

다차원 일중독 척도(Multidimensional Workaholism Scale, MWS) 타당화 연구*

남 기 은 이 선 희†

충남대학교 심리학과

본 연구는 최근 미국 표본을 이용하여 개발된 '다차원 일중독 척도(Multidimensional Workaholism Scale, MWS)'가 한국 직장인들의 일중독을 신뢰롭고 타당하게 측정할 수 있는지를 살펴보기 위해 문항간 신뢰도, 측정 동일성, 변별타당도, 준거 타당도의 증거를 수집하였다. 분석 결과, MWS 척도는 한국 표본에서도 양호한 신뢰도를 보였으며, 다양한 측면에서의 타당도도 적절한 것으로 판단되었다. 구체적으로 살펴보면, 첫째, 한국 직장인 표본(N=358)에서 양호한 문항 간 신뢰도를 나타냈다. 둘째, MWS는 한국 표본에서도 미국 표본(N=407)과 동일하게 행동, 인지, 동기, 정서 4개의 하위차원을 측정하고, 하위차원별 문항과 요인계수도 두 집단 간에 동일한 것으로 나타났다. 셋째, 상관분석과 확인적 요인분석 결과는 일중독과 직무열의 간의 변별타당도의 증거를 보여주었다. 넷째, 한국 표본 중 2차 조사에 참여한 228명의 자료에 대한 단순 상관분석 결과, 일중독은 정서적 소진, 가정-직장 갈등, 직장-가정 갈등, 및 근무시간과 기대하는 관계를 보였다. 단순 상관에서 기대한 관계가 나타나지 않은 직무만족, 삶 만족, 신체증상도 직무열의를 통제했을 때 일중독과 기대한 관계를 보였다. 이는 MWS의 준거타당도 증거를 제시하는 결과이다. 본 연구는 일중독을 신뢰롭고 타당하게 측정할 수 있는 척도를 제시한다는 점에서 의의를 가지며, 관련한 이론적, 실무적 함의점을 논의하였다.

주요어 : 일중독, 척도 타당화, 측정 동일성, 직무열의

* 이 연구는 남기은의 박사학위 논문의 일부를 수정·보완한 것이며, 충남대학교 학술연구비에 의해 지원되었음.

† 교신저자 : 이선희, 충남대학교 심리학과, Tel: 042-821-6370, E-mail: sunhee_lee@cnu.ac.kr

일중독은 Oates(1971)가 끊임없이 강박적으로 일에 매달리는 자신의 상태를 표현하기 위해 만든 용어로 많은 대중적 관심을 받아왔다. 특히 최근 5년간 발표된 논문이 일중독 관련 전체 논문의 약 절반을 차지할 정도로 일중독에 대한 연구가 관심을 받고 있다. 이러한 경향은 사회적으로 일과 삶의 균형의 중요성이 강조되면서 일에 지나친 시간과 에너지를 투자하는 일중독적 행동 특성이 개인과 조직에 미칠 수 있는 부정적 효과에 대한 관심이 증가하기 때문이라고 추측된다.

많은 심리학적 구성개념이 그러하듯이, 일중독도 이를 어떻게 정의하고 측정해야 할 것인가에 대한 다양한 의견이 제안되어왔다. 일중독 초기 연구자들은 직무열의적 특성을 일중독의 하나의 유형으로 보는 모형을 제시하기도 하였다(예: Scottl, Moore, & Miceli, 1997; Spence & Robbins, 1992). 그러나 최근 일중독 연구자 대부분은 일을 즐기는 것과 일을 하지 않으면 괴롭기 때문에 일에 몰두하는 일중독은 구분되어야 하는 개념이라는 데 동의한다. 예를 들어, Spence와 Robbins(1992)는 '일 관여(work involvement)', '일 강박(inner drive to work)', '일 향유(work enjoyment)'의 일중독 삼차원을 제안하고, 일중독을 '일 관여'와 '일 강박'은 높지만 '일 향유'는 낮은 상태라고 정의하였다. 이에 비해, 일중독 연구에서 가장 많이 쓰이는 DUWAS(Dutch Workaholism Scale) 척도를 개발한 Schaufeli, Taris와 Bakker(2008)는 일중독을 '과도하게 일하기'와 '강박적으로 일하기' 두 차원 모두가 높은 상태라고 정의하였다. 또한, 일부 연구자들은 일중독자들이 일을 하지 않으면 괴로운 내적인 상태 때문에 더 큰 부정적인 효과에도 불구하고 강박적으로 일한다는 특성을 가진다는 측면에서 게임

중독이나 도박 중독과 같은 행동중독(behavioral addiction)의 하나로 보아야 한다고 주장한다 (Andreassen, Griffiths, Hetland, & Pallesen, 2012; Sussman, 2012).

그런데 최근 Clark, Smith와 Haynes(2020)는 기존의 다양한 일중독 정의를 종합하여 일중독을 1) 일을 해야만 하는 저항할 수 없는 내적 압력을 느끼고(동기), 2) 일하지 않을 때에 대해 끊임없이 생각하며(인지), 3) 잠재적으로 부정적인 결과를 가져올 수 있음에도 불구하고 합리적으로 기대되는 것보다 더 많이 일하며(행동), 4) 일을 할 수 없는 상태일 때 죄책감이나 불안, 좌절과 같은 부정적 정서(정서)를 경험하는 특성을 가지는 다차원 개념으로 정의하였다. 이러한 정의는 일중독의 핵심은 단순히 일을 많이 하는 것이 아니라 일을 하지 않으면 괴로운 내적 압력 때문이라는 일중독의 동기적 측면을 명확히 하고 있다. 하지만 동시에 임상적인 수준의 행동중독과는 구별하고 있으며 또한 동기적 측면뿐만 아니라 일중독의 인지적, 정서적, 행동적 특성을 포괄적으로 포함하여 개념화했다는 점에서 장점을 가진다.

Clark 등(2020)은 이러한 일중독 정의를 바탕으로 '다차원 일중독 척도(Multidimensional Workaholism Scale, MWS)'를 개발하고 이에 대한 다양한 타당화 증거를 제시하였다. 해당 연구에서는 5개의 독립적인 표본으로 이루어진 총 1,252명의 미국인 직장인 자료를 바탕으로 1) 확인적 요인분석에서 4요인 모형이 좋은 전반적 적합도를 보이며 대안 모형들에 비해서도 더 좋은 적합도를 가지고, 2) 높은 신뢰도와 내용타당도를 가지며, 3) 관련 변인들(예: 직무열의, 완벽주의, 기존 일중독 척도)과 적절한 변별타당도와 수렴타당도를 가지고,

4) 일영역(예: 직무만족), 개인영역(예: 신체 증상), 가정 영역(예: 직장-가정 갈등)에 속하는 주요 결과 변인들에 대한 예측에 있어 기존 일중독 척도에 비해 증분타당도를 가진다는 것을 보여주었다.

기존에 많이 사용되던 일중독 척도들(예: DUWAS, Schaufeli, Taris, & Bakker, 2008; WART, Robinson, 1999; WorkBat, Spence & Robbins, 1992)이 신뢰도 및 타당도 측면에서 다양한 비판을 받아왔다는 점을 고려할 때(예: Clark et al., 2020; McMillan, Brady, O'Driscoll, & Marsh, 2001; Scott et al., 1997), 이처럼 신뢰도 및 타당도를 지지하는 다양한 증거를 가진 일중독 척도가 개발되었다는 것은 매우 다행스러운 일이다. 그러나 MWS 일중독 척도는 미국에서 새로 개발된 척도이므로 한국 직장인들의 일중독을 적절하게 측정하는지 검증이 필요하다. 예를 들어, WART(Robinson, 1999) 척도를 사용한 정병석과 탁진국(2009)의 연구나 Workaholism Analysis Questionnaire(Aziz, Uhrich, Wuensch, & Swords, 2013)를 사용한 엄세원과 이재림(2018)의 연구에서도 신뢰도와 타당도 문제가 지적된 바 있다. 따라서 본 연구에서는 MWS 일중독 척도가 미국에서와 같이 한국 직장인들의 일중독을 타당하고 신뢰롭게 측정할 수 있는지를 알아보기 위한 타당화 증거를 수집하고자 하였다. 구체적 타당화 전략은 다음과 같다.

첫째, 측정 동일성 검증(measurement invariance test)을 통해 우리나라 직장인들이 미국 직장인들과 같은 구성개념을 측정하는가를 검증하였다. 측정 동일성이란 두 개 이상의 독립적인 집단에서 측정된 구성개념이 각각의 집단에서 동일한 구성개념으로 측정되었는가를 검증하는 것이다(Vandenberg & Lance, 2000). 심리측

정학자들은 한 문화에서 개발된 척도를 다른 문화에서 사용하기 위해서는 측정 동일성 검증이 필수 조건이라고 강조한다(Chen, 2008; Cheung & Rensvold, 2002; Vandenberg & Lance, 2000).

측정 동일성은 다양한 측면에서 검증될 수 있는데 집단 간 비교의 목적에 따라 요구되는 동일성이 다르다. 첫째, 형태 동일성은 가장 기본적인 단계로서 각 측정변인이 어떤 요인을 나타내는지와 집단 간에 동일한 지를 검증한다. 예를 들어, 미국에서 일중독의 행동 차원의 지표로 가정된 문항이 한국 표본에서도 행동 요인을 나타내는지를 검증하는 것이다. 일단 형태 동일성이 만족되어야만 이후 단계의 동일성 검증이 가능하다. 둘째, 측정 동일성은 하위 차원들과 측정 변인 간의 관계, 즉, 요인계수가 집단 간에 동등한지를 검증한다. 미국 표본과 한국 표본에서 각 문항들의 요인계수가 동일하면 측정단위 동일성이 있다고 결론 내릴 수 있다. 변인 간의 관계를 추론하는 연구를 하기 위해서는 최소한 형태 동일성(configural invariance)과 측정단위 동일성(metric invariance)을 만족해야 한다(Chen, 2008; Cheung & Lau, 2012). 따라서 본 연구에서는 MWS가 한국과 미국 집단에서 형태 동일성과 측정단위 동일성을 가질 것이라는 가설을 검증하였다.

가설 1-1. 한국과 미국 집단 간에 다차원 일중독 척도의 형태 동일성이 존재할 것이다.

가설 1-2. 한국과 미국 집단 간에 다차원 일중독 척도의 측정단위 동일성이 존재할 것이다.

추가적으로 가설을 세우지는 않았지만, 절

편 동일성과 요인 상관 동일성을 검증하였다. 절편 동일성은 측정 변인과 요인 간의 관계 모형에서의 절편, 즉, 요인이 0일 때 기대되는 측정변인의 값이 집단 간에 동일한지를 검증한다. 두 집단의 평균 비교를 위해서는 요인 계수뿐만 아니라 절편 동일성도 만족해야 한다. 마지막으로 요인 상관 동일성은 요인 간 상관(공분산)이 두 집단 간에 동일한 수준인지를 검증한다.

두 번째 타당화 전략으로 변별 타당화 증거로서 일중독과 관련이 있다고 알려진 직무열의와의 관련성을 살펴보았다. 직무열의는 세 가지 하위차원, 즉, 일에서 에너지와 정신적 회복력을 느끼는 '활력(vigor)', 일의 의미, 열정, 자부심을 느끼는 '헌신(dedication)', 그리고 완전히 일에 집중하는 '몰입감(absorption)'으로 구성된다고 정의된다(Schaufeli, Salanova, González-Romá, & Bakker, 2002). 일중독과 직무열의는 일에 상당한 시간과 에너지를 투자한다는 행동특성을 공유하며, 최근 두 메타분석 결과에서도 일중독과 직무열의는 유의한 정적 관계를 가지는 것으로 나타났다(Clark, Michel, Zhdanova, Pui, & Baltes, 2016; Di Stefano & Gaudiino, 2019). 그러나 연구자들은 이 두 구성개념이 서로 다른 동기에 근거하는 구별되는 독립적 개념이라는 점에 동의한다(Kubota et al., 2010; Shimazu, Schaufeli, Kamiyama, & Kawakami, 2015). 또한 일중독과 직무열의는 개인의 안녕과 직무 효과성에 기여하는 다양한 결과 변인들과도 상반된 관계를 가지는 것으로 알려져 있다(Christian & Slaughter, 2007; Clark et al., 2016; Halbesleben, 2010).

따라서 본 연구는 MWS가 일중독을 신뢰롭고 타당하게 측정한다면, 직무열의와 정적인 상관을 가지지만 그렇다고 상관계수가 매우

높지는 않을 것이라고 기대하였다. Clark 등(2020)의 연구에서도 MWS로 측정한 일중독과 직무열의의 척도점수는 중간 수준의 정적 상관을 보였다(타당화 표본들의 효과크기의 평균, $\bar{r}=.44$). 또한 일중독과 직무열의가 하위차원에서도 구분될 것이라고 기대하였다. 따라서 한국 직장인 표본에서 MWS로 측정된 4개의 일중독 하위요인과 3개의 직무열의 하위요인(활력, 헌신, 몰입감)을 구분하는 7요인 모형이 적합한지를 검증하였다.

가설 2-1. 일중독은 직무열의와 중간 수준의 정적 상관을 가질 것이다.

가설 2-2. 일중독의 4요인(동기, 인지, 정서, 행동)과 직무열의의 3요인(활력, 헌신, 몰입감)으로 구분하는 7요인 모형이 적합할 것이다.

세 번째 타당화 전략은 일중독과 관련이 있다고 알려진 결과변인들에 대한 준거타당도를 살펴보는 것이다. 일하지 않으면 안 되는 내적 압력 때문에 일하는 일중독의 동기적 측면을 고려할 때, 일중독이 개인의 안녕뿐만 아니라 다양한 일 관련 결과변인들에 부정적 효과를 가질 것이라고 기대된다. Clark 등(2016)의 메타분석 결과에 따르면, 일중독 수준이 높을수록, 결혼불만족과 일-삶의 갈등이 높고, 직무탈진을 더 많이 경험하며, 삶의 만족과 신체 및 정신적 건강 수준이 낮을 뿐만 아니라 직무만족이 낮고 직무 스트레스를 높게 경험하며 반생산적 직무행동도 많이 하는 것으로 나타났다.

이에 본 연구에서는 새로 개발된 MWS 일중독 척도의 준거타당도 증거를 확보하기 위해 MWS 일중독 척도로 측정한 일중독이 1) 직무 관련 결과변인인 직무만족과 정서적 소

진, 2) 개인 관련 결과변인인 삶 만족과 신체 증상, 3) 가족 관련 결과변인인 직장-가정 갈등(work interfering with family)과 가정-직장 갈등(family interfering with work)을 유의하게 예측하는지 살펴보았다. 각 변인별로 일중독과 기대하는 관계 및 그 근거를 살펴보고, 그에 따라 가설을 설정하였다.

일중독과 직무만족은 일이 즐겁거나 보람차서 일을 많이 하는 것이 아니라 하지 않을 수 없는 내적 압력 때문에 일하는 일중독의 동기적 측면을 고려할 때 부적인 관계를 가질 것이라고 기대된다. 이러한 기대와 일치하게, Clark 등(2016)의 메타분석 결과에서 일중독은 직무만족과 작은 수준이지만 유의한 부적인 관계를 보였다. 그러나 일차 연구들에서는 그 결과가 일관적이지 않다. 예를 들어, Ng, Sorensen 및 Feldman(2007)은 일중독과 직무만족이 정적인 관계를 가진다고 보고한 반면, Shimazu와 Schaufeli(2009)는 부정 관계를 보고하였다. 또한, MWS의 타당화 연구에서도 기대와 다르게 MWS는 직무만족과 유의한 상관을 보이지 않았다(Clark et al., 2020). Clark 등은 MWS와 직무만족이 유의한 상관을 보이지 않은 이유로 조절변인이 존재할 가능성을 제기하였다.

그러나 또 다른 가능성으로 직무열의가 일중독과 직무만족간의 관계에서 억제변인(suppressor)의 역할을 할 수 있음을 고려해볼 수 있다. 억제효과란 한 예측변인의 예측력이 다른 예측변인의 효과를 제거할 때 오히려 예측력이 증가하는 것을 의미한다(Tzelgov & Henik, 1991). 억제효과는 일중독과 직무열의처럼 서로 정적인 상관을 가지지만 각각이 결과변인에 미치는 영향의 방향이 다를 때 존재할 수 있다. 일중독의 변량 중 직무열의와 중첩

되는 부분은 직무만족에 긍정적인 영향을 줄 수 있기 때문에, 일중독의 변량 중 직무열의와 공유되는 변량을 통계적으로 제외하지 않으면 직무만족에 대한 일중독의 부적 영향이 드러나지 않을 수 있다. 반면, 직무열의를 통제하고 일중독으로 직무만족을 예측하면, 일중독만으로 직무만족을 예측할 때 보다 일중독의 부적 효과가 크게 나타날 수 있다. 따라서 본 연구에서는 기본적으로 일중독은 직무만족과 부적인 관계를 가질 것이라고 기대하며(가설 3-1), 추가적으로 직무열의를 통제한 후에는 직무만족에 대한 일중독의 부적 예측력이 증가할 것이라고 가설(가설 3-1a)을 설정하였다.

가설 3-1. 일중독은 직무 만족과 부적인 관계를 가질 것이다.

가설 3-1a. 일중독과 직무 만족의 부적 관계는 직무열의 통제 후 더 커질 것이다.

정서적 소진은 직무탈진의 한 유형으로 장기간에 걸쳐 발생한 직무 스트레스 반응으로 인해 에너지가 고갈된 상태를 의미한다(Maslach, Schaufeli, & Leiter, 2001). 일중독자들은 계속해서 일하고자 하는 내적인 압박 때문에 근무시간이 아닐 때에도 일에 대한 생각에서 벗어나지 못해 충분한 회복을 경험할 기회가 부족하고, 이러한 악순환의 반복으로 소진이 발생할 가능성이 높다(Bakker, Demerouti, Oerlemans, & Sonnentag, 2013; Schaufeli, Taris, & Van Rhenen, 2008). Clark 등(2020)에서도 MWS로 측정된 일중독과 정서적 소진은 정적 상관을 보였다(타당화 표본들의 효과크기의 평균, $r=.25$). 반면, 직무열의가 높은 사람들은 일에서 긍정적이고 성취적인 심리상태를 경험하기

때문에 에너지가 오히려 더 채워지는 긍정적인 내면을 경험해 정서적 소진과는 부적인 관계를 가진다(Halbesleben, 2010). 앞서서와 같은 논리로, 직무열의가 일중독과 정서적 소진의 관계에서 억제변인의 역할을 할 것이라고 예상하였다.

가설 3-2. 일중독은 정서적 소진과 정적 관계를 가질 것이다.

가설 3-2a. 일중독과 정서적 소진의 정적 관계는 직무열의의 통제 후 더 커질 것이다.

삶 만족의 경우, 일중독자들은 일을 하지 않을 때 죄책감, 불안 등을 느끼기 때문에 자신의 삶에 대한 전반적 판단인 삶의 만족이 낮을 가능성이 높다(Clark et al., 2016; Shimazu et al., 2015). 반면 직무열의가 높은 사람들은 자신의 일에 대해 긍정적이고 충족한 마음상태를 가지기 때문에 전반적인 삶의 만족도 또한 높을 가능성이 높아진다(Shimazu et al., 2015). Clark 등(2020)의 MWS 타당화 연구에서는 일중독과 삶 만족의 관계를 살펴보지는 않았지만, 기존 메타분석 결과 등을 기반으로 일중독과 삶 만족은 부적 관계를 가질 것이라고 가설을 설정하였다. 또한 삶의 만족에 대해서도 직무열의가 억제효과를 가질 것이라고 기대하고 다음과 같이 가설을 설정하였다.

가설 3-3. 일중독은 삶 만족과 부적 관계를 가질 것이다.

가설 3-3a. 일중독은 삶 만족의 부적 관계는 직무열의의 통제 후 더 커질 것이다.

신체증상과 관련해서 일중독은 긴장, 피로, 질병 등 신체적 불편과 정적인 관계를 가지는

반면, 직무열의는 부적인 관계를 가지는 것으로 보고된다(Clark et al., 2016; Halbesleben, 2010; Shimazu et al., 2015). 이에 따라 본 연구는 다음과 같이 일중독이 높을수록 신체적 증상을 보다 많이 경험하며, 이러한 관계는 직무열의를 통제했을 때 더 커질 것이라고 가설을 설정하였다.

가설 3-4. 일중독은 신체증상과 정적인 관계를 가질 것이다.

가설 3-4a. 일중독과 신체증상의 정적 관계는 직무열의의 통제 후 더 커질 것이다.

직장가정 갈등은 직장가정에서 동시에 역할을 수행하면서 발생하는 역할 갈등을 말한다(Netemeyer, Boles, & McMurrin, 1996). 선행 연구들에 따르면 일중독 성향이 높을수록 직장가정과 가정의 역할 사이에서 더 많은 갈등을 느끼는 것으로 나타났는데, 이는 일에 많은 시간과 에너지를 투자하는 일중독의 특성에 기인할 것이다(Clark et al., 2016; Gillet, Morin, Sandrin, & Houle, 2018). 특히, Clark 등(2020)의 타당화 연구에서는 직장에서의 역할이 가정의 역할을 방해하는 직장-가정 갈등과 가정에서의 역할이 직장의 역할을 방해하는 가정-직장 갈등으로 구분하였는데, 일중독은 가정-직장 갈등($r=.25$)과 직장-가정 갈등($r=.37$) 모두와 정적으로 관련이 있는 것으로 나타났다.

한편, Halbesleben(2010)의 메타연구에 따르면, 직무열의 역시 두 유형의 직장가정 갈등변인 모두와 유의한 정적인 관계를 가지는 것으로 나타났다. 따라서 직무열의가 일중독과 두 직장가정 갈등 간의 관계에 대한 억제효과를 가질 것이라고 기대하지 않았고, 그에 대한 가설을 설정하지 않았다.

가설 3-5. 일중독은 직장-가정 갈등과 가정-직장 갈등과 정적인 관계를 가질 것이다.

마지막으로 일중독과 근무시간과의 관계를 살펴보았다. 일중독 특성상 일중독 성향이 높을수록 근무시간이 길 것이라고 기대할 수 있고, 선행 메타분석 결과도 이러한 기대를 지지한다(Clark et al., 2016). Clark 등(2020)의 MWS 타당화 연구에서도 MWS와 근무시간은 정적인 상관을 보였다($r=.35$). 그런데 직무열의도 역시 근무시간과 정적인 관계를 가지기 때문에(Schaufeli, Taris, & Bakker 2008; van Beek, Taris, & Schaufeli, 2011) 근무시간에 대해서도 억제효과 가설을 설정하지 않았다.

가설 3-6. 일중독은 근무시간과 정적인 관계를 가질 것이다.

방 법

연구 참여자 및 자료수집 절차

본 연구의 참여자는 패널 조사기관을 통해 모집하였다. 참여자들은 모두 공식적으로 주당 40시간 이상 근무하는 직장인이었다. 자료 수집은 약 일주일 간격으로 두 번에 걸쳐 온라인으로 이루어졌다. 1차 설문에서는 총 358명이 일중독 척도에 응답하였으며, 2차 설문에서는 이중 약 64%인 228명이 참여하여 준거변인(예: 삶의 만족, 직장가정 갈등)을 측정하는 설문에 응답하였다. 1차 연구 참여자는 남자 53%(189명), 여자 47%(169명), 평균 나이는 만 39.5세(표준편차=9.1, 범위=21-64)였다. 현 직장의 근로 기간 평균은 7.6년(표준편차=

7.2, 범위=.8-38.3)이었다. 직종별로는 사무직이 58.9%(211명)로 가장 많았으며 그다음으로 전문직 21.5%(77명), 판매/서비스직 7.5%(27명), 기능/생산직 7.0%(25명), 자영업 4.7%(17명), 기타 0.3%(1명)의 순으로 나타났다. 준거타당도 분석을 위한 2차 설문 응답자도 1차 응답자와 유사한 인구통계학적 특성을 보였다(남자=52%, 평균 나이= 39.3세(표준편차=9.0, 범위=21-63)).

일중독 척도의 측정 동일성 검증을 위한 미국 표본은 주 35시간 이상을 근무하는 미국 직장인 407명이었다. 역시 패널 조사기관을 통해 모집하여 온라인으로 설문조사에 응답하였다¹⁾. 미국 표본은 남자 51%(206명), 여자 49%(201명)로 구성되었으며, 평균 나이는 47.6세(표준편차=10.6, 범위=19-65)이었다.

측정도구

일중독

Clark 등(2020)이 개발한 MWS 4요인(행동, 인지, 동기, 정서) 16개 문항을 사용하였다. 미국 참여자들은 원래 개발된 대로 영문 설문을 이용하였고, 한국 참여자들은 한국어 번역본을 이용하였다. 번역은 번역, 역번역 과정을 거쳤다(Brislin, 1970). 문항의 예로는 “나는 대부분의 동료들보다 오랜 시간 일하는 편이다(행동)”, “나는 일에 대한 생각을 멈출 수 없는 것 같다(인지)”, “나는 항상 나를 일하게 하는 내적 압박감을 느낀다(동기)”, “무슨 이유든 그날 일을 빠져야 되면 속이 상한다(정서)”가 있다. 연구 참여자는 각 문항에 동의하는 정도를 5점 척도(1=‘전혀 그렇지 않다’, 5=‘정말

1) 미국 표본은 Malissa A. Clark가 제공한 자료를 사용하였음.

그렇다)로 응답하였다. 한국 표본의 전체 문항의 Cronbach α 값은 .90이었으며, 하위 요인별로는 행동 .80, 인지 .92, 동기 .83, 정서 .86이었다. 미국 표본도 이와 유사하게, 전체 문항의 Cronbach α 값은 .94였으며, 하위 요인별로는 행동 .82, 인지 .94, 동기 .90, 정서 .91이었다.

직무열의

직무열의는 Schaufeli 등(2002)이 타당화한 3요인(활력, 헌신, 몰입감) 17개 문항을 사용하였다. 문항의 예로는 “나는 직장에서 활력이 넘친다(활력)”, “나는 내일에 열정을 느낀다(헌신)”, “나는 일할 때 완전히 일에 열중한다(몰입감)”가 있다. 연구 참여자는 7점 척도(1=‘전혀 그렇지 않다’, 7=‘항상 그렇다’)로 각 문항에 동의하는 정도를 선택하였다. 전체 문항의 Cronbach α 값은 .92였으며, 하위 요인별로는 활력 .83, 헌신 .95, 몰입감 .83이었다.

삶 만족

삶에 대한 만족도는 Diener, Emmons, Larsen 및 Griffin(1985)이 개발한 5문항을 사용하였다. 문항의 예로는 “모든 방면에서 내 인생은 나의 이상과 가깝다”가 있으며, 연구 참여자는 5점 척도(1=‘전혀 그렇지 않다’, 5=‘정말 그렇다’)로 각 문항에 동의하는 정도를 선택하였다. Cronbach α 값은 .93으로 나타났다.

직무만족

직무만족도는 Hackman과 Oldham(1975)이 개발한 15개 문항 중 3개 문항을 사용하였다. 그 예에는 “대체적으로 나는 내 직무에 만족한다”가 있다. 연구 참여자는 5점 척도(1=‘전혀 그렇지 않다’, 5=‘정말 그렇다’)로 각 문항에 동의하는 정도를 선택하였으며, Cronbach α

값은 .84였다.

정서적 소진

정서적 소진은 Maslach와 Jackson(1981)의 직무탈진 척도 중 정서적 소진 9개 문항을 사용하였다. 문항의 예로는 “아침에 일어나서 출근할 생각만 하면 피곤하다”가 있다. 연구 참여자는 7점 척도(0=‘전혀 없음’, 6=‘매일’)로 각 문항에 해당하는 정도를 선택하였다. 정서적 소진의 Cronbach α 값은 .93으로 나타났다.

신체 증상

신체 증상은 Spector와 Jex(1998)가 개발한 PSI(Physical Symptoms Inventory) 13문항을 사용하여 지난 한 달 동안의 신체 증상을 설문하였다. 문항은 “배탈”, “허리통증”과 같은 신체 증상으로, 연구 참여자는 자신이 해당 신체 증상을 지난 한 달 동안 얼마나 겪었는지를 5점 척도(1=‘전혀 없음’, 5=‘매일’)로 응답했다. 신체 증상의 Cronbach α 값은 .82였다.

직장가정 갈등

직장가정 갈등은 Netemeyer 등(1996)이 개발한 2요인(직장-가정 갈등, 가정-직장 갈등) 10문항을 사용하였다. 문항의 예로는 “직장의 요구 때문에 가정생활에 방해가 된다(직장-가정 갈등)”, “가정에서의 역할 때문에 직장 일을 미루게 된다(가정-직장 갈등)”가 있다. 연구 참여자는 7점 척도(1=‘전혀 그렇지 않다’, 7=‘정말 그렇다’)로 각 문항에 동의하는 정도를 선택하였다. Cronbach α 값은 직장-가정 갈등 .95, 가정-직장 갈등 .91로 나타났다.

근무시간

연구 참여자들은 현재의 실제 일주일 평균

근무시간을 시간 단위(예: 42시간)로 직접 입력하였다.

분석

측정 동일성 검증은 Vandenberg와 Lance (2000)가 제안한 절차를 따랐다. 우선 집단 간 동등화 제약 없이 요인구조 모형을 추정한 후 각각의 집단에서 적절한 수준의 모형 적합도를 가지는지 확인한다. 그다음에 순차적으로 해당 단계에서 가정하는 동등화 제약을 추가한 모형을 추정한다. 각 단계에서 해당 동등화 제약이 없었던 전 단계 모형에 비해 동등화 제약을 추가한 모형의 적합도가 유의하게 낮아지지 않으면, 해당 동일성이 검증된 것으로 판단하고 다음 단계의 동등화 제약을 추가한다. 반대로 모형의 적합도가 유의하게 낮아지면, 해당 동일성이 존재하지 않는 것으로 판단한다.

본 연구의 가설검증을 위해 동등화 제약의 단계를 첫째, 형태 동일성, 둘째, 측정단위 동일성 순서로 검증하고, 추가적으로 절편 동일성, 마지막으로 요인 상관 동일성 제약을 추가한 검증을 실시하였다. 모든 단계는 요인 평균을 0, 요인변량을 1로 고정하는 방법을 사용하였다(Van de Schoot, Lugtig, & Hox, 2012). 검증결과 동일성 가정이 성립되지 않을 경우, 일부 문항의 동일성 제약을 풀어주는 부분 동일성 모형(partial model)을 검증하였다(Vandenberg & Lance, 2000). 부분 동일성 모형의 설정은 Cheung과 Lau(2012)가 제안한 대로 가장 큰 수정지수(modification index)를 가진 모수에 대한 동등화 제약을 순차적으로 제거하는 방식을 이용하였다.

각 모형에 대해 전반적 모형 적합도 지표로

χ^2 , CFI 및 RMSEA를 보고하였다. 위계적으로 포함된 모형의 적합도 비교를 위해 χ^2 차이 검증을 실시할 수 있으나, 표본 수가 클 경우 실제의 차이 수준에 관계없이 유의미한 차이를 나타낼 가능성이 매우 높다(Meade, Johnson, & Braddy, 2008). 따라서 본 연구에서는 CFI 및 RMSEA의 차이 값을 바탕으로 모형 간 적합도 차이 여부를 판단하였다(Chen, 2008; Cheung & Rensvold, 2002; Wang & Russell, 2005). 구체적으로, CFI의 경우는 동등화 제약을 추가하기 전보다 추가한 모형의 CFI가 .01이상 감소하면, 모형의 적합도 수준이 유의미하게 낮아진 것을 의미하므로 측정 동일성이 지지되지 않는다고 해석하였다. 마찬가지로 RMSEA는 두 모형의 90% 신뢰구간이 전 단계와 겹치지 않으면 모형의 적합도 수준이 유의미하게 낮아진 것으로 판단하였다. 측정 동일성 분석은 Mplus 8.1(Muthén & Muthén, 2017) 프로그램을 사용하였다.

변별타당도 분석을 위해서는 일중독과 직무열의 간의 상관분석과 일련의 확인적 요인 분석을 실시하였다. 일중독 4요인(행동, 동기, 인지, 정서)과 직무열의 3요인(활력, 헌신, 몰입감)으로 구분하는 7요인 모형과 대안모형으로 일중독과 직무열의만으로 구분하는 2요인 모형과 하위 요인 없는 1요인 모형을 비교하였다. 준거타당도 분석을 위해서는 일중독과 준거변인들간의 상관분석과 억제효과를 검증하기 위한 위계적 회귀분석을 사용하였다. 억제 효과는 단순회귀와 중다회귀 계수의 변화 양상으로 판단할 수 있는데, 이는 수학적으로 간접효과의 유의도 검증과 동일한 절차를 통해 검증할 수 있다(MacKinnon, Krull, & Lockwood, 2000; Shrout & Bolger, 2002). 즉, 간접효과는 전체효과에서 직접효과를 뺀 값인데,

이 값은 단순회귀 계수와 중다회귀 계수의 차이와 동일하기 때문이다. 상관분석과 위계적 회귀분석은 SPSS.24를 이용해 실시하고, 억제 효과의 유의도는 SPSS.24 PROCESS의 편향교정 부스트래핑을 이용한 신뢰구간 추정법(number of bootstrap samples = 10,000)을 사용해 검증하였다. 확인적 요인분석은 Mplus 8.1(Muthén & Muthén, 2017) 프로그램을 사용하였다.

결 과

Table 1은 한국과 미국의 일중독 척도 문항별 기술 통계치 및 상관을 보여준다.

단일집단 확인적 요인분석

본격적인 측정 동일성 검증을 하기 전에 한국과 미국 표본 각각에서 MWS 일중독 척도의 4요인 구조(행동, 인지, 동기, 정서)가 적절한지를 평가하기 위해 확인적 요인분석을 실시하였다. 그 결과, Table 2에 제시한 바와 같이, 한국 표본($\chi^2(98)=291.264$, $p<.01$, CFI=.942, RMSEA=.074, 90% CI [.064, .084])과 미국 표본($\chi^2(98)=271.678$, $p<.01$, CFI=.967, RMSEA=.065, 90% CI [.056, .074]) 모두에서 전반적 적합도가 양호한 것으로 나타났다. 각 집단의 확인적 요인분석의 요인 부하량 계수 역시 모든 문항에서 양호하였다(Table 3 참조).

측정 동일성 검증

한국과 미국 표본 간에 MWS의 측정 동일성 검증을 위해 단계별로 동일성 제약을 추가한 모형을 추정하였다(Table 4 참조). 첫째, 두

집단 간의 형태 동일성을 가정하는 모형 1의 전반적 적합도가 양호하였다($\chi^2(196)=557.182$, $p<.01$, CFI=.957, RMSEA=.069, 90% CI [.063, .076]). 따라서 가설 1-1이 지지되었다. 이러한 결과는 한국과 미국 표본에서 요인 구조가 동일하다는 가정을 지지하는 것으로 이후 단계의 동일성 검증 절차가 가능함을 의미한다.

모형 2는 모든 요인계수의 크기가 두 집단 간에 동일하다는 측정단위 동일성 제약을 추가하였다. 측정단위 동일성 모형 역시 전반적으로 좋은 적합도를 보였다($\chi^2(212)=609.397$, $p<.01$, CFI=.953, RMSEA=.070, 90% CI [.064, .077]). 추가적인 제약이 모형의 전반적 적합도를 하락시키는지를 살펴본 결과, 측정단위 동일성 모형과 형태 동일성 모형의 모형 간의 CFI 차이 값은 .004로 Cheung과 Rensvold(2002)이 제안한 .01보다 작았고, 두 모형의 RMSEA 90% 신뢰구간 역시 겹치는 것으로 나타났다(형태 동일성 모형: .063-.076; 측정단위 동일성 모형: .064-.077). 따라서 요인계수에 대한 동일성 제약을 추가하는 것이 모형의 전반적 적합도를 유의하게 감소시키지 않았다고 해석할 수 있다. 이상의 결과는 두 집단 간 요인계수가 동일하다는 측정단위 동일성 가정(가설 1-2)을 지지한다.

추가적으로 모형 3은 측정단위 동일성에 절편값이 두 집단 간에 동일하다는 절편 동일성 제약을 더한 모형이다. 추정 결과, CFI는 .912로 양호하였으나, RMSEA는 양호한 적합도에 대한 일반적 기준보다 크게 나타났다($\chi^2(228)=969.173$, $p<.01$, CFI=.912, RMSEA=.092, 90% CI [.086, .098]). 또한 전 단계인 측정 동일성 모형과 절편 동일성 모형의 CFI 차이는 .041로 .01보다 컸으며, 측정 동일성 모형의 RMSEA 90% 신뢰구간(.064-.077)과 절편 동일성

Table 1. Descriptive statistics and correlations of the MWS

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
Behavioral																
Item 1		.49	.43	.41	.30	.33	.31	.31	.30	.26	.34	.26	.25	.26	.22	.28
Item 2	.44		.59	.70	.45	.43	.44	.43	.45	.46	.43	.43	.40	.39	.38	.34
Item 3	.44	.58		.58	.50	.47	.50	.46	.46	.42	.45	.40	.35	.38	.31	.34
Item 4	.33	.72	.53		.48	.43	.41	.41	.46	.51	.42	.45	.33	.36	.37	.35
Cognitive																
Item 5	.38	.41	.36	.38		.82	.75	.79	.62	.50	.59	.58	.47	.48	.47	.48
Item 6	.32	.33	.26	.29	.73		.81	.82	.62	.50	.61	.61	.48	.52	.49	.52
Item 7	.36	.34	.34	.32	.66	.74		.80	.61	.52	.61	.57	.47	.55	.50	.49
Item 8	.36	.35	.32	.34	.68	.80	.81		.65	.51	.61	.61	.51	.56	.53	.56
Motivational																
Item 9	.28	.32	.31	.32	.41	.45	.44	.49		.72	.65	.74	.42	.50	.52	.48
Item 10	.30	.33	.35	.30	.46	.45	.52	.49	.61		.67	.72	.44	.49	.55	.48
Item 11	.34	.31	.32	.25	.44	.44	.46	.48	.39	.55		.69	.53	.63	.63	.55
Item 12	.24	.24	.25	.23	.41	.39	.39	.44	.64	.62	.50		.53	.58	.60	.59
Emotional																
Item 13	.18	.18	.20	.13	.37	.40	.42	.38	.33	.44	.50	.42		.76	.68	.63
Item 14	.08	.12	.16	.09	.33	.31	.35	.33	.27	.37	.43	.40	.63		.79	.72
Item 15	-.01	.03	.08	.00	.25	.22	.28	.24	.23	.38	.40	.37	.59	.73		.74
Item 16	.04	.10	.18	.13	.35	.31	.34	.35	.26	.37	.32	.44	.47	.60	.63	
Korea																
<i>M</i>	2.72	3.35	3.13	3.35	3.04	2.90	2.63	2.66	3.19	3.10	2.63	3.15	2.41	2.49	2.70	2.96
<i>SD</i>	1.02	0.86	0.97	0.89	1.06	1.01	1.02	1.04	1.01	1.01	1.02	1.04	1.12	1.09	1.11	1.09
U.S.																
<i>M</i>	3.50	3.70	3.17	3.64	2.70	2.47	2.55	2.52	3.07	3.25	2.64	2.97	2.82	2.52	2.67	2.58
<i>SD</i>	1.00	1.00	1.22	1.07	1.22	1.17	1.12	1.18	1.22	1.16	1.24	1.20	1.34	1.29	1.30	1.23

Note. Korean sample (N = 358) correlations are presented below the diagonal and U. S. sample (N = 407) correlations are presented above the diagonal. All correlations $|r| \geq .11$ are statistically significant at $p < .05$

Table 2. Overall fit measures of single-group confirmatory factor analyses

	$\chi^2(df)$	CFI	RMSEA[90% CI]	SRMR
U.S. (N=407)	271.678(98)**	.967	.065[.056-.074]	.034
Korea (N=358)	291.264(98)**	.942	.074[.064-.084]	.061

** $p < .01$

Table 3. Factor loadings for single-group

		U.S. (N=407)		Korea (N=358)	
		B (β)	SE	B (β)	SE
Behavioral	Item 1	.55 (.56)**	.04	.53 (.52)**	.04
	Item 2	.84 (.85)**	.02	.75 (.87)**	.02
	Item 3	.89 (.73)**	.03	.66 (.69)**	.03
	Item 4	.87 (.81)**	.02	.70 (.79)**	.03
Cognitive	Item 5	1.07 (.88)**	.01	.83 (.79)**	.02
	Item 6	1.07 (.91)**	.01	.89 (.87)**	.02
	Item 7	.98 (.87)**	.01	.88 (.87)**	.02
	Item 8	1.07 (.90)**	.01	.95 (.91)**	.01
Motivational	Item 9	1.03 (.85)**	.02	.74 (.73)**	.03
	Item 10	.95 (.82)**	.02	.82 (.81)**	.02
	Item 11	1.01 (.81)**	.02	.68 (.66)**	.04
	Item 12	1.04 (.87)**	.02	.81 (.78)**	.03
Emotional	Item 13	1.07 (.81)**	.02	.81 (.72)**	.03
	Item 14	1.17 (.91)**	.01	.92 (.85)**	.02
	Item 15	1.14 (.88)**	.01	.93 (.84)**	.02
	Item 16	1.00 (.82)**	.02	.78 (.72)**	.03
	Behavioral with Cognitive	.62**		.49**	
	Behavioral with Motivational	.67**		.49**	
	Behavioral with Emotional	.53**		.15**	
	Cognitive with Motivational	.78**		.68**	
	Cognitive with Emotional	.66**		.45**	
	Motivational with Emotional	.74**		.60**	

** $p < .01$

의 신뢰구간(.086-.098)이 겹치지 않았다. 이는 두 집단의 절편이 동일하다는 가정을 지지하지 않는 결과이다. 이에 일부 문항의 절편만이 동일하다고 가

정하는 부분 절편 동일성 모형을 검증하였다. 부분 절편 동일성 모형은 Cheung과 Lau(2012)의 제안을 바탕으로 두 모형 간의 적합도 차이가 유의하지 않을 때까지 수정지수가 가장

Table 4. Results of measurement invariance tests

Model	χ^2	df	CFI	RMSEA[90% CI]	Δ CFI
M1. Configural invariance	557.182	196	.957	.069[.063-.076]	
M2. Metric invariance	609.397	212	.953	.070[.064-.077]	.004 ^a
M3. Scalar invariance	969.173	228	.912	.092[.086-.098]	.041 ^b
M3A. Partial scalar invariance	699.562	223	.944	.075[.069-.081]	.009 ^c
M4. Partial scalar with factor covariance invariance	711.926	229	.943	.074[.068-.080]	.001 ^d

Note. The partial scalar model released the constraint on five items (items 1, 5, 6, 13, and 16). Each model is compared to : ^a=1-2, ^b=2-3 ^c=2-3A ^d=3A-4

큰 순으로 한 문항씩 절편 동일성 가정을 제거하는 방식으로 설정하였다. 그 결과, 전체 16개 문항 중 5개 문항의 동일성 가정을 제거한 부분 절편 동일성 모형이 적절한 것으로 결정하였다. 해당 부분 절편 동일성 모형(모형 3A)의 전반적 적합도는 양호하였으며($\chi^2(223)=699.562, p<.01, CFI=.944, RMSEA=.075, 90\% CI[.069, .081]$), 측정 동일성 모형과의 CFI 차이는 .009로 .01보다 작았고, RMSEA 신뢰구간(측정 동일성=.064-.077, 부분 절편 동일성=.069-.081)도 겹쳐져 모형적합도의 변화가 유의하지 않았다. 구체적으로 절편 동일성이 성립되지 않은 문항은 행동요인(문항1 ‘나는 대부분의 동료들이 휴식시간을 가질 때도 쉬지 않고 일한다’ 한국=2.80, 미국=3.44), 인지요인(문항5 ‘나는 일에 대한 생각을 멈출 수 없는 것 같다’ 한국=3.00, 미국=2.74, 문항6 ‘나는 업무 시간이 아닐 때도 대체로 일 생각을 한다’ 한국=2.85, 미국=2.51), 정서요인(문항13 ‘무슨 이유로든 그날 일을 빠져야 되면 속이 상한다’ 한국=2.41, 미국=2.82, 문항16 ‘나는 일을 못하는 상황이 생기면 불안해지곤 한다’ 한국=2.96, 미국=2.59)의 5개 문항이었다²⁾. 선

행연구들은 요인당 절반 이상의 문항에 대해 동일성 가정이 만족되면 부분 동일성을 지지한다고 결론 내릴 수 있다고 제안하였다(Cheung & Lau, 2012; Steenkamp & Baumgartner, 1998). 따라서 MWS의 절편의 동일은 부분적으로 지지되었다.

마지막으로 부분 절편 동일성 모형에 요인 간 상관인 두 집단에서 동일하다는 제약을 추가한 모형을 추정하였다. 그 결과, 요인상관 동일성 모형의 전반적 모형 적합도 지표들은 모두 양호하였다($\chi^2(229)=711.926, p<.01, CFI=.943, RMSEA=.074, 90\% CI[.068, .080]$). 또한 부분 절편 동일성 모형과의 CFI 차이는 .001로 .01보다 작고, RMSEA 신뢰구간(부분 절편 동일성=.069-.081, 부분 절편 동일성 및 요인상관 동일성=.068-.080)이 겹쳐있어 모형적합도가 유의하게 낮아지지 않았다. 이러한 결과는 두 집단의 요인 간 상관 동일성을 지지하는 결과이다.

2) 자세한 결과는 교신저자에게 요청 시 제공받을 수 있음.

변별타당도

일중독 그리고 직무열의 및 결과변인들 간의 상관관계를 Table 5에 제시하였다. 기대한 바와 같이, 일중독은 직무열의와 정적인 상관($r=.39, p<.01$)을 가졌다. 이는 일중독과 직무열의가 정적인 관계를 가지지만 그 정도가 높지 않을 것으로 기대한 가설 2-1을 지지한다.

하위요인 수준에서 일중독 4요인(행동, 동기, 인지, 정서)과 직무열의 3요인(활력, 헌신, 몰입감)이 구분되는지를 알아보기 위해 일련의 확인적 요인분석을 실시하였다. 우선, 가정하는 7요인 확인적 요인분석을 실시한 결과, 전반적 모형 적합도가 양호하지 않은 것으로 나타났다($\chi^2(474)=1243.474, p<.01, CFI=.860, RMSEA=.084, 90\% CI[.079, .090], SRMR=.100$). 특히 SRMR이 다소 높은 것으로 나타났는데, 개별 잔차를 확인한 결과, 직무열의의 몰입요

인 중 문항 1(‘나는 직장에서 에너지가 넘친다’)과 문항 2(‘나는 직장에서 활력이 넘친다’), 그리고 문항 5(‘나는 직장에서 문제가 생겨도 정신적으로 금방 회복한다’)와 문항 6(‘나는 직장에서 일이 잘 풀리지 않을 때도 항상 깨끗이 버텨낸다’)간의 상관에 대한 잔차가 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 각각의 문항들이 서로 사용된 단어와 그 의미가 매우 유사하기 때문에 발생했을 가능성이 크다(Bandalos, 2021). 따라서 문항 1과 문항 2, 그리고 문항 5와 문항 6간의 공변량을 추가한 수정모형을 분석하였다. 그 결과 7요인 수정모형은 전반적으로 양호한 수준의 적합도($\chi^2(472)=1034.242, p<.01, CFI=.898, RMSEA=.072, 90\% CI[.066, .078], SRMR=.088$)를 보였으며, 수정전 7요인 모형($\Delta\chi^2(2)=209.23, p<.01$)보다도 유의하게 전반적 적합도가 높았다.

다음으로 수정된 7요인 모형과 2개의 대안

Table 5. Descriptive statistics and correlations among measured variables ($N=228$)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1. Workaholism	(.91)								
2. Work Engagement	.39*	(.92)							
3. Job Satisfaction	-.05	.55*	(.84)						
4. Emotional Exhaustion	.28*	-.37*	-.58*	(.93)					
5. Life Satisfaction	.01	.48*	.66*	-.38*	(.93)				
6. Physical Symptoms	.09	-.35*	-.46*	.57*	-.33*	(.82)			
7. WIF	.36*	-.11	-.48*	.65*	-.29*	.42*	(.95)		
8. FIW	.32*	.04	-.16*	.42*	-.04	.26*	.60*	(.91)	
9. Work Hours	.27*	.16*	-.06	.04	-.08	-.06	.26*	.11*	-
<i>M</i>	2.87	4.21	3.12	3.97	3.47	2.04	3.88	2.86	47.70
<i>SD</i>	0.68	0.92	0.87	1.33	1.34	0.51	1.52	1.23	9.30

Note. Cronbach's α coefficients are along the diagonal. WIF = work interfering with family. FIW = family interfering with work. * $p < .05$

모형을 비교하였다. 첫째, 모든 문항을 하나의 요인으로 설명하는 1요인 모형과 하위요인 구분 없이 일중독과 직무열의의 2요인으로 구분하는 2요인 모형을 추정하였다. 그 결과, 수정된 7요인 모형은 1요인 모형($\Delta X^2(23)=2840.53, p<.01$)과 2요인 모형($\Delta X^2(22)=1674.85, p<.01$)에 비해 유의하게 좋은 적합도를 보였다. 따라서 가설 2-2도 지지되었다.

준거타당도

준거타당도에 관한 가설 3-1에서 3-6은 Table 5에 제시한 원상관계수를 이용하여 검증하였다. 일중독은 정서적 소진($r=.28, p<.01$), 직장-가정 갈등($r=.36, p<.01$), 가정-직장 갈등($r=.32, p<.01$), 근무시간($r=.27, p<.01$) 모두와 유의한 정적 관계를 보였다. 그러나, 일중독은 직무만족($r=-.05, p=.44$), 삶 만족($r=.01, p=.88$), 신체증상($r=.09, p=.19$)과는 유의한 관계를 가지지 않았다. 정리하면, 가설 3-1, 3-3, 3-4는 지지되지 않았고, 가설 3-2, 3-5, 3-6은 지지되었다.

가설 3-1a, 3-2a, 3-3a, 3-4a는 일중독과 준거

변인간의 관계에서의 직무열의의 억제효과에 관한 가설이다. 억제효과에 대한 본격적인 검증을 위해 1단계에서 일중독을 예측변인으로 하고, 2단계에서 직무열의를 추가한 중다회귀 분석을 실시하였다(Table 6 참고). 우선, 1단계에서 일중독만으로는 직무만족을 유의하게 예측하지 못하였으나($B=-.07, p=.44$), 2단계에서 직무열의를 통제 한 후에는 일중독이 직무만족을 부적으로 유의하게 예측하였다($B=-.40, p<.01$). 이때 1단계와 2단계의 일중독의 회귀계수 차이가 통계적으로 유의하였다(간접효과 =.33, 95% CI[.21, .47]). 따라서 가설 3-1a가 지지되었다. 가설 3-2a가 기대한 바와 같이, 정서적 소진에 대해서도 직무열의의 억제효과가 유의하였다. 즉, 일중독은 직무열의를 통제하기 전보다($B=.55, p<.01$) 직무열의를 통제한 후($B=.99, p<.01$) 정서적 소진을 더 잘 예측하였다(간접효과=-.44, 95% CI[-.62, -.28]). 셋째, 직무열의는 일중독과 삶 만족 간의 관계에서 억제효과를 가진다는 가설 3-3a도 지지되었다(1단계 $B=.02, p=.88$; 2단계 $B=-.41, p<.01$; 간접효과=.43, 95% CI[.27, .63]). 마지막으로 신체증상에 대해서도 직무열의를 통제하기 전에

Table 6. Tests of suppression effect of job engagement

Criterion	Predictor	Step 1	Step 2	ΔR^2
		(Workaholism)	(Workaholism, Work engagement)	
		B	B	
Job Satisfaction (H3-1a)		-.07	-.40**	.38**
Emotional Exhaustion (H3-2a)		.55**	.99**	.27**
Life Satisfaction (H3-3a)		.02	-.41**	.26**
Physical Symptoms (H3-4a)		.07	.20**	.18**

Note. Significant test of ΔR^2 is based on the bootstrap confidence intervals of indirect effects. ** $p < .01$

는 일중독의 효과가 유의하지 않았으나($B=.07$, $p=.19$), 직무열의 통제 후($B=.20$, $p<.01$)에는 부적으로 유의하였으며, 1단계와 2단계에서의 일중독의 회귀계수는 통계적으로 유의한 차이를 가졌다(간접효과 $=-.13$, 95% CI[-.20, -.08]). 따라서 가설 3-4a도 지지되었다.

논 의

본 연구의 목적은 미국에서 개발된 MWS 일중독 척도로 우리나라 직장인들의 일중독을 측정하는 것이 적절한지에 대한 신뢰도 및 타당도에 대한 증거를 수집하는 것이었다. 우선, 문항간 내적 일치도 분석 결과, MWS 일중독 척도의 신뢰도는 전체 척도와 하위 척도 수준 모두에서 양호한 수준으로 나타났다. 타당도 분석 결과 역시 우리나라 직장인들에 MWS를 사용하는 것이 적절하다는 것을 보여주었다. 타당도 증거를 보다 자세히 살펴보면 다음과 같다.

첫째, MWS 일중독 척도 응답 자료에 대한 측정 동일성 검증 결과, 미국 직장인 집단들을 대상으로 타당화된 MWS 일중독 척도는 한국 직장인들에서도 동일하게 행동, 인지, 동기, 정서 4개의 하위차원을 측정하고, 각 하위차원별 문항도 동일하게 나타나며, 요인계수도 두 집단 간 동일한 것으로 나타나 MWS가 우리나라 직장인들에게도 타당한 일중독 측정 도구로 사용될 수 있음을 보여주었다. 추가적으로 일중독의 하위요인들간의 상관계수도 두 집단 간 차이가 없는 것으로 나타나 일중독 구성개념의 구조가 두 나라 간 동일하다는 것을 지지한다.

단, 측정변인들의 절편의 동일성은 부분적

으로만 지지되었다. 즉, 전체 16문항 중 5문항에서는 한국과 미국 집단에서의 절편이 다르게 나타났다. Vandenberg와 Lance(2000)에 따르면, 집단 간에 측정변인의 절편이 다르게 나타나는 이유 중 하나는 응답 편향(예: 관대화 경향)이다. 그러나 본 자료에서는 일부 문항에서만 절편의 차이가 존재하며, 또한 차이의 방향성도 일관적이지 않았기 때문에 응답 편향의 결과로 해석하기는 어렵다. 또 다른 가능성은 절편의 차이가 실제 두 집단 간에 기대되는 차이를 반영하는 것이다. 이 경우는 실제 기대하는 차이를 보여주는 것이기 때문에 편향이라고 볼 수 없다. 예를 들어, 행동요인 문항인 '대부분의 동료들이 휴식시간을 가질 때도 쉬지 않고 일한다'라는 문항에서 미국 집단의 절편값(3.44)보다 한국 집단의 절편값(2.80)이 낮았는데, 이는 일중독 수준과 독립적으로 동료들이 쉬면 같이 쉬는 것이 일반적인 한국 직장인들의 집단적인 문화를 반영하는 것일 수 있다. 이에 비해, 인지요인 문항인 '업무 시간이 아닐 때도 대체로 일 생각을 한다'는 한국 집단의 절편(2.85)이 미국 집단의 절편(2.51)보다 높았는데, 업무상의 SNS 이용이 빈번한 한국 직장인들이 일과 시간 이후에도 업무에 대한 심리적 분리가 어려운 경향을 반영한 것일 수 있다. 본 연구의 자료로는 이러한 가능성을 정확히 검증할 수 없기 때문에 이에 대한 추가적인 연구가 필요하다. 단, 한국과 미국 간의 MWS 일중독 척도 점수를 직접적으로 비교하기 위해서는 요인계수뿐만 아니라 절편 동일성도 요구되기 때문에 본 연구의 결과는 한국과 미국 간에 MWS의 척도 점수를 단순히 비교하는 것은 적절하지 않을 수 있음을 시사한다.

MWS에 대한 두 번째 타당도 증거로 일중

독과 직무열의 간의 변별타당도를 검증하였다. 기대한 바와 같이, 일중독과 직무열의의 척도 점수는 서로 정적 상관을 가지는 것으로 나타났다. 상관의 크기는 Clark 등(2020)의 타당화 연구결과와 마찬가지로 중간 수준이었다. 이러한 결과는 일중독과 직무열의가 서로 공통적인 행동경향성을 가지지만 개념적으로는 구별되어야 한다는 선행연구들의 주장과 일치하는 것이다(Kubota et al., 2010; Shimazu et al., 2015). 이와 아울러, 일중독과 직무열의에 대한 확인적 요인분석 결과, 7요인 모형이 가장 적합한 것으로 나타나 이 두 구성개념이 하위 차원에서도 서로 구별된다는 것을 보여주었다. 결론적으로 이상의 결과는 MWS로 측정된 일중독과 직무열의의 변별타당도를 지지한다.

마지막 타당도 증거로 일중독의 준거타당도를 살펴보았다. 선행 연구 결과들을 바탕으로 일중독은 직무만족과 삶 만족과는 부적인 관계를, 그리고 정서적 소진, 신체증상, 직장-가정 갈등, 가정-직장 갈등, 근무시간과는 정적인 관계를 가질 것을 기대하였다. 단순 상관분석 결과, 일중독은 정서적 소진, 직장-가정 갈등, 가정-직장 갈등, 근무시간을 유의하게 예측하는 것으로 나타났지만, 직무만족, 삶 만족, 신체증상에 대해서는 기대한 관계가 나타나지 않았다. 그런데 억제효과 분석 결과, 일중독이 직무만족, 삶 만족, 신체 증상과의 상관이 유의하지 않은 것은 직무열의가 억제변인으로 작용했기 때문인 것으로 보인다. 즉, 일중독과 해당 준거변인들과의 단순상관에서는 기대한 관계가 나타나지 않았지만, 직무열의의 효과를 통제했을 때 일중독이 해당 준거변인들과 기대한 방향으로 유의한 관계를 보였다. 종합했을 때, 이러한 결과는 MWS로 측정된 일중독의 준거타당도를 지지하는 것이라

고 해석할 수 있다.

한편, 일중독과 직무열의가 서로 상반된 방향의 관계를 가지는 준거변인들에서 억제효과가 존재한다는 결과는 MWS의 타당도 증거로 서뿐만 아니라 일중독과 직무열의 그리고 관련 변인들 간의 관계를 이해하기 위해서는 이 변인들 간의 역동을 정확히 이해하는 것이 중요하다라는 것을 보여준다. 실제로 기존 연구들 중에서 일중독 및 직무열의가 준거변인들과 기대한 바와 다른 관계를 보인 것이 두 변인 간의 억제효과 때문에 발생했을 가능성을 시사한다는 점에서 중요한 의미를 가진다. 예를 들어, 일중독과 직무만족의 일부 선행연구들에서 기대와 다르게 유의한 부적 관계를 보이지 않는 결과들이 보고되었는데(Clark et al., 2020; Ng et al., 2007), 일중독과 직무열의의 공통변량으로 인한 억제효과가 이러한 비밀관적 관계의 이유일 가능성이 있다. 따라서 향후 연구에서는 정확한 현상을 이해하기 위해 일중독과 직무열의를 개별적으로 연구하기보다는 함께 연구하는 것이 바람직할 것이다.

적용 측면에서 본 연구는 일중독을 신뢰롭고 타당하게 측정할 수 있는 척도를 제시한다는 점에서 중요한 의미를 지닌다. 일중독이 개인, 가정, 그리고 조직에 미치는 다양한 부정적 효과를 고려할 때(Andreassen, 2014; Clark et al., 2016), 일중독 성향을 정확히 측정해내는 것은 개인과 조직, 더 나아가 사회적으로도 큰 도움이 될 수 있다. 신뢰롭고 타당한 측정점수를 바탕으로 일중독 성향이 높은 개인들이 가질 수 있는 부정적인 효과를 예방하거나 최소화할 수 있는 노력이 기울어져야 할 것이다. 예를 들어, 일반적으로 일중독 성향이 높을수록 업무 후 회복을 잘 못 하는 것으로 나타났는데, 운동(Bakker, Demerouti, Oerlemans,

& Sonnentag, 2013)이나 명상(Van Gordon et al., 2017) 등 근로자들의 회복을 도울 수 있는 개입책을 마련해야 할 것이다.

본 연구의 제한점으로는 첫째, 본 연구의 모든 변인을 자기보고법으로 수집하였다는 점이다. 이러한 연구 설계에서는 관찰된 변인들 간 관계의 적어도 일부가 공통방법변량의 영향을 받았을 가능성을 가진다(Podsakoff, MacKenzie, Lee, & Podsakoff, 2003). 본 연구에서는 이러한 문제점을 최소화하기 위해 설문조사를 일주일 간격으로 2회 나누어 실시하였다. 결과적으로 변인들 간의 상관계수가 일률적으로 높지 않고, 이론적으로 기대되는 방향과 크기가 나왔다는 점에서 공통방법에 의한 변량이 관찰된 상관관계에 큰 영향을 주었다고 보기 어렵다. 둘째, 본 연구에서는 7요인 확인적 요인분석 시 일부 문항 간의 잔차 상관을 허용하였다. 이러한 모형수정 관행은 상당히 일반적이기는 하지만 표본에 따라 모수 추정치가 달라질 가능성이 존재한다. 최근 Bandalos(2021)는 이처럼 문항 간 사용 단어의 유사성이 존재할 경우 전체 설문에서 척도를 고려하지 않고 문항 순서를 무작위로 배치하는 것이 문항 간 잔차 상관을 줄이는 효과가 있다고 보고하였다. 추후 연구에서는 이러한 대안적인 방법을 고려할 수 있다. 본 연구의 또 다른 제한점은 표본의 대표성과 관련이 있다. 한국과 미국 두 집단 모두 패널 조사기관 가입자들을 대상으로 했기 때문에 표본의 대표성에는 한계가 있다. 비록 표본의 대표성을 확보하기 위해 두 집단 모두에서 남녀 성비를 유사하게 구성하고 다양한 연령대(20-60대)의 직장인을 확보하였지만, 향후 연구에서 보다 다양한 표본을 이용한 타당도 증거를 축적해야 할 것이다. 마지막으로 본 연구는 미국에서 개발된 일중

독 척도가 우리나라 직장인들에게도 적용 가능한지를 검증하였는데, 이러한 연구는 우리나라 직장인들에게만 나타날 수 있는 고유의 일중독 현상을 살펴볼 수 없다는 근본적인 한계점을 가진다. 심리학적 구성개념의 정의 및 측정에서 문화특수적(emic) 접근의 중요성을 고려하여 향후 연구에서는 우리나라의 사회문화적 특수성을 고려한 일중독 연구가 필요할 것이다(예: Church & Karigbak, 1988).

참고문헌

- 엄세원, 이재림 (2018). 한국 근로자의 일중독: 일중독 척도 타당화 및 고용불안정성과 가족관계 만족도와의 관계. *가정과 삶의 질 연구*, 36(1), 1-23.
<https://doi.org/10.7466/jkhma.2018.36.1.1>
- 정병석, 탁진국 (2009). 일중독성향의 선행변인과 결과변인에 관한 연구. *한국심리학회지 산업 및 조직*, 22(2), 295-317.
<https://doi.org/10.24230/ksiop.22.2.200905.295>
- Andreassen, C. S., Griffiths, M. D., Hetland, J., & Pallesen, S. (2012). Development of a work addiction scale. *Scandinavian Journal of psychology*, 53(3), 265-272.
<https://doi.org/10.1111/j.1467-9450.2012.00947.x>
- Aziz, S., Uhrich, B., Wuensch, K. L., & Swords, B. (2013). The Workaholism Analysis Questionnaire: Emphasizing work-life imbalance and addiction in the measurement of workaholism. *Journal of Behavioral and Applied Management*, 14(2), 71-86.
<https://doi.org/10.21818/001c.17923>
- Bakker, A. B., Demerouti, E., Oerlemans, W., &

- Sonnentag, S. (2013). Workaholism and daily recovery: A day reconstruction study of leisure activities. *Journal of Organizational Behavior*, 34(1), 87-107. <https://doi.org/10.1002/job.1796>
- Bandalos, D. L. (2021). Item meaning and order as causes of correlated residuals in confirmatory factor analysis. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 28(6), 903-913. <https://doi.org/10.1080/10705511.2021.1916395>
- 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>
- Chen, F. F. (2008). What happens if we compare chopsticks with forks? The impact of making inappropriate comparisons in cross-cultural research. *Journal of Personality and Social Psychology*, 95(5), 1005-1018. <https://doi.org/10.1037/a0013193>
- Cheung, G. W., & Lau, R. S. (2012). A direct comparison approach for testing measurement invariance. *Organizational Research Methods*, 15(2), 167-198. <https://doi.org/10.1177/1094428111421987>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233-255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Christian, M. S., & Slaughter, J. E. (2007). *Work engagement: A meta-analytic review and directions for research in an emerging area*. Paper presented at the Academy of Management Proceedings. Philadelphia, PA.
- Church, A. T., & Katigbak, M. S. (1988). The emic strategy in the identification and assessment of personality dimensions in a non-western culture: Rationale, steps, and a Philippine illustration. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 19(2), 140-163. <https://doi.org/10.1177/0022022188192002>
- Clark, M. A., Michel, J. S., Zhdanova, L., Pui, S. Y., & Baltes, B. B. (2016). All work and no play? A meta-analytic examination of the correlates and outcomes of workaholism. *Journal of Management*, 42(7), 1836-1873. <https://doi.org/10.1177/0149206314522301>
- 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>
- Di Stefano, G., & Gaudiino, M. (2019). Workaholism and work engagement: How are they similar? How are they different? A systematic review and meta-analysis. *European Journal of Work and Organizational Psychology*, 28(3), 329-347. <https://doi.org/10.1080/1359432X.2019.1590337>
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The satisfaction with life scale. *Journal of Personality Assessment*, 49(1), 71-75. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa4901_13
- Gillet, N., Morin, A. J., Sandrin, E., & Houle. (2018). Investigating the combined effects of workaholism and work engagement: A substantive-methodological synergy of variable-

- centered and person-centered methodologies. *Journal of Vocational Behavior*, 109, 54-77. <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2018.09.006>
- Hackman, J. R., & Oldham, G. R. (1975). Development of the job diagnostic survey. *Journal of Applied Psychology*, 60(2), 159-170. <https://doi.org/10.1037/h0076546>
- Halbesleben, J. R. (2010). A meta-analysis of work engagement: Relationships with burnout, demands, resources, and consequences. In A. B. Bakker & M. P. Leiter (Eds.), *Work engagement: A handbook of essential theory and research* (pp. 102-117). NY: Psychology Press.
- Kubota, K., Shimazu, A., Kawakami, N., Takahashi, M., Nakata, A., & Schaufeli, W. B. (2010). The empirical distinctiveness of work engagement and workaholism among hospital nurses in Japan: The effect on sleep quality and Job performance. *Ciencia & Trabajo: C&T*, 13(41), 152-157. <https://doi.org/10.1080/1359432X.2019.1590337>
- MacKinnon, D. P., Krull, J. L., & Lockwood, C. M. (2000). Equivalence of the mediation, confounding and suppression effect. *Prevention Science*, 1(4), 173-181. <https://doi.org/10.1023/a:1026595011371>
- Maslach, C., & Jackson, S. E. (1981). *Maslach burnout inventory manual*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.
- Maslach, C., Schaufeli, W. B., & Leiter, M. P. (2001). Job burnout. *Annual Review of Psychology*, 52(1), 397-422. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.52.1.397>
- McMillan, L. H., O'driscoll, M. P., Marsh, N. V., & Brady, E. C. (2001). Understanding workaholism: Data synthesis, theoretical critique, and future design strategies. *International Journal of Stress Management*, 8(2), 69-91. doi:1072-5245/01/0400-0069/\$19.50/0
- Meade, A. W., Johnson, E. C., & Braddy, P. W. (2008). Power and sensitivity of alternative fit indices in tests of measurement invariance. *Journal of Applied Psychology*, 93(3), 568-592. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.93.3.568>
- Muthén, L., & Muthén, B. (2017). *Mplus user's guide (8th ed.)*. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- 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. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.81.4.400>
- Ng, T. W., Sorensen, K. L., & Feldman, D. C. (2007). Dimensions, antecedents, and consequences of workaholism: A conceptual integration and extension. *Journal of Organizational Behavior*, 28(1), 111-136. <https://doi.org/10.1002/job.424>
- Oates, W. E. (1971). *Confessions of a workaholic: The facts about work addiction*. Cleveland Ohio: World Publishing Company.
- Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., Lee, J.-Y., & Podsakoff, N. P. (2003). Common method biases in behavioral research: A critical review of the literature and recommended remedies. *Journal of Applied Psychology*, 88(5), 879-903. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.88.5.879>
- Robinson, B. E. (1999). The Work Addiction Risk Test: Development of a tentative measure of

- workaholism. *Perceptual and Motor Skills*, 88(1), 199-210.
<https://doi.org/10.2466/pms.1999.88.1.199>
- 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.
<https://doi.org/10.1023/A:1015630930326>
- Schaufeli, W. B., Taris, T. W., & Bakker, A. B. (2008). It takes two to tango. Workaholism is working excessively and working compulsively. In R. J. Burke & C. L. Cooper (Eds.), *The long work hours culture. Causes, consequences and choices* (pp. 203-226). Bingley U.K.: Emerald.
<https://doi.org/10.1111/j.1464-0597.2007.00285.x>
- Scott, K. S., Moore, K. S., & Miceli, M. P. (1997). An exploration of the meaning and consequences of workaholism. *Human Relations*, 50(3), 287-314.
<https://doi.org/10.1177/001872679705000304>
- Shimazu, A., & Schaufeli, W. B. (2009). Is workaholism good or bad for employee well-being? The distinctiveness of workaholism and work engagement among Japanese employees. *Industrial Health*, 47(5), 495-502.
<https://doi.org/10.2486/indhealth.47.495>
- Shimazu, A., Schaufeli, W. B., Kamiyama, K., & Kawakami, N. (2015). Workaholism vs. work engagement: The two different predictors of future well-being and performance. *International Journal of Behavioral Medicine*, 22(1), 18-23.
<https://doi.org/10.1007/s12529-014-9410-x>
- Shrout, P. E., & Bolger, N. (2002). Mediation in experimental and nonexperimental studies: New procedures and recommendations. *Psychological Methods*, 7(4), 422-445.
<https://doi.org/10.1037/1082-989X.7.4.422>
- Spector, P. E., & Jex, S. M. (1998). Development of four self-report measures of job stressors and strain: Interpersonal conflict at work scale, organizational constraints scale, quantitative workload inventory, and physical symptoms inventory. *Journal of Occupational Health Psychology*, 3(4), 356-367.
<https://doi.org/10.1037/1076-8998.3.4.356>
- Spence, J. T., & Robbins, A. S. (1992). Workaholism: Definition, measurement, and preliminary results. *Journal of Personality Assessment*, 58(1), 160-178.
https://doi.org/10.1207/s15327752jpa5801_15
- Steenkamp, J. B. E., & Baumgartner, H. (1998). Assessing measurement invariance in cross-national consumer research. *Journal of Consumer Research*, 25(1), 78-90.
<https://doi.org/10.1086/209528>
- Sussman, S. (2012). Workaholism: A review. *Journal of Addiction Research & Therapy*, 6(1).
<https://doi.org/10.4172/2155-6105.S6-001>
- Tzelgov, J., & Henik, A. (1991). Suppression situations in psychological research: Definitions, implications, and applications. *Psychological Bulletin*, 109(3), 524-536.
<https://doi.org/10.1037/0033-2909.109.3.524>
- van Beek, I., Taris, T. W., & Schaufeli, W.

- B. (2011). Workaholic and work engaged employees: Dead ringers or worlds apart? *Journal of Occupational Health Psychology, 16*(4), 468-483. <https://doi.org/10.1037/a0024392>
- Van de Schoot, R., Lugtig, P., & Hox, J. (2012). A checklist for testing measurement invariance. *European Journal of Developmental Psychology, 9*(4), 486-492. <https://doi.org/10.1080/17405629.2012.686740>
- Van Gordon, W., Shonin, E., Dunn, T. J., Garcia-Campayo, J., Demarzo, M. M., & Griffiths, M. D. (2017). Meditation awareness training for the treatment of workaholism: A controlled trial. *Journal of Behavioral Addictions, 6*(2), 212-220. <https://doi.org/10.1556/2006.6.2017.021>
- 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>
- Wang, M., & Russell, S. S. (2005). Measurement equivalence of the job descriptive index across Chinese and American workers: Results from confirmatory factor analysis and item response theory. *Educational and Psychological Measurement, 65*(4), 709-732. <https://doi.org/10.1177/0013164404272494>

투고일자 : 2021. 04. 20

수정일자 : 2021. 08. 27

게재확정 : 2022. 02. 04

A Validation of the Multidimensional Workaholism Scale

Gieun Nam

Sunhee Lee

Department of Psychology, Chungnam National University

This study aimed to examine the reliability and validity of the Multidimensional Workaholism Scale (MWS) among Korean employees. Evidence in terms of the reliability of internal consistency, measurement invariance tests, discriminant validity, and criterion-related validity support that the MWS is a valid and reliable measure of workaholism for Korean employees. First, the MWS showed good internal consistency coefficients among full-time Korean employees ($N = 358$). Second, measurement invariance analyses showed that a four-factor model (behavioral, cognitive, motivational, and emotional) also holds in the Korean sample, and factor loadings were equivalent between the Korean and the U.S. ($N = 407$) samples. Third, correlation analysis and a series of confirmatory factor analysis results provide discriminant validity evidence between the MWS and work engagement. Finally, a portion of the Korean sample ($N = 228$) provided data for criterion validity. Correlation analysis of the data showed that the MWS revealed the expected relationships with emotional exhaustion, work interfering with family, family interfering with work, and work hours. For the variables of job satisfaction, life satisfaction, and physical symptoms, the expected relationships with the MWS appear when work engagement was controlled for. Overall, this study suggested that the MWS is a valid and reliable measure of workaholism for Korean employees.

Key words : workaholism, scale validation, measurement invariance, work engagement