인을 통합하여 단일 변수인 일중독 변수를 산출하였다. 한편, 일중독 변수는 시간이 지나도 비교적 변하지 않는 개인의 특질(trait)로 간주하여, 반복측정되지 않고 17차년도에 측정된 하나의 변수를 기준으로 분석에 활용하였다. 신뢰도 분석 결과는 .852로 나타났다.

라. 통제변수

외생효과를 통제하기 위해 본 연구에서는 성별, 연령, 교육수준 등을 통제하였다. 성별은 남성인 경우 1, 여성인 경우 0으로 코딩하여 통제하였다. 연령은 조사시점을 기준으로 만 연령을 산출하여 통제하였다. 교육수준은 응답자의 학력을 얻기까지의 소요년수를 산출하여 분석에 활용하였다.

3. 분석 방법

본 연구는 직무만족이 시간에 따라 어떠한 양상으로 변화되고 이러한 변화 양상이 삶의 만족에 변화에 미치는 영향을 살펴보기 위해 잠재성장모형(Latent Growth Model: LGM)을 활용하였으며, 일중독 성향에 따라 직무만족의 변화와 삶의 만족의 변화의 관계가 어떻게 달라지는지 검증하기 위해 다집단분석(Multi-Group Analysis)을 진행하였다. 잠재성장모형은 시간에 따른 개체 내 변화(intra-individual change over time)와 이 변화의 개체 간 차이(interindividual variability in intra-individual change)를 검증하여 시간에 따른 각 변수들의 변화량과 더불어 변화량 간의 관계를 효과적으로 추정할 수 있는 모형이다. 즉, 잠재성장모형을 활용하면 측정된 변인에 대해 관측되지 않은 성장요인을 추정함으로써, 각 변인의 변화궤적(trajectory)을 추정하고 응답자 간의 변화 차이를 규명할 수 있게 된다(Duncan & Duncan, 2004).

다중변수를 활용할 경우 잠재성장모형의 분석 단계는 크게 두 단계로 나누어서 진행된다. 첫 단계는 반복측정된 개별변인의 무조건모형(Unconditional Model)을 추정하는 것이다. 무조건모형을 추정함으로써 반복측정된 개별변인 간의 선형(1차) 또는 비선형(2차) 변화궤적이 존재하는지를 확인할 수 있다. 이 과정에서는 두 가지 잠재된 변인(latent variable)을 추정하게 되는데, 하나는 초기값으로서, 해당 변수가 첫 번째 조사된 시점의 절편을 의미한다. 다른 하나는 변화율로서, 반복 측정된 변수 간의 기울기(slope)를 의미한다. 초기값은 모든 변인에 대해 요인적재량(가중치)을 1로 고정하여 추정하고, 변화율은 선형 성장을 가정할 경우 시점 순서대로 0, 1, 2, 3 등으로 고정하여 추정하게 된다.

두 번째 단계는 다중변수조건모형(Multiple-Indicator Conditional Model)을 사용하여 추정된 변인들 간의 인과적 관계를 분석하는 것이다. 다중변수조건모형을 활용하면 반복측정된 여러 변수들에서 산출된 잠재변인들과, 측정변인들 간의 관계를 규명할 수 있다는 장점이 있다. 본 연구에서는 반복측정된 직무만족과 삶의 만족 두 변수로부터 도출된 초기값과 변화량, 그리고 통제변수들을 활용하여 이들간의 관계를 규명하였다.

추가적으로, 본 연구의 두 번째 가설인 일중독 수준에 따른 차이를 규명하기 위해 다집단분석을 진행하였다. 다집단분석은 특정 변수(본 연구의 경우 일중독 수준)를 기준으로 주어진 전체표본을 소수의 하위그룹(subgroup)으로 나누어 무조건모형과 다중변수조건모형을 각각 분석하는 순서로 진행되었다.

Ⅳ. 분석 결과

1. 기초통계분석 및 상관관계분석

분석에 사용된 자료의 평균, 표준편차, 상관관계 등 기초통계량은 <표 1>과 같다.

<표 1> 기초통계분석 및 상관관계분석 결과

	M	SD	1	2	3	4	5	6	7	8
1. 성별	.664	.472	1.000							
2. 연령	44.041	10.534	−.074***	1.000						
3. 교육수준	12.348	3.470	.200***	−.584***	1.000					
4. 일중독	2.335	.475	.077***	−.034	.055**	(.852)				
5. 직무만족(2012)	3.245	.530	−.031	−.213***	.323***	−.084***	(.908)			
6. 직무만족(2013)	3.273	.539	−.024	−.244***	.322***	−.100***	.555***	(.898)		
7. 직무만족(2014)	3.273	.513	−.027	−.212***	.295***	−.160***	.512***	.560***	(.898)	
8. 직무만족(2015)	3.291	.516	−.011	−.196***	.295***	−.117***	.446***	.486***	.537***	(.894)
9. 직무만족(2016)	3.312	.500	−.015	−.203***	.296***	−.095***	.431***	.489***	.543***	.546***
10. 직무만족(2017)	3.340	.493	−.021	−.201***	.288***	−.089***	.414***	.441***	.492***	.519***
11. 직무만족(2018)	3.318	.485	−.008	−.224***	.305***	−.076***	.384***	.412***	.442***	.455***
12. 삶의만족(2012)	3.405	.461	.057***	−.132***	.251***	−.085***	.579***	.417***	.392***	.354***
13. 삶의만족(2013)	3.417	.465	.064***	−.116***	.235***	−.119***	.438***	.580***	.434***	.371***
14. 삶의만족(2014)	3.415	.443	.047**	−.112***	.234***	−.155***	.410***	.414***	.564***	.409***
15. 삶의만족(2015)	3.417	.443	.045*	−.100***	.218***	−.118***	.356***	.367***	.371***	.555***
16. 삶의만족(2016)	3.439	.423	.055**	−.107***	.228***	−.096***	.340***	.357***	.396***	.425***
17. 삶의만족(2017)	3.456	.431	.064***	−.111***	.225***	−.089***	.342***	.364***	.368***	.394***
18. 삶의만족(2018)	3.436	.425	.040*	−.135***	.248***	−.082***	.303***	.330***	.371***	.373***
	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18
9. 직무만족(2016)	(.881)									
10. 직무만족(2017)	.575***	(.884)								
11. 직무만족(2018)	.519***	.547***	(.891)							
12. 삶의만족(2012)	.373***	.345***	.327***	(.897)						
13. 삶의만족(2013)	.388***	.388***	.344***	.548***	(.895)					
14. 삶의만족(2014)	.415***	.393***	.367***	.516***	.565***	(.887)				
15. 삶의만족(2015)	.438***	.411***	.372***	.465***	.490***	.541***	(.882)			
16. 삶의만족(2016)	.572***	.461***	.422***	.436***	.456***	.511***	.544***	(.872)		
17. 삶의만족(2017)	.444***	.582***	.444***	.423***	.459***	.478***	.510***	.593***	(.873)	
18. 삶의만족(2018)	.440***	.464***	.598***	.390***	.419***	.453***	.468***	.534***	.561***	(.883)

주: * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

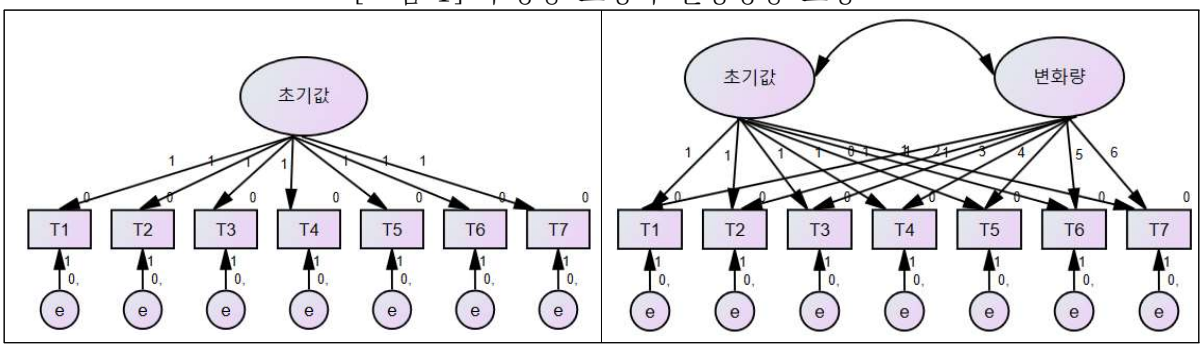
2. 잠재성장모형 분석결과

분석을 진행하기 위해 본 연구는 AMOS 24.0을 사용하여 분석을 진행하였으며, 모수치를 추정하는 방법으로는 완전정보 최대우도법(Full-Information Maximum Likelihood: FIML)을 활용하였다. 모형의 적합도는 chi-square, TLI(Tucker-Lewis Index), CFI(Comparative Fit Index), RMSEA(Root Mean Square Error of Approximation)을 활용하였다. 일반적으로 TLI와 CFI는 .90 이상, RMSEA는 .08 이하면 양호한 적합도를 의미한다.

가. 무조건 모형

직무만족과 삶의 만족 변수의 변화패턴을 살펴보기 위해 먼저 직무만족과 삶의 만족 두 변수에 대해 각각 무조건 모형을 확인하였다. 분석은 각 변인의 무성장 모형과 선형성장 모형을 비교하였다. 무성장 모형과 선형성장 모형의 비교는 [그림 1]과 같다.

[그림 1] 무성장 모형과 선형성장 모형



분석 결과, <표 2>에서 볼 수 있듯이 직무만족과 삶의 만족 모두 선형성장 모형이 무성장 모형에 비해 더 나은 적합도를 보였다. 이러한 결과는 주어진 변수를 분석하는데 있어 잠재성장모형을 선택하는 것이 적합하다는 결과를 의미한다.

<표 2> 무성장 모형과 선형성장 모형의 적합도 비교

		chi-square	df	TLI	CFI	RMSEA
직무만족	무성장모형	588.691***	26	.948	.936	.084
	선형성장 모형	141.075***	23	.988	.987	.041
삶의 만족	무성장모형	530.825***	26	.954	.943	.079
	선형성장 모형	133.692**	23	.989	.987	.039

주: * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

선형성장 모형이 보다 적합하므로, 직무만족과 삶의 만족 변수의 초기값과 변화율을 추정한 결과는 <표 3>과 같다. <표 3>에서 볼 수 있듯이, 두 변수의 초기값과 변화율은 모두 통계적으로 유의한 것을 확인할 수 있었다. 변화율의 평균이 유의하다는 것은 시간의 흐름에 따른 각 변수의 변화율의 크기가 0이 아니라는 것을 의미하므로, 변화율의 평균만큼 증가 또는 감소함을 의미한다. 초기값이나 변화율의 분산이 유의하다는 것은 각 개인마다 초기값이나 변화율의 차이가 존재한다는 것을 의미한다. 초기값과 변화율의 공분산이 유의하다는 것은, 두 변수의 패턴 간에 통계적으로 유의한 분포가 존재하다는 것을 의미하며, 공분산이 양수(+)일 경우 초기값이 큰 경우에 증가율도 커진다는 것을 의미한다. 반면, 공분산이 음수(−)일 경우, 초기값이 낮으면 증가율이 큰 반면, 초기값이 높으면 증가율이 작다는 것을 의미한다.

분석 결과, 직무만족의 초기값은 3.252로 나타났으며 변화율의 평균은 .014인 것으로 나타났다. 즉, 전체 표본은 직무만족 3.252점부터 1년이 지날 때마다 .014점씩 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 재직기간이 증가함에 따라 직무만족도가 증가한다는 선행연구의 연구결과와 그 궤를 같이한다고 볼 수 있다(Riza et al., 2018). 한편, 직무만족의 초기값과 변화율의 공분산이 −.011로 유의한 것으로 나타나, 직무만족이 초기에 높은 개인은 증가율이 상대적으로 작은 반면, 직무만족이 초기에 낮은 개인의 증가율이 상대적으로 큰 것으로 나타났다.

삶의 만족의 경우 초기값은 3.406으로 나타났으며, 변화율은 .007인 것으로 나타나, 직무만족에 비해 초기값은 높으나 시간의 흐름에 따른 변화율은 상대적으로 작은 것으로 나타났다. 삶의 만족을 측정하기 위한 변수들이 가족이나 지인 등 주로 장기간의 인간관계로부터 오는 만족감임을 고려할 때, 삶의 만족을 향상시키는 데는 직장에서의 경험보다 상대적으로 더 많은 시간이 소요되기 때문인 것으로 풀이된다.

<표 3> 선형성장 모형의 초기치와 변화율의 평균, 분산, 공분산

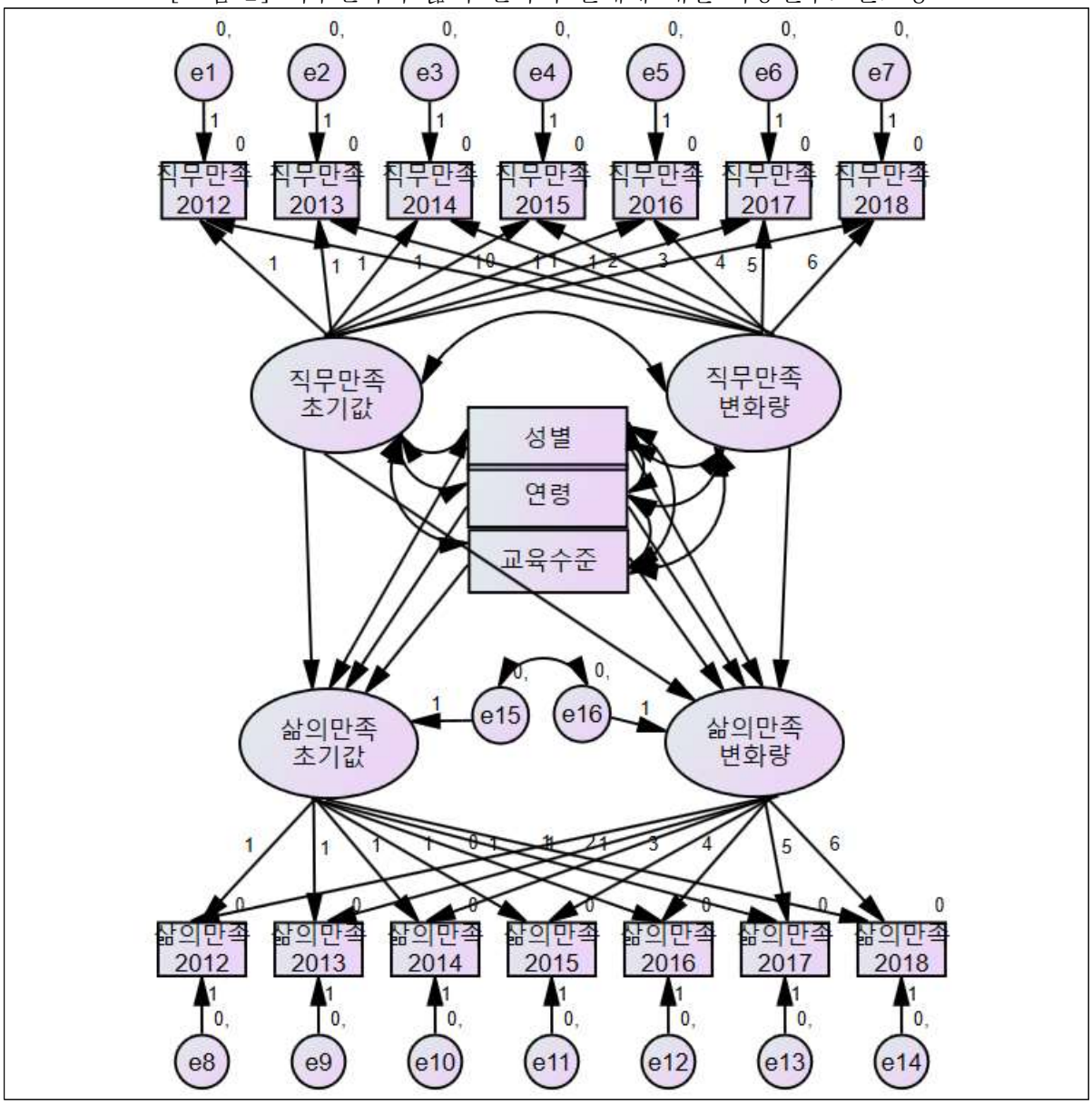
			추정치	표준오차
직무만족	초기값	평균	3.252***	.009
		분산	.169***	.006
	변화율	평균	.014***	.002
		분산	.003***	.000
	초기값과 변화율의 공분산		−.011***	.001
삶의 만족	초기값	평균	3.406***	.007
		분산	.125***	.004
	변화율	평균	.007***	.001
		분산	.002***	.000
	초기값과 변화율의 공분산		−.008***	.001

주: * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

나. 다중변수조건모형(가설 1 검증)

다음으로, 본 연구의 첫 번째 가설인 직무만족 변화량과 삶의 만족 변화량의 관계를 규명하기 위한 분석을 진행하였다. 가설 1은 직무만족의 초기값이 통제되었을 때, 직무만족의 변화율은 삶의 만족의 변화율에 긍정적인 영향을 미칠 것이라고 예측하였다. 이를 분석하기 위한 다중변수조건모형은 [그림 2]와 같이 도식화할 수 있다. 성별, 연령, 교육수준이 통제된 상황에서 직무만족 초기값과 직무만족 변화량이 삶의 만족 변화량에 미치는 영향을 추정하고자 하였다.

[그림 2] 직무만족과 삶의 만족의 관계에 대한 다중변수조건모형



모형에 대한 구체적인 변인별 영향력 및 적합도를 정리한 결과는 <표 4>와 같다. 먼저, 모형의 적합도는 Chi-square가 2140,635(p<.001)이었고, TLI는 .909, CFI는 .919, RMSEA는 .073으로 비교적 양호한 것으로 나타났다. 먼저 통제변수 중 삶의 만족 초기값에 영향을 미치는 변인들의 영향력을 규명한 결과, 성별(b = .091, p < .001)과 연령(b = .003, p < .001), 직무만족 초기값(b = .770, p < .001) 등이 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 즉, 성별이 남성일수록 여성보다 삶의만족 초기값이 높고, 연령이 높을수록 삶의 만족 초기값이 높은 것으로 나타났다. 또한, 직무만족 초기값이 높을수록 삶의 만족 초기값이 높은 것으로 나타나, 직무만족과 삶의 만족 간에 전이(spillover) 현상이 존재한다는 선행연구와 그 궤를 같이 하는 것으로 나타났다. 한편, 통제변수 중 삶의 만족 변화량에 영향을 미치는 변인들의 영향력을 살펴보면, 성별(b = -.007, p < .05)이 유의하고, 연령의 경우 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이 결과를 삶의 만족 초기값에 대한 결과와 비교해 보면, 성별이 남성일 경우, 삶의만족 초기값이 여성보다 높지만, 시간의 흐름에 따라 삶의 만족이 감소하는 경향이 있는 것으로 나타났다. 연령의 경우, 연령이 높을수록 삶의 만족이 높지만 연령별로 삶의 만족의 증가/감소하는 경향은 존재하지 않는 것으로 나타났다. 즉, 특정연령대에 삶의 만족도가 더 빠르게 증가하거나 하는 경향 없이, 연령의 증가에 따라 일정하게 증가하는 경향이 존재하는 것으로 나타났다.

한편, 주어진 가설을 검증하기 위해 직무만족 초기값을 통제한 상황에서 직무만족 변화량이 삶의 만족 변화량에 미치는 영향을 검증한 결과, 직무만족 변화량은 정(+)의 방향으로 통계적으로 유의한 것으로 나타났다(b = .922, p < .001). 즉, 특정시점에서의 직무만족의 수준을 통제한 상황에서 직무만족 변화량이 한 단위 증가할 경우 삶의 만족 변화량 역시 한 단위 증가하는 것으로 나타났다. 따라서 가설 1은 통계적으로 지지되는 것으로 나타났다.

<표 4> 삶의만족 초기값과 변화량에 대한 영향요인 검증

	삶의만족 초기값		삶의만족 변화량	
	b	s.e.	b	s.e.
성별	.091***	.013	-.007*	.003
연령	.003***	.001	.000	.000
교육수준	-.003	.002	.001	.001
직무만족 초기값	.770***	.019	-.001	.005
직무만족 변화량			.922***	.034
Chi-square	2140.635***			
df	122			
TLI	.909			
CFI	.919			
RMSEA	.073			

주: * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

다. 일중독 수준에 따른 무조건 모형

다음으로, 일중독 수준에 따른 직무만족 변화량과 삶의 만족 변화량의 관계를 규명하는 분석을 진행하였다. 먼저 앞서 진행된 순서와 동일하게 무조건 모형을 통해 무성장 모형과 선형성장 모형을 비교하였다. 일중독의 경우, 평균값을 기준으로 평균보다 큰 경우를 일중독 고집단(N=1,416), 평균보다 작은 경우를 일중독 저집단(N=1,673)으로 구분하였다. 각각의 집단에 대해 직무만족과 삶의 만족의 모성장모형과 선형성장모형을 비교한 결과는 <표 5>와 같다. 먼저 직무만족의 경우, 일중독 고집단과 일중독 저집단 모두 선형성장 모형이 더 적합한 것으로 나타났다. 삶의 만족의 경우에도 유사한 결과가 나타나, 일중독 고집단과 일중독 저집단 모두 선형성장 모형이 무성장 모형보다 모형의 적합도가 더 양호한 것으로 나타났다.

<표 5> 일중독 수준에 따른 무성장 모형과 선형성장 모형 비교

			chi-square	df	TLI	CFI	RMSEA
직무만족	일중독 고집단	무성장모형	298.639***	26	.943	.929	.086
		선형성장 모형	99.599***	23	.982	.980	.049
	일중독 저집단	무성장모형	341.145***	26	.947	.934	.085
		선형성장 모형	89.598***	23	.987	.986	.042
삶의 만족	일중독 고집단	무성장모형	269.834***	26	.944	.931	.081
		선형성장 모형	99.257***	23	.980	.978	.048
	일중독 저집단	무성장모형	306.717***	26	.957	.947	.080
		선형성장 모형	75.654***	23	.991	.990	.037

주: * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

선형성장 모형이 적합한 것으로 판명되었으므로, 일중독 고집단과 저집단의 직무만족과 살므이 만족의 초기값과 변화율을 비교한 결과는 <표 6>과 같다. 먼저 직무만족의 경우, 일중독 고집단의 초기값은 3.198, 변화율은 .015이었고, 일중독 저집단의 초기값은 3.297, 변화율은 .013인 것으로 나타났다. 즉, 일중독 고집단의 경우 일중독 저집단보다 직무만족의 초기값은 낮았지만, 매년 증가하는 경향은 약간 더 큰 것으로 나타났다. 삶의 만족 변수에도 유사한 패턴이 도출되었다. 일중독 고집단의 초기값은 3.361, 변화율은 .008인 반면, 일중독 저집단의 초기값은 3.444, 변화율은 .006인 것으로 나타났다. 즉, 일중독 고집단의 경우 일중독 저집단보다 삶의 만족의 초기값은 낮았지만, 매년 증가하는 경향은 약간 더 큰 것으로 나타났다. 두 가지 결과를 종합하면, 일중독 수준이 높은 개인은 일중독 수준이 낮은 개인에 비해 초기 만족도 수치가 낮지만, 시간이 흐름에 따라 만족도가 증가하는 경향은 더욱 큰 것으로 나타났다.

<표 6> 일중독 수준에 따른 선형성장 모형의 초기치와 변화율의 평균, 분산, 공분산

				추정치	표준오차
직무만족	일중독 고집단 (N=1416)	초기값	평균	3.198***	.012
			분산	.160***	.008
		변화율	평균	.015***	.002
			분산	.003***	.000
		초기값과 변화율의 공분산		−.010***	.001
	일중독 저집단 (N=1678)	초기값	평균	3.297***	.012
			분산	.172***	.008
		변화율	평균	.013***	.002
			분산	.003***	.000
		초기값과 변화율의 공분산		−.011***	.001
삶의 만족	일중독 고집단 (N=1416)	초기값	평균	3.361***	.011
			분산	.109***	.006
		변화율	평균	.008***	.002
			분산	.002***	.000
		초기값과 변화율의 공분산		−.007***	.002
	일중독 저집단 (N=1678)	초기값	평균	3.444***	.010
			분산	.136***	.006
		변화율	평균	.006***	.002
			분산	.002***	.000
		초기값과 변화율의 공분산		−.009***	.001

주: * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

라. 일중독 수준에 따른 다중변수조건모형(가설 2 검증)

다음으로, 본 연구의 두 번째 가설인 직무만족 변화량과 삶의 만족 변화량의 관계에서 일중독 수준의 조절효과를 규명하기 위한 분석을 진행하였다. 가설 2는 일중독 수준에 따라 직무만족의 변화율과 삶의 만족의 변화율의 관계가 달라질 것이라고 예측하였다. 이를 분석하기 위한 다중변수조건모형이 수행되었는데, 분석모형은 [그림 2]와 동일하게 진행하되, 표본을 두 집단으로 나누어 각각의 집단에 대해 분석을 진행하였다. 일중독 수준에 따른 삶의 만족 초기값과 변화량에 대한 영향요인을 검증한 결과는 <표 7>과 같다.

먼저, 모형의 적합도는 일중독 고집단의 경우 Chi-square가 1290.865($p < .001$), TLI는 .898, CFI는 .886, RMSEA는 .079로 나타났고, 일중독 저집단의 경우 Chi-square가 1137.645($p < .001$), TLI는 .927, CFI는 .919, RMSEA는 .070으로 나타나, 일중독 저집단의 경우 모형 적합도가 더 양호한 것으로 나타났다. 삶의 만족 초기값에 영향을 미치는 변인들의 영향력을 비교하면, 일중독 고집단의 경우 성별의 영향력이 .126($p < .001$)인 반면, 일중독 저집단의 경우 .066($p < .001$)인 것으로 나타나, 삶의만족 초기값에 영향을 미치는 성별의 영향력은 일중독 고집단에서 더욱 강하게 나타나는 것으로 보고되었다. 그러나 직무만족 초기값이 삶의만족 초기값에 영향을 미치는 전이현상(spill-over)은 일중독 저집단의 경우($b = .814$, $p < .001$), 일중독 고집단의 경우($b = .711$, $p < .001$)보다 더 강한 것으로 나타났다.

주어진 가설을 검증하기 위해 직무만족 초기값을 통제한 상황에서 직무만족 변화량이 삶의 만족 변화량에 미치는 영향을 일중독 고집단과 저집단에 대해 각각 검증한 결과, 두 집단 모두 직무만족 변화량이 정(+)의 방향으로 삶의 만족 변화량에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나 일중독 저집단의 경우($b = .944$, $p < .001$)가 일중독 고집단의 경우($b = .898$, $p < .001$)보다 그 경향이 더 강한 것으로 나타났다. 즉, 직무만족의 초기값이 통제된 상황에서 직무만족의 변화율과 삶의 만족의 변화율이 더 강하게 나타나는 집단은 일중독 저집단인 것으로 나타나, 일중독은 조절변수로서 역할을 하되, 일중독 수준이 강해질수록 두 변수의 관계를 약화시키게 되는 부(-)의 조절효과를 하는 것으로 나타났다. 따라서 가설 2는 지지되지 않는 것으로 나타났다.

<표 7> 일중독 수준에 따른 삶의 만족 초기값과 변화량에 대한 영향요인 검증

변수	일중독 고집단 (N=1,416)				일중독 저집단 (N=1,678)			
	삶의만족 초기값		삶의만족 변화량		삶의만족 초기값		삶의만족 변화량	
	b	s.e.	b	s.e.	b	s.e.	b	s.e.
성별	.126***	.019	−.011*	.005	.066***	.017	−.004	.004
연령	.003**	.001	.000	.000	.004***	.001	.000	.000
교육수준	−.002	.003	.001	.001	−.003	.003	.001	.001
직무만족 초기값	.711***	.028	.004	.007	.814***	.026	−.004	.007
직무만족 변화량			.898***	.048			.944***	.048
Chi-square	1209.865***				1137.645***			
df	122				122			
CFI	.898				.927			
TLI	.886				.919			
RMSEA	.079				.070			

주: * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

마. 추가분석

일중독의 조절효과가 예측한 바와 달리 도출됨에 따라, 결과를 보다 면밀히 해석하기 위해 추가분석을 진행하였다. 추가분석에서는 표준편차를 기준으로 세 개의 집단으로 구분하였다. 즉, 일중독이 표준편차 +1보다 큰 집단을 일중독 고집단(N=491), 표준편차 -1보다 작은 집단을 일중독 저집단(N=355), 나머지 집단을 일중독 중간집단(N=2248)으로 구분하였다.

<표 8> 일중독 수준(3집단)에 따른 선형성장 모형의 초기치와 변화율의 평균, 분산, 공분산

				추정치	표준오차
직무만족	일중독 고집단 (N=491)	초기값	평균	3.132***	.022
			분산	.169***	.015
		변화율	평균	.017***	.004
			분산	.003***	.000
		초기값과 변화율의 공분산		−.010***	.002
	일중독 중간집단 (N=2248)	초기값	평균	3.268***	.010
			분산	.159***	.007
		변화율	평균	.015***	.002
			분산	.003***	.000
		초기값과 변화율의 공분산		−.011***	.001
	일중독 저집단 (N=355)	초기값	평균	3.317***	.028
			분산	.208***	.021
		변화율	평균	.004	.004
			분산	.002***	.001
		초기값과 변화율의 공분산		−.012***	.003
삶의 만족	일중독 고집단 (N=491)	초기값	평균	3.300***	.017
			분산	.099***	.010
		변화율	평균	.009**	.003
			분산	.002***	.000
		초기값과 변화율의 공분산		−.005**	.002
	일중독 중간집단 (N=2248)	초기값	평균	3.418***	.009
			분산	.122***	.005
		변화율	평균	.008***	.002
			분산	.002***	.000
		초기값과 변화율의 공분산		−.008***	.001
	일중독 저집단 (N=355)	초기값	평균	3.472***	.024
			분산	.161***	.015
		변화율	평균	−.002	.004
			분산	.002***	.000
		초기값과 변화율의 공분산		−.009***	.002

먼저 세 집단으로 구분한 일중독 수준별 선형성장 모형의 초기치와 변화율의 평균, 분산, 공분산을 분석한 결과는 <표 8>과 같다. 분석결과, 앞서 두 집단으로 구분하여 도출된 패턴결과가 더욱 명확히 드러나는 것으로 나타났다. 즉, 일중독 고집단의 경우 직무만족의 초기값이 3.132, 삶의 만족 초기값이 3.300으로 상대적으로 낮은 반면, 변화율이 직무만족의 경우 .017, 삶의 만족의 경우 .009로 비교적 높은 것으로 나타났다. 반면, 일중독 저집단의 경우 직무만족의 초기값이 3.317, 삶의 만족 초기값이 3.472으로 상대적으로 높은 반면, 변화율이 직무만족의 경우 .002, 삶의 만족의 경우 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 정리하면, 일중독 고집단의 경우 직무만족과 삶의 만족 모두 초기치는 낮으나, 시간이 지날수록 증가하는 경향이 분명한 것으로 나타났다. 반면, 일중독 저집단의 경우 직무만족과 삶의 만족 모두 초기치가 높았으나, 시간이 지날수록 증가하는 경향이 적은 것으로 나타났다.

이러한 결과는 삶의 만족 초기값과 변화량에 대한 영향요인 검증결과에서도 유의하게 나타났다. 분석결과를 정리한 <표 9>를 참조하면, 직무만족 초기값과 삶의만족 초기값의 관계, 직무만족 변화량과 삶의 만족 변화량의 관계 모두 일중독 고집단의 경우 일중독 저집단보다 그 경향성이 적은 것으로 나타났다. 즉, 직무만족이 삶의 만족에 영향을 미치는 전이현상은 일중독 저집단에서 더욱 강하게 나타나는 반면, 일중독 고집단의 경우 그 경향성이 적은 것으로 나타났다.

<표 9> 일중독 수준(3집단)에 따른 삶의 만족 초기값과 변화량에 대한 영향요인 검증

변수	일중독 고집단 (N=491)		일중독 중간집단 (N=2248)		일중독 저집단 (N=355)	
	삶의만족 초기값	삶의만족 변화량	삶의만족 초기값	삶의만족 변화량	삶의만족 초기값	삶의만족 변화량
	b (s.e.)	b (s.e.)	b (s.e.)	b (s.e.)	b (s.e.)	b (s.e.)
성별	.120*** (.031)	−.015* (.007)	.092*** (.015)	−.006 (.004)	.060 (.041)	−.001 (.011)
연령	.004** (.002)	.000 (.000)	.003*** (.001)	.000 (.000)	.002 (.002)	.001 (.001)
교육수준	.007 (.005)	.001 (.001)	−.005* (.003)	.001 (.001)	.000 (.007)	.000 (.002)
직무만족 초기값	.656*** (.043)	.013 (.011)	.789*** (.023)	−.008 (.006)	.775*** (.052)	.024 (.017)
직무만족 변화량		.825*** (.072)		.912*** (.038)		1.225*** (.214)
Chi−square	558.636***		1677.518***		309.107***	
df	122		122		122	
CFI	.887		.911		.941	
TLI	.875		.901		.934	
RMSEA	.085		.075		.066	

주: * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

V. 요약 및 결론

1. 연구의 요약

본 연구는 일중독 수준에 따른 직무만족과 삶의 만족의 관계를 규명하기 위해 한국노동패널조사 15차 조사(2012년도)부터 21차 조사(2018년도)를 활용하여 실증분석을 진행하였다. 잠재성장모형(Latent Growth Modeling)을 이용하여 3,094명(남성 2,057명, 여성 1,037명) 표본에 대해 직무만족과 삶의 만족의 초기값 및 변화량의 관계에 대한 실증분석을 진행한 결과, 직무만족과 삶의 만족 두 변수 모두 시간의 흐름에 따라 증가하는 선형성이 확인되었다. 두 변수의 증가량 간의 관계를 규명한 결과, 직무만족의 초기값이 높을수록 삶의 만족의 초기값이 증가하였으며, 직무만족의 변화율이 증가할수록 삶의 만족의 변화율 역시 증가하는 것으로 나타남에 따라 두 변수 간의 전이현상(spillover)이 확인되었다. 한편, 일중독 성향에 따라 집단을 둘로 나누어 다집단 분석을 진행한 결과, 일중독 성향이 높은 집단보다 일중독 성향이 낮은 집단에서 전이현상이 더욱 강하게 나타는 것으로 보고되었다.

2. 시사점

본 연구를 통해 도출되는 시사점을 정리하면 다음과 같다. 첫째, 직무만족과 삶의 만족 간의 전이 가설을 확증하였다. 특히, 전이 가설을 검증한 선행연구에 비해, 본 연구는 두 변수 간의 정태적 수준(초기값)과 동태적 수준(변화량)에서 모두 전이현상이 발생한다는 점을 규명하였다는 점에서 시사하는 바가 있다. 직무만족과 삶의 만족 간의 관계를 규명한 연구가 수십 년간 국내외에서 다양하게 진행되어 왔음에도 불구하고, 대부분의 연구들은 횡단면 자료를 바탕으로 정태적 수준의 비교만을 진행하였다는 점에서 한계를 갖는다. 그러나 본 연구에서는 정태적 수준 뿐 아니라 두 변수의 동태적 수준, 즉 변화량 간에도 전이현상이 존재함을 실증함으로써 기존 연구의 연구결과를 더욱 폭넓게 뒷받침하는 결과를 제시하였다. 즉, ‘개인이 자신의 일에 대해 만족할수록 일 외적인 삶에도 만족하게 된다’는 명제를 넘어서, ‘개인이 자신의 일에 대해 만족하는 경향이 증가할수록 일 외적인 삶에 만족하는 경향 역시 증가하게 된다’는 명제를 추가로 제시하였다.

둘째, 일중독의 조절효과를 토대로 일중독의 역할을 환기시켰다는 점에서 시사하는 바가 있다. 일중독에 대한 선행연구에서는 주로 일중독을 하나의 질병 또는 기피해야 하는 대상으로 상정하여 많은 논의가 진행되지 못하는 한계가 있었다. 그러나 본 연구에서는 일중독은 하나의 개인 성향이며, 이러한 성향에 따라 일과 삶에 대한 태도 역시 달라질 수 있음을 가정하고 논의를 전개하였다. 분석 결과는 크게 세 가지로 정리될 수 있다. 하나는 일중독이 높은 그룹은 일중독이 낮은 그룹에 비해 직무만족의 초기값이 낮다는 점이다. 그리고 일중독이 높은 그룹은 일중독이 낮

은 그룹에 비해 직무만족의 성장률이 높았다. 마지막으로 일중독이 높은 그룹은 일중독이 낮은 그룹에 비해 직무만족의 성장률이 삶의 만족의 성장률로 이어지는 전이현상의 효과가 상대적으로 적게 나타났다. 이를 종합하면, 일중독이 높은 집단은 자신들의 일에 대한 절대적인 만족도가 낮은 편이나, 매년 시간이 지날수록 일에 몰입하면서 만족도가 증가하는 경향이 있다. 그러나 이러한 만족도의 증가가 다른 영역으로 전이되는 성향은 상대적으로 낮은 것으로 나타났다. 이를 종합하여 인사관리 측면에서 제언하면, 일중독 수준이 높은 사람들을 효과적으로 관리하기 위해서는 그들의 만족도가 직장 내에서 충족될 수 있도록 직장 내에서 독려하고 가이드를 제시하는 것이 요구된다. 특히, 그들의 평균적인 혹은 초기의 만족도가 낮더라도 이는 점차 개선될 수 있으므로 직장 안에서 그들의 요구가 실현될 수 있도록 다양한 경력개발 프로그램을 제공하고 성취에 대한 보상을 지급하여 일 자체에 대한 만족도를 높이는 것이 요구된다.

3. 한계 및 추후연구방향

본 연구가 갖는 한계 및 그로부터 파생되는 추후연구방향을 제시하면 다음과 같다. 첫째, 직무만족과 삶의 만족에 영향을 미치는 외생효과를 통제하기 위해 다양한 통제변수들이 추가되어야 함에도 불구하고, 이를 반영하지 못하였다. 특히, 직무만족에 대한 선행연구에서는 본 연구에서 다룬 성별, 연령, 학력 외에도 임금, 직위, 직무, 재직기간 등 조직의 특성에 관련된 변수들과 개인의 태도, 긍정심리 등 많은 변수들의 영향력이 검증되어 왔다. 특히, 직무만족에 미치는 영향력이 큰 임금이나 직장 내 인간관계 등을 반영하여 통제하는 시도가 요구된다. 특히, 이들 변수는 단순히 통제변수가 아니라 조절변수로서 작용할 가능성 역시 존재하기 때문에 이에 대한 추가연구가 진행될 필요가 있다.

둘째, 다년간 직무만족이 반복 측정된 표본만을 연구대상으로 과정에서 오랜 기간 조직에 재직해 온 응답자들만 연구에 반영됨에 따라 표본추출오류(sampling bias)가 발생하였다. 즉, 1년 혹은 그보다 짧은 기간 조직에 근무하거나 이직한 경우는 직무만족이나 삶의 만족의 패턴이 상당히 다를 수 있을 수 있으나, 이러한 경향성을 본 연구에서는 반영하지 못하였다는 한계를 갖는다. 또한 오랜 기간 조직에 근무해온 사람들이 갖는 독특한 성향이 존재할 수 있으며, 이러한 성향이 본 연구의 분석결과에 반영되었을 경우 이를 다른 모든 사람에게 적용할 수 없다는 점에서 일반화(generalization)의 한계를 갖는 점 역시 본 연구가 갖는 한계이다.

셋째, 2차 자료를 활용하였기 때문에 문항이나 변수의 활용에 제약이 존재한다. 2차 자료의 경우 연구자의 의도에 따라 표본이나 설문이 모집되지 않았으므로 연구의 목적을 충분히 반영하지 못하는 한계를 갖는다. 그럼에도 불구하고, 많은 인원에 대해 여러 해에 걸친 반복적인 조사를 가능케 한다는 점에서 2차 자료의 장점 역시 존재하므로, 연구자들의 다양한 관심사가 향후 추가조사에 반영된다면, 주어진 데이터를 보다 풍부히 활용할 수 있을 것으로 기대된다.

참 고 문 헌

강수돌(2003), 「노동시장과 노동자상태: 노동중독의 이론과 실증에 관한 시론적 연구」, 『산업노동연구』 9권 1호, pp.197- 223.

강수돌(2006), 「일중독 측정도구의 신뢰도와 타당도: 익명의 일중독자 모임사례」, 『산업노동연구』 12권 2호, pp.265- 287.

박기륜·문계완·김성윤(2015), 「직장인 일중독과 직무소진, 조직시민행동, 반생산적 행동 간의 구조적 관계」, 『인적자원개발연구』 18권 1호, pp.81- 114.

박광표·김동철(2019), 「직무만족과 조직몰입이 삶의 만족에 미치는 영향: 고용관계 특성의 조절효과를 중심으로」, 『노동정책연구』 19권 1호, pp.59- 91.

이인석·정무관·남종훈·김준원·황재원(2008), 「일중독이 구성원의 태도에 미치는 영향에 관한 연구」, 『대한경영학회지』 21권 6호, pp.2605- 2626.

윤자영(2018), 「일중독 측정과 실태」, 『산업노동연구』 24권 1호, pp.229- 260.

정예지·윤정구·김세은(2016), 「일과 삶의 균형이 직무성과와 혁신행동에 미치는 영향: 직무만족과 생활만족 간 긍정적 교호작용효과를 중심으로」, 『경영학연구』 45권 5호, pp.1471- 1499.

제갈돈·김태형(2007), 「지방공무원의 직무만족과 삶의 만족간의 인과관계에 관한 연구」, 『지방정부연구』 11권 3호, pp.7- 34.

한광현(2006), 「일중독이 개인과 조직에 미치는 영향」, 『인사관리연구』 30권 1호, pp.121- 148.

한광현(2011), 「조직이 처한 사회문화적 맥락, 조직의 상황적 특성, 그리고 개인적 성향과 일중독 유형의 상관성」, 『대한경영학회지』 24권 5호, pp.2519- 2549.

Alessandri, G., Borgogni, L., and Latham, G. P. (2017), "A Dynamic Model of the Longitudinal Relationship between Job Satisfaction and Supervisor-rated Job Performance", *Applied Psychology*, Vol. 66, No. 2, pp.207-232.

Aziz, S., Uhrich, B., Wuensch, K. L., and Swords, B. (2013), "The Workaholism Analysis Questionnaire: Emphasizing Work-Life Imbalance and Addiction in the Measurement of Workaholism", *Journal of Behavioral and Applied Management,* Vol. 14, No. 2, pp.71-86.

Bowling, N. A., Eschleman, K. J. and Wang, Q.(2010), "A Meta-analytic Examination of the Relationship between Job Satisfaction and Subjective Well-being", *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, Vol. 83, No. 4, pp.915-934.

Cantarow, E.(1979), "Women Workaholics", *Mother Jones*, Vol. 6, pp.56-58.

Cavanagh, T. M., Kraiger, K., and L. Henry, K. (2019), "Age-Related Changes on the Effects of

Job Characteristics on Job Satisfaction: A Longitudinal Analysis", *The International Journal of Aging and Human Development*, https://doi.org/10.1177/0091415019837996. (online published)

Dobrow Riza, S., Ganzach, Y. and Liu, Y.(2018), "Time and Job Satisfaction: A Longitudinal Study of the Differential Roles of Age and Tenure", *Journal of Management*, Vol. 44, No. 7, pp.2558-2579.

Duncan, T. E., and Duncan, S. C. (2004), "An Introduction to Latent Growth Curve Modeling", *Behavior Therapy*, Vol. 35, No. 2, pp.333-363.

Erdogan, B., Bauer, T. N., Truxillo, D. M. and Mansfield, L. R.(2012), "Whistle While You Work: A Review of the Life Satisfaction Literature", *Journal of Management*, Vol. 38, No. 4, pp.1038-1083.

Harpaz, I. and Snir, R.(2003), "Workaholism: Its Definition and Nature", *Human Relations*, Vol. 56, No. 3, pp.291-319.

Headey, B., Veenhoven, R. and Wearing, A.(1991), "Top-down versus Bottom-up Theories of Subjective Well-being", *Social Indicators Research*, Vol. 24, pp.81-100.

Heller, D. A., Judge, T. A. and Watson, D.(2002), "The Confounding Role of Personality and Trait Affectivity in the Relationship between Job and Life Satisfaction", *Journal of Organizational Behavior*, Vol. 23, No. 7, pp.815-835.

Judge, T. A., Locke, E. A., Durham, C. C. and Kluger, A. N.(1998), "Dispositional Effects on Job and Life Satisfaction: The Role of Core Evaluations", *Journal of Applied Psychology*, Vol. 83, No. 1, pp.17-34.

Judge, T. A. and Watanabe, S.(1993), "Another Look at the Job Satisfaction-Life Satisfaction Relationship", *Journal of Applied Psychology*, Vol. 78, No. 6, pp.939-948.

Judge, T. A. and Watanabe, S.(1994), "Individual Differences in the Relationship between Job Satisfaction and Life Satisfaction", *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, Vol. 67, No. 2, pp.101-107.

Kreiner, G. T., Hollensbe, E. C. and Sheep, M. I.(2009), "Balancing Borders and Bridges: Negotiating Work-Home Interface Via Boundary Work", *Academy of Management Journal*, Vol. 52, No. 4, pp.704-730.

Lent, R. W. and Brown, S. D.(2008), "Social Cognitive Career Theory and Subjective Well-Being in the Context of Work", *Journal of Career Assessment*, Vol. 16, No. 1, pp.6-21.

Li, W. D., Stanek, K. C., Zhang, Z., Ones, D. S., and McGue, M. (2016), "Are Genetic and Environmental Influences on Job Satisfaction Stable Over Time? A Three-Wave Longitudinal Twin Study", *Journal of Applied Psychology*, Vol. 101, No. 11, pp. 1598-1619.

Loscocco, K. A. and Roschelle, A. R.(1991), "Influences on the Quality of Work and Nonwork Life: Two Decades in Review", *Journal of Vocational Behavior*, Vol. 39, No. 2, pp.182-225.

Machlowitz, M.(1980), *Workaholics: Living with Them, Working with Them,* Addison-Wesley, Reading, MA.

Rain, J. S., Lane, I. M. and Steiner, D. D.(1991), "A Current Look at the Job Satisfaction/ Life Satisfaction Relationship: Review and Future Considerations", *Human Relations*, Vol. 44, No. 3, pp.287-307.

Riza, S. D., Ganzach, Y., and Liu, Y. (2018), "Time and Job Satisfaction: A Longitudinal Study of the Differential Roles of Age and Tenure", *Journal of Management*, Vol. 44, No. 7, pp. 2558-2579.

Robinson, B. E.(1989), *Work Addiction,* Health Communications, Deerfield Beach, FL.

Scott, K. S., Moore, K. S., and Miceli, M. P.(1997), "An Exploration of the Meaning and Consequences of Workaholism", *Human Relations*, Vol. 50, No. 3, pp.287-314.

Snir, R. and Harpaz, I.(2004), "Attitudinal and Demographic Antecedents of Workaholism", *Journal of Organizational Change Management*, Vol. 17, No. 5, pp.520-536.

Spence, J. T. and Robbins, A. S.(1992), "Workaholism: Definition, Measurement and Preliminary Results", *Journal of Personality Assessment*, Vol. 58, No. 1, pp.160-178.

Steel, P., Schmidt, J., Bosco, F. and Uggerslev, K.(2019), "The Effects of Personality on Job Satisfaction and Life Satisfaction: A Meta-analytic Investigation Accounting for Bandwidth-Fidelity and Commensurability", *Human Relations*, Vol. 72, No. 2, pp.217-247.

Sussman, S.(2012), "Workaholism: A Review", *Journal of Addiction Research & Therapy*, ; http://dx.doi.org/10.4172/2155-6105.S6-001(online published).

Tai, M., Padgett, M. Y. and Baldwin, T. T.(1989), "Job and Life Satisfaction: A Reexamination of the Strength of the Relationship and Gender Effects as a Function of the Date of the Study", *Journal of Applied Psychology*, Vol. 74, No. 3, pp.502-507.