한국심리학회지: 산업 및 조직
Korean Journal of Industrial and Organizational Psychology
2026. Vol. 39, No. 1, 1-34
https://doi.org/10.24230/kjiop.v39i1.1-34

직무열의가 심리적 철회행동을 통해 물리적 철회행동에 미치는 효과: 비인격적 감독과 부하귀인의 조절효과*

심 재 용　　박 형 인†

성균관대학교 심리학과

본 연구는 국내 조직의 구성원을 대상으로 심리적 철회행동과 물리적 철회행동을 구분하여 이들 간 관계를 조사하고, 직무열의가 심리적 철회행동을 통해 물리적 철회행동에 미치는 간접효과가 비인격적 감독과 부하귀인(성과촉진 동기 혹은 위해유발 동기)의 상호작용에 의해 달라지는지 조사하였다. 이를 위해 국내 만 19세 이상 전일제 직장인 384명을 대상으로 설문조사를 실시하였다. 분석 결과, 두 철회행동 간 유의한 정적 관계가 확인되었다. 또한 직무열의와 심리적 철회행동 간 관계가 비인격적 감독이 낮을 때 부적으로 나타나는 조절효과가 성과촉진 동기 혹은 위해유발 동기로 귀인하는 수준이 낮을 때보다 높을 때 강하게 나타나는 삼원 상호작용이 관찰되었다. 특히, 비인격적 감독이 낮고 성과촉진 동기로 귀인하는 수준이 높을 때 직무열의가 높으면 심리적 철회행동이 낮아져 결과적으로 물리적 철회행동의 감소로 이어지는 간접효과가 관찰되었다. 추가적으로, 직무열의의 세 하위요인(활력, 헌신, 몰두)에 따라 전체 모형의 결과가 다르게 나타남을 확인하였다. 이러한 결과에 근거하여 이론적 및 실무적 함의를 제시하고, 한계점과 후속 연구 방안을 제언하였다.

주요어 : 철회행동, 직무열의, 비인격적 감독, 부하귀인, 성과촉진 동기, 위해유발 동기

---

* 본 연구는 2025 Association for Psychological Science Annual Convention에서 발표된 포스터의 내용을 수정 및 보완한 것임.

† 교신저자 : 박형인, 성균관대학교 심리학과 부교수, (03063) 서울특별시 종로구 성균관로 25-2
Tel: 02-760-0485, E-mail: hi.park@skku.edu

Copyright ⓒ 2026, The Korean Society for Industrial and Organizational Psychology. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution –NonCommercial Licenses (https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

서 론

철회행동(withdrawal behaviors)은 조직에 충실하지 않거나 직무에 몰입하지 못하는 구성원들이 보이는 역기능적인 행동으로(Colquitt et al., 2014), 조직에 부정적인 영향을 미칠 수 있다(Koslowsky, 2000). 따라서 조직 관리를 위해 철회행동의 선행변수를 조사하고, 철회행동을 심층적으로 이해하는 것이 필요하다. 본 연구는 국내 직장인을 대상으로 철회행동을 설명하는 모형을 확인하고자 하며, 특히 다음의 세 가지 구체적인 목적을 갖는다. 첫째, 철회행동을 심리적 철회행동(psychological withdrawal behaviors)과 물리적 철회행동(physical withdrawal behaviors)으로 구분하는 선행연구(Colquitt et al., 2014)를 바탕으로 두 유형 간 관계를 검정하고자 한다. 둘째, 철회행동의 두 유형 간 관계에 대해서 직무열의(work engagement)가 선행변수로서 작용할 수 있는지 살펴볼 것이다. 셋째, 직무열의가 철회행동에 미치는 효과의 경계조건으로서 비인격적 감독(abusive supervision)과 부하귀인(subordinates' attribution)의 역할을 조사하고자 한다. 구체적으로, 직무열의에서 심리적 철회행동을 통해 물리적 철회행동으로 이어지는 간접효과가 비인격적 감독에 의해서 달라지고, 이러한 효과가 직원이 귀인하는 비인격적 감독의 동기에 의해서 다시 달라질 것으로 예상하였다.

국내 주요 50개 기업을 대상으로 한 설문조사에 따르면, 직원들은 전체 업무 시간의 약 16.7%에 해당하는 하루 평균 약 1시간 20분을 업무 목적 외 사적인 용도로 사용하지만, 해당 문제에 적극적으로 개입하는 기업은 응답한 기업의 절반에 못 미치는 것으로 나타났다(한국경영자총협회, 2024). 그러나 응답한 기업의 93.3%가 직원의 업무 몰입이 더 향상될 여지가 있다고 답하여서(한국경영자총협회, 2024), 철회행동으로 볼 수 있는 비생산적 활동에 관한 관리가 필요하다는 점을 시사한다. 관리에 도움이 되기 위해서는 국내 조직 환경에서 철회행동이 발생하는 이유를 조사할 필요가 있다. 철회행동을 다룬 국내 선행연구가 이미 존재하지만, 아직은 역사가 짧아 더 연구가 요구된다. 예를 들어, 주로 지각, 결근 등 전통적인 철회행동의 개념을 사용하거나(예, 김민서, 신용재, 2023), 철회행동을 단일요인으로 측정하였고(예, 정지윤, 2022), 철회행동의 두 유형을 구분하더라도 별개의 준거변수로 사용해 이들 간 관계에는 초점을 맞추지 않았다(이한석 등, 2016). 드물게 철회행동의 두 유형 간 관계를 조사한 연구도 있으나(장수덕, 2019), 특정 지역의 중소기업을 대상으로 하였기에 결과의 일반화 가능성을 높이기 위한 후속 연구가 요구된다.

전술한 것과 같이 철회행동은 심리적 철회행동과 물리적 철회행동으로 구분할 수 있고, 특히 심리적 철회행동이 물리적 철회행동의 사전적 행동이 될 가능성이 크다(장수덕, 2019; Colquitt et al., 2014). 이는 심리적 철회행동이 더 실질적인 물리적 철회행동으로 발전하기 전 조직에서 개입할 기회가 있음을 의미한다(장수덕, 2019). 또한 Koslowsky(2009)는 개인적 특성이 철회행동의 선행변수로 작용할 수 있고, 조직 차원의 요인이 이 관계를 조절할 수 있다고 제안하였다. 이러한 연구 배경을 바탕으로 본 연구는 국내 철회행동 문헌에 기여하기 위해 철회행동의 두 유형 간 관계, 개인 차원의 선행변수, 그리고 조직 차원의 조절변수를 모두 포함한 연구 모형을 설정하였다. 구체적으로, 업무에 대한 전향적 태도인 직무

열의를 선행변수로 제안하고 상사의 비인격적 감독을 조절변수로 설정하여, 직무열의와 철회행동 간 부적 관계가 비인격적 감독을 낮게 지각할 때 두드러질 것이라 예상하였다. 나아가 비인격적 감독의 효과가 부하의 주관적 귀인에 따라 달라질 수 있음을 고려해(Liu et al., 2012), 부하가 지각하는 상사의 동기를 성과촉진 동기(performance promotion motive)와 위해유발 동기(injury initiation motive)로 구분하고, 두 번째 조절변수로서 모형에 투입하였다. 이러한 최종 모형을 국내 전일제 직장인을 대상으로 검정해 결과의 일반화 가능성을 높이고자 하였다. 본 연구를 통해 철회행동에 대한 이해를 넓히고, 조직 차원에서 철회행동에 대한 효과적인 대처 방안을 수립하는 데 기여하고자 한다.

철회행동의 하위유형 간 관계

철회행동은 조직과 직무에 대한 노력을 회수하고 작업 환경에서 벗어나기 위한 일련의 행동으로 정의할 수 있다(Colquitt et al., 2014). 전통적으로 지각, 결근, 그리고 이직이 철회행동의 주된 양상으로 연구되었다(Koslowsky, 2000). 그러나 겉으로 드러나지 않는 사소한(minor) 형태의 철회행동도 누적되면 생산성 저하로 이어질 수 있다는 점에서, 철회행동의 범주를 확장하여 연구할 필요성이 제기되었다(Koslowsky, 2009; Rosse, 1988). 이러한 논의를 바탕으로 Colquitt 등(2014)은 철회행동을 심리적 철회행동과 물리적 철회행동으로 구분하고 각 유형의 정의와 대표적인 사례들을 제시하였다. 먼저, 심리적 철회행동은 작업 환경에서 심리적으로 도피하여 시간을 낭비하거나 업무에 소극적으로 반응하는 행위를 가리킨다. 예를 들어, 공상을 하거나, 동료와 잡담하거나, 바쁜 척하며 개인적인 용무를 처리하는 행위 등이 포함된다. 최근에는 대부분의 업무가 컴퓨터 기반으로 이루어지면서, 단순 흥미 목적의 사이버 휴식(cyberloafing)도 빈번하게 관찰된다(Koslowsky, 2009). 반면 물리적 철회행동은 실제로 작업 환경을 일정 시간 벗어나는 행동을 말한다. 앞서 언급한 지각, 결근, 이직이 대표적인 사례이며, 회의에 불참하거나 휴식 시간을 길게 가지는 것도 물리적 철회행동에 속한다.

철회행동과 관련된 또 다른 논의는 철회행동의 유형 간에도 선후 관계가 존재할 수 있다는 것이다. Koslowsky(2000)는 각 철회행동의 고유한 양상과 더불어 이들 간 상호연관성도 이해해야 함을 지적했고, Johns(2001)는 철회행동 간 관계를 설명하기 위해 다섯 가지 모형을 제안하기도 했다. 이후 Colquitt 등(2014)이 관련 연구를 종합하며 철회행동의 두 유형 간 관계에 대한 세 가지 모형을 제시하였다. 첫 번째는 독립형(independent form)으로, 철회행동 간에 어떤 관계도 없는 경우이다. 이런 현상이 나타나는 이유는, 각각의 철회행동이 서로 다른 이유에 의해 발생하며 각기 다른 욕구를 충족시키기 때문이다. 두 번째는 보상형(compensatory form)이다. 이 모형에서는 한 가지 유형의 철회행동이 개인의 불만족을 해소하여 다른 철회행동의 필요성이 감소한다고 주장하고, 결과적으로 철회행동 간에 부적 관계가 관찰될 가능성이 있다. 마지막으로 진행형(progression)은 특정 철회행동이 다른 유형의 철회행동을 유발하는 것을 의미하는데, 특히 심리적 철회행동과 같은 사소한 형태가 물리적 철회행동처럼 더 분명한 형태로 발전할 가능성이 크다고 설명한다. 이에 따라 세 번째

모형에서는 두 철회행동 간 정적 관계를 예상한다. 세 모형 중 가장 많은 연구의 지지를 얻은 것은 진행형이다(Colquitt et al., 2014; Koslowsky, 2009; Sagie & Birati, 2002). 진행형 모형이 특히 중요한 이유는 개인이 작은 철회행동에서 시작하여 점진적으로 더 큰 철회행동으로 진전될 수 있음을 시사하기 때문이다. 이러한 해외 이론 및 사례를 종합하였을 때 국내 조직 환경에서도 심리적 철회행동과 물리적 철회행동 간 정적 관계가 나타날 가능성이 있으며, 실제로 심리적 철회행동이 물리적 철회행동을 높여 이직의도의 증가로 이어지는 효과가 확인되었다(장수덕, 2019), 그러나 대전·충남 지역의 중소기업 종사자를 대상으로 한 연구이기 때문에(장수덕, 2019), 국내 조직 맥락에서 철회행동 간 관계를 더 많이 연구하여 결과의 일반화 가능성을 높일 필요가 있다. 따라서 보다 다양한 국내 표본을 대상으로 철회행동의 두 유형이 진행형의 양상으로 관찰되는지를 검정하고자 한다.

가설 1. 심리적 철회행동은 물리적 철회행동과 정적 관계를 보일 것이다.

직무열의와 철회행동 간 관계

철회행동은 업무에 집중하는 시간을 줄일 뿐만 아니라 동료에게도 전염되어 조직 내 분위기를 저해함으로써 생산성을 감소시킬 수 있기 때문에(Koslowsky, 2009), 철회행동을 감소시키는 요인을 조사할 필요가 있다. 국내에서도 이를 확인하려는 노력이 이루어졌으나(김민서, 신용재, 2023; 김태욱, 윤선미, 2020; 이한석 등, 2016), 이들 대부분은 조직 차원의 변수를 다루었다. 그러나 다수준 철회행동 모형(multi-level withdrawal behaviors model)이 주장하는 바와 같이 개인적 변수 또한 철회행동의 선행변수로 작용할 수 있다는 점에서(Koslowsky, 2009), 국내에서도 선행변수의 범위를 확장하여 연구할 필요성이 있다. 이중 개인의 태도는 이론적으로 행동에 영향을 미치며(Albarracín et al., 2005), 실증적으로도 조직몰입, 직무만족과 같은 긍정적인 태도가 철회행동을 낮출 수 있음이 밝혀졌다(Blau, 1994; Golden, 2006). 이에 따라 본 연구에서는 업무에 대한 전향적 태도인 직무열의가 철회행동의 감소에 기여할 수 있는지 살펴보고자 한다.

직무열의는 직무와 관련하여 긍정적이고 동기가 충만한 상태를 의미하며, 활력(vigor), 헌신(dedication), 그리고 몰두(absorption)의 세 하위요인으로 구성된다(Schaufeli & Bakker, 2004). 하위요인은 각각 정서적 측면, 동기적 측면, 그리고 인지적 측면을 반영한다(Bakker, 2011). 먼저 활력은 직무수행 중 어려움에 맞닥뜨려도 계속 노력을 투자할 수 있도록 하는 높은 수준의 에너지를 의미한다(Schaufeli & Bakker, 2010). 다음으로 헌신은 직무에 강하게 동기부여되어 열정, 자부심, 도전의식 등을 경험하는 상태이다(Schaufeli & Bakker, 2010). 마지막으로 몰두는 시간이 가는 것을 느끼지 못할 정도로 완전히 집중하여 행복감을 느끼고 자신을 직무와 분리하기 어려운 상태로 설명된다(Schaufeli & Bakker, 2010). 직무열의가 높은 사람은 업무에 몰입해 양질의 직무수행을 하는 등 조직에 더 많이 기여할 가능성이 있다(김영신, 박형인, 2022; Bakker & Demerouti, 2017). 최근 해외 메타분석 연구에서도 직무열의가 이직의도를 낮추고 수행과 건강 관련 지표를 높이는 등 다양한 긍정적 결과와 관련이 있음이 확인되었다(Mazzetti et al., 2023).

이에 조직 입장에서도 직원의 직무열의 관리가 중요한 과제가 될 수 있다(Demerouti & Cropanzano, 2010).

직무열의와 철회행동 간 관계는 자원보존(conservation of resources)이론(Hobfoll, 1989)으로 설명할 수 있다. 자원보존이론(Hobfoll, 1989)에 따르면, 개인은 더 많은 자원을 얻기 위해 현재의 자원을 투자할 수 있고, 이는 실제 자원의 증가로 이어진다. 자원 총량의 증가는 새로운 자원투자를 가능케 하며, 결과적으로 자원의 선순환(gain spiral)이 형성된다(Hobfoll, 1989). 즉, 직무열의 자체가 하나의 자원으로 작용하여 적극적인 자원의 투자를 유도하는 등 자원 총량의 향상에 기여할 수 있다(Salanova et al., 2010). 예를 들어, 직무열의가 높은 직원은 새로운 기술을 배워 더 나은 수행을 보일 수 있고, 다른 직원과의 원만한 관계를 형성하는 데 추가 자원을 투자하여 이후에 다시 이들에게서 도움을 받을 수 있다(Salanova et al., 2010). 이러한 직무열의가 자원으로 작용하는 선순환적 관계는 많은 선행연구에서 실증적으로 입증되었다(Salanova et al, 2006; Llorens et al., 2007; Xanthopoulou et al., 2009). 나아가, 조직에 도움이 되기 위해 긍정적인 행동을 하는 것 외에도 규율을 지키고 부정적인 행동을 통제하는 데에도 자원이 투자된다(Baumeister & Heatherton, 1996; Zhang et al., 2019). 철회행동은 명백히 조직에 부정적인 영향을 미치는 행동이며, 이를 통제하기 위한 자원이 부족한 직원에게서 철회행동이 나타날 가능성이 높다(정지윤, 2022; Taris et al., 2001). 이와 대조적으로 직무열의가 높은 사람은 적극적인 자원의 투자를 통해 긍정적인 결과를 만들고자 하기에, 그 일환으로 자신의 철회행동을 통제하는 데 자원을 투자하여 결과적으로 철회행동이 감소될 가능성이 있다. 다시 말해, 자원으로서 작동하는 직무열의가 충분한 상황에서는 직장에서 철회행동 빈도가 낮을 것이다. 반면, 철회행동의 빈도가 직무열의를 결정하기는 어렵다. 보통 태도에 의해 행동이 영향을 받기 때문에(Kammeyer-Mueller et al., 2024; Kim & Hunter, 1993), 직무태도의 일종인 직무열의 수준이 철회행동의 빈도에 영향을 미치는 순서가 더 확률이 높고, 그 반대의 순서는 가능성이 낮다.

한편, 철회행동은 심리적 철회행동과 물리적 철회행동의 두 가지 유형으로 구분할 수 있다(Colquitt et al., 2014). 이 두 유형의 철회행동에서도 선후 관계가 존재할 수 있다. Colquitt 등(2014)의 철회행동 진행형 모형에 따르면, 직원이 물리적 철회행동과 같은 분명한 형태의 행동을 보이기 전의 신호로서 비교적 사소한 형태의 심리적 철회행동이 먼저 관찰될 가능성이 크다. 이는 개별 주체인 직원이 철회행동에 대한 비용을 고려하기 때문일 수 있는데, 외현적 관찰이 용이하여 부담되는 물리적 철회행동을 바로 실행하기 전에 소소한 형태의 심리적 철회행동으로 시작하여 타인의 반응을 살필 수 있다(Koslowsky, 2009). 유사한 사례로서, Berry 등(2012)의 메타분석 연구는 전통적 철회행동 간에도 진행형 모형이 적용되어 비교적 가벼운 형태인 지각이 결근 수준을 높여 궁극적으로 이직으로 이어진다고 보고하였다. 요컨대, 심각한 형태의 철회행동이 갑자기 나타나기보다는 경미한 형태의 철회행동이 먼저 나타나고 이후에 직접적이고 심각한 형태로 이어질 가능성이 크다는 것이다. 이러한 이론적 배경에 따라 본 연구는 낮은 직무열의가 물리적 철회행동으로 바로 이어지기보다는, 더 경미한 형태의 심리적 철회행동

으로 먼저 발현된 후에 심리적 철회행동을 통해 물리적 철회행동으로 강화되는 양상을 보일 것으로 예상하였다. 철회행동의 두 유형 간 중첩 변량이 클 것이므로, 심리적 철회행동을 고려하면 직무열의는 물리적 철회행동으로 직접 이어지는 효과를 보이지 않을 확률이 높다. 실제로 국내 선행 연구에서는 심리적 철회행동과 물리적 철회행동 간 높은 상관을 보고하였다(장수덕, 2019). 본 연구에서는 이러한 간접효과에 초점을 두어, 철회행동의 선행변수로서 직무열의의 가능성을 조사하는 것과 동시에 철회행동의 진행형 모형에 대한 국내 연구 사례를 더하고자 한다.

비인격적 감독의 조절효과

Koslowsky(2009)의 다수준 철회행동 모형은 철회행동의 예측변수로 개인 요인과 조직 요인 등 다양한 상하위 수준에서의 선행요인을 종합적으로 고려하여 철회행동으로의 발달 경로를 설명하는 데 초점을 둔다. 즉, 이 모형에서는 철회행동의 예측변수로 개인적 변수뿐만 아니라 여러 환경적 변수도 함께 고려한다. 조직 내 구성원의 행동에 영향을 주는 환경적 변수에는 대표적으로 조직 차원의 요인이 있다. 조직 차원의 요인에는 조직문화, 경영정책, 리더십 등이 포함된다(Koslowsky, 2009; Trice & Beyer, 1993). 이 중에서도 상사의 리더십은 개인의 태도나 행동에 지대한 영향을 미치는 조직 차원의 요인으로(백승연, 박형인 2020; Eisenberger et al., 2010), 많은 관심을 받아온 연구 주제 중 하나이다. 리더십 연구는 주로 리더의 긍정적 측면이 조직의 효과성을 어떻게 높이는지에 초점을 두었다(Yukl, 2006). 실제로 철회행동이 준거변수일 때 긍정적 리더십을 조절변수로 다룬 선행연구가 존재하였는데, 주도적 성격과 철회행동 간 관계를 서번트 리더십이 강화하거나(Song & Lee, 2020), 조직의 가족 친화적 정책이 철회행동을 낮추는 효과가 변혁적 리더십이 높을 때 나타나기도 하였다(Wang & Walumbwa, 2007). 그러나 조직 환경에서는 상사의 부정적 리더십도 존재하며, 긍정적 리더십과는 반대로 개인과 조직에게 심대한 영향을 미칠 수 있다(Tepper et al., 2017).

나아가 Koslowsky(2009)의 다수준 철회행동 모형은 개별 선행변수의 효과뿐만 아니라 이들 간 상호작용을 통해 철회행동을 폭넓게 이해할 수 있음을 핵심으로 삼는다. 요컨대, 국내 선행연구에서 주로 다루어졌던 조직 차원의 변수가 개인적 변수와 철회행동 간 관계를 다르게 하는 조절변수로도 작용할 수 있다는 것이다. 이에 따라 본 연구에서 예상하는 직무열의의 자원적 효과도 조직의 환경에 따라 다르게 나타날 수 있을 것으로 예상하였다. 본 연구에서는 상사의 부정적 리더십에 주목하여 이에 해당하는 전형적 예시인 비인격적 감독의 조절효과를 확인하고자 한다.

비인격적 감독은 신체적 접촉이 없더라도 상사가 언어적·비언어적으로 지속적인 적대행동을 보이는 정도를 의미한다(Tepper, 2000). 본 연구는 특히 부하가 지각하는 비인격적 감독에 초점을 맞추고자 한다. 상사가 비인격적으로 행동하더라도 부하가 이를 인지하지 못한다면 아무런 영향이 없을 수도 있기 때문에, 부하의 주관적 평가가 외부의 객관적 평가나 상사 자신의 인식보다 더 중요할 수 있다. 실제로 상사의 행동에 관한 부하의 해석은 개인마다 다를 수 있어서 똑같은 상사의 행동을 보고 한 부하는 충분히 비인격적인 것으로 받

아들일 수 있지만, 다른 한 부하는 그렇지 않을 수도 있다(Tepper, 2000). 예컨대, 상사의 인식과 별개로 자신의 상사가 계속해서 직원을 험담하거나 사생활을 침해한다고 부하가 인식한다면 이 역시 비인격적 감독으로 간주된다(Tepper, 2000). 서양의 메타분석 결과에 따르면(Liu et al., 2024; Zhang & Liao, 2015), 상사의 비인격적 감독은 조직시민행동을 낮추거나 소진을 높이는 등 다양한 부정적 결과와 관련이 있고, 국내 메타분석 연구에서도 비슷한 결과가 관찰되었다(이누리 등, 2021). 한편, 동양권은 서양권에 비해 상사와 부하 간 권력거리를 더 높게 인식하며, 그 결과 비인격적 감독을 더 높게 보고한다는 것이 Mackey 등(2017)의 메타분석 연구에서 드러났다. 이와 관련하여, 소위 '갑질'로 인식되는 상사의 부적절한 행동은 국내에서 직장 내 괴롭힘 방지법이 제정되는 데 영향을 주었고(정봉수, 2023), 국내 직장인을 대상으로 한 설문조사에서 임원이 아닌 상급자가 직장 내 괴롭힘의 가해자로 가장 많이 지목되기도 하였다(장진희, 2023). 이런 사회적 배경과 연구 결과는 국내 직장 환경에서 부하가 지각하는 상사의 비인격적 감독이 미치는 영향을 심층적으로 연구할 필요성을 보여준다.

비인격적 감독이 직무열의와 철회행동 간 부적 관계를 약화시키는 이유는 크게 두 가지로 설명될 수 있다. 첫 번째 이유는 자원보존이론(Hobfoll, 1989)에 근거한다. 전술한 직무열의의 자원적 효과는 자원 손실 위협이 있을 때 약화될 가능성이 있는데, 자원이 부족한 상황에서 개인은 자원의 추가적인 소모를 최소화하고 자원을 보존하려고 하기 때문이다(Hobfoll, 1989). 상사의 비인격적 감독은 이를 지각하는 직원의 입장에서 자원을 소모하게 하는 대표적인 대인관계적 스트레스원(stressor)이다(Zhang et al., 2019). 따라서 부하가 상사의 비인격적 감독을 높게 지각하는 상황에서는 직무열의가 높은 직원이라도 자원을 보호하고자 철회행동의 방지에 투자할 자원을 회수하여 결과적으로 직무열의가 철회행동과 갖는 부적 관계가 비인격적 감독으로 인해 약해질 수 있다. 두 번째 이유는 반발(reactance)이론(Brehm & Brehm, 1981)으로 설명할 수 있다. 반발이론(Brehm & Brehm, 1981)에 따르면, 사람들은 타인으로부터의 강한 요구를 받을 때 이를 자신에 대한 제재 혹은 위협으로 인식하여, 주도성을 되찾고 스스로를 보호하고자 타인의 요구를 거부하는 방향으로 행동할 수 있다. 예를 들어, 통제를 가한 대상에게 높은 저항심을 보이며 직접적인 적대행동을 보일 수 있다(Brehm & Brehm, 1981). 부하에게 비인격적으로 인식되는 상사는 자유를 위협하는 대상으로도 인식될 수 있고(양승주 등, 2016), 실제로 상사로부터 부당한 대우를 받는다고 느끼는 직원은 좌절감과 통제감 상실을 경험할 수 있다(Ashforth, 1997). 이에 상사의 비인격적 감독을 높게 지각하는 부하직원은 상사를 향한 반발 동기를 느낄 것이다. 그러나 조직 맥락에서는 권력 구조로 인해 상사를 향한 직접적인 행동이 어려울 수 있고(Avey et al., 2015; Mitchell & Ambrose, 2007), 이에 보다 간접적인 형태의 반발 행동이 나타날 가능성이 크다. 즉, 직원은 자신의 자율 행동을 조절하는 방향으로 반감을 표현할 가능성이 있다(이수진 등, 2012). 이는 통제감을 회복하는 또 다른 방법이 자신의 재량을 발휘할 수 있는 행동을 하는 것이기 때문이다(Wright & Brehm, 1982). 구체적으로는 조직시민행동, 지식공유행동 등 긍정적인 행동을 줄이거나(양승주 등, 2016;

Zellars et al., 2002), 잘 드러나지 않은 일탈행동을 할 수 있다(Avey et al., 2015). 요컨대 비인격적 감독을 지각하는 직원은 이에 대한 반감으로 높은 직무열의에도 불구하고 철회행동을 상대적으로 더 할 수 있으며, 특히 심리적 철회행동은 눈에 잘 띄지 않는다는 점에서 직원들이 선택하기 더욱 쉬울 것이다. 이에 따라 간접효과의 첫 번째 경로인 직무열의와 심리적 철회행동의 부적 관계를 상사의 비인격적 감독이 조절하여, 본 연구에서 기대하는 직무열의의 자원적 효과는 지각된 상사의 비인격적 감독 수준이 낮을 때 더 강하게 나타날 것이라고 예상하였다.

부하귀인의 삼원 상호작용효과

귀인이론(Heider, 1958)에 따르면, 개인은 자신의 주위에서 발생하는 특정 사건에 대해 인과적 추론을 하고자 하며, 이를 바탕으로 자신의 태도와 행동을 결정한다. 이러한 귀인 과정은 조직 내 다양한 대상에 대해서 발생하여 조직 내 개인의 태도나 행동에도 영향을 미칠 수 있다. 예를 들어 직원이 조직 내 인사시스템의 목적을 직원의 웰빙과 작업 환경 개선이라고 인식한다면 직무열의나 직무만족이 높아지는 해외 메타분석 결과가 존재하였다(Hu et al., 2025). 이와 유사하게 상사로부터 비인격적인 대우를 받는다고 지각하는 부하는 이를 인식하면서 상사의 동기를 추론하고자 할 것이다. 상사의 비인격적 감독은 일반적으로 경험할 것이라 예상하지 못하는 특수한 상황인 데다가 개인의 삶에 부정적인 영향을 줄 수 있는 환경적 요인이기 때문에, 부하로 하여금 상사의 행동 동기를 추론하는 인지적 과정을 유발할 가능성이 매우 높다(Burton et al., 2014; Yu & Duffy, 2021). 상사의 비인격적 감독은 상사의 의도가 반영된 요인인데(Tepper, 2007), 그동안 비인격적 감독을 다룬 선행연구는 상사가 악의적인 의도를 가졌고 부하도 그렇게 해석할 것이라 가정하는 경우가 많았다(Martinko et al., 2013). 그러나 부하 지도 등의 긍정적인 목적을 가지고 부하를 엄격하게 대하는 경우도 있다(Tepper, 2007). 물론 상사가 실제로 좋은 의도를 가졌고 이를 부하가 인식했다고 해도, 부하의 입장에서 상사가 자신을 비인격적으로 다룬다고 생각하면 이는 여전히 비인격적 감독으로 간주된다(Tepper, 2007). 다만, 이런 경우 상사에 대한 부하의 반응이 달라질 수 있으므로(Liu et al., 2012), 상사의 비인격적 감독에 대한 부하의 귀인을 중요하게 생각할 필요가 있다.

상사의 비인격적 감독과 관련하여 Liu 등(2012)은 부하가 지각하는 상사의 동기가 크게 두 가지로 구분될 수 있다고 제안하였다. 첫 번째는 비인격적 감독을 성과촉진 동기로 귀인하는 유형으로, 상사가 업무 성과를 높이기 위해 자신을 단련시키는 것이라고 해석하는 것이다. 부하직원이 스스로 자신이 부족하다고 느끼거나 상사의 행동이 장기적으로 자신의 성장에 도움이 된다고 여길 수 있고(Liu et al., 2012), 이런 경우에는 상사의 비인격적 감독이 어느 정도 정당화되어 덜 위협적인 것으로 인식될 가능성이 있다. 두 번째는 위해유발 동기로 귀인하는 유형으로, 상사가 자신에게 해악을 가하려는 의도를 품고 있다고 해석하는 것이다. 이 경우 부하는 상사가 자신을 미워하거나 혹은 자신에게 스트레스를 풀고 있다고 받아들여 상사에 대한 부정적인 정서를 느끼거나 관련 경험을 반추할 가능성이 높다(Liao et al., 2020; Yu & Duffy, 2021). 요컨대

위해유발 동기로 귀인할 경우에는 상사의 비인격적 감독을 더 위협적인 것으로 인식할 가능성이 크다.

본 연구에서는 상사의 동기에 대한 부하의 주관적 귀인이 두 번째 조절변수로서 직무열의와 심리적 철회행동 간 관계를 조절하는 비인격적 감독의 효과를 다시 조절하여 삼원 상호작용효과를 보일 것이라 예상한다. 비인격적 감독은 상사와 부하 간 대인관계에서 나타나며, 특히 부하의 지각이 중요하다(Tepper, 2000). 또한 비슷한 수준의 비인격적 감독을 지각하더라도 이러한 상황의 원인을 구체적으로 어떻게 해석하는지는 다를 수 있고(Liu et al., 2012; Tepper et al., 2017), 이에 따라 비인격적 감독으로 인한 결과 역시 달라질 가능성이 있다. 따라서 부하가 지각하는 상사의 비인격적 감독과 상사의 동기를 해석하는 부하의 귀인이라는 두 요소를 동시에 고려한 삼원 상호작용효과를 확인해야 심리적 철회행동을 설명하는 총체적 모형을 파악할 수 있다. 부하가 상사의 동기를 추론한 후 비인격적 감독을 덜 위협적인 것으로 인식한다면, 반발 동기가 상대적으로 감소하여 직무열의의 자원적 효과가 더 잘 나타날 것으로 예상한다. Liu 등(2012)의 제안에 따르면, 부하가 비인격적 감독을 덜 위협적으로 인식하는 경우는 상사의 행동을 자신의 성장을 위한 조치로 받아들이거나, 최소한 고의적인 괴롭힘은 아니라고 판단할 때로 볼 수 있다. 요컨대 비인격적 감독의 수준이 낮을 때 직무열의와 심리적 철회행동 간 부적 관계가 강하게 나타나는 양상은 부하가 성과촉진 동기로 귀인하는 수준이 높을 때와 위해유발 동기로 귀인하는 수준이 낮을 때 더 두드러지게 관찰될 것이다. 이에 따라 아래와 같이 가설을 설정하여 검정하고자 한다.

가설 2. 직무열의와 심리적 철회행동 간 부적 관계가 비인격적 감독이 낮을 때 더 강하게 나타나는 조절효과가 성과촉진 동기로 귀인하는 수준이 낮을 때보다 높을 때 두드러지는 삼원 상호작용효과가 나타날 것이다.

가설 3. 직무열의와 심리적 철회행동 간 부적 관계가 비인격적 감독이 낮을 때 더 강하게 나타나는 조절효과가 위해유발 동기로 귀인하는 수준이 높을 때보다 낮을 때 두드러지는 삼원 상호작용효과가 나타날 것이다.

종합 모형

이상의 내용을 종합하였을 때, 간접효과의 첫 번째 경로에서의 삼원 상호작용으로 인해 직무열의가 물리적 철회행동에 갖는 간접효과의 강도가 달라질 것으로 예상된다. 우선 부하가 지각하는 상사의 비인격적 감독이 낮을수록 직무열의와 심리적 철회행동 간 부적 관계가 강하게 나타나며, 이에 따라 직무열의에서 심리적 철회행동을 거쳐 물리적 철회행동의 감소로 이어지는 간접효과가 상사의 비인격적 감독이 낮을 때 더 강하게 관찰될 것이다. 나아가 이러한 비인격적 감독의 조절된 매개효과는 부하의 주관적 귀인에 의해 다시 조절될 것으로 보았다. 즉, 부하가 상사의 동기를 성과촉진으로 귀인하는 수준이 높거나 위해유발로 귀인하는 수준이 낮아 상사의 비인격적 감독을 덜 위협적인 것으로 인식할수록 비인격적 감독의 조절된 매개효과가 더 두드러질 것으로 예상된다. Hayes(2018)는 이렇게 삼원 상호작용효과로 인해 간접효과가 달라

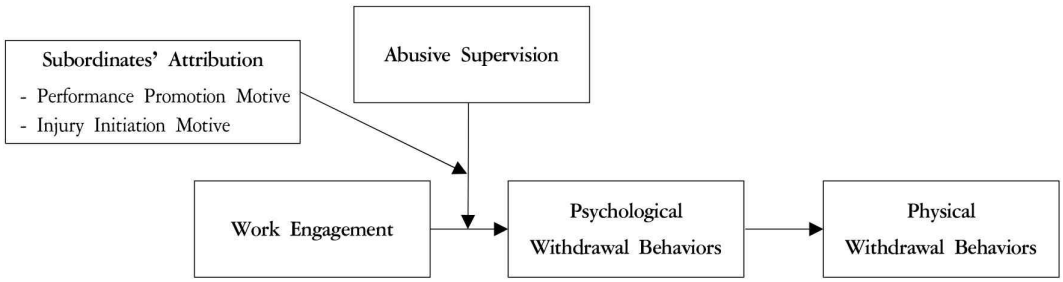


Figure 1. Moderated Moderated Mediation Model

지는 모형을 이중 조절된 매개모형[1](또는 조절된 조절된 매개모형, moderated moderated mediation)으로 개념화하였다. 추가적으로, 간접효과를 고려하면 직무열의로부터 물리적 철회행동으로 이어지는 직접효과는 존재하지 않을 것으로 예상하였다. 최종적으로 아래와 같은 가설을 설정하여 연구 모형을 검정하고자 한다(그림 1).

가설 4. 직무열의가 심리적 철회행동을 통해 물리적 철회행동으로 이어지는 간접효과가 비인격적 감독의 수준에 따라 달라지는 조절된 매개효과를 성과촉진 동기 귀인이 추가로 조절하여 성과촉진 동기로 귀인하는 수준이 낮을 때보다 높을 때 조절된 매개효과가 더 크게 나타날 것이다.

가설 5. 직무열의가 심리적 철회행동을 통해 물리적 철회행동으로 이어지는 간접효과가 비인격적 감독의 수준에 따라 달라지는 조절된 매개효과를 위해유발 동기 귀인이 추가로 조절하여 위해유발 동기로 귀인하는 수준이 높을 때보다 낮을 때 조절된 매개효과가 더 크게 나타날 것이다.

1) 본 연구는 매개효과보다 간접효과에 초점을 맞추지만, Hayes(2009)는 이러한 구분을 크게 중요시하지 않았고, 결과의 분석 및 해석에 조절된 매개(moderated mediation)라는 개념을 광범위하게 적용하고 있기에 조절된 매개라는 표현을 고수한다.

방 법

연구절차 및 대상

본 연구는 자료 수집에 앞서 연구자가 속한 대학의 생명윤리심의위원회(institutional review board)로부터 절차에 대한 승인을 받았다. 이어서 국내 온라인 설문조사 회사를 통해 2024년 10월 8일부터 11일까지 횡단자료를 수집하였다. 연구 대상은 상사와 함께 일하는 만 19세 이상의 전일제 직장인으로 한정하였고, 선별문항을 통해 기준이 충족된 사람에 한해 연구 설명문을 제시하였다. 조건이 충족되지 않은 경우 바로 연구가 종료되었다. 연구 설명문을 읽고 연구 참여에 자발적으로 동의한 경우에만 본 설문에 응할 수 있었으며, 응답을 마친 참가자에게는 설문조사 회사를 통해 소정의 적립금을 지급하였다. 최종적으로 총 384명의 자료를 설문조사 회사로부터 전달받았다.

연구 참가자 384명의 인구통계학적 정보를

보면, 우선 평균 연령은 만 41.2세(*SD* = 9.1)로 나타났다. 성별은 남성이 187명(48.7%), 여성이 197명(51.3%)이었다. 최종 학력은 4년제 대학교 졸업 231명(60.2%), 2년제 대학교 졸업 66명(17.2%), 고등학교 졸업 46명(12.0%), 대학원 졸업 이상 40명(10.4%) 등으로 절반 이상이 4년제 대학교 졸업생이었다. 고용 형태의 경우 정규직 352명(91.7%), 비정규직 32명(8.3%)으로 정규직 직장인이 대부분이었다. 직군의 경우 사무직 200명(52.1%), 관리직 51명(13.3%), 전문직 48명(12.5%) 등의 순서로 나타났다. 직급은 사원급 114명(29.7%), 대리급 83명(21.6%), 과장급 87명(22.7%), 차장급 42명(10.9%), 그리고 부장급 58명(15.1%)으로 구성되었다. 마지막으로 평균 근속기간은 6.9년(*SD* = 6.9)이었고, 상사와 함께 근무한 기간은 4.5년(*SD* = 4.8)이었으며, 주당 평균 근무시간은 42.0시간(*SD* = 8.5)이었다.

측정도구

직무열의

직무열의를 측정하기 위해 장성희(2009)가 번안한 Schaufeli 등(2006)의 단축형 직무열의 척도(Utrecht Work Engagement Scale 9 item, UWES-9)를 사용하였다. 하위요인인 활력, 헌신, 그리고 몰두에 대해 각각 세 문항씩 총 아홉 문항으로 구성되어 있으며, 5점 Likert 척도로 측정되었다(1.00 = “전혀 그렇지 않다”, 5.00 = “매우 그렇다”). 문항의 예시로는 활력의 경우 “직무상에서 나는 넘치는 힘을 느낀다.” 등이 있고, 헌신의 경우“나의 직무는 나를 열심히 일하도록 만든다.” 등이 있으며, 몰두의 경우 “직무를 수행할 때, 나는 몰입된다.” 등이 있다. 본 자료에서 직무열의의 내적일치도 계수(Cronbach’s α)는 .92인 것으로 나타났고, 하위요인별 내적일치도 계수는 활력이 .85, 헌신이 .86, 그리고 몰두가 .84로 나타났다.

비인격적 감독

비인격적 감독은 Tepper(2000)가 개발한 척도에서 김정진(2011)이 국내 조직 환경에 적합한 문항을 발췌 및 번안한 여덟 문항으로 측정하였다. 문항의 예시로는 “상사는 나에 대해 좋지 않은 얘기를 다른 사람에게 한다.”, “상사는 나에게 무례하게 행동한다.” 등이 있으며, 5점 Likert 척도로 측정되었다(1.00 = “전혀 그렇지 않다”, 5.00 = “매우 그렇다”). 본 자료에서의 내적일치도 계수는 .95로 나타났다.

부하귀인

부하귀인을 측정하기 위해 Liu 등(2012)이 개발한 척도를 이서연(2024)이 번안한 버전을 사용하였다. 성과촉진 동기와 위해유발 동기 각각에 대해 다섯 문항씩 총 10문항으로 이루어져 있으며, 5점 Likert 척도로 측정되었다(1.00 = “전혀 그렇지 않다”, 5.00 = “매우 그렇다”). 예시 문항으로 성과촉진 동기는 “상사는 나의 성과를 높이고자 한다.” 등이 있고, 위해유발 동기는 “상사는 나에게 상해를 입히려고 한다.” 등이 있다. 본 자료에서 위해유발 동기의 내적일치도 계수는 .94로 높게 나타났지만, 성과촉진 동기의 경우 다섯 문항을 다 사용했을 때 내적일치도 계수가 .59로 다소 낮게 나타났다. 내적일치도 분석 결과, 다섯 문항 중 두 문항을 삭제하였을 때 내적일치도 계수가 .68로 증가하였다. 삭제된 문항은 “상사는 나에게 실수를 용납하지 않는다는 메시지를 보내려고 한다.”와 “상사는 나에게 나의 실수와 잘못에 대해 경고하고자 한다.”이다.

내적일치도를 향상시키기 위해 본 연구에서는 이 두 문항을 제외한 결과를 보고하였다. LISREL 9.3(Jöreskog & Sörbom, 2017) 프로그램을 활용하여 확인적 요인분석(confirmatory factor analysis, CFA)을 시행한 결과, 부하가 귀인하는 상사의 동기를 연구모형과 같이 두 개로 구분한 모형이, $\chi^2(19, N = 384) = 198.25$, CFI = .94, SRMR = .11, RMSEA = .16, 단일요인 모형보다, $\chi^2(20, N = 384) = 396.36$, CFI = .87, SRMR = .14, RMSEA = .22, 통계적으로 더 우수하였다, $\Delta\chi^2(1, N = 384) = 198.11$, $p < .001$.

철회행동

철회행동을 측정하기 위해 Colquitt 등(2014)의 연구를 바탕으로 이한석(2017)이 번안 및 수정한 척도를 사용하였다. 두 하위요인인 심리적 철회행동과 물리적 철회행동에 대해 각각 다섯 문항씩 총 10문항으로 이루어져 있으며, 5점 Likert 척도로 측정되었다(1.00 = "전혀 그렇지 않다", 5.00 = "매우 그렇다"). 예시 문항으로 심리적 철회행동의 경우 "나는 근무시간 중에 멍하니 잡생각을 하며 시간을 소비하는 경우가 있다." 등이 있고, 물리적 철회행동의 경우 "나는 업무와 상관없이 정해진 휴식시간을 초과 사용하거나 근무지를 이탈하는 경우가 있다." 등이 있다. 본 자료에서 두 하위유형의 내적일치도 계수는 모두 .84로 나타났다. 하위유형이 존재하는 철회행동의 CFA에서도 두 요인을 구분한 모형이 $\chi^2(34, N = 384) = 250.09$, CFI = .91, SRMR = .06, RMSEA = .13, 단일요인 모형보다, $\chi^2(35, N = 384) = 627.80$, CFI = .75, SRMR = .11, RMSEA = .21, 통계적으로 더 우수함을 확인할 수 있었다, $\Delta\chi^2(1, N = 384) = 377.71$, $p < .001$.

자료분석

본 연구를 위해 수집한 자료는 SPSS 프로그램을 사용하여 분석하였다. 먼저, 각 변수의 평균, 표준편차를 구하였고, 상관분석을 수행하여 변수 간 관계를 확인하였다. 이후 Hayes(2022)의 PROCESS 4.0 macro에서 제공하는 여러 모형 중 본 연구의 최종 모형에 맞는 Model 11을 사용하여 검정을 실시하였다. 두 번째 조절변수인 부하귀인 변수를 따로 투입하여 총 두 번의 분석을 실시하였다. 분석 전 결과를 보다 의미 있게 해석하기 위해 예측변수와 조절변수의 평균중심화를 실시하였다(Aiken & West, 1991; Hayes, 2022). 상호작용항이 유의한 경우, 단순기울기차이검정을 통해 구체적인 조절효과의 양상을 확인하고 그 결과를 그래프로 나타내었다(Aiken & West, 1991). 또한 이중 조절된 매개효과 지수(index)를 확인하여, 신뢰구간(confidence interval, CI)에 영(0.00)이 포함되지 않으면 이중 조절된 매개효과가 존재한다고 해석하였다. 모든 수치는 소수점 둘째 자리까지 보고하였다. 이때 소수점 셋째 자리부터 시작되는 값은 양수(> 0.00)나 음수(< 0.00)를 정확히 표기하기 위해 부등호를 사용하였다. 삼원 상호작용항의 분산팽창계수(variance inflation factor, VIF)를 확인하였을 때, 성과촉진 동기를 사용했을 경우에는 1.32, 위해유발 동기를 사용한 경우에는 2.03으로 나타나 기준인 10.00보다 낮았고, 따라서 다중공선성에는 문제가 없었다.

결 과

표 1에 각 연구변수의 기술통계치(평균과 표준편차), 신뢰도, 그리고 변수 간 상관계수를 제시하였다. 먼저, 심리적 철회행동은 물리적 철회행동(r = .54, p < .001)과 유의한 정적 상관을 보였다. 따라서 철회행동의 하위유형 간 진행형 모형을 예측한 가설 1이 지지되었다. 예측변수인 직무열의는 심리적 철회행동(r = -.07, *ns*) 및 물리적 철회행동(r = -.02, *ns*) 모두와 유의한 상관이 없었다. 그러나 첫 번째 조절변수인 비인격적 감독은 심리적 철회행동(r = .17, p < .01) 및 물리적 철회행동(r = .20, p < .001)과 약하지만 유의한 정적 상관을 보였다. 추가적으로, 부하귀인 중 성과촉진 동기는 심리적 철회행동(r = -.07, *ns*) 및 물리적 철회행동(r = -.07, *ns*) 모두와 유의한 상관이 없었던 반면, 위해유발 동기는 심리적 철회행동(r = .20, p < .001) 및 물리적 철회행동(r = .41, p < .001) 모두와 유의한 정적 상관을 보였다.

표 2에 연구모형의 분석 결과를 제시하였다. 먼저 표의 좌측에 정리된 것과 같이, 직무열의, 비인격적 감독, 그리고 성과촉진 동기 간 삼원 상호작용이 유의하게 나타났다(b = 0.10, p < .05). 그림 2의 좌측은 성과촉진 동기로 귀인하는 수준이 높을 때를 나타낸 그래프이다. 비인격적 감독이 높은 경우(실선)에 직무열의와 심리적 철회행동 간 관계가 정적으로 나타났으나 유의하지는 않았고(b = 0.17, *ns*), 비인격적 감독이 낮은 경우(점선)에는 직무열의와 심리적 철회행동 간 관계가 부적으로 유의하였다(b = -0.22, p < .05). 이와 대조적으로 성과촉진 동기로 귀인하는 수준이 낮

Table 1. Descriptive Statistics and Correlations of Study Variables

Variables	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1. Work engagement: Overall	-								
2. Work engagement: Vigor	.86***	-							
3. Work engagement: Dedication	.92***	.68***	-						
4. Work engagement: Absorption	.91***	.64***	.82***	-					
5. Abusive supervision	-.22***	-.16**	-.24***	-.20***	-				
6. Performance promotion motive	.35***	.32***	.31***	.30***	-.22***	-			
7. Injury initiation motive	-.10	.01	-.16**	-.11*	.75***	-.13**	-		
8. Psychological withdrawal behaviors	-.07	.01	-.10*	-.10	.17**	-.07	.20***	-	
9. Physical withdrawal behaviors	-.02	.09	-.08	.06	.29***	-.07	.41***	.54***	-
M	3.01	2.68	3.20	3.14	2.34	3.29	2.00	2.67	2.10
SD	0.76	0.87	0.84	0.84	0.92	0.73	0.95	0.79	0.82
α	.92	.85	.86	.84	.95	.68	.94	.84	.84

Note. N = 384.

*p < .05, **p < .01, ***p < .001

Table 2. Results of the Moderated Moderated Mediation Model

Criterion	Predictors		Subordinates' attribution							
			Performance promotion motive				Injury initiation motive			
			R^2	b	95% CI		R^2	b	95% CI	
					LL	UL			LL	UL
1. Psychological withdrawal behaviors	1. Work engagement			-0.01	-0.12	0.10		-0.14*	-0.27	-0.01
	2. Abusive supervision (AS)			0.12*	0.02	0.21		< 0.00	-0.14	0.13
	3. Subordinates' attribution (SA)			0.02	-0.10	0.13		0.15*	0.02	0.27
	4. (1) × (2)		.08***	0.14**	0.04	0.24	.09***	0.08	-0.06	0.23
	5. (1) × (3)			-0.02	-0.14	0.11		0.02	-0.11	0.16
	6. (2) × (3)			0.08	-0.04	0.19		0.07	-0.02	0.15
	7. (1) × (2) × (3)			0.10*	0.01	0.19		0.09*	0.01	0.17
2. Physical withdrawal behaviors	1. Work engagement		.30***	0.02	-0.07	0.11	.30***	0.02	-0.07	0.11
	2. Psychological withdrawal behaviors			0.57***	0.48	0.66		0.57***	0.48	0.66
Index of Moderated Moderated Mediation			-	0.06	< 0.00	0.13	-	0.05	-0.01	0.11
Indices of conditional moderated mediation by Subordinates' attribution	Low SA		-	0.04	-0.04	0.12	-	> 0.00	-0.14	0.13
	High SA		-	0.12	0.04	0.22	-	0.10	-0.05	0.18
Direct effect			-	0.02	-0.07	0.11	-	0.02	-0.07	0.11
Indirect effect via Psychological withdrawal behaviors	Low SA	Low AS	-	-0.03	-0.20	0.08	-	-0.10	-0.21	0.01
		High AS	-	0.04	-0.07	0.12	-	-0.09	-0.35	0.12
	High SA	Low AS	-	-0.12	-0.22	-0.02	-	-0.16	-0.30	0.14
		High AS	-	0.10	-0.04	0.26	-	0.02	-0.07	0.13

Note. N = 384. b = unstandardized regression coefficient, CI = confidence interval, LL = lower limit, UL = upper limit, bootstrap sample size = 10,000.
$^{*}p < .05$, $^{**}p < .01$, $^{***}p < .001$.

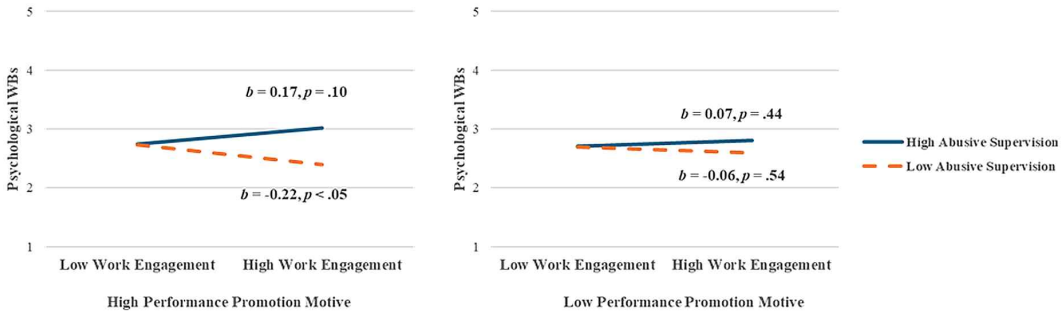


Figure 2. Three-way Interaction with Performance Promotion Motive as the Second Moderator

을 때를 나타낸 그림 2의 우측 그래프는 비인격적 감독이 높을 때(b = 0.07, *ns*)와 낮을 때(b = -0.06, *ns*) 모두 직무열의와 심리적 철회행동 간 관계가 유의하지 않아서 통계적 차이가 나타나지 않았음을 보여준다. 즉, 비인격적 감독이 낮을 때 직무열의의 자원적 효과가 더 강하게 나타나는 조절효과가 성과촉진 동기로 귀인하는 수준에 따라 다르게 나타나서 성과촉진 동기가 높을 때 더 뚜렷하게 나타났다. 따라서 가설 2가 지지되었다.

표 2의 우측에 정리된 것과 같이, 직무열의, 비인격적 감독, 그리고 위해유발 동기 간 삼원 상호작용도 심리적 철회행동을 유의하게 설명하였다(b = 0.09, p < .05). 그림 3의 좌측 그래프는 위해유발 동기로 귀인하는 수준이 높은 경우를 나타낸 것이다. 비인격적 감독이 높을 때 직무열의와 심리적 철회행동 간 관계가 유의하지 않았지만(b = 0.03, *ns*), 비인격적 감독이 낮을 때는 직무열의와 심리적 철회행동 간 관계가 부적으로 유의하였다(b = -0.27, p < .05). 반면 위해유발 동기가 낮은 경우를 나타낸 그림 3의 우측을 보면, 비인격적 감독의 수준에 관계없이 직무열의와 심리적 철회행동 간 기울기는 비슷하게 나타났다. 그러나 표준오차(standard error)에서의 차이로 인해 유의도 수준은 다르게 나타났다. 즉, 비인격적 감독이 높을 때 직무열의와 심리적 철회행동 간 관계가 부적으로 나타났으나 유의하지 않았고(b = -0.17, *ns*), 비인격적 감독이 낮을 때 직무열의와 심리적 철회행동 간 부적 관계는 유의하게 나타났다(b = -0.16, p < .05). 그림 3의 양상을 종합하면, 비인격적 감독의 조절

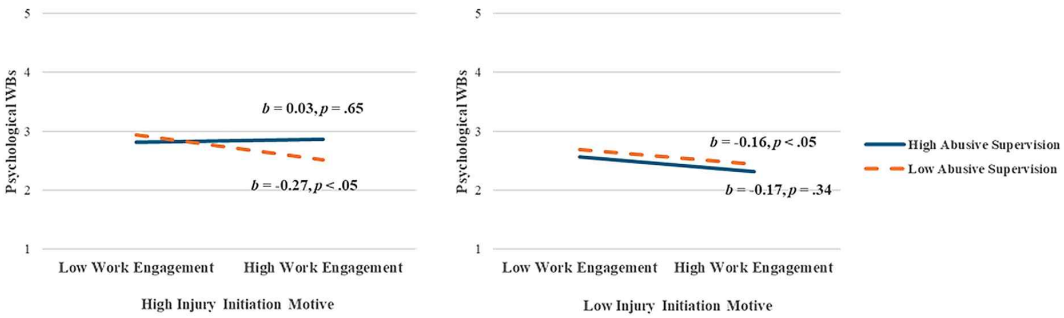


Figure 3. Three-way Interaction with Injury Initiation Motive as the Second Moderator

효과가 위해유발 동기가 높을 때 더 뚜렷하게 관찰되어서 삼원 상호작용효과의 양상이 가설에서 예상한 것과 달랐기 때문에 가설 3이 지지되지 않았다.

표 2의 하단에 정리된 이중 조절된 매개효과를 보면, 성과촉진 동기가 두 번째 조절변수인 모형에서 이중 조절된 매개효과는 신뢰구간에 영을 포함하였다, b = 0.06, 95% CI [-0.00, 0.13]. 그러나 성과촉진 동기가 높을 때를 보면, 비인격적 감독의 조절된 매개효과가 존재하였다, b = 0.12, 95% CI [0.04, 0.22]. 성과촉진 동기가 높은 경우에 비인격적 감독이 높으면 간접효과가 없었지만, b = 0.10, 95% CI [-0.04, 0.26], 비인격적 감독이 낮으면 직무열의가 심리적 철회행동을 통해 물리적 철회행동을 감소시키는 부적 간접효과가 나타났다, b = -0.12, 95% CI [-0.22, -0.02]. 반면, 성과촉진 동기가 낮은 경우에는 비인격적 감독의 수준과 관계없이 간접효과의 신뢰구간에 영이 포함되었다. 요컨대 성과촉진 동기가 높을 때 비인격적 감독의 조절된 매개효과가 본 연구에서 예상한 방향으로 관찰되었고, 이에 가설 4는 일부 지지되었다. 이와 다르게, 위해유발 동기가 두 번째 조절변수인 모형에서는 이중 조절된 매개효과가 존재하지 않았으며, b = 0.05, 95% CI [-0.01, 0.11], 나아가 네 가지 다른 조건에서 모두 간접효과의 신뢰구간에 영이 포함되어 통계적으로 다르지 않았다. 즉, 위해유발 동기의 수준에 따른 비인격적 감독의 조절된 매개효과도 나타나지 않아서 가설 5는 지지되지 않았다.

추가 검정

확인적 요인분석의 결과, 직무열의의 세 하위요인을 구분한 3요인 모형이, $\chi^2(24, N = 384) = 162.66$, CFI = .95, SRMR = .05, RMSEA = .12, 1요인 모형보다, $\chi^2(27, N = 384) = 595.62$, CFI = .81, SRMR = .07, RMSEA = .23, 통계적으로 훨씬 더 우수하였다, $\Delta\chi^2(3, N = 384) = 432.96$, $p < .001$. 이에 가설과는 별개로, 직무열의의 세 하위요인별로 전체 연구모형의 결과가 다르게 나타나는지 확인하였다. 활력, 헌신, 그리고 몰두를 각 예측변수로, 성과촉진 동기와 위해유발 동기를 두 번째 조절변수로 번갈아 투입하며 총 여섯 번의 분석을 추가로 실시하였다. 추가 분석에서도 삼원 상호작용항의 VIF를 확인하였으며, 모든 수치가 10.00을 넘지 않아 다중공선성에는 여전히 문제가 없었다.

표 3은 두 번째 조절변수가 성과촉진 동기일 때의 결과를 정리한 것이다. 먼저 활력을 예측변수로 사용했을 때, 활력, 비인격적 감독, 그리고 성과촉진 동기 간 삼원 상호작용이 유의하였다(b = 0.11, $p < .05$). 성과촉진 동기 귀인이 높은 경우, 비인격적 감독이 높으면 직무열의와 심리적 철회행동 간 관계가 정적으로 유의했고(b = 0.30, $p < .01$), 비인격적 감독이 낮으면 직무열의와 심리적 철회행동 간 관계가 부적으로 유의했다(b = -0.14, $p < .05$). 반면 성과촉진 동기 귀인이 낮은 경우에는 비인격적 감독의 수준과 상관없이 직무열의와 심리적 철회행동 간 관계가 유의하지 않았다(그림 4). 나아가 이중 조절된 매개효과도 관찰되어서, b = 0.06, 95% CI [0.01, 0.12], 성과촉진 동기가 낮을 때는 비인격적 감독의 조절된 매개효과가 없었지만, b = 0.04, 95% CI [-0.03, 0.11], 성과촉진 동기가 높을 때 비인격적 감독의 조절된 매개효과가 나타났다, b = 0.14, 95% CI [0.07, 0.22]. 특히, 성과촉진 동기

Table 3. Work Engagement Facets with Performance Promotion Motive as the Second Moderator

Criterion	Predictors		Work Engagement Facet											
			Vigor				Dedication				Absorption			
			R^2	b	95% CI		R^2	b	95% CI		R^2	b	95% CI	
					LL	UL			LL	UL			LL	UL
1. Psychological withdrawal behaviors	1. Work engagement facet			0.06	-0.03	0.15		-0.04	-0.14	0.06		-0.05	-0.15	0.05
	2. Abusive supervision (AS)			0.12*	0.03	0.21		0.12*	0.03	0.21		0.12**	0.03	0.22
	3. Performance promotion motive (PPM)			-0.01	-0.13	0.10		0.03	-0.09	0.15		0.02	-0.10	0.14
	4. (1) × (2)		.10***	0.16***	0.07	0.25	.07***	0.08	-0.01	0.17	.07***	0.09	< 0.00	0.18
	5. (1) × (3)			0.02	-0.09	0.14		-0.02	-0.14	0.10		-0.06	-0.17	0.06
	6. (2) × (3)			0.07	-0.04	0.18		0.11	-0.01	0.22		0.09	-0.03	0.21
	7. (1) × (2) × (3)			0.11*	0.02	0.20		0.09	< 0.00	0.18		0.06	-0.03	0.15
2. Physical withdrawal behaviors	1. Work engagement facet		.30***	0.08	< 0.00	0.16	.30***	-0.02	-0.10	0.06	.30***	-0.01	-0.09	0.07
	2. Psychological withdrawal behaviors			0.57***	0.48	0.66		0.57***	0.48	0.66		0.57***	0.48	0.66
Index of Moderated Moderated Mediation			-	0.06	0.01	0.12	-	0.05	-0.01	0.13	-	0.03	-0.03	0.10
Indices of conditional moderated mediation by PPM	Low PPM		-	0.04	-0.03	0.11	-	0.01	-0.07	0.08	-	0.03	-0.04	0.11
	High PPM		-	0.14	0.07	0.22	-	0.08	< 0.00	0.18	-	0.08	-0.01	0.18
Direct effect			-	0.08	< 0.00	0.16	-	-0.02	-0.10	0.06	-	-0.01	-0.09	0.07
Indirect effect via Psychological withdrawal behaviors	Low PPM	Low AS	-	-0.02	-0.14	0.08	-	-0.02	-0.17	0.08	-	-0.03	-0.18	0.09
		High AS	-	0.06	-0.04	0.15	-	< 0.00	-0.12	0.07	-	0.02	-0.07	0.10
	High PPM	Low AS	-	-0.08	-0.18	0.01	-	-0.10	-0.20	-0.01	-	-0.12	-0.21	-0.03
		High AS	-	0.17	0.07	0.28	-	0.05	-0.08	0.21	-	0.02	-0.11	0.18

Note. N = 384. b = unstandardized regression coefficient, CI = confidence interval, LL = lower limit, UL = upper limit, bootstrap sample size = 10,000.
$^{*}p < .05$, $^{**}p < .01$, $^{***}p < .001$.

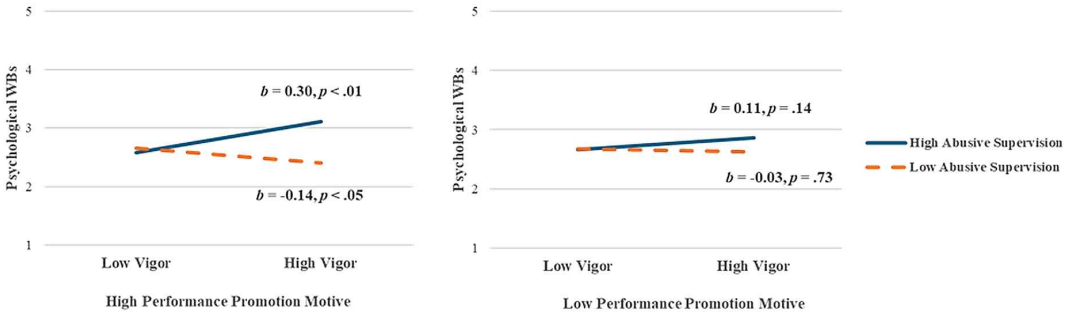


Figure 4. Three-way Interaction Driven by Vigor with Performance Promotion Motive as the Second Moderator

가 높을 때 비인격적 감독이 높으면 활력이 심리적 철회행동을 높여 물리적 철회행동의 증가로 이어지는 간접효과가 관찰되었다, b = 0.17, 95% CI [0.07, 0.28]. 예측변수가 헌신과 몰두일 때는 삼원 상호작용이 유의하지 않았고, 이중 조절된 매개효과도 존재하지 않았다. 다만 성과촉진 동기로 귀인하는 수준이 높고 비인격적 감독의 수준이 낮을 때, 헌신, b = -0.10, 95% CI [-0.20, -0.01], 몰두, b = -0.12, 95% CI [-0.21, -0.03], 모두 심리적 철회행동을 낮춰 물리적 철회행동을 감소시키는 부적 간접효과가 부분적으로 관찰되었다.

표 4에는 두 번째 조절변수가 위해유발 동기일 때의 결과를 정리하였다. 예측변수가 활력(b = 0.07, p < .05), 헌신(b = 0.08, p < .05), 몰두(b = 0.08, p < .05)일 때 모두 비인격적 감독과 위해유발 동기와의 삼원 상호작용이 유의하였고, 각 하위요인별 상호작용 양상을 그림 5에 제시하였다. 예측변수가 활력일 때, 위해유발 동기로 귀인하는 수준이 낮으면 비인격적 감독 수준에 상관없이 직무열의와 심리적 철회행동 간 관계가 유의하지 않았던 점을 제외하면, 다른 상호작용 양상은 기존 결과와 크게 다르지 않았다. 이중 조절된 매개효과 역시 기존 결과와 동일하게 세 하위요인 모두에서 신뢰구간에 영을 포함해 존재하지 않는 것으로 나타났다. 다만 활력이 예측변수인 경우, 위해유발 동기가 높을 때 비인격적 감독의 조절된 매개효과가 나타났다, b = 0.13, 95% CI [0.00, 0.20]. 비인격적 감독의 낮을 때의 간접효과가 신뢰구간에 영을 포함하여 존재하지는 않았으나 부적으로 나타났으며, b = -0.18, 95% CI [-0.31, 0.08], 비인격적 감독이 높을 때의 간접효과와의, b = 0.06, 95% CI [-0.02, 0.14], 차이가 통계적으로 존재하였다.

논 의

본 연구는 심리적 철회행동과 물리적 철회행동 간 관계를 확인하고, 직무열의의 자원적 효과를 토대로 직무열의가 심리적 철회행동을 통해 물리적 철회행동으로 이어지는 간접효과가 나타날 것으로 예상하였다. 나아가 연구모형의 첫 번째 경로에서 직무열의, 비인격적 감독, 그리고 부하귀인 간 삼원 상호작용으로 인해 전체 간접효과의 강도가 달라지는지를 확인하고자 하였다. 이를 위해 상사와 함께 일하는 국내 만 19세 이상의 전일제 직장인

Table 4. Work Engagement Facets with Injury Initiation Motive as the Second Moderator

Criterion	Predictors		Work Engagement Facet											
			Vigor				Dedication				Absorption			
			R^2	b	95% CI		R^2	b	95% CI		R^2	b	95% CI	
					LL	UL			LL	UL			LL	UL
1. Psychological withdrawal behaviors	1. Work engagement facet			-0.06	-0.18	0.06		-0.14*	-0.26	-0.03		-0.15**	-0.26	-0.04
	2. Abusive supervision (AS)			0.02	-0.12	0.15		0.01	-0.12	0.14		< 0.00	-0.13	0.13
	3. Injury initiation motive (IIM)			0.15*	0.02	0.28		0.13*	> 0.00	0.26		0.15*	0.02	0.28
	4. (1) × (2)		.10***	0.15*	0.02	0.29	.08***	0.01	-0.12	0.14	.08***	0.08	-0.04	0.21
	5. (1) × (3)			-0.05	-0.17	0.08		0.06	-0.06	0.18		0.01	-0.11	0.12
	6. (2) × (3)			0.04	-0.05	0.13		0.07	-0.01	0.16		0.07	-0.02	0.15
	7. (1) × (2) × (3)			0.07*	> 0.00	0.15		0.08*	> 0.00	0.15		0.08*	0.01	0.15
2. Physical withdrawal behaviors	1. Work engagement facet		.30***	0.08	< 0.00	0.16	.30***	-0.02	-0.10	0.06	.30***	-0.01	-0.09	0.07
	2. Psychological withdrawal behaviors			0.57***	0.48	0.66		0.57***	0.48	0.66		0.57***	0.48	0.66
Index of Moderated Moderated Mediation			-	0.04	-0.01	0.08	-	0.04	-0.02	0.09	-	0.04	-0.01	0.10
Indices of conditional moderated mediation by IIM	Low IIM		-	0.05	-0.07	0.15	-	-0.03	-0.15	0.08	-	> 0.00	-0.12	0.13
	High IIM		-	0.13	> 0.00	0.20	-	0.05	-0.07	0.13	-	0.09	-0.02	0.18
Direct effect			-	0.08	< 0.00	0.16	-	-0.02	-0.10	0.06	-	-0.01	-0.09	0.07
Indirect effect via Psychological withdrawal behaviors	Low IIM	Low AS	-	-0.05	-0.14	0.03	-	-0.08	-0.19	0.01	-	-0.09	-0.20	0.01
		High AS	-	0.03	-0.18	0.21	-	-0.15	-0.35	0.04	-	-0.08	-0.30	0.13
	High IIM	Low AS	-	-0.18	-0.31	0.08	-	-0.09	-0.24	0.16	-	-0.16	-0.32	0.05
		High AS	-	0.06	-0.02	0.14	-	< 0.00	-0.08	0.09	-	< 0.00	-0.08	0.09

Note. N = 384. b = unstandardized regression coefficient, CI = confidence interval, LL = lower limit, UL = upper limit, bootstrap sample size = 10,000.
$^{*}p < .05$, $^{**}p < .01$, $^{***}p < .001$.

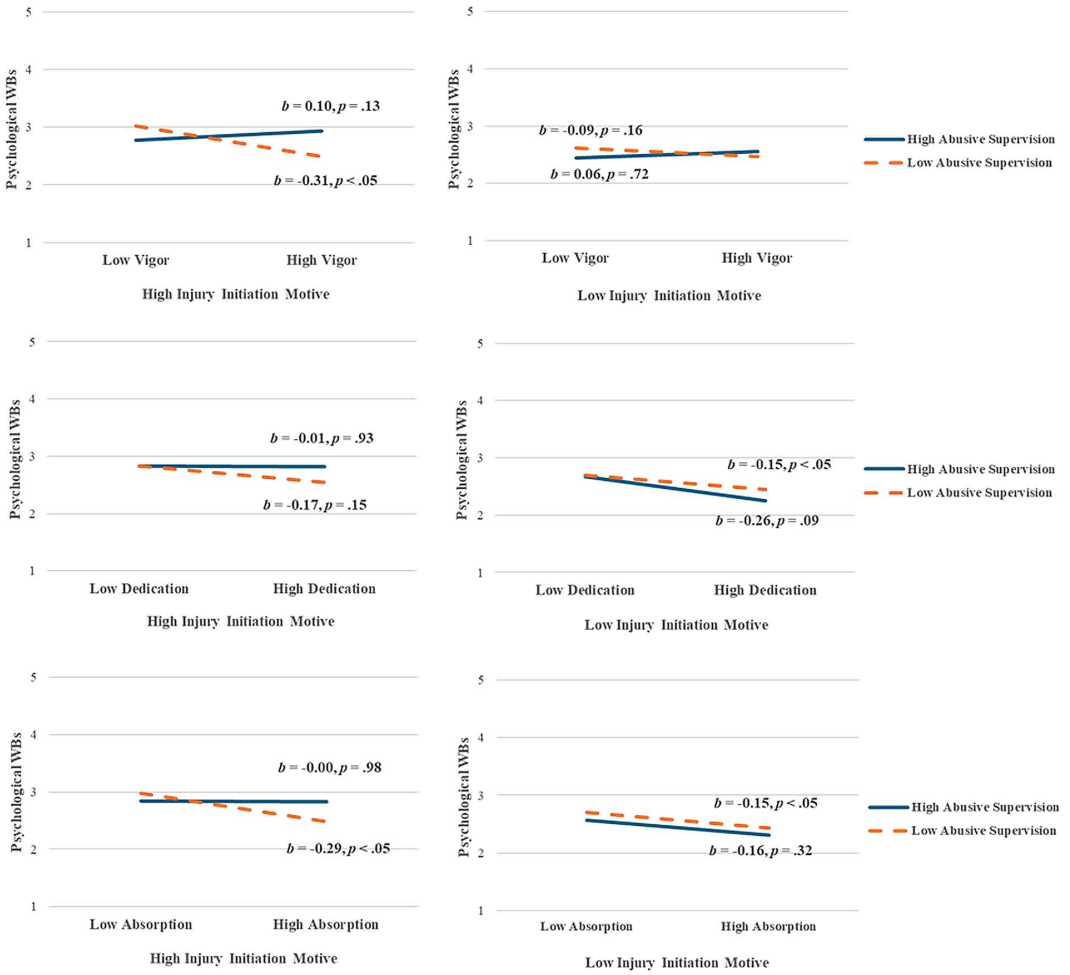


Figure 5. Three-way Interaction Driven by each Facet with Injury Initiation Motive as the Second Moderator

384명을 대상으로 일회의 온라인 설문조사를 시행하였다.

상관분석 결과, 심리적 철회행동은 물리적 철회행동과 유의한 정적 상관이 있는 것으로 나타났다. 이는 Colquitt 등(2014)이 제안한 철회행동의 진행형 모형을 지지하기 위한 필수적인 조건이다. 기존 국내 연구에서도 심리적 철회행동이 물리적 철회행동을 통해 이직의도를 높이는 매개효과가 보고된 바 있으나(장수덕, 2019), 해당 연구는 국내 특정 지역의 중소기업 직원만을 대상으로 하여 결과의 일반화 가능성이 제한적이었다. 이에 본 연구는 국내 전일제 직장인으로 대상을 확대하여 두 철회행동 간 관계를 검정함으로써 결과의 일반화 가능성을 높였고, 국내 조직 맥락에서도 심리적 철회행동과 물리적 철회행동 간 실질적인 관계가 나타날 수 있음을 확인하였다. 다만 본 연구는 횡단 설계를 통해 자료를 수집했기 때문에 심리적 철회행동과 물리적 철회행동 간 인과관계를 확언하기는 어려우므로

추후 더 심층적인 조사가 필요하다.

한편, 직무열의가 철회행동의 두 유형에 갖는 주효과는 모두 유의하지 않았다. 그렇지만 조절변수의 수준에 따라서 직무열의와 심리적 철회행동 간 부적 관계가 조건적으로 나타났고, 나아가 직무열의가 높으면 심리적 철회행동이 낮은 수준을 보이고 결과적으로 물리적 철회행동의 감소로 이어지는 간접효과도 부분적으로 관찰할 수 있었다. 특정 맥락에 한정되었기는 하지만, 직무열의가 철회행동을 감소시키는 양상이 나타난 것은 이전 해외 연구 사례와도 일맥상통한다. 요컨대 철회행동과 같은 부정적인 행동을 통제하는 데에도 자원이 투자되며(Baumeister & Heatherton, 1996; Zhang et al., 2019), 직무열의 자체가 하나의 자원으로 작용하여 철회행동의 감소와 같은 긍정적인 결과를 유발할 수 있음을 나타낸다(Salanova et al., 2010). 이러한 결과는 하나의 선행변수가 철회행동에 미치는 효과가 조절변수의 수준에 따라 달라질 수 있음을 보였다는 점에서, 변수 간 상호작용을 확인하면 철회행동을 더욱 깊이 이해할 수 있음을 제안한 Koslowsky(2009)의 다수준 철회행동 모형을 지지하고 있다.

전체 연구모형의 결과를 살펴보면, 직무열의, 비인격적 감독, 그리고 성과촉진 동기 간 삼원 상호작용이 유의하게 나타났으며 구체적인 양상도 가설에서 제안한 바와 일치하였다. 즉, 직무열의와 심리적 철회행동 간 부적 관계가 비인격적 감독의 수준을 낮게 지각하면서 비인격적 감독의 동기를 성과촉진으로 귀인하는 수준이 높을 때 가장 강하게 나타났다. 반면 성과촉진 동기로 귀인하는 수준이 낮을 때는 비인격적 감독의 수준에 상관없이 직무열의와 심리적 철회행동 간 유의한 관계가 나타나지 않았다. 이중 조절된 매개효과는 신뢰구간에 영을 포함하여 조절된 매개효과가 성과촉진 동기에 의해 달라지는 차이는 통계적으로 존재하지 않았지만, 성과촉진 동기가 높을 때에 한해 비인격적 감독의 조절된 매개효과가 나타났다. 특히 성과촉진 동기는 높으면서 비인격적 감독 수준이 낮을 때 직무열의로부터 심리적 철회행동을 통해 물리적 철회행동의 감소로 이어지는 간접효과가 관찰되었다. 그러나 성과촉진 동기가 높더라도 비인격적 감독의 지각 수준 역시 높은 조건에서는 이러한 간접효과가 나타나지 않았다. 또한 성과촉진 동기가 낮을 때는 모든 경우에서 간접효과가 관찰되지 않았다. 종합적으로, 본 연구의 결과는 부하가 상사의 비인격적 감독을 낮게 지각하는 것에 더해, 상사의 의도를 부하 자신의 성과 향상과 관련된 것이라고 믿을 때 직무열의의 자원적 효과가 더 잘 발현될 수 있음을 시사한다.

위해유발 동기를 조절변수로 적용할 때도 직무열의, 비인격적 감독, 그리고 위해유발 동기 간 삼원 상호작용이 유의하였다. 본 연구는 비인격적 감독을 경험하는 부하에게 나타나는 반발 동기 때문에(Brehm & Brehm, 1981) 직무열의의 자원적 효과가 비인격적 감독을 낮게 지각할 때 두드러진다고 보았고, 특히 이러한 비인격적 감독의 조절효과는 상사의 동기를 위해유발로 귀인하는 수준이 낮아 비인격적 감독을 덜 위협적인 것으로 인식할 때 강하게 나타날 것으로 예상하였다. 그러나 분석 결과, 앞서 언급한 비인격적 감독의 조절효과가 위해유발 동기로 귀인하는 수준이 높을 때 더 뚜렷한 것으로 관찰되어 가설에서 제안한 양상과 다른 방향의 상호작용 효과가 관찰되었다. 부하가 상사의 동기를 위해유발

로 귀인하는 수준이 높을 때, 지각된 비인격적 감독이 낮으면 직무열의와 심리적 철회행동 간 부적 관계가 더 강하게 나타난 반면, 상사의 비인격적 감독도 높으면 직무열의와 심리적 철회행동 간 유의한 관계가 없어서 심리적 철회행동이 비교적 높은 수준으로 유지되었다. 비록 양상이 가설에서 예상한 방향과는 달랐지만, 부하가 상사의 비인격적 감독을 낮게 지각하는 상황에서는 직무열의의 자원적 효과가 여전히 발현될 수 있음을 확인할 수 있었다. 나아가 위해유발 동기로 귀인하는 수준이 낮을 때의 기능적 작용을 기대한 본 연구의 가설 역시 완전히 부정하는 결과는 아니었다. 상사의 동기를 위해유발로 귀인하는 수준이 낮은 경우 비인격적 감독의 수준에 상관없이 직무열의가 심리적 철회행동 간 부적 관계가 나타났기 때문이다. 이러한 결과는 상사의 비인격적 감독이 고의적인 괴롭힘은 아니라고 인식하는 것이 부하의 직무열의와 심리적 철회행동 간 부적 관계에서 핵심적인 역할을 할 수 있음을 보여준다. 부수적으로, 위해유발 동기로 귀인하는 수준이 낮을 때 비인격적 감독 수준에 따른 비표준화 회귀계수가 거의 동일하였음에도 유의도 결과에서 차이가 나타난 이유는, 비인격적 감독 수준이 높을 때(n = 27)와 낮을 때(n = 165)의 표본크기에 차이가 있었고 그에 따라 표준오차도 다르게 계산된 결과로 추정된다. 비록 이중 조절된 매개효과와 위해유발 동기 수준에 따른 조절된 매개효과는 나타나지 않았지만, 삼원 상호작용의 결과는 상사의 행동을 비인격적으로 지각하는 수준이 낮으면서 상사의 동기를 부하가 위협적인 것으로 인식하지 않는 것이 직무열의의 자원적 효과가 발휘되는 데 여전히 중요하게 작용할 수 있음을 시사한다.

가설의 지지 여부와 별개로, 상사의 동기를 부하가 어떻게 귀인하느냐에 따라 비인격적 감독의 조절효과가 다르게 나타나는 본 연구의 결과는 부하의 귀인이 비인격적 감독의 효과를 달라지게 함을 보인 국내외 선행연구의 결과와도 일맥상통하며(황득남 등, 2023; Liao et al., 2020; Yu & Duffy, 2021), 나아가 비인격적으로 인식되는 상사의 동기에 대한 부하의 두 가지 귀인 방식을 제안한 Liu 등(2012)의 주장을 뒷받침한다. 또한 성과촉진 동기나 위해유발 동기로 귀인하는 수준이 높은 상황에서 비인격적 감독이 낮을 때 직무열의의 자원적 효과가 나타난 것은 반발이론(Brehm & Brehm, 1981)의 관점을 지지하는 결과이다. 즉, 상사의 비인격적 감독 수준을 높게 지각할수록 부하의 반발 동기가 높아져 직무열의가 높은 직원조차 철회행동을 더 자주 나타낼 수 있음을 의미한다.

추가적으로, 본 연구의 가설과는 상관없이 직무열의의 세 하위요인에 따라 전체 모형의 결과가 다르게 나타나는지 확인하였다. 직무열의의 세 하위요인은 하나의 직무열의로 묶일 수 있지만 기저의 원인에 따라 표면적으로도 명확히 구분되며, 다른 변수와의 관계 양상도 서로 다를 수 있기 때문이다(Bakker, 2011). 본 자료에서도 확인적 요인분석 결과에서 세 하위요인을 나눈 모형이 단일요인 모형보다 더 우수한 것으로 나타났기에 전체 모형을 하위 개념에 따라 재분석하였다. 그 결과, 하위요인별 모형의 구체적인 결과 양상이 달리 관찰되었다.

우선 성과촉진 동기를 조절변수로 설정한 결과를 보면, 예측변수가 헌신과 몰두일 때 이중 조절된 매개효과는 없었지만 심리적 철회행동을 통해 물리적 철회행동의 감소로 이

어지는 간접효과가 부분적으로 관찰되어, 직무열의 전체 결과와 유사하였다. 다만 삼원 상호작용이 유의하지 않아 전체 결과와 다른 부분도 존재하였다. 반면 예측변수가 활력일 때는 삼원 상호작용이 유의하였고, 상호작용의 구체적인 양상도 직무열의를 단일요인으로 사용했을 때와 비슷하게 나타났다. 그러는 한편 이중 조절된 매개효과가 관찰되어 직무열의 전체 결과와 큰 차이를 보여서 간접효과의 유무가 삼원 상호작용(즉, 이중 조절변수)에 의해 대비되었다. 구체적으로, 비인격적 감독의 수준이 높으면서 성과촉진 동기로 귀인하는 수준이 높을 때에는 활력이 심리적 철회행동을 통해 결과적으로 물리적 철회행동을 높이는 간접효과가 나타난 반면, 비인격적 감독의 수준이 낮고 성과촉진 동기로 귀인하는 수준이 높은 경우 이러한 간접효과가 더 이상 나타나지 않았다. 성과촉진 동기로 귀인하는 수준이 낮을 때에는 비인격적 감독의 수준에 따른 간접효과 간 차이가 존재하지 않았다. 위해유발 동기를 조절변수로 설정한 경우에는 직무열의의 모든 하위요인에서 삼원 상호작용이 유의하였다. 헌신과 몰두를 예측변수로 사용했을 때의 삼원 상호작용 양상은 기존 결과와 대체로 동일하였다. 활력이 예측변수인 경우, 위해유발 동기로 귀인하는 수준이 높은 상황에서는 기존 결과와 비슷한 양상을 보였지만, 귀인하는 수준이 낮은 상황에서는 직무열의 전체 결과와 달리 심리적 철회행동과의 부적 관계가 관찰되지 않았다. 이중 조절된 매개효과는 직무열의 전체 결과와 마찬가지로 하위요인 모두에서 관찰되지 않았지만, 활력을 예측변수로 사용하고 위해유발 동기가 높은 경우에 한하여 비인격적 감독의 조절된 매개효과가 나타나 전체 결과와 차이를 보였다. 위해유발 동기가 높더라도 비인격적 감독의 수준이 다른 두 조건 모두 간접효과의 신뢰구간에 영(0.00)이 포함되었지만, 효과크기의 차이는 비교적 크게 관찰되어서 비인격적 감독이 높을 때에 비해 낮을 때 활력이 심리적 철회행동을 통해 물리적 철회행동의 감소로 이어지는 양상이 두드러지게 나타났다. 추가분석의 결과를 정리하면, 활력을 예측변수로 사용했을 때 부하가 귀인하는 상사의 동기 두 가지 모두에서 삼원 상호작용이 유의했고 이중 조절된 매개효과까지 관찰되어, 헌신과 몰두에 비해 상호작용의 결과가 상대적으로 더 뚜렷하게 나타났다. 이러한 결과는 직무열의의 세 하위요인이 서로 구별된 개념임을 주장한 Bakker(2011)의 연구를 경험적으로 뒷받침한다. 즉, 세 하위요인은 개념적으로 구분되는 데 더해 실제 효과에 있어서도 구별되기에 두 조절변수와의 상호작용 역시 하위요인에 따라 다르게 나타났다고 볼 수 있다. 이와 유사하게 국내에서도 직무열의의 하위요인별로 서로 다른 결과가 관찰된 사례가 여러 차례 보고되었다(예: 박재민, 박형인, 2023). 본 연구에서 활력과 관련한 삼원 상호작용이 더 뚜렷하게 나타난 이유는 정서, 동기, 그리고 인지의 세 가지 측면이 동시에 작용해야 심리적 철회행동을 예측하기 때문일 수 있다. 심리적 철회행동의 선행변수로서 활력은 직무열의의 정서적 측면에 해당한다(Bakker, 2011). 나아가 본 연구는 선행 연구에 기초하여(Brehm & Brehm, 1981; Zellars et al., 2002), 첫 번째 조절변수인 비인격적 감독은 이를 지각하는 부하의 반발을 불러일으키는 동기적 요인으로 제안하였다. 또한 두 번째 조절변수인 부하귀인은 상사의 동기가 무엇인지 추론하는 인지적 과정으로 해석할 수 있다. 요컨대, 활력에서의 결과는

이러한 세 가지 측면이 동시에 작용한 결과이고, 따라서 이들 측면이 모두 충족되어야 심리적 철회행동이 발현된다고 추측할 수 있다. 다만, 심리적 철회행동은 다시 물리적 철회행동으로 이어지는데, 헌신과 몰두에서는 삼원 상호작용이 없이도 간접효과가 관찰되었으므로 헌신과 몰두 역시 철회행동의 예방에 있어 중요한 요인이 될 수 있다. 본 연구에서는 추가분석을 통해 철회행동을 예측하는 데 직무열의의 각 하위요인이 서로 다른 경로를 가질 수 있음을 보였지만, 하위요인별로 나타난 결과 양상에 대한 구체적인 이유와 발생 기제에 대해서는 추후 연구에서 가설을 설정하여 보다 명확히 확인해 볼 필요가 있다.

본 연구가 가지는 이론적 시사점은 다음과 같다. 첫째, 국내 직장인에게서 나타날 수 있는 철회행동에 대한 이해를 확장하는 데 필요한 자료를 제공하였다. 전통적으로 철회행동은 주로 지각, 결근, 이직을 다루었지만(Koslowsky, 2000), 눈에 잘 띄지 않는 사소한 형태의 철회행동의 중요성도 제시되어 왔고(Koslowsky, 2009; Rosse, 1988), 특히 Coquitt 등(2014)은 다양한 유형의 철회행동에 관한 논의를 바탕으로 철회행동을 심리적 철회행동과 물리적 철회행동으로 구분하며 이들 간 관계를 설명하는 모형을 제안하였다. 하지만 국내 연구에서는 사소한 철회행동을 조사하거나 철회행동 간 관계를 확인한 사례가 많지 않으며, 드물게 모두 확인한 사례가 있으나(장수덕, 2019) 표본의 특성으로 인해 결과의 일반화 가능성이 낮았다. 본 연구는 철회행동의 두 유형을 구분하고, 국내 전일제 직장인을 대상으로 이들 간 관계를 직접적으로 확인하여 이전 국내 연구의 한계점을 보완했다는 의의가 있다. 또한 개인적 변수를 포함한 다양한 변수가 철회행동의 선행변수가 될 수 있음에도 불구하고(Koslowsky, 2009), 국내에서는 조직 차원의 변수를 철회행동의 선행변수로 주로 다루었기에 선행요인의 범위를 확장하여 연구할 필요가 있었다. 이에 개인의 태도 변수인 직무열의를 철회행동의 예측변수로 설정하고, 직무열의가 철회행동으로 이어지는 경로의 경계조건을 탐구함으로써 국내 철회행동 연구의 폭을 넓히는 데 기여하였다. 둘째, 상사의 비인격적 감독에 대한 부하의 귀인이 중요함을 확인하였다. 앞서 언급한 바와 같이, 비인격적 감독은 상사의 의도를 반영하나 그 자체가 비인격적 감독을 정의하지는 않는다(Tepper, 2007). 즉, 부하 입장에서 비인격적으로 인식되는 행위 이면에 숨겨진 상사의 의도가 실제로는 좋을 수도 있다는 것이다. 이에 따라 대부분의 연구에서 지각된 비인격적 감독의 부정적 결과를 보고하였음에도, 부하가 귀인한 상사의 동기에 따라 달라지는 비인격적 감독의 효과를 연구할 필요성이 언급되었다(Liu et al., 2012; Tepper et al., 2012). 비인격적 감독의 조절효과가 그 동기에 관한 부하의 귀인 수준에 따라 달라진다는 본 연구의 결과는 이를 경험적으로 입증하였다는 데 의의가 있다. 특히 상사의 비인격적 감독이 단순히 부하를 괴롭히기 위한 목적이 아닌 목표한 성과를 달성하기 위한 의도를 내포할 수 있으며, 부하 역시 이러한 상사의 의도를 인식할 수 있음을 확인함으로써 국내에서 비인격적 감독에 대한 실증연구의 폭을 넓히는 데 이바지하였다.

본 연구의 실무적 함의는 다음과 같다. 첫째, 본 연구의 결과는 부하의 심리적 철회행동 역시 관리가 필요함을 보여준다. 물리적 철회행동이 눈에 더 쉽게 띄기 때문에, 심리

적 철회행동은 생산성을 낮추는 유사한 일탈 행위임에도 관리의 우선순위에 밀려나는 경우가 많다(이한석 등, 2016). 특히 심리적 철회행동은 근무와 휴식의 균형을 맞추는 방법으로 여겨 문제가 되는 행위임을 인식하지 못하고 반복될 수 있어 그 심각성을 더한다(Colquitt et al., 2014). 또한 선행 사례(장수덕, 2019; Koslowsky, 2000, 2009)와 같이 본 연구에서도 사소한 형태의 심리적 철회행동이 더 심각한 형태의 물리적 철회행동으로 발전할 가능성을 보여준다. 그러므로 심리적 철회행동을 사전적 신호로 간주하여 미리 관리하는 것이 조직 생산성 향상에 도움이 될 것이다. 둘째, 조직은 구성원의 직무열의 수준을 관리하는 것이 필요하다. 본 연구에서 단순 상관이 유의하지 않았지만, 특정 상황에서는 여전히 직무열의가 심리적 철회행동과 부적 관계를 보이거나, 궁극적으로 물리적 철회행동의 감소로까지 이어지는 자원적 효과를 발휘할 수 있음을 확인하였다. 이에 철회행동 관리를 위해 직원의 직무열의를 높이는 전략이 유효하다고 할 수 있다. 특히 직무열의는 그 자체로 수행에 중요한 변수이기 때문에(Bakker & Demerouti, 2017), 개인 및 직무자원 확보, 리더십 교육, 건강 증진 프로그램 등의 개입으로 직원의 직무열의를 향상함으로써(Knight et al., 2017) 철회행동을 예방하는 것뿐만 아니라 조직에 도움이 되는 다른 행동의 수준까지 높이는 여러 장점을 얻을 것이다. 셋째, 철회행동의 예방에 도움이 되는 직무열의의 자원적 효과가 발휘되는 환경을 조성하기 위해서는 상사의 역할이 중요하므로, 조직의 관리자는 상사에 관한 적극적 개입을 고려해야 한다. 무엇보다 조직은 상사가 부하를 비인격적으로 다루지 않도록 관리해야 한다. 부하가 상사의 비인격적 감독을 높게 지각하면 직무열의가 높더라도 철회행동을 할 수 있기 때문이다. 또한 부득이한 상황에서 부하를 엄격하게 다루더라도 그 의도를 부하가 위협적으로 받아들이지 않도록 세심하게 접근하는 것이 중요하다. 즉, 상사가 부하를 괴롭히려고 하는 것이 아니며, 부하의 성과를 높이기 위해 지도하려는 동기를 가지고 있음을 명확히 전달하여 부하가 이를 인식할 수 있도록 해야 한다. 예를 들어, 조직이 상사와 부하 간 상호 존중하는 문화를 형성하고 상사를 대상으로 한 교육을 제공한다면, 직원의 직무열의가 철회행동 예방에 효과적으로 작용하도록 하여 궁극적으로 생산성 측면에서 혜택을 받을 수 있을 것이다. 보다 형식적이고 의무적인 관점에서 조직의 인사관리 체계 자체에 부하가 평가하는 비인격적 감독의 항목을 포함하는 방법도 권고된다.

이러한 이론적, 실무적 함의에도 불구하고 본 연구는 다음과 같은 한계점을 지닌다. 첫 번째로, 모든 변수가 자기보고식(self-report)으로 측정되었다. 철회행동과 같은 일탈행동을 자기보고식으로 측정할 경우, 참가자 본인을 더 좋게 평가하고자 하는 동기로 인해 반응이 왜곡되는 사회적 바람직성 편향(social desirability bias)이 발생하여(Holden & Passey, 2009), 자신은 이러한 행동을 하지 않는다고 보고할 가능성이 있다(Johns, 1994). 철저하게 익명성이 보장된 상태에서 자료를 수집했기 때문에 이러한 편향을 조금 더 보완할 수는 있지만, 여전히 자기 자신을 유리하게 평가할 가능성이 존재한다. 또한 상사의 비인격적 감독도 부하의 주관적 판단을 측정하였기에 왜곡이 존재할 수 있다. 물론 감독의 의도와 상관없이 부하가 어떻게 수용하는지가 더 중요할 수 있으나

후속 연구에서는 이 점을 보완하여 상사나 주변 동료 등 다른 원천으로부터도 자료를 측정하여 보다 객관적인 평가가 이루어질 수 있도록 설계하는 것이 권고된다. 두 번째로, 성과촉진 동기 척도의 신뢰도가 다소 낮게 나타났다. 성과촉진 동기의 경우 Liu 등(2012)의 척도를 이서연(2024)이 번안한 버전을 사용하였는데, 최초 내적일치도가 .58로 다른 척도에 비해 다소 낮았다. 이는 삭제된 두 문항의 내용이 참가자들에게 다른 문항과 질적으로 다르게 인식되었기 때문일 수 있다. 요컨대 삭제된 두 문항에서 “용납하지 않는다”, “경고한다” 등의 표현이 국내 직장인에게는 성과 향상 의도보다는 단순히 실수에 대한 지적이나 엄격성으로 인식되었을 가능성이 있다. 두 문항을 제거하고 신뢰도 분석을 하였을 때, 내적일치도가 .68로 향상되어 본 연구에서는 문항을 제거하였을 때의 결과를 보고하였다. 국내 선행연구에서도 문항을 제거하고 신뢰도를 향상시켜 보고한 사례가 존재하며(예: 박재민, 박형인, 2023), CFA에서도 두 문항을 제거한 척도의 요인구조도 예상과 같이 나타났다. 향상된 신뢰도도 여전히 높은 수준은 아니었으나(Taber, 2018), 신뢰도가 낮으면 모수치를 표본에서 추정할 경우 효과크기가 체계적으로 낮아진다(Schmidt & Hunter, 2015). 낮은 신뢰도에도 불구하고 본 연구와 같이 유의한 결과를 발견한 것은 실제 효과가 더 클 수 있음을 시사하기에 고무적이라고 할 수 있으나, 후속 연구에서는 해당 척도를 국내 표본에서 재확인할 필요가 있다. 세 번째로, 본 연구는 횡단설계로 진행되어 모든 변수를 한 시점에서 측정하였다. 본 연구는 두 철회행동 간 정적 관계를 확인함으로써 Colquitt 등(2014)이 제안한 철회행동의 진행형 모형을 지지하고 있지만, 상관만으로는 두 철회행동 간 인과관계가 있다고 말하기 힘들고, 현실적으로도 심리적 철회행동에서 물리적 철회행동으로 이어지는 데 시간이 소요될 가능성이 크다. 여기에 더해, 매개모형의 엄밀한 인과관계 확인을 위해서는 사용된 각 변수의 측정 시점을 구분하여 최소 세 번 이상 측정하는 것이 필요하다(Ployhart & Vandenberg, 2010). 비록 본 연구가 이러한 점을 설계에 포함하지는 않지만, 변수 간 관계가 있는지 확인함으로써 인과관계에 필수적인 사전 정보를 제공하였다는 점에서 의의가 있다. 변수 간 인과관계의 선행 조건은 변수 간 실질적인 상관이다(Baron & Kenny, 1986). 예컨대 두 변수 간 상관이 영(0.00)에 가깝다면 어느 한 변수가 다른 변수를 야기하는 인과관계도 존재할 수 없다. 다시 말해 한 변수가 다른 변수의 수준을 변화시키는 양상이 존재해야 하고, 이를 위한 필수 조건이 유의한 상관이다. 이와 관련된 정보가 없다면 종단연구를 진행하기 어렵다(Ployhart & Vandenberg, 2010). 본 연구는 직무열의와 심리적 철회행동 간 부적 관계가 조건적으로 존재하거나, 심리적 철회행동과 물리적 철회행동 간 강한 정적 상관이 나타나는 등의 정보를 확인함으로써 인과관계의 전제조건을 일부 만족할 수 있었다. 그럼에도 불구하고 본 연구의 결과만으로 인과관계를 확언하기에는 한계가 있기에, 후속 연구에서는 시차를 둔 종단연구를 설계함으로써 본 연구에서 제안한 연구모형을 더 정확하게 검정하고, 내적 타당도(internal validity)를 높일 수 있을 것이다. 마지막으로, 표본을 더 확보할 필요가 있다. 본 연구의 삼원 상호작용처럼 하나의 준거변수를 예측하는데 여러 개의 항이 동시에 투입되면 통계적 검정력(statistical power)이 약해질 가능성이 있다(Cohen

et al., 2003). 본 연구의 모형과 비슷한 조건에서 전통적 유의도 수준($p < .05$)을 사용하고 .80 수준의 검정력을 유지하기 위해 필요한 최소 표본크기는 387명으로 산출되었다. 이는 본 연구의 표본크기인 384명과 크게 다르지 않으나, 검정력 분석에서 사용된 기준은 각 항이 독립적으로 작용하는 일반적인 중다회귀(multiple regression)의 사례로, 독립적인 항이 아닌 주효과항을 곱하여 계산된 상호작용항이 포함된 본 연구의 같은 경우에는 통상 더 많은 표본을 필요로 한다. 특히 삼원 상호작용 효과 자체가 검정을 위해 더욱 큰 표본이 요구되기도 한다(Dawson & Richter, 2006). 이에 따라 본 연구와 같은 삼원 상호작용이 포함된 후속 연구에서는 더 안정적으로 검정하기 위해 더 많은 표본을 확보할 것을 권장한다.

이러한 한계점에도 불구하고, 본 연구는 국내 전일제 직장인을 대상으로 심리적 철회행동과 물리적 철회행동 간 관계를 확인하여 결과의 일반화 가능성을 높이고, 직무열의가 철회행동의 예방으로 이어지는 경계조건을 발견하였다. 이를 통해 철회행동과 관련된 국내 선행연구의 한계점을 보완하고 철회행동에 대한 이해를 확장하는 데 공헌했다는 의의가 있다. 나아가 실무적 측면에서, 조직이 직원의 심리적 철회행동에도 관심을 가지고 이를 방지하기 위해 상사에 대한 적극적인 개입을 통해 직무열의의 자원적 효과가 잘 발휘될 수 있는 환경을 조성할 필요성을 시사한다. 본 연구의 결과가 철회행동에 대한 국내 연구를 촉진하며, 조직이 직원의 철회행동을 효과적으로 예방하여 생산성을 향상하는 데 도움이 되기를 기대한다.

참고문헌

김민서, 신용재 (2023). 임파워링 리더십이 부하직원의 철회행동에 미치는 영향: 조직기반 자아존중감의 매개효과 및 역할 명료성의 조절효과를 중심으로. 기업경영연구, 30(1), 31-47.
http://dx.doi.org/10.21052/KCMR.2023.30.1.31

김영신, 박형인 (2022). 동료무례가 직무열의를 통해 과업행동 및 CWB 에 미치는 영향: 상사지원인식의 조절효과. 한국심리학회지: 산업 및 조직, 35(2), 187-212.
https://doi.org/10.24230/kjiop.v35i2.187-212

김정진 (2011). 조직 내 상사의 비인격적 감독이 부하의 조직시민행동에 미치는 영향에 관한 연구. 지식경영연구, 12(4), 1-15.
https://doi.org/10.15813/kmr.2011.12.4.001

김태욱, 윤선미 (2020). 외식 기업의 일-가정 갈등과 심리적 철회행동의 관계연구: 지각된 스트레스의 매개효과를 중심으로. 관광연구저널, 34(5), 155-171.
https://doi.org/10.21298/IJTHR.2020.5.34.5.155

박재민, 박형인 (2023). 일과 삶의 균형 차원에서 개인-조직 부합과 개인-집단 부합이 직무열의에 미치는 효과. 한국심리학회지: 산업 및 조직, 36(2), 185-212.
https://doi.org/10.24230/kjiop.v36i2.185-212

백승연, 박형인 (2020). 개인-상사 부합과 직무태도 및 행동 간 관계에 대한 메타분석. 한국심리학회지: 산업 및 조직, 33(3), 233-265.
http://doi.org/10.24230/kjiop.v33i3.233-265

양승주, 손승연, 박희태 (2016). 상사의 비인격적 행동, 구성원의 리더인정 및 자기효능감이 지식공유에 미치는 영향: 심리적 반

발이론을 중심으로. 기업경영연구, 23(4), 171-197.
http://dx.doi.org/10.21052/KCMR.2016.23.4.08

이누리, 이진, 이윤수 (2021). 비인격적 감독에 관한 메타 분석: 국내 실증 연구를 중심으로. HRD 연구, 23(4), 169-202.
https://doi.org/10.18211/kjhrdq.2021.23.4.007

이서연 (2024). 비인격적 감독과 구성원의 태도·행동 간의 관계: 상사-부하의 갈등과 부하 귀인의 역할. 대전대학교 일반대학원 박사학위 논문.

이수진, 손승연, 김석영, 김보영, 윤석화 (2012). 상사의 비인격적 행동과 직무수행 간의 메커니즘에 관한 연구. 경영학연구, 41(3), 607-639.

이한석, 장수덕, 이하나 (2016). 중소기업 종업원들의 감성리더십 인식, 내재적·외재적 보상, 그리고 철회행동. 인적자원개발연구, 19(4), 25-56.
https://doi.org/10.24991/KJHRD.2016.12.19.4.25

이한석 (2017). 중소기업에서 경영자의 감성리더십이 조직구성원의 철회행동에 미치는 영향. 한남대학교 일반대학원 박사학위논문.

장성희 (2009). 서비스 종업원의 정서특성이 직무탈진과 직무열의에 미치는 영향: 정서노동 전략의 매개효과. 아주대학교 석사학위논문.

장수덕 (2019). 조직구성원들의 철회행동이 이직의도와 혁신적 업무행동에 미치는 영향. 인적자원개발연구, 22(1), 41-64.
https://doi.org/10.24991/KJHRD.2019.03.22.1.41

장진희 (2023). 직장 내 괴롭힘 실태와 개선방안. 한국노총중앙연구원, 1-155.

정봉수 (2023, 3, 25). 직장내 괴롭힘 금지법의 도입배경과 판단기준. 경인매일.

정지윤 (2022). 직장 내 괴롭힘이 철회행동에 미치는 영향에 관한 연구. 경영컨설팅연구, 22(2), 13-21.

한국경영자총협회 (2024, 3, 11). 주요 기업 근로자 업무몰입도 현황조사 결과.
https://www.kefplaza.com/web/pages/gc38139a.do?bbsFlag=View&bbsId=0009&nttId=172&pageIndex=1&searchCnd=0&searchWrd=

황득남, 김영집, 훈세커 (2023). 상사의 비인격적 감독이 내부고발의도에 미치는 영향: 동기귀인의 조절효과. 경영연구, 38(3), 121-138.
https://doi.org/10.22903/jbr.2023.38.3.121

Ashforth, B. E. (1997). Petty tyranny in organizations: A preliminary examination of antecedents and consequences. *Canadian Journal of Administrative Sciences/Revue Canadienne des Sciences de l'Administration, 14*(2), 126-140.
https://doi.org/10.1111/j.1936-4490.1997.tb00124.x

Aiken, L. S., & West, S. G. (1991). *Multiple regression: Testing and interpreting interactions*. Sage.

Albarracín, D., Zanna, M. P., Johnson, B. T., & Kumkale, G. T. (2005). Attitudes: Introduction and Scope. In D. Albarracín, B. T. Johnson, & M. P. Zanna (Eds.), *The handbook of attitudes* (pp. 3-19). Lawrence Erlbaum Associates Publishers.

Avey, J. B., Wu, K., & Holley, E. (2015). The influence of abusive supervision and job embeddedness on citizenship and deviance. *Journal of business ethics*, *129*(1), 721-731.

https://doi.org/10.1007/s10551-014-2192-x

Baumeister, R. F., & Heatherton, T. F. (1996). Self-regulation failure: An overview. *Psychological Inquiry, 7*(1), 1-15. https://doi.org/10.1207/s15327965pli0701_1

Bakker, A. B. (2011). An evidence-based model of work engagement. *Current Directions in Psychological Science*, *20*(4), 265-269. https://doi.org/10.1177/0963721411414534

Bakker, A. B., & Demerouti, E. (2017). Job demands-resources theory: Taking stock and looking forward. *Journal of Occupational Health Psychology*, *22*(3), 273-285. https://doi.org/10.1037/ocp0000056

Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical consideration. *Journal of Personality and Social Psychology, 51*(6), 1173-1182. https://doi.org/10.1037/0022-3514.51.6.1173

Berry, C. M., Lelchook, A. M., & Clark, M. A. (2012). A meta analysis of the interrelationships between employee lateness, absenteeism, and turnover: Implications for models of withdrawal behavior. *Journal of Organizational Behavior*, *33*(5), 678-699. https://doi.org/10.1002/job.778

Blau, G. J. (1994). Developing and testing a taxonomy of lateness behavior. *Journal of Applied Psychology, 79*(6), 959-970. https://doi.org/0021-9010/94/13.00

Brehm, S. S., & Brehm, J. W. (1981). *Psychological reactance: A theory of freedom and control*. Academic Press.

Burton, J. P., Taylor, S. G., & Barber, L. K. (2014). Understanding internal, external, and relational attributions for abusive supervision. *Journal of Organizational Behavior*, *35*(6), 871-891. http://dx.doi.org/10.1002/job.1939

Colquitt, J. A., LePine, J. A., & Wesson, M. J. (2014). *Organizational behavior* (4th ed). McGraw-Hill.

Cohen, J., Cohen, P., West, S. G., & Aiken, L. S. (2003). *Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences* (3rd edition). Lawrence Erlbaum Associates.

Dawson, J. F., & Richter, A. W. (2006). Probing three-way interactions in moderated multiple regression: Development and application of a slope difference test. *Journal of Applied Psychology*, *91*(4), 917-926. https://doi.org/10.1037/0021-9010.91.4.917

Demerouti, E., & Cropanzano, R. (2010). From thought to action: Employee work engagement and job performance. In A. B. Bakker & M. P. Leiter, *Work engagement: A handbook of essential theory and research* (pp. 147-163). Psychology Press.

Eisenberger, R., Karagonlar, G., Stinglhamber, F., Neves, P., Becker, T. E., Gonzalez-Morales, M. G., & Steiger-Mueller, M. (2010). Leader-member exchange and affective organizational commitment: The contribution of supervisor's organizational embodiment. *Journal of Applied Psychology*, *95*(6), 1085-1103. https://doi.org/10.1037/a0020858

Faul, F., Erdfelder, E., Buchner, A., & Lang, A. G. (2009). Statistical power analyses using G*Power 3.1: Tests for correlation and

regression analyses. *Behavior research methods*, *41*(4), 1149-1160. https://doi.org/10.3758/BRM.41.4.1149

Golden, T. D. (2006). Avoiding depletion in virtual work: Telework and the intervening impact of work exhaustion on commitment and turnover intentions. *Journal of Vocational Behavior*, *69*(1), 176-187. https://doi.org/10.1016/j.jvb.2006.02.003

Hayes, A. F. (2009). Beyond Baron and Kenny: Statistical mediation analysis in the new millennium. *Communication Monographs*, *76*(4), 408-420. https://doi.org/10.1080/03637750903310360

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

Hayes, A. F. (2018). Partial, conditional, and moderated moderated mediation: Quantification, inference, and interpretation. *Communication monographs, 85*(1), 4-40. https://doi.org/10.1080/03637751.2017.1352100

Heider, F. (1958). *The Psychology of Interpersonal Relations*. Wiley.

Hobfoll, S. E. (1989). Conservation of resources: a new attempt at conceptualizing stress. *American psychologist*, *44*(3), 513. https://doi.org/10.1037/0003-066X.44.3.513

Holden, R. R., & Passey, J. (2009). Social desirability. In M. R. Leary & R. H. Hoyle (Eds.), *Handbook of individual differences in social behavior* (pp. 441-454). Guilford.

Hu, D., Oh, I. S., & Agolli, A. (2025). A Meta Analysis of Employee HR Attributions and Their Relationships With Employee Perceived High Performance Work Systems and Employee Outcomes. *Human Resource Management*, *64*(5). https://doi.org/10.1002/hrm.22309

Johns, G. (1994). How often were you absent? A review of the use of self-reported absence data. *Journal of Applied Psychology*, *79*(4), 574-591.

Johns, G. (2001). The psychology of lateness, absenteeism, and turnover. In N. Anderson, D. Ones, H. Sinangil & C. Viswesvaran (Eds.), *Handbook of industrial, work, and organizational psychology*. Sage.

Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (2017). *LISREL 9.30 for Windows* [Computer software]. Scientific Software International, Inc.

Kammeyer-Mueller, J. D., Rubenstein, A. L., & Barnes, T. S. (2024). The role of attitudes in work behavior. *Annual Review of Organizational Psychology and Organizational Behavior*, *11*(1), 221-250. https://doi.org/10.1146/annurev-orgpsych-101022-101333

Kim, M. S., & Hunter, J. E. (1993). Attitude behavior relations: A meta analysis of attitudinal relevance and topic. *Journal of communication*, *43*(1), 101-142. https://doi.org/10.1111/j.1460-2466.1993.tb01251.x

Knight, C., Patterson, M., & Dawson, J. (2017). Building work engagement: A systematic review and meta analysis investigating the effectiveness of work engagement interventions. *Journal of organizational behavior*, *38*(6), 792-812. https://doi.org/10.1002/job.2167

Koslowsky, M. (2009). A multi-level model of withdrawal: Integrating and synthesizing theory and findings. *Human Resource Management Review*, *19*(4), 283-303. https://doi.org/10.1016/j.hrmr.2008.12.001

Koslowsky, M. (2000). A new perspective on employee lateness. *Applied Psychology: An International Review*, *49*(3): 390-407. https://doi.org/10.1111/1464-0597.00022

Llorens, S., Schaufeli, W., Bakker, A., & Salanova, M. (2007). Does a positive gain spiral of resources, efficacy beliefs and engagement exist?. *Computers in human behavior, 23*(1), 825-841. https://doi.org/10.1016/j.chb.2004.11.012

Liao, Z., Lee, H. W., Johnson, R. E., Song, Z., & Liu, Y. (2021). Seeing from a short-term perspective: When and why daily abusive supervisor behavior yields functional and dysfunctional consequences. *Journal of Applied Psychology, 106*(3), 377-398. http://dx.doi.org/10.1037/apl0000508

Liu, B., Ma, Y., Wang, H., Li, F., & Liu, G. (2024). Abusive supervision and organizational citizenship behavior: A meta-analysis based on the perspective of multiple theories. *Current Psychology*, *43*(6), 5341-5354. http://dx.doi.org/10.1007/s12144-023-04738-3

Liu, D., Liao, H., & Loi, R. (2012). The dark side of leadership: A three-level investigation of the cascading effect of abusive supervision on employee creativity. *Academy of Management Journal*, *55*(5), 1187-1212. http://dx.doi.org/10.5465/amj.2010.0400

Mackey, J. D., Frieder, R. E., Brees, J. R., & Martinko, M. J. (2017). Abusive supervision: A meta-analysis and empirical review. *Journal of management, 43*(6), 1940-1965. https://doi.org/10.1177/0149206315573

Martinko, M. J., Harvey, P., Brees, J. R., & Mackey, J. (2013). A review of abusive supervision research. *Journal of Organizational Behavior*, *34*(1), 120-137. http://dx.doi.org/10.1002/job.1888

Mazzetti, G., Robledo, E., Vignoli, M., Topa, G., Guglielmi, D., & Schaufeli, W. B. (2023). Work engagement: A meta-analysis using the job demands-resources model. *Psychological reports*, *126*(3), 1069-1107. https://doi-org-ssl.ca.skku.edu/10.1177/00332941211051988

Mitchell, M. S., & Ambrose, M. L. (2007). Abusive supervision and workplace deviance and the moderating effects of negative reciprocity beliefs. *Journal of applied psychology, 92*(4), 1159-1168. https://doi.org/10.1037/0021-9010.92.4.1159

Ployhart, R. E., & Vandenberg, R. J. (2010). Longitudinal research: The theory, design, and analysis of change. *Journal of management*, *36*(1), 94-120. https://doi.org/10.1177/0149206309352110

Rosse, J. G. (1988). Relations among lateness, absence, and turnover: Is there a progression of withdrawal?. *Human Relations, 41*(7), 517-531. https://doi.org/10.1177/001872678804100702

Salanova, M., Bakker, A. B., & Llorens, S. (2006). Flow at work: Evidence for an upward spiral of personal and organizational resources.

Journal of Happiness studies, 7(1), 1-22. https://doi.org/10.1007/s10902-005-8854-8

Salanova, M., Schaufeli, W. B., Xanthopoulou, D., & Bakker, A. B. (2010). The gain spiral of resources and work engagement: Sustaining a positive worklife. In A. B. Bakker, & M. P. Leiter, *Work engagement: A handbook of essential theory and research* (pp. 118-131). Psychology Press

Sagie, A., & Birati, A. (2002). Assessing the costs of behavioral and psychological withdrawal: A new model and an empirical illustration. *Applied Psychology: An International Review*, *51*(1), 67-89. https://doi.org/10.1111/1464-0597.00079

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. https://doi.org/10.1002/job.248

Schaufeli, W. B., & Bakker, A. B. (2010). Defining and measuring work engagement: Bringing clarity to the concept. In A. B. Bakker & M. P. Leiter, *Work engagement: A handbook of essential theory and research* (pp. 10-24). Psychology Press.

Schaufeli, W. B., Bakker, A. B., & Salanova, M. (2006). The measurement of work engagement with a short questionnaire: A cross-national study. *Educational and Psychological Measurement*, *66*(4), 701-716. https://doi.org/10.1177/0013164405282471

Schmidt, F. L., & Hunter, J. E. (2015). *Methods of meta-analysis: Correcting error and bias in research findings* (3rd ed.). Sage.

Song, C., & Lee, C. H. (2020). The effect of service workers' proactive personality on their psychological withdrawal behaviors: a moderating effect of servant leadership. *Leadership & Organization Development Journal, 41*(5), 653-667. https://doi.org/10.1108/LODJ-04-2019-0149

Taber, K. S. (2018). The use of Cronbach's alpha when developing and reporting research instruments in science education. *Research in Science Education*, *48*(6), 1273-1296. https://doi.org/10.1007/s11165-016-9602-2

Taris, T. W., Schreurs, P. J., & Van Iersel-Van Silfhout, I. J. (2001). Job stress, job strain, and psychological withdrawal among Dutch university staff: Towards a dualprocess model for the effects of occupational stress. *Work & Stress, 15*(4), 283-296. https://doi.org/10.1080/02678370110084049

Tepper, B. J. (2000). Consequences of abusive supervision. *Academy of Management Journal, 43*(2), 178-190. https://doi.org/10.5465/1556375

Tepper, B. J. (2007). Abusive supervision in work organizations: Review, synthesis, and research agenda. *Journal of Management*, *33*(3), 261-289. http://dx.doi.org/10.1177/0149206307300812

Tepper, B. J., Duffy, M. K., & Breaux-Soignet, D. M. (2012). Abusive supervision as political activity: Distinguishing impulsive and strategic expressions of downward hostility. In G. Ferris & D. Treadway, *Politics in organizations: Theory and research considerations* (pp.

191-212). Routledge Press.

Tepper, B. J., Simon, L., & Park, H. M. (2017). Abusive supervision. *Annual Review of Organizational Psychology and Organizational Behavior*, *4*(1), 123-152. https://doi.org/10.1146/annurev-orgpsych-041015-062539

Trice, H. M., & Beyer, J. M. (1993). *The cultures of work organizations*. Prentice-Hall.

Wang, P., & Walumbwa, F. O. (2007). Family friendly programs, organizational commitment, and work withdrawal: the moderating role of transformational leadership. *Personnel Psychology, 60*(2), 397-427. https://doi.org/10.1111/j.1744-6570.2007.00078.x

Wright, R. A., & Brehm, S. S. (1982). Reactance as impression management: A critical review. *Journal of Personality and Social Psychology*, *42*(4), 608-618. https://doi.org/10.1037/0022-3514.42.4.608

Xanthopoulou, D., Bakker, A. B., Demerouti, E., & Schaufeli, W. B. (2009). Reciprocal relationships between job resources, personal resources, and work engagement. *Journal of Vocational Behavior*, *74*(3), 235-244. https://doi.org/10.1016/j.jvb.2008.11.003

Yu, L., & Duffy, M. K. (2021). The whiplash effect: The (moderating) role of attributed motives in emotional and behavioral reactions to abusive supervision. *Journal of Applied Psychology*, *106*(5), 754-773. https://doi.org/10.1037/apl0000810

Yukl, G. (2006), *Leadership in organizations* (9th ed.). Pearson Education India.

Zellars, K. L., Tepper, B. J., & Duffy, M. K. (2002). Abusive supervision and subordinates' organizational citizenship behavior. *Journal of Applied Psychology*, *87*(6). https://doi.org/10.1037/0021-9010.87.6.1068

Zhang, Y., & Liao, Z. (2015). Consequences of abusive supervision: A meta-analytic review. *Asia Pacific Journal of Management, 32*(1), 959-987. https://doi.org/10.1007/s10490-015-9425-0

Zhang, Y., Liu, X., Xu, S., Yang, L. Q., & Bednall, T. C. (2019). Why abusive supervision impacts employee OCB and CWB: A meta-analytic review of competing mediating mechanisms. *Journal of Management*, *45*(6), 2474-2497. https://doi.org/10.1177/0149206318823935

투고일자: 2025-07-16
수정일자: 2025-09-09
게재일자: 2025-12-19

한국심리학회지: 산업 및 조직
Korean Journal of Industrial and Organizational Psychology
2026. Vol. 39, No. 1, 1-34
https://doi.org/10.24230/kjiop.v39i1.1-34

The Effects of Work Engagement on Physical Withdrawal Behaviors via Psychological Withdrawal behaviors: The Moderating Effects of Abusive Supervision and Subordinates' Attribution

Jae Yong Sim **Hyung In Park**

Department of Psychology, Sungkyunkwan University

This study distinguished psychological withdrawal behaviors from physical withdrawal behaviors and examined their relationship using a sample of Korean employees. Furthermore, we investigated whether the indirect effect of work engagement on physical withdrawal behaviors via psychological withdrawal differs depending on abusive supervision and subordinates' attributions (each of performance promotion motive and injury initiation motive). An online survey was conducted with 384 Korean employees working with immediate supervisors. The results revealed that psychological withdrawal behaviors was positively related to physical withdrawal behaviors. Moreover, the three-way interaction appeared in that the moderating effect of abusive supervision in which the relationship between work engagement and psychological withdrawal behaviors became negative when abusive supervision was low, was intensified as employees attributed the supervisor's behavior more strongly to performance-promotion and injury-initiation motives. Although the indirect effect from work engagement did not differ statistically across the moderators' levels, the conditional indirect effect emerged when abusive supervision was low and performance promotion attribution was high where work engagement reduced psychological withdrawal which in turn lowered physical withdrawal. Additionally, the results varied across the three facets of work engagement (vigor, dedication, absorption). Based on the finding, we discussed theoretical and practical implications, along with limitations and suggestions for future research.

Key words : withdrawal behaviors, work engagement, abusive supervision, subordinates' attribution, performance promotion motive, injury initiation motive