

다차원적 조용한 사직 척도(MQQS) 타당화 연구

김 광 태 이 혜 원 손 영 우[†]

연세대학교 심리학과

팬데믹 이후, 조용한 사직(Quiet Quitting)이라는 용어가 주목받고 있다. 조용한 사직은 근로자가 조직에서 주어진 업무에는 충실하지만, 추가 노동을 하지 않고 승진이나 좋은 평가 등을 바라지 않는 태도를 말한다. 최근 사회적으로나 학문적으로 조용한 사직이 많은 관심을 받고 있음에도 불구하고, 심리학적 구성개념에 대한 연구는 아직 부족한 실정이다. 본 연구의 목적은 조용한 사직을 행동과 정서, 두 가지 차원으로 체계화 한 Patel 등(2023)의 다차원적 조용한 사직 척도(Multidimensional Quiet Quitting Scale; MQQS)를 한국어로 번안하고 타당화 하는 것이다. 이를 위해 두 차례의 설문조사를 실시하여($N_1 = 220$, $N_2 = 400$) 탐색적 요인 분석과 확인적 요인분석을 수행하였으며, 조용한 사직 척도가 2요인 구조임을 확인하였다. 또한, 조직시민행동, 발언행동 등의 심리적 개념과 관련성을 분석하여 척도의 수렴 타당성을 검증하였으며, 충분한 타당도 검증을 위해 위계적 회귀분석과 우세분석을 시행하였다. 그 결과, 지속적 몰입, 심리적 계약위반, 위반 감정을 통제하고도, MQQS가 조직시민행동과 이직 의도에 유의미한 증분 설명량을 갖고, 고유한 분산을 보인다는 것을 확인하였다. 이러한 과정을 통해 MQQS의 신뢰도와 타당도를 검증하였으며, 연구결과에 의의와 한계점, 향후 연구 방향에 대해 논의하였다.

주요어 : 조용한 사직, 다차원적 조용한 사직 척도, 척도 타당화

[†] 교신저자 : 손영우, 연세대학교 심리학과, 서울특별시 서대문구 연세로 50, E-mail: ysohn@yonsei.ac.kr



에 입각하여, MZ세대가 성장과정에서부터 극심한 경쟁을 하면서 ‘능력주의’의 가치를 당연하게 생각하고, 개인의 성과측정과 보상의 연계를 무엇보다 중요하게 생각하기 때문에 발생한 결과로 보기도 한다(김정인, 2022; 이종원, 2022; 전종희, 2022). 하지만 올해 서울대 소비트렌드분석센터에서 출간한 ‘트렌드 코리아 2023’에서 조용한 사직을 2023년 핵심키워드 중 선정하는 등, 이미 조용한 사직 현상은 세대 이슈를 넘어 한국 사회 전반에 확산되고 있다(김예운, 2022; 양승훈, 2023).

이처럼 조용한 사직이 널리 알려지면서, 초기에는 지속적 몰입(Continuance Commitment)이나 이직의도(Turnover Intention)와 같이 이미 알려져 있는 개념들과 동일하다고 보는 견해도 있었다. 하지만 조용한 사직과 다르게 이직의도에는 직원이 현재 있는 조직을 떠나고자 하는 적극적인 계획이 포함되며, 지속적 몰입에는 업무 기여수준을 낮췄을 때 발생할 수 있는, 생활에서의 어려움이 구체적으로 반영되어 있다(Klotz & Bolino, 2022; Nordgren & Ingemarsson Björs, 2023). 이와 같이, 연구자들 사이에서 조용한 사직 현상을 기존 개념만으로 설명하기에는 충분하지 못하다는 이론적 문제인식이 증가하면서, 최근에는 조용한 사직을 개념적으로 정의하고 다양한 변수들과 논리적 관계(nomological network)를 밝히려는 연구가 활발하게 진행되고 있다(Anand et al., 2023; Patel et al., 2023; Tayfun et al., 2023). 하지만, 아직까지 조용한 사직에 대한 개념적 합의가 이루어지지 않았고, 개념을 측정할 수 있도록 개발된 척도도 부족한 상황이다(Kumar, 2022). 이에, 본 연구에서는 Patel 등(2023)이 개발한 다차원적 조용한 사직 척도(Multidimensional Quiet Quitting Scale; MQQS)를

한글로 번안하고 타당화 하는 연구를 진행하여, 조용한 사직에 대한 이해를 높이고, 신뢰롭고 연구에 즉시 활용할 수 있는 척도를 제공하고자 한다. 이를 통해, 국내에서 조용한 사직에 대해 보다 깊고 폭 넓은 연구를 진행하는 데 일조하고, 기업이 근로자의 조용한 사직을 예방하고 해결하기 위한 대응방안을 마련하는 데 도움을 줄 수 있을 것으로 기대한다.

따라서 본 연구의 목적을 다음과 같이 정리해볼 수 있다. 첫째, Patel 등(2023)이 개발한 영문판 다차원적 조용한 사직 척도를 번역-역번역 과정을 통해 한글로 번안하여 한글화 된 다차원적 조용한 사직 척도를 완성할 것이다. 둘째, 대한민국에 위치한 기업에 재직 중인 근로자를 대상으로 설문조사를 진행하고, 탐색적 요인분석과 확인적 요인분석을 실시하여 조용한 사직 척도의 요인구조를 밝힐 것이다. 셋째, 조용한 사직 척도의 타당성을 확인하기 위해 유사 개념들과 상관분석을 실시하여 수렴 타당도를 확인할 것이다. 마지막으로 조용한 사직이 영향을 미치는 것으로 밝혀진 관련 변인에 대해 위계적 회귀분석과 우세분석을 실시하여, 유사 개념의 영향을 통제하고도 조용한 사직이 관련 변인에 대한 설명력을 갖는지 검증할 것이다.

조용한 사직의 개념, 특징 및 구성요소

조용한 사직의 개념이 처음 제시된 후 오랜 기간이 지나지 않았으나 비교적 다양한 연구에서 조용한 사직의 개념을 명확히 하고자 하는 시도가 있었다(Klotz & Bolino, 2022; Madell, 2022; Stahl, 2022). 관련 연구에서는 공통적으로 조용한 사직이 문자 그대로 회사를 그만두는

것이 아니라 ‘기대되는 것 이상으로 일하지 않고 단순히 해당 직위에 기대되는 일을 하는 것’이라고 정의하고 있다(Pearce, 2022). 일부 학자들은 조용한 사직이 완전히 새로운 현상이 아니며, 우리가 이미 잘 알고 있는 개념, 즉, 이직 의도(Turnover Intention; Mobley, 1977), 지속적 몰입(Continuous Commitment; Meyer & Allen, 1991), 심리적 계약 위반(Psychological Contract Breach; Rousseau, 1989) 등과 동일하다고 주장하지만(Boy & Stürmeli, 2023; Hamouche et al., 2023), 조용한 사직은 이전의 개념들과 대비되는 두 가지 중요한 특징을 가지고 있다.

첫째, 조용한 사직은 일반적으로 직무기술서로 대표되는 회사의 요구 수준에 맞추어 일하되 그 이상으로 노력하지 않기 위한 의도적인 업무 수준의 관리가 수반된다(Pearce, 2022). 조용한 사직을 하는 직원은 회사와 합의된 최소한의 요구 수준을 파악하고 이에 미치지 못하지 않지만 그 이상으로도 하지 않는 자체적인 관리 활동을 한다(Madell, 2022; Stahl, 2022). 이는 직원의 현재 업무 기여도 또는 성과 수준이 극단적으로 하락하는 것을 포함하는 이직의도와는 다르며(Mobley, 1977; Patel et al., 2023), 현 직장에서의 이직할 경우 예상되는 비용 또는, 일어나지는 않았으나 미래의 기회비용에 대한 우려 등을 지속 계산하여 업무에 투입하는 노력을 끊임없이 조정하는 지속적 몰입과도 차이가 있다(Nordgren & Ingemarsson Björs, 2023, Patel et al., 2023). 또한, 조용한 사직이 소극적 수준이지만 요구받은 업무를 한다는 점은 업무와 무관한 행동이나 비생산적인 활동, 지각, 결근 등 역기능적인 행동인 직원철회(Employee Withdrawal; Koslowsky, 2000)와도 다르다(Anand et al., 2023).

조용한 사직의 두 번째 특징은 조직에 추가적인 기여를 하지 않는 것에 대해 편안함이라는 정서가 수반된다는 점이다. 조용한 사직을 하는 직원은 조직에 최소한의 수준으로 기여하는 것에 심리적 부담을 느끼지 않으며, 나아가 원칙적으로 바람직한 것이라는 생각도 갖고 있다고 알려진다(Patel 등, 2023). 이러한 특징은 심리적 계약 위반이나 직원 이탈(Employee Disengagement; Pech & Slade, 2006)과 다른 점이다. 심리적 계약 위반은 조직 기여에 대한 보상 등 직원이 가진 심리적 기대가 충족되지 못했을 때 조직에 대한 부정적 평가를 하는 것이 주요한 요소이며, 직원 이탈은 조직 정체성이 결여되고 의미감을 상실한 상태를 뜻한다(Anand et al., 2023; Patel et al., 2023). 반면, 조용한 사직은 이와 같은 부정적 정서가 반드시 수반되지 않으며 오히려 자신의 행동에 편안함을 느낀다는 점에서 고유한 특징을 가지고 있다고 할 수 있다.

조용한 사직이 지닌 두 가지 특징에서 알 수 있듯이 이는 행동 및 정서적 반응을 포함한 개념이다. 이에 Patel 등(2023)은 사회적 교환 이론(Social Exchange Theory)에 기반하여 조용한 사직의 구성개념을 행동적 조용한 사직(Behavioral Quiet Quitting)과 정서적 조용한 사직(Emotional Quiet Quitting)으로 정의하였다. 사회적 교환 이론에 따르면, 사람들은 잠재적으로 얻을 수 있는 보상을 극대화하고 관계 비용을 최소화하기 위해 교환 관계를 추구한다(Thibaut & Kelley, 1959). 이를 조직과 근로자의 관계에 적용해보면, 근로자들이 현재 자신이 직장에 기여하는 것보다 받는 혜택이 떨어진다고 인식하는 경우, 보상에 비해 비용이 커지기 때문에 이직 등의 대안을 고려하게 된다. 하지만 이직과 같은 대안을 실행하는 비

용이 높은 경우, 최소한의 업무만 수행하면서 관계 비용을 최소화하고, 조직에 머무르는 행동을 보일 수 있다. Patel 등(2023)은 이와 같은 직원의 행동적 태도를 ‘행동적 조용한 사직’으로 정의하였다. 정서적 측면에서는, 조직이 자신에게 제공하는 혜택을 초과하여 업무에 기여하는 경우, 관계 비용이 증가하기 때문에 부정적인 감정이 상승할 것으로 예상할 수 있다. 반대로 최소한의 기여를 하는 경우에는 잠재적으로 얻을 수 있는 보상이 극대화되기 때문에, 긍정적인 감정이 높아질 것으로 예상할 수 있다. Patel 등(2023)은 이와 같이 정서적으로 나타나는 업무적 태도를 ‘정서적 조용한 사직’으로 정의하였다.

조용한 사직의 발생 배경 및 영향

조용한 사직이 어떠한 배경에서 발생했는지, 이의 선행요인을 밝히려는 연구자들은 조용한 사직의 원인을 몇 가지로 보고 있다. 우선, Hamouche 등(2023)은 개인의 동기 관점에서 2요인 이론(Two-Factor Theory; Herzberg, 1959)과 공정성 이론(Equity Theory; Adams, 1963)을 고려해야 한다고 주장한다. 구체적으로 Hamouche 등(2023)은 조용한 사직이 직무만족 및 동기부여에 정적 영향을 미치는 동기요인이 부족하고, 직무 불만족을 야기하는 위생요인이 충족되지 않아서 발생할 수 있다고 보았다. 또한, 공정성 이론의 관점에서 보면, 조용한 사직은 조직 내에서 불공평성이나 불만족 상태를 인지한 구성원이 최소한의 기여를 통해 상황을 공정하게 조정하려는 시도를 하는 것으로 해석할 수 있다고 하였다(Hamouche et al., 2023).

둘째, 일과 삶의 균형을 더 엄격히 추구하

고자 하는 직원 욕구가 확대되었기 때문이다(Anand et al. 2023). 특히, 팬데믹으로 인해 더 많은 사람들이 일과 삶의 균형을 재평가하고 개인의 웰빙을 중시하면서 기존의 ‘허슬컬처(Hustle Culture)’ - 개인의 삶보다 일을 중시하고 일에 열정적으로 임하는 라이프 스타일 - 에 반대하는 사회적 풍조가 형성된 영향으로 볼 수 있다(Hamouche et al., 2023).

셋째, 팬데믹 기간 많은 직원들이 원격 근무를 경험하면서 회사로부터 정서적 거리가 멀어진 것도 조용한 사직의 발생 원인으로 거론된다(Patel et al., 2023). 조용한 사직이 의식적으로 작업 수준을 조정하고 특별히 조직에 불만, 상실감, 애착 결여 등의 부정적 정서 등을 수반하지 않는다는 특징은 이처럼 회사와 직원의 정서적 거리감에서 기인한 것으로 보인다. 위와 같은 발생 배경 외에, 연구자들은 관리자 리더십 미흡, 상사의 지원 부족, 높은 수준의 업무 스트레스, 조직 내 대인관계, 직원 성격 등을 조용한 사직의 선행요인으로 제시하고 있다(Anand et al., 2023; Hamouche et al., 2023; Tayfun et al., 2023).

직원들이 위와 같은 원인으로 조용한 사직을 하는 경우, 조직이나 개인에게 어떤 영향을 미칠 것인지에 대한 실증 연구는 아직까지 찾아보기 어렵다. 하지만 지금까지 밝혀진 조용한 사직의 특징에 기반하여 조직과 개인에게 미칠 영향을 유추해 볼 수 있다. 직원들이 조용한 사직을 하는 경우, 그들은 주로 직무 기술서에 명시된 내용만을 수행하며, 자발적인 추가 기여를 하지 않는 특징을 보인다. 기업의 직무기술서나 계약서는 필연적으로 제한적이기 때문에, 조직이 요구하는 모든 업무를 포괄하지 못한다. 따라서 조직이 예상치 못한 문제에 대처하거나 목표를 초과하는 성과를

달성하기 위해서는 구성원들의 자발적인 추가 기여가 필수적이다(Gong et al., 2009; Shore & Wayne, 1993; Zenger & Folkman, 2022). 조용한 사직은 구성원들의 이러한 자발적 기여를 감소시키며, 실제로 구성원들이 명시적으로 요구되는 업무 외에는 별도의 노력을 기울이지 않기 때문에, 기업의 발전을 위한 창의적인 제안이나 협업과 같은 비공식적인 업무 영역에도 부정적인 영향을 미칠 수도 있다(Hamouche et al., 2023). 따라서 기업의 생산성과 혁신성, 효율성 저하를 방지하기 위해 조용한 사직이 어떤 요인에 의해 촉발되는지, 조직과 개인에는 어떤 영향을 미치는지에 대한 깊이 있는 연구가 필요하다.

조용한 사직 척도

Patel과 동료들(2023)은 본 연구에서 한글로 번안하고 타당화 하는 다차원적 조용한 사직 척도를 네 단계에 걸쳐 개발하였다. 먼저,

Hinkin(1998)과 Schwab(1980)이 권장하는 절차에 따라 다차원적 조용한 사직 척도 22개 문항을 개발하고, 대표성과 중복성을 검토하여 20개 문항을 선정하였다. 이후 MBA 재학생 37명을 대상으로 행동적 및 정서적 조용한 사직의 정의와 문항이 일치하는 정도를 평가하고, 분산 분석을 통해 일곱 문항을 제거하여 13개 문항을 선정하였다. 선정된 문항을 활용하여 미국에서 근무하는 정규직 직원 985명을 대상으로 설문을 실시하였으며, 확인적 요인분석을 통해 2요인 구조를 확인하고, 법칙론적 타당도(nomological validity)를 검증하였다. 그 후, 영국, 스페인, 핀란드를 비롯한 유럽 33개국의 근로자 2,128명과 포르투갈의 정규직 근로자 1,897명을 대상으로 데이터를 수집하였으며, 확인적 요인분석과 회귀분석, 우세분석을 통해 타당도를 검증하면서 연구자들이 가정했던 행동적 조용한 사직과 정서적 조용한 사직의 2요인 구조가 잘 반영될 수 있도록 두 문항을 추가로 제거하였다. 그 결과, 최종적으로 행동적

표 1. 다차원적 조용한 사직 척도 최종 문항

구분	문항
Behavioral Quiet Quitting	1 I do only the work I'm specifically asked to do; just enough to not lose my job.
	2 I do not do extra work beyond what I'm paid to do.
	3 I don't look for extra work to do even though it could help me to get promoted.
	4 To keep my job, I believe in working just enough, not harder or smarter.
	5 Doing only the work that is required is smart, not lazy.
Emotional Quiet Quitting	6 It doesn't bother me when extra work gets left unfinished.
	7 It is emotionally rewarding for me not looking for extra work to do.
	8 Worries weigh heavily on my mind, when going above and beyond in my work.
	9 My emotions often multiply negatively when working beyond what is necessary to keep my job.
	10 I feel less burned out by doing only the work that is needed to keep my job.
	11 My mental health is a lot better by not going the 'extra mile' at work.

조용한 사직 다섯 문항, 정서적 조용한 사직 여섯 문항으로 구성된 11개 문항이 확정되었으며, 이를 표 1에 제시하였다.

방 법

연구대상

본 연구의 참여자는 모두 한국에서 주당 40시간 이상 근무하는 직장인이었으며, 패널 조사기관을 통해 모집하였다. 총 두 차례의 설문조사를 실시하였으며, 설문 실시에 앞서 연구윤리심의위원회(Institutional Review Board)의 승인을 받았다. 첫 번째 설문은 탐색적 요인 분석을 위해 300명을 대상으로 실시했으며, 두 번째 설문은 확인적 요인분석과 증분 타당도 등을 확인하기 위해 500명을 대상으로 실시하였다. 첫 번째 설문과 두 번째 설문에 중복으로 참여한 인원은 없으며, 동시에 온라인으로 진행하였다. 첫 번째 설문 조사에서는 불성실 응답자와 현 직장에서 6개월 미만으로 근무한 인원을 제외한 220명의 데이터를 최종 분석에 사용하였다. 설문 참여자의 성별은 남성이 119명으로 54.1%, 여성이 101명으로 45.9%를 차지했다. 연령을 살펴보면 20대가 47명으로 21.4%, 30대가 61명으로 27.7%, 40대가 54명으로 24.5%, 50대 이상이 58명으로 26.4%를 차지하였다. 평균 연령은 40.48세($SD = 10.00$)였으며, 직장 근로기간 평균은 17.35년($SD = 12.22$)이었다. 직급은 사원급이 73명으로 33.2%, 대리급이 53명으로 24.0%, 과장급이 47명으로 21.4%, 차장급이 19명으로 8.6%, 부장급이 28명으로 12.8%를 차지하였다. 두 번째 설문 조사에서도 불성실 응답자와 현 직

장에서 6개월 미만으로 근무한 인원을 제외하였으며, 최종 분석에는 400명의 데이터를 사용하였다. 두 번째 설문 참여자의 성별은 남성이 212명으로 53.0%, 여성이 188명으로 47.0%를 차지했다. 연령을 살펴보면 20대가 94명으로 23.5%, 30대가 100명으로 25.0%, 40대가 101명으로 25.3%, 50대 이상으로 26.2%를 차지하였다. 평균 연령은 만 39.98세($SD = 9.88$)였으며, 직장 근로기간 평균은 17.14년($SD = 12.07$ 년)이었다. 직급은 사원급이 131명으로 32.8%, 대리급이 103명으로 25.8%, 과장급이 81명으로 20.2%, 차장급이 40명으로 10.0%, 부장급이 45명으로 11.2%를 차지하였다.

측정도구

첫 번째 설문조사에서는 온라인 설문지를 통해 다차원적 조용한 사직 척도와 성별, 나이, 주당 근무 시간 등의 인구통계학적 정보를 조사하였다. 두 번째 설문조사에서는 첫 번째 설문조사와 동일한 다차원적 조용한 사직 척도와 인구통계학적 정보에 추가하여, 발언 행동, 조직 몰입, 심리적 계약 위반, 위반 감정, 조직시민행동, 이직의도, 사회적 바람직성 척도를 사용하였다.

다차원적 조용한 사직 척도(MQQS)

Patel 등(2023)이 개발하고 타당화한 척도를 영어와 한국어에 능한 심리학 전공 대학원생과 본 연구의 저자가 한국어로 번안하고, 이중 언어자가 역번역 하여 의미상 일치 정도를 확인하였으며, 심리학과 교수가 한국어와 영어 척도를 비교한 뒤 수정보완하여 최종적으로 한국판 다차원적 조용한 사직 척도 문항을

완성하였다. MQQS는 행동적 정서적 사직과 정서적 조용한 사직의 총 2개의 하위차원으로 구성되어 있으며, 리커트형 5점 척도(1 = 전혀 아니다, 5 = 매우 그렇다)로 측정하였다. 예시문항으로는 ‘나는 직장에서 잘리지 않을 정도로, 요청 받은 만큼만 일 한다’, ‘나는 주어진 일 이상의 업무를 하지 않을 때, 정서적으로 만족스럽다’ 등이 있다. Patel 등(2023)의 연구에서 내적 일치도(Cronbach's α)는 행동적 조용한 사직이 .84, 정서적 조용한 사직이 .80이었으며, 본 연구에서는 각각 .88과 .87로 나타났다.

발언행동(Voice Behavior)

Van Dyne과 LePine(1991)이 개발하고, 김송민(2015)이 번안하여 활용한 척도를 사용하였다. 본 척도는 조직 구성원이 현재 상황을 비판하기보다, 개선하기 위한 목적으로, 건설적이고 변화 지향적으로 의사소통 하고자 하는 정도를 측정한다. 리커트형 5점 척도(1 = 전혀 아니다, 5 = 매우 그렇다)로 측정하였으며, 예시문항으로는 ‘나는 업무와 관련한 문제에서 생산적인 의견을 제시할 의향이 있다’, ‘나는 회사를 개선할 만한 새로운 계획에 대한 아이디어를 제시할 의향이 있다’ 등이 있다. 김송민(2015)의 연구에서 내적 일치도(Cronbach's α)는 .96이었으며, 본 연구에서는 .94로 나타났다.

조직 몰입(Organizational Commitment)

Meyer 등(1993)이 개발하고, 고종욱(2012)이 번안하여 타당화한 척도를 사용하였다. 본 척도는 정서적 몰입(Affective Commitment) 다섯 문항, 지속적 몰입(Continuance Commitment) 다섯 문항, 규범적 몰입(Normative Commitment) 다섯 문항 총 세 개의 하위요인, 15문항으로

구성되어 있다. 리커트형 5점 척도(1 = 전혀 아니다, 5 = 매우 그렇다)로 측정하였으며, 예시 문항으로는 ‘나는 정말로 우리 직장의 문제를 내 문제처럼 느낀다’, ‘나는 대안이 별로 없기 때문에 이 조직을 떠난다는 것은 생각할 수 없을 것 같다’ 등이 있다. 고종욱(2012)의 연구에서 표본 1을 기준으로 내적 일치도(Cronbach's α)는 정서적 몰입 .91, 지속적 몰입 .84, 규범적 몰입 .80이었으며, 본 연구에서는 각각 .85, .72, .74로 나타났다.

심리적 계약 위반(Psychological Contract

Breach)

Robinson과 Morrison(2000)이 개발한 심리적 계약 위반 척도를 이홍수(2014)가 번안한 다섯 문항을 사용하였다. 본 척도는 조직과 구성원 간 진행된 계약에 대해, 조직 구성원이 인지하는 믿음과 현실의 차이를 측정한다. 리커트형 5점 척도(1 = 전혀 아니다, 5 = 매우 그렇다)로 측정하였으며, 예시문항으로는 ‘채용 당시 회사가 약속한 거의 모든 것이 지금까지 잘 지켜졌다’, ‘내가 채용될 때 회사가 나에게 약속한 것을 충족시켜 주고 있다’ 등이 있다. 이홍수(2014)의 연구에서 내적 일치도(Cronbach's α)는 .87이었으며, 본 연구에서는 .78로 나타났다.

위반 감정(Feeling of Violation)

Robinson과 Morrison(2000)이 개발한 위반 감정척도를 이홍수(2014)가 번안한 네 문항을 사용하였다. 본 척도는 심리적 계약불이행에 대한 감정적 반응 수준을 측정한다. 리커트형 5점 척도(1 = 전혀 아니다, 5 = 매우 그렇다)로 측정하였으며, 예시문항으로는 ‘나는 회사의 심리적 계약 위반 때문에 상당히 화가 난

다’, ‘나의 회사는 나와서 계약을 위반해 왔다고 느낀다’ 등이 있다. 이흥수(2014)의 연구에서 내적 일치도(Cronbach’s α)는 .91이었으며, 본 연구에서는 .94로 나타났다.

조직시민행동(Organizational Citizenship Behavior)

Williams와 Anderson(1991)이 개발하고, 정종일(2015)이 번안하여 활용한 척도를 사용하였다. 이 척도는 개인에 대한 조직시민행동(Organizational Citizenship Behavior-Individual; OCBI) 여섯 문항과 조직에 대한 조직시민행동(Organizational Citizenship Behavior-Organization; OCBO) 네 문항, 총 두 개의 하위요인 10개의 문항으로 구성되어 있다. 조직에서 공식적으로 보상 받거나 인정받지 않지만, 궁극적으로 조직에 이익이 되는 행동을 하는지 측정한다. 리커트형 5점 척도(1 = 전혀 아니다, 5 = 매우 그렇다)로 측정하였으며, 예시문항으로는 ‘나는 업무가 많은 동료들을 도와준다’, ‘나는 결근한 직원의 일을 도와준다’ 등이 있다. 정종일(2015)의 연구에서 내적 일치도(Cronbach’s α)는 OCBI가 .87, OCBO가 .86이었으며, 본 연구에서는 각각 .80, .64로 나타났다.

이직의도(Turnover Intention)

Camman 등(1979)이 개발한 이직의도 세 문항을 양동민과 심덕섭(2015)이 번안하여 활용한 척도를 사용하였다. 이 척도는 조직을 의도적으로 떠나고자 하는 태도를 측정한다. 리커트형 5점 척도(1 = 전혀 아니다, 5 = 매우 그렇다)로 측정하였으며, 예시문항으로는 ‘나는 현재의 직장을 그만두고 싶다는 생각을 자주 한다’, ‘나는 내년에 새로운 직장을 찾을 가능성이 높다’ 등이 있다. 양동민과 심덕섭

(2015)의 연구에서 내적 일치도(Cronbach’s α)는 .89였으며, 본 연구에서는 .76으로 나타났다.

사회적 바람직성(Social Desirability)

Haghighat(2007)이 개발한 Brief Social Desirability Scale(BSDS) 네 문항을 번안하여 사용하였다. 본 척도는 사회적으로 바람직한 방식으로 응답하려는 성향을 측정한다. 리커트형 5점 척도(1 = 전혀 아니다, 5 = 매우 그렇다)로 측정하였으며, 예시문항으로는 ‘나는 사람들을 만날 때마다 미소를 짓는다’, ‘나는 사람들에게 거짓말을 한 적이 없다’ 등이 있다. Haghighat(2007)의 연구에서 내적 일치도(Cronbach’s α)는 .60이었으며, 본 연구에서는 .70으로 나타났다.

연구절차 및 분석방법

먼저 다차원적 조용한 사직 척도 개발 및 타당화 연구의 책임자인 Patel에게 한국판 다차원적 조용한 사직 척도 타당화 연구를 진행하겠다는 의사를 밝히고 허가를 받았으며, 번역-역번역 과정을 통해 각 문항을 한국어로 번안하였다(Brislin, 1970). 영어와 한국어에 능한 심리학 전공 대학원생과 심리학 박사 3인이 번안한 한국어 척도와 영문 척도를 비교하여 수정 보완 작업을 진행하였으며, 미국에서 조직행동 석사과정을 전공한 이중 언어 사용자(bilingual)가 한국어 척도를 영어로 역번역하여 의미상 일치 정도를 확인하였다. 마지막으로 심리학과 교수가 한국어 번역본과 영문본을 비교 검토하고 수정하여 한국판 다차원적 조용한 사직 척도를 제작하였다.

이후 한국판 다차원적 조용한 사직 척도의 설문 문항이 행동적, 정서적 요인으로 구성된

조용한 사직의 개념을 제대로 측정하고 있는지 확인하기 위해 두 차례의 설문조사를 실시하였다. 첫 번째 설문 응답자 데이터로 탐색적 요인분석을 실시하여 MQQS의 요인구조를 파악하였고, 두 번째 설문 응답자 데이터로는 확인적 요인분석을 실시하여 탐색적 요인분석을 통해 확인한 요인구조가 적합한지 확인하였다. 또한, 두 번째 설문 응답자 데이터의 MQQS와 발언 행동, 지속적 몰입, 심리적 계약위반, 위반 감정, 조직시민행동, 이직의도 간의 상관분석을 통해 수렴 타당도를 확인하였다. 마지막으로, 조용한 사직과 유사한 개념으로 심리적 계약 위반, 위반 감정, 지속적 몰입을 선택하고, 유사 개념이 조직시민행동과 이직의도에 대해 갖는 설명량 이상으로 조용한 사직이 추가적인 설명량과 고유한 분산을 가지는지 여부를 확인하였다. 전체 표본에 대한 기술통계와 탐색적 요인분석, 확인적 요인분석, 상관분석 및 위계적 회귀분석, 우세분석에는 R 프로그램의 psych, moonBook, easystats, lavaan, domir 패키지 등을 활용하였으며, 요인분석에 앞서 기술통계 결과 기반으로 첫 번째와 두 번째 설문조사를 통해 수집한 데이터의 정규성 조건과 해석 용이성(점수 분포, 바닥효과, 천장효과)을 확인하였다(Mokkink et al., 2010).

결 과

기술 통계분석 결과

탐색적 요인분석과 확인적 요인분석에 앞서, 설문 데이터의 정규성을 평가하기 위해, 왜도와 첨도의 통계량을 확인하여 정규성 가

정을 만족하는지 확인하였다. 첫 번째 설문조사 데이터의 경우, 각 문항의 평균점수는 2.18~3.15, 표준편차는 .81~1.06, 왜도와 첨도의 절대값 최대치는 .61과 .93이었다. 두 번째 설문조사 데이터의 경우, 각 문항의 평균점수는 2.23~3.27, 표준편차는 .92~1.07, 왜도와 첨도의 절대값 최대치는 .67, 1.00로 설문조사 데이터가 정규성 조건을 충족함을 확인하였다(Kline, 2005). 추가로, 측정 도구의 질적 정보를 평가하는 해석 용이성을 확인하기 위해 조용한 사직 척도의 천장효과와 바닥효과를 확인하였다. 천장효과와 바닥효과는 측정도구의 최고점과 최저점에 응답이 몰리면서 측정오차가 발생하는 것을 의미하며, 조용한 사직 척도 각 문항의 가장 높은 점수와 가장 낮은 점수의 빈도(%)로 확인하였다(서영주 등, 2020; Bech et al., 2003). 빈도 분석 결과, 첫 번째와 두 번째 설문조사 데이터의 모든 문항에서 가장 높은 점수와 가장 낮은 점수의 빈도가 30% 이상인 문항이 존재하지 않아, 바닥효과와 천장효과는 없는 것으로 확인되었다(서영주 등, 2020; Kane, 2006). 이를 통해, 외국에서 개발된 MQQS를 한국어로 번안하여 조사한 첫 번째 설문과 두 번째 설문 모두, 적절한 검사 대상자에게 조사하였으며, 통계적으로 적합한 변산성을 보이고 있음을 확인하였다.

탐색적 요인분석 결과

첫 번째 설문 데이터($N_1 = 220$)가 탐색적 요인분석을 실시하기에 적합한지 확인하기 위해 먼저, Kaiser-Meyer-Olkin(KMO) 검증과 Bartlett의 구형성 검증(sphericity test)을 실시하였다. 그 결과, KMO 값은 0.93으로 양호하였으며, Bartlett의 검정 결과 역시 유의한 수준

($\chi^2 = 1458.591, df = 55, p < .001$)에서 영가설을 기각하여, 첫 번째 설문 데이터가 탐색적 요인분석을 실시하기에 적합하다는 것을 확인하였다.

탐색적 요인분석을 통해 요인의 수를 결정할 때, 하나의 방법으로 결정하기보다 다양한 방법을 활용하여 다각적으로 검토하는 것이 바람직하다는 선행연구(이순목 등, 2016)에 따라, 평행분석과 최우요인분석을 통해 적절한 요인 수를 추출하였다. 평행분석은 표본 자료의 고유 값만을 활용하는 스크리 도표 해석과는 달리, 표본 자료와 무선 자료의 고유 값을 비교하여 요인의 개수를 추정하는 방법이다(Horn, 1965). 임상돈과 장승민(2017)의 연구에서 제시된 기준에 따라, 요인 수 추정의 정확성을 높이기 위해 무선 자료의 축소 상관행렬 고유 값의 95백분위수를 기준으로 나타냈으며, 요인 간 상관관계가 존재하는 경우 더 높은 정확도를 보인다고 한 축소상관행렬에 대한 평행분석 방법을 사용하였다. 그 결과를 그림 1에 나타냈으며, 표본 자료의 고유 값(실선) 중

무선 자료에서 얻은 고유값의 제95백분위 값(점선)보다 큰 것은 두 개로 확인되어, 평행분석 결과 2개의 요인이 적합한 것으로 나타났다. 이에, 요인 수를 2개로 지정하고 최우요인분석(Maximum Likelihood Factor Analysis)을 실시하였다. 최우요인분석법은 가능도(likelihood)를 최대화하는 것을 기준으로 모수를 추정하며, 관찰된 모든 변수가 정규분포를 따른다는 가정 하에 정확한 함수의 형태가 주어지고, 모수가 추정된다는 장점이 있다(이순목 등, 2016). 또한, MQQS의 요인들이 상호 상관관계를 가질 것으로 예상할 수 있기에 사각회전(oblique rotation)방식인 오블리민(oblimin) 방법을 사용하였다. 분석 결과를 MQQS 한글 번역 문항과 함께 표 2에 나타냈다. 모든 문항의 요인부하량(factor loading)이 Stevens(1992)와 Hair 등(1998)이 제시한 .4 이상을 충족했으며, 2개의 요인 수가 적절한 것으로 나타났다. 아울러, 6번 문항의 경우, 원척도 개발 연구에서는 요인2로 구분되었지만, 본 연구에서는 요인1로 구분되었다. 척도 타당화 연구에서는 타당화 대상 국가의 문화적 특성을 반영하고, 이론적 근거에 따른 해석 가능성이 가장 중요하기 때문에, 추가로 확인적 요인분석을 실시하여 요인 수의 적절성과 6번 문항이 요인1로 구분된 것의 적정성을 판단하고자 하였다.

Parallel Analysis Scree Plots

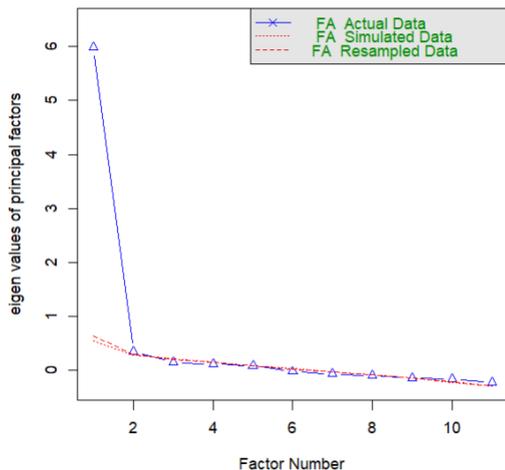


그림 1. 평행분석 결과

확인적 요인분석 결과

요인구조와 요인별 문항배정 결과의 타당성을 확인하기 위해, 두 번째 설문 데이터($N_2 = 400$)에 대해 확인적 요인분석(Confirmatory Factor Analysis; CFA)을 실시하였다. 앞서 탐색적 요인분석을 통해 확인한 2요인 모형을 연구모형으로 설정하였으며, 2요인 구조가 적합

표 2. 조용한 사직 문항과 요인부하량 ($N_1 = 220$)

번호	문항	요인1	요인2
1	나는 직장에서 잘리지 않을 정도로, 요청받은 만큼만 일한다.	.94	-.12
2	나는 월급 받는 것 이상으로, 추가 업무를 하지 않는다.	.77	.06
3	나는 승진에 도움이 될 수 있다고 해도, 추가로 업무를 하지 않는다.	.71	.09
4	나는 직장을 유지하기 위해, 열심히 일하거나, 똑똑하게 일하는 것보다 필요한 만큼만 일하는 것이 중요하다고 생각한다.	.55	.28
5	나는 직장에서 내 업무에 필요한 일만 하는 것이 게으르다고 생각하지 않고, 현명하다고 생각한다.	.54	.27
6	나는 직장에서 마치지 못한 일이 남아 있어도 신경 쓰지 않는다.	.47	.16
7	나는 주어진 일 이상의 업무를 하지 않을 때, 정서적으로 만족스럽다.	.13	.55
8	나는 직장에서 내가 해야 하는 것 이상으로 일하게 될 때 마음이 무겁다.	-.04	.82
9	나는 직장을 유지하기 위해 필요 이상으로 일할 때 부정적인 감정이 커진다.	-.03	.86
10	나는 직장을 유지하기 위해 필요할 정도로만 업무를 함으로써 번아웃을 덜 느낀다.	.22	.56
11	나는 직장에서 ‘추가 업무’를 하지 않아서, 정신적으로 훨씬 더 건강하다.	.15	.60

주. 요인1 = 행동적 조용한 사직, 요인2 = 정서적 조용한 사직

한지 확인하기 위해 1요인 모형을 경쟁모형1로 설정하였다. 또한, 원척도를 개발한 Patel 등(2023)의 연구에서는 6번 문항이 요인2(정서적 조용한 사직)에 포함되는 것으로 나타났기 때문에, 원척도 개발 및 타당화 연구와 동일한 구조의 2요인 모형을 추가로 경쟁모형2로 설정하고 분석을 실시하였다. Sun(2005)의 제안

에 따라, 척도 타당화 연구에서 설문 데이터가 모형과 부합하는 정도를 확인할 수 있는 모형적합도 지수로 CFI(Comparative Fit Index), TLI(Tucker-Lewis Index), RMSEA(Root Mean Square Error of Approximation), SRMR(Standardized Root Mean Square Residual)을 선택하였다. 일반적으로 CFI와 TLI는 그 값이 클수록 적절하고 .90

표 3. 확인적 요인분석 결과

모형	χ^2	df	$\Delta\chi^2$	CFI	TLI	SRMR	RMSEA	RMSEA 90% CI
1요인 모형 (경쟁모형1)	242.98	44	-	.919	.898	.048	.106	.093 ~ .120
2요인 모형 (경쟁모형2)	177.44	43	65.54***	.945	.930	.043	.088	.075 ~ .102
2요인 모형 (연구모형)	157.64	43	85.34***	.953	.940	.038	.082	.068 ~ .096

*** $p < .001$.

이상일 때 양호한 것으로 평가되며, RMSEA와 SRMR은 값이 작을수록 적절하고 RMSEA는 .08이하, SRMR은 .06이하면 적절한 것으로 해석할 수 있다(Browne & Cudeck, 1993; Hu & Bentler, 1999; Vandenberg & Lance, 2000).

분석 결과는 표 3에 제시하였으며, 연구모형, 경쟁모형2, 경쟁모형1 순으로 적합도 지수가 좋은 것을 확인하였고, 1요인 모형인 경쟁모형1과의 카이제곱 차이 검증 결과, 연구모형($\Delta\chi^2 = 85.34, \Delta df = 1, p < .001$)이 경쟁모형2($\Delta\chi^2 = 65.54, \Delta df = 1, p < .001$)와 비교하여, 더 우수한 모형임을 확인할 수 있었다(Hu & Bentler, 1999). 또한, 각 요인과 문항 간 요인부하량이 모두 $p < .001$ 수준에서 유의한 것으로 나타나 조용한 사직 척도가 2요인으로 구성되어 있음을 확인하였다.

본 연구는 도구 타당화 연구이기 때문에, 분석에서 오차항간 공분산은 설정하지 않았으며, 그대로의 수치를 보고하였다. 최종 채택된 연구모형의 경우, RMSEA값이 .082로 Hu와 Bentler(1999)의 기준인 0.06이나 Browne과 Cudeck(1993)이 제시한 0.08을 상회하고 있으나, 0.08에서 0.1사이면 보통 적합(mediocre fit)이라는 의견도 존재한다(MacCallum et al., 1996). 모형 적합도 기준이 절대적인 기준이 아닌, 연구자들의 경험적 법칙(rules of thumb)임을 고려할 때, SRMR을 비롯한 CFI, TLI 등의 적합도 지표가 기준에 부합하고, RMSEA 또한 적합도 기준인 0.08에 근사하기 때문에 양호한 것으로 볼 수 있다.

수렴 타당도

다차원적 조용한 사직 척도의 수렴 타당도를 검증하기 위해, 두 번째 설문 데이터를 활

용하여 Patel 등(2023)이 조용한 사직에 대해 종합적으로 정리하여 도출한 관련 변인과 상관분석을 실시하였다. 표 4를 보면, 행동적 조용한 사직은 발언행동($r = -.36, p < .001$), 정서적 몰입($r = -.48, p < .001$), 규범적 몰입($r = -.20, p < .001$), 심리적 계약 위반($r = -.12, p < .05$), 사회적 바람직성($r = -.15, p < .01$), 개인에 대한 조직시민행동($r = -.27, p < .001$), 조직에 대한 조직시민행동($r = -.18, p < .001$)과는 부적 상관을 보였다. 부적 상관을 보인 개념들은 조용한 사직과는 반대되는 내용으로 문항이 구성되어 있으며, 이 중 심리적 계약 위반의 경우 선행연구에서 조용한 사직과 유사 개념으로 분류되었지만, “채용 당시 회사가 약속한 거의 모든 것이 지금까지 잘 지켜졌다”와 같이 심리적 계약을 잘 유지한다는 것을 전제로 문항이 작성되어 있어, 부적 상관이 나오는 것이 타당하다. 반면, 조용한 사직과 유사한 개념으로 여겨지는 지속적 몰입($r = .11, p < .05$), 위반 감정($r = .19, p < .001$), 이직의도($r = .24, p < .001$)와는 유의한 정적 상관을 보였다. 정서적 조용한 사직 역시 발언행동($r = -.31, p < .001$), 정서적 몰입($r = -.51, p < .001$), 규범적 몰입($r = -.22, p < .001$), 심리적 계약 위반($r = -.20, p < .001$), 사회적 바람직성($r = -.20, p < .001$), 개인에 대한 조직시민행동($r = -.26, p < .001$), 조직에 대한 조직시민행동($r = -.10, p = .055$)과 부적 상관을 보였다. 그리고 지속적 몰입($r = .13, p < .05$), 위반 감정($r = .23, p < .001$), 이직의도($r = .32, p < .001$)와는 정적 상관을 보였다. 이는 원 척도 개발 연구와 동일한 결과이며, 기존 연구들에서 제시한 관련 개념들과 충분한 상관관계를 보인 것으로 수렴 타당도를 확보했다고 할 수 있다(Patel et al., 2023).

표 4. 조용한 사직 관련 변인들의 상관관계

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
행동적 조용한 사직	-											
정서적 조용한 사직	.76 ^{***}	-										
발언 행동	-.36 ^{***}	-.31 ^{***}	-									
정서적 몰입	-.48 ^{***}	-.51 ^{***}	.45 ^{***}	-								
지속적 몰입	.11 [*]	.15 [*]	.03	.04	-							
규범적 몰입	-.20 ^{***}	-.22 ^{***}	.26 ^{***}	.46 ^{***}	.27 ^{***}	-						
심리적 계약 위반	-.12 [*]	-.20 ^{***}	.19 ^{***}	.42 ^{***}	.03	.32 ^{***}	-					
위반 감정	.19 ^{***}	.23 ^{***}	-.02	-.43 ^{***}	.06	-.17 ^{***}	-.63 ^{***}	-				
사회적 바람직성	-.15 ^{**}	-.20 ^{***}	.32 ^{***}	.23 ^{***}	-.10	.08	.19 ^{***}	-.12 [*]	-			
개인에 대한 조직시민행동	-.27 ^{***}	-.26 ^{***}	.49 ^{***}	.35 ^{***}	-.06	.18 ^{***}	.14 ^{**}	-.01	.41 ^{***}	-		
조직에 대한 조직시민행동	-.18 ^{***}	-.10	.19 ^{***}	.16 ^{**}	-.05	-.06	.11 [*]	-.18 ^{***}	.28 ^{***}	.19 ^{***}	-	
이직의도	.24 ^{***}	.32 ^{***}	-.18 ^{***}	-.56 ^{***}	-.19 ^{***}	-.47 ^{***}	-.59 ^{***}	.53 ^{***}	-.07	-.12 [*]	-.16 ^{**}	-
M	2.80	3.00	3.51	3.08	2.82	2.62	3.09	2.62	3.56	3.40	4.24	3.07
SD	.80	.83	.78	.84	.82	.73	.74	1.02	.57	.59	.66	.87
Skewness	-.02	-.19	-.79	-.14	-.28	.21	-.20	.15	-.23	-.49	-.52	.07
Kurtosis	-.66	-.39	.58	-.24	-.18	-.39	.32	-.73	.61	.33	-.51	.02

주. N₂ = 400.

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

증분 타당도

다차원적 조용한 사직 척도의 증분 타당도 검증에 위해 두 번째 설문 데이터를 활용하여 위계적 회귀분석을 실시하였다. Patel 등(2023)의 연구를 통해 조용한 사직이 영향을 주는 것으로 밝혀진, 개인에 대한 조직시민행동, 조직에 대한 조직시민행동, 이직의도를 종속변인으로 설정하였다. 먼저, 첫 번째 단계에서는 나이, 성별, 직급의 인구통계변인을 투입하였다. 성별은 여성은 0, 남성은 1로 코딩하였으며, 직급은 사원급, 대리급, 과장급, 부장급의 다섯 가지 범주로 구성되어 있어, 사원급을 기준변수로 더미변수화 한 뒤 분석에 사용하였다. 두 번째 단계에서는 조용한 사직과 유사한 개념으로 언급된 지속적 몰입, 심리적 계약 위반, 위반 감정을 투입하였다. 마지막 세 번째 단계에서는 행동적 조용한 사직과 정서적 조용한 사직을 투입하여 개인에 대한 조직시민행동, 조직에 대한 조직시민행동, 이직의도에 대한 추가적인 설명력을 갖는지 분석하였다. 그 결과를 표 5에 나타냈으며, 인구통계학적 변인과 지속적 몰입, 심리적 계약 위반, 위반 감정의 영향력을 통제하고도 행동적 조용한 사직과 정서적 조용한 사직이 통계적으로 유의미한 증분 설명량을 갖는다는 것을 확인하였다. 종속변인에 따라 행동적 조용한 사직과 정서적 조용한 사직이 미치는 영향의 유의성은 달라졌으나, 증분 설명량은 모두 유의하였다.

구체적으로 살펴보면, 이직의도에는 정서적 조용한 사직($\beta = .157, p < .05$)이 유의미한 영향을 보였으며, 추가적인 증분 설명량($\Delta R^2 = .026, p < .001$)을 나타냈다. 개인에 대한 조직시민행동의 경우, 행동적 조용한 사직($\beta =$

$-.140, p < .05$)이 유의미한 영향을 보였으며, 추가적인 증분 설명량($\Delta R^2 = .062, p < .001$)을 나타냈다. 마지막으로 조직에 대한 조직시민행동의 경우 행동적 조용한 사직($\beta = -.189, p < .01$)과 정서적 조용한 사직($\beta = .125, p < .05$)이 유의미한 영향을 보였으며, 추가적인 증분 설명량($\Delta R^2 = .020, p < .05$)을 나타냈다. 이처럼 조용한 사직 척도가 추가적인 설명력을 갖는다는 것은 조용한 사직이 유사 개념과 중첩되는 것이 아닌, 변별되는 개념이라는 것을 의미한다. 하지만 조용한 사직이 이직의도, 개인에 대한 조직시민행동, 조직에 대한 조직시민행동에 대해, 총 설명량의 2%, 6%, 2% 수준을 증가시킨 결과는 조용한 사직이 기존 개념들과 분명하게 차별되는 특성을 지니고 있다는 주장을 약화시키는 요인이 될 수도 있다. 또한, 조직에 대한 조직시민행동의 경우, 행동적 조용한 사직과 정서적 조용한 사직이 반대의 부호를 보이는 것으로 나타났다. 조직에 대한 조직시민 행동 척도는 “나는 결근하기 전에 회사에 미리 통보한다.”와 같이 조직의 원활한 운영을 위해 구성원이 자발적으로 수행하는 행동과 관련된 문항으로 구성되어 있기 때문에(Williams & Anderson, 1991), 앞서 살펴본 이론적 배경에 따르면 행동적 조용한 사직과 정서적 조용한 사직 모두 조직에 대한 조직시민행동과 부적 관계에 있는 것이 논리 구조상 합당하다(Patel et al., 2023).

이와 관련하여, Clark와 동료들(2020)은 예측 요인이 서로 높은 상관관계를 보이는 경우 위계적 회귀분석을 실시할 때 문제가 된다고 하였다(LeBreton et al., 2007; Tonidandel & LeBreton, 2015). 표 4에서 확인할 수 있듯이 행동적 조용한 사직과 정서적 조용한 사직이 매우 높은 상관($r = .76, p < .001$)을 보이고 있

표 5. 조용한 사직이 이직의도, 조직시민행동에 미치는 영향에 대한 위계적 회귀분석 결과

	이직의도				개인에 대한 조직시민행동				조직에 대한 조직시민행동			
	β	R^2	ΔR^2		β	R^2	ΔR^2		β	R^2	ΔR^2	
1												
나이	-.015 ^{**}			.000	.001							
성별	-.272 ^{**}			-.027	-.211 ^{**}							
직급(대리급)	.236 [*]	.061	.061 ^{***}	-.057	-.067	.019	.019					.044 [*]
직급(과장급)	-.020			.154	.126							
직급(차장급)	.316			.086	.037							
직급(부장급)	.258			.138	.189							
지속적 몰입	-.175 ^{***}			-.056	-.030							
심리적 계약 위반	-.467 ^{***}	.463	.402 ^{***}	.208 ^{***}	.040	.063	.044 ^{***}			.074		.030 ^{**}
위반 감정	.252 ^{***}			.098 ^{***}	-.090 [*]							
행동적 조용한 사직	.041	.489	.026 ^{***}	-.140 [*]	-.189 ^{**}	.125	.062 ^{***}			.094		.020 [*]
정서적 조용한 사직	.157 [*]			-.071	.125 [*]							

주. $N_2 = 400$,

^{*} $p < .05$, ^{**} $p < .01$, ^{***} $p < .001$.

표 6. 우세 분석(Dominance Analysis) 결과

	이직의도			개인에 대한 조직시민행동			조직에 대한 조직시민행동		
	우세 통계량 (Dominance Statistics)	상대적 중요도(%)	순위	우세 통계량 (Dominance Statistics)	상대적 중요도(%)	순위	우세 통계량 (Dominance Statistics)	상대적 중요도(%)	순위
지속적 몰입	.04	9.5	4	.00	1.9	5	.00	2.1	5
심리적 계약 위반	.21	43.6	1	.02	20.6	3	.00	9.2	4
위반 감정	.15	32.1	2	.01	9.8	4	.02	35.8	2
행동적 조용한 사직	.02	4.7	5	.04	37.9	1	.03	42.5	1
정서적 조용한 사직	.05	10.1	3	.03	29.8	2	.01	10.4	3
<i>N</i> ₂		400			400			400	
Overall Fit Statistic		.47			.11			.06	

기 때문에 위계적 회귀분석을 사용하는 경우 문제가 될 소지가 있다. 원칙도 개발 연구에서도 행동적 조용한 사직 척도와 정서적 조용한 사직 척도, 관련 변수들의 상관관계가 높게 나타났고, Patel과 동료들(2023)은 계수 추정치의 부정확성, 불안정성을 방지하기 위해 상대적 가중치 분석(Relative Weight Analysis)의 한 종류인 우세 분석(Dominance Analysis)을 활용하여 증분 타당도를 검증하였다. 우세분석은 n 개의 설명 변수가 존재할 때, 설명력을 나타내는 R^2 값을 이용하여 $2^n - 1$ 개의 쌍 관계에 대해 설명 변수 간 상대적인 중요도를 계산하는 방법을 말한다(Budescu, 1993). 즉, 우세 분석은 종속 변수에 예측 변수가 기여하는 고유 분산을 조사하는 방법으로, 표준화된 상대 가중치를 통해 구성요소가 설명하는 고유 분산의 비율을 확인할 수 있다는 장점이 있다.

이에, 본 연구에서도 앞서 위계적 회귀분석을 시행한 종속 변수를 대상으로 우세 분석을 추가로 실시하여 그 결과를 표 6에 나타냈다. 이직의도의 변동을 설명하는데 있어, 행동적 조용한 사직은 5위, 정서적 조용한 사직이 3위로 나타났다. 조직에 대한 조직시민행동에 대해서는 행동적 조용한 사직이 1위였으며, 정서적 조용한 사직이 3위를 차지했다. 마지막으로, 개인에 대한 조직시민행동에 대해서는 행동적 조용한 사직이 1위, 정서적 조용한 사직이 2위를 차지했다. 행동적 조용한 사직과 정서적 조용한 사직이 조직에 대한 조직시민행동과 개인에 대한 조직시민행동에 대해 기존 개념보다 더 높은 상대적 분산을 설명한다는 것은 조용한 사직이 기존 개념과는 확실히 구분되고, 앞으로 독립적으로 연구해봐야 하는 개념이라는 것을 의미한다. 또한, 종속 변인별로 행동적 조용한 사직과 정서적 조용

한 사직의 순위가 다르게 나타난 것은 MQQS가 두 개의 차원으로 구성되어 서로 완전히 중복되지 않는다는 것을 의미하며, 이는 원칙도 개발 연구의 결과와 동일하다(Patel et al., 2023). 이와 같이 위계적 회귀분석과 우세분석의 두 가지 방법으로 증분 타당도를 검증한 결과, 조용한 사직이 기존 개념과 확실히 구분되고, 행동적 측면과 정서적 측면의 2요인으로 구성되어 있으며, 향후 산업 및 조직 심리 연구에서 유용하게 활용 될 수 있는 새로운 변인임을 확인하였다.

논 의

본 연구에서는 Patel 등(2023)이 개발하고 타당화한 MQQS를 번역 및 역번역 과정을 통해 한국어로 번안하고, MQQS가 측정도구로 사용하기에 적절한 수준의 신뢰도 및 타당도를 보이는지 검증하고자 하였다. 이를 위해 대한민국에서, 기업에 6개월 이상 종사하고 있는 직장인을 대상으로 두 차례에 걸쳐 온라인 설문을 진행하여 데이터를 수집하였다. 설문에 중복으로 참여한 인원은 없었으며, 첫 번째 설문 데이터로 탐색적 요인분석을, 두 번째 설문 데이터로 확인적 요인분석을 실시하여 MQQS가 행동적 조용한 사직과 정서적 조용한 사직의 2요인 구조임을 확인하였다. 추가로, 내적 일치도를 확인하고, 타당도를 분석하였으며, MQQS를 우리나라 직장인들의 조용한 사직 측정 도구로 사용하기에 적합하다는 것을 확인하였다.

본 연구의 결과와 관련된 구체적인 논의는 다음과 같다. 첫째, 두 차례의 설문을 통해 수집한 데이터를 기반으로 각각 탐색적 요인분

석과 확인적 요인분석을 시행한 결과, MQQS 가 선행연구에서 관찰된 바와 같이 2요인 구조임을 확인하였다. 두 하위 요인의 신뢰도를 확인하여 양호한 신뢰 수준을 갖는 척도임을 확인하였으며, 1요인으로 구성된 경쟁모형과의 비교를 통해 2요인 구조의 연구모형이 더 우수한 모델임을 보여주었다. 이는 원칙도와 동일하게 우리나라 직장인을 대상으로 조용한 사직을 측정할 때도, 행동적 측면과 정서적 측면을 구분하여 측정하는 것이 적절하다는 것을 의미한다.

둘째, 탐색적 요인 분석결과, ‘나는 직장에서 마치지 못한 일이 남아 있어도 신경 쓰지 않는다’의 6번 문항이 Patel 등(2023)의 연구와는 다르게 행동적 조용한 사직 요인에 포함되었다. 표 2를 보면, 6번 문항의 요인부하량 차이는 .31이며, 요인 2의 요인부하량이 .16으로 나타나, 한 문항이 두 요인에서 .30을 넘는 요인부하량을 갖거나, 두 요인 간 요인부하량 차이가 .10을 넘지 않는 교차 부하(cross loading)가 일어난 것은 아님을 알 수 있다(Costello & Osborne, 2005). 추가로 확인적 분석을 실시하여, 원칙도 개발 및 타당화 연구와 동일하게 6번 문항을 정서적 조용한 사직 요인에 포함시키는 경우(경쟁모형2)와 행동적 조용한 사직 요인에 포함시키는 경우(연구모형)의 모델 적합도 지수를 비교하였다. 그 결과 연구모형의 모델 적합도가 더 우수한 것으로 나타나, 한국에서는 6번 문항이 행동적 조용한 사직 요인에 포함되는 것이 적절하다는 것을 확인하였다. 탐색적 요인분석과 확인적 요인분석을 실시한 설문 대상이 다름에도, 6번 문항이 일관되게 행동적 조용한 사직 요인에 포함되었는데, 이는 한국인 설문 대상자들이 6번 문항에 포함되어 있는 ‘신경을 쓰지 않는다’는 문

장을 행동적 측면으로 받아들였기 때문으로 볼 수 있다. 한국어와 영어는 언어의 특성이 명확하게 차이가 나는데, 한국어는 동사 중심의 언어인 반면, 영어는 명사 중심의 언어이다(박정희, 2012). 한국어로 ‘신경을 쓰지 않는다’는 ‘신경’의 관용구 ‘신경 쓰다’의 반대말로, ‘사소한데까지 세심하게 살피지 않다’는 뜻이다(고려대학교민족문화연구원, 2009). 동사 중심 언어인 한글에서는 동사인 ‘사소한데까지 세심하게 살피지 않다’가 중심이 되어 ‘내가 직장에서 마치지 못한 일에 대해 세심하게 살피지 않는다’는 행동적인 측면으로 문항을 받아들였을 수 있다. 반면, 명사 중심 언어인 영어의 ‘It doesn’t bother me’에서는 명사 It이 의미하는 ‘Unfinished work’가 중심이 되어, ‘마치지 못한 일이 나에게 아무런 영향을 미치지 않는다’는 무관심의 표현처럼 사용되어 정서적 측면으로 받아들였을 수 있다. 아울러, 정서적 조용한 사직 요인의 다른 문항들은 ‘정서적’, ‘마음’, ‘감정’, ‘번아웃’과 같이 정서와 관련된 단어가 사용된 반면, 6번 문항에서는 정서와 관련된 단어가 사용되지 않은 것 또한 하나의 원인으로 볼 수 있다.

셋째, MQQS와 관련된 지속적 몰입, 심리적 계약 위반, 위반 감정, 이직의도 등의 변인과 상관분석을 통해 Patel 등(2023)이 선행연구에서 제시한 변수 간 상관관계와 일치하는 관계를 보이는 것을 확인하였으며, 이를 통해 수렴 타당도를 입증하였다.

넷째, MQQS가 유사개념으로 여겨지는 개념이 설명하지 못하는 추가적인 증분 설명량을 보이는 것을 확인하였다. 선행연구를 통해 조용한 사직과 유사한 개념으로 밝혀진 지속적 몰입, 심리적 계약 위반, 위반 감정을 조직시민행동, 이직의도에 대한 예측변수로 투입하

여 이들의 예측력을 통계적으로 통제된 상태에서 MQQS를 투입하였다. 그 결과, MQQS가 추가적인 설명력을 보이는 것을 확인하였으며, 이를 통해 MQQS가 유사개념과는 구별되는 새로운 개념임을 입증하였다. 또한, 우세 분석 결과, 행동적 조용한 사직과 정서적 조용한 사직이 기존 개념보다 종속 변수에 대해 더 높은 상대적 중요도를 보였고, 상대적 중요도 순위도 종속변수에 따라 다르게 나타났다. 이는 조용한 사직 척도가 행동적인 측면과 정서적인 측면의 2요인 구조로 구성되어 있으며, 기존 개념과 확실히 구별되는 개념이라는 것을 뒷받침하는 결과이다.

본 연구의 의의는 다음과 같다. 첫째, 서양 문화권에서 개발되고 타당화된 조용한 사직 척도를 동양 문화권에서 타당화하여, 향후 한국에서 조용한 사직 연구를 확장할 수 있는 길을 제시하였다. 구체적으로, 조용한 사직이 유사 개념과 변별되는 새로운 개념이라는 것을 입증하였으며, 동양 문화권에서도 2요인 구조의 MQQS가 타당하다는 것을 밝혔다.

둘째, 지금까지 진행된 조용한 사직에 대한 주요 연구를 체계적으로 정리하여 제시하였다. 본 연구를 통해 조용한 사직에 대해 보다 깊이 있게 이해할 수 있도록 조용한 사직의 개념, 특징 및 구성요소를 정리하였다. 특히, 사회적 교환이론, 공정성 이론, 2요인 이론 등 다양한 사회과학 이론을 기반으로 기술하여 조용한 사직을 처음 접하는 연구자와 실무자가 보다 쉽게 조용한 사직이 기존 개념과 어떤 차이가 있는지 이해할 수 있도록 하였으며, 조용한 사직의 발생 배경과 영향을 제시하였다는 점에서 의의가 있다.

셋째, 본 연구는 국내에서 최초로, 연구자와 실무자가 다양한 분야에서 활용 가능한 조용

한 사직 척도를 타당화하여, 향후 조용한 사직과 관련된 국내 연구 활성화에 기여할 것으로 기대된다. 조용한 사직의 원인과 그로 인한 영향에 대한 실증연구가 부족한 상황에서 기업들은 조용한 사직을 하는 직원이 스스로 나가도록 환경을 조성하는 ‘조용한 해고(Quiet Firing)’나, 기존 근로자의 역할 전환을 통해 추가 기여가 필요한 업무를 수행하는 ‘조용한 고용(Quiet Hiring)’ 등을 통해 대응하고 있지만, 근본 원인을 이해하고 해결하지 않는 이상, 조용한 사직 현상은 지속 확산 될 것으로 보인다(Hoff, 2023). 이러한 상황에서 실무자에게는 조용한 사직 현상을 이해하고, 구체적인 대응방안을 마련할 수 있는 기반을 제공하고, 연구자에게는 향후 산업 및 조직 심리 연구에 있어, 새롭고 유용한 변인으로 활용할 수 있는 조용한 사직이라는 개념을 소개한다는 점에서 의의가 있다.

본 연구의 한계점 및 후속 연구에 대한 제언은 다음과 같다. 첫째, MQQS 6번 문항의 변인이 적절하지 못하였을 수 있다. 탐색적 요인분석과 확인적 요인분석 결과, Patel 등(2023)의 연구에서 정서적 조용한 사직 요인에 포함되었던 6번 문항(“나는 직장에서 마치지 못한 일이 남아 있어도 신경 쓰지 않는다”)이 행동적 조용한 사직 요인에 포함되었다. 이는 6번 문항이 원문항(“It doesn’t bother me when extra work gets left unfinished”)의 의미를 명확하게 반영하지 못하였을 가능성이 있음을 의미하며, 이 문항의 수정 여부에 대한 후속 연구가 필요하다.

둘째, 본 연구는 척도 타당화의 목적에 충실하기 위해, Patel 등(2023)의 원척도 개발 연구에서 제시된 변인을 중심으로 조용한 사직과의 관계를 살펴보았다. 향후 연구에서는 폭

넓은 관점에서 조용한 사직과 다양한 개념 간의 관계를 살펴볼 필요가 있다. 구체적으로, 직원 철회(Employee Withdrawal), 직원 이탈(Employee Disengagement)과 같은 유사 개념과 관련된 연구뿐만 아니라, 상사의 비인격적인 행동(Abusive supervision), 직장 내 괴롭힘(workplace bullying)과 같이 조용한 사직의 선행요인으로 여겨지는 리더십, 조직문화 관련 변인과의 관계를 규명하여 조직 차원에서 조용한 사직이 발생하는 근본 원인을 밝힐 필요가 있다. 또한, 근로자가 번아웃(burnout)을 피하고 심리적 웰빙(psychological wellbeing)을 높이기 위해 조용한 사직을 하나의 선택지로 고려하게 된다는 선행연구를 참고하여(Serenko, 2023), 개인 차원의 변수와의 관계를 추가로 고찰하여, 개인이 조용한 사직을 예방하고 긍정적인 직무태도를 갖출 수 있는 방안을 제시할 필요가 있다.

마지막으로, 본 연구의 첫 번째 설문 응답자 데이터를 활용하여 세대에 따라 조용한 사직에 차이가 있는지 살펴본 결과, 통계적으로 유의한 차이가 없는 것으로 나타났다. 연구자들이 세대를 구분하는 방식은 주로 출생연도를 따르는데, 연구자에 따라 세대를 구분하는 기준이 다르고, 한국에서도 합의된 세대 기준이 존재하지 않는다(최두환, 한태영, 2022; 황춘호, 김성훈, 2019). 이에, 본 연구에서는 설문 응답자의 나이를 기준으로 세대를 구분하여, '20대, 30대, 40대, 50대 이상'의 4개의 그룹으로 분류하였으며, 그룹별로 조용한 사직의 차이가 통계적으로 유의한지 일원분산분석(one-way ANOVA)을 통해 확인하였다. 그 결과, 행동적 조용한 사직($F(3, 216) = 0.222, p > .05$)과 정서적 조용한 사직($F(3, 216) = 0.766, p > .05$) 모두 그룹 간에 통계적으로 유의미

한 차이가 없었다. 나이와 조용한 사직의 상관분석 결과도 행동적 조용한 사직($r = .05, p > .05$), 정서적 조용한 사직($r = .10, p > .05$) 모두 유의하지 않은 것으로 밝혀졌다.

조용한 사직이라는 용어가 젊은 세대가 많이 사용하는 동영상 플랫폼을 통해 확산되었기 때문에, 지금까지 진행된 선행 연구에서는 조용한 사직을 하는 것을 마치 젊은 세대의 일반적인 특징처럼 언급하기도 하였다(전종희, 2022; Hamouche et al, 2023). 하지만, 최근에는 세대에 관계없이 조용한 사직 현상이 발생하고 있으며(Ellis & Whalen, 2022), 세대론보다 경제 저성장 기조와 근로자들의 지속적인 번아웃 경험, 해로운 조직문화 등 다양한 관점에서 접근해야 한다는 주장이 등장하고 있다(양승훈, 2023). 이러한 주장을 뒷받침 하듯, 본 연구에서는 조용한 사직이 연령 및 세대 구분에 따라 차이를 보이지 않는 것으로 나타났다. 그럼에도 불구하고, 학계와 실무에서는 여전히 조용한 사직이라는 용어가 MZ세대 또는 세대론과 함께 사용되는 경우가 많아, 향후 연구에서는 대한민국의 세대 구분에 대해 학문적으로 깊이 있게 고찰하여 실제로 조용한 사직 현상이 젊은 세대에서 두드러지게 나타나는지 확인할 필요가 있다.

참고문헌

- 고려대학교민족문화연구원 (2009). 고려대 한국어대사전. 고려대학교민족문화연구원
- 고종욱 (2012). 조직몰입에 대한 삼차원적: 개념화의 타당성 재검토. 한국정책연구, 12(2), 23-39.
- 김병일 (2021.11.23.). 퇴색하는 노동의 가치.

- 나서. 동아일보.
<https://www.donga.com/news/Society/article/all/20210306/105746163/1>
- 황춘호, 김성훈 (2019). 대기업 사무직 근로자의 조직몰입과 이직의도에 영향을 미치는 직무만족 요인: 밀레니얼 세대의 특성을 중심으로. *대한경영학회지*, 32(12), 2085-105.
<https://doi.org/10.18032/kaaba.2019.32.12.2085>
- Adams, J. S. (1963). Towards an understanding of inequity. *The Journal of Abnormal and Social Psychology*, 67(5), 422.
<https://doi.org/10.1037/h0040968>
- Anand, A, Doll, J, & Ray, P. (2023). Drowning in silence: a scale development and validation of quiet quitting and quiet firing. *International Journal of Organizational Analysis*.
<https://doi.org/10.1108/IJOA-01-2023-3600>
- Bain & Company. (2022, January 10). The Working Future More Human, Not Less.
<https://www.bain.com/insights/the-working-future-more-human-not-less-future-of-work-report/>
- Bech, P., Olsen, L. R., Kjoller, M., & Rasmussen, N. K. (2003). Measuring well-being rather than the absence of distress symptoms: A comparison of the SF-36 Mental Health subscale and the WHO-Five well-being scale. *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 12(2), pp.85-91.
<https://doi.org/10.1002/mpr.145>
- Boy, Y., & Sürmeli, M. (2023). Quiet quitting: A significant risk for global healthcare. *Journal of Global Health*, 13, 03014.
<https://doi.org/10.7189/jogh.13.03014>
- Brislin, R. W. (1970). Back-translation for cross-cultural research. *Journal of Cross-cultural Psychology*, 1(3), 185-216.
<https://doi.org/10.1177/135910457000100301>
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). *Alternative Ways of Assessing Model Fit.* In *Testing Structural Equation Models*, Edited by Bollen, KA and JS Long. Sage Publications.
- Budescu, D. V. (1993). Dominance Analysis: A New Approach to the Problem of Relative Importance of Predictors in Multiple Regression, *Psychological Bulletin*, 114(3), 542-551. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.114.3.542>
- Camman, C., Fichman, M., Jenkins, D., & Klesh, J. (1979). *The Organizational Assessment Questionnaire. Manuscript non publié.* University of Michigan.
- Clark, M. A., Smith, R. W., & Haynes, N. J. (2020). The Multidimensional Workaholism Scale: Linking the conceptualization and measurement of workaholism. *Journal of Applied Psychology*, 105(11), 1281-1307.
<https://doi.org/10.1037/apl0000484>
- Costello, A. B., & Osborne, J. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research, and Evaluation*, 10(1), 7.
<https://doi.org/10.7275/jyj1-4868>
- Ellis, L., & Whalen, J. R. (2022, August 15). How ‘quiet quitting’ is changing the workplace - your money briefing - WSJ podcasts. *WSJ: The Wall Street Journal*. <https://bit.ly/48iU0tt>
- Formica, S., & Sfodera, F. (2022). The Great Resignation and Quiet Quitting paradigm shifts: An overview of current situation and

- future research directions. *Journal of Hospitality Marketing & Management*, 31(8), 899-907.
<https://doi.org/10.1080/19368623.2022.2136601>
- Gong, Y., Law, K. S., Chang, S., & Xin, K. R. (2009). Human resources management and firm performance: The differential role of managerial affective and continuance commitment. *Journal of Applied Psychology*, 94(1), 263-275.
<https://doi.org/10.1037/a0013116>
- Haghighat, R. (2007). The development of the brief social desirability scale (BSDS). *Europe's Journal of Psychology*, 3(4), 10-5964.
<https://doi.org/10.5964/ejop.v3i4.417>
- Hair Jr., J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (1998). *Multivariate Data Analysis (5th ed.)*. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- Hamouche, S., Koritos, C. and Papastathopoulos, A. (2023). Quiet quitting: relationship with other concepts and implications for tourism and hospitality. *International Journal of Contemporary Hospitality Management*.
<https://doi.org/10.1108/IJCHM-11-2022-1362>
- Harter, J. (2022). Is Quiet Quitting Real? *Gallup Inc.* <https://bit.ly/44ptjRy>
- Hinkin, T. R. (1998). A brief tutorial on the development of measures for use in survey questionnaires. *Organizational Research Methods*, 1, 104-121.
<https://doi.org/10.1177/109442819800100106>
- Hoff, M. (2023, February 25). 'Quiet' is the workplace word of 2023. *INSIDER*.
<https://bit.ly/3pUISGL>
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30, 179-185.
<https://doi.org/10.1007/BF02289447>
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: a Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55.
<https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Kane, R. (2006). *Understanding health care outcomes research*. Jones & Bartlett Learning.
- Kline, T. J. (2005). *Psychological testing: A practical approach to design and evaluation*. Sage publications.
- Klotz, A. C., & Bolino, M. C. (2022). When Quiet Quitting is Worse than the Real Thing. *Harvard Business Review*.
<https://hbr.org/2022/09/when-quiet-quitting-is-worse-than-the-real-thing>
- Koslowsky, M. (2000). A new perspective on employee lateness. *Applied Psychology: International Review*, 49(3), 390-407.
<https://doi.org/10.1111/1464-0597.00022>
- Kumar, S. (2023). Quiet quitting and its relevance to the medical profession. *MGM Journal of Medical Sciences*, 10(1), 1.
https://doi.org/10.4103/mgmj.mgmj_42_23
- LePine, J. A., & Van Dyne, L. (2001). Voice and cooperative behavior as contrasting forms of contextual performance: evidence of differential relationships with big five personality characteristics and cognitive ability. *Journal of Applied Psychology*, 86(2), 326-336.
<https://doi.org/10.1037//0021-9010.86.2.326>
- MacCallum, R. C., Browne, M. W., & Sugawara,

- H. M. (1996). Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. *Psychological methods*, 1(2), 130. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.1.2.130>
- Madell, Robin. (2022, September 22). Can quiet quitting hurt your career?. *U.S.News*. <https://money.usnews.com/money/blogs/outside-voices-careers/articles/what-is-quiet-quitting>
- Marks, A. (2023). The Great Resignation in the UK - reality, fake news or something in between?. *Personnel Review*, 52(2), 408-414. <https://doi.org/10.1108/PR-09-2022-0608>
- Meyer, J. P., Allen, N. J., & Smith, C. A. (1993). Commitment to organizations and occupations: Extension and test of a three-component conceptualization. *Journal of Applied Psychology*, 78(4), 538. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.78.4.538>
- Mobley, W. H. (1977). Intermediate linkages in the relationship between job satisfaction and employee turnover. *Journal of Applied Psychology*, 62(2), 237. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.62.2.237>
- Mokkink, L. B., Terwee, C. B., Patrick, D. L., Alonso, J., Stratford, P. W., Knol, D. L., et al. (2010). The COSMIN study reached international consensus on taxonomy, terminology, and definitions of measurement properties for health-related patient-reported outcomes. *Journal of Clinical Epidemiology*, 63(7), 737-745. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jclinepi.2010.02.006>
- Nordgren, H., & Ingemarsson Björs, A. (2023). *Quiet Quitting, Loud Consequences: The role of Management in Employee Engagement*. <https://www.diva-portal.org/smash/get/diva2:1744351/FULLTEXT01.pdf>
- Patel, P., Guedes, M. J., Bachrach, D., & Cho, Y. (2023). Quiet Quitting ongoing analyses by studies in the pre-registration. <https://doi.org/10.17605/OSF.IO/KTPAB>
- Pech, R., & Slade, B. (2006). Employee disengagement: is there evidence of a growing problem?. *Handbook of Business Strategy*, 7(1), 21-25. <https://doi.org/10.1108/10775730610618585>
- Robinson, S. L., & Wolfe Morrison, E. (2000). The development of psychological contract breach and violation: A longitudinal study. *Journal of Organizational Behavior*, 21(5), 525-546. [https://doi.org/10.1002/1099-1379\(200008\)21:5%3C525::AID-JOB40%3E3.0.CO;2-T](https://doi.org/10.1002/1099-1379(200008)21:5%3C525::AID-JOB40%3E3.0.CO;2-T)
- Rousseau, D. M. (1989). Psychological and implied contracts in organizations. *Employee Responsibilities and Rights Journal*, 2, 121-139. <https://doi.org/10.1007/BF01384942>
- Schwab, F. R. (1980, August). Adaptive calibration of radio interferometer data. In: *1980 Intl Optical Computing Conf I* (Vol. 231, pp. 18-25). SPIE. <https://doi.org/10.1117/12.958828>
- Serenko, A. (2023). The human capital management perspective on quiet quitting: recommendations for employees, managers, and national policymakers. *Journal of Knowledge Management*. <http://dx.doi.org/10.1108/JKM-10-2022-0792>
- Shore, L. M., & Wayne, S. J. (1993). Commitment and employee behavior: Comparison of affective commitment and continuance commitment with perceived organizational support. *Journal of Applied Psychology*, 78(5), 774-780.

- <https://doi.org/10.1037/0021-9010.78.5.774>
- Stahl, Ashley. (2022, November 2). What's really happening with quiet quitting. *Forbes*.
<https://www.forbes.com/sites/ashleystahl/2022/11/02/whats-really-happening-with-quiet-quitting/?sh=69c52d682ab1>
- Stevens, J. P. (2012). *Applied multivariate statistics for the social sciences*. Routledge.
- Sun, J. (2005). Assessing goodness of fit in confirmatory factor analysis. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 37(4), 240-256.
<https://doi.org/10.1080/07481756.2005.11909764>
- Tayfun, A, ÇETİNER, N., & YURDAKUL, G. (2023). Quiet Quitting: Building a Comprehensive Theoretical Framework. *Akademik Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, 15(28), 122-138.
<https://doi.org/10.20990/kilisiibfakademik.1245216>
- Thibaut, J. W., & Kelley, H. (1959). *The Social Psychology of Groups*. New York: Wiley.
- Tonidandel, S., & LeBreton, J. M. (2015). RWA web: A free, comprehensive, web-based, and user-friendly tool for relative weight analyses. *Journal of Business and Psychology*, 30(2), 207-216.
<https://doi.org/10.1007/s10869-014-9351-z>
- Van Dyne, L., & LePine, J. A. (1998). Helping and voice extra-role behaviors: Evidence of construct and predictive validity. *Academy of Management Journal*, 41(1), 108-119.
<https://doi.org/10.5465/256902>
- Vandenberg, R. J., & Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 3(1), 4-70.
<https://doi.org/10.1177/109442810031002>
- 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.
<https://doi.org/10.1177/014920639101700305>
- Zenger, J., & Folkman, J. (2022). Quiet Quitting Is About Bad Bosses, Not Bad Employees. *Harvard Business Review*.
<https://hbr.org/2022/08/quiet-quitting-is-about-bad-bosses-not-bad-employees>

투고일자 : 2023. 07. 19

수정일자 : 2023. 09. 19

게재일자 : 2023. 10. 05

A Validation Study of the Multidimensional Quiet Quitting Scale (MQQS)

Kwang Tae Kim Hyewon Lee Young Woo Sohn
Yonsei University

As a result of the pandemic, the concept of “Quiet Quitting” where employees perform assigned tasks without asking for promotions or additional effort, has gained widespread attention. Quiet Quitting refers to an attitude in which a worker adheres to his or her assigned tasks in an organization, but does not put in extra work and does not seek promotions or good evaluations. Despite recent social and academic interest in quiet quitting, a lack of research on the psychological construct remains. The purpose of this study is to adapt and validate the Multidimensional Quiet Quitting Scale (MQQS) by Patel et al.(2023) which organizes quiet quitting into two dimensions: behavioral and emotional, in Korean. To this purpose, exploratory and confirmatory factor analyses were conducted by conducting two surveys ($N_1 = 220$, $N_2 = 400$), and it was confirmed that the MQQS has a two-factor structure. Furthermore, the convergent validity of the scale was verified by analyzing its relation to psychological concepts such as organizational citizenship behavior and voice behavior, and hierarchical regression and dominance analysis were conducted to verify incremental validity. The results confirmed that the MQQS would have significant incremental explanatory power and unique variance for organizational citizenship behavior and turnover intention after controlling for continuance commitment, psychological contract breach, and feeling of violation. Through this process, the reliability and validity of the MQQS were verified, and the significance, limitations, and future research directions of the study were discussed.

Key words : Quiet Quitting, Multidimensional Quiet Quitting Scale, Validation Study