

## 동료무례가 직무열의를 통해 과업행동 및 CWB에 미치는 영향: 상사지원인식의 조절효과\*

김 영 신

박 형 인†

성균관대학교 심리학과

본 연구는 동료무례가 직무열의의 세 하위요인인 활력, 헌신, 그리고 몰두를 통해 과업행동과 반생산적일행동에 미치는 간접경로에서 상사지원인식의 조절효과를 조사하였다. 이를 위해 상사 및 동료와 함께 근무하는 전일제 직장인 또는 공무원 243명을 대상으로 한 달의 시차를 두고 설문조사를 두 번 실시하여 자료를 분석하였다. 그 결과, 상사지원인식이 높을수록 활력과 과업행동 간 관계가 강해지는 상승적 조절효과가 나타났다. 이에 더해, 상사지원인식과 몰두의 상호작용은 CWB-O를 유의하게 설명하였다. 각 결과변수가 포함된 두 모형에서 나타난 상사지원인식의 조절효과는 동료무례와 과업행동, 그리고 동료무례와 CWB-O 간 관계를 매개하는 간접효과를 강화하는 조절된 매개효과로 이어졌다. 반면, CWB-I 모형에서는 조절효과 및 조절된 매개효과가 관찰되지 않았다. 그러나 동료무례는 다른 변수를 고려하고도 CWB-O와 CWB-I를 직접적으로 강하게 예측하는 것으로 나타났다. 위 결과를 바탕으로 이론적 함의와 실용적 함의를 제시하고, 연구의 한계점 및 후속연구 방안을 제안하였다.

주요어 : 동료무례, 과업행동, CWB, 직무열의, 상사지원인식, 조절된 매개효과

\* 본 연구의 자료는 정부의 4단계 BK21 사업에서 지원을 받아서 수집되었음. 또한 본 연구는 성균관대학교 및 교육부, 한국연구재단의 4단계 두뇌한국21 사업 대학원혁신의 지원을 받았음.

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

수행(performance)은 조직목표 달성과 이익 증진에 기여하는 조직 구성원의 행동으로, 우수한 수행은 조직 생산성으로 연결되기 때문에 조직에서 중요하게 여기는 요소 중 하나이다(Kim & Ployhart, 2014). 수행은 다양한 선행변수로부터 영향을 받는데, 직장 내 부당대우(mistreatment)의 일종인 직장무례(workplace incivility)도 이에 해당된다. 다른 부당대우에 비해 강도가 낮은 수준인 직장무례는(Andersson & Pearson, 1999) 조직 입장에서 가볍게 여길 수 있다. 그러나 해외 선행연구를 살펴보면 무례가 수행에 부정적인 영향을 미친다는 결과가 꾸준히 보고되고 있다(Schilpzand et al., 2016). 따라서 조직의 입장에서도 직장무례는 중요하게 다루어져야 한다. 게다가 국내 온라인 설문조사에 따르면 직장에서 무례한 행동을 경험한 적이 있다고 응답한 사람의 비율이 76.8%를 차지할 만큼(이완, 2012), 무례는 만연하게 나타나고 있다. 따라서 조직의 관리자와 관련 분야 연구자들은 쉽게 경험할 수 있으면서 조직의 생산성을 저해할 수 있는 직장무례에 관심을 가질 필요가 있다.

이러한 배경을 바탕으로, 본 연구에서는 직장무례의 결과에 이르는 경로를 조사해 보고자 한다. 본 연구의 목적은 크게 두 가지이다. 첫째, 직장무례와 수행 간 관계를 확인하고, 그 설명 기제를 구체화할 예정이다. 이를 위해 직무열의(work engagement)를 매개변수로 설정하여, 무례가 과업행동(task performance)과 반생산적일행동(counterproductive work behavior, CWB)에 미치는 영향을 조사할 것이다. 둘째, 무례가 직무열의를 통해 수행으로 가는 관계에서 상사지원인식(perceived supervisor support)의 조절효과 및 조절된 매개효과를 검증하고자 한다. 직무열의와 수행 간 관계를 상사지

원인식이 조절하여, 상사지원인식이 높을 때 이들 간 관계가 강화되고, 간접효과 또한 이에 따라 다르게 나타날 것으로 예상하였다.

특히, 본 연구는 직장무례의 여러 원천 중 동료의 무례행동에 초점을 맞추었다. 한국은 서양 문화권에 비해 권력거리가 높은 성향을 지니고 있다(Hofstede, 1991). 이러한 문화적 맥락에 따라 한국에서는 상사의 무례함을 무례로 인식하지 않을 가능성이 있다. 또한, 일반적으로 동료의 수가 더 많고 교류 빈도도 더 높기 때문에(백승연, 박형인, 2021) 다른 원천에 비해 동료무례(coworker incivility)에 더 큰 영향을 받을 것으로 보였다. 이전의 선행연구들 역시 동료의 중요성과 문화특성을 언급하며, 한국 문화에서는 동료무례의 폐해가 더 클 수 있음을 시사하였다(이연주 등, 2021; 조은강, 2019). 실제로도, 무례의 주체에 따라 개인의 태도 및 행동에 미치는 효과가 다른 것으로 나타났다(Lim & Lee, 2011; Spence Laschinger et al., 2009). 한 국내 메타분석 연구에서 상사무례로 한정하여 이직의도와의 상관을 검증하였을 경우 .33으로 나타났고, 조직 내 구성원으로 범위를 넓혀 이직의도와의 상관을 검증하였을 경우 .37로 나타났다(이연주 등, 2019). 상관 자체로는 크게 차이가 없었으나, 95% 신뢰구간(confidence interval, CI)이 전자는 .28에서 .37, 후자는 .30에서 .45로 차이가 나타났다(이연주 등, 2019). 더군다나 조직 내 구성원에 상사도 포함될 수 있으므로, 만약 상사를 제외하고 동료무례만으로 제한하면 차이가 더 커질 수도 있다. 따라서 국내 직장인들이 더 큰 영향을 받을 것으로 예상되는 동료로 무례의 원천을 특정하여, 동료무례의 고유한 효과를 조사할 필요가 있다.

반면, 국내에서 무례와 수행 간 관계를 조

사한 대부분의 선행연구는 서비스 종업원이 경험하는 고객무례가 수행에 미치는 효과를 확인하고 있다(정서이, 전재균, 2021; 조경희, 배현숙, 2018; 한나영 등, 2020; 허원무, 2016; 허원무, 최종학, 2017). 즉, 국내에서는 무례의 주체를 고객으로 한정된 경우가 많았고, 동료무례가 수행에 미치는 효과에 대한 연구는 상대적으로 잘 이루어지지 않았다. 그렇지만 앞서 언급한 문화적 특성을 고려한다면, 동료무례 역시 수행에 부정적 영향을 미칠 가능성이 충분히 존재한다.

나아가, 무례와 수행 간 관계의 심층 기제를 조사한 국내연구 역시 부족한 실정이다(강성호 등, 2019). 최근 출판된 무례 관련 연구를 살펴보면, 고객무례와 직무성과 간 관계에서 정서적 소진(emotional exhaustion)의 매개효과를 확인한 연구들이 있고(조문미 등, 2019; 허원무, 최종학, 2017), 고객무례와 CWB 간 관계에서 직무탈진(job burnout)의 매개효과(정서이, 전재균, 2021; 조경희, 배현숙, 2018)를 밝힌 연구들이 있다. 또한 고객무례가 직무열의를 통해 서비스 성과에 영향을 미친다는 것 역시 확인되었다(강성호 등, 2019). 만약 고객무례와 마찬가지로 동료무례가 수행에 부정적인 영향을 준다면, 관계의 기제를 확인하여 그 관계에 대한 이해를 향상시키고, 이를 바탕으로 무례가 수행 저하로 이어지는 과정에서의 구체적인 개입 방안을 모색할 필요가 있다. 최근 한 연구에서 동료무례가 이직의도에 미치는 과정이 다뤄지기는 하였으나(이연주 등, 2021), 동료무례가 직장 내 태도나 행동에 영향을 미치는 과정은 아직 더 조사가 필요하다. 이를 위해 본 연구는 동료무례가 직무열의를 통해 수행으로 가는 경로에서 상사지원인식의 조절효과를 조사하여 동료무례에도 불

구하고 조직 생산성에 긍정적인 영향을 줄 수 있는 실무적 개입 방안을 제시하고자 한다.

본 연구가 기존 연구와 비교하여 갖는 공헌점은 다음과 같다. 첫째, 기존 국내 연구가 환대산업이나 요식업, 의료직 등 서비스업종에 종사하는 근무자로 연구 표본을 제한해온 반면(정서이, 전재균, 2021; 조경희, 배현숙, 2018; 조문미 등, 2019; 한나영 등, 2020; 허원무, 2016; 허원무, 최종학, 2017), 본 연구에서는 일반 직군을 대상으로 무례 연구를 시행하여 결과의 일반화 가능성을 높이고자 한다. 이에 따라 고객무례가 아닌 동료무례가 수행에 부정적인 영향을 미치는지 경험적으로 확인하여 다양한 직군에 종사하는 직장인에게 그 결과를 적용하고자 한다. 둘째, 기존 연구(강성호 등, 2019; Chen et al., 2013; Wang & Chen, 2020)에서 매개변수로 확인된 직무열의를 세 하위요인으로 구분하여, 매개변수로서 세 하위요인의 상대적인 영향력을 확인하고자 한다. 직무열의의 세 하위요인은 구분되는 개념(Schaufeli & Bakker, 2004)임에도 불구하고 하나의 개념으로서 분석되어 왔는데, 본 연구에서는 병렬 매개변수로서 한 모형에 투입하여 하위 요인별로 나타난 양상을 확인하고자 한다. 마지막으로, 직무열의와 수행 간 관계에서 상사지원인식의 상승적 조절효과를 확인하고자 한다. 무례 자체를 감소시키기 어렵거나 무례에 대응하기 위한 자원을 보유하고 있지 않은 경우, 업무에 대한 상사지원이 동료무례가 개인의 수행을 낮추는 과정에서 이로운 역할을 할 수 있는지를 조사할 예정이다. 만약 상사지원인식이 도움이 된다면, 조직에서 상사훈련 등 추가적인 자원을 제공하여 개인의 업무 수행을 도울 수 있는 방안을 마련할 수 있을 것이다.

### 동료무례와 수행 간 관계

Motowidlo(2003)는 수행을 조직의 목표달성에 효과적인 행동과 그렇지 못한 행동을 아우르는 개념이라고 주장하였다. 이에 따라 수행은 크게 긍정적인 업무행동과 부정적인 업무행동으로 분류될 수 있다. 먼저, 긍정적인 업무행동의 대표적인 예시로 볼 수 있는 과업행동은 의무적으로 수행해야 한다고 명시된 업무 관련 행동을 의미한다(Rotundo & Sackett, 2002). 예를 들어 교사의 경우, 학생들을 가르치고 지도하는 행위가 과업행동에 해당한다. 반면, 부정적인 업무행동의 예시인 반생산적일행동은 조직의 규범을 어기거나 조직 구성원에게 해가 될 수 있는 자발적인 일탈행동을 의미한다(Robinson & Bennett, 1995). 조직의 재산을 낭비하고, 다른 구성원에게 모욕감을 주는 행위가 이에 해당된다(Robinson & Bennett, 1995). 반생산적일행동은 행동 대상에 따라 두 하위요인으로 나뉘는데, 조직을 대상으로 하는 반생산적일행동(CWB directed toward organization, CWB-O)과 조직 내 개인을 대상으로 하는 반생산적일행동(CWB directed toward individual, CWB-I)으로 분류할 수 있다(Bennett & Robinson, 2000). 이렇게 각기 다른 업무행동의 종류들은 전반적인 수행을 고유하게 설명한다(Campbell & Wiernik, 2015).

우수한 수행은 개인이 맡은 직무를 잘 완료하여 조직에 기여하는 것이기 때문에 조직 생산성의 증가로 연결된다. 반면, 태업, 결근, 횡령, 험담 등의 일탈행동은 개인 및 조직의 목표 달성을 방해하고 조직 전반에 부정적인 영향을 미친다. 즉, 조직에 있어서 개인이 보이는 업무행동은 조직성공에 매우 중요하다(Kim & Ployhart, 2014). 따라서 수행에 부정적인 영

향을 미치는 예측변수를 조사하여 이에 대한 예방 및 개입 방안을 마련해야 한다. 특히, 대인관계 문제는 직장에서 손꼽히는 스트레스원(stressor)이므로(잡코리아, 2016), 수행에 큰 영향을 미칠 것으로 예상된다. 이에 따라 본 연구는 누구나 경험할 수 있는 동료무례가 과업행동 및 반생산적일행동에 미치는 효과를 확인하고자 하였다.

직장 내 부당대우의 일종인 직장무례는 조직 구성원의 존엄성을 침해하는 일탈행동을 의미하며, 상대방에게 위해를 가하려는 의도가 모호하고 강도가 낮다는 특징을 지닌다(Andersson & Pearson, 1999). 대표적인 무례행동으로는 업무시간 빼기, 타인의 물건이나 영역 침범하기, 이메일 매너 무시하기 등이 있다(원지현, 최병권, 2012). 무례의 원천으로는 상사, 동료, 조직 내·외의 고객이 있으며(Cortina et al., 2001), 그 중 동료무례는 동료로부터 행해지는 무례한 행동을 의미한다. 직장 동료와 관련된 통계치를 살펴보면, 한국 직장인들의 93.3%가 '직장 동료로 인해 스트레스를 받은 적이 있다'고 응답하였고, '동료 스트레스가 업무에 지장을 준다'고 답변한 비율은 95.0%에 달하는 것으로 나타났다(인크루트, 2016). 이는 동료무례가 스트레스원으로 작용하여 실제 업무행동에 부정적인 효과를 미칠 수 있음을 방증한다. 따라서 동료무례와 수행 간 관계의 심층 기제를 조사하는 것은 중요하다.

본 연구에서 예상한 동료무례와 수행 간 관계는 자원보존(conservation of resources)이론(Hobfoll, 1989)과 사회교환(social exchange)이론(Blau, 1964)으로 설명할 수 있다. 우선 자원보존이론(Hobfoll, 1989)은 긍정적 업무행동에 적용 가능하다. 자원보존이론(Hobfoll, 1989)에 따르면, 개인은 자원을 획득하고 보존하려고 하

며, 자원 손실이나 손실 위협을 경험할 때 스트레스 반응을 경험한다. 동료무례와 같이 개인에게 스트레스원으로 작용하는 상황에 대처하기 위해서는 개인이 가진 한정된 자원을 사용하게 된다(Hobfoll, 1989). 무례 경험에 대응하는 데 사용된 개인의 인지적, 정서적 자원은 직무를 수행하는 데 필요한 자원의 감소로 이어질 수 있다. 다시 말해, 동료무례를 경험하여 부족해진 인지적 혹은 정서적 자원을 회복하고 보존하기 위해, 수행에 할당된 자원을 감소시켜 필수 수행인 과업행동의 수준이 낮아질 것이다. 또한 사회교환이론(Blau, 1964)은 동료무례와 부정적 업무행동 간 관계를 보다 적절히 설명할 것이다. 사회교환이론(Blau, 1964)에 근거하면, 조직이 조직 구성원의 복지에 관심을 가지고 그들을 지원하는 정도는 구성원이 조직에 갖는 감정과 행동에 영향을 줄 수 있다. 특히 조직은 종업원에게 노동 및 헌신에 대한 대가로 금전적인 보상을 제공할 뿐만 아니라 신체 및 심리적 상해를 입지 않도록 종업원의 웰빙에 적극적인 관심을 가질 의무가 있으며, 건설적인 근무환경을 조성하도록 장려된다(Cartwright & Cooper, 2009). 만약 조직이 근무환경 개선에 소극적이고 동료무례를 용납하는 조직분위기를 가지고 있다면, 구성원의 복지에 신경 쓰지 않는 조직에 대해 반감이 발생하여 CWB-O를 보일 것으로 예상된다. 더불어 개인은 사회적 교환과정에서 자신이 투자한 비용과 얻게 될 보상의 크기가 비례할 것으로 기대하기 때문에(Blau, 1964), 만약 동료가 무례를 범한다면 무례를 행한 상대방에게 그에 상응하는 반응을 하여 CWB-I를 보일 수 있다.

실증적으로도, 기존 해외연구에서 일반적 직장무례와 과업행동 간 부적 관계가 있고

(Chen et al., 2013; Mao et al., 2019), 반생산적 일행동과는 정적 관계가 있는 것으로 나타났다(Mao et al., 2019). 또한 상사무례는 과업행동과 부적 관계를 갖는 것으로 나타났다(Potipiroon & Ford, 2019). 동료무례 역시 과업행동과 부적 관계를 보였으며(Wang & Chen, 2020), 반생산적일행동과는 정적 관계를 보였다(Sakurai & Jex, 2012). 마찬가지로, 직장무례는 국내연구에서도 수행에 부정적인 효과를 갖는 것으로 확인되었다. 고객무례는 과업행동과 부적 관계가 존재했고(허원무, 최종학, 2017), 반생산적일행동과는 정적 관계가 있었다(정서이, 전재균, 2021; 조경희, 배현숙, 2018; 한나영 등, 2020).

다만, 대부분의 국내연구들이 서비스 종업원의 고객무례경험에 초점을 맞추어 제한적인 형태로 연구가 이루어졌다. 서비스 종사자의 경우 고객과의 접촉이 빈번하여 고객무례를 경험할 가능성이 높지만, 일반 직군에서는 사무직 종사자가 차지하는 비율이 높아 고객보다 동료와의 접촉이 더 많을 것으로 예상된다. 이에 따라 동료무례에 초점을 두어 과업행동, 반생산적일행동 간 관계를 확인하고자 아래와 같이 가설을 설정하였다.

**가설 1.** 동료무례는 과업행동과 부적 관계를 보일 것이다.

**가설 2.** 동료무례는 CWB-O와 정적 관계를 보일 것이다.

**가설 3.** 동료무례는 CWB-I와 정적 관계를 보일 것이다.

#### 직무열의의 매개효과

무례 경험은 개인의 행동뿐만 아니라 태도

에도 부정적인 영향을 미치기 때문에(Cortina et al., 2001), 개인이 업무에 대해 가지고 있는 태도인 직무열의 또한 동료무례의 영향을 받을 수 있다. 직무열의는 직무와 관련하여 긍정적이고 동기가 높은 심리적 상태를 의미한다(Schaufeli et al., 2002). 직무탈진과 반대되는 개념으로 등장한 직무열의는 활력(vigor)과 헌신(dedication), 몰두(absorption)의 세 하위요인으로 구성된다(Schaufeli & Bakker, 2004). 먼저, 활력은 높은 에너지와 의욕을 가진 상태를 의미하고, 헌신은 일에 대해 열정적이고 자부심이 있는 상태이며, 마지막으로 몰두는 일에 전념하여 빠져든 상태로 정의된다(Schaufeli & Bakker, 2004). 이에 따라 세 하위요인은 개념적으로 구분되며(Schaufeli & Bakker, 2004), 특히 활력은 정서적, 헌신은 동기적, 그리고 몰두는 인지적인 측면을 설명하는 차별적인 개념이다(Bakker, 2011). 또한, 이들 세 하위요인은 경험적으로도 명확히 구별되었다(장재석, 박형인, 2018). 반면, 무례와 수행 간 관계에서 직무열의의 매개효과를 확인한 기존 연구들(강성호 등, 2019; Chen et al., 2013; Wang & Chen, 2020)은 직무열의를 하나의 개념으로 분석을 진행하였기 때문에 동료무례와 수행 간 관계에서 세 하위요인별 차별적 결과는 다루지 않았다. 기본적으로 세 하위요인에서 비슷한 효과가 있을 것으로 예상하지만, 매개효과의 강도는 세 하위요인별로 다르게 나타날 수 있다. 이에 따라 본 연구에서도 세 하위요인을 구분하여 가설을 검정하고자 하였다.

동료무례와 직무열의 간 관계는 자원보존이론(Hobfoll, 1989)과 직무요구-자원(job demands-resources, JD-R) 이론(Bakker & Demerouti, 2017)으로 설명이 가능하다. 동료무례는 직장 내 스트레스 반응을 유발하는 직무스트레스원으

로 작용할 수 있는데, JD-R 이론에 따르면 이러한 직무조건은 개인이 가진 자원과 에너지를 감소시킨다(Bakker & Demerouti, 2017). 자원과 에너지의 감소는 직무열의를 낮추기 때문에(Bakker & Demerouti, 2017), 동료무례를 경험하게 되면 직무열의가 감소될 수 있다. 실제로 국내외 연구들이 무례와 직무열의 간 유의한 부적 관계를 보고하였다(강성호 등, 2019; Chen et al., 2013; Guo et al., 2020; Jawahar & Schreurs, 2018). 보다 직접적으로, 직장무례가 직무열의를 유의하게 예측한다는 가설 역시 기존에 검정되어 지지된 바 있다(Wang & Chen, 2020).

또한 직무열의는 수행에 중요한 선행변수이다(Bakker & Demerouti, 2017). 높은 직무열의를 가진 사람은 업무를 열심히 수행하고자하므로, 자신의 자원과 노력을 투입하여 과업을 완수할 것이다. 그러나 자원은 무한하지 않고, 개인은 자원을 보존하고자 한다(Hobfoll, 1989). 따라서 동료무례로 인해 직무열의가 감소되면 업무를 잘 수행하고자 하는 열의가 감소하고, 궁극적으로 업무에 대한 노력을 줄여 수행의 감소로 이어질 것이다. 즉, 직무열의는 동료무례와 수행 간 관계를 매개할 수 있다.

경험연구에서도 이와 일치하는 결과가 나타났는데, 강성호 등(2019)의 연구는 고객무례경험과 서비스 성과 간 관계에서 직무열의의 매개효과를 확인하였다. 또 다른 예시로, Chen 등(2013)의 연구에서 직무열의는 직장무례와 과업행동 간 관계를 매개하였다. Wang과 Chen(2020)은 호텔산업의 서비스 종사원을 대상으로 동료무례, 고객무례에 대한 자료를 수집하여 무례와 직무수행 간 관계에서 직무열의의 매개효과를 확인하였다. 요컨대, 선행연구에서 이미 이론적 및 실증적인 근거를 바탕

으로 동료무례와 수행 간 관계가 직무열의에 의해 매개될 수 있음이 제시되었다.

#### 상사지원인식의 조절효과

전술한 것과 같이, 동료무례를 경험하면 직무열의가 감소하게 되며 이에 따라 수행이 낮아질 것이다. 그러나 무례 경험이 언제나 낮은 수행으로 이어지는 것은 아닐 수 있다. 즉, 업무를 수행하는 데 필요한 자원이 추가적으로 제공되면, 무례경험과 관계없이 수행이 유지되거나 심지어 증가할 수도 있다. 본 연구는 기존의 매개경로에서 상사지원인식이 이러한 추가 자원의 역할을 할 것으로 제안한다. 상사지원인식은 조직 구성원이 업무를 수행할 때 상사가 그들의 공헌을 인정하고 가치 있게 여기며, 도구적 혹은 정서적 지원을 제공하는 것에 대해 조직 구성원 스스로가 지각하는 정도 의미한다(Shanock & Eisenberger, 2006). 상사에 대한 조직 구성원의 믿음은 개인의 태도 및 행동에 중요한 영향을 미친다고 알려져 있다(Rhoades & Eisenberger, 2002).

상사지원인식은 직무수행과정에서 필요한 지원을 제공받고 있다는 지각이므로 개인에게 자원으로 작용될 수 있다. JD-R이론에 근거하면, 자원은 개인의 동기나 수행을 향상시키고, 직무요구의 부정적인 효과를 완화하는 조절변수의 역할을 수행할 수 있다(Bakker & Demerouti, 2017). 이에 따라 상사지원인식이 동료무례와 직무열의 간 관계를 완충시킬 것으로 예상된다. 그러나 상사지원은 업무수행과정에서 문제가 생겼을 때 도움을 제공하고, 종업원이 의견이나 아이디어를 제시했을 때 적극적으로 수용하거나 관심을 가지는 등 업무관련 행위를 주로 포함하고 있다

(Eisenberger et al., 1986). 종업원의 업무수행을 용이하게 돕는 상사의 지원은 동료무례에 대처하는 데 직접적으로 작용되기보다는 직무열의에 따라 수행이 향상되는 양상을 더 강화하는 데 효과적인 자원의 역할을 할 것으로 기대된다. 다시 말해, 업무에 있어서의 상사지원인식은 동료무례와 직무열의 간 관계에 작용하기보다는 직무열의와 과업행동 간 관계에 더 효과적으로 작용할 수 있다. 구체적으로, 상사지원인식이 높은 사람은 업무를 수행하는 데 필요한 지원을 상사로부터 충분히 받고 있다고 지각하고 있기 때문에, 업무를 잘 수행하고자 하는 심리 상태인 직무열의와 상호작용하여 직무열의가 수행에 미치는 효과가 더 커질 것으로 보았다. 즉, 상사지원을 높게 지각하는 사람에게서는 직무열의와 수행 간 관계가 더 강할 것이다. 유사한 선행연구로, 조직지원인식이 직무열의와 과업행동 간 관계에서 상승적 조절효과를 보인 것으로 나타났다(Yongxing et al., 2017). 이에 따라 본 연구는 상사지원인식이 직무열의의 긍정적 효과를 더 증가시켜 직무열의가 과업행동 및 반생산적일 행동과 갖는 관계를 더 강하게 조절할 것이라고 보았다.

**가설 4.** 상사지원인식은 직무열의(a. 활력, b. 헌신, c. 몰두)와 과업행동 간 관계를 조절하여, 상사지원인식이 높을 때 낮을 때보다 정적 관계가 강화될 것이다.

**가설 5.** 상사지원인식은 직무열의(a. 활력, b. 헌신, c. 몰두)와 CWB-O 간 관계를 조절하여, 상사지원인식이 높을 때 낮을 때보다 부적 관계가 강화될 것이다.

**가설 6.** 상사지원인식은 직무열의(a. 활력, b. 헌신, c. 몰두)와 CWB-I 간 관계를 조절하

여, 상사지원인식이 높을 때 낮을 때보다 부정적 관계가 강화될 것이다.

**조절된 매개효과**

종합적으로, 동료무례가 직무열의를 거쳐 과업행동과 반생산적일행동으로 가는 경로에서 상사지원인식이 조절효과를 보일 것으로 예상하였다. 구체적으로, 그림 1과 같이 상사지원인식이 매개모형의 두 번째 경로를 조절하여 동료무례가 수행에 갖는 간접효과가 상사지원인식의 수준에 따라 다르게 나타날 것이다. 즉, 동료무례로 인해 직무열의가 감소되더라도, 상사지원인식이 높은 사람에게서는 수행에 대한 직무열의의 효과가 증가하여 동료무례가 수행에 갖는 간접효과가 더 크게 나타날 것으로 보았다. 다시 말해, 동료무례에도 불구하고 상사지원인식이 높은 경우에는 직무열의와 수행 간 관계가 더 강하게 나타나서, 궁극적으로 동료무례에 의한 직무열의의 감소가 수행에 미치는 불리한 효과가 덜 할 것으로 예상하였다.

**가설 7.** 상사지원인식은 동료무례와 과업행

동 간 관계에 대한 직무열의(a. 활력, b. 헌신, c. 몰두)의 매개효과를 조절하여, 상사지원인식이 높을 때 낮을 때보다 간접효과가 강화될 것이다.

**가설 8.** 상사지원인식은 동료무례와 CWB-O 간 관계에 대한 직무열의(a. 활력, b. 헌신, c. 몰두)의 매개효과를 조절하여, 상사지원인식이 높을 때 낮을 때보다 간접효과가 강화될 것이다.

**가설 9.** 상사지원인식은 동료무례와 CWB-I 간 관계에 대한 직무열의(a. 활력, b. 헌신, c. 몰두)의 매개효과를 조절하여, 상사지원인식이 높을 때 낮을 때보다 간접효과가 강화될 것이다.

**방 법**

**연구 대상 및 절차**

본 연구는 대학 소속 기관생명윤리위원회의 승인을 얻은 후, 온라인 설문조사 업체를 통해 자료를 수집하였다. 설문은 동일한 응답자로부터 동일한 측정도구를 사용하여 변수 간

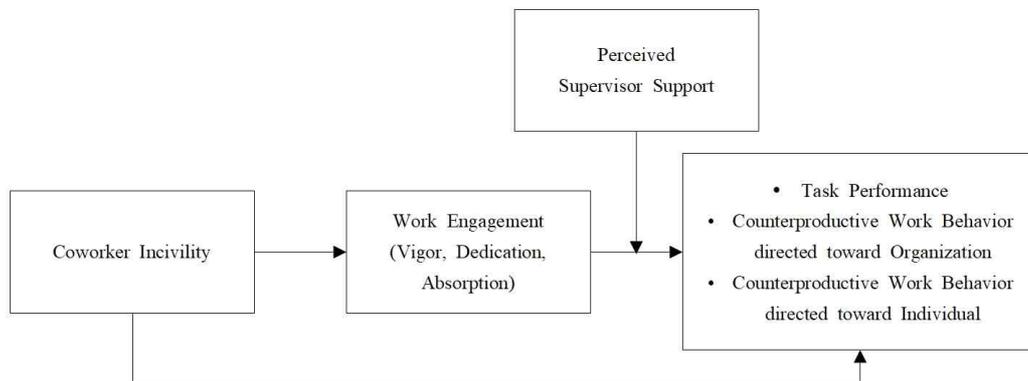


Figure 1. Moderated Mediation Model

의 관계가 과장되게 나타나는 공통방법분산 (common method variance)을 줄이고(Campbell & Fiske, 1959; Podsakoff & Organ, 1986), 내적타당도를 높이기 위해 한 달 간격의 시차를 두고 모든 변수를 총 두 번 측정하도록 설계하였다. 첫 번째(1차) 조사는 2021년 10월 말, 두 번째(2차) 조사는 2021년 11월 말에 실시하였으며, 자료 수집은 각각 일주일 동안 진행되었다. 연구 대상자는 일주일에 최소 세 번 이상 대면으로 상사 및 동료와 함께 근무하는 만 19세 이상의 전일제 직장인 또는 공무원으로 한정하였다. 연구의 주요 변수가 동료무례와 상사지원인식이기 때문에 동료 및 상사가 존재하는 것이 필수 조건이다. 또한, 재택근무의 빈도는 동료와의 관계의 질을 감소시키고(Allen et al., 2015), 그들과 직접적으로 상호작용할 기회를 감소시킨다. 자료 수집 당시, 코로나바이러스감염증-19(COVID-19)로 인해 재택근무를 병행하는 기업들이 많았기 때문에 대면근무일 때와 비교하여 응답자의 동료무례 경험에 차이가 발생할 것으로 예상하였다. 이에 따라 근무방식에 대한 조건(i.e., 일주일에 세 번 이상 대면근무)을 추가하여 참가자를 선정하였다. 앞서 언급한 기준을 충족하는 연구 대상자를 선별하기 위한 사전 문항을 제공하고, 조건에 부합하는 참가자에게만 연구 설명문과 동의서를 제공하였다. 설명문은 연구 목적과 절차, 참가자 권리와 이익에 대한 내용을 포함하고 있다. 설명문을 읽고 자발적으로 연구 참여에 동의한 경우 본 설문에 응답할 수 있었다. 한 달 뒤에 진행된 2차 설문은 1차 설문을 완료했던 응답자에 한하여 설문 링크가 제공되었으며, 2차 설문 참여에도 동의한 경우에만 응답이 가능하였다. 그 결과, 1차 설문 참여자 수는 400명이었고, 2

차 설문까지 모두 응답한 인원은 총 250명이었다. 이 중 질문을 제대로 읽지 않아 선별 문항과 기본 인구통계학적 문항의 정보가 일치하지 않는 일곱 명을 제외하여 최종적으로 243명의 자료가 분석에 사용되었다.

본 연구의 최종 참가자 243명의 인구통계학적 정보를 살펴보면, 평균 연령은 만 40.18세( $SD = 8.97$ )였고, 남성이 130명(53.5%), 기혼자는 151명(62.1%)으로 나타났다. 거주 지역은 서울 75명(30.9%), 경기도 48명(19.8%), 인천 20명(8.2%) 등으로 절반 이상이 수도권에 거주하고 있었다. 최종 학력의 경우, 4년제 학사 155명(63.8%), 그리고 2/3년제 학사 38명(15.6%)의 순서인 것으로 나타났다. 다음으로 근무지 관련하여, 평균 근속기간은 92.59개월( $SD = 84.17$ )이었고, 평균 근무시간은 주당 43.30시간( $SD = 6.03$ )이었다. 직군은 사무직 155명(63.8%), 전문직 38명(15.6%), 관리직 20명(8.2%), 서비스직 15명(6.2%), 기능직 8명(3.3%), 판매직 5명(2.1%), 단순노무직 1명(0.4%), 기계 조작 및 조립직 1명(0.4%) 순인 것으로 나타났다. 근무형태는 정규직이 231명(95.1%)으로 대부분을 차지했고, 직위는 사원급 72명(29.6%), 과장급 66명(27.2%), 대리급 56명(23.0%), 부장급 이상 25명(10.3%), 그리고 차장급 24명(9.9%)으로 나타났다.

#### 측정도구

##### 동료무례

동료무례를 측정하기 위해 조은강(2019)이 개발하고 타당화한 척도를 사용하였다. 해당 척도는 총 10문항의 단일요인으로 구성되어 있으며, 지난 한 달간 동료로부터 경험한 무례행동을 5점 Likert 척도로 측정하였다. 문항

의 예시로는 “함께하는 업무임에도 나의 의견을 존중하지 않는다.”, “내가 문제없이 진행하고 있는 업무에 대해 불필요한 지적을 한다.” 등이 있다. 본 척도의 내적일치도 계수(Cronbach's  $\alpha$ )는 1차에서 .94, 2차에서 .93으로 나타났다.

### 상사지원인식

상사지원인식은 Eisenberger 등(1986)이 개발한 Survey of Perceived Organization Support(SPOS)의 축소판을 조아름과 유태용(2014)이 수정하고 번안한 것을 사용하였다. 상사지원인식은 단일요인으로 구성되어 있으며, 5점 Likert 척도로 측정되었다. 총 여덟 문항 중 두 개의 역문항이 포함되어 있다. 문항의 예시로는 “나의 상사는 나의 목표와 가치관을 충분히 고려해준다.”, “내게 문제가 생긴다면 나의 상사는 도움을 줄 것이다.” 등이 있다. 본 척도의 내적일치도 계수는 1차에서 .84, 2차에서 .85인 것으로 나타났다.

### 직무열의

직무열의는 Schaufeli 등(2006)이 개발한 Utrecht Work Engagement Scale 9 item(UWES-9)을 장성희(2009)가 번안한 척도를 사용하였다. 해당 척도는 5점 Likert 척도로 측정되었으며, 직무열의의 세 하위요인인 활력, 헌신, 그리고 몰두가 각각 세 문항씩 총 아홉 문항으로 구성되었다. 각 하위요인별 문항의 예시로는 활력, 헌신, 몰두 순으로, “직무상에서, 나는 넘치는 힘을 느낀다.”, “나의 직무를 수행하는 데 있어서 나는 열정적이다.”, “나는 집중해서 일을 할 때면 행복감을 느낀다.” 등이 있다. 본 척도의 내적일치도 계수는 1차에서 활력과 헌신이 .82, 몰두가 .78인 것으로 나타났고, 2

차에서는 활력 .83, 헌신 .86, 그리고 몰두가 .85로 나타났다.

### 과업행동

과업행동은 김도영과 유태용(2002)이 개발한 과업수행 척도를 사용하였다. 총 여섯 문항의 단일요인으로 구성된 해당 척도는 5점 Likert 척도로, 지난 한 달간 자신의 과업행동을 스스로 평가하여 점수를 부여하였다. 예시 문항으로는 “내가 맡은 업무를 항상 정확하고 깔끔하게 처리한다.”, “내가 맡은 업무를 잘한다는 소리를 부서 사람들로부터 자주 듣는다.” 등이 있다. 본 척도의 내적일치도 계수는 두 시점에서 모두 .88인 것으로 나타났다.

### 반생산적일행동

반생산적일행동은 Aquino 등(1999)의 척도를 이민교(2014)가 번안한 것을 사용하였다. 반생산적일행동은 두 하위요인인 CWB-O와 CWB-I로 구성되어 있으며, 각각 다섯 문항씩 총 10문항으로 구성되어 있다. 해당 척도는 5점 Likert 척도로 측정되었다. 예시 문항으로 CWB-O의 경우 “조직의 자산을 개인용으로 사용한 적이 있다.”, “몰래 일찍 퇴근한 적이 있다.” 등이 있고, CWB-I의 경우 “동료를 불쾌하게 만드는 언행을 한 적이 있다.”, “동료들 앞에서 다른 동료를 놀린 적이 있다.” 등이 있다. 본 척도의 내적일치도 계수는 CWB-O의 경우 두 시점에서 모두 .77로 나타났고, CWB-I는 1차에서 .82로, 2차에서 .83으로 나타났다.

### 통계변수

Ng와 Feldman(2010)의 메타분석에 따르면, 근속기간은 수행과 밀접한 관계가 있는 변

수이다. 이에 따라 본 연구는 근속기간을 통제변수로 채택하여 결과변수인 과업행동, CWB-O, 그리고 CWB-I 간 상관을 확인하였다. 근속기간은 2차 과업행동과 정적 관계가 있는 것으로 나타났고( $r = .13, p < .05$ ), CWB-O( $r = -.06, ns$ ), CWB-I( $r = -.07, ns$ )와는 관계가 없었다. 상관분석 결과를 바탕으로 과업행동이 결과변수인 조절된 매개모형에 근속기간을 통제변수로 투입하여 가설을 검증하였다. 그 결과, 통제변수를 포함한 모형과 포함하지 않은 모형의 결과가 크게 다르지 않았다. 따라서 통제변수를 포함하지 않은 모형의 결과를 표로 보고하였고, 포함된 모형의 결과는 간단히 기술하였다. 근속기간은 “귀하의 현 직장에서의 근속기간은 어느 정도 되십니까?”로 측정하였다.

#### 자료 분석

수집한 자료는 SPSS를 사용하여 분석하였다. 먼저, 모든 연구변수들의 평균, 표준편차 및 내적일치도 계수를 구하고, 변수 간 관계를 확인하기 위해 상관분석을 실시하였다. 이후, 조절된 매개모형을 검증하기 위해 Hayes(2022)의 PROCESS 4.0 macro Model 14번을 이용하였다. 최종 종속변수별로 총 세 번의 분석이 실시되었다. 동료무례, 활력, 헌신, 몰두, 그리고 상사지원인식은 1차에서 측정된 자료를 사용하였고, 결과변수인 과업행동, CWB-O, CWB-I는 2차에서 측정된 것을 사용하였다. 활력, 헌신, 몰두는 매개변수로서 한 모형에 동시에 투입되었다(병렬 매개모형). 분석 전, 결과의 의미 있는 해석을 위해 예측변수와 조절변수를 평균중심화 하였다(Aikin & West, 1991). 상호작용항이 유의한 경우, 단순기울기차이검정을

실시하여 조절효과의 구체적인 양상을 확인하였다(Aikin & West, 1991). 모든 수치는 소수점 둘째 자리까지만 보고하였으며,  $-0.001$ 과 같은 수치는 음수라는 의미로  $< 0.00$ 으로 표현하였다.

## 결 과

표 1은 연구변수들의 기술통계, 신뢰도 및 상관을 분석한 것이다. 먼저, 1차 동료무례는 1차 활력( $r = -.23, p < .001$ ), 헌신( $r = -.20, p < .01$ ), 그리고 몰두( $r = -.23, p < .001$ )와 유의한 부적 상관을 보였다. 또한, 1차 동료무례는 2차 과업행동( $r = -.06, ns$ )과 유의한 관계가 없었으나, 2차 CWB-O( $r = .23, p < .001$ ) 및 CWB-I( $r = .30, p < .001$ )와는 유의한 정적 상관이 있었다. 이에 따라 가설 1은 지지되지 않았고, 가설 2와 3은 모두 지지되었다. 추가적으로, 1차 직무열위의 하위요인은 2차 결과변수 중에서 유일하게 과업행동과 유의한 상관이 있었고, 활력,  $r = .32, p < .001$ ; 헌신,  $r = .37, p < .001$ ; 몰두,  $r = .38, p < .001$ , CWB-O나 CWB-I와는 상관이 없었다. 그렇지만 조절된 매개효과는 존재할 수 있으므로 이후의 분석은 그대로 진행하였다.

표 2는 1차 동료무례가 1차 직무열위의 세 하위요인인 활력, 헌신, 몰두를 거쳐 2차 결과변수로 이어지는 병렬 매개모형에서, 상사지원인식이 두 번째 경로를 조절하는 조절된 매개효과를 검증한 결과를 정리한 것이다. 가설 4부터 9에 대한 결과는 표 2를 통해 확인할 수 있다. 먼저, 과업행동이 결과변수인 모형에서 활력과 상사지원인식의 상호작용은 과업행동을 유의하게 설명하였다( $b = 0.26, p < .05$ ).

Table 1. Descriptive Statistics and Correlations of Study Variables

Variables	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17
1. Tenure																	
2. T1 CI	.02																
3. T1 PSS	.01	-.46***															
4. T1 V	.06	-.23***	.48***														
5. T1 D	.07	-.20**	.50***	.73***													
6. T1 A	<.00	-.23***	.44***	.69***	.74***												
7. T1 TP	.12	-.12	.20**	.36***	.41***	.44***											
8. T1 CWB-O	-.04	.26***	-.16*	.11	.02	.02	.11										
9. T1 CWB-I	.02	.36***	-.17**	.11	.04	.04	-.17**	.56***									
10. T2 CI	-.03	.75***	-.48***	-.21***	-.21***	-.19**	-.19**	.33***	.32***								
11. T2 PSS	-.01	-.40***	.73***	.44***	.40***	.38***	.16*	.01	-.02	-.52***							
12. T2 V	.07	-.17*	.46***	.70***	.59***	.53***	.32***	.17**	.13*	-.24***	.62***						
13. T2 D	.13*	-.19**	.46***	.60***	.64***	.62***	.34***	.01	.07	-.28***	.56***	.74***					
14. T2 A	.06	-.19**	.38***	.53***	.52***	.59***	.35***	-.02	.04	-.26***	.53***	.66***	.79***				
15. T2 TP	.13*	-.06	.16*	.32***	.37***	.38***	.71***	-.04	-.04	-.16*	.25***	.42***	.52***	.53***			
16. T2 CWB-O	-.06	.23***	-.08	.11	-.01	-.01	-.17**	.64***	.45***	.30***	.11	.25***	.10	.09	-.04		
17. T2 CWB-I	-.07	.30***	-.11	.10	.01	.05	-.12	.44***	.63***	.38***	.01	.13*	.06	.01	-.02	.63***	
M	92.59	2.27	3.15	2.64	3.14	3.13	3.55	2.38	2.35	2.28	3.18	2.72	3.19	3.15	3.58	2.41	2.40
SD	84.17	0.84	0.65	0.80	0.76	0.75	0.65	0.76	0.81	0.82	0.65	0.85	0.83	0.82	0.62	0.77	0.80
$\alpha$	-	.94	.84	.82	.82	.78	.88	.77	.82	.93	.85	.83	.86	.85	.88	.77	.83

Note. N = 243; T1 = Time 1, T2 = Time 2, CI = coworker incivility, PSS = perceived supervisor support, V = vigor, D = dedication, A = absorption, TP = task performance, CWB-O = counterproductive work behavior directed toward organization, CWB-I = counterproductive work behavior directed toward individual; Tenure in terms of months; Items for all variables were rated from 1.00 to 5.00.  
\*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$ .

그림 2의 첫 번째 그래프를 통해 조절효과 양상을 살펴보면, 상사지원인식 수준이 낮을 때에는 활력과 과업행동 간 관계가 없었지만( $\beta = .14, ns$ ), 높을 때에는 강한 정적 관계가 있었다( $\beta = .53, p < .001$ ). 즉, 상사지원인식이 활력과 과업행동 간 관계에서 상승적 조절효과를 보여 가설 4-a가 지지되었다. 이 모형에

서 조절된 매개지수는 신뢰구간에 영을 포함하지 않아 조절된 매개효과가 있는 것으로 나타났다,  $b = -0.06, 95\% \text{ CI } [-0.14, < 0.00]$ .

구체적으로, 상사지원인식이 낮을 때는 활력과 과업행동 간 관계가 없어서 동료무례가 과업행동에 갖는 간접효과가 없었으나,  $b = 0.02, 95\% \text{ CI } [-0.02, 0.08]$ , 상사지원인식이 높

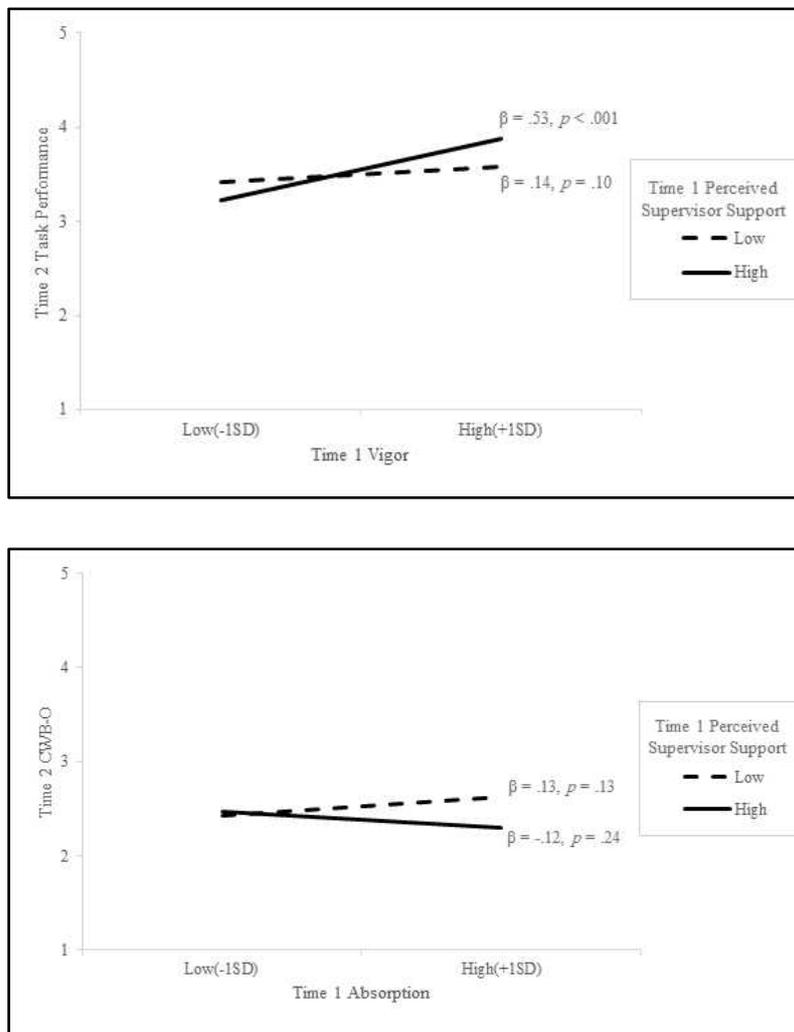


Figure 2. Moderating Effects of Perceived Supervisor Support between Work Engagement and Criteria

Table 2. Results of the Moderated Mediation Models

Criterion	Time 2 Task Performance					Time 2 CWB-O					Time 2 CWB-I				
	$R^2$	$b$	LL	UL	95% CI	$R^2$	$b$	LL	UL	95% CI	$R^2$	$b$	LL	UL	95% CI
T1 Vigor	.05***	-0.21***	-0.33	-0.10	-0.10	.05***	-0.21***	-0.33	-0.10	-0.10	.05***	-0.21***	-0.33	-0.10	-0.10
T1 Dedication	.04**	-0.18**	-0.29	-0.06	-0.06	.04**	-0.18**	-0.29	-0.06	-0.06	.04**	-0.18**	-0.29	-0.06	-0.06
T1 Absorption	.05***	-0.20***	-0.31	-0.09	-0.09	.05***	-0.20***	-0.31	-0.09	-0.09	.05***	-0.20***	-0.31	-0.09	-0.09
			LL	UL	95% CI			LL	UL	95% CI			LL	UL	95% CI
Time 2 Task performance and CWB															
T1 Coworker Incivility		0.01	-0.09	0.10	0.10		0.25***	0.13	0.38	0.38		0.33***	0.20	0.45	0.45
T1 Vigor		0.06	-0.08	0.20	0.20		0.28**	0.10	0.47	0.47		0.22*	0.03	0.41	0.41
T1 Dedication		0.14	-0.03	0.31	0.31		-0.06	-0.28	0.16	0.16		-0.07	-0.29	0.16	0.16
T1 Absorption		0.20*	0.05	0.36	0.36		-0.14	-0.34	0.07	0.07		0.03	-0.18	0.24	0.24
T1 PSS		-0.02	-0.16	0.12	0.12		-0.01	-0.19	0.18	0.18		-0.05	-0.24	0.14	0.14
T1 Vigor × PSS		0.26*	0.06	0.47	0.47		-0.04	-0.31	0.23	0.23		-0.09	-0.37	0.19	0.19
T1 Dedication × PSS		-0.05	-0.29	0.19	0.19		0.26	-0.05	0.58	0.58		0.31	-0.01	0.63	0.63
T1 Absorption × PSS		0.01	-0.22	0.25	0.25		-0.40**	-0.71	-0.10	-0.10		-0.30	-0.61	0.01	0.01
Direct effect	N/A	0.01	-0.09	0.10	0.10	N/A	0.25***	0.13	0.38	0.38	N/A	0.33***	0.20	0.45	0.45
Indirect effect via T1 Vigor	Low	0.02	-0.02	0.08	0.08	Low	-0.07	-0.14	< 0.00	< 0.00	Low	-0.06	-0.13	< 0.00	< 0.00
	High	-0.05	-0.12	< 0.00	< 0.00	High	-0.05	-0.12	< 0.00	< 0.00	High	-0.03	-0.10	0.03	0.03
Index of Moderated Mediation (Vigor)		-0.06	-0.14	< 0.00	< 0.00		0.01	-0.06	0.07	0.07		0.02	-0.05	0.09	0.09
Indirect effect via T1 Dedication	Low	-0.03	-0.08	> 0.00	> 0.00	Low	0.04	-0.01	0.10	0.10	Low	0.05	-0.01	0.11	0.11
	High	-0.02	-0.07	0.03	0.03	High	-0.02	-0.08	0.04	0.04	High	-0.02	-0.09	0.05	0.05
Index of Moderated Mediation (Dedication)		0.01	-0.03	0.06	0.06		-0.05	-0.11	0.02	0.02		-0.05	-0.13	0.02	0.02
Indirect effect via T1 Absorption	Low	-0.04	-0.09	0.01	0.01	Low	-0.03	-0.08	0.03	0.03	Low	-0.05	-0.10	> 0.00	> 0.00
	High	-0.04	-0.11	0.01	0.01	High	0.08	0.01	0.16	0.16	High	0.03	-0.04	0.11	0.11
Index of Moderated Mediation (Absorption)		< 0.00	-0.07	0.06	0.06		0.08	0.01	0.16	0.16		0.06	-0.01	0.14	0.14

N/A = N = 243;  $b$  = unstandardized regression coefficient; CI = confidence interval; LL = lower limit, UL = upper limit; bootstrap sample size = 10,000; T1 = Time 1; PSS = perceived supervisor support, CWB = counterproductive work behavior; N/A = not applicable.

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

을 때는 동료무례가 활력을 낮춤에도 불구하고 활력에 따라 과업수행이 현저하게 증가하여 간접효과가 나타났다,  $b = -0.05$ , 95% CI [-0.12, < 0.00]. 그러므로 가설 7-a 또한 지지되었다. 추가적으로, 근속기간을 통제하여 가설을 재검정한 결과, 상사지원인식은 활력과 과업행동 간 관계를 조절하였으며( $b = 0.26$ ,  $p < .05$ ), 조절된 매개지수 또한 영을 포함하지 않았다,  $b = -0.06$ , 95% CI [-0.13, < 0.00]. 반면, 헌신( $b = -0.05$ , *ns*), 몰두( $b = 0.01$ , *ns*)와 상사지원인식의 상호작용은 유의하지 않은 것으로 나타나 가설 4-b와 4-c는 지지되지 않았다. 조절효과가 없었기 때문에 조절된 매개효과 역시 관찰되지 않아 가설 7-b와 7-c가 지지되지 않았다.

결과변수가 CWB-O인 모형에서는 몰두와 상사지원인식의 상호작용만이 유의하게 나타났다( $b = -0.40$ ,  $p < .01$ ). 그림 2의 두 번째 그래프를 보면, 통계적으로 유의하지는 않았으나 상사지원인식이 낮은 수준에서 몰두와 CWB-O 간 관계는 정적으로( $\beta = .13$ , *ns*), 높은 수준에서는 부적으로( $\beta = -.12$ , *ns*) 나타났다. 또한 조절된 매개지수의 신뢰구간에 영이 포함되지 않아 몰두에서는 상사지원인식에 의한 조절된 매개효과가 존재하였다,  $b = 0.08$ , 95% CI [0.01, 0.16]. 구체적으로, 상사지원인식이 낮을 경우에는 몰두의 매개효과가 존재하지 않았으나,  $b = -0.03$ , 95% CI [-0.08, 0.03], 높을 경우에는 몰두의 매개효과가 존재하였다,  $b = 0.08$ , 95% CI [0.01, 0.16]. 종합적으로, 가설 5-c와 가설 8-c가 모두 지지되었다. 그렇지만 활력이나 헌신에서는 상호작용이 관찰되지 않았기 때문에 5-a와 5-b는 지지되지 않았으며, 8-a와 8-b 역시 지지되지 않았다.

마지막으로, CWB-I의 모형에서는 상사지원

인식이 직무열의의 어떤 하위요인과도 상호작용을 하지 않는 것으로 나타났다. 그러므로 가설 6-a, 6-b, 그리고 6-c가 지지되지 않았고, 조절된 매개효과도 나타나지 않아 가설 9-a, 9-b 그리고 9-c가 지지되지 않았다.

한편, CWB-O와 CWB-I의 경우, 다른 변수들을 고려하고도 동료무례가 이들 결과변수를 직접 설명하였다. 즉, 각 PROCESS 모형의 마지막 회귀분석(두 번째 경로)에 동료무례뿐만 아니라 직무열의 세 하위요인, 상사지원인식, 그리고 세 상호작용항이 동시에 들어갔음에도 불구하고 동료무례의 효과가 여전히 유의하였다, CWB-O,  $b = 0.25$ ,  $p < .001$ ; CWB-I,  $b = 0.33$ ,  $p < .001$ .

#### 사후 검정

가설과 관계없이 추가적으로, 동료무례와 직무열의의 각 하위요인 간 관계에서 상사지원인식이 조절효과를 보이는지 확인하였다. 그 결과, 상사지원인식은 동료무례와 헌신 간의 관계에서 조절효과를 보이지 않았다( $b = 0.09$ , *ns*). 반면, 동료무례와 상사지원인식의 상호작용항은 활력( $b = 0.18$ ,  $p < .05$ ) 및 몰두( $b = 0.14$ ,  $p < .05$ )를 유의하게 설명하는 것으로 나타났다. 조절효과 양상을 구체적으로 기술하자면, 두 관계 모두 통계적으로 유의하지는 않았으나 상사지원인식이 낮은 수준에서는 동료무례와 활력 간 관계가 부적으로( $\beta = -.11$ , *ns*), 상사지원인식이 높은 수준에서는 정적으로( $\beta = .14$ , *ns*) 나타났다. 마찬가지로, 상사지원인식의 조절효과는 동료무례와 몰두의 관계에서도 비슷한 양상을 보였다.

## 논 의

본 연구는 직무열의의 하위요인인 활력, 헌신, 그리고 몰두를 매개변수로 설정하여 동료 무례와 직장 내 행동 간 관계 기제를 구체화 하였다. 또한, 상사지원인식을 매개모형의 조절변수로 제시하여 직무열의의 세 하위요인이 결과변수로 이어지는 경로가 상사지원인식 수준에 따라 달라지는지 확인하고자 하였다. 이를 위해 일주일에 최소 세 번 이상 상사 및 동료와 대면으로 근무하는 직장인 또는 공무원 243명을 대상으로 한 달 간격의 설문을 실시하였다.

상관분석 결과, 동료무례는 과업행동과 유의한 상관이 없는 것으로 나타났다. 이는 첫째, 연구의 설계적인 측면이 두 변수 간 관계에 영향을 미쳤을 수 있다. 본 연구에서는 1차 동료무례와 한 달 뒤 측정된 2차 결과변수를 사용하여 결과를 분석하였는데, 동료무례의 효과크기 강도가 크지 않아 그 영향이 한 달까지 미치지 못하고 중간에 사라져서 관계가 나타나지 않은 것으로 볼 수도 있을 것이다. 그렇지만 1차 동료무례와 1차 과업행동 간 관계 역시 유의하지 않았기 때문에 이러한 설명은 설득력이 없다. 혹은, 과업행동의 중요성 때문일 수 있는데, 과업행동은 수행평가 점수에 유의한 영향을 미치는 것으로 알려져 있다(Whiting et al., 2008). 즉, 과업행동은 승진이나 급여인상 등과 같은 관리적 의사결정의 핵심 요소이므로, 동료로부터 무례를 경험하는 것과는 관계없이 업무를 잘 수행하고자 하여 두 개념 간 상관이 나타나지 않았을 가능성이 있다. 또 다른 해석으로, 동료무례와 과업행동 간 관계에 조절변수가 있기 때문일 수 있다. 특히 본 연구에서 상사지원인식에 의한

조절된 매개효과가 있었으므로 그 가능성이 매우 크다. 즉, 동료무례와 과업행동 간 관계를 조절하는 다른 요인이 있을 수 있는데, 전체 표본에서는 이러한 조절변수가 고려되지 않아 단순 상관에서는 결과가 상쇄되어 나타난 것으로도 해석할 수 있다. 마지막으로, 개인의 과업행동을 설명하는 데 동료무례만으로 충분하지 않았을 가능성이 있다. 종업원의 수행을 설명하는 주요 예측변수로는 개인의 능력(Schmidt & Hunter, 1998), 이전 경험(Schmidt & Hunter, 1998), 성격특성(Barrick & Mount, 1991), 리더십(Northouse, 2016) 등이 있다. 동료무례 외에도 종업원의 수행을 보다 직접적으로 설명하는 다른 요인들이 있기 때문에 동료무례의 효과는 상대적으로 약할 수 있다. 이에 따라 수행을 예측하는 동료무례의 설명량이 적었던 것으로도 해석이 가능하다.

반면, 동료무례는 CWB-O나 CWB-I와는 정적 상관을 보였다. 또한, 각 결과변수의 조절된 매개모형에서도 동료무례가 CWB-O와 CWB-I에 갖는 직접효과는 일관되게 유지되는 것으로 나타났다. 동료무례와 CWB-O 및 CWB-I 간 단순 상관의 효과크기가 상대적으로 큰 편이고, 회귀분석에서도 동료무례의 직접효과가 다른 변수들을 고려하고도 유의하였다는 데서 동료무례가 CWB-O와 CWB-I의 중요한 예측변수가 될 수 있음을 의미한다. 동료무례가 조직을 대상으로 하는 일탈행동인 CWB-O를 높인다는 이와 같은 결과는 조직이 불편한 환경에 대한 개입을 적절히 하지 않았다는 반감에서 비롯되었을 수 있다. 강도가 낮음에도 불구하고 동료무례 역시 직장 내 부당대우의 일종이다(Andersson & Pearson, 1999). 직원들이 부당대우에 노출되고 있고 그에 따라 적대적인 환경이 조성된다면 직원들은 조

직적 개입이 합리적이라고 생각할 수 있다. 그렇지만 만약 조직이 이에 대한 적극적 조치를 취하지 않는다면 개인 역시 보상심리의 일종으로 조직에 대한 일탈행동을 나타낼 가능성이 있다. 종업원의 안녕감은 개인과 직무, 조직특성의 상호작용 결과이고, 조직은 업무수행과정에서 발생하는 신체적, 심리적 고통으로부터 조직원을 보호할 필요가 있기 때문이다(Cartwright & Cooper, 2009). 나아가, 동료무례의 더욱 직접적인 반감 대상은 무례의 주체인 동료일 것이다. 타인과 형성한 교환관계에 따라 무례를 행한 상대방에게 그에 상응하는 일탈행동을 보일 수 있다는 점에서 동료무례와 CWB-I의 관계는 사회교환이론(Blau, 1964)을 지지하는 경험적인 증거가 될 수 있다.

본 연구의 주요 주제인 상사지원인식의 조절효과를 검정했을 때, 주목할 만한 두 가지 결과가 있었다. 먼저, 과업행동이 결과변수인 모형에서 활력과 상사지원인식이 상호작용하는 것으로 나타났다. 구체적으로, 상사지원인식이 활력과 과업행동 간 관계에서 상승적 조절효과를 보였다. 이는 JD-R 이론(Bakker & Demerouti, 2017)을 경험적으로 지지하는 것으로, 직무자원의 역할을 할 수 있는 상사지원인식이 개인의 활력과 과업행동 간 관계를 향상시키는 조절변수로 작용될 수 있음을 시사한다. 즉, 단순 상관에서 나타나는 것과 같이 원래도 활력이 높을수록 과업행동을 잘하는데, 상사지원을 높게 지각하면 두 변수 간 관계가 더욱 강해질 수 있음을 의미한다. 한편, 헌신과 몰두는 상사지원인식과 상호작용하지 않는 것으로 나타났다. 이는 본 연구에서 직무열의의 하위차원을 구분하되 모두 동일한 효과가 있을 것이라고 가정한 것과는 다른 양상이다.

왜 세 하위차원에서 다른 효과가 관찰되었는지 그 원인을 파악하는 것은 본 연구의 범위를 넘어선다. 그렇지만 이러한 현상은 직무열의의 세 하위요인이 차별적인 개념이라고 언급했던 Bakker(2011)의 주장을 뒷받침하는 근거가 될 수 있다. 즉, 세 하위요인은 기저의 원인에 따라서는 같은 직무열의로 묶이지만 표면적으로는 명확히 구분되는 개념으로 볼 수 있기 때문에 다른 변수와 상호작용을 하는 양상 역시 다를 수 있다. 과업행동에 대해 상사지원인식이 활력과만 유의한 상호작용을 하였으므로, 각 하위요인의 세부적인 특성에 따라 다르게 상호작용할 수 있다는 설명은 설득력이 있다. 상사지원인식에 따른 상승적 효과가 직무열의의 동기적 측면이나 인지적 측면보다 정서적 측면에서 더 두드러진 결과반응으로 이어질 수 있다는 것이다. 또한, 활력을 통한 매개경로에서 조절된 매개효과 역시 존재하는 것으로 나타났다. 즉, 동료무례를 경험하면 개인의 활력 수준이 낮아지지만, 상사의 지원을 높게 지각하면 활력에 따라 과업행동이 현저히 증가하는 양상을 보였다. 이러한 효과는 과업행동과 정적 상관을 보였던 근속기간을 통제하여 모형을 재검정한 경우에도 동일하게 나타났다. 이는 동료무례를 경험하더라도, 상사지원인식이 높으면 생산성의 측면에서는 혜택이 있을 수 있음을 시사하며, 상사지원인식의 조절효과가 그만큼 강하고 안정적으로 나타나고 있음을 보여준다. 물론 상사지원인식의 이러한 완충작용에도 불구하고, 이상적인 조건은 직원들의 직무열의 수준이 높은 것이며, 더 나아가 동료무례를 경험하지 않는 환경의 조성일 것이다.

상사지원인식에 의한 조절효과 및 그에 따른 조절된 매개효과는 CWB-O가 결과변수인

모형에서도 나타났다. 그러나 과업행동이 결과변수인 경우에는 활력과 상호작용을 한 반면, CWB-O에서는 몰두와 상호작용을 하였다. 구체적으로, 상사지원인식이 높은 경우 몰두가 증가할수록 CWB-O가 감소하고, 상사지원인식이 낮은 경우에는 몰두가 증가할 때 CWB-O도 함께 증가하는 양상이 나타났다. 이에 더해 조절효과에 따른 조절된 매개효과 역시 나타났는데, 상사지원인식이 높을 때에는 몰두를 통한 동료무례의 간접효과가 있었지만, 상사지원인식이 낮을 때에는 간접효과가 없었다. 이는 상사지원인식이 높으면 동료무례를 경험해도 CWB-O를 덜 하고자 하는 긍정적인 효과가 나타날 수 있다는 가능성을 보여주었다.

CWB-O와 CWB-I 모두 동료무례와 유의한 정적 관계가 있고 직무열의의 세 하위요인은 유의한 관계가 없었던 것을 고려하면, CWB-I가 결과변수일 때도 CWB-O의 모형에서 나타난 상사지원인식의 조절효과가 재현될 가능성이 있다. 실제로 본 연구의 서론에서는 CWB-O와 CWB-I에서 동일한 효과가 나올 것으로 예상하고 가설을 설정하였다. 그러나 예상과는 달리 CWB-I에서는 상사지원인식에 의한 조절효과 및 조절된 매개효과가 나타나지 않았다. 이는 상사지원인식이라는 자원의 독특한 특성 때문일 수 있다. 직원은 상사를 조직의 대리인으로 간주하고(Eisenberger et al., 1986; Rohades & Eisenberger, 2002), 상사의 행동을 조직의 지침으로 이해하는 경향이 있다(Levinson, 1965). 이에 따라, 상사지원인식의 혜택이 조직을 대상으로 하는 행동에서는 나타나지만 조직 내 다른 개인을 대상으로 하는 행동에서는 나타나지 않았을 수 있다. 다시 말해, CWB-I의 대상에 동료 및 부하가 포함되

기 때문에 상사지원인식의 조절효과가 작용하지 않았을 가능성이 있다. 이는 또한 직장무례로부터 나타나는 “눈에는 눈, 이에는 이” 반응의 증거가 될 수 있다(Andersson & Pearson, 1999). 무례를 경험한 개인은 이에 상응하는 무례행동을 보이고, 무례를 경험하게 된 상대방은 또 다시 무례를 행하는, 무례의 악순환이 반복될 수 있다(Andersson & Pearson, 1999). 동료무례를 경험하게 되면, 본인도 똑같이 타인에게 의도적인 일탈행동을 보임으로써 무례에 보복하고자 할 수 있고, 이로 인해 동료무례가 CWB-I에 갖는 효과는 직접적으로 나타난 것으로 해석할 수 있다. 실제로 동료무례가 한 달 후의 CWB-I와 갖는 상관이 다른 행동결과와 갖는 상관보다 더 컸으며, 직무열의와 상사지원인식을 고려하고도 직접효과가 강하게 남아 있었으므로 동료무례가 CWB-I에 미치는 효과는 다른 기제를 통하거나 다른 조건에 따라 가변적이지 않았다.

추가적으로, 가설과는 상관없이 동료무례와 직무열의의 세 하위요인 간 관계를 상사지원인식이 조절하는지 확인하였다. 그 결과, 상사지원인식과 동료무례의 상호작용은 헌신에서 나타나지 않았으나, 활력과 몰두에서는 유의한 것으로 나타났다. 구체적으로, 동료무례를 경험하면 활력과 몰두가 감소하게 되는데, 상사로부터 지원을 높게 받는다고 지각하면 이러한 관계가 오히려 반대로 나타나 동료무례를 경험해도 활력이나 몰두가 증가하는 양상을 보였다. 즉, 상사지원인식이 동료무례와 활력, 그리고 동료무례와 몰두 간 관계를 완충할 수 있다는 가능성을 보여주었다. 이는 스트레스원이 미치는 부정적인 효과를 자원이 완충할 수 있다는 JD-R 이론(Bakker & Demerouti, 2017)의 주장과 일치하는 결과이다.

그러나 단순기울기를 비교하였을 때 각 조건별 유의도는 전통적 수준보다 낮아서 이러한 완충작용은 미미한 것으로 관찰되었다. 따라서 동료무례가 직무열의를 낮추는 결과에 작용할 수 있는 다른 개입 방안을 모색할 필요가 있다. 최근 한 국내 연구는 동료무례와 활력 간 관계가 회복자기효능감(recovery-related self-efficacy)에 의해 완화될 수 있음을 확인하였다(백승연, 박형인, 2021). 이렇듯 다른 자원을 활용하여 동료무례의 부정적 결과에 직접적으로 대처하는 방안에도 지속적인 관심을 기울여야 한다.

종합적으로 보면, 직무열의의 하위요인과 상사지원인식의 상호작용이 결과변수에 미치는 효과가 다른 형태로 나타났다. 즉, 과업행동의 모형에서는 직무열의의 세 하위요인 중 활력의 효과가 강했고, CWB-O의 모형에서는 몰두의 효과가 강했다. 추가분석에서도 동료무례와 직무열의 간 관계를 조절하는 상사지원인식의 완충적 효과가 활력과 몰두에서만 나타났다. 이는 활력, 헌신, 그리고 몰두가 구분되는 개념이라는 것을 경험적으로 증명하는 추가적인 근거로 작용될 수 있을 것이다.

본 연구의 이론적 함의는 다음과 같다. 첫째, 동료무례가 과업행동과 일탈행동에 미치는 효과에 대한 기제를 이해하는 데 필요한 자료를 제공하였다. 한국의 문화적 특성과 동료의 중요성을 고려하면, 동료로부터 경험하는 무례의 효과가 클 수 있다. 특히, 한국 직장인들의 93.3%가 직장 동료로 인해 스트레스를 받은 적이 있다는 결과가 존재하기 때문에(인크루트, 2016), 동료무례가 조직의 중요한 요소인 수행과 어떤 관계가 있는지 확인이 필요하다. 그러나 동료무례 연구는 태도변수(이연주 등, 2021)에 미치는 효과를 확인한 연구

가 중점적으로 이루어졌으며, 직장 내 주요 행동변수인 과업행동이나 일탈행동에 미치는 효과와 관련된 연구는 부족했다. 또한 무례가 수행에 미치는 효과를 확인한 국내 연구는 대부분 고객에 초점을 두었고, 간혹 동료무례를 연구한 경우에도 서비스직 종사원을 대상으로 자료 수집이 이루어져 연구 결과를 보다 넓은 직군에 일반화하기 어려운 측면이 있었다. 이러한 상황에서 본 연구는 동료무례와 과업행동 및 CWB 간 관계를 조사하여 동료무례 연구의 폭을 넓혔다는 의의를 가진다. 이에 더해, 일반 직군을 대상으로 자료 수집을 실시하여 다양한 직군에 종사하는 직장인에게도 적용이 가능한 연구 결과를 도출하였다. 즉, 서비스직뿐만 아니라 일반 직군에서도 무례가 수행에 부정적인 영향을 미칠 수 있음을 확인하였다.

둘째, 직무열의의 하위요인인 활력, 헌신, 그리고 몰두를 구분하여 병렬 매개변수로서 각 모형에 투입하였다. 이에 따라 결과변수에 미치는 하위요인별 상대적인 영향력을 확인할 수 있었다. 직무열의의 세 하위요인이 개념적으로도(Bakker, 2011; Schaufeli & Bakker, 2004), 그리고 경험적으로도(장재석, 박형인, 2018) 명확히 구분됨에도 불구하고, 기존 선행연구들은 하위요인을 구분하지 않고 직무열의의 매개효과를 분석하였다(강성호 등, 2019; Chen et al., 2013; Wang & Chen, 2020). 따라서 본 연구는 이러한 부분을 보완하여 동료무례가 수행에 갖는 간접효과의 양상을 구체적으로 확인하였으며, 그 결과 과업행동에는 활력이, CWB-O에는 몰두가 큰 영향을 미칠 수 있다는 사실을 발견하였다. 즉, 직무열의의 하위요인이 결과변수에 각기 다른 양상으로 영향을 미친다는 것을 경험적으로 확인하였다.

본 연구를 통한 실용적 함의는 다음과 같다. 첫째, 수행에 있어 상사의 역할이 중요하다는 증거를 제공하여 조직의 개입 방안에 대한 세부 목표를 제시한다. 조직이 목표를 달성하기 위해서는 조직원 개개인의 수행이 매우 중요한데, 상사지원을 높게 지각하면 직무 열의가 높은 조직원의 과업행동이 더욱 증가할 수 있다. 이는 상사가 열의를 가지고 업무에 임하는 조직원을 돕는다면 조직의 경쟁력이 더욱 높아질 수 있음을 의미한다. 따라서 조직은 상사가 그들의 부하직원에게 필요한 지원을 제공할 수 있는 환경을 조성해야 할 필요가 있다. 그러나 상사가 지원을 제공하더라도 조직원이 지각하지 못하면 효과가 없기 때문에, 조직원들이 상사로부터 제공되는 지원을 인식할 수 있도록 상사의 적극적인 행동을 장려해야 한다. 즉, 조직적 차원의 지원체계 형성과 더불어 상사를 대상으로 한 교육 또한 필요하다. 이에 더해, 상사지원인식의 긍정적 효과는 조직원이 동료무례를 경험한 경우에도 일관되게 나타났다. 따라서 조직의 의도가 모호하고 강도가 낮은 동료무례(Andersson & Pearson, 1999)를 발견하여 적극적으로 대처하기 어려운 경우에는, 상사가 직원에게 정서적, 도구적 지원을 충분히 제공할 수 있도록 지원하여 동료무례 자체를 막지는 못하더라도 조직 생산성의 측면에서는 혜택을 받는 대안으로 사용할 수도 있을 것이다.

둘째, 동료무례 자체에 대한 대책을 마련할 필요성에 대한 근거를 제시한다. 본 연구에서 동료무례는 CWB의 두 하위요인 모두와 강한 정적 관계를 보였는데, 이는 조직원이 조직과 조직 내 구성원을 향한 의도적인 일탈행동을 보이는 원인 중 하나가 동료무례일 수 있다는 것을 암시한다. 따라서 동료무례 경험이 조직

에 실질적인 악영향을 미칠 수 있음을 인지하고 이에 대한 개입 방안을 고민하고 예방하기 위해 노력해야 하며, 무례를 용납하지 않고 조직원 서로를 배려하고 존중하는 윤리적인 조직 분위기를 조성하기 위해 힘 쓸 필요가 있다.

이와 같은 이론적 및 실용적 함의에도 불구하고 본 연구는 몇 가지 주요 한계점을 지니고 있다. 첫째, 모든 변수의 자료가 자기보고식(self-report)으로 수집되었다. 본 연구는 공동방법분산을 줄이고(Podsakoff & Organ, 1986) 내적타당도를 높이기 위해 시차를 두고 모든 변수를 두 번 측정하였으나, 여전히 단일원천 편향에 취약할 수 있다. 특히 과업행동과 같은 본인의 능력을 측정하는 변수를 자기보고식으로 응답하는 경우 응답자들은 사회적 바람직성(social desirability)으로 인해 본인을 더 좋게 평가하고자 했을 수 있다(Holden & Passey, 2009). 물론 자료 수집은 철저하게 익명으로 이루어졌기 때문에 이러한 편향에서 조금 더 자유로울 수 있지만, 여전히 본인의 수행을 정적으로 관대하게 평가하였을 가능성이 존재한다. 이를 보완하기 위해 후속연구에서는 상사 평정법을 이용하여 수행을 측정하는 등 객관적인 평가가 이루어질 수 있도록 설계하여 연구를 진행할 것을 권장한다.

둘째, 재택근무자에게는 본 연구 결과를 일반화하기 어려울 수 있다. 직장 내 상호작용이나 정보의 교환이 주로 대면으로 이루어지기 때문에, 재택근무자는 동료와의 상호작용이 적을 가능성이 높아 동료무례 자체를 적게 경험할 수 있다. 또한 재택근무 자체는 동료와의 관계에 영향을 미치지 않지만, 재택근무 빈도는 관계의 질을 저하시킨다(Allen et al., 2015). 따라서 꾸준히 재택근무를 시행하고 있

는 근로자에게서는 동료무례가 갖는 의미가 다를 수 있고, 이에 따라 결과변수와의 관계 양상 또한 다르게 나타날 수 있다. 따라서 재택근무자에게서도 동료무례의 효과가 동일하게 나타나는지 확인할 필요가 있다.

마지막으로 본 연구는 참가자 간 설계 (between-person design)로 연구가 진행되었다. 동료무례는 시간에 따라 변화할 수 있는 역동적인 개념인데(Andersson & Pearson, 1999), 참가자 간 설계를 실시하면 개인 내 변화를 관찰할 수 없다. 특히 본 연구에서는 한 달 간 경험했던 동료무례에 대해 응답하도록 하였기 때문에 응답자가 경험한 동료무례 양상이 개인 내에서 어떻게 나타났고 유지되었는지 알 수 없다. 따라서 후속연구에서는 동료무례 경험의 개인 내 변화가 직무열의와 결과변수에 어떤 영향을 미치는지 확인한다면 다양한 관점에서 결과를 의미 있게 해석할 수 있을 것이다.

그럼에도 불구하고, 본 연구는 동료무례가 과업행동과 CWB에 갖는 관계를 국내 일반 직군을 대상으로 확인하고, 그 관계 기제를 구체화하여 직무열의의 하위요인인 활력, 몰두와 과업행동 및 CWB-O 간 관계에 있어 상사지원인식의 조절효과 및 그에 따른 조절된 매개효과를 발견하였다. 추가적으로, 동료무례가 일탈행동에 미치는 직접효과가 크다는 것을 확인할 수 있었다. 동료무례가 개인의 행동에 부정적인 영향을 미쳐서 조직 전반에 악영향을 초래할 수 있다는 결과는 동료무례 자체를 예방하고 대처방안을 마련할 당위성을 제시한다. 또한, 국내 동료무례와 행동변수 간 관계를 검정한 연구가 많지 않은 가운데 동료무례가 직장 내 과업행동과 일탈행동에 미치는 효과를 확인하였다는 데에서 의의가 있다.

## 참고문헌

- 강성호, 허원무, 김민성 (2019). 고객무례경험이 직무열의를 매개로 서비스 성과에 미치는 효과: 고객과워와 직무자율성의 역할을 중심으로. *마케팅관리연구*, 24(3), 65-88.
- 김도영, 유태용 (2002). 성격의 5요인과 조직에서의 맥락수행간의 관계. *한국심리학회지: 산업 및 조직*, 15(2), 1-24.
- 백승연, 박형인 (2021). 활력 및 조직시민행동에 대한 동료무례와 회복자기효능감의 상호작용효과. *사회과학연구*, 32(3), 67-81. <http://dx.doi.org/10.16881/jss.2021.07.32.3.67>
- 원지현, 최병권 (2012). 직장 내 무례함 (workplace incivility) 구성원의 민감도 높아졌다. *LG Business Insight*, 2-16.
- 이민교 (2014). 조직공정성 인식이 공공기관 구성원의 행동에 미치는 영향: 조직시민행동을 중심으로. *서울대학교 석사학위논문*.
- 이연주, 김유나, 박형인 (2021). 동료무례가 이직의도에 미치는 영향: 소진을 통한 매개효과에서 회복경험의 조절효과. *한국심리학회지: 산업 및 조직*, 34(1), 27-50. <https://doi.org/10.24230/kjiop.v34i1.27-50>
- 이연주, 이승미, 박형인 (2019). 직장무례와 이직의도 간 관계에 대한 메타분석적 연구. *사회과학연구*, 30(4), 157-174. <http://dx.doi.org/10.16881/jss.2019.10.30.4.157>
- 이완 (2012, 7, 4). 직장내 '무례한 행동' 상사도 부하도 불편증 공포. *한겨레*.
- 인크루트 (2016, 2, 15). 직장인 무려 93.3% '직장 동료 때문에 스트레스 받은 경험 있다'. *인크루트*.
- 잡코리아 (2016, 4, 6). 직장인 일과 연봉보다

- ‘이것’ 때문에 스트레스 받는다! 잡코리아. 장성희 (2009). 서비스 종업원의 정서특성이 직무탈진과 업무열의에 미치는 영향: 정서노동 전략의 매개효과. 아주대학교 석사학위논문.
- 장재석, 박형인 (2018). 부하가 지각한 상사의 리더십과 개인적 권력의 상호작용이 직무열의에 미치는 효과. 한국심리학회지: 산업 및 조직, 31(1), 59-80.
- 정서이, 전재균 (2021). 고객무례 및 동료무례가 호텔종사원의 감정소진 및 반생산적 과업행동에 미치는 영향: 정서조절역량의 조절효과 및 조절된 매개효과. *Culinary Science & Hospitality Research* 27(1), 1-14.  
<https://doi.org/10.20878/cshr.2021.27.1.001>
- 조경희, 배현숙 (2018). 고객의 무례한 행동이 항공사 객실승무원의 정서적 고갈과 일탈 행동에 미치는 영향: 정서적 고갈의 매개효과. *관광경영연구*, 22(6), 501-522.  
<http://dx.doi.org/10.18604/tmro.2018.22.6.26>
- 조문미, 김진범, 권현숙, 강창완, 이민경, 윤정원, 정호진, 이정화 (2019). 치과위생사가 경험하는 무례가 조직성가에 미치는 영향에 대한 감정소진의 매개효과. *대한구강보건학회지*, 43(3), 163-169.  
<https://doi.org/10.11149/jkaoh.2019.43.3.163>
- 조아름, 유대용 (2014). 종업원 침묵행동과 상사지원인식, 절차공정성 인식의 관계에서 침묵동기의 매개효과. 한국심리학회지: 산업 및 조직, 27(2), 291-315.
- 조은강 (2019). 직장 내 동료 무례함 척도 개발 및 타당화. 광운대학교 석사학위논문.
- 한나영, 강미영, 박상봉 (2020). 고객무례행동이 감정부조화와 직무스트레스를 매개로 조직일탈, 생활침해, 창의성에 미치는 영향에 관한 연구. *경영과 정보연구*, 39(2), 127-143.  
<http://dx.doi.org/10.29214/damis.2020.39.2.008>
- 허원무 (2016). 고객으로부터의 무례경험이 고객에 대한 반생산적 과업행동에 미치는 효과: 동료로부터 지원의 조절된 매개효과를 중심으로. *서비스마케팅저널*, 9(2), 43-57.
- 허원무, 최종학 (2017). 고객으로부터의 무례경험이 직무성가에 미치는 효과: 감정소진과 고객지향성의 순차매개효과를 중심으로. *기업과 혁신연구*, 10(3), 39-53.
- Aiken, L. S., & West, S. G. (1991). *Multiple regression: Testing and interpreting interactions*. Sage.
- Allen, T. D., Golden, T. D., & Shockley, K. M. (2015). How effective is telecommuting? Assessing the status of our scientific findings. *Psychological Science in the Public Interest*, 16(2), 40-68.  
<https://doi.org/10.1177/1529100615593273>
- Andersson, L. M., & Pearson, C. M. (1999). Tit for tat? The spiraling effect of incivility in the workplace. *Academy of Management Review*, 24(3), 452-471.  
<http://dx.doi.org/10.2307/259136>
- Aquino, K., Lewis, M. U., & Bradfield, M. (1999). Justice constructs, negative affectivity, and employee deviance: A proposed model and empirical test. *Journal of Organizational Behavior*, 20(7), 1073-1091.
- 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>
- Barrick, M. R., & Mount, M. K. (1991). The Big Five personality dimensions and job performance: A meta-analysis. *Personnel Psychology, 44*(1), 1-26.  
<https://doi.org/10.1111/j.1744-6570.1991.tb00688.x>
- Bennett, R. J., & Robinson, S. L. (2000). Development of a measure of workplace deviance. *Journal of Applied Psychology, 85*(3), 349-360.  
<https://doi.org/10.1037/0021-9010.85.3.349>
- Blau, P. M. (1964) Justice in social exchange. *Sociological Inquiry, 34*(2), 193-206.  
<https://doi.org/10.1111/j.1475-682X.1964.tb00583.x>
- Campbell, D. T., & Fiske, D. W. (1959). Convergent and discriminant validation by the multitrait-multimethod matrix. *Psychological Bulletin, 56*(2), 81-105.  
<https://doi.org/10.1037/h0046016>
- Campbell, J. P., & Wiernik, B. M. (2015). The modeling and assessment of work performance. *Annual Review of Organizational Psychology and Organizational Behavior, 21*(1), 47-74.  
<https://doi.org/10.1146/annurev-orgpsych-032414-111427>
- Cartwright, S., & Cooper, C. L. (2009). *The oxford handbook of organizational well-being*. Oxford University Press.
- Chen, Y., Ferris, D. L., Kwan, H. K., Yan, M., Zhou, M., & Hong, Y. (2013). Self-love's lost labor: A self-enhancement model of workplace incivility. *Academy of Management Journal, 56*(4), 1199-1219.  
<https://doi.org/10.5465/amj.2010.0906>
- Cortina, L. M., Magley, V. J., Williams, J. H., & Langhout, R. D. (2001). Incivility in the workplace: Incidence and impact. *Journal of Occupational Health Psychology, 6*(1), 64-80.  
<https://doi.org/10.1037/1076-8998.6.1.64>
- Eisenberger, R., Huntington, R., Hutchison, S., & Sowa, D. (1986). Perceived organizational support. *Journal of Applied Psychology, 71*(3), 500-507.  
<https://doi.org/10.1037/0021-9010.71.3.500>
- Guo, J., Qiu, Y., & Gan, Y. (2020). Workplace incivility and work engagement: The chain mediating effects of perceived insider status, affective organizational commitment and organizational identification. *Current Psychology: A Journal for Diverse Perspectives on Diverse Psychological Issues*. Advance online publication.  
<https://doi.org/10.1007/s12144-020-00699-z>
- Hayes, A. F. (2022). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach* (3rd ed.). Guilford.
- Hobfoll, S. E. (1989). Conservation of resources: A new attempt at conceptualizing stress. *American Psychologist, 44*(3), 513-524.  
<https://doi.org/10.1037/0003-066X.44.3.513>
- Hofstede, G. (1991). *Cultures and organizations: Software of the mind*. McGraw-Hill.
- 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.
- Jawahar, I. M., & Schreurs, B. (2018). Supervisor incivility and how it affects subordinates' performance: A matter of trust. *Personnel Review, 47*(3), 709-726.  
<https://doi.org/10.1108/PR-01-2017-0022>
- Kim, Y., & Ployhart, R. E. (2014). The effects of staffing and training on firm productivity and profit growth before, during, and after the great recession. *Journal of Applied Psychology, 99*(3), 361-389.  
<https://doi.org/10.1037/a0035408>
- Levinson, H. (1965). Reciprocation: The relationship between man and organization. *Administrative Science Quarterly, 9*(4), 370-390.  
<https://doi.org/10.2307/2391032>
- Lim, S., & Lee, A. (2011). Work and nonwork outcomes of workplace incivility: Does family support help? *Journal of Occupational Health Psychology, 16*(1), 95-111.  
<https://doi.org/10.1037/a0021726>
- Mao, C., Chang, C.-H., Johnson, R. E., & Sun, J. (2019). Incivility and employee performance, citizenship, and counterproductive behaviors: Implications of the social context. *Journal of Occupational Health Psychology, 24*(2), 213-227.  
<https://doi.org/10.1037/ocp0000108>
- Motowidlo, S. J. (2003). Job performance. In W. C. Borman, D. R. Ilgen, & R. J. Klimoski (Eds.), *Handbook of psychology: Industrial and organizational psychology* (Vol. 12, pp. 39-53). John Wiley & Sons Inc.
- Northouse, P. G. (2016). *Leadership: Theory and practice* (7th ed.). Sage.
- Podsakoff, P. M., & Organ, D. W. (1986). Self-reports in organizational research: Problems and prospects. *Journal of Management, 12*(4), 531-544.  
<https://doi.org/10.1177/014920638601200408>
- Potipiroon, W., & Ford, M. T. (2019). Relational costs of status: Can the relationship between supervisor incivility, perceived support, and follower outcomes be exacerbated? *Journal of Occupational and Organizational Psychology, 92*(4), 873-896. <https://doi.org/10.1111/joop.12263>
- Rhoades, L., & Eisenberger, R. (2002). Perceived organizational support: A review of the literature. *Journal of Applied Psychology, 87*(4), 698-714.  
<https://doi.org/10.1037/0021-9010.87.4.698>
- Robinson, S. L., & Bennett, R. J. (1995). A typology of deviant workplace behaviors: A multidimensional scaling study. *Academy of Management Journal, 38*(2), 555-572.  
<https://doi.org/10.2307/256693>
- Rotundo, M., & Sackett, P. R. (2002). The relative importance of task, citizenship, and counterproductive performance to global ratings of job performance: A policy-capturing approach. *Journal of Applied Psychology, 87*(1), 66-80.  
<https://doi.org/10.1037/0021-9010.87.1.66>
- Sakurai, K., & Jex, S. M. (2012). Coworker incivility and incivility targets' work effort and counterproductive work behaviors: The moderating role of supervisor social support. *Journal of Occupational Health Psychology, 17*(2), 150-161. <https://doi.org/10.1037/a0027350>
- 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., & 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>
- Schaufeli, W. B., Salanova, M., Gonzalez-Roma, V., & Bakker, A. B. (2002). The measurement of engagement and burnout: A two sample confirmatory factor analytic approach. *Journal of Happiness Studies*, 3(1), 71-92.  
<https://doi.org/10.1023/A:1015630930326>
- Schilpzand, P., De Pater, I. E., & Erez, A. (2016). Workplace incivility: A review of the literature and agenda for future research. *Journal of Organizational Behavior*, 37, S57-S88.  
<https://doi.org/10.1002/job.1976>
- Schmidt, F. L., & Hunter, J. E. (1998). The validity and utility of selection methods in personnel psychology: Practical and theoretical implications of 85 years of research findings. *Psychological Bulletin*, 124(2), 262-274.  
<https://doi.org/10.1037/0033-2909.124.2.262>
- Shanock, L. R., & Eisenberger, R. (2006). When supervisors feel supported: Relationships with subordinates' perceived supervisor support, perceived organizational support, and performance. *Journal of Applied Psychology*, 91(3), 689-695.  
<https://doi.org/10.1037/0021-9010.91.3.689>
- Spence Lsachinger, H. K., Leiter, M., Day, A., & Gilin, D. (2009). Workplace empowerment, incivility, and burnout: Impact on staff nurse recruitment and retention outcomes. *Journal of Nursing Management*, 17(3), 302-311.  
<http://dx.doi.org/10.1111/j.1365-2834.2009.00999.x>
- Wang, C.-H., & Chen, H.-T. (2020). Relationships among workplace incivility, work engagement and job performance. *Journal of Hospitality and Tourism Insights*, 3(4), 415-429.  
<https://doi.org/10.1108/JHTI-09-2019-0105>
- Whiting, S. W., Podsakoff, P. M., & Pierce, J. R. (2008). Effects of task performance, helping, voice, and organizational loyalty on performance appraisal ratings. *Journal of Applied Psychology*, 93(1), 125-139.  
<https://doi.org/10.1037/0021-9010.93.1.125>
- Yongxing, G., Du H., Xie, B., & Lei, M. (2017). Work engagement and job performance: The moderating role of perceived organizational support. *Anales de Psicologia*, 33(3), 708-713.  
<http://dx.doi.org/10.6018/analesps.33.3.238571>

투고일자 : 2022. 03. 03  
수정일자 : 2022. 04. 30  
게재확정 : 2022. 05. 08

## Effects of Coworker Incivility on Task Performance and CWB through Work Engagement: Perceived Supervisor Support as the Moderator

Youngsin Kim

Hyung In Park

Department of Psychology, Sungkyunkwan University

This study investigated moderating effects of perceived supervisor support (PSS) on the indirect path from coworker incivility to task performance and two kinds of counterproductive work behaviors (CWBs), CWB directed toward the organization (CWB-O) and toward individuals (CWB-I), through three facets of work engagement (vigor, dedication, and absorption). Participants were 243 employees in South Korea who worked with at least one coworker and completed a two-wave online survey with a one-month interval. Results indicated that PSS had significant moderating effects on the relationships of vigor with task performance and of absorption with CWB-O, but not on the other relationships. Moreover, moderated mediating effects were observed in these two models. In addition, coworker incivility directly explained CWB-O and CWB-I even after controlling the other variables. Based on these findings, we discussed study implications and suggestions for future research.

*Key words* : coworker incivility, work behavior, work engagement, perceived supervisor support, moderated mediation