

2026 한국 산업 및 조직심리학회

하 계 학 술 대 회



- 일시 : 2026년 8월 28일(금) 10:00~18:30
- 장소 : 서울시립대학교 미래관 (B203)
- 주최 : 한국 산업 및 조직 심리학회
- 후원 : 한국심리학회, 리더스인사이트, 오알피연구소
이음컨설팅그룹, 에이시지알, 한국능률협회,
인사이트, 크리니티 써팀

한국 산업 및 조직심리학회

2026 한국 산업 및 조직심리학회 하계 학술대회



- 일시 : 2026년 8월 28일(금) 10:00~18:30
- 장소 : 서울시립대학교 미래관 (B203)
- 주최 : 한국 산업 및 조직 심리학회
- 후원 : 한국심리학회, 리더스인사이트, 오알피연구소
이음컨설팅그룹, 에이시지알, 한국능률협회,
인사이트, 크리니티 써팀

한국 산업 및 조직심리학회

2026년 한국 산업 및 조직심리학회 하계학술대회 및 정기총회 일정표

일시: 2026년 8월 28일(금) 10:00~18:30

장소: 서울시립대학교 미래관 (B203)

시 간	구 성	주 제
Session I. 워크숍		
10:00~12:30	허창구 (대구가톨릭대)	Jamovi를 이용한 조절/매개, 구조방정식(B102)
Session II. 현장전문가 주제발표		
13:30~13:40	개회사 (회장 허창구)	
13:40~14:25	이연수 (코니앤큐)	평판조회와 심리학도의 역할
14:25~15:10	김돈진 (스마일게이트)	게임회사에서의 인성검사 활용 : 스마일게이트 Culture Fit Test의 개발과 적용, 그리고 AI 시대의 새로운 질문들
15:10~15:50	포스터 & Break Time	
Session III. 학술연구 발표		
15:50~16:25	박귀현 (고려대)	나르시시즘의 양면성 : 팀 간 경쟁을 통한 창의성 향상과 팀 만족도 저하
16:25~17:00	라운정 (성균관대)	경험 학습에 기반한 행동 중심의 학습민첩성 척도 개발 및 타당화
17:00~17:35	서희영 (서강대)	지원자와 면접관의 외향성-내향성 및 지원자의 인상관리 행동이 면접 평가에 미치는 영향
17:35~18:10	임희철 (어세스타)	평가센터 점수의 구조적 해석 : 차원-과제 결합모형과 일반요인 확장모형의 탐색
18:10~18:30	포스터 시상	
18:30~	만찬	

Session II : 현장 전문가 주제 발표

발표 1. 평판조치와 심리학도의 역할

이연수 (코니앤큐) 1

발표 2. 게임회사에서의 인성검사 활용 : 스마일게이트 Culture Fit Test 개발과 적용, 그리고 AI 시대의 새로운 질문들

김돈진 (스마일게이트) 16

Session III : 학술 연구 발표

발표 3. 나르시시즘의 양면성 : 팀 간 경쟁을 통한 창의성 향상과 팀 만족도 저하

박귀현 (고려대학교) 22

발표 4. 경험 학습에 기반한 행동 중심의 학습민첩성 척도 개발 및 타당화

라운정 (성균관대학교) 35

발표 5. 지원자와 면접관의 외향성-내향성 및 지원자의 인상관리 행동이 면접평가에 미치는 영향

서희영 (서강대학교) 46

발표 6. 평가센터 점수의 구조적 해석 : 차원-과제 결합모형과 일반요인 확장모형의 탐색

임희철 (어세스타) 59

Poster 발표

AI, 기술 및 평가 기법

1. 인간 전문가와 AI 자기소개서 평가의 오류 양상 비교: 오분류 유형과 오류 중복성을 중심으로
- 박경재, 장지혜, 김종민, 서진호, 한태영 (광운대학교)
2. 한국형 비언어적 정서인식 능력 측정 도구 개발을 위한 탐색적 연구
- 박준호, 박병희, 이영준, 허창구 (대구가톨릭대학교)
3. AI 사용 방식과 혁신 행동 간 관계: 직무열의의 매개효과와 AI 자기효능감에 의해 조절된
직무열의의 매개효과 - 장학동, 박형인 (성균관대학교)

리더십 및 상사 행동

4. 변혁적 리더십이 직무열의에 미치는 영향: 일의 의미의 매개효과와 LMX의 조절된 매개효과
- 이시형, 고은빈, 김예빈, 박주연, 정승철 (가톨릭대학교)
5. 권위적 리더십의 그늘 아래 조용한 사직: 목표지향성의 조절효과
- Rahman Wahda Andini Setiawaty, 우성희, 이지민, 박귀현 (고려대학교)
6. 좋은 일터는 모두에게 똑같이 좋을까 주니어와 시니어의 GWP 인식 차이와 리더 행동복잡성의
역할 - 박종수, 오경섭, 안여경, 한태영 (광운대학교)
7. 상사의 감시가 업무수행에 미치는 영향: 인상관리와 자기통제자원 고갈의 매개효과
- 김태은, 박현민, 남상희 (대구대학교)
8. 성과 압박, 리더의 신경증 및 성취 지향성이 조직 효과성에 미치는 영향: 리더의 비인격적 감독의
매개 효과 - 이해성, 석동헌, 이종구 (대구대학교)
9. 리더십 행동복잡성의 균형성과 강도가 부하의 직무수행에 미치는 영향
- 최은미, 박영석 (이화여자대학교)

일-가정 양립 및 경력 (Work-Family & Career)

10. 상사로부터의 컴패션과 리더십 의도의 관계 일 자기효능감의 매개효과
- 김지영, 노하령, 박귀현 (고려대학교)
11. 리더의 일-가정 갈등이 구성원의 리더십 염려에 미치는 영향: 일-가정 균형 자기효능감의
매개효과 - 우성희, 허예원, 박귀현 (고려대학교)

12. 임파워링 리더십이 일의 의미에 미치는 영향 프로티언 경력태도와 잡 크래프팅의 순차적 매개효과 - 이준원, 정승철 (가톨릭대학교)
13. 성장과 이탈의 역설적 공존: 현업에 대한 경력성장기회와 경력변경의도 간 자기회귀교차지연 분석 - 정다솜, 주아진, 이다현, 임승빈, 이종현 (경상국립대학교)

부정적 직무 태도 : 조용한 사직, 프레젠테이션, 사이버로핑

14. 지각된 과잉자격이 조용한 사직과 혁신행동에 미치는 양면적 영향: 역할확장 자기효능감과 상대적 박탈감의 매개효과 - 강지인, 권윤희, 김가희, 허창구 (대구가톨릭대학교)
15. 아픈데 출근한 직원과 마음이 떠난 직원: 프리젠테이션과 조용한 사직이 근로자의 태도 및 수행에 미치는 영향 비교 - 이종대, 김민철, 허창구 (대구가톨릭대학교)
16. 불장 시대 상대적 박탈감과 경제적 FoMO에 의한 사이버로핑 - 김현민, 김민철, 이영준, 허창구 (대구가톨릭대학교)

조직 풍토, 조직 정치 및 윤리

17. 팀 시스템자원이 구성원의 조직몰입에 미치는 영향: 긍정·부정 에너지 풍토의 다수준 매개효과 - 박종수, 유상훈, 오은빈, 이지인, 한태영 (광운대학교)
18. 포용풍토와 직무번영감의 관계 심리적 안전감과 성장 마인드셋을 통한 정서·인지적 영향과정 - 이정혁, 김가희, 허창구 (대구가톨릭대학교)
19. 조직 침묵과 정서지능이 직장 내 젠더 마이크로어그레션 지각에 미치는 영향: 성별 차이를 중심으로 - 이영솔, 허창구 (대구가톨릭대학교)
20. 조직 정치 인식과 비윤리적 친조직 행동의 관계: 도덕적 이탈의 매개효과와 정치적 기술 및 정직-겸손성의 조절효과 - 황지섭, 조재성, 신강현 (아주대학교)
21. 조직개편 상황에서 정보적 공정성이 구성원의 직무열의와 직무탈진에 미치는 영향 변화에 대한 저항의 매개효과와 경영진 신뢰의 조절된 매개효과 - 정희정, 전태욱, 이선희 (충남대학교)

직무 스트레스, 번아웃 및 정신건강

22. 일하게 하는 힘, 지치게 하는 힘: 국내 병원 종사자의 직무열의와 직무탈진 예측요인에 대한 랜덤 포레스트 분석 - 정고운, 이주향, 배근하, 이종현 (경상국립대학교)
23. 수사경찰관의 직무스트레스와 직무만족의 관계에서 조직지원인식의 매개효과: 직위별 비교 - 부민서, 장현석 (동국대학교)
24. 사회초년생 사무직 직장인의 자기자비가 번아웃에 미치는 영향: 심리적 유연성의 매개효과 - 김지윤 (서울농수산식품공사)
25. 국군 초급간부의 정신건강 조사 연구: 직무요구-자원 모형의 적용 - 홍숙지, 박형인 (성균관대학교)
26. 지각된 조직정치가 직무소진에 미치는 효과: 스트레스 평가와 향상초점 조직문화의 역할을 중심으로 - 이보미, 신강현 (아주대학교)

동기, 성격, 개인차 및 다문화/특수집단

27. 직장인의 끈대경향성 잠재프로파일 유형과 인구통계학적 특성의 관련성 탐색 - 유재홍, 정지현 (경희대학교)
28. 나르시시즘의 다차원적 특성과 변화지향행동: 심리적 안전감의 조절효과 - 나윤조, 권윤희, 김민서, 허창구 (대구가톨릭대학교)
29. 소명의식은 어떻게 종교적 근로자의 혁신행동으로 이어지는가: OFTP의 매개와 세대간 접촉의 조절된 매개효과 - 곽연선, 김철민, 손영우 (연세대학교)
30. 직장인의 직업 지향성 잠재프로파일분석(LPA): 에미라티와 외국인 근로자 간 비교 분석 - Roudha Aljafla, 김선영, 임정인, 김광태, 손영우 (연세대학교)
31. 상대적 급여 위치 지각이 도전·위협평가를 통해 주도적 행동에 미치는 영향 - 김명진, 손영우 (연세대학교)
32. 군에서 심리적 남성성은 여전히 중요한가?: 생도와 간부를 대상으로 한 실증적 증거 - 구자일, 서자경, 강성록, 이현엽 (육군사관학교)
33. 의미있는 일의 숨겨진 비용 II: 공공 서비스 종사자를 대상으로 한 일 의미감의 양가적 효과 - 김태웅, 이주일 (한림대학교)

학부생 포스터

1. 배태성이 잔류의도에 미치는 영향: 대학생과 직장인 비교
- 허다원, 김태욱, 황상빈, 이종현 (경상국립대학교)
2. 상사지지가 직무열의에 미치는 영향: 프레젠테이션의 매개효과
- 오은준, 박하은, 서채연, 김민영 (계명대학교)
3. 직장인 직무태도 프로파일의 단기 종단적 변화와 직무환경요인(AWLS)의 영향 :
잠재전이분석(LTA)의 적용 - 김예은, 이서연, 최지연, 황재상 (화성의과대학교)

Session II : 현장전문가 주제발표

발표 1. 평판조회와 심리학도의 역할

이연수 (코니앤큐)

발표 2. 게임회사에서의 인성검사 활용 :

스마일게이트 Culture Fit Test의 개발과 적용,

그리고 AI 시대의 새로운 질문들

김돈진 (스마일게이트)

평판조회(Reference Checking)와 심리학도의 역할

실무 경험을 바탕으로 한 평판조회의 I/O심리학적 탐색

2026년 8월28일(금) 오후 1:30

서울시립대학교

이연수

코니앤코 대표

발표내용

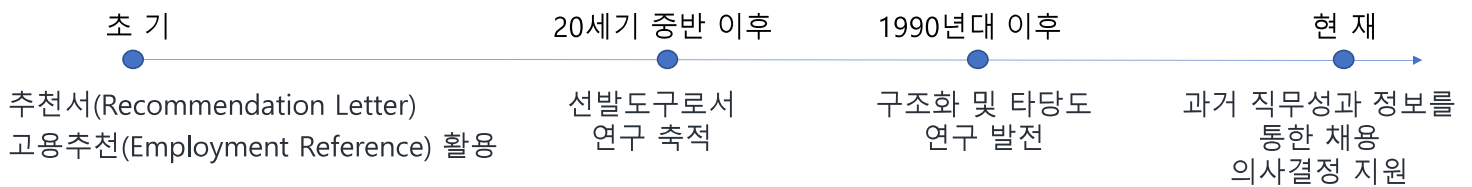
- I. 왜 채용 의사결정은 어려운가?
- II. 해외와 국내 평판조회의 발전 흐름
- III. 평판조회란 무엇인가?
- IV. 평판조회는 채용 의사결정을 어떻게 지원하는가?
- V. 평판조회와 I/O심리학은 어떻게 연결될 수 있을까?
- VI. 결론 및 시사점

I. 채용 의사 결정은 왜 어려운가?

- 채용 평가는 이력서, 면접, 인성검사 등 제한된 평가정보를 바탕으로 미래의 직무성과와 조직적합성을 예측하는 과정이다.
- 그러나, 미래의 직무성과나 조직적합성을 완벽하게 예측할 수 없기 때문에 모든 채용에는 불확실성이 존재한다.
- 기존 선발도구만으로는 이러한 불확실성을 충분히 줄이기 어렵다.
- 하지만, 평판조회는 과거의 실제 직무상황에서 대상자(candidate)를 경험한 참고인(referee)의 진술을 통해 기존 평가 정보를 보완하고, 대상자를 보다 입체적으로 이해할 수 있는 추가정보를 제공함으로써 채용 의사결정을 지원한다.

II. 해외와 국내 평판조회의 발전 흐름

● 해외(서구권)



● 국내



※ 참고: Goheen & Mosel(1959);
Schmidt & Hunter(1998); U.S. OPM, Reference Checking,
국내에는 발표자의 실무 경험 및 관련 업계 자료를 바탕으로 구성

III. 평판조회란 무엇인가?

3.5 다른 평가도구와의 비교

평가 도구	평가 방법	주요 목적
AC (assessment center) 360도 다면평가평판조회	평가자가 직접 관찰 조직 내 여러 평가자가 재직자를 다면적으로 평가 참고인이 실제 직무 맥락에서 경험. 관찰한 정보를 수집·종합	선발·승진·경력개발 재직자 개발 및 성과관리 후보자 이해 및 채용 의사결정 지원

※ 관련 평가도구의 일반적 특성을 바탕으로 발표자가 재구성

III. 평판조회란 무엇인가?

3.6 background check 와의 차이

background check	Reference check
• 신원 및 배경정보 확인 • 학력·경력 확인 • 범죄기록 등 확인 • 법이 허용하는 범위의 기록 확인	• 과거 및 현재 직무수행 정보 확인 • 직무역량 및 수행행동 파악 • 강점·개선점 등 파악 • 평판조회 대상자 이해 및 미래 직무수행 예측 지원

※ 출처 : OPM (n.d.); FTC(n.d) ; 발표자 재구성

background check 가 주로 배경 정보와 사실을 확인·검증하는 과정이라면,
reference check 는 실제 직무경험에 관한 정보를 통해 후보자를 보다 폭넓게 이해하는 과정이다.

III. 평판조회란 무엇인가?

3.7 평판조회 주요 특성

- 과거와 현재의 직무경험과 행동을 기반으로 한다
- 여러 명의 참고인(referee)으로 부터 정보를 수집한다
- 여러 참고인(referee)의 정보를 종합하여 후보자를 이해한다
- 미래의 직무수행을 예측하고 채용 의사결정을 지원하는 정보를 제공한다.

※ 출처 : OPM (n.d.); 발표자 재구성

III. 평판조회란 무엇인가?

3.8 평판조회 절차

평판조회 의뢰 접수 → 평판조회 계획 수립 → 참고인 인터뷰 → 인터뷰 내용 정리
→ 분석 및 종합 → 평판조회 보고서 작성 → 의뢰기업 제출 및 결과 설명

※ 개인정보보호법 시행을 계기로 참고인 확보 방식을 변경하였다.

IV. 평판조회는 채용 의사결정을 어떻게 지원하는가?

4.4 종합

	평판조회의 역할	채용 의사결정에 제공한 정보
사례1.	강점 및 고려요인 확인	기술적 역량·리더십 및 조직 적응 관련
사례2.	위험요인 확인	추천·경력만으로 파악하기 어려운 윤리성·조직 행동
사례3.	심층확인·교차확인	불확실한 정보의 확인 및 잠재적 위험요인

평판조회는 평판조회 대상자에 대한 정보의 범위와 깊이를 확장하여 채용 의사결정을 지원한다.

V. 평판조회와 I/O심리학은 어떻게 연결될 수 있는가?

5.1 실무 기반 평판조회 방법의 정교화

질문 체계 구조화

직무수행· 리더십/조직관리· 성향· 강/약점·위험요인·등



질문의 심층화

probing· 구체적 경험·행동·사례·성과 확인



정보분석의 정교화

참고인 간 진술 비교·반복 패턴·맥락파악



직무관련성의 강화

직무경험, 역량, 채용 포지션과의 직무적합성 고려

처음부터 목표는 단순한 검증이 아니라, 평판조회 대상자를 보다 폭넓게 이해하는 것이었다.

V. 평판조회와 I/O심리학은 어떻게 연결될 수 있는가?

5.2 실무 노하우의 개념화와 구조화

실무에서 축적된 전문성	X	I/O심리학의 체계
- 심층 인터뷰와 probing - 구체적 경험과 행동 확인 - 참고인 간 진술 내용 비교 - 반복 행동 패턴과 맥락 파악 - 평판조회 대상자에 대한 종합적 이해		- 직무·역량의 개념체계 - 행동기반 평가 - 선발·평가 이론 - 측정·평가의 원리 - 개인·직무 적합성

경험적 전문성 → 체계화된 전문성

경험과 직관을 대체하는 것이 아니라, 경험적 전문성을 보다 명료하고 체계적인 전문성으로 발전시킨다.

V. 평판조회와 I/O심리학은 어떻게 연결될 수 있는가?

5.3 평판조회의 신뢰도와 타당도

참고인 선정	질문·진술내용 분석	신뢰도·타당도
누구에게 물을 것인가? - 평판조회 대상자와의 관계 - 함께 근무한 기간·시기 - 직접 관찰한 업무·행동 - 정보 제공의 구체성·충분성	무엇을 어떻게 확인할 것인가? - 직무·역량 기반 질문 - 구체적 행동사례 확인 - 다수 진술 비교·패턴·분석 - 관계·맥락을 고려한 해석	그 정보는 얼마나 믿을 수 있고 유용한가? - 평가의 일관성 - 직무관련성 - 향후 직무수행과의 관련성 - 분석·판단·기준의 검토
적합한 참고인 선정	→ 직무관련 정보의 수집·분석	→ 신뢰도·타당도 제고 가능성

PRACTICE CASE 사례3

Referee 11명 인터뷰

적합한 참고인 확보의 어려움으로

인터뷰 대상 확대

‘수’보다 ‘적합성’이 중요



참고인 선정부터 질문, 진술내용 분석까지 체계화하고, 평판조회의 신뢰도와 타당도를 검증할 필요가 있다.

참고문헌

- U.S. Office of Personnel Management (OPM). (n.d.). *Reference Checking*.
- U.S. Office of Personnel Management (OPM). (2012). *Reference Checking Guide*.
- Society for Industrial and Organizational Psychology (SIOP). (2018). *Principles for the Validation and Use of Personnel Selection Procedures* (5th ed.).
- Greshing-Pophal, L. (2019, May 8). *Creative and Compliant Ways to Check References*. Society for Human Resource Management (SHRM).
- Society for Human Resource Management (SHRM). (n.d.). *Conducting Candidate Reference and Background Checks*.
- Society for Human Resource Management (SHRM). (2023). *Code of Ethics*.
- Goheen, H. W., & Mosel, J. N. (1959). *Validity of the Employment Recommendation Questionnaire: II. Comparison with field investigations*. Personnel Psychology, 12, 297–301.
- 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.
- Federal Trade Commission (FTC). (n.d.). *Background Checks: What Employers Need to Know*.
- Taylor, P. J., Pajo, K., Cheung, G. W., & Stringfield, P. (2004). *Dimensionality and validity of a structured telephone reference check procedure*. Personnel Psychology, 57(3), 745–772.

게임업계 채용 검증 사례 연구

게임회사에서의 인성검사 활용

스마일게이트 그룹 Culture Fit Test의 개발과 적용,
그리고 AI 시대의 새로운 질문들

김돈진 팀장 · 스마일게이트 인재영입팀

스마일게이트 | 인재영입팀

발표자 소개

2020.08 – 현재

스마일게이트 인재영입팀 팀장

1. 그룹 채용 전략 수립 및 프로세스 개선 기획
2. 선발 평가 및 검증기준 고도화 기획/운영
3. 그룹 채용정책, 모니터링/관제, 시스템화, 면접관 교육 등

2019.02 – 2020.07 제주항공 인사팀 채용담당

객실승무원 역량 모델링 및 선발 / 채용 기획 및 인성검사 등 검증도구 고도화

2012.06 – 2019.01 ORP연구소 선발검사부문 검사팀장

기업 인적성 검사 도구 개발(LTAB, HATCH 등) / 선발도구 개발 및 컨설팅 / 면접관 교육

학력

아주대학교 사회심리전공 석사(2011-2022) · 아주대학교 심리학과 학사

1. 도입배경

내부·외부 환경 변화

경력직 위주 대규모 인재 유입

치열한 인재 확보 경쟁 속 그룹 차원 대규모 영입 활성화 / 사내 인재 추천을 통한 입사 증가

평가자 주관 의존도 증대

코로나 이후 온라인 채용 확산에 따른 평가자 주관 의존도 상승

조기 퇴사 증가

취업난에도 불구하고, 신규직원 30% 1년 내 조직·직무 부적응으로 조기 퇴사 → 시간/비용 부담 가중

검증 필요성 확대

평가자 주관 의존도 가중



객관성 확보

인성 검증 범위 확대



검증 영역 확장

인재 검증 부실 우려 증가



신뢰도 확보

[시사점] 조직 적합도를 객관적으로 검증할 수 있는 채용 도구 도입 필요성이 대두됨

2. 왜 인성검사인가?

Why Personality Test?

그룹 인재 검증을 위한 채용 도구 보완 — '실력(능력)'을 제외한 대부분의 인재 검증 요소는 직접 관찰이나 객관적 지표화가 어려워 이를 보완할 도구가 필요함

관찰 가능한 영역

가시적·표면적이며 교육훈련을 통해 개발 가능한 영역은 일반 채용 평가로 커버 가능

서류전형

과제전형

시험전형

면접전형

관찰이 어려운 영역

눈에 보이지 않고 측정이 어렵지만, 사람들의 행동 차이를 설명하는 가장 근본이 되는 영역에 대한 평가와, 자기과신·허영심, 사회부적응과 같은 부적응 요소를 검증할 수 있는 채용 도구가 필요함

" 인성검사 "

[시사점] 표면적 역량 검증을 넘어, 보이지 않는 영역까지 검증할 도구가 필요합니다

2. 왜 인성검사인가?

Why Personality Test?

01

조직 부적응성 요소 평가

반사회성, 공격성 등 조직에
위해를 가할 수 있는 인성적
요소에 대한 사전 검증 가능

02

지원자 점수 비교 가능

지원자 Pool 대비 상대적 점수
제공 — 지원자 간 정량적
데이터 비교

03

성과 예측력 분석·타당성 검증

고성과자·저성과자 점수
비교를 통한 검사 도구
타당성 사전·사후 검증

3. 도입 방법 및 프로세스

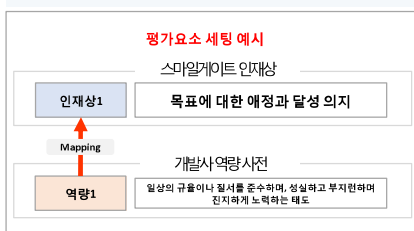
인재상 맞춤형 방식 및 도입 절차



1단계

인재상 맞춤형 시범 도입

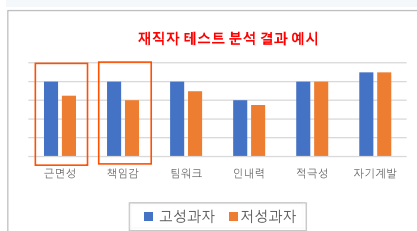
인재상-개발사 역량 개념적 맞춤화를
통한 시범 도입. 2차 면접 대상 및 인성
검증 수요 높은 부서 순 재직자 대상
Pilot Test 진행



2단계

역량 모델링 및 확대 시행

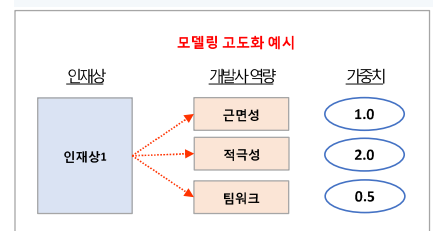
재직자 Pilot Test 결과 분석 및 분석 결과
기반 역량 모델링. 계열 법인 확대 적용
및 주요 직책자 의견·현장 반응 수렴



3단계

모델링 고도화

2년 단위 성과 예측력 검증 및 인재상
모델링 고도화(가중치·역량 재설정).
내부 DB 기반 의사결정 기준 고도화



[제언] 시범 도입 → 확대 적용 → 주기적 고도화의 단계적 접근으로 신뢰도를 축적함

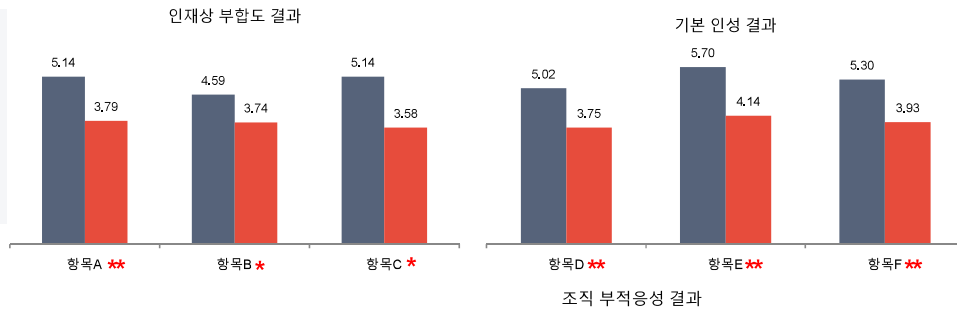
4. 타당도 분석 (1차) - 공존타당도

내부 구성원 대상 타당도 검증

* 신뢰도 95%이상 ** 신뢰도 99%이상

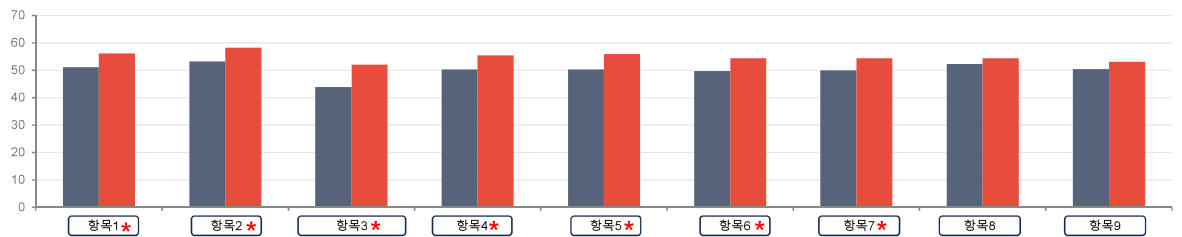
검증①

인성검사 긍정 요소
고성과자 > 저성과자



검증②

인성검사 부정 요소
고성과자 < 저성과자



4. 타당도 분석 (1차) - 공존타당도

인성검사 ↔ 인사평가 성과 예측력 분석

인성검사-인사평가 결과 간 인과관계 분석을 위한 회귀분석 실시. 예측한 방향으로의 인과관계 및 높은 성과 예측력을 검증함

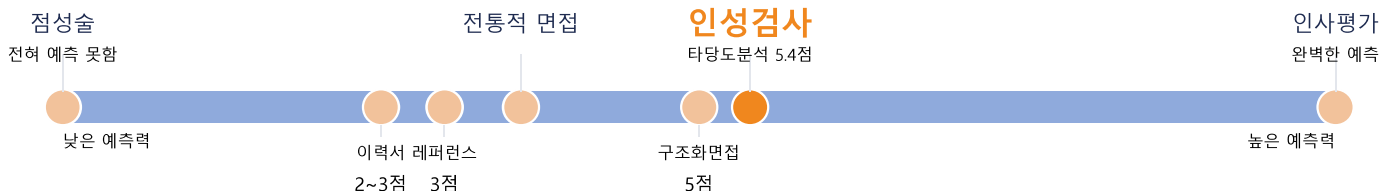
회귀식

평가점수 = 4.004 + 0.023 × 인재상부합도 원점수

핵심 발견

통상적 채용도구 대비 예측력 약 2배, 인사평가 결과의 약 30%를 설명함

채용 도구별 성과 예측력 개념적 비교 (10점 척도)



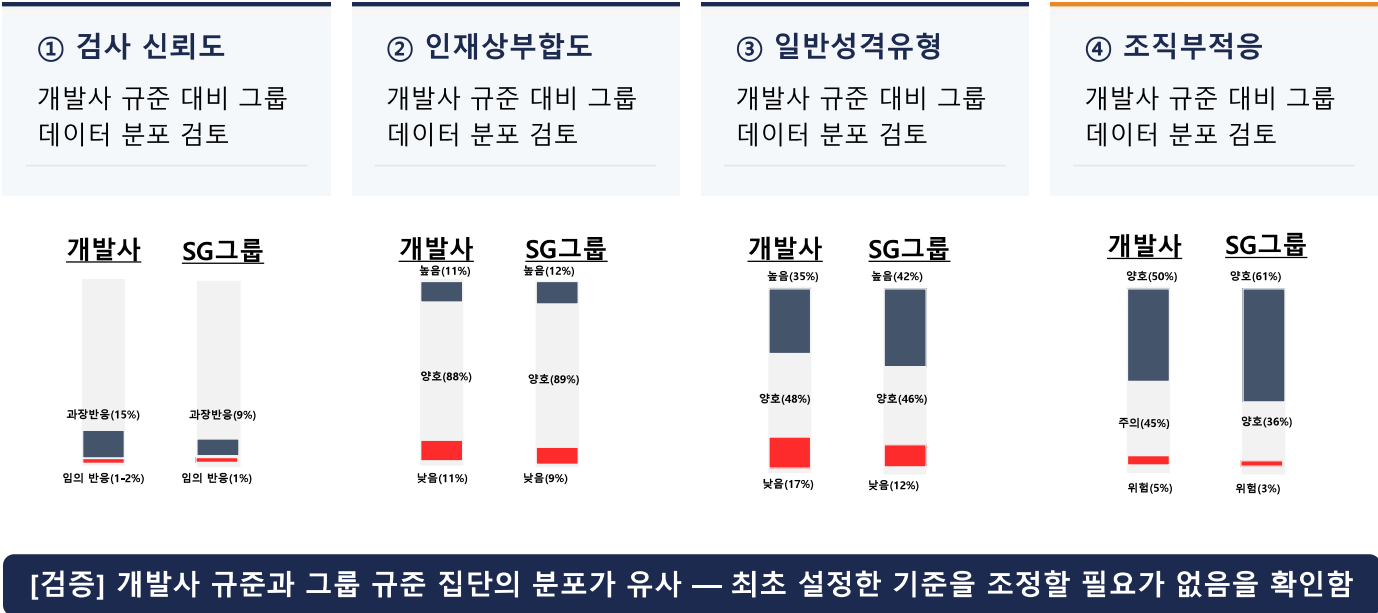
* 일반적인 인성검사 예측 타당도는 r=0.2-3 수준, 타당도분석 1차 결과는 r=0.5 (R square=0.3)

[검증] 인성검사(원인) → 인사평가(결과), 특히 인재상 부합도의 영향도가 높게 나타남

4. 타당도 분석 (2차) - 예측타당도

개발사 기준 vs 그룹 적용 데이터 분포 비교

최근 3년간 12만 명 데이터 기반 개발사 제공 기준과 그룹 적용 데이터를 비교하여 기준 조정 필요성을 검토함



AX 전환 시대, 앞으로의 고민들

검증된 인성검사 체계 위에서, 지금 다시 던져야 할 질문들

- 1 AI로 문항의 '응답 패턴'을 학습·공략할 수 있게 되면서, 자기보고식 검사의 신뢰성은 어떻게 지켜야 하는가?
- 2 채용 전반(문의 대응 챗봇, 후보자 소싱·서류평가 자동화, 면접질문 추천 등 검증 지원)에 AI가 확산되는 지금, 데이터를 어떻게 통합적으로 축적하고 활용할 것인가?
- 3 일하는 방식이 바뀌고 있는 지금, 새롭게 요구되는 역량은 무엇이며 이를 어떻게 검증할 것인가?

#엘리엑세스 새로운 것을 앞서 시도하되 맹신하지 않고 검증 가능한 활용 루프를 만드는 태도

#회복탄력성 AI 결과의 오류와 실패 이후에도 빠르게 수정하고 재시도하는 태도

감사합니다

Q & A

djinkim@smilegate.com

김돈진 팀장 · 스마일게이트 인재영입팀

Session III : 학술 연구 발표

발표 3. 나르시시즘의 양면성 :

팀 간 경쟁을 통한 창의성 향상과 팀 만족도 저하
박귀현 (고려대학교)

발표 4. 경험 학습에 기반한 행동 중심의 학습민첩성

척도 개발 및 타당화
라운정 (성균관대학교)

발표 5. 지원자와 면접관의 외향성-내향성 및 지원자의

인상관리 행동이 면접 평가에 미치는 영향
서희영 (서강대학교)

발표 6. 평가센터 점수의 구조적 해석 :

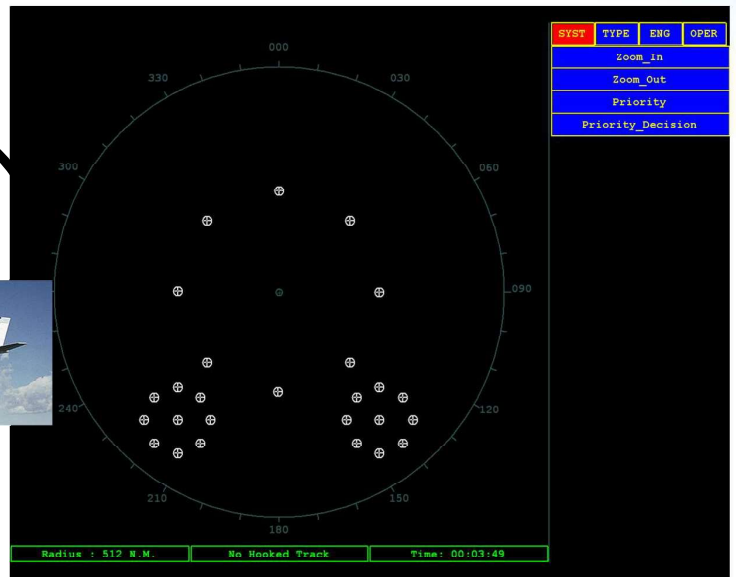
차원-과제 결합모형과 일반요인 확장모형의 탐색
임희철 (어세스타)

나르시시즘의 양면성: 팀 간 경쟁을 통한 창의성 향상과 팀 만족도 저하

고려대학교 심리학부
산업및조직 전공
교수 박귀현

Talk Overview

순서	내용
1.	A Brief Overview of Team Research
2.	개인의 창의성
3.	팀의 창의성 – Team as an Emergent Information Processing System
4.	나르시시즘의 양면성: 팀 간 경쟁을 통한 창의성 향상과 팀 만족도 저하

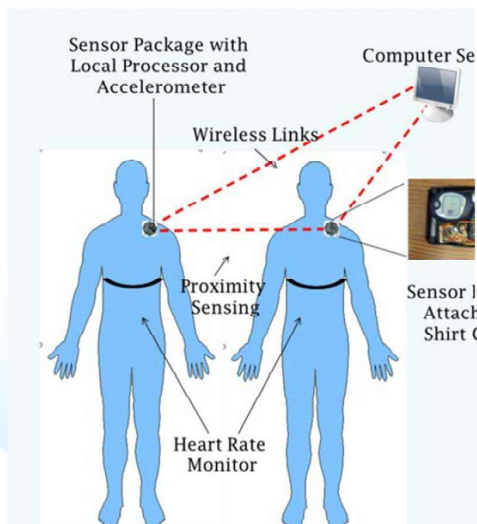


Appendix A: Supplemental materials

The wearable sensor (or also known as the sociometric badges) is originally developed by the MIT Media laboratory, and later commercialised by Sociometric Solutions (now Humanyze). The sensor is of the shape of a plastic ID tag measured by 4.5 cm x 10 cm X 2 cm that weighs around 100 g (see picture 1), which can be worn around the user's neck. The sensor is powered by a 950mAh lithium-polymer battery that is rechargeable through USB.



Picture 1 – The sociometric badge



Appendix B: Interactive Feedback – DynaMeet Screen View

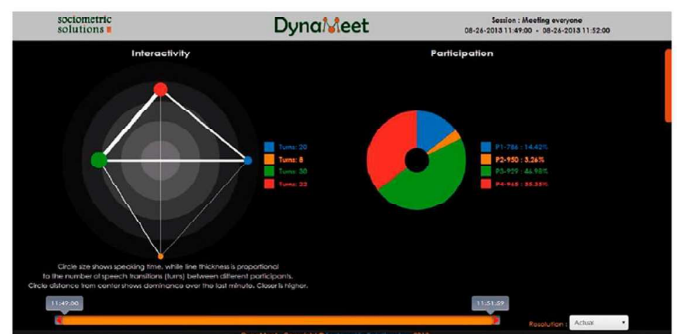
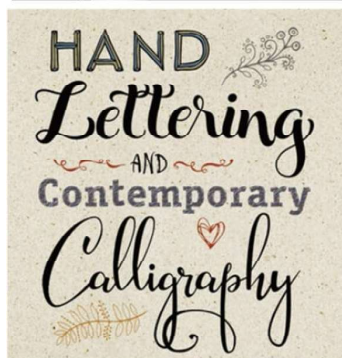


Figure 4: DynaMeet main view – interactivity and participation.

ABC Mid North Coast / By Kerrin Thomas and political reporter Anna Henderson
Posted Mon 6 Jul 2020 at 3:20pm, updated Tue 7 Jul 2020 at 6:24pm



조직에서의 창의성



창의성의 3대 요소

- **관련지식**

전문가 vs. 비전문가
경력사원 vs. 신입사원

- **사고방식**

확산적/열린 사고방식 vs. 수렴적 사고 방식 (목적을 향해). 어버이날, 제품홍보, 답습

- **내재적 동기부여** — 일 자체에서의 즐거움, 끌리는, 자꾸 생각나는

HOW TO KILL CREATIVITY

*Keep doing what you're doing.
Or, if you want to spark innovation,
rethink how you motivate, reward,
and assign work to people.*

BY TERESA M. AMABILE

Team Creativity

- Organizations increasingly rely on teams to meet such creative demands.

[높은 팀 혁신성을 위해서는 양질의 팀차원의 정보 처리가 필요합니다]

- Group creativity: the generation of novel and useful ideas, products, or projects by a group.

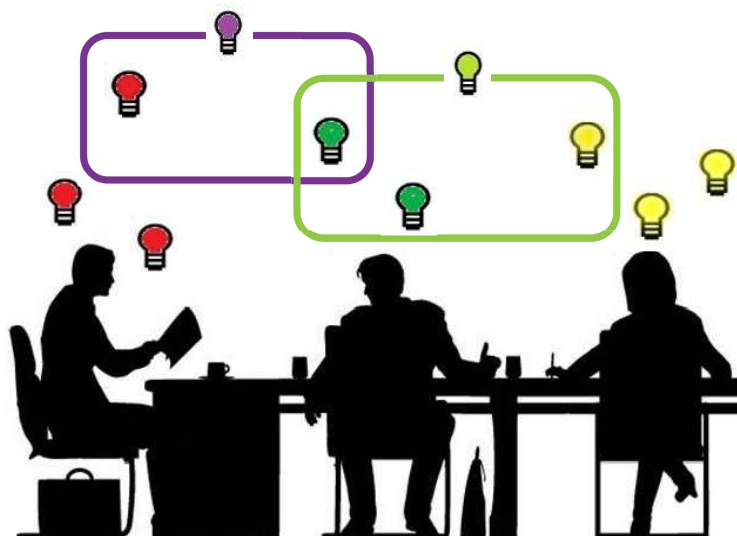
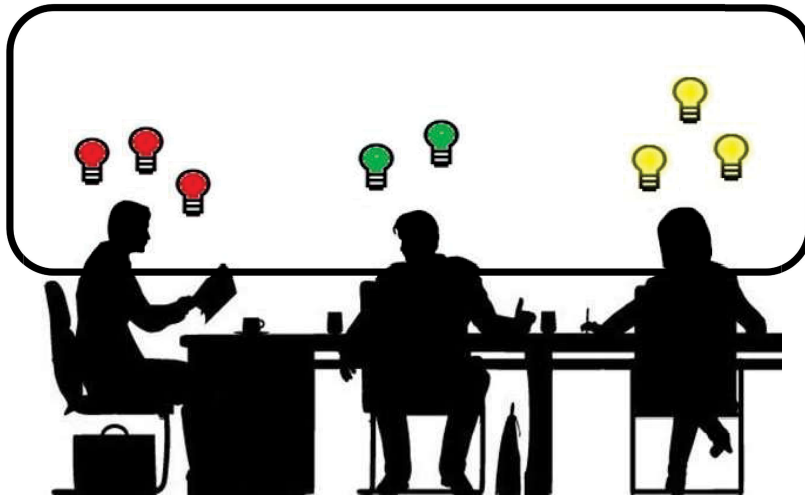
[집단이 새롭고 유용한 아이디어, 제품, 또는 프로젝트를 만들어내는 것]

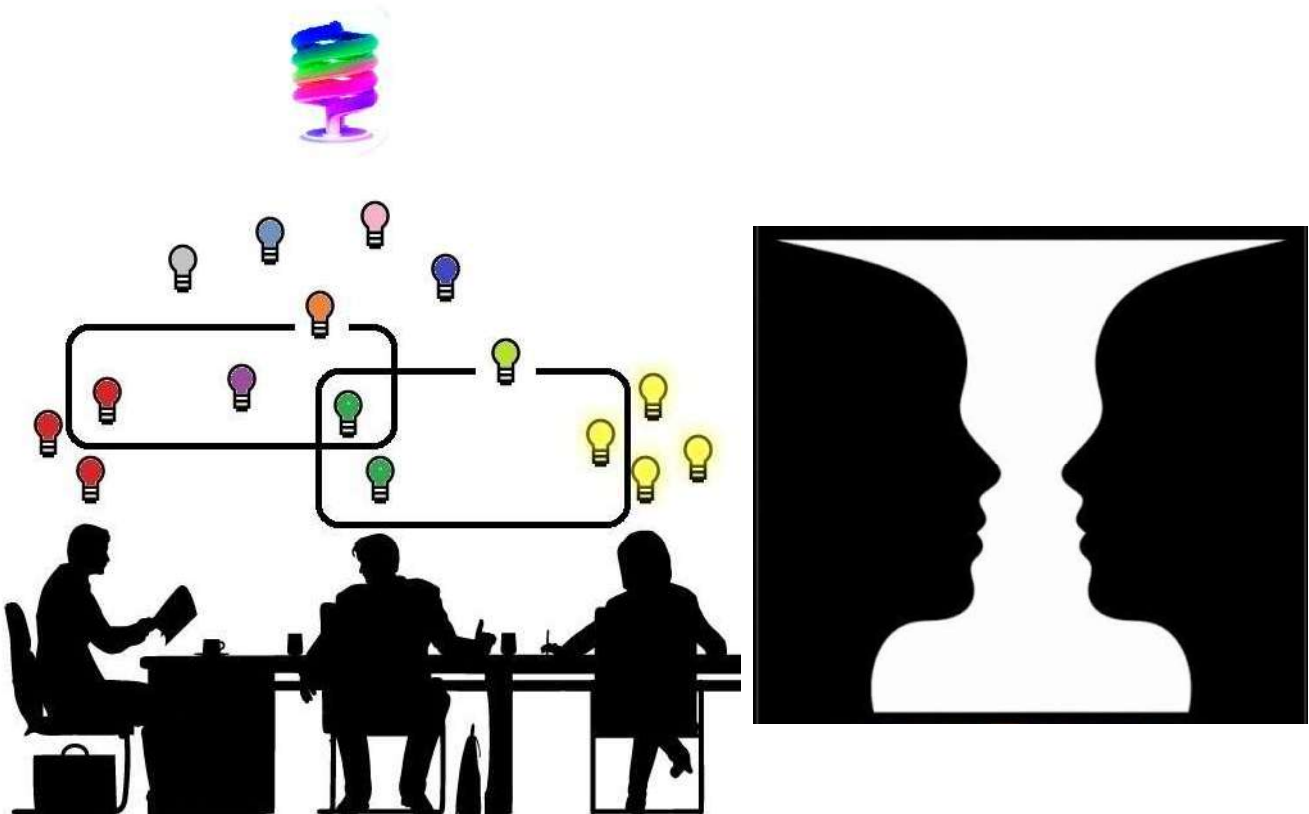
- Team creativity is not a random pop-up of ideas generated by individual team members, but rather an outcome of the process of combining, advancing, and exploring the ideas that team members shared during their discussions

[팀 창의성은 개별 팀원들의 아이디어가 우연히 튀어나와서 만들어지는 것이 아니라, 팀원들이 토론 과정에서 공유한 아이디어를 서로 결합하고, 발전시키고, 더 깊이 탐색하는 과정의 결과]

- 아이디어 정교화 과정(Idea Elaboration Process)

Hinsz et al., 1997; Hoever et al., 2012; Hulshegar; Kearney et al., 2009 Paulus et al., 2012; Van Knippenberg, 2017





Inter-team competition and team creativity

- One of the most popular ways to promote innovation in organizations (Challenge.gov)

팀간의 경쟁은 조직에서 혁신을 촉진하기 위해 가장 널리 활용되는 방법 중 하나

- Potential advantages: goal setting, social comparison
 - Competition increases team members' contribution to teams.

잠재적 장점: 목표 설정, 사회적 비교

경쟁은 팀원들이 팀에 더 적극적으로 기여하도록 만들 수 있음

- Potential disadvantage: consensus seeking instead of divergent thinking
 - High sense of pressure may increase groupthink.

잠재적 단점: 확산적 사고보다 합의 추구

높은 압박감은 집단사고(groupthink)를 증가시킬 수 있음

Byron & Khazanchi, 2012; Sunstein & Hastie, 2012; Suedfeld & Tetlock, 1977

Narcissistic Personality

- Displays a sense of grandiosity in beliefs and behaviour

[자신의 능력과 중요성을 과대평가하고, 이를 행동으로 드러내는 경향]

- Not a good teammate; but likely take an important role in a team – less teamplays for narcissistic athletes in NBA

좋은 팀원은 아닐 수 있지만, 팀 안에서 중요한 역할을 맡을 가능성은 높음

- Narcissistic individuals are perceived as more creative by others – They are more confident about their ideas.

자신감때문에, 나르시시즘이 높은 사람은 다른 사람들에게 더 창의적으로 보일 수 있음

- Overconfident and risky strategic decisions by Narcissistic CEOs

자신감때문에, 나르시시즘이 높은 CEO는 위험한 전략적 의사결정을 내릴 가능성이 있음

Bogart et al., 2004; Chatterjee & Hambrick, 2007; Goncalo et al., 2010; Grijalva et al., 2015; Grijalva et al., 2019

Narcissistic Personality and Team Creativity

- High N individuals seek opportunities to demonstrate their superiority in group settings
– “All I need is a stage to shine”

[나르시시즘이 높은 사람들은 집단 상황에서 자신의 우월성을 보여줄 수 있는 기회를 적극적으로 찾음]

- A competitive context increases the contrast between winning vs. losing

[경쟁적인 상황은 승자와 패자의 차이를 더욱 뚜렷하게 만듭니다 → 돋보일 찬스]

- Discussion facilitating behaviors direct team members' activity and control information flow:

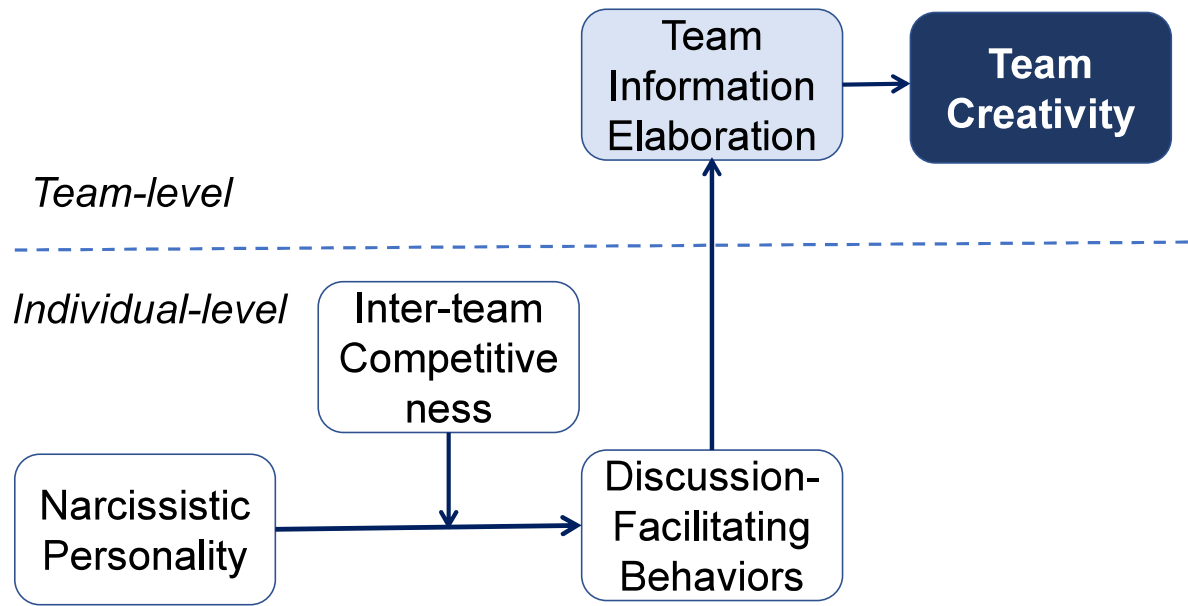
Sharing opinions, remaining responsive to teammates' suggestions and evaluations, soliciting different opinions, and providing feedback on teammates' opinions

[토론 촉진 행동(Discussion-facilitating behaviors)은 팀원들의 활동 방향을 조율하고, 팀 내 정보의 흐름을 관리하는 행동]

- Increases the volume of information discussed, stimulates team information elaboration

[이러한 행동은 팀에서 논의되는 정보의 양을 늘리고, 팀원들의 사고를 자극하며, 새로운 정보를 발견하도록 돕고, 심도 있는 토론을 하게함.]

Anderson & Fiedler, 1964; De Souza & Klein, 1995; Nevicka, De Hoogh, Van Vianen, Beersma, & McIlwain, 2011



Participants

- Two hundreds and seventy six undergrad business students in a large University, Singapore
- 88% between 18-22, 67% female, 77% Chinese
- Received S\$20 for 90 minutes study
- Three conditions – low, medium, high interteam competition (Baer et al., 2010)

Team Creativity Task Instruction

NTU is seeking the help of its students to improve the annual Freshman Team Orientation Camp. Recent groups of students have stated that Day 2 feels boring after the excitement of Day 1 has worn off. They generally find the activities uninteresting, and some students even leave halfway through. The camp would like to be as appealing as possible to allow freshmen to make new friends and start their NTU journey well. A boring Day 2 makes for a boring camp, and NTU wants to have an attractive program to match its vibrant image. We need your help!

F (2, 273) = 12.67, $p < .001$

Low Inter-team Competition (M = 3.13, SD = 1.53)	Medium Inter-team Competition (M = 3.82, SD = 1.59)	High Inter-team Competition (M = 4.29, SD = 1.51)
In this second task, your group will have the opportunity to win money and have your ideas forwarded to the Office of Undergraduate Student Life. To be one of the groups chosen, your group only needs to be above average based on the creativity of the action plan you develop for this task. As long as you put effort into the task, your ideas will be forwarded to the office and you will receive \$6 on a later date.	In this second task, your group will have the opportunity to win money and have your ideas forwarded to the associate dean for further consideration. In order to do so, your group must be one of the 10 top-performing groups based on the creativity of the action plan you develop for this task. If your group is on the top 10 list, you will receive \$30 at a later date and your ideas will be forwarded to the Associate Dean of Undergraduate Student Life for further consideration.	In this second task, your group will have the opportunity to win money and have your ideas forwarded to the Associate Dean of Undergraduate Student Life for further consideration. The winner will be determined by the three groups who develop the most creative action plans for this task. Specifically, the grand prize winner will receive \$150 and a letter of appreciation from the associate dean. The second- and third-place groups will receive \$100 and \$50, respectively, and a letter of recognition from the associate dean.

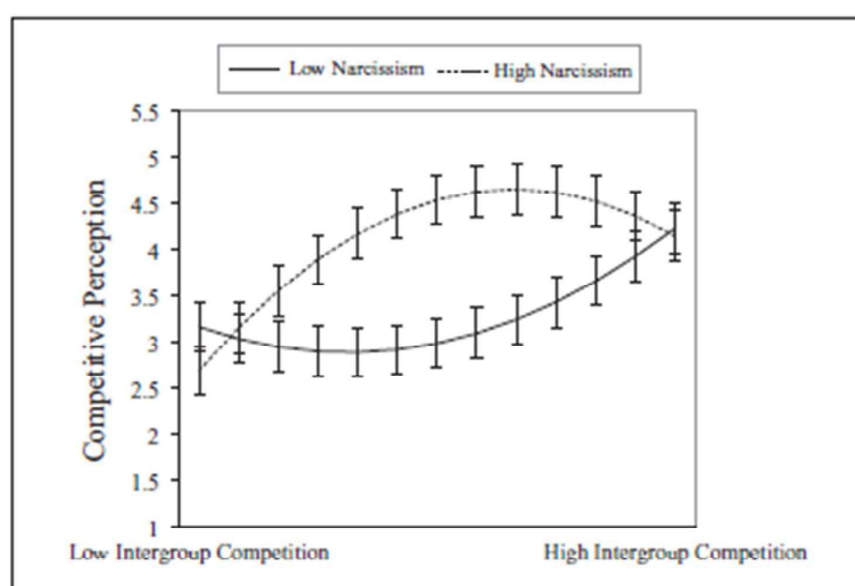


Figure 1. Quadratic interaction of intergroup competition and narcissism on competitive perceptions.

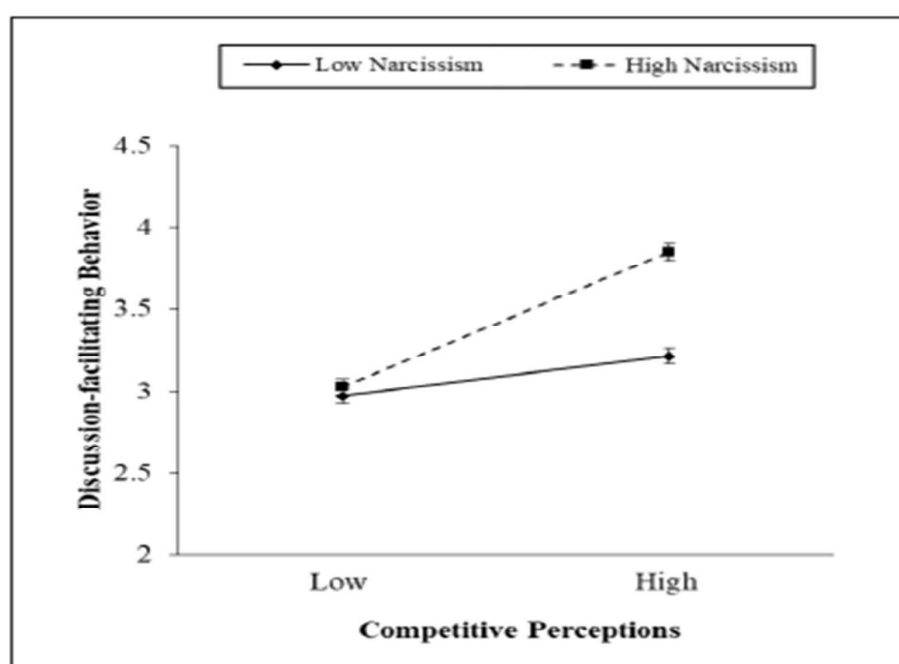


Figure 2. Interaction effect of competitive perceptions and narcissism on discussion-facilitating behavior.

결론

- Individuals with a high level of narcissistic traits were more likely to exhibit discussion-facilitating behaviors, which were increased by a high level of inter-team competition.

[나르시시즘 성향이 높은 사람들은 토론을 촉진하는 행동을 더 많이 보였고, 이러한 경향은 팀 간 경쟁이 강할수록 더욱 두드러졌습니다]

- Discussion-facilitating behaviors led to team-information elaboration and team creativity.

[이러한 토론 촉진 행동은 information elaboration 높였고, 결과적으로 팀 창의성 향상으로 이어짐]

- However, team members' narcissism was negatively related to team viability ($\gamma = -.11, p < .05$)

[하지만 팀원들의 나르시시즘은 팀 지속 가능성(team viability)과 부적인 관계를 보임]

감사합니다.

Intergroup Competition, Group Members' Narcissism, and Competitive Perceptions as Determinants of Group Creativity

Personality and Social
Psychology Bulletin
1-15
© 2025 by the Society for Personality
and Social Psychology, Inc
Article reuse guidelines:
sagepub.com/journals-permissions
DOI: 10.1177/01461672251345514
journals.sagepub.com/home/pspb


Guihyun Park¹, Jose C. Yong^{2*}, and Beng-Chong Lim³

Abstract

Mixed findings on the effects of intergroup competition on group creativity indicate the need for more sophisticated models that can accommodate individual differences in how people respond to competitive cues and contribute to group performance. This study examined group members' narcissism, competitive perceptions, and discussion-facilitating behaviors as antecedents for the group creative process. A sample of 92 three-person groups ($N = 276$ participants) was randomly assigned to either the low, medium, or high intergroup competition condition and tasked with developing a creative action plan. There was a curvilinear effect of narcissism on the relationship between intergroup competition and competitive perceptions, demonstrating narcissistic group members' heightened sensitivity to competition. Also, narcissism strengthened the positive relationship between competitive perceptions and discussion-facilitating behavior. Finally, group members' discussion-facilitating behavior led to greater group creativity through group idea elaboration. Overall, our findings suggest that narcissism amplifies the performance-facilitating effects of intergroup competition for group creativity.

Keywords

intergroup competition, narcissism, group idea elaboration, group creativity

Received April 21, 2024; revision accepted May 6, 2025

Park, G., Yong, J. C., & Lim, B. C. (2026). Intergroup Competition, Group Members' Narcissism, and Competitive Perceptions as Determinants of Group Creativity. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 52 (9), 2777-2791.

Discussion-facilitating Behaviors and Team Information Elaboration

- Facilitating behaviors during group discussion: sharing opinions, remaining responsive to teammates' suggestions and evaluations, soliciting different opinions, and providing feedback on teammates' opinions
- Discussion facilitators in discussion groups (Anderson & Fiedler, 1964)
- Increases the volume of information discussed, stimulates team members' cognitive processes, encourages the discovery of new information, and provides different perspectives (Larsen et al., 1994; Nijstad et al., 2002)

Team Information Processing and Creativity

- Individual discussion-facilitating behaviors (adapted from Page & McGinnies, 1959) ($r_{wg} = .75$; ICC1 = .50; ICC2 = .67).
 - Initiating/facilitating conversation, offering one's perspective
 - Asking/requesting/soliciting teammates' opinions.
 - Endorsing/disagreeing with/recognizing teammates' opinions
- Team information elaboration (Hoever et al., 2012) ($r_{wg} = .86$; ICC1 = .67; ICC2 = .80).
 - the extent to which team members' ideas get elaborated on, advanced, and integrated into the action plan during discussion.
- Team action plan creativity: both original and practical ($r_{wg} = .90$; ICC1 = .60; ICC2 = .75).

Table 1. Descriptive Statistics and Correlations for Individual-Level Variables.

	M	SD	1	2	3	4
1. Intergroup competition ^a	1.99	.80				
2. Competitive perceptions	3.74	1.61	.29**			
3. Narcissism	5.61	1.51	.09	.23**		
4. Discussion-facilitating behavior	3.28	1.08	.07	.29**	.20**	
5. Satisfaction with group	4.42	.53	.17*	.07	-.13*	.19*

Note. $N = 276$.

^a1 = low, 2 = medium, 3 = high

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

Table 2. Descriptive Statistics and Correlations for Group-Level Variables.

	M	SD	1	2	3
1. Intergroup competition ^a	1.99	.80			
2. Discussion-facilitating behavior (group-mean)	3.28	.56	.13		
3. Group idea elaboration	4.81	1.02	.05	.29**	
4. Group creativity	3.38	1.04	.01	.10	.27**

Note. $N = 92$ groups.

^a1 = low, 2 = medium, 3 = high.

** $p < .01$.

경험 학습에 기반한 행동 중심의 학습민첩성 척도 개발 및 타당화: 경험-학습-전환의 과정

- 성균관대학교 심리학과
- 라윤정, 박형인

2026. 08. 28

왜 학습민첩성(Learning Agility)인가?

- 빠르게 변화하는 업무 환경으로의 적응과 새로운 환경에서의 고성능과 창출을 위해 현재 보유한 역량보다 새로운 경험에서 계속 배우고 변화하는 능력이 중요함

**변화하는 환경에서 핵심 역량은 '이미 알고 있는 지식'을 넘어
'경험으로부터 계속 학습하는 능력'**

새롭고 낯선 상황

과거의 성공 경험과 현재 역량만으로는 미래의 요구에 충분히 대응하기 어려움

경험으로부터의 학습

경험을 통해 배우고 성장할 수 있는 가능성이 미래 잠재력을 판단하는 핵심 단서임

행동의 변화

학습한 교훈을 새로운 상황에 적용하고 자신의 행동을 변화시키는 역량이 중요함

학습민첩성(learning agility) | 새로운 경험으로부터 학습하고, 그 교훈을 새로운 상황에서 활용하는 역량
학습민첩성은 잠재력 있는 인재를 식별하고 미래 리더를 선발·개발하기 위한 개념으로 발전함

학습민첩성은 어떻게 개념화되어 왔는가?

- 학습민첩성의 핵심은 일관되지만, 구성요인의 범위와 분류는 다양하게 발전해 옴

초기 개념화	한정적 접근	후속 통합 시도
Lombardo & Eichinger (2000) 새롭거나 어려운 상황에서 수행하기 위해 새로운 역량을 학습하려는 의지와 능력 → People · Results · Mental · Change Agility	DeRue et al. (2012) 학습민첩성을 경험학습의 속도(speed)와 유연성(flexibility) 중심으로 보다 좁게 정의 → 개념적 간명성 강조	De Meuse (2017); Dai & De Meuse (2021) 등 경험으로부터 학습하고 교훈을 적용하는 핵심은 유지하되, 능력·동기·적용 등 다양한 구성틀 제안

➡ 공통 핵심 | 경험으로부터 학습하고 → 학습한 것을 새로운 상황에 적용

Dai & De Meuse (2021); De Meuse (2017); DeRue et al. (2012); Lombardo & Eichinger (2000)

기존 척도는 무엇을 측정하고 있는가?

- 학습민첩성을 다차원으로 보는 데에는 공통점이 있지만, 포함되는 구성요인은 상당히 다양함

대표 접근	구성요인의 예	특징
CHOICES® / viaEDGE™	People · Results · Mental · Change · Self-awareness	리더 잠재력과 수행 관련 특성을 폭넓게 포함
Burke LAI	Feedback Seeking · Experimenting · Reflecting · Flexibility 등	학습 관련 행동을 강조
국내 척도 (임창현 등, 2017)	자기인식 · 성장지향 · 유연한 사고 · 성찰추구 · 행동변화	국내 조직 맥락에서 5요인으로 재구성
이론기반 확장모형 (Dai & De Meuse, 2021)	능력 · 동기 · 적용 × 인지 · 사회 · 자기(self) 등	이론적 구조화 시도, 구성영역은 더욱 확장. 측정도구는 부재

➡ 어떤 요소를 '학습민첩성 그 자체'에 포함할 것인지, 그리고 이 요소들이 어떻게 연결되는지에 대한 설명 필요

임창현 등 (2017); Burke & Smith (2019); Dai & De Meuse(2021); De Meuse et al.,(2011); Lombardo & Eichinger (2000)

기존 접근에서 남아 있는 질문

- 기존 척도에 또 다른 요인을 추가하기보다 구성개념의 경계와 통합원리를 명료화 할 필요가 있음

① 무엇이 학습민첩성을 구성하는가?

자기인식·성찰·피드백 추구·유연성·대인특성·수행 등 다양한 요소들로 구성

② 이 요소들은 어떻게 연결되는가?

구성 요인의 통합 원리가 상대적 불명확

③ 실제 업무에서 어떻게 관찰할 수 있는가?

추상적 성향이나 결과가 아니라 경험을 학습으로 전환하는 행동의 포착 필요

➡ 학습민첩성의 핵심의미를 구성요인의 '목록'이 아니라 경험으로부터 학습하여 행동으로 전환시키는 '과정'에 두고 재구조화

본 연구의 개념적 접근

- 학습민첩성을 '경험-학습-전환'의 과정으로 재구조화 함



학습민첩성(learning agility) |

“경험을 통해 학습하는 역량과 의지로, 새롭고 낯선 상황에서 학습한 경험과 교훈을 유연하고 신속하게 적용하고 전환할 수 있는 역량”

Dweck (1986); Dweck & Leggett (1988); Kolb (1984); Pulakos et al.,(2000)

연구 가설

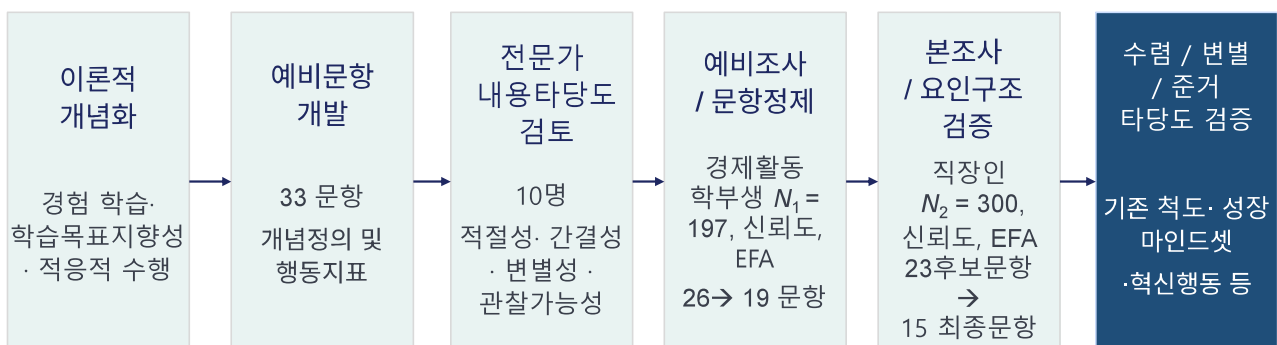
- 개발척도의 내적 구조와 다른 변수와의 관계를 단계적으로 검증함

H1	 요인구조 새롭게 개발된 학습민첩성 척도는 경험기반학습, 학습추구, 교훈전환의 3요인 구조를 보일 것이다.
H2	 기존 학습민첩성 척도와의 수렴적 관계 새롭게 개발된 학습민첩성 척도는 기존 학습민첩성 척도와 정적 관계를 보일 것이다.
H3	 성장마인드셋과의 관계 새롭게 개발된 학습민첩성 척도는 성장마인드셋(growth mindset)과 정적 관계를 보일 것이다.
H4	 충분타당도 새롭게 개발된 학습민첩성 척도는 성장마인드셋과 기존 학습민첩성 척도를 통제 한 후에도 혁신행동 (innovative behavior)에 대해 추가 설명력을 가질 것이다.

H1 구조적 근거 → H2-H3 다른 변수와의 관계 → H4 기존 지표를 넘어서는 추가 설명력

학습민첩성 척도 개발 및 타당화 절차

- 이론적 개념화에서 행동문항 개발, 문항정제, 내적 구조 및 다른 변수와의 관계 검증까지 단계적으로 진행



➡ 문항 삭제는 통계치만으로 결정하지 않고, 이론적 적합성· 내용대표성· 차원 간 변별성· 관찰가능성을 함께 고려함

Clark & Watson (1995); Hinkin (1998)

예비 문항 개발

- 기존 척도의 성향·인지과정 문항을, 유사한 구성개념의 실제 업무에서 관찰 가능한 행동지표로 전환

문항개발 원칙

- 1 업무맥락의 구체적 행동
- 2 경험-학습-전환 간 내용적 변별
- 3 포괄적 성향보다 관찰 가능한 행동
- 4 특정 직무, 직급에 한정하기보다 다양한 조직구성원에게 적용 가능한 행동

기존 척도 — 성향·인지과정 (정의·문항)

문항예시

"자신의 장, 단점을 명확히 알고 있다."

임창현 등(2017)

"the depth to which individuals know themselves, recognizing their skills, strengths, weaknesses, blind spots, and hidden strengths." De Meuse et al.(2011); viaEDGE – 자기인식 정의

"I'm comfortable when circumstances that affect my work change." Gravett & Caldwell(2016) Learning Agility Self-Assessment

개발척도 — 행동지표

"나는 업무 결과가 기대와 다를 때 원인을 분석한다."

"나는 나의 행동을 개선하기 위해 타인에게 구체적인 피드백을 요청한다."

"나는 더 효과적인 방법이 확인되면 기존 방식을 재빨리 수정한다."

전문가 평정 | 내용 타당도 검토

- 적절성·간결성·차원 간 변별성·관찰가능성을 평정기준으로 하여 4점 리커트 척도로 평정. I-CVI 및 개방형 의견을 종합하여 예비 문항 선별

- 1 적절성: 각 문항이 학습민첩성의 개념을 측정하기에 적절한 정도
- 2 간결성: 각 문항의 표현이 간결하고 명확한 정도
- 3 차원간 변별성: 각 문항이 특정 학습민첩성 차원을 대표하면서, 다른 차원과 개념적으로 구별되는 정도
 - 특히, 해당 문항이 특정 차원(경험-학습-행동전환 중)의 반영도 및 다른 차원의 행동과 개념적으로 중복되거나 혼재되지 않고 구분되는 정도
- 4 관찰가능성: 각 문항은 타인이 관찰했을 때 '그렇다/아니다'를 명확히 구분할 수 있는 행동여부

네 가지 평정기준 가운데 평균 3.0 미만 또는 I-CVI .80 이하에 해당하는 기준이 세 개 이상인 문항을 우선 삭제 후 전문가 의견 반영하여 정제 및 선별

경험 기반 학습

경험·결과를 분석하고 성찰하여 교훈을 도출하는 행동
예) 분석한다, 정리한다

학습 추구

정보·지식·피드백·학습기회를 능동적으로 탐색하는 행동
예) 질문한다, 요청한다

교훈 전환

획득한 교훈을 새로운 상황에 적용하고 기존 행동을 수정·전환하는 행동 예) 적용한다, 수정한다

➡ 전문가 평정 결과 | 초기 33문항 중 여덟 문항 삭제 → 표현 수정 및 대안문항을 포함하여

예비조사 26문항 구성

Polit et al.,(2007)

예비조사 | 문항정제와 요인구조 탐색

- 업무 맥락에 적합한 후보문항을 남기기 위해 통계적 지표와 내용적 판단을 함께 사용

표본 및 분석

$N_1 = 197$

(성균관대학교 심리학과
연구참여자 모집 시스템 SONA
system을 통해 모집)

: 참여 총 274명 중 파타타임
이상의 결제활동 중인 만 19세
이상 학부생 분석 활용)

- PAF + Direct Oblimin
- KMO = .818
- Bartlett $\chi^2 = 1592.374$,
 $df = 325, p < .001$

문항 선별 기준

- 문항-전체 상관
- 요인부하량 및 교차부하
- 문항 간 의미중복
- 이론적 적합성
- 내용 대표성
- 업무 맥락의 관찰가능성

요인1	요인2	요인3
요인 부하량	요인 부하량	요인 부하량
.496~.624	.323~.748	.454~.700
$\alpha = .784$	$\alpha = .731$	$\alpha = .763$

정제결과

- 예비조사 26문항
↓
- 반복적 EFA와 내용검토
- 본 조사 주요 후보 19문항
(+ 대안문항 네 문항)
↓
- 총 23 후보 문항
(본 조사에서 최종 선별)

➡ 예비조사 목적 | 요인 수의 최종 확정이 아니라 부적절한 문항 제거와 본 조사 후보문항 정제에 초점

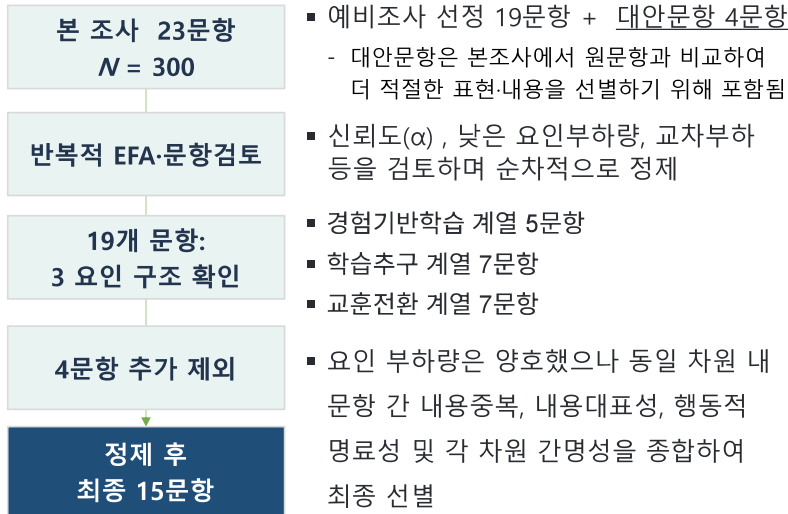
[참고] 예비조사 EFA 결과 | 문항 별 요인 부하량 및 신뢰도

번호	문항	요인1	요인2	요인3	α
1	나는 중요한 업무 수행 후 관련 내용을 정리한다	.077	.027	-.454	.763
2	나는 업무 결과가 기대와 다를 때 원인을 분석한다	.184	-.129	-.461	
3	나는 프로젝트나 업무 수행 후 잘한 점이나 보완할 점을 기록해 둔다	-.109	.113	-.541	
4	나는 실패 경험에서 얻은 개선점을 정리한다	.039	-.022	-.656	
5	나는 과거의 성공 경험에서 효과적이었던 요인을 메모해 둔다	-.131	.180	-.700	
6	나는 실패한 과업에서도 그 원인이나 핵심 원리를 도출한다	.153	.017	-.589	
7	나는 새롭고 도전적인 프로젝트나 과업을 찾아 자발적으로 참여한다	-.089	.748	-.078	.731
8	나는 어렵거나 낯선 과제도 적극적으로 맡는다	-.029	.661	.008	
9	나는 업무 관련 최신 트렌드나 지식을 파악하기 위해 정기적으로 자료를 찾아본다	.068	.487	-.070	
10	나는 나의 행동을 개선하기 위해 타인에게 구체적인 피드백을 요청한다	.174	.323	-.103	
11	나의 수행 전반에 대해 주변의 의견을 적극적으로 수집한다	.232	.343	-.027	
12	나는 업무 수행 과정에서 익숙하지 않거나 새로운 방법을 시도해 본다	.061	.498	.000	.784
13	나는 학습한 내용을 실제 업무에 적시에 적용해 본다	.527	.010	-.150	
14	나는 더 효과적인 방법이 확인되면 기존 방식을 재빨리 수정한다	.569	-.056	-.078	
15	나는 이전 경험에서 얻은 교훈을 바탕으로 의사결정 기준이나 접근방식을 수정한다	.503	-.043	-.169	
16	나는 무언가 새롭게 학습하면, 이를 적용해 기존의 문제해결 방식을 변화시킨다.	.613	.154	.022	
17	나는 피드백을 반영하여 업무 방식을 바로 변경한다	.496	.070	.051	
18	나는 시도해 봤던 효과적인 방식을 새로운 상황에 맞게 변형하여 적용한다	.624	.190	.148	
19	나는 과거의 실수가 반복되지 않도록 현재 업무 절차를 수정한다	.616	-.068	-.057	

주. $N_1 = 197$, 3요인 고정, 직적오블리민 회전 사용. 요인1 = 교훈전환, 요인2 = 학습추구, 요인3 = 경험학습

H1. 검증 | 본조사 EFA 개발척도는 경험기반학습-학습추구-교훈전환의 3요인 구조를 보일 것이다

- 본조사 $N_2 = 300$ | PAF, Direct Oblimin | 23 문항에서 반복적 EFA로 정제한 뒤, 통계적 적합성과 내용대표성을 함께 고려하여 각 차원 5 문항 선정



■ 고유값 6.089 / 1.555 / 1.209

■ 누적 설명 분산 49.317%

Factor 1

교훈전환

요인부하량

.459 ~ .725

Factor 2

학습추구

요인부하량

.444 ~ .752

Factor 3

경험학습

요인부하량

.385 ~ .773

주. $N_2 = 300$, 15 개 문항 기준
주축요인추출(PAF) / 직접오블리민 회전 / 요인수 미지정

➡ EFA 결과 이론적으로 설정한 3요인 구조와 일치함

[참고] 본 조사 EFA 결과 | 최종 문항 별 요인 부하량 및 신뢰도

번호	문항	요인1	요인2	요인3
1	나는 중요한 업무 수행 후 관련 내용을 정리한다	.160	-.188	-.386
2	나는 프로젝트나 업무 수행 후 잘한 점이나 보완할 점을 기록해 둔다	-.022	-.056	-.773
3	나는 실패 경험에서 얻은 개선점을 정리한다	.132	.008	-.668
4	나는 과거의 성공 경험에서 효과적이었던 요인을 메모해 둔다	-.038	-.026	-.722
5	나는 실패한 과업에서도 그 원인이나 핵심 원리를 도출한다	.157	-.244	-.385
6	나는 새롭고 도전적인 프로젝트나 과업을 찾아 자발적으로 참여한다	-.040	-.752	-.121
7	나는 어렵거나 낯선 과제에 적극적으로 맡는다	-.047	-.681	-.141
8	나는 업무 관련 최신 트렌드나 지식을 파악하기 위해 정기적으로 자료를 찾아본다	.121	-.558	-.087
9	나는 나의 행동을 개선하기 위해 타인에게 구체적인 피드백을 요청한다	.145	-.444	-.126
10	나는 업무 수행 과정에서 익숙하지 않거나 새로운 방법을 시도해 본다	.009	-.752	.125
11	나는 더 효과적인 방법이 확인되면 기존 방식을 재빨리 수정한다	.725	-.072	.106
12	나는 이전 경험에서 얻은 교훈을 바탕으로 의사결정 기준이나 접근방식을 수정한다	.634	.009	-.080
13	나는 무언가 새롭게 학습하면, 이를 적용해 기존의 문제해결 방식을 변화시킨다.	.699	-.178	.089
14	나는 시도해 봤던 효과적인 방식을 새로운 상황에 맞게 변형하여 적용한다	.459	-.077	-.175
15	나는 과거의 실수가 반복되지 않도록 현재 업무 절차를 수정한다	.671	.180	-.153
<i>M</i>		3.680	3.297	3.803
<i>SD</i>		.625	.678	.559
Cronbach's α		.820	.822	.805

주. $N_2 = 300$ 직접오블리민 사용. 요인1 = 교훈전환, 요인2 = 학습추구, 요인3 = 경험학습

최종 개발된 학습민첩성 척도

- 측정의 초점은 '어떤 특성을 가지고 있는가'보다 '경험에서 학습할 때 실제로 무엇을 하는가'임

경험 기반 학습 5문항 경험을 성찰하고 원인을 분석하여 교훈을 도출하는 행동	학습 추구 5문항 필요한 정보·피드백· 학습기회를 능동적으로 탐색하는 행동	학습한 교훈의 전환 5문항 학습한 교훈을 새로운 상황에 유연하게 적용하고 행동, 방식을 빠르게 변화시키는 행동
---	--	--

15 문항

자기보고·타인평정 모두 적용 가능한 다면진단 척도

H2·H3 검증| 다른 구성개념과의 관계

개발척도는 기존 학습민첩성 및 성장마인드셋과 정적인 관계를 보이는가?

- 다른 변수와의 관계에 기초한 타당도 근거를 확인하기 위해 상관 분석 시행

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
경험학습	-										
학습추구	.585**	-									
교훈전환	.582**	.486**	-								
개발된 학습민첩성 합산	.863**	.843**	.803**	-							
자기인식	.403**	.291**	.493**	.464**	-						
성장지향	.461**	.666**	.493**	.651**	.392**	-					
유연한 사고	.585**	.623**	.550**	.702**	.514**	.637**	-				
성찰추구	.550**	.652**	.535**	.696**	.425**	.669**	.718**	-			
행동변화	.465**	.676**	.416**	.629**	.288**	.684**	.632**	.656**	-		
기존 학습민첩성 합산	.593**	.742**	.595**	.773**	.572**	.891**	.833**	.849**	.848**	-	
성장마인드셋	.289**	.370**	.219**	.355**	.271**	.343**	.425**	.422**	.399**	.453**	-

주. $N_2=300$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

➡ H2·H3 지지: 기존 학습민첩성의 핵심과 연속성을 유지하면서, 행동적 경험학습 과정에 초점을 둔 측정

H4. 검증| 기존 척도를 넘어서는가?

개발척도는 기존 학습민첩성과 성장마인드셋을 넘어 혁신행동을 추가로 설명하는가?

- 위계적 회귀분석(Hierarchical Regression Analysis) | 종속변수: 혁신행동

1. 총점기반

		혁신행동		
		β	R^2	ΔR^2
1	성장마인드셋	.402***	.161	.161***
2	기존 학습민첩성	.798***	.668	.507***
3	개발된 학습민첩성	.185***	.682	.014***

주. $N_2 = 300$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

2. 하위요인 기반

		혁신행동		
		β	R^2	ΔR^2
1	성장마인드셋	.402***	.161	.161***
2	자기인식 성장지향 유연한 사고 성찰추구 행동변화	-.039 .252*** .352*** .149** .215***	.698	.536***
3	경험학습 학습추구 교훈전환	.051 .167*** -.001	.713	.016***

주. $N_2 = 300$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

➡ H4 지지: 추가 설명량은 크지 않으나 통계적으로 유의하며, 과정·행동 중심 측정의 부가적 가치를 시사함

연구결과 종합

가설	결과	판정
H1. 경험기반학습, 학습추구, 교훈전환의 삼요인 구조를 보일 것이다	EFA에서 3요인 구조 지지, 신뢰도 (α)는 .805 ~ .822	지지
H2. 기존 학습민첩성과 정적 관계를 보일 것이다	$r = .773, p < .001$	지지
H3. 성장마인드셋과 정적 관계를 보일 것이다	$r = .355, p < .001$	지지
H4. 성장마인드셋과 기존 학습민첩성 척도를 통제한 이후에도 혁신행동에 대해 추가 설명력을 가질 것이다	$\Delta R^2 = .014, \beta = .185, p < .001$	지지

논의 | 연구 의의

- 1 개념적 구조화 |**
다양한 능력, 동기, 행동특성의 구성요인의 나열에서 경험 → 학습 → 전환의 상호연계된 과정적 원리로 조직
- 2 행동 중심 측정과 구성개념 경계 명료화**
선행 특성이나 결과적 요소와의 혼재를 줄이고 '배우고자 한다'와 같은 내적 상태보다 질문/요청/적용/수정한다 등의 외현적 행동으로 문항화
- 3 다양한 조직구성원의 학습행동 진단 가능성**
특정 리더집단에 국한하기보다 변화와 학습이 요구되는 다양한 직무·직급에 활용 가능
- 4 연속성과 고유성의 동시 확인**
기존 학습민첩성 척도와 높은 관련성을 유지하면서도 혁신 행동에 대해 작지만 유의한 추가 설명력을 확인

한계 및 향후 연구

- 향후 연구에서는 학습민첩성이 언제, 어떠한 조건에서 실제 행동과 성과로 연결되는지를 보다 구체적으로 검증할 필요가 있음

① 교차타당화 (cross-validation)

독립 표본에서 3요인 구조의 재현성 검증

② 다양한 준거변수로 확장

적응적 수행, 리더십 효과성, 직무수행, 경력적응성 등

③ 상황적 조건의 검증

도전적 경험, 도전/방해평가, 심리적 안전감 등

④ 종단적 검증

경험 → 학습 → 행동전환이라는 과정적 전개 검증

참고문헌

- 임창현, 위영은, 이호선. (2017). 학습민첩성(Learning Agility) 측정도구 개발 연구 [A study on the development of the learning agility scale]. *HRD연구*, 19(2), 81-108.
- Burke, W., & Smith, D. (2019). *Burke learning agility inventory technical report v.3.5*. EASIConsult.
- Church, A. H., Rotolo, C. T., Ginther, N. M., & Levine, R. (2015). How are top companies designing and managing their high-potential programs? A follow-up talent management benchmark study. *Consulting Psychology Journal: Practice and Research*, 67(1), 17-47.
- Clark, L. A., & Watson, D. (1995). Constructing validity: Basic issues in objective scale development. *Psychological Assessment*, 7(3), 309-319.
- Connolly, J. J. (2001). *Assessing the construct validity of a measure of learning agility* (Publication No. 3013189) [Doctoral dissertation, Florida International University]. ProQuest Dissertations & Theses Global.
- Dai, G., & De Meuse, K. P. (2021). Learning agility and the changing nature of leadership. In *The age of agility: Building learning agile leaders and organizations* (pp. 31-60). Oxford University Press.
- De Meuse, K. P. (2017). Learning agility: Its evolution as a psychological construct and its empirical relationship to leader success. *Consulting Psychology Journal: Practice and Research*, 69(4), 267-295.
- De Meuse, K. P., Dai, G., Eichinger, R. W., Page, R. C., Clark, L. P., & Zewdie, S. (2011, April). *The development and validation of a self-assessment of learning agility* [Conference session]. Society for Industrial and Organizational Psychology (SIOP) Annual Conference, Chicago, IL, United States.
- DeRue, D. S., Ashford, S. J., & Myers, C. G. (2012a). Learning agility: In search of conceptual clarity and theoretical grounding. *Industrial and Organizational Psychology*, 5(3), 258-279.
- DeRue, D. S., Ashford, S. J., & Myers, C. G. (2012b). Learning agility: Many questions, a few answers, and a path forward. *Industrial and Organizational Psychology*, 5(3), 316-322.
- Dweck, C. S. (1986). Motivational processes affecting learning. *American Psychologist*, 41(10), 1040-1048.
- Dweck, C. S., Chiu, C.-Y., & Hong, Y.-Y. (1995). Implicit theories and their role in judgments and reactions: A word from two perspectives. *Psychological Inquiry*, 6(4), 267-285.
- Dweck, C. S., & Leggett, E. L. (1988). A social-cognitive approach to motivation and personality. *Psychological Review*, 95(2), 256-273.
- Eichinger, R. W., & Lombardo, M. M. (2004). Learning agility as a prime indicator of potential. *Human Resource Planning*, 27(4), 12-15.
- Gravett, L. S., & Caldwell, S. A. (2016). What is learning agility? In *Learning agility: The impact on recruitment and retention* (pp. 1-8). Palgrave Macmillan.
- Hinkin, T. R. (1998). A brief tutorial on the development of measures for use in survey questionnaires. *Organizational Research Methods*, 1(1), 104-121.
- Kolb, D. A. (1984). The process of experiential learning. In *Experiential learning: Experience as the source of learning and development* (pp. 20-38). Prentice-Hall.
- Lee, J., & Song, J. H. (2020). Developing a conceptual integrated model for the employee's learning agility. *Performance Improvement Quarterly*, 34(4), 367-394.
- Lombardo, M. M., & Eichinger, R. W. (2000). High potentials as high learners. *Human Resource Management*, 39(4), 321-329.
- Polit, D. F., Beck, C. T., & Owen, S. V. (2007). Is the CVI an acceptable indicator of content validity? Appraisal and recommendations. *Research in Nursing & Health*, 30(4), 459-467.
- Pulakos, E. D., Arad, S., Donovan, M. A., & Plamondon, K. E. (2000). Adaptability in the workplace: Development of a taxonomy of adaptive performance. *Journal of Applied Psychology*, 85(4), 612-624.

지원자와 면접관의 외향성-내향성 및 지원자의 인상관리 행동이 면접 평가에 미치는 영향

지원자-면접관 성격특성과 인상관리 행동의 효과

서희영 · 장재윤 · 서지원 · 홍승범

서강대학교 · SK Academy · 충북대학교

목차

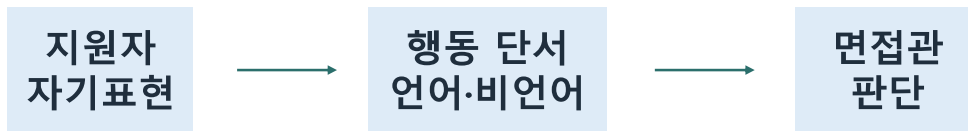
- 1 연구목적: 면접, 외향성-내향성 그리고 인상관리 행동
- 2 이론적 배경 및 가설: 외향성 단서, 평가자 특성, 인상관리 전략
- 3 연구방법: 모의면접 녹화와 교차 평가 설계
- 4 연구결과: 성격특성과 인상관리 행동의 효과
- 5 논의 및 시사점

Research Question

면접: 선발을 위한 전략적 사회적 판단 상황

평가자는 지원자의 실제 역량을 직접 관찰하는 것이 아니라, 짧은 시간 동안 포착되는 행동 단서로 역량을 추론한다.

(Spence, 1973; Connelly et al., 2011; Levashina et al., 2014)



- 면접에서 평가자는 지원자의 무엇을 보고 평가하는가?
- 선발을 목표로 보내는 지원자의 신호에서 정확한 역량을 해석할 수 있을까?

이러한 단서들이 항상 직무 관련 역량과 일치하는 것은 아니다.

(Posthuma et al., 2002; Wingate et al., 2024)

Theoretical background & Hypotheses

면접과 성격특성: 외향성-내향성

외향성은 면접 초기에 빠르게 포착되는 성격 단서

(Barrick et al., 2000; Connolly et al., 2007)

- 사회적 주의를 끌고 유지하려는 성향(Ashton et al., 2002)
- 상대적으로 높은 말의 빈도, 정서표현, 적극성, 자신감 표출
- 우호적 첫인상 형성(Caldwell & Burger, 1998)



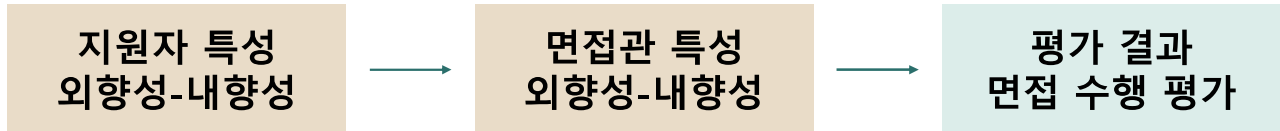
직무역량 vs. 평가 장면에서 잘 보이는 단서

(Highhouse & Brooks, 2023; Wilmot et al., 2019)

면접에서 평가자 성격특성

같은 행동 단서라도, 누가 평가하는가에 따라 그 의미와 가중치가 달라질 수 있다.

(Byrne, 1997; Orpen, 1984)



- 평가자는 지원자의 성격특성이 자신과 유사하다고 느낄수록 우호적으로 평가할까?
- 평가자의 성격특성과 상관없이 외향적 지원자를 더 우호적으로 평가할까?



따라서 지원자의 외향성-내향성이 면접 평가에 미치는 영향이 면접관 성격특성에 따라 달라지는지 검토할 필요가 있다.

지원자의 인상관리 행동

사회적 상호작용에서 외부로 드러나는 자신에 대한 타인의 인상을 의식적·무의식적으로 통제하려는 일련의 과정 (Schlenker, 1980)



자기초점 전략

능력, 경험, 성과를 강조

타인초점 전략

평가자의 가치와 의견에 동조



방어적 전략

실패, 약점, 부정적 정보의 의미 설명

인상관리 행동은 면접 평가와 관련되지만, 그 효과는 전략과 맥락에 따라 달라질 수 있다. (Levashina & Campion, 2007; Kristof-Brown et al., 2002)

- 외향적 지원자의 자기제시(자기초점 및 방어적 전략) 행동은 면접 평가에 효과적일까?
- 내향적 지원자의 자기제시(자기초점 및 방어적 전략) 행동은 면접 평가에 효과적일까?



따라서 지원자의 인상관리 행동이 면접 평가에 미치는 영향이 지원자 성격특성에 따라 달라지는지 검토할 필요가 있다.

기존 주효과 중심 접근의 한계

기존 접근

지원자 성격의 주효과
인상관리 행동의 주효과
외향성 → 인상관리 → 면접평가의 매개효과
(Bourdage et al., 2020; Kristof-Brown et al., 2002)

동일한 성격특성이나 인상관리 행동의 효과가
누구에게, 어떤 상황에서 달라지는지는
상대적으로 제한적으로 다루어짐
(Peck & Levashina, 2017; Roulin et al., 2014)

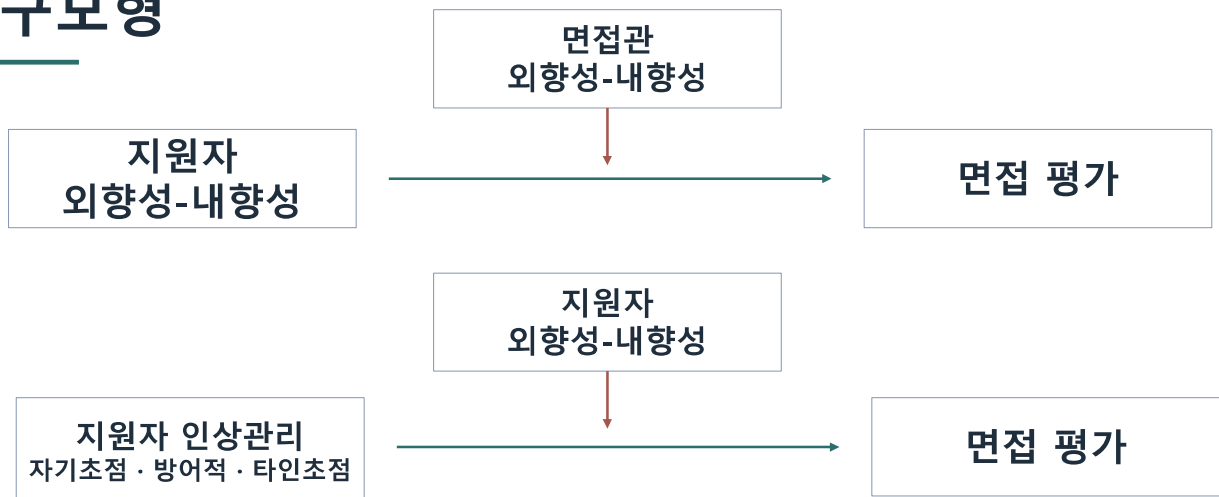
본 연구

- 지원자 성격 효과와 면접관 성격의 상호작용
- 지원자 성격에 따른 인상관리 전략 효과
- 면접 평가의 교차된 자료구조 반영



면접 판단을 지원자 요인과 평가자
요인이 함께 작동하는 사회적 판단
과정으로 이해

연구모형

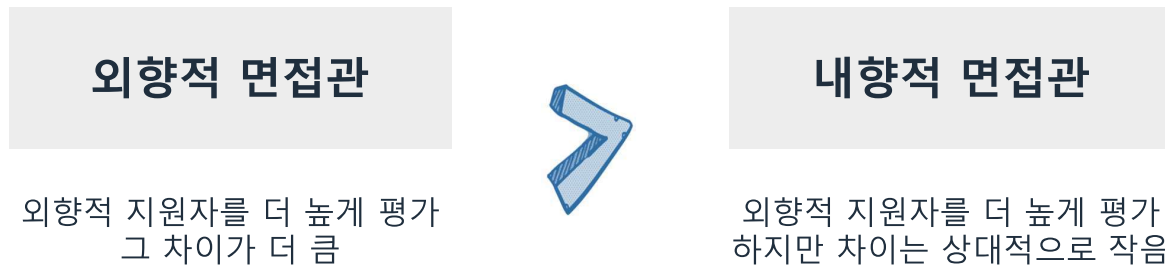


1. 지원자의 외향성-내향성이 면접 평가에 미치는 영향은 면접관 성격에 따라 달라지는가?
2. 인상관리 행동의 효과는 지원자의 성격에 따라 달라지는가?

Theoretical background & Hypotheses

가설 1: 지원자 성격 효과는 면접관 성격에 따라 달라질 것이다.

지원자의 외향성-내향성이 면접 평가에 미치는 영향은 평가자의 외향성-내향성에 따라 비대칭적으로 나타날 것이다. 구체적으로, 외향적 평가자는 내향적 지원자보다 외향적 지원자를 더 높게 평가하는 반면, 내향적 평가자 역시 내향적 지원자보다 외향적 지원자를 더 높게 평가할 것이다.



Theoretical background & Hypotheses

가설 2: 인상관리 효과는 지원자 성격에 따라 달라질 것이다.

지원자의 인상관리 행동이 면접 평가에 미치는 영향은 지원자의 외향성-내향성 수준에 따라 달라질 것이다.

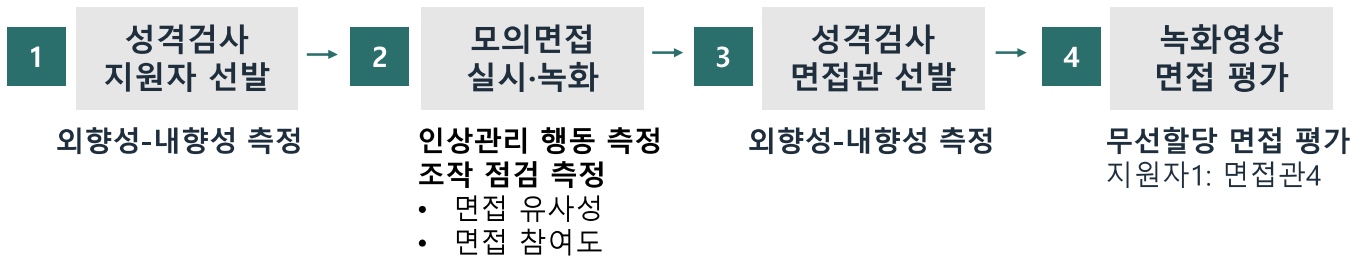
1. 내향적 지원자들은 자기초점 전략과 방어적 전략을 함께 적극적으로 사용할 때 면접에서 더 높은 평가를 받을 것이다.
2. 자기초점 전략과 방어적 전략의 결합에 따른 평가의 상승 효과는 내향적 지원자에게서 더 크게 나타날 것이다.

연구 질문.

타인초점 인상관리 전략이 면접 평가에 미치는 영향은 지원자의 외향성-내향성 수준에 따라 어떻게 달라지는가?



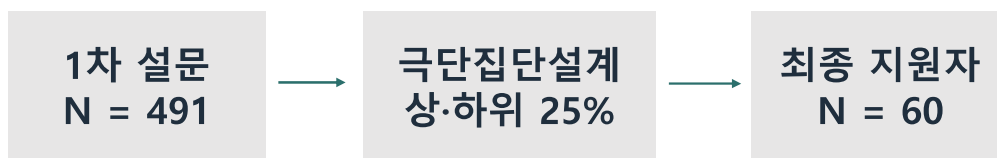
모의면접 설계 및 면접 환경 조작



실제 면접과 유사한 모의면접을 만들고, 녹화영상 평가를 통해 면접관 반응의 변산을 통제하였다.

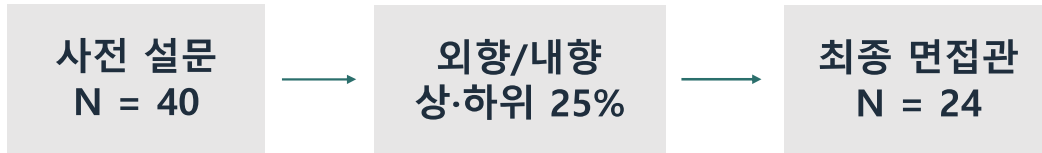
- 추후 취업 면접 준비에 도움이 되며 원하면 피드백이 제공됨을 안내함
- 모의 면접에서 높은 점수를 받는 참여자에게 추가 보상 기회 안내
- 전문 연기자(40대 남성)의 면접관 역할, 취업 컨설팅 회사 대표라고 소개함
- 단정한 복장에 대한 추가 보상 안내

지원자 선별과 모의면접 녹화



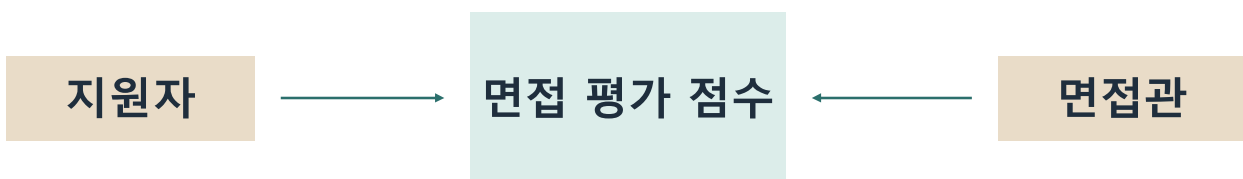
- 외향 집단 31명, 내향 집단 29명
- 구조화된 역량 면접, 행동사건면접 형식
- 리더십 역량 및 성취동기 관련 과거 경험 질문
- 모든 면접은 동일 절차로 진행, 약 10분 내외 녹화

면접관 선발과 녹화영상 평가



- 외향 면접관 12명, 내향 면접관 12명
- 각 면접관은 무선 할당된 면접 영상 10개를 평가
- 지원자 1명당 서로 다른 4명의 면접관이 평가
- 면접 수행 평가 8문항, Cronbach's $\alpha = .96$

교차분류 다층모형



하나의 평가 점수는 특정 지원자와 특정 면접관 양측에 동시에 귀속된다.

무조건 모형: 면접관 수준 분산 46.8%, 지원자 수준 분산 22.7%

→ 두 수준을 동시에 고려하는 교차분류 다층모형을 적용함

Results

지원자 참여자 대상 측정 변인들의 상관분석 및 기초통계

측정 변인	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1. 성격특성	-								
2. 나이	-.25	-							
3. 성별	.20	-.37**	-						
4. 면접 경험	.14	.28*	.01	-					
5. 자기초점 전략	.34**	-.15	.09	.002	-				
6. 타인초점 전략	.12	.003	.00	.08	.35**	-			
7. 방어적 전략	.52**	-.21	.35**	.07	.31*	.16	-		
8. 면접 유사성	.21	-.10	.06	.03	.34**	.39**	.31*	-	
9. 면접 참여도	.38**	-.01	.10	.06	.39**	.18	.28*	.51**	-
평균	0.52	22.02	0.48	6.42	2.48	2.26	2.70	4.30	5.98
표준편차	0.50	2.06	0.50	4.73	0.41	0.68	0.54	1.37	0.83

Note. 성격특성은 내향 지원자 = 0, 외향 지원자 = 1 그리고 성별은 남성 = 0, 여성 = 1로 코딩되었음.

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

Results

면접관의 지원자 외향성-내향성 조작 점검

내향 지원자



외향 지원자



지각된 외향성
차이 유의

$$b = 1.13, SE = 0.20, 95\% CI [0.73, 1.53], p < .001$$

면접관의 성격특성과 관계없이 지원자의 외향성-내향성 조작은 분명하게 지각되었다.

Results

지원자 성격특성의 주효과

지원자 성격특성의 주효과가 유의하였다.

$b = 0.49, SE = 0.20$
 $95\% CI [0.08, 0.89]$
 $p = .019$

- 외향적 지원자는 내향적 지원자보다 전반적으로 높은 면접 평가를 받았다.
- 이 효과는 지원자·면접관 성별을 통제한 이후에도 유지되었다.
- 면접관 성격특성의 주효과는 유의하지 않았다.

Results

지원자 성격 효과는 면접관 성격에 따라 달라졌다

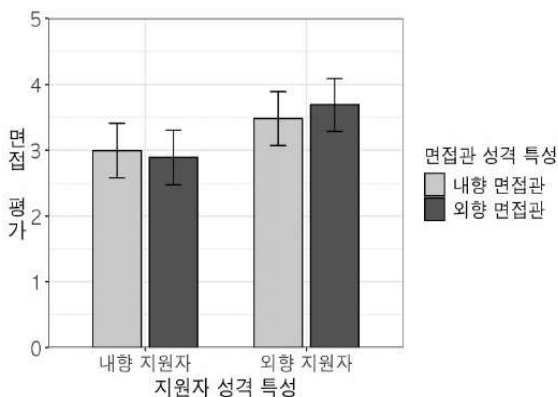


그림 1. 지원자와 면접관의 외향성-내향성에 따른

지원자 × 면접관 성격 상호작용
 $b = 0.31, SE = 0.15, p = .042$

지원자의 외향성-내향성이 면접 평가에 미치는 영향은 모든 면접관에게 동일한 크기로 나타나지 않았다.

- 외향적 면접관은 외향 지원자를 다 높게 평가함
- 내향적 면접관도 외향 지원자를 더 높게 평가
- 내향적 면접관의 평가의 차이는 상대적으로 작음



가설 1 지지

Results

인상관리 효과는 지원자 성격에 따라 달라졌다

표 3. 지원자 성격특성과 자기초점 전략 및 방어적 전략이 면접 평가에 미치는 영향

	변인	<i>b</i>	95% CI	SE	<i>t</i>	<i>R</i> ²
모형 1	절편	3.12	[2.75, 3.48]	0.19	16.16**	
	지원자 성격	0.46	[-0.001, 0.89]	0.23	1.99	
	자기초점 전략	0.81	[-0.29, 1.91]	0.59	1.37	
	방어 전략	0.57	[0.05, 1.10]	0.28	2.02*	.143
	지원자 성격 × 자기초점	-0.59	[-1.93, 0.75]	0.72	-0.82	.706
	지원자 성격 × 방어	-0.38	[-1.28, 0.51]	0.48	-0.80	
	자기초점 × 방어	1.37	[0.03, 2.71]	0.72	1.90	
모형 2	지원자 성격 × 자기초점 × 방어	-2.65	[-4.77, -0.53]	1.14	-2.32*	
	절편	3.05	[2.45, 3.64]	0.32	9.51**	
	지원자 성격	0.46	[-0.001, 0.89]	0.23	1.97	
	자기초점 전략	0.82	[-0.29, 1.91]	0.60	1.37	
	방어 전략	0.58	[0.04, 1.13]	0.29	1.98	
	지원자 성격 × 자기초점	-0.59	[-1.93, 0.75]	0.73	-0.81	.140
	지원자 성격 × 방어	-0.38	[-1.28, 0.52]	0.49	-0.78	.716
	자기초점 × 방어	1.37	[0.02, 2.71]	0.73	1.88	
	지원자 성격 × 자기초점 × 방어	-2.69	[-4.87, -0.50]	1.19	-2.27*	
	지원자 성별	-0.03	[-0.43, 0.37]	0.21	-0.15	
	면접관 성별	0.07	[-0.44, 0.58]	0.27	0.27	
	면접관 성격	0.06	[-0.38, 0.50]	0.23	0.25	

Note. 자기초점 전략과 방어 전략은 전체 평균 중심화 되었음; 성격특성은 내향 지원자/면접관 = 0, 외향 지원자/면접관 = 1 그리고 성별은 남성 = 0, 여성 = 1로 코딩되었음; 표의 오른쪽에 marginal *R*²과 conditional *R*²이 위에서부터 차례로 제시되었음. **p* < .05, ***p* < .01.

지원자 성격 × 자기초점 × 방어적 전략
 $b = -2.65, SE = 1.14, p = .024$

자기초점 전략과 방어적 전략의 결합 효과는 지원자의 성격에 따라 다르게 나타났다.

- 결합 효과는 외향적 지원자보다 내향적 지원자에게서 더 크게 나타남(내향 = 0, 외향 = 1)

가설 2 (2-2) 지지

Results

인상관리 효과는 지원자 성격에 따라 달라졌다

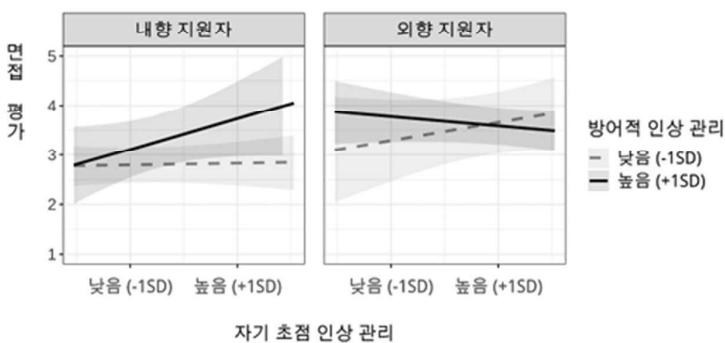


그림 2. 지원자의 외향성-내향성과 자기초점 전략 및 방어적 전략의 상호작용

- 내향적 지원자와 외향적 지원자 사이에서 효과의 패턴이 다르게 나타남
- 내향적 지원자: 방어적 전략이 높은 수준에서 자기초점 전략의 효과가 유의
- 외향적 지원자: 동일한 결합 효과가 관찰되지 않음

가설 2 (2-1) 지지

내향적 지원자:
방어적 전략이 높은 수준(+1 SD)일 때
자기초점 전략 → 면접 평가
 $b = 1.14, SE = 0.47, p = .020$

방어적 전략이 낮은 수준에서는 유의하지 않음
($b = 0.01, p = .967$)

Results

인상관리 효과는 지원자 성격에 따라 달라졌다

타인초점 전략

성격특성 주효과:

$b = 0.59, SE = 0.23, p = .012$

지원자 성격 × 타인초점 전략 × 방어적 전략

$b = -.56, SE = 0.61, p = .361$

- 외향적인 지원자들이 내향적인 지원자들보다 전반적으로 더 높은 평가를 받음
- 타인초점 전략 관련 삼원상호작용은 유의하지 않음

Discussion

이론적 함의

면접 평가를 '지원자 특성의 효과'가 아니라 '평가 장면의 상호작용'으로 확장함

1. 외향성 단서의 평가 효과

외향적 지원자에 대한 우호적 평가는 현저한 성격 단서가 평가에 반영된 결과일 수 있음

2. 평가자 특성의 고려

동일한 지원자 단서라도 면접관의 성격특성에 따라 다른 강도로 평가될 수 있음을 확인함

3. 인상관리 효과의 조건부 효과

인상관리 행동은 많이 사용할수록 유리한 전략이 아니라, 지원자 성격과 전략 조합에 따라 다르게 작동함

4. 면접 평가 자료의 교차 구조 반영

하나의 평가가 지원자와 면접관 양측에 동시에 귀속되는 자료의 특성을 분석모형에 반영함

면접 평가를 지원자의 고정된 특성에 대한 판단이 아니라, 지원자 단서, 평가자 특성, 자기표현 전략이 함께 작동하는 사회적 판단 과정으로 설명한다.

실무적 함의

면접의 공정성은 '질문을 표준화하는 것'만으로 충분하지 않음

1. 평가 기준의 구조화
말수, 적극성, 자신감, 정서표현과 같은 현저한 단서가 역량과 혼재되지 않도록 평가 기준을 명확히 해야 함
2. 면접관 판단 근거의 점검
면접관이 무엇을 근거로 높은 평가를 했는지 기록하고, 성격 단서와 역량 단서를 구분하도록 훈련할 필요가 있음
3. 내향적 지원자에 대한 면접 준비 방향 제시
외향적으로 보이려 하기보다, 경험과 역량을 제시하고 약점이나 실패 경험의 의미를 설명하는 전략이 중요함
4. 인상관리 교육의 재구성
호감 형성이나 동조가 아니라, 지원자의 특성에 맞게 역량과 경험의 의미를 전달하는 전략으로 이해할 필요

면접 타당도를 높이기 위해서는 지원자의 '보이는 행동'이 무엇을 의미하는지,
그리고 평가자가 그것을 어떻게 해석하는지를 함께 관리해야 한다.

한계 및 향후 연구

1. 모의면접과 영상평가에 기반한 설계이므로, 실제 채용 장면의 긴장감과 조직 맥락을 충분히 반영하는 데에는 한계가 있다.
2. 극단집단 설계를 사용하였기 때문에, 외향성-내향성의 연속적 변산과 다양한 지원자 집단으로 일반화하는 데에는 주의가 필요하다.
3. 인상관리 행동을 지원자의 자기보고로 측정하였으므로, 면접관이 실제로 지각한 행동이나 제3자가 관찰한 행동과 차이가 있을 수 있다.
4. 향후 연구에서는 실제 채용 장면, 다양한 직무군, 관찰자 평정 기반 인상관리 측정을 통해 본 연구 결과의 일반화 가능성을 검토할 필요가 있다.

주요 참고문헌

- Ashton, M. C., Lee, K., & Paunonen, S. V. (2002). What is the central feature of extraversion? Social attention versus reward sensitivity. *Journal of Personality and Social Psychology*, 83(1), 245–252.
- Barrick, M. R., Patton, G. K., & Haugland, S. N. (2000). Accuracy of interviewer judgments of job applicant personality traits. *Personnel Psychology*, 53(4), 925–951.
- Barrick, M. R., Dustin, S. L., Giluk, T. L., Stewart, G. L., Shaffer, J. A., & Swider, B. W. (2012). Candidate characteristics driving initial impressions during rapport building. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 85(2), 330–352.
- Bourdage, J. S., Schmidt, J., Wiltshire, J., Nguyen, B., & Lee, K. (2020). Personality, interview performance, and the mediating role of impression management. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 93(3), 556–577.
- Bozeman, D. P., & Kacmar, K. M. (1997). A cybernetic model of impression management processes in organizations. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 69(1), 9–30.
- Byrne, D. (1997). An overview (and underview) of research and theory within the attraction paradigm. *Journal of Social and Personal Relationships*, 14(3), 417–431.
- Caldwell, D. F., & Burger, J. M. (1998). Personality characteristics of job applicants and success in screening interviews. *Personnel Psychology*, 51(1), 119–136.
- Connelly, B. L., Certo, S. T., Ireland, R. D., & Reutzel, C. R. (2011). Signaling theory: A review and assessment. *Journal of Management*, 37(1), 39–67.
- Connolly, J. J., Kavanagh, E. J., & Viswesvaran, C. (2007). The convergent validity between self and observer ratings of personality: A meta-analytic review. *International Journal of Selection and Assessment*, 15(1), 110–117.
- Highhouse, S., & Brooks, M. E. (2023). Improving workplace judgments by reducing noise: Lessons learned from a century of selection research. *Annual Review of Organizational Psychology and Organizational Behavior*, 10, 519–533.
- Huffcutt, A. I., & Youngcourt, S. S. (2007). Employment interviews. In D. L. Whetzel & G. R. Wheaton (Eds.), *Applied measurement: Industrial psychology in human resources management* (pp. 181–199). Taylor & Francis.
- Kristof-Brown, A., Barrick, M. R., & Franke, M. (2002). Applicant impression management: Dispositional influences and consequences for recruiter perceptions of fit and similarity. *Journal of Management*, 28(1), 27–46.
- Levashina, J., & Campion, M. A. (2007). Measuring faking in the employment interview: Development and validation of an interview faking behavior scale. *Journal of Applied Psychology*, 92(6), 1638–1656.
- Levashina, J., Hartwell, C. J., Morgeson, F. P., & Campion, M. A. (2014). The structured employment interview: Narrative and quantitative review of the research literature. *Personnel Psychology*, 67(1), 241–293.
- McCarthy, J. M., Van Iddekinge, C. H., & Campion, M. A. (2010). Are highly structured job interviews resistant to demographic similarity effects? *Personnel Psychology*, 63(2), 325–359.
- Orpen, C. (1984). Attitude similarity, attraction, and decision-making in the employment interview. *Journal of Psychology: Interdisciplinary and Applied*, 117(1), 111–120.
- Peck, J. A., & Levashina, J. (2017). Impression management and interview and job performance ratings: A meta-analysis of research design with tactics in mind. *Frontiers in Psychology*, 8, Article 201.
- Posthuma, R. A., Morgeson, F. P., & Campion, M. A. (2002). Beyond employment interview validity: A comprehensive narrative review of recent research and trends over time. *Personnel Psychology*, 55(1), 1–81.
- Rosenfeld, P. (1997). Impression management, fairness, and the employment interview. *Journal of Business Ethics*, 16(8), 801–808.
- Roulin, N., Bangerter, A., & Levashina, J. (2014). Interviewers' perceptions of impression management in employment interviews. *Journal of Managerial Psychology*, 29(2), 141–163.
- Spence, M. (1973). Job market signaling. *The Quarterly Journal of Economics*, 87(3), 355–374.
- Tsai, W.-C., Huang, T.-C., Wu, C.-Y., & Lo, I.-H. (2010). Disentangling the effects of applicant defensive impression management tactics in job interviews. *International Journal of Selection and Assessment*, 18(2), 131–140.
- Wilmot, M. P., Wanberg, C. R., Kammeyer-Mueller, J. D., & Ones, D. S. (2019). Extraversion advantages at work: A quantitative review and synthesis of the meta-analytic evidence. *Journal of Applied Psychology*, 104(12), 1447–1470.
- Wingate, T. G., Rasheed, S., Risavy, S. D., & Robie, C. (2024). How does bias enter the employment interview? *International Journal of Selection and Assessment*, 32(3), 399–420.

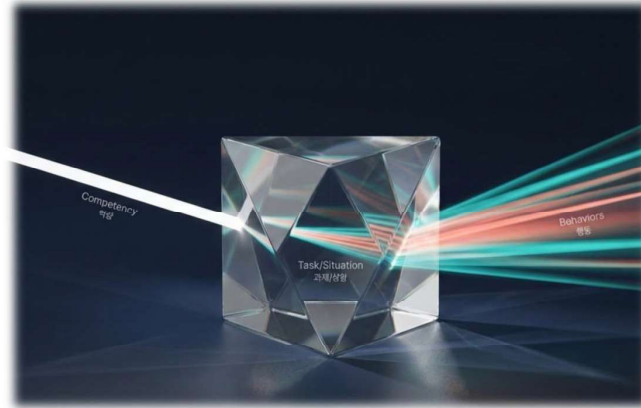


Thank you

sadiesuh@sogang.ac.kr

평가센터 점수의 구조적 해석

차원-과제 결합모형과 일반요인 확장모형의 탐색



Assessment Center ratings: What do they actually reflect?

임희철 · 이주일

어세스타 / 한림대학교 심리학과

#Assessment Center #Construct Validity

Contents 발표 구성

I. 연구배경

I	문제의식·선행연구 AC 구성타당도 논쟁과 발표 전체 흐름
II	기존 계재연구 N=324 자료의 MTMM과 CFA 모형 비교
III	일반요인으로의 확장 과제를 가로지르는 공통성과 해외 연구 흐름
IV	확장분석 N=544 자료의 일반요인 확장모형 검증
V	종합 논의 통합 해석, 이론·실무적 함의, 한계와 다음 질문

차원-과제 구조에서 일반요인 확장모형으로 발표 진행

#Assessment Center #Construct Validity

평가센터는 무엇을 측정한다고 가정하는가?

I. 연구배경

AC 설계의 기본 논리

복수의 과제에서 복수의 직무관련 역량을 관찰·평정
동일 역량은 서로 다른 과제에서 반복적으로 측정되며,
차원점수는 피평가자의 역량 수준을 반영하는 것으로 해석됨

구분	과제 1	과제 2	과제 3
역량 A	•	•	
역량 B	•		•
역량 C		•	•

전제: 동일 역량은 과제를 넘어 일정 수준 일관성을 보여야 함

반복되어 온 경험적 결과

① 낮은 수렴타당도

동일 역량의 과제 간 상관이 기대보다 낮음

② 낮은 변별타당도

동일 과제 안에서 상이한 역량점수가 높게 상관

③ 강한 Exercise effect

어떤 과제에서 평가했는가가 점수에 크게 반영되는 패턴

그렇다면 실제 AC 점수는 우리가 명명한 ‘역량’을 얼마나 반영하고 있는가?

#Assessment Center #Construct Validity

AC 점수구조 논쟁의 확장

I. 연구배경

Dimension-centered interpretation

AC는 직무관련 역량을 측정하며, 동일 차원은 과제를 넘어 일관되게 나타나야 함

질문: 동일 역량이 과제 간 수렴하는가?

Sackett & Dreher (1982); Silverman et al. (1986); Bycio et al. (1987); Reilly et al. (1990); Schneider & Schmitt (1992); Arthur et al. (2000)

Exercise effect & mixed structure

낮은 과제 간 수렴과 높은 동일과제 내 상관이 반복 관찰

질문: AC 점수는 차원과 과제의 결합으로 설명되는가?

Lance (2008); Rupp et al. (2008); Thornton & Gibbons (2009); Hoffman et al. (2011); Meriac et al. (2014); Hoffman et al. (2015)

General + Specific performance

여러 평정을 가로지르는 general performance와 특정 과제/차원의 고유 수행을 함께 고려

질문: 일반수행과 특수수행은 어떻게 공존하는가?

Hoffman et al. (2011); Putka & Hoffman (2013); Monahan et al. (2013); Jackson et al. (2016); Jackson et al. (2022); Dewberry (2024)

※ General performance는 연구에 따라 G-theory의 분산성분 또는 잠재 일반요인 등 서로 다른 방식으로 모델링 되어 왔음

AC 점수구조에 대한 질문은 ‘차원인가, 과제인가?’에서 ‘일반수행과 특수수행이 어떻게 공존하는가?’로 확장됨

#Assessment Center #Construct Validity

발표 흐름: 차원-과제에서 일반요인으로

I. 연구배경

연구 1 | 기존 게재연구

임희철·이주일(2026), 한국심리학회지:
산업 및 조직, 39(2), 317-342

차원효과와 과제 효과는 어떻게
결합되어 있는가?

- N=324
- 책임급 승진 AC
- 3 Exercises × 5 Dimensions
- MTMM + CFA 경쟁모형

핵심: 강한 과제 효과와 차원+과제
결합구조

남은 질문

과제효과가
강하더라도 서로
다른 과제 사이에
남아 있는
공통성은
무엇인가?

General Factor?

연구 2 | 후속 확장분석

일반요인과 역량·과제 특수요인은
어떻게 공존하는가?

- N=544
- 확장된 실제 운영 자료
- 20CELL CFA/bifactor 주 분석
- 10CELL 강건성 확인

핵심 경쟁구조: G-only / Exercise-
only / G+Competency /
G+Exercise

본 발표는 '차원 vs. 과제'의 질문을 '일반요인 + 특수요인'의 구조로 확장하고자 함

#Assessment Center #Construct Validity

연구 1: 중복측정 AC 자료와 분석 설계

II. 기존 게재연구

구분	내용
자료	국내 A기업 책임급 승진 AC
기간	2023~2024년
표본	N=324
과제	INT / RP / GD
역량	문제해결·기획관리·의사소통·협업·구성원지원
관찰지표	10개 / 과제×역량 평정점수
점수	통합회의 후 최종 확정점수

과제×역량 중복측정 구조

구분	문제해결	기획관리	의사소통	협업	지원
INT	●			●	●
RP		●	●	●	●
GD	●	●	●		

분석 절차

① 기초통계

평균·표준편차 및 분포 점검

② MTMM(Multitrait-Multimethod; 다특성-다방법) 상관패턴

10개 관찰지표 간 Pearson 상관

③ CFA 경쟁모형

차원모형 / 과제모형 / 결합모형 + CT-CU / CT-C(M-1)

AMOS 23 / Maximum Likelihood

χ^2 , CFI, TLI, RMSEA, SRMR

MTMM과 CFA는 AC 점수에서 차원효과와 과제효과와 상대적 기여를 어떻게 보여주는가?

#Assessment Center #Construct Validity

MTMM 결과: 동일 과제 내 공유성이 더 컸다

II. 기존 게재연구

동일 역량 × 이질 과제

$r = .23 \sim .35$

과제 간 수렴 제한적

이질 역량 × 동일 과제

$r = .64 \sim .82$

동일 과제 내 공유성 높음

이질 역량 × 이질 과제

$r = .21 \sim .37$

일부 동일역량 상관과 유사

과제×역량 중복측정 구조

구분	문제해결	기획관리	의사소통	협업	지원
INT	•			•	•
RP		•	•	•	•
GD	•	•	•		

전통적 MTMM 기준에서는 차원 간 수렴보다 동일 과제 내 공유성이 훨씬 두드러짐

#Assessment Center #Construct Validity

MTMM의 한계와 CFA의 필요성

II. 기존 게재연구

MTMM이 알려주는 것

- 동일 역량의 과제 간 수렴 정도
- 동일 과제 내 역량 간 공유 정도
- 차원효과·과제효과의 가능성에 대한 진단적 단서

MTMM correlation pattern

MTMM만으로 알기 어려운 것

- 높은 동일과제 상관의 원인 구분 어려움
- 과제특성? 평가자 공통인상? 통합절차?
- 차원효과와 방법효과를 잠재변인 수준에서 직접 분리 불가
- 대안적 점수구조 가설을 직접 비교하기 어려움

CFA: competing score-structure models

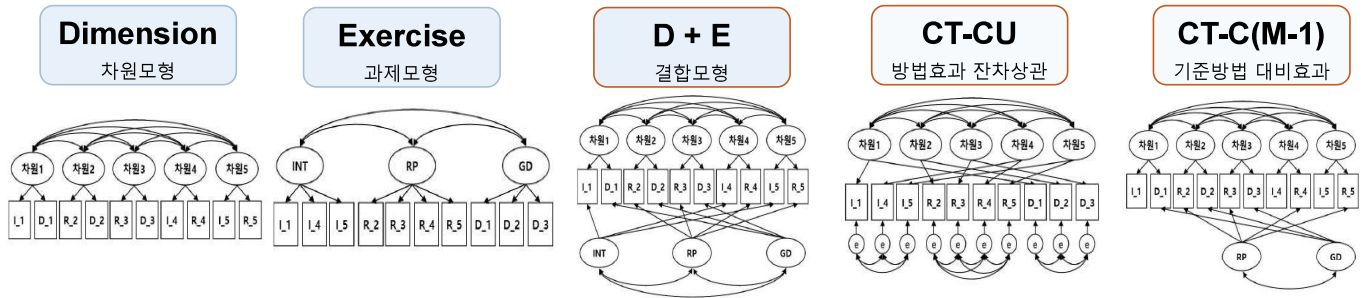
따라서 MTMM 결과를 최종 결론이 아니라, CFA 기반 점수구조 비교의 출발점으로 해석해야 함

#Assessment Center #Construct Validity

CFA 결과: 차원-과제 결합모형의 우수성

II. 기존 게재연구

CFA 경쟁모형



모형	$\chi^2(df)$	CFI	TLI	RMSEA	SRMR
차원모형	978.25(25)	.645	.361	.332	.187
과제모형	133.10(32)	.962	.947	.096	.033
차원-과제 결합모형	21.98(13)	.997	.988	.045	.046
CT-CU	13.53(13)	1.000	.999	.011	.016
CT-C(M-1)	29.46(18)	.996	.989	.043	.030

AC 점수는 차원효과 과제효과 중 하나로 환원되기보다, 두 효과가 함께 작동하는 결합구조에 더 부합함

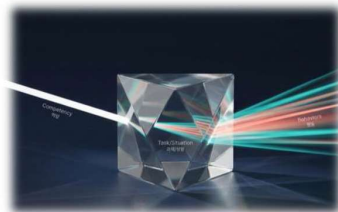
#Assessment Center #Construct Validity

연구 1 결론과 남은 질문

II. 기존 게재연구

연구 1에서 확인한 것

- ① 차원만으로는 부족: Dimension-only model 부적합
- ② 과제효과는 강함: MTMM 및 Exercise-only CFA에서 일관된 과제 관련 공유성
- ③ 과제만으로도 충분하지 않음: Dimension + Exercise 결합모형이 상대적으로 가장 적합
- ④ MTMM 상관패턴만으로는 차원·과제의 잠재적 기여를 직접 분리하기 어려움
(MTMM 단독 해석 시 구성개념 타당도를 과소평가할 가능성)



연구 1은 '차원 vs. 과제'의 이분법을 넘어서는 점수구조를 시사했지만, 일반요인은 직접 검증하지 않음

#Assessment Center #Construct Validity

과제를 넘는 공통성은 무엇인가?

III. 일반요인으로의 확장

연구 1에서 확인한 구조

Dimension-only

부적합 (CFI=.645 / RMSEA=.332)

Exercise-only

큰 폭으로 개선 (CFI=.962 / RMSEA=.096)

Dimension + Exercise

가장 양호 (CFI=.997 / RMSEA=.045)

→ 과제효과는 중요하지만 과제만으로는
충분하지 않음

하지만 MTMM에서 또 하나의 패턴이 관찰

이질 역량 × 이질 과제 상관
 $r = .21 \sim .37$

상관 유형	범위
동일 역량 · 다른 과제	.23~.35
다른 역량 · 다른 과제	.21~.37

과제와 역량이 모두 달라도 남아 있는
공통성은 무엇인가?

General Factor?

여러 역량과 과제를 가로질러 공통적으로 작용하는 일반요인이 존재할 가능성을 추가로 검토할 필요가 있음

#Assessment Center #Construct Validity

일반요인과 과제특수 수행에 대한 선행연구

III. 일반요인으로의 확장

Lance et al. (2007)

- Cross-situational general performance + Exercise-specific performance
- 일반적 수행과 상황특수 수행을 분리하여 외적변인과의 관련성 검토

Hoffman et al. (2011)

Putka & Hoffman (2013)

- General + Exercise + Dimension (+ Assessor)
- 단일 차원-과제 해석을 넘어 다중 분산원 구조 제시

Jackson et al. (2016, 2022)

- Bayesian G-theory
- General + Exercise performance가 주요 신뢰분산원
- 2022: Dimension reliability .38 vs. Exercise .91

Ingold et al. (2026)

- Bayesian G-theory + Meta-analysis
- 19 samples, N=4,963
- Assessee + Assessee×Exercise가 가장 큰 신뢰분산원(단, AC마다 결과 상이할 수 있음)

선행연구는 분석방법은 다르지만, AC 수행에 '과제를 가로지르는 공통적 수행차이'와 '과제에 특수한 수행차이'가 함께 존재할 가능성을 일관되게 제기해 왔음

※ G-theory의 general/assessee 및 assessee×exercise 효과와 CFA/Bifactor의 일반요인(G) 및 exercise-specific factor는 개념적으로 관련되지만 통계적으로 동일한 모형은 아님.

#Assessment Center #Construct Validity

후속 확장분석: N=544 자료와 분석전략

IV. 일반요인 확장분석

구분	내용
자료	국내 A기업 책임급 승진 AC
기간	2023~2025년
표본	N=544
과제	INT / RP / GD
역량	문제해결·기획관리·의사소통·협업·구성원지원
관찰지표	20개(과제×하위역량 평정점수)
점수	통합회의 후 최종 확정점수

20CELL = main analysis
10CELL = robustness check

① General-only(single-factor)
AC 점수가 하나의 일반요인(G)으로 설명되는가?

② Exercise-only
(correlated first-order factors)
AC 점수는 과제별 수행요인으로 설명되는가?

③ G + Competency-specific(bifactor)
일반요인을 통제한 뒤에도 역량 고유요인이 남는가?

④ G + Exercise-specific(bifactor)
일반요인을 통제한 뒤에도 과제 고유요인이 남는가?

General Factor + What?

핵심은 일반요인의 존재 자체보다, 일반요인을 분리한 이후에도 어떤 체계적 특수분산이 남는지를 확인하는 것임

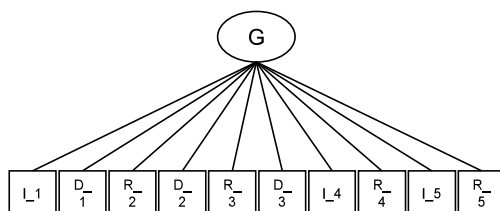
#Assessment Center #Construct Validity

결과 1: G-only는 자료에 부합하지 않음

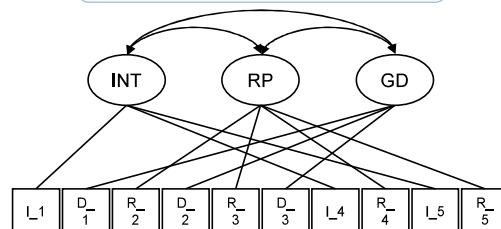
IV. 일반요인 확장분석

모형	$\chi^2(df)$	CFI	TLI	RMSEA	SRMR
General-only	3577.37(170)	.544	.490	.192	.168
Exercise-only	551.62(167)	.948	.941	.065	.034

General-only
Poor fit



Exercise-only
Substantial improvement



※ 모형도는 가독성을 위해 10CELL로 단순화하여 제시함(주 분석은 20CELL 기준임)

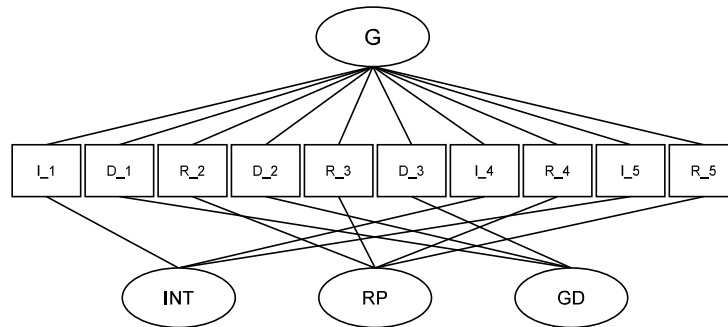
AC 점수를 하나의 일반요인으로 환원하는 것은 적절하지 않았으며, 과제별 수행요인 구조를 고려할 필요가 있음

#Assessment Center #Construct Validity

결과 2: G + Exercise-specific Bifactor의 안정성

G + Exercise-specific Bifactor

IV. 일반요인 확장분석



※ G와 exercise-specific factors는 직교(orthogonal)로 설정

모형	$\chi^2(df)$	CFI	TLI	RMSEA	SRMR
G+E-s 20CELL 주 분석	360.73(150)	.972	.964	.051	.046
G+E-s 10CELL 강건성 분석	53.24(25)	.993	.988	.046	.045

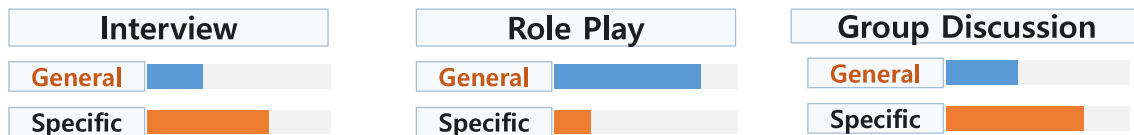
과제효과만을 고려하는 것보다, 일반요인 공통성과 각 과제의 고유 수행을 동시에 고려할 때 자료를 더 잘 설명함

#Assessment Center #Construct Validity

결과 3: 과제별 일반요인/과제특수요인 부하 패턴

IV. 일반요인 확장분석

과제	General factor	Exercise-specific	해석
Interview	.253-.313	.629-.695	General < Exercise-specific
Role Play	.704-.881	-.075-.449	General >> Exercise-specific
Group Discussion	.351-.424	.714-.783	General < Exercise-specific



개념적 시각화 – 정확한 분산비율을 의미하지 않음

※ 제시값은 표준화 요인부하량 (STDYX)이며, General과 Specific의 단순 분산비율을 의미하지 않음

INT와 GD에서는 과제 특수요인이 강하게 남았지만, RP에서는 일반요인 공통성이 상대적으로 두드러짐

#Assessment Center #Construct Validity

대안구조: Competency-specific의 불안정성

IV. 일반요인 확장분석

G + Competency-specific

추정 불안정

- 일부 음의 잔차분산
- 표준오차 및 식별 문제
- 경계해 가능성

G + Exercise-specific

안정적 추정

- 정상 수렴
- Heywood case 없음(잔차분산 모두 양수)
- CFI=.972
- RMSEA=.051
- SRMR=.046

After controlling for G

Competency-specific 불안정

Exercise-specific 안정적 추정

현재 자료에서는 일반요인 이후 남는 체계적 공통성이 '역량특수'보다 '과제특수' 구조에서 더 안정적으로 포착됨

※ 이는 역량효과의 부재가 아니라, 본 자료와 모형에서 competency-specific factor를 안정적으로 분리하기 어려웠음을 의미함

#Assessment Center #Construct Validity

두 분석의 통합: AC 점수는 하나의 신호가 아님

V. 종합 논의

분석 단계	설명구조	주요 결과			해석
		CFI	RMSEA	SRMR	
기존 연구	Dimension-only	.645	.332	.187	역량만으로 설명하기 어려움
	Exercise-only	.962	.096	.033	강한 과제효과 확인
	Dimension + Exercise	.997	.045	.046	역량과 과제효과를 함께 고려할 필요
확장 분석	General-only	.544	.192	.168	하나의 일반요인으로 환원하기 어려움
	Exercise-only	.948	.065	.034	상당 부분 설명하나 충분하지 않음
	G + Competency-specific	적합도 해석 제한			추정 불안정 및 부적해 발생
	G + Exercise-specific	.972	.051	.046	가장 안정적인 확장 점수구조

기존 연구 | N=324

Dimension + Exercise
차원효과와 과제효과가 함께 존재

확장 분석 | N=544

General + Exercise-specific
과제특수성과 과제를 가로지르는 일반요인 공통성 확인

기존 연구: N=324, 10cell, AMOS / 확장 분석: N=544, 20cell, Mplus. 따라서 두 분석 단계 간 적합도 수치의 직접 비교보다는 각 단계 내 경쟁모형의 상대적 적합도를 해석함

#Assessment Center #Construct Validity

Jackson et al. Bayesian G-theory

AC 평정분산을 분산성분 관점에서 분석
General performance + Exercise-related performance의
중요성을 반복적으로 보고
Dimension-related variance의 기여는 상대적으로 제한적

본 확장 분석 CFA / Bifactor

관찰지표의 공분산 구조를 잠재요인으로 분석
General factor + Exercise-specific factor를 함께 고려한 모형이
안정적으로 추정
Competency-specific 구조는 상대적으로 불안정

Different analytical frameworks, Similar structural implication

분석적 접근은 다르지만, AC점수에서 과제를 가로지르는 공통성과 과제특수 수행이 중요하다는
최근 연구 흐름과 수렴함

※ Jackson 등의 general performance는 G-theory 분산성분이며, 본 연구의 CFA latent general factor와 통계적으로 동일하지 않음

#Assessment Center #Construct Validity

AC 점수 해석과 활용 시사점

이론적 함의

Dimension vs. Exercise
이분법을 넘어

전통적인 구성개념 타당도 논쟁은
“역량인가, 과제인가?”에 집중

General factor와 특수요인을 함께
고려한 점수구조를 검토할 필요성을
시사

향후 General, Exercise-specific,
Dimension-specific 성분의 상대적 기여
검토 필요

점수 해석

역량점수와 총점은 무엇을
의미하는가?

역량점수는 특정 역량의 순수한
개인특성으로 단정하기보다 **과제·상황과
결합된 행동평정으로 해석**

AC 총점/평균점수는 여러 과제에
공통적으로 나타나는 수행정보를
포함할 가능성

단, G의 심리적 의미는 추가 검증
필요(GPF?)

설계·활용

과제를 단순한
측정방법(method)으로만 보기
어려울 수 있음

과제에 따라 general과 specific
loading의 패턴이 다름

과제 선정·구성은 점수구조 자체에
영향을 줄 가능성

동일 역량의 반복측정 및 과제×역량
매트릭스 설계 중요

세부점수 활용 시 과제매락 고려

AC점수는 특정 역량의 순수한 점수라기보다, 과제를 가로지르는 공통성과 과제특수성이
함께 반영된 점수로 해석될 수 있음

#Assessment Center #Construct Validity

한계와 다음 질문: General Factor의 의미

V. 종합 논의

G ?

해석상의 제한

- 단일 조직·특정 승진 AC 체계
- partial-crossed 설계
- 과제효과와 평가자효과의 완전한 분리 제한
- 통합회의 후 확정점수 사용
- G+Competency-specific 계열의 불안정한 추정
- RP에서 일반요인 부하가 특히 크게 나타나는 과제 간 비대칭

전반적 관리·리더십
수행수준?

다양한 상황에 대한
적응적 수행능력?

과제 전반에 공통적으로
요구되는 수행요소?

평가자의 전반적인 인상
또는 평정절차 공통분산?

따라서, 외부 준거와의 연결이 필요

현업 리더십 행동, 다면평가 결과, 실제 성과자료,
종단적 수행자료 등

평가센터에서 우리가 측정하고 있는 것은 '역량'만이 아닐 수 있음

#Assessment Center #Construct Validity

Q&A

질의응답

감사합니다

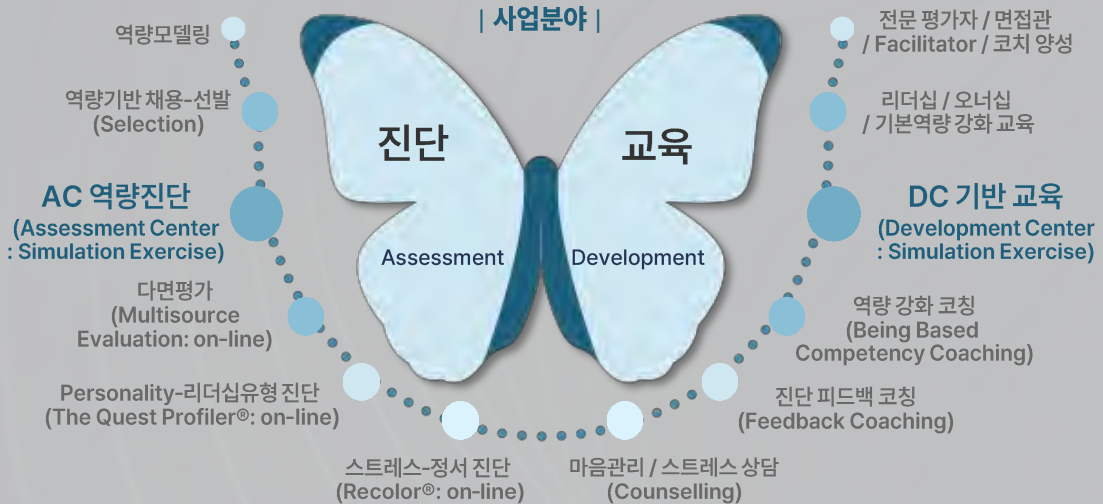
질문과 조언을 부탁드립니다

평가센터 점수의 구조적 해석
차원-과제 결합모형과 일반요인 확장모형의 탐색

#Assessment Center #Construct Validity

Leaders Insight 는

최고의 전문성을 바탕으로 개인과 조직의 역량을 진단하고
역량 개발을 체계적으로 지원하는 HR 컨설팅 전문그룹입니다



2026년 상반기 공개교육 과정 안내

Assessor 양성과정 (Basic/Advanced)

역량평가 기법 이해, 진단 스킬 향상,
보고서 작성법까지 Perfect하게 끝내는
Assessor 양성과정

일정(예정)

(Basic 과정) 03.11(수)~12(목, 16H)
(Advanced 과정) 03.13(금, 8H)

성격과 리더십 Workshop

영국 ERAS社의 The Quest Profiler®
성격검사를 활용하여 자신의 리더십 유형에 대해
알아보고 조직 내 리더십 발휘 방법 및 리더
역할의 방향성을 설정하는 과정

일정(예정) : 03.25(수, 8H)

DC Preview (온라인/무료)

DC(Development Center) 기반 역량진단
프로그램을 체험하고, 국내 기업 리더 대상의
DC 적용 사례를 알아보는 과정

일정(예정) : 03.20(금, 2H)

VAC Preview (온라인/무료)

온라인 기반 역량진단
VAC(Virtual Assessment Center)의 진행과정,
통합보고서, 적용 사례를 이해하는 과정

일정(예정) : 03.27(금, 1H)



QR코드를 스캔하여 공개교육 과정에 참여해 보세요.
HR 전문가의 노하우가 집약된 교육을 경험할 수 있습니다.

문의

open1@leadersinsight.co.kr | 02-734-8200 | www.leadersinsight.co.kr

우리는 ORP연구소 입니다.

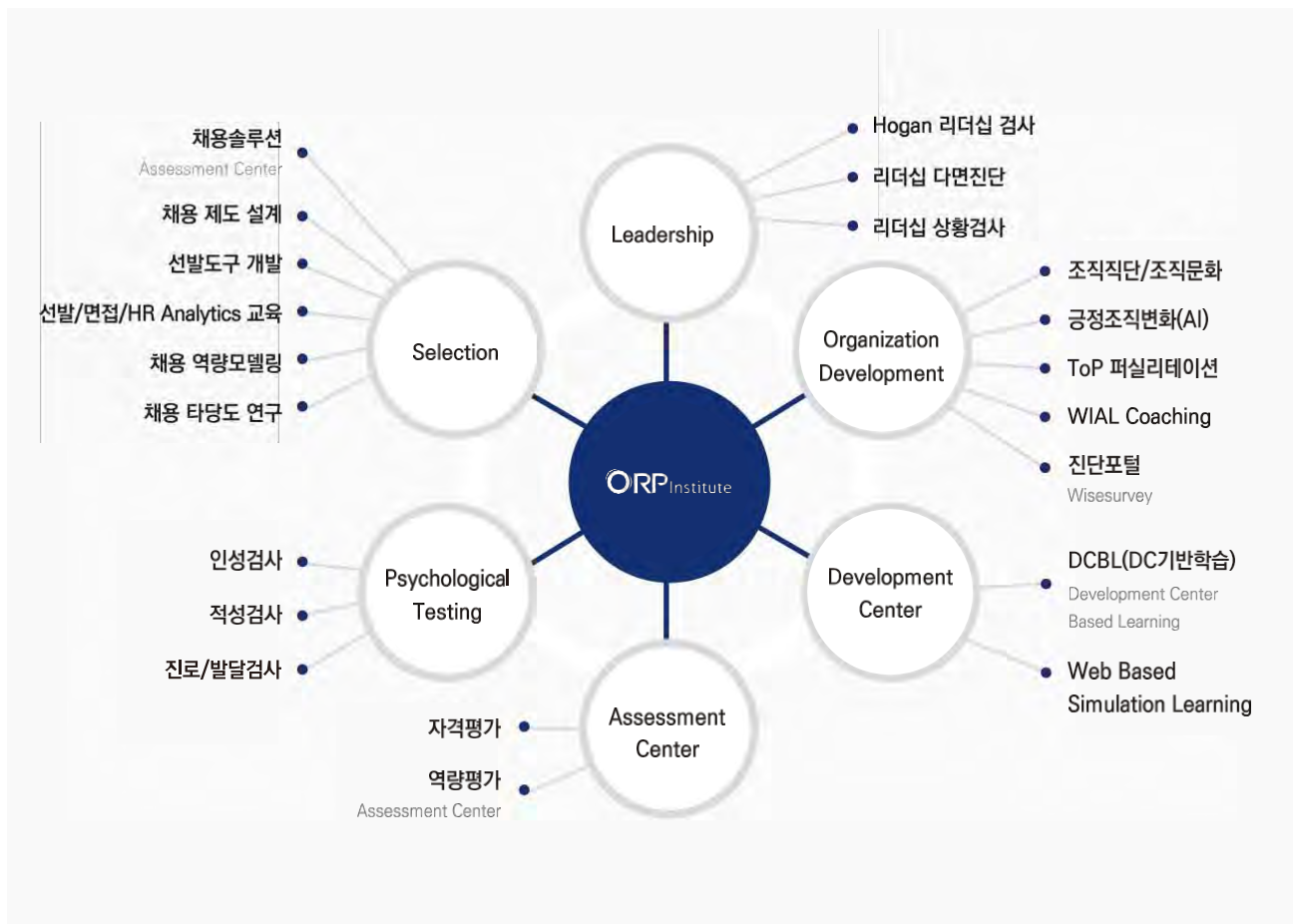
ORP연구소는 “사람”과 “일” 그리고 “조직” 간의 상호작용 과정에서 일어나는 조직의 여러 현상을 연구하고 각각의 요소들이 바람직한 형태로 활성화 될 수 있도록 조직의 변화와 혁신을 지원하고 있습니다.

‘사람’과 ‘조직’에 대한 끊임없는 열정으로 그 한계를 넓혀가고 있습니다.

ORP연구소는 조직 및 산업심리, 교육공학의 전문인력이 모인 그룹으로서

“사람”과 “조직”에 대해 끊임없이 연구, 개발하고 있습니다.

다양한 조직의 선발, 평가, 개발, 조직 진단 및 조직개발 분야에서 전문적인 연구를 통해 개개인의 가치를 증진시키고 조직이 최고의 성과를 낼 수 있도록 최적의 솔루션을 제공하고 있습니다.



- ORP 연구소 홈페이지 : www.orp.co.kr
- 선발센터 홈페이지 : selectioncenter.orp.co.kr

- 와이즈셀렉션 홈페이지 : www.wiselection.com
- 심리검사센터 홈페이지 : psyctest.orp.co.kr

조직, 팀 그리고 사람을 이어주는 ‘이음’

이음컨설팅그룹은 최고 품질의 역량평가/역량교육,
기업교육 서비스를 제공합니다.

구성원들은 조직과 개인의 역량 개발을 지원하고,
공정한 평가 결과를 제공하기 위해
새로운 방법론을 모색하고 연구하고 있습니다.

우리 조직은 내부 구성원의 성장과 발전을 도모하고,
자율과 책임을 중시하는 조직문화를 만들어갑니다.

AC & DC

역량평가
역량교육
리더십 진단 · 코칭

HRD

성과중심 기업교육

교육체제수립
PT(Performance
Technology) 기반 과정
개발 및 교육운영

이음컨설팅그룹 솔루션은 전문성, 진정성을 바탕으로
조직과 개인의 성장에 기여 합니다.



이음컨설팅그룹
lum consulting group

Valid Approach, Valuable People

과학적 접근으로 사람의 가치를 이해합니다

ACG

About ACG

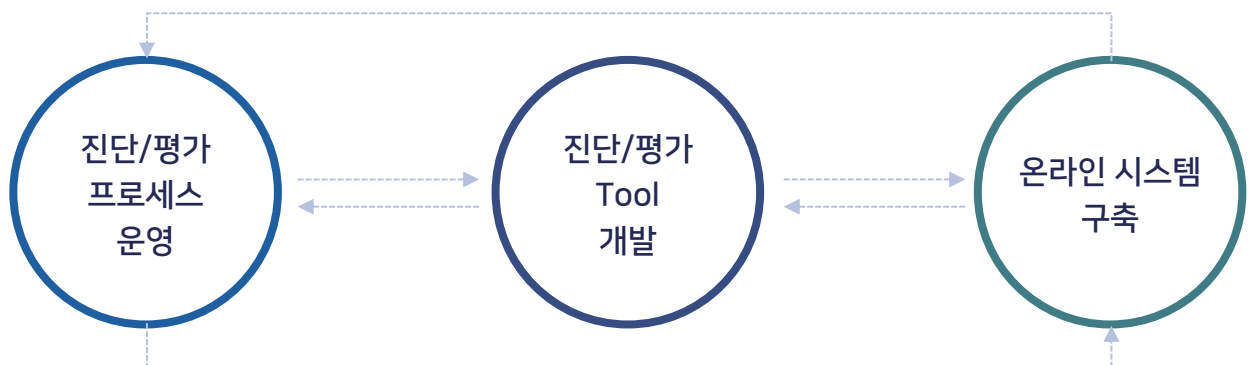
ACG®는 2009년에 설립된 기업 선발/평가 전문기관으로서, 과학적 방법론을 바탕으로 다양한 평가도구 (Biodata Test, 인/적성검사, 면접, Simulation Exercise, 평가센터 등)를 제작/보급하고 있음

Business Area

HR Consulting	Assessment Center	Selection Tool	System & Operation
- 진단/평가 Process 설계 - 직무분석 - 역량모델링 - 교육과정 설계 및 개발	- On-Line AC - 평가체계 설계/기획 - Simulation Exercise - Assessor 교육	- 인/적성검사 - Biodata - 상황판단검사 - 면접 Tool(BEI 등)	- 온라인 진단 시스템 구축 - ACG 표준 시스템 제공 - Customizing 개발 - 온/오프라인 운영

ACG® One-Stop Service

ACG®는 인재선발·관리·육성 과정에 필요한 모든 서비스를 자체 개발/운영하여 제공함



"ACG® One-Stop service"

HR 과정에 필요한 모든 솔루션을 제공합니다.

개인과 기업의 더 나은 미래를 위해,
CONNECTING THE FUTURE

한국능률협회

대한민국 지식산업의 역사, KMA

KMA는 개인의 자아실현이
국가 경쟁력 강화로 이어질 수 있도록
전 국민에게 평생 교육을 실현할 수 있는
지식 콘텐츠를 제공하고 있습니다.

산업교육을 넘어 평생 교육으로,
지식산업을 선도해온 지난 61년이
향후 100년으로 이어질 수 있도록
KMA는 계속 새로워지겠습니다.

지식으로 모두의 꿈이 이루어지도록
응원하는 KMA의 길에
여러분도 동참하여 주십시오.



Service Domain

교육

기업교육
경영자교육
글로벌교육
평생교육
지자체교육

컨설팅

조직컨설팅
교육컨설팅
NCS컨설팅
대학역량컨설팅

플랫폼

클래스K
클래스POD
KMA LIVE

네트워크

전문가네트워크
Korea HR SOCIETY

회원사서비스

KMA멤버십
임원단사

마인드리움 EAP



Brand concept

회복과 성장이 연결되는 곳, 마인드리움

mind
rium

Mind

회복이 필요한 내면

+

mind
rium

Terrarium

안전한 치유의 공간

+

mind
rium

Vitality

회복과 성장의 생명력

=

mind
rium

Mission & Vision

우리의 미션과 비전

Mission

표준화된 심리검사 데이터를 바탕으로 개인의 회복과 조직의 성장을 지원합니다.
신뢰할 수 있는 심리검사와 상담, 그리고 맞춤형 진단보고서를 통해 임직원 마음건강과 조직문화를 함께 개선합니다.

데이터 기반 심리검사

마음건강 관리

상담 및 심리지원

조직문화 개선

Vision

모든 임직원이 심리적 안정감을 누리는 일터, 건강한 조직문화의 표준을 만듭니다.
과학적 진단 기반의 통합 EAP 솔루션으로, 생애주기별 맞춤형 프로그램을 제공하여 조직의 성장과 회복을 지원합니다.

심리적 안정감

건강한 조직문화

통합 EAP 솔루션

생애주기별 맞춤형 프로그램

핵심 가치 마인드리움은 단순한 복지를 넘어, 조직의 심리적 인프라를 구축합니다.

데이터 기반 진단

개인 · 조직 수준의 정밀 분석으로
문제의 본질을 찾아냅니다.



심리전문성

검증된 검사도와 임상 · 상담전문가의
체계적 개입이 이루어집니다.



조직 맞춤형 설계

기업의 산업 · 직무 · 규모에 맞춘
전략형 EAP 운영이 가능합니다.



통합 솔루션

검사 → 상담 → 프로그램 → 리포트까지
하나의 흐름으로 연결합니다.



성과 중심 운영

데이터 기반 결과보고와 개선제안으로
HR 의사결정을 지원합니다.



inpsyt 인사이트
심리검사연구소

Email: eap@inpsyt.co.kr Tel: 02-330-2570 FAX: 02-324-8200
(04030) 서울특별시 마포구 동교로 18길 20 마인드포레스트 빌딩

마인드리움 EAP
홈페이지 바로가기



AI 소통 협업툴 써팀

흩어진 업무 고민, **써팀 하나**로 쉬워집니다!

자료나 주소록에 대한 담당자 인수인계가
제대로 되지 않아 힘들어요.



일정 관리, 워크툴, 연차 사용 등
나눠서 각각의 앱을 사용하려니 불편해요.



고객사에 대한 정보를 한 곳에 잘 정리해서
효율적으로 관리하고 싶어요.



01

원활한 커뮤니케이션

메일과 메시지를 연동해
내·외부 커뮤니케이션을
통합하고 히스토리를
체계적으로 관리합니다.

02

공유 일정 관리 캘린더

조직도 기반 캘린더로
일정 초대·참석 관리부터
시설 예약까지 효율적으로
지원합니다.

03

프로젝트 관리

할일 중심의 프로젝트 관리로
업무 등록부터 진행 상황까지
체계적으로 관리합니다.

04

AI 소통 협업

메일, 일정, 업무 데이터를
기반으로 조직의 업무 맥락을
이해하여 더 빠르고 효율적인
업무 수행을 지원합니다.



www.sirteam.net
sirteam@crinity.com
070-7018-0030



2025 대한민국
인공지능 혁신대상
AI협업솔루션 부문대상



2025 글로벌
상용SW 명품대상
과기정통부 장관상



포스터 논문

인간 전문가와 AI 자기소개서 평가의 오류 양상 비교: 오분류 유형과 오류 중복성을 중심으로

Comparing Error Patterns in Human Expert and AI-Based Résumé Screening: Focusing on Misclassification Types and Error Overlap

박경재 (광운대학교/박사과정, jerrypat@naver.com) 제1저자

장지혜 (광운대학교/박사과정, j860103@naver.com) 제2저자

김종민 (광운대학교/석사과정, seethemin00@gmail.com) 제2저자

서진호 (광운대학교/석사과정, aasjh2@naver.com) 제2저자

한태영 (광운대학교/교수, tyoungghan@kw.ac.kr) 교신저자

초록 본 연구는 국내 공공기관 채용 자기소개서 자료를 활용하여 인간 전문가 평가와 AI 평가의 오분류 양상을 비교하였다. 입사 후 성과(교육훈련 성취도)를 기준으로 전체 오분류율, 위양성·위음성 구성, 오류 중복성, 인간-AI 결합 오분류, 점수 구간별 오류 집중도를 분석하였다. 그 결과 두 방식의 전체 오분류율은 유의한 차이가 없었고(인간 .44, AI .46), 위양성·위음성 구성도 유사했으며(둘 다 위음성 우세), 오분류 대상도 상당 부분 중복되었다. 결합 평가도 단독 대비 유의한 개선을 보이지 않았고, AI 오류가 인간 평가보다 특정 점수대나 경계선에 더 집중되는 양상도 나타나지 않았다. 즉 인간과 AI는 정확도뿐 아니라 오류 구조에서도 대체로 유사하였다. 이는 AI 자기소개서 평가를 단순 대체·결합 수단으로 보기보다, 오류 가능성이 높은 사례를 식별·재검토하는 보조 도구로 활용해야 함을 시사한다.

Keywords: AI 채용평가, 자기소개서, 오분류, 위양성·위음성, 오류 중복성, 인간-AI 비교

연구 배경

최근 생성형 AI의 발전으로 채용 장면에서 AI 기반 자기소개서 평가에 대한 관심이 빠르게 증가하고 있다. 기존 논의는 주로 AI 평가가 인간 전문가 평가와 얼마나 유사한지, 또는 입사 후 성과를 얼마나 예측하는지에 초점을 두어 왔다.

‘인간의 주관적·홀리스틱 판단’과 ‘기계적·통계적 결합’의 우열은 오랫동안 연구되어 온 연구 주제이다. 임상적 예측과 통계적 예측을 비교한 연구에서는 기계적 방식이 대체로 인간의 임상적 판단보다 정확함을 반복적으로 보여 왔으며(Dawes, Faust, & Meehl, 1989), 선발 및 입학 맥락에서도 전문가의 홀리스틱 결합은 기계적 결합보다 낮은 예측타당도를 보였다(Kuncel et al., 2013). 그럼에도 실무 현장은 여전히 직관과 주관적 판단에 의존하는 경향이 강하다(Highhouse, 2008). 한편 선발 도구의 타당도에 관한 연구가 폭넓게 축적되어 왔음(Schmidt & Hunter, 1998)에도 불구하고, 생성형 AI 기반 평가와 인간 전문가 평가의 오류 양상이 어떻게 다른지는 아직 충분히 검토되지 않았다.

AI 평가를 실제 채용 장면에서 활용하기 위해서는 단순한 예측력이나 평가 유사도의 비교를 넘어, 두 방식이 각각 어떤 방식으로 오분류를 보이는지, 그 오류가 서로 중복되는지 또는 구분되는지, 특정 점수대에 집중되는지를 함께 살펴볼 필요가 있다. 두 방식이 비슷한 정확도를 보이더라도, 어떤 유형의 오류가 어디서 발생하는지는 채용 의사결정에서 전혀 다른 함의를 갖기 때문이다.

이에 본 연구는 국내 공공기관의 자기소개서 평가 자료를 활용하여 인간 전문가 평가와

AI 평가의 오분류 양상을 다각도로 비교하고, 채용 의사결정에서 AI 평가를 활용할 때 고려해야 할 조건과 재검토 지점을 탐색하고자 한다.

가설 1. 인간 전문가 평가와 AI 평가의 전체 오분류율은 유의한 차이를 보이지 않을 것이다.

가설 2. 두 방식은 위양성 및 위음성 오류의 구성에서 차이를 보일 것이다.

가설 3. 두 방식은 오분류가 발생하는 지원자 양상에서 차이를 보일 것이다.

가설 4. 인간 - AI 결합 평가는 인간·AI 단독 평가와 다른 오분류율을 보일 것이다.

가설 5. AI 평가의 오류는 인간 전문가 평가의 오류보다 특정 점수대 또는 경계선 영역에 더 집중될 것이다.

연구 방법

데이터 및 변인. 국내 한 공공기관 채용 지원자의 자기소개서를 인간 전문가 평가위원 2명과 AI 평가자 2개가 각각 여러 항목으로 평가한 자료를 분석하였다(분석 표본 435명). 독립변인은 평가자 유형(전문가 평정치 · AI 평정치)이며, 기준변인은 입사 후 성과 지표인 신규직원 교육훈련 성취도이다. 수습평정 점수도 기준변인으로 검토하였으나 점수가 상위에 편중되는 천장효과가 커 보조 지표로만 활용하였다.

척도 처리. 인간 평가 점수는 채용회차마다 평가점수 척도가 상이하어, 이를 그대로 통합하면 회차 간 척도 차이가 분석 결과에 영향을 미칠 수 있다. 이를 방지하기 위해 모든 점수를 채용회차 내에서 표준화(z점수)한 뒤 분석에 사용하였다.

분석 절차. 표준화된 평가점수와 교육훈련 성취도를 각각 0을 기준으로 ‘높음’과 ‘낮음’으로 이분화하여 2×2 혼동행렬을 구성하였다. 위양성(FP)은 ‘평가점수는 높지만 교육훈련 성취도는 낮은 사례’, 위음성(FN)은 ‘평가점수는 낮지만 교육훈련 성취도는 높은 사례’로 정의하였다. 전체 오분류율은 대응표본 McNemar 검정으로 비교하였고, 위양성·위음성 오류의 구성은 카이제곱 검정으로 분석하였다. 오류 중복성은 인간과 AI의 오류 일치도인 Cohen’s κ (Cohen, 1960)와 독립 가정하의 기대 동시오류 빈도를 통해 검토하였다. 인간 - AI 결합평가의 오분류율은 인간 및 AI 단독평가와 각각 McNemar 검정으로 비교하였다. 오류 집중도는 평가점수를 5분위로 구분한 구간별 오분류율과 경계선 영역($|z| < 0.5$)에서의 오류 비율을 통해 검토하였다. 모든 분석은 R로 수행하였다.

연구 결과

표 1. 인간·AI·결합 평가의 혼동행렬 요약 (n = 435)

평가 방식	위양성(FP)	위음성(FN)	오분류율
인간 전문가	81	109	.437
AI	75	127	.464
인간 + AI 결합	74	112	.428

주. 세 평가 방식 모두 평가점수에 비해 교육훈련 성취도가 높은 위음성 사례가 위양성 사례보다 많았다.

가설 1 (전체 오분류율). 인간과 AI의 전체 오분류율은 각각 .437과 .464로 나타났으며, 두

평가 방식 간 차이는 통계적으로 유의하지 않았다(McNemar $p = .410$). 따라서 가설 1은 지지되었다.

가설 2 (위양성 · 위음성 구성). 인간의 위양성 및 위음성 빈도는 각각 81건과 109건이었으며, AI는 각각 75건과 127건으로 나타났다. 두 평가 방식의 오류 유형 구성 차이는 통계적으로 유의하지 않았다($\chi^2 = 1.018$, $p = .313$). 따라서 가설 2는 지지되지 않았다.

가설 3 (오분류 발생 양상). 인간과 AI가 동일한 지원자를 오분류한 사례는 107건으로, 두 평가 방식의 오류가 독립적이라고 가정했을 때의 기대빈도인 88.2건보다 많았다. 또한 오류 일치도는 $\kappa = .174$ 로 나타났다. 따라서 인간과 AI의 오분류 대상이 서로 다를 것이라는 가설 3은 지지되지 않았다.

가설 4 (결합 효과). 인간과 AI 평가를 결합한 평가의 오분류율은 .428로 나타났다. 결합평가와 인간 평가 간 차이는 유의하지 않았으며(McNemar $p = .764$), 결합평가와 AI 평가 간 차이 역시 유의하지 않았다(McNemar $p = .089$). 따라서 가설 4는 지지되지 않았다.

가설 5 (오류 집중도). 인간과 AI 모두 저·중간 점수 구간에서 상대적으로 높은 오분류율을 보였으며, 최상위 점수 구간에서는 오분류율이 가장 낮게 나타났다. 경계선 영역($|z| < 0.5$)에서의 오류 비율은 인간 평가가 .47, AI 평가가 .32로, AI의 오류가 경계선 영역에 더 집중된다는 결과는 나타나지 않았다. 따라서 가설 5는 지지되지 않았다.

표 2. 점수 구간(5분위)별 오류율 - 오류 집중도

구간	Q1(저)	Q2	Q3	Q4	Q5
인간 전문가	.46	.58	.48	.34	.33
AI	.53	.58	.54	.37	.25

주. 인간과 AI 모두 저·중간 점수 구간에서 오분류율이 높고, 최상위 점수 구간에서 오분류율이 가장 낮았다. AI의 오류가 인간 평가보다 경계선 영역에 더 집중되는 양상은 나타나지 않았다.

논의 및 시사점

오류 양상의 유사성

인간 전문가와 AI는 전체 오분류율뿐 아니라 오류 유형인 위양성·위음성의 구성, 오분류가 발생한 지원자, 점수 구간별 오류 양상에서도 대체로 유사하였다. 다섯 가설 중 지지된 것은 두 방식의 전체 오분류율에 유의한 차이가 없을 것이라는 가설 1뿐이었으며, 나머지 가설은 모두 지지되지 않았다. 즉, 본 연구에서 AI 평가는 인간 전문가 평가와 뚜렷하게 구별되는 오류 양상을 보이지 않았다.

이러한 결과는 기존의 임상적 예측과 통계적 예측 연구와 비교해 살펴볼 필요가 있다. 기존 연구는 기계적 방식이 인간의 주관적 판단보다 높은 예측 정확도를 보이는 경향을 제시해 왔으나(Dawes et al., 1989; Kuncel et al., 2013), 본 연구의 생성형 AI 평가는 인간 전문가보다 낮은 오분류율을 보이지 않았으며 오류 양상에서도 뚜렷한 차이가 나타나지 않았다. 이는 AI 자기소개서 평가를 정확도의 우열뿐 아니라 구체적인 오류 발생 양상을 중심으로

검토할 필요가 있음을 보여준다.

단순 대체 · 결합의 한계

인간과 AI의 오류는 서로 다른 지원자에게 발생하기보다 상당 부분 중복되었으며, 인간 - AI 결합평가 역시 단독평가보다 유의하게 낮은 오분류율을 보이지 않았다. 따라서 AI를 인간 평가의 단순한 대체 수단으로 활용하거나 두 평가점수를 기계적으로 평균하는 것만으로는 평가의 정확성이 향상된다고 보기 어렵다. 특히 두 방식이 동일한 지원자를 함께 오분류했다는 결과는 자기소개서 정보만으로 입사 후 성과를 정확히 예측하기 어려운 사례가 존재할 가능성을 시사한다.

공통 취약 구간과 보조적 활용

인간과 AI 모두 저·중간 점수 구간에서 상대적으로 높은 오분류율을 보였고, 최상위 점수 구간에서는 오분류율이 가장 낮았다. 따라서 저·중간 점수 구간의 지원자에 대해서는 추가적인 평가자료를 활용하거나 재검토 절차를 마련할 필요가 있다. 이러한 결과는 선발 판단의 오류 가능성을 인식하고 직관이나 전문성에만 의존하기보다 의사결정 보조도구를 활용해야 한다는 Highhouse(2008)의 문제의식과 연결되며, AI는 인간 평가와 대조하여 추가 검토가 필요한 사례를 식별하는 보조적 도구로 활용하는 것이 적절하다.

한계 및 향후 연구

본 연구는 단일 기관의 최종 합격자만을 대상으로 하여 표본의 범위가 제한되었으며, 입사 후 성과지표도 교육훈련 성취도를 중심으로 구성되었다. 수습평정 점수는 천장효과로 인해 주요 기준변인으로 활용하기 어려웠다. 또한 단일 AI 모델과 제한된 평가 조건을 사용하여 모델 및 프롬프트에 따른 결과의 변동을 충분히 검토하지 못했다. 향후 연구에서는 다기관 자료와 다양한 성과지표 및 AI 모델을 활용하여 결과의 일반화 가능성을 검토하고, 저·중간 점수 구간에서 추가 정보를 제공하거나 인간 - AI 재검토 절차를 적용했을 때 오분류가 감소하는지를 실증할 필요가 있다.

참고 문헌

- Cohen, J. (1960). A Coefficient of Agreement for Nominal Scales. *Educational and Psychological Measurement*, 20(1), 37-46. <https://doi.org/10.1177/001316446002000104>
- Dawes, R. M., Faust, D., & Meehl, P. E. (1989). *Clinical Versus Actuarial Judgment*. *Science*, 243(4899), 1668-1674. <https://doi.org/10.1126/science.2648573>
- Highhouse, S. (2008). Stubborn reliance on intuition and subjectivity in employee selection. *Industrial and organizational psychology*, 1(3), 333-342.
- Kuncel, N. R., Klieger, D. M., Connelly, B. S., & Ones, D. S. (2013). Mechanical versus clinical data combination in selection and admissions decisions: A meta-analysis. *Journal of applied psychology*, 98(6), 1060.
- 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.

한국형 비언어적 정서인식 능력 측정 도구 개발을 위한 탐색적 연구

An Exploratory Study on the Development of a Korean Nonverbal Emotional Recognition Ability Assessment Tool

박준호 (대구가톨릭대학교/석사과정, joan1663@naver.com)

박병희 (대구가톨릭대학교/학부생, pmatia7@naver.com)

이영준 (대구가톨릭대학교/학부생, 7768ok@naver.com)

허창구 (대구가톨릭대학교/교수, willcando@gmail.com)

초록

본 연구는 다중채널 자극(얼굴·음성·몸짓)을 활용한 한국형 비언어적 정서인식검사의 개발 가능성을 탐색하고, 인지·기질적 특성 및 자기보고식 정서인식 척도와의 관련성을 검증하고자 하였다. 이를 위해 정서민감 및 정서둔감 집단 총 34명을 대상으로 6개 기본 정서(기쁨, 슬픔, 불안, 경멸, 분노, 놀람)를 반영한 2초 분량의 다중채널 동영상 자극을 제시하여 인식능력을 측정하였다. 연구 결과, 첫째, 문항반응이론의 라쉬(Rasch) 모델 분석 결과 천장효과를 보인 3개 문항을 제외한 10개 자극의 적합도(Infit·Outfit)가 기준(0.5~1.5)을 충족하여 정서인식 단일 구인에 대한 문항 적합성이 확인되었다. 둘째, 정서민감 집단은 정서둔감 집단에 비해 유의하게 높은 비언어 정서인식 능력을 나타냈다($t(32)=3.31, p=.002$). 반면, 자기보고식 척도(조망수용, 타인정서인식, HSP, 실행기능)에서는 집단 간 유의한 차이가 발견되지 않았다. 셋째, 비언어 정서인식 점수와 자기보고식 척도 간 상관관계 역시 유의하지 않아 두 측정 도구 간 변별타당도가 확인되었다. 본 연구는 자기보고식 측정의 한계를 보완하여 실제 수행 수준을 객관적으로 측정하는 다중양식 비언어 정서인식도구의 초기 타당도 근거를 확립했다는 점에서 의의를 지닌다.

Keywords: 비언어적 정서인식, 조망수용, 타인정서인식, HSP, 실행기능

연구 배경

정서인식, 즉 타인의 비언어적 단서와 정서를 정확히 인식하는 능력은 현대 조직에서 리더십, 구성원 간 상호작용, 팀워크를 결정짓는 핵심 역량이다. 능력 기반 정서지능(EI)의 계단식 모형(Joseph & Newman, 2010)에 따르면 정서인식은 정서이해와 정서조절을 거쳐 직무성과로 이어지는 정서적 과정의 전제조건이며, 성격이나 지능을 통제한 후에도 리더십 효과성을 예측하고(Rosete & Ciarrochi, 2005), 부하직원의 직무만족과 집단응집력을 높이며(Kafetsios et al., 2025), 업무 복잡성이 높을수록 팀워크와 직무성과를 더 강하게 예측한다(Farh et al., 2012).

그러나 조직에서 널리 쓰이는 자기보고식 정서지능 검사는 실제 능력보다 자신의 역량에 대한 주관적 지각이나 사회적 바람직성을 반영할 수 있으며(Brackett et al., 2006; Côté, 2014), 특히 선발·평가 상황에서는 이러한 편향이 커질 수 있다(Birkeland et al., 2006). 능력 기반 관점에서 정서지능은 정서 정보를 정확히 추론·활용하는 능력으로 정의되므로(Mayer et al., 2008), 정서인식은 자기보고식 검사보다 수행기반 과제로 측정하는 것이 개념적으로 더 적합하다(Côté, 2014).

다만 1) 기존 수행기반 정서인식 검사는 단편적 표정 사진이나 소수의 정서 범주만을 평가하여 생태학적 타당성이 제한되며, 실제 상호작용을 반영하려면 시각·청각·신체 표현이 결합된 다중양식 자극과 다차원적 정서 평가가 요구된다(Schlegel et al., 2014). 또한, 대부분의 도구가 서구의 백인 얼굴과 영어 정서 용어에 기반해 개발되어, 동일 문화 내 정서인식이 더 정확한 잇점

1) MSCEIT(Mayer et al, 2003), DANVA2(Nowicki & Duke, 1994), ERT-R(이수정, 2012)

(Elfenbein & Ambady, 2002)을 고려할 때 교차문화적 타당성에도 한계가 있다(Li et al., 2025).

이러한 검사를 타당화하기 위해서는 해당 점수가 반영하는 심리적 과정을 명확히 규명할 필요가 있다. 감각 및 정서 자극에 대한 깊은 처리와 높은 민감성을 특징으로 하는 HSP(Highly Sensitive Person)는 다중양식 자극에 내재된 복합적 비언어 단서를 보다 기민하게 포착할 수 있다(Acevedo et al., 2014). Acevedo 등(2014)은 HSP 척도로 측정한 감각처리민감성이 높은 개인이 타인의 행복 및 슬픔 표정을 지각할 때, 주의·감각 정보 통합·공감 및 자기-타인 처리와 관련된 뇌 영역에서 더 큰 활성화를 보인다고 보고하였다. 이는 감각처리민감성이 높은 개인일수록 타인의 정서적 단서에 보다 민감하게 주의를 기울이고, 이를 심층적으로 처리할 가능성을 시사한다.

한편, 포착된 단서로부터 타인의 정서를 정확히 추론하기 위해서는 시간에 따라 전개되는 다중양식 정보를 유지·통합하고, 상충하는 단서들을 조율하는 과정이 요구된다(Bänziger et al., 2009). 이는 작업기억 및 억제와 같은 실행기능적 자원의 관여를 시사하며(Almondes et al., 2020; Pua & Yu, 2024), 실행기능이 단순한 동반변수가 아니라 정서지각을 매개하는 기제적 경로일 가능성도 제기되고 있다(Buçğün et al., 2024). 다만 이러한 근거는 대부분 특정 임상집단을 대상으로 도출된 것으로, 전반적인 인지 저하와 정서인식 저하를 분리하기 어렵다는 한계가 지적된 바 있다(McCade et al., 2011). 따라서 정상 범위의 개인차 수준에서도 이러한 과정이 성립하는지 검토할 필요가 있다.

이에 본 연구는 일반 성인을 대상으로 얼굴·몸짓·역량이 결합된 다중채널 정서 자극에 대한 통합적 정서지각을 측정하는 한국형 비언어 수행기반 정서인식 검사의 가능성을 확인하는 것을 목적으로 한다. 나아가 본 검사의 수행이 자기보고식 실행기능(K-ADEXI) 및 HSP와 수렴타당도를 보이는지, WLEIS의 타인정서인식 요인 및 K-QCAE의 조망수용과 변별타당도를 보이는지를 검토한다. 이를 통해 수행기반 정서인식 도구를 마련하는 한편, 인지적 실행기능·기질적 반응성·대인적 민감성과의 관계에 대한 초기 근거를 제공하고자 한다.

연구 방법

연구 대상.

본 연구의 대상은 대인관계 맥락에서의 실질적인 정서 지각 능력을 반영하고자 전문가 지명 방식을 사용한 유의 표집법으로 모집하였다. 구체적으로, 6명의 평정자(임상·상담심리 전공 교수 및 박사급 연구원)에게 주변 인물 가운데 비언어적 정서 단서를 특히 잘 읽어내는 사람과 그러한 단서에 둔감한 사람을 지명하도록 요청하였으며, 둘 이상의 평정자가 공통으로 지명한 사례만을 대상으로 선정하였다. 이를 바탕으로 정서민감 집단과 정서둔감 집단 총 34명의 자료를 최종 분석에 사용하였다.

측정대상 정서 선정.

본 연구에서는 비언어적 정서민감성 검사의 자극물 범주를 구성하기 위해 Paul Ekman(1992)의 6대 기본 정서(분노, 슬픔, 기쁨, 놀람, 공포, 혐오) 프레임워크를 기본 뼈대로 삼았다. 다만, 조직 내 대인관계 맥락에 맞게 공포는 불안으로, 혐오는 경멸로 대체하였다(이선화 외, 2012; 최재연, 최종안, 2016).

비언어 정서 자극물 제작.

본 연구의 비언어 정서 자극물은 연기 전문 유튜브 채널 '36썬 스튜디오'의 영상 가운데 정서별 표현성이 가장 높은 대표 구간을 선별·편집하여 구성하였다. 언어적 정보(의미적 맥락)의 개

입을 통제하고 비언어적 정서 단서의 효과만을 검증하기 위해, 음성 데이터에 차단 주파수 120Hz의 로우패스 필터를 적용하였다. 이를 통해 발화의 어휘 내용은 식별할 수 없도록 제거되, 정서 지각에 관여하는 운율적 단서(억양, 강세, 리듬 등)는 보존되도록 처리하였다.

비언어적 정서인식 능력을 측정하기 위해 총 18개의 동영상 자극물을 선정하였다. 자극물의 타당성과 대표성을 확보하기 위하여 후보 자극물을 대상으로 관련 분야 전문가(심리학 전공 교수 및 박사급 연구원 총 6명)의 내용타당도 검증을 실시하였다. 전문가들은 각 자극물에 대해 (a) 해당 정서의 비언어적 단서(표정, 목소리 톤, 제스처 등)가 명확하게 표현되었는지, (b)언어적 맥락 없이도 정서 인식이 가능한지를 평정하였다. 그 결과 내용타당도 지수(CVI) 기준을 충족하는 최종 13개 자극물(기쁨 3개, 슬픔 2개, 분노 2개, 경멸 2개, 불안 2개, 놀람 2개)이 선별되었다.



그림 1. 비언어 정서 자극물 예시

타당도 검증 도구.

조망수용. 조망수용은 김민주가 한국어로 타당화한 인지적·정서적 공감척도의 5개 하위요인 중 조망수용 하위요인을 사용하였다. (예 : “나는 다른 사람이 어떻게 느낄지 잘 예측한다”)

타인정서인식. 타인정서인식은 Wong과 Law(2002)가 개발한 정서지능 척도를 김천석과 유태용이 번안한 척도 4개 하위요인 중 타인정서인식 하위요인을 사용하였다. (예 : “다른 사람의 정서를 잘 파악할 수 있다”)

HSP. HSP는 손옥선과 김진숙이(2021)이 한국어로 타당화한 단축형 척도를 사용하였다. (예 : “당신 주변에 많은 일이 일어날 때 당신은 불유쾌하게 각성되나요?”)

성인 실행기능 척도. 성인 실행기능 척도는 김정숙과 김지현(2024)이 한국어로 타당화한 척도를 사용하였다. 하위요인으로서는 작업기억과 억제가 있다. (예 : “나는 때때로 어떻게 하는지 누가 보여주지 않으면 언어적인 지시사항을 이해하는데 어려움을 겪는다.”, “나는 때때로 부적절한 상황에서 미소짓거나, 소리 내어 웃는 것을 자제하는데 어려움을 겪는다.”)

연구 결과

정서인식검사 문항분석

본 연구에서는 비언어 정서 인식 검사 자극물의 타당도를 검증하기 위해 문항반응이론(IRT)의 라쉬모델(평정척도모형, Rating Scale Model)을 사용하였다. 분석에 앞서 일부 문항(기쁨 자극 2개, 놀람 자극 1개)은 정답률이 .90 이상으로 나타나 대다수의 응답자가 해당 문항을 정답으로 응답하는 천장효과(ceiling effect)가 확인되어 변별력이 낮다고 판단하고 최종 분석에서 제외하였다. 이에 따라 최종적으로 슬픔(A, B), 분노(A, B), 기쁨, 경멸(A, B), 불안(A, B), 놀람에 해당하는 총 10개 문항을 대상으로 분석을 실시하였다.

문항 난이도(Measure)를 살펴보면 -1.02(분노 A, 놀람)에서 1.04(불안 B)에 이르는 범위에 분포하여, 문항들이 비교적 넓은 난이도 수준에 걸쳐 있는 것으로 나타났다. 가장 쉬운 자극

은 분노 A와 놀람이었으며(Measure=-1.02), 가장 어려운 자극은 불안 B였다(Measure=1.04). 이러한 난이도 값은 정답률과도 일관된 방향성을 보였는데, 정답률이 높았던 분노 A와 놀람은 난이도가 낮게 추정되었고, 정답률이 낮았던 불안 B는 난이도가 높게 추정되어 두 지표 간 교차타당성이 확인되었다. 문항들이 넓은 난이도 범위에 고르게 분포한다는 점은 본 검사가 다양한 능력 수준의 응답자를 변별하는 데 유용할 가능성을 시사한다.

문항 적합도를 검토한 결과, 모든 문항의 Infit(내적합도) 및 Outfit(외적합도) 통계량이 수용 가능한 범위(0.5~1.5; Linacre, 2002) 내에 위치하여, 모든 문항이 목표 구인인 정서 인식 능력을 일관되고 타당하게 측정하고 있음이 확인되었다. 즉, 정서 인식 능력이 높은 사람은 높은 점수를, 정서 인식 능력이 낮은 사람은 낮은 점수를 받는 경향이 모든 문항에서 일관되게 나타났으며, 문항 난이도 수준과 무관하게 무작위 반응이나 단순 부주의로 인한 오응답 등 통제되지 않은 오차로 인한 왜곡 효과는 유의미하게 나타나지 않았다.

정서민감 집단과 정서둔감 집단 간 차이 검증

정서민감 집단과 정서둔감 집단 간 비언어 정서인식 능력의 차이를 검증하기 위해 독립표본 t-검정을 실시하였다. 분석 결과 비언어 정서인식능력 총점에서 정서민감 집단(M=7.71, SD=1.26)이 정서둔감 집단(M=6.18, SD=1.45)보다 높았으며, 이러한 차이는 통계적으로 유의미하게 나타났다($t(32)=3.31, p=.002$). 반면 자기보고식 척도인 조망수용, 타인정서인식, HSP, 실행기능(작업기억, 억제)에서는 정서민감 집단과 정서둔감 집단 간에 유의미한 차이를 보이지 않았다.

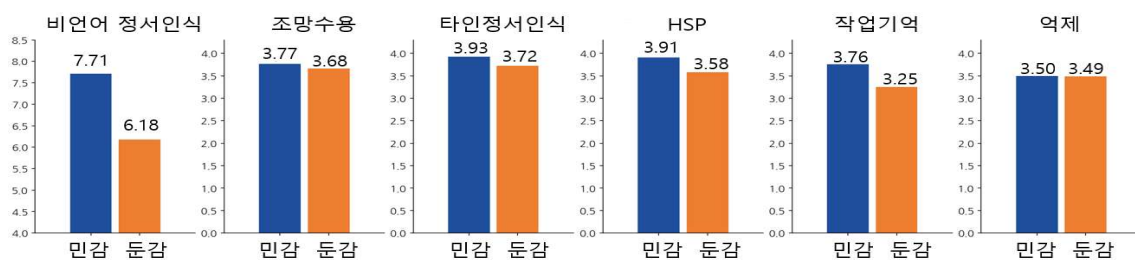


그림 2. 정서 집단(민감/둔감) 간 평균차이

비언어적 정서 인식능력 검사와 자기보고식 정서인식 관련 검사의 상관관계

비언어적 정서 인식능력 검사와 주요 측정 변인 간 상관관계를 확인하기 위해 상관분석을 실시하였다. 분석 결과, 본 연구에서 개발한 비언어적 정서인식 검사는 자기보고식 척도인 조망수용, 타인정서인식, HSP 및 실행기능(작업기억, 억제)와 통계적으로 유의미한 상관관계를 보이지 않았다. 반면 자기보고식 척도인 조망수용과 타인정서인식은 매우 높은 정적 상관관계를 보여주었다($r = .84, p < .001$).

표 2. 주요 변인 간 상관관계

		1	2	3	4	5	6
1	비언어 정서인식	-					
2	조망수용	.10	(.90)				
3	타인정서인식	.15	.84**	(.90)			
4	HSP	-.01	.14	.15	(.74)		
5	실행기능(작업기억)	.23	.25	.33	-.12	(.89)	
6	실행기능(억제)	.16	.11	.19	-.29	.72**	(.68)

논의 및 시사점

본 연구는 비언어적 정서 자극에 대한 정서인식 능력을 측정할 수 있는 한국형 수행기반 정서인식 검사의 개발 가능성을 탐색하고자 실시되었다. 이를 위해 Ekman(1992)의 기본 정서 범주를 이론적 기반으로 삼아, 한국 조직 내 대인관계 맥락에서 빈번히 발생하는 6가지 정서(기쁨, 슬픔, 분노, 경멸, 불안, 놀람)를 선정하여 정서자극물 구성의 준거로 활용하였다. 자극물 제작 과정에서는 언어적 정보의 개입을 통제함으로써 표정, 음성 톤, 제스처 등 비언어적 단서가 갖는 고유한 효과를 검증할 수 있도록 전처리 절차를 거쳤다. 연구 참가자는 임상 및 상담 전문가 6인이 지명한 비언어적 정서 단서 민감자 및 둔감자 후보 중, 2인 이상의 전문가로부터 공통적으로 추천된 사례만을 선별하여 집단을 구성하였다.

집단 비교 결과, 정서민감 집단과 둔감 집단 간 비언어 정서인식능력 총점에서 유의한 차이가 나타난 반면, 자기보고식 척도인 조망수용과 타인정서인식에서는 집단 간 차이가 관찰되지 않았다. 이는 본 검사가 응답자의 자기보고식 지각과 구별되는 실제 수행 수준을 반영할 가능성을 시사하며, 수행기반 비언어적 정서인식검사로써의 초기 타당성 근거를 제공한다.

실행기능이 다중양식 정서 단서의 통합에 관여한다는 이론적 근거에 따라 성인 실행기능(K-ADEXI)과의 상관을 기대하였으나, 결과는 유의하지 않았다. 이는 수행기반 측정치와 자기보고식 평정치 간 상관이 낮다는 선행 메타분석(Toplak et al., 2013)과 일치하는 결과로, 측정 방법의 차이로 비롯되었을 가능성이 있다. 후속 연구에서는 수행기반 실행기능 과제(예: N-back, Stroop)를 병행해 비언어 정서인식능력과의 관계를 검증할 필요가 있다.

본 검사와 HSP 간에도 유의한 상관이 나타나지 않았다. HSP는 사회·정서적 자극에 대한 주의 및 정보처리와 관련되는 것으로 알려져 있으나(Aron et al., 2012; Acevedo et al., 2014), 이러한 특성이 비언어적 단서에 대한 초기 주의·포착 단계를 넘어 다중채널 정보를 통합해 정서를 정확히 판별하는 수행으로까지 이어지지 않는 가능성을 시사한다.

후속 연구를 위한 제언으로는 첫째, 본 연구에 포함되지 않은 세부 정서 즉, 흥분, 감동, 안도 등 질적으로 구분되는 긍정정서 자극물을 추가하여 정서가(valence)의 균형을 확보할 필요가 있다. 둘째, 정서자극의 명칭을 직접 판단하게 하는 현재 방식 대신 인물이 처한 상황을 추론하게 하는 과제 형식을 병행함으로써 자극물의 난이도와 생태학적 타당성을 함께 재고하는 것이 필요할 것으로 판단된다.

참고 문헌

- Schlegel, K., Grandjean, D., & Scherer, K. R. (2014). Introducing the Geneva Emotion Recognition Test: An example of Rasch-based test development. *Psychological Assessment*, 26(2), 666 - 672.
- Ekman, P. (1992). An argument for basic emotions. *Cognition and Emotion*, 6(3 - 4), 169 - 200.
- Bänziger, T., Grandjean, D., & Scherer, K. R. (2009). Emotion recognition from expressions in face, voice, and body: The Multimodal Emotion Recognition Test (MERT). *Emotion*, 9(5), 691 - 704.
- Joseph, D. L., & Newman, D. A. (2010). Emotional intelligence: An integrative meta-analysis and cascading model. *Journal of Applied Psychology*, 95(1), 54 - 78.
- Kafetsios, K., Sulejmanov, F., Manuoglu, E., Lagou, E., & Seidl, M. (2025). Leaders' emotion perception, understanding and management abilities differentially relate to followers' work outcomes. *Cogent Psychology*, 12(1), Article 2564520.

AI 사용 방식과 혁신행동의 관계: AI 자기효능감에 의해 조절된 직무열의의 매개효과

AI Use Patterns and Innovative Work Behavior: The Mediating Effect of Work Engagement Moderated by AI Self-Efficacy

장학동 (성균관대학교/석사과정), yaojidetamen777@gmail.com

박형인 (성균관대학교/부교수), hi.park@skku.edu 교신저자

초록 본 연구는 업무 관련 생성형 AI 보조 도구의 사용 방식을 지각된 사용 용이성, 지각된 유용성, AI 협업 자율성, 내재적 동기, 그리고 사회적 지지로 구분하고, 각 하위 요인과 혁신행동 간 관계에서 AI 자기효능감에 의해 조절된 직무열의의 매개효과를 검증하였다. 업무에서 생성형 AI를 사용한 경험이 있는 만 19세 이상 근로자 250명을 대상으로 온라인 설문조사를 실시하였다. 상관 분석 결과, AI 사용 방식의 다섯 요인은 모두 직무열의 및 혁신행동과 유의한 정적 상관을 보였다. 조절된 매개모형을 분석한 결과, AI 자기효능감의 조절효과는 내재적 동기와 사회적 지지에서만 확인되었으며, 가설과 같이 AI 자기효능감이 높을 때 사용 방식과 직무열의 간 정적 관계가 더 강화되었다. 이 두 하위 요인이 직무열의를 통해 혁신행동과 연결되는 간접효과도 AI 자기효능감이 높아질수록 증가하였다. 반면 지각된 사용 용이성, 지각된 유용성 및 AI 협업 자율성에서는 조절된 매개효과가 확인되지 않았으나 매개효과는 존재하였다. 이러한 결과는 생성형 AI 사용 방식이 다차원적이며, 구체적인 사용 방식과 혁신행동 간 관계의 기제가 차별적임을 보여준다.

Keywords: AI 사용 방식, AI 자기효능감, 직무열의, 혁신행동

연구 배경

생성형 AI는 직원의 과업 수행과 업무 경험을 변화시키고 있으며 관련 연구 역시 증가하고 있다(Bankins et al., 2024). 그러나 구체적인 AI 사용 방식을 구분하여 혁신행동으로 이어지는 경로는 아직 충분히 설명하지 못했다. 이에 본 연구는 선행 연구(Chen & Zhao, 2025)를 바탕으로 AI 사용 방식을 지각된 사용 용이성, 지각된 유용성, AI 협업 자율성, 내재적 동기, 그리고 사회적 지지로 구분하여, 각 요인이 직무열의를 거쳐 혁신행동으로 이어지는 간접 경로에서 AI 자기효능감의 조절효과를 각각 검증하고자 한다.

본 연구는 자원보존이론(Hobfoll, 1989)을 토대로 AI 사용 방식의 각 하위 요인을 직무자원을 제공하거나 자원 손실을 줄이는 요인으로 본다. AI 사용 방식은 사용자가 어떤 의도나 목적으로 AI 프로그램을 활용하는지를 뜻하며, 크게 기능적 사용과 관계적 사용으로 구분된다(Chen & Zhao, 2025). 기능적 사용에 해당하는 지각된 사용 용이성은 AI 사용에 필요한 노력이 적다는 인식으로 활용이 쉬워서 이용하는 것이고, 지각된 유용성은 AI 사용이 직무성과를 높인다는 믿음에서 활용하는 것이며(Davis, 1989), AI 협업 자율성은 AI와 협업하는 상황에서 업무 일정, 의사결정 및 수행 방법에 대해 갖는 재량을 의미한다(Li et al., 2024). 다음으로 관계적 사용 중 내재적 동기는 AI 사용 자체에서 얻는 흥미와 만족을 뜻한다(Lepper et al., 1973). 마지막으로, 사회적 지지는 상호작용하는 과정에서 지각하는 정서적

위로와 도움을 의미하는데, 대화형 AI는 사용자의 특성과 상황에 적합한 개인화된 사회적 지원을 제공할 수 있으므로(Tu et al., 2023) 이런 의도의 AI 활용은 관계적 사용에 속한다. 자원은 직원이 업무에 에너지와 주의를 지속적으로 투입하도록 하여 직무열의를 높인다(Xanthopoulou et al., 2009). 따라서 AI 사용 방식(a. 지각된 사용 용이성, b. 지각된 유용성, c. AI 협업 자율성, d. 내재적 동기, 그리고 e. 사회적 지지)은 각각 직무열의와 정적인 관계를 보일 것이다(가설 1).

업무를 보조하기 위해 활용하는 AI는 수행에 소요되는 시간을 감소시킬 뿐만 아니라 수행의 질을 향상시킬 수 있다. 직원이 혼자 생각하기 어려운 요인을 추가로 고려하거나 더 창의적인 안을 구상할 수 있으므로 혁신행동이 증가할 것이다. 즉, AI 사용 방식(a. 지각된 사용 용이성, b. 지각된 유용성, c. AI 협업 자율성, d. 내재적 동기, 그리고 e. 사회적 지지)은 각각 혁신행동과 정적인 관계를 보일 것이다(가설 2). 직무열의가 높은 직원은 새로운 업무방식을 탐색하고 실행하는 데 더 많은 인지자원을 투입하여 혁신행동 등 수행이 증가한다(Christian et al., 2011; Hakanen et al., 2008). 따라서 직무열의는 AI 사용 방식의 다차원적인 하위요인이 혁신행동으로 전환되는 핵심 심리적 과정이 될 수 있다.

한편, AI 자기효능감은 AI를 활용하여 업무 과제를 성공적으로 수행할 수 있다는 신념으로(Bandura, 1997), 개인적 자원에 해당한다. 개인적 믿음으로 직원은 가용한 자원을 더 효과적으로 활용할 수 있으므로(Xanthopoulou et al., 2009), AI 자기효능감이 높을수록 각 AI 사용 방식이 제공하는 자원을 직무열의로 전환하기 쉽다. 그러므로 AI 자기효능감이 높을수록 AI 사용 방식의 각 하위요인과 직무열의 간의 정적 관계가 강화될 것으로 예상된다(가설 3). 나아가 AI 자기효능감이 높을수록 AI 사용 방식의 각 하위 요인이 직무열의를 통해 혁신행동에 미치는 정적 간접효과도 강화될 것으로 예상된다(가설 4).

연구 방법

본 연구는 온라인 조사 기업을 통해 업무 환경에서 생성형 AI를 사용한 경험이 있는 만 19세 이상의 직장인 250명을 대상으로 설문조사를 실시하였다. 모든 척도는 1점부터 5점으로 측정하였다. 먼저, AI 사용 방식은 Chen과 Zhao(2025)의 척도를 한국어로 번안하고 타당도를 확인한 버전으로 평가하였다. 지각된 사용 용이성, 지각된 유용성, AI 협업 자율성, 내재적 동기, 그리고 사회적 지지의 다섯 하위 차원의 신뢰도는 .82에서 .90으로 나타났다. 직무열의는 Schaufeli 등(2006)이 개발하고 장성희(2009)가 한국어로 번안한 문항을 사용하였다. 신뢰도는 .93으로 나타났다. AI 자기효능감은 Kim 등(2024)이 Bandura(2006)의 자기효능감 척도를 바탕으로 AI 사용 맥락에 적용하여 구성한 척도를 사용하였다. 척도의 출처는 서비(2024)의 논문으로, 본 자료에서 이 척도의 신뢰도는 .90으로 나타났다. 혁신행동은 de Jong과 den Hartog(2010)가 개발하고 김희선(2021)이 한글로 번역한 문항을 활용하였다. 신뢰도는 .94로 나타났다.

조절된 매개효과를 확인하기 위해 Hayes(2022)의 PROCESS 매크로 v4.2 프로그램을 사용하였다. 본 연구에 적합한 7번 모형을 적용하여, 부트스트랩 표집을 5000회 실시한 후, 95%의 신뢰구간을 구하여 조절된 매개지수의 신뢰구간에 영(0.00)이 포함되지 않을 경우 조절된 매개효과가 존재하는 것으로 판단하였다. 조절효과가 유의하지 않은 경우 매개효과 존재 유무를 판단하기 위해 모형 4번을 별도로 시행하였다.

연구 결과

상관분석 결과, AI 사용 방식의 다섯 하위요인은 모두 직무열의 및 혁신행동과 유의한 정적 상관을 보였다($p < .001$, 양측검정). 따라서 가설 1과 가설 2는 지지되었다.

지각된 사용 용이성, 지각된 유용성, 그리고 AI 협업 자율성은 AI 자기효능감과 유의한 상호작용을 보이지 않았다. 반면, 내재적 동기와 사회적 지지의 상호작용은 유의하였다. 표 1에 내재적 동기 및 사회적 지지와 직무열의 간 관계에서 AI 자기효능감의 조절효과 및 직무열의를 통한 조절된 매개효과에 대한 분석 결과를 제시하였다. 그림 1의 그래프를 살펴보면, 두 가지 유형의 AI 사용 방식과 직무열의 간 관계는 AI 자기효능감이 낮은 수준일 때에는 유의하지 않았으나, 높은 수준일 때에는 유의한 정적 관계가 나타났다. 따라서 가설 3은 부분적으로 지지되었다. AI 자기효능감이 높을수록 직무열의의 매개효과가 강화되는 조절된 매개효과 역시 내재적 동기와 사회적 지지에서만 확인되었다. 그러므로 가설 4는 부분적으로 지지되었다. 다른 세 개 차원에 대해 직무열의의 단순 매개효과를 추가적으로 확인하였다. 분석 결과, AI 사용 방식의 세 하위요인 모두에서 간접효과의 95% 부트스트랩 신뢰구간에 영이 포함되지 않아 직무열의의 단순 매개효과가 확인되었다.

논의 및 시사점

본 연구에서 AI 사용 방식의 다섯 요인은 모두 직무열의 및 혁신행동과 정적으로 관련되었다. 그러나 AI 자기효능감의 조절효과와 조절된 매개효과는 관계적 AI 사용 요인인 내재

표 1. AI 자기효능감에 의해 조절된 직무열의의 매개효과

준거변수	예측변수	R^2	b	95% CI	
				LL	UL
직무열의	1. 내재적 동기		.134	-.009	.276
	2. AI 자기효능감	.242***	.413***	.259	.567
	3. (1) × (2)		.114*	.001	.226
혁신행동	1. 내재적 동기		.205***	.112	.298
	2. 직무열의	.479***	.565***	.469	.662
전체 모형	직접효과	해당없음	.205***	.112	.298
	간접효과	(저) -SD	.029	-.072	.134
		(고) +SD	.123	.027	.233
	조절된 매개지수	해당없음	.064	.007	.136
직무열의	1. 사회적 지지		.069	-.056	.194
	2. AI 자기효능감	.236***	.473***	.334	.612
	3. (1) × (2)		.124*	.007	.241
혁신행동	1. 사회적 지지		.172***	.083	.260
	2. 직무열의	.470***	.592***	.498	.686
전체 모형	직접효과	해당없음	.172***	.083	.260
	간접효과	(저) -SD	-.013	-.122	.084
		(고) +SD	.095	-.001	.202
	조절된 매개지수	해당없음	.073	.009	.170

주. $N = 250$. (1)과 (2)는 평균중심화하였다. b 은 비표준화 회귀계수이며, LL과 UL은 각각 95% 신뢰구간의 하한과 상한이다. 조건부 간접효과와 조절된 매개지수는 5,000회의 부트스트랩 표본에 기초하였다. * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

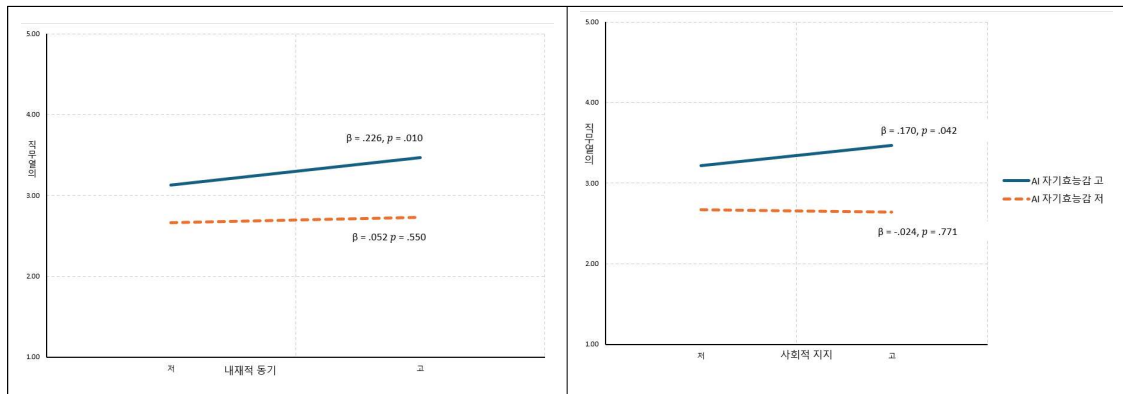


그림 1. AI 자기효능감의 조절효과

적 동기와 사회적 지지에서만 관찰되었다. 혁신행동과 같은 인지적 수행을 도모하고 업무를 보조하기 위한 목적으로는 AI의 관계적 사용보다 기능성 사용이 더 밀접하게 관련된다. 기능적 사용 방식과 직무열의 간 관계에서 AI 자기효능감의 조절효과가 나타나지 않았다는 점은, 그만큼 주효과가 강하여 조건과 관계없이 일관되게 효과가 있다는 의미도 된다. 반면, AI와의 상호작용에서 경험하는 흥미와 지지 수혜를 뜻하는 AI의 관계적 사용은 업무 자체와는 직접적으로 관련이 없어 직무열의나 혁신행동과의 관계가 상대적으로 약할 수 있다. 그러나 AI 자기효능감의 수준에 따라서는 관계적 사용에 해당하는 두 요인 역시 직무열의를 높이는 효과를 보였고, 이에 따라 직무열의를 통해 혁신행동으로 가는 간접효과도 더 증가하였다. 이러한 결과는 생성형 AI 사용을 지각된 사용 용이성과 유용성 등 기능적 수용의 관점만으로 설명하는 데 한계가 있음을 시사한다. 자원보존이론의 관점에서 AI 자기효능감은 이러한 관계적 자원의 활용을 촉진하는 개인적 자원으로 해석할 수 있다.

본 연구는 AI 사용을 기능적 특성뿐만 아니라 AI와의 상호작용에서 형성되는 심리적 경험을 포함하는 다차원적 현상으로 살펴보았다는 점에서 의의가 있다. 따라서 생성형 AI의 프로그램 운영에 있어 편의성과 효율성을 높이는 것과 함께, 사용자가 AI로부터 흥미와 지지 경험을 높이도록 고려할 필요가 있다. 또한 기업에서는 실무자들이 AI의 활용에 자신감을 갖도록 교육하여 AI의 효과를 고양하는 데 일조할 수 있다. 다만 횡단적 자기보고 자료를 사용하였으므로 종단적 후속 연구를 통한 재검증이 요구된다.

참고 문헌

(연구자에게 요청 시 전체 참고문헌 목록 제공)

- Chen, S., & Zhao, Y. (2025). Developing the Chinese version of Functional Use Scale (FUS) and Relational Use Scale (RUS) for human-AI collaboration: A validity and reliability study. *International Journal of Human-Computer Interaction*. <https://doi.org/10.1080/10447318.2025.2530072>

변혁적 리더십이 직무열의에 미치는 영향: 일의 의미의 매개 효과와 LMX의 조절된 매개효과

The Effect of Transformational Leadership on Work Engagement: The Mediation Effect of Meaningful Work and the Moderated Mediation Effect of LMX

이시형 (가톨릭대학교/석사과정, sihyung.lee918@gmail.com)

고은빈 (가톨릭대학교/석사과정, agbingo611@gmail.com)

김예빈 (가톨릭대학교/석사과정, benny66@naver.com)

박주연 (가톨릭대학교/석사과정, pjy3873@naver.com)

정승철 (가톨릭대학교/교수, parisjung@catholic.ac.kr)

초록

본 연구는 변화하는 직무 환경에서 구성원의 직무열의를 제고하기 위한 리더십의 역할을 규명하고자 하였다. 구체적으로, 리더십 행동 자체보다 구성원이 이를 수용하는 관계적인 맥락, 즉 리더-구성원 관계의 질(LMX)이 리더십 효과를 증대시키는 조건임을 실증적으로 규명하고자 하였다. 이를 위해 현재 회사에 1년 이상 재직중인 직장인 300명을 대상으로 설문을 실시하였다. 자료 분석 결과, 일의 의미는 변혁적 리더십과 직무열의 사이의 관계를 부분적으로 매개하고 있음이 나타났다. LMX가 이러한 매개효과를 강화하고 있음을 확인하였다. 이러한 결과는 리더가 단편적인 행동 차원을 넘어서 구성원과의 관계적 차원을 구축할 때 구성원의 내재적 동기와 직무열의가 가장 효과적으로 발현됨을 시사한다. 나아가 조직이 단순한 기법 위주의 리더십 교육만을 강조하기보다 리더와 구성원 간의 상호 신뢰에 기반한 LMX 구축 역량 강화 교육을 병행해야 한다는 실증적 근거를 제공한다.

Keywords: 변혁적 리더십, 일의 의미, 직무열의, LMX(리더-구성원 교환관계)

연구 배경

구성원의 자발적 몰입을 나타내는 직무열의는 활력, 헌신, 몰두로 구성된 긍정적이고 충만한 업무 관련 심리상태로서, 급변하는 환경 속에서 조직 성과의 핵심 선행지표로 주목받아 왔다(Schaufeli et al., 2002). 이를 촉진하는 대표적 요인인 변혁적 리더십은 이상적 영향력과 영감적 동기부여 등을 통해 구성원이 조직의 비전과 가치를 내면화하도록 이끄는 데 (Bass, 1985), 이 때 구성원이 직무에 온전히 자아를 투입하기 위해서는 심리적 의미성이 전제되어야 한다(Kahn, 1990). 이는 구성원이 변혁적 리더가 제시하는 비전을 통해 자신의 업무를 보다 큰 목적과 연결하게 하여 일의 의미를 높이고 결과적으로 직무열의를 증진시키는 핵심 매개 역할을 수행한다(Ghadi et al., 2013). 나아가 본 연구는 이러한 리더십의 효과가 모든 구성원에게 동일하게 나타나지 않으며, 리더와 구성원 간의 교환관계(LMX)의 질에 따라 조건화될 수 있음에 주목하였다(Dansereau, Graen, & Haga, 1975; Graen & Uhi-Bien, 1995). 사회교환이론과 호혜성 원리에 따르면 구성원은 상호 신뢰에 기반한 고품질 LMX 맥락 속에서는 리더의 메시지를 직무 의미로 내면화하지만, 교환관계가 단순한 계약적 수준에 머무를 경우에는 이것이 단순한 형식적 요구로 전락할 수 있다. 따라서 본 연구는 변혁적

리더십이 일의 의미를 매개하여 직무열의를 높이는 내적 매커니즘을 규명하고, 리더십 행동이 의미있는 업무 경험으로 전환되는 과정을 조건화하는 LMX의 조절된 매개효과를 통합적으로 검증하고자 한다.

연구 방법

연구 대상. 본 연구는 온라인 설문조사를 통해 국내 기업에 1년 이상 재직 중이며 직속 상사가 있는 만 20세 이상 65세 이하 직장인 300명의 응답을 수집하여 분석하였다. 대상자의 인구통계 분포를 살펴보면, 성별은 남자 52.7%, 여자 47.3%로 나타났고, 평균 연령은 42.52세($SD=11.35$)였으며 40대(30.7%)가 가장 많았다.

변혁적 리더십. 변혁적 리더십(Transformational Leadership)이란 비전 제시와 의미 부여를 통해 구성원의 태도, 신념, 가치, 욕구를 변화시키는 리더십을 말한다(Bass, 1985). 본 연구에서는 김정남의 한국어 다요인 리더십 질문지(MLQ: Multifactor Leadership Questionnaire) Form-45 중 변혁적 리더십에 해당하는 20문항을 사용하며, 각 문항은 5점 리커트 척도로 측정한다(김정남, 2009). 본 연구에서의 신뢰도는 Cronbach's $\alpha = .95$ 로 나타났다.

리더-구성원 교환 관계. 리더-구성원 교환 관계(Leader-Member Exchange: LMX)란 리더와 구성원이 맺는 이인관계의 질을 의미하며, 상호 호감을 나타내는 정서, 공적 지지와 옹호를 나타내는 충성심, 공식적 요구를 넘어서는 노력인 공헌, 상대의 직무 역량에 대한 존경인 전문성 존중의 네 차원으로 구성된다(Liden & Maslyn, 1998). 본 연구에서는 Liden과 Maslyn(1998)이 개발한 다차원 척도(LMX-MDM)를 본 연구에 맞게 수정한 12문항을 사용하였으며, 각 문항은 5점 리커트 척도로 측정하였다. 본 연구에서의 신뢰도는 Cronbach's $\alpha = .96$ 로 나타났다.

일의 의미. 일의 의미(Meaning of Work)란 개인이 자신의 일을 긍정적이고 가치 있는 경험으로 지각하는 정도를 말하며, 일에서의 긍정적 의미, 일을 통한 의미 만들기, 공공의 선을 위한 동기의 세 하위요인으로 구성된다(Steger et al., 2012). 본 연구에서는 Steger 등(2012)이 개발하고 김수진(2014)이 타당화한 한국판 일의 의미 척도(K-WAMI) 10문항을 사용하였으며, 각 문항은 5점 리커트 척도로 측정하였다. 본 연구에서의 신뢰도는 Cronbach's $\alpha = .87$ 로 나타났다.

직무열의. 직무열의(Job Engagement)란 일에 대한 긍정적이고 성취적인 마음 상태로, 에너지와 회복탄력성을 뜻하는 활력, 일에 대한 자부심과 도전 의식을 뜻하는 헌신, 일에 몰두하여 시간 가는 줄 모르는 상태인 몰두의 세 하위요인으로 구성된다(Schaufeli et al., 2002). 본 연구에서는 Schaufeli 등(2002)이 개발한 위트레흐트 직무열의 척도(UWES-17)를 사용하였으며, 활력 6문항, 헌신 5문항, 몰두 6문항의 총 17문항을 5점 리커트 척도로 측정하였다. 본 연구에서의 신뢰도는 Cronbach's $\alpha = .94$ 로 나타났다.

연구 결과

변혁적 리더십과 직무열의의 관계에서 일의 의미의 매개효과와 LMX의 조절된 매개효과를 확인하기 위해 PROCESS macro model 7을 사용하여 분석을 실시하였다(표 1). 분석 결과, 일의 의미의 간접효과는 LMX의 모든 수준(-1SD, M, +1SD)에서 95% 부트스트랩 신뢰구간 내에 0을 포함하지 않아 통계적으로 유의하였다(.048~.239, .115~.307, .170~.394). 조절된

매개지수는 .079로, 95% 부트스트랩 신뢰구간 내에 0을 포함하지 않아 통계적으로 유의한 것으로 나타났다(.035~.130). 해당 결과는 <그림1>에 제시하였다.

표 1. 일의 의미의 매개효과와 LMX의 조절된 매개효과

Indirect Effect					
	LMX	Effect	BootSE	BootLLCI	BootULCI
변혁적 리더십					
→일의 의미	-.857	.141	.049	.048	.239
→직무열의	.000	.208	.049	.115	.307
	.857	.276	.058	.170	.394
Index of Moderated Mediation					
LMX	Index	BootSE	BootLLCI	BootULCI	
	.079	.024	.035	.130	

주. LLCI: 95% 신뢰구간 내에서의 하한값, ULCI: 95% 신뢰구간 내에서의 상한값

주. BootSE, BootLLCI, BootULCI는 5000회 재표집한 95% 부트스트랩 신뢰구간을 사용함

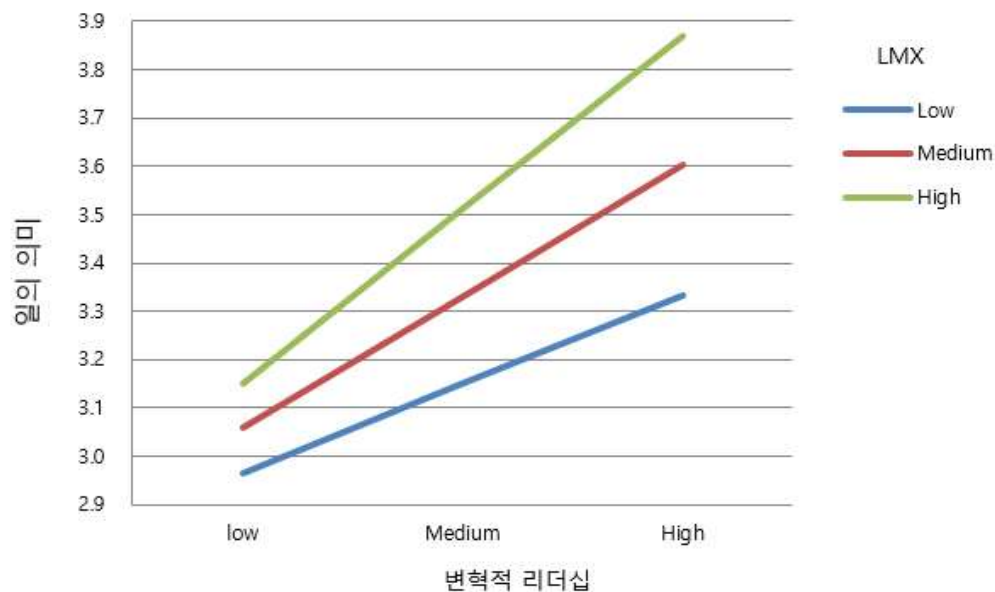


그림 1. LMX의 조절된 매개효과

논의 및 시사점

본 연구는 변혁적 리더십이 일의 의미를 매개로 직무열의에 미치는 영향과 더불어 리더-구성원 교환 관계(LMX)의 조절된 매개효과를 실증적으로 검증함으로써 조직 관리 및 리더십 문헌에 중요한 시사점을 제공한다. 본 연구의 실증 분석 결과를 바탕으로 도출된 주요 논의점은 다음과 같다.

첫째, 변혁적 리더십이 일의 의미를 매개로 직무열의에 미치는 긍정적 메커니즘을 실증적으로 규명하였다. 이는 리더가 비전을 공유하고 지적 자극 및 배려를 제공하는 변혁적 행동

을 보일 때 구성원이 자신의 업무에서 더 가치있는 의미를 발견하게 되며, 결과적으로 직무에 대한 높은 수준의 열의로 이어짐을 확인시켜준다.

둘째, 리더의 행동이 구성원의 심리적 상태로 전이되는 과정에서 리더-구성원 교환관계(LMX)의 강화효과를 확인하였다. 즉, 구성원의 일의 의미와 직무열의로 이어지기 위해서는 리더의 일방향적인 행동 차원의 접근만으로는 한계가 있으며, 리더와 구성원 간의 상호 신뢰에 기반한 양방향적 관계가 병행되어야만 리더십이 일의 의미와 직무열의를 제고하는 효과가 강화됨을 입증하였다.

셋째, 조직 차원의 리더십 개발 및 인적자원관리 전략을 수립하는 데 실무적 시사점을 제공한다. 실질적으로 구성원의 직무열의를 고취하기 위해서는 리더십 교육 프로그램 설계 시 단순한 기술 중심의 교육을 넘어 리더가 구성원과 개별적인 신뢰를 구축하고 정서적 유대를 강화할 수 있는 LMX 기반의 교육을 통합적으로 마련하는 전략의 필요성을 제시한다.

참고 문헌

- 김수진. (2014). 한국판 일의 의미 척도(Working As Meaning Inventory; WAMI) 타당화. 석사학위논문, 이화여자대학교 대학원.
- 김정남. (2009). 한국어 MLQ Form 5-45의 요인구조 모형 비교. *한국심리학회지: 산업 및 조직*, 22(4), 567 - 596.
- Bass, B. M. (1985). *Leadership and performance beyond expectations*. New York: Free Press.
- Dansereau, F., Graen, G. B., & Haga, W. (1975). A vertical dyad linkage approach to leadership within formal organizations: A longitudinal investigation of the role making process. *Organizational Behavior and Human Performance*, 13(1), 46-78.
- Ghadi, M. Y., Fernando, M., & Caputi, P. (2013). Transformational leadership and work engagement: The mediating effect of meaning in work. *Leadership & Organization Development Journal*, 34(6), 532-550.
- Graen, G. B., Uhi-Bien, M. (1995). Relationship-based approach to leadership: Development of leader-member exchange(LMX) theory of leadership over 25 years. *The Leadership Quarterly*, 6(2), 219-247.
- Kahn, W. A. (1990). Psychological conditions of personal engagement and disengagement at work. *Academy of management journal*, 33(4), 692-724.
- Liden, R. C., & Maslyn, J. M. (1998). Multidimensionality of leader-member exchange: An empirical assessment through scale development. *Journal of Management*, 24(1), 43 - 72.
- Schaufeli, W. B., Salanova, M., González-Romá, 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.
- Steger, M. F., Dik, B. J., & Duffy, R. D. (2012). Measuring meaningful work: The Work and Meaning Inventory (WAMI). *Journal of Career Assessment*, 20(3), 322 - 337.

권위적 리더십의 그늘 아래 조용한 사직: 목표지향성의 조절 효과

Quiet Quitting in the Shadow of Authoritarian Leadership: The Moderating Role of Goal Orientation

Rahman Wahda Andini Setiawaty (고려대학교 심리학부 대학원생/석사과정,
WahdaAndini@gmail.com)

우성희 (고려대학교 심리학부 대학원생/석사과정, w.snghee@gmail.com)

이지민 (고려대학교 심리학부 대학원생/석사과정, jimin823@naver.com)

박귀현 (고려대학교 심리학부 교수, parkguih@gmail.com)

초록

본 연구는 권위적 리더십(authoritarian leadership)이 구성원의 조용한 사직(quiet quitting)에 미치는 영향과 이 관계를 조절하는 구성원의 목표지향성을 규명하고자 하였다. 권위적 리더십은 구성원의 발언권과 자율성을 제한하는 통제적 환경을 조성하여 조용한 사직으로 이어질 수 있으며, 이러한 관계는 구성원 개인의 목표지향성에 따라 달라질 것이라는 연구모형을 설정하였다. 설문은 급속한 경제성장, 민주화 이후의 정치·사회적 변화, 디지털 전환을 동시에 경험하며 리더십에 대한 구성원의 반응에서 개인차가 두드러질 수 있는 인도네시아의 정규직 근로자 130명을 대상으로 실시하였다. 분석 결과, 권위적 리더십은 조용한 사직에 유의한 정적 주효과를 보였으며, 이 관계는 구성원의 목표지향성에 의해 유의하게 조절되는 것으로 나타났다. 구체적으로, 학습목표지향성이 높은 구성원에게서는 권위적 리더십과 조용한 사직 간의 정적 관계가 유의하게 약화된 반면, 수행회피목표지향성이 높은 구성원에게서는 유의하게 강화되었으며, 수행목표지향성은 유의한 조절효과를 보이지 않았다. 이러한 결과는 성장과 학습을 지향하는 구성원은 권위적 리더십의 부정적 영향에 상대적으로 덜 취약한 반면, 실패와 부정적 평가를 회피하려는 구성원은 조용한 사직에 더욱 취약할 수 있음을 시사한다. 본 연구는 권위적 리더십이 조용한 사직으로 이어지는 과정에서 목표지향성이라는 개인차의 역할을 밝힘으로써 관련 연구를 확장하며, 실무적으로는 조직이 권위적 리더십 관행을 재고하고 구성원의 이탈 문제에 대응할 때 목표지향성의 개인차를 함께 고려할 필요가 있음을 시사한다.

Keywords: 권위적 리더십, 조용한 사직, 목표지향성, 학습목표지향성, 수행회피목표지향성

연구 배경

최근 조직에서는 구성원이 공식적으로 퇴사하지 않으면서도 요구되는 최소한의 업무만 수행하고 추가적인 노력이나 몰입을 줄이는 조용한 사직(quiet quitting) 현상에 대한 관심이 증가하고 있다. 조용한 사직은 실제로 조직을 떠나는 이직과 달리 구성원이 조직에 남아 있는 상태에서 심리적으로 업무와 거리를 둔다는 점에서 조직이 쉽게 파악하기 어려우며, 구성원의 동기와 자발적 노력의 감소로 이어질 수 있다는 점에서 중요하게 다룰 필요가 있다.

이러한 조용한 사직을 유발할 수 있는 요인 중 하나로 권위적 리더십(authoritarian leadership)을 고려할 수 있다. 권위적 리더십은 리더가 강한 권한과 통제력을 행사하고 구성원에게 복종과 순응을 요구하는 리더십 행동을 의미한다(Cheng et al., 2004). 권위적 리더는 의사결정 권한을 자신에게 집중시키고 구성원의 발언권과 자율성을 제한함으로써 통제적인 업무환경을 형성할 수 있다. 이러한 환경에서 구성원은 자신의 의견이나 주도성을 발휘하기 어려우며, 업무에 적극적으로 관여하거나 요구 수준 이상의 자발적 노력을 기울일 동기가 감소할 수 있다. 특히 구성원은 조직을 직접 떠나기보다 공식적으로 요구되는 역할은

유지하면서 추가적인 노력과 관여를 축소하는 방식으로 통제적 환경에 대응할 수 있으며, 이는 심리적으로 업무와 거리를 두는 조용한 사직으로 이어질 가능성을 높인다. 따라서 권위적 리더십은 구성원의 조용한 사직을 증가시킬 것으로 예상하였다.

그러나 동일한 권위적 리더십을 경험하더라도 모든 구성원이 이에 동일하게 반응하는 것은 아닐 수 있다. 본 연구는 이러한 개인차를 설명하는 요인으로 목표지향성(goal orientation)에 주목하였다. 목표지향성은 개인이 성취 상황에서 자신의 능력을 개발하거나 입증하기 위해 어떠한 목표를 추구하는지를 나타내는 개인차로, 학습목표지향성, 수행목표지향성 및 수행회피목표지향성으로 구분된다(VandeWalle, 1997). 특히 학습목표지향성(learning goal orientation)이 높은 구성원은 능력의 개발과 새로운 기술의 습득, 성장 자체를 중요하게 여기기 때문에 통제적인 리더십 환경에서도 자신의 성장과 학습에 초점을 유지함으로써 권위적 리더십의 부정적인 영향을 상대적으로 덜 받을 수 있다. 반면, 수행회피목표지향성(performance-avoidance goal orientation)이 높은 구성원은 실패하거나 무능력하게 평가되는 것을 피하는 데 초점을 두기 때문에 통제와 복종을 강조하는 권위적 리더십 환경에 더욱 민감하게 반응하고, 업무로부터 심리적으로 거리를 두는 조용한 사직을 보일 가능성이 높다. 한편 수행목표지향성이 높은 구성원은 실패 회피보다는 타인과 비교하여 자신의 유능함을 입증하는 데 초점을 두는데, 이는 권위적 리더십이 유발하는 통제나 위협의 경험과 직접적으로 맞닿아 있지 않아, 조용한 사직에 대한 조절효과가 뚜렷하게 나타나지 않을 가능성이 있다.

이에 본 연구는 인도네시아의 정규직 근로자를 대상으로 권위적 리더십이 구성원의 조용한 사직에 미치는 영향을 살펴보고, 이 관계에서 구성원의 목표지향성이 어떠한 조절 역할을 하는지 검증하고자 하였다. 이를 통해 권위적 리더십과 조용한 사직 간의 관계를 규명하는 데서 나아가, 동일한 리더십 환경에서도 구성원의 개인적 동기 특성에 따라 그 영향이 달라질 수 있음을 밝히고자 하였다. 이러한 논의를 바탕으로 권위적 리더십을 독립변인, 목표지향성(학습목표지향성, 수행회피목표지향성)을 조절변인, 조용한 사직을 종속변인으로 하는 연구모형을 <그림 1>과 같이 제안하였다.

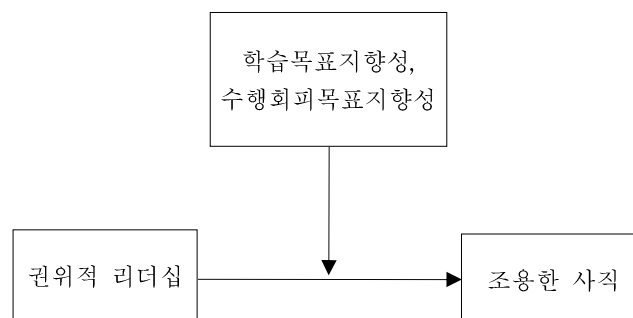


그림 1. 연구모형

연구 방법

연구 대상 및 절차. 본 연구는 인도네시아의 정규직 근로자 130명을 대상으로 온라인 설문조사를 실시하였다. 공동저자의 개인적 네트워크를 통해 참여자를 모집한 후, 참여자의 소개를 통해 추가 참여자를 모집하는 편의표집과 눈덩이표집 방식을 활용하였다. 설문을 통해 구성원이 지각한 권위적 리더십(authoritarian leadership), 개인의 목표지향성(goal

orientation), 조용한 사직(quiet quitting)을 측정하였다.

권위적 리더십. Cheng et al.(2004)의 가부장적 리더십 척도(Paternalistic Leadership Scale) 중 권위적 리더십 하위척도 6문항을 사용하였다. 리더가 의사결정 권한을 독점하고 구성원에게 복종과 순응을 요구하는 정도를 측정하였다($\alpha = .754$).

목표지향성. VandeWalle(1997)의 직무 영역 목표지향성 척도 12문항을 사용하였다. 학습 목표지향성(Learning Goal Orientation, $\alpha = .821$), 수행목표지향성(Performance Goal Orientation, $\alpha = .783$), 수행회피목표지향성(Performance-Avoidance Goal Orientation, $\alpha = .732$)의 세 하위요인으로 구분하여 측정하였다.

조용한 사직. Galanis et al.(2023)의 조용한 사직 척도(Quiet Quitting Scale; QQS) 9문항을 사용하였다. 구성원이 업무에 대한 심리적 몰입과 자발적 노력을 줄이는 정도를 측정하였다($\alpha = .828$). 하위요인으로 동기결여(Lack of Motivation), 심리적 거리두기(Detachment), 주도성 결여(Lack of Initiative)가 포함되었다.

연구 결과

권위적 리더십과 조용한 사직. 권위적 리더십은 조용한 사직에 유의한 정적 관계를 보였으며, 권위적 리더십을 높게 지각할수록 구성원의 조용한 사직 경향이 증가함을 확인하였다.

목표지향성의 조절효과. 권위적 리더십과 조용한 사직 간의 관계에서 목표지향성의 조절효과를 검증한 결과는 표 1과 같다. 학습목표지향성의 상호작용항은 유의하였으며(표 1), 조건부효과를 살펴보면 학습목표지향성이 낮은 수준에서는 권위적 리더십의 정적 효과가 유의한 반면, 높은 수준에서는 그 효과가 유의하지 않은 것으로 나타났다(그림 2). 즉 학습목표지향성이 높을수록 권위적 리더십이 조용한 사직으로 이어지는 정적 관계가 유의하게 약화되었다.

수행목표지향성의 상호작용항은 유의하지 않아(표 1), 수행목표지향성은 권위적 리더십과 조용한 사직 간의 관계를 유의하게 조절하지 않는 것으로 나타났다.

수행회피목표지향성의 상호작용항은 유의하였으며(표 1), 조건부효과를 살펴보면 수행회피목표지향성이 낮거나 평균 수준일 때는 권위적 리더십의 효과가 유의하지 않았으나, 수행회피목표지향성이 높은 수준에서는 그 정적 효과가 유의하게 나타났다(그림 3). 즉 수행회피목표지향성이 높을수록 권위적 리더십이 조용한 사직으로 이어지는 정적 관계가 유의하게 강화되었다.

표 1. 주요 변인들의 조절효과

구분	<i>F</i>	조건부효과(-1SD)	조건부효과(M)	조건부효과(+1SD)
학습목표지향성	4.582*	.298**	.132	.022
수행목표지향성	1.816	-	-	-
수행회피목표지향성	5.121*	.021	.111	.247**

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

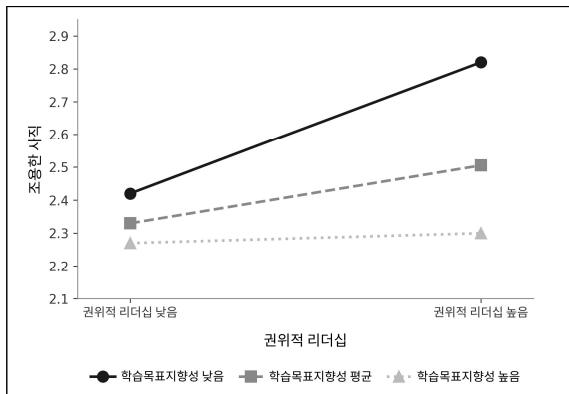


그림 2. 권위적 리더십과 조용한 사직의 관계에 대한 학습목표지향성의 조절효과

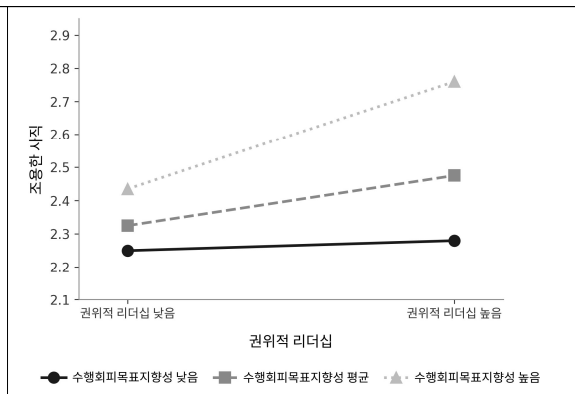


그림 3. 권위적 리더십과 조용한 사직의 관계에 대한 수행회피목표지향성의 조절효과

논의 및 시사점

본 연구는 권위적 리더십이 구성원의 조용한 사직에 미치는 영향과 이 관계에서 목표지향성의 조절효과를 검증하였다. 분석 결과, 권위적 리더십은 조용한 사직과 정적인 관계를 보였으며, 학습목표지향성은 이러한 관계를 완화하는 반면 수행회피목표지향성은 강화하는 것으로 나타났다. 한편, 수행목표지향성의 조절효과가 유의하지 않았던 것은 수행목표지향성이 타인에게 자신의 유능함을 입증하고 긍정적 평가를 얻는 데 초점을 두기 때문에, 권위적 리더십의 통제적 특성에 대한 반응과 직접적으로 연결되지 않았기 때문일 수 있다. 즉, 수행목표지향성이 높은 구성원은 권위적 리더십 환경에서도 자신의 수행과 유능함을 입증하는 데 초점을 유지할 수 있어, 학습목표지향성이나 수행회피목표지향성과 달리 권위적 리더십과 조용한 사직 간의 관계를 유의하게 변화시키지 않았을 가능성이 있다.

특히 학습목표지향성이 높은 구성원에게서 권위적 리더십의 영향이 약화된 결과는 성장과 역량 개발에 초점을 두는 구성원이 통제적인 리더십 환경에서도 자신의 학습과 성장에 초점을 유지함으로써 그 부정적 영향을 상대적으로 덜 받을 수 있음을 시사한다. 반면, 수행회피목표지향성이 높은 구성원에게서 그 영향이 강화된 결과는 실패나 부정적 평가를 회피하려는 구성원이 권위적이고 통제적인 환경에 더욱 민감하게 반응하여 업무로부터 심리적으로 거리를 둘 가능성이 있음을 보여준다.

이론적으로 본 연구는 권위적 리더십을 조용한 사직의 선행요인으로 제시하는 동시에, 목표지향성이 권위적 리더십의 부정적 효과를 완충하거나 강화하는 경계조건으로 기능할 수 있음을 보여줌으로써 조용한 사직의 선행요인과 개인차에 대한 이해를 확장하였다. 실무적으로는 조직이 구성원의 조용한 사직을 예방하기 위해 권위적이고 통제적인 리더십 관행을 점검하는 동시에, 구성원의 학습과 성장을 촉진하는 환경을 조성하고 실패와 부정적 평가에 대한 과도한 우려를 완화할 필요가 있음을 시사한다.

한편, 본 연구는 횡단적 자기보고 자료를 활용하였다는 점에서 변수 간 인과관계를 명확히 추론하는 데 한계가 있으며, 인도네시아 근로자를 대상으로 편의표집 및 눈덩이표집을 통해 자료를 수집하였다는 점에서 결과의 일반화에 주의가 필요하다. 향후 연구에서는 종단적 또는 다원천 자료를 활용하고 다양한 문화적 맥락의 표본을 대상으로 본 연구의 결과를 재검증할 필요가 있다.

참고 문헌

- Cheng, B. S., Chou, L. F., Wu, T. Y., Huang, M. P., & Farh, J. L. (2004). Paternalistic leadership and subordinate responses: Establishing a leadership model in Chinese organizations. *Asian Journal of Social Psychology*, 7(1), 89–117.
- Galanis, P., Katsiroumpa, A., Vraka, I., Siskou, O., Konstantakopoulou, O., Moisoglou, I., Gallos, P., & Kaitelidou, D. (2023). The quiet quitting scale: Development and initial validation. *AIMS Public Health*, 10(4), 828–848.
- Hayes, A. F. (2017). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach*(2nd ed.). Guilford Press.
- VandeWalle, D. (1997). Development and validation of a work domain goal orientation instrument. *Educational and Psychological Measurement*, 57(6), 995–1015.

좋은 일터는 모두에게 똑같이 좋을까?: 주니어와 시니어의 GWP 인식 차이와 리더 행동복잡성의 역할

Are Good Workplace Practices Equally Good for Everyone?:

**The Process Linking GWP-Based Organizational Satisfaction to
Supportive Organizational Culture Perception and Job Satisfaction**

박종수 (광운대학교/박사과정, passion153@naver.com) 제1저자

오경섭 (광운대학교/석사과정, dhrudtjq9@naver.com) 공동저자

안여경 (광운대학교/석사과정, sedegari1333@gmail.com) 공동저자

한태영 (광운대학교/교수, tyounghan@kw.ac.kr) 교신저자

초록 본 연구는 업무량, 근무환경, 유연근무, 보고·소통 등 좋은 일터의 제도적 조건에 대한 만족이 구성원에게 지원적 조직문화로 해석되고, 이를 통해 직무만족으로 이어지는 과정을 검증하였다. 이를 위해 국내 제약 CDMO 기업 구성원을 대상으로 2022년부터 2025년까지 수집된 4개년 반복 횡단 조직진단 자료를 활용하였다. 최종 분석에는 총 2,138명의 응답이 포함되었으며, 주니어(대리 이하) 집단은 1,488명, 시니어(과장 이상) 집단은 650명이었다. 확인적 요인분석을 통해 측정모형을 검증하고, 연도 및 직급 간 측정동일성을 확인한 후 PROCESS Macro Model 7과 다집단 구조방정식 모형을 통해 가설을 검증하였다. 분석 결과, 이러한 GWP 기반 조직만족은 지원적 조직문화인식을 유의하게 높였으며, 지원적 조직문화인식은 직무만족을 유의하게 예측하였다. 또한 GWP 기반 조직만족은 직무만족에 직접효과를 보였고, 지원적 조직문화인식을 통한 간접효과도 유의하여 부분매개효과가 확인되었다. 리더 행동복잡성은 GWP 기반 조직만족이 지원적 조직문화인식으로 이어지는 경로를 유의하게 조절하였으며, 조절된 매개효과 또한 유의하였다. 직급별 분석에서는 GWP 기반 조직만족이 지원적 조직문화인식에 미치는 경로가 시니어보다 주니어 집단에서 더 강하게 나타났다. 본 연구는 조직의 제도적 조건이 직무만족으로 이어지기 위해서는 구성원이 이를 지원적 조직문화로 인식하는 과정이 중요하며, 리더의 복합적 행동 역량이 이러한 인식 전환을 강화할 수 있음을 보여준다. 특히 주니어 집단에서 좋은 일터 제도 만족이 지원적 조직문화인식으로 이어지는 경로가 더 강하게 나타나, 같은 제도라도 초기 경력 구성원에게는 조직을 판단하는 더 민감한 신호로 작용할 수 있음을 시사한다.

Keywords: GWP, 조직만족, 지원적 조직문화인식, 직무만족, 리더 행동복잡성, 조절된 매개효과, 반복 횡단 자료

연구 배경

좋은 제도와 근무환경은 모든 구성원에게 같은 방식으로 다가올까? 좋은 제도와 근무환경이 있다고 해서 모든 구성원이 이를 똑같이 ‘좋은 직장’으로 느끼는 것은 아니다. 직무만족은 직무 자체의 특성뿐 아니라 조직의 제도와 문화적 맥락 속에서 형성되며(Hackman & Oldham, 1976), GWP(Great Work Place)는 신뢰, 자부심, 동료애를 중심으로 좋은 일터를 설명하는 관점이다(Levering, 1988; 신효진, 고영희, 2015). 그러나 구성원이 경험하는 제도적 근무환경이 직무만족으로 연결되는 인식 과정에 대해서는 충분한 검토가 이루어지지 않았다.

조직지원이론에 따르면 구성원은 조직의 정책과 관행을 해석하면서 조직이 자신을 지원하는지를 판단하고, 이러한 인식을 바탕으로 직무태도를 형성한다(Eisenberger et al., 1986).

또한 HR 귀인이론은 동일한 제도라 하더라도 구성원이 그 도입 의도를 어떻게 해석하는지에 따라 태도와 행동이 달라질 수 있음을 설명한다(Nishii et al., 2008). 따라서 GWP 기반 조직만족은 조직이 구성원의 성장과 참여를 지원한다는 인식으로 이어지고, 이를 통해 직무만족을 높일 수 있다.

한편 같은 제도도 구성원이 놓인 위치에 따라 다르게 읽힐 수 있다. 특히 조직 경험이 상대적으로 짧은 주니어에게는 업무환경과 제도적 조건이 조직의 지원성을 판단하는 더 민감한 단서가 될 수 있다. 또한 리더가 구성원 개발, 권한위임, 소통, 목표달성 등 다양한 역할을 균형 있게 수행할수록(Lawrence et al., 2009), 제도적 조건이 지원적 조직문화로 해석되는 과정은 더 강화될 수 있다. 따라서 본 연구는 GWP 기반 조직만족이 지원적 조직문화인식을 매개로 직무만족에 미치는 영향과 리더 행동복합성의 조절된 매개효과를 검증하고, 이러한 과정이 주니어와 시니어에게 다르게 나타나는지 비교하였다.

연구 방법

연구 대상. 국내 제약 CDMO 기업 구성원을 대상으로 4개년(2022~2025년)에 걸쳐 수집된 반복 횡단 조직진단 설문 자료를 활용하였다. 최종 분석 표본은 총 2,138명이며, 주니어(대리 이하) 1,488명, 시니어(과장 이상) 650명으로 구성되었다. 모든 문항은 6점 리커트 척도로 측정하였다.

측정 변수. GWP 기반 조직만족은 업무량, 근무환경, 유연근무 및 보고·소통에 관한 4개 문항으로 측정하였다($\alpha=.710$). 지원적 조직문화인식은 비전제시, 변혁의욕, 부서 간 소통, 교육 및 경력개발제도에 관한 5개 문항으로 측정하였다($\alpha=.910$). 리더 행동복합성은 전문성, 구성원 개발, 권한위임, 목표달성, 소통, 공정성, 고객중심 및 미래역량에 관한 8개 문항으로 측정하였다($\alpha=.980$). 직무만족은 직무특성, 성장 및 직무적응에 관한 3개 문항으로 측정하였다($\alpha=.890$).

분석 방법. R의 lavaan 패키지(Rosseel, 2012)를 활용하여 확인적 요인분석과 연도 및 직급 간 측정동일성을 검증하였다. 이후 R용 PROCESS Macro Model 7(Hayes, 2018)을 이용하여 지원적 조직문화인식의 매개효과와 리더 행동복합성의 조절효과 및 조절된 매개효과를 분석하였다. 마지막으로 주니어와 시니어 집단의 주요 경로 차이를 확인하기 위해 다집단 구조방정식 모형 분석을 실시하였다.

연구 결과

측정모형 및 측정동일성 검증

확인적 요인분석 결과, GWP 기반 조직만족, 지원적 조직문화인식, 리더 행동복합성 및 직무만족으로 구성된 4요인 측정모형은 자료에 양호하게 부합하였다($CFI=.971$, $TLI=.966$, $RMSEA=.058$, $SRMR=.030$). 연도 간 측정동일성은 scalar 수준까지 충족되었으며($CFI=.971$, $RMSEA=.057$, $\Delta CFI=.000$, $\Delta\chi^2$ $p=.066$), 직급 간 측정동일성 역시 scalar 수준까지 충족되었다($CFI=.967$, $RMSEA=.059$, $\Delta CFI=-.001$). 이에 따라 4개년 자료의 통합분석과 집단 간 경로 비교가 가능한 것으로 확인되었다.

주요 경로 및 매개효과

GWP 기반 조직만족은 지원적 조직문화인식과 직무만족에 유의한 정적 영향을 미쳤으며,

지원적 조직문화인식 역시 직무만족을 유의하게 예측하였다. 또한 GWP 기반 조직만족이 지원적 조직문화인식을 거쳐 직무만족에 미치는 간접효과가 유의하게 나타나, 지원적 조직문화인식의 부분매개효과가 확인되었다(표1).

표 1. 주요 경로 및 매개효과 검증 결과

효과 유형	경로	b	β/효과	t/95% CI
직접효과(a경로)	X → M	.506	.473	25.31***
직접효과(b경로)	M → Y	.407	.435	19.75***
직접효과(c')	X → Y	.252	.251	11.42***
간접효과	X → M → Y	-	.206	[.180, .232]

주. X=GWP 기반 조직만족, M=지원적 조직문화인식, Y=직무만족. 간접효과는 W 평균 수준에서의 조건부 간접효과임.

*** $p < .001$. 간접효과는 부트스트랩 5,000회를 통해 검증함.

리더 행동복합성의 조절효과 및 조절된 매개효과

리더 행동복합성은 GWP 기반 조직만족과 지원적 조직문화인식 간의 관계를 유의하게 조절하였다. 리더 행동복합성 수준에 따른 조건부 간접효과를 분석한 결과, 리더 행동복합성이 높을수록 간접효과가 증가하였다. 또한 조절된 매개지수의 신뢰구간이 0을 포함하지 않아 조절된 매개효과가 지지되었다(표2).

표 2. 리더 행동복합성의 조절효과 및 조절된 매개효과

효과	추정치	95% CI
X × W → M	β=.060***	-
조건부 간접효과: 낮은 W(-1SD)	.181	[.154, .210]
조건부 간접효과: 평균 W	.206	[.180, .232]
조건부 간접효과: 높은 W(+1SD)	.231	[.200, .261]
조절된 매개지수	.017	[.008, .027]

주. X=GWP 기반 조직만족, M=지원적 조직문화인식, W=리더 행동복합성.

*** $p < .001$. 조건부 간접효과와 조절된 매개효과는 부트스트랩 5,000회 기준임.

직급별 다집단 구조방정식 분석

다집단 구조방정식 분석 결과, 직급 간 경로 차이는 전체적으로 유의하였다($\Delta\chi^2(4)=20.16$, $p < .001$; 표3).

표 3. 직급별 다집단 구조방정식 분석 결과

경로	주니어 β	시니어 β	$\Delta\chi^2(1)$	p
X → M	.512	.393	8.67	.003
W → M	.316	.243	2.06	n.s.
X → Y	.226	.248	0.01	n.s.
M → Y	.429	.478	0.01	n.s.

주. X=GWP 기반 조직만족, M=지원적 조직문화인식, W=리더 행동복합성, Y=직무만족.

n.s.=not significant. 옴니버스 $\Delta\chi^2(4)=20.16$, $p < .001$. 경로계수는 합성점수 기반 다집단 경로 모형(ML) 추정치

경로별 검증에서 GWP 기반 조직만족이 지원적 조직문화인식에 미치는 영향은 시니어보다 주니어 집단에서 유의하게 강했다($\Delta\chi^2(1)=8.67$, $p=.003$). 반면 리더 행동복잡성이 지원적 조직문화인식에 미치는 영향과 직무만족에 대한 두 경로에서는 직급 간 유의한 차이가 나타나지 않았다.

논의 및 시사점

본 연구는 GWP 기반 조직만족이 지원적 조직문화인식을 통해 직무만족으로 이어지는 부분매개효과를 확인하였다. 이는 좋은 일터의 효과가 제도 자체보다도 구성원이 그것을 어떤 의미로 받아들이는가에 달려 있다고 볼 수 있다.

또한 리더 행동복잡성은 GWP 기반 조직만족과 지원적 조직문화인식 간의 관계를 강화하였다. 특히 GWP 기반 조직만족이 지원적 조직문화인식에 미치는 영향이 시니어보다 주니어 집단에서 더 강하게 나타나, 초기 경력 구성원의 조직문화인식 형성에는 제도적 근무환경 조건이 상대적으로 중요하게 작용할 수 있음을 시사한다. 다만 단일 기업의 반복 횟단 자기보고 자료를 활용하였으므로, 변수 간 인과관계의 해석과 연구결과의 일반화에 주의할 필요가 있다.

참고 문헌

- 신효진, 고영희. (2015). GWP 조직문화가 성취욕구, 직무만족, 직무성장에 미치는 영향: 제조, 서비스, 금융업 종사자 간 비교 분석. *경영과 정보연구*, 34(2), 39 - 65.
- Eisenberger, R., Huntington, R., Hutchison, S., & Sowa, D. (1986). Perceived organizational support. *Journal of Applied Psychology*, 71(3), 500-507.
- Hackman, J. R., & Oldham, G. R. (1976). Motivation through the design of work: Test of a theory. *Organizational Behavior and Human Performance*, 16(2), 250-279.
- Hayes, A. F. (2018). Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach (2nd ed.). Guilford Press.
- Lawrence, K. A., Lenk, P., & Quinn, R. E. (2009). Behavioral complexity in leadership: The psychometric properties of a new instrument to measure behavioral repertoire. *The Leadership Quarterly*, 20(2), 87-102.
- Levering, R. (1988). *A great place to work: What makes some employers so good, and most so bad*. Random House.
- Nishii, L. H., Lepak, D. P., & Schneider, B. (2008). Employee attributions of the “why” of HR practices: Their effects on employee attitudes and behaviors, and customer satisfaction. *Personnel Psychology*, 61(3), 503-545.
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36.

상사의 감시가 업무수행에 미치는 영향: 인상관리와 자기통제 자원 고갈의 매개효과

The Effect of Supervisor Monitoring on Job Performance: The Mediating Roles of Impression Management and Self-Control Resource Depletion

김태은 (대구대학교/석사과정, kte7895@naver.com)

박현민 (대구대학교/석사과정, food838@naver.com)

남상희 (대구대학교/교수, baskya@daegu.ac.kr)

초록

본 연구는 상사의 감시가 부하의 인상관리와 자기통제자원 고갈을 거쳐 업무수행에 이르는 순차적 매개 모형을 검증하였다. 선행 연구는 인상관리가 행위자 자신의 자원을 소모시킴을 보고하였으나 이를 유발하는 상황적 선행요인은 충분히 다루지 않았다. 이에 본 연구는 상사의 감시를 관찰적 감시와 상호작용적 감시로 구분하고(Liao & Chun, 2016), 인상관리를 행동의 초점에 따라 직무초점, 상사초점, 자기초점으로 구분하여(Bolino et al., 2006) 각 유형이 업무수행에 서로 다른 영향을 미치는지 검토하였다. 국내 사무직 종사자 200명을 대상으로 온라인 설문조사를 실시한 결과, 두 감시 유형 모두 업무수행에 대한 직접효과는 보이지 않았으나, 인상관리와 자기통제자원 고갈을 매개로 업무수행에 영향을 미쳤다. 구체적으로, 관찰적 감시는 직무초점 및 상사초점 인상관리를 매개로 업무수행에 부적인 영향을 미친 반면, 상호작용적 감시는 인상관리 초점에 따라 업무수행에 부적인 영향(직무초점, 상사초점 인상관리) 뿐 아니라 긍정적 영향(자기초점 인상관리)을 미쳤다. 자기통제자원 고갈은 인상관리와 업무수행 간 관계를 일부 매개하였다. 본 연구의 결과는 성과 관리를 위해 이루어지는 감시가 부하의 인상관리를 유발하고 자원을 소모시켜 오히려 수행을 저해할 수 있으며, 그 정도가 감시 유형과 인상관리 초점에 따라 달라짐을 시사한다.

Keywords: 상사의 감시, 인상관리, 자기통제자원 고갈, 업무수행, 순차적 매개

연구 배경

조직은 구성원의 업무 진행 상황을 파악하고 성과를 관리하기 위해 상사의 감시를 활용한 다. 그러나 감시는 부하가 자신이 평가받고 있음을 인식하게 하여 상사에게 바람직한 인상을 형성하려는 인상관리 행동을 유발한다. 인상관리는 상대에게 형성되는 인상을 관리하기 위해 자신의 행동을 점검하고 조정하는 활동이므로 자기조절 노력을 수반하며, 그 결과 자기통제자원을 소모시킬 수 있다(Klotz et al., 2018; Vohs et al., 2005). 자기통제자원은 유한하여 한 영역에서 소모되면 다른 영역의 수행이 저하되므로(Muraven & Baumeister, 2000), 인상관리에 자원을 소모한 부하는 정작 본래의 업무수행에서 어려움을 겪을 수 있다.

그러나 상사의 감시와 부하의 인상관리는 동일한 하나의 형태로 나타나는 행동이 아니다. 감시는 상사가 부하의 업무를 일방적으로 관찰하는 관찰적 감시와 부하에게 직접 묻고 확인하는 상호작용적 감시로 구분되며, 두 방식은 부하에게 서로 다른 심리적 반응을 유발한다(Liao & Chun, 2016). 인상관리 또한 행동이 무엇에 초점을 두는지에 따라 직무에서 유능해 보이려는 직무초점, 상사에게 사려 깊고 도움이 되는 사람으로 보이려는 상사초점, 예의 바르고 헌신적인 직원으로 보이려는 자기초점 인상관리로 구분된다(Bolino et al., 2006). 어떤

유형의 감시가 어떤 초점의 인상관리를 이끌어내는지에 따라 업무수행에 이르는 경로도 달라질 수 있다. 이에 본 연구는 감시를 관찰적 감시와 상호작용적 감시로, 인상관리를 직무초점, 상사초점, 자기초점 인상관리로 구분하여 이들이 자기통제자원 고갈을 거쳐 업무수행에 이르는 순차적 매개효과를 검증하였다.

연구 방법

연구 대상. 온라인 조사 전문 기관을 통해 직속 상사와 6개월 이상 대면하였고 정규직 혹은 무기계약직으로 근무하고 있는 만 19세 이상 국내 사무직 종사자 200명의 자료를 수집하였다. 감시를 받는 위치로 표본을 한정하기 위해 부서장급 이상은 제외하였다. 남녀 각 100명(50.0%), 평균 연령 45.38세($SD = 12.88$)였으며, 82.5%가 대졸 이상이었다.

측정 도구. 관찰적 감시와 상호작용적 감시는 Liao와 Chun(2016)에서, 직무·상사·자기초점 인상관리는 Bolino 등(2006)의 연구에서 사용된 척도를 사용하였다. 또한 Johnson 등(2014), Williams와 Anderson(1991)의 연구에서 각각 자기통제자원 고갈과 업무수행 척도를 사용하였다. 7점 리커트 척도로 측정된 인상관리를 제외하고는 모두 5점 리커트 척도를 사용하였으며, 신뢰도는 .826~.904 사이로 모두 양호한 수준으로 나타났다.

분석 방법. SPSS 29.0과 PROCESS macro 4.2(Hayes, 2022)의 Model 80을 적용하였다. 두 감시 유형 간 상관이 높으므로($r = .563$) 한 유형을 독립변인으로 투입할 때 다른 유형을 통제 변인으로 투입하여 분석을 2회 실시하였다. 간접효과는 부트스트랩 10,000회의 95% 신뢰구간으로 검정하였다.

표1. 주요 변인의 기술통계 및 상관관계

변인	<i>M</i>	<i>SD</i>	1	2	3	4	5	6	7
1. 관찰적 감시	2.92	0.76	(.854)						
2. 상호작용적 감시	3.11	0.73	.56***	(.865)					
3. 직무초점	3.94	1.06	.32***	.33***	(.887)				
4. 상사초점	3.92	1.21	.41***	.51***	.71***	(.888)			
5. 자기초점	4.76	1.06	.23**	.37***	.51***	.67***	(.826)		
6. 고갈	2.43	0.96	.23**	.14	.19**	.13	-.12	(.904)	
7. 업무수행	3.97	0.53	.00	.10	-.22**	-.14*	.19**	-.43***	(.838)

주. $N = 200$. 대각선의 괄호 안은 Cronbach's α . 변인 3~5는 7점 척도, 나머지는 5점 척도로 측정하였다.

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

연구 결과

매개분석 결과가 그림 1 및 표 2에 제시되어 있다. 관찰적 감시의 총 간접효과는 부적으로 유의하여($b = -.118$, 95% CI $[-.196, -.043]$), 직무초점, 상사초점 인상관리와 자원고갈을 매개로 수행에 부적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 구체적으로 관찰적 감시는 상사초점을 매개로($b = -.047$, 95% CI $[-.104, -.003]$), 그리고 직무초점 및 자기통제자원의 고갈을 매개($b = -.011$, 95% CI $[-.0268, -.0004]$)로 업무수행에 부적인 영향을 미쳤다.

상호작용적 감시의 총 간접효과는 유의하지 않았으나, 직무초점과 상사초점 인상관리를 통해서는 업무수행이 낮아진 반면 자기초점 인상관리를 통해서는 높아지는 비일관적 매개를 보였다. 구체적으로 직무초점의 매개효과와 더불어 직무초점과 자기통제자원 고갈의 순차적 매개효과가 나타났으며(각각 $b = -.029$, 95% CI $[-.0803, -.0001]$, $b = -.012$, 95% CI

[$-.0349, -.0005$]) 상사초점($b = -.110$, 95% CI [$-.193, -.033$]) 또한 상호작용적 감시와 업무수행 간의 관계를 매개하였다. 반면 상호작용적 감시는 자기초점($b = .100$, 95% CI [$.038, .177$]) 및 자기초점과 자기통제자원 고갈($b = .033$, 95% CI [$.012, .058$])을 매개로 업무수행에 긍정적 영향을 미쳤다.

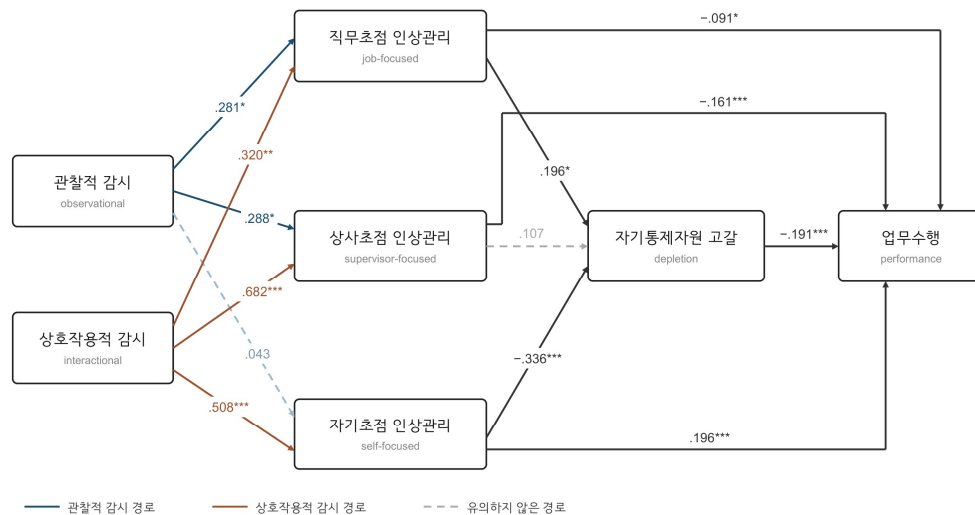


그림 1. 연구모형

표 2. 감시 유형별 간접효과

경로	관찰적 감시		상호작용적 감시	
	<i>b</i>	95% CI	<i>b</i>	95% CI
→ 직무초점 → 수행	-.026	[$-.0668, .0003$]	-.029*	[$-.0803, -.0001$]
→ 상사초점 → 수행	-.047*	[$-.104, -.003$]	-.110*	[$-.193, -.033$]
→ 자기초점 → 수행	.008	[$-.040, .059$]	.100*	[$.038, .177$]
→ 고갈 → 수행	-.040	[$-.087, .002$]	-.010	[$-.053, .035$]
→ 직무초점 → 고갈 → 수행	-.011*	[$-.0268, -.0004$]	-.012*	[$-.0349, -.0005$]
→ 상사초점 → 고갈 → 수행	-.006	[$-.022, .004$]	-.014	[$-.040, .010$]
→ 자기초점 → 고갈 → 수행	.003	[$-.012, .021$]	.033*	[$.012, .058$]
총 간접효과	-.118*	[$-.196, -.043$]	-.043	[$-.132, .054$]
총효과	-.053	$p = .375$	.101	$p = .105$
직접효과	.065	$p = .210$	.144*	$p = .011$

주: 비표준화 계수, 부트스트랩 10,000회. 각 감시 유형을 독립변인으로 투입할 때 다른 유형을 통제변인으로 투입하였다. * 95% 신뢰구간이 0을 포함하지 않음.

논의 및 시사점

상사의 감시는 부하의 업무 정보를 수집하여 성과를 관리하기 위한 행동이지만, 본 연구에서 감시는 인상관리와 자기통제자원 고갈을 거쳐 오히려 업무수행을 낮추는 방향으로 작용하였다. 감시가 부하의 인상관리를 유발하고 이것이 자원을 소모시켜 본래의 업무수행을 저해하는 경로가 확인된 것이다. 성과를 관리하기 위한 행동이 업무수행을 낮출 수 있다는

점에서, 감시의 효과는 부하가 그에 어떻게 대응하는지를 함께 고려하여 판단할 필요가 있다.

Liao와 Chun(2016)은 상호작용적 감시가 부하에게 권한과 인정을 받고 있다는 지각을 형성하므로 긍정적 함의를 갖는다고 보았다. 그러나 본 연구에서 상호작용적 감시는 긍정적 측면과 부정적 측면이 함께 나타났다. 자기초점 인상관리를 통해서서는 업무수행을 높였으나, 상사초점과 직무초점 인상관리를 통해서서는 업무수행을 낮추었다. Liao와 Chun(2016)은 상호작용적 감시에서 부하가 인상관리 목적으로 자신의 성과를 선택적으로 제시할 수 있음을 지적하였는데, 본 연구는 그러한 인상관리가 부하 자신의 자원과 수행에도 영향을 미칠 수 있음을 보여준다. 감시 방식의 전환만으로 수행이 개선된다고 보기는 어려우며, 이에 수반하는 부하의 인상관리 부담을 감소시킬 필요성이 있다.

본 연구에서 특기할만한 점으로, 자기초점 인상관리는 자기통제자원 고갈을 감소시키고 업무수행을 증가시키는 것으로 나타났다. 직무초점 인상관리는 자신의 성취를 부풀리거나 부정적 사건을 실제보다 덜 나쁘게 보이도록 조정하는 행동을 포함하여 고갈을 높인 반면, 자기초점 인상관리는 예의 바르고 성실하게 행동하는 것에 가까워 그러한 조정을 상대적으로 덜 요구한다. 더 나아가 인상관리 행동에 대한 기본 인식과는 달리, 자기초점 인상관리는 직원 개인과 업무수행에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 해석할 수 있었다. 다만 자기초점 인상관리와 고갈의 단순상관은 유의하지 않았고 부적 관계는 다른 두 초점을 통제한 조건에서 나타났으므로 해석에 유의할 필요가 있다.

참고 문헌

- Bolino, M. C., Varela, J. A., Bande, B., & Turnley, W. H. (2006). The impact of impression-management tactics on supervisor ratings of organizational citizenship behavior. *Journal of Organizational Behavior*, 27(3), 281-297.
- Hayes, A. F. (2022). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis* (3rd ed.). Guilford Press.
- Johnson, R. E., Lanaj, K., & Barnes, C. M. (2014). The good and bad of being fair: Effects of procedural and interpersonal justice behaviors on regulatory resources. *Journal of Applied Psychology*, 99(4), 635-650.
- Klotz, A. C., He, W., Yam, K. C., Bolino, M. C., Wei, W., & Houston, L., III. (2018). Good actors but bad apples: Deviant consequences of daily impression management at work. *Journal of Applied Psychology*, 103(10), 1145-1154.
- Liao, E. Y., & Chun, H. (2016). Supervisor monitoring and subordinate innovation. *Journal of Organizational Behavior*, 37(2), 168-192.
- Muraven, M., & Baumeister, R. F. (2000). Self-regulation and depletion of limited resources: Does self-control resemble a muscle? *Psychological Bulletin*, 126(2), 247-259.
- Vohs, K. D., Baumeister, R. F., & Ciarocco, N. J. (2005). Self-regulation and self-presentation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 88(4), 632-657.
- Williams, L. J., & Anderson, S. E. (1991). Job satisfaction and organizational commitment as predictors of organizational citizenship and in-role behaviors. *Journal of Management*, 17(3), 601-617.

성과 압박, 리더의 신경증 및 성취지향성이 조직 효과성에 미치는 영향: 리더의 비인격적 감독의 매개효과

The Effects of Performance Pressure, Neuroticism and Achievement Striving of Leader on Organizational Effectiveness : The Mediating Role of Abusive Supervision

이해성 (대구대학교/석사과정, dlgotjd1999@gmail.com)

석동헌 (대구대학교/교수, sdh@daegu.ac.kr)

이중구 (대구대학교/명예교수, gooya@daegu.ac.kr)

초록 본 연구의 목적은 성과압박, 리더의 신경증 및 성취지향성이 리더의 비인격적 감독을 매개하여 조직효과성에 미치는 영향을 확인하는 데 있다. 이를 위해 ‘리더의 비인격적 감독’이라는 구성개념의 재정의와 정의에 부합되는 하위요인을 도출하고, 적대적 비하, 강압적 통제, 불합리한 업무지시로 구성된 비인격적 감독 척도의 요인구조를 확인적 요인분석을 통해 확인하였다. 국내 기업에 재직 중인 사무직 종업원 250명(남성 125명, 여성 125명)을 대상으로 온라인 설문조사를 실시하였다. 연구결과, 성과압박과 리더의 신경증이 높을수록 리더의 비인격적 감독이 높은 것으로 나타났으며, 리더의 성취지향성이 높을수록 비인격적 감독이 낮은 것으로 나타났다. 리더의 비인격적 감독이 높을수록 반생산적 업무행동과 이직의도가 높은 것으로 나타났으며, 과업수행과 조직시민행동은 낮은 것으로 나타났다. 매개효과 검증 결과, 성과압박은 모든 조직효과성 변수 경로에서 비인격적 감독의 매개효과가 나타났다. 리더의 성취지향성은 반생산적 업무행동과 조직시민행동 간의 관계에서 비인격적 감독의 매개효과가 유의하게 나타났다.

Keywords: 비인격적 감독, 성과 압박, 리더의 신경증, 리더의 성취지향성, 과업 수행, 반생산적 업무 행동, 조직시민행동, 이직의도

연구 배경

리더의 비인격적 감독을 경험한 구성원은 정서적 소진과 이직의도 증가 등 부정적 결과를 겪으며, 이는 조직 전체의 성과 저하로 이어진다. 그러나 기존의 비인격적 감독 척도는 대인관계적 적대 행동 등 비인격적 측면에만 편중되어 권한 남용이나 부당한 업무지시 같은 ‘감독적’ 측면은 반영하지 못한다는 한계가 있다. 이에 본 연구는 비인격적 감독을 ‘적대적인 언어적·비언어적 지도나 관리를 지속하는 행위’로 재정의하고, 적대적 비하·강압적 통제·불합리한 업무지시의 3개 하위요인으로 구성된 척도를 개발하였다. 또한 조직 차원의 성과압박과 리더 차원의 신경증, 성취지향성을 비인격적 감독의 선행요인으로 설정하고, 이들 변수가 비인격적 감독을 매개하여 과업수행, 반생산적 업무행동, 조직시민행동, 이직의도와 같은 조직효과성 변수에 영향을 미치는지 확인하고자 하였다. 본 연구의 목적은 새롭게 개발한 비인격적 감독 척도를 타당화하고, 성과압박, 리더의 신경증 및 성취지향성이 비인격적 감독을 매개로 조직효과성에 미치는 영향을 실증적으로 검증하는 데 있다.

연구 방법

연구 대상자 및 자료수집 방법. 연구대상자는 국내 기업에 재직 중인 사무직 종업원 250명(남성 125명, 여성 125명)이며, 자료수집은 온라인 설문조사를 이용하였다.

척도. 본 연구에서 사용된 척도는 다음과 같다.

비인격적 감독. 본 연구에서 개발한 척도로, 적대적 비하(10문항), 강압적 통제(10문항), 불합리한 업무지시(10문항)의 3개 하위요인, 총 30문항으로 구성하였다.

성과 압박. Mitchell 등(2018)과 Eisenberger와 Aselage(2009)의 척도를 변안한 총 6문항을 사용하였다.

리더의 신경증. 유태용 등(2004)의 한국판 HEXACO 단축형 정서성 척도 10문항을 타인보고식으로 수정하여 사용하였다.

리더의 성취지향성. McCrae와 Costa(1992)의 NEO-PI-R을 변안한 척도 중 성취지향성 8문항을 타인보고식으로 수정하여 사용하였다.

과업수행. 김도영(2001)이 개발한 6문항과 Befort와 Hattrup(2003)이 개발한 6문항으로, 총 12문항(5점 Likert 척도)을 사용하였다.

반생산적 업무행동. Bennett과 Robinson(2000)이 개발한 문항을 변안·수정한 권은아(2019)의 척도 14문항(5점 Likert 척도)을 사용하였다.

조직시민행동. Organ(1988)이 개발하고 Niehoff와 Moorman(1993)의 연구에서 사용된 척도를 유정은(2005)이 변안한 20문항(5점 Likert 척도)을 사용하였다.

이직 의도. Mobley(1982)가 개발하여 문영주(2012)가 번역한 4문항과 Price(1977)가 개발한 척도를 이태화(2013)가 변안한 2문항으로, 총 6문항(5점 Likert 척도)을 사용하였다.

연구 결과

요인간 상관

척도별 신뢰도(Cronbach's α)는 .86~.98로 양호하였다. 비인격적 감독은 성과압박($r = .63$), 리더의 신경증($r = .35$), 성취지향성($r = .13$)과 정적 상관을, 과업수행($r = -.19$), 조직시민행동($r = -.14$)과는 부적 상관을 보였다(표 1).

표 1. 요인간 상관

요인	1	2	3	4	5	6	7	8
1. 비인격적 감독	(.98)							
2. 성과압박	.63***	(.91)						
3. 리더의 신경증	.35***	.41**	(.88)					
4. 리더의 성취지향성	.13*	.23***	.22***	(.89)				
5. 과업수행	-.19**	-.01	.16**	.16**	(.92)			
6. 반생산적 업무행동	.51***	.34***	.28***	.15*	-.23***	(.91)		
7. 조직시민행동	-.14*	.06	.12	.25***	.36***	-.31***	(.93)	
8. 이직의도	.36***	.29***	.16*	-.01	.02	.30***	-.17**	(.86)

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

비인격적 감독.

확인적 요인분석 결과, 모형 적합도는 CFI = .960, TLI = .956, RMSEA = .050, SRMR = .030, $\chi^2/df = 1.61$ 로 양호하게 나타났다.

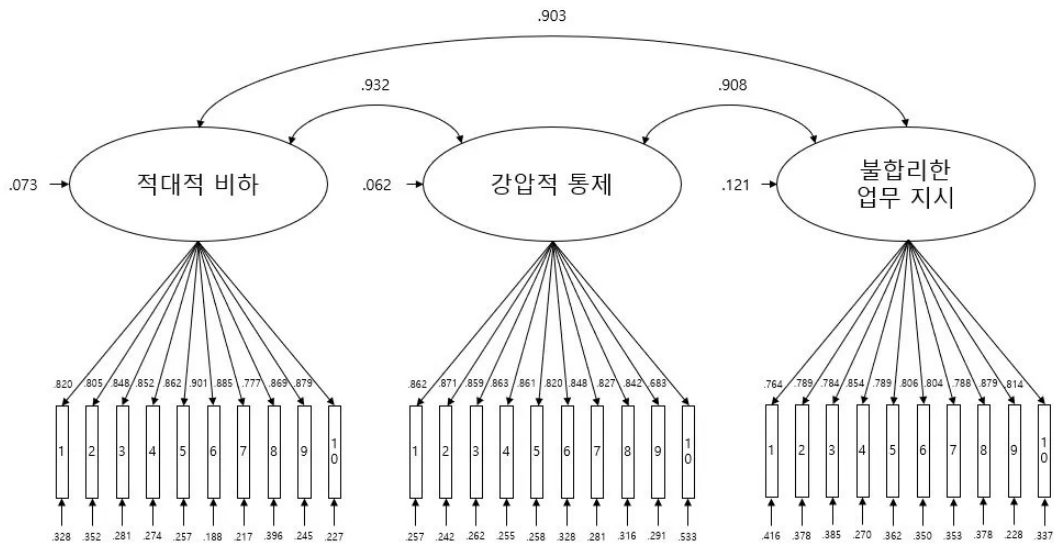


그림 1. 비인격적 감독의 하위요인 상관과 요인계수

구조방정식모형 분석. 모형 적합도는 CFI = .944, TLI = .934, RMSEA = .056로 양호하게 나타났다. 성과압박($\beta = .611$)과 신경증($\beta = .139$)은 비인격적 감독에 정적, 성취지향성($\beta = -.122$)은 부적 영향을, 비인격적 감독은 반생산적 업무행동($\beta = .458$)과 이직의도($\beta = .288$)에 정적, 과업수행($\beta = -.264$)과 조직시민행동($\beta = -.466$)에 부적 영향을 미치는 것으로 나타났다(그림 2).

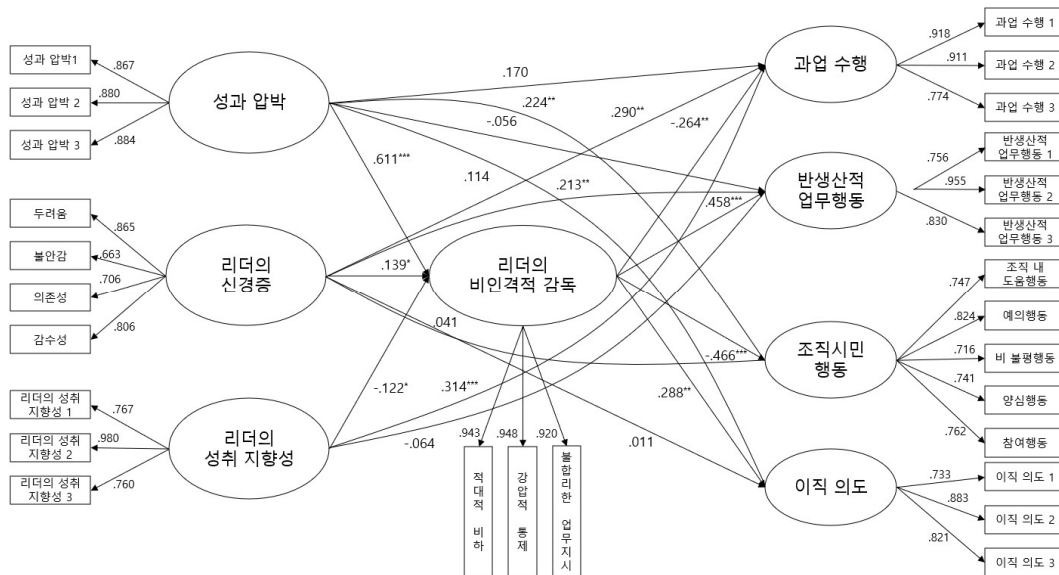


그림 2. 연구모형의 표준화된 경로계수

성과압박은 비인격적 감독을 통해 4개의 조직효과성 변수 모두에서 유의한 매개효과가 나타났다. 신경증의 매개효과는 모두 유의하지 않았다. 성취지향성은 반생산적 업무행동, 조직 시민 행동에서만 유의한 매개효과를 보였다(표 2).

표 2. 구조모형의 경로계수(매개 효과)

경로	B	SE	β	Bootstrap 95% CI	
				LL	UL
성과압박 → 비인격적 감독 → 과업수행	-.104	.041	-.161**	-.284	-.038
성과압박 → 비인격적 감독 → 반생산적 업무행동	.188	.051	.280***	.144	.416
성과압박 → 비인격적 감독 → 조직시민행동	-.155	.041	-.285***	-.420	-.151
성과압박 → 비인격적 감독 → 이직의도	.144	.050	.176**	.059	.293
리더의 신경증 → 비인격적 감독 → 과업수행	-.028	.020	-.037	-.087	.014
리더의 신경증 → 비인격적 감독 → 반생산적 업무행동	.051	.029	.064	-.004	.131
리더의 신경증 → 비인격적 감독 → 조직시민행동	-.042	.025	-.065	-.136	.007
리더의 신경증 → 비인격적 감독 → 이직의도	.039	.024	.040	-.007	.087
리더의 성취지향성 → 비인격적 감독 → 과업수행	.027	.016	.032	-.005	.069
리더의 성취지향성 → 비인격적 감독 → 반생산적 업무행동	-.049	.025	-.056*	-.109	-.002
리더의 성취지향성 → 비인격적 감독 → 조직시민행동	.041	.019	.056*	.006	.108
리더의 성취지향성 → 비인격적 감독 → 이직의도	-.038	.023	-.035	-.075	.005

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

논의 및 시사점

본 연구는 '비인격적 감독'의 구성개념을 '감독' 측면까지 포함하여 재정의하고, 이에 부합하는 새로운 척도를 개발·타당화하였다는 점에서 의의가 있다. 성과압박과 리더의 신경증이 높을수록 비인격적 감독이 증가하는 반면, 성취지향성이 높은 리더는 오히려 비인격적 감독이 감소하는 것으로 나타났다. 이는 성취지향적 리더가 목표 달성을 위해 부하와의 관계를 긍정적으로 유지하려는 경향이 있음을 시사한다. 비인격적 감독은 반생산적 업무행동과 이직의도를 높이고 과업수행과 조직시민행동을 낮추는 매개변수로 확인되었으며, 특히 성과압박의 부정적 영향은 비인격적 감독을 통해 조직효과성 전반에 전달되는 것으로 나타났다. 이를 토대로 조직은 리더에게 성과를 압박하는 방식보다 자율적으로 목표를 설정·달성하도록 지원하는 관리문화를 형성하고, 리더 선발·승진 시 신경증 등 성격 특성을 고려하거나 정서조절 역량을 강화하는 리더십 교육을 도입할 필요가 있다.

참고 문헌

- Tepper, B. J. (2000). Consequences of abusive supervision. *Academy of Management Journal*, 43(2), 178-190.
- Hobfoll, S. E. (1989). Conservation of resources: a new attempt at conceptualizing stress. *American Psychologist*, 44(3), 513-524.

리더십 행동복잡성의 균형성과 강도가 부하의 직무수행에 미치는 영향

The Effects of Balance and Intensity in Leadership Behavioral Complexity on Subordinates' Job Performance

최은미 (이화여자대학교 인재개발원 초빙 교수, eunmi.effect@ewha.ac.kr) 제1저자

박영석 (가톨릭대학교/명예 교수, yspark@catholic.ac.kr) 교신저자

초록

본 연구는 리더가 대립되는 리더십 행동을 균형 있게 그리고 높은 수준으로 발휘하는 정도를 의미하는 행동복잡성이 균형성과 강도의 곱으로 산출되는 승수 지표라는 점에 주목하여, 그 효과가 균형성과 강도 중 어디에서 비롯되는지를 검증하고자 하였다. 이를 위해 국내 소재 외국계 기업의 팀장급 이상 리더 111명과 직속 부하 604명을 대상으로 설문조사를 실시하고, 행동복잡성을 구성하는 균형성과 강도의 상대적 설명력을 위계적 회귀분석을 통해 검증하였다. 분석 결과, 강도는 과업수행과 조직시민행동을 모두 일관되게 설명하였으며, 고유설명량($sr^2 = .237 \sim .274$)도 균형성($sr^2 = .001 \sim .051$)보다 크게 나타났다. 반면 균형성은 조직시민행동에는 유의한 설명력을 보이지 않았으나, 과업수행에서는 강도를 통제 한 이후 유의한 부적 설명력을 나타냈다. 본 연구는 행동복잡성의 효과가 균형성보다 다양한 리더십 행동을 높은 수준으로 발휘하는 강도에서 주로 비롯됨을 실증적으로 확인함으로써, 행동복잡성의 구성요인에 대한 이해를 확장하였다는 점에서 의의가 있다.

Keywords: 행동복잡성, 경쟁가치모형(CVF), 균형성, 강도, 과업수행, 조직시민행동

연구 배경

현대 조직의 상충되는 요구 속에서, 상반된 리더십 행동을 균형 있고 높은 수준으로 발휘하는 리더의 행동복잡성(behavioral complexity)이 주목받아 왔다. 대립되는 행동 쌍의 균형성(balance)과 강도(intensity)의 곱으로 산출되는 행동복잡성(Hooijberg & Quinn, 1992), CEO 성과, 중간관리자 효과성 등과 유의한 정적 관계를 갖는다고 보고되어 왔다(Hart & Quinn, 1993; Denison et al., 1995; Zaffett et al., 2009).

그러나 행동복잡성은 승수(multiplicative) 지표이기에 그 효과가 균형성과 강도 중 어디서 비롯되었는지 구분하기 어렵고, 두 요소의 독립적 영향력을 검증한 연구도 매우 드물다. 이에 본 연구는 국내 기업 리더를 대상으로 균형성과 강도를 분리하여, 각 성분이 부하의 과업수행과 조직시민행동에 미치는 독립적 설명력을 위계적 회귀분석으로 검증하고자 한다.

연구 방법

연구 대상. 국내 소재 외국계 기업의 팀장급 이상 리더 111명의 직속 부하 604명을 대상으로 설문조사를 실시하였다. 부하 응답자의 성별은 남성 50.7%, 여성 49.3%였으며, 연령은 30대(36.9%)와 40대(47.8%) 순이었다. 리더 1인당 평균 5.4명의 부하가 응답하였으며, 부하의 응답은 리더 단위로 평균 집계하여 리더 수준($N = 111$)에서 분석하였다.

행동복잡성. 리더가 조직 내의 상충되는 요구를 조율하면서 다양한 리더십 행동을 균형 있게 그리고 동시에 높은 수준으로 발휘하는 역량을 의미한다. 측정은 Quinn(1988)의 경쟁

가치모형(CVF)의 32문항(과업·관계·위계·혁신 행동 각 8문항)을 활용하였다. 행동복잡성은 Hart와 Quinn(1993)의 공식에 따라 대립하는 두 행동 쌍(과업-관계, 위계-혁신)의 균형성 $([(k - 1) - |X - Y|])$ 과 강도 $([(X + Y) / 2])$ 를 곱하여 쌍별로 산출한 후 합산하였다.

$$\cdot \text{행동복잡성} = \sum \{[(k - 1) - |X - Y|] \times [(X + Y) / 2]\}$$

(X, Y는 상대립하는 행동 쌍의 평균 점수이며, k는 척도의 최댓값(5)을 의미함)

직무수행. 조직의 목표 달성에 기여하는 구성원의 실행 행동 과정으로, Williams와 Anderson(1991)의 척도를 사용하여 두 차원으로 나누어 측정하였다. 공식 직무기술서에 명시된 요구 역할을 완수하는 과업 수행(5문항, Cronbach's $\alpha = .92$)과, 공식 업무 외에 자발적으로 조직의 원활한 운영과 사회·심리적 환경에 기여하는 조직시민행동(11문항, Cronbach's $\alpha = .86$)을 포함한다.

자료 분석. SPSS 26.0을 활용하여 주요 변인들의 기술통계치와 상관관계를 확인하였다. 균형성과 강도의 독립적 설명력을 검증하기 위해 강도(1단계), 균형성(2단계) 순으로 위계적 회귀분석을 실시하였으며, 균형성 투입에 따른 설명력 증분(ΔR^2)을 확인하였다. 아울러 두 요인의 상대적 기여도를 비교하기 위해 최종모형에서 각 예측변인의 제공준편상관(sr^2)을 산출하였다.

연구 결과

행동복잡성과 직무수행 간의 관계

행동복잡성을 구성하는 네 가지 리더십 행동의 평균은 과업행동($M = 3.95, SD = .40$), 관계행동($M = 3.75, SD = .57$), 위계행동($M = 3.85, SD = .43$), 혁신행동($M = 3.71, SD = .48$)으로 나타났으며, 모두 과업수행 및 조직시민행동과 유의한 정적 상관을 보였다.

균형성과 강도를 분리하여 분석한 결과, 행동복잡성은 과업수행($r = .34, p < .001$)과 조직시민행동($r = .50, p < .001$) 모두와 유의한 정적 상관을 나타냈다. 강도는 과업수행($r = .44, p < .001$)과 조직시민행동($r = .54, p < .001$) 모두와 유의한 정적 상관을 보였다. 반면, 균형성은 과업수행($r = -.10, n.s.$) 및 조직시민행동($r = .12, n.s.$)과 모두 유의한 상관을 나타내지 않았다(표 1).

과업수행에 대한 위계적 회귀분석 결과

과업수행에 대한 영향을 확인하기 위해 위계적 회귀분석을 실시하였다. 1단계에서 강도는 과업수행을 유의하게 설명하였다($\beta = .44, p < .001$). 2단계에서 균형성을 추가로 투입한 결과, 강도의 효과는 여전히 유의하였으며($\beta = .51, p < .001$), 균형성도 과업수행에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다($\beta = -.23, p < .01$). 또한 균형성을 추가함에 따라 설명력이 5.1% 증가하여($\Delta R^2 = .051, p < .01$), 과업수행에 대한 추가적인 설명력을 갖는 것으로 확인되었으며, 강도의 고유설명량($sr^2 = .237$)이 균형성의 고유설명량($sr^2 = .051$)보다 뚜렷하게 컸다(표 2).

조직시민행동에 대한 위계적 회귀분석 결과

조직시민행동에 대한 영향을 확인하기 위해 위계적 회귀분석을 실시하였다. 1단계에서 강도는 조직시민행동을 유의하게 설명하였다($\beta = .54, p < .001$). 그러나 2단계에서 균형성을 추가로 투입하였을 때 강도의 효과는 유지되었으나($\beta = .54, p < .001$), 균형성은 조직시민

행동에 유의한 영향을 미치지 않았으며($\beta = -.03, n.s.$), 설명력의 증가도 유의하지 않았다($\Delta R^2 = .001$). 강도의 고유설명량($sr^2 = .274$)은 균형성의 고유설명량($sr^2 = .001$)보다 뚜렷하게 컸다. 이는 조직시민행동은 균형성보다는 리더십 행동의 강도에 의해 설명될 가능성이 높음을 시사한다(표 3).

표 1. 주요 변인의 기술통계 및 상관관계

변인	M	SD	1	1-1	1-2	2	3
1 행동복잡성	28.18	3.84	-				
1-1 강도	7.63	.85	.927***	-			
1-2 균형성	7.37	.41	.614***	.276**	-		
2 과업수행	4.25	.28	.340***	.442***	-.095	-	
3 조직시민행동	4.13	.26	.500***	.536***	.119	.680***	-

주. $N = 111$. * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

표 2. 과업수행에 대한 위계적 회귀분석 결과

	1단계			2단계			
	B	β	t	B	β	t	sr^2
상수	3.13		14.26***	4.16		9.47***	
강도	.15	.44	5.15***	.17	.51	5.83***	.237
균형성				-.16	-.23	-2.70**	.051
R^2		.196			.246		
Adj. R^2		.188			.232		
ΔR^2		.196			.051**		
F		26.51***			17.66***		

주. $N = 111$. * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

표 3. 조직시민행동에 대한 위계적 회귀분석 결과

	1단계			2단계			
	B	β	t	B	β	t	sr^2
상수	2.88		15.11***	3.00		7.62***	
강도	.16	.54	6.62***	.17	.54	6.44***	.274
균형성				-.02	-.03	-.36	.001
R^2		.287			.288		
Adj. R^2		.280			.275		
ΔR^2		.287			.001		
F		43.85***			21.82***		

주. $N = 111$. * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

논의 및 시사점

본 연구는 기존 행동복잡성 연구를 확장하여 균형성과 강도의 개별 설명력을 검증하였다. 분석 결과, 강도의 고유설명량($sr^2 = .237 \sim .274$)은 균형성($sr^2 = .001 \sim .051$)보다 뚜렷하게 컸다. 특히 과업수행에서 강도 통제 후 균형성이 유의한 부적 설명력을 나타낸 것은 강도와의 공유분산 통제에 따른 억제효과(suppression effect) 가능성을 시사한다.

실무적으로 이는 행동복잡성의 핵심이 균형 자체보다 '다양한 리더십 행동의 높은 수준 발휘'에 있음을 보여준다. 즉 리더에게는 상충되는 역할을 두루 수행할 수 있는 넓은 레퍼

토리(behavioral repertoire)가 필요하며(Bass, 1981), 교육 프로그램 역시 각 행동의 실행 수준을 끌어올리는 방향으로 설계되어야 한다.

다만 본 연구는 부하 응답의 리더 단위 집계(ICC = .09~.15) 및 횡단적 설계로 인한 인과관계 규명의 한계가 있어, 향후 다층모형(HLM)과 종단적 검증이 요구된다. 또한 기존의 산술적 균형성 지표는 상황에 따른 리더십의 역동적 전환과 통합 과정을 충분히 포착하지 못한다는 한계가 있다(최은미 & 박영석, 2023). 급변하는 환경에서 리더의 맥락적 유연성이 더욱 중요해지는 만큼, 향후 연구에서는 상황 적합한 전환과 통합 메커니즘을 반영할 수 있는 새로운 측정방식의 개발 및 검증이 필요하다.

참고 문헌

- 최은미, 박영석 (2023). 리더십 다양성이 리더의 과업 및 맥락수행에 미치는 효과. *사회과학연구*, 62(3), 181 - 203.
- Bass, B. M. (1981). *Stogdill's handbook of leadership: A survey of theory and research* (Rev. ed.). *Free Press*.
- Denison, D. R., Hooijberg, R., & Quinn, R. E. (1995). Paradox and performance: Toward a theory of behavioral complexity in managerial leadership. *Organization Science*, 6(5), 524-540.
- Hart, S. L., & Quinn, R. E. (1993). Roles executives play: CEOs, behavioral complexity, and firm performance. *Human Relations*, 46(5), 543-574.
- Hooijberg, R., & Quinn, R. E. (1992). Behavioral complexity and the development of effective managers. In R. L. Phillips & J. G. Hunt (Eds.), *Strategic leadership: A multiorganizational-level perspective* (pp. 161-176). Quorum Books.
- Quinn, R. E. (1988). *Beyond rational management: Mastering the paradoxes and competing demands of high performance*. Jossey-Bass.
- Williams, L. J., & Anderson, S. E. (1991). Job satisfaction and organizational commitment as predictors of organizational citizenship and in-role behaviors. *Journal of Management*, 17(3), 601-617.
- Zaff, C. R., Adams, S. G., & Matkin, G. S. (2009). Measuring leadership in self-managed teams using the competing values framework. *Journal of Engineering Education*, 98(3), 273-282.

상사로부터의 컴패션과 리더십 의도의 관계: 일 자기효능감의 매개효과

Received Compassion from Supervisor and Leadership Intention: The Mediating Role of Work Self-Efficacy

김지영 (고려대학교/석사과정, kwldud42@gmail.com) 공동저자

노하령 (고려대학교/석사과정, nhhy0720@naver.com) 공동저자

박귀현 (고려대학교/교수, parkguih@gmail.com) 교신저자

초록

본 연구는 상사로부터 받은 컴패션이 일 관련 자기효능감을 통해 구성원의 리더십 의도와 연결되는지를 확인하고, 자기연민을 함께 고려한 이후에도 상사로부터 받은 컴패션이 일 관련 자기효능감과 유의한 관련성을 보이는지를 살펴보고자 진행되었다. 이를 위해 미국과 영국의 직장인 208명을 대상으로 온라인 설문을 실시하였다. 분석 결과, 상사로부터 받은 컴패션은 일 관련 자기효능감과 유의한 정적 관계를 보였으며, 일 관련 자기효능감을 통한 리더십 의도에 대한 간접효과가 유의하게 나타났다. 또한 자기연민을 함께 고려한 경우에도 상사로부터 받은 컴패션은 일 관련 자기효능감과 유의한 정적 관계를 보였다. 본 연구는 구성원의 리더십 의도와 관련되는 심리적 과정에서 일 관련 자기효능감의 역할을 확인하고, 상사로부터 받은 컴패션이 구성원의 업무 수행 능력에 대한 믿음과 관련될 수 있는 중요한 대인관계적 요인임을 보여주었다는 점에서 의의가 있다.

Keywords: 상사로부터 받은 컴패션, 일 관련 자기효능감, 리더십 의도, 자기연민

연구 배경

조직이 지속적으로 새로운 리더를 확보하기 위해서는 구성원이 실제로 리더가 되고자 하는 동기를 이해하는 것이 중요하다. Auvinen 등(2022)은 비관리자 전문직을 대상으로 리더 역할에서의 실패나 일-생활 불균형 등에 대한 걱정이 리더십 경력 의도와 관련됨을 보여주었다. 이에 본 연구는 리더십 의도와 관련되는 심리적 요인으로 일 관련 자기효능감(Work Self-Efficacy)에 주목하였다. 자기효능감은 자신이 주어진 과업을 성공적으로 수행할 수 있다는 능력에 대한 믿음으로, 개인의 과업 선택과 노력, 지속적인 행동을 설명하는 중요한 동기적 요인이다(Gist, 1987). 따라서 본 연구는 일 관련 자기효능감이 리더십 의도와 관련되는지를 살펴보았다.

나아가 본 연구는 일 관련 자기효능감과 관련될 수 있는 대인관계적 요인으로 상사로부터 받은 컴패션(Received Compassion from Supervisor)에 주목하였다. 직장에서의 컴패션은 타인의 어려움을 인식하고 정서적으로 반응하며 이를 완화하려는 대인관계적 과정이다(Dutton et al., 2014). 그러나 상사로부터 받은 컴패션과 일 관련 자기효능감의 관계는 상대적으로 충분히 검토되지 않았다. 자기효능감이 직접적인 수행경험뿐 아니라 사회적 설득과 정서적 상태의 영향을 받을 수 있다는 점에서(Bandura, 1997), 상사로부터 경험하는 컴패션과 일 관련 자기효능감의 관계를 살펴볼 필요가 있다.

따라서 본 연구는 상사로부터 받은 컴패션이 일 관련 자기효능감을 통해 리더십 의도와 연결되는 관계를 살펴보았다. 또한 개인 내적 요인인 자기연민(Self-Compassion)을 함께 고려한 이후에도 상사로부터 받은 컴패션이 일 관련 자기효능감과 유의한 관련성을 갖는지를

추가적으로 검토하였다.

연구 방법

연구 대상. 본 연구는 미국과 영국의 다양한 산업 및 조직에 재직 중인 성인 직장인을 대상으로 온라인 설문을 실시하였다. 최종 분석에는 총 208명의 자료가 포함되었다.

상사로부터 받은 컴패션(Received Compassion from Supervisor). 상사로부터 받은 컴패션은 Eldor(2018)가 조직 맥락에서 사용한 측정방식에 따라 측정하였다.

자기연민(Self Compassion). 자기연민은 Neff(2003)의 Self-Compassion Scale 중 Mindfulness 하위척도 4문항을 사용하여 측정하였다.

일 관련 자기효능감(Work Self-Efficacy). 일 관련 자기효능감은 Chen, Gully와 Eden(2001)의 New General Self-Efficacy Scale 8문항을 직무 맥락에 맞게 수정하여 측정하였다.

리더십 의도(Leadership Intention). 리더십 의도는 Chan 등(2012)의 Entrepreneurship, Professionalism, Leadership 척도 중 Leadership Intention 3문항을 사용하여 측정하였다.

분석 방법. PROCESS macro Model 4를 사용하여 상사로부터 받은 컴패션이 일 관련 자기효능감을 통해 리더십 의도와 연결되는 간접효과를 검증하였다. 또한 상사로부터 받은 컴패션과 자기연민을 동시에 투입한 다중회귀분석을 실시하여 일 관련 자기효능감과 관계의 확인하였다.

연구 결과

첫째, 상사로부터 받은 컴패션 → 일 관련 자기효능감 → 리더십 의도의 간접효과를 검증하였다. 분석 결과, 상사로부터 받은 컴패션은 일 관련 자기효능감을 유의하게 정적으로 예측하였으며($B = .197, p < .001$), 일 관련 자기효능감도 리더십 의도를 유의하게 정적으로 예측하였다($B = .944, p < .001$). 상사로부터 받은 컴패션이 리더십 의도에 미치는 직접효과는 유의하지 않았으나($B = .100, p = .263$), 일 관련 자기효능감을 통한 간접효과는 유의하였다($B = .186, 95\% \text{ CI } [.100, .292]$).

둘째, 자기연민을 함께 고려하여 상사로부터 받은 컴패션과 일 관련 자기효능감의 관계를 검토하였다. 다중회귀분석 결과, 회귀모형은 유의하였으며($F(2, 205) = 55.84, p < .001, R^2 = .353$), 상사로부터 받은 컴패션($\beta = .251, p < .001$)과 자기연민($\beta = .482, p < .001$)은 모두 일 관련 자기효능감을 유의하게 정적으로 예측하였다. 자기연민이 상대적으로 더 강한 관련성을 보였으나, 자기연민을 함께 고려한 이후에도 상사로부터 받은 컴패션의 효과는 유의하였다.

표 1. 매개 효과분석

경로	<i>B</i>	<i>SE</i>	<i>p</i>
상사로부터 받은 کمپەشن → 일 관련 자기효능감	.197	.035	<.001
일 관련 자기효능 감 → 리더십 의도	.944	.166	<.001
상사로부터 받은 کمپەشن → 리더십 의도	.100	.089	.263

경로	Effect	BootSE	95%CI
상사로부터 받은 کمپەشن → 일 관련 자기효능감 → 리 더십 의도	.186	.049	[.100, .292]

표 2. 자기연민을 고려한 다중회귀분석 (Work self-efficacy)

예측변수	<i>B</i>	<i>p</i>
상사로부터 받은 کمپەشن	.251	<.001
자기연민	.482	<.001

논의 및 시사점

첫째, 상사로부터 받은 کمپەشن과 리더십 의도의 관계에서 일 관련 자기효능감의 유의한 간접효과가 확인되었다. 이는 구성원의 리더십 의도를 이해하는 데 자신의 업무 수행 능력에 대한 믿음인 자기효능감이 중요한 역할을 할 수 있음을 시사한다.

둘째, 본 연구는 자기효능감과 관련되는 요인을 개인 내부의 특성에서 조직 내 관계적·정서적 요인으로 확장하였다. 자기연민과 자기효능감 간의 정적 관계가 보고되어 왔음에도 (Liao et al., 2021), 자기연민을 함께 고려한 이후에도 상사로부터 받은 کمپەشن은 일 관련 자기효능감과 유의한 관계를 보였다. 이는 상사로부터 받은 کمپەشن이 개인의 자기연민과 구별되는 관계적 요인으로 작용할 가능성을 보여준다.

셋째, 구성원의 리더십 의도를 높이기 위해서는 리더십 교육과 역량 개발뿐 아니라 상사와의 관계적 환경도 함께 고려할 필요가 있다. 따라서 조직은 상사가 구성원의 어려움을 이해하고 지지할 수 있는 کمپەشن이 있는 조직 분위기를 조성함으로써 구성원이 리더십 역할을 보다 긍정적으로 고려할 수 있는 환경을 마련할 필요가 있다.

참고 문헌

- Auvinen, E., Aycan, Z., Tsupari, H., Herttalampi, M., & Feldt, T. (2022). “No worries, there is no error-free leadership!”: Error strain, worries about leadership, and leadership career intentions among non-leaders. *Scandinavian Journal of Work and Organizational Psychology*, 7(1), Article 6, 1–19.
- Bandura, A. (1997). Self-efficacy: The exercise of control. W. H. Freeman.
- Chan, K.-Y., Ho, M. R., Chernyshenko, O. S., Bedford, O., Uy, M. A., Gomulya, D., Sam, Y.-L., & Phan, W. M. J. (2012). Entrepreneurship, professionalism, leadership: A framework and measure for understanding boundaryless careers. *Journal of Vocational Behavior*, 81(1), 73–88.
- Chen, G., Gully, S. M., & Eden, D. (2001). Validation of a new general self-efficacy scale. *Organizational Research Methods*, 4(1), 62–83.
- Dutton, J. E., Workman, K. M., & Hardin, A. E. (2014). Compassion at work. *Annual Review of Organizational Psychology and Organizational Behavior*, 1, 277–304.
- Eldor, L. (2018). Public service sector: The compassionate workplace—The effect of compassion and stress on employee engagement, burnout, and performance. *Journal of Public Administration Research and Theory*, 28(1), 86–103.
- Gist, M. E. (1987). Self-efficacy: Implications for organizational behavior and human resource management. *Academy of Management Review*, 12(3), 472–485.
- Hayes, A. F. (2022). Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach (3rd ed.). Guilford Press.
- Liao, K. Y.-H., Stead, G. B., & Liao, C.-Y. (2021). A meta-analysis of the relation between self-compassion and self-efficacy. *Mindfulness*, 12(8), 1878–1891.
- Neff, K. D. (2003). The development and validation of a scale to measure self-compassion. *Self and Identity*, 2(3), 223–250.

리더의 일-가정 갈등이 구성원의 리더십 염려에 미치는 영향: 일-가정 균형 자기효능감의 매개효과

Leader's Work-Family Conflict and Employees' Worries About Leadership: The Mediating Role of Work-Family Balance Self-Efficacy

우성희 (고려대학교 심리학부 대학원생/석사과정, w.snghee@gmail.com)

허예원 (고려대학교 심리학부 대학생/학사과정, wendyheo628@gmail.com)

박귀현 (고려대학교 심리학부 교수, parkguih@gmail.com)

초록 본 연구는 지각된 리더의 일-가정 갈등이 구성원의 리더십 염려에 미치는 영향과 그 기저의 심리적 기제를 규명하고자 하였다. 자기효능감 이론(Bandura, 1977)을 이론적 틀로 삼아, 리더의 일-가정 갈등을 관찰하는 것이 대리 경험(역할모델링 경험)으로 작용하여 리더십 염려로 이어지는 과정에서 일-가정 균형 자기효능감이 매개 역할을 한다는 연구모형을 설정하였다. 영국과 미국의 직장인 138명을 대상으로 두 시점에 걸쳐 설문 조사를 실시하였다. 분석 결과, 지각된 리더의 일-가정 갈등과 리더십 염려 간의 관계에서 일-가정 균형 자기효능감의 매개효과가 확인되었다. 구체적으로, 리더의 일-가정 갈등을 높게 지각한 구성원일수록 후속 시점에 측정된 일-가정 균형 자기효능감이 낮았으며, 낮은 일-가정 균형 자기효능감은 높은 리더십 염려와 관련되는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 리더가 일-가정 갈등을 겪는 모습을 관찰하는 것이 구성원 자신의 일-가정 요구 관리에 대한 효능감을 낮추고, 이를 통해 리더십 역할 수행에 대한 염려를 높일 가능성이 있음을 시사한다. 본 연구는 자기효능감 이론을 리더십 회피 현상에 적용함으로써, 리더의 일-가정 갈등이 대리 경험을 통해 구성원의 리더십 염려에 영향을 미칠 수 있는 심리적 기제를 실증적으로 규명했다는 점에서 이론적 의의가 있다. 실무적으로, 본 연구는 조직이 리더의 일-가정 갈등과 그것이 구성원에게 어떻게 인식되는지를 고려할 필요가 있음을 시사하는데, 이는 구성원들의 향후 리더십 역할 추구를 저해할 수 있기 때문이다.

Keywords: 지각된 리더의 일-가정 갈등, 일-가정 균형 자기효능감, 리더십 염려, 자기효능감 이론, 대리 경험

연구 배경 및 필요성

최근 여러 조직에서 관리자 승진 기회를 자발적으로 거절하거나 리더 역할 자체를 회피하는 구성원들의 사례가 보고되고 있으며, 이러한 ‘리더십 회피(leadership avoidance)’ 현상은 조직의 차세대 리더 확보와 육성에 실질적인 위협으로 지적된다. 그러나 구성원들이 리더십 역할에 대한 부정적 인식과 염려를 어떠한 심리적 과정을 통해 형성하는지에 대한 실증 연구는 상대적으로 부족한 실정이다. 특히 구성원들이 리더 역할을 꺼리는 이유로 흔히 거론되는 것이 ‘일과 삶의 균형을 잃을 것에 대한 두려움’인데, 이러한 두려움은 구성원 자신의 직접적인 경험보다는 주변 리더의 모습을 관찰함으로써 형성되는 경우가 많다. 즉, 구성원은 자신이 리더가 되었을 때를 가늠하기 위한 참고 자료로서 현재 리더가 일과 가정을 병행하는 양상을 지속적으로 관찰하며, 이 과정에서 형성되는 인식이 리더십 역할에 대한 염려(worries about leadership)로 이어지고, 이러한 염려는 궁극적으로 리더십 회피의 심리적 기제를 이룰 가능성이 있다. 그러나 기존 연구는 리더십 역할에 대한 부정적 결과 예상이 구성원의 개인적 경험이나 인식에 의해 형성되는 과정에 주로 초점을 두어 왔으며, 현재 리더를 관찰하는 경험이 이러한 염려의 형성에 어떠한 영향을 미치는지에 대해서는 상대적으로 관심이 부족하였다. 특히 리더가 일과 가정을 병행하며 겪는 어려움은 구성원이 향후 리더 역할의 비용을 간접적으로 학습할 수 있는 중요한 사회적 정보가 될 수 있다.

이러한 관찰 기반의 심리적 과정을 설명하는 데 유용한 틀이 Bandura(1977, 1997)의 자기효능감 이론(self-efficacy theory)이다. 자기효능감 이론에 따르면 개인의 효능감을 형성하는 여러 정보원 중에서도, 자신과 유사한 타인(role model)의 성패를 관찰함으로써 ‘나도 저 상황에서 저렇게 될 수 있다’ 혹은 ‘그

렇지 않을 수 있다’는 판단을 내리는 대리 경험(vicarious experience)이 특히 중요한 역할을 한다. 조직에서 리더는 구성원이 일상적으로 관찰하는 중요한 역할모델이며, 리더가 일과 가정의 요구를 병행하며 겪는 어려움은 향후 리더 역할의 잠재적 비용을 보여주는 대리 경험으로 기능할 수 있다.

이러한 대리 경험은 구성원이 현재 리더의 상황을 인식하는 데 그치지 않고, 이를 자신의 미래 상황에 적용하여 ‘내가 리더가 되었을 때에도 일과 가정을 성공적으로 병행할 수 있을 것인가’를 판단하게 만든다는 점에서 중요하다. 즉, 리더의 일-가정 갈등은 구성원에게 현재 자신이 경험하는 일-가정 갈등을 직접적으로 증가시키는 경험이라기보다, 향후 리더 역할에서 일과 가정의 요구를 성공적으로 관리할 수 있는지에 대한 자신의 역량 판단에 영향을 미치는 대리 경험으로 기능할 수 있다.

이 과정에서 구성원의 일-가정 균형 자기효능감(work-family balance self-efficacy), 즉 일과 가정 영역의 상충하는 요구를 성공적으로 관리할 수 있다는 자신의 능력에 대한 신념이 낮아질수록 리더십 역할을 수행함으로써 발생할 수 있는 부정적 결과에 대한 염려 역시 증가할 가능성이 있다. 선행 연구들은 이 신념이 직무 스트레스, 소진, 역할 갈등 등 다양한 부정적 결과와 밀접히 관련됨을 보고해 왔다. 본 연구는 이 개념을 한 단계 확장하여, 낮은 일-가정 균형 자기효능감이 현재의 역할 수행뿐 아니라 미래의 리더 역할 수행 가능성에 대한 평가, 즉 리더십 염려에도 영향을 미칠 수 있다고 제안한다. 리더십 염려는 리더 역할을 맡을 경우 예상되는 부정적 결과에 대한 구성원의 불안으로, 실패에 대한 염려, 일-삶 불균형 심화에 대한 염려, 자신과 주변에 대한 해로움에 대한 염려의 세 하위 차원을 포함하는 것으로 개념화된다.

종합하면, 본 연구는 자기효능감 이론을 기반으로 지각된 리더의 일-가정 갈등이 일-가정 균형 자기효능감을 통해 리더십 염려로 이어지는 매개모형을 설정하였다(그림 1 참조).

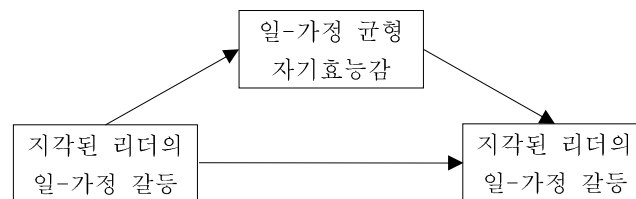


그림 1. 연구모형

연구 방법

연구 대상 및 절차. 본 연구는 Prolific을 통해 모집한 영국 및 미국 소재 직장인 138명을 대상으로 2주 간격의 2시점 설문조사를 실시하였다. Time1에서는 독립변인인 지각된 리더의 일-가정 갈등(perceived leader's work-family conflict)을 측정하였으며, 2주 후 실시된 Time2에서는 매개변인인 일-가정 균형 자기효능감(work-family balance self-efficacy)과 종속변인인 리더십 염려(worries about leadership)를 측정하였다. 이러한 시차 설계를 통해 독립변인과 매개·종속변인의 측정 시점을 분리함으로써, 동일방법편의로 인한 문제를 완화하고자 하였다. 또한 연령, 성별, 리더와의 근무 기간을 통제변수로 포함하여 분석하였으나, 주요 결과의 유의성과 방향은 동일하게 유지되었다.

지각된 리더의 일-가정 갈등. 지각된 리더의 일-가정 갈등이란 구성원이 인식하는 리더의 업무와 가정 영역 간 역할 상충 경험을 의미한다(Netemeyer et al., 1996). 본 연구에서는 Netemeyer 등(1996)의 척도를 리더에 대한 지각을 측정하도록 수정하여 사용하였다(5문항, $\alpha = .91$).

일-가정 균형 자기효능감. 일-가정 균형 자기효능감이란 개인이 일과 가정 영역의 상충하는 요구를 성공적으로 관리할 수 있다는 자신에 대한 신념을 의미한다(Basuil & Casper, 2012). 본 연구에서는 Basuil과 Casper(2012)의 척도를 수정하여 사용하였다(4문항, $\alpha = .84$).

리더십 염려. 리더십 염려란 리더 역할을 맡을 경우 예상되는 부정적 결과에 대한 구성원의 불안을 의미하며, 실패에 대한 염려, 일-삶 불균형 심화에 대한 염려, 자신과 주변에 대한 해로움에 대한 염려의 세 하위 차원을 포함한다(Aycan & Shelia, 2019). 본 연구에서는 Aycan과 Shelia(2019)의 척도를 사용하여 측정하였다(16문항, $\alpha = .92$; 하위차원별 $\alpha = .81 \sim .90$).

분석 방법. 수집된 자료는 PROCESS macro(Hayes, 2018) Model 4를 활용하여 매개효과를 검증하였으며, 5,000회 부트스트래핑을 통해 95% 신뢰구간을 산출하여 간접효과의 유의성을 확인하였다. 또한 리더십 염려의 세 하위차원(실패, 일-삶 불균형, 해로움) 간 상관관계가 확인됨에 따라($r_s = .46 \sim .62$), jamovi를 활용하여 세 하위차원을 하나의 모형 내에서 동시에 추정하고 잔차 간 공분산을 허용한 구조방정식모형(SEM) 분석을 추가로 실시하여 결과의 강건성을 검증하였다.

연구 결과

기술통계 및 상관관계. 주요 변인들의 평균, 표준편차 및 상관관계는 <표 1>에 제시하였다. 지각된 리더의 일-가정 갈등은 일-가정 균형 자기효능감과 유의한 부적 상관을 보였다($r = -.21, p = .013$). 일-가정 균형 자기효능감은 리더십 염려 하위차원 중 일-삶 불균형에 대한 염려 및 해로움에 대한 염려와 유의한 부적 상관을 보였으나, 실패에 대한 염려와는 유의한 상관을 보이지 않았다. 지각된 리더의 일-가정 갈등 역시 해로움에 대한 염려와 유의한 정적 상관을 보였다.

표 1. 주요 변인들의 기술통계치 및 상관관계 (N = 138)

변인	M	SD	1	2	3	4	5
1. 지각된 리더의 일-가정 갈등	3.39	.90	-				
2. 일-가정 균형 자기효능감	3.84	.72	-.21*	-			
3. 실패에 대한 염려	3.01	.97	.01	-.15	-		
4. 일-삶 불균형에 대한 염려	2.97	.95	.16	-.22*	.46**	-	
5. 해로움에 대한 염려	2.60	.91	.19*	-.29**	.62**	.58**	-

주. * $p < .05$, ** $p < .01$.

매개효과 검증. PROCESS macro Model 4를 활용하여 지각된 리더의 일-가정 갈등이 일-가정 균형 자기효능감을 통해 전체 리더십 염려에 영향을 미치는 간접효과를 검증하였다(<표 2>). 분석 결과, 지각된 리더의 일-가정 갈등은 일-가정 균형 자기효능감에 유의한 부적 영향을 미쳤으며($\beta = -.21, p = .013$), 일-가정 균형 자기효능감을 통해 전체 리더십 염려에 미치는 간접효과는 유의하였다(indirect = .044, 95% CI [.002, .110]). 반면 총효과($\beta = .12, p = .096$)와 직접효과($\beta = .08, p = .279$)는 유의하지 않아, 지각된 리더의 일-가정 갈등이 리더십 염려에 미치는 영향은 일-가정 균형 자기효능감을 통한 **완전 간접효과** 형태로 나타났다.

표 2. 매개효과 검증 결과

경로	β	p	95% 신뢰구간	
			Lower	Upper
지각된 리더의 일-가정 갈등 → 일-가정 균형 자기효능감	-.21	.013	-	-
총 효과 (지각된 리더의 일-가정 갈등 → 리더십 염려)	.12	.096	-	-
직접 효과 (지각된 리더의 일-가정 갈등 → 리더십 염려, 일-가정 균형 자기효능감 통제)	.08	.279	-	-
간접 효과 (지각된 리더의 일-가정 갈등 → 일-가정 균형 자기효능감 → 리더십 염려)	.044	-	.002	.110

주. 신뢰구간은 5,000회 부트스트래핑에 기반하여 산출함.

리더십 염려 하위차원에 대한 추가분석 및 강건성 검증. 리더십 염려의 세 하위차원을 각각 종속변인으로 설정하여 매개효과를 검증한 결과, 해로움에 대한 염려에서만 유의한 간접효과가 확인되었으며, 일-삶 불균형에 대한 염려는 유의수준에 근접한 경향성을, 실패에 대한 염려는 유의하지 않은 결과를 보였다. 세 하위차원 간 유의한 상관($r_s = .46 - .62$)을 고려하여 잔차 간 공분산을 반영한 SEM 분석을 추가로 실시한 결과, PROCESS와 동일한 패턴이 확인되어 결과의 강건성이 지지되었다. 하위차원별 세부 계수 및 신뢰구간은 <표 3>에 제시하였다.

표 3. 리더십 염려 하위차원별 간접효과: PROCESS와 SEM 비교

경로				방법	95% 신뢰구간	
					Lower	Upper
지각된 리더의 일-가정 갈등	→	일-가정 균형 자기효능감	→ 해로움 염려	PROCESS	.005	.131
				SEM	.001	.111
지각된 리더의 일-가정 갈등	→	일-가정 균형 자기효능감	→ 일-삶 불균형 염려	PROCESS	-.002	.110
				SEM	-.007	.092
지각된 리더의 일-가정 갈등	→	일-가정 균형 자기효능감	→ 실패에 대한 염려	PROCESS	-.008	.109
				SEM	-.012	.081

주. PROCESS의 신뢰구간은 5,000회 부트스트래핑에 기반한 것이며, SEM의 신뢰구간은 delta method(표준오차 기반)로 산출되어 두 방법 간 신뢰구간 추정 방식에 차이가 있음.

논의 및 시사점

본 연구 결과는 자기효능감 이론에 기반한 대리 경험의 작동 방식을 지지한다. 지각된 리더의 일-가정 갈등은 구성원의 리더십 염려에 직접적인 영향을 미치기보다, 일-가정 균형 자기효능감을 저하시킴으로써 간접적으로 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 리더가 일과 가정을 병행하며 어려움을 겪는 모습을 관찰하는 것 자체보다, 그러한 관찰 경험을 자신의 미래 리더 역할에 투사하여 형성하는 자기평가가 리더십 염려로 이어지는 중요한 심리적 경로임을 시사하나, 간접효과의 크기가 크지 않아 여러 경로 중 하나로 해석할 필요가 있다.

이러한 결과는 리더십 염려의 형성 과정을 사회적 맥락으로 확장하며, 대리 경험이 성공적 역할모델 관찰을 통한 자기효능감 상승뿐 아니라 역할모델의 어려움 관찰을 통한 자기효능감 저하 방향으로도 작동할 수 있음을 보여준다는 점에서 이론적 의의가 있다.

또한 하위차원별 분석에서는 해로움에 대한 염려에서만 간접효과가 PROCESS와 SEM 모두에서 일관되게 나타났다. 이는 낮아진 일-가정 균형 자기효능감이 리더 역할의 실패나 일-삶 불균형에 대한 염려보다는 부정적 파급효과에 대한 염려와 선택적으로 연결되며, 리더십 염려가 단일한 반응이 아닌 하위차원별로 다른 선행요인과 기제를 가질 가능성을 시사함을 보여준다.

본 연구는 몇 가지 한계점을 지닌다. 구성원의 지각이 대리 경험의 핵심이라는 점에서 지각된 리더의 일-가정 갈등을 측정하였으나, 리더의 실제 경험과 구성원의 지각 간 차이까지는 검증하지 못하였다. 또한 영국과 미국 표본을 통합함에 따라 국가 간 문화적 차이를 검토하지 못하였다. 후속 연구에서는 리더-구성원 다자료 설계와 문화 간 비교를 통해 연구 결과의 일반화 가능성을 검증할 필요가 있다.

실무적으로 본 연구는 차세대 리더 육성을 위해 리더의 일-가정 갈등과 구성원의 일-가정 균형 자기효능감을 함께 고려할 필요가 있음을 시사한다. 조직은 리더의 일-가정 갈등을 완화하는 제도적 지원과 함께 긍정적인 역할모델링 환경을 조성하고, 구성원이 향후 리더 역할에서도 일-가정 요구를 관리할 수 있다는 자신감을 형성하도록 지원함으로써 리더십 염려를 낮추고 리더십 역할 추구를 촉진할 수 있다.

참고 문헌

- Aycan, Z., & Shelia, S. (2019). "Leadership? No, thank you": A relational approach to understanding rejection of leadership roles across four cultures. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 92(1), 122-153.
- Bandura, A. (1977). Self-efficacy: Toward a unifying theory of behavioral change. *Psychological Review*, 84(2), 191-215.
- Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: The exercise of control*. W. H. Freeman.
- Basuil, D. A., & Casper, W. J. (2012). Work-family planning attitudes among emerging adults. *Journal of Vocational Behavior*, 80(3), 629-637.
- Hayes, A. F. (2018). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach*(2nd ed.). Guilford Press.
- Netemeyer, R. G., Boles, J. S., & McMurrian, R. (1996). Development and validation of work-family conflict and family-work conflict scales. *Journal of Applied Psychology*, 81(4), 400-410.

임파워링 리더십이 일의 의미에 미치는 영향: 프로티언 경력 태도와 잡 크래프팅의 순차적 매개효과

The Effect of Empowering Leadership on Meaning of Work: The Sequential Mediating Effects of Protean Career Attitude and Job Crafting

이준원 (가톨릭대학교/석사과정, clfg9034@naver.com)

정승철 (가톨릭대학교/교수, parisjung@catholic.ac.kr)

초록

본 연구는 자아정체성의 이해와 반영을 바탕으로 이어지는 개인의 심리적 경로에 집중함으로써 급변하는 사회 속 조직과 개인에게 대응 방안을 제안하고자 한다. 이를 위해 임파워링 리더십이 프로티언 경력태도와 잡 크래프팅을 순차적으로 거쳐 일의 의미로 이어지는 순차적 매개효과를 분석하였다. 국내 직장인 300명을 대상으로 수집한 자료를 SPSS 26.0 및 PROCESS macro v4.2로 분석한 결과, 임파워링 리더십이 프로티언 경력태도와 잡 크래프팅을 순차적으로 거쳐 일의 의미로 이어지는 이중매개경로가 유의했지만, 해당 모형 내에서 프로티언 경력태도만으로는 매개경로가 유의하지 않았다. 이는 장기적 목표인 경력의 성공이 실질적으로 직무의 정체성을 변화시킬 수 있도록 업무를 재구성하는 과정을 거쳐야 일에 대한 주관적 만족감으로 이어질 수 있음을 제안한다.

Keywords: 임파워링 리더십, 일의 의미, 프로티언 경력태도, 잡 크래프팅

연구 배경

본 연구는 급변하는 사회가 조직 및 개인에게 적응의 방식으로 변화를 요구하고 있는 세태를 배경으로 한다. 한국고용정보원에 따르면, 사회 및 환경 요인의 변화로 인해 향후 일자리 전망 구조를 ‘직업의 증가 및 감소’보다는 ‘직무의 변화, 전환 및 확장’을 중심으로 재정비해야 한다고 제언했다(한국고용정보원, 2026). 또한 세계 경제 포럼은 끊임없는 변화로 인해 2030년까지 세계 노동자의 19%는 새로운 교육을 통해 역량을 강화했음에도 다른 부서로 재배치될 가능성이 존재한다는 말과 함께 고용 전망이 점차 불확실해질 것이라고 예상했다(World Economic Forum, 2025). 이러한 상황 속에서 개인은 자신의 가치관에 따라 주도적으로 나아가는, 프로티언 경력태도를 통해 적응할 필요가 있다. 왜냐하면 프로티언 경력태도는 주도성과 내재적 가치에 대한 집중을 통해 심리적 성공을 추구하는 특징을 가지기에(Hall et al., 2018), 이는 개인에게 특별히 중요하고 긍정적인 의미를 가지도록 하는 경험인 ‘의미있는 일’(Rosso et al., 2010)으로 개인을 이끌 수 있는 가능성을 지니고 있기 때문이다.

연구 방법

연구 대상. 본 연구는 국내 기업에 종사하는 직장인 300명을 대상으로 온라인 설문을 진행하여 데이터를 수집하였다. 대상자의 인구통계 분포는 성별(남자 50%, 여자 50%), 연령대(20대 25%, 30대 25%, 40대 25%, 50대 25%), 직급(사원급 30%, 대리급 26.7%, 과장급 18%, 차장급 10.7%, 부장급 10%, 임원급 3.3%, 기타 1.3%)로 나타났다.

임파워링 리더십. 리더가 부하직원에게 일의 의미성을 향상시키고, 높은 성과에 대한 확신을 표현하며, 권위주의적 제약으로부터 자율권을 제공하는 그리고 의사결정 참여를 고취시키는 행동 과정(Ahearne et al., 2005). 본 연구에서 Ahearne 등(2005)가 개발하고 Zhang과 Bartol(2010)이 보완한 내용을 김기홍(2013)이 번안한 척도를 사용하였다. 5점 리커트 척도, 총 12문항으로 구성되었다(Cronbach's $\alpha=.932$).

일의 의미. 일에서 긍정적인 의미를 경험하고, 일이 의미를 만들기 위해 중요한 수단임을 감지하며, 자신의 일이 더 큰 선을 위해 도움이 된다고 인식하는 정도(Steger et al., 2012). 본 연구에서 Steger 등(2012)이 개발하고 최환규와 이정미(2017)이 번안한 척도를 사용하였다. 5점 리커트 척도, 총 10문항으로 구성되었다(Cronbach's $\alpha=.875$).

프로티언 경력태도. 자신의 가치관에 따라 경력을 이끌어가고, 직업 활동 관리에 독립적인 역할을 가짐으로써 경력성공을 달성하고자 하는 태도(Briscoe et al., 2006). 본 연구에서 Briscoe 등(2006)이 개발하고 신수림(2014)가 번안한 척도를 사용하였다. 5점 리커트 척도, 총 14문항으로 구성되었다(Cronbach's $\alpha=.900$).

잡 크래프팅. 본인 직무의 물리적, 인지적, 사회적 특징들을 변화시키는 데에 적극적인 역할을 가지는 방식(Slemp & Vella-Brodrick, 2013). 본 연구에서 Slemp와 Vella-Brodrick(2013)이 개발하고 임명기 등(2014)가 번안하여 이현웅(2017)이 보완한 척도를 사용하였다. 5점 리커트 척도, 총 15문항으로 구성되었다(Cronbach's $\alpha=.913$).

연구 결과

임파워링 리더십과 일의 의미의 경로 속에 프로티언 경력태도와 잡 크래프팅의 순차적 매개효과를 검증하기 위하여 IBM SPSS 26.0과 PROCESS macro v4.2의 Model 4와 Model 6을 활용했다.

임파워링 리더십과 일의 의미의 관계에서 프로티언 경력태도의 단순매개효과

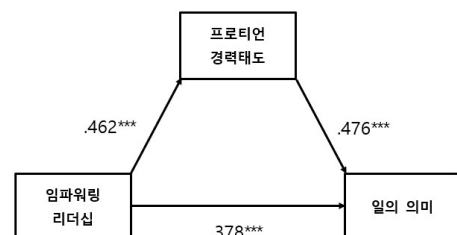
유의수준을 99%로 설정하여 분석한 결과는 <표 1>, <그림 1>과 같다. 임파워링 리더십이 프로티언 경력태도를 거쳐서 일의 의미로 이어지는 단순매개모형의 총효과(Effect=.599, $p<.001$)가 유의했다. 이어서 직접효과(Effect=.378, $p<.001$)와 간접효과(Effect=.220, BootLLCI=.095, BootULCI=.367) 또한 통계적으로 유의했다.

표 1. 프로티언 경력태도의 단순매개효과

	Effect	SE	t	LLCI	ULCI
총 효과	.599	.050	12.07 ^{***}	.470	.727
직접효과	.378	.056	6.73 ^{***}	.233	.524
	Effect	BootSE	BootLLCI	BootULCI	
간접효과	.220	.052	.095	.367	

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

그림 1. 첫 번째 단순매개모형



임파워링 리더십과 일의 의미의 관계에서 잡 크래프팅의 단순매개효과

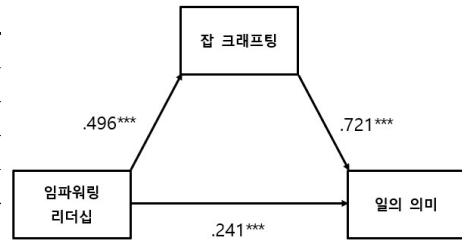
유의수준을 99%로 설정하여 분석한 결과는 <표 2>, <그림 2>와 같다. 임파워링 리더십이 잡 크래프팅을 거쳐서 일의 의미로 이어지는 단순매개모형의 총효과(Effect=.599, $p<.001$)가 유의했다. 이어서 직접효과(Effect=.241, $p<.001$)와 간접효과(Effect=.367, BootLLCI=.232, BootULCI=.508) 또한 통계적으로 유의했다.

표 2. 잡 크래프팅의 단순매개 효과

	Effect	SE	t	LLCI	ULCI
총 효과	.599	.050	12.07***	.470	.727
직접효과	.241	.052	4.66***	.107	.375
	Effect	BootSE	BootLLCI	BootULCI	
간접효과	.357	.052	.232	.508	

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

그림 2. 두 번째 단순매개모형



임파워링 리더십과 일의 의미에서 프로티언 경력태도와 잡 크래프팅의 순차적 매개효과

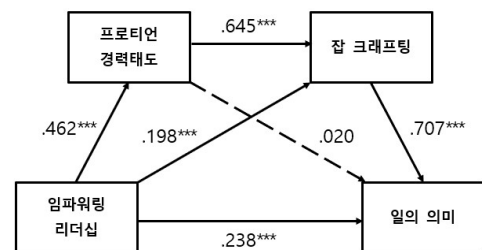
유의수준을 99%로 설정하여 분석한 결과는 <표 3>, <그림 3>과 같다. 임파워링 리더십이 프로티언 경력태도와 잡 크래프팅을 순차적으로 거쳐서 일의 의미로 이어지는 이중매개모형의 총효과(Effect=.599, $p < .001$)와 직접효과(Effect=.241, $p < .001$)가 유의했다. 이어서 프로티언 경력태도를 거치는 간접효과(Effect=.009, BootLLCI=-.104, BootULCI=.144)는 유의하지 않았지만, 잡 크래프팅을 거치는 간접효과(Effect=.140, BootLLCI=.060, BootULCI=.250)과 프로티언 경력태도와 잡 크래프팅을 순차적으로 거치는 간접효과(Effect=.211, BootLLCI=.114, BootULCI=.332)는 통계적으로 유의했다.

표 3. 순차적 매개 효과

	Effect	SE	t	LLCI	ULCI
총 효과	.599	.050	12.074***	.470	.727
직접효과	.238	.053	4.497***	.101	.376
	Effect	BootSE	BootLLCI	BootULCI	
간접효과					
프로티언 경력태도	.009	.047	-.104	.144	
잡 크래프팅	.140	.037	.060	.250	
프로티언 경력태도 → 잡 크래프팅	.211	.041	.114	.332	

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

그림 3. 순차적 매개모형



논의 및 시사점

본 연구는 임파워링 리더십이 일의 의미로 이어지는 경로에서 프로티언 경력태도와 잡 크래프팅의 순차적 매개효과를 검증하였다. 분석 결과, 임파워링 리더십이 프로티언 경력태도와 잡 크래프팅을 순차적으로 이중매개하여 일의 의미로 이어지는 결과 모형에서 프로티언 경력태도만을 거치는 매개경로만 유의하지 않았다. 해당 결과는 구성원에게 업무의 의미감, 자기효능감, 자율권, 자기결정권을 부여하는 리더십이 경력을 본인의 가치관에 따라 주도적으로 이끌어가고자 하는 태도의 형성을 돕고, 이는 자신의 목적에 적합하게 직무를 재구성하는 행동으로 이어지며, 결과적으로 일에 대한 주관적 만족감으로 나타날 수 있음을 제시한다. 하지만 프로티언 경력태도가 임파워링 리더십과 일의 의미를 단순매개할 수 있음에도, 잡 크래프팅을 포함하는 이중매개모형에서 프로티언 경력태도만으로는 유의하지 않았던 매개경로를 통해, 경력의 성공을 위해 가지는 태도가 장기적인 목표를 추구하지만 실질적으로 직무의 정체성을 변화시키는 단기적인 행동의 반복으로, 본인의 정체성을 업무에 반영하였기에 일에서 의미를 느끼는 결과로 이어질 수 있음을 암시한다.

참고 문헌

- 김기홍. (2013). 임파워링 리더십이 조직구성원의 창의성에 미치는 영향에 관한 연구. 동국대학교 대학원 박사학위논문.
- 신수림. (2014). 산업체 종사자의 주관적 경력성공과 고용안정성, 조직경력관리지원, 프로틴 경력태도, 프로틴 경력관리행동의 인과적 관계. 서울대학교 대학원 박사학위논문.
- 임명기, 하유진, 오동준, 손영우. (2014). 한국판 잡 크래프팅 척도 (JCQ-K) 의 타당화 연구. *기업경영연구*, 21(4), 181-206.
- 최환규, 이정미. (2017). 한국판 일의 의미 척도 (K-WAMI) 의 타당화 연구. *한국심리학회지: 사회 및 성격*, 31(4), 1-25.
- 한국고용정보원. (2026). 2025~2035 정성적 일자리 전망 사업보고서.
- Ahearne, M., Mathieu, J., & Rapp, A. (2005). To empower or not to empower your sales force? An empirical examination of the influence of leadership empowerment behavior on customer satisfaction and performance. *Journal of Applied psychology*, 90(5), 945.
- Briscoe, J. P., Hall, D. T., & DeMuth, R. L. F. (2006). Protean and boundaryless careers: An empirical exploration. *Journal of Vocational Behavior*, 69(1), 30-47.
- Hall, D. T., Yip, J., & Doiron, K. (2018). Protean careers at work: Self-direction and values orientation in psychological success. *Annual Review of Organizational Psychology and Organizational Behavior*, 5, 129-156.
- Rosso, B. D., Dekas, K. H., & Wrzesniewski, A. (2010). On the meaning of work: A theoretical integration and review. *Research in Organizational Behavior*, 30, 91-127.
- Slemp, G. R., & Vella-Brodrick, D. A. (2013). The Job Crafting Questionnaire: A new scale to measure the extent to which employees engage in job crafting. *International Journal of Wellbeing*, 3(2), 126-146.
- Steger, M. F., Dik, B. J., & Duffy, R. D. (2012). Measuring meaningful work: The Work and Meaning Inventory (WAMI). *Journal of Career Assessment*, 20(3), 322-337.
- World Economic Forum. (2025). *Future of jobs report 2025*.
- Zhang, X., & Bartol, K. M. (2010). Linking empowering leadership and employee creativity: The influence of psychological empowerment, intrinsic motivation, and creative process engagement. *Academy of management journal*, 53(1), 107-128.

성장과 이탈의 역설적 공존: 현업에 대한 경력성장기회와 경력변경의도 간 자기회귀교차지연 분석

The Paradox of Growth and Career Change: An Autoregressive Cross-Lagged Modeling of Career Growth Opportunities and Career Change Intention

정다솜 (경상국립대학교/석사과정, dasomy929@gnu.ac.kr) 제1저자

주아진 (경상국립대학교/석사과정, joj0811@gnu.ac.kr) 공동저자

이다현 (경상국립대학교/학부생, dahyun4747@gmail.com) 공동저자

임승빈 (경상국립대학교/학부생, seungbin3739@gnu.ac.kr) 공동저자

이종현 (경상국립대학교/부교수, tea4one@gnu.ac.kr) 교신저자

초록 평생직장의 개념이 약화되고 노동시장의 유연성이 확대되면서 스스로 경력을 설계하고 관리하는 경향이 보편화되었다. 이에 따라 조직이 제공하는 경력성장기회는 조직구성원의 경력개발을 지원하는 중요한 요인으로 인식되어 왔으며, 조직구성원의 직무태도 및 경력태도에 미치는 다양한 영향이 검증되었다. 여기에 추가로 횡단자료가 아닌 시간에 따른 변화와 변인 간 인과관계를 검토하는 것도 매우 중요하다. 이에 본 연구는 국내 직장인 130명을 대상으로 수집한 세 시점 종단자료를 이용하여 자기회귀교차지연모형을 통해 경력성장기회와 경력변경의도 간 시간적 안정성과 상호영향관계를 검증하였다. 분석 결과, 경력성장기회와 경력변경의도는 모두 유의한 자기회귀효과를 보여 시간에 따른 안정성이 확인되었다. 또한, 경력성장기회는 다음 시점의 경력변경의도를 증가시키는 반면, 경력변경의도는 다음 시점의 경력성장기회를 감소시키는 것으로 나타나 두 변인 간 상반된 상호영향관계가 확인되었다. 본 연구는 경력성장기회와 경력변경의도 간의 시간적 관계를 확인함으로써 기존 선행 연구들을 보완하고, 변화하는 노동시장 환경에서 조직의 효과적인 경력관리 및 인재관리 전략 수립을 위한 이론적·실무적 기반을 제공한다.

Keywords: 경력성장기회, 경력변경의도, 자기회귀교차지연모형

연구 배경

현대 직장인에게 지속적인 경력개발과 관리는 성공적인 경력 형성을 위한 필수 요소로 인식되고 있다(Hirschi, 2012; Wilhelm et al., 2024). 조직구성원들은 자신의 경력 목표를 달성하고 지속적으로 성장할 수 있는 경력성장기회를 중요하게 여기며, 조직 역시 교육훈련과 멘토링 등 다양한 개발지원 활동을 통해 구성원의 경력개발을 지원하고 있다(Kraimer et al., 2011; Weng et al., 2010). 이처럼 조직에서 제공하는 현업에 대한 경력성장기회는 조직구성원의 경력발전뿐만 아니라 직무태도와 조직행동에도 영향을 미치는 중요한 조직적 요인으로 기능해왔다(이재은, 정보영, 2023).

한편, 경력성장기회는 조직 내 태도와 행동만이 아닌, 개인의 경력 관련 의사결정과도 관련될 수 있다. 선행연구에 따르면, 경력성장기회는 조직구성원의 전문역량과 경력목표 달성을 지원하며, 개인이 지각하는 고용가능성과 정적인 관련이 있다(Creed et al., 2022; Weng et al., 2010). 또한, 국내 직장인을 대상으로 한 연구에서도 현재보다 더 높은 성장기회를 추구하고 경력만족을 높이려는 동기가 조직 내·외 경력이동의 주요 이유 중 하나로 제시되었다(오인수 등, 2004). 이는 개인이 지각하는 현재 경력에서의 성장기회에 대한 인식이 향후 경력변경과 같은

경력 관련 의사결정에 영향을 미칠 수 있음을 시사한다.

반면, 경력변경에 대한 개인의 인식 역시 경력성장기회에 대한 지각에 영향을 미칠 수 있다. Blau(1985)의 경력몰입 관점에 따르면, 개인은 자신의 직업 및 경력에 대해 심리적 애착과 동일시를 형성하며, 이러한 경력몰입은 현재의 경력 유지와 발전을 위한 태도에 영향을 미친다(Blau, 1985, 1989). 경력변경의도가 높은 구성원은 현재의 경력이 미래 경력목표 달성 및 경력발전에 기여하는 정도를 낮게 인식할 수 있으며, 현재 경력의 발전 가능성보다는 새로운 경력경로에서 얻을 수 있는 기회에 더 주목하게 될 수 있다(Sullivan & Al Ariss, 2021). 이러한 상태에서는 현재 조직이 제공하는 경력성장기회를 충분히 인식하지 못하거나 부정적으로 평가할 수 있다.

선행 연구에서는 경력성장기회의 다양한 효과를 검증해 왔으나, 대부분 횡단자료에 기반하고 있어 경력성장기회의 종단적 변화와 인과적 관계를 규명하는 데에는 한계가 있다(Modem et al., 2022). 또한, 기존 연구들은 주로 경력 관련 태도 자체의 효과를 검증하는 데 집중해 왔으며, 개인의 경력 태도와 경력 환경 요인을 함께 고려한 연구는 상대적으로 부족한 실정이다(Li et al., 2022, p299). 이에 본 연구는 경력성장기회와 경력변경의도의 관계에 주목하여 자기회귀교차지연모형(autoregressive cross-lagged model)을 통해 두 변인 간 종단적 관계를 검증하는데 목적이 있다. 이를 통해 경력성장기회와 경력변경의도 간의 시간적 안정성과 상호영향관계를 검증하고, 조직의 효과적인 경력관리 및 인재 관리 전략 수립을 위한 기초자료를 마련하는데 시사점을 두고 있다. 연구 문제는 다음과 같다.

연구문제 1. 경력성장기회는 시간의 경과에 따라 안정적인가?

연구문제 2. 경력변경의도는 시간의 경과에 따라 안정적인가?

연구문제 3. 경력성장기회가 이후 경력변경의도에 미치는 영향은 어떠한가? 이러한 영향은 시간의 경과에 따라 일관되게 나타나는가?

연구문제 4. 경력변경의도가 이후 경력성장기회에 미치는 영향은 어떠한가? 이러한 영향은 시간의 경과에 따라 일관되게 나타나는가?

연구 방법

연구 대상. 온라인 패널조사기관을 통해 국내기업에 재직중인 직장인을 대상으로 자료를 수집하였다. 1차 조사는 국내 직장인 500명을 대상으로 실시하였으며, 8개월 후 2차 조사에는 327명, 6개월 후 3차 조사에는 130명이 응답하였다. 최종 분석에는 세 차례의 조사에 모두 참여한 130명의 종단자료를 활용하였다. 표본의 특성은 남성 56.2%였으며, 평균 연령은 40.55세($SD = 7.69$), 평균 근속연수는 6.02년($SD = 5.17$)이다.

측정 도구.

경력성장기회. Bedeian(1991)이 개발하고, 최병권(2013)이 번안한 척도 5문항을 사용하였으며, Coefficient α 는 .924이다. 문항 예시는 ‘현재의 조직에서 일하는 것은 나의 경력에 도움이 될 것이다.’ 등이다.

경력변경의도. Blau(1988)가 개발한 척도 7문항을 번안하여 사용하였으며, Coefficient α 는 .801이다. 문항 예시는 ‘만약 다시 시작할 수 있다면 현재의 분야는 선택하지 않을 것이다.’ 등이다.

연구 결과

AMOS 24.0을 이용하여 자기회귀교차지연모형을 검증하였다. 우선 형태동일성 검증 결과, 측정동일성 모형(모형2-3)과 경로동일성 모형(모형4-7)은 기저모형 대비 양호한 적합도를 보였다. 반면, 오차공분산동일성 모형(모형8)은 교차지연 동일성 모형(모형7)과의 카이제곱 차이검증에서 유의한 차이가 나타나($\Delta\chi^2 = 5.026, p < .05$), 교차지연 동일성 모형을 최종모형으로 채택하였다. 8개 모형에 대한 비교 결과를 표 1에 제시하였다.

최종 채택모형 분석 결과, 경력성장기회($\beta = .282 \sim .298, p < .001$)와 경력변경의도($\beta = .876 \sim .977, p < .001$)는 모두 유의한 자기회귀효과를 보여 시점 간 안정성이 확인되었다. 또한, 경력성장기회는 이후 경력변경의도에 정적인 영향을 미쳤으며($\beta = .127 \sim .140, p < .05$), 경력변경의도는 이후 경력성장기회에 부적인 영향을 미치는 것으로 나타났다($\beta = -.312 \sim -.331, p < .001$). 최종 채택모형 및 경로계수는 표 2와 그림 1에 제시하였다.

표 1. 형태동일성의 검증

모형		Model fit Index				Model comparison	
		$\chi^2(df)$	TLI	CFI	RMSEA	ΔCFI	$\Delta RMSEA$
기저모형	모형1	210.263(124)***	.939	.951	.073	-	-
측정동일성 모형	모형2	211.944(128)***	.943	.952	.071	+.001	-.002
	모형3	213.350(132)***	.946	.953	.069	+.001	-.002
	모형4	213.502(133)***	.947	.954	.068	+.001	-.001
경로동일성 모형	모형5	213.795(134)***	.948	.954	.068	-	-
	모형6	214.716(135)***	.948	.954	.068	-	-
	모형7	214.960(136)***	.949	.955	.067	+.001	-.001
오차공분산동일성 모형	모형8	219.986(137)***	.947	.953	.069	-.002	+.002

*** $p < .001$

표 2. 최종 채택모형의 경로계수

	경로	B	β	SE	C.R.
자기회귀	T1 경력성장기회 → T2 경력성장기회	.276	.282	.078	3.538***
	T2 경력성장기회 → T3 경력성장기회	.276	.298	.078	3.538***
경로	T1 경력변경의도 → T2 경력변경의도	.863	.876	.061	14.254***
	T2 경력변경의도 → T3 경력변경의도	.863	.977	.061	14.254***
교차지연	T1 경력성장기회 → T2 경력변경의도	.099	.127	.048	2.060*
	T2 경력성장기회 → T3 경력변경의도	.099	.140	.048	2.060*
	T1 경력변경의도 → T2 경력성장기회	-.384	-.312	.102	-3.770***
	T2 경력변경의도 → T3 경력성장기회	-.384	-.331	.102	-3.770***

* $p < .05$ *** $p < .001$

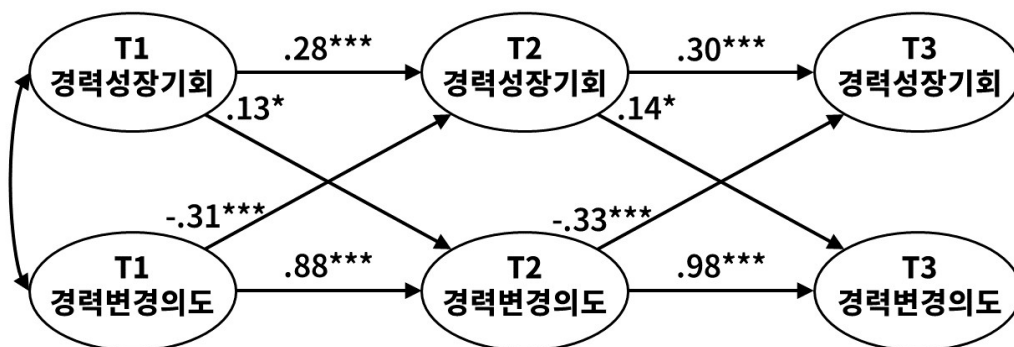


그림 1. 최종 채택모형

논의 및 시사점

본 연구는 자기회귀교차지연모형을 활용하여 경력성장기회와 경력변경의도의 종단적 관계를 검증하였다. 연구 결과, 경력성장기회는 이후 경력변경의도를 높이고 경력변경의도는 이후 경력성장기회를 저해하는 것으로 나타나, 두 변인 간 상반된 방향의 교차지연효과가 확인되었다. 이는 경력성장기회가 조직 내 성장뿐만 아니라 개인의 향후 경력 관련 태도에도 영향을 미칠 수 있음을 시사한다. 실제로 조직의 경력개발 지원은 개인의 고용가능성을 높이며, 고용가능성은 조직성과에 긍정적으로 기여하는 동시에 외부 경력기회를 탐색하게 하는 것으로 보고되고 있다(Akkermans et al., 2019; Zhang et al., 2021). 따라서 기업에서는 구성원이 향상된 역량을 조직 내에서 지속적으로 활용하고 발전시킬 수 있도록 다양한 경력을 함께 설계할 필요가 있다. 또한, 경력변경의도가 높을수록 현재 조직에서 제공하는 경력성장기회를 낮게 지각하는 것으로 나타났는데, 이는 경력변경의도가 현재 조직 내 성장 가능성에 대한 인식에도 영향을 미칠 수 있음을 시사한다.

본 연구는 다음과 같은 한계점을 가진다. 첫째, 국내 직장인을 대상으로 수집한 세 시점 종단자료를 활용하였으나, 표본 수가 130명으로 구조방정식모형 연구에서 일반적으로 활용되는 표본 규모에 비해 제한적이므로 향후 연구에서는 보다 큰 표본을 활용한 검증이 요구된다(Kline, 2023). 둘째, 본 연구에서 설정한 6~8개월의 측정 간격은 경력성장기회와 경력변경의도 간의 변화 양상 및 상호영향관계를 충분히 반영하기에 부족할 가능성이 있어 향후 연구에서는 변수의 특성을 반영할 수 있는 충분한 기간의 시차를 설계하여 측정할 필요가 있다. 셋째, 본 연구는 경력성장기회와 경력변경의도 간의 관계를 살펴보는 데 초점을 두었으나, 두 변인 간 관계에 영향을 미칠 수 있는 다양한 변인을 충분히 고려하지 못하였다. 예를 들어, 경력성장기회는 경력몰입의 선행변인으로 작용할 수 있으며, 경력몰입은 경력변경의도에 영향을 미치는 요인으로 고려될 수 있다(장미경, 이영민, 2023). 추후에는 경력몰입과 같은 개인의 태도변수를 고려하여 경력성장기회와 경력변경의도 간 메커니즘을 보다 심층적으로 검증할 필요가 있다.

참고 문헌

- 오인수, 서용원, 신강현. (2004). 조직내/외 경력이동의 개념화와 그 선행변인의 규명 및 측정. *한국심리학회지: 산업 및 조직*, 17(2), 279-304.
- Blau, G. J. (1985). The measurement and prediction of career commitment. *Journal of occupational Psychology*, 58(4), 277-288.
- Kraimer, M. L., Seibert, S. E., Wayne, S. J., Liden, R. C., & Bravo, J. (2011). Antecedents and outcomes of organizational support for development: The critical role of career opportunities. *Journal of Applied Psychology*, 96(3), 485 - 500.
- Sullivan, S. E., & Al Ariss, A. (2021). Making sense of different perspectives on career transitions: A review and agenda for future research. *Human Resource Management Review*, 31(1), 100727.
- Weng, Q., McElroy, J. C., Morrow, P. C., & Liu, R. (2010). The relationship between career growth and organizational commitment. *Journal of Vocational Behavior*, 77(3), 391 - 400.

지각된 과잉자격이 조용한 사직과 혁신행동에 미치는 양면적 영향: 역할확장 자기효능감과 상대적 박탈감의 매개효과

The Double-Edged Effects of Perceived Overqualification on Quiet Quitting and Innovative Work Behavior: The Mediating Effects of Role Breadth Self-Efficacy and Relative Deprivation

강지인 (대구가톨릭대학교/석사과정, wldls55960@naver.com)

권윤혁 (대구가톨릭대학교/학부생, dbsgur0726@naver.com)

김가희 (대구가톨릭대학교/학부생, aqaq4662@gmail.com)

허창구 (대구가톨릭대학교/교수, willcando@gmail.com)

초록

본 연구는 지각된 과잉자격이 긍정적(혁신행동) 및 부정적(조용한 사직) 행동으로 이어질 수 있는 양면적 특성에 주목하여, 이러한 상반된 결과가 어떠한 심리적 과정을 통해 나타나는지를 확인하고자 하였다. 이에, 역할확장 자기효능감과 상대적 박탈감을 매개변인으로 설정하여 각각의 경로를 검증하였다. 연구 결과, 지각된 과잉자격은 역할확장 자기효능감에 유의한 정적 영향을 미쳤다. 또한, 역할확장 자기효능감은 혁신행동에 유의한 정적 영향을, 조용한 사직에는 유의한 부적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 매개효과 분석 결과, 지각된 과잉자격은 역할확장 자기효능감을 매개로 혁신행동을 증가시키고 동시에 조용한 사직을 감소시키는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 지각된 과잉자격이 조직행동으로 이어지는 과정에서 역할확장 자기효능감이 중요한 심리적 기제로 작용함을 보여주며, 과잉자격 구성원이 보유한 초과역량을 긍정적인 행동으로 연결하기 위해 직무 자율성과 역할확장 기회를 제공할 필요가 있음을 시사한다.

Keywords: 지각된 과잉자격, 역할확장 자기효능감, 혁신행동, 상대적 박탈감, 조용한 사직

연구 배경

대한상공회의소(2023)의 조사에 따르면, 청년 취업 선호는 대기업(64%)과 공공부문(44%)에 집중되는 것으로 나타났다. 이처럼 취업 선호가 양질의 일자리에 집중되면서 취업경쟁을 심화시켰고, 청년들은 영어 성적, 자격증, 대내외 활동 등 다양한 스펙을 갖추기 위해 노력하고 있다(서지원, 2024). 그러나 OECD(2026)의 한국 경제조사 보고서에 따르면 고학력 인력 공급이 노동시장 수요보다 빠르게 증가하면서 개인의 학력 및 자격 수준이 직무 요구 수준을 초과하는 자격 불일치가 나타나고 있으며, 이에 따라 종업원은 자신의 학력, 기술, 경험 및 능력이 직무에서 요구하는 수준보다 높다고 인식하는 ‘지각된 과잉자격’을 경험하게 된다(김미소, 유태용, 2020).

지각된 과잉자격에 대한 기존 연구는 주로 부정적인 직무태도와 행동에 초점을 맞춰왔다(Erdogan & Bauer, 2021). 그러나 지각된 과잉자격이 항상 부정적인 결과로만 이어지는 것이 아니라, 구성원이 보유한 초과역량이 적극적인 업무 행동과 조직 성과에 기여할 가능성도 제시되었다(Erdogan et al., 2021; Liu & Wang, 2012). 즉, 지각된 과잉자격은 상대적 결핍에 따른 동기 저하를 유발하는 부정적 인식인 동시에, 우수한 역량과 긍정적 자기평가를 반영하는 긍정적 인식으로도 설명할 수 있다(Spitzmueller, 2017). 이에 본 연구는 지각된 과잉자격이 긍정적(혁신행동)·부정적(조용한 사직) 행동으로 이어지는 심리적 과정을 설명하기 위해 역할확장 자기효능감과 상대적 박탈감에 주목하고자 한다.

먼저 지각된 과잉자격이 긍정적 결과로 이어지는 과정은 개인이 보유하고 있는 자원을 보호하고, 새로운 자원을 획득하기 위해 기존 자원을 투자한다고 보는 자원보존이론을 통해 설명할 수 있다(Hobfoll et al., 2018). 과잉자격을 지각하는 구성원은 현재 직무에서 활용되지 않는 잉여 자

원을 활용하여 기존 과업뿐만 아니라 보다 광범위한 역할도 수행할 수 있다고 판단한다(Zhang et al., 2016). 이러한 판단은 구성원이 정해진 직무 범위를 넘어서는 역할과 과업을 성공적으로 수행할 수 있다는 믿음인 역할확장 자기효능감을 높인다(Parker, 1998). 높은 역할확장 자기효능감을 가진 구성원은 새로운 업무 상황에 적응하고 도전적인 과업을 수행할 수 있다는 자신감을 가지며(Guo et al., 2024), 이는 혁신행동으로 이어진다. 혁신행동은 업무 과정에서 새로운 아이디어를 탐색하고 이를 구체화하여 실제 업무에 적용하는 행동을 의미한다(Janssen, 2000). 실제 선행연구에서도 역할확장 자기효능감은 혁신행동과 정적인 관계가 있는 것으로 나타났다(Guo et al., 2024).

반면, 지각된 과잉자격이 부정적 결과로 이어지는 과정은 사회비교를 통해 형성되는 상대적 박탈감으로 설명할 수 있다. 과잉자격을 지각한 구성원은 자신보다 자격이나 경험 수준이 낮은 동료와 동일한 업무를 수행할 경우, 자신의 자격에 상응하는 기회와 보상을 받지 못하고 있다고 인식할 수 있다(Liu & Wang, 2012). 즉, 구성원은 자신의 자격 수준에 상응하는 대우와 보상을 기대하지만, 이러한 기대가 충족되지 않을 때 상대적 박탈감을 경험하게 된다(김영일, 유태웅, 2023). 이러한 상대적 박탈감은 공식적인 직무 요구를 넘어 추가적인 역할을 자발적으로 수행하려는 의지를 약화시키고 조직시민행동을 감소시킨다(Han & Fan, 2025). 이런 행동은 실제로 조직을 떠나지는 않지만, 주어진 업무만 수행하고 추가적인 노동이나 승진·긍정적인 평가를 위한 노력을 제한하는 조용한 사직의 특성과도 맞닿아 있다(김광태 등, 2023). 따라서 상대적 박탈감은 구성원이 추가적인 노력과 기여를 줄이는 조용한 사직으로 이어질 가능성이 있다.

이처럼 지각된 과잉자격의 양면적 영향을 이해하기 위해서는 역할확장 자기효능감과 상대적 박탈감이라는 두 가지 심리적 기제를 하나의 연구 모형 안에서 함께 검증할 필요가 있다.

- 가설 1.** 지각된 과잉자격은 역할확장 자기효능감과 정적 관계가 있을 것이다.
- 가설 2.** 지각된 과잉자격은 상대적 박탈감과 정적 관계가 있을 것이다.
- 가설 3.** 역할확장 자기효능감은 혁신행동과 정적 관계가 있을 것이다.
- 가설 4.** 상대적 박탈감은 조용한 사직과 정적 관계가 있을 것이다.
- 가설 5.** 지각된 과잉자격과 혁신행동의 관계를 역할확장 자기효능감이 매개할 것이다.
- 가설 6.** 지각된 과잉자격과 조용한 사직의 관계를 상대적 박탈감이 매개할 것이다.

연구 방법

연구 대상. 본 연구는 현재 재직 중인 20~40대 직장인을 대상으로 온라인 설문조사를 실시하였으며, 총 82명의 응답을 최종 분석에 활용하였다. 자료 분석에는 Jamovi 2.6.44를 활용하였다.

지각된 과잉자격. 이민(2023)이 번안한 Maynard 등(2006)의 척도를 사용했다. 총 9개 문항으로 구성되어 있으며, 대표문항은 “나의 직업은 나의 교육 수준보다 적은 수준이 필요하다.”이다. 또한, 5번 문항은 의미의 명확성을 높이기 위해 기존의 “내 직무는 내가 받은 훈련을 통해 완전히 활용되지 않고 있다.”를 “내가 이전에 받은 훈련은 이 직무에서 충분히 활용되지 않고 있다.”로 수정하여 사용하였다.

역할확장 자기효능감. 강연희(2023)가 번안한 Parker(1998)의 척도를 사용했다. 총 10개 문항으로 구성되어 있으며, 대표문항은 “나는 업무의 능률을 향상시키기 위해 개선 방안을 상사에게 제안할 수 있다.”이다.

혁신행동. 이장욱(2023)이 번안한 Scott 과 Bruce(1994)의 척도를 사용하였다. 총 6개 문항으로 구성되어 있으며, 대표문항은 “나는 새로운 기술이나 업무 프로세스, 아이디어를 지속적으로 찾아

낸다.”이다.

상대적 박탈감. 김영일(2026)이 번안한 Buunk 등(2003)의 척도를 사용하였다. 총 7개 문항으로 구성되어 있으며, 대표문항은 “현재 나의 경력은 충분한 자격에도 불구하고 낮은 수준이라고 생각한다.”이다.

조용한 사직. Patel 등(2023)이 개발하고 김광태 등(2023)이 국내 실정에 맞게 번안 및 타당화한 척도를 사용하였다. 이 척도는 총 11개 문항으로 구성되어 있으며, 대표문항은 “나는 직장에서 해고되지 않을 정도로 요구받은 만큼만 일한다.”이다.

연구 결과

측정 변인들의 기술통계치와 상관관계

상관분석 결과, 지각된 과잉자격은 역할확장 자기효능감과 정적 상관($r=.32, p<.01$)을 보여주었으나, 다른 변인과는 유의한 상관이 나타나지 않았다. 매개변인인 역할확장 자기효능감은 혁신행동과 정적 상관($r=.58, p<.001$)을, 조용한 사직과는 부적 상관관계($r=-.27, p<.05$)를 보여주었다. 상대적 박탈감은 혁신행동과 부적 상관($r=-.27, p<.05$)을 보여주었다.

표 1. 주요 변인 간 기술통계치와 상관관계

	1	2	3	4	5
1. 지각된 과잉자격	(.77)				
2. 역할확장 자기효능감	.32**	(.80)			
3. 상대적 박탈감	.15	-.11	(.83)		
4. 혁신행동	.14	.58***	-.27*	(.83)	
5. 조용한 사직	.06	-.27*	.08	-.17	(.86)
<i>M</i>	2.98	3.71	2.59	3.37	2.60
<i>SD</i>	0.64	0.54	0.69	0.73	0.67

* $p<.05$, ** $p<.01$, *** $p<.001$. 대각선은 (신뢰도)

측정 변인들의 경로분석 결과

경로분석 결과, 지각된 과잉자격은 역할확장 자기효능감에 유의한 정적 영향을 미쳤다($\beta=.32, p<.001$). 반면, 상대적 박탈감에 미치는 영향은 유의하지 않았다. 이에 가설 1은 지지되었으며, 가설 2는 기각되었다. 또한, 역할확장 자기효능감은 혁신행동에 유의한 정적 영향을 미쳤으나($\beta=.56, p<.001$), 상대적 박탈감이 조용한 사직에 미치는 영향은 유의하지 않았다. 이에 가설 3은 지지되었으나, 가설 4는 기각되었다. 한편, 교차경로 분석 결과, 역할확장 자기효능감은 조용한 사직에 유의한 부정적 영향을 미쳤으며($\beta=-.31, p<.01$), 상대적 박탈감은 혁신행동에 유의한 부정적 영향을 미쳤다($\beta=-.21, p<.01$).

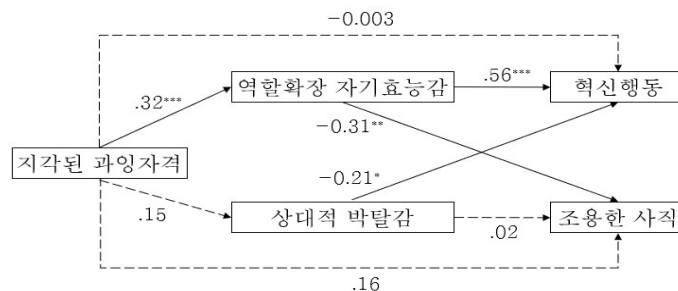


그림 1. 연구모형의 경로계수

지각된 과잉자격의 영향에서 역할확장 자기효능감과 상대적 박탈감의 매개효과

매개효과 분석 결과, 지각된 과잉자격이 역할확장 자기효능감을 통해 혁신행동에 미치는 간접효과는 유의한 것으로 나타났다($B=.18$, 95% CI [.05, .31]). 이에, 가설 5는 지지되었다. 반면, 지각된 과잉자격이 상대적 박탈감을 통해 조용한 사직에 미치는 간접효과는 유의하지 않은 것으로 나타나, 가설 6은 기각되었다. 한편, 지각된 과잉자격이 역할확장 자기효능감을 통해 조용한 사직에 미치는 간접효과는 유의한 부적 효과를 보였다($B=-0.10$, 95% CI [-0.24, -0.02]). 반면, 상대적 박탈감을 통해 혁신행동에 미치는 간접효과는 유의하지 않았다.

표 2. 간접효과의 유의성 검증 결과

경로				<i>B</i>	<i>SE</i>	95% CI	
						Lower	Upper
지각된	→	역할확장 자기효능감	→ 혁신행동(가설5)	.18	.07	.05	.31
			→ 조용한 사직	-0.10	.05	-0.24	-0.02
과잉자격	→	상대적 박탈감	→ 혁신행동	-0.03	.03	-0.12	.01
			→ 조용한 사직(가설6)	.00	.02	-0.03	.07

논의 및 시사점

본 연구는 지각된 과잉자격이 서로 다른 심리적 과정을 통해 상이한 행동으로 이어지는 경로를 검증하였다. 그 결과, 지각된 과잉자격은 역할확장 자기효능감을 통해 혁신행동을 촉진하고 조용한 사직을 감소시키는 것으로 나타났다. 즉, 과잉자격을 지각한 구성원은 자신의 역량을 기존 역할을 넘어 다양한 업무에서도 발휘할 수 있다는 자신감을 형성하게 되며, 이러한 자신감은 혁신행동과 같은 긍정적인 행동을 촉진하는 한편, 조용한 사직과 같은 부정적인 업무 태도를 감소시키는 것으로 해석할 수 있다. 반면, 지각된 과잉자격이 상대적 박탈감을 매개로 조용한 사직으로 이어지는 부정적 경로는 확인되지 않았다. 본 연구에서는 지각된 과잉자격의 부정적 경로보다 긍정적 경로가 뚜렷하게 나타났으며, 역할확장 자기효능감이 지각된 과잉자격의 긍정적 결과를 설명하는 중요한 심리적 기제임을 확인하였다는 점에서 학문적 의의가 있다.

지각된 과잉자격의 영향에 대한 역할확장 자기효능감의 기능을 추가적으로 탐색하기 위해 조절효과 검증을 실시했다. 그 결과, 역할확장 자기효능감은 지각된 과잉자격과 혁신행동 간 관계를 조절한다는 것이 나타났다. 구체적으로 역할확장 자기효능감이 낮은 경우에는 지각된 과잉자격이 높을수록 혁신행동이 감소하였으나, 높은 경우에는 혁신행동이 증가하는 양상을 보여주었다. 이는 지각된 과잉자격이 혁신행동으로 이어지는 과정에서 역할확장 자기효능감의 수준이 중요한 조건으로 작용할 수 있음을 보여준다. 즉, 자신의 역량을 기존 역할을 넘어 활용할 수 있다는 자신감이 높을수록, 자신이 보유한 초과역량을 혁신적인 행동으로 연결할 가능성이 높아짐을 시사한다.

실무적으로 과잉자격자를 단순히 직무불만족이나 이직 가능성이 높은 관리 대상으로 바라보기보다, 이들이 보유한 초과역량을 조직의 자원으로 활용할 필요가 있다. 이를 위해 조직은 직무 자율성과 역할확장 기회를 제공하고, 잡크래프팅을 통해 자신의 강점과 역량에 맞게 업무를 능동적으로 조정할 수 있도록 지원함으로써 역할확장 자기효능감을 높일 수 있는 환경을 마련해야 한다.

참고 문헌

- Guo, T., Lan, C., Jiang, Y., Huang, M., Ni, Y., & Xu, Y. (2024). Perceived overqualification and innovative work behavior: A moderated mediation model. *Humanities and Social Sciences Communications*, 11, 1511.

아픈 데 출근한 직원과 마음이 떠난 직원: 프리젠티즘과 조용한 사직이 근로자의 태도 및 수행에 미치는 영향 비교

The Sick Employee and the Disengaged Employee: Comparing the Effects of Presenteeism and Quiet Quitting on Employee's Attitudes and Performance

이종대 (대구가톨릭대학교/석사과정, ljd5102@naver.com)

김민철 (대구가톨릭대학교/학부생, samuraikmc@gmail.com)

허창구 (대구가톨릭대학교/교수, willcando@gmail.com)

초록

본 연구는 프리젠티즘과 조용한 사직이 구성원의 태도(직무소진, 조직몰입) 및 수행(과업수행, 맥락수행, 반생산적 업무행동)에 미치는 영향을 비교·검증하고자 수행되었다. 국내 직장인 126명을 대상으로 다중회귀분석을 실시한 결과, 조용한 사직은 태도 변인인 직무소진을 높이고($\beta=.39$, $p<.001$) 조직몰입을 낮추었으며($\beta=-.31$, $p<.01$), 수행 변인인 과업수행($\beta=-.40$, $p<.001$)과 맥락수행($\beta=-.36$, $p<.001$)을 낮추고 반생산적 업무행동($\beta=.52$, $p<.001$)을 높이는 것으로 나타났다. 한편, 프리젠티즘은 직무소진을 높였으나($\beta=.32$, $p<.001$) 프리젠티즘과 조용한 사직은 모두 직무소진에 유의한 정적 영향을 미쳤으나, 그 밖의 태도 및 수행 변인에는 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 프리젠티즘과 조용한 사직이 모두 조직의 성과를 저해할 가능성이 있는 현상임에도, 구성원의 태도와 수행에 미치는 영향 범위에는 차이가 있음을 보여준다. 특히 조용한 사직은 소진의 증가, 조직에 대한 몰입 및 공식·맥락적 수행의 저하, 반생산적 업무행동의 증가와 폭넓게 관련되는 것으로 나타났으므로, 조직은 이를 단순한 업무 최소화 현상으로 보기보다 구성원의 심리적 소진과 조직-개인 관계의 악화를 보여주는 신호로 이해하고 예방적 관리 방안을 마련할 필요가 있다.

Keywords: 프리젠티즘, 조용한 사직, 직무소진, 조직몰입, 과업수행, 맥락수행, 반생산적 업무행동

연구 배경

성과저하 행동 중 최근 연구에서 주목받고 있는 대표적 현상으로 프리젠티즘과 조용한 사직을 들 수 있다(Lohaus & Habermann, 2019; Hamouche et al., 2023). 두 행동은 모두 조직을 이탈하지 않은 상태에서 나타나는 성과저하 행동이라는 공통점이 있지만, 발현되는 방식에는 명확한 차이가 있다. 프리젠티즘은 건강 문제에도 불구하고 업무를 지속하는 행동(Johns, 2010)으로, 업무 수행과정에서 개인의 신체적·심리적 자원이 소모되는 특성을 갖는다. 반면, 조용한 사직은 최소한의 역할만 수행하며 조직과 업무에 대한 심리적·동기적 투자를 축소하는 행동(Prentice et al., 2024)이라는 점에서 차별화된다. 따라서 두 행동은 동일한 성과저하 행동으로 분류되더라도 구성원의 태도와 수행에 미치는 영향은 상이할 수 있다.

그러나, 기존 연구들은 두 행동을 개별적으로 검증하는 데 초점을 두어 왔으며, 동일한 연구 틀에서 두 행동의 차별적 영향을 비교한 연구는 부족한 실정이다(Lu & Cooper, 2022). 이에 본 연구는 두 행동의 메커니즘 차이를 근거로 구성원의 태도 및 수행에 미치는 영향에 차이가 있는지

확인하고자 한다.

본 연구는 두 행동의 특성 차이가 구성원의 태도적 결과물에 미치는 차별적 영향을 규명하고자 직무소진과 조직몰입에 주목하였다. 직무소진과 조직몰입은 구성원이 직무와 조직을 경험하며 형성하는 태도와 심리적 반응을 반영하지만, 직무소진은 직무수행 과정에서 경험하는 자원 고갈 및 피로의 정도(Maslach et al., 2001)를, 조직몰입은 조직에 대한 심리적 애착과 소속감의 정도(Allen & Meyer, 1990)를 나타낸다는 점에서 서로 다른 태도적 차원을 형성한다. 두 행동 모두 직무소진 및 조직몰입과 관련이 있을 것으로 예상되지만, 프리젠티즘은 건강상의 어려움 속에서 업무를 수행하는 과정에서 개인의 자원을 고갈시켜 직무소진과 보다 직접적으로 관련(Song et al., 2024)될 수 있는데 반해, 조용한 사직의 경우 자발적 기여와 노력을 제한하는 행동이므로 조직에 대한 심리적 유대감을 반영하는 조직몰입과 직접적으로 연결(Kim et al., 2023)될 것으로 가정하였다.

개인 직무수행에서도 두 행동은 서로 다른 양상으로 영향을 미칠 수 있다. 과업수행의 경우 공식적으로 부여된 핵심 업무를 수행하는 행동이므로, 건강상 문제가 있음에도 불구하고 출근하여 업무를 지속하는 프리젠티즘과 직접적으로 관련될 가능성이 있다(Koopmans et al., 2014). 또한 프리젠티즘 상태의 구성원은 제한된 자원을 업무 수행에 사용하게 됨으로써, 부정적 정서 및 비윤리적·부정적 직장행동(Tripathi & Miraglia, 2025)을 보이는 것으로 보고된 바 있다. 따라서 프리젠티즘은 과업수행의 저하 및 반생산적 업무행동과 상대적으로 더 밀접한 관련이 있을 것으로 예상할 수 있다. 한편, 조용한 사직은 핵심 업무는 수행하되 역할 외 노력과 자발적 기여를 최소화하는 특성으로 인해, 맥락수행의 감소와 밀접하게 관련될 가능성이 있다(Kim et al., 2023). 이에 본 연구는 프리젠티즘이 조용한 사직보다 과업수행 및 반생산적 업무행동에, 조용한 사직이 프리젠티즘보다 맥락수행에 더 큰 영향을 미칠 것으로 가설화하였다.

본 연구는 프리젠티즘과 조용한 사직이 구성원의 직무소진과 조직몰입 그리고 개인 직무수행의 각 하위 차원(과업수행, 맥락수행, 반생산적 업무행동)에 미치는 차별적 영향을 종합적으로 비교·검증함으로써 두 성과저하 행동의 독특한 특성과 조직적 영향력을 통합적으로 규명하고자 한다.

- 가설 1.** 프리젠티즘과 조용한 사직은 근로자의 태도에 유의한 영향을 미칠 것이다. 구체적으로, 두 행동은 직무소진에 정적 영향을, 조직몰입에 부적 영향을 미칠 것이다.
- 가설 2.** 프리젠티즘과 조용한 사직은 근로자의 수행에 유의한 영향을 미칠 것이다. 구체적으로, 두 행동은 과업수행 및 맥락수행에 부적 영향을, 반생산적 업무행동에 정적 영향을 미칠 것이다.
- 가설 3.** 프리젠티즘과 조용한 사직은 태도에 차별적인 영향을 미칠 것이다. 구체적으로, 프리젠티즘은 직무소진에, 조용한 사직은 조직몰입에 더 강하게 관련될 것이다.
- 가설 4.** 프리젠티즘과 조용한 사직은 수행에 차별적인 영향을 미칠 것이다. 구체적으로, 프리젠티즘은 과업수행 및 반생산적 업무행동과, 조용한 사직은 맥락수행과 더 강하게 관련될 것이다.

연구 방법

연구대상 및 분석 방법. 본 연구는 국내 기업에 근무하는 직장인 126명을 대상으로 온라인 설문조사를 실시하였으며, 데이터 분석에는 Jamovi 2.7.37을 사용하였다.

프리젠티즘. Koopman 등(2002)이 개발한 SPS-6 척도를 사용하였으며, 대표 문항은 “나는 건강 문제 때문에 나의 업무 목표 달성에 집중하기 어려웠다.”이다.

조용한 사직. Galanis 등(2023)이 개발한 QQS 척도를 사용하였으며, 대표 문항은 “나는 내 일에서 열심히 할 마음이 별로 없다.”이다.

직무소진. Demerouti 등(2003)이 개발한 OLBI 척도를 사용하였으며, 대표 문항은 “나는 업무에 지쳐서 심리적으로 메마른 느낌이 든다.”이다.

조직몰입. Meyer와 Allen(1997)의 연구에서 사용한 문항을 박선대(2021)의 연구에서 변안한 문항을 사용하였으며, 대표 문항은 “나는 우리 회사에 대해 강한 소속감을 느낀다.”이다.

과업수행, 맥락수행. 김도영과 유태용(2002)이 개발한 척도를 사용하였으며, 대표 문항은 “나는 내가 맡은 업무를 항상 정확하고 깔끔하게 처리한다.”, “나는 내가 맡은 일이 아니더라도 필요한 일을 자발적으로 찾아서 한다.”이다.

반생산적 업무행동(CWB). Marcus와 Schuler(2004)의 연구에서 사용된 측정도구를 사용하였으며, 대표 문항은 “나는 조직에서 의도적으로 업무를 미루고 뒤늦게 처리한다.”이다.

연구 결과

측정 변인들의 기술통계치와 상관관계

상관분석 결과, 프리젠테이션은 직무소진($r=.49, p<.001$), 과업수행($r=-.26, p<.01$), 맥락수행($r=-.29, p<.001$), 반생산적 업무행동($r=.34, p<.001$)과 유의한 상관을 보였다. 조용한 사직은 직무소진($r=.53, p<.001$), 조직몰입($r=-.30, p<.001$), 과업수행($r=-.44, p<.001$), 맥락수행($r=-.42, p<.001$), 반생산적 업무행동($r=.57, p<.001$) 모두와 유의한 상관을 보였다. 따라서 가설 1은 부분적으로 지지되었으며, 가설 2는 지지되었다.

표 1. 주요 변인 간 기술통계치와 상관관계

	1	2	3	4	5	6	7
1 프리젠테이션	(.94)						
2 조용한 사직	.44***	(.82)					
3 직무소진	.49***	.53***	(.74)				
4 조직몰입	-.12	-.30***	-.49***	(.81)			
5 과업수행	-.26***	-.44***	-.19***	.13	(.88)*		
6 맥락수행	-.29***	-.42***	-.26**	.34***	.40***	(.76)	
7 반생산적 업무행동	.34***	.57***	.28**	-.17*	-.37***	-.33***	(.79)
M	2.00	2.24	2.74 ^c	2.98 ^c	3.48 ^c	3.43	2.02
SD	0.81	0.53	0.67 ^c	0.73 ^c	0.57 ^c	0.55	0.48

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

다중회귀분석

다중회귀분석 결과 직무소진에는 프리젠테이션($\beta=.32, p<.001$)과 조용한 사직($\beta=.39, p<.001$) 모두 유의한 정적 영향을 미쳤으나, 동일화 제약 검정 결과 유의한 차이가 확인되지 않았다. 반면, 조직몰입($\beta=-.31, p<.01$), 과업수행($\beta=-.40, p<.001$), 맥락수행($\beta=-.36, p<.001$), 반생산적 업무행동($\beta=.52, p<.001$)의 경우 조용한 사직만 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이에 따라 가설 3과 가설 4는 부분적으로 지지되었다.

표 2. 다중회귀분석

IV	DV: 태도변인				DV: 수행변인					
	직무소진		조직몰입		과업수행		맥락수행		반생산적 업무행동	
	B	β	B	β	B	β	B	β	B	β
프리젠티즘	.26***	.32***	.02	.02	-.06	-.09	-.09	-.13	.06	.22
조용한 사직	.49***	.39***	-.42**	-.31**	-.43***	-.40***	-.38***	-.36***	.47***	.52***

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

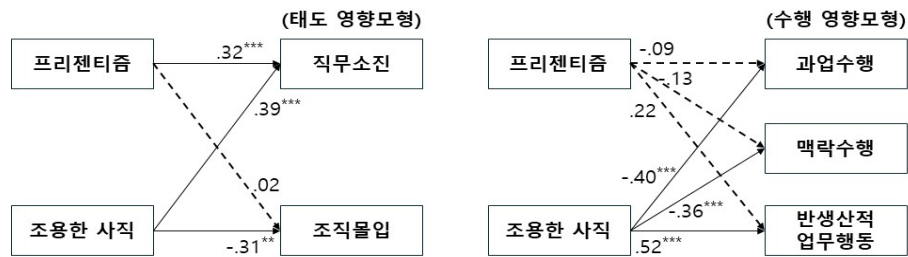


그림 1. 연구 모형 및 결과

논의 및 시사점

본 연구는 프리젠티즘과 조용한 사직이 구성원의 태도 및 수행에 미치는 영향력을 비교·검증하였다. 분석 결과, 프리젠티즘과 조용한 사직은 모두 직무소진과 유의한 정적 관련을 보였다. 그러나, 프리젠티즘은 직무소진에만 유의한 영향을 보인 반면, 조용한 사직은 직무소진을 높이고 조직몰입을 낮추며 과업수행, 맥락수행을 저하시키고 반생산적 업무행동을 증가시키는 것으로 나타났다. 즉, 프리젠티즘은 건강 문제에도 업무를 지속하는 과정에서 개인의 심리적 자원 고갈과 관련된 반면, 조용한 사직은 조직과 업무에 대한 심리적 철회가 태도와 수행의 전반적 저하로 이어지는 양상을 보였다.

이는 조용한 사직이 단순히 구성원이 업무량을 조절하거나 일과 삶의 경계를 설정하는 현상에 그치지 않고, 조직에 대한 심리적 애착 및 공식·비공식 직무수행과도 관련될 수 있음을 시사한다. 반면, 프리젠티즘은 직무소진만을 유의하게 높였다. 이는 건강상 어려움에도 출근하여 업무를 지속하는 것이 즉각적으로 조직에 대한 애착 저하나 수행 저하로 이어지기보다는, 우선적으로 개인의 신체적·정서적 자원을 소진시키는 방식으로 나타날 가능성을 보여준다.

이론적으로 본 연구는 두 행동이 모두 조직이탈 없이 나타나는 성과저하 행동이지만, 프리젠티즘은 건강 문제에도 업무를 지속하는 과잉투입, 조용한 사직은 업무와 조직에 대한 투입을 축소하는 역할 철회의 특성을 지닌다. 이러한 기제의 차이는 프리젠티즘이 직무소진과 관련된 반면, 조용한 사직이 조직몰입 및 다차원적 직무수행에 폭넓게 관련된 결과를 설명하는 데 도움을 주며, 두 행동을 동일한 현상으로 간주해서는 안 된다는 점을 시사한다.

실무적으로, 조직은 두 행동을 단순히 ‘낮은 성과’라는 한 범주로 묶어 관리하기보다, 발생 원인과 결과 양상에 맞추어 대응할 필요가 있다. 조용한 사직이 나타나는 구성원의 조직몰입 저하 원인을 파악하고, 업무환경과 역할 및 자율성 등을 점검할 필요가 있다. 프리젠티즘에 대해서는 출근 여부만으로 구성원의 상태를 판단하기보다 건강 문제, 업무부담 및 병가 사용의 제약 여부를 함께 점검해야 한다. 이에 따라 조직은 유연한 근무 조정, 건강 및 심리회복 지원 등을 통해 구성원이 건강 문제를 안은 채 업무를 지속하지 않아도 되는 환경을 조성할 필요가 있다.

마지막으로 본 연구는 횡단적 자기보고 자료를 활용하였다는 점에서 해석의 한계가 있다. 따라서 결과를 인과관계로 단정하기보다 변수 간 “관련성”으로 신중하게 해석할 필요가 있다. 예컨대 조용한 사직이 직무소진을 높였을 가능성뿐 아니라, 이미 소진된 구성원이 조용한 사직을 선택했을 가능성도 존재한다. 후속 연구에서는 종단연구, 다원천 자료(상사·동료평가, 객관적 성과자료), 두 행동의 시간적 선후관계를 검토하는 설계를 활용할 필요가 있다.

참고 문헌

- Miraglia, M., & Johns, G. (2016). Going to work ill: A meta-analysis of the correlates of presenteeism and a dual-path model. *Journal of Occupational Health Psychology, 21*(3), 261-283.
- Hamouche, S., Koritos, C., & Papastathopoulos, A. (2023). Quiet quitting: Relationship with other concepts and implications for tourism and hospitality. *International Journal of Contemporary Hospitality Management, 35*(12), 4297 - 4312.
- Koopmans, L., Bernaards, C. M., Hildebrandt, V. H., de Vet, H. C. W., & van der Beek, A. J. (2014). Construct validity of the Individual Work Performance Questionnaire. *Journal of Occupational and Environmental Medicine, 56*(3), 331-337.

불장 시대 상대적 박탈감과 경제적 FoMO에 의한 사이버로핑 The Impact of Relative Deprivation and Financial FoMO on Cyberloafing in the Bull Market Era

김현민 (대구가톨릭대학교/석사과정, hiiimeehm@naver.com)

김민철 (대구가톨릭대학교/학부생, samuraikmc@gmail.com)

이영준 (대구가톨릭대학교/학부생, 7768ok@naver.com)

허창구 (대구가톨릭대학교/교수, willcando@gmail.com)

초록

최근 자산 시장의 급격한 변동과 부의 양극화 심화는 현대 직장인들에게 투자 소외로 인한 심리적 위협을 야기하고 있다. 본 연구는 통제 불가능한 외부 경제 환경에 노출된 직장인이 경험하는 상대적 박탈감이 경제적 소외 두려움(FoMO)을 매개로 반생산적 과업행동의 하나인 사이버로핑에 이르는 과정을 실증적으로 검증하는 데 목적이 있다. 연구 결과 첫째, 상대적 박탈감은 경제적 FoMO를 매개로 사이버로핑을 유의하게 증가시키는 것으로 나타났다. 둘째, 개인의 소득수준(연봉)은 경제적 FoMO와 사이버로핑 간의 관계를 유의하게 조절하였으며, 소득수준이 낮을수록 두 변인 간의 정적 관계가 더욱 강화되는 것으로 확인되었다. 이러한 결과는 낮은 보상 수준에 놓인 구성원일수록 외부 자산 시장발 경제적 위협에 심리적으로 더 취약하며, 이것이 조직 내 일탈 행동으로 전이될 위험이 크다는 점을 보여준다. 따라서 조직 차원에서는 구성원의 경제적 불안감을 완화하기 위한 근로자 지원 프로그램(EAP) 기반의 재무적 웰니스 도입과, 특히 저소득 구성원을 대상으로 한 투명한 장기 보상 비전 제시 등 전략적 개입이 필요함을 시사한다.

Keywords: 상대적 박탈감, 경제적 FoMO, 사이버로핑

연구 배경

최근 SNS와 투자 커뮤니티를 통해 소수의 고수익 투자 성공 사례가 일상적으로 공개되면서, 직장인들은 근로소득만으로는 자산 격차를 좁히기 어렵다는 무력감을 그 어느 때보다 강하게 경험하고 있다(김병조, 2026). 사회비교이론에 따르면, 사람들은 타인과 자신을 비교하여 자신의 상태를 평가하며(Festinger, 1954), 특히 자신보다 나은 타인과 상향 비교를 하게 되면 '상대적 박탈감'을 경험하게 된다(Kim 등, 2018). 타인의 자산 증식 성공담을 언제든 쉽게 접할 수 있는 상태가 일상화됨에 따라, 직장인들은 상향 비교를 수행할 대상을 지속적으로 제공받게 된다. 그 결과, 상대적 박탈감은 단순한 심리 반응을 넘어 더욱 빈번하고 강렬하게 경험되는 현상으로 심화된다(김병조, 2026).

이렇게 형성된 상대적 박탈감은 개인이 자신의 경제적 처지에 대해 결핍감과 불만족을 느끼게 한다. 이러한 심리적 결핍과 불만족은 FoMO, 즉 '내가 누리지 못하는 좋은 경험을 다른 사람들이 누리고 있을지 모른다는 불안감'을 촉발·증폭시키는 요인으로 확인된 바 있다(Chen 등, 2025).

기존 FoMO 연구는 주로 SNS 사용이나 사회적 경험에서의 소외감에 초점을 맞추어 왔으며, 자산 시장이나 투자 수익과 같은 경제적 맥락에서 FoMO를 다룬 연구는 아직 이루어지지 않았다. 특히 자산 중심 사회가 고착화된 한국의 특수한 구조 속에서 이 심리는 "지금 투자하지 않으면 계층에서 영원히 탈락한다"는 생존적 공포에 가까운 불안 상태로 발현되고 있다(김병조, 2026). 이에 본 연구는 경제적 맥락에서 나타나는 이러한 FoMO를 '경제적

FoMO'로 개념화하고자 한다.

경제적 FoMO가 유발하는 불안감은 정서적 차원에 머무르지 않고 실제 업무 장면에서의 행동으로 이어질 가능성이 있다. 직장인들은 심리적 스트레스를 경험할 때 이를 완화하기 위해 업무 중 사적으로 인터넷을 사용하는 '사이버로핑(Cyberloafing)'을 하고 정당화하는 경향이 있다(Lim, 2002; 이초양 외, 2022). 이에 비추어 보면, 경제적 FoMO를 경험하는 직장인은 이 불안감을 낮추기 위한 정보탐색 행동으로서 근무 중 투자 시세를 확인하거나 관련 뉴스·커뮤니티를 탐색하는 등의 사이버로핑을 보일 것으로 예측할 수 있다.

이에 본 연구는 자산 시장 변동에 따른 상대적 박탈감이 경제적 FoMO를 거쳐 사이버로핑으로 이어지는 부정적 경로를 확인하고자 한다.

가설 1. 상대적 박탈감은 경제적 FoMO에 정(+)의 영향을 미칠 것이다.

가설 2. 경제적 FoMO는 사이버로핑에 정(+)의 영향을 미칠 것이다.

가설 3. 상대적 박탈감이 경제적 FoMO를 매개로 사이버로핑에 영향을 미칠 것이다.

연구 방법

연구 대상. 본 연구는 직장인을 대상으로 온라인 설문조사를 실시하였으며, 불성실 응답을 제외한 총 124명의 응답을 수집하여 분석하였다. 자료 분석에는 jamovi 2.6.44를 활용하였으며, 조절된 매개모형 검증을 위해 PROCESS macro의 모델 14를 활용하였다.

측정도구. 모든 문항은 5점 Likert 척도(1=전혀 그렇지 않다, 5=매우 그렇다)로 측정되었다.

점화 자극. 참여자의 상대적 박탈감을 점화하기 위해 최근 자산 시장 관련 뉴스 기사 제목을 점화 자극물로 사용하였다. 해당 기사 제목은 성과급으로 인한 자산 상승 및 투자 성공 사례를 다룬 실제 언론 보도에서 발췌하였다(예:“성과급 6억? 우린 600만원...”... A 기업 직원 자랑 글에 ‘역풍’).

상대적 박탈감. 상대적 박탈감은 Callan 등(2011)이 개발한 척도를 박성숙(2024)이 한국어로 번안·수정한 문항을 사용하였으며, 본 연구에서는 문항의 표현을 연구 목적에 맞게 수정하였다. 예를 들어 원 척도에서 사용된 ‘동료’를 ‘그들’로 변경하여 측정하였다. 원 척도는 총 5문항이었으나, 요인적재량이 낮게 도출된 1문항을 제외하고 최종 4문항을 분석에 사용하였다. 대표 문항으로는 “내가 가진 것을 그들과 비교할 때 나는 박탈감을 느낀다”가 있다.

경제적 FoMO. 심술지 등(2018)이 타당화한 ‘한국형 소외에 대한 두려움 척도’를 자산 시장 및 경제적 맥락에 맞게 수정하여 사용하였다. 총 8문항으로 구성되었으며, 대표 문항의 예는 “나는 다른 사람들이 나만 빼놓고 좋은 투자 기회를 잡아 이득을 볼까 봐 걱정된다”가 있다.

사이버로핑. Blau 등(2006) 및 Rahaei와 Salehzadeh(2020)의 척도를 참고하여 이초양(2022)이 수정한 문항을 본 연구에 맞게 일부 수정하여 사용하였다. 총 4문항으로 구성되었으며, 대표 문항의 예는 “나는 업무 중 나도 모르게 온라인에 접속하여 투자 시세 확인 등 업무와 무관한 일들을 하게 된다”가 있다.

연구 결과

주요 변인 간 상관관계

상대적 박탈감과 경제적 FoMO($r=.65$, $p<.001$), 경제적 FoMO와 사이버로핑($r=.45$, $p<.001$) 간에 모두 유의한 정(+)의 상관관계가 확인되어 가설 1과 가설 2가 지지되었다.

표 1. 주요 변인 간 상관관계 및 기술통계

		1	2	3
1	상대적 박탈감	(.86)		
2	경제적 FoMO	.65***	(.90)	
3	사이버로핑	.12	.45***	(.87)
	<i>M</i>	2.19	1.91	2.38
	<i>SD</i>	0.90	0.81	0.95

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

매개효과 분석

상대적 박탈감은 경제적 FoMO를 증가시키고($\beta = .65, p < .001$), 높아진 경제적 FoMO는 사이버로핑을 증가($\beta = .64, p < .001$)시키는 유의한 정적 간접효과를 보여($\beta = .41, 95\% \text{ CI } [.28, .57]$)가설 3이 지지되었다. 반면, 경제적 FoMO를 통제한 상대적 박탈감의 직접효과는 부적으로 나타났다($\beta = -.30, p < .001$). 이는 상대적 박탈감과 사이버로핑의 관계에서 경제적 FoMO가 경쟁적 매개 또는 비일관적 매개 역할을 함을 의미한다. 즉, 상대적 박탈감은 경제적 FoMO를 통해 사이버로핑을 촉진하지만, 경제적 FoMO로 설명되지 않는 상대적 박탈감의 측면은 사이버로핑을 억제하는 방향으로 작용하여, 두 효과가 상쇄되었다.

추가 분석으로, 본 연구에서 가설로 설정하지 않았으나 상대적 박탈감과 경제적 FoMO 및 사이버로핑의 관계에 대한 조절역할을 하는 변인을 탐색하기 위해 여러 인구통계 변인(성별, 투자경험, 소득수준)을 투입하여 조절역할을 확인하였다. 그 결과 소득수준(연봉)이 경제적 FoMO와 사이버로핑의 관계를 조절하는 경향성을 보였으며($B = -0.15, p < .05$), 소득수준이 높을수록 상대적 박탈감이 경제적 FoMO를 거쳐 사이버로핑으로 이어지는 간접효과 크기가 감소하는 조절된 매개효과가 확인되었다(Index = $-0.075, 95\% \text{ CI } [-0.153, -0.004]$).



그림 1. 연구모형 및 추가분석모형의 경로계수

표 2. 상대적 박탈감과 사이버로핑의 관계에서 경제적 FoMO의 매개효과

매개경로	Effect	SE	Bootstrap 95% CI	
			Lower	Upper
상대적 박탈감 → 경제적 FoMO → 사이버로핑	0.44	0.08	0.30	0.60

논의 및 시사점

본 연구는 최근 자산시장의 급격한 변동과 부의 양극화 심화로 현대 직장인들이 직면한 심리적 위협에 주목하였다. 연구결과, 높은 상대적 박탈감은 경제적 FoMO를 높이고 이어서 사이버로핑을 증가시키는 매개경로를 확인하였으며, 이 매개경로는 소득수준에 의해 조절되어 소득수준이 높을수록 경제적 FoMO가 사이버로핑에 미치는 영향이 감소하였다.

한편, 유의하지 않았던 상대적 박탈감과 사이버로핑의 관계가 경제적 FoMO를 통제함으로써 인해 부적으로 나타난 현상에 대한 면밀한 해석이 요구된다. 이러한 결과를 억제효과의

관점에서 해석하면, 상대적 박탈감에는 경제적 기회 상실에 대한 불안도 있지만, 불공정감·좌절·회피 같은 정서가 함께 섞여 있을 수 있다. 그로 인해, 경제적 박탈감이 크지만 FoMO가 높지 않은 사람은 투자정보를 적극적으로 확인하기보다, 비교와 투자 관련 자극 자체를 회피하거나 무기력·위축을 경험할 수 있다. 또한, 박탈감을 느낀 사람이 “더 열심히 일해 성과를 내야 한다”는 보상적 업무몰입이나 자기통제를 보여 근무 중 주식 확인과 같은 사이버로핑이 감소했을 가능성을 고려해볼 수 있다.

본 연구의 시사점은, 첫째, 기존에 주로 SNS 이용 및 사회적 관계망 결핍이라는 맥락에서 논의되어 온 FoMO 개념(Przybylski 등, 2013)을 자산 시장 및 경제적 기회라는 거시적 맥락으로 확장하여 탐구한 초기 연구라는 점에서 의의를 지닌다. 둘째, 본 연구는 사이버로핑의 발생 기제에 대한 기존 시각을 확장하였다는데 의의가 있다. 즉, 사이버로핑이 단순한 태만이 아니라 거시경제적 불안에 대응하고 자산 소외를 방어하려는 대처 행동으로 발현될 수 있음을 보여준다. 셋째, 직장인들은 상대적 박탈감을 느낄 때 자원보존이론에 따라 현재의 자원인 직장과 근로소득을 지키려 본래 업무에 집중할 수도 있지만, 박탈감이 경제적 FoMO라는 감정으로 이어지는 경우, 사이버로핑과 같은 구성원의 업무 이탈을 가속화하는 방아쇠 역할을 할 수 있음을 확인하였다.

한편, 탐색적 추가분석 결과 소득수준이 경제적 FoMO와 사이버로핑 간의 관계를 유의하게 조절하며 소득이 낮을수록 그 영향력이 강화되었는데, 이는 상대적으로 보상 수준이 낮은 구성원이 자산 시장 변동성에 더 취약하게 노출되어 있음을 보여준다. 따라서 조직은 이들을 단순한 이탈 위험군이 아니라 경제적 불안에 취약한 집단으로 인식하고 이에 맞는 관리 방안을 마련할 필요가 있다. 또한 사이버로핑이 경제적 FoMO에서 비롯된 대처 행동이라는 점을 고려하면 근로자 지원 프로그램(EAP)의 범위를 심리 상담을 넘어 재무적 웰니스 영역까지 확장하여 사내 재무 상담이나 자산관리 교육을 통해 구성원의 막연한 경제적 소외 불안을 이성적인 재무 계획으로 전환시켜 줄 필요가 있다.

본 연구는 몇 가지 한계점을 지니며, 이를 통해 후속 연구를 위한 제언을 도출하고자 한다. 먼저 본 연구에서 다룬 경제적 FoMO는 자산 시장 변동, 성과급 및 보상 격차 등을 포함하는 전반적인 경제적 상황에 대한 불안으로 개념화하였으나, 이러한 불안을 촉발하는 구체적 원천에 따라 개인이 지각하는 위협의 성격과 강도가 다르게 나타날 수 있다. 따라서 후속 연구에서는 경제적 FoMO의 촉발 원천을 세분화하여 각각이 사이버로핑에 미치는 영향을 비교·검증할 필요가 있다. 또한 본 연구에서 사용한 경제적 FoMO 척도는 심솔지 외(2018)가 타당화한 ‘한국형 소외에 대한 두려움 척도’를 경제적 상황에 맞게 재구성한 것으로, 본 연구를 통해 일차적인 측정 가능성을 확인하였으나 아직 별도의 타당화 절차를 거치지 않은 척도라는 한계를 지닌다. 따라서 후속 연구에서는 해당 척도의 신뢰도와 타당도를 보다 엄밀히 검증할 필요가 있다.

참고 문헌

- 김병조. (2026, 3). 포커스1 한국 사회를 잠식하는 FOMO의 확산. CEO NEWS, 109, 92-97.
- Przybylski, A. K., Murayama, K., DeHaan, C. R., & Gladwell, V. (2013). Motivational, emotional, and behavioral correlates of fear of missing out. *Computers in Human Behavior*, 29(4), 1841-1848.

**팀 시스템자원이 구성원의 조직몰입에 미치는 영향:
긍정·부정 에너지 풍토의 다수준 매개효과**

**The Effects of Team System Resources on Employees'
Organizational Commitment: A Multilevel Mediation Model of
Positive and Negative Energy Climates**

박종수 (광운대학교/박사과정, passion153@naver.com) 제1저자

유상훈 (광운대학교/박사과정, xuno88@naver.com) 공동저자

오은빈 (광운대학교/석사과정, eunbin0105@naver.com) 공동저자

이지인 (광운대학교/석사과정, jn_11@naver.com) 공동저자

한태영 (광운대학교/교수, tyounghan@kw.ac.kr) 교신저자

초록

본 연구는 팀 시스템자원이 긍정·부정 에너지 풍토를 통해 개인의 조직몰입에 미치는 영향에 대한 다수준 매개효과를 검증하였다. 국내 제약 제조기업의 50개 팀, 619명의 자료를 대상으로 개인 수준 조직지원인식을 통제한 다수준 회귀분석과 Monte Carlo 신뢰구간 검증을 실시하였다. 분석 결과, 시스템자원은 긍정 풍토를 높이고 부정 풍토를 낮추었다. 긍정 풍토의 조직몰입 경로와 간접효과는 유의했으나, 부정 풍토의 두 효과는 유의하지 않았다. 이는 팀 자원이 공유된 긍정 에너지로 전환되는 과정이 개인의 조직몰입과 연결될 수 있음을 시사한다.

Keywords: 팀 시스템자원, 조직지원인식, 긍정 에너지 풍토, 부정 에너지 풍토, 다수준 매개

연구 배경

조직은 구성원의 몰입을 높이기 위해 인사제도, 업무지원 및 협업 체계와 같은 시스템자원을 제공한다. 그러나 팀에 제공되는 시스템자원과 개인이 느끼는 조직지원은 서로 다른 개념이다. 또한 개인의 인식과 팀이 공유하는 환경은 서로 다른 수준에서 작용하므로, 그 효과를 구분해 살펴볼 필요가 있다(Klein et al., 1994). 따라서 본 연구는 개인 수준의 조직지원인식과 팀 수준의 시스템자원을 함께 고려하였다.

팀에 제공된 자원이 곧바로 구성원의 조직몰입으로 이어지는 것은 아니다. Ilgen 등(2005)은 팀에 투입된 자원이 팀 내부의 심리적 상태와 상호작용 과정을 거쳐 성과와 태도에 영향을 미친다고 설명하였다. 이를 바탕으로 본 연구는 시스템자원이 팀의 에너지 풍토를 형성하고, 이러한 풍토를 통해 구성원의 조직몰입에 영향을 줄 것으로 보았다.

Bruch와 Vogel(2011)은 조직에너지를 강도와 질에 따라 생산적·편안함·냉소적·유해적 에너지로 구분하였다. 본 연구는 이를 긍정(생산적·편안함)과 부정(냉소적·유해적) 에너지 풍토로 구분해 검토한다. Cole 등(2012)은 생산적 에너지가 구성원들의 공유된 긍정 정서, 인지적 각성 및 주도적 행동으로 구성되며, 집단 수준의 조직몰입과 성과에 관련됨을 보였다. 그러나 긍정·부정 에너지 풍토가 팀 시스템자원과 개인 조직몰입을 잇는 상이한 통로인지, 개인의 조직지원인식을 고려한 뒤에도 그 효과가 유지되는지는 충분히 검토되지 않았다. 이에 본 연구는 두 에너지 풍토를 통한 다수준 매개효과를 검증하고자 한다.

- 가설 1. 개인의 조직지원인식은 조직몰입에 정적인 영향을 미칠 것이다.
- 가설 2-1. 팀 시스템자원은 긍정 에너지 풍토에 정적인 영향을 미칠 것이다.
- 가설 2-2. 팀 시스템자원은 부정 에너지 풍토에 부적인 영향을 미칠 것이다.
- 가설 3-1. 긍정 에너지 풍토는 개인의 조직몰입에 정적인 영향을 미칠 것이다.
- 가설 3-2. 부정 에너지 풍토는 개인의 조직몰입에 부적인 영향을 미칠 것이다.
- 가설 4-1. 긍정 에너지 풍토는 팀 시스템자원과 개인 조직몰입 간 관계를 매개할 것이다.
- 가설 4-2. 부정 에너지 풍토는 팀 시스템자원과 개인 조직몰입 간 관계를 매개할 것이다.

연구 방법

연구 대상 및 자료. 국내 제약 제조기업의 조직진단 자료를 활용하였다. 팀 내 구성원이 3명 이상인 팀만 포함하였으며, 최종 분석 표본은 50개 팀, 619명이었다. 팀당 평균 응답자 수는 약 12.4명이었다.

조직지원인식. 개인 수준에서 구성원이 조직의 제도와 지원을 어떻게 지각하는지를 6문항으로 측정하였다($\alpha=.864$).

팀 시스템자원. 업무수행과 협업을 가능하게 하는 조직의 제도 및 지원 체계를 17문항으로 측정하였다($\alpha=.933$). 구성원 응답을 팀 평균으로 집계하여 팀 수준 변인으로 사용하였다.

긍정·부정 에너지 풍토. Bruch와 Vogel(2011)의 4상태 모형과 Cole et al.(2012)의 집단 수준 생산적 에너지 개념을 바탕으로 구성원이 지각한 조직에너지를 측정하였다. 4요인 측정모형에서 냉소적-유해적 에너지 간 잠재상관이 높아($r=.88$) 변별타당도가 확보되지 않았으므로, 생산적-편안함을 긍정, 냉소적-유해적을 부정 상위요인으로 하는 2차 요인구조를 채택하였다. 에너지 풍토는 구성원 개인의 지각이 팀 수준으로 승화(emergence)된 구성개념으로, referent-shift 합산모형(Chan, 1998)에 따라 팀 평균으로 집계하였다. 긍정 및 부정 에너지 풍토의 내적합치도는 각각 $\alpha=.840$ 과 $\alpha=.836$ 이었다.

조직몰입. 구성원이 조직에 대해 느끼는 애착과 소속 정도를 5문항으로 측정하였다($\alpha=.894$).

분석 방법. 본 연구는 독립·매개변인이 팀 수준, 종속변인이 개인 수준인 다수준 매개 설계를 적용하였다(Preacher et al., 2010). 다수준 매개효과는 두 단계로 추정하였다. 팀 시스템자원이 에너지 풍토에 미치는 경로는 팀 수준 OLS 회귀분석으로, 에너지 풍토가 개인의 조직몰입에 미치는 경로는 HLM으로 추정하였으며, HLM 분석에는 R의 lme4와 lmerTest 패키지를 활용하였다. 긍정 및 부정 풍토의 경로는 각각 별도 모형으로 검증하였다. 간접효과와 비대칭적 표집분포를 고려하여 각 경로의 비표준화 계수와 표준오차에 기초한 Monte Carlo 신뢰구간을 20,000회 반복하여 산출하였다(Preacher et al., 2010).

연구 결과

팀 시스템자원과 에너지 풍토의 팀 수준 합산 가능성을 검증하기 위해 $r_{wg}(j)$, ICC(1), ICC(2), 일원분산분석을 함께 고려하였다(LeBreton & Senter, 2008). 팀 내 합의도는 모든 변수에서 높게 나타났다. 팀 시스템자원과 긍정 에너지 풍토는 유의한 팀 간 차이를 보였으나, 부정 에너지 풍토는 팀 간 차이가 유의하지 않았고($p=.190$) ICC(1)과 ICC(2)도 낮아 팀 수준 효과를 탐지할 수 있는 변산이 제한적이었다. 조직몰입의 영모형에서 전체 분산의 9.4%가 팀 간 차이로 나타나, 관찰치의 비독립성을 반영하는 다수준 분석을 실시하였다.

표 1. 팀 수준 변수 합산 지표

변인	$r_{wg}(j)$	ICC(1)	ICC(2)	팀 간 차이 검정
팀 시스템자원	.950	.067	.472	$F=1.88, p<.001$
긍정 에너지 풍토	.889	.035	.310	$F=1.49, p=.020$
부정 에너지 풍토	.867	.012	.131	$F=1.18, p=.190$

가설 검증

개인 수준의 조직지원인식은 조직몰입을 정적으로 예측하여($b=.732, p<.001$) 가설 1이 지지되었다. 팀 수준의 시스템자원은 긍정 에너지 풍토를 정적으로($b=.723, p<.001$) 부정 에너지 풍토를 부적으로 예측하는 것으로 나타나($b=-.398, p=.004$) 가설 2-1과 가설 2-2가 모두 지지되었다. 긍정 에너지 풍토는 개인의 조직몰입을 정적으로 예측하였으나($b=.150, p=.002$), 부정 에너지 풍토의 경로는 유의하지 않았다($b=.041, p=.271$). 따라서 가설 3-1은 지지되었으나, 가설 3-2는 기각되었다.

긍정 에너지 풍토를 통한 간접효과는 유의한 것으로 나타났다(간접효과=.109, 95% CI [.041, .185]). 시스템자원의 직접효과도 유의하여($b=.202, p<.001$) 가설 4-1의 부분매개가 지지되었다. 반면 부정 에너지 풍토를 통한 간접효과는 유의하지 않아(간접효과=-.016, 95% CI [-.054, .013]) 가설 4-2는 기각되었다.

표 2. 가설 검증 결과

가설	경로	$b(SE)$	p
H1	조직지원인식(L1) → 조직몰입(L1)	.732(.033)	<.001
H2-1	시스템자원(L2) → 긍정 에너지 풍토(L2)	.723(.100)	<.001
H2-2	시스템자원(L2) → 부정 에너지 풍토(L2)	-.398(.132)	.004
H3-1	긍정 에너지 풍토(L2) → 조직몰입(L1)	.150(.046)	.002
H3-2	부정 에너지 풍토(L2) → 조직몰입(L1)	.041(.037)	.271

주. b 는 고정효과 추정치이며, 괄호 안에는 표준오차를 제시하였다. H3-1과 H3-2에서는 개인 수준 조직지원인식과 팀 시스템자원을 통제하였다.

표 3. 에너지 풍토를 통한 간접효과

간접 경로	Estimate	95% CI
시스템자원(L2) → 긍정 에너지 풍토(L2) → 조직몰입(L1)	.109	[.041, .185]
시스템자원(L2) → 부정 에너지 풍토(L2) → 조직몰입(L1)	-.016	[-.054, .013]

주. 간접효과의 신뢰구간은 Monte Carlo 방법으로 산출하였다. 95% 신뢰구간에 0이 포함되지 않은 경우 간접효과가 유의한 것으로 판단하였다.

논의 및 시사점

본 연구는 팀 시스템자원이 구성원의 조직몰입으로 연결되는 과정을 팀의 공유된 에너지 풍토를 통해 살펴보았다. 시스템자원은 긍정 에너지 풍토를 높이고 부정 에너지 풍토를 낮추었지만, 조직몰입으로 이어지는 간접효과는 긍정 에너지 풍토에서만 유의하였다. 이는 시스템자원이 조직몰입과 직접 관련될 뿐만 아니라, 팀 구성원의 활력과 목적지향적 행동이 공유되는 긍정 에너지 풍토를 통해 구성원의 조직몰입으로 이어질 수 있음을 시사한다.

본 연구는 개인 수준의 조직지원인식과 팀 수준의 시스템자원·에너지 풍토를 구분하여 조직몰입의 형성 과정을 다층적으로 설명하였다. 이는 조직 현상의 효과가 분석 수준에 따라 다르게 나타날 수 있다는 기존 연구와도 맥을 같이한다(한태영, 탁진국, 2005). 또한, Cole 등(2012)과 달리, 본 연구는 팀 에너지 풍토가 개인의 조직몰입으로 이어지는 과정을 살펴보고 있으며, 긍정과 부정 에너지 풍토가 서로 다른 양상으로 작용할 수 있음을 확인하였다.

실무적으로 조직은 시스템자원을 단순히 도입하는 데 그치지 않고, 팀이 이를 실제로 활용하여 활력과 집중, 협업을 경험하도록 지원해야 한다. 이를 위해 업무지원 체계의 접근성과 협업 절차를 명확히 하고, 리더가 자원과 팀 목표의 연결을 설명할 필요가 있다.

연구의 한계 및 후속 연구에 대한 시사점은 다음과 같다. 첫째, 한 기업에서 한 시점에 수집한 자료를 사용했으므로 인과관계와 일반화에 주의해야 한다. 둘째, 에너지 풍토 문항은 조직을 기준으로 측정한 에너지를 팀 수준으로 합산하여 팀과 조직에 대한 인식이 혼재되었을 수 있다. 또한, 부정 에너지 풍토는 팀 간 차이가 작았기 때문에 조직몰입과의 관계가 충분히 드러나지 않았을 가능성이 있다. 후속 연구에서는 더 많은 팀을 대상으로 다시점의 자료를 수집하고, 다수준 구조방정식모형(MSEM)을 활용하여 두 간접경로를 함께 검증할 필요가 있다.

참고 문헌

- 한태영, & 탁진국. (2005). 변혁적 및 거래적 리더십의 효과: 다수준 접근법을 적용한 재조명. *한국심리학회지: 산업 및 조직*, 18(2), 337 - 360.
- Bruch, H., & Vogel, B. (2011). Fully charged: How great leaders boost their organization's energy and ignite high performance. *Harvard Business Review Press*.
- Chan, D. (1998). Functional relations among constructs in the same content domain at different levels of analysis: A typology of composition models. *Journal of Applied Psychology*, 83(2), 234-246.
- Cole, M. S., Bruch, H., & Vogel, B. (2012). Energy at work: A measurement validation and linkage to unit effectiveness. *Journal of Organizational Behavior*, 33, 445-467.
- Ilgen, D. R., Hollenbeck, J. R., Johnson, M., & Jundt, D. (2005). Teams in organizations: From input-process-output models to IMOI models. *Annual Review of Psychology*, 56, 517-543.
- Klein, K. J., Dansereau, F., & Hall, R. J. (1994). Levels issues in theory development, data collection, and analysis. *Academy of Management Review*, 19(2), 195-229.
- LeBreton, J. M., & Senter, J. L. (2008). Answers to 20 questions about interrater reliability and interrater agreement. *Organizational Research Methods*, 11(4), 815-852.
- Preacher, K. J., Zyphur, M. J., & Zhang, Z. (2010). A general multilevel SEM framework for assessing multilevel mediation. *Psychological Methods*, 15(3), 209-233.

포용풍토와 직무번영감의 관계: 심리적 안전감과 성장 마인드셋을 통한 정서·인지적 영향과정

The Relationship Between Inclusive Climate and Thriving at Work: Emotional and Cognitive Pathways Through Psychological Safety and Growth Mindset

이정혁 (대구가톨릭대학교/석사과정, kia8216@naver.com)

김가희 (대구가톨릭대학교/학부생, aqaaq4662@gmail.com)

허창구 (대구가톨릭대학교/교수, willcando@gmail.com)

초록 최근 DEI 관점이 확산되면서 포용풍토(Inclusive Climate)는 조직효과성을 설명하는 핵심적인 조직 맥락으로 주목받고 있다. 한편 직무번영감(Thriving at Work)은 활력과 학습을 통해 구성원의 지속적인 성장과 적응을 반영하는 중요한 조직효과성 변인으로 제시되고 있다. 그러나 국내에서는 포용풍토를 검증한 연구가 매우 제한적이며, 특히 포용풍토가 어떠한 심리적 과정을 통해 직무번영감의 활력과 학습으로 이어지는지를 규명한 연구는 찾아보기 어렵다. 이에 본 연구는 포용풍토가 심리적 안전감과 성장 마인드셋을 매개로 직무번영감의 활력과 학습에 미치는 이중경로를 검증하였다. 연구 결과, 포용풍토는 심리적 안전감, 성장 마인드셋 및 직무번영감과 유의한 정적 관계를 보였으며, 심리적 안전감은 활력을, 성장 마인드셋은 학습을 각각 유의하게 매개하였다. 본 연구는 국내 조직 맥락에서 포용풍토와 직무번영감의 관계를 실증적으로 검증하고, 직무번영의 하위요인인 활력과 학습이 서로 다른 정서적·인지적 경로를 통해 형성될 수 있음을 규명했다는 점에서 의의를 가진다.

Keywords: 포용풍토, 심리적 안전감, 성장 마인드셋, 직무번영감

연구 배경

최근 조직의 다양성 관리는 다양성(Diversity) 확보를 넘어, 형평성(Equity)과 포용성(Inclusion)을 함께 고려하는 DEI 관점으로 확장되고 있다(Roberson, 2019). 조직의 다양성이 긍정적인 성과로 이어지기 위해서는 단순히 다양한 인력을 보유하는 것보다 구성원의 다양한 의견과 역량이 실제 조직 운영 과정에서 존중되고 활용되는 환경이 중요하다(Cox, 1993; Shore et al., 2011). 이러한 DEI 관점에서 포용(inclusion)을 조직 수준에서 구현한 개념이 바로 포용풍토(inclusive Climate)이다. 다양성풍토(diversity Climate)가 인력 구성의 다양성 자체에 초점을 둔다면, 포용풍토는 그러한 다양성이 실제로 존중되고 활용되는 정도에 초점을 둔다(Nishii, 2013). 실제로 메타분석에 따르면, 포용풍토가 기존의 다양성풍토보다 조직구성원의 태도와 행동을 더욱 강하게 설명하는 것으로 나타나, 최근 조직효과성을 설명하는 핵심적인 조직 맥락 요인으로 주목받고 있다(Holmes et al., 2021).

한편, 변화하는 조직환경에서는 구성원이 현재의 직무를 수행하는 것에 그치지 않고, 업무과정에서 지속적으로 학습하고 활력을 유지하며 성장하는 것이 중요해지고 있다. 이러한 지속적인 성장과 적응을 설명하는 개념이 직무번영감(Thriving at Work)이다(Kleine et al., 2019). 직무번영감은 직무 수행 과정에서 활력(vitality)과 학습(learning)을 동시에 경험하는 심리적 상태를 의미하며(Spreitzer et al., 2005), 직무성과와 혁신행동을 비롯한 다양한 긍정적 개인·조직 결과와 관련되는 것으로 나타났다(Porath et al., 2012; Kleine et al., 2019). 기

존 포용풍토 연구는 주로 직무만족, 조직몰입, 혁신행동 등 조직 효과성과 관련된 태도·행동 변인을 중심으로 이루어져 왔으며, 구성원 개인의 성장과 활력 같은 긍정적 웰빙 측면은 상대적으로 충분히 다루어지지 않았다. 포용풍토는 구성원이 공정하게 대우받고 고유성을 존중받으며 의사결정에 통합되는 경험을 포착하는 개념이라는 점에서(Nishii, 2013), 그 효과가 개인의 심리적 상태에도 미칠 수 있음을 시사한다. 이러한 개인 웰빙변인으로 최근 주목받는 것이 직무번영감이다. 직무번영감은 직무만족이나 몰입을 넘어 업무 과정에서 활력을 경험하고 지속적으로 학습하는 심리적 상태를 의미하며, 개인 특성만이 아니라 업무환경에서 얻는 관계적·정보적 자원에 의해 형성되는 사회적으로 내재화된 과정이다(Spreitzer et al., 2005). 이는 구성원의 다양성을 존중하고 공정한 절차로 의사결정에 참여시키는 포용풍토가 직무번영감 형성에 필요한 자원을 제공하는 핵심 맥락이 될 수 있음을 시사하며, 따라서 포용풍토가 직무번영감에 미치는 영향을 검증할 필요가 있다. 나아가 직무번영감은 활력(정서적 자원)과 학습(인지적 자원)이라는 질적으로 다른 두 하위요인으로 구성되므로, 포용풍토가 각 경로에 미치는 심리적 기제를 구분해 살펴볼 필요가 있다.

본 연구는 포용풍토가 정서적으로 실패에 대한 두려움 없이 의견표현과 새로운 시도를 할 수 있는 심리적 안전감을 제공하여 활력을 높이고(Edmondson, 1999), 동시에 인지적으로 자신의 노력과 학습을 통해 향상될 수 있다는 성장마인드셋을 높여 지속적인 학습을 촉진하는(Burnette et al., 2013) 이중경로를 제안하였다. 이를 통해 본 연구는 포용풍토가 직무번영감을 형성하는 정서적·인지적 메커니즘을 규명하고자 한다.

- 가설 1. 포용풍토는 직무번영감(활력감, 학습감)에 정(+의 영향을 미칠 것이다.
- 가설 2. 포용풍토는 심리적 안전감에 정(+의 영향을 미칠 것이다.
- 가설 3. 포용풍토는 성장 마인드셋에 정(+의 영향을 미칠 것이다.
- 가설 4. 포용풍토와 직무번영감(활력감)의 관계를 심리적 안전감이 매개할 것이다.
- 가설 5. 포용풍토와 직무번영감(학습감)의 관계를 성장 마인드셋이 매개할 것이다.

연구 방법

연구 대상. 국내 기업에 재직 중인 직장인 200명을 대상으로 설문조사를 실시하였다.

측정도구.

포용풍토 Nishii(2013)의 척도를 사용하였다. 공정한 고용관행, 차이의 통합, 의사결정 참여의 3개 하위요인, 총 15문항으로 구성되어 있으며, 대표문항은 "이 조직의 구성원들은 자신의 모습을 있는 그대로 드러내는 데 편안함을 느낀다."이다.

심리적 안전감 신은정(2021)이 변안한 Edmondson(1999)의 척도를 사용하였다. 총 7문항으로 구성되어 있으며, 대표문항은 "나는 부서에서는 실수를 저지르더라도 비난받지 않을 것이다."이다.

성장 마인드셋 김주영 등(2024)의 척도를 사용하였다. 총 4문항으로 구성되어 있으며, 대표문항은 "나는 새로운 것을 배우고 공부하면 능력이 많이 좋아질 것이라고 생각한다."이다.

직무번영 Porath 등(2012)의 척도를 사용하였다. 활력감과 학습감의 두 하위요인으로 구성된 총 10문항이며, 대표문항으로 활력감은 "(직장에서) 나는 활력이 넘친다.", 학습감은 "(직장에서) 나는 지속적으로 배우고 있다."이다.

분석방법.

수집된 자료는 jamovi 2.6.44를 활용하여 분석하였다. 주요 변인 간 상관관계를 확인한 후, 구조방정식 모형(SEM)을 통해 연구모형과 경쟁모형의 적합도 및 경로계수를 검증하였다.

연구 결과

주요 변인 간 상관분석 결과는 표 1에 제시하였다, 포용풍토는 심리적 안전감($r=.79, p<.001$), 성장마인드셋($r=.52, p<.001$), 직무변영감의 활력감($r=.60, p<.001$) 및 학습감($r=.61, p<.001$)과 모두 유의한 정적 상관을 보였다. 이에 따라 포용풍토가 직무변영감, 심리적 안전감 및 성장마인드셋과 정적인 관계를 가질 것이라는 가설 1, 2, 3 이 지지되었다

표 1. 주요 변인 간 기술통계치와 상관관계 (신뢰도)

	1	2	3	4	5
1. 포용풍토	(.95)				
2. 심리적 안전감	.79***	(.90)			
3. 성장 마인드셋	.52***	.47***	(.85)		
4. 직무변영감(활력감)	.60***	.66***	.43***	(.92)	
5. 직무변영감(학습감)	.61***	.64***	.50***	.78***	(.92)
M	3.18	3.18	3.65	3.20	3.20
SD	0.75	0.78	0.68	0.84	0.83
Kurtosis	0.06	-0.36	0.33	0.02	-0.14
Skewness	-0.47	0.29	-0.59	-0.55	-0.48

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

연구모형 및 경쟁모형의 적합도를 검증한 결과 전반적으로 양호한 적합도를 나타냈다($\chi^2(46) = 93.47$, CFI=.98, TLI=.96, SRMR=.03, RMSEA=.07). 경쟁모형 역시 양호한 적합도를 보였으며 ($\chi^2(44) = 80.81$, CFI=.98, TLI=.97, SRMR=.02, RMSEA=.06), 카이스퀘어 차이검증 결과가 유의하여 경쟁모형의 설명력이 우수한 것으로 나타났다.

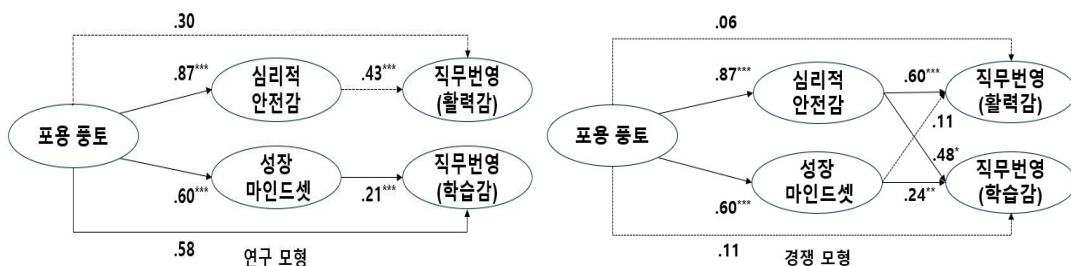


그림 1. 연구모형 및 경쟁모형

다음으로 설명력이 우수한 경쟁모형을 통해 매개가설 4와 5를 검증하였다. 부트스트래핑을 이용하여 매개효과의 유의성을 검증한 결과(표 2), 포용풍토와 직무변영감(활력)의 관계를 심리적 안전감이 매개하고($B = .58, p < .01$), 포용풍토와 직무변영감(학습)의 관계를 성장마인드셋이 매개하는 것으로 나타나($B = .16, p < .05$), 가설 4와 5가 지지되었다. 한편, 추가적으로 경쟁모형을 통해 심리적 안전감이 포용풍토와 직무변영(학습)의 관계도 매개하는 것을 확인하였다($B = .47, p < .05$).

표 2. 간접효과에 대한 신뢰구간 검증 결과

경로				B	SE	95% CI	
						Lower	Upper
포용풍토	→ 심리적 안전감	→ 직무번영감(활력)	가설4	.58	.18	0.23	0.95
		→ 직무번영감(학습)		.47	.27	0.12	1.20
	→ 성장 마인드셋	→ 직무번영감(활력)		.07	.07	-0.07	0.20
		→ 직무번영감(학습)	가설5	.16	.07	0.02	0.31

논의 및 시사점

본 연구 결과, 포용풍토는 심리적 안전감과 성장마인드셋을 매개로 직무번영감을 높이는 것으로 나타났다. 구체적으로, 심리적 안전감은 포용풍토가 직무번영감의 두 하위요인인 활력과 학습 모두를 높이는 주요 경로로 확인되어, 그 역할이 활력에 국한되지 않고 학습까지 확장됨을 보여주었다. 반면, 성장마인드셋은 포용풍토가 직무번영감 중 학습 요인만을 높이는 경로로 작용하는 것으로 나타났다.

이론적으로 본 연구는 포용풍토 연구를 기존의 직무만족이나 조직몰입과 같은 조직효과성 중심의 결과에서, 최근 조직환경에서 중요성이 높아지고 있는 개인의 직무번영감으로 확장하였다는 점에서 의의가 있다. 특히 직무번영감을 활력과 학습으로 구분하고 각각에 이르는 심리적 과정을 함께 검증함으로써, 포용풍토가 구성원의 지속적인 성장과 적응으로 이어지는 과정을 보다 구체적으로 설명하였다. 또한 심리적 안전감과 성장마인드셋의 영향이 직무번영의 두 하위요인에 동일하게 나타나지 않았다는 결과는 직무번영을 하나의 통합된 결과로만 접근하기보다 활력과 학습의 형성과정을 구분하여 살펴볼 필요성을 보여준다.

한편, 실무적으로 본 연구는 DEI를 단순한 인력 다양성 확보가 아닌 구성원의 참여와 성장을 실질적으로 지원하는 HRD 관점으로 확장할 필요성을 제시한다. 조직은 구성원이 자유롭게 의견을 제시하고 질문이나 실수를 드러내더라도 불이익을 받지 않는다는 경험을 제공할 수 있도록 리더의 피드백 방식, 회의 및 의사결정 과정, 실패에 대한 조직의 대응방식을 점검할 필요가 있다. 또한 멘토링과 지속적인 피드백, 도전적 과업, 직무 내 학습기회와 같은 성장 중심의 HRD 프로그램을 통해 구성원이 자신의 역량을 지속적으로 개발할 수 있다는 인식을 형성하도록 지원할 수 있다. 특히 이러한 개입은 일회성 DEI 교육에 그치기보다 구성원이 실제 업무 과정에서 안전하게 참여하고 지속적으로 학습할 수 있는 경험을 제공하는 방향으로 설계될 필요가 있다.

참고 문헌

- Nishii, L. H. (2013). The benefits of climate for inclusion for gender-diverse groups. *Academy of Management Journal*, 56(6), 1754–1774. <https://doi.org/10.5465/amj.2009.0823>
- Spreitzer, G., Sutcliffe, K., Dutton, J., Sonenshein, S., & Grant, A. M. (2005). A socially embedded model of thriving at work. *Organization Science*, 16(5), 537–549. <https://doi.org/10.1287/orsc.1050.0153>

조직침묵과 정서지능이 직장 내 젠더 마이크로어그레션 지각에 미치는 영향: 성별 차이를 중심으로

The Effects of Organizational Silence and Emotional Intelligence on the Perception of Workplace Gender Microaggressions: Focusing on Gender Differences

이영솔 (대구가톨릭대학교/석사과정, youngsol11@naver.com)

허창구 (대구가톨릭대학교/교수, willcando@gmail.com)

초록 본 연구는 조직침묵과 정서지능이 직장 내 젠더 마이크로어그레션 지각에 미치는 영향 및 성별의 조절효과를 탐색하였다. 남녀 근로자 200명을 대상으로 분석한 결과, 젠더 마이크로어그레션 지각은 여성이 남성보다 유의하게 높은 것으로 나타났다. 중다회귀분석 결과, 조직침묵과 정서지능은 젠더 마이크로어그레션 지각에 유의한 정적 영향을 미쳤다. 성별의 조절효과를 검증한 결과, 조직침묵이 젠더 마이크로어그레션 지각을 높이는 정적 연관성은 남성 집단에서만 확인되었다. 이는 여성의 경우 조직침묵과 무관하게 젠더 마이크로어그레션을 높게 지각하고 있으며, 남성은 발언권이 통제되는 조직침묵 상황이 강할 때 차별 지각 수준이 증폭됨을 시사한다. 한편, 정서지능이 젠더 마이크로어그레션에 미치는 영향에서 유의한 성별 차이는 나타나지 않았다. 본 연구는 젠더 마이크로어그레션의 인지 과정에 개입하는 환경적·개인적 요인의 통합적인 영향과 성별 차이를 실증함으로써, 젠더 마이크로어그레션의 기초적인 학술적 근거를 제공하는 점에서 의의를 가진다.

Keywords: 조직침묵, 정서지능, 직장 내 젠더 마이크로어그레션, 성별 차이

연구 배경

한국 여성의 대학 진학률과 경제활동 참가율이 꾸준히 증가하고 있지만 여전히 많은 여성들이 성차별을 경험하고 있다(김수환, 신동은, 2014). 과거의 노골적이고 직접적으로 여성을 차별하거나 비하하는 표현, 즉 ‘구식의 성차별’은 줄어들었으나 대신 은밀하고 모호한 방식으로 여성을 차별하는 ‘현대적 성차별’이 많이 발생하고 있다(Dipboye & Colella, 2005; Nadal, 2009). 이러한 은밀한 차별은 일상적인 대화나 태도 속에 정교하게 은폐되는 양상을 띠며, 이는 피해자의 심리적 고갈을 유발하는 새로운 위협으로 부상하고 있다.

이러한 현대적 성차별 이데올로기가 일상적 언어나 행동을 통해 무의식적으로 발현되는 구체적인 양상을 젠더 마이크로어그레션(Gender Microaggression)이라 한다. 그중에는 가해자의 의도가 담긴 미세폭력(microassault)도 있으나, 미세모욕(microinsults)과 미세무효화(microinvalidations)는 비언어적 태도, 억양, 대화의 맥락 등 매우 미묘하고 모호한 형태로 발현된다(Sue et al., 2007). 가해자조차 뚜렷한 악의 없이 행사하는 이러한 무례함은 피해자에게 과민반응에 대한 자기 의심을 유발하므로, 이러한 은밀한 차별을 어떻게 인지하고 대처하는지를 규명하기 위해서는 조직의 의사소통 환경과 개인의 정서적 특성을 통합적으로 살펴볼 필요가 있다.

먼저, 마이크로어그레션의 환경적 요인으로서 조직침묵은 이러한 차별 지각을 구조적으로 증폭시킬 수 있다. 현대 조직행동 연구에서 조직침묵(organizational silence)은 단순히 직원들이 발언을 하지 않는 수동적인 상태가 아니라, 조직의 개선이나 자신의 권리를 위해 마땅히 제기해야 할 업무적 의견, 우려 혹은 부당한 문제점 등을 의도적으로 은폐하고 유보하는 현상으로 정의된다(Morrison &

Milliken, 2000). 발언권이 통제되는 조직침묵은 구성원 간에 차별적 경험을 공문화하고 검증하는 과정을 억제한다. 이러한 소통의 단절은 마이크로어그레션 특유의 인지적 모호성을 가중시키며, 결과적으로 모호한 상황을 방어적이고 부정적인 차별로 해석하게 만들 가능성이 높다(Knoll & van Dick, 2013; Cortina & Magley, 2003).

한편, 개인적 요인으로서 마이크로어그레션의 모호한 단서를 해독하는 데는 개인의 정서적 역량이 크게 작용하는데, 정서지능은 자신과 타인의 감정을 정확히 평가하고 인식하는 능력을 핵심으로 한다(Wong & Law, 2002). Mayer 등(2004)의 연구에 따르면, 정서지능이 높은 개인은 대인관계 상호작용에서 발생하는 미세한 감정적 흐름과 비언어적 신호를 남들보다 훨씬 더 민감하고 정확하게 포착하는 특징으로, 젠더 마이크로어그레션을 더 민감하게 지각할 가능성이 높다.

결과적으로, 직장 내 젠더 마이크로어그레션의 인지 매커니즘을 온전히 이해하기 위해서는 개인의 심리적 특성과 조직의 환경적 맥락을 통합하는 다차원적인 접근이 필수적이다. 따라서 본 연구는 근로자가 지각하는 조직침묵 및 정서지능 수준이 젠더 마이크로어그레션 지각에 미치는 연관성을 실증하고, 나아가 이러한 관계 양상이 성별에 따라 어떠한 차이를 보이는지 규명하고자 한다. 이를 통해 마이크로어그레션의 인지 과정에 개입하는 환경적·개인적 요인의 통합적인 영향력을 밝히는 기초적인 학술적 근거를 제공하고자 한다.

연구 방법

연구 대상.

본 연구는 국내 기업에 근무하는 직장인을 대상으로 온라인 설문조사를 실시하였다. 총 200부의 응답이 사용되었으며, 자료 분석에는 jamovi 2.7.23를 활용하였다.

측정 도구.

젠더 마이크로어그레션. 젠더 마이크로어그레션은 Derthick(2015)가 개발한 MESS 척도와 Mona Algnier 와 Timo Lorenz(2022)가 개발한 MINI-16 척도를 한국어로 번안하고 미세 모욕과 미세무효화 하위차원 문항에서 정서적 유형을 제외한 총 17문항으로 선별했다. 객관성과 실제성을 확보하기 위해 12명을 대상으로 구조화 인터뷰를 실시하였다. 사전 인터뷰 결과, 여성 차별 경험으로 구성되어있는 문항 상 몰입도의 한계점이 존재하여, 가상의 여성 인물 인터뷰 사례 방식으로 자극물을 수정·보완함으로써 연구의 외적 타당도를 높였다. 그 결과, 본 연구에 적합한 15문항을 최종 선정하였다. 예시 문항으로는 “장기 프로젝트 담당자를 정하는 자리에서 제가 후보로 언급되자, 일부 상사분들이 저의 결혼이나 출산에 대한 것도 고려해야 하지 않겠냐고 하시더라고요.”가 있다.

조직침묵. 조직침묵은 Van Dyne 과 Botero(2003)가 개발한 척도를 한국어로 번안하고 본 실험인 젠더 마이크로어그레션과 적합하지 않은(기밀 유지, 업무 개선 등) 문항을 제외한 후 각 하위 차원(체념적, 방어적, 친사회적)에서 2문항씩 총 6문항을 최종 선정하여 사용하였다. 예시 문항으로는 “내 입장이 난처해질 것이 걱정되어, 나서서 말하거나 변화를 위한 의견을 제안하지 않는다.”가 있다.

정서지능. 정서지능은 Wong 과 Law(2002)가 개발한 척도를 한지현과 유태용(2005)이 한국어로 번안한 척도에서 자기 정서인식과 타인 정서인식 8문항을 사용하였다. 예시 문항으로는 “여러 상황에 처했을 때 자신이 어떤 정서를 느끼는지 잘 알고 있다.”가 있다.

연구 결과

주요 변인들의 기술통계 및 상관분석

인구통계 변인에 따른 차이분석 결과, 젠더 마이크로어그레션은 여성($M= 4.66$, $SD= 0.70$)이 남성($M= 3.89$, $SD= 0.93$)보다 높게 지각하였으며, 이러한 차이 통계적으로 유의했다($t= 6.57$, $p< .001$), 반면 직급, 부서 규모, 나이에 따른 유의한 차이는 나타나지 않았다. 주요변인 간 상관관계분석 결과, 젠더 마이크로어그레션 지각은 조직침묵과 유의한 정적 상관을 보였으나($r= .26$, $p< .001$), 정서지능과의 상관은 유의하지 않았다. 조직침묵과 정서지능 간의 상관 역시 유의하지 않았다.

표 1. 주요 변인 간 상관분석, 기술통계

	1	2	3	성별 <i>t</i>	직급 <i>F</i>	부서 규모 <i>F</i>	나이 <i>F</i>
1 젠더 마이크로어그레션	(.92)			6.57***	0.33	1.94	0.11
2 조직침묵	0.26***	(.81)		1.25	0.94	1.88	3.21*
3 정서지능	0.11	-0.11	(.90)	-0.45	2.79*	1.11	1.05
<i>M</i>	4.27	3.24	3.60				
<i>SD</i>	0.91	0.73	0.62				

* $p<.05$, ** $p<.01$, *** $p<.001$, 성별(1=남자, 2=여자), 직급(사원, 주임, 대리, 과장, 부장 이상), 부서 규모(5명 미만, 5~10명 이하, 10~15명 이하, 16명 이상), 나이(20대, 30대, 40대, 50대)

젠더 마이크로어그레션 지각에 대한 중다회귀분석

조직침묵과 정서지능이 젠더 마이크로어그레션 지각에 미치는 영향을 검증한 결과, 조직침묵($B= 0.34$, $p< .001$)과 정서지능($B= 0.20$, $p= .042$) 모두 유의한 정적 영향을 미치는 것으로 확인되었다.

표 2. 젠더 마이크로어그레션 지각에 대한 중다회귀분석

	<i>B</i>	<i>SE</i>	β	<i>t</i>	<i>p</i>
조직침묵	0.34	0.09	.27	3.69	<.001
정서지능	0.20	0.10	.14	2.05	.042

$R^2 = .09$, $F = 9.18$, $p < .001$

젠더 마이크로어그레션에 대한 성별의 조절효과

조직침묵이 젠더 마이크로어그레션에 미치는 영향에 대한 성별의 조절효과가 통계적으로 유의하였다($B=- .31$, $p< .05$). 조절효과의 양상을 확인하기 위해 단순기울기 검증 결과, 여성은 조직침묵이 젠더 마이크로어그레션 지각에 미치는 영향이 유의하지 않은 반면, 남성의 경우 조직침묵이 젠더 마이크로어그레션 지각에 유의한 정적 영향을 미치는 것으로 확인되었다($B= 0.43$, $p< .001$). 한편, 정서지능이 젠더 마이크로어그레션에 미치는 영향에 대한 성별의 조절효과는 유의하지 않았다.

표 3. 젠더 마이크로어그레션에 대한 성별의 조절효과

	<i>B</i>		<i>B</i>
조직침묵	0.27***	정서지능	0.18*
성별 (남=0, 여=1)	0.73***	성별 (남=0, 여=1)	0.77***
조직침묵 × 성별	-0.31*	정서지능 × 성별	0.14

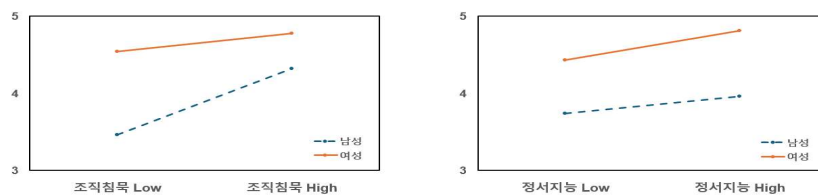


그림 1. 조직침묵과 정서지능 수준에 따른 젠더 마이크로어그레션의 성별 조절효과

논의 및 시사점

본 연구는 직장 내 젠더 마이크로어그레션 지각에 있어 조직침묵과 정서지능의 연관성을 검증하고, 그 양상의 성별 차이를 확인하기 위해 수행되었다.

연구 결과, 젠더 마이크로어그레션은 여성이 남성보다 더 높은 수준으로 지각하는 것으로 나타났으나, 그 밖의 연령이나 직급 및 부서 규모에 따른 차이는 보이지 않고 고르게 높게 나타났다(20대= 4.25, 50대= 4.39, 사원= 4.51, 부장 이상= 4.48, 5명 미만= 4.61, 16명 이상= 4.24). 이는 마이크로어그레션이 신입 사원 등 특정 취약 계층만 겪는 일시적 현상이 아니라, 조직 전반에 걸쳐 지속적인 구조적 문제임을 보여준다.

조직침묵과의 젠더 마이크로어그레션의 관계에서 성별의 조절효과를 확인한 결과, 남성 집단에서만 유의한 정적 영향이 나타났다. 즉, 여성은 조직침묵과 무관하게 마이크로어그레션을 높게 지각하는 반면, 남성은 발언이 억압되는 환경에서 이를 높게 지각하는 것으로 확인되었다. 이는 조직 내에서 상대적으로 높은 발언권과 지위를 기대하는 남성이 침묵 환경에 노출될 경우, 더 큰 지위 위협과 심리적 통제감 상실을 경험하여 모호한 부정적 단서들을 차별로 예민하게 귀인한다는 선행연구(Avery et al., 2011; Cortina, 2008)의 맥락과 일치한다.

한편, 정서지능은 젠더 마이크로어그레션 지각을 높이는 주효과를 보였으나, 성별의 조절효과는 나타나지 않았다. 즉 차별 지각의 성별 격차가 개인의 정서지능 역량보다 환경적 요인(조직침묵)에 기인함을 시사한다. 나아가, 타인의 미묘한 감정과 의도를 해독하는 정서지능의 역량은 성별에 국한되지 않는 보편적인 인지-정서적 정보처리 기제로서, 남녀 모두에게 일관된 메커니즘으로 작동하였기 때문에 해석해 볼 수 있다(Joseph & Newman, 2010; Mayer et al., 2008).

이러한 결과는 현대 조직이 노골적 성차별 방식을 넘어, 일상적 상호작용에 내재된 미묘한 편향의 문제로 확장될 필요가 있음을 시사한다. 본 연구는 초기 연구 단계인 '젠더 마이크로어그레션'의 실태와 지각 양상을 남녀 근로자 비교를 통해 수치화한 실증적 기초 자료로서 큰 의의를 지닌다. 횡단적 데이터에 기반한 기초 연구로서 방법론적 한계를 지니나, 향후 연구에서는 보다 다양한 산업 및 직군의 표본을 확보하여 결과의 일반화 가능성을 검토하는 한편, 종단적 연구설계를 통해 조직침묵, 정서지능 및 젠더 마이크로어그레션 지각 간 관계를 검증할 필요가 있다.

참고 문헌

- 김은하. (2018). 일상 속 성차별 경험 척도 개발 및 타당화. *Korean Journal of Culture and Social Issues* 2018, Vol. 24, No. 4, 593-614.
- Sue, D. W., Capodilupo, C. M., Torino, G. C., Bucceri, J. M., Holder, A. M. B., Nadal, K. L., & Esquilin, M. (2007). Racial microaggressions in everyday life: implications for clinical practice. *American Psychologist*, 62(4), 271-286.
- Basford, T. E., Offermann, L. R., & Behrend, T. S. (2014). Do you see what I see? Perceptions of gender microaggressions in the workplace. *Psychology of Women Quarterly*, 38(3), 340-349.
- Knoll, M., & van Dick, R. (2013). Do I hear the whistle...? A first attempt to measure four forms of employee silence and their correlates. *Journal of Business Ethics*, 113(2), 349-362.

조직 정치 인식과 비윤리적 친조직 행동의 관계: 도덕적 이탈의 매개효과와 정치적 기술 및 정직-겸손성의 조절효과

The Relationship Between Perceptions of Organizational Politics and Unethical Pro-Organizational Behavior: The Mediating Role of Moral Disengagement and the Moderating Roles of Political Skill and Honesty-Humility

황지섭 (아주대학교 / 석사과정, godgod2193@ajou.ac.kr) 제1저자

조재성 (아주대학교 / 석사과정, jscho0526@ajou.ac.kr) 제2저자

신강현 (아주대학교 / 교수, khs9933@ajou.ac.kr) 교신저자

초록

본 연구는 사회인지 이론과 특성 활성화 이론에 기반하여 조직 정치 인식과 비윤리적 친조직 행동 간 관계에서 도덕적 이탈의 매개역할과 정치적 기술 및 정직-겸손성의 조절역할을 검증하고자 하였다. 이를 위해 국내 기업에 종사하는 20 대 이상의 사무직 직장인 500명을 대상으로 설문 조사를 실시하였다. 그 결과, 조직 정치 인식은 도덕적 이탈을 증가시켰고, 도덕적 이탈은 비윤리적 친조직 행동을 증가시켰으며, 매개효과 역시 유의하였다. 정치적 기술은 조직 정치 인식과 도덕적 이탈 간 정적 관계를 강화하였다. 반면 정직-겸손성은 이러한 관계를 조절하지 못한 것으로 나타났다. 나아가 정치적 기술에 따른 도덕적 이탈의 조절된 매개효과는 유의하였으며, 정치적 기술이 높을수록 이러한 효과는 강화되었다. 반면 정직-겸손성에 따른 조절된 매개효과는 유의하지 않았다. 마지막으로 본 연구의 이론적·실무적 시사점과 한계점, 후속 연구 방향을 논의하였다.

Keywords: 조직 정치 인식, 비윤리적 친조직 행동, 도덕적 이탈, 정치적 기술, 정직-겸손성

연구 배경

비윤리적 친조직 행동. 현대 조직에서 조직 구성원의 윤리적 행동은 조직 신뢰 형성과 효과적인 조직 운영의 핵심 요소로 강조되고 있다(Treviño et al., 2006). 이에 따라 조직 연구에서는 사기, 일탈행동, 비윤리적 의사결정 등 조직과 사회에 해를 끼치는 다양한 비윤리적 행동에 대한 논의가 지속적으로 이루어져 왔다(Kish-Gephart et al., 2010). 최근에는 개인의 사적 이익을 위한 비윤리적 행동을 넘어, 조직이나 상사의 이익을 위해 수행되는 비윤리적 친조직 행동(Unethical Pro-Organizational Behavior; UPB)에 대한 관심이 확대되고 있다. 이는 조직의 이익을 추구하면서도 사회적 규범이나 윤리적 기준을 위반하는 행동으로, 친조직적 동기와 비윤리성을 동시에 지닌다는 특징을 가진다(Umphress et al., 2010). 이러한 흐름에 맞추어 국내에서도 UPB에 대한 연구가 증가하고 있으나, 관련 연구는 주로 개인 및 집단 수준의 선행요인에 집중되어 왔으며 조직특성 요인에 대한 탐구는 상대적으로 부족한 실정이다(박규민, 김경석, 2024). 이에 본 연구는 조직 정치 인식(Perceptions of Organizational Politics)에 주목하였다. 선행연구에서는 조직 정치 인식이 도덕적 이탈을 통해 UPB에 영향을 미칠 수 있음이 제시되어 왔으나(Valle et al., 2019), 개인특성에 따른 도덕적 이탈의 차이에 대해서는 충분히 검증되지 않았다. 따라서 본 연구는 조직 정치 인식이 도덕적 이탈을 거쳐 UPB로 이어지는 메커니즘에서 개인특성의 역할을 규명하고 이를 국내 조직 맥락에서 검증하고자 하였다.

도덕적 이탈의 매개효과. 이러한 관계를 보다 심층적으로 이해하기 위해서는 조직 정치 인식이 어떠한 심리적 과정을 통해 UPB로 이어지는지를 살펴볼 필요가 있다. 조직 정치 인식은 조직이 얼마나 정치적으로 운영되는지에 대한 구성원의 주관적 지각을 의미한다(Ferris et al., 1989). 사회인지 이론(Social Cognitive Theory)에 따르면 개인의 행동은 외부 환경에 결정되는 것이 아니라, 개인의 인지적 해석과 자기조절 과정을 통해 형성된다(Wood & Bandura, 1989). 도덕적 이탈은 이러한 과정을 가능하게 하는 핵심 메커니즘으로 개인이 비윤리적 행동에 대해서도 자기 제재를 경험하지 않도록 도덕적 자기조절 기능을 선택적으로 비활성화하는 인지적 과정을 의미한다(Bandura, 1999). 이 과정에서 개인은 자신의 행동을 정당화하거나 행동의 책임과 결과를 왜곡 함으로써 비윤리적 행동에 대한 자기 제재를 감소시키고, 결과적으로 도덕 기준에 위배되는 행동도 수행할 수 있게 된다. 이러한 관점에서 도덕적 이탈은 비윤리적 행동을 가능하게 하는 핵심 인지 메커니즘으로 이해될 수 있으며, 조직의 이익이라는 명분 아래 UPB의 형태로 나타날 수 있다.

정치적 기술과 정직-검손성의 조절효과. 특성 활성화 이론(Trait Activation Theory)에 따르면 동일한 상황에서도 개인특성에 따라 상황을 해석하고 반응하는 방식은 달라질 수 있다. 이에 본 연구는 조직 정치 인식과 도덕적 이탈 간 관계를 조절하는 개인특성으로 정치적 기술과 정직-검손성에 주목하였다. 정치적 기술은 조직 내 사회적 상황을 이해하고 목표 달성에 유리한 방향으로 영향력을 행사하는 능력을 의미한다(Ferris et al., 2005). 정치적 기술이 높은 개인은 조직 정치 환경을 전략적으로 활용하고 자신의 행동을 보다 쉽게 정당화할 가능성이 있다. 따라서 정치적 기술은 조직 정치 인식과 도덕적 이탈 간의 정적 관계를 강화할 것으로 예상하였다. 정직-검손성은 공정성과 진정성을 중시하며 타인을 이용하거나 부당한 이익을 추구하는 행동을 회피하려는 성향을 의미한다(Lee & Ashton, 2004). 정직-검손성이 높은 개인은 조직의 이익보다 윤리적 기준을 우선적으로 고려하여 자신의 행동을 쉽게 정당화하지 않을 가능성이 크다. 따라서 정직-검손성은 조직 정치 인식과 도덕적 이탈 간의 정적 관계를 약화할 것으로 예상하였다. 이를 반영한 연구문제는 다음과 같다.

연구문제 1. 조직 정치 인식은 도덕적 이탈을 통해 비윤리적 친조직 행동에 영향을 미칠 것이다.

연구문제 2. 정치적 기술과 정직-검손성은 조직 정치 인식과 도덕적 이탈의 관계를 조절할 것이다. 즉, 정치적 기술이 높을수록 해당 관계는 강화되고, 정직-검손성이 높을수록 해당 관계는 약화될 것이다.

연구문제 3. 정치적 기술과 정직-검손성은 조직 정치 인식이 도덕적 이탈을 통해 비윤리적 친조직 행동에 미치는 매개효과를 조절할 것이다. 즉, 정치적 기술이 높을수록 간접효과는 강화되고, 정직-검손성이 높을수록 간접효과는 약화될 것이다.

연구 방법

연구 대상. 본 연구는 국내 기업에 종사하는 20대 이상의 사무직 직장인을 대상으로 설문 조사를 실시하였다. 총 500부의 설문지를 수집하였으며, 결측치 및 이상치가 없는 자료를 최종 분석에 활용하여 최종 표본 500명을 분석에 사용하였다.

측정도구. 조직 정치 인식은 POPS(Kacmar et al., 1997), 비윤리적 친조직 행동은 UPB 척도(Umphress et al., 2010; 이강민·전상길, 2018), 도덕적 이탈은 Moore et al.(2012)의 척

도, 정치적 기술은 PSI(Ferris et al., 2005), 정직-검손성은 HEXACO-60(Lee & Ashton, 2009) 척도를 사용하여 측정하였다.

연구 결과

연구 결과, 조직 정치 인식은 도덕적 이탈을 통해 UPB에 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 조직 정치 인식이 UPB에 미치는 간접효과는 유의한 것으로 나타났다(표 1). 또한, 정치적 기술은 조직 정치 인식이 도덕적 이탈에 미치는 영향을 조절하는 것으로 나타났으며, 정치적 기술 수준이 높을수록 조직 정치 인식과 도덕적 이탈 간의 정적 관계가 더욱 강화되는 것으로 나타났다(표 2, 그림 1). 마지막으로, 조절된 매개모형을 검증한 결과, 정치적 기술은 조직 정치 인식이 도덕적 이탈을 통해 UPB에 미치는 간접효과를 강화하는 것으로 나타났다(표 3). 반면, 정직-검손성의 조절효과와 조절된 매개효과는 모두 유의하지 않았다.

표1 간접효과 검증 결과

조직 정치 인식	Effect	SE	95% CI	
→ 도덕적 이탈			LLCI	ULCI
→ UPB	.074	.018	.040	.109

표2 정치적 기술의 조절효과

	B	SE	t	95% CI	
				LLCI	ULCI
조직 정치 인식(A)	.132	.028	4.641***	.076	.188
정치적 기술(B)	.195	.027	7.226***	.142	.248
AxB	.010	.003	3.912***	.005	.016

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

표3 조절된 매개효과 검증 결과

	Index	Boot SE	95% CI	
정치적 기술			LLCI	ULCI
	.006	.002	.003	.010

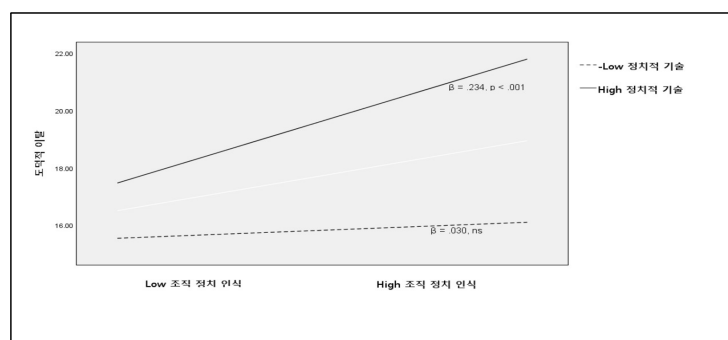


그림1 정치적 기술 수준에 따른 조절 효과

논의 및 시사점

본 연구는 조직 정치 인식이 도덕적 이탈을 통해 UPB로 이어지는 메커니즘을 국내 조직 맥락에서 확인하였다. 또한, 정치적 기술은 조직 정치 인식과 도덕적 이탈의 관계 및 조절된 매개효과를 강화하는 것으로 나타나, 정치적 기술이 조직 정치 환경에서는 비윤리적 행동을 촉진하는 방향으로 작용할 수 있음을 보여주었다. 이러한 결과는 조직의 윤리적 행동을 촉진하기 위해서는 조직 정치 환경을 완화하고 구성원의 도덕적 자기조절을 강화할 수 있는 조직 차원의 관리가 필요함을 시사한다.

참고 문헌

- 박규민, & 김경석. (2024). 비윤리적친조직행동(UPB) 연구에 대한 비판적 고찰: 국내연구를 중심으로. *경영교육연구*, 39(6), 33–64.
- Bandura, A. (1999). Moral disengagement in the perpetration of inhumanities. *Personality and Social Psychology Review*, 3(3), 193–209.
- Ferris, G. R., Russ, G. S., & Fandt, P. M. (1989). Politics in organizations. In R. A. Giacalone & P. Rosenfeld (Eds.), *Impression management in the organization* (pp. 143–170). Lawrence Erlbaum Associates.
- Ferris, G. R., Treadway, D. C., Kolodinsky, R. W., Hochwarter, W. A., Kacmar, C. J., Douglas, C., & Frink, D. D. (2005). Development and validation of the political skill inventory. *Journal of Management*, 31(1), 126–152.
- Kish-Gephart, J. J., Harrison, D. A., & Treviño, L. K. (2010). Bad apples, bad cases, and bad barrels: Meta-analytic evidence about sources of unethical decisions at work. *Journal of Applied Psychology*, 95(1), 1–31.
- Lee, K., & Ashton, M. C. (2004). Psychometric properties of the HEXACO personality inventory. *Multivariate Behavioral Research*, 39(2), 329–358.
- Treviño, L. K., Weaver, G. R., & Reynolds, S. J. (2006). Behavioral ethics in organizations: A review. *Journal of Management*, 32(6), 951–990.
- Umphress, E. E., Bingham, J. B., & Mitchell, M. S. (2010). Unethical behavior in the name of the company: The moderating effect of organizational identification and positive reciprocity beliefs on unethical pro-organizational behavior. *Journal of Applied Psychology*, 95(4), 769–780.
- Valle, M., Kacmar, K. M., & Zivnuska, S. (2019). Understanding the effects of political environments on unethical behavior in organizations. *Journal of Business Ethics*, 156(1), 173–188.
- Wood, R., & Bandura, A. (1989). Social cognitive theory of organizational management. *Academy of Management Review*, 14(3), 361–384.

조직개편 상황에서 정보적 공정성이 구성원의 직무열의와 직무탈진에 미치는 영향: 변화에 대한 저항의 매개효과와 경영진 신뢰의 조절된 매개효과

The Effect of Informational Justice on Work Engagement and Burnout During Organizational Restructuring: The Mediating Role of Resistance to Change and the Moderated Mediation Effect of Trust in Management

전태욱 (충남대학교 대학원생/석사과정, 1102jtw@naver.com)

정희정 (충남대학교 대학원생/석사과정, jgmlwjd9447@naver.com)

이선희 (충남대학교 교수, sunhee_lee@cnu.ac.kr)

초록 조직변화 상황에서 변화 정보를 충분히 공유하는 정보적 공정성은 구성원의 저항을 낮추는 핵심 기제로 다루어져 왔다. 그러나 조직개편이나 인수합병처럼 정보의 사전 제공이 구조적으로 제한되는 경우, 조직은 정보적 공정성을 확보하기 어렵다. 이에 본 연구는 직무요구-자원 모형에 근거하여, 정보적 공정성이 저항을 거쳐 직무열의·직무탈진에 이르는 경로를 경영진 신뢰가 조절하는 첫 단계 조절된 매개모형을 검증하였다. 2026년 1월 전사적 조직개편을 실시한 국내 한 기업의 재직자를 대상으로 3월과 6월 두 시점에 설문하여 227명의 자료를 분석하였다. 그 결과 정보적 공정성의 저항 완화 효과는 경영진 신뢰가 낮거나 평균일 때만 유의하였고, 정보적 공정성이 저항을 매개하여 직무열의·직무탈진에 이르는 간접효과도 유의하였다. 본 연구는 저항이 심리적 웰빙으로 이어지는 경로를 확인하고, 정보 제공이 제한된 상황에서 평상시 경영진 신뢰의 축적이 저항 완충의 대안이 됨을 시사한다.

Keywords: 정보적 공정성, 변화에 대한 저항, 경영진 신뢰, 직무열의, 직무탈진

연구 배경

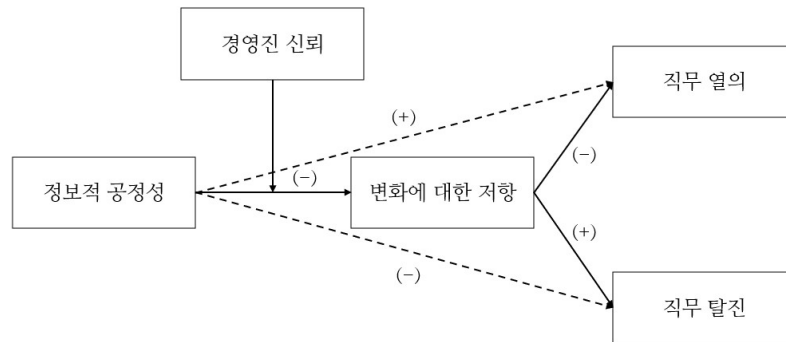
조직변화 상황에서 구성원의 반응을 좌우하는 핵심 요인 중 하나는 상호작용 공정성, 즉 변화가 실행되는 과정에서 구성원이 받는 대우의 공정성이다. 상호작용 공정성은 대인적 공정성과 정보적 공정성으로 구분되며(Colquitt, 2001), 이 중 정보적 공정성은 조직이 변화의 내용과 근거를 얼마나 충분하고 투명하게 설명·공유하는지에 관한 것이다. 조직변화는 본질적으로 높은 불확실성을 수반하므로, 변화에 관한 정보를 적시에 충분히 공유하는 것은 구성원의 불확실성을 낮추고 변화에 대한 부정적 반응을 완화하는 핵심 기제로 다루어져 왔다.

그러나 현실적으로 모든 조직변화 상황에서 정보를 사전에 충분히 고지할 수 있는 것은 아니다. 특히 대규모 조직구조 개편이나 인수합병처럼, 확정되지 않은 의사결정이나 규제 및 보안상의 제약으로 인해 변화 정보의 사전 제공이 구조적으로 제한되는 경우, 조직은 정보적 공정성을 확보하기 어려운 조건에 놓인다. 따라서, 이러한 상황에서 구성원의 저항을 완화할 수 있는 요인을 탐색할 필요가 있다. 본 연구는 그러한 요인으로 경영진에 대한 신뢰에 주목한다. 경영진 신뢰는 구성원이 변화의 불확실성을 해석하는 관계적 맥락으로 작용하여, 정보가 충분히 제공되지 않는 상황에서도 부정적 반응을 완화할 수 있다. 이러한 완충 과정은 직무요구-자원 모형(Bakker & Demerouti, 2007)으로 설명되는데, 이 모형에 따르면 직무자원은 직무요구의 부정적 영향을 완충하며, 경영진 신뢰는 관계적 직무자원으로 기능

하여 정보적 공정성이 낮은 상황에서도 저항을 완화할 수 있을 것이다.

한편, 조직변화 문헌에서 저항(resistance)은 변화에 대한 구성원 반응을 대표하는 핵심 개념으로 다루어져 왔다. 다만 조직변화 문헌이 변화 반응의 결과를 업무 관련 결과와 개인적 결과로 구분해 온 것(Oreg et al., 2011)에 비해, 실증 연구는 직무만족, 조직몰입과 같은 업무 관련 태도에 집중되어 왔으며, 저항이 구성원 개인의 심리적 웰빙에 미치는 영향은 상대적으로 규명되지 못했다(예외적으로 Turgut et al., 2016). 저항은 변화에 대응하는 과정에서 개인의 심리적 자원을 지속적으로 소모시켜, 업무에 대한 활력과 몰입을 뜻하는 직무열의를 저하시키고 나아가 직무탈진으로 이어질 수 있다. 조직건강심리학에서 조직변화는 대표적 직무 스트레스로 다루어져 왔으나, 변화 특유의 심리적 반응인 저항을 매개기제로 포함하여 직무열의·직무탈진을 함께 검증한 연구는 드물다.

이에 본 연구는 직무요구-자원 모형을 이론적 틀로 삼아 정보적 공정성의 부재를 직무요구로, 경영진 신뢰를 이를 완충하는 직무자원으로 개념화하였다. 이를 통해 정보적 공정성이 저항을 거쳐 직무열의·직무탈진에 이르는 경로가 경영진 신뢰에 의해 조절되는 첫 단계 조절된 매개모형을 2차에 걸친 종단자료로 검증하였다(그림 1).



주. 실선은 매개 및 조절효과, 점선은 직접효과를 나타냄.

그림 1. 연구모형

연구 방법

연구 대상 및 절차. 본 연구는 2026년 1월 전사적 조직개편을 실시한 국내 한 기업의 재직자를 대상으로 하였다. 조사는 온라인 설문으로 두 시점에 걸쳐 이루어졌으며, 1차 조사는 2026년 3월, 2차 조사는 같은 해 6월에 실시되었다. 정보적 공정성, 경영진 신뢰를 측정한 1차에 292명, 변화에 대한 저항, 직무열의, 직무탈진을 측정한 2차에 329명이 응답하였고, 최종 분석에는 두 시점의 주요 변인에 모두 응답한 227명의 자료를 사용하였다.

정보적 공정성. Colquitt(2001)의 조직공정성 척도 중 정보적 공정성 하위요인을 5문항으로 측정하였다. 사용 문항은 다음과 같다. "회사가 구성원들에게 조직개편에 대해 투명하게 설명하였다." 연구 참여자는 각 문항에 대해 5점 리커트 척도(1=전혀 그렇지 않다, 5=매우 그렇다)로 응답하였다($\alpha = .87$).

변화에 대한 저항. Oreg(2003)의 저항 개념을 본 연구 맥락에 맞게 수정하여 3문항으로 측정하였다. 사용 문항은 다음과 같다. "나는 동료들에게 조직개편에 대한 불만을 토로했다." 연구 참여자는 각 문항에 대해 5점 리커트 척도(1=전혀 그렇지 않다, 5=매우 그렇다)로 응답하였다($\alpha = .88$).

경영진 신뢰. Podsakoff 등(1990)의 리더 신뢰 척도(6문항)를 개인 리더에서 경영진 수준으로 준거를 수정하여 측정하였다. 예시 문항은 다음과 같다. "우리 회사 경영진은 나를 공정하게 대할 것이라고 믿는다." 연구 참여자는 각 문항에 대해 5점 리커트 척도(1=전혀 그렇지 않다, 5=매우 그렇다)로 응답하였다($\alpha = .91$).

직무열의. Schaufeli 등(2006)의 UWES-9(Utrecht Work Engagement Scale) 중 활력·헌신·몰입 하위차원에서 5문항을 선정하여 측정하였다. 사용 문항은 다음과 같다. "나는 직장에서 활력이 넘친다." 원척도는 7점 빈도 척도이나, 본 연구에서는 다른 척도와 형식을 통일하여 5점 리커트 척도(1=전혀 그렇지 않다, 5=매우 그렇다)로 측정하였다($\alpha = .85$).

직무탈진. Schaufeli 등(1996)의 MBI-GS(Maslach Burnout Inventory - General Survey) 중 탈진(exhaustion), 냉소(cynicism), 전문적 효능감(professional efficacy, 역채점) 하위요인에서 총 6문항을 선정하여 측정하였다. 사용 문항은 다음과 같다. "아침에 일어나서 출근할 생각만 하면 피곤하다." 연구 참여자는 각 문항에 대해 5점 리커트 척도(1=전혀 그렇지 않다, 5=매우 그렇다)로 응답하였다($\alpha = .82$).

연구 결과

본 연구에서는 정보적 공정성이 변화에 대한 저항을 매개해 직무열의와 직무탈진에 미치는 영향에서, 경영진 신뢰가 정보적 공정성과 변화에 대한 저항 간의 관계를 조절하는 조절된 매개효과를 검증하기 위해 PROCESS Macro Model 7을 사용하여 분석을 실시하였다.

분석 결과, 정보적 공정성은 변화에 대한 저항을 유의하게 부적으로 예측하였다($B = -.35$, $SE = .08$, $p < .001$). 변화에 대한 저항은 직무열의를 유의하게 부적으로($B = -.17$, $p = .001$), 직무탈진을 유의하게 정적으로 예측하였다($B = .17$, $p = .001$). 정보적 공정성과 경영진 신뢰의 상호작용항은 변화에 대한 저항을 유의하게 예측하였으며($B = .26$, $SE = .09$, $p = .004$), 경영진 신뢰가 낮거나 평균 수준일 때는 정보적 공정성의 저항 완화 효과가 유의하였으나 신뢰가 높은 경우에는 유의하지 않았다. 정보적 공정성이 변화에 대한 저항을 매개하여 직무열의($B = .06$, 95% CI [.02, .11])와 직무탈진($B = -.06$, 95% CI [-.11, -.02])에 미치는 간접효과는 모두 유의하였다. 조건부 간접효과를 분석한 결과, 경영진 신뢰가 낮은 수준(-1SD)에서는 신뢰구간의 하한값과 상한값 사이에 영이 포함되지 않는 것으로 나타났다(직무열의: $B = .09$, 95% CI [.03, .17]; 직무탈진: $B = -.09$, 95% CI [-.16, -.03]). 정보적 공정성은 직무열의($B = .28$, $p < .001$)와 직무탈진($B = -.28$, $p < .001$)에도 유의한 직접효과를 보였다.

논의 및 시사점

본 연구는 조직변화 상황에서 정보적 공정성을 충분히 확보하기 어려울 때 경영진 신뢰가 구성원의 저항을 완충할 수 있는지를 검증하였다. 분석 결과 경영진 신뢰는 정보적 공정성과 저항의 관계를 조절하였는데, 신뢰가 낮거나 평균 수준일 때는 정보적 공정성이 저항을 유의하게 낮추었으나 신뢰가 높을 때는 그 효과가 유의하지 않았다. 이는 경영진에 대한 신뢰가 정보 제공의 공백을 대신하는 관계적 직무자원으로 기능하여, 정보가 충분히 공유되지 않는 상황에서도 저항을 완충함을 시사한다. 이러한 결과는 정보 제공이 구조적으로 제한되는 조직 개편·인수합병 맥락에서 조직이 무엇에 기댈 수 있는지에 대한 경험적 근거를 제공한다.

또한 본 연구는 조직변화 연구가 주로 다루어 온 업무 관련 태도를 넘어, 저항이 직무열

의·직무탈진과 같은 심리적 웰빙으로 이어지는 경로를 확인하였다. 이는 변화 반응의 결과가 업무 관련 결과와 개인적 결과로 구분되어 왔음에도(Oreg et al., 2011) 실증적 관심이 전자에 편중되어 온 공백을 보완한다. 나아가 직무요구-자원 모형이 주로 업무 몰입·성과를 결과로 검증되어 온 것과 달리, 본 연구는 정보적 공정성의 부재를 직무요구로, 경영진 신뢰를 이를 완충하는 직무자원으로 개념화하고 변화 특유의 반응인 저항을 매개기제로 포함함으로써 이 모형의 적용 범위를 조직변화 맥락으로 확장하였다.

실무적으로 본 연구는 변화 시점의 정보 제공에만 의존하기 어려운 상황에서 평상시 경영진 신뢰의 축적이 중요함을 시사한다. 조직개편이나 인수합병처럼 정보를 충분히 사전 고지하기 어려운 경우에도, 구성원이 평소 경영진을 신뢰하고 있다면 정보 부족이 저항으로 이어지는 부정적 효과가 완충될 수 있다. 따라서 경영진은 개편 발표 시점의 소통 전략에만 자원을 집중하기보다, 평상시 조직 운영에서부터 구성원과의 신뢰 관계를 지속적으로 관리할 필요가 있다. 아울러 저항이 직무열의를 저하시키고 직무탈진을 높이는 경로를 고려하면, 저항의 완화는 구성원의 업무 태도뿐 아니라 심리적 웰빙을 보호하는 조직건강심리학적 개입 지점이 된다.

참고 문헌

- Bakker, A. B., & Demerouti, E. (2007). The job demands-resources model: State of the art. *Journal of Managerial Psychology*, 22(3), 309–328.
- Colquitt, J. A. (2001). On the dimensionality of organizational justice: A construct validation of a measure. *Journal of Applied Psychology*, 86(3), 386–400.
- Oreg, S. (2003). Resistance to change: Developing an individual differences measure. *Journal of Applied Psychology*, 88(4), 680–693.
- Oreg, S., Vakola, M., & Armenakis, A. (2011). Change recipients' reactions to organizational change: A 60-year review of quantitative studies. *The Journal of Applied Behavioral Science*, 47(4), 461–524.
- Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., Moorman, R. H., & Fetter, R. (1990). Transformational leader behaviors and their effects on followers' trust in leader, satisfaction, and organizational citizenship behaviors. *The Leadership Quarterly*, 1(2), 107–142.
- Schaufeli, W. B., Leiter, M. P., Maslach, C., & Jackson, S. E. (1996). *Maslach Burnout Inventory-General Survey*. In C. Maslach, S. E. Jackson, & M. P. Leiter (Eds.), *Maslach Burnout Inventory manual* (3rd ed.). Consulting Psychologists 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.
- Turgut, S., Michel, A., Rothenhöfer, L. M., & Sonntag, K. (2016). Dispositional resistance to change and emotional exhaustion: Moderating effects at the work-unit level. *European Journal of Work and Organizational Psychology*, 25(5), 735–750.

일하게 하는 힘, 지치게 하는 힘: 국내 병원 종사자의 직무열의와 직무탈진 예측요인에 대한 랜덤포레스트 분석

What Drives Work and What Drains It: A Random Forest Analysis Identifying Predictors of Work Engagement and Burnout Among Korean Hospital Employees

정고운 (경상국립대학교/석사과정, gown.j@gnu.ac.kr)

이주향 (경상국립대학교/석사과정, juhyang1210@gmail.com)

배근하 (경상국립대학교/학부생, geunha374@gnu.ac.kr)

이종현 (경상국립대학교/부교수, tea4one@gnu.ac.kr)

초록

본 연구는 병원 정규직 종사자의 직무열의와 직무탈진에 대한 관리를 위해 직무요구·자원 변수의 상대적 중요도를 탐색하는 것에 목적을 두고 있다. 분석을 위해 경기도 소재 A대학병원 정규직 종사자 2,595명의 자료를 활용하였다. 전체 정규직과 직군별 집단을 대상으로 랜덤포레스트(Random Forest) 분석을 실시하였으며, 추가적으로 단계적 중다회귀분석을 실시하였다. 분석 결과, 직무열의에서는 경력발전기회, 자율성, 복지 및 처우가 주요 예측요인으로 나타났으며, 직무탈진에서는 도전적 스트레스, 자율성, 방해적 스트레스가 높은 상대적 중요도를 보였다. 또한, 직군별 주요 예측요인의 상대적 중요도에 차이가 나타났다. 단계적 중다회귀분석 결과, 주요 예측요인은 랜덤포레스트 분석 결과와 대부분 일관되게 나타났다. 본 연구를 통해 병원 종사자의 직무태도 관리에 우선적으로 다루어야 할 요인을 확인하였으며, 직군별 특성을 고려한 인적자원관리 전략 수립을 위한 실무적 기반을 마련할 수 있었다.

Keywords: 병원 종사자, 직무열의, 직무탈진, 랜덤포레스트, 직무요구-자원 모형, 상대적 중요도

연구 배경

병원 종사자 중 큰 비중을 차지하는 간호사의 평균 이직·퇴직률은 19.7%, 평균 근속연수는 4.4년에 불과하며(보건복지부, 2022a, 2022b), 높은 업무강도와 교대근무, 생명과 직결된 업무에서 비롯되는 과중한 책임감이 주요 이직 원인으로 보고되고 있다(김효경, 2026). 이러한 업무 부담은 직무탈진을 심화시키고, 직무열의를 저하시켜 직무태도에 부정적인 영향을 미치며, 업무 생산성 및 간호서비스의 질마저 떨어트린다(오은영 등, 2018). 따라서 병원 종사자의 직무열의를 증진하고 직무탈진을 예방하기 위한 효과적인 관리가 중요하다.

직무요구-자원(Job Demands-Resources; JD-R) 모형은 직무와 관련된 요구적 특성과 자원적 특성을 핵심 요인으로 제시한다(Bakker & Demerouti, 2007). 직무요구는 도전적 스트레스와 방해적 스트레스로 구분되어 연구되고 있으며, 도전적 스트레스에는 업무량, 시간압박 등이 포함되고, 방해적 스트레스에는 역할모호성, 고용불안 등이 포함된다(Cavanaugh et al., 2000; Crawford et al., 2010). 직무자원으로는 자율성, 사회적지지 등이 제시되어 왔으며, 이와 함께 경력발전기회와 직무명확성도 병원 종사자의 직무태도와 관련된 직무자원으로 연구되고 있다(양은옥, 구미옥, 2022; Portoghese et al., 2025; Ma et al., 2026).

병원 조직은 환자의 생명과 안전에 직결되는 업무를 지속적으로 수행하는 동시에 의료 수요에 비해 활용할 수 있는 인력 및 자원이 제한되어 있어 조직 과제의 우선순위를 설정하는 것이 중요하다(Barasa et al., 2015). 특히, 의료서비스와 같은 긴급한 분야에서는 직무요인을

효과적으로 관리하는 것이 안전한 업무수행을 촉진하고, 환자안전과 안전사고 예방에 중요한 역할을 한다(Bronkhorst, 2015; Hall et al., 2016). 그러나 기존 의료영역 내 JD-R 관련 선행연구들은 직무요구와 직무자원이 직무열의와 직무탈진을 포함한 종업원 웰빙과 어떠한 관련성이 있는지를 검증해 왔으며(Marzocchi et al., 2024), 직무요인의 상대적 중요도를 비교한 연구는 드물다(e.g., Kohnen et al., 2026). 이에 본 연구는 국내 병원 정규직 종사자를 대상으로 직무열의와 직무탈진을 예측하는 직무자원과 직무요구의 상대적 중요도를 확인하고, 이를 바탕으로 인적자원관리에 있어 우선적으로 고려해야 할 요인을 탐색하고자 한다.

연구문제 1. 정규직 병원 종사자의 직무열의와 직무탈진을 예측하는 데 있어 직무자원 및 요구 변수의 상대적 중요도는 어떠한가?

연구문제 2. 간호사와 직원의 직무열의 및 직무탈진을 예측하는 직무자원 및 요구 변수의 상대적 중요도에는 어떠한 차이가 있는가?

연구 방법

연구 대상. 본 연구는 2025년 경기도 소재 A대학병원 직원 만족도 조사 자료를 활용하였으며, 정규직 병원 종사자 2,595명(간호사 1,967명, 사무직 및 의료기사 614명, 무응답 14명)을 최종 분석대상으로 하였다.

측정 도구. 직무자원 변수로는 우선 자율성 및 성과피드백 측정을 위해 Morgeson & Humphrey(2006)의 척도를 사용하였다. 해당 변수들은 각각 3문항이며, Coefficient α 는 .883, .905이다. 동료지지와 상사지지는 Pejtersen 등(2010)의 척도를 사용하였고, 각각 3문항으로 구성되어 있으며, Coefficient α 는 .804, .878이다. 또한, 경력발전기회 및 보상은 자체 개발한 문항을 사용하였고, 각각 2문항으로 구성되어 있으며, Coefficient α 는 .805, .833이다. 인사 관련 문항도 자체 개발한 문항으로, 탐색적 요인분석 결과에 따라 직무명확성(2문항)과 복지 및 처우(3문항) 요인으로 재구성하여 분석에 활용하였으며, Coefficient α 는 .826, .846이다. 직무요구 변수로는 도전적·방해적 스트레스 측정을 위해 Cavanaugh 등(2000)의 척도를 사용하였다. 도전적 스트레스에는 업무량, 업무시간, 시간압박, 책임감, 직책에 따른 책임을 측정하는 총 6문항이 포함되어 있으며, 방해적 스트레스는 조직정치, 역할모호성, 불필요한 행정 절차, 고용불안, 경력정체를 측정하는 총 5문항으로 구성되어 있다. Coefficient α 는 각각 .935, .758이다. 직무탈진은 신강현 등(2003)의 척도 15문항을 사용하였으며, Coefficient α 는 .892이다. 직무열의는 Schaufeli 등(2006)의 UWES-9 9문항을 사용하였으며, Coefficient α 는 .925이다.

분석 방법. R 4.6.0을 활용하여 랜덤포레스트(Random Forest) 분석을 실시하고, 직무열의와 직무탈진에 대한 직무자원 및 요구 변수의 상대적 중요도를 확인하였다. 변수 중요도는 %IncMSE를 기준으로 비교하였으며, 간호사와 직원(사무직, 의료기사)으로 구분하여 직군별 추가분석을 실시하였다. 또한, SPSS 30을 활용한 단계적 중다회귀분석을 실시하여 랜덤포레스트 분석에서 도출된 변수와 비교하였다.

연구 결과

직무열의와 직무탈진 예측요인의 상대적 중요도

분석 결과, 직무열의에서는 경력발전기회가 예측변수로서 상대적 중요도가 가장 높았으며, 그 외 자율성, 복지 및 처우, 직무명확성 순으로 나타났다. 반면, 직무탈진에서는 도전적 스

트레스가 예측변수로서 상대적 중요도가 가장 높았으며, 그 외 자율성, 방해적 스트레스, 보상 순으로 나타났다.



그림 1. 직무열의 예측요인의 상대적 중요도

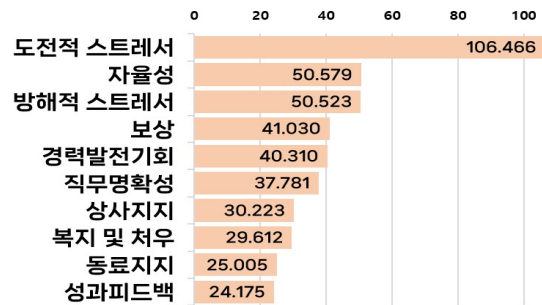


그림 2. 직무탈진 예측요인의 상대적 중요도

직군별 예측요인의 상대적 중요도 비교

직무열의에서 간호사는 경력발전기회, 복지 및 처우, 자율성의 상대적 중요도가 높게 나타났고, 직원은 직무명확성, 경력발전기회, 보상 순으로 중요도가 높게 나타났다. 또한, 직무탈진에서는 간호사와 직원 모두 도전적 스트레스가 주요 예측요인으로 나타났으나, 간호사는 경력발전기회의 상대적 중요도가 높게 나타났고, 직원에서는 방해적 스트레스의 상대적 중요도가 높게 나타나 직군 간 차이를 보였다.



그림 3. 간호사 직무열의 예측요인의 중요도

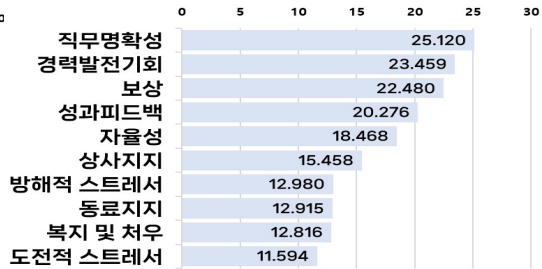


그림 4. 직원 직무열의 예측요인의 중요도

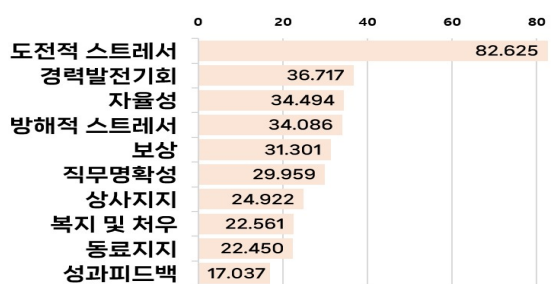


그림 5. 간호사 직무탈진 예측요인의 중요도

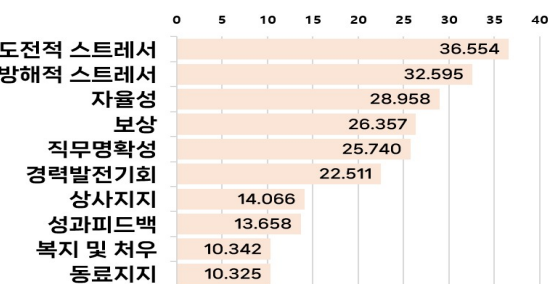


그림 6. 직원 직무탈진 예측요인의 중요도

랜덤포레스트 분석 결과와 단계적 회귀분석 결과 비교

랜덤포레스트 분석에서 상위 예측요인으로 확인된 변수들은 회귀분석에서도 대부분 유의한 예측요인으로 확인되었다. 직무열의에서는 경력발전기회가 가장 영향력이 큰 예측요인으로 나타났으며, 다음으로 복지 및 처우, 보상, 도전적 스트레스의 영향력이 크게 나타났다. 직무탈진에서는 도전적 스트레스가 가장 예측력이 높은 변수로 나타났으며, 이어서 방해적

스트레스, 경력발전기회, 직무명확성 순으로 높게 나타났다.

논의 및 시사점

본 연구 결과, 준거변수에 따른 변수의 중요도가 다르게 나타났다. 전반적으로 직무열의에서는 직무자원의 상대적 중요도가 높았으며, 직무탈진에서는 직무요구와 직무자원 모두 주요 요인으로 확인되었다. 이는 직무열의 향상을 위해 직무자원을 강화하고, 직무탈진을 예방하기 위해 직무요구와 직무자원을 함께 고려하는 차별화된 전략이 필요함을 시사한다.

직군별 분석에서 나타난 차이는 각 직군의 업무 특성을 반영한 결과로 해석할 수 있다. 간호사는 환자의 생명과 안전을 직접 담당하는 전문직으로서 지속적인 교육과 전문성 개발이 요구된다(오은영 등, 2018). 이러한 업무 특성은 직무열의에서 경력발전기회와 자율성의 중요도가 높게 나타난 결과와 연결될 수 있으며, 전문성을 지속적으로 개발하고, 업무상 자율성을 보장받는 환경이 직무태도 형성에 중요한 역할을 하는 것으로 볼 수 있다. 이와 관련하여 미국의 'Magnet 인증' 병원은 전문성 개발과 자율성 부여를 지원하는 조직환경을 구축하여 간호사의 업무환경과 간호의 질 향상을 도모하고 있다(ANCC, n.d.; Yu et al., 2022, 2026). 한편, 직무탈진에서는 도전적 스트레스의 중요도가 가장 높게 나타났는데, 이는 높은 업무량과 환자 안전에 대한 책임, 교대근무 등 간호사의 높은 직무요구가 직무탈진에 크게 적용된 결과로 해석할 수 있다(Qtaib et al., 2025).

반면, 직원 집단은 다양한 직군과 협업하며 정해진 절차에 따라 행정업무를 주로 수행하므로 자신의 역할과 책임을 명확히 인식하는 것이 수행에 있어 중요하다(김태경 등, 2019). 이러한 업무 특성이 반영되어 병원 내 직원들에게 직무명확성이 직무열의에 중요한 요인으로 나타났음을 알 수 있다. 또한, 직무탈진에서는 두 가지 직무요구 모두 상대적으로 높은 중요도를 보였는데, 병원 행정이 높은 심리적 직무요구에 노출되어 있어 이러한 직무요구가 직무탈진과 밀접하게 관련된다는 선행연구와도 일치하는 결과이다(Lin et al., 2025).

본 연구는 랜덤포레스트 분석을 활용하여 직무태도별 우선적인 관리요인과 직군별 상대적 중요도를 제시하였다는 점에서 의의가 있다. 다만 본 연구는 횡단자료로 분석하였기에 변수 간 인과관계를 확인하는 데 한계가 있다. 또한, 직무요구를 도전적 스트레스와 방해적 스트레스의 상위 범주로 통합하여 분석하였기 때문에 개별 직무요구의 영향력을 확인하지 않았다. 향후 연구에서는 종단자료를 활용하여 직무자원과 직무요구가 직무태도에 미치는 인과적 메커니즘을 검증하고, 개별 직무요구 변수의 영향력을 구체적으로 확인할 필요가 있다.

참고 문헌

- 양은옥, 구미옥 (2022). 요양병원 간호사의 소진과 직무열의에 대한 구조모형: 확장된 직무요구-직무자원 모델의 적용. **노인간호학회지**, 24(1), 108 - 121.
- Bakker, A. B., & Demerouti, E. (2017). Job demands-resources theory: Taking stock and looking forward. *Journal of occupational health psychology*, 22(3), 273-285.
- Barasa, E. W., Molyneux, S., English, M., & Cleary, S. (2015). Setting healthcare priorities in hospitals: a review of empirical studies. *Health policy and planning*, 30(3), 386-396.
- Crawford, E. R., LePine, J. A., & Rich, B. L. (2010). Linking job demands and resources to employee engagement and burnout: a theoretical extension and meta-analytic test. *Journal of applied psychology*, 95(5), 834-848.

수사경찰관의 직무스트레스와 직무만족의 관계에서 조직지원인식의 매개효과: 직위별 비교

Job Stressors, Perceived Organizational Support, and Job Satisfaction among Police Investigators

부민서 (동국대학교 경찰사법대학 강사, minseo.lyla@gmail.com)

장현석 (경기대학교 사회과학대학 교수, hsjang@kyonggi.ac.kr)

초록

이 연구는 수사경찰관의 직무스트레스가 직무만족에 미치는 영향과 이 관계에서 조직지원인식의 매개효과를 검증하고, 직위별 차이를 비교하였다. 전국 수사경찰관 601명의 설문자료를 활용하여 경로분석과 다집단 분석을 실시한 결과, 직무스트레스는 조직지원인식과 직무만족을 낮추었으며, 조직지원인식은 직무만족을 높이는 것으로 나타났다. 또한 조직지원인식은 직무스트레스와 직무만족 간 관계를 유의하게 매개하였고, 일부 경로에서 팀원과 팀장급 이상 집단 간 차이가 확인되었다. 이 연구의 결과는 수사경찰관의 직무만족 향상을 위해 직위별 특성을 고려한 조직지원과 지원적 리더십이 필요함을 시사한다.

Keywords: 수사경찰관, 직무스트레스, 조직지원인식, 직무만족

연구 배경

수사경찰관은 다양한 직무스트레스 요인에 놓여 있는 것으로 알려져 있다. 경찰관의 직무스트레스는 직무 및 삶의 만족을 저하시키며, 높은 업무요구가 지속될 경우 소진과 조직 이탈 의도로 이어질 수 있다는 연구 결과들이 이를 뒷받침한다(Lambert, Qureshi, & Frank,, 2021).

조직지원인식(perceived organizational support: POS)은 조직이 구성원의 기여를 가치 있게 여기고 복지와 안녕에 관심을 기울인다고 믿는 정도를 의미한다(Eisenberger, Stinglhamber, Vandenberghe, Sucharski, & Rhoades, 2002). 조직지원이론에 따르면 조직지원인식은 구성원의 사회정서적 욕구를 충족시키고 조직에 대한 긍정적 태도와 직무만족을 높이는 중요한 조직심리적 자원이다(Rhoades & Eisenberger, 2002).

경찰조직은 직위에 따른 역할, 책임, 권한 및 조직과의 관계가 비교적 뚜렷한 계층적 조직이다. 따라서 상사의 지원적 행동은 조직지원인식 형성에 중요한 영향을 줄 수 있다(Eisenberger, et al., 2002). 이에 이 연구는 직무스트레스가 조직지원인식을 통해 직무만족에 미치는 영향을 검증하고, 그 관계가 팀원과 팀장급 이상 집단에서 다르게 나타나는가에 대해 분석하였다.

연구 방법

연구 대상. 경찰청의 협조를 받아 전국 수사부서에 근무하는 수사경찰관을 대상으로 2024년 3월 12일부터 4월 14일까지 온라인 설문조사를 실시하였다. 총 615명이 응답하였으며, 결측 응답 14명을 제외한 601명을 최종 분석에 포함하였다. 이 중 팀원 또는 일반 수사관은 393명(65.4%), 팀장급 이상은 208명(34.6%)이었다.

변수의 측정 직무스트레스 요인(이하 직무스트레스)은 한국인 직무스트레스 측정도구 단축형(KOSS-SF) 가운데 직무요구, 직무자율성, 관계갈등, 보상부적절을 반영하는 14문항으로 측정하였다(Chang et al., 2005; Cronbach's $\alpha=.763$). 조직지원인식은 Eisenberger et

al.(1986)에 기초한 8문항으로 측정하였다($\alpha=.928$). 직무만족은 Job in General Scale을 수사 경찰관의 직무 맥락에 맞게 수정한 8문항으로 측정하였다(Ironson, Smith,, Brannick, Gibson, & Paul, 1989; $\alpha=.624$).

분석방법 SPSS 26과 AMOS 22를 사용하였다. 성별, 연령, 교육수준을 통제한 경로분석을 통해 직무스트레스, 조직지원인식 및 직무만족 간 관계를 검증하고, 부트스트래핑으로 간접 효과의 유의성을 확인하였다. 마지막으로 팀원 집단과 팀장급 이상 집단을 대상으로 다집단 경로분석을 실시하였다.

연구 결과

직무스트레스와 직무만족간의 관계에서 조직지원인식의 매개효과(전체 표본)

전체 표본을 대상으로 경로분석을 실시한 결과, 직무스트레스는 조직지원인식에 유의한 부정적 영향을 미쳤고($\beta=-.388$, $p<.001$), 조직지원인식은 직무만족에 유의한 정적 영향을 미쳤다($\beta=.289$, $p<.001$). 또한 직무스트레스는 직무만족에 직접적인 부정적 영향을 미쳤다($\beta=-.202$, $p<.001$). 이는 수사경찰관의 직무스트레스가 높을수록 조직의 지원을 낮게 인식하고, 직무만족 역시 낮아지는 경향이 있음을 의미한다.

부트스트래핑을 통해 간접효과의 유의성을 검증한 결과, 직무스트레스가 조직지원인식을 거쳐 직무만족에 미치는 간접효과는 유의하였다($\beta=-.112$, 95% CI [-.149, -.081]). 즉, 직무스트레스는 직무만족에 직접적인 영향을 미칠 뿐만 아니라, 조직지원인식을 낮춤으로써 직무만족을 간접적으로 저하시키는 것으로 나타났다(표2).

표 1. 조직지원인식의 매개효과(전체 표본)

종속변수	경로	예측변수	S.E	β	C.R
조직지원인식	←	성별	.076	.034	.864
조직지원인식	←	연령	.045	.036	.820
조직지원인식	←	교육수준	.077	.032	.816
직무만족	←	성별	.054	-.026	-.663
직무만족	←	연령	.032	-.042	-.989
직무만족	←	교육수준	.055	-.079*	-2.063
조직지원인식	←	직무스트레스	.065	-.388***	-10.261
직무만족	←	조직지원인식	.029	.289***	7.130
직무만족	←	직무스트레스	.050	-.202***	-4.997

* $p<.05$, ** $p<.01$, *** $p<.0001$

표 2. 부트스트래핑을 통한 간접효과 검증

간접경로	β	95% Bootstrap CI 하한	95% Bootstrap CI 상한
직무스트레스 → 조직지원인식 → 직무만족	-.112***	-.149	-.081

*** $p<.0001$ 95% Bootstrap CI에 0이 포함되지 않아 간접효과가 유의함.

직위별 경로양상

직무스트레스, 조직지원인식, 직무만족 간 관계가 직위에 따라 다르게 나타나는가를 확인

하기 위해 팀원 집단과 팀장급 이상 집단을 나누어 다집단 경로분석을 실시하였다. 구조제약 모형과 비제약 모형을 비교한 결과, 두 모형 간 차이가 유의하였다($\chi^2=12.251$, $p=.002$). 개별 경로를 살펴본 결과, 직무스트레스가 조직지원인식에 미치는 영향과 직무스트레스가 직무만족에 미치는 직접효과에서 집단 간 차이가 확인되었다. 직무스트레스가 조직지원인식에 미치는 부정적 영향은 두 집단 모두에서 유의하게 나타났으며, 집단 간 경로계수 차이 또한 유의한 것으로 나타났다. 하지만 직무스트레스가 직무만족에 미치는 직접효과는 팀원 집단에서는 유의하였으나, 팀장급 이상 집단에서는 유의하지 않았다.

조직지원인식이 직무만족에 미치는 영향은 팀원 집단과 팀장급 이상 집단 모두에서 유의한 정적 영향을 보였으나, 해당 경로의 집단 간 차이는 유의하지 않았다. 그러나 전체 구조경로의 차이를 고려할 때, 직무스트레스와 직무만족 간 관계에서 조직지원인식의 매개효과는 직위에 따라 다르게 나타날 수 있음을 시사한다(표3).

표 3 직위별 경로양상

종속변수	경로	예측변수	팀원 β	팀원p	팀장급이 상 β	팀장급이상 p	CRD
조직지원인식	←	성별	.089	.175	.026	.598	
조직지원인식	←	연령	.062	.359	-.005	.921	
조직지원인식	←	교육수준	.006	.926	.05	.309	
직무만족	←	성별	-.015	.818	-.015	.753	
직무만족	←	연령	-.147	.024	.04	.395	
직무만족	←	교육수준	-.097	.136	-.077	.109	
조직지원인식	←	직무스트레스	-.358	.000	-.401	.000	5.504
직무만족	←	조직지원인식	.391	.000	.435	.000	1.32
직무만족	←	직무스트레스	-.073	.275	-.264	.000	-3.684

논의 및 시사점

이 연구는 수사경찰관의 직무스트레스가 직무만족을 낮추는 중요한 요인임을 확인하였으며, 이 과정에서 조직지원인식이 유의한 매개역할을 한다는 점을 밝혔다. 즉, 직무스트레스가 높을수록 수사경찰관은 조직으로부터 충분히 지원받고 있다고 인식하기 어려우며, 이러한 낮은 조직지원인식은 직무만족의 감소로 이어질 수 있다.

특히 이 연구는 직위에 따라 직무스트레스, 조직지원인식 및 직무만족 간 관계가 다르게 나타날 수 있음을 확인하였다. 조직지원인식은 팀원과 팀장급 이상 집단 모두에서 직무만족을 높이는 요인으로 나타났으며, 그 효과의 크기 자체는 집단 간 유의한 차이를 보이지 않았다. 따라서 조직지원인식은 특정 직위에서만 영향을 미치는 요인이 아니라, 전체 수사경찰관의 직무만족 향상에 필요하다는 것으로 이해할 수 있다.

그러나 직무스트레스가 조직지원인식을 거쳐 직무만족으로 이어지는 매개과정의 양상은 직위에 따라 차이를 보였다. 특히 팀원의 경우 직무스트레스가 직무만족에 미치는 직접적인 부정적 영향이 상대적으로 뚜렷하게 나타났다. 이는 팀원 수사관들이 과중한 사건 부담, 직접적인 민원 대응, 시간 압박, 상급자와의 관계 등 일상적인 직무스트레스에 더 직접적으로 노출되어 있으며, 이러한 스트레스가 조직지원인식으로 완충되기 어려울 수 있음을 예측하게 한다.

반면 팀장급 이상 집단에서는 직무스트레스가 직무만족에 미치는 직접효과가 유의하지 않았다. 이는 팀장급 이상 수사경찰관의 경우 직무스트레스가 직무만족으로 곧바로 연결되기 보다는, 조직지원인식과 같은 조직심리적 요인을 통해 간접적으로 영향을 준다고 할 수 있다.

이러한 결과는 수사경찰 조직의 인적자원관리와 조직심리적 개입에 중요한 시사점을 제공한다. 첫째, 수사경찰관의 직무만족을 높이기 위해서는 직무스트레스 요인을 줄이는 동시에 조직지원인식을 높이기 위한 정책적 노력이 병행되어야 한다. 둘째, 조직지원인식은 모든 직위에서 직무만족을 높이는 공통 자원이므로, 조직 차원의 지원제도와 공정한 보상, 인정, 의사소통 체계를 강화할 필요가 있다. 셋째, 팀원 수사관에게는 공식적인 조직지원 제도뿐만 아니라 일상적인 업무 장면에서 체감 가능한 지원이 중요하다. 이를 위해 팀장급 이상 관리자에게는 업무량 조정, 정서적 인정, 공정한 피드백, 갈등관리, 지원적 의사소통 역량을 강화하는 리더십 교육이 필요하다.

참고 문헌

- 장세진, 강동묵, 김성아, 이철갑, 손동국, 김형수, 우종민, 조정진, 김정원, 김정연, 하미나, 이경용, 고상백, 강명근, 손미아, 김정일, 노상철, 박재범, 김수영, 김정수, 현숙정, 박정선, 정진주, 채창호, 김형렬, 공정옥, 김인아, 박준호. (2005). 한국인 직무 스트레스 측정도구의 개발 및 표준화. *Annals of Occupational and Environmental Medicine*, 17(4), 297-317.
- Eisenberger, R., Stinglhamber, F., Vandenberghe, C., Sucharski, I. L., & Rhoades, L. (2002). Perceived supervisor support: Contributions to perceived organizational support and employee retention. *Journal of Applied Psychology*, 87(3), 565 - 573.
- Ironson, G. H., Smith, P. C., Brannick, M. T., Gibson, W. M., & Paul, K. B. (1989). Construction of a Job in General scale: A comparison of global, composite, and specific measures. *Journal of Applied Psychology*, 74(2), 193 - 200.
- James, A., Cox, C., & Carr, R. (2026). Caseloads, culture, and capacity: rethinking investigative policing. *Policing and Society*, 36(3), 304 - 325.
- Lambert, E. G., Qureshi, H., & Frank, J. (2021). The good life: Exploring the effects job stress, job involvement, job satisfaction, and organizational commitment on the life satisfaction of police officers. *International Journal of Police Science & Management*, 23(3), 279 - 292.
- Rhoades, L., & Eisenberger, R. (2002). Perceived organizational support: A review of the literature. *Journal of Applied Psychology*, 87(4), 698 - 714.
- Zeng, X., Zhang, X., Chen, M., Liu, J., & Wu, C. (2020). The influence of perceived organizational support on police job burnout: A moderated mediation model. *Frontiers in Psychology*, 11, 948.

국군 초급간부의 정신건강 조사 연구: 직무요구-자원 모형의 적용

A Study on the Mental Health of ROK Military Junior Officers: Applying the Job Demands-Resources Model

홍숙지 (한국국방연구원/연구위원, sjhong@kida.re.kr)

박형인 (성균관대학교/교수, hi.park@skku.edu)

초록

상급자와 하급자의 연결 역할을 하는 국군 초급간부는 정서적 요구와 역할갈등에 특히 더 노출되었을 수 있다. 본 연구는 국군 초급간부가 경험하는 주요 직무 스트레스원으로 정서적 요구와 역할갈등에 주목하여 이 두 스트레스원의 수준을 확인하고, 직무요구-자원 모형을 적용하여 두 직무 스트레스원이 소진을 통해 이직의도로 이어지는 경로에서 진성리더십의 조절효과를 확인하고자 하였다. 국군 초급간부를 대상으로 설명문을 배포하여 동의를 구한 후 자료를 수집하였고, 총 502명의 응답을 수집하였으나 49명의 불성실 응답을 제외한 후 453명의 자료를 사용하였다. 통계 분석 결과, 초급간부의 정서적 요구와 역할갈등은 이직의도와 정적인 관계를 보였다. 또한 진성리더십은 두 직무 스트레스원과 소진 간의 관계를 조절하였으나, 예상과 달리 진성리더십이 높을수록 관계가 강화되어 소진을 통한 매개효과 역시 강화되었다. 이러한 결과는 기존에 직무자원으로 개념화된 요인의 완충효과가 직무나 개인의 특성 및 조직적 맥락에 따라 달라질 수 있음을 시사한다.

Keywords: 직무요구-자원 모형, 정서적 요구, 역할갈등, 진성리더십, 소진, 이직의도

연구 배경

최근 군은 초급간부의 확보 및 유지에 큰 어려움을 겪고 있다(김동민, 조만덕, 2025). 초급간부의 장기 복무 의사 저하 및 이탈 증가는 조직의 인력 운용 부담으로 이어지는 심각한 문제이다. 낮은 임금 등 열악한 처우 문제가 가장 큰 원인일 수 있으나, 복무 중 증가하는 정신적 스트레스 또한 그 원인 중 하나로 볼 수 있다. 본 연구는 직무요구-자원(job demands-resources, JD-R; Bakker et al., 2005) 모형을 적용하여, 초급간부의 직무요구가 대표적인 직업건강 지표인 소진(exhaustion)을 통해 이직의도(turnover intention)로 이어지는 경로에서 이를 완충하는 자원의 역할을 살펴보고자 한다.

JD-R 모형에 따르면, 직무요구는 구성원의 심리적 자원 소모를 증가시키고 직무탈진을 유발하며, 이는 결과적으로 이직의도와 같은 부정적 직무 태도로 이어질 수 있다(Bakker & Demerouti, 2007). 여러 유형의 직무요구가 군조직에 영향을 미칠 수 있는 가운데, 하급자와 상급자의 가교 역할을 하는 초급간부에게는 대인관계와 관련된 스트레스원이 더 가중될 수 있다. 정서적 요구는 업무 관련 대인관계에서 지속적인 노력이 필요한 환경이다(Schaufeli & Bakker, 2004). 역할갈등은 역할 스트레스원 중 하나로, 조직 내 특정 지위에 부여된 여러 역할 간의 비양립성이 존재하는 상태를 의미한다(Park & Nam, 2020). 정서적 요구와 역할갈등은 이직의도를 높이는 것으로 나타났다(Hu et al., 2011; Podsakoff, LePine & LePine, 2007). 따라서 초급간부가 경험하는 직무요구(a. 정서적 요구, b. 역할갈등)는 이직의도와 정적인 관계를 보일 것이다(가설 1).

JD-R 모형에 의하면, 직무자원이 직무요구로 인한 심리적 문제 간 관계를 완충할 수 있

다(Dollard & Bakker, 2010). 진성리더십(authentic leadership)은 리더가 자기인식, 내면화된 도덕적 관점, 균형 잡힌 정보처리, 그리고 관계적 투명성을 바탕으로 구성원의 긍정적 발달을 촉진하는 유형이다(Avolio & Gardner, 2005; Walumbwa et al., 2008). Bakker 등(2005)의 연구에서는 정서적 요구를 포함한 직무요구가 직무탈진에 미치는 영향이 상사와의 질 높은 관계와 같은 조직자원에 의해 완충될 수 있음을 확인하였다. 이에 진성리더십은 직무요구(a. 정서적 요구, b. 역할갈등)와 소진 간 정적 관계를 조절하여, 진성리더십이 높을수록 정적 관계가 약화될 것이다(가설 2). 또한, 진성리더십은 직무요구가 소진을 통해 이직의도에 미치는 간접효과를 조절하여, 진성리더십이 높을수록 소진의 매개효과가 약화될 것이다(가설 3).

연구 방법

연구대상. 본 연구는 국군 소속 복무기간 5년 이내의 초급간부(대위, 중위, 소위, 중사, 하사)를 대상으로 설문조사를 통해 자료를 수집하였으며, 총 502명의 응답을 수집하였으나 49명의 불성실 응답을 제외한 후 453명의 자료를 사용하였다.

측정 도구. 정서적 요구는 전경자와 최은숙(2013)이 번안하고 타당화한 코펜하겐 사회심리적 업무환경 측정도구(Copenhagen Psychosocial Questionnaire, COPSQ; Pejtersen et al., 2010) 중 네 문항을 사용하였다. 역할갈등은 김영온(2015)의 연구에서 개발된 문항 중 단축형 네 문항을 사용하였다. 진성리더십은 Neider와 Schriesheim(2011)이 개발한 16개 문항을 이병욱(2021)의 연구에서 번역한 척도를 사용하였다. 소진은 신강현(2003)의 한국형 직무탈진 척도 중 소진에 해당하는 다섯 문항을, 이직의도는 Michaels와 Spector(1982)의 척도를 바탕으로 임정숙(2020)이 활용한 문항을 성동훈 등(2025)의 연구에서 군 조직의 맥락에 맞게 수정한 다섯 문항을 사용하였다. 모든 척도의 신뢰도는 .90 이상으로 나타났다.

분석방법. 조절된 매개효과를 확인하기 위해 Hayes(2022)의 PROCESS 매크로 v4.2 프로그램을 사용하였다. 소진(이미향, 박영임, 2015; Feuerhahn et al., 2012)이나 이직의도(성동훈 등, 2025; Williams et al., 2006)에 임금 만족도와 복무기간이 영향을 줄 수 있다는 선행 연구를 바탕으로 이들을 함께 측정하였고, 유의한 상관을 보인 경우에 해당 준거변수를 설명하는 회귀분석에 함께 투입하여 통제하였다. PROCESS 모형 7번을 적용하여, 부트스트랩 표집을 10,000번 실시한 후, 95.0%의 신뢰구간을 구하였다. 유의한 조절변수는 표준편차를 기준으로 고/저 집단을 구분한 후에 단순 기울기의 차이를 비교하였다.

연구 결과

표 1에 각 변수의 평균, 표준편차, 내적일치도 및 변수들 간 상관계수를 제시하였다. 초급간부가 지각하는 정서적 요구($M = 1.98$, $SD = 0.91$)와 역할갈등($M = 2.22$, $SD = 0.99$)의 수준은 높지 않았으나, 소진과의 상관은 높게 나타났다(정서적 요구: $r = .60$, $p < .001$, 역할갈등: $r = .55$, $p < .001$). 또한, 이직의도와 유의한 정적 관계를 보여, 가설 1은 지지되었다(정서적 요구: $r = .44$, $p < .001$, 역할갈등: $r = .39$, $p < .001$). 통제변수로 측정한 복무기간은 이직의도와($r = .23$, $p < .001$), 임금 만족도는 소진($r = -.22$, $p < .001$) 및 이직의도($r = -.35$, $p < .001$)와 유의한 상관을 나타냈다.

표 1. 주요 변수 간 기술통계 및 상관관계

변수	<i>M(SD)</i>	1	2	3	4	5	6	7
1. 복무기간	2.12(0.77)	-						
2. 임금 만족도	4.92(2.16)	-.16**	-					
3. 정서적 요구	1.98(0.91)	.03	-.13**	(.91)				
4. 역할갈등	2.22(0.99)	< .00	-.16**	.79***	(.94)			
5. 진성리더십	4.04(0.82)	-.02	.13**	-.43***	-.38***	(.98)		
6. 소진	2.18(1.63)	.02	-.22***	.60***	.55***	-.41***	(.96)	
7. 이직의도	2.48(1.16)	.23***	-.35***	.44***	.39***	-.32***	.55***	(.94)

주. $n = 453$; 복무기간은 1 = 1년 이내, 2 = 1~3년, 3 = 3~5년으로 코딩함; 임금 만족도는 1.00점부터 9.00점까지의 범위로 측정; 정서적 요구, 역할갈등, 진성리더십, 이직의도는 1.00점부터 5.00점까지의 범위로 측정; 소진은 0.00점부터 6.00점까지의 범위로 측정; 대각선 괄호 안의 값은 각 척도의 신뢰도 계수를 나타냄.

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

표 2를 보면, 정서적 요구와 역할갈등은 소진 및 이직의도에 유의한 정적 효과를 보였으며, 소진 또한 이직의도에 유의한 정적 효과를 보였다. 그림 1에 제시된 바와 같이, 진성리더십의 조절효과는 모두 유의했으나, 예상과 달리 진성리더십이 높을수록 직무 스트레스원과 소진 간의 정적 관계가 강화되어, 가설 2는 지지되지 않았다. 직무요구가 소진을 통해 이직의도에 미치는 간접효과를 진성리더십이 조절하는 조절된 매개효과는 조절된 매개지수의 신뢰구간이 영(0.00)을 포함하지 않아 존재하는 것으로 나타났다. 그러나 진성리더십이 낮을 때보다 높을 때 이러한 정적 간접효과가 강화되어, 가설 3은 지지되지 않았다.

표 2. 직무 스트레스원과 이직의도의 관계에서 소진과 진성리더십의 조절된 매개효과

준거 변수	예측변수	직무 스트레스원							
		정서적 요구				역할갈등			
		R^2	B	95% CI		R^2	B	95% CI	
소진	1. 임금 만족도	.42***	-0.10***	-0.15	-0.05	.38***	-0.09**	-0.15	-0.04
	2. 직무 스트레스원		0.91***	0.77	1.05		0.71***	0.58	0.84
	3. 진성리더십		-0.38***	-0.53	-0.22		-0.48***	-0.64	-0.32
	4. (2) × (3)		0.26***	0.12	0.41		0.17*	0.04	0.31
이직 의도	1. 임금 만족도	.41***	-0.11***	-0.15	-0.07	.40***	-0.11***	-0.15	-0.07
	2. 복무기간		0.28***	0.17	0.39		0.29***	0.18	0.40
	3. 직무 스트레스원		0.21***	0.09	0.32		0.13*	0.03	0.23
	4. 소진		0.29***	0.23	0.36		0.32***	0.25	0.38
간접 효과	직접효과	N/A	0.21***	0.09	0.32	N/A	0.13*	0.03	0.23
	진성리더십 낮음	N/A	0.20	0.12	0.29	N/A	0.18	0.11	0.26
	진성리더십 높음	N/A	0.33	0.22	0.44	N/A	0.27	0.18	0.37
	조절된 매개 지수	N/A	0.08	0.03	0.14	N/A	0.06	> 0.00	0.11

주. $n = 453$; B = 비표준화 회귀계수, CI = 신뢰구간, LL = 신뢰구간 하한선, UL = 신뢰구간 상한선, N/A = 해당사항 없음, 부트스트랩 10,000번.

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



그림 1. 직무 스트레스원과 소진의 관계에서 진성리더십의 조절 효과

논의 및 시사점

본 연구는 초급간부가 경험하는 주요 직무 스트레스원으로서 정서적 요구와 역할갈등의 수준을 확인하고, 직무요구-자원 모형을 적용하여 이 두 종류의 직무요구가 소진을 통해 이직의도로 이어지는 경로에서 진성리더십의 조절효과를 확인하였다. 이러한 결과를 바탕으로 본 연구의 시사점을 다음과 같이 제시할 수 있다.

첫째, 초급간부가 지각하는 정서적 요구와 역할갈등은 전반적으로 낮았으나, 두 직무 스트레스원은 모두 소진 및 이직의도에 유의한 정적 효과를 보였다. 이러한 결과는 초급간부가 경험하는 정서적 요구와 역할갈등이 절대적 수준에서는 높지 않지만, 정서적 요구나 역할갈등을 상대적으로 높게 경험하는 초급간부들의 경우에는 소진과 이직의도 역시 높게 지각한다는 점을 시사한다. 따라서 정서적 업무 부담이 크거나 상충되는 역할을 수행하는 고위험 집단을 조기에 파악하여, 정서적 업무 부담을 줄여주고 역할과 책임을 명확하게 제시하는 등의 맞춤형 지원 및 관리가 필요하다.

둘째, 진성리더십은 소진 및 이직의도와 유의한 부적 관계를 나타내고 소진에 유의한 부적 영향을 보여, 직무자원으로서 긍정적으로 기능하는 양상을 보였다. 그러나 예상과 달리, 조절효과에서는 진성리더십이 높을수록 정서적 요구와 역할갈등이 소진에 미치는 정적 관계가 강화되는 역완충효과가 나타났다. 이는 진성리더십과 같은 자원이 그 자체로는 자원으로서는 기능하더라도 높은 정서적 요구나 역할갈등 등과 결합된 높은 직무 스트레스 상황에서는 그 효과가 오히려 역기능적일 수 있음을 보여준다. 이는 사회적 지지의 역완충 효과(Tucker et al., 2018)와도 일관된 결과이다. 특히, 대부분 20대의 초기경력 단계에 해당하는 초급간부들은 상관과의 관계를 상호 신뢰뿐만 아니라 상호적 의무가 수반되는 사회적 교환관계로 인식할 수 있으며(Delobbe et al., 2016), 이러한 맥락에서 상관의 신뢰와 자율성 부여는 지원인 동시에 기대에 부응하기 위해 더 큰 책임과 노력을 감수해야 한다는 이중적 메시지로 받아들여질 가능성이 있다. 이처럼 직무자원의 효과는 항상 완충효과로 나타나는 것이 아니며, 개인의 특성과 직무 특성, 조직적 맥락에 따라 달라질 수 있음을 시사한다.

참고문헌

(분량 제한으로 인해 연구자에게 요청 시 목록 제공)

지각된 조직정치가 직무소진에 미치는 효과: 스트레스 평가와 향상초점 조직문화의 역할을 중심으로

The Effect of Perceived Organizational Politics on Burnout: Focusing on the Role of Stress Appraisal and Perceived Promotion Culture

이보미 (아주대학교 석사과정, bomi504@naver.com)

신강현 (아주대학교 교수, khs9933@ajou.ac.kr)

초록 본 연구는 지각된 조직정치가 직무소진으로 이어지는 과정을 거래적 스트레스 이론 관점에서 검토하였다. 구체적으로 지각된 조직정치가 위협평가와 도전평가를 통해 직무소진에 미치는 간접효과를 검증하고, 이러한 과정에서 조직 맥락 요인인 향상초점 조직문화의 조절효과를 살펴보았다. 이를 위해 483명의 직장인을 대상으로 설문을 실시하였으며, 분석 결과, 위협평가는 지각된 조직정치와 직무소진 간의 관계를 유의하게 매개하는 것으로 나타났다. 반면, 도전평가는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 향상초점 조직문화는 지각된 조직정치가 위협평가를 매개하여 직무소진으로 이어지는 경로에서 유의한 조절효과를 보였다. 그러나, 지각된 조직정치가 도전평가를 매개하여 직무소진으로 이어지는 경로에서 향상초점 조직문화는 유의한 조절효과를 보이지 않았다. 구체적으로 향상초점 조직문화는 위협평가와 직무소진 간의 관계를 정(+)적 관계로 강화하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 지각된 조직정치가 주로 위협평가를 통해 직무소진으로 이어질 수 있음을 보여주는 동시에 향상초점 조직문화가 조직정치 효과를 조건부로 변화시킬 수 있음을 시사한다.

Keywords: 지각된 조직정치, 위협평가, 도전평가, 향상초점 조직문화, 직무소진

연구 배경

조직정치란 조직 내 개인이나 집단이 자신의 이익을 극대화하기 위해 공식적인 규칙이나 절차에 의해 명확히 규정되지 않은 방식으로 권력과 영향력을 행사하는 행위이다(Ferris et al., 1989). 최근에는 일반 대중 담론에서도 '사내정치'라는 용어로 언급되며 조직 생활의 보편적 현상으로 인식되고 있다. 이는 조직정치가 특정 조직에 국한된 예외적 현상이 아니라 조직 생활 전반에 걸쳐 일상화된 경험임을 시사한다.

조직정치는 의사결정 과정과 자원 배분의 예측 가능성을 낮추고, 개인이 투입한 노력에 따른 결과를 불확실하게 만든다는 점에서 구성원에게 잠재적 손실 가능성이 있는 환경으로 해석될 수 있다(Cavanaugh et al., 2000; Chang et al., 2009; Lazarus & Folkman, 1984). 이에 본 연구는 지각된 조직정치가 위협평가를 증가시키고 도전평가를 저해함으로써 직무소진으로 이어질 수 있다고 본다.

직무요구-자원 모형(Bakker & Demerouti, 2007; Demerouti et al., 2001) 및 광선희(2009)에 근거하여 성장, 성취, 변화, 새로운 시도를 장려하는 향상초점 조직문화는 구성원의 성장·성취·변화 지향성을 지지한다는 점에서 조직 수준의 직무자원으로 해석될 수 있다. 즉, 향상초점 조직문화는 구성원이 조직정치 상황에서 경험하는 스트레스로 인한 직무소진을 약화시키는 조직적 맥락으로 작용할 수 있다.

따라서 본 연구의 목적은 지각된 조직정치가 스트레스 평가를 통해 직무소진으로 이어지는 이중 경로에서 조직문화적 맥락의 조절효과를 검증하는 것이다.

연구 방법

연구 대상. 본 연구는 국내 기업에 근무하는 직장인 483명의 응답을 수집하여 분석하였다. 결과에 영향을 미칠 수 있는 성별, 나이, 직급, 재직기간을 통제하여 분석하였다.

조직정치. Kacmar와 Carlson(1997)이 개발한 POPS(Perceptions of Organizational Politics Scale)를 사용하였다.

스트레스 평가. 본 연구에서 스트레스를 단일한 정서반응이 아닌, 정치적 상황에 대한 개인의 인지적 평가 과정으로 개념화하였다. 이는 거래적 스트레스 이론에 근거한 것으로, 제시된 상황에 대해 “이 상황은 나의 성과 달성을 어렵게 만든다.” 혹은 “이 상황은 나의 성장과 발전에 도움이 된다.” 등의 문항으로 측정하였다, Likert식 5점 척도로 응답하도록 했다.

직무소진. 신강현(2003)이 국내에서 타당화한 MBI-GS(Maslach Burnout Inventory-General Survey)를 사용하였다.

향상초점 조직문화. 광선희와 서용원(2008)이 수정하고 보완한 지각된 조직문화 척도를 사용하였다.

연구 결과

척도 타당성. 척도의 내부 일관성을 확인하기 위해 산출한 Cronbach's α 계수는 .789에서 .916 사이에 분포하는 것으로 나타나, 모든 측정 도구가 양호한 수준의 신뢰도를 확보하였음을 확인하였다.

지각된 조직정치와 직무 소진 간의 관계에서 위협평가와 도전평가의 매개효과. 위협평가의 매개효과를 분석하기 위하여 SPSS Process Macro Model 4를 이용하여 분석한 결과, 간접효과의 신뢰구간 하한값(LLCI)과 상한값(ULCI) 사이에 0이 포함되지 않아 해당 간접효과가 통계적으로 유의한 것으로 판단하였다(Hayes, 2013). 구체적으로 독립변인인 지각된 조직정치가 매개변인인 위협평가를 거쳐 종속변인 직무소진에 정적으로 미치는 영향이 확인되었다($B = .054$, 95% CI [.029, .082])(표 1). 반면 지각된 조직정치가 도전평가를 거쳐 직무소진으로 이어지는 간접효과는 신뢰구간 사이에 0을 포함하므로, 통계적으로 유의하지 않은 것으로 확인되었다($B = .010$, 95% CI [-.011, .022])(표 2).

표 1. 지각된 조직정치와 직무소진 간 관계에서 위협평가의 매개효과

N=483

독립변인	종속변인	B	SE	t	95% CI	
					LLCI	ULCI
지각된 조직정치	위협평가	.256	.028	9.002***	.200	.312
위협평가	직무소진	.211	.041	5.182***	.131	.291
지각된 조직정치	직무소진	.222	.027	8.123***	.169	.276
간접효과		Effect	SE		95% CI	
					LLCI	ULCI
		.054	.013		.029	.082

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

표 2. 지각된 조직정치와 직무소진 간 관계에서 도전평가의 매개 효과

N=483

독립변인	종속변인	B	SE	t	95% CI	
					LLCI	ULCI
지각된 조직정치	도전평가	-.071	.038	-1.892	-.146	.003
도전평가	직무소진	-.133	.031	-4.296***	-.194	-.072
지각된 조직정치	직무소진	.267	.256	10.420***	.217	.317
간접효과		Effect	SE		95% CI	
					LLCI	ULCI
		.010	.060		-.011	.022

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

지각된 조직정치, 위협평가, 직무소진의 관계에서 향상초점 조직문화의 조절된 매개 효과.
지각된 조직정치가 위협평가를 거쳐 직무소진으로 이어지는 간접 경로에서 향상초점 조직문화의 조절된 매개효과를 분석하기 위하여 SPSS Process Macro Model 14를 이용하여 분석한 결과, 위협평가와 향상초점 조직문화의 상호작용은 직무소진에 정적인 영향을 미쳤으며 ($B = .184$, 95% CI [.080, .287]), 지각된 조직정치가 위협평가를 통해 직무소진에 미치는 정적인 영향이 향상초점 조직문화의 수준에 따라 더욱 강화됨이 확인되었다($B = .047$, 95% CI [.019, .078])(표 3).

표 3. 위협평가 경로에서 지각된 조직정치 - 직무소진 간 관계에서 향상초점 조직문화의 조절된 매개효과

N=483

종속변인	변인	B	SE	t	95% CI	
					LLCI	ULCI
위협평가	지각된 조직정치	.256	.028	9.002***	.200	.312
	지각된 조직정치	.195	.029	6.782***	.138	.251
직무소진	위협평가(A)	.216	.040	5.370***	.137	.294
	향상초점 조직문화(B)	-.106	.037	-2.861*	-.178	-.033
	A×B	.184	.053	3.486**	.080	.287
조절된 매개효과		.047	.015		.019	.078

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

지각된 조직정치, 도전평가, 직무소진의 관계에서 향상초점 조직문화의 조절된 매개 효과.
지각된 조직정치가 도전평가를 거쳐 직무소진으로 이어지는 간접 경로에서 향상초점 조직문화의 조절효과를 분석한 결과, 도전평가와 향상초점 조직문화의 상호작용항은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다($B = .018$, $P > .05$). 또한, 지각된 조직정치가 도전평가를 거쳐 직무소진으로 이어지는 간접효과가 향상초점 조직문화 수준에 따라 유의하게 달라지지 않음을 확인하였다($B = -.001$, 95% CI [-.008, .006])(표 4).

표 4. 도전평가 경로에서 지각된 조직정치 - 직무소진 간 관계에서 향상초점 조직문화의 조절된 매개효과
N=483

종속변인	변인	B	SE	t	95% CI	
					LLCI	ULCI
도전평가	지각된 조직정치	-.071	.038	-1.892	-.146	.003
	지각된 조직정치	.263	.028	9.294***	.207	.318
직무소진	도전평가(A)	-.129	.035	-3.683***	-.198	-.060
	향상초점 조직문화(B)	-.008	.042	-.190	-.090	.074
	A×B	.018	.045	.408	-.070	.106
조절된 매개효과		-.001	.003		-.008	.006

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

논의 및 시사점

본 연구는 지각된 조직정치가 위협평가를 매개로 직무소진으로 이어지는 경로에서 향상초점 조직문화의 조절효과가 유의한 것을 확인하였다. 구체적으로 향상초점 조직문화는 지각된 조직정치로 인한 위협평가가 직무소진으로 이어지는 경로를 강화하는 것으로 나타났다.

먼저, 본 연구는 지각된 조직정치와 직무소진 간의 관계에 대한 이해를 확장했다는 점에서 의의가 있다. 기존 연구들은 지각된 조직정치가 구성원의 부정적 태도, 건강 관련 결과, 행동적 결과와 관련됨을 제시해 왔으나(Bedi & Schat, 2013; Chang et al., 2009), 본 연구는 거래적 스트레스 이론에 근거하여 지각된 조직정치가 어떠한 인지적 평가 과정을 통해 직무소진으로 이어지는지 검토했다.

향상초점 조직문화가 항상 보호적으로 기능하는 것이 아니라, 스트레스 평가의 성격에 따라 상이한 방식으로 작용할 수 있음을 시사한다. 향상초점 조직문화가 성장, 성취, 발전을 강조하는 조직문화적 자원으로 기능할 수 있음에도 불구하고, 조직정치와 같이 요구가 두드러지는 상황에서 개인에게 추가적인 노력과 성과 압력을 가한다고 해석될 수 있음을 시사한다.

이에 조직은 구성원이 조직정치 상황을 위협적으로 평가하지 않도록 공정한 절차, 명확한 의사소통, 심리적 안전감과 같은 실질적 지원을 함께 제공할 필요가 있다. 더불어 조직문화를 설계할 때에는 동일한 문화적 메시지라도 구성원의 개인적인 특성이나 스트레스 평가에 따라 다르게 받아들여질 수 있음을 고려하여, 구성원의 특성에 맞춘 지원과 관리 전략을 병행할 필요가 있다.

참고 문헌

- Ferris, G. R., & Kacmar, K. M. (1989). Perceptions of organizational politics. Paper presented at the 49th Annual Academy of Management Meeting, Washington, D.C.
- Lazarus, R. S., & Folkman, S. (1984). Stress, appraisal, and coping. *Springer publishing company*.

직장인의 끈대경향성 잠재프로파일 유형과 인구통계학적 특성의 관련성 탐색

Exploring the Associations Between Latent Profiles of Kkondae Tendency and Demographic Characteristics Among Employees

유재홍 (경희대학교 학술연구교수/yoojaehong@khu.ac.kr)

정지현 (국민대학교 경영대학원 겸임교수/coachingplant@gmail.com)

초록 본 연구는 정지현과 탁진국(2023)의 연구 3에서 수집된 자료를 활용하여, 끈대경향성의 네 하위요인 응답 양상을 바탕으로 직장인에게서 어떠한 잠재프로파일이 도출되는지 탐색하고, 각 프로파일이 인구통계학적 특성과 어떠한 관련성을 보이는지 확인하는 데 목적이 있다. 이를 위해 직장인 880명을 대상으로 끈대경향성의 네 가지 하위요인인 권위주의, 자의식 과잉, 관성적 사고, 일방적 소통을 기준으로 잠재프로파일 분석을 실시하였다. 또한 도출된 잠재프로파일과 인구통계학적 특성 간 관련성을 확인하기 위해 교차분석과 랜덤포레스트(RF) 및 유의성 기반 로지스틱 회귀모형 변수중요도(SLVI) 분석을 실시하였다. 분석 결과, 끈대경향성 잠재프로파일은 낮은 끈대경향성, 중간 끈대경향성, 높은 끈대경향성의 세 프로파일로 구분되었다. 인구통계학적 특성과의 관련성을 검토한 결과, 성별, 연령, 직급, 직무에서 프로파일 간 분포 차이가 유의하였다. 추가적으로 RF와 SLVI 분석을 종합한 결과, 직급, 연령, 직무가 끈대경향성 잠재프로파일 구분과 관련된 주요 인구통계학적 변수로 나타났다. 본 연구는 직장인의 끈대경향성이 네 하위요인의 응답 양상을 바탕으로 세 개의 잠재프로파일로 구분될 수 있음을 확인하고, 각 프로파일이 인구통계학적 특성과 어떠한 관련성을 보이는지 탐색했다는 점에서 의의가 있다. 이러한 결과는 직장 내 끈대경향성을 단일한 평균 점수만으로 이해하기보다, 잠재프로파일 관점에서 세분화하여 살펴볼 필요가 있음을 시사한다.

Keywords: 끈대경향성, 잠재프로파일 분석, 인구통계학적 특성, 직장인, 변수 중요도

연구 배경

끈대경향성은 사회적 관계에서 권위를 중시하고, 자기중심적이며, 타인의 의견이나 다름을 수용하지 않는 방식으로 타인을 대하는 반응 패턴을 의미한다(정지현, 탁진국, 2023). 직장 장면에서는 연령, 직급, 서열과 같은 위계적 정보가 대인관계와 의사소통 방식에 영향을 미칠 수 있으므로, 끈대경향성은 조직 내 세대 갈등과 관계 문제를 이해하는 데 중요한 개인 특성으로 볼 수 있다. 특히 끈대경향성은 특정 세대나 연령대에 국한된 문제가 아니라, 직장 내 역할, 지위, 관계 맥락에 따라 서로 다른 방식으로 나타날 수 있다.

기존 연구에서는 끈대경향성의 척도 개발과 타당화, 인구통계학적 변인에 따른 평균 차이가 검토되었으나, 각 하위요인이 개인 내에서 어떤 응답 패턴으로 결합되는지는 충분히 확인되지 않았다. 따라서 끈대경향성을 전체 점수의 높고 낮음으로만 보기보다, 하위요인의 조합에 따라 구분되는 잠재적 유형을 탐색할 필요가 있다. 이에 본 연구는 직장인의 끈대경향성을 잠재프로파일 분석을 통해 유형화하고, 도출된 유형이 인구통계학적 특성(성별, 연령, 학력, 직급, 직무, 직장규모)과 어떠한 관련성을 보이는지 탐색하고자 한다.

연구 방법

분석 대상 및 자료 수집. 본 연구는 정지현과 탁진국(2023)의 끈대경향성 척도 개발 및 타당화 연구에서 수집된 연구 3(본조사) 자료를 활용한 이차자료 분석이다. 자료 수집은 패널 전문 조사기관에 의뢰하여 만 19세 이상의 성인 근로자이며, 일하는 환경에서 후배(혹은 부하, 후임 등)와 함께 일하는 자 900명을 대상으로 진행되었다. 원 연구의 응답자 제외 기준을 동일하게 적용하여 최종적으로 880명의 응답을 분석에 활용하였다.

끈대경향성. 정지현과 탁진국(2023)이 개발한 끈대경향성 척도가 사용되었다. 이 척도는 권위주의, 자의식 과잉, 관성적 사고, 일방적 소통의 네 개 요인, 총 19문항으로 구성되어 있다. 문항들은 리커트 5점 척도(1점: 전혀 동의하지 않다~5점: 매우 동의한다)로 평정되며, 점수가 높을수록 끈대경향성 수준이 높다는 것을 의미한다. 본 연구에서 끈대경향성의 신뢰도(Cronbach's α)는 .90으로 나타났으며, 각 요인별 신뢰도는 권위주의 .71, 자의식 과잉 .80, 관성적 사고 .84, 일방적 소통 .82로 나타났다.

자료 분석. 끈대경향성의 네 가지 하위요인인 권위주의, 자의식 과잉, 관성적 사고, 일방적 소통의 응답 패턴에 따라 응답자를 분류하기 위해 Mplus 9.0을 이용하여 잠재프로파일 분석을 실시하였다. 이후 도출된 잠재프로파일과 인구통계학적 특성 간 관련성을 확인하기 위해 R 4.5.3을 이용하여 교차분석을 실시하였다. 추가적으로 인구통계학적 변수가 끈대경향성 잠재프로파일 구분과 관련되는 정도를 탐색하기 위해 RF와 SLVI 분석을 실시하였다.

연구 결과

잠재프로파일 분석

잠재프로파일 분석 결과 정보지수(AIC, BIC, SABIC)의 감소 추세, BLRT, Entropy, 평균 사후소속확률(AvePP), 최소 집단 크기, 지역독립성 검토 결과 및 해석 가능성을 종합적으로 고려하여 3프로파일 모형을 최종 모형으로 채택하였다(표 1).

표 1. 잠재프로파일 수에 따른 모형 적합도 지수

프로파일	정보지수			분류의 질 Entropy	BLRT p	AvePP 최솟값	최소 집단
	AIC	BIC	SABIC				
1	7273.688	7311.927	7286.521	-	-	-	880 (100%)
2	6676.718	6738.857	6697.572	.681	< .001	.886	338 (38.41%)
3	6375.764	6461.803	6404.639	.788	< .001	.891	146 (16.59%)
4	6294.692	6404.63	6331.587	.778	< .001	.835	33 (3.75%)
5	6258.46	6392.3	6303.38	.771	< .001	.773	33 (3.75%)

잠재프로파일 특성

각 프로파일은 네 하위요인의 평균이 세 프로파일 간에서 보이는 상대적 수준과 프로파일 형태를 기준으로 명명하였다. 그 결과 프로파일 1은 낮은 끈대경향성, 프로파일 2는 중간 끈대경향성, 프로파일 3은 높은 끈대경향성으로 명명하였다(표 2, 그림 1).

잠재프로파일과 인구통계학적 특성의 교차분석

잠재프로파일 간에 성별($\chi^2 = 7.121, p < .05$), 연령($\chi^2 = 21.208, p < .01$), 직급($\chi^2 =$

20.760, $p < .05$), 직무($\chi^2 = 28.587$, $p < .01$)에서 유의한 차이가 나타났다. 반면 학력($\chi^2 = 5.817$, $p > .05$), 직장규모($\chi^2 = 9.008$, $p > .05$)에서는 유의한 차이가 나타나지 않았다.

표 2. 끈대경향성 잠재프로파일별 하위요인의 평균 및 표준편차

구분	프로파일 1	프로파일 2	프로파일 3
	낮은 끈대경향성	중간 끈대경향성	높은 끈대경향성
	M (SD)	M (SD)	M (SD)
집단 (%)	151 (17.16)	583 (66.25)	146 (16.59)
권위주의	2.38 (.72)	3.27 (.64)	3.53 (.57)
자의식 과잉	1.51 (.38)	2.41 (.43)	3.31 (.40)
관성적 사고	1.86 (.52)	2.56 (.51)	3.45 (.49)
일방적 소통	1.46 (.35)	2.11 (.43)	3.00 (.51)

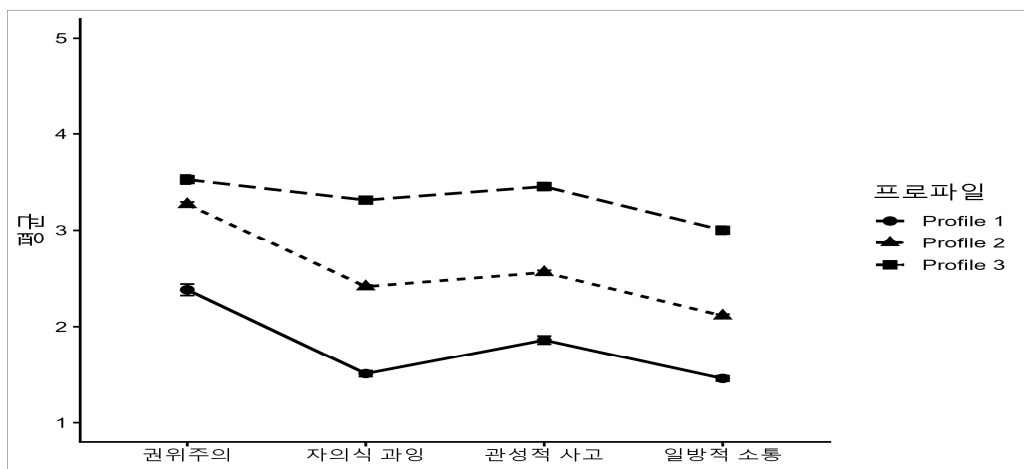


그림 1. 끈대경향성 잠재프로파일 유형 간 하위요인 프로파일

표 3. 변수중요도 상위요인 및 최종 채택요인

변수	프로파일 1		프로파일 2		프로파일 3		전체		채택
	낮은 끈대경향성		중간 끈대경향성		높은 끈대경향성		RF	SLVI	
	RF	SLVI	RF	SLVI	RF	SLVI	RF	SLVI	
성별	4	6	6	6	4	4	6	6	
연령	2	3	1	1	1	5	3	1	O
학력	1	5	3	4	5	6	5	5	
직급	6	2	4	2	2	1	1	1	O
직무	5	1	5	3	6	2	2	3	O
직장규모	3	4	2	5	3	3	4	4	

주. RF = Random Forest, SLVI = Significance-Based Logistic Regression Variable Importance; 숫자는 변수 중요도 순위. 전체는 MeanDecreaseGini(RF) 및 전체 유형 평균 유의 비율(SLVI) 기준, O = 전체 순위에서 두 분석 모두 상위 3위 이내 동시 포함.

끈대경향성 잠재프로파일과 인구통계학적 특성의 관련성 탐색

전체 변수 중요도를 살펴보면, RF의 MeanDecreaseGini 기준 변수 중요도는 직급, 직무, 연령, 직장규모, 학력, 성별 순으로 나타났다. SLVI 분석에서는 연령과 직급이 공동 1위였고, 그다음으로 직무, 직장규모, 학력, 성별 순으로 나타났다. 두 분석 결과를 종합한 결과,

직급, 연령, 직무가 두 분석에서 모두 상위 3위 이내에 포함되었다.

유형별 변수 중요도를 살펴보면, RF에서는 낮은 끈대경향성의 경우 학력, 연령, 직장규모 순으로 나타났고, 중간 끈대경향성에서는 연령, 직장규모, 학력 순으로 나타났다. 높은 끈대경향성에서는 연령, 직급, 직장규모 순으로 나타났다. SLVI에서는 낮은 끈대경향성의 경우 직무, 직급, 연령 순으로 나타났고, 중간 끈대경향성에서는 연령, 직급, 직무 순으로 나타났다. 높은 끈대경향성에서는 직급, 직무, 직장규모 순으로 나타났다(표 3).

논의 및 시사점

본 연구는 직장인의 끈대경향성이 단일한 평균 수준만으로 설명되기보다, 권위주의, 자의식 과잉, 관성적 사고, 일방적 소통의 하위요인 수준과 응답 패턴에 따라 잠재프로파일로 구분될 수 있음을 확인하였다. 모형 적합도, 분류의 질, 집단 크기, 지역독립성 및 해석 가능성을 종합적으로 고려한 결과, 3프로파일 모형이 최종 모형으로 채택되었다. 도출된 세 프로파일은 각각 낮은 끈대경향성, 중간 끈대경향성, 높은 끈대경향성으로 명명되었다.

이러한 결과는 끈대경향성을 단순히 “있다/없다”로 이해하기보다, 직장인 내부에 서로 다른 수준의 잠재프로파일이 존재할 수 있음을 시사한다. 특히 전체 점수뿐 아니라 권위주의, 자의식 과잉, 관성적 사고, 일방적 소통이 함께 나타나는 양상을 살펴보는 것은 직장 내 끈대경향성을 세분화하여 이해하는 데 도움이 될 수 있다.

인구통계학적 특성과의 관련성을 살펴본 결과, 성별, 연령, 직급, 직무에서 프로파일 간 분포 차이가 유의하였으며, 학력과 직장규모에서는 유의한 차이가 나타나지 않았다. 또한 RF와 SLVI 분석을 종합한 결과, 직급, 연령, 직무가 두 분석에서 모두 상위 3위 이내에 포함되었다. 이는 끈대경향성 프로파일이 직장 내 지위, 연령, 직무 맥락과 밀접하게 관련될 가능성을 보여준다.

프로파일별 변수 중요도 결과에서는 낮은, 중간, 높은 끈대경향성 프로파일에 따라 관련성이 높은 인구통계학적 변수가 다르게 나타났다. 다만 RF와 SLVI는 변수 중요도 산출 방식이 서로 다르므로, 개별 순위를 단정적으로 해석하기보다 교차분석 결과와 함께 탐색적 근거로 이해하는 것이 적절하다.

본 연구는 끈대경향성 척도 개발과 평균 차이 중심의 기존 논의를 확장하여, 직장인 내부에 존재하는 잠재프로파일과 그 인구통계학적 관련성을 탐색했다는 점에서 의의가 있다. 향후 연구에서는 관계갈등, 리더십 행동, 조직문화 인식 등 조직 장면의 결과변인을 포함하여 각 프로파일의 심리적·행동적 특성을 구체적으로 검토할 필요가 있다.

참고 문헌

정지현, 탁진국 (2023). 끈대경향성 척도 개발 및 타당화. 한국심리학회지: 코칭, 7(3), 153-196.

나르시시즘의 다차원적 특성과 변화지향행동: 심리적 안전감의 조절효과

The Multidimensional Nature of Narcissism and Its Relationship with Change-Oriented Behavior: The Moderating Role of Psychological Safety

나운조 (대구가톨릭대학교/석사과정, nk3662@naver.com)

권윤혁 (대구가톨릭대학교/학부생, dbsgur0726@naver.com)

김민서 (영남대학교/학부생, kjiwon02@naver.com)

허창구 (대구가톨릭대학교/교수, willcando@gmail.com)

초록

본 연구는 나르시시즘을 단일한 성격특성이 아닌 고양적 자기애와 경쟁적 자기애로 구분하여, 각 차원과 변화지향행동 간의 관계 및 심리적 안전감의 조절효과를 검증하였다. 국내 직장인 134명을 대상으로 분석한 결과, 고양적 자기애와 경쟁적 자기애 간 상관관계는 상대적으로 낮게 나타났다. 또한 고양적 자기애는 변화지향행동과 유의한 정적 관계를 보인 반면, 경쟁적 자기애는 유의한 관계를 보이지 않았다. 고양적 자기애와 심리적 안전감의 상호작용도 유의하였으며, 심리적 안전감이 높아질수록 고양적 자기애 수준에 따른 변화지향행동의 차이가 감소하였다. 이는 심리적으로 안전하지 않은 환경에서는 개인의 자기표현적 성향에 따라 변화지향행동이 상대적으로 크게 달라지지만, 심리적 안전감이 확보되면 개인차의 영향이 감소할 수 있음을 시사한다. 특히 심리적 안전감은 고양적 자기애가 낮은 구성원의 변화지향행동을 보완하는 조직적 자원으로 기능할 가능성을 보여준다.

Keywords: 고양적 자기애, 경쟁적 자기애, 심리적 안전감, 변화지향행동

연구 배경

조직은 여러 가지 성격 특성을 가진 개인의 집합체이며, 조직 구성원의 성격은 직무행동과 성과를 설명하는 중요한 개인차 요인이다(Oswald & Hough, 2011). 그중 나르시시즘은 자기중심성과 웅대한 자기상을 포함하는 성격 특성으로서, 조직에서 긍정적·부정적 결과 모두와 관련될 수 있다는 점에서 주목할 필요가 있다(Rogoza et al., 2018). 선행 연구에서 나르시시즘은 생산적 업무행동과 관련되는 부정적 측면을 보이는 한편(O'Boyle et al., 2012), 높은 급여와 같은 객관적 경력 성공과도 정적으로 관련되는 것으로 나타났다(Spurk et al., 2016). 이처럼 나르시시즘은 조직에서 상반된 결과로 이어질 수 있지만, 이를 단일한 차원으로 접근할 경우 이러한 차이가 나타나는 심리적 과정을 설명하기 어렵다. 따라서 나르시시즘을 긍정적 또는 부정적 특성으로 평가하기보다, 그 내부의 서로 다른 동기와 행동전략을 구분하여 살펴볼 필요가 있다.

Back 등(2013)은 이러한 다차원적 특성을 구체적으로 설명하기 위해 나르시시즘을 고양적 자기애와 경쟁적 자기애로 구분한 개념(Narcissistic Admiration and Rivalry Concept; NARC)을 제안하였다. 두 차원은 공통적으로 웅대한 자기상을 유지하려는 목표를 지니지만, 고양적 자기애는 자기홍보와 매력적인 자기표현을 통해 자신을 긍정적으로 드러내는 방식으로 타인의 인정과 긍정적 평가를 얻으려는 경향인데 반해, 경쟁적 자기애는 타인을 평가절하하고 자신의 우월성을 방어함으로써 위협으로부터 자신을 방어하는 경향을 보인다(Back et al., 2013).

구성원이 기존 업무의 문제점을 발견하고 개선안을 제시하며 변화를 자발적으로 실행하는 행동을 변화지향행동이라 한다(Choi, 2007). 변화지향행동은 구성원의 판단과 유능함을 드러낼 수 있는 기회가 되는 동시에, 기존 방식에 이의를 제기한다는 점에서 대인관계적 위협을 수반하는 행동이기도 하다(Detert & Burris, 2007). 고양적 자기애와 경쟁적 자기애의 서로 다른 전략은

변화지향행동이 지닌 이러한 이중적 속성에 대해 상반된 반응으로 이어질 수 있다. 고양적 자기애가 높은 구성원은 업무방식의 문제를 발견하고 개선을 시도하는 것을 자신의 능력과 주도성을 드러내어 타인의 인정을 얻을 수 있는 기회로 받아들일 가능성이 높다. 반면, 경쟁적 자기애가 높은 구성원은 개선 시도에 따르는 예상되는 반대나 부정적 평가를 자아위협으로 받아들여 이러한 행동을 주저할 가능성이 높다. 따라서 고양적 자기애는 변화지향행동을 촉진하는 반면, 경쟁적 자기애는 이를 저해할 것으로 예상된다.

이러한 두 자기애 차원이 변화지향행동으로 발현되는 정도는 조직 환경의 상황적 단서에 따라 달라질 수 있다. 특성활성화이론에 따르면 개인의 성격 특성은 모든 상황에서 동일하게 행동으로 나타나는 것이 아니라, 해당 특성의 표현을 촉진하거나 억제하는 상황적 단서에 따라 발현 정도가 달라진다(Tett & Guterman, 2000). 변화지향행동은 기존 방식에 이의를 제기하고 개선안을 제시해야 하므로, 구성원이 조직에서 얼마나 편안하게 발언할 수 있다고 느끼는지가 중요한 상황적 단서가 될 수 있다. 이때 심리적 안전감은 의견을 제시하더라도 비난이나 불이익을 받지 않을 것이라는 믿음을 제공함으로써, 구성원이 편안하게 자신의 의견을 표현하도록 한다(Edmondson, 1999). 따라서 높은 심리적 안전감은 고양적 자기애의 자기표현 전략이 변화지향행동을 촉진하는 상황적 단서가 될 수 있다. 반면, 경쟁적 자기애의 방어적 반응을 촉발할 수 있는 부정적 평가에 대한 위협은 감소하므로, 변화지향행동을 주저하는 경향도 완화될 수 있다. 이에 본 연구는 자기애의 두 차원(고양적, 경쟁적)과 변화지향행동의 관계를 살펴보고, 이러한 관계에서 심리적 안전감의 조절효과를 검증하고자 한다.

가설 1. 고양적 자기애는 변화지향행동과 정적 관계를 가질 것이다.

가설 2. 경쟁적 자기애는 변화지향행동과 부적 관계를 가질 것이다.

가설 3. 심리적 안전감은 고양적 자기애와 변화지향행동 간의 관계를 조절할 것이다.

구체적으로, 심리적 안전감이 높을수록 고양적 자기애와 변화지향행동 간의 정적 관계는 강화될 것이다.

가설 4. 심리적 안전감은 경쟁적 자기애와 변화지향행동 간의 관계를 조절할 것이다.

구체적으로, 심리적 안전감이 높을수록 경쟁적 자기애와 변화지향행동 간의 부적 관계는 완화될 것이다.

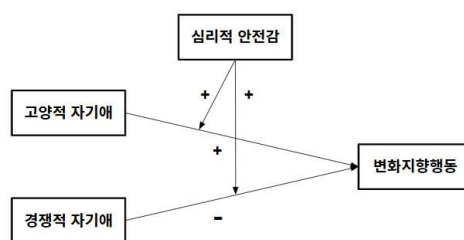


그림 1. 연구 모형

연구 방법

연구 대상. 국내 기업에 근무하는 직장인을 대상으로 온라인 설문조사를 실시하였다. 불성실 응답을 제외한 총 134부를 최종 분석에 사용하였으며, 자료 분석에는 jamovi 2.6.44를 활용하였다.

측정도구. 기존 연구에서 신뢰도와 타당성이 검증된 척도를 사용하였으며, 모든 문항은 5점 Likert 척도(1 = 전혀 그렇지 않다, 5 = 매우 그렇다)로 측정하였다.

고양적 자기애 및 경쟁적 자기애. Back 등(2013)이 개발한 NARQ(Narcissistic Admiration and

Rivalry Questionnaire)를 사용하였다. 고양적 자기애의 문항 예는 “나는 훌륭한 사람으로 인정 받을만 하다”이며, 경쟁적 자기애의 문항 예는 “나는 다른 사람이 나보다 열등한 순간을 즐긴다”이다.

심리적 안전감. 신은정(2021)의 연구에서 사용된 척도를 활용하였으며, 대표 문항은 “나는 부서에서 실수를 저지르더라도 비난받지 않을 것이다”이다.

변화지향행동. 최병권(2016)의 연구에서 사용된 척도를 활용하였으며, 대표 문항은 “나는 부서의 업무성과 향상을 위해 건설적인 제안을 한다”이다.

연구 결과

측정 변인들의 기술통계치와 상관관계

주요 변인의 기술통계치와 상관계수는 표 1에 제시하였다. 고양적 자기애와 경쟁적 자기애는 유의한 정적 상관을 보였으나 그 크기는 상대적으로 낮아($r=.24, p<.01$) 두 차원이 차별적인 개념임을 보여주었다. 또한 고양적 자기애는 변화지향행동과 유의한 정적 상관관계를 보였으나($r=.52, p<.001$), 경쟁적 자기애와 변화지향행동 간 상관관계는 유의하지 않았다.

표 1. 주요 변인 간 상관관계와 기술통계치

		1	2	3	4
1.	고양적 자기애	(.83)			
2.	경쟁적 자기애	.24***	(.75)		
3.	변화지향행동	.52***	.03	(.87)	
4.	심리적 안전감	.43***	.03	.53***	(.72)
	M	3.18	2.11	3.60	3.47
	SD	0.63	0.52	0.71	0.54

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

고양적 자기애와 변화지향행동의 관계에서 심리적 안전감의 조절효과

고양적 자기애와 변화지향행동의 관계에서 심리적 안전감의 조절효과 검증 결과, 상호작용항이 음(-)으로 나타났다($B=-0.351, p<.01$). 이는 심리적 안전감이 높을수록 고양적 자기애가 변화지향행동에 미치는 정(+)적 영향이 강화될 것이라는 가설 3과 상충되는 결과이다.

조절효과 양상을 구체적으로 확인하기 위해 단순기울기검증을 실시하여 그림 2에 제시하였다. 분석 결과, 심리적 안전감이 낮은 조건에서도 고양적 자기애가 변화지향행동에 미치는 정(+)적 영향은 유지되었으나, 심리적 안전감이 높은 조건에 비해 그 기울기가 훨씬 가파른 것으로 확인되었다. 즉, 심리적 안전감이 높을 때는 개인의 고양적 자기애 수준과 관계없이 전반적으로 높은 수준의 변화지향행동을 보인 반면, 심리적 안전감이 낮은 환경에서는 고양적 자기애가 높은 개인일수록 변화지향행동을 유의미하게 더 많이 보였다. 이는 심리적 안전감이 고양적 자기애의 정(+)적 영향을 부정적으로 억제한 것이 아니라, 고양적 자기애가 낮을 때 나타나는 부정적 영향에 대한 심리적 안전감의 대체효과(substitution effect)로 해석할 수 있다.

한편, 경쟁적 자기애와 변화지향행동 간 관계에서 심리적 안전감의 조절효과는 유의하지 않았다.

표 2. 고양적 자기애와 변화지향행동의 관계에서 심리적 안전감의 조절효과

변인	B	t
고양적 자기애	0.396	4.67***
심리적 안전감	0.517	5.29***
고양적 자기애 × 심리적 안전감	-0.351	-2.64**

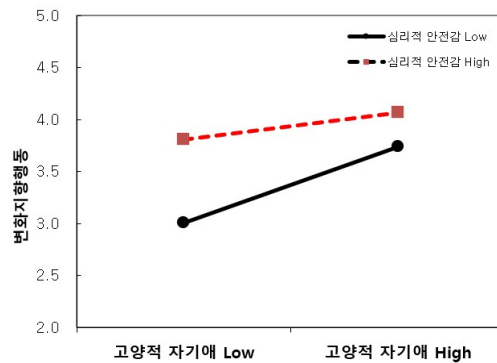


그림 2. 심리적 안전감 수준에 따른
고양적 자기애와 변화지향행동의 관계

논의 및 시사점

본 연구는 나르시시즘을 단일한 긍정 혹은 부정 성향으로 보기보다 고양적 자기애와 경쟁적 자기애로 구분하여 변화지향행동과의 관계를 살펴보았다. 두 자기애 차원 간 상관은 상대적으로 낮게 나타나, 두 차원이 웅대한 자기상을 유지한다는 공통된 기반을 공유하면서도 서로 구별되는 하위 구성개념임을 보여주었다. 먼저, 고양적 자기애는 변화지향행동과 정적으로 관련되었다. 이는 고양적 자기애를 가지고 있는 구성원에게 업무방식의 개선이나 새로운 제안이 자신의 유능함과 주도성을 드러내고 타인의 인정과 긍정적 평가를 얻을 수 있는 기회로 기능할 수 있음을 시사한다. 반면, 경쟁적 자기애는 변화지향행동과 유의한 관계를 보이지 않았다. 경쟁적 자기애를 가지고 있는 구성원에게 이러한 상황은 자신의 우월성을 드러낼 기회가 될수도 있지만 동시에 자아위협을 회피해야 하는 상황으로 인식될 수도 있다. 이처럼 상반된 동기가 함께 작용하면서 경쟁적 자기애와 변화지향행동 간의 일관된 관계가 나타나지 않았을 가능성이 있다.

본 연구에서 심리적 안전감의 조절효과는 단순한 강화 작용이 아닌 대체적 조절 작용의 형태를 띠는 것으로 나타났다. 조절변수인 심리적 안전감이 높은 조직환경은 ‘강한 상황’으로 기능하여, 변화지향행동이 바람직하다는 명확한 신호를 모든 구성원에게 동일하게 제공한다. 이 경우 개인의 성격특성과 무관하게 행동이 비교적 균일해지고 성격특성의 영향이 줄어든다. 반대로, 심리적 안전감이 낮은 ‘약한 상황’에서는 개인 성향이 행동을 결정하는 주된 요인이 된다. 고양적 자기애가 높은 사람은 안전하지 않은 상황에서도 자신의 능력과 주도성을 적극적으로 드러내려는 성향 때문에 변화지향행동을 지속할 수 있다. 이는 환경적 자원이 부족할 때 개인적 자원의 상대적 중요성이 더욱 부각된다는 선행연구의 자원대체 이론 관점과 궤를 같이한다.

이러한 결과는 심리적 안전감이 확보되면 변화와 개선을 위한 행동이 일부 적극적인 구성원에게 집중되지 않고, 자기표현 성향이 상대적으로 낮은 구성원에게까지 확대될 수 있음을 보여준다.

참고 문헌

- Back, M. D., Küfner, A. C. P., Dufner, M., Gerlach, T. M., Rauthmann, J. F., & Denissen, J. J. A. (2013). Narcissistic admiration and rivalry: Disentangling the bright and dark sides of narcissism. *Journal of Personality and Social Psychology*, 105(6), 1013–1037.
- Edmondson, A. (1999). Psychological safety and learning behavior in work teams. *Administrative Science Quarterly*, 44(2), 350–383.

소명의식은 어떻게 중고령 근로자의 혁신행동으로 이어지는가: OFTP의 매개와 세대간접촉의 조절된 매개효과

How Does Calling Lead to Innovative Work Behavior Among Older Workers? The Mediating Role of OFTP and the Moderated Mediating Effect of Intergenerational Contact

곽연선 (연세대학교 심리학과 박사과정, ysgwak@yonsei.ac.kr)

김철민 (연세대학교 심리학과 석사과정, kim241218@yonsei.ac.kr)

손영우 (연세대학교 심리학과 교수, ysohn@yonsei.ac.kr)

초록 급격한 고령화에 따라 정년 연장 논의가 본격화되면서, 조직 내 중고령 인력이 지속적으로 성장하고 혁신에 기여할 수 있는 심리적 조건을 규명하는 것은 인사조직 분야의 중요한 과제로 부상하고 있다. 중고령 근로자의 역할은 단순한 지식 보존을 넘어, 축적된 경험을 바탕으로 새로운 아이디어를 제안하고 업무 방식을 개선하는 혁신 주체로 확장될 필요가 있다. 그러나 기존 연구들은 소명의식이 혁신행동으로 이어지는 단순한 동기-행동 경로에 주목해 왔을 뿐, 중고령 근로자가 자신의 남은 직업생애를 어떻게 지각하는지가 이 관계에서 어떠한 심리적 기제로 작용하는지, 그리고 이 경로를 강화할 수 있는 조직적 조건은 무엇인지에 대한 실증적 규명은 여전히 부족한 실정이다. 이에 본 연구는 국내 40~60세 중고령 직장인 730명을 대상으로 소명의식이 혁신행동에 미치는 영향을 검증하고, 이 과정에서 개인이 남은 직업 생애를 기회로 지각하는 정도인 직업적 미래 시간 관점의 매개효과와 세대간접촉의 조절된 매개효과를 분석하였다.

Keywords: 소명의식, 직업적 미래 시간 관점, 세대간접촉, 혁신행동

연구 배경

최근 급격한 고령화가 진행됨에 따라 정년 연장 논의가 본격화되고 있다. 이에 중고령 근로자가 조직 내에서 지속적으로 성장하고 혁신에 기여할 수 있는 심리적·조직적 조건을 규명하는 일은 인사·조직 및 산업·조직심리학 분야의 핵심 과제로 부상하고 있다. 변화가 빠른 조직 환경에서 중고령 근로자의 역할은 단순한 지식 보존에 머무르기보다, 축적된 경험을 바탕으로 새로운 아이디어를 제안하고 업무 방식을 개선하는 혁신 주체로 재정립될 필요가 있다.

소명의식(calling)은 자신의 일을 삶의 의미와 연결된 것으로 지각하는 심리적 상태로, 내재적 동기와 목적지향적 행동을 예측하는 중요한 요인으로 알려져 있다(Dobrow & Tosti-Kharas, 2011). 그러나 기존 연구는 주로 소명의식의 긍정적 결과에 초점을 두어 왔으며, 소명의식이 어떠한 심리적 경로를 통해 혁신행동으로 전환되는지, 특히 남은 직업생애가 상대적으로 제한적인 중고령 근로자 집단에서 이 과정이 어떻게 작동하는지에 대한 실증적 검토는 아직 충분하지 않다.

사회정서적 선택이론(Socioemotional Selectivity Theory; Carstensen, 1995)에 따르면, 개인이 지각하는 미래 시간의 폭은 목표 설정과 행동 동기에 근본적인 영향을 미친다. 이러한 관점에서 직업적 미래시간관점(Occupational Future Time Perspective, OFTP; Zacher & Frese, 2009)은 중고령 근로자의 혁신행동을 설명하는 핵심 기제로 작용할 수 있다. 즉, 남

은 직업생애를 기회와 가능성으로 지각하는 근로자는 장기적 성장과 변화에 더 적극적으로 자원을 투자할 가능성이 높다. 실제로 메타분석 결과, OFTP는 근로자의 동기 및 수행 관련 결과를 일관되게 예측하는 것으로 확인된 바 있다(Rudolph et al., 2018). 따라서 본 연구는 소명의식이 OFTP를 통해 혁신행동으로 이어지는 심리적 메커니즘을 규명하고자 한다.

나아가 이러한 매개경로는 근로자가 처한 조직 내 관계적 맥락에 따라 강화되거나 약화될 수 있다. 세대간접촉(intergenerational contact)은 연령대가 다양한 구성원과의 상호작용을 통해 관점 전환, 지식 교류, 자기고정관념(self-stereotyping)의 완화를 촉진하는 것으로 논의되어 왔다(Allport, 1954; Burmeister et al., 2021). 세대간접촉이 활발한 환경에서는 중고령 근로자가 남은 직업생애를 보다 개방적이고 미래지향적으로 재해석할 가능성이 커진다. 이에 본 연구는 세대간접촉이 소명의식과 OFTP 간의 관계를 강화하고, 궁극적으로 소명의식이 OFTP를 거쳐 혁신행동으로 이어지는 간접효과를 조절할 것으로 가설을 설정했다.

연구 방법

연구 대상. 본 연구에는 국내 기업체에 재직 중인 40-60세 중고령 근로자 730명이 참여하였다. 성별 구성은 남성 385명(52.7%), 여성 345명(47.3%)이었으며, 참여자의 평균 연령은 49.91세($SD = 6.13$), 평균 근속연수는 21.87년($SD = 7.37$)으로 나타났다.

소명의식(Calling). 소명의식은 자신의 일이 삶의 의미 및 목적과 연결되어 있다고 지각하는 정도로 정의되며, Hagmaier와 Abele(2012)의 다차원 소명 척도(Multidimensional Calling Measure, MCM) 9문항을 사용하여 측정하였다.

직업적 미래 시간 관점(OFTP). OFTP는 근로자가 남은 직업 생애를 기회로 가득 찬 시간으로 지각하는 정도를 의미하며, Zacher와 Frese(2009)가 개발한 10문항 척도를 활용했다.

세대간접촉(Intergenerational Contact). 세대간접촉은 근로자가 직장 내에서 연령대가 다른 동료와 상호작용하는 빈도와 질을 의미하며, King과 Bryant(2017)가 개발한 직장 내 세대간 풍토 척도(Workplace Intergenerational Climate Scale, WICS)의 5개 하위척도 중 세대간접촉(Intergenerational Contact, IC) 3문항으로 구성하였다.

혁신행동(Innovative Work Behavior). 혁신행동은 아이디어의 생성, 홍보, 실행에 이르는 일련의 행동을 의미하며, Janssen(2000)의 9문항 척도를 사용해 측정하였다.

통제변인. 본 연구에서는 연령, 성별, 학력을 통제변인으로 투입하였다.

연구절차 및 분석방법. 본 연구에서는 소명의식이 혁신행동에 미치는 영향을 검증하였고, 이 과정에서 OFTP의 매개효과와 세대간접촉의 조절된 매개효과를 확인하였다. 수집된 자료는 SPSS 26.0을 활용하여 기술통계 및 상관분석을 실시하였으며, 변인 간의 구조적 관계를 확인하기 위해 매개효과 및 조절된 매개효과 분석을 진행하였다. 간접효과의 유의성을 검증하기 위해 부트스트래핑 5,000회를 실시하여 효과의 신뢰성을 확보했다.

연구 결과

매개효과 및 조절된 매개효과 분석 결과

분석 결과, 중고령 근로자가 지각하는 소명의식은 직업적 미래 시간 관점(OFTP)에 유의한 정적 영향을 미치는 것으로 나타났으며, OFTP는 혁신행동에 유의한 정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 OFTP의 매개효과를 확인한 결과, 소명의식이 높은 근로자일수록 자신의 남은 직업적 미래를 기회로 지각하는 정도가 컸으며, 이는 최종적으로 혁신행동을

촉진하는 유의한 매개 경로를 형성하였다(표 1).

세대간접촉의 조절된 매개효과를 검증한 결과, 근로자가 세대간접촉을 높게 지각할수록 소명의식이 OFTP에 미치는 긍정적 영향이 유의하게 강화되는 것으로 나타났다. 이는 소명의식이 직업적 미래에 대한 개방적 전망으로 전환되는 과정이 연령대가 다양한 구성원과의 상호작용을 통해 촉진될 수 있음을 의미한다. 나아가 이러한 조절효과는 OFTP를 거쳐 혁신행동으로 이어지는 간접효과에도 영향을 미쳤기에, 세대간접촉에 따른 조절된 매개효과가 확인되었다(표 2 및 그림 1).

표 1. 매개효과 분석 결과

경로			간접효과	95% 신뢰구간	
				Lower	Upper
소명의식	→	OFTP → 혁신행동	.077	.023	.134

표 2. 조절된 매개효과 분석 결과

세대간접촉 수준	간접효과	95% 신뢰구간	
		Lower	Upper
낮은 집단 (-1 SD)	.062	.019	.109
평균 집단 (Mean)	.072	.023	.125
높은 집단 (+1 SD)	.081	.025	.143
조절된 매개 지수 (Index of moderated mediation)	.008	.001	.019

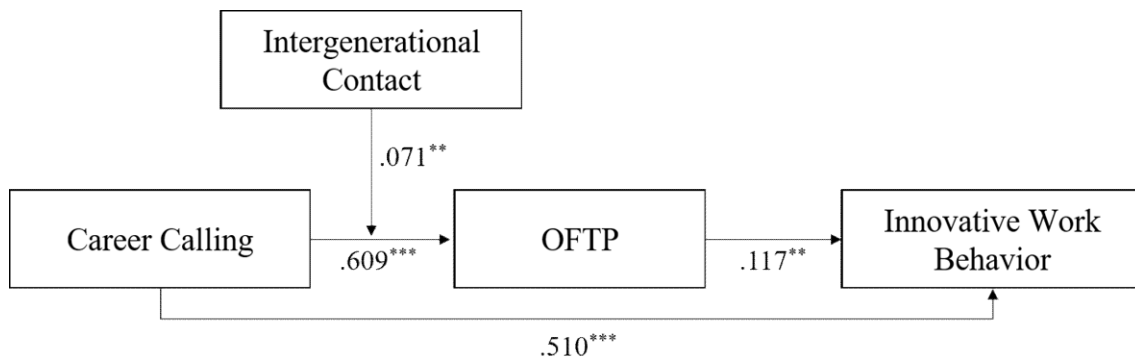


그림 1. 분석 결과 (비표준화 계수)

논의 및 시사점

본 연구는 중고령 근로자의 혁신행동이 소명의식이라는 개인의 동기적 자원뿐 아니라, 남은 직업생애를 기회로 해석하는 직업적 미래시간관점(OFTP)을 통해서도 형성됨을 보여준다. 또한 이러한 과정이 세대간접촉이라는 조직 내 관계적 맥락에 의해 강화될 수 있음을 확인함으로써, 중고령 근로자의 혁신을 촉진하기 위한 이론적·실무적 개입 지점을 제시한다.

첫째, 본 연구는 중고령 근로자의 소명의식이 혁신행동으로 이어지는 과정에서 OFTP가 핵심적인 심리적 기제로 작용함을 확인하였다. 이는 소명의식이 혁신행동을 단순히 직접 유발하는 것이 아니라, 자신의 남은 직업적 생애에서 시간과 기회를 어떻게 지각하는가라는 OFTP의 인지적 과정을 거쳐 혁신행동으로 연결될 수 있음을 의미한다 (Rudolph et al., 2018; Zacher & Frese, 2009).

둘째, 본 연구는 사회정서적 선택이론(Carstensen, 1995)을 중고령 근로자의 조직 내 혁신

맥락으로 확장했다는 점에서 이론적 의의를 가진다. 특히 소명의식이라는 비교적 안정적인 동기 요인이 시간 지각이라는 인지적 경로를 거쳐 구체적인 혁신행동으로 연결된다는 점을 실증함으로써, 기존 소명의식 연구의 설명 범위를 확장하였다.

셋째, 본 연구는 세대간접촉이 소명의식과 OFTP 간의 관계를 강화하는 조절변인으로 작용함을 확인하였다. 이는 중고령 근로자의 혁신행동이 개인의 내적 동기만이 아니라 조직 내 세대 간 상호작용이라는 관계적 맥락에 의해 촉진될 수 있음을 보여준다 (Burmeister et al., 2021). 따라서 조직은 세대혼합 프로젝트팀, 멘토링 및 리버스 멘토링, 세대 간 협업 과제 등을 통해 세대간접촉의 빈도와 질을 높일 필요가 있다. 또한 HRD 차원에서는 중고령 근로자가 남은 직업 생애를 기여·학습·혁신의 기회로 재해석하도록 돕는 경력 재설계 프로그램 제공이 필요하다.

참고 문헌

- Allport, G. W. (1954). *The nature of prejudice*. Addison-Wesley.
- Burmeister, A., Gerpott, F. H., Hirschi, A., Scheibe, S., Pak, K., & Kooij, D. T. A. M. (2021). Reaching the heart or the mind? Test of two theory-based training programs to improve interactions between age-diverse coworkers. *Academy of Management Learning & Education*, 20(2), 203–232.
- Carstensen, L. L. (1995). Evidence for a life-span theory of socioemotional selectivity. *Current Directions in Psychological Science*, 4(5), 151–156.
- Dobrow, S. R., & Tosti-Kharas, J. (2011). Calling: The development of a scale measure. *Personnel Psychology*, 64(4), 1001–1049.
- Hagmaier, T., & Abele, A. E. (2012). The multidimensionality of calling: Conceptualization, measurement and a bicultural perspective. *Journal of Vocational Behavior*, 81(1), 39–51.
- Janssen, O. (2000). Job demands, perceptions of effort–reward fairness and innovative work behaviour. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 73(3), 287–302.
- King, S. P., & Bryant, F. B. (2017). The Workplace Intergenerational Climate Scale (WICS): A self-report instrument measuring ageism in the workplace. *Journal of Organizational Behavior*, 38(1), 124–151.
- Rudolph, C. W., Kooij, D. T. A. M., Rauvola, R. S., & Zacher, H. (2018). Occupational future time perspective: A meta-analysis of antecedents and outcomes. *Journal of Organizational Behavior*, 39(2), 229–248.
- Zacher, H., & Frese, M. (2009). Remaining time and opportunities at work: Relationships between age, work characteristics, and occupational future time perspective. *Psychology and Aging*, 24(2), 487–493.

직장인의 직업지향성 잠재프로필분석(LPA): 에미라티와 외국인 근로자 간 비교 분석

Profiling Work Orientation in the UAE: A Latent Profile Analysis

Roudha Aljafla (연세대학교 심리학과 석박통합, roudha@yonsei.ac.kr)

김선영 (연세대학교 심리학과 박사, nabuk2@naver.com)

임정인 (연세대학교 심리학과 박사, lji4019@naver.com)

김광태 (연세대학교 심리학과 박사, chriskt@naver.com)

손영우 (연세대학교 심리학과 교수, ysohn@yonsei.ac.kr)

초록

Work orientation (WO) research has predominantly relied on a tripartite framework (job, career, and calling) developed within Western contexts. This study extends the framework by incorporating family orientation and social embeddedness orientation, applying Latent Profile Analysis (LPA) to identify distinct WO profiles among UAE employees (N = 470; Emiratis n = 231, expatriates n = 239). LPA revealed four profiles among Emiratis and three profiles among expatriate employees. Among Emiratis, Profile 2 showed the strongest elevation across career, calling, and social embeddedness with the best outcomes overall, while Profile 3 resembled an indifference profile characterized by near-zero scores across all dimensions suggesting no discernible work orientation. Among expatriates, Profile 2 similarly emerged as the strongest vocational profile with the best outcomes, while Profile 3 showed the weakest differentiation and poorest outcomes across all indicators. Work meaningfulness and power distance significantly predicted profile membership across both groups, while Wasta significantly predicted profile membership among Emiratis.

Keywords: work orientation, family orientation, social embeddedness, Latent Profile Analysis, UAE, work meaningfulness, power distance, Wasta, work engagement, job satisfaction, turnover intention, work-family conflict

연구 배경

Work orientation (WO) refers to the subjective meaning individuals attach to their work, classically conceptualized through three orientations: job (financial reward), career (advancement), and calling (fulfillment and purpose; Wrzesniewski et al., 1997). Although widely studied, this tripartite framework has been critiqued for its Western-centric assumptions, as it overlooks meaning derived from relational and collectivist sources (Dik & Duffy, 2009). The present study extends this framework by incorporating two additional dimensions: family orientation — reflecting work as a means of fulfilling familial obligations, introduced by Wang et al. (2025) — and social embeddedness orientation — reflecting work as a source of relational identity and social connection, introduced by Willner et al. (2020) — both theoretically motivated by the collectivist value systems characteristic of Arab Gulf cultures (Hofstede, 2001).

The UAE provides a uniquely relevant context, characterized by a bifurcated labor market in which Emirati nationals — shaped by collectivist norms, strong family ties, and access to Wasta

(the use of personal connections for occupational advantage) — coexist alongside a highly diverse expatriate. These two groups are likely to differ not only in the content of their WOs but in the configurations through which multiple orientations co-occur within individuals, a question variable-centered approaches are ill-equipped to address.

Theoretically, Wrzesniewski et al.'s (1997) foundational work demonstrated that WOs are not merely individual preferences but are shaped by the broader social and occupational contexts in which work is embedded. Employees who perceive their work as a calling report higher work engagement, job satisfaction, and lower turnover intention relative to those with job or career orientations (Duffy & Dik, 2013). However, these outcome associations have been established almost exclusively in Western samples, leaving open the question of whether the meaning structures underlying WO manifest differently when family obligations and social relational identity constitute central sources of work meaning, as is characteristic of collectivist Gulf contexts.

To capture this complexity, the present study employs Latent Profile Analysis (LPA), a person-centered method that identifies subgroups of individuals who share similar multivariate profiles across WO dimensions (Spurk et al., 2020). Cultural factors — specifically work meaningfulness, power distance, and Wasta — are examined as predictors of profile membership, while work engagement, job satisfaction, turnover intention, and work-family conflict serve as downstream outcome variables, allowing for a comprehensive evaluation of the practical significance of WO profile differences in a Gulf organizational context.

연구 방법

Participants. Data were collected from 470 full-time employees based in the UAE, comprising Emirati nationals ($n = 231$) and expatriate employees ($n = 239$). Participants were recruited via online survey and represented a range of industries, organizational tenures, and backgrounds, reflecting the demographic diversity characteristic of the UAE labor market.

Work Orientation. WO was assessed using the Work Orientation Scale (WOS; Wang et al., 2025), a 46-item measure rated on a 7-point Likert scale capturing five dimensions: Job, Career, Calling, Family, and Social Embeddedness orientations.

Cultural Predictors & Workplace outcomes. Work meaningfulness, power distance, and Wasta use were included as cultural antecedents of WO profile membership and assessed via established self-report scales. Work engagement, job satisfaction, turnover intention, and work-family conflict were assessed as downstream consequences of WO profile membership using validated self-report instruments.

Analysis. WO indicators were ipsatively scored via person-mean centering, transforming each participant's scores to reflect the relative prioritization of each dimension relative to their own mean rather than absolute endorsement levels, which was necessitated by a persistent intensity artifact across all preliminary standard LPA solutions in which profiles differed only in overall endorsement level rather than motivational priority structure — a pattern theoretically uninformative given that WO theory fundamentally concerns the relative role work occupies in a

person's life (Wrzesniewski et al., 1997). Direct methodological precedent exists in Magun et al. (2016) and Rudnev (2021), who demonstrated via simulation the biases arising when ipsatization is omitted from value-based mixture models, with the approach additionally appropriate here given the Emirati–expatriate composition of the sample, where culture-specific response styles may differentially inflate absolute scores across groups. As ipsative scores sum to zero across dimensions rendering one indicator linearly redundant, Family orientation was excluded from the 5-WO models, retaining four indicators (Job, Career, Calling, Social Embeddedness). Two LPA solutions were estimated: a 5-WO primary solution (Job, Career, Calling, Social Embeddedness) representing the study's core contribution, and a 3-WO baseline solution (Job, Career, Calling) serving as a secondary comparison to establish continuity with the existing Western WO literature and evaluate the incremental value of incorporating culturally grounded dimensions; LPA was conducted in Mplus following Spurk et al. (2020), with model selection guided by BIC, entropy, average posterior probabilities, and the VLMR test, outcome comparisons via BCH, and predictor analyses via R3STEP.

연구 결과

The LPA using four WO indicators (Job, Career, Calling, Social Embeddedness) yielded four distinct profiles among Emiratis and three among expatriate employees. Among Emiratis, Profile 2 showed the strongest elevation across all four dimensions (*Job* = -2.424 , *Career* = 0.520 , *Calling* = 0.667 , *SE* = 0.706) with the best outcomes on work engagement, job satisfaction, turnover intention, and work-family conflict, while Profile 3 (*Job* = -0.172 , *Career* = 0.036 , *Calling* = 0.036 , *SE* = -0.032) resembled an indifference profile characterized by near-zero scores across all dimensions suggesting no discernible work orientation. Among expatriates, Profile 2 (*Job* = -1.713 , *Career* = 0.412 , *Calling* = 0.351 , *SE* = 0.479) similarly emerged as the strongest elevation across all four dimensions with the best outcomes, while Profile 3 (*Job* = -0.795 , *Career* = 0.269 , *Calling* = 0.011 , *SE* = 0.199) showed the weakest differentiation and poorest outcomes across all indicators. Work meaningfulness (*Emiratis:OR* = 67.803 ; *Expatriates:OR* = 73.673 , $p < .05$) was the strongest predictor of profile membership across both groups, with power distance significant across most comparisons. Wasta (*OR* = 0.268 , $p < .05$) significantly predicted profile membership among Emiratis, with users more likely to show the weakest, most undifferentiated WO pattern.

Figure 1. 5-WO Ipsative Profile Solutions (4 Indicators) — Emiratis vs. Expatriates

The 3-WO baseline solution showed a similar pattern, yielding three profiles in both groups

ordered by degree of Career and Calling prioritization over Job. A notable cross-group difference emerged in the weakest profile, where Calling was actively deprioritized among expatriates but near-neutral among Emiratis — a distinction that further supports the utility of examining WO profiles separately across nationality groups.

논의 및 시사점

This study extends WO theory beyond its Western tripartite origins by demonstrating that incorporating Social Embeddedness and Family orientation reveals qualitatively distinct motivational profiles undetectable within the classical framework. A particularly notable finding is the emergence of an indifference profile among Emiratis — a subgroup with no discernible prioritization across any WO dimension — which carries meaningful practical implications for employee engagement in Gulf organizations. Beyond this, the emergence of a fourth profile unique to Emiratis, with no corresponding profile among expatriates, suggests that Emirati employees show greater heterogeneity in how they construct work meaning, potentially reflecting the diverse ways collectivist values and cultural identity shape work orientation in this group. Work meaningfulness emerged as the dominant predictor of profile membership across both groups, while Wasta significantly predicted profile membership among Emiratis, raising practical questions about how connection-based hiring practices may attenuate intrinsic work motivation in Gulf organizations. Limitations include the cross-sectional design, reliance on self-report measures, and the exclusion of Family orientation from the 5-WO models due to ipsative scoring constraints; future research should examine WO profiles longitudinally and extend the framework to other collectivist contexts.

참고 문헌

- Dik, B. J., & Duffy, R. D. (2009). Calling and vocation at work: Definitions and prospects for research and practice. *The Counseling Psychologist*, 37(3), 424–450. <https://doi.org/10.1177/0011000008316430>
- Duffy, R. D., & Dik, B. J. (2013). Research on calling: What have we learned and where are we going? *Journal of Vocational Behavior*, 83(3), 428–436. <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2013.06.006>
- Hofstede, G. (2001). *Culture's consequences: Comparing values, behaviors, institutions, and organizations across nations* (2nd ed.). Sage.
- Magun, V., Rudnev, M., & Schmidt, P. (2016). Within- and between-country value diversity in Europe: A typological approach. *European Sociological Review*, 32(2), 189–202. <https://doi.org/10.1093/esr/jcv080>
- Rudnev, M. (2021). Caveats of non-ipsatization of basic values: A review of issues and a simulation study. *Journal of Research in Personality*, 93, 104118. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2021.104118>
- Spurk, D., Hirschi, A., Wang, M., Valero, D., & Kauffeld, S. (2020). Latent profile analysis: A review and "how to" guide of its application within vocational behavior research. *Journal of Vocational Behavior*, 120, 103445. <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2020.103445>
- Wang, J., Yang, X., & Guo, L. (2025). Development and initial validation of work orientation scale for Chinese employees. *Journal of Career Assessment*. <https://doi.org/10.1177/10690727251344617>
- Willner, T., Lipshits-Braziler, Y., & Gati, I. (2020). Construction and initial validation of the work orientation questionnaire. *Journal of Career Assessment*, 28(1), 109–127. <https://doi.org/10.1177/1069072719830293>
- Wrzesniewski, A., McCauley, C., Rozin, P., & Schwartz, B. (1997). Jobs, careers, and callings: People's relations to their work. *Journal of Research in Personality*, 31(1), 21–33. <https://doi.org/10.1006/jrpe.1996.2079>

상대적 급여 위치 지각이 도전·위협평가를 통해 주도적 행동에 미치는 영향 : 예비연구

The Effect of Relative Pay Position on Proactive Behavior through Challenge & Threat Appraisal : A Preliminary Study

김명진 (연세대학교 심리학과/박사과정, kmj@theicorp.com)

손영우 (연세대학교 심리학과/교수, ysohn@yonsei.ac.kr)

초록 본 연구는 급여의 상대적 위치 지각(사내 동료 대비, 외부 시장 대비)이 도전과 위협평가라는 인지 평가 과정을 거쳐, 주도적 행동과 구직 행동에 미치는 영향을 예비적으로 검증하였다. 국내 직장인 92명을 대상으로 온라인 설문을 실시하였으며, 성별·연령·실제 급여수준을 통제하고 매개분석을 실시한 결과, 급여의 사내 비교와 시장 비교 모두 주도적 행동에 대한 총 효과가 유의한 것으로 나타났다. 도전평가를 통한 간접효과는 사내, 시장 비교 모두 유의하였다. 사내 비교의 직접효과는 도전·위협평가 통제 후에도 유의하게 유지되었다. 위협평가 경로와 구직 행동은 유의한 효과가 확인되지 않았다. 실제 급여수준을 통제한 후에도 상대적 위치의 효과 크기가 거의 변하지 않아, 주관적인 지각이 객관적 급여 수준과 구분되는 고유한 설명력을 가짐을 확인하였다. 본 연구는 예비 연구로서 매개 메커니즘에 대한 후속 연구의 방향성을 제시하는데 의의가 있다.

Keywords 급여의 상대적 위치, 도전평가, 위협평가, 주도적 행동, 매개효과

연구 배경

불일치 이론과 공정성 이론에 따르면, 구성원은 급여를 평가할 때 자신의 기대 대비 충족 여부(개인 내 기준)뿐 아니라, 동료(내부 준거점) 및 외부 노동시장(외부 준거점)과 비교하는 개인 간 기준을 함께 사용하며(Adams, 1965; Lawler, 1971), 특히 내부에서 급여 위치가 불리하다고 지각하는 구성원은 이러한 상황을 인지적으로 해석하기 위해 외부 준거점 정보에 더 많은 주의를 기울이게 되며, 그 결과 내부 급여 위치가 낮을수록 외부 시장과의 비교에 더 민감하게 반응하는 경향이 있다(Trevor & Wazeter, 2006). 스트레스 교류이론(Lazarus & Folkman, 1984)에 기반한 최근 연구는 개인의 성과와 급여의 연계성(PFP-I)에 대한 지각이 성장 기회로 해석되는 도전평가 또는 손실이나 부정적 경험으로 해석하는 위협평가의 인지적 평가 과정을 거쳐 상반된 반응으로 이어질 수 있음을 보여준다(Kong, Park, & Peng, 2023). 이러한 성과주의 보상 제도의 강화는 조직 내 보상 격차와 사회 비교를 촉발하며(Trevor, Reilly, Gerhart, 2012), 이 과정에서 구성원이 인지하는 ‘급여의 상대적 위치’는 자신의 가치와 지위를 대변하는 핵심 스트레스원으로 작용할 수 있다. 실제로 급여액이 공개된 상황에서 불리한 급여 위치를 지각하는 것이 분배 공정성 훼손과 부정적 감정을 거쳐 조직 및 동료에 대한 이탈행동으로 이어진다는 연구 결과도 보고된 바 있다(SimanTov-Nachlieli & Bamberger, 2021). 본 연구는 이러한 인지적 프레임워크를 확장하여, 급여의 상대적 위치(사내비교/시장비교)에 대한 인식이 그 자체로 도전 또는 위협평가를 이끌어내는 인지적 자극점이 될 수 있음에 주목하고, 이러한 평가가 업무방식을 자발적으로 개선하려는 주도적 행동(Griffin, Neal, & Parker, 2007)이나 외부의 대안을 탐색하는 구직 행동(Blau, 1993; Stevenson & Zickar, 2022)으로 이어지는 경로를 예비적으로 검증하였다.

연구 방법

연구 대상. 본 연구는 국내 직장인 92명(남성 59.8%, 여성 40.2%, 평균연령 39.8세, SD=6.5)을 대상으로 온라인 설문으로 진행하였다. 전체 모집 데이터(N=111명) 중 자신의 급여의 결정 기준이 무엇인지 묻는 문항에서 개인의 성과와 시장 기반이라고 응답한 사람들을 제외한 19명(호봉제·공무원 기준·모름·기타로 응답)은 급여의 상대적 위치 지각에 대해 명확하게 응답하기 어렵다고 판단하여 분석에서 제외하였다.

측정도구 및 신뢰도. 급여의 상대적 위치(사내/시장비교)는 사회경제적 지위를 측정한 사다리척도(Singh-Manoux, Adler, & Marmot, 2003)를 급여 맥락에 적용한 10단계의 단일문항으로 측정하였다(SimanTov-Nachlieli & Bamberger, 2021). 도전평가는 Searle & Auton(2015)의 4문항, 위협평가는 Feldman 등(2004)에 기초하여 보상 맥락에 적합하게 연구자가 구성한 6문항을 활용하였으며, 주도적 행동은 Griffin 등(2007)의 9문항, 구직행동은 Stevenson & Zickar(2022)를 기반으로 국내 구직 상황에 맞게 구성한 6문항을 사용하였다. 각 척도의 신뢰도는 도전평가 $\alpha=.889$, 위협평가 $\alpha=.879$, 주도적행동 $\alpha=.942$, 구직행동 $\alpha=.921$ 로 양호하였다.

통제변수. 성별, 연령, 실제급여수준(세전연간총급여, 구간응답)을 통제변수로 투입하였다.

연구 결과

급여의 상대적 위치(사내·시장)는 도전평가와 유의한 정적 상관을 보였으나(사내 $r=.40$, 시장 $r=.52$, 모두 $p<.001$), 위협평가와는 유의한 상관을 보이지 않았다(사내 $r=-.16$, 시장 $r=-.19$, 모두 ns). 급여의 사내 비교와 시장 비교 간 상관은 $r=.76$ ($p<.001$)이나, 두 변수를 동시에 투입한 회귀 모형에서는 시장 비교의 효과만 유의하게 유지되었다($b=.33$, $p<.001$; 사내비교 $b=.01$, ns; VIF 사내=2.88/시장=2.43). 성별, 연령, 실제급여수준을 통제한 부트스트랩핑 매개분석 결과는 표1과 같다.

표 1. 매개분석결과 : 간접효과 및 95% 부트스트랩 신뢰구간(N=92)

IV	경로(M→DV)	간접효과	95% 신뢰구간		판정
			Lower	Upper	
사내비교	도전평가 → 주도적행동	.063	.004	.150	유의
	위협평가 → 주도적행동	-.004	-.035	.014	비유의
	도전평가 → 구직행동	-.015	-.116	.054	비유의
	위협평가 → 구직행동	-.020	-.093	.025	비유의
시장비교	도전평가 → 주도적행동	.076	.004	.174	유의
	위협평가 → 주도적행동	-.004	-.040	.013	비유의
	도전평가 → 구직행동	-.035	-.146	.063	비유의
	위협평가 → 구직행동	-.023	-.094	.016	비유의

급여의 상대적 위치가 주도적 행동에 미치는 총효과는 사내비교와 시장비교 모두 유의하였다($c=.25$, $p<.001$ / $c=.20$, $p=.001$). 도전평가를 통한 간접효과는 사내비교와 시장비교 모두 유의하였다. 사내 비교의 직접효과는 매개변수 통제 후에도 유의하게 유지되었다. 위협평가를 통한 간접효과와 구직행동에 대한 모든 간접효과는 비유의하게 나타났다. 실제급여수준을 통제하기 전후로 급여의 상대적 위치 → 도전평가 결과의 크기는 거의 변하지 않았으며

급여수준 자체는 도전평가와 무관하였다. 이는 급여 위치에 대한 주관적 지각이 실제보상금액과는 구분되는 고유한 설명력을 지님을 시사한다.

논의 및 시사점

본 예비연구는 급여의 상대적 위치 지각, 특히 외부 시장과의 비교가 객관적 급여 수준과 구분되는 고유한 방식으로 도전평가와 주도적 행동과 관련됨을 확인하였다. 동료와의 사내 비교보다 시장 비교가 도전평가에 더 강한 효과를 보인 점은 구성원이 내부 정보보다 외부 시장정보에 더 민감하게 반응할 수 있음을 시사하며, 조직이 구성원의 동기부여를 위해 내부 급여 수준 관리 뿐 아니라, 미디어 등 외부 정보를 통해 알게 되는 시장 대비 위치에 대한 관리에도 주의를 기울일 필요가 있음을 보여준다.

도전평가를 통한 매개효과는 총효과, 직접효과와 함께 안정적으로 확인되어 급여의 상대적 위치가 도전평가를 통해 주도적 행동에 영향을 미친다는 매개 메커니즘이 예비적으로 지지되었다.

본 예비연구는 척도와 구성개념 수준에서도 시사점을 제공한다. 위협평가는 스트레스 상황 전반을 다룬 척도를 보상 맥락에 맞게 수정하여 사용하였으나, 양호한 내적 신뢰도를 보였다. 그러나 문항 내용별로 살펴보면 조직 내 가치나 위치에 대한 의심을 묻는 문항이 일반적 손실 대처 능력을 묻는 문항보다 상대적으로 더 강한 관계를 보이는 것으로 나타나 이후 본연구에서는 위협평가 내용을 보상 맥락에 더 밀착시켜 재설계할 필요가 있다. 한편 사내비교와 시장비교는 상관이 높았음에도($r=.76$) 두 변수를 동시 투입 시 도전평가에 대한 고유효과가 시장비교에서만 유의했던 반면($b=.33, p<.001$; 사내비교 $b=.01, n.s$), 주도적 행동에 대한 직접효과는 사내비교에서 유의하였다. 이는 두 준거점이 중복되는 지표가 아니라 각기 다른 심리적 경로에 기여하는 구분되는 개념임을 시사하며, 두 준거점을 분리하여 분석하는 접근의 타당성을 뒷받침한다. 예비연구에서 발견된 결과로 다음 내용을 보완할 것이다. 첫째, $N=92$ 의 예비연구를 통해 척도의 신뢰도와 도전평가의 매개효과를 확인하였으나, 본 조사에서는 더욱 확대된 표본으로 이 매개효과를 확인적으로 재검증할 것이다. 둘째, 위협평가를 통한 매개효과 및 구직행동에 대한 효과는 이 자료에서 지지되지 않아, 위협평가의 차원 구분 등 척도의 후속 정교화를 진행할 것이다. 셋째 횡단 설계로 인과 관계를 확정할 수 없어, 후속 연구에서는 시차 설계를 통해 확인적 검증을 실시할 것이다.

참고 문헌

- Adams, J. S. (1965). Inequity in social exchange. In L. Berkowitz (Ed.), *Advances in experimental social psychology* (Vol. 2, pp. 267-299). Academic Press.
- Blau, G. (1993). Further exploring the relationship between job search and voluntary individual turnover. *Personnel Psychology*, 46(2), 313-330.
- Feldman, P. J., Cohen, S., Hamrick, N., & Lepore, S. J. (2004). Psychological stress, appraisal, emotion and cardiovascular response in a public speaking task. *Psychology & Health*, 19(3), 353-368.
- Griffin, M. A., Neal, A., & Parker, S. K. (2007). A new model of work role performance: Positive behavior in uncertain and interdependent contexts. *Academy of Management*

Journal, 50(2), 327-347.

- Kong, D. T., Park, S., & Peng, J. (2023). Appraising and reacting to perceived pay-for-performance. *Academy of Management Journal*, 66(2), 402-431.
- Lawler, E. E. (1971). Pay and organizational effectiveness: A psychological view. McGraw-Hill.
- Lazarus, R. S., & Folkman, S. (1984). Stress, appraisal, and coping. Springer.
- Searle, B. J., & Auton, J. C. (2015). The merits of measuring challenge and hindrance appraisals. *Anxiety, Stress, & Coping*, 28(2), 121-143.
- SimanTov-Nachlieli, I., & Bamberger, P. (2021). Pay communication, justice, and affect: The asymmetric effects of process and outcome pay transparency on counterproductive workplace behavior. *Journal of Applied Psychology*, 106(2), 230-249.
- Singh-Manoux, A., Adler, N. E., & Marmot, M. G. (2003). Subjective social status: Its determinants and its association with measures of ill-health in the Whitehall II study. *Social Science & Medicine*, 56(6), 1321-1333.
- Stevenson, B. A., & Zickar, M. J. (2022). The development and validation of an updated job search behavior scale. *Journal of Vocational Behavior*, 135, 103722.
- Trevor, C. O., & Wazeter, D. L. (2006). A contingent view of reactions to objective pay conditions: Interdependence among pay structure characteristics and pay relative to internal and external referents. *Journal of Applied Psychology*, 91(6), 1260-1275.
- Trevor, C. O., Reilly, G., & Gerhart, B. (2012). Reconsidering pay dispersion's effect on the performance of interdependent work: Reconciling sorting and pay inequality. *Academy of Management Journal*, 55(3), 585-610.

군에서 심리적 남성성은 여전히 중요한가?: 생도와 간부를 대상으로 한 실증적 증거

Does Psychological Masculinity Still Matter in the Military? Evidence Across Military Career Stages

구자일 (육군사관학교 심리학 부교수/박사, xyleku@kma.ac.kr) 제1저자

서자경 (육군사관학교 심리학 조교수/박사, jk.seo@kma.ac.kr) 공동저자

강성록 (육군사관학교 심리학 교수/박사, ksr6452@kma.ac.kr) 공동저자

이현엽 (육군사관학교 심리학 교수/박사, leehyuny@kma.ac.kr) 교신저자

초록 군 조직은 전통적으로 남성적인 것으로 여겨지는 특성을 중요하게 평가해 왔다. 그러나 이러한 특성이 조직 내에서 규범화된 환경에서도 심리적 남성성이 여전히 적응에 기여하는지는 명확하지 않다. 본 연구는 군 경력 단계에 따라 심리적 남성성과 심리적 여성성이 군 적응을 종단적으로 예측하는지를 검증하였다. 연구 1에서는 생도 923명을 1개월간 추적하여 군 이탈 의도를, 연구 2에서는 현역 간부 272명을 5개월간 추적하여 직업적 자기효능감을 측정하였다. 두 연구 모두에서 심리적 남성성은 이후 군 적응을 일관되게 예측한 반면, 심리적 여성성은 유의한 종단적 예측효과를 보이지 않았다. 구체적으로 심리적 남성성이 높은 생도는 이후 군 이탈 의도가 낮았고, 현역 간부는 이후 직업적 자기효능감이 높았다. 이러한 결과는 초기 적응 수준, 생물학적 성별, 학년 또는 계급을 통제한 이후에도 유지되었으며, 상호작용 효과는 모두 유의하지 않았다. 본 연구는 남성적 특성이 제도화된 군 조직에서도 심리적 남성성이 군 적응을 예측하는 중요한 심리적 자원임을 보여준다.

Keywords: 심리적 남성성, 심리적 여성성, 군 적응, 군 이탈 의도, 직업적 자기효능감

연구 배경

군 조직은 전통적으로 강인함, 자신감, 결단력, 독립성 등 남성적 특성을 강조하는 조직으로 인식되어 왔다(Arkin & Dobrofsky, 1978). 이에 따라 심리적 남성성은 군사훈련 적합성, 수행평가 및 심리적 적응과 긍정적으로 관련되는 것으로 보고되어 왔다(Dimitrovsky et al., 1989). 성역할 이론에서는 심리적 남성성과 여성성을 하나의 연속선상이 아닌 독립적인 심리적 특성으로 본다(Bem, 1974). 심리적 남성성은 자신감과 적극성 등 행위적 특성을, 심리적 여성성은 따뜻함과 배려 등 관계적 특성을 반영하며, 두 특성 모두 생물학적 성별과는 구분된다. 그러나 기존 연구는 대부분 횡단자료에 기반하여 심리적 남성성이 이후의 군 적응을 예측하는지는 충분히 검증되지 않았다. 또한 남성적 특성이 조직 규범으로 강조되는 군 환경에서는 심리적 남성성의 추가적인 적응 효과가 제한될 수도 있으며(Re & Rule, 2017), 반대로 심리적 여성성이 차별적인 적응 자원으로 기능할 가능성도 있다(Yoo et al., 2025). 본 연구는 생도와 현역 간부를 대상으로 두 개의 종단연구를 실시하여 심리적 남성성과 여성성이 이후의 군 적응을 예측하는지를 검증하였다. 연구 1에서는 군 이탈 의도를, 연구 2에서는 직업적 자기효능감을 군 적응 지표로 사용하였으며, 두 연구 모두 초기 적응 수준을 통제하고 생물학적 성별의 조절효과를 함께 검증하였다.

연구 방법

연구 대상. 본 연구는 서로 다른 군 경력 단계에 있는 두 집단을 대상으로 한 2시점 종단

연구로 구성되었다(표 1).

표 1. 연구대상, 연구설계 및 주요 변인

구분	연구 1	연구 2
연구 대상	육사 생도 923명(남생도 88.8%)	육군 간부 272명(남군 80.9%)
추적 기간	약 1개월	약 5개월
예측 변수(T1)	심리적 남성성, 심리적 여성성	심리적 남성성, 심리적 여성성
결과 변수(T2)	군 이탈 의도	직업적 자기효능감
통제 변수(T1)	초기 군 이탈 의도, 성별, 학년	초기 직업적 자기효능감, 성별, 계급

심리적 남성성/여성성(T1). 심리적 남성성과 여성성은 한국형 성역할검사 단축형(KSRI-SF)으로 측정하였다(김지현 등, 2016). 심리적 남성성은 ‘씩씩하다’, ‘대범하다’, ‘박력이 있다’, ‘의욕적이다’, ‘자신감이 있다’의 5개 문항으로, 심리적 여성성은 ‘상냥하다’, ‘다정다감하다’, ‘친절하다’, ‘따뜻하다’, ‘온화하다’의 5개 문항으로 구성되었다. 각 문항은 1점(전혀 그렇지 않다)부터 7점(매우 그렇다)까지 응답하였다($\alpha = .91 - .95$).

군 적응 지표(T1, T2). 연구 1의 군 이탈 의도는 군 경력을 포기하거나 다른 진로를 고려하려는 정도를 측정하는 3개 문항으로 평가하였다(예: ‘나는 직업 군인을 포기하고 싶다는 생각을 자주 한다’; Barthauer et al., 2020). 각 문항은 1점(전혀 그렇지 않다)부터 7점(매우 그렇다)까지 응답하였다($\alpha = .89 - .90$). 연구 2의 직업적 자기효능감은 직무상 어려움에 대처하고 목표를 달성할 수 있다는 믿음을 측정하는 8개 문항으로 평가하였다(예: ‘나는 직무 수행에 요구되는 대부분의 능력을 갖추었다고 느낀다’; 이정애, 2013; Schyns & von Collani, 2002). 각 문항은 1점(전혀 그렇지 않다)부터 5점(매우 그렇다)까지 응답하였다($\alpha = .90 - .92$).

분석 방법. 위계적 회귀분석을 실시하였다. 모형 1에는 초기 적응 수준과 생물학적 성별, 학년(또는 계급)을 통제변인으로, 모형 2에는 심리적 남성성과 여성성의 주효과를, 모형 3에는 심리적 남성성×여성성의 이원상호작용을, 모형 4에는 생물학적 성별과의 이원상호작용 및 삼원상호작용을 추가하였다. 지면의 제약으로 모형 4의 결과만을 제시하였다.

연구 결과

연구 1: 생도의 군 이탈 의도

초기 군 이탈 의도와 생물학적 성별, 학년을 통제한 이후에도 심리적 남성성은 1개월 후 군 이탈 의도를 유의하게 낮게 예측하였다($b = -0.10$, $\beta = -.08$, $p = .007$; 표 2 좌측). 즉, 심리적 남성성이 높은 생도일수록 이후 군 경력을 떠나려는 의도가 낮았다. 반면 심리적 여성성은 후속 군 이탈 의도를 유의하게 예측하지 않았다($b = -0.05$, $\beta = -.05$, $p = .118$). 심리적 남성성과 여성성의 상호작용 및 생물학적 성별과의 상호작용 역시 모두 유의하지 않았다($ps > .54$).

연구 2: 현역 간부의 직업적 자기효능감

초기 직업적 자기효능감과 생물학적 성별, 계급을 통제한 이후에도 심리적 남성성은 5개월 후 직업적 자기효능감을 유의하게 높게 예측하였다($b = 0.21$, $\beta = .26$, $p < .001$; 표 2

우측). 즉, 심리적 남성성이 높은 간부일수록 이후 자신의 직무 수행 능력에 대해 더 높은 자신감을 보였다. 심리적 여성성은 후속 직업적 자기효능감을 유의하게 예측하지 않았다($b = 0.05$, $\beta = .06$, $p = .268$). 연구 1과 마찬가지로 심리적 남성성과 여성성의 상호작용 및 생물학적 성별의 조절효과는 모두 유의하지 않았다($ps > .64$).

표 2. 위계적 회귀분석 결과

예측 변수	연구 1			연구 2		
	(결과변수: 군 이탈 의도(T2))			(결과변수: 직업적 자기효능감(T2))		
	<i>b</i>	β	<i>p</i>	<i>b</i>	β	<i>p</i>
(절편)	1.67	—	<.001	2.82	—	<.001
군 이탈 의도(T1)/ 직업적 자기효능감(T1)	0.56	.60	<.001	0.42	.35	<.001
성별	-0.02	-.01	.897	-0.15	-.16	.248
학년(연구 1)/ 계급(연구 2)	-0.01	-.01	.667	-0.06	-.11	.034
남성성	-0.09	-.07	.021	0.21	.25	<.001
여성성	-0.04	-.04	.215	0.05	.06	.295
남성성×여성성	0.00	.00	.837	-0.02	-.02	.660
남성성×성별	-0.09	-.07	.408	0.05	.06	.639
여성성×성별	-0.08	-.07	.421	-0.03	-.03	.831
남성성×여성성×성별	-0.05	-.05	.538	-0.02	-.03	.849

주. 남성성과 여성성은 평균중심화한 이후에 분석에 투입됨. 성별(0 = 남성, 1 = 여성). 학년(1 = 1학년, 2 = 2학년, 3 = 3학년, 4 = 4학년). 계급(1 = 하사, 2 = 중사, 3 = 상사, 4 = 소·중위, 5 = 대위, 6 = 소령, 7 = 중령).

논의 및 시사점

본 연구는 심리적 남성성이 서로 다른 군 경력 단계에서 이후의 군 적응을 일관되게 예측한다는 종단적 근거를 제시하였다. 심리적 남성성이 높은 생도는 이후 군 이탈 의도가 낮았고, 현역 간부는 직업적 자기효능감이 높았다. 이러한 결과는 초기 적응 수준을 통제한 이후에도 유지되었다. 이러한 결과는 심리적 성역할 특성의 적응적 가치가 개인-환경 적합성에 따라 달라질 수 있다는 관점을 지지한다(Smiler, 2004). 군 조직은 자신감, 주도성, 독립성, 결단력과 같은 행위적 특성을 전문성과 리더십의 핵심 요소로 강조하므로(Arkin & Dobrofsky, 1978; Koenig et al., 2011), 이러한 특성을 지닌 구성원은 군사훈련과 복무 과정에서 요구되는 과제를 보다 효과적으로 수행할 가능성이 있다. 또한 남성적 특성이 조직 규범으로 강조되더라도 개인차는 여전히 이후의 군 적응을 설명하는 것으로 나타났다.

반면 심리적 여성성은 유의하지 않았다. 이는 관계적 특성이 중요하지 않다는 의미라기보

다, 본 연구의 결과변수인 군 이탈 의도와 직업적 자기효능감이 행위적 특성을 상대적으로 더 요구하는 지표이기 때문일 수 있다. 향후 연구에서는 지원적 리더십, 팀 응집력, 대인 신뢰 등 관계적 결과변수를 통해 심리적 여성성의 역할을 검증할 필요가 있다(Yoo et al., 2025). 심리적 남성성의 효과는 생물학적 성별에 따라 달라지지 않았다. 이는 자신감, 주도성, 독립성 등이 남녀 모두에게 적응적 자원으로 기능할 수 있음을 시사하며, 군 교육에서도 이를 특정 성별의 특성이 아닌 모든 구성원이 개발할 수 있는 전문적 역량으로 육성할 필요가 있음을 보여준다.

참고 문헌

- 김지현, 하문선, 김복환, 하정혜, & 김현정. (2016). 한국 단축형 성역할 척도 (KSRI-SF; Korean Sex Role Inventory-Short Form) 타당화 연구. *상담학연구*, 17(1), 125-147.
- 이정애. (2013). 단축형 직업적 자기효능감 척도의 타당화 연구. *상담학연구*, 14(2), 1093-1106.
- Arkin, W. M., & Dobrofsky, L. R. (1978). Military socialization and masculinity. *Journal of Social Issues*, 34(1), 151-168.
- Barthauer, L., Kaucher, P., Spurk, D., & Kauffeld, S. (2020). Burnout and career (un)sustainability: Looking into the Blackbox of burnout triggered career turnover intentions. *Journal of Vocational Behavior*, 117, 103334.
- Bem, S. L. (1974). The measurement of psychological androgyny. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 42(2), 155-162.
- Dimitrovsky, L., Singer, J., & Yinon, Y. (1989). Masculine and feminine traits: Their relation to suitedness for and success in training for traditionally masculine and feminine army functions. *Journal of Personality and Social Psychology*, 57(5), 839-847.
- Re, D. E., & Rule, N. (2017). Distinctive facial cues predict leadership rank and selection. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 43(9), 1311-1322.
- Schyns, B., & von Collani, G. (2002). A new Occupational Self-Efficacy Scale and its relation to personality constructs and organizational variables. *European Journal of Work and Organizational Psychology*, 11(2), 219-241.
- Yoo, S. J., Kim, K., Ku, X., Hyun, S., & Ko, J. (2025). Gender-atypical male military leaders enhance followers' training performance. *Psychology of Men & Masculinities*, 26(3), 275-284.

의미 있는 일의 숨겨진 비용 II:

공공 서비스 종사자를 대상으로 한 일 의미감의 양가적 효과

The Hidden Cost of Meaningful Work II:

The Ambivalent Effects of Work Meaningfulness among Public Service Workers

김태웅 (한림대학교/박사과정, ktw3945@gmail.com)

이주일 (한림대학교/교수, jilee@hallym.ac.kr)

초록

본 연구는 일 의미감(work meaningfulness)이 개인의 정신건강과 번아웃에 미치는 양가적(ambivalent) 영향을 규명하고자 하였다. 기존 연구는 일 의미감을 주로 긍정적인 심리적 자원으로 간주해 왔으나, 최근에는 과도한 업무 헌신과 일-삶 불균형을 초래할 가능성이 제기되고 있다. 이에 본 연구는 일 의미감이 일 중심성(work centrality)을 높이고, 이는 다시 일-가정 갈등(work-family conflict)을 증가시켜 정신건강과 번아웃에 부정적인 영향을 미칠 수 있다는 연구모형을 검증하였다. 공공서비스 종사자 548명을 대상으로 설문조사를 실시하였으며, 순차매개모형을 분석하였다. 분석 결과, 일 의미감은 정신건강을 증진하고 번아웃을 감소시키는 직접효과와 단순매개효과를 보였다. 그러나 일 중심성과 일-가정 갈등을 순차적으로 매개하는 경로에서는 정신건강을 저하시키고 번아웃을 증가시키는 간접효과가 나타났다. 이러한 결과는 일 의미감이 개인에게 긍정적인 심리적 자원으로 기능하는 동시에 특정 조건에서는 부정적인 결과를 초래할 수 있는 양가적 특성을 지님을 시사한다.

Keywords: 일 의미감, 일 중심성, 일-가정 갈등, 정신건강, 직무소진

연구 배경

일 의미감(work meaningfulness)은 자신의 일을 가치 있고 의미 있는 활동으로 인식하는 정도를 의미하며, 정신건강과 직무태도 등 다양한 긍정적 결과를 예측하는 대표적인 심리적 자원으로 알려져 있다(Steger et al., 2012). 그러나 최근 워라벨(work-life balance), Quiet Quitting 등 일과 삶을 분리하려는 사회적 변화는 일 의미감이 항상 개인에게 긍정적인 결과만을 가져오는지에 대한 의문을 제기한다(Bunderson & Thompson, 2009). 실제로 일부 국외 연구에서는 일 의미감이 과도한 업무 헌신과 자기희생을 유발하여 일-가정 갈등이나 번아웃으로 이어질 수 있음을 보고하였으나, 국내 연구는 대부분 일 의미감의 긍정적 효과에 초점을 두고 있어 그 잠재적 부정적 영향은 충분히 검증되지 않았다. 이에 본 연구는 일 의미감이 일 중심성(work centrality)과 일-가정 갈등(work-family conflict)을 통해 정신건강과 번아웃에 미치는 영향을 검증함으로써, 일 의미감이 개인에게 미치는 양가적(ambivalent) 효과를 확인하고자 하였다.

연구 방법

연구 대상. 본 연구는 교사, 의료인, 경찰, 소방공무원, 군인, 사회복지사 등 공공서비스 종사자 548명을 대상으로 설문조사를 실시하였다. 공공서비스 직무는 타인에 대한 기여와 사회적 가치가 강조되는 특성으로 인해 일 의미감이 높게 나타나는 대표적인 직군으로 알려져 있어 본 연구의 대상자로 선정하였다.

일 의미감. 일 의미감(work meaningfulness)은 자신의 일이 개인적으로 의미 있고 가치 있다고 인식하는 정도를 의미한다(Steger et al., 2012).

일 중심성. 일 중심성(work centrality)은 개인이 삶에서 일을 얼마나 중요하게 여기는지에 대한 신념으로, 일이 삶의 중심적인 관심사이자 정체성의 중요한 부분을 차지하는 정도를 의미한다(Dubin, 1956; Paullay et al., 1994).

일-가정 갈등. 일-가정 갈등(work-family conflict)은 직무 역할과 가정 역할의 요구가 상충하여 한 영역에서의 역할 수행이 다른 영역의 역할 수행을 어렵게 만드는 상태를 의미한다(Greenhaus & Beutell, 1985). 이는 개인의 심리적 자원 고갈과 웰빙 저하를 초래하는 대표적인 역할 갈등 변인으로 알려져 있다(Allen et al., 2000).

정신건강. 정신건강(mental health)은 개인이 심리적 안녕감을 유지하고 스트레스에 적절히 대처하며 자신의 잠재력을 발휘할 수 있는 긍정적인 심리 상태를 의미한다(Keyes, 2002).

직무 소진. 직무소진(burnout)은 지속적인 직무 요구와 스트레스로 인해 정서적·심리적 자원이 고갈되어 탈진을 경험하는 상태를 의미한다(Maslach et al., 2001).

자료 분석. 본 연구에서는 일 의미감이 일 중심성과 일-가정 갈등을 순차적으로 거쳐 정신건강과 번아웃에 미치는 영향을 검증하기 위해 구조방정식모형(Structural Equation Modeling)을 실시하였으며, 간접효과는 부트스트래핑을 통해 검증하였다.

연구 결과

일 의미감과 정신건강 간 관계에서 일 중심성과 일-가정 갈등의 순차적 매개효과

부트스트래핑 분석 결과, 일 중심성($B = 0.18$, 95% CI [0.11, 0.26])과 일-가정 갈등($B = 0.07$, 95% CI [0.02, 0.13])의 단순 매개효과는 모두 정신건강에 정(+)의 간접효과를 보였으며, 일 중심성과 일-가정 갈등의 순차적 매개효과는 부(-)의 간접효과를 나타냈다($B = -0.02$, 95% CI [-0.04, -0.01])(표 1).

표 1. 정신건강에 대한 일 중심성과 일-가정 갈등의 순차적 매개효과 분석 결과

Indirect path	Bootstrapping		95% CI	
	<i>B</i>	<i>SE</i>	<i>LLCI</i>	<i>ULCI</i>
종속변인 : 일-가정 갈등				
일 의미감 → 일 중심성 → 일-가정 갈등	.13	.03	.08	.20
종속변인 : 정신건강				
일 의미감 → 일 중심성 → 정신건강	.18	.04	.11	.26
일 의미감 → 일-가정 갈등 → 정신건강	.07	.03	.02	.13
일 의미감 → 일 중심성 → 일-가정 갈등 → 정신 건강	-.02	.01	-.04	-.01

일 의미감과 직무 소진 간 관계에서 일 중심성과 일-가정 갈등의 순차적 매개효과

부트스트래핑 분석 결과, 일 중심성($B = -0.07$, 95% CI [-0.11, -0.04])과 일-가정 갈등($B = -0.23$, 95% CI [-0.30, -0.17])의 단순 매개효과는 모두 직무소진에 부(-)의 간접효과를 보였으며, 일 중심성과 일-가정 갈등의 순차적 매개효과는 정(+)의 간접효과를 나타냈다($B =$

0.07, 95% CI [0.04, 0.10])(표 2).

표 2. 직무 소진에 대한 일 중심성과 일-가정 갈등의 순차적 매개효과 분석 결과

Indirect path	Bootstrapping		95% CI	
	<i>B</i>	<i>SE</i>	<i>LLCI</i>	<i>ULCI</i>
종속변인 : 일-가정 갈등				
일 의미감 → 일 중심성 → 일-가정 갈등	.13	.03	.08	.20
종속변인 : 직무 소진				
일 의미감 → 일 중심성 → 직무 소진	-.07	.02	-.11	-.04
일 의미감 → 일-가정 갈등 → 직무 소진	-.23	.03	-.30	-.17
일 의미감 → 일 중심성 → 일-가정 갈등 → 직무 소진	.07	.02	.04	.10

논의 및 시사점

첫째, 본 연구는 기존 연구에서 주로 긍정적인 심리적 자원으로 간주되어 온 일 의미감이 긍정적 효과와 부정적 효과를 동시에 가질 수 있음을 실증적으로 확인하였다. 특히 일 의미감은 정신건강을 증진하고 번아웃을 감소시키는 직접효과를 보였으나, 일 중심성과 일-가정 갈등을 순차적으로 매개하는 경로에서는 정신건강을 저하시키고 번아웃을 증가시키는 간접효과가 나타났다. 이는 일 의미감의 효과를 단일한 긍정적 관점이 아닌 양가적(ambivalent) 관점에서 이해할 필요가 있음을 시사한다.

둘째, 본 연구는 일 의미감이 개인의 웰빙에 영향을 미치는 심리적 메커니즘을 구체적으로 확인하였다. 특히 일 중심성이 높아질수록 일-가정 갈등이 증가하고, 이러한 과정이 정신건강 저하와 번아웃 증가로 이어질 수 있음을 확인하였다. 이는 일 의미감이 개인의 심리적 자원으로 기능하기 위해서는 일에 대한 과도한 몰입과 역할 간 갈등을 예방할 수 있는 개인 및 조직 차원의 관리가 함께 이루어질 필요가 있음을 보여준다.

셋째, 본 연구는 조직에서 일 의미를 강조하는 전략이 항상 긍정적인 결과만을 가져오는 것은 아니라는 점을 시사한다. 따라서 조직은 구성원이 자신의 일에서 의미를 발견하도록 지원하는 동시에, 일과 삶의 경계를 유지하고 일-가정 갈등을 완화할 수 있는 제도와 문화를 함께 구축할 필요가 있다. 이러한 결과는 조직의 웰빙 증진 전략이 일 의미감 향상과 일-삶 균형 지원을 함께 고려해야 함을 보여주는 실증적 근거를 제공한다.

참고 문헌

- Allen, T. D., Herst, D. E. L., Bruck, C. S., & Sutton, M. (2000). Consequences associated with work-to-family conflict: A review and agenda for future research. *Journal of Occupational Health Psychology*, 5(2), 278–308.
- Bunderson, J. S., & Thompson, J. A. (2009). The call of the wild: Zookeepers, callings, and the double-edged sword of deeply meaningful work. *Administrative Science Quarterly*, 54(1),

32-57.

- Dubin, R. (1956). Industrial workers' worlds: A study of the "central life interests" of industrial workers. *Social Problems*, 3(3), 131-142.
- Greenhaus, J. H., & Beutell, N. J. (1985). Sources of conflict between work and family roles. *Academy of Management Review*, 10(1), 76-88.
- Keyes, C. L. M. (2002). The mental health continuum: From languishing to flourishing in life. *Journal of Health and Social Behavior*, 43(2), 207-222.
- Maslach, C., Schaufeli, W. B., & Leiter, M. P. (2001). Job burnout. *Annual Review of Psychology*, 52, 397-422.
- Paullay, I. M., Alliger, G. M., & Stone-Romero, E. F. (1994). Construct validation of two instruments designed to measure job involvement and work centrality. *Journal of Applied Psychology*, 79(2), 224-228.
- Steger, M. F., Dik, B. J., & Duffy, R. D. (2012). Measuring meaningful work: The Work and Meaning Inventory (WAMI). *Journal of Career Assessment*, 20(3), 322-337.

배태성이 잔류의도에 미치는 영향: 대학생과 직장인 비교

The Effect of Embeddedness on Retention Intention: A Comparison Between College Students and Employees

허다원 (경상국립대학교/학부생, gjekdnjs0215@gnu.ac.kr) 제1저자

황상빈 (경상국립대학교/학부생, 1275sang@gnu.ac.kr) 공동저자

김태욱 (경상국립대학교/학부생, rlaxodnr0412@gmail.com) 공동저자

이종현 (경상국립대학교/부교수, tea4one@gnu.ac.kr) 교신저자

초록

본 연구는 직무배태성(Job Embeddedness)을 학업 맥락에 적용하여 국내 척도를 개발 및 타당화하는 것을 목적으로 한다. 아울러 학업배태성의 잔류의도 예측 양상이 업무현장과 대학현장 간에 유사하게 나타나는지 비교함으로써 배태성 이론의 범용성을 검토하고자 하였다. 대학생을 대상으로 합의적 질적 연구(CQR)를 실시하여 학업배태성의 요인을 탐색하고, 척도를 구성하였으며, 데이터를 수거하여 요인 구조를 확인하고, 예측력을 검증하였다. 연구 결과, 직무배태성 개념이 조직 맥락을 넘어 학업 맥락에서도 유효하게 적용되었으며, 유사한 구조로 나타남을 확인할 수 있었다. 나아가 본 연구에서 개발된 학업배태성 척도는 기존 교내 만족도 조사를 보완하는 진단 도구로서 중도탈락 위험 학생을 조기에 식별하고 선제적 지원 체계를 구축하는 데 기여할 것으로 기대된다.

Keywords: 직무배태성, 학업배태성, 잔류의도, 합의적 질적 연구(CQR)

연구 배경

최근 학령인구 감소로 학생 유지(student retention)는 국내외 대학의 핵심 과제로 부상하고 있다(박경은, 윤진영, 2021; 성문주, 2025; Goncalves et al., 2024). 특히, 지방 4년제 대학의 중도탈락률은 6.2%로 수도권보다 2%p 높아, 선제적인 유지 대응이 절실하다(대학알리미, 2025). 관련 연구에서는 학생들의 중도탈락 요인을 규명하는 데 주력해 왔으며, 대학 현장에서도 학내 만족도 조사에 편입·자퇴 의도 문항을 포함하는 등 이탈 가능성을 조기에 파악하기 위한 대응이 이루어지고 있다(이은화, 강승희, 2019). 그러나 중도탈락을 효과적으로 예방하기 위해서는 이탈을 유발하는 원인을 규명하는 데 그치지 않고, 대학에 계속 머무르게 하는 요인을 파악하고 이를 강화하는 접근이 필요하다(Heritage et al., 2023).

조직심리학에서 직무배태성은 구성원이 현재의 조직에 머무르게 하는 심리적·사회적·환경적 요인의 총체로, 적합성(fit), 연계(link), 희생(sacrifice)의 하위요인으로 구성된다(Mitchell et al., 2001). 직무배태성은 대학 맥락으로 확장되어 학업배태성(Academic Embeddedness)이라는 개념으로도 연구되고 있으며, 대학생의 중도탈락을 예측하는 요인 역시 직장인의 잔류 및 이직을 설명하는 요인과 유사하다(Larkin et al., 2013). 이에 본 연구는 국내에서 타당화된 바 없는 학업배태성 도구를 마련하기 위해 질적 연구를 통해 학생 유지 요인을 탐색하고, 척도를 개발함으로써 직무배태성 이론의 대학 현장 적용 가능성을 살펴보고자 하였다.

연구 방법

연구 1. 합의적 질적 연구

연구대상 및 분석. 경남 소재 G대학교 재학생 및 편입생 11명(파일럿 3, 본 면담 재학생

4, 편입생 4)을 대상으로 합의적 질적 연구(Consensual Qualitative Research, Hill et al., 2012)를 실시하였다. 연구팀(학석사연계생2, 학부생1, 교수1)을 구성하여 직무배태성 및 학업배태성 관련 선행연구를 검토하였으며, 면담을 위한 반구조화 질문지를 구성하였다. 면담내용은 녹취 및 전사하여 의미 단위로 추출하였으며, 코딩 후 지속적인 논의와 합의를 거쳐 통합 및 범주화하는 절차를 진행하였다. 응답빈도의 경우, 7~8명 ‘일반적’, 5~6명 ‘전형적’, 2~4명 ‘변동적’, 1명 ‘기타’로 구분하였다.

연구 2. 학업배태성 도구 개발 및 타당화

연구대상. 온라인 설문을 통해 경남 소재 G대학교 13개 단과대학에 재학 중인 학부생 224명의 응답을 수집하여 분석하였다. 응답자의 성별은 여성 125명(55.8%)이었으며, 학년은 1학년 17.9%, 2학년 35.3%, 3학년 24.1%, 4학년 이상 22.8%였다.

측정도구. 학업배태성은 연구 1을 통해 구성된 척도를 사용하였으며, Cronbach’s α 는 적합성 .724, 연계 .884, 희생 .787, 학업 외 배태성 .771, 예시 문항은 ‘우리 대학의 전공 교육과정은 나와 잘 맞는다.’ 등이다. **잔류의도**는 ‘나는 앞으로도 우리 대학에 재학할 것이다.’ 단 일문항을 사용하였으며, **학습몰입**은 He(2009)가 개발하고, 유지원(2011)이 번안·수정한 척도 11문항을 사용하였고, Cronbach’s α 는 .872, 예시 문항은 ‘나는 강의 시간에 집중해서 듣는다.’ 등이다. 또한, **학업스트레스**는 박병기와 박선미(2012)가 개발 및 타당화한 척도 12문항을 사용하였으며, Cronbach’s α 는 .878, 예시 문항은 ‘나는 강의 시간이 되면 가슴이 답답해진다.’ 등이다. 마지막으로, **대학 만족도**는 경남 소재 G대학교에서 실시한 2025년 학생 만족도 조사 문항을 선별하여 3문항을 활용하였으며, Cronbach’s α 는 .834, 예시 문항은 ‘교육 서비스에 대해 전반적으로 만족하십니까?’ 등이다.

분석 방법. AMOS 24.0을 활용하여 확인적 요인분석을 실시하였고, SPSS 27.0을 활용하여 상관분석 및 회귀분석을 실시하였다.

연구 결과

연구 1 분석 결과. CQR 결과, 학생 유지와 관련하여 12개의 핵심개념과 23개의 범주도출되었다(표1). 도출된 하위범주를 바탕으로 학업배태성 문항을 개발하였으며, 선행연구에서 개발된 학업배태성 척도(Heritage et al., 2023; Wangrow et al., 2022)를 참고하여 문항을 수정·보완하였다. 이 과정에서 학업배태성 개념에 부합하지 않는 내용과 1명의 참여자만 언급한 범주는 제외하였다. 이를 바탕으로 적합성 8문항, 연계 10문항, 희생 9문항, 학업 외 배태성 5문항으로 구성된 학업배태성 척도를 개발하였다.

표 1. CQR 분석 결과

핵심개념	범주	하위범주	응답빈도	핵심개념	범주	하위범주	응답빈도	
대학 인식	비전일치	개인-학교	변동적	관계로 인한 대학 이탈 방지	부모의 영향	-	변동적	
		개인-지역						
	대학 구성원	내부	변동적		또래의 영향	학과	변동적	
		외부				이성교제 동아리		
제도 및 프로그램	행정 시스템	교내 홈페이지 만족	변동적	또래 및 집단 관계	교내 대인관계	가치관 형성	일반적	
		강의 평가 불신						
		공결 처리 만족						
		수강 신청 시스템 불만족						
	학사 일정 불만	-				기타		자기성장
								소속감
								정보 취득
				정서적 지지				
				교내 생활 만족				

물리적 학업 환경	학업 환경	라운지 스터디룸 도서관 학업 지원 장비 편의시설	일반적	관계 형성 기회	학생 주관 행사 학과	변동적
	학업 외 환경	교내 식당 교내 조경 기숙사 동아리실	일반적		동아리	
전공 및 진로 적합성	전공 적합	교육과정 전공-진로 연계 인식 진망	일반적	지역 특성	자연환경 본가 근접성 조용한 분위기	전형적
	전공 적합	교수 태도 교수 역량 강의 방식 성적 평가	일반적		문화시설 외식시설 의료시설 주거시설 교통시설	전형적
교수진	학생 관계	상담 및 진로 지원 학업 활동 참여 기회 창출 관계 형성 및 상호작용의 어려움	전형적	경제적 자원	저렴한 등록금 저렴한 기숙사 비용	전형적
	학업 외 경험	자율적 학업 프로그램 해외 개척 프로그램 교내 문화 활동 국내 및 해외 봉사 멘토링	변동적		지원 및 혜택 장학금 학생 지원 프로그램	변동적
대학경험	대학 가치 및 평판	대학 위상 및 평판 대학 경쟁력	일반적	선택 제약 및 대안 인식	지역거점국립대 대학 명성 특수 전공 유치 지역-취업 연계	일반적
	대학경험	대학 위상 및 평판 대학 경쟁력	변동적		지연 부담 또래 대비 지연 인식	변동적
					-	변동적

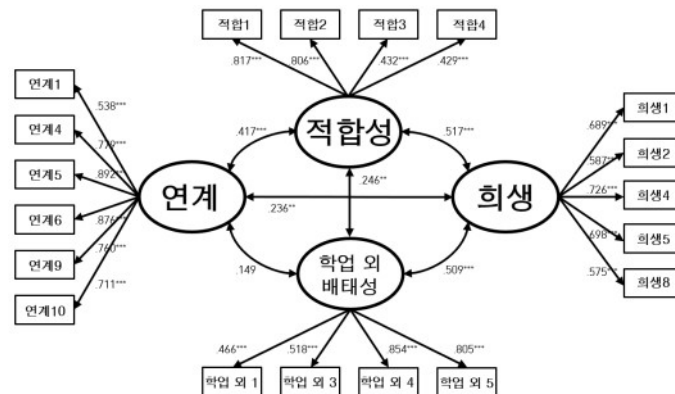


그림 1. 확인적 요인분석 결과

표 2. 학업배태성 확인적 요인분석 결과

구분	χ^2	df	CFI	TLI	RMSEA
4요인 모형	258.236***	146	.933	.922	.059

*** $p < .001$

연구 2 분석 결과. 척도의 수렴·변별타당도를 확인하기 위해 학습몰입, 학업스트레스 및 대학 만족도와 상관계수를 실시하였다. 분석 결과, 학업배태성은 학습몰입($r = .448, p < .001$) 및 대학 만족도($r = .589, p < .001$)와는 정적 상관을 보였으며, 학업스트레스($r = -.258, p < .001$)와는 부적 상관을 보여 수렴 및 변별타당도가 확인되었다. 척도의 준거타당도를 확인하기 위해 위계적 회귀분석을 실시한 결과, 인구통계학적 변수 통제 후에도 학업배태성의 잔류의도에 대한 정적 영향력이 확인되었다($\beta = .367, \Delta R^2 = .129, p < .001$). 또한, 대학 만족도 추가 통제 후 학업배태성 하위요인의 설명력이 유의하게 증가하였으나($\Delta R^2 = .046, p < .001$), 적합성($\beta = .144, p < .05$)과 연계($\beta = .159, p < .05$) 외 희생 및 학업 외 배태성은 유의하지 않았다(표 3).

표 3. 학업배태성 및 하위요인이 잔류의도에 미치는 영향력

		잔류의도				잔류의도	
		β	ΔR^2			β	ΔR^2
1	성별	.096	.015	1	성별	.088	.015
	연령	.045			연령	.058	
	통학여부	.013			통학여부	-.005	
	실 재학 기간	-.002			실 재학 기간	.005	
2	학업배태성	.367***	.129***	2	대학 만족도	.443***	.191***
3	적합성	.144*	.046**	3	연계	.159*	.046**
	연계	.159*			회생	-.128	
	회생	-.128			학업 외 배태성	.081	

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

논의 및 시사점

본 연구는 직무배태성 개념을 대학 맥락으로 확장하여 학업배태성의 구성 요인을 탐색하고, 척도를 타당화하였다. 주요 결과와 그 함의는 다음과 같다.

우선 국내 연구 장면에 최초로 학업배태성 척도의 적용 가능성을 타진했다는 점에서 의의를 지닌다. 국외 선행 연구와 비교 시 회생 요인이 측정학적 가정을 충족하지 못해 제외되거나(Heritage et al., 2023), 상위요인을 개념적으로 구분하여 전공/대학수준으로 제시하는 경우가 있으나(Donnelly et al., 2026), 본 연구에서는 회생 요인을 포함한 학업 내 배태성 3 요인, 그리고 학업 외 배태성의 위계적 구조를 확보하였다. 따라서 기존의 직무배태성과 유사하고, 이론적 틀이 조직 맥락을 넘어 학업 맥락에서도 적용될 수 있음을 확인할 수 있었다(Larkin et al., 2013). 다음으로, 학업배태성은 전반적 만족도를 통제한 후에도 잔류의도를 유의하게 설명하는 것으로 나타나 이직 관련 준거변수 통제 후 나타나는 직무배태성의 증분 설명력과 유사하게 고유한 예측력을 확인할 수 있었다(Mitchell et al., 2001).

본 연구의 한계점은 다음과 같다. 우선 단일 대학 자료를 활용하였기 때문에 지역특성이나, 규모, 설립 유형 등에 따른 학업배태성의 특징을 충분히 반영하지 못했을 가능성이 있다. 다음으로, 회생 요인은 예상치 못했던 방향성을 지니나, 이는 대학 내 지원이 보편화되면서 이를 당연한 것으로 여겨 손실로 지각하지 않는 학생이 포함되어 나타난 결과일 수 있다(e.g., Morgan, 2012; Reed & Watmough, 2015). 그럼에도 불구하고 본 연구는 배태성 개념이 다양한 장면으로 확장될 수 있는 가능성을 시사하며, 향후 여러 맥락에서 배태성의 작동 양상을 검증하는 후속 연구의 기초자료를 제공하였다.

참고 문헌

- Heritage, B., Ladeira, C., & Steele, A. R. (2023). The development and pilot of the university student embeddedness (USE) scale for student retention within universities: Validation with an Australian student sample. *Higher Education*, 85, 27–54.
- Larkin, J. E., Brasel, A. M., & Pines, H. A. (2013). Cross-disciplinary applications of I/O psychology concepts: Predicting student retention and employee turnover. *Review of General Psychology*, 17(1), 82–92.
- Mitchell, T. R., Holtom, B. C., Lee, T. W., Sablinski, C. J., & Erez, M. (2001). Why people stay: Using job embeddedness to predict voluntary turnover. *Academy of Management Journal*, 44(6), 1102–1121.

상사지지가 직무열의에 미치는 영향: 프레젠테이션의 매개효과

Sick at work? No boss support means no job engagement.

오은준 (계명대학교 심리학과 학사과정, eileen1005@naver.com)

박하은 (계명대학교 심리학과 학사과정, petjhs01357@naver.com)

서채연 (계명대학교 심리학과 학사과정, wkaaksqh04@naver.com)

김민영 (계명대학교 심리학과 교수, mkim@kmu.ac.kr)

초록 최근 조직 인적자원관리에서는 단순한 결근을 넘어, 근로자가 신체적·심리적 질병 상태임에도 억지로 출근하여 업무를 수행하는 프리젠테이션의 잠재적 위험성이 심각한 관리적 현안으로 대두되고 있다. 이에 본 연구는 직무요구-자원(JD-R) 모형 및 자원보존이론(COR)을 바탕으로, 상사지지가 직무열의에 미치는 영향과 그 과정에서 프리젠테이션이 갖는 구조적 매개효과를 실증적으로 규명하고자 하였다. 이를 위해 한국산업안전보건연구원의 제7차 근로환경조사(KWCS) 자료를 활용하여 임금근로자를 대상으로 분석을 수행하였다. 수집된 자료는 SPSS를 이용하여 경로 분석을 실시하였으며, 95% 부트스트랩 신뢰구간(Bootstrap CI)을 산출하여 매개효과의 유의성을 검증하였다. 분석 결과, 상사지지는 직무열의와 유의한 정적 관계를, 프리젠테이션과는 유의한 부적 관계를 보였다. 또한 프리젠테이션은 직무열의와 유의한 부적 관계를 가지는 것으로 나타나, 상사지지와 직무열의의 관계에서 프리젠테이션의 매개효과가 통계적으로 유의함이 확인되었다. 결과적으로 본 연구는 상사의 지지라는 환경적 자원이 부족할 때 유발되는 프리젠테이션이 근로자의 직무열의를 훼손하는 심리적 자원 고갈 경로임을 실증했다는 것에 학술적 의의가 있다. 이를 통해 조직 내 긍정적인 리더십과 지원 환경이 근로자의 심리적 자원을 보호하고 성과를 창출하는 데 필수적인 선행 요인임을 시사한다.

현대 조직 내 프리젠테이션 문제와 연구 배경

근로자가 건강 상의 문제가 존재함에도 근로를 이어가는 프리젠테이션은 결근같은 직접적인 비용 뿐만 아니라 생산성 저하와 같은 간접적 비용을 초래하며 조직에 치명적인 영향을 미친다(Yaphe, 2015; 신희주, 2018). 직무요구-자원(JD-R) 모형과 자원보존이론(COR)에 따르면, 상사지지는 대표적인 직무자원으로, 근로자의 직무 수행과 심리적 적응에 영향을 미치는 요인이다(Greenhaus, 1990). 또한 직장 내에서 여러 종업원을 관리하는 상사는 부하직원의 직무 수행을 지원하고 정서적 사회적 자원을 제공함으로써 부하 직원들이 받는 직무 스트레스를 완화시키고 성장과 업무수행에 긍정적 영향을 미친다. 기존 연구들은 상사지지의 긍정적 효과를 다루어왔으나, 상사지지의 부족이 프레젠테이션으로 이어질 수 있는지, 또 그것이 장기적으로 직무열의와 어떠한 관련을 가지는지는 충분히 논의되지 않았다.

연구 방법

연구 대상. 본 연구는 한국산업안전보건연구원의 제7차 근로환경조사(KWCS) 자료를 활용하

였다. 전체 조사대상자는 만15세 이상 총 50,195명이었으며, 본 연구에서는 연구변수에 응답한 28295명을 최종 분석대상으로 하였다.

상사지지. 상사지지(supervisor's support)란 종업원이 각각의 업무수행과 능력 발휘의 과정에서 자신의 상사가 자신의 업무 수행에 대하여 얼마나 많은 관심이 있으며 필요할 경우 도움을 줄 것으로 생각하고 있는지에 대한 지각의 정도이다.(Greenhaus, 1990) 이러한 상사지지는 직무자원의 하나로서 구성원의 자율성을 증진시키고 직무열의를 촉진하는 보호요인으로 작용한다.

프리젠티즘. 프리젠티즘(Presenteeism)은 근로자가 병가나 휴식이 권장되는 신체적, 심리적 질병 상태임에도 불구하고 출근하여 업무를 수행하는 현상이다(Yaphe, 2015). 최근 업무능력 저하 및 생산성 손실 등 심각한 간접적 비용을 발생시킨다는 점이 조명되었으며, 조직의 환경에 의해 유발되는 관리적 현상이다.

직무열의. 직무열의(engagement)는 업무 상황에서 사람들이 일을 하는 과정에서 높은 에너지를 갖고 자신에게 주어진 일에 헌신적으로 임하며 더 나아가 몰입하는 상태를 지칭한다(Schaufeli, et al., 2004). 대부분의 학자들은 직무열의를 경험하는 근로자들은 정서적인 만족감뿐만 아니라 행동으로 옮길 수 있는 에너지를 갖게 되는 상태로 설명하고 있다 즉 열의라는 직무상황에서 발생하는 활력과 자신에게 주어진 업무에 대한 인식으로 정의할 수 있다(Bakker & Leiter, 2010).

연구 결과

상사지지와 직무열의 간 프리젠티즘의 매개효과

상사지지와 직무열의의 관계에서 프리젠티즘의 매개효과를 검증하기 위해 SPSS의 PROCESS Macro(Model 4)를 활용하여 분석하였다. 그 결과, 상사지지와 직무열의의 관계에서 프리젠티즘의 유의한 부분 매개효과가 최종적으로 확인되었다.(표 1)

표 1. 상사지지와 직무열의의 관계에서 프리젠티즘의 매개 효과

분석 경로	B	SE	t	
[개별 경로 검증]				
상사지지 → 프리젠티즘 (a)	-.022	.005	-4.577	
프리젠티즘 → 직무열의 (b)	-.022	.008	-2.632	
상사지지 → 직무열의 (c)	.446	.007	66.249	
[간접효과 검증]				
상사지지 → 프리젠티즘 → 직무열의	Effect .0005	Boot SE .0002	Boot LLCI .0001	Boot ULCI .0010

Number of Bootstrapping Samples = 5,000, 95% 신뢰구간 적용

논의 및 시사점

상사지지는 직무열의와 정적 관계를, 프리젠테즘과는 부적 관계를 보였다. 또한 프리젠테즘은 직무열의를 유의하게 저하시켰으며, 결과적으로 상사지지와 직무열의 간의 관계에서 프리젠테즘의 매개효과가 통계적으로 유의하게 검증되었다.

본 연구는 직무요구-자원 이론과 자원보존이론을 바탕으로 상사의 지지가 부족할 때 발생하는 프리젠테즘이 근로자의 직무열의를 훼손하는 핵심 경로임을 확인하였다는 점에서 의의가 있다. 이는 조직 내에서 관리자의 긍정적인 지지가 건강한 리더십이 구성원의 심리적 자원을 보호하고 몰입을 유지하는데 필수적인 요소임을 시사한다. 향후 연구에서는 종단자료를 활용하여 변수 간의 인과관계를 보다 명확하게 검증할 필요가 있으며, 다양한 통제변인 포함하여 관계를 보다 정교하게 검증할 필요가 있다.

참고 문헌

최민석(Min Seok Choi),and 정승언(Seung Eon Jeong). "직무소진과 작업열의가 프리젠테즘에 미치는 영향." *창조와 혁신* 9.3 (2016): 63-93.

한국산업안전보건연구원. 제7차 근로환경조사(2023), 2023. 1

Greenhaus, J. H., S. Parasuraman and W. M. Wormley (1990). Effect of race on organizational experience, job performance evaluations and career outcomes, *Academy of Management Journal*, 133(1).

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, 293-315.

Yaphe, J. (2015). Presenteeism: Why we work when we are sick. *Revista Portuguesa de Medicina Geral e Familiar*, 31(4), 242-243.

직장인 번아웃 프로파일의 단기 종단적 변화와 직무환경요인(AWLS)의 영향: 잠재전이분석(LTA)의 적용

Short-Term Longitudinal Changes in Workplace Burnout Profiles and the Impact of Job Environment Factors (AWLS): An Application of Latent Transition Analysis (LTA)

김예은 (화성의과학대학교 의료심리학과 학부생, yeen0990@naver.com) 제1저자

이서연 (화성의과학대학교 의료심리학과 학부생, cindytdus@naver.com) 공동저자

최지연 (화성의과학대학교 의료심리학과 학부생, choijiyeon0301@naver.com) 공동저자

황재상 (화성의과학대학교 의료심리학과 조교수, jspoooh32@naver.com) 교신저자

초록

본 연구는 사람중심접근을 통해 번아웃과 직무열의가 결합된 직무태도 프로파일의 4주간의 단기 전이 양상과 이러한 전이 과정에서 직무환경요인(AWLS)의 영향력을 확인하였다. 이를 위해 4주의 간격을 두고 1차와 2차 설문 조사를 실시하였으며, 2차 설문에 모두 응답한 499명을 대상으로 최종분석을 실시하였다. 잠재프로파일 분석결과, 두 시점 모두 직무열의와 번아웃 모두 높은 프로파일(Both), 상대적으로 직무열의가 높은 프로파일(Engaged), 상대적으로 번아웃 수준이 높은 프로파일(Burnout)로 3개의 프로파일이 도출되었다. 잠재전이분석 결과, Time1의 프로파일은 Time2에서 대개 안정적으로 유지가 되었으나, Time1에서 번아웃 또는 직무열의 참가자의 일부가 Time2에서 번아웃과 직무열의가 모두 높은 프로파일로 전이 되는 것으로 나타났으며, 이러한 전이에 업무량이 영향을 미치는 것으로 나타났다.

Keywords: 번아웃, 직무열의, 6 Area, 잠재프로파일분석, 잠재전이분석

연구 배경

현대 직장인의 심리적 건강을 설명하는 번아웃과 직무열의는 각각 독립된 개념으로 다루어져 왔으나, 최근 선행연구들은 이들이 복합적으로 결합된 '직무태도 프로파일' 관점의 필요성을 제기한다(Tuominen-Soini & Salmela-Aro, 2014). 이러한 다차원적 하위 집단을 분류하기 위해 연구들은 주로 사람 중심 접근인 잠재프로파일 분석(LPA)을 활용하고 있으나(Haire et al., 2024), 기존 연구는 주로 횡단적 연구에 치중된 한계점이 있다. 특히 번아웃을 비롯한 직무태도는 장기간의 관점뿐만 아니라, 단 4주와 같은 단기 시차 속에서도 환경 변화나 사건에 민감하게 반응하므로 단기간 내에 프로파일이 실제로 변화하는지 세밀한 확인이 필요하다(Hirva et al., 2026). 또한, 직무 환경과 개인 간의 부조화는 번아웃을 심화시키고 열의를 저하시키는 주요 원인으로 작용하며, 대표적으로 Maslach와 Leiter는 이를 설명하기 위한 6가지 요인인 6 area를 제안하였다. 하지만 종단적 관점에서 직무태도 프로파일의 변화에서 이러한 6area의 역할에 대한 연구는 아직 진행되지 못한 한계점이 있다. 이에 본 연구는 번아웃과 직무열의를 결합한 통합적 직무태도 프로파일의 4주 단기 전이 양상을 확인하고, 직무 환경의 6가지 영역이 미치는 영향을 확인함으로써, 조직이 급성 소진에 대응하여 한정된 자원을 효과적으로 배분하고 개입할 수 있는 근거 기반의 인사이트를 제공하고자 한다.

연구 방법

연구 대상 및 방법. 4주 간격을 두고 1차(650명)와 2차(548명) 설문을 실시한 후, 결측치를 제외한 두 시점 모두에 응답한 총 499명을 대상으로 최종 분석을 실시하였다. 인구통계학적 특성을 살펴보면, 성별은 남성 248명(49.7%), 여성 251명(50.3%)이었다. 평균연령은 40.49세($SD=10.29$)로 나타났다. 근무 업종은 서비스업이 215명(43.1%)으로 가장 많았으며, 제조업 132명(26.5%), IT/통신 55명(11.0%), 건설업 38명(7.6%), 유통업 25명(5.0%), 금융업 24명(4.8%), 기타 10명(2.0%) 순으로 분포하였다.

분석을 위해서는 잠재프로파일분석과 잠재전이분석을 실시하였으며, 프로파일 전이에서 6가지 직무환경의 영향력을 확인하기 위해서는 3단계 접근을 통한 다항로지스틱회귀분석을 실시하였다.

번아웃. 번아웃(Burnout)은 직무에서 경험하는 만성적인 정서적 및 대인관계적 스트레스 반응으로, 소진·냉소주의·효능감 저하 3가지 요인으로 구성된다(Maslach et al., 2001). 초기 연구 단계에서는 서비스직에 한정된 개념이었지만, 이후 일반직종의 개념으로 확대되었다.

직무열의. 직무열의(Work Engagement)란 번아웃과 독립적인 반대개념으로, 일과 관련된 긍정적이고 충만한 심리적 상태를 의미하며, 활력(vigor), 헌신(dedication), 몰두(absorption)의 세 가지 차원으로 구성된다(Schaufeli et al., 2002).

직무환경요인(6 Area). 직무환경은 직무 특성과 조직적 작업 조건을 포괄하는 개념이다. Maslach와 Leiter(2016)는 직무환경과 개인 간 적합성을 설명하는 6가지 영역(업무량, 통제권, 보상, 공동체, 공정성, 가치)을 제안하였으며, 이들 영역의 적합성에 따라 직무태도의 차이를 설명하였다.

연구 결과

프로파일 분석 결과

번아웃과 직무열의 결합 양상에 따른 잠재프로파일 분석을 실시하였다(표1). 먼저 Time1과 Time2 모두 프로파일 수가 증가할수록 AIC, BIC, SABIC 지수가 일관되게 감소하는 경향을 보였다. 하지만 Time 1은 4개 프로파일, 그리고 Time 2는 5개 프로파일 모형일 때 모형 비교 우도비 검증결과가 유의미하지 않은 것으로 나타났으며, Time1과 2 모두에서 4개 프로파일에서 전체 집단의 5% 미만의 집단이 도출되는 것으로 나타났다. 이러한 정보들을 종합하여 Time1과 Time2 모두 3개 프로파일 모형을 최종 모형으로 결정하였다.

표 1. Fit indices and number of profiles for T1 and T2

	AIC	BIC	ABIC	Entropy	LMR	LMR-A
Time 1						
2	1832.715	1862.203	1839.984	0.753	p<.001	p<.001
3	1717.486	1759.612	1727.872	0.805	p<.001	p<.001
4	1674.858	1729.622	1688.36	0.88	p<.05	p=0.0503
5	1659.791	1727.193	1676.408	0.905	p<.001	p<.001
Time 2						
2	1885.478	1914.966	1892.748	0.695	p<.001	p<.001
3	1810.981	1853.107	1821.366	0.756	p<.01	p<.01
4	1802.48	1857.247	1815.984	0.791	p<.01	p<.01
5	1789.725	1857.126	1806.342	0.784	p=0.0244	p=0.0286

각 프로파일의 특징을 살펴보면, Time1과 Time2 모두 직무열의와 번아웃 모두 높은 프로

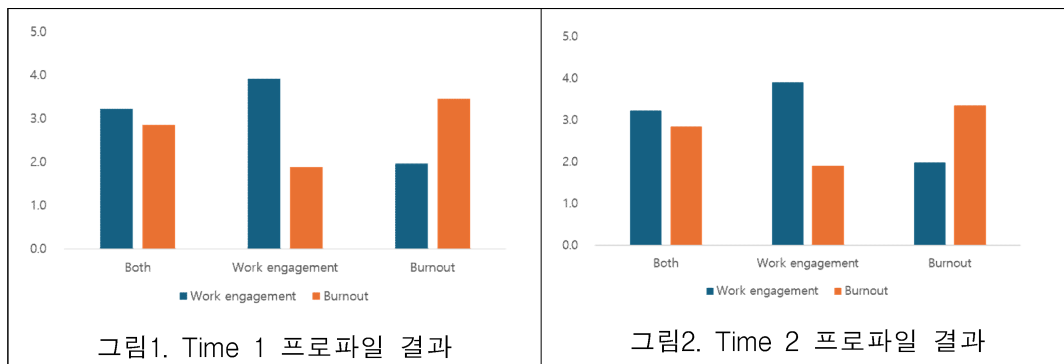
파일(Both), 상대적으로 직무열의가 높은 프로파일(Engaged), 상대적으로 번아웃 수준이 높은 프로파일(Burnout)이 도출되었으며, 프로파일의 특징은 표2-3, 그림1-2에 제시하였다.

표 2. Means and standard deviation of burnout-work engagement across profiles at Time 1.

	1(n=371, 74.349%)		2(n=67, 13.427%)		3(n=61, 12.224%)	
	<i>M</i>	<i>SE</i>	<i>M</i>	<i>SE</i>	<i>M</i>	<i>SE</i>
Work engagement	3.23	.04	3.92	.13	1.96	.08
Burnout	2.86	.05	1.90	.11	3.46	.08

표 3. Means and standard deviation of burnout-work engagement across profiles at Time 2.

	1(n=371, 74.349%)		2(n=67, 13.427%)		3(n=61, 12.224%)	
	<i>M</i>	<i>SE</i>	<i>M</i>	<i>SE</i>	<i>M</i>	<i>SE</i>
Work engagement	3.24	.07	1.99	.11	3.91	.17
Burnout	2.85	.06	3.37	.11	1.91	.13



프로파일 전이 분석 결과

프로파일 전이 분석에 앞서, Time1과 Time2 간 종단적 잠재프로파일 측정 동일성 (Longitudinal Measurement Invariance)을 확인하였다(표4). 분석 결과 잠재프로파일 모형은 제약 수준이 증가하더라도 전반적으로 안정적인 적합도를 보였으며, 분포 동일성 모형에서도 AIC, BIC, ABIC 및 Entropy가 형태 동일성 모형과 유사하게 유지되었다.

표4. Comparison of longitudinal latent profile models for measurement invariance.

	LL	#fp	AIC	BIC	ABIC	Entropy
Configural Similarity	-1287.98	48	2671.956	2874.162	2721.807	.873
Structural Similarity	-1744.80	14	3517.606	3576.583	3532.146	.782
Dispersion Similarity	-1737.24	16	3506.484	3573.886	3523.101	.788
Distributional Similarity	-1295.17	42	2674.329	2851.259	2717.948	.875

LL=Model LogLikelihood; #fp=Number of free parameters; AIC=Akaike Information Criteria; BIC=Bayesian Information Criteria; ABIC=Sample-Size adjusted BIC.

잠재전이확률을 살펴본 결과, 각 프로파일은 시간 경과 후에도 높은 수준의 안정성을 보였다(표 5). 번아웃(또는 직무열의)는 직무열의(또는 번아웃)으로 전이되지 않는 것이며, 일부의 경우 번아웃 직무열의가 모두 높은 프로파일로 전이가 되었다. 이는 번아웃과 직무열의가 모두 높은 프로파일의 경우 번아웃과 직무열의의 과도기적 형태일 가능성을 시사한다.

표5. Transitions probabilities for the final latent transition analysis

Time 1	Transition Probabilities to Time 2 Profiles		
	Both	Burnout	Work engagement
Both	0.989	0.011	0.000
Work engagement	0.013	0.000	0.987
Burnout	0.032	0.968	0.000

잠재전이모형 분석 결과, Time 1의 업무량이 Time 2의 프로파일 전이에 일부 영향을 미쳤으나 전이 자체가 제한적이어 전체 추정의 안정성에는 한계가 있었다(표 6). 특히 일부 전이 경로에서 오즈비가 극단적으로 크거나 0에 수렴하는 현상이 관찰되었는데, 이는 특정 집단에만 전이가 집중된 희소자료 특성과 완전분리(Complete Separation) 현상에 기인한 것해석할 수 있다.

표6. Parameter Estimates for Covariate Effects on Latent Transitions in LTA

Variables	Time 1	Time 2: profile 1 (both) vs profile 2(work engagement)			
		Estimate	SE	p	OR
workload	Burnout	3.725	1.860	< 0.05	41.460

논의 및 시사점

본 연구를 통해 4주 동안의 번아웃과 직무열의로 구성된 직무태도 프로파일의 전이 양상과 이러한 전이 과정에서 직무환경요인인 6 Area의 영향력을 확인하였다. 분석 결과, 두 시점 모두 3개 프로파일 모형(Both, Engaged, Burnout)이 도출되었다. 전이 양상을 살펴보면, Time 1에서 번아웃 혹은 직무열의의 프로파일은 Time 2에서 대체적으로 안정적으로 유지가 되었다. 하지만 일부의 경우 번아웃과 직무열의가 모두 높은 프로파일로 전이되었으며, 이러한 전이 과정에 업무량이 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이를 통해 번아웃과 직무열의가 모두 높은 프로파일은 초기 번아웃 혹은 직무열의 태도의 전이 과정에서의 과도기 형태의 직무태도 프로파일의 가능성을 고려할 수 있다. 다만 일부 오즈비는 계산 과정에서 극단적인 값(예: 999 또는 0)으로 산출되었으며, 이는 표본 크기의 제한이나 특정 상태 전이가 매우 드물게 발생하는 데 기인했을 가능성이 있다. 따라서 이러한 결과는 신중하게 해석할 필요가 있으며, 향후에는 더 큰 표본과 시점을 달리하여 장기간 태도 변화에 대한 중단연구를 통해 과도기적 태도인 번아웃과 직무열의가 결합된 태도에 대한 연구를 진행할 필요가 있다.

참고 문헌

- Haire, G., Prihodova, L., Kilcullen, S., & Hayes, B. (2024). Latent burnout profile analysis in hospital doctors in Ireland. *Plos one*, 19(8), e0308972.
- Hirva, L., Mauno, S., & Mäkikangas, A. (2026). Development of job burnout and job performance: a latent profile and transition analysis over three years. *Work & Stress*, 40(1), 104–124.
- Maslach, C., & Leiter, M. P. (2016). Understanding the burnout experience: Recent research and its implications for psychiatry. *World Psychiatry*, 15(2), 103–111.
- Tuominen-Soini, H., & Salmela-Aro, K. (2014). Schoolwork engagement and burnout among Finnish high school students and young adults: Profiles, progressions, and educational outcomes. *Developmental Psychology*, 50(3), 649–662.

발행 : 허창구 (학회장)
감수 : 이종현(학술위원장)
편집 : 이정혁, 나윤조, 박준호, 강지인, 김현민, 이영술, 이종대, 김민철, 박병희 (대구가톨릭대 석사과정)



Published by
KOREAN SOCIETY FOR INDUSTRIAL AND ORGANIZATIONAL PSYCHOLOGY