직 업 능 력 개 발 연 구
Journal of Vocational Education and Training
제26권(1), 2023, 3, pp. 1~33
ⓒ 한 국 직 업 능 력 연 구 원

일터 교수·학습 경험과 경력개발 효과성 : 일학습병행 참여자를 중심으로*

김 대 영**, 이 민 영***

본 연구는 프로그램화된 일터 교수·학습 경험이 경력개발에 도움이 되는지 살펴보았다. 구체적으로 개인-직무 적합성(X)이 만화경 경력 태도의 하위 구성 개념[진정성(M_1), 균형(M_2), 도전(M_3)]에 미치는 영향, 그리고 X가 M_1, M_2, M_3를 각각 거쳐 고용가능성(Y)에 미치는 간접 효과가 집단에 따라 다르게 나타나는지 검증하였다. 집단은 ① 일반 중소기업 초기 경력자, ② 일학습병행 이수자, ③ 기업현장교사로 구분하였다. 자료는 한국직업능력연구원의 일학습병행 이수자 및 중소기업 초기 경력자 경력개발 현황 조사, 한국산업인력공단·한국직업능력연구원의 기업현장교사 등급제 운영 방안 및 경력개발 현황 조사에서 수집된 것을 이용하였다. 분석 결과, 집단에 따라 X가 M_1, M_3에 미치는 효과와 X가 M_1, M_3를 거쳐 Y에 미치는 간접 효과가 유의하게 달랐고, 각 효과는 집단 ①과 ②보다 ③에서 유의하게 더 큰 것으로 나타났다. 이는 프로그램화된 일터 학습에서의 교수자 역할 수행 경험이 개인의 경력개발에 유용함을 보여준다.

- 주제어: 개인-직무 적합성, 만화경 경력, 고용가능성, 기업현장교사, 초기 경력자

---

* 이 논문은 2021년 한국인력개발학회 추계학술대회에서 발표한 원고를 수정·보완한 것임.

** 제1저자(교신저자), 한국직업능력연구원 연구위원(hrdkdy@krivet.re.kr)
*** 제2저자, 러닝앤솔루션 대표 컨설턴트(my.lee@lns-lab.com)

Ⅰ. 연구의 필요성 및 목적

현대 사회에서 근로자들은 성공적인 경력개발을 위해 자신의 요구에 부합하는 직무를 수행하고, 긍정적인 경력 태도를 형성하며, 지속적인 일터 학습을 하는 것이 중요하다. 일터에서 개인이 담당하는 일, 직무는 개인의 경력 태도와 경력개발 효과성에 영향을 미치고(Abessolo, Hirschi, & Rossier, 2017; Huang, Yuan, & Li, 2019; Peng & Mao, 2015), 직무 수행에 요구되는 특성을 개인이 보유하고 있을 때 개인은 자신의 경력에 대해 긍정적으로 인식하고 지속적인 경력개발을 추구하기 때문이다(조윤형, 남주연, 2017; Dik, Byrne, & Steger, 2013; Hofstetter & Rosenblatt, 2017). 또한 일터 학습은 개인의 수행·성과를 개선하고, 자신의 경력을 지속적으로 추구하게 하는 원동력이 된다(Choi, Noe, & Cho, 2020; Hall, 2002; Jacobs & Park, 2009; McDonald & Hite, 2015; Schürmann & Beausaert, 2016).

기존 연구들은 일터 학습 중에서도 형식 학습(formal learning)보다는 주로 무형식 학습(informal learning), 그리고 무형식 학습을 행하는 근로자, 즉 학습자의 경험, 인식과 결과 등에 초점을 두었다(예를 들면, 김대영, 이형우, 2020; 문세연, 2019; Choi et al., 2020 등). 따라서 일터 학습과 경력개발에 대해 더 완연하게 고찰하기 위해서는 기존 연구들에서 상대적으로 주목받지 못했던 형식 학습, 다시 말해 프로그램화된 일터 학습에도 관심을 가져야 할 것이다. 일터에서 이루어지는 형식 학습은 개인과 집단의 자발적, 주도적인 무형식 학습을 촉진하고(황영훈, 김진모, 2019; Burns, Schaefer, & Hayden, 2005; Choi & Jacobs, 2011), 나아가 직무 성과 및 조직 효과성, 그리고 경력개발의 효과성 증진에 기여한다는 연구 결과(박용호, 한억천, 2013; Moore & Klein, 2020)는 이러한 필요성을 뒷받침한다. 또한 일터에서 타인을 가르치는 경험은 행위자, 즉 사내 강사, SOJT 트레이너, 기업현장교사 등과 같은 사내 교수 인력의 학습, 성장과 개발을 촉진한다는 연구 결과와 주장들(이권재, 최은수, 2015; 임세영, 곽문수, 2017; Chai, Kim, & Kim, 2018; Darkenwald & Merriam, 1982; Jacobs, 2014)은 체계적인 형식 학습 활동 경험이 조직 구성원의 경력개발 효과성에 어떤 영향을 주는지, 그

리고 형식 학습 장면에서 학습자뿐만 아니라 교수자도 함께 고려한 연구가 필요함을 시사한다. 이러한 맥락에서 이 연구는 체계적인 일터 교수·학습 경험이 조직 구성원의 경력개발에 어떤 영향을 주는지 탐색해보는 것을 목적으로 삼는다.

이 연구는 상기 필요성과 목적에 부응하기 위해 개인 - 직무 적합성(person - job fit), 만화경 경력(kaleidoscope career), 고용가능성(employability)의 개념을 이용하여 접근하고자 한다. 서두에 언급한 바와 같이 개인의 경력 태도는 주로 자신이 수행하는 일, 업무의 특성으로부터 영향을 받고, 효과적인 경력개발을 이루기 위해 개인은 자신의 가치를 반영하여 경력을 선택하고, 경력 추구를 위해 도전적 태도를 보유하며, 일과 삶의 균형을 추구하는 것이 중요하기 때문이다(김대영, 이수영, 2020; 이재은, 정보영, 2021; Elley-Brown, Pringle, & Harris, 2018; Mainiero & Gibson, 2018; O'Neill & Jepsen, 2019; Sullivan & Baruch, 2009). 또한 고용가능성은 성공적인 경력개발의 증거로 자주 활용되고 있으며(이재은, 2018; 최우재, 2018; Ng & Feldman, 2014), 일터 학습은 성공적인 경력개발의 필요조건이라는 관련 연구와 주장(박용호, 한억천, 2013; Hall, 2002)에 기초한다면, 체계적인 일터 교수·학습 활동과 경험은 개인 - 직무 적합성이 만화경 경력(진정성, 균형, 도전), 나아가 고용가능성에 미치는 영향을 강화하는 데 도움이 되리라고 판단할 수 있다.

직무 요구 - 자원 모델(Bakker & Demerouti, 2007; Schaufeli & Bakker, 2004)은 위와 같은 주장의 또 다른 이론적 근거가 된다. 일터에서 이루어지는 교수 및 학습 활동 경험은 근로자에게 본래 업무 외에 추가로 신체적, 정신적 노력의 투입을 요하는 일종의 직무 요구로 비추어질 수도 있다. 그러나 그것은 근로자에게 교수자 또는 학습자라는 역할을 부여함으로써 기술 다양성을 높이고, 조직의 성과 향상을 위한 일터 교수·학습 활동의 중요성을 인식하게 해준다. 또한 그 과정에서 조직의 지원, 피드백, 성장 가능성과 같은 직무 자원을 근로자에게 제공한다. 직무 요구 - 자원 모델에 따르면, 이러한 과정은 근로자의 동기를 강화함으로써 스트레스, 소진과 같은 부정적 효과를 억제하고, 직무 수행과 경력개발에 몰입하게 할 것이라 기대할 수 있다.

이 연구는 프로그램화된, 체계적인 일터 교수·학습 활동으로 일학습병행을 선정하였다. 일학습병행은 신규 인력의 능력 개발과 조직 사회화를 위해 사내 전문가를 교수자(기업현장교사)로 활용하여 1년 이상의 장기 교육훈련을 체계적으로 계획, 실행하는 프로그램이다. 그러므로 일학습병행을 대상으로 삼는 것은 조직의 인적자원개발을 위한 체계적

이고 지속적인 노력의 효과를 확인하는 데 도움이 될 것이다. 그리고 프로그램의 효과를 확인하는 대표적인 방법 가운데 하나는 통제 집단과 실험 집단을 활용하는 준실험설계(quasi - experimental design)라는 점에 착안하여, 이 연구는 집단을 ① 일학습병행에 참여하지 않은 일반 중소기업에 재직 중인 초기 경력자, ② 일학습병행을 이수한 초기 경력자, 그리고 ③ 일학습병행에서 기업현장교사로 활동한 근로자로 구분하였다.

구체적으로 이 연구의 목적을 달성하기 위해 다음과 같은 연구 문제를 설정하였다. 첫째, 개인 - 직무 적합성이 진정성, 균형, 도전에 미치는 각 효과는 집단에 따라 다른가? 즉, 집단에 의한 조절 효과(집단별 조건부 효과의 차이)가 유의한가? 둘째, 개인 - 직무 적합성이 진정성, 균형, 도전을 각기 경유하여 고용가능성에 미치는 간접 효과는 집단에 따라 다른가? 다시 말해, 집단에 의한 조절된 매개 효과(집단별 조건부 간접 효과의 차이)가 유의한가? 이러한 연구 문제를 탐색하는 것은 체계적인 일터 교수·학습 경험과 경력개발의 효과성에 대한 학술적, 실무적 논의를 활성화하는 데 도움이 될 것이다.

Ⅱ. 선행 연구 고찰

1. 개인 - 직무 적합성, 만화경 경력 태도, 고용가능성의 관계

현대의 업무 환경은 계속하여 점점 더 역동적으로 세분되고 있다. 글로벌 경쟁, 기술 발전과 빠른 변화 속도에 대응하기 위해 오늘날 많은 조직에서는 직원들에게 엄격하게 정의된 직무 수행을 원하기보다는, 새로운 상황에 적극적으로 적응하고 나아가 변화를 주도하기를 원하고 있다(Bayl-Smith & Griffn, 2018). 이처럼, 직무 역할이 더욱 유연해지고 업무가 계속 변화하는 상황에서 개인은 변화하는 직무 요구를 충족시키고 역할을 행하기 위해 자신의 지식, 기술 및 능력을 능동적으로 개발할 필요가 있다(Grant & Parker, 2009). 이에 따라 개인과 직무의 조화 또는 개인과 직무의 적합성(fit)을 다루는 개인 - 직무 적합성에 대한 개념이 강조되고 있다(Sylba, Mol, Den Hartog, & Dorenbosch, 2019).

일반적으로 개인 - 직무 적합성은 개인의 지식, 기술, 능력과 직무에서 요구하는 능력,

또는 개인의 요구와 직무가 제공하는 자원 간 일치하는 정도를 의미한다(Saks & Ashforth, 2002). 개인 - 직무 적합성은 직무만족, 조직몰입, 이직 의도, 직무성과 등 주요 태도와 행동에 영향을 주는 요인으로 제시되고 있다(안종대, 이동윤, 2019; De Crom & Rothmann, 2018; Kristof-Brown et al., 2005). 즉, 구성원이 개인과 직무의 조화가 적합하다고 인식할 때 긍정적인 태도가 형성되고 개인의 성과가 향상될 수 있다. 개인 - 직무 적합성은 구성원의 직무 태도, 행동 및 성과에 대한 긍정적 영향뿐만 아니라 그들의 경력개발에도 영향을 미칠 수 있다(김대영, 이형우, 2020). 전통적인 경력개발 관점에서 심리적 계약을 바탕으로 개인과 조직 간의 적합성을 강조하였다면, 새로운 경력(new career) 관점에서는 거래적 계약을 중심으로 하는 개인과 직무 간 적합성을 강조하고 있기 때문이다(장은주, 박경규, 2004). 또한 부서 간, 조직 간 이동이 어렵지 않은 현대 업무 환경에서 조직보다는 담당하는 직무가 더 중요하기 때문에, 개인의 능력을 효과적으로 개발하기 위해 개인은 경력개발 차원에서 조직보다는 직무에 더 많은 가치를 부여하며, 그것의 영향을 많이 받는다(이재영, 홍소정, 이윤수, 2021).

개인 - 직무 적합성은 조직 구성원의 만화경 경력과 밀접한 관련성을 가지고 있다. 만화경 경력은 자신의 환경과 생애 단계 변화에 따라 경력 패턴을 바꾸어 가며 경력을 선택하는 태도로, 경력 선택에 대한 가치관(진정성), 경력 선택에 있어서 일과 삶의 균형 고려(균형), 전문성 향상을 위한 학습과 성장(도전)으로 구성된다(Mainiero & Sullivan, 2006). 개인 - 직무 적합성이 높은 구성원은 자신의 직무에 더욱 관심을 가지며, 자신의 가치관에 따라 경력에 대한 의사결정을 하고, 경험과 학습을 통해 주도적으로 능력을 개발하고 성장하고자 노력한다(김지석, 오석영, 2017). 그리고 그들은 자신의 직무에 대한 통제가 가능하다고 믿는 경향이 두드러지며, 이는 일과 삶의 균형을 이룰 수 있는 토대가 될 수 있다(김지수, 조윤형, 2021). 이러한 논의에 기초하여 조직 구성원이 인식하는 개인 - 직무 적합성 수준은 진정성, 균형, 도전으로 구성되는 만화경 경력 태도에 긍정적 영향을 미칠 것이라 예상할 수 있다. 나아가 개인 - 직무 적합성은 자신이 시장에서 재고용 될 가능성에 대한 믿음, 즉, 고용가능성도 높일 수 있다. 자신에게 적합한 직무를 수행하게 되면 일의 의미와 정체성을 더욱 긍정적으로 인식하게 되고, 경력개발을 통해 주도적으로 성장할 수 있다는 믿음을 갖게 된다. 그리고 이는 자기 삶의 맥락, 환경과 특성에 적합한 경력 태도를 갖추고 자신의 능력을 긍정적으로 인식하게 하는 데 영향을 준다(김대영, 이수영, 2020). 또한 개인은 변화하는 생애 단계, 업무 환경 또는 직무 역할에

따라 새로운 경험을 하게 되고, 이것은 그들의 변화 적응에 필요한 새로운 능력을 개발하는 것을 촉진하며, 고용가능성에 대한 믿음을 강화할 수 있다(De Vos, Jacobs, & Verbruggen, 2021; Forrier, Verbruggen, & De Guyper, 2015). 따라서 이상의 논의에 비추어 보면, 조직 구성원의 만화경 경력 태도는 개인 - 직무 적합성과 고용가능성의 관계를 매개할 수 있다.

위와 같은 논의에도 불구하고 관련 선행 연구 중 만화경 경력 태도의 매개 역할, 특히 이 연구의 주제인 개인 - 직무 적합성과 고용가능성의 관계에서의 매개 역할을 직접 검증한 연구는 찾아보기 어렵다. 따라서 이하에서는 만화경 경력과 함께 '뉴 커리어'라는 현대 사회 경력의 메타포로 활용되고 있는 프로티언 경력, 무경계 경력에 관한 선행 연구를 고찰하여 상기 변인 간 인과관계 설정의 타당성을 보강하고자 한다. 만화경 경력, 프로티언 경력, 무경계 경력은 독립적 경력 지향성(independent career orientation)과 적극적 경력 지향성(proactive career orientation)이라는 관점에서 맥을 같이 한다(Hirschi & Koen, 2021). 독립적 경력 지향성을 지닌 사람들은 조직의 잦은 변화와 자신에 대한 헌신에 긍정적인 태도를 갖추고, 높은 수준의 고용가능성을 가지고 있으며, 적극적 경력 지향성을 지닌 개인은 스스로 경력을 관리하고 목표지향적인 업무 행동에 초점을 맞춘다(Hirschi & Koen, 2021). 관련 선행 연구들을 살펴보면, 이민영, 배을규, 장민영, 박상오(2019)는 국내 뉴 커리어 연구 94편을 분석한 결과, 프로티언 경력과 무경계 경력의 선행 변인으로 직무 특성, 개인 - 직무 적합성 등 직무 관련 변인이 빈도가 가장 많은 것으로 나타났고, 결과 변인으로는 경력만족, 직무만족 및 고용가능성을 포함한 주관적 경력 성공이 가장 많이 연구되었으며, 관련성도 가장 높은 것을 확인하였다. 이외에도 구체적인 변인 간 관계에서는, 개인 - 직무 적합성(김대영, 이형우, 2020; 김지석, 오석영, 2017), 직무 특성(김희동, 남수미, 현영섭, 2015)이 뉴 커리어에 유의한 영향을 미치고, 뉴 커리어가 고용가능성(김지은, 김미경, 2022; Cortellazzo, Bonesso, & Gerli, 2020; Waters, Briscoe, Hall, & Wang, 2014)에 영향을 미친다는 연구 결과들도 제시되었다. 또한 자기효능감, 직무 도전성과 경력 성공의 관계에서 경력 태도의 매개 효과(윤경희, 오성호, 김보영, 2018), 경력개발 지원과 경력 성공의 관계에서 프로티언 경력의 매개 효과(김지석, 오석영, 2017), 직무 자율성과 고용가능성의 관계에서 직무 재창조 및 무형식 학습의 매개 효과(장미영, 리상섭, 2021) 등 유사 변인들의 매개 효과 관련 연구들도 이루어져 왔다.

위 논의를 종합해 보면, 조직 구성원의 개인 - 직무 적합성에 대한 긍정적인 인식을 통해 만화경 경력 태도 수준이 증가하면, 이에 따라 고용가능성 수준도 향상될 수 있음을 예상해 볼 수 있다. 즉, 만화경 경력 태도가 개인 - 직무 적합성과 고용가능성의 관계를 매개할 수 있다. 더욱이 일학습병행 훈련 프로그램은 직무와 관련성이 높은 학습 내용으로 선정 및 조직화 되고, 기업현장교사는 교수 활동을 준비 및 실행하면서, 그리고 학습근로자들은 훈련을 통해 자신의 능력을 향상시킬 수 있으므로 그들의 경력개발에 긍정적 영향을 미칠 수 있다.

2. 일터 교수·학습 경험의 조건부 효과

일학습병행은 독일, 스위스 등 세계적으로 확산되고 있는 일터 기반 학습을 한국 현실에 맞게 설계한 것으로 기업이 청년 등을 채용한 후 NCS 기반으로 업무 현장 및 사업장 외에서 훈련을 실시하고 평가를 통해 자격을 주는 교육훈련 제도이다. 일학습병행에서 기업현장교사는 직업능력개발훈련교사 또는 그 밖에 해당 분야에 전문지식 및 기술을 갖춘 사람으로서 학습기업의 사업주로부터 해당 학습기업의 학습근로자에게 직무 수행에 필요한 지식, 기술 및 소양 등을 전수하도록 지정받은 사람이다(한국산업인력공단, 2020). 이들은 직무 분야에서 전문성을 인정받은 구성원들로 주로 OJT를 통해 학습근로자들에게 본인의 전문성을 전수해주는 역할을 추가로 담당한다. 기업현장교사는 일학습병행에 참여함으로써 교수자 역할 수행을 위해 자신의 본래 업무뿐만 아니라 학습근로자를 지도하기 위해 지속적으로 학습하며 전문성을 개발, 활용한다는 특성을 보인다. 그리고 학습근로자는 「근로기준법」 제2조 제1항 제1호에 따른 근로자로서 학습기업의 사업주에게 일학습병행을 제공받는 사람으로 채용 후 학습근로계약을 체결 후 훈련에 참여한다. 이들은 일학습병행 훈련에 참여함으로써 자신의 직무 수행 능력 개발, 직무 및 조직에의 적응을 이루게 되고, 그 결과 소속 조직과 직무에 대해 애착을 형성하고 강화할 수 있다(김대영, 이선우, 2021).

일학습병행 참여자들은 자신의 직무 수행 외에도, 기업현장교사는 교수자의 역할 수행을 위한 학습과 경험을, 학습근로자는 구조화된 형식 학습 참여의 경험을 하게 되고, 이러한 일터에서의 교수·학습 경험은 그들의 직무 수행과 경력개발에 영향을 줄 수 있다. 더욱이 일터에서 공식적으로 타인을 가르치는 경험은 행위자, 다시 말해, 사내 교수 인력

의 성장과 개발을 촉진한다는 연구들(이권재, 최은수, 2015; 임세영, 곽문수, 2017; Chai, kim, & Kim, 2018; Darkenwald& Merriam, 1982; Jacobs, 2014)에 비추어 보았을 때, 일학습병행은 학습근로자뿐만 아니라 기업현장교사의 경력개발에도 도움이 될 수 있다.

서론에서 간략히 언급한 바와 같이, 일터에서의 교수·학습 경험과 경력개발의 관련성은 직무 요구 - 자원(JD-R) 모델에 입각하여 설명할 수 있다. 직무 요구 - 자원 모델에서 직무 요구(job demand)는 지속적인 물리적 또는 심리적 노력과 비용이 수반되는 심리, 사회, 조직적 측면에서의 직무 특성을 의미하고, 직무 자원(job resource)은 직무 목표 달성뿐만 아니라 직무 요구에 대한 심리적 부담을 경감시켜주거나 개인의 학습, 성장과 개발에 도움이 되는 직무 특성을 의미한다(Bakker & Demerouti, 2007; Schaufeli & Bakker, 2004). 직무 자원은 구성원의 성장 및 학습을 통한 발전을 지원하기 때문에 내적 동기부여의 역할을 하거나 동시에 직무 목표 달성을 위한 중요한 외적 동기부여 역할을 한다(김건영, 진성미, 2021; Bakker & Demerouti, 2017).

직무 자원의 관점에서, 구성원들이 일학습병행 참여와 같은 일터 교수·학습 활동을 추가적인 과업으로 인식하면 직무 소진이나 스트레스로 연결될 수 있지만, 반대로 능력개발과 경력 성장의 기회로 수용한다면 내적 동기화 과정을 거쳐서 개인의 전문성 개발 의지로 나타날 수 있고(전정호, 2020), 이러한 성장 욕구는 적극적 경력 태도로 이어진다(윤경희, 오성호, 김보영, 2018; Hirschi, 2014). 또한 일학습병행 참여를 직무 자원으로, 경력개발에 대한 지원으로 인식하게 되면, 이는 교육훈련과 직무 수행을 통해 개인의 경력을 발전시키고, 경력개발 목표를 추구하는 데 유용한 자원으로 작용한다. 그리고 직업에 대한 적합성과 심리적 만족감을 높이고, 긍정적 경력 태도를 형성하며, 높은 직업적 성취감과 긍정적 경력 전망을 갖게 한다(이지영, 이희수, 2018; Michaeli, Dickson, & Shulman, 2018). 요컨대, 일학습병행 참여를 통한 일터 교수·학습 경험은 교수자(기업현장교사)와 학습자(학습근로자)들의 직무에 대한 인식이 개인의 경력 태도 형성과 경력 성공 수준의 판단에 미치는 긍정적인 영향력을 강화할 것이다.

일학습병행 참여를 통한 일터 교수·학습 경험을 하나의 연구 변인으로 직접 다룬 연구는 부재하지만, 일터 교수·학습 경험과 관련성이 높은 성장 기회, 조직 지원 및 직무 자원 등에 관한 선행 연구들을 토대로 위와 같은 개념적 논의의 타당성을 강화할 수 있다. 예를 들어, 김건영, 진성미(2021)는 밀레니얼 세대 조직 구성원의 만화경 경력 태도

와 경력 몰입의 관계를 조절하는 변인으로 직무 자원을 제시하였고, 김지석, 오석영(2017)은 청소년 지도자의 경력개발 지원에 대한 인식이 경력 태도 및 경력 성공과 정적 상관관계가 있음을 밝혔다. 그리고 천보영, 이희수, 박성민(2012)은 상사의 지원과 성장 기회에 대한 인식이 개인-직무 적합성 및 경력 성공 관련 변인과 정적 상관관계가 있음을 밝힌 바 있다.

이처럼 일터 교수·학습 경험은 직무 및 경력개발 과정과 밀접한 관계가 있지만, 이 연구에서 검증하고자 하는 개인 – 직무 적합성, 만화경 경력 태도, 고용가능성의 관계에 대한 일터 교수·학습 경험의 조절 효과 또는 조건부 효과를 실증한 연구는 찾아보기 힘들다. 하지만, 서론과 2장 1절에서 전술한 내용과 일학습병행 참여를 통한 일터 교수·학습 경험에 대한 논의를 종합해 보면, 결국 개인 – 직무 적합성이 경력 태도에 미치는 영향은 일터 교수·학습 경험에 따라 달라질 것이고, 경력 태도를 매개로 고용가능성에 미치는 간접 효과 역시 일터 교수·학습 경험에 따라 달라질 수 있다. 다시 말해, 일학습병행에서 기업현장교사의 교수 경험, 학습근로자의 학습 경험은 자신의 직무에 대한 적합성 인식이 만화경 경력 태도에 미치는 영향, 나아가 만화경 경력 태도를 매개로 자신의 고용역량에 대한 긍정적 인식에 미치는 효과에 조건적으로 영향을 미칠 수 있다. 이러한 맥락에서 이 연구는 서론 말미에 제시한 연구 문제를 탐색해보고자 한다.

Ⅲ. 연구 방법

1. 분석 자료 및 응답자의 일반적 특성

이 연구는 한국직업능력연구원의 일학습병행 이수자 및 중소기업 초기 경력자 대상 경력개발 현황 조사(2018), 한국산업인력공단과 한국직업능력연구원의 기업현장교사 등급제 운영 방안 및 경력개발 현황 조사(2020)에서 수집된 자료를 분석하였다. 전자는 일학습병행에 참여하지 않은 일반 중소기업에 재직 중인 초기 경력자, 그리고 조사 시점으로부터 1년 이내 일학습병행을 이수한 근로자를 대상으로, 후자는 일학습병행에서 1년 이상 기업현장교사로 활동한 근로자를 대상으로 이루어졌다. 전자에서 수집된 자료 중,

종업원 300인 미만인 기업에 재직 중이고, 종사 분야 총 경력 3년 미만이며, 만 34세 이하인 자의 응답을, 그리고 후자에서 수집된 자료 중, 종업원 300인 미만인 기업에 재직 중이고, 만 60세 이하인 자의 응답을 사용하였다. 응답자 특성에 따라 '집단 ① 일반 중소기업 초기 경력자(179명)', '집단 ② 일학습병행을 이수한 초기 경력자(306명)', '집단 ③ 일학습병행 기업현장교사(465명)'로 구분하였다. 일반적 특성은 〈표 1〉과 같다.

〈표 1〉 응답자의 일반적 특성

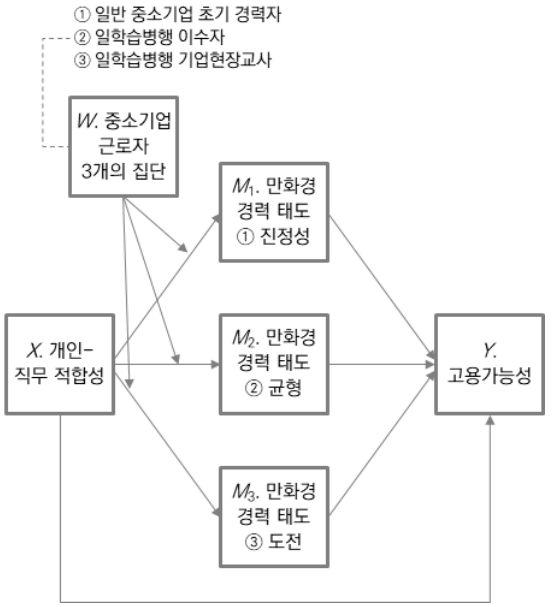
구분			① 일반 중소기업 초기 경력자	② 일학습병행 이수한 초기 경력자	③ 일학습병행 기업현장교사	전체
빈도 (비율)	성별	남성	85 (47.5%)	223 (72.9%)	395 (84.9%)	703 (74.0%)
		여성	94 (52.5%)	83 (27.1%)	70 (15.1%)	247 (26.0%)
	최종 학력	고졸	84 (46.9%)	94 (30.7%)	69 (14.8%)	247 (26.0%)
		전문학사	-	33 (10.8%)	103 (22.2%)	136 (14.3%)
		학사	95 (53.1%)	162 (52.9%)	208 (44.7%)	465 (48.9%)
		석·박사	-	17 (5.6%)	85 (18.3%)	102 (10.7%)
	합계		179 (100.0%)	306 (100.0%)	465 (100.0%)	950 (100.0%)
평균 (표준편차)	연령(만)		27.9 (3.73)	25.6 (4.20)	43.7 (7.58)	34.9 (10.57)
	월 급여(만원)		194.8 (53.66)	213.1 (34.90)	401.1 (140.26)	301.7 (141.68)
	종업원 수(명)		34.0 (41.44)	63.9 (60.36)	62.9 (59.00)	57.8 (57.68)

위와 같은 빈도분석 결과 및 기술 통계량을 검토해보면, 각 집단의 성비, 최종학력 비율, 그리고 연령, 월 급여, 종업원 수의 평균에 차이가 있음을 알 수 있다. 실제 x^2 검정 결과, 집단별 성비(x^2=94.563)와 최종학력(x^2=158.099)에 통계적으로 유의한 차이가 있었다(모두 $p < 0.001$). 그리고 일원분산분석(One-Way ANOVA) 결과, 각 집단의 연령(F=983.026), 월 급여(F=427.328), 종업원 수(F=19.600)의 평균 차이는 모두 통계적으로 유의하였고($p < 0.001$), Scheffé를 이용한 사후검정 결과, 연령은 '집단 ② < ① < ③', 급여는 '집단 ①, ② < ③', 종업원 수는 '집단 ① < ②, ③'으로 확인되었다.

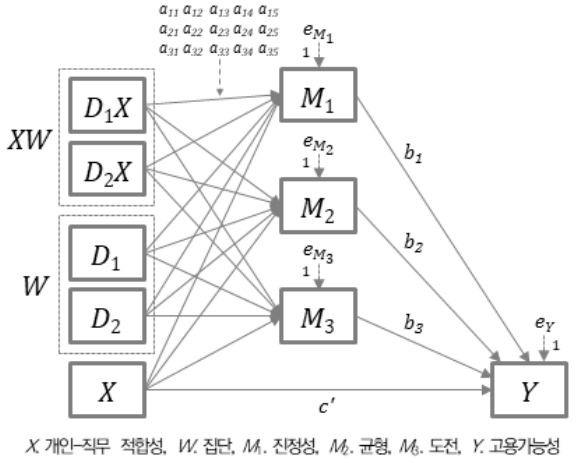
2. 연구 모형 및 조건부 과정 분석 방법

이 연구는 서론 말미에 제시한 연구 문제를 탐색하기 위해 [그림 1], [그림 2]와 같은 연구 모형 및 통계적 분석 모형을 설정하였다.

[그림 1] 연구 모형



[그림 2] 통계적 분석 모형



위 모형을 검증하기 위해 네 개의 회귀방정식을 이용하였다. 회귀분석 결과 산출된 각 계수를 이용하여 조건부 효과[conditional effect(θ)], 조건부 간접 효과[conditional indirect effect(ω)], 조절된 매개 지수(index of moderated mediation)를 산출하고

Bootstrap 방법으로 통계적 유의성을 검증하였다(Hayes, 2022).

〈회귀방정식(regression equation)〉

$$M_1 = i_{M_1} + a_{11}X + a_{12}D_1 + a_{13}D_2 + a_{14}D_1X + a_{15}D_2X + e_{M_1}$$
$$M_2 = i_{M_2} + a_{21}X + a_{22}D_1 + a_{23}D_2 + a_{24}D_1X + a_{25}D_2X + e_{M_2}$$
$$M_3 = i_{M_3} + a_{31}X + a_{32}D_1 + a_{33}D_2 + a_{34}D_1X + a_{35}D_2X + e_{M_3}$$
$$Y = i_Y + c'X + b_1M_1 + b_2M_2 + b_3M_3 + e_Y$$

〈조건부 효과(θ)〉

$$\theta_{X \to M_1} = a_{11} + a_{14}D_1 + a_{15}D_2$$
$$\theta_{X \to M_2} = a_{21} + a_{24}D_1 + a_{25}D_2$$
$$\theta_{X \to M_3} = a_{31} + a_{34}D_1 + a_{35}D_2$$

〈조건부 간접 효과(ω)〉

$$\omega_1 = (a_{11} + a_{14}D_1 + a_{15}D_2) \times b_1$$
$$\omega_2 = (a_{21} + a_{24}D_1 + a_{25}D_2) \times b_2$$
$$\omega_3 = (a_{31} + a_{34}D_1 + a_{35}D_2) \times b_3$$

〈조절된 매개 지수〉

M_1 경유 : ① $a_{14} \times b_1$, ② $a_{15} \times b_1$

M_2 경유 : ① $a_{24} \times b_2$, ② $a_{25} \times b_2$

M_3 경유 : ① $a_{34} \times b_3$, ② $a_{35} \times b_3$

한편, 이 연구는 조절 변인인 '세 개의 집단'은 연속형 변수가 아닌 다항범주형 변수라는 특징이 있다. 항목이 'n'개인 다항범주형 변수를 회귀분석에 투입할 때 'n-1'개의 더미 변수($D_1, D_2 \cdots D_{n-1}$)를 생성하는데, 이때 일반적으로 사용하는 방법은 지표 코딩(indicator coding)이다. 지표 코딩은, 세 개의 항목을 예로 들어, 항목 ①을 '0, 0'으로, 항목 ②를 '1, 0'으로, 항목 ③을 '0, 1'로 코딩하고, 첫 번째 더미 변수(D_1)를 이용하여 항목 ①과 ②를 비교하고, 두 번째 더미 변수(D_2)를 이용하여 항목 ①과 ③을 비교한다. 이는 항목 ②와 ③을 비교할 수 없다는 단점을 지닌다. 이 연구는 이러한 지표 코딩의 단점을 보완하기 위해 Helmert 코딩을 이용하였다. 이 방법은 항목 ①을 '-2/3, 0'으로, 항목 ②를 '1/3, -1/2'로, 항목 ③을 '1/3, 1/2'로 코딩하고, 첫 번째 더미 변수(D_1)를 이용하여 항목 ①과 '항목 ②, ③의 평균'을 비교하고, 두 번째 더미 변수(D_2)를 이용하여 항목 ②와 ③을 비교한다(Hayes, 2022: 219-226). 이 연구의 대상 중 '집단 ① 일반 중소기업 초기 경력자'는 통제 집단, '집단 ② 일학습병행을 이수한 초기 경력자'와 '집단 ③ 기업현장교사'는 실험 집단의 성격을 지니므로 집단별 조건부 효과, 조건부 간접 효과를 비교하고 차이의 유의성을 검증하는 데 Helmert 코딩이 더 유용하다.

3. 측정 도구 및 통제 변인

본 연구의 자료 분석에 사용된 응답은 다음의 도구로 측정되었다. 개인 - 직무 적합성(X)은 Saks와 Ashforth(2002), 만화경 경력 태도의 하위 구성 개념인 진정성(M_1), 균형(M_2)과 도전(M_3)은 Mainiero와 Sullivan(2006), 고용가능성(Y)은 Johnson(2001), 그리고 경력 만족(통제 변인)은 Greenhaus 외(1990)의 도구를 이용하였다. 각 측정 항목에 대해 응답자들이 중립적 또는 유보적 반응을 보이는 것을 방지하기 위해 6점 척도(1=전혀 그렇지 않다 ~ 6=매우 그렇다)가 사용되었다(Convers & Presser, 1986).

이 연구는 실험 - 통제 집단, 사후 검사 설계의 특성이 있고, 앞서 확인한 바와 같이 각 집단의 성비, 최종학력 비율, 연령, 월 평균 급여, 종업원 수의 평균에 유의한 차이가 있으므로 이들을 통제 변인으로 고려할 필요가 있다.[1] 또한 특정 시점에 각 집단으로부터 모든 변인을 한 번에 측정한 횡단 자료이고, 개인의 경력 태도와 경력 성공에 대한 인식은 자신의 경력에 대한 반추를 토대로 형성된다(이민영 외, 2019; Mainiero & Sullivan, 2006; Savickas, 2013)는 점에서 더욱 엄격한 자료 분석을 위해 현재까지의 경력에 대해 만족하는 수준, 즉 경력 만족도 통제하는 것이 적절하다고 판단하였다.

4. 측정 도구 검증 및 동일 방법 편의 검토

측정 도구 검증을 위해 '집단 ③ 기업현장교사'(465명)의 응답 자료를 이용한 탐색적 요인 분석, '집단 ② 일학습병행을 이수한 초기 경력자'와 '집단 ① 일반 중소기업 초기 경력자'(총 485명)의 응답 자료를 이용한 확인적 요인 분석을 실시하였다. 이 방법은 측정 도구의 교차 타당성을 확인하는 데 유익하다. 먼저 '집단 ③ 기업현장교사'의 응답 자료를 이용한 탐색적 요인 분석은 적절한 요인의 개수를 파악하기 위해 평행 분석(parallel analysis)을, 그리고 요인 구조 및 각 관측 변인의 요인 적재치를 확인하기 위해 주축 요인 분해법(principal axis factoring)과 오블리민 방식의 사각회전 방법을 이용하여 이루어졌다. Bartlett의 구형성 검정 결과, 'χ^2=9873.910(df=406, $p < 0.001$)'으로 요인 분석에 적합한 자료임을 확인하였고, 여섯 개의 요인 구조가 가장 적절한 것으

1) 이와 관련하여 Sullivan 외(2009)는 성별, 학력, 세대, 수입이 만화경 경력 태도의 하위 구성 개념에 유의한 영향을 미친다는 것을, 그리고 Mainiero와 Gibson(2018)은 남성과 여성의 진정성, 균형, 도전이 경력 단계에 따라 각기 다른 패턴을 보인다는 것을 확인한 바 있다.

로 나타났다. 그리고 KCA06을 제외한 모든 관측 변인이 본디 측정하고자 한 개념에 적재되었다. KCA06은 '지속적으로 나의 일과 가족의 요구를 조정한다'이고, 이는 '균형' 개념을 측정하기 위한 것이지만 '도전'에의 적재치가 가장 높게 나타났다. 그러나 KCA06은 도전의 개념에 부합되기 어렵고, 이 문항이 없어도 '균형'의 개념을 충실히 측정할 수 있다고 판단되어 이를 제외한 후 탐색적 요인 분석을 재차 하고, 각 요인의 신뢰도(McDonald's ω)[2]를 산출하였다. 그 결과는 〈표 2〉와 같다.

모든 관측 변인의 요인 적재치가 본디 측정하고자 하는 개념에서 각각 가장 높게 나타났고, 최소 절댓값도 0.397(KCA07)로 나타나 Hair, Black, Babin과 Anderson (2019: 152)의 기준을 충족하였다.[3] 모형 적합도는 'RMSEA=0.073(0.068 ~ 0.079), TLI=0.896'로 나타났다. RMSEA 수치가 0.08 미만이고, TLI 수치가 0.9에 매우 근접하므로 괜찮은 적합도라 해석할 수 있다(Browne & Cudeck, 1993; Hair et al., 2019). 그리고 각 변인의 신뢰도는 0.764~0.928로 나타나 모두 양호 또는 우수하였다.

〈표 2〉 기업현장교사 응답 자료를 이용한 탐색적 요인 분석 및 신뢰도 분석 결과

구분	관측 변인	제1요인	제2요인	제3요인	제4요인	제5요인	제6요인	McDonald's ω
도전	KCA01	0.025	0.080	-0.029	0.074	**0.703**	0.077	0.881
	KCA02	-0.042	0.013	0.096	0.053	**0.790**	0.019	
	KCA03	0.023	-0.024	-0.029	-0.026	**0.905**	-0.010	
	KCA04	0.085	0.141	0.154	-0.044	**0.507**	-0.035	
	KCA05	0.039	0.123	0.094	0.174	**0.442**	-0.176	
균형	KCA07	0.125	0.152	-0.078	0.150	0.179	**0.397**	0.764
	KCA08	-0.002	0.011	-0.050	0.028	0.092	**0.693**	
	KCA09	0.017	-0.007	0.076	0.078	-0.046	**0.754**	
	KCA10	-0.018	0.025	0.000	-0.121	-0.035	**0.707**	
진정성	KCA11	-0.029	**0.584**	0.094	-0.022	0.154	0.048	0.907
	KCA12	-0.001	**0.843**	-0.028	-0.007	0.056	0.043	
	KCA13	-0.020	**0.893**	0.031	-0.021	-0.034	-0.032	
	KCA14	0.020	**0.896**	-0.006	0.046	-0.054	-0.018	
	KCA15	0.064	**0.582**	-0.002	0.066	0.098	0.080	

2) 널리 사용되는 Cronbach's α는 다항목 측정 척도를 통해 생성된 합계 점수 또는 평균에 존재하는 무작위 측정 오차의 정도를 정량화한다. 이는 동일 요인, 동일 적재량이라는 다소 비현실적인 가정을 전제하고, 측정 항목의 개수가 계수에 영향을 준다는 단점이 있다. 반면 McDonald's ω는 동일 요인, 동일 적재량이 아님을 가정하고 측정 항목 개수의 영향을 받지 않는다는 점에서 더 현실적인 계수로 인정받고 있다(Hayes & Coutts, 2020; Zinbarg, Revelle, Yovel, & Li, 2005).

3) 표본 수가 350개 이상일 때 요구되는 최소 요인 부하량은 0.30 이상이다.

구분	관측 변인	제1요인	제2요인	제3요인	제4요인	제5요인	제6요인	McDonald's ω
개인-직무 적합성	PJF01	-0.026	0.086	-0.035	**0.803**	-0.029	0.027	0.894
	PJF02	-0.032	-0.006	0.020	**0.920**	-0.039	0.012	
	PJF03	0.032	0.006	0.027	**0.686**	0.086	-0.027	
	PJF04	0.082	-0.024	0.016	**0.740**	0.104	-0.012	
고용 가능성	EA01	0.154	0.024	**0.451**	0.162	0.138	0.059	0.914
	EA02	0.151	0.036	**0.631**	0.111	0.075	-0.081	
	EA03	0.012	-0.007	**0.854**	-0.018	-0.004	-0.062	
	EA04	-0.001	0.053	**0.833**	0.037	0.034	0.028	
	EA05	-0.026	0.002	**0.916**	-0.031	-0.008	0.071	
경력 만족	CS01	**0.779**	0.034	0.107	0.046	-0.048	0.028	0.928
	CS02	**0.880**	-0.048	0.032	0.024	0.022	0.028	
	CS03	**0.781**	0.024	0.142	0.051	-0.061	0.054	
	CS04	**0.874**	0.029	-0.105	-0.057	0.027	-0.059	
	CS05	**0.865**	-0.002	-0.066	-0.026	0.045	-0.017	

〈표 3〉은 '집단 ①과 ②'의 응답 자료를 이용한 확인적 요인 분석 결과이다.

〈표 3〉 일학습병행 이수자 및 일반 중소기업 초기 경력자 응답 자료를 이용한 확인적 요인 분석 결과

잠재 변인	관측 변인	비표준화 계수	표준 오차	기각비	표준화 계수	오차 분산	잠재 변인 신뢰도	평균 분산 추출 지수
개인-직무 적합성	PJF01	1	-	-	0.687	0.600	0.847	0.631
	PJF02	1.290	0.078	16.478***	0.853	0.334		
	PJF03	1.239	0.078	15.889***	0.814	0.420		
	PJF04	1.299	0.082	15.880***	0.813	0.464		
진정성	KCA11	1	-	-	0.645	0.771	0.829	0.549
	KCA12	1.170	0.080	14.546***	0.796	0.435		
	KCA13	1.184	0.081	14.584***	0.798	0.437		
	KCA14	1.183	0.082	14.412***	0.786	0.475		
	KCA15	1.001	0.079	12.612***	0.664	0.696		
균형	KCA07	1	-	-	0.737	0.540	0.808	0.572
	KCA08	1.228	0.069	17.679***	0.851	0.369		
	KCA09	1.124	0.067	16.655***	0.794	0.476		
	KCA10	0.867	0.066	13.061***	0.624	0.757		
도전	KCA01	1	-	-	0.882	0.265	0.866	0.628
	KCA02	0.973	0.036	26.969***	0.884	0.246		
	KCA03	0.942	0.041	23.248***	0.816	0.415		
	KCA04	0.861	0.042	20.514***	0.758	0.511		
	KCA05	0.726	0.051	14.119***	0.584	0.944		

잠재 변인	관측 변인	비표준화 계수	표준 오차	기각비	표준화 계수	오차 분산	잠재 변인 신뢰도	평균 분산 추출 지수
고용가능성	EA01	1	-	-	0.665	0.704	0.847	0.579
	EA02	1.118	0.076	14.725***	0.771	0.475		
	EA03	1.194	0.081	14.799***	0.776	0.525		
	EA04	1.113	0.074	15.073***	0.794	0.406		
	EA05	1.215	0.081	15.013***	0.790	0.496		
경력 만족	CS01	1	-	-	0.877	0.328	0.838	0.629
	CS02	0.986	0.036	27.053***	0.892	0.271		
	CS03	0.940	0.039	23.944***	0.834	0.421		
	CS04	0.799	0.052	15.500***	0.629	1.064		
	CS05	0.891	0.050	17.988***	0.699	0.904		
모형 적합도	χ^2=1177.733(p〈0.001), df=335, Q=3.516, SRMR=0.062, TLI=0.892, CFI=0.904, RMSEA=0.072(0.068~0.077)							

주1) *** : p〈0.001

2) 잠재 변인 신뢰도 = (Σ표준화계수)^2 ÷ {(Σ표준화계수)^2+Σ오차분산}

3) 평균 분산 추출 지수 = Σ표준화계수^2 ÷ 관측 변인의 개수

〈표 4〉 잠재 변인 간 상관계수의 신뢰 구간에 기초한 판별 타당성 검증 결과

잠재 변인			상관계수	표준오차	상관계수의 신뢰 구간
개인 - 직무 적합성	↔	진정성	0.383	0.033	0.317 ~ 0.449
	↔	균형	0.362	0.035	0.292 ~ 0.432
	↔	도전	0.544	0.045	0.454 ~ 0.634
	↔	고용가능성	0.605	0.040	0.525 ~ 0.685
	↔	경력 만족	0.629	0.051	0.527 ~ 0.731
진정성	↔	균형	0.780	0.049	0.682 ~ 0.878
	↔	도전	0.706	0.052	0.602 ~ 0.810
	↔	고용가능성	0.569	0.040	0.489 ~ 0.649
	↔	경력 만족	0.353	0.044	0.265 ~ 0.441
균형	↔	도전	0.565	0.049	0.467 ~ 0.663
	↔	고용가능성	0.475	0.039	0.397 ~ 0.553
	↔	경력 만족	0.372	0.047	0.278 ~ 0.466
도전	↔	고용가능성	0.690	0.051	0.588 ~ 0.792
	↔	경력 만족	0.626	0.061	0.504 ~ 0.748
고용가능성	↔	경력 만족	0.738	0.057	0.624 ~ 0.852

주) 상관계수의 신뢰 구간 = 상관계수 ± 2 × 표준오차

모형 적합도를 살펴보면, Q(χ^2/df)≦5.0, SRMR≦0.08, RMSEA≦0.08, CFI≧0.9이고 TLI의 수치가 0.9에 매우 근접하므로 수용 가능한 모델이라 판단할 수 있다(우종필,

2015; Browne, & Cudeck, 1993; Hu, & Bentler, 1999). 모든 관측 변인의 표준화 계수가 0.5 이상이고, 각 잠재 변인의 개념 신뢰도와 평균 분산 추출 지수가 모두 각각 0.7 이상, 0.5 이상이므로 구인 타당성, 수렴 타당성 및 내적 일관성을 확보하였다. 그리고 〈표 4〉에서 알 수 있듯이 잠재 변인 간 상관계수의 신뢰 구간에 1.0을 포함하지 않으므로 집중 타당성과 판별 타당성을 갖는다(이학식, 임지훈, 2009; Hair et al., 2019).

분석에 사용된 자료는 특정 시점에 자기보고식 기입 방법을 활용하여 수집된 것이므로 변인 간 상관관계가 과대 추정될 소지가 있다. 따라서 동일 방법 편의(common method bias)의 여부를 검토하기 위해 전체 응답 자료(N=950)를 이용하여 주성분 분석과 확인적 요인분석으로 Harman의 단일 요인 검증을 시행하였다. 그리고 연구 변인 간 Pearson 적률 상관관계 분석 결과와 종업원 규모를 마커 변수로 설정한 연구 변인 간 편상관관계 분석 결과를 비교하였다. 그 결과는 다음과 같다. 첫째, 초기 고유치 1.0 이상인 성분은 다섯 개이고 첫 번째 성분의 분산은 41.68%이어서, 복수의 성분이 추출되고 첫 번째 성분의 설명력이 절대적이지 않음을 확인하였다. 둘째, 관련 이론 및 연구에 근거하여 여섯 개의 잠재 변인을 가정한 모형의 적합도는 NFI=0.901, TLI=0.906, CFI=0.917, RMSEA=0.069 등으로 양호하였으나, 하나의 잠재 변인을 가정한 것은 NFI=0.586, TLI=0.564, CFI=0.596, RMSEA=0.150 등으로 수용 불가능하였다. 셋째, 편상관분석 결과, 연구 변인 간 관계는 여전히 통계적으로 유의하고, 적률 상관계수와 편상관계수의 차이는 최소 0.001, 최대 0.007이며 분산 감소 비율(variance reduction rate: VRR)은 최소 0.4%, 최대 3.5%로 미미하였다. 이를 고려하였을 때, 이 연구의 분석 결과가 동일 방법 편의로 인해 왜곡될 가능성은 작다고 판단할 수 있다(박원우, 김미숙, 정상명, 허규만, 2007; Podsakoff, Mackenzie, Lee, & Podsakoff, 2003).

Ⅳ. 분석 결과

1. 변인별 기술통계치 및 변인 간 상관관계 분석

〈표 5〉는 변인들의 기술통계치와 변인 간 상관관계 분석 결과이다. 각 변인의 평균은

3.90 ~ 4.58이고, 모든 변인의 왜도와 첨도가 각각 |2.0|, |4.0| 이하이므로 모두 정규성을 확보하였다. 각 변인은 모두 상호 유의한 정적 관계이고(Pearson r = 0.249 ~ 0.676, p < 0.001), 경력 만족 및 응답자 일반적 특성을 통제한 상황에서도 모두 유의한 정적 관계(Partial r = 0.206 ~ 0.587, p < 0.001)를 갖는 것으로 확인되었다.

〈표 5〉 변인별 기술통계치 및 변인 간 상관관계

구분	평균	표준편차	왜도	첨도	X	M_1	M_2	M_3	Y
X. 개인-직무 적합성	4.43	0.928	-0.511	0.466	-	0.348***	0.206***	0.362***	0.365***
M_1. 진정성	4.58	0.862	-0.601	1.036	0.511***	-	0.504***	0.587***	0.426***
M_2. 균형	4.46	0.902	-0.375	0.299	0.312***	0.546***	-	0.300***	0.236***
M_3. 도전	4.25	0.917	-0.333	0.328	0.590***	0.676***	0.384***	-	0.405***
Y. 고용가능성	4.19	0.895	-0.194	0.079	0.553***	0.528***	0.342***	0.592***	-
C. 경력 만족	3.90	0.996	-0.255	0.171	0.507***	0.344***	0.249***	0.540***	0.589***

주) *** : p < 0.001; 대각선 아래는 Pearson 적률상관계수, 대각선 위는 경력 만족, 성별, 연령 및 연령^2, 학력(더미), 급여(ln), 근로자수(ln), 집단(더미)을 통제했을 때의 편상관계수임.

2. 조건부 과정 분석

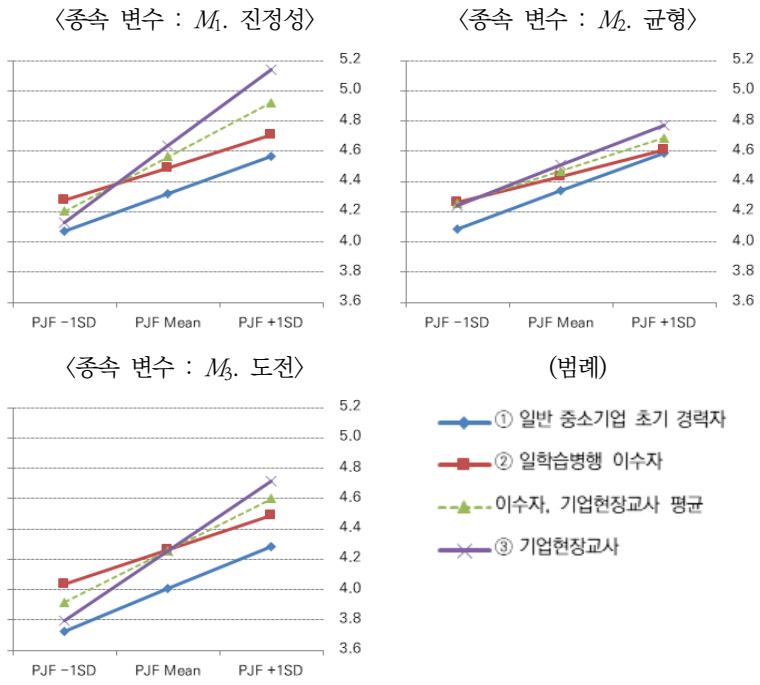
연구 모형을 검증하기 위해 PROCESS Procedure for SPSS Version 4.0의 Model 7을 이용하였다(Hayes, 2022). 유의 수준은 5%로 설정하였고, 집단별 조건부 효과, 조건부 간접 효과 및 조절된 매개 지수의 유의성 검정을 위해 Bootstrap 10,000회를 실시하였다. 먼저 〈표 6〉은 진정성(M_1), 균형(M_2), 도전(M_3)을 각각 종속 변수로 설정한 OLS 회귀분석 결과이다. 첫째, 〈표 6〉 맨 아래의 집단별 조건부 효과를 살펴보면, 개인 - 직무 적합성(X)이 진정성(M_1), 균형(M_2), 도전(M_3)에 각각 미치는 영향은 세 집단 모두에서 통계적으로 유의하였다. 둘째, 개인 - 직무 적합성(X)이 진정성(M_1)에 미치는 집단별 조건부 효과의 차이는 '일학습병행 이수자 및 기업현장교사(집단 ②와 ③의 평균)'와 '집단 ① 일반 중소기업 초기경력자'를 비교(a_{14})하였을 때 유의하지 않았고, '집단 ③ 기업현장교사'와 '집단 ② 일학습병행 이수자'를 비교(a_{15})하였을 때 '집단 ③ 기업현장교사'가 유의하게 더 컸다. 셋째, 개인 - 직무 적합성(X)이 균형(M_2)에 미치는 집단별 조건부 효과의 차이는 '일학습병행 이수자 및 기업현장교사(집단 ②와 ③의 평균)'와 '집단 ① 일반 중소기업 초기경력자'(a_{24}), '집단 ③ 기업현장교사'와 '집단 ② 일학습병행 이수자'(a_{25}) 간에 모두 유의하지 않았다. 넷째, 개인 - 직무 적합성(X)이 도전(M_3)에 미치는 조건부

〈표 6〉 OLS 회귀분석 결과(1)

종속 변수 / 예측 변수		M_1. 진정성				M_2. 균형				M_3. 도전			
		비표준화 계수	표준오차	t-value	p	비표준화 계수	표준오차	t-value	p	비표준화 계수	표준오차	t-value	p
상수		2.7549	0.6010	4.5482	〈 0.0001	3.0427	0.7077	4.2996	〈 0.0001	1.4760	0.5634	2.6199	0.0089
X. 개인 - 직무 적합성		0.3492 (a_{11})	0.0337	10.3676	〈 0.0001	0.2481 (a_{21})	0.0397	6.2547	〈 0.0001	0.3473 (a_{31})	0.0316	10.9999	〈 0.0001
D_1.		-0.2804 (a_{12})	0.2954	-0.9492	0.3427	0.3017 (a_{22})	0.3478	0.8675	0.3859	-0.0362 (a_{32})	0.2769	-0.1306	0.8962
D_2.		-1.2616 (a_{13})	0.3023	-4.1734	〈 0.0001	-0.3728 (a_{23})	0.3560	-1.0473	0.2952	-1.1298 (a_{33})	0.2834	-3.9866	0.0001
D_1X.		0.1185 (a_{14})	0.0728	1.6292	0.1036	-0.0380 (a_{24})	0.0857	-0.4437	0.6574	0.0654 (a_{34})	0.0682	0.9594	0.3376
D_2X.		0.3170 (a_{15})	0.0629	5.0408	〈 0.0001	0.1005 (a_{25})	0.0741	1.3576	0.1749	0.2530 (a_{35})	0.0590	4.2912	〈 0.0001
통제 변인	D.성별(여성=1)	-0.0133	0.0574	-0.2323	0.8163	0.0069	0.0676	0.1017	0.9190	-0.0877	0.0539	-1.6281	0.1038
	연령	-0.0232	0.0212	-1.0942	0.2741	0.0088	0.0250	0.3518	0.7251	-0.0039	0.0199	-0.1957	0.8449
	연령^2	0.0003	0.0003	1.0650	0.2872	-0.0002	0.0003	-0.7463	0.4557	0.0001	0.0002	0.6121	0.5406
	D.학력(전문학사=1)	0.0179	0.0866	0.2071	0.8360	-0.0283	0.1019	-0.2776	0.7814	-0.1300	0.0812	-1.6014	0.1096
	D.학력(학사=1)	0.1122	0.0662	1.6943	0.0905	0.1603	0.0780	2.0555	0.0401	-0.0296	0.0661	-0.4774	0.6332
	D.학력(석·박사=1)	0.0315	0.0984	0.3205	0.7487	0.1397	0.1158	1.2057	0.2282	-0.0821	0.0922	-0.8903	0.3735
	월 급여(ln)	0.0241	0.0950	0.2540	0.7996	-0.0483	0.1119	-0.4319	0.6659	0.0041	0.0891	0.0457	0.9636
	종업원 수(ln)	0.0113	0.0233	0.4843	0.6283	0.0073	0.0275	0.2668	0.7897	-0.0045	0.0219	-0.2059	0.8369
	경력 만족	0.1012	0.0277	3.6555	0.0003	0.1108	0.0326	3.3975	0.0007	0.2968	0.0260	11.4366	〈 0.0001
R^2 / F-value(p)		0.3097 / 29.9623(〈 0.0001)				0.1257 / 9.5993(〈 0.0001)				0.4633 / 57.6441(〈 0.0001)			
$\triangle R^2$ / F-value(p)		0.0205 / 13.9116(〈 0.0001)				0.0019 / 1.0293(0.3577)				0.0110 / 9.6078(〈 0.0001)			
조건부 효과 (θ)	집단	$\theta_{X\rightarrow M_1}$	SE	t-value	p	$\theta_{X\rightarrow M_2}$	SE	t-value	p	$\theta_{X\rightarrow M_3}$	SE	t-value	p
	① 일반 초기 경력자	0.2702	0.0672	4.0190	〈 0.0001	0.2734	0.0792	3.4539	0.0006	0.3037	0.0630	4.8191	〈 0.0001
	② 일학습병행 이수자	0.2302	0.0469	4.9134	〈 0.0001	0.1851	0.0552	3.3556	0.0008	0.2426	0.0439	5.5243	〈 0.0001
	③ 기업현장교사	0.5472	0.0469	11.6790	〈 0.0001	0.2857	0.0552	5.1777	〈 0.0001	0.4957	0.0439	11.2838	〈 0.0001

효과의 차이는 '일학습병행 이수자 및 기업현장교사(집단 ②와 ③의 평균)'와 '집단 ① 일반 중소기업 초기경력자'를 비교(a_{34})하였을 때 유의하지 않았고, '집단 ③ 기업현장교사'와 '집단 ② 일학습병행 이수자'를 비교(a_{35})하였을 때 '집단 ③ 기업현장교사'가 유의하게 더 컸다. 자료 분석에 사용된 집단별 표본 수는 기업현장교사 465명, 일학습병행 이수자 306명이고, a_{15}의 t-value가 5.0408, a_{35}의 t-value가 4.2912이므로 통계적으로 유의한 교호항[$D_2X \rightarrow M_1(a_{15})$, $D_2X \rightarrow M_3(a_{35})$]의 효과 크기를 Cohen의 d[4]로 변환하면 각각 0.3711, 0.3159이다(이일현, 2020a). 즉, 개인 - 직무 적합성이 진정성, 도전에 미치는 영향은 기업현장교사가 일학습병행 이수자보다 유의하게 큰데, 이는 0.2 이상, 0.5 미만이므로 작은 효과 크기라 판단할 수 있다(Cohen, 1988).

[그림 3] 집단별 조절 효과 패턴



[그림 3]은 특정값 선택 방법을 이용하여 개인 - 직무 적합성(X)이 진정성(M_1), 균형

4) Cohen's d $= t\sqrt{(n_1+n_2)/(n_1 n_2)}$

(M_2), 도전(M_3)에 각각 미치는 영향의 변화를 집단별로 제시한 것이다. 진정성(M_1)이 종속 변수일 때, 모든 집단에서 개인 - 직무 적합성(X)의 값이 커질수록 진정성(M_1)도 증가하는데, '집단 ① 일반 중소기업 초기 경력자'와 '집단 ② 일학습병행 이수자'의 기울기는 유사하고, '집단 ③ 기업현장교사'의 기울기가 그 외 두 집단보다 크다. 이러한 결과는 도전(M_3)이 종속 변수일 때도 매우 유사한 경향을 보였다. 반면 균형(M_2)이 종속 변수일 때, 세 집단의 기울기는 모두 비슷하게 나타났다.

〈표 7〉은 고용가능성(Y)을 종속 변수로 설정한 OLS 회귀분석 결과이다.

〈표 7〉 OLS 회귀분석 결과(2)

종속 변수 / 예측 변수		Y. 고용가능성			
		비표준화 계수	표준오차	t-value	p
상수		0.7429	0.4073	1.8242	0.0684
X. 개인 - 직무 적합성		0.2044 (c')	0.0298	6.8626	〈 0.0001
M_1. 진정성		0.2149 (b_1)	0.0357	6.0138	〈 0.0001
M_2. 균형		0.0158 (b_2)	0.0270	0.5852	0.5585
M_3. 도전		0.1789 (b_3)	0.0348	4.1461	〈 0.0001
통제 변인	D.성별(여성=1)	-0.0567	0.0485	-1.1691	0.2427
	연령	-0.0034	0.0158	-0.2162	0.8289
	연령^2	-0.0001	0.0002	-0.6142	0.5392
	D.학력(전문학사=1)	0.1006	0.0725	1.3871	0.1657
	D.학력(학사=1)	0.0618	0.0545	1.1351	0.2566
	D.학력(석·박사=1)	0.2298	0.0826	2.7816	0.0055
	월 급여(ln)	-0.0115	0.0758	-0.1523	0.8790
	종업원 수(ln)	-0.0346	0.0194	-1.7819	0.0751
	경력 만족	0.2940	0.0254	11.5875	〈 0.0001
R^2 / F-value(p)		0.5262 / 79.9660(〈 0.0001)			

분석 결과, 개인 - 직무 적합성(X), 진정성(M_1), 도전(M_3)이 고용가능성(Y)에 유의한 정(+)적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이들의 효과 크기를 Cohen의 d[5]로 변환하면 각각 0.4453, 0.3902, 0.2690이다(이일현, 2020b). 따라서 개인 - 직무 적합성(X), 진정성(M_1), 도전(M_3)이 고용가능성(Y)에 미치는 효과는 모두 작은 효과 크기이다. 그리고 통제 변인 중 D.학력(석·박사)과 경력 만족이 고용가능성(Y)에 유의한 정(+)적 영향을 주었다.

5) Cohen's d $= 2\sqrt{t^2/n} = 2\sqrt{(B/SE)^2/n}$

이를 Cohen의 d로 변환하면 각각 0.1805, 0.7519이다(이일현, 2020b). 따라서 고교 졸업자와 비교하였을 때 석·박사학위 소지자들이 상대적으로 고용가능성을 유의하게 높게 인식하지만, Cohen의 d가 0.2에 미달하므로 그 차이는 작은 효과 크기에 미달하고, 경력 만족이 고용가능성에 미치는 효과는 Cohen의 d가 0.5 이상 0.8 미만이므로 중간 효과 크기(medium effect size)라고 판단할 수 있다(Cohen, 1988).

〈표 8〉은 집단별 각 경로의 간접 효과(조건부 간접 효과)를 제시한 것이다.

〈표 8〉 집단에 따른 각 경로의 조건부 간접 효과(ω)

경로	집단	Effect	Boot SE	Boot LLCI	Boot ULCI
$X \rightarrow M_1 \rightarrow Y$ (진정성)	① 일반 중소기업 초기 경력자	0.0581	0.0256	0.0149	0.1146
	② 일학습병행 이수자	0.0495	0.0176	0.0197	0.0885
	③ 기업현장교사	0.1176	0.0285	0.0651	0.1775
$X \rightarrow M_2 \rightarrow Y$ (균형)	① 일반 중소기업 초기 경력자	0.0043	0.0097	-0.0140	0.0253
	② 일학습병행 이수자	0.0029	0.0065	-0.0092	0.0170
	③ 기업현장교사	0.0045	0.0096	-0.0127	0.0256
$X \rightarrow M_3 \rightarrow Y$ (도전)	① 일반 중소기업 초기 경력자	0.0543	0.0188	0.0217	0.0948
	② 일학습병행 이수자	0.0434	0.0161	0.0165	0.0797
	③ 기업현장교사	0.0887	0.0265	0.0417	0.1450

〈표 9〉 각 경로의 조절된 매개 지수

경로	집단 비교	Index	Boot SE	Boot LLCI	Boot ULCI
$X \rightarrow M_1 \rightarrow Y$ (진정성)	W_1. ②, ③의 평균과 ① 비교	0.0255	0.0233	-0.0184	0.0744
	W_2. ③과 ② 비교	0.0681	0.0217	0.0300	0.1136
$X \rightarrow M_2 \rightarrow Y$ (균형)	W_1. ②, ③의 평균과 ① 비교	-0.0006	0.0042	-0.0105	0.0081
	W_2. ③과 ② 비교	0.0016	0.0045	-0.0057	0.0134
$X \rightarrow M_3 \rightarrow Y$ (도전)	W_1. ②, ③의 평균과 ① 비교	0.0117	0.0138	-0.0114	0.0425
	W_2. ③과 ② 비교	0.0453	0.0187	0.0143	0.0864

진정성(M_1)과 도전(M_3)을 각각 경유하여 개인 - 직무 적합성(X)이 고용가능성(Y)에 미치는 간접 효과는 세 집단에서 모두 신뢰 구간에 0을 포함하지 않으므로 통계적으로 유의하였다. 그리고 진정성(M_1)과 도전(M_3)을 각각 경유하여 개인 - 직무 적합성(X)이 고용가능성(Y)에 미치는 간접 효과는 '집단 ① 일반 중소기업 초기 경력자'와 '집단 ② 일학습병행 이수자'보다 '집단 ③ 기업현장교사'에서 더 크게 나타났다. 실제 이러한 차이가 의

미 있는 것인지 확인한 것이 〈표 9〉이다. 다시 말해 〈표 9〉는 집단별 각 경로의 조절된 매개 지수를 산출하고 통계적 유의성을 검증한 것이다. 분석 결과, 진정성(M_1)과 도전(M_3)을 경유하는 경로에서 '집단 ③ 기업현장교사'와 '집단 ② 일학습병행 이수자'는 통계적으로 유의한 차이를 보였다.[6]

V. 결 론

이 연구의 결과를 다음과 같이 요약할 수 있다. 개인 - 직무 적합성(X)이 만화경 경력 태도의 구성 개념 중 진정성(M_1)과 도전(M_3)에 각각 미치는 영향, 그리고 개인 - 직무 적합성(X)이 진정성(M_1)과 도전(M_3)을 각각 경유하여 고용가능성(Y)에 미치는 간접 효과는 '집단 ③ 일학습병행 기업현장교사'가 다른 집단에 비해 크다. 이는 일터에서 타인을 체계적으로 가르치는 경험은 개인과 직무의 부합도가 자기 경력에 대한 진정성과 도전적 성향을 높이고, 나아가 성공적인 경력개발을 이루어 나가도록 하는 긍정적 영향을 더욱 강화한다는 것을 보여준다. 이러한 결과를 토대로 다음과 같은 결론을 제시할 수 있다.

첫째, 이 연구는 일터 학습(특히 형식 학습)과 경력개발의 관계를 설명하는 데 있어 직무 요구 - 자원 모델이 유용함을 실증하였다는 이론적 의의가 있다. 형식 학습 활동은 근로자에게 교수자 또는 학습자라는 추가적인 직무 요구로 받아들여질 수도 있지만, 조직의 인적자원개발을 위한 체계적이고 지속적인 노력이 이루어진다면 구성원들은 이를 자신들의 학습과 성장을 위한 조직의 지원, 즉 직무 자원으로 인식하여 긍정적인 경력 태도를 형성하고 보다 성공적인 경력개발을 이루어 나가는 데 도움이 된다는 것이다. 한편, 이러한 효과는 '집단 ③ 일학습병행 기업현장교사'가 '집단 ② 일학습병행을 이수한 초기 경력자'와 '집단 ① 일학습병행에 참여하지 않은 일반 중소기업 초기 경력자'보다 컸지만, '집단 ②'와 '집단 ①' 간에는 유의한 차이가 없었는데, 그 이유는 다음과 같이 유추할 수 있다. 먼저 두 집단 모두 중소기업 초기 경력자라는 공통점이 있기에, 집단 ③에 비해 두 집단의 해당 분야 종사 경력이 짧기에 아직 자신들의 경력에 대한 정체성이 확립되지 않

6) 참고로 일반적인 지표 코딩(indicator coding) 방법을 이용한 분석 결과, '집단 ① 일반 중소기업 초기 경력자'와 '집단 ② 일학습병행을 이수한 초기 경력자'의 차이는 유의하지 않았고, '집단 ① 일반 중소기업 초기 경력자'보다 '집단 ③ 일학습병행 기업현장교사'가 통계적으로 유의하게 컸다.

은 것에서 기인하였을 수 있다. 다시 말해, 기업현장교사들은 상대적으로 경력 기간이 길어 일터에서 초기 경력자들보다 다양한 경험을 해왔고, 더욱이 학습근로자들을 가르치는 경험을 통해 자신의 분야 전문성과 경력 정체성을 더욱 공고히 하고 경력개발 상황에 관해 더욱 긍정적으로 인식하여 위와 같은 집단별 변인 간 인과관계의 영향력 차이가 발생한 것이라 판단된다. 또한 개인은 자신의 과거 경력을 반추하여 경력 태도를 형성하고, 경력 성공의 수준을 판단한다는 점(Mainiero & Sullivan, 2006; Mainiero & Gibson, 2018; Savickas, 2013)을 고려해보면, 이 연구에서 자료 분석 시 경력 만족 수준을 통제함으로써 '집단 ① 일반 중소기업 초기 경력자'와 '집단 ② 일학습병행을 이수한 초기 경력자'는 유사한 영향력을 보이게 된 것으로 생각할 수 있다. 물론 이러한 추정은 후속 연구를 통해 더 면밀하게 검토되어야 할 것이다.

둘째, 이 연구의 결과는 사내 교수 인력의 교수 활동은 그들의 경력개발에 효과적이라는 선행 연구들(이권재, 최은수, 2015; Chai et al., 2018; Jacobs, 2014), 그리고 학습피라미드(learning pyramid)에서 타인을 가르치는 것이 가장 효과적인 학습과 성장의 방법이라는 미국 행동과학연구소(National Training Laboratories Institute)의 주장을 지지한다. 나아가, 선행 연구들이 주로 문헌, 사례, 면담 자료를 이용한 질적 연구를 통해 도출한 결론을, 이 연구는 준실험설계와 양적 자료를 이용한 변인 간 조건부 과정 분석을 통해 도출하였는데, 이는 선행 연구와 다른 철학적 관점과 방법론에 근거하였지만 같은 결과를 확인한 것이다. 따라서 이 연구는 효과적인 경력개발에 일터 교수자 경험이 도움이 된다는 사회과학 지식의 신뢰성을 높이는 데 일조했다는 학술적 의의가 있다. 조직의 경영자, 관리자들은 이러한 연구 결과를 조직 구성원들에게 사내 교수자 역할 수행에 따른 이익과 비전으로 제시할 수 있다. 다시 말해, 이 연구는 사내 전문가와 같은 사내 교수자 후보군들을 대상으로 본업과 교수자 역할을 병행하는 것에 대해 수당 또는 인사평가 시 가점과 같은 인센티브 뿐만 아니라, 그 경험이 성공적인 경력개발에 도움이 된다는 확신을 제공함으로써 그들의 교수자 역할 수행에 대한 내적동기와 자신감을 강화할 수 있다는 실천적 시사점을 제시한다.

셋째, 개인 - 직무 적합성(X), 진정성(M_1), 도전(M_3)이 고용가능성(Y)에 정(+)적 영향을 미친다는 것은 근로자의 성공적 경력개발을 위해 개인의 능력, 욕구와 부합하는 직무를 담당하게 하고(Saks & Ashforth, 2002; De Crom & Rothmann, 2018), 자신의 가치관을 반영한 경력 선택, 학습과 성장을 위한 도전적 태도 형성이 이루어지도록 지원하는

것(Mainiero & Sullivan, 2006; O'Neill & Jepsen, 2019)이 중요함을 재차 확인한 것이다. 한편, 일과 삶의 균형을 추구하는 것이 고용가능성 증진에 유의한 영향을 주지 못하는 것으로 나타났지만, 균형(M_6)은 그 외 다른 연구 변인들과 모두 유의한 정(+)의 관계($r = 0.249 \sim 0.546$, $p < 0.001$), 특히 성별, 연령, 학력, 급여, 근로자 수, 집단, 경력 만족을 통제한 상황에서도 유의한 정(+)의 관계(partial $r = 0.206 \sim 0.504$, $p < 0.001$)를 갖는다는 점을 고려하면, 김대영, 이수영(2020), Sullivan과 Baruch(2009) 등의 주장과 같이 일과 삶의 균형은 현대 경력개발 패러다임에서 간과해서는 안 될 변인이라 할 수 있다.

넷째, 이 연구는 엄격한 변인 간 영향 관계 추정을 위해 인구통계학 변인 외 외생 변수로 경력 만족을 통제하고, 동일 방법 편의 발생 여부를 확인하기 위해 복수의 방법(두 가지 방법의 단일요인 검증, 마커 변수를 이용한 편상관 분석 및 분산 감소 비율 검토)을 사용하였다. 즉, 이 연구는 근래 사회과학 분야 연구들의 변인 간 인과관계 추정의 강건성을 확보를 위해 제안되는 방법들을 적극적으로 적용하여 일터 교수·학습 경험에 따른 집단별 개인-직무 적합성, 만화경 경력 태도, 고용가능성의 인과관계를 입증하였다는 방법론적 의의가 있다. 또한 p-value에 따른 통계적 유의성뿐만 아니라 표준화된 효과크기(Cohen's d)를 함께 검토함으로써 분석 결과의 실제적 의미를 제시하고자 하였다. 이는 p-value에 대한 맹신을 견제하고, 효과 크기에 대한 정보를 제공함으로써 관련 연구 문제 설정, 적정 표본 크기 산출 등의 측면에서 후속 연구 설계에 도움을 줄 수 있다(권순달, 2005; Cohen, 1988; Leppink, 2015).

마지막으로 후속 연구를 위해 몇 가지를 제안하고자 한다. 첫째, 일학습병행 외 다른 형식 학습 맥락에서의 추가 연구를 시행하여 이 연구와 같은 결과가 반복적으로 입증되는지 확인할 필요가 있다. 이때 단편적 또는 일회성으로 이루어지기보다는 프로그램 실행 전·중·후에 학습 전이 증진 노력을 기울인 프로그램을 대상으로 연구가 이루어지는 것이 더욱 효과적일 것이다. 둘째, 프로그램화된 일터 학습 경험이 일터에서 어떻게 형성되고 이루어지며, 근로자의 경력에 어떤 영향을 주는지에 대한 질적 연구도 계속되어야 할 것이다. 이는 개개인의 요구와 맥락에 따라 어떤 다양한 현상과 결과가 발생하는지 확인함으로써 일터 학습과 경력개발에 관한 사회과학적 지식 증대에 일조할 것이다. 셋째, 이 연구는 프로그램화된 일터 학습에 초점을 두었지만, 대부분의 일터 학습은 일터에서 자연스럽게 발생하는 경험과 성찰을 통해 이루어진다는 점에서 무형식 학습을 촉진할 수 있는 조직 환경 구축에 관한 것 역시 여전히 중요한 연구 과제이다.

참 고 문 헌

권순달(2005). 경험적 연구에서 유의도 검정과 효과크기의 검토. **교육평가연구**, 18(2), 1-16.

김건영, 진성미(2021). 조직구성원의 만화경 경력태도가 경력몰입에 미치는 영향과 직무자원의 조절효과: 밀레니얼 세대 조직구성원을 중심으로. **평생교육·HRD연구**, 17(4), 169-199.

김대영, 이선우(2021). 일학습병행 기업현장교사 기본과정의 효과 분석 및 기업현장교사 역량 개발 지원 방안 연구. **직업능력개발연구**, 24(1), 147-178.

김대영, 이수영(2020). 중소기업 초기 경력자의 만화경 경력 태도, 경력 계획, 경력 몰입의 관계: 만화경 경력 태도의 조절된 매개 효과. **직업능력개발연구**, 23(1), 1-37.

김대영, 이형우(2020). 일학습병행 이수자의 개인-직무 적합성, 프로티언 경력 태도, 무형식 학습 활동의 관계: LMX에 의한 조건부 과정 분석. **직업능력개발연구**, 23(2), 111-147.

김지석, 오석영(2017). 청소년지도자의 자기주도성, 개인-직무적합성, 경력개발지원이 경력성공에 미치는 영향: 프로틴 경력태도의 매개효과를 중심으로. **청소년복지연구**, 19(3), 263-287.

김지수, 조윤형(2021). 개인-직무, 개인-조직 적합성, 일-삶의 균형, 향상초점과 조직시민행동과의 관계. **기업경영연구**, 28(4), 1-25.

김지은, 김미경(2022). 환대산업 전공 대학생의 프로티언 경력태도가 지각된 고용가능성에 미치는 영향: 주도적 커리어 행동의 매개효과. **호텔관광연구**, 24(6), 5-20.

김희동, 남수미, 현영섭(2015). 평생교육 담당자의 직무특성, 프로틴 경력태도, 자기효능감의 관계. **평생교육학연구**, 21(4), 169-194.

문세연(2019). 국내 무형식학습 선행변인 및 결과변인에 관한 메타분석. **기업교육과 인재연구**, 21(3), 71-95.

박용호, 한억천(2013). 기업의 학습조직 구축정도, 자기주도학습능력, 프로티언 경력태도의 구조적 관계. **HRD연구**, 15(2), 53-79.

박원우, 김미숙, 정상명, 허규만(2007). 동일방법편의(Common Method Bias)의 원인과 해결방안. **인사조직연구**, 15(1), 89-133.

안종대, 이동윤(2019). 개인-환경 적합성과 직무관련 변수들과의 관계: 메타분석. **한국심리학회지: 산업 및 조직**, 32(2), 107-134.

우종필(2015). 구조방정식모델에서 통제변수를 사용한 연구모델의 분석 : 채널연구에서 힘, 만족, 장기지향성을 중심으로. **유통연구**, 20(3), 43-62.

윤경희, 오성호, 김보영(2018). 다국적 기업 조직원의 자기효능감, 성장욕구, 직무도전성이 경력성공에 미치는 영향 연구. **연세경영연구**, 55(2), 1-24.

이권재, 최은수(2015). 기업 사내강사의 강의경험 본질에 관한 연구. **기업교육연구**, 17(1), 1-23.

이민영, 배을규(2020). 조직 구성원의 사회적 네트워크 특성, 자기주도학습 능력 및 경력개발 효과성의 구조적 관계. **HRD연구**, 22(1), 1-27.

이민영, 배을규, 장민영, 박상오(2019). 뉴커리어 (New Career) 연구 동향: 프로티언 경력태도와 무경계 경력태도의 키워드 네트워크 분석. **직업교육연구**, 38(3), 97-124.

이일현(2020a). **EasyFlows Statistics macro**. 스탯에듀 통계연구소. Retrieved from: http://www.statedu.com/EFS/263747. DOI : 10.22934/StatEdu.2020.01.

이일현(2020b). **Multiple regression analysis에서 Effect Size 계산**. 스탯에듀 통계연구소. Retrieved from: http://www.statedu.com/lecture/267099. DOI : 10.22934/StatEdu.2020.02.

이재영, 홍소정, 이윤수(2021). 개인-직무 적합성이 객관적 및 주관적 경력성공에 미치는 영향: 성별 비교. **학습자중심교과교육연구**, 21(12), 295-308.

이재은(2018). 기업근로자의 경력성공 중요도 인식 잠재프로파일 분석: X세대와 Y세대의 비교. **HRD연구**, 20(3), 175-203.

이재은, 정보영(2021). 한국판 칼레이도스코프 경력태도 측정도구 타당화 연구. **한국심리학회지: 산업 및 조직**, 34(1), 51-79.

이지영, 이희수(2018). 직무도전성, 성장기회가 적응수행에 미치는 영향: 경력내적통제소재와 경력역량의 이중매개효과 분석. **HRD연구**, 20(3), 113-142.

이학식, 임지훈(2009). **구조방정식 모형 분석과 AMOS 16.0**. 법문사.

임세영, 곽문수(2017). 기업 인적자원 유연성 확보를 위한 사내강사 운영에 대한 실행연구. **성인계속교육연구**, 8(2), 1-22.

장미영, 라상섭(2021). 산업체 근로자의 진성리더십이 직무자율성, 무형식학습, 직무재창조를 매개로 주관적 경력성공에 미치는 영향. **기업교육과 인재연구**, 23(4), 55-83.

전정호(2020). 직무특성이 심리적 임파워먼트에 미치는 영향: 경력성장기회와 무형식학습의 매개효과. **HRD연구**, 22(1), 29-53.

조윤형, 남주연(2017). 무형식 학습이 조직구성원들의 고용가능성에 미치는 영향 : 개인-직무, 개인-조직 적합성의 조절효과. **생산성연구**, 36(3), 99-134.

천보영, 이희수, 박성민(2012). 조직과 개인특성이 직무적합성을 통해 경력몰입과 경력만족에 미치는 영향. **HRD연구**, 14(2), 47-78.

최우재(2018). 경력성공을 위한 고용가능성의 이해. **한국인력개발학회 HRD총서 2: Career Development**(최우재 편, 130-147). 박영스토리.

한국산업인력공단(2020). **일학습병행 매뉴얼**. 한국산업인력공단 일학습지원국.

황영훈, 김진모(2019). 대기업 영업직 초기경력자의 형식학습, 무형식학습, 조직사회화 및 이직의도의 구조적 관계. **HRD연구**, 21(1), 29-66.

Abessolo, M., Hirschi, A., & Rossier, J. (2017). Work values underlying protean and boundaryless career orientations. *The Career Development International*, *22*(3), 241-259.

Bakker, A., & Demerouti, E. (2007). The job demands-resources model: State of the art. *Journal of Managerial Psychology*, *22*(3), 309-328.

Bakker, A., & Demerouti, E. (2017). Job demands-resources theory: Taking stock and looking forward. *Journal of Occupational Health Psychology*, *22*(3), 273-285.

Bayl-Smith, P. H., & Griffin, B. (2018). Maintenance of D-A fit through work adjustment behaviors: The moderating effect of work style fit. *Journal of Vocational Behavior*, *106*, 209-219.

Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. *Sociological Methods and Research*, *21*(2), 230-258.

Burns J. Z., Schaefer K., Hayden J. M. (2005). New trade and industrial teachers' perceptions of formal learning versus informal learning and teaching proficiency. *Journal of Industrial Teacher Education*, *42*, 66-87.

Chai, D. S., Kim, S. H., & Kim, M. J. (2018). A work and learning dual system model for talent development in South Korea: A multiple stakeholder view. *Advances in Developing Human Resources*, *20*(4), 410-427.

Choi, W., & Jacobs, R. L. (2011). Influences of formal learning, personal learning orientation, and supportive learning environment on informal learning. *Human*

Resource Development Quarterly, *22*(3), 239-257.

Choi, W., Noe, R., Cho, W. (2020). What is responsible for the psychological capital-job performance relationship? An examination of the role of informal learning and person-environment fit. *Journal of Managerial Psychology*, *35*(1), 28-41.

Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). NJ: Lawrence Erlbaum.

Converse, J., & Presser, S. (1986). *Survey Questions*. CA: Sage Publications.

Cortellazzo, L., Bonesso, S., Gerli, F. & Batista-Foguet, J. (2020). Protean career orientation: Behavioral antecedents and employability outcomes. *Journal of Vocational Behavior*, *116*, 1-12.

Darkenwald, G. G., & Merriam, S. B. (1982). *Adult education: Foundation of practice*. NY: Happer & Row.

De Crom, N., & Rothmann, S. (2018). Demands-abilities fit, work beliefs, meaningful work and engagement in nature-based jobs. *South African Journal of Industrial Psychology*, *44*, 1-12.

De Vos, A., Jacobs, S., & Verbruggen, M. (2021). Career transitions and employability. *Journal of Vocational Behavior*, *126*, 1-16.

Dik, B. J., Byrne, Z. S., & Steger, M. F. (2013). *Purpose and meaning in the workplace*. Washington, DC: APA Books.

Elley-Brown, M. J., Pringle, J. K., & Harris, C. (2018). Women opting in?: New perspectives on the kaleidoscope career model. *Australian Journal of Career Development*, *27*(3), 172-180.

Forrier, A., Verbruggen, M., & De Cuyper, N. (2015). Integrating different notions of employability in a dynamic chain: The relationship between job transitions, movement capital and perceived employability. *Journal of Vocational Behavior*, *89*, 56-64.

Grant, A. M., & Parker, S. K. (2009). Redesigning work design theories: The rise of relational and proactive perspectives. *The Academy of Management Annals*, *3*, 317-375.

Greenhaus, J. H., Parasuraman, S., & Wormley, W. M. (1990). Effects of race on organizational experiences, job performance evaluations, and career outcomes. *Academy of Management Journal*, *33*(1), 64-86.

Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2019). *Mutivariate data analysis* (8th ed.). UK: Cengage.

Hall, D. T. (2002). *Careers in and out of organizations*. CA: Sage Publications.

Hayes, A. F. (2022). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach* (3rd ed.). NY: Guilford publications.

Hayes, A. F., & Coutts, J. J. (2020). Use omega rather than Cronbach's alpha for estimating reliability. But…. *Communication Methods and Measures*, *14*, 1-24.

Hirschi, A. (2014). Hope as a resources for self-directed career management: Investigating mediating effects on proactive career behavior and life and jod satisfaction. *Journal of Happiness Studies*, *15*(6), 1495-1512.

Hirschi, A., & Koen, J. (2021). Contemporary career orientations and career self-management: A review and integration. *Journal of Vocational Behavior*, *126*, Article 103505.

Hofstetter, H., & Rosenblatt, Z. (2017). Predicting protean and physical boundaryless career attitudes by work importance and work alternatives: Regulatory focus mediation effects. *The International Journal of Human Resource Management*, *28*(15), 2136-2158.

Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, *6*, 1-55.

Huang, W., Yuan, C., & Li, M. (2019). Person-job fit and innovation behavior: Roles of job involvement and career commitment. *Frontiers in Psychology*, *10*, 1-10.

Jacobs, R. L. (2014). *Structured on-the-job training: Unleashing employee expertise in the workplace*(2nd ed.). San Francisco: Berrett-Koehler.

Jacobs, R. L., & Park, Y. H. (2009). A proposed conceptual framework of workplace learning: Implications for theory development and research in human resource

development. *Human Resource Development Review*, *8*(2), 133-150.

Johnson, C. D. (2001). *In search of traditional and contemporary career success*. GA: The University of Georgia.

Kristof-Brown, A. L., Zimmerman, R. D., & Johnson, E. C. (2005). Consequences of individual's fit at work: A meta-analysis of person-job, person-organization, person-group, and person-supervisor fit. *Personnel Psychology*, *58*(2), 281-342.

Leppink, J. (2015). Data analysis in medical education research: A multilevel perspective. *Perspect Med Educ*, *4*(1), 14-24.

Mainiero, L. A., & Gibson, D. E. (2018). The kaleidoscope career model revisited: How midcareer men and women diverge on authenticity, balance, and challenge. *Journal of Career Development*, *45*(4), 361-377.

Mainiero, L. A., & Sullivan, S. E. (2006). *The opt-out revolt: Why people are leaving corporations to create kaleidoscope careers*. CA: Davies-Black Publishing.

McDonald, K., & Hite, L. (2015). *Career development: A human resource development perspective*. Routledge.

Michaeli, Y., Dickson, D. J., & Shulman, S. (2018). Parental and nonparental career-related support among young adults antecedents and psychosocial correlates. *Journal of Career Development*, *45*(2), 150-165.

Moore, A. L., & Klein, J. D. (2020). Facilitating informal learning at work. *Tech Trends*, *64*, 219-228.

Ng, T. W. H., & Feldman, D. C. (2014). Subjective career success: A meta-analytic review. *Journal of Vocational Behavior*, *85*(2), 169-179.

O'Neill, M. S., & Jepsen, D. (2019). Women's desire for the kaleidoscope of authenticity, balance and challenge: A multi-method study of female health workers' careers. *Gender, Work & Organization*, *26*(7), 962-982.

Peng, Y., & Mao, C. (2015). The impact of person-job fit on job satisfaction: The mediator role of self efficacy. *Social Indicators Research*, *121*(3), 805-813.

Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., Lee, J., & Podsakoff, N. P. (2003). Common method biases in behavioral research: A critical review of the literature and recommended

remedies. *Journal of Applied Psychology*, *88*(5), 879-903.

Saks, A. M., & Ashforth, B. E. (2002). Is job search related to employment quality? It all depends on the fit. *Journal of Applied Psychology*, *87*(4), 646-654.

Savickas, M. L. (2013). Career construction theory and practice. In Robert, L., & Steven, B. (Eds.). *Career development and counseling: Putting theory and research into work* (2nd ed., pp. 147-183). Hoboken, NJ: Wiley.

Schaufeli, W. B., & Bakker, A. B. (2004). Job demands, job resources, and their relationship with burnout and engagement: A multi-sample study. *Journal of Organizational Behavior*, *25*(3), 293-315.

Schürmann, E., & Beausaert, S. (2016). What are drivers for informal learning. *European Journal of Training and Development*, *40*(3), 130-154.

Sullivan, S. E., & Baruch, Y. (2009). Advances in career theory and research: A critical review and agendas for future exploration. *Journal of Management*, *35*(6), 1542-1571.

Sullivan, S. E., Forret, M. L., Carraher, S. M., & Mainiero, L., A. (2009). Using the kaleidoscope career model to examine generational defferences in work attitudes. *Career Development International*, *14*(3), 284-302.

Sylva, H.,Mol, S. T., Den Hartog, D. N., & Dorenbosch, L. (2019). Person-job fit and proactive career behavior: A dynamic approach. *European Journal of Work and Organizational Psychology*, *28*(5), 631-645.

Waters, L., Briscoe, J. P., Hall, D. T., & Wang, L. (2014). Protean career attitudes during unemployment and reemployment: A longitudinal perspective. *Journal of Vocational Behavior*, *84*(3), 405-419.

Zinbarg, R. E., Revelle, W., Yovel, I., & Li, W. (2005). Cronbach's α, Revelle's β, and McDonald's ω_H: Their relations with each other and two alternative conceptualizations of reliability. *Psychometrika*, *70*(1), 123-133.

Abstract

Workplace Teaching-Learning Experience and Career Development Effectiveness: Focusing on Korean Work-Learning Dual Program Participants

Kim, Daeyoung
Lee, Minyoung

This study analyzed whether teaching and learning experiences in programmed workplace learning facilitated career development. Specifically, the difference between groups, in the direct effect of person-job fit(X) on each subconstruct of kaleidoscope career attitude [authenticity(M_1), balance(M_2), and challenge(M_3)] and the indirect effect of X on employability(Y) through M_1, M_2, and M_3, were verified. Data for the analysis were collected from studies by the Human Resources Development Service of Korea and the Korea Research Institute for Vocational Education & Training. The analysis group was divided into ① those who did not participate in a Work-Learning Dual Program, ② early career individuals who completed a Work-Learning Dual Program, and ③ in-company trainers of Work-Learning Dual Programs. As per the results, the positive effect of X on M_1 and M_3 and the positive indirect effect of X on Y through M_1 and M_3 were significantly different for each group. Each effect was significantly greater in group ③ than in groups ① and ②. These results show that the experience of teaching in programmed workplace learning facilitates individual career development.

Key words : person-job fit, kaleidoscope career, employability, in-company trainer, early career employees