

## 한국어판 단축형 어둠의 3요소 척도(K-Dirty Dozen)의 타당도와 요인구조 연구\*

조 호 진<sup>†</sup> 이 풍 가<sup>††</sup> 마 흥<sup>††</sup> 옥 지 수<sup>†††</sup>

부산대학교 경영학과

본 연구에서는 단축형 어둠의 3요소 척도인 Dirty Dozen(Jonason & Webster, 2010)을 한국어로 번역하고, 번역된 척도(K-Dirty Dozen)의 타당도와 요인구조를 실증적으로 검증하였다. 이를 위해 전국 직장인들을 대상으로 어둠의 3요소로 일컬어지는 세 가지 부정적 성격특성(나르시시즘, 마키아벨리즘, 사이코패시)을 K-Dirty Dozen과 개별 측정방법을 통해 측정하였고, 이들 측정값 간의 상관관계를 다속성-다방법 행렬(multi-trait multi-method matrix)로 정리하여 수렴타당도와 변별타당도를 검증하였다. 또한, HEXACO 성격유형과의 상관관계 분석을 통해 K-Dirty Dozen 척도에 대한 수렴타당도를 추가로 분석하였다. 또 K-Dirty Dozen 척도에 대한 확인적 요인분석을 통해 요인구조를 검증하였고, 마지막으로 반생산적 과업행동과의 상관관계 분석을 통해 K-Dirty Dozen의 준거 타당도를 검증하였다. 분석 결과, 전반적으로 K-Dirty Dozen의 타당도와 이론적 요인구조를 지지하는 결과들이 확인되었다. 본 연구를 통해 타당도가 검증된 K-Dirty Dozen은 앞으로의 연구에서 유용한 측정도구로 활용될 수 있을 것이다. 나아가 K-Dirty Dozen을 활용한 연구들을 통해 인간의 부정적 성격 측정을 통한 조직의 효과적인 인적자원관리방안에 관한 논의가 활성화되기를 기대한다.

주요어 : 어둠의 3요소, 척도 타당화, 단축형 척도, 요인분석

\* 본 연구는 2021학년도 부산대학교 4단계 BK21 대학원혁신지원사업에 의한 연구임.

† 제 1저자 : 조호진, 부산대학교 경영학과, E-mail: holyjuice@pusan.ac.kr

†† 공동저자 : 이풍가, 부산대학교 경영학과, E-mail: lifengge98@pusan.ac.kr

마 흥, 부산대학교 경영학과, E-mail: mahong@pusan.ac.kr

††† 교신저자 : 옥지수, 부산대학교 경영학과, E-mail: jisoo.ock@pusan.ac.kr

나르시시즘(narcissism), 마키아벨리즘(Machiavellianism), 사이코패시(psychopathy)로 대표되는 3대 반사회적 성격 요인들을 일컬어 어둠의 3요소(Dark Triad)라고 한다(Paulhus & Williams, 2002). 나르시시즘 성향이 강한 사람들은 매우 자기중심적이며 거창하고 과장된 자아를 갖고 있다. 또 자신이 타인들보다 모든 면에서 월등히 앞선다고 생각하며, 동시에 타인들로부터 지속적인 관심을 받길 원한다(Raskin & Terry, 1988). 마키아벨리즘 성향이 강한 사람들은 매우 이기적이고, 자신의 이익(특히 돈이나 권력과 관련된)에 대한 목적의식이 강하다. 또 자신의 이익과 관련된 목적을 이루기 위해서는 수단과 방법을 가리지 않는 성향을 가지고 있으며, 결과가 수단을 정당화한다는 가치관이 강하다. 따라서 마키아벨리즘 성향이 강한 사람일수록 자신의 목적(특히 개인적 이익에 부합하는 목적)을 달성하기 위해 부정행위를 저지르거나, 다른 사람들을 속이고 희생시키는 경향이 있으며, 이런 행동에 대한 죄책감을 잘 느끼지 않는다(Christie & Geis, 1970). 마지막으로 사이코패시의 주요 특징으로는 공감 능력 부족, 높은 충동성 및 자극추구 성향, 상습적인 거짓말과 기만, 수치심이나 죄책감의 결여 등이 있다. 사이코패시 성향이 강한 사람일수록 타인의 감정이나 니즈(needs)에 매우 둔감하며, 자신의 잘못된 행동에 대한 문제의식을 느끼지 못하고 합리화를 하는 이기적 성향이 강하다(Furnham et al., 2013).

조직심리 분야에서 어둠의 3요소 요인들은 주로 직원들의 다양한 부정적 업무 행동을 예측하는 변수로 연구되어왔다. O'Boyle 등 (2012)의 메타분석에 따르면 나르시시즘( $r = -.08$ ), 마키아벨리즘( $r = -.06$ ), 사이코패시( $r = -.02$ )와 직무수행 간의 직접적 상관관계는 낮

았지만(사이코패시를 제외하고 통계적 유의성은 발견됨) 고위직 직원의 나르시시즘과 직무수행 간에는 강한 부적 상관관계가 있는 것으로 나타났다( $r = -.48$ ). 또 마키아벨리즘( $r = .20$ )과 사이코패시( $r = .35$ )는 반생산적 과업행동과 유의미한 정적 상관관계를 가진 것으로 연구되었다. 나르시시즘 역시 반생산적 과업행동과 유의미한 정적 상관관계를 가진 것으로 확인되었으나 상관관계 계수는 상대적으로 약했다( $r = .06$ ). 반생산적 과업행동과 비슷한 개념인 조직원들에 대한 일탈행동(interpersonal deviance)과 조직에 대한 일탈행동(organizational deviance) 역시 어둠의 3요소와 유의미한 정적 상관관계가 있는 것으로 메타분석 연구를 통해 확인되었다( $r = .11 \sim .39$  사이; Ellen et al., 2021). 이 연구에서 역시 나르시시즘과 조직원 및 조직에 대한 일탈행동 간의 관계는 (각각  $r = .16, .11$ ) 마키아벨리즘과 사이코패시와 조직원 및 조직에 대한 일탈행동 간의 관계보다( $r = .30 \sim .39$ ) 약한 것으로 확인되었다.

어둠의 3요소를 측정하는 방법으로는 나르시시즘, 마키아벨리즘, 사이코패시를 개별적으로 측정하는 방법과 이들 요인을 하나의 척도로 동시에 측정하는 방법이 있다. 개별 측정 방법의 경우 응답자들이 너무 많은 문항에 답해야 하는 단점이 있다. 그동안 어둠의 3요소를 측정한 연구에서 자주 사용되어온 척도들을 살펴보면 나르시시즘의 경우 40개의 문항으로 이루어진 Narcissistic Personality Inventory (NPI; Raskin & Terry, 1988), 마키아벨리즘의 경우 20개의 문항으로 이루어진 MACH-IV (Christie & Geis, 1970), 그리고 사이코패시의 경우 64개의 문항으로 이루어져 있는 Self-Report Psychopathy(SRP-III; Paulhus et al., 2009) 등이

있는데, 이 척도들의 조합으로 어둠의 3요소를 측정할 경우 응답자들은 이들 요인에 대해서만 120여개의 문항에 답해야 한다. 일반적으로 연구를 위한 설문조사에서는 다양한 요인들에 대한 측정이 필요하다는 점을 감안한다면 이는 응답자들에게 큰 부담을 줄 수 있는 양의 문항 수라고 할 수 있다.

검사의 신뢰도를 높이고 검사를 통해 측정되는 개념의 다양한 영역을 정밀하게 측정하기 위해서는 복수의 문항을 통한 검사가 유용할 수 있다. 하지만 문항 수가 많아질수록 응답자들의 피로도가 증가하고, 이는 불성실한 응답을 불러일으켜 검사 정확도에 악영향을 미칠 수 있다(Smith et al., 2000; Widaman et al., 2011). 특히 상관관계 분석의 경우 불성실 응답의 비율이 매우 낮더라도 변수들의 상관관계나 요인구조를 크게 왜곡시킬 수 있다(Credé, 2010; Schmitt & Stuits, 1985). 이러한 문제점들을 예방하고 검사의 효율성을 높이기 위해 문항 수를 축소한 단축형 척도를 사용하는 방법이 있다. 단축형 척도는 응답자들이 설문을 완료하는데 필요한 시간을 효과적으로 단축하고, 설문 과정에서 느낄 수 있는 피로도를 최소화할 수 있다. 이를 통해 응답률을 높이고, 동시에 불성실 응답과 같은 측정의 정확성에 악영향을 미치는 요소들을 예방하는 장점이 있다(Donnellan et al., 2006; Gosling et al., 2003; Hinkin, 1995; Langford, 2003).

이렇듯 단축형 척도는 검사의 효율성 측면에서 매우 유용하지만 문항 수가 줄어들어 따라 우연적 오차가 측정값에 미칠 수 있는 영향이 커지므로 측정값의 신뢰성 저하가 나타날 가능성이 높아진다(Credé et al., 2012; Widaman et al., 2011). 신뢰도는 검사가 여러 번 진행되었을 때 일어나는 측정값 변동 수준

에 따라 결정되게 되는데, 여기에서 척도의 문항 수는 중요한 역할을 하게 된다. 문항 수가 줄어들수록 검사 진행 당시 응답자의 기분이나 집중력과 같은 우연적 오류로 인한 오차가 측정값에 미치는 영향이 커지기 때문이다. 따라서 문항 수가 적을수록 측정값 변동이 커질 수 있고, 이는 낮은 신뢰도로 이어지게 된다. 반면 문항 수가 늘어날수록 우연적 오류로 인한 오차의 영향이 추가 문항들을 통해 분산되거나 보정될 수 있으므로 측정값의 변동이 상대적으로 완화될 수 있으며, 이는 높은 신뢰도로 이어지게 된다. 따라서 단축형 척도 개발과정에서는 문항 수의 축소를 인한 효율성 제고와 이에 동반될 수 있는 측정값의 신뢰도 하락의 균형을 맞춰야 할 필요가 있다.

또한, 단축형 척도의 경우 문항 수가 줄어들어 따라 측정되는 개념의 영역이 축소될 수 있으며(Smith et al., 2000; Widaman et al., 2011), 그만큼 외부요인에 대한 설명력(즉 예측 타당도) 또한 저하될 수 있다(Messick, 1995). 예를 들어 Dudley 등(2006)은 Big Five 성격유형 중 하나인 성실성이 직무수행에 미치는 영향을 알아본 연구에서 성실성 요인과 이를 구성하는 하위요인들을 함께 예측변수로 고려했을 때, 성실성 요인만을 예측변수로 고려했을 때보다 직무수행에 대한 예측능력이 유의미하게 높아지는 결과를 확인하였다. 따라서 단축형 척도의 개발과정에서는 문항 수의 축소를 인해 측정되는 개념의 영역 유실을 최소화할 필요가 있으며, 이론에 부합하는 요인구조에 대한 검증과 원척도와 비교분석을 통해 관련 외부요인에 대한 예측이 적절한 수준으로 유지되는지에 대한 검증이 이루어져야 한다. 이렇듯 단축형 척도에 대한 검증은 해당 척도의 타당도에 대한 검증은 물론, 원척

도와 비슷한 수준의 신뢰성 및 타당도 유지 여부가 함께 고려되어야 한다. 다시 말해 문항 축소로 인해 예상되는 검사의 효율성 향상과 신뢰성 및 타당도 저하의 균형에 대한 검증이 필요하다.

본 연구는 단축형 어둠의 3요소 척도인 Dirty Dozen(Jonason & Webster, 2010)을 한국어로 번역하고, 번역된 척도(이를 K-Dirty Dozen으로 명명)의 타당도와 신뢰도를 실증적으로 검증하고자 한다. Dirty Dozen은 안승민·최민정(2018), 최재훈 등(2021), Myung 등(2017)의 연구에서 한국어로 번역되어 표준화 과정 없이 사용되어왔다. 하지만 이와 같이 개별적으로 척도를 번역하여 표준화 과정 없이 사용하는 것은 타당하지 않거나 효율적이지 못할 뿐만 아니라 번역 차이로 인한 측정 차이가 나타날 수 있다. 이와 같은 문제점을 예방하기 위해선 타당도가 실증적으로 검증된 표준화된 척도 개발이 필요하다. 이를 위해 본 연구는 Brislin(1980)이 제안한 절차에 따라 번역-역번역 절차를 수행하여 K-Dirty Dozen 문항을 확정하고, K-Dirty Dozen 척도에 대한 내·외적 타당도를 집중적으로 검증하였다. 또 나아가 타당화된 K-Dirty Dozen 척도가 국내 연구에서 활용될 수 있도록 하여, 개인의 어두운 성격이 조직에 미치는 영향에 관한 연구와 관련 논의들을 더욱 활성화하는데 기여하고자 한다.

이러한 연구 목적들을 달성하기 위해 전국 직장인들을 대상으로 어둠의 3요소 특성들을 개별 측정방법과 단축형 척도(K-Dirty Dozen)를 통해 각각 측정하였고, 이들 측정값 간의 상관관계를 다속성-다방법 행렬(multi-trait multi-method matrix; Campbell & Fiske, 1959)로 정리하여 수렴타당도와 변별타당도를 검증하였다. 또한, HEXACO 성격유형과의 상관관계 분석

을 통해 K-Dirty Dozen 척도에 대한 수렴타당도를 추가로 분석하였다. 또 K-Dirty Dozen 측정값에 대한 확인적 요인분석을 통해 요인 구조를 검증하였고, 마지막으로 관련 직무 행동 요인인 반생산적 과업행동과의 상관관계 분석을 통해 K-Dirty Dozen의 준거 타당도를 검증하였다.

### K-Dirty Dozen의 타당도 검증

Dirty Dozen은 총 12개의 문항으로 이루어져 있다. 이는 Dirty Dozen과 함께 어둠의 3요소 연구에서 널리 사용되고 있는 또 다른 단축형 척도인 Short Dark Triad(SD3; 박종철 등, 2021; Jones & Paulhus, 2014)의 27개 문항과 비교해도 적은 수의 문항이다. 문항 수가 적기 때문에 Dirty Dozen은 효율성 측면에서 특히 활용도가 높다. 하지만 문항 축소로 인해 어둠의 3요소에 대한 측정 영역이 축소되는 한계점 또한 갖고 있다. 예를 들어 Maples 등(2014)은 Dirty Dozen을 통한 어둠의 3요소 측정에서 사이코패시의 주요 특성인 자기 억제와 나르시시즘의 주요 특성인 외향성에 관한 측정이 빠지는 점을 지적하였다. 이와 더불어 Dirty Dozen의 경우 SD3 보다 수렴타당도(개별 측정방법으로 측정된 어둠의 3요소 값들과의 상관관계)가 약한 것으로 확인되었다(Jones & Paulhus, 2014; Maples et al., 2014; Miller et al., 2012). 또한, Muris 등(2017)의 메타분석에 따르면 SD3 또는 개별 측정방법으로 측정된 나르시시즘과 마키아벨리즘 측정값 간의 평균 상관관계는  $r = .26$ 인 것으로 연구되었지만, 이들 요인이 Dirty Dozen으로 측정되었을 경우 평균 상관관계가  $r = .57$ 로 높게 나타났다. 따라서 Dirty Dozen의 수렴타당도와 변별타당도 연구는 상대적으

로 강한 어둠의 3요소 성격 요인 간의 상관관계와(Paulhus & Williams, 2002) 더불어 Dirty Dozen 척도의 특성들을 바탕으로 이해되어야 한다.

#### 다속성-다방법 행렬

단축형 척도 개발의 주요 목적은 타당도를 최대한 유지하면서 원척도보다 효율적인 측정을 하도록 하는 것이다. 따라서 단축형 척도의 타당도 검증 과정에는 단축형 척도가 원척도와 비슷한 수준으로 의도한 요인을 측정하는지에 대한 실증적 검증이 포함되어야 한다. 이에 대한 검증은 다속성-다방법 행렬에서 확인할 수 있는 네 가지 점검을 통해 이루어질 수 있다(Campbell & Fiske, 1959).

첫 번째 점검은 동일속성-다방법 상관관계, 즉 수렴타당도의 유의성에 대한 점검이다. Dirty Dozen을 통해 측정되는 개념들이 개별 측정방법을 통해 측정되는 개념들과 동일하다면 동일속성(나르시시즘, 마키아벨리즘, 또는 사이코패시)에 대한 다방법(단축형 척도, 개별 측정방법) 측정값 간에는 유의한 정적 상관관계가 나타나야 한다. 두 번째 점검은 동일속성-다방법 상관관계와 다속성-동일방법 상관관계의 차이에 대한 점검으로, 동일속성-다방법 상관관계가 다속성-동일방법 상관관계보다 강해야 한다. 세 번째 점검은 동일속성-다방법 상관관계와 다속성-다방법 상관관계의 차이에 대한 점검으로, 동일속성-다방법 상관관계가 다속성-다방법 상관관계보다 강해야 한다. 마지막 네 번째 점검은 다속성-동일방법 상관관계와 다속성-다방법 상관관계에 대한 점검으로, 이들 상관관계들은 유사한 패턴을 보여야 한다.

#### 어둠의 3요소와 HEXACO 성격 요인 간의 상관관계

HEXACO 모델은 인간의 다양한 성격특성을 크게 여섯 개의 독립적인 요인으로 요약한 성격 유형 모델이다(Lee & Ashton, 2004). HEXACO 모델의 성격유형은 정직-겸손성(Honesty-Humility), 정서성(Emotionality), 외향성(eXtraversion), 원만성(Agreeableness), 성실성(Conscientiousness), 개방성(Openness)으로 구성되어있다. HEXACO 모델의 가장 큰 특징은 정직-겸손성(Honesty-Humility) 요인의 발견이다. 지난 수십 년간 다양한 언어로 수행된 어휘연구에서 정직-겸손 차원은 진실한, 솔직한, 정직한, 겸손한, 성실한 등의 형용사와 탐욕스러운, 거만한, 잔인한, 자만하는 등의 형용사에 높은 요인부하량을 보이는 것으로 연구되었다(유태용, 2007). 이에 따라 Lee와 Ashton(2004)은 이 요인이 다른 사람과의 관계에서 공정성을 추구하고 물질적 부와 과시를 멀리하는 기질을 나타낸다고 정의하였다. 이는 타인에 대한 착취, 기만, 이기심 등의 특성으로 대표되는 어둠의 3요소와는 매우 상반되는 성격특성이며, 따라서 어둠의 3요소 요인들과 정직-겸손성 간에는 강한 부적 상관관계가 있는 것으로 연구되었다( $r = -.41$ 에서  $-.61$  사이; Muris et al., 2017). 따라서 K-Dirty Dozen으로 측정된 나르시시즘, 마키아벨리즘, 사이코패시와 정직-겸손성의 강한 부적 상관관계는 K-Dirty Dozen의 수렴타당도를 입증하는 근거로 볼 수 있다.

HEXACO 모델의 또 다른 성격유형 중 하나인 원만성(Agreeableness)이 높은 사람은 다른 사람들에게 우호적이고 협동심이 강하며, 다른 사람들이 자신에게 부당하게 행동하거나 상처를 주더라도 이를 용서하고 이해하는 기질을 갖고 있다. 이 또한 어둠의 3요소 성격

특성들과는 매우 대조되는 행동 특성들이며, 마찬가지로 강한 부적 상관관계가 있는 것으로 연구되었다( $r = -.21$ 에서  $-.46$  사이; Muris et al., 2017). 따라서 K-Dirty Dozen으로 측정된 나르시시즘, 마키아벨리즘, 사이코패시와 원만성의 강한 부적 상관관계는 K-Dirty Dozen의 수렴타당도를 입증하는 근거로 볼 수 있다.

마지막으로 외향성(Extraversion)이 높은 사람은 자신감이 높으며 사회적 교류를 즐기는 성향을 갖고 있다. 외향적 성격에서 나타나는 자신감과 나르시스트의 과도한 자기애는 분명 차이가 있지만, 두 성격유형 모두 높은 자신감을 나타내는 공통되는 부분이 있다. 이를 반영하듯 나르시시즘과 외향성 간에는 정적 상관관계가 있는 것으로 연구되었다( $r = .31$ ; Muris et al., 2017). 따라서 K-Dirty Dozen으로 측정된 나르시시즘과 외향성의 정적 상관관계는 K-Dirty Dozen의 수렴타당도를 입증하는 근거로 볼 수 있다.

#### 요인구조

어둠의 3요소 성격 요인들은 공통적으로 이기심, 공감의 부재, 타인에 대한 착취 등 악의적이고 반사회적 성향들을 특징으로 한다(Furnham et al., 2013). 따라서 이들 성격 요인들은 각자 뚜렷한 특징을 가지고 있지만, 또 어느 정도 중첩되는 개념으로 이해될 수 있다(Paulhus & Williams, 2002). 특히 마키아벨리즘과 사이코패시의 경우, 이들 성격 요인 간의 질적 경계가 다소 모호하다는 지적이 꾸준히 제기되어왔다(Miller et al., 2016; Vize et al., 2018). 이는 어둠의 3요소 성격 요인들 간의 상관관계를 분석한 연구들에서도 잘 드러나는데, 최근 발표된 메타분석(Muris et al., 2017)에

서 마키아벨리즘과 사이코패시 간의 상관관계는  $r = .58$ 로 매우 높은 것으로 나타났다. 나르시시즘 역시 마키아벨리즘( $r = .34$ )과 사이코패시( $r = .38$ )와 강한 상관관계가 있는 것으로 확인되었지만, 마키아벨리즘과 사이코패시 간의 상관관계 보다는 낮은 수준이었다.

이와 같은 이론적·실증적 근거를 바탕으로 어둠의 3요소의 요인 구조에 관한 다양한 가설들이 제시되었고 이를 검증하는 실증적 연구들이 진행되었다. Persson 등(2019)은 SD3 척도로 측정된 어둠의 3요소 데이터에 단일요인 모델(모든 문항들이 하나의 요인을 측정하는 것으로 지정한 모델), 2-요인 모델(마키아벨리즘과 사이코패시를 하나의 요인으로 통합하고 나르시시즘을 독립된 요인으로 지정한 모델), 3-요인 모델(나르시시즘, 마키아벨리즘, 사이코패시를 각각 독립된 요인으로 지정한 모델), 2-특성요인 bifactor 모델(마키아벨리즘과 사이코패시의 통합요인과 나르시시즘 요인을 특성요인으로 지정하고 모든 문항간의 공분산을 일반요인으로 지정한 모델), 그리고 3-특성요인 bifactor 모델(나르시시즘, 마키아벨리즘, 사이코패시를 독립된 특성요인으로 지정하고 모든 문항간의 공분산을 일반요인으로 지정한 모델)을 적용하여 분석하였다. Bifactor 모델은 전체 문항에 공통적으로 작용하는 요인(일반요인)과 특정 문항에 작용하는 요인(특성요인)을 가정하며(함은혜 등, 2017), 각 문항이 하나의 일반요인(전체 문항간의 공분산)과 하나의 특성요인(공통 일반요인으로 설명되지 않은 특정요인과 관련된 측정변수 간의 공분산)을 측정한다고 간주한다(문영주, 2020; 함은혜 등, 2017). Persson 등(2019)은 이들 다섯 가지 모델 중 2-특성요인 bifactor 모델이 가장 적합하다는 결과를 확인하였다. 이는 어둠의 3요소가 세

개의 독립된 하위요인으로 구성되어있다기보다 마키아벨리즘과 사이코패시를 통합한 특성요인과 나르시시즘 특성요인, 그리고 ‘어두운 성격’으로 명명될 수 있는 일반요인으로 구성된 것으로 이해하는 것이 더 타당하다는 것을 뜻한다. 특히 이 모델에서 산출한 오메가 위계 계수(omega hierarchical)는 .85였고 오메가 계수(omega coefficient)는 .94였으므로, 이는 .85/.94, 즉 진점수의 분산 중 90% 이상이 일반요인에 대한 개인차를 반영한다는 뜻이므로, 척도점수는 대체로 ‘어두운 성격’을 뜻하는 일반요인을 반영하는 점수로 해석될 수 있음을 뜻한다.

하지만 Persson 등(2019)의 연구에서 확인된 모델 적합성 결과를 살펴보면 다섯 가지 모델 중 단일요인모델을 제외한 나머지 모델들 역시 데이터를 어느 정도 적절히 설명한다는 결론을 내릴 수 있다. 물론 2-특성요인 bifactor 모델 적합성이 가장 높다는 결과가 확인되었지만, 모델의 우수성은 모델의 적합도와 더불어 이론과 모델의 부합성, 모델의 해석 가능성 등과 함께 종합적으로 판단되어야 한다(Ropovik, 2015). 예를 들어 bifactor 모델의 특성요인은 일반요인을 추출한 후 남은 잔차 분산을 나타내는 요인이기 때문에 해당 요인의 원래 개념(일반요인을 추출하지 않은 상태의 요인)과 다소 차이가 있을 수 있다(Lynam et al., 2006; Miller et al., 2019; Vize et al., 2018). 이와 관련해서 Vize et al.(2018)은 메타구조방정식을 통해 나르시시즘, 마키아벨리즘, 사이코패시와 관련 외부요인들과의 관계가 어둠의 3요소 요인들 간의 일반요인을 추출하기 전과 후에 어떻게 변화하는지를 연구하였다. 그 결과 잔차 나르시시즘 요인(일반요인을 추출한 나르시시즘 요인점수)이 이타주의, 타인에 대한 공감과

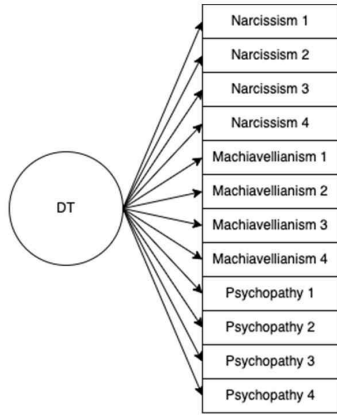
같은 요인들과 정적 관계를 보이는 등, 나르시시즘의 이론적 개념과는 전혀 상반된 결과들이 관찰되었다. 상대적으로 영향이 적긴 했지만, 마키아벨리즘 요인과 사이코패시 요인에서도 일반요인을 추출한 뒤 비슷한 변화가 확인되었다. 이는 어둠의 3요소 구조가 어떻게 지정되느냐에 따라서 각 요인과 요인 값이 갖는 의미가 해당 요인의 원래 개념과 매우 달라질 수 있음을 뜻한다.

본 연구에서는 Persson 등(2019)에서 제시되었던 다섯 가지 모델을 경쟁모델로 설정하여 K-Dirty Dozen 척도의 구조를 평가하고 이를 토대로 K-Dirty Dozen 척도의 타당도를 추가로 검증하였다. 단일요인모델은 Model A, 2-요인 모델은 Model B, 3-요인 모델은 Model C, 2-특성요인 bifactor 모델은 Model D, 그리고 3-특성요인 bifactor 모델은 Model E로 명명하였다. 다섯 개 경쟁모델의 구조는 Figure 1에 제시된 바와 같다. 탐색적 요인분석은 척도 개발의 기초 단계에서 척도의 대략적인 요인 개수와 요인부하량의 패턴 확인을 위해 진행되는 분석으로(Finch & West, 1997), Dirty Dozen의 경우 이들 부분에 관한 충분한 이론적·실증적 증거가 존재하기 때문에 요인분석 과정에서 생략하였다.

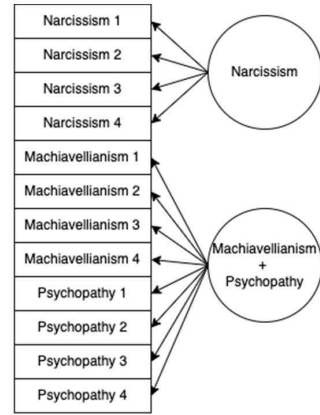
#### 준거 타당도 검증

어둠의 3요소는 반생산적 과업행동과 같은 부정적 직무 관련 행동과 정적 상관관계가 있는 것으로 연구되었다(Ellen et al., 2021; O’Boyle et al., 2012). 따라서 K-Dirty Dozen을 통해 측정된 어둠의 3요소 역시 반생산적 과업행동과 정적 상관관계가 관찰될 것으로 예측할 수 있다.

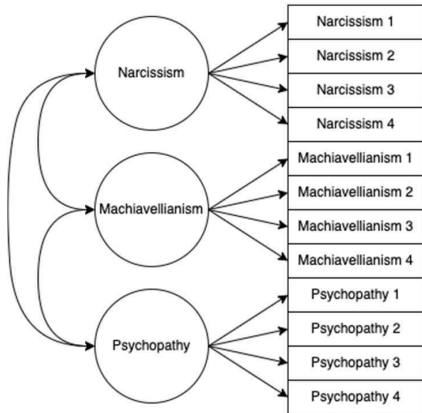
**Model A**



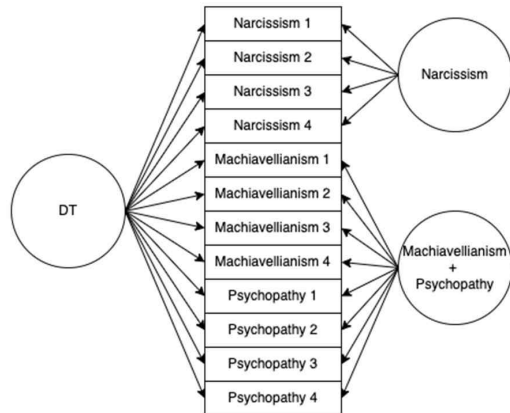
**Model B**



**Model C**



**Model D**



**Model E**

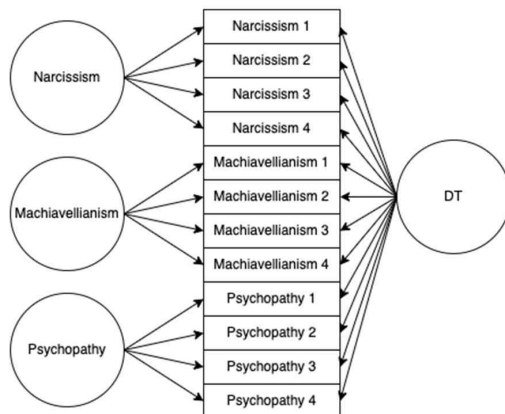


Figure 1. Five confirmatory factor analytic models tested for the K-Dirty Dozen



## 연구방법

### 연구대상 및 절차

본 연구를 위해 전국 직장인 564명을 대상으로 온라인 설문조사를 실시하였다. 불성실 응답으로 판단된 21명의 데이터를 제외하여 (아래 설명 참고) 최종 분석에는 543명의 응답자가 제공한 데이터가 사용되었다. 응답자의 평균 연령은 40.0세( $SD = 10.7$ )였으며 서비스업(36.0%), 제조업(29.1%), 공공기관·공기업(11.3%) 등 다양한 직군 종사자들이 연구 표본에 포함되었다. 응답자 대부분은 사무직(58.0%)을 맡고 있었지만 관리직(11.3%), 연구·전문직(9.4%) 등 다른 직종을 가진 응답자들도 설문조사에 참여하였다. 응답자 성별의 경우 여성 272명(50.1%), 남성 271명(49.9%)로 비슷하였다.

설문조사는 3일간의 시차를 두고 1차 조사와 2차 조사로 나누어 진행되었다. 1차 조사에서는 인구통계항목, 반생산적 과업행동, 그리고 개별 측정방법을 통한 나르시시즘, 마키아벨리즘, 사이코패시 측정이 이루어졌다. 2차 조사에서는 HEXACO, 그리고 K-Dirty Dozen을 통한 나르시시즘, 마키아벨리즘, 사이코패시 측정이 이루어졌다. 이처럼 차수를 나누어 설문조사를 실시한 이유는 모든 측정변수를 동일 출처(응답자 본인)와 동일 시점에 측정할 때 발생할 수 있는 동일방법편의(common method bias) 문제를 줄이기 위해서다. 특히 어둠의 3요소 측정값(개별 측정값과 K-Dirty Dozen 측정값) 간의 상관관계, 그리고 K-Dirty Dozen으로 측정된 어둠의 3요소와 반생산적 과업행동 간의 상관관계에서 동일방법편의를 최소화하고자 하였다. 물론 데이터의 출처를

다양화하거나(예를 들어 자기보고식 측정과 타인보고식 측정을 혼용하는 방법) 독립변수와 종속변수 측정 간 충분한 시점 차이를 두어 종단연구를 진행하는 것이 동일방법편의를 원천적으로 줄이는 방법일 수 있지만, 여러 가지 현실적인 문제들로 인해 단기간 내에 동일 출처를 통한 데이터 수집이 불가피할 경우, 측정 시점을 분리하는 것은 응답자들이 사전 응답에 의존하여 일관성을 유지하려는 노력 등의 오류를 줄일 수 있는 차선택이 될 수 있다(Conway & Lance, 2010; Podsakoff et al., 2003).

### 불성실 응답 탐지 및 제거

설문 문항들에 대한 불성실 응답 탐지를 위해 응답자들의 individual response variability(IRV; Dunn et al., 2018)를 척도별로 계산하였다. IRV는 비개입적 불성실 응답 탐지 방법의 하나로, 척도 항목에 대한 응답자의 응답 표준편차를 나타내는 지표이다. 즉, IRV가 낮을수록 응답자가 연속적으로 비슷한(혹은 동일한) 응답을 하였음을 뜻하며 이는 응답자가 설문 문항을 정확히 읽지 않고 설문을 건성으로 완료하거나 문항 내용과 무관한 부정확한 응답을 제공했을 가능성이 있음을 뜻한다.

Dunn et al.(2018)의 제안에 따라 각 척도에서 IRV값이 하위 10%에 해당하는 응답자들의 응답을 집중적으로 관찰하였다. 그 결과 총 6개의 척도 중(아래 설명 참고) 3개 이상의 척도에서 IRV값이 하위 10%에 해당하는 응답자 19명, 3개 이상의 척도에서 IRV값이 0으로 나타난 응답자 3명(이들 중 2명은 두 기준 모두 충족) 등 총 21명의 응답이 불성실하다고 판단하였고(여러 척도에 걸쳐 일관된 응답 제공, 특정 응답이나 그 주변 값을 연속적으로 제공

등) 이들의 데이터를 분석에서 제외하였다. 따라서 최종 분석에는 543명의 응답자가 제공한 데이터가 사용되었다.

#### 측정도구

본 연구에서 사용된 모든 문항은 5점 리커트 반응 양식(1점: 전혀 그렇지 않다-5점: 매우 그렇다)을 사용하였다.

#### 한국어판 단축형 어둠의 3요소 척도(K-Dirty Dozen)

어둠의 3요소 측정에는 본 연구에서 개발한 K-Dirty Dozen이 사용되었다. Dirty Dozen(Jonason & Webster, 2010) 문항 번역을 위해 이중 언어 사용자(한국어, 영어)인 교신저자와 학부생 연구원 1인이 Brislin(1980)이 제안한 절차에 따라 번역-역번역 절차를 수행하여 최종 문항을 확정하였다(부록 A 참고). K-Dirty Dozen은 Dirty Dozen과 마찬가지로 총 12개 문항으로 구성되어있으며, 각 요인당 4개의 문항을 통해 측정이 이루어진다. 각 요인에 대한 Cronbach's alpha 계수는 .87(나르시시즘), .87(마키아벨리즘), .72(사이코패시)로 확인되었다. 이는 척도 개발 연구(Jonason & Webster, 2010)에서 확인된 값들보다 다소 높거나 비슷한 수준이었다(나르시시즘 = .84, 마키아벨리즘 = .79, 사이코패시 = .77).

#### 나르시시즘

개별 측정방법을 통한 나르시시즘 성격특성 측정을 위해 Raskin과 Terry(1988)가 개발하고 정남운(2001)이 번역 및 타당화한 Narcissistic Personality Inventory(NPI)를 사용하였다. NPI는 총 40문항으로 이루어져 있으나 정남운(2001)

은 요인구조 검증 과정에서 총점과의 상관관계 수가 낮은 문항 2개와 요인분석에서 요인부하량이 .30 이하로 확인된 문항 6개를 제외하였다. 따라서 본 연구에서 사용된 한국어판 NPI는 32개 문항으로 구성되어있다.

NPI는 문항당 나르시시즘적 성향을 나타내는 문장과 그와 반대되는 성향을 나타내는 문장을 선택지로 제시하고 응답자가 자신에게 가장 근접하는 하나의 선택지를 반드시 선택하도록 하는 강제선택형 문항들로 이루어져 있다. NPI는 각 문항에서 나르시시즘적 성향을 나타내는 문장을 선택할 경우 1점을, 그렇지 않을 경우 0점을 부여하며, 전체 문항 점수를 합산하여 응답자의 나르시시즘 총점을 구한다. 이는 리커트 척도를 사용하는 마키아벨리즘과 사이코패시 척도와는 다른 측정 방식인데, 이러한 측정 방식의 차이가 개별 측정방법을 통한 어둠의 3요소 측정의 문제점으로 제기되기도 하였다(Jonason et al., 2009). 따라서 본 연구에서는 측정 방식의 일관성을 유지하기 위해 NPI 문항에서 나르시시즘적 반응만을 리커트 척도로 변형하여 제시하였다. NPI 척도의 Cronbach's alpha 계수는 .96으로, 정남운(2001)의 한국어판 NPI 타당화 연구에서 확인된 값보다 높았다(.85).

#### 마키아벨리즘

개별 측정방법을 통한 마키아벨리즘 성격특성 측정을 위해 Dahling 등(2009)이 개발하고 김희송 등(2011)이 번역 및 타당화한 한국어판 Machiavellianism Personality Scale(K-MPS)을 사용하였다. K-MPS는 16개 문항으로 이루어져 있으며 4개의 하위 구성개념(타인에 대한 불신, 지위에 대한 욕구, 통제에 대한 욕구, 비도덕적 조종)으로 구성된 위계적 구조를 가진

것으로 보고 있다. K-MPS 척도의 Cronbach's alpha 계수는 .92로 나타났다. 이는 김희송 등 (2011)의 K-MPS 타당화 연구에서 확인된 값보다 높은 값이다(.80).

### 사이코패시

사이코패시 성격특성에 대한 개별 측정은 Levenson 등(1995)이 개발하고 이수정·김재경 (2011)이 번역 및 타당화한 한국어판 Self-Report Psychopathy Scale(SRPS)를 사용하였다. SRPS는 총 26문항으로 이루어져 있으며, Cronbach's alpha 계수는 .93으로 나타났다. 이는 해당 척도를 사용한 다른 연구에서 확인된 것과 비슷한 값이다(.86; 이지후 등, 2017).

### HEXACO 성격유형

HEXACO 성격유형 측정에는 HEXACO-60 (Ashton & Lee, 2009)이 사용되었다. HEXACO-60은 HEXACO-PI-R(192문항; Lee & Ashton, 2004)의 문항을 60개로 단축한 척도이며 유태용 등 (2004)이 번역 및 타당화 하였다. HEXACO 측정값의 Cronbach's alpha 계수는 .71에서 .87사이로, 유태용 등(2004)의 연구에서 확인된 값들보다 조금 낮거나 비슷하였다(.85에서 .93 사이).

### 반생산적 과업행동

반생산적 과업행동 측정을 위해 단축형 Counterproductive Work Behavior Checklist(CWB-C; Spector et al., 2010)를 한국어로 번역하여 적용하였다(부록 B 참고). 단축형 CWB-C는 총 10개 문항으로 구성되어있으며 이들 중 5개 문항은 조직을 향한 반생산적 행동을, 그리고 나머지 5개 문항은 조직원을 향한 반생산적 행동을 측정한다. CWB-C의 Cronbach's alpha

계수는 .89로 나타났다. 이는 CWB-C 척도 개발 연구(Spector et al., 2010)에서 확인된 Cronbach's alpha 계수와 같은 값이다.

### 분석 방법

K-Dirty Dozen의 수렴타당도와 변별타당도 검증에 위해 K-Dirty Dozen을 통해 측정된 나르시시즘, 마키아벨리즘, 사이코패시 측정값과 이들 요인을 개별적으로 측정된 값 간의 상관관계를 분석하였다. 또 K-Dirty Dozen 측정값과 HEXACO 측정값 간의 상관관계를 분석을 통해 K-Dirty Dozen의 수렴타당도를 추가적으로 분석하였다. K-Dirty Dozen의 구조타당도를 확인하기 위해 앞서 제시된 다섯 가지 모델을 경쟁모델로 설정하여 확인적 요인분석을 실행하였다. 마지막으로 K-Dirty Dozen과 개별 측정방법을 통해 측정된 어둠의 3요소 측정값들과 반생산적 과업행동 간의 상관관계 분석을 통해 K-Dirty Dozen의 준거 타당도를 확인하고 기존 척도들의 타당도와 비교분석 하였다. 모든 통계적 분석에는 R이 사용되었으며, 확인적 요인분석에는 *lavaan* 패키지(버전 0.6-20; Rosseel, 2012)와 *psych* 패키지(버전 2.1.9; Revelle, 2021)가 사용되었다.

### 분석결과

#### 신뢰도 분석

앞서 제시한 바와 같이 K-Dirty Dozen을 통해 측정된 나르시시즘, 마키아벨리즘, 사이코패시 측정값의 Cronbach's alpha 신뢰도(.77 ~ .84 사이)는 타 연구나 본 연구에서 확인된 개

별 측정방법을 통한 나르시시즘, 마키아벨리즘, 사이코패시 측정값의 신뢰도보다 다소 낮았다(.80 ~ .96 사이). 하지만 K-Dirty Dozen의 경우 개별 측정방법에서 사용된 척도에 비해 문항 수가 상당히 단축되었음에도 불구하고 다소 낮지만 유사한 수준의 신뢰도를 유지하였다.

수렴타당도 및 변별타당도

**다속성-다방법 행렬**

먼저, K-Dirty Dozen과 개별 측정방법을 통해 측정된 나르시시즘, 마키아벨리즘, 사이코패시 간의 상관관계 분석을 통해 K-Dirty Dozen의 수렴타당도와 변별타당도를 확인하였다(Table 1 참고). K-Dirty Dozen과 개별 측정방법을 통해 측정된 나르시시즘( $r = .39, p <$

$.01$ ), 마키아벨리즘( $r = .42, p < .01$ ), 사이코패시( $r = .51, p < .01$ ) 사이에서 모두 강한 정적 관계가 나타났다. 즉, 동일속성-다방법 상관관계에서 모두 강한 정적 관계가 확인되었다. 이는 K-Dirty Dozen의 수렴타당도를 지지하는 결과이다. 또, 마키아벨리즘과 사이코패시에서 동일속성-다방법 상관관계들이 다속성-다방법 상관관계들보다 높은 것으로 나타났다. K-Dirty Dozen으로 측정된 마키아벨리즘과 개별 측정방법으로 측정된 사이코패시 간의 관계( $r = .41$ ), 그리고 K-Dirty Dozen으로 측정된 사이코패시와 개별 측정방법으로 측정된 마키아벨리즘 간의 관계에서도 강한 정적 관계가 나타났지만( $r = .45$ ), K-Dirty Dozen으로 측정된 마키아벨리즘-사이코패시와 개별 측정방법으로 측정된 나르시시즘 간의 관계(각각  $r = .20, .13$ )는 이들보다 유의미하게 낮은 것으로

Table 1. Descriptive Statistics and Zero-Order Correlations between K-Dirty Dozen and Independent Scale Scores of Narcissism, Machiavellianism, and Psychopathy

Variable	Mean	SD	1	2	3	4	5	6
1. Narcissism (K-Dirty Dozen)	2.65	.86	<i>.87</i>					
2. Machiavellianism (K-Dirty Dozen)	2.56	.87	.45	<i>.87</i>				
3. Psychopathy (K-Dirty Dozen)	2.13	.67	.34	.48	<i>.72</i>			
4. Narcissism (NPI)	2.87	.59	.39	.20	.13	<i>.96</i>		
5. Machiavellianism (MPS)	2.61	.64	.42	.42	.45	.47	<i>.93</i>	
6. Psychopathy (SRPS)	2.54	.57	.35	.41	.51	.44	.81	<i>.92</i>

Note.  $N = 543$ . Coefficient alpha reliability estimates for each variable is provided in the diagonal in italics. All correlations were statistically significant at  $p < .01$ .

확인되었다(각각  $z = 4.96, 7.82, ps < .01$ ). 어둠의 3요소 요인들이 연관되어있고 특히 마키아벨리즘과 사이코패시의 경우 연관성이 더욱 깊다는 점을 고려하면 다속성-다방법 행렬에서 나타난 결과는 K-Dirty Dozen의 변별타당도를 지지하는 것으로 해석할 수 있다.

**HEXACO 성격유형과의 관계**

K-Dirty Dozen과 HEXACO 성격유형과의 상관관계 분석 결과를 Table 2에 제시하였다. 예상한 바와 같이 어둠의 3요소와 정직-겸손성 간에는 유의한 부적 상관관계가 있는 것으로 확인되었다( $r = -.15 \sim -.36, p < .01$ ). 사이코패시와 정직-겸손성의 경우 유의한 부적 상관관계가 나타났지만, 기존 연구에서보다 약한 부적 상관관계가 나타났다( $r = -.15, p < .01$ ). 어둠의 3요소 성격 요인들과 원만성 간 관계의 경우 나르시시즘에서만 유의한 부적 상관

관계가 나타났다( $r = -.13, p < .05$ ). 마키아벨리즘과 사이코패시는 원만성과 매우 약한 상관관계가 있는 것으로 확인되었다(각각  $r = -.04$ 와  $-.06$ ). 마지막으로 나르시시즘과 외향성 간에는 유의한 정적 상관관계가 확인되었다( $r = .10, p < .05$ ). 하지만 이 역시 기존의 연구에서 확인된 것보다 약한 수준의 상관관계이다.

**확인적 요인분석**

K-Dirty Dozen의 구성타당도 검증을 위해 확인적 요인분석을 실시하였다. 먼저 각 요인에 대한 요인분석을 개별적으로 실시하고 이후 Persson 등(2019)에서 제시된 다섯 가지 모델을 경쟁모델로 설정하여 확인적 요인분석을 실시하였다. 요인분석 결과는 Table 3에 제시된 바와 같다.

Table 2. Descriptive Statistics and Zero-Order Correlations between Narcissism, Machiavellianism, and Psychopathy (measured by K-Dirty Dozen) and HEXACO Personality Traits

Variable	Mean	SD	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1. Narcissism	2.65	.86	<i>.87</i>								
2. Machiavellianism	2.56	.87	.45	<i>.87</i>							
3. Psychopathy	2.13	.67	.34	.48	<i>.72</i>						
4. Honesty-Humility	3.27	.51	-.36	-.32	-.15	<i>.71</i>					
5. Emotionality	3.32	.60	.24	.08	-.05	-.05	<i>.83</i>				
6. Extraversion	3.07	.61	.10	-.01	-.12	.18	-.04	<i>.87</i>			
7. Agreeableness	3.02	.54	-.13	-.04	-.06	.24	.04	.29	<i>.81</i>		
8. Conscientiousness	3.30	.59	.07	-.09	-.14	.23	.17	.35	.18	<i>.87</i>	
9. Openness	3.10	.58	.06	.01	.00	.17	-.04	.33	.21	.18	<i>.80</i>

Note.  $N = 543$ . Coefficient alpha reliability estimates for each variable is provided in the diagonal in italics. All correlations greater than  $r = |.07|$  were statistically significant at  $p < .05$ .

Table 3. Model Fit Comparisons of Confirmatory Factor Analytic Models

Model	$\chi^2$	df	CFI	TLI	RMSEA [90% CI]
Narcissism	6.14	2	.996	.988	.062 [.007, .120]
Machiavellianism	38.83	2	.967	.900	.184 [.136, .237]
Psychopathy	23.67	2	.954	.862	.141 [.094, .195]
Model A	1092.57	54	.650	.572	.188 [.179, .198]
Model B	416.18	53	.878	.848	.112 [.102, .123]
Model C	190.61	51	.953	.939	.071 [.060, .082]
<b>Model D</b>	<b>130.80</b>	<b>42</b>	<b>.970</b>	<b>.953</b>	<b>.062 [.050, .075]</b>
Model E	104.77	33	.934	.893	.063 [.050, .077]

Note. CFI = comparative fit index; TLI = Tucker-Lewis index; RMSEA = root mean square error of approximation; CI = confidence interval. Boldface denotes the best fitting model.

먼저, 요인별 요인분석 결과, 나르시시즘 요인에 대한 적합도는 높았지만, 마키아벨리즘과 사이코패시 요인에 대한 적합도는 다소 낮은 것으로 확인되었다. 특히 RMSEA 값이 높은(따라서 적합도가 낮은) 것으로 나타났는데, 유사한 결과가 나타난 Persson 등(2019)의 연구에서는 이를 요인 내의 다차원성으로 인한 요인부하량 차이를 원인으로 진단하였다. 본 연구에서도 마키아벨리즘 요인의 요인부하량은 .70에서 .94 사이, 사이코패시 요인의 요인부하량은 .37에서 .68 사이로, 특히 사이코패시 요인에서 문항들 사이에서 요인부하량의 차이가 많은 것으로 확인되었다. 모델 적합도 개선을 위해 수정지수에 따라 경로를 추가하거나 요인부하량이 낮은 문항들을 제외하는 방법들이 종종 사용되기도 하지만 이들 방법은 이론적 근거가 부족하고, 교차확인을 통한 검증에서 일반화되지 않을 가능성이 크다(MacCallum, 1986). 따라서 본 연구에서는 모델에 대한 수정이나 척도 문항을 제외하지 않고 어둠의 3 요소 구조에 대한 모델 분석을 실시하였다.

다섯 가지 경쟁모델에 대한 확인적 요인분석 결과, 2-특성요인 bifactor 모델(Model D)의 적합도가 가장 뛰어난 것으로 나타났다,  $\chi^2(df = 42) = 130.80$ , CFI = .970, TLI = .953, RMSEA = .062. 이는 Hu와 Bentler(1999)가 시뮬레이션 연구를 통해 제시한 높은 모델 적합도 기준점인 CFI와 TLI > .95, RMSEA ≤ .06을 충족시키거나 매우 근접하는 수준의 적합도이다. Model D의 높은 적합도는 Dirty Dozen 문항들이 공통적으로 일반요인을 측정하는 동시에, 마키아벨리즘과 사이코패시 문항들은 공통 특성요인을 측정하고 나르시시즘 문항들은 독립된 특성요인을 측정함을 보여주는 결과이다. 하지만 3-요인 모델(Model C) 역시 상대적으로 높은 적합성을 보였으며,  $\chi^2(df = 51) = 190.61$ , CFI = .953, TLI = .939, RMSEA = .071, 3-특성요인 bifactor 모델(Model E)의 적합성은 이들보다 다소 떨어지는 것으로 연구되었다,  $\chi^2(df = 33) = 104.77$ , CFI = .934, TLI = .893, RMSEA = .063. 1-요인 모델(Model A)과 2-요인 모델(Model D)의 적합성은 낮은 것

으로 확인되었다.

추가적으로 가장 높은 모델 적합도를 보인 Model C와 Model D의 적합도를 비교분석 하였다. Model C와 Model D는 서로 다른 요인 및 요인구조를 가진 non-nested 모델이기 때문에 Bayesian information criterion(BIC)을 비교하는 방법을 사용하였다. 비교분석 결과 두 모델 간의 BIC 차이는 2.80으로(Model C의 BIC = 15,553.387, Model D의 BIC = 15,556.182), 모델 적합도의 유의미한 차이의 기준인  $\Delta BIC > 10$ (Kass & Raftery, 1995)보다 낮은 차이가 확인되었다.

Model D의 표준 요인부하량 결과는 Table 4에 제시된 바와 같다. 나르시시즘과 사이코패시 문항의 일반요인에 대한 요인부하량은 상대적으로 약한 것으로 나타났고(.38에서 .51

사이) 마키아벨리즘 문항의 일반요인에 대한 요인부하량은 상대적으로 강한 것으로 확인되었다(.68에서 .90 사이). 나르시시즘 문항들은 해당 영역 특성요인에 강한 요인부하량을 보였다(.58에서 .74 사이). 마키아벨리즘+사이코패시 특성요인에 대한 요인부하량의 경우, 마키아벨리즘 문항들의 요인부하량은 .04에서 .27 사이로 약했고 사이코패시 문항들은 -.13에서 -.51 사이의 부적 요인부하량을 보이는 것으로 확인되었다.

모델 적합도 지수와 더불어 K-Dirty Dozen 척도의 다차원성을 판단하고 하위요인들의 실제 의미를 판단하기 위해 2-특성요인 bifactor 모델(Model D)에서 오메가 계수, 오메가 위계계수, 하위척도의 오메가 위계계수(omega hierarchical subscale)를 산출하였다. 문영주(2020)

Table 4. Standardized Factor Loadings from Confirmatory Bifactor Analysis of the K-Dirty Dozen (Model D)

Indicator	DT	N	MP	R <sup>2</sup>
Narcissism 1	.41	.74		.68
Narcissism 2	.40	.72		.63
Narcissism 3	.43	.68		.64
Narcissism 4	.44	.58		.57
Machiavellianism 1	.82		.12	.72
Machiavellianism 2	.90		.25	.71
Machiavellianism 3	.68		.27	.48
Machiavellianism 4	.79		.04	.65
Psychopathy 1	.41		-.51	.61
Psychopathy 2	.51		-.45	.59
Psychopathy 3	.44		-.36	.34
Psychopathy 4	.38		-.13	.18

Note. N = 534. Non-significant loadings are marked in gray. DT = General factor; N = narcissism; MP = Machiavellianism and psychopathy factor.

와 신재은·이태현(2017)이 제시한 각 지수가 뜻하는 바를 아래와 같이 정리하였다.

먼저, 오메가 계수는 척도 점수의 전체 분산에서 진점수의 분산이 차지하는 비율을 뜻한다. 오메가 계수는 전체 척도 점수와 하위 척도 점수에 대해서 구할 수 있으며, 오메가 계수가 1에 가까울수록 척도 점수에 대한 모델 기반 신뢰도가 높다고 할 수 있다.

둘째, 오메가 위계 계수는 척도 점수의 분산에서 일반요인의 분산이 차지하는 비율을 뜻한다. 오메가 계수에서 오메가 위계 계수가 차지하는 비율을 계산하면 척도 분산에서 일반요인의 분산이 차지하는 비율을 계산할 수 있다. 이 비율이 높을수록 척도점수는 일반요인으로 인한 개인차를 반영하는 것으로 해석할 수 있다.

셋째, 하위척도의 오메가 위계 계수는 하위요인 척도 점수의 분산에서 일반요인이 설명하는 부분을 조절한 후 남은 잔차 분산에서 특성요인의 분산이 차지하는 비율을 뜻한다. 오메가 계수에서 하위척도의 오메가 위계 계수가 차지하는 비율을 계산하면 척도 진점수 분산에서 특성요인의 분산이 차지하는 비율을 알 수 있다. 이 비율이 높을수록 척도점수는 특성요인으로 인한 개인차를 반영하는 것으로 해석할 수 있다.

Model D에서 산출된 오메가 위계 계수는 .60이었고 하위척도의 오메가 위계 계수는 .29였으며 오메가 계수는 .90이었으므로, 이는 일반요인의 분산 비율이 .60/.90이고 특성요인의 분산 비율이 .29/.90, 즉 진점수의 분산 중 66.7%가 일반요인에 의한 개인차를 반영하고 32.2%가 특성요인에 의한 개인차를 반영함을 뜻한다. 우연적 오류로 인한 오차는 10%(1 - 오메가 계수)인 것으로 확인되었다.

Model D에서 산출된 하위척도의 오메가 위계 계수는 마키아벨리즘+사이코패시 요인에서 .40, 그리고 나르시시즘 요인에서 .41로 확인되었다. 이는 하위척도 점수의 분산 절반 이상이 일반요인에 대한 개인차에 의해 발생하였지만, 상당 부분(40% 정도) 특성요인에 대한 개인차로 설명되는 것을 뜻한다.

#### 준거 타당도

K-Dirty Dozen 척도의 준거 타당도 검증을 위해 반생산적 과업행동과의 상관관계 분석을 실시하였다. 나르시시즘, 마키아벨리즘, 사이코패시와 반생산적 과업행동 간에는 유의미한 정적 상관관계가 확인되었다( $r = .28, .38, .40, p < .01$ ). 이는 K-Dirty Dozen의 준거 타당도를 지지하는 결과이다. 이들 상관관계는 개별 측정방법을 통해 측정된 나르시시즘, 마키아벨리즘, 사이코패시와 반사회적 과업행동과의 상관관계와 거의 흡사한 수준이었으며( $r = .25, .39, .42, p < .01$ ), 이들 상관관계의 차이는 유의하지 않았다.

## 논 의

본 연구에서는 단축형 어둠의 3요소 척도인 Dirty Dozen(Jonason & Webster, 2010)을 한국어로 번역하고, 번역된 척도(K-Dirty Dozen)의 타당도를 수렴타당도 및 변별타당도 분석, 확인적 요인분석, 그리고 준거 타당도 분석을 통해 실증적으로 검증하였다. 본 연구의 주요 결과와 의의는 다음과 같다.

첫째, K-Dirty Dozen의 수렴타당도와 변별타당도를 확인하기 위해 K-Dirty Dozen과 개별



측정방법을 통해 측정된 어둠의 3요소 간의 상관관계를 살펴본 결과 동일한 요소 간 강한 정적 상관관계가 확인되었다. 이는 K-Dirty Dozen의 수렴타당도를 지지하는 결과이다. 하지만 변별타당도 검증을 위한 상관관계 분석 결과에서는 다른 요소 간 강한 정적 상관관계가 확인되기도 하였는데, 이 부분에 대해서는 추가 해석이 필요하다. 먼저, K-Dirty Dozen을 통해 측정된 마키아벨리즘과 개별 측정방법을 통해 측정된 사이코패시, 그리고 K-Dirty Dozen을 통해 측정된 사이코패시와 개별 측정방법을 통해 측정된 마키아벨리즘 간에는 강한 정적 상관관계가 확인되었다. 원칙적으로 이들 상관관계는 다속성-다방법 상관관계이기 때문에 변별타당도를 지지하기 위해선 이들 값이 동일속성-다방법 상관관계보다 낮아야 한다. 하지만 마키아벨리즘과 사이코패시의 경우 앞서 논의한 바와 같이 이론적으로 매우 중첩되는 개념이라는 의견이 꾸준히 제기되어 왔고, 사전연구에서 역시 이들 요인 간 강한 정적 상관관계가 확인되었다. 따라서 마키아벨리즘-사이코패시 간 상관관계 분석 결과가 K-Dirty Dozen의 변별타당도를 지지하지는 않았지만, 이것이 K-Dirty Dozen의 타당도를 지지하지 않는 결과로 보는 것은 어렵다. 또 K-Dirty Dozen을 통해 측정된 마키아벨리즘과 사이코패시가 개별 측정방법을 통해 측정된 나르시시즘과는 낮은 상관관계를 보였는데, 이는 나르시시즘의 상대적 독립성을 입증한 결과로 K-Dirty Dozen의 변별타당도를 부분적으로 지지하는 증거로 볼 수 있다.

K-Dirty Dozen과 HEXACO 성격유형 간의 상관관계 분석을 통해 수렴타당도를 추가적으로 확인한 결과 전반적으로 예상된 방향의 상관관계가 확인되었다. 하지만 사전연구에서 확

인된 어둠의 3요소와 HEXACO 성격유형 간의 관계보다는 다소 약한 상관관계가 확인되었다. 이러한 결과의 배경에는 문항 축소로 인해 측정 영역이 축소되는 단축형 척도의 기본적인 한계점이 있을 수 있다. 예를 들어 Miller 등(2012)은 Dirty Dozen의 사이코패시 문항들이 사이코패시의 주요 특성인 타인에 대한 적개심과 충동성과 관련된 부분을 측정하지 않는다는 점을 지적하였고, 이로 인해 Dirty Dozen을 통해 측정된 사이코패시와 다른 주요 사이코패시 척도를 통해 측정된 사이코패시 간의 상관관계가 매우 약하다는 결과를 확인하였다. 특히 타인에 대한 적개심과 같은 원만성의 결여를 나타내는 부분이 Dirty Dozen 사이코패시 문항에서는 제외되어있기 때문에 본 연구에서는 이들 간 약한 상관관계가 확인된 것일 수 있다. 다만 개별 측정방법을 통해 측정된 어둠의 3요소와 HEXACO 요인들 간에서 역시 전반적으로 약한 상관관계가 확인되었기 때문에 문항 축소로 인한 측정 영역 유실만이 K-Dirty Dozen과 HEXACO 성격유형 간의 약한 상관관계를 설명하는 이유가 된다고 보기는 어렵다.

둘째, K-Dirty Dozen의 요인구조 검증을 위해 다섯 개의 모델을 경쟁모델로 설정하여 확인적 요인분석을 실행한 결과, 2-특성요인 bifactor 모델(Model D)의 적합도가 가장 뛰어난 것으로 확인되었다. 이는 Persson 등(2019)의 연구에서 확인된 것과 동일한 결과이다. 또, Model D에서 산출된 오메가 위계 계수와 하위 척도의 오메가 위계 계수를 분석한 결과, 전반적인 어두운 성격을 나타내는 일반요인이 K-Dirty Dozen 전체 척도 점수분산의 대부분을 설명하지만, 두 하위요인인 마키아벨리즘과 사이코패스를 통합한 특성요인과 나르시시즘

특성요인 역시 일반요인을 통제한 후 남은 문항 간 공분산을 상당 부분 설명한다는 결과가 확인되었다. 이는 K-Dirty Dozen 척도 전체 문항에 공통적으로 작용하는 요인을 확인하고, 마키아벨리즘과 사이코패시를 하나의 요인으로 통합하는 것이 타당하다는 이전 연구결과(박종철 등, 2021; Persson et al., 2019; Rogoza & Ciecuch, 2018)를 확인하는 결과이다.

하지만 bifactor 모델에서 산출되는 특성요인 점수의 해석에는 주의를 기울일 필요가 있다. 특히 어둠의 3요소는 서로 밀접한 상관관계를 보이기 때문에 이들 문항에 공통적으로 작용하는 일반요인을 통제한 하위요인들의 경우 일반요인을 통제하기 이전과는 매우 다른 요인으로 변할 수 있다(Lynam et al., 2006; Miller et al., 2019; Vize et al., 2018). 본 연구에서 산출된 마키아벨리즘+사이코패시 특성요인 역시 마키아벨리즘 문항들과는 관계가 매우 낮고(문항 점수 대부분이 일반요인을 나타내는 것으로 확인되었기 때문에) 사이코패시 문항들과는 부적 관계가 확인되었다. 또, 추가로 2-특성요인 bifactor 모델에서 추출된 요인들과 비생산적 과업행동 간의 관계를 추정해본 결과 마키아벨리즘+사이코패시 특성요인은 비생산적 과업행동에 부적 영향( $b = -.13, p < .05$ )을 미친다는 다소 해석하기 어려운 결과가 확인되었다. 반면 일반요인은 정적 영향( $b = .10, p < .01$ )을 미치는 것으로 확인되었으며 나르시시즘 요인의 영향은 유의하지 않은 것으로 확인되었다( $b = .04, p = .12$ ). 다시 말해, 모델 적합도 측면에서는 bifactor 모델이 가장 적합하였지만, 나르시시즘, 마키아벨리즘, 사이코패시를 각각 독립된 요인으로 다루는 어둠의 3요소 이론과의 부합과 요인분석 결과의 해석 가능성을 종합적으로 고려하면

bifactor 모델보다 간단하면서 비슷한 수준의 적합도가 확인된 3-요인 모델(Model C)이 K-Dirty Dozen의 요인구조를 가장 적합하게 설명하는 모델이라고 할 수 있다. K-Dirty Dozen 척도의 타당도 검증 차원에서는 Persson 등(2019)의 연구(Model D)와 어둠의 3요소 이론에서 제시한 모델(Model C)들이 전반적으로 우수한 적합도를 보였기 때문에 K-Dirty Dozen의 구성타당도를 지지하는 결과가 확인되었다고 볼 수 있다.

Bifactor 모델의 장점 중 하나는 척도의 일반요인과 특성요인 효과를 분리하여 추정하고, 이들 요인이 전체 척도 분산에서 차지하는 비율을 비교할 수 있다는 점이다(문영주, 2020; Rodriguez et al., 2016). 본 연구에서 확인된 2-특성요인 bifactor 모델 결과에 따르면 진점수의 분산 중 66.7%가 일반요인에 대한 개인차를 반영하는 것으로 나타났다. 이는 척도점수가 전반적으로 일반요인을 나타내는 것으로 해석될 수 있다. 하지만 특성요인 역시 척도 점수에 상당 부분 영향을 미치는 것으로 확인되었는데(32.2%), Persson 등(2019)의 연구결과와 비교하면 진점수의 분산에서 일반요인이 차지하는 비율이 낮고 특성요인이 차지하는 비율이 높은 것으로 연구되었다. 모델의 요인 부하량을 확인한 결과, 일반요인이 마키아벨리즘 문항들에 미치는 영향은 비교적 강했지만 나르시시즘과 사이코패시 문항들에 대한 영향은 상대적으로 약한 것으로 확인되었다. 자연스럽게 나르시시즘과 사이코패시 문항들에 대한 특성요인의 영향력은 상대적으로 강한 것으로 확인되었다. 이는 진점수의 분산 중 90% 이상이 일반요인에 대한 개인차를 반영하는 것으로 나타난 Persson 등(2019)의 결과와는 다소 차이를 보이는 결과이다.

본 연구에서 일반요인의 효과가 비교적 약한 것으로 추정된 이유는 제한된 수의 문항으로 어둠의 3요소의 다양한 영역을 측정함으로써 문항 간 내적 합치도가 낮아졌기 때문일 수 있다. 나르시시즘, 마키아벨리즘, 사이코패시는 서로 부분적으로 중첩되어있지만 독립된 영역들 또한 존재하며 각자 다차원적 내부구조를 가지고 있다(Miller et al., 2019). 측정 개념의 다양한 영역을 정밀하게 측정하기 위해서는 많은 문항을 통한 검사가 유용할 수 있다. 하지만 단축형 척도의 경우 문항 수가 제한되어있기 때문에 측정 요인의 다양한 영역을 충분히 나타내도록 하기 위해서는 측정의 정밀함을 어느 정도 희생하여 각 문항이 측정하는 영역이 분산되도록 할 필요가 있다. 예를 들어 Dirty Dozen의 사이코패시 문항들의 경우 죄책감의 부재("나는 양심의 가책을 느끼지 않는 편이다"), 냉담함("나는 냉담 혹은 무감각한 편이다"), 도덕성의 부재("나는 내 행동의 도덕성에 대해서 잘 따지지 않는 편이다"), 부정적 태도("나는 매사에 부정적인 편이다") 등 각각 사이코패시의 다른 측면들을 측정하는 것을 알 수 있다. 이렇듯 같은 요인을 측정하는 문항들이라도 서로 다른 영역을 측정하게 되는 경우(또 영역 간 독립성이 강할 경우) 일반적으로 문항 간의 공분산은 낮아지게 되고, 이는 전체 문항 간의 공분산을 설명하는 일반요인의 설명력 저하로 이어지게 된다. Persson 등(2019)의 연구에서 사용된 SD3 역시 어둠의 3요소 성격 요인들을 한꺼번에 측정하는 27개 문항으로 이루어진 단축형 척도이지만, Dirty Dozen의 경우 이보다 적은 12개 문항으로 구성되어있기 때문에 측정 영역 분산으로 인한 문항 간 공분산 저하가 더욱 도드라지게 나타날 수 있다. 다만 이

부분에 대한 정확한 검증을 위해선 추가 연구가 필요하다.

마지막으로 K-Dirty Dozen의 준거 타당도 검증을 위해 반생산적 과업행동과의 상관관계 분석을 실시한 결과 나르시시즘, 마키아벨리즘, 사이코패시에서 모두 정적으로 유의한 상관관계가 확인되었으며 개별측정방법으로 측정된 어둠의 3요소와 비슷한 수준의 준거 타당도가 확인되었다. 이는 K-Dirty Dozen을 통해 관련 외부요인에 대한 예측이 기존 척도들과 비슷한 수준으로 가능함을 보여주는 결과로, K-Dirty Dozen의 타당도를 검증해주는 또 하나의 결과이다. 또, 기존 척도들보다 문항 개수가 현저히 단축되었음에도(74개 vs. 12개) 이들과 비슷한 수준의 준거 타당도를 보였다는 것은 단축형 척도로서의 K-Dirty Dozen의 유용성을 검증하는 결과이다.

위 내용들을 종합하면 K-Dirty Dozen은 기존의 척도들과 비슷한 수준의 타당도, 신뢰도, 요인구조를 유지한다는 결론을 내릴 수 있다. 이에 따라 K-Dirty Dozen이 어둠의 3요소에 관한 향후 국내 연구(혹은 국내 표본을 대상으로 한 연구)에서 표준화된 척도로 활용될 수 있기를 기대한다. 또 단축형 척도 활용을 통해 기존 연구에서보다 어둠의 3요소에 대한 측정의 효율성을 향상시키고, 이를 통해 본 연구가 어둠의 3요소에 대한 연구와 관련 논의들이 더욱 활성화 되는데 기여할 수 있을 것으로 기대한다.

이 연구는 다음과 같은 한계점을 가지고 있어 향후 이를 보완한 추가 연구가 필요하다. 첫째, 본 연구에서는 자기보고식 설문이 이루어졌기 때문에 동일방법편의로 인한 상관관계의 왜곡이 나타났을 가능성이 있다. 이 문제를 줄이기 위해 설문조사 차수를 나누어 다시

점 설문조사를 실시하였지만 이와 같은 방법이 동일 출처를 통한 데이터 수집으로 인한 오류를 줄이는 데는 한계가 있다. 특히 나르시시즘, 마키아벨리즘, 사이코패시와 같은 부정적 성격에 대한 측정의 경우 응답자들이 자신의 실제 모습보다 더 긍정적인 모습으로 보이기 위해 설문에 솔직하게 응답하지 않을 수 있다. 또, 사람들은 기본적으로 자신을 긍정적으로 바라보는 경향이 있기 때문에(Taylor & Brown, 1988) 자신의 부정적인 성향에 대해 정확한 판단을 하지 못할 수 있다. 향후 연구에서는 타인보고식 설문 등 측정방법을 다양화하여 이러한 한계점을 보완할 필요가 있다. 둘째, K-Dirty Dozen을 포함한 어둠의 3요소 검사가 조직의 실제 인사관리 과정에서 더욱 적극적으로 활용될 수 있는 방안에 관한 연구가 필요하다. 본 연구에서 K-Dirty Dozen의 타당도에 대한 검증이 이루어졌지만, 이는 주로 연구환경에서의 적용을 위한 타당도 검증이라고 볼 수 있다. K-Dirty Dozen과 같은 부정적 성격에 대한 검사가 실제 인사 관련 의사결정을 위해 사용되기 위해서는 앞서 말한 사회적 바람직성에 기반을 둔 응답 등 부정확한 측정을 통제할 방법이 마련되어야 한다. 예를 들어 타인보고식 척도의 경우 거짓 응답과 같은 자기보고식 척도의 한계점들을 넘어설 수 있기 때문에 실용적 활용도가 높을 것으로 기대된다. 또 소셜미디어 텍스트 마이닝(Park et al., 2015)이나 컴퓨터 게임 플레이 행동 분석을 통한 성격측정(Wu et al., 2022) 등 디지털 빅데이터를 이용한 성격측정에 관한 다양한 연구들이 진행되고 있다. 이들 연구는 대부분 Big Five 성격유형 측정에 중점을 두고 있지만 어둠의 3요소와 같은 부정적 성격 측정으로 확장될 경우, 부정적 성격검사의 실무 적용에

많은 도움을 줄 수 있는 연구로 발전될 수 있을 것으로 판단된다. 따라서 향후 연구에서는 어두운 성격검사의 실무 적용을 위한 새로운 측정방법 개발에 관한 연구가 진행되기를 기대한다.

## 참고문헌

- 김희송, 홍현기, 현명호 (2011). 한국판 마키아벨리즘 성격 척도(MPS)의 타당화 및 신뢰도 연구. *스트레스*, 19(1), 21-30.
- 문영주 (2020). 협력적 거버넌스 척도의 다차원 요인구조 평가: Bifactor 모형의 적용. *사회복지연구*, 51(2), 173-203.  
<https://doi.org/10.16999/kasws.2020.51.2.173>
- 박종철, 오현주, 이나희, 손하림, 이동귀, 배병훈 (2021). 한국판 어두운 성격 3요소 단축형의 요인구조와 타당화 지표. *한국심리학회지: 산업 및 조직*, 34(3), 511-539.  
<https://doi.org/10.24230/kjiop.v34i3.511-539>
- 신재은, 이태현 (2017). 쌍요인(Bifactor) 모형을 이용한 심리척도의 측정적 속성 연구방법 개관. *한국심리학회지: 일반*, 36(4), 477-504. <https://doi.org/10.22257/kjp.2017.09.36.4.477>
- 안승민, 최민정 (2018). 부정적 성격변인 어둠의 3요소가 초기창업에 미치는 영향: 대학생 예비창업가를 중심으로. *벤처창업연구*, 13(4), 139-154.  
<https://doi.org/10.16972/apjbve.13.4.201808.139>
- 유태용 (2007). 성격의 6요인(HEXACO) 모델에 의한 성격특성과 조직구성원 직무수행 간의 관계. *한국심리학회지: 산업 및 조직*, 20(3), 283-314.  
<https://doi.org/10.24230/ksiop.20.3.200708.283>

- 유태용, 이기범, Ashton, M. C. (2004). 한국판 HEXACO 성격검사의 구성타당화 연구. *한국심리학회지: 사회 및 성격*, 18(3), 61-75.
- 이수정, 김재경 (2011). 정신병질 자기보고검사 (SRPS)의 타당도 연구. *한국심리학회지: 법*, 2(1), 35-47.
- 이지후, 이훈진, 안도연 (2017). 사이코패스 성향과 공감능력 및 공격성의 관계. *한국심리학회지: 임상심리 연구와 실제*, 3(2), 303-347.
- 정남운 (2001). 자기애적 성격검사의 요인구조와 아이젠크 성격차원 및 자존감과와의 관계. *한국심리학회지: 상담 및 치료*, 13(2), 221-237.
- 최재훈, 박종혜, 명재규 (2021). CEO의 부정적 성격 특성이 CSR에 미치는 영향: 동적역량의 매개효과를 중심으로. *윤리경영연구*, 21(1), 1-33.  
<https://doi.org/10.34273/kjbe.2021.21.1.001>
- 함은혜, 박상욱, 김은경 (2017). 대학교육만족도 영역별 점수의 의미와 활용: Bifactor 모형의 적용. *아시아교육연구*, 18(4), 713-738
- Ashton, M. C., & Lee, K. (2009). The HEXACO-60: A short measure of the major dimensions of personality. *Journal of Personality Assessment*, 91(4), 340-345.  
<https://doi.org/10.1080/00223890902935878>
- Brislin, R. W. (1980). Cross-cultural research methods. In I. Altman, A. Rapport & J. Wohlinwill (Eds.), *Human behaviour and environment* (pp. 47-82). Plenum Press.
- Campbell, D. T., & Fiske, D. W. (1959). Convergent and discriminant validation by the multitrait-multimethod matrix. *Psychological Bulletin*, 56(2), 81-105.  
<https://doi.org/10.1037/h0046016>
- Christie, R., & Geis, F. L. (1970). *Studies in Machiavellianism*. Academic Press.
- Conway, J. M., & Lance, C. E. (2010). What reviewers should expect from authors regarding common method bias in organizational research. *Journal of Business and Psychology*, 25(3), 325-334.  
<https://doi.org/10.1007/s10869-010-9181-6>
- Credé, M. (2010). Random responding as a threat to the validity of effect size estimates in correlational research. *Educational and Psychological Measurement*, 70(4), 596-612.  
<https://doi.org/10.1177/0013164410366686>
- Credé, M., Harms, P., Niehorster, S., & Gaye-Valentine, A. (2012). An evaluation of the consequences of using short measures of the Big Five personality traits. *Journal of Personality and Social Psychology*, 102(4), 874-888. <https://doi.org/10.1037/a0027403>
- Dahling, J. J., Whitaker, B. G., & Levy, P. E. (2009). The development and validation of a new Machiavellianism Scale. *Journal of Management*, 35(2), 219-257.  
<https://doi.org/10.1177/0149206308318618>
- Donnellan, M. B., Oswald, F. L., Baird, B. M., & Lucas, R. E. (2006). The Mini-IPIP scales: Tiny-yet-effective measures of the Big Five factors of personality. *Psychological Assessment*, 18(2), 192-203.  
<https://doi.org/10.1037/1040-3590.18.2.192>
- Dudley, N. M., Orvis, K. A., Lebiecki, J. E., & Cortina, J. M. (2006). A meta-analytic investigation of conscientiousness in the prediction of job performance: Examining the

- intercorrelation and the incremental validity of narrow traits. *Journal of Applied Psychology*, 91(1), 40-57.  
<https://doi.org/10.1037/0021-9010.91.1.40>
- Dunn, A. M., Heggstad, E. D., Shanock, L. R., & Theilgard, N. (2018). Intra-individual response variability as an indicator of insufficient effort responding: Comparison to other indicators and relationships with individual differences. *Journal of Business and Psychology*, 33(1), 105-121.  
<https://doi.org/10.1007/s10869-016-9479-0>
- Ellen, B. P. III., Alexander, K. C., Mackey, J. D., McAllister, C. P., & Carson, J. E. (2021). Portrait of a workplace deviant: A clearer picture of the Big Five and Dark Triad as predictors of workplace deviance. *Journal of Applied Psychology*, 106(12), 1950-1961.  
<https://doi.org/10.1037/apl0000880>
- Finch, J. F., & West, S. G. (1997). The investigation of personality structure: Statistical models. *Journal of Research in Personality*, 31(4), 439-485. <https://doi.org/10.1006/jrpe.1997.2194>
- Furnham, A., Richards, S. C., & Paulhus, D. L. (2013). The Dark Triad of personality: A 10 year review. *Social and Personality Psychology Compass*, 7(3), 199-216.  
<https://doi.org/10.1111/spc3.12018>
- Gosling, S. D., Rentfrow, P. J., & Swann, W. B., Jr. (2003). A very brief measure of the Big-Five personality domains. *Journal of Research in Personality*, 37(6), 504-528.  
[https://doi.org/10.1016/S0092-6566\(03\)00046-1](https://doi.org/10.1016/S0092-6566(03)00046-1)
- Hinkin, T. R. (1995). A review of scale development practices in the study of organizations. *Journal of Management*, 21(5), 967-988.  
<https://doi.org/10.1177/014920639502100509>
- Hu, L., & 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>
- Jonason, P. K., Li, N. P., Webster, G. W., & Schmitt, D. P. (2009). The dark triad: Facilitating short-term mating in men. *European Journal of Personality*, 23(1), 5-18.  
<https://doi.org/10.1002/per.698>
- Jonason, P. K., & Webster, G. D. (2010). The dirty dozen: A concise measure of the dark triad. *Psychological Assessment*, 22(2), 420-432.  
<https://doi.org/10.1037/a0019265>
- Jones, D. N., & Paulhus, D. L. (2014). Introducing the Short Dark Triad (SD3): A brief measure of Dark personality traits. *Assessment*, 21(1), 28-41.  
<https://doi.org/10.1177/1073191113514105>
- Kass, R. E., & Raftery, A. E. (1995). Bayes factors. *Journal of the American Statistical Association*, 90(430), 773-795.  
<https://doi.org/10.1080/01621459.1995.10476572>
- Langford, P. H. (2003). A one-minute measure of the Big Five? Evaluating and abridging Shafer's (1999a) Big Five markers. *Personality and Individual Differences*, 35(5), 1127-1140.  
[https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(02\)00323-9](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(02)00323-9)
- Lee, K., & Ashton, M. C. (2004). Psychometric properties of the HEXACO Personality Inventory. *Multivariate Behavioral Research*,

- 39(2), 329-358.  
[https://doi.org/10.1207/s15327906mbr3902\\_8](https://doi.org/10.1207/s15327906mbr3902_8)
- Levenson, M. R., Kiehl, K. A., & Fitzpatrick, C. M. (1995). Assessing psychopathic attributes in a noninstitutionalized population. *Journal of Personality and Social Psychology, 68*(1), 151-158.  
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.68.1.151>
- Lynam, D. R., Hoyle, R. H., & Newman, J. P. (2006). The perils of partialling: Cautionary tales from aggression and psychopathy. *Assessment, 13*(3), 328-341.  
<https://doi.org/10.1177/1073191106290562>
- MacCallum, R. (1986). Specification searches in covariance structure modeling. *Psychological Bulletin, 100*(1), 107-120.  
<https://doi.org/10.1037/0033-2909.100.1.107>
- Maples, J. L., Lamkin, J., & Miller, J. D. (2014). A test of two brief measures of the dark triad: The Dirty Dozen and Short Dark Triad. *Psychological Assessment, 26*(1), 326-331.  
<https://doi.org/10.1037/a0035084>
- Messick, S. (1995). Validity of psychological assessment: Validation of inferences from person's responses and performances as scientific inquiry into score meaning. *American Psychologist, 50*(9), 741-749.
- Miller, J. D., Few, L. R., Seibert, L. A., Watts, A., Zeichner, A., & Lynam, D. R. (2012). An examination of the Dirty Dozen measure of psychopathy: A cautionary tale about the costs of brief measures. *Psychological Assessment, 24*(4), 1048-1053. <https://doi.org/10.1037/a0028583>
- Miller, J. D., Hyatt, C. S., Maples-Keller, J. L., Carter, N. T., & Lynam, D. R. (2016). Psychopathy and Machiavellianism: A distinction without a difference? *Journal of Personality, 85*(4), 439-453.  
<https://doi.org/10.1111/jopy.12251>
- Miller, J. D., Vize, C., Crowe, M. L., & Lynam, D. R. (2019). A critical appraisal of the dark-triad literature and suggestions for moving forward. *Current Directions in Psychological Science, 28*(4), 353-360.  
<https://doi.org/10.1177/0963721419838233>
- Muris, P., Merckelbach, H., Otgaar, H., & Meijer, E. (2017). The malevolent side of human nature: A meta-analysis and critical review of the literature on the dark triad (narcissism, Machiavellianism, and psychopathy). *Perspectives on Psychological Science, 12*(2), 183-204.  
<https://doi.org/10.1177/1745691616666070>
- Myung, J. K., Choi, Y. H., & Kim, J. D. (2017). Effects of CEOs' negative traits on corporate social responsibility. *Sustainability, 9*(4), 543.  
<https://doi.org/10.3390/su9040543>
- O'Boyle, E. H., Jr., Forsyth, D. R., Banks, G. C., & McDaniel, M. A. (2012). A meta-analysis of the Dark Triad and work behavior: A social exchange perspective. *Journal of Applied Psychology, 97*(3), 557-579.  
<https://doi.org/10.1037/a0025679>
- Park, G., Schwartz, H. A., Eichstaedt, J. C., Kern, M. L., Kosinski, M., Stillwell, D. J., Ungar, L. H., & Seligman, M. E. P. (2015). Automatic personality assessment through social media language. *Journal of Personality and Social Psychology, 108*(6), 934-952.  
<https://doi.org/10.1037/pspp000020>
- Paulhus, D. L., Neumann, C. F., & Hare, R. D. (2009). *Manual for the Self-Report Psychopathy*

- (SRP) Scale. Toronto, Ontario, Canada: Multi-Health Systems.
- Paulhus, D. L., & Williams, K. M. (2002). The Dark Triad of personality: Narcissism, Machiavellianism, and psychopathy. *Journal of Research in Personality, 36*(6), 556-563.  
[https://doi.org/10.1016/S0092-6566\(02\)00505-6](https://doi.org/10.1016/S0092-6566(02)00505-6)
- Persson, B. N., Kajonius, P. J., & Garcia, D. (2019). Revisiting the structure of the Short Dark Triad. *Assessment, 26*(1), 3-16.  
<https://doi.org/10.1177/1073191117701192>
- 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>
- Raskin, R., & Terry, H. (1988). A principal-components analysis of the narcissistic personality inventory and further evidence of its construct validity. *Journal of Personality and Social Psychology, 54*(5), 890-902.  
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.54.5.890>
- Revelle, W. (2021). psych: Procedures for personality and psychological research, Northwestern University, Evanston, Illinois, USA,  
<https://cran.r-project.org/package=psychVersion=2.1.9>.
- Rodriguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016). Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. *Psychological Methods, 21*(2), 137-150.  
<https://doi.org/10.1037/met0000045>
- Rogoza, R., & Ciecuch, J. (2018). Dark Triad traits and their structure: An empirical approach. *Current Psychology, 37*(4), 1287-1302.  
<https://doi.org/10.1007/s12144-018-9834-6>
- Ropovik, I. (2015). A cautionary note on testing latent variable models. *Frontiers in Psychology, 6*. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2015.01715>
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software, 48*, 1-36.  
<https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Schmitt, N., & Stuits, D. M. (1985). Factors defined by negatively keyed items: The results of careless respondents? *Applied Psychological Measurement, 9*(4), 367-373.  
<https://doi.org/10.1177/014662168500900405>
- Smith, G. T., McCarthy, D. M., & Anderson, K. G. (2000). On the sins of short-form development. *Psychological Assessment, 12*(1), 102-111.  
<https://doi.org/10.1037/1040-3590.12.1.102>
- Spector, P. E., Bauer, J. A., & Fox, S. (2010). Measurement artifacts in the assessment of counterproductive work behavior and organizational citizenship behavior: Do we know what we think we know? *Journal of Applied Psychology, 95*(4), 781-790.  
<https://doi.org/10.1037/a0019477>
- Taylor, S. E., & Brown, J. D. (1988). Illusion and well-being: A social psychological perspective on mental health. *Psychological Bulletin, 103*(2), 193-210.  
<https://doi.org/10.1037/0033-2909.103.2.193>
- Vize, C. E., Lynam, D. R., Collison, K. L., & Miller, J. D. (2018). Differences among dark triad components: A meta-analytic investigation. *Personality Disorders: Theory, Research, and*



- Treatment*, 9(2), 101-111.  
<https://doi.org/10.1037/per0000222>
- Widaman, K. F., Little, T. D., Preacher, K. J., & Sawalani, G. M. (2011). On creating and using short forms of scales in secondary research. In K. H. Trzesniewski, M. B. Donnellan, & R. E. Lucas (Eds.), *Secondary data analysis: An introduction for psychologists* (pp. 39-61). American Psychological Association.
- Wu, F. Y., Mulfinger, E., Alexander, L., III., Sinclair, A. L., McCloy, R. A., & Oswald, F. L. (2022). Individual differences at play: An investigation into measuring Big Five personality facets with game-based assessments. *International Journal of Selection and Assessment*, 30(1), 62-81. <https://doi.org/10.1111/ijsa.12360>

투고일자 : 2022. 04. 04

수정일자 : 2022. 05. 17

게재확정 : 2022. 05. 24

## Validation and Factor Structure Analysis of the K-Dirty Dozen: A Korean Version of a Short-Form Measure of the Dark Triad

Hojin Cho      Fengge Li      Hong Ma      Jisoo Ock

Department of Business Administration, Pusan National University

The current study examined the construct validity and structural integrity of a Korean version of a short-form measure of the Dark Triad(K-Dirty Dozen). We recruited working adults in Korea to complete the K-Dirty Dozen, long-form measures of narcissism, Machiavellianism, and psychopathy, and the HEXACO personality traits. Then, we examined their intercorrelations to test the convergent and discriminant validity of the K-Dirty Dozen. Additionally, we conducted a series of confirmatory factor analyses to examine the internal factor structure of K-Dirty Dozen. Finally, we examined the criterion-related validity of K-Dirty Dozen by examining the correlations of its scores with counterproductive work behavior. We found results that generally provide support for the construct validity and structural integrity of K-Dirty Dozen. In addition to providing validity evidence for the K-Dirty Dozen, it is our hope that the current research will facilitate future research and discussions on the measurement of dark personality traits and their application to managing people in the workplace.

*Key words* : Dark Triad, scale validation, short-form scale, factor analysis

## 부록 A

### K-Dirty Dozen 척도 문항

다음 항목들을 잘 읽고 그 내용에 얼마나 동의하는지 표시해 주시기 바랍니다.

(아래 항목들은 다음과 같은 척도를 사용하여 측정: 1=매우 동의하지 않는다; 2=동의하지 않는다; 3=동의하지도 동의하지 않지도 않는다; 4=동의한다; 5=매우 동의한다)

1. 나는 내가 원하는 것을 얻기 위해 다른 사람들을 속이는 경향이 있다.
2. 나는 내가 원하는 것을 얻기 위해 속임수를 쓰거나 거짓말을 한 적이 있다.
3. 나는 내가 원하는 것을 얻기 위해 남에게 아부한 적이 있다.
4. 나는 내가 원하는 것을 얻기 위해 다른 사람들을 이용하는 경향이 있다.
5. 나는 양심의 가책을 느끼지 않는 편이다.
6. 나는 내 행동의 도덕성에 대해서 잘 따지지 않는 편이다.
7. 나는 냉담 혹은 무감각한 편이다.
8. 나는 매사에 부정적인 편이다.
9. 나는 다른 사람들이 나를 우러러봐 주길 바라는 경향이 있다.
10. 나는 다른 사람들이 나에게 관심을 가져주길 바라는 경향이 있다.
11. 나는 위신이나 지위를 추구하는 경향이 있다.
12. 나는 남들로부터 특별한 호의를 기대하는 편이다.

## 부록 B

### CWB-C 척도 문항

**귀하는 현재 직장에서 다음과 같은 행동들을 얼마나 자주 보이십니까?**

(아래 항목들은 다음과 같은 척도를 사용하여 측정: 1=한 번도 없음; 2=한두 번 정도; 3=한 달에 한두 번 정도; 4=한 주에 한두 번 정도; 5=매일)

1. 의도적으로 회사의 물품/자재를 낭비한 적이 있다.
2. 직장에서 사소한 것들에 대해 불평을 한 적이 있다.
3. 외부인들에게 내가 일하는 직장이 매우 형편없는 곳이라고 얘기한 적이 있다.
4. 회사의 허락을 받지 않고 출근을 늦게 한 적이 있다.
5. 실제로 아프지 않은데 아프다는 핑계를 대고 출근하지 않은 적이 있다.
6. 업무 성과와 관련하여 다른 사람을 모독한 적이 있다.
7. 다른 사람의 사생활에 대해 농담을 한 적이 있다.
8. 직장에서 다른 사람을 무시한 적이 있다.
9. 직장에서 누군가와 말다툼을 한 적이 있다.
10. 직장에서 누군가를 놀리거나 비방한 적이 있다.