Check for updates

사회과학연구 제37권 4호(2026) 충남대학교 사회과학연구소 pp. 223-239
http://dx.doi.org/10.16881/jss.2026.10.37.4.223

ICD-11 강박(Anankastia) 특질의 증분 타당도 검증: DSM-5 AMPD 병리적 성격 특질과의 관계를 중심으로

장 지 윤, 김 나 정, 안 현 의†

이화여자대학교

본 연구는 ICD-11에서 독립된 성격 특질로 제안된 강박(Anankastia)이 DSM-5 AMPD의 5개 특질을 넘어 강박성 성격장애 증상을 설명하는지 검증하고, 그 하위요인인 완벽주의, 경직성, 질서성의 기여를 탐색적으로 살펴보았다. 이를 위해 성인 800명을 대상으로 K-PID-5-BF+M, PDQ-4+, NEO 성인용 성격검사 단축형, LPFS-SR을 실시하였다. 위계적 회귀분석 결과, DSM-5의 5개 특질에 강박을 추가했을 때 설명력이 유의하게 증가하였으며, 성격 기능 손상 수준과 성실성을 통제한 이후에도 강박은 강박성 성격장애 증상을 유의하게 예측하였다. 하위요인 분석에서는 관측점수 수준에서 세 요인 모두 유의한 예측력을 보였으나, 측정오차를 통제한 결과 완벽주의와 경직성의 고유 기여를 안정적으로 분리하기 어려워 하위요인 간 차이는 탐색적으로 해석하였다. 이러한 결과는 강박이 기존 병리적 성격 특질, 성격 기능 손상, 정상 성격 특질과 부분적으로 중첩되면서도 고유한 설명력을 가지는 병리적 차원으로 기능할 가능성을 시사하며, 강박을 독립적인 성격 특질로 포함한 ICD-11 접근이 경험적으로 타당할 수 있음을 부분적으로 뒷받침한다.

주요어: 강박, 강박성 성격장애, 증분 타당도, DSM-5 AMPD, ICD-11

† 교신저자(Corresponding Author) : 안현의, 이화여자대학교 심리학과 교수, 서울특별시 서대문구 이화여대길 52, E-mail : ahn12@ewha.ac.kr
장지윤, 이화여자대학교 심리학과 박사과정(제1저자)
김나정, 이화여자대학교 심리학과 박사과정(공동저자)

■ 최초투고일 : 2026년 5월 19일 ■ 심사마감일 : 2026년 9월 14일 ■ 게재확정일 : 2026년 10월 15일

1. 서 론

성격장애란 개인의 내적 경험과 행동 양식이 문화적 기대에서 현저하게 벗어나며, 이러한 부적응적 패턴이 경직되고 광범위하게 나타나 장기간에 걸쳐 지속되고, 개인의 삶 전반에 걸쳐 임상적으로 유의한 고통이나 기능 저하를 초래하는 상태를 의미한다(American Psychiatric Association [APA], 2013; World Health Organization [WHO], 2019). 전통적으로 성격장애는 범주적 진단 체계에 따라 구분되어 왔다. 즉, 일정한 진단 기준을 충족할 경우 특정 성격장애로 분류하고, 기준에 미치지 못하면 정상군으로 간주하는 방식이다. 이러한 방식은 임상적 활용도와 진단적 단순성이라는 장점이 있으나, 높은 공병률, 진단 간 경계의 모호성, 동일 진단 내 이질성 등의 문제가 지속적으로 제기되어 왔다(Krueger, Hopwood, Wright, & Markon, 2014; Widiger & Trull, 2007). 때문에 이러한 한계를 보완하기 위해 성격장애를 차원적으로 이해하려는 접근이 제안되었다. 차원적 접근은 성격병리를 범주적으로 구분하기보다 개인이 연속선상에서 나타내는 특질의 정도와 양상을 중심으로 이해하는 관점이다. 이러한 접근은 다양한 이론적 모델로 발전해 왔으며, 성격장애에 대하여 부적응적 성격 기제를 중심으로 설명하거나, 특성 5요인 모델과 같은 정상 성격 특성을 기반으로 이해하려는 연구 등이 진행되었다(Anderson, Snider, Sellbom, Krueger, & Hopwood, 2014; Samuel & Widiger, 2008; Widiger & Simonsen, 2005).

이러한 차원적 접근은 구체적인 진단 체계의 변화로 이어졌으며, 그 대표적인 예로 DSM-5 Section Ⅲ의 성격장애에 대한 대안적 모델(Alternative Model for Personality Disorders; AMPD)과 ICD-11의 성격장애 진단 체계를 들 수 있다. DSM-5의 경우, Section Ⅱ는 기존의 범주적 접근을 유지하지만 Section Ⅲ에서는 차원적 접근을 반영하여 성격장애에 대한 대안적 모델(AMPD)을 제시하였다. AMPD는 성격장애를 성격 기능의 손상 수준(자기 및 대인관계 기능)과 병리적 성격 특질이라는 두 축을 중심으로 연속선상에서 이해하도록 제안하며, 이 모델을 통해 반사회성, 회피성, 경계성, 자기애성, 강박성, 조현형 성격장애 진단을 도출한다(APA, 2013). 한편, ICD-11은 차원적 관점을 보다 전면적으로 수용하여, 성격장애를 범주가 아닌 단일 진단으로 설정한 뒤 손상 정도에 따라 경도, 중등도, 중도로 구분하고 성격 특질 영역을 추가적으로 명시하는 체계를 채택하였다(WHO, 2019).

DSM-5 AMPD와 ICD-11은 모두 성격 특질을 통해 성격병리를 연속적인 차원에서 기술하고자 한다는 공통점을 가지지만, 성격 특질의 구성에 있어서는 차이를 보인다. DSM-5 AMPD는 '부정적 정서성(negative affectivity)', '애착상실(detachment)', '적대성(antagonism)', '탈억제(disinhibition)', '정신병적 경향성(psychoticism)'의 다섯 가지 병리적 성격 특질을 제시한다(APA, 2013). 이러한 특질 구조는 정상 성격의 5요인 모형(five-factor model; FFM)에 기반하여 각 차원의 병리적 변형을 반영하는 방식으로 구성되었다(Krueger, Derringer, Markon, Watson, & Skodol, 2012). 즉, 신경증은 부정적 정서성으로, 외향성의 저하는 애착상실로, 친화성의 저하는 적대성으로, 성실성의 저하는 탈억제로, 개방성의 왜곡은 정신병적 경향성으로 대응된다. 반면 ICD-11은 '부정적 정서성(negative affectivity)', '애착상실(detachment)', '반사회성(dissociality)', '탈억제(disinhibition)', '강박(anankastia)'의 다섯 가지 성격 특질을 제시한다(WHO, 2019). DSM-5 AMPD와 비교할 때, 부정적 정서성, 애착상실, 적

대성/반사회성, 탈억제의 네 가지 특질은 개념적으로 상당 부분 대응되는 반면, DSM-5에는 포함된 정신병적 경향성이 ICD-11에서는 제외되고 대신 강박이 독립적인 차원으로 포함되었다. ICD-11에서는 정신병적 경향성을 성격장애와 별개의 현상으로 간주하여, 별도의 성격 특질 영역으로 포함하기보다는 이를 조현병 및 기타 원발성 정신병적 장애 범주에서 다루며, 대신 현실 검증 능력의 손상이나 일시적인 정신병적 유사 경험은 성격장애의 심각도 수준을 통해 반영하도록 개념화하였다(Bach et al., 2017; Bach & First, 2018).

이러한 DSM-5 AMPD와 ICD-11의 성격 특질 구조 간 차이를 통합적으로 반영하려는 시도 속에서, 병리적 성격 특질을 측정하는 도구 역시 확장되어 왔다. DSM-5 AMPD의 병리적 성격 특질을 측정하기 위해 개발된 Personality Inventory for DSM-5(PID-5; Krueger et al., 2012)는 5요인 구조를 기반으로 한 대표적인 자기보고식 척도이며, 이후 PID-5의 단축형(PID-5-BF; Anderson, Sellbom, & Salekin, 2018)에 강박 특질을 추가한 PID-5-BF+(Kerber et al., 2022)를 기반으로, 강박의 하위요인 구성을 수정하여 개발한 Personality Inventory for DSM-5 Brief Form Plus Modified(PID-5-BF+M)가 제안되었다(Bach et al., 2020). 이 척도는 DSM-5의 5개 병리적 성격 특질에 강박을 포함한 6요인 구조를 통해 두 진단체계 간의 개념적 대응을 보다 포괄적으로 반영하고자 한다. 국내에서도 해당 척도의 번안 및 타당화가 이루어져 K-PID-5-BF+M이 개발되었다(윤나영, 2024).

본 연구에서 주목하는 강박(anankastia)은 ICD-11에서 독립적인 성격 특질로 제시된 차원으로, 완벽성과 옳고 그름에 대한 경직된 기준에 과도하게 집착하고 이러한 기준에 맞추기 위해 자신과 타인의 행동 및 상황을 통제하려는 성향을 의미하며, 세부와 규칙에 대한 집착, 엄격한 일상 구조화, 정서 및 행동의 억제 등을 특징으로 한다(WHO, 2019). 강박 특질에 대해서는 최근 ICD-11 성격장애 모델을 중심으로 경험적 연구가 축적되기 시작하였는데, 이러한 연구들은 ICD-11 모델의 요인 구조, 임상적 유용성, AMPD와의 비교, 강박성 성격장애와의 중첩 등 몇 가지 핵심 주제를 중심으로 이루어져 왔다(Gecaite-Stonciene, Lochner, Marincowitz, Fineberg, & Stein, 2021). 그중 DSM-5 AMPD와의 관계를 검토한 연구들은 강박적 성향이 DSM-5에서 독립적인 차원으로 제시되지 않고, 탈억제의 반대 극단에 위치한 '경직된 완벽주의(rigid perfectionism)'나 부정적 정서성과 관련된 '고집증(perseveration)' 등의 하위 특질을 통해 간접적으로 반영된다는 점에 주목해왔다(APA, 2013). 이러한 개념화가 강박을 충분히 포착하는지에 대한 경험적 검증도 이루어졌는데, Bach 외(2017)는 강박 특질이 경직된 완벽주의와 고집증을 중심으로 하는 하나의 독립된 요인으로 도출된다고 보고하였으며, Bastiaens, Bogaerts, Luyckx, Smits와 Claes(2022)는 탈억제와 강박이 동시에 높게 나타나는 양상을 확인함으로써 두 특질이 단일 연속선상의 양극으로 설명되기 어렵다고 밝혔다.

한편, 강박이 임상적 현상을 얼마나 잘 설명하는지를 검토한 연구들에서는, 해당 특질이 강박성 성격장애를 가장 잘 설명하고 예측하는 핵심 차원으로 일관되게 보고되어 왔다. 실제로 강박 특질은 강박성 성격장애 기준과 높은 수렴타당도를 보이며, 임상 및 비임상 표본 모두에서 가장 강력한 예측 변인으로 나타났다(Bach et al., 2017; McCabe & Widiger, 2020). 또한 강박을 별도의 차원으로 포함할 경우 과잉통제형(overcontrolled)과 같은 임상적으로 의미 있는 성격 유형이 식별되는 결과가 보고되어(Bastiaens et al., 2022), 강박 특질

이 특정한 임상적 성격 패턴을 포착하는 데 중요한 역할을 할 수 있음이 시사되었다. 그러나 이러한 관계는 강박 단일 특질에 의해 완전히 설명되기보다는, 부정적 정서성 및 낮은 탈억제와 같은 다른 병리적 성격 특질 또한 함께 기여하는 것으로 보고되었다(Bach et al., 2018). 이는 강박이 강박성 성격장애를 설명하는 중심적인 차원이기는 하지만, 기존의 병리적 성격 특질들과 중첩되는 측면 역시 존재함을 시사한다. 따라서 강박 특질이 단순히 기존 특질들의 조합으로 설명되는 것인지, 혹은 이를 넘어서는 독립적인 설명력을 가지는지에 대한 추가적인 검증이 요구된다.

강박 특질의 독립적 설명력에 대한 검증과 더불어, 강박을 구성하는 하위요인의 차별적 기여를 살펴보는 것도 의미 있는 탐색이 될 수 있다. Bach 외(2020)는 강박을 완벽주의(perfectionism), 경직성(rigidity), 질서성(orderliness)의 세 하위요인으로 구성하였는데, 이는 DSM-5 초기 제안에서 독립적 양상으로 구분되었다가 이후 경직된 완벽주의(rigid perfectionism)로 통합된 것을 다시 분리한 것이다(Krueger et al., 2012). 최근 연구들은 강박을 이와 같이 서로 구별되는 하위 특성들의 조합으로 이해할 필요성을 제안하고 있으나(Bach et al., 2020; Oltmanns & Widiger, 2020), 세 하위요인이 강박성 성격장애를 설명하는 데 있어 각각 어떠한 역할을 하는지에 대한 실증적 검토는 충분히 이루어지지 않은 실정이다. 따라서 강박 특질의 내부 구조와 강박성 성격장애와의 관계를 보다 정교하게 이해하기 위해 하위요인 수준에서의 분석이 필요하다.

이에 더하여, 성격장애를 차원적으로 이해하는 최근의 모델들은 병리적 성격 특질뿐 아니라 성격 기능 수준의 손상을 함께 고려할 것을 강조한다(APA, 2013; WHO, 2019). DSM-5 AMPD에서는 성격 기능의 수준(진단기준 A)이 성격장애 진단의 핵심 요소로 제시되며, 이는 병리적 성격 특질(진단기준 B)과 구별되면서도 상호 보완적인 차원으로 이해된다(APA, 2013). 따라서 특정 성격 특질이 임상적 현상을 설명하는 정도를 평가할 때에는, 해당 특질이 단순히 전반적인 성격 병리의 심각도를 반영하는 것인지, 혹은 그와 구별되는 고유한 성격 양상을 설명하는지를 함께 검토할 필요가 있다. 또한 강박 특질은 정상 성격 차원에서의 높은 성실성과 개념적으로 인접한 특성으로 간주되어 왔는데(Bach et al., 2017; Oltmanns & Widiger, 2020), Samuel과 Widiger(2008)는 성격장애를 정상 성격 특질의 부적응적 변형으로 개념화하며, 강박성 성격장애가 성실성 영역과 밀접하게 연관됨을 보고하였다. 실제로 강박 특질과 성실성은 자기통제, 질서성, 계획성 등의 특성을 공유한다는 점에서 개념적 중첩 가능성이 제기되어 왔으나, Samuel과 Gore(2012)는 OCPD가 단순한 적응적 성실성이라기보다, 과도한 완벽주의, 경직된 규범성, 통제에 대한 집착 등 보다 부적응적인 형태의 높은 성실성과 관련될 가능성을 제안하였다. 따라서 강박 특질이 단순히 높은 성실성의 연장선상에 위치한 것인지, 혹은 정상 성격 특질과는 구별되는 독립적인 병리적 차원으로 기능하는지를 검토하는 것은 중요한 이론적 과제라 할 수 있다. 한편, 성격 5요인의 다른 차원들 역시 성격병리와 관련되는 것으로 보고되어 왔으나, 강박 특질과의 개념적 인접성이 특히 논의되어 온 것은 성실성 영역이며, 강박성 성격장애 역시 5요인 중 성실성과 가장 일관된 관련을 보이는 것으로 알려져 있다(Samuel & Gore, 2012; Samuel & Widiger, 2008). 이에 본 연구에서는 정상 성격 특질 중 성실성을 주요 통제 변인으로 설정하였다. 이를 종합하여 본 연구에서는 강박 특질이 기존의 병리적 성격 특질뿐 아니라 성격 기능 수준과 정상 성격 특질인 성실성을 통제한

이후에도 강박성 성격장애 증상을 유의하게 설명하는지를 검증함으로써, 강박 특질이 단순한 전반적 성격 병리의 심각도나 적응적 자기통제 성향으로 환원될 수 있는지, 혹은 이를 넘어서는 고유한 병리적 특성을 반영하는지를 보다 엄격하게 확인하고자 한다.

한편, 국내에서는 성격장애를 차원적 관점에서 이해하고자 하는 연구가 점차 이루어지고 있으나, 전반적으로 관련 연구의 축적은 아직 제한적인 수준에 머물러 있다. 기존 국내 연구들은 주로 DSM-5 AMPD의 병리적 성격 특질을 중심으로 척도의 요인 구조를 검증하는 데 초점을 두어 왔으며, 한국판 PID-5 및 그 단축형을 활용한 연구들이 대표적이다(신소영, 황순택, 2016; 홍태화, 김율리, 황순택, 2018). 이러한 연구들에서는 전반적으로 5요인 구조가 부분적으로 지지되었으나, 일부 요인 구조의 불일치나 문항 수준에서의 변별력 문제 등이 보고되며 병리적 성격 특질의 문화적 적용 가능성에 대한 추가 검증의 필요성이 제기되었다(신소영, 황순택, 2016). 또한 강박성 성격장애와 관련하여, 하위 양상 수준에서는 경직된 완벽주의가 핵심적으로 관련되는 것으로 나타났으나, 상위 영역 수준에서는 부정적 정서성과의 관련성이 상대적으로 높게 나타나는 등 강박 특질의 위치가 일관되지 않게 나타나는 결과도 보고되었다(홍태화, 황순택, 김율리, 2018). 일부 연구에서는 강박이 전반적 성격병리의 심각도와 뚜렷한 정적 상관을 보이지 않는 등 다른 병리적 특질과는 구별되는 양상을 보이는 것으로 나타났다(권은정, 김율리, 김미리혜, 곽경화, 양재원, 2023). 이러한 결과들은 국내에서 병리적 성격 구조 내 강박의 독자적인 위치와 기능을 보다 정교하게 검토할 필요가 있음을 시사한다.

이상의 선행 연구를 종합하면, 강박은 기존의 병리적 성격 특질들과 개념적·경험적으로 일부 중첩되면서도, 특정 임상적 양상을 설명하는 데 있어 독자적인 기여를 가질 가능성이 제기된다. 특히 성격 기능 수준 및 정상 성격 특질과의 관계를 고려할 때, 강박이 단순한 연속선상의 변형이 아니라 독립적인 병리적 차원으로 기능하는지에 대한 실증적 검증이 필요하다. 이에 본 연구에서는 K-PID-5-BF+M을 활용하여 강박의 증분 타당도를 검토하고, 강박 하위요인의 차별적 기여를 탐색적으로 살펴보고자 한다. 구체적인 연구문제는 다음과 같다.

첫째, 강박은 DSM-5의 병리적 성격 특질들을 통제한 이후에도 강박성 성격장애 증상을 추가적으로 설명하는가?

둘째, 성격 기능 수준과 정상 성격 특질인 성실성을 통제한 이후에도 강박은 여전히 유의한 설명력을 보이는가?

셋째, 강박의 하위요인인 완벽주의, 경직성, 질서성은 강박성 성격장애 증상을 설명하는 데 있어 각각 어떠한 기여를 하는가?

2. 방 법

1) 연구대상 및 자료수집

본 연구의 자료수집은 전문 온라인 조사기관의 패널을 활용하여 진행되었다. 연구 대상은 전국에 거주하는 만 19세 이상 성인 남녀로, 인구통계학적 비율에 따른 유층표집법을 통해 표집되었다. 온라인 설문에 참여한 인원은 총 800명(남성 400명, 여성 400명)이며, 이를 모두 최종 분석에 사용하였다. 참여자의 평균 연령은 44.79세(SD=14.42)로, 만 19세부터 75세까지 고르게 분포하였다. 최종 학력은 대학교 졸업자가 534명(66.75%)으로 가장 큰 비중을 차지하였으며, 임상적 특성으로는 정

신과 약물 처방 경험자 86명(10.75%), 전문적인 심리 상담 경험자 218명(27.25%)이 포함되었다. 연구 참여 시 약 15-20분이 소요되었으며, 모든 절차는 연구 대상자의 개인정보 보호 및 자발적 동의 하에 수행되었다.

2) 측정도구

(1) 한국판 수정된 DSM-5 성격검사 축약형+

병리적 성격 특질을 측정하기 위하여, Krueger 외(2012)의 척도를 기반으로 Bach 외(2020)가 개발한 PID-5-BF+M을 윤나영(2024)이 번안하고 타당화한 한국판 척도(K-PID-5-BF+M)를 사용하였다. 이 척도는 DSM-5의 5개 병리적 성격 특질 영역에 ICD-11의 '강박' 특질을 추가하여 총 6개 영역, 36문항으로 구성된다. 강박 영역은 완벽주의(perfectionism), 경직성(rigidity), 질서성(orderliness)의 세 하위양상으로 구성된다. 각 문항은 4점 리커트 척도(0-3점)로 평정되며, 각 영역 점수는 해당 영역에 포함된 6문항의 합산 점수로 산출하였다. 점수가 높을수록 해당 병리적 특질이 두드러짐을 의미한다. 본 연구에서 영역별 내적 합치도는 .74-.81 범위로 나타났다.

(2) 성격장애검사

강박성 성격장애 증상을 측정하기 위하여 Hyler (1994)가 개발하고 김동인, 조은정, 최말례(2000)가 번안한 한국판 PDQ-4+를 사용하였다. 본 연구에서는 범주적 진단이나 절단점에 근거한 선별이 아니라 강박성 성격장애 증상의 연속적 수준을 준거로 활용하고자 하였다. Hopwood, Thomas, Markon, Wright와 Krueger(2012) 역시 연속적 정신병리 지표가 범주적 지표보다 신뢰롭고 타당하다는 점에 근거하여 PDQ-4를 연속 점수로 사용한 바 있다. 다만 원척도의 진위형 응답방식은 낮은 내적 합치도가 보고되어 왔으며, Hopwood 외(2012)의 연구에서 강박성 성격장애 척도의 내적 합치도는 .49였다. 이를 보완하기 위해 제안된 5점 리커트 방식을 적용한 연구에서는 하위 척도의 신뢰도가 .62-.85로 나타났다(Fonseca-Pedrero, Paino, Lemos-Giráldez, & Muñiz, 2013). 이에 본 연구에서도 증상 수준의 개인차를 세분화하고 점수의 변량을 확보하기 위해 원척도의 진위형 문항을 5점 리커트 척도(0점=전혀 그렇지 않다, 4점=매우 그렇다)로 수정하여 평정하였다. 총 99문항 중 강박성 성격장애를 측정하는 8문항의 평균 점수를 종속변수로 사용하였으며, 본 연구에서 해당 척도의 내적 합치도는 .70이었다.

(3) NEO 성인용 성격검사 단축형

정상 성격 특질을 통제하기 위하여, 안현의와 안창규(2017)의 척도를 문희정과 안현의(2022)가 단축하여 타당화한 25문항 버전의 NEO 성인용 성격검사를 사용하였다. 본 척도는 성격 5요인을 측정하며, 5점 리커트 척도(0-4점)로 평정된다. 본 연구에서는 강박성 성격장애 증상에 대한 예측력을 정교하게 검증하기 위해 하위 요인 중 성실성을 주요 통제 변인으로 활용하였으며, 성실성에 해당하는 5개 문항의 합산 점수를 사용하였다. 본 연구에서 성실성 요인의 내적 합치도는 .85였다.

(4) 성격 기능 수준

전반적인 성격 병리의 심각도를 통제하기 위하여, Morey(2017)가 개발하고 Hopwood 외(2018)가 타당화한 LPFS-SR을 사용하였다. 본 척도는 DSM-5 Section III에서 제안된 AMPD의 진단 기준 A인 '성격 기능 손상' 수준을 측정하기 위해 고안되었다. 구체적으로 정체성, 자기주도성, 공감, 친밀감의 4개 영역으로 구성되며, 총 80개 문항에 대해 가중치가 부여된 4점 리커트 척도(0-3

점)로 평정된다. 점수가 높을수록 성격 기능의 손상 수준이 심각함을 의미하며, 본 연구에서는 모든 하위 요인을 합산한 총점을 분석에 사용하였다. 본 연구에서 산출된 전체 내적 합치도는 .96으로 나타났다.

3) 자료분석

수집된 자료의 분석에는 jamovi 2.6.44와 R 4.6.0의 lavaan 패키지(version 0.7-2)를 활용하였으며, 구체적인 분석 절차는 다음과 같다. 첫째, 주요 변인의 기술통계 및 Pearson 상관분석을 실시하여 데이터의 정규성 분포와 변인 간 관련성을 확인하고 척도의 신뢰도를 점검하였다. 둘째, 강박성 성격장애 증상에 대한 강박 특질의 증분 타당도를 두 가지 위계적 회귀 모델을 통해 검증하였다. 첫 번째 모델에서는 DSM-5 성격 특질 모델 대비 강박의 추가 설명력을 확인하기 위해 1단계에 DSM-5의 5개 특질을, 2단계에 강박을 투입하였다. 두 번째 모델에서는 보다 엄격한 검증을 위해 1단계에 정상 성격 특질인 성실성과 성격 기능 손상 수준을 넣어 우선적으로 통제한 후, 2단계에 DSM-5의 5개 특질, 3단계에 강박을 순차적으로 투입하여 각 변인의 고유한 기여도를 확인하였다. 셋째, 강박 특질의 하위요인인 완벽주의, 경직성, 질서성이 강박성 성격장애 증상을 설명하는 데 있어 각각 어떠한 기여를 하는지 확인하기 위해 위계적 회귀분석을 실시하였으며, 1단계에 DSM-5의 5개 특질을, 2단계에 강박의 세 하위요인을 투입하였다. 이상의 위계적 회귀분석에서는 분산팽창지수(VIF)와 공차(tolerance)를 산출하여 다중공선성을 진단하였으며, 각 단계에서 추가된 변인의 효과크기는 Cohen의 f^2으로 산출하였다. 넷째, 하위요인의 낮은 내적 합치도가 상대적 기여의 추정에 미치는 영향을 검토하기 위해 신뢰도를 이용한 측정오차 보정 상관을 산출하고, 세 하위요인을 각각 2개 문항의 지표로 구성된 잠재변수로 설정한 구조방정식 모형을 분석하였다. 이때 종속변인은 문항 평균을 단일지표로 투입하되 오차분산을 (1 − 신뢰도) × 관찰분산으로 고정하였으며, 추정에는 비정규성에 강건한 최대우도법(MLR)을 적용하였다.

3. 결 과

1) 기술통계 및 상관분석

주요 변인들의 기술통계 및 상관관계를 <표 1>에 제시하였다. 먼저 각 척도의 신뢰도를 확인한 결과, Cronbach's α는 .70에서 .96 범위로 나타나 모든 척도에서 양호한 수준의 내적 일관성이 확인되었다. 단, 강박의 하위요인인 완벽주의, 경직성, 질서성은 각 2문항으로 구성되어 있어 내적 합치도가 각각 .58, .48, .58로 다소 낮게 나타났다. 각 변인의 왜도와 첨도 또한 절댓값 2 이하로 나타나 정규성 가정을 크게 벗어나지 않는 것으로 확인되었다.

변인 간 상관관계를 살펴본 결과, 강박 특질은 DSM-5 부적응적 성격 특질인 부정적 정서성(r=.52, p<.001), 애착상실(r=.38, p<.001), 적대성(r=.48, p<.001), 탈억제(r=.36, p<.001), 정신병적 경향성(r=.56, p<.001)과 유의한 정적 상관을 보였다. 또한 강박 특질은 성격 기능 손상(r=.49, p<.001), 강박성 성격장애 증상(r=.58, p<.001), 그리고 정상 성격 특질인 성실성(r=.39, p<.001)과도 유의한 정적 상관을 보였다. 강박의 하위요인을 살펴보면, 세 하위요인 모두 강박성 성격장애 증상과 유의한 정적 상관을 보였으며, 그중 질서성(r=.58, p<.001)이 가장 높은 상관을 나타

<표 1> 주요 변인들의 기술통계 및 상관관계

변수	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1. 부정적 정서성	(.77)											
2. 애착상실	.61***	(.77)										
3. 적대성	.57***	.46***	(.75)									
4. 탈억제	.70***	.61***	.60***	(.81)								
5. 정신병적 경향성	.63***	.56***	.62***	.65***	(.80)							
6. 강박	.52***	.38***	.48***	.36***	.56***	(.74)						
7. 완벽주의	.36***	.21***	.40***	.21***	.39***	.82***	(.58)					
8. 경직성	.28***	.20***	.28***	.11**	.32***	.78***	.49***	(.48)				
9. 질서성	.57***	.49***	.45***	.50***	.60***	.79***	.44***	.42***	(.58)			
10. 성격 기능 손상	.69***	.64***	.55***	.68***	.62***	.49***	.31***	.27***	.56***	(.96)		
11. 성실성	-.05	-.21***	.00	-.27***	-.05	.39***	.43***	.40***	.12***	-.15***	(.85)	
12. 강박성 성격장애	.57***	.47***	.44***	.53***	.56***	.58***	.39***	.40***	.58***	.68***	.08*	(.70)
평균	7.02	7.18	7.11	6.26	6.88	8.77	3.11	3.33	2.33	241.93	14.16	1.86
표준편차	3.18	3.14	3.10	3.34	3.37	2.88	1.26	1.08	1.28	29.24	2.98	0.58
왜도	0.25	0.36	0.38	0.45	0.13	-0.16	-0.18	-0.47	0.08	0.29	-0.38	0.17
첨도	0.17	0.03	0.60	0.31	-0.18	0.63	-0.07	0.56	-0.17	0.95	0.53	0.52

대각선 괄호 ( ) 안의 수치는 Cronbach's α임.
*p<.05, **p<.01, ***p<.001

냈고, 경직성(r=.40, p<.001)과 완벽주의(r=.39, p<.001)가 그 뒤를 이었다. 한편, 위계적 회귀분석에 앞서 다중공선성을 진단한 결과, 모든 모델에서 VIF는 1.48에서 2.97, 공차는 .34에서 .68의 범위로 나타나 다중공선성 문제는 확인되지 않았다.

2) 강박 특질의 증분 타당도 검증

강박성 성격장애 증상에 대한 강박 특질의 증분 타당도를 검증하기 위하여 위계적 회귀분석을 실시하였으며, 결과는 <표 2>에 제시하였다. Model 1에서는 DSM-5의 5개 성격 특질을 투입하였으며, 이 모델은 강박성 성격장애 증상의 40.6%를 설명하였다(R^2=.406, p<.001). Model 2에서 강박을 추가로 투입한 결과 설명력이 7.4% 유의하게 증가하여 총 48.0%의 설명력을 나타냈다(ΔR^2=.074, p<.001, f^2=.142). Model 2에서 강박은 강박성 성격장애 증상을 유의하게 예측하는 변수로 나타났으며(β=.35, p<.001), 이는 기존 DSM-5 성격 특질을 통제한 이후에도 강박이 강박성 성격장애 증상을 설명하는 데 있어 추가적인 설명력을 지님을 보여준다.

<표 2> 강박의 증분 타당도: DSM-5 성격 특질 통제

변수	Model 1 (β)	Model 2 (β)
부정적 정서성	.27***	.16***
애착상실	.09*	.08*
적대성	.03	-.04
탈억제	.11*	.20***
정신병적 경향성	.25***	.11**
강박		.35***
R^2	.406	.480
ΔR^2		.074***
f^2		.142
F	108.762***	122.139***

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

강박 특질의 고유한 기여를 보다 엄격하게 검증하기 위하여, 정상 성격 특질인 성실성과 전반적 성격 기능 손상 수준을 통제한 위계적 회귀분석을 실시하였으며, 결과는 <표 3>에 제시하였다. Model 1에서는 성격 기능 손상과 성실성을 투입하였으며, 이 모델은 강박성 성격장애 증상의 49.0%를 설명하였다(R^2=.490, p<.001). Model 2에서 DSM-5의 5개 성격 특질을 추가로 투입한 결과 설명력이 유의하게 증가하였다(ΔR^2=.039, p<.001, f^2=.084). 마지막으로 Model 3에서 강박을 추가로 투입한 결과 설명력이 추가적으로 유의하게 증가하여 총 55.5%의 설명력을 나타냈다(ΔR^2=.026, p<.001, f^2=.059). 즉, 강박은 성실성과 성격 기능 손상, 그리고 DSM-5 성격 특질을 모두 통제한 이후에도 강박성 성격장애 증상에 대하여 통계적으로 유의미한 추가 설명력을 제공하는 것으로 나타났다(β=.25, p<.001).

<표 3> 강박의 증분 타당도: 성격 기능 손상 및 성실성 통제

변수	Model 1 (β)	Model 2 (β)	Model 3 (β)
성격 기능 손상	.70***	.49***	.44***
성실성	.18***	.19***	.08**
부정적 정서성		.10*	.06
애착상실		.02	-.01
적대성		-.05	-.08*
탈억제		.10*	.12**
정신병적 경향성		.16***	.09*
강박			.25***
R^2	.490	.529	.555
ΔR^2		.039***	.026***
f^2		.084	.059
F	382.127***	127.025***	123.399***

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

3) 강박 하위요인의 증분 타당도 검증

강박의 하위요인인 완벽주의, 경직성, 질서성이 강박성 성격장애 증상을 설명하는 데 있어 각각 어떠한 기여를 하는지 확인하기 위해 위계적 회귀분석을 실시하였으며, 결과는 <표 4>에 제시하였다. 1단계에 DSM-5의 5개 성격 특질을 투입한 Model 1의 설명력은 앞서 보고한 바와 같으며(R^2=.406, p<.001), Model 2에서 강박의 세 하위요인을 추가로 투입한 결과 설명력이 7.9% 유의하게 증가하여 총 48.6%의 설명력을 나타냈다(ΔR^2=.079, p<.001, f^2=.154). Model 2에서 세 하위요인의 기여를 살펴보면, 질서성(β=.21, p<.001)과 경직성(β=.17, p<.001)이 강박성 성격장애 증상을 유의하게 예측하였으며, 완벽주의(β=.07, p<.05)도 유의한 예측력을 보였으나 상대적으로 낮은 수준이었다. 다만 세 하위요인은 각각 2문항으로 측정되어 내적 합치도가 낮으므로, 관측점수를 활용한 이 결과는 탐색적으로 해석할 필요가 있다.

<표 4> 강박 하위요인의 증분 타당도: DSM-5 성격 특질 통제

변수	Model 1 (β)	Model 2 (β)
부정적 정서성	.27***	.16***
애착상실	.09*	.06
적대성	.03	-.03
탈억제	.11*	.20***
정신병적 경향성	.25***	.11**
완벽주의		.07*
경직성		.17***
질서성		.21***
R^2	.406	.486
ΔR^2		.079***
f^2		.154
F	108.762***	93.393***

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

이에 낮은 내적 합치도에 따른 측정오차가 하위요인의 상대적 기여 추정에 미치는 영향을 검토

하기 위해 추가 분석을 실시하였다. 신뢰도를 이용한 측정오차 보정 상관은 완벽주의 .61, 경직성 .69, 질서성 .91로 나타나, 측정오차를 고려한 이후에도 세 하위요인 모두 강박성 성격장애 증상과 상당한 관련성을 보였다. 다음으로 세 하위요인을 잠재변수로 설정한 구조방정식 모형을 분석하였다. 모형의 전반적 적합도는 양호하였으나(χ^2(9)=11.91, p=.218, CFI=.997, TLI=.993, RMSEA=.023, SRMR=.019), 완벽주의와 경직성 간 잠재상관이 .94로 매우 높게 나타났으며, 세 하위요인을 동시에 투입한 모형에서는 회귀계수의 부호 변화와 불안정한 추정치가 관찰되었다. 이에 현재의 측정 자료로는 세 하위요인의 상대적인 고유 기여를 잠재수준에서 안정적으로 분리하기 어렵다고 판단하여 해당 구조계수는 해석하지 않았다.

4. 논 의

본 연구는 ICD-11에서 제시된 강박(anankastia) 특질이 강박성 성격장애 증상을 설명하는 데 있어 기존 DSM-5 AMPD의 병리적 성격 특질을 넘어서는 추가적인 설명력을 가지는지를 검증하고, 나아가 성격 기능 손상 및 정상 성격 특질인 성실성을 통제한 이후에도 이러한 설명력이 유지되는지를 확인하고자 하였다. 아울러 강박을 구성하는 완벽주의, 경직성, 질서성의 세 하위요인이 강박성 성격장애 증상을 설명하는 데 있어 어떠한 관련을 보이는지를 탐색적으로 살펴보고자 하였다.

연구 결과, 강박은 DSM-5 AMPD의 다섯 가지 병리적 성격 특질을 통제한 이후에도 강박성 성격장애 증상을 유의하게 추가적으로 설명하는 것으로 나타났다. 이는 강박이 기존 병리적 성격 특질의 조합으로 환원될 수 있는 파생적 구성요소라기보다는 강박성 성격장애 증상을 설명하는 데 있어 고유한 기여를 가지는 차원일 가능성을 시사한다. 특히 DSM-5 AMPD에서 강박적 성향이 부정적 정서성과 탈억제의 일부 하위 특질을 통해 간접적으로 반영된다는 점을 고려할 때(APA, 2013), 본 연구 결과는 이러한 간접적 개념화만으로는 강박 관련 병리적 양상을 포착하는 데 제한이 있을 수 있음을 보여준다. 나아가 강박이 다른 병리적 성격 특질들과 유의한 상관을 보이면서도 이들을 통제한 이후에도 일관되게 고유한 설명력을 유지하였다는 점은 강박이 기존 성격 구조와 부분적으로 중첩되면서도 독립적인 설명력을 지니는 차원임을 보여준다. 이러한 결과는 성격의 메타특질 구조 내에서 강박이 이론적으로 일관된 위치를 차지하며 상위 성격 구조와 개념적으로 연속성을 가지면서도 구별되는 병리적 특질 차원으로 기능할 수 있음을 보고한 Strus, Łakuta와 Cieciuch(2021)의 연구 결과와도 일치하며, 강박을 독립적인 성격 특질로 포함한 ICD-11의 접근이 경험적으로 타당할 수 있음을 부분적으로 뒷받침한다.

다만 이러한 증분 설명력의 크기에 대해서는 신중한 해석이 필요하다. 강박이 DSM-5의 다섯 특질을 통제한 후 추가한 설명력의 효과크기는 중간 수준에 근접하였으나(f^2=.142), 성격 기능 손상과 성실성까지 통제한 모델에서는 작은 수준에 머물렀다(f^2=.059). 이는 강박의 고유한 설명력이 절대적으로 크지 않음을 보여준다. 한편, 해당 모델에는 강박성 성격장애 증상과 높은 상관을 보이는 성격 기능 손상이 이미 투입되어 있어, 준거와 상당 부분 분산을 공유하는 변인을 통제한 후 남은 설명력이라는 점에서 보수적인 추정치에 해당한다. 비교를 위한 참고치로 살펴보면, 동일한 분석에서 DSM-5의 다섯 특질 전체가 추가한 설명력의 효과크기는 f^2=.084였다. 그러나 두 효과크기는 서로 다른 단계와 통제조건에서 산출되었으므로 직

접적인 상대적 크기 비교에는 제한이 있다. 따라서 강박의 증분 설명력은 그 자체로 큰 효과라기보다, 기존 성격 특질 체계가 포착하지 못하는 분산이 존재함을 보여주는 근거로 이해하는 것이 적절하다.

이와 관련하여, 기존 연구들은 병리적 성격 구조 내에서 강박 특질의 위치를 설명하는 데 있어 특히 탈억제와의 관계에 주목해 왔으나, 그 결과는 단일한 방향으로 수렴되지 않았다. 일부 연구에서는 강박이 탈억제의 반대 극으로 이해될 수 있다는 관점이 제시된 반면(Krueger et al., 2012), 다른 연구에서는 두 특질 간의 관련성이 제한적이거나 명확하지 않은 것으로 보고되었다(Anderson et al., 2014; Hopwood et al., 2012). 이러한 맥락에서 본 연구의 상관분석 결과를 살펴보면, 강박은 다른 병리적 성격 특질들과 전반적으로 유의한 정적 상관을 보였으나 탈억제와의 상관은 가장 낮은 수준에 머물렀으며, 오히려 정신병적 경향성 및 부정적 정서성과 더 높은 상관을 나타냈다. 동일한 측정 체계를 활용한 다국가 자료에서도 강박이 탈억제보다는 정신병적 경향성 또는 부정적 정서성과 더 높은 관련성을 보이는 경향이 반복적으로 관찰되었는데(Bach et al., 2020), 이러한 패턴은 강박이 탈억제의 반대 극으로 설명되기보다는, 경직된 사고 양식이나 내적 불안과 관련된 보다 복합적인 특질일 가능성을 시사한다. 특히 탈억제와의 낮은 상관은 강박과 탈억제가 단일 연속선상의 양극으로 환원되기 어렵다는 점을 보여주는데, 이는 임상 장면에서 강박성 성격장애와 탈억제적 성격병리가 동시에 나타날 수 있다는 Bastiaens 외(2022)의 보고와도 일치한다.

앞서 언급하였듯 강박은 부정적 정서성과 비교적 높은 관련성을 보였는데, 이는 강박적 성향이 단순한 조직화와 통제 욕구를 넘어 불안이나 긴장과 같은 부정적 정서 경험과도 밀접하게 연관될 수 있음을 시사한다. 특히 강박 특질은 실패에 대한 과도한 우려, 행동에 대한 반복적 의심, 자기비판적 경향과 같은 정서적 취약성과 연결될 수 있으며(Cao & Bao, 2026), 이러한 특성은 행동 수준의 통제뿐 아니라 내적 긴장과 불안에 대응하기 위한 방식으로 기능할 가능성이 있다. 이와 관련하여 Luo 외(2020)는 강박적 성향이 실패 및 부정적 결과에 대한 민감성, 불확실성에 대한 과도한 모니터링, 완벽주의적 경향과 관련될 수 있음을 보고한 바 있다. 이러한 결과는 강박성 성격장애를 가진 개인이 규칙과 기준을 지키지 못할 때 강한 불안이나 불편감을 경험할 가능성과도 연결될 수 있으며(Luo et al., 2020), 강박성 성격장애에 대한 개입 시 경직된 통제 욕구뿐 아니라 이와 연관된 정서적 측면을 함께 다룰 필요가 있음을 시사한다.

위계적 회귀분석에서는 강박 특질을 추가로 투입한 이후 다른 병리적 성격 특질의 회귀계수가 변화하는 양상이 관찰되었다. 구체적으로 탈억제의 회귀계수는 강박 투입 이후 증가하였으며, 적대성은 성격 기능 손상과 성실성을 통제한 모델에 강박을 추가로 투입한 이후 부적 방향으로 유의해졌다. 이러한 계수 변화는 변인 간 다중공선성에 따른 추정의 불안정성으로 해석될 여지가 있으나, 본 연구에서 산출한 VIF와 공차는 모든 모델에서 통상적인 기준을 충족하여 심각한 다중공선성은 확인되지 않았다. 따라서 이러한 변화를 단순히 추정의 불안정성으로만 설명하기는 어려우며, 강박 특질이 다른 병리적 성격 특질과 공유하는 분산을 통제함으로써 해당 특질의 고유한 관련성이 보다 분명하게 드러나는 억제효과의 가능성과 일관된 패턴으로 볼 수 있다. 구체적으로, 강박 특질을 통제한 이후의 탈억제는 강박과 공유하는 분산이 제거되어 충동성 및 자기조절 실패와 보다 직접적으로 관련된 특성을 반영하게 되

었을 가능성이 있다. 또한 본 연구에서 사용한 강박성 성격장애 척도에는 타인이 자신을 완고하거나 인색하게 본다는 내용이 포함되어 있어, 강박 특질과 적대성이 이러한 대인관계적 측면에서 분산을 공유하였을 것으로 보인다. 이는 강박성 성격장애 증상이 단일한 성격 특질에 의해 설명되기보다, 복수의 병리적 특질이 서로 다른 측면에 관여하면서 형성되는 양상일 가능성을 시사한다. 다만 본 연구는 계수 변화 양상을 관찰한 것으로 억제 효과를 직접 검증한 것은 아니기 때문에 이러한 해석은 잠정적이며, 계수 변화의 구체적인 기제는 다양한 측정 방식을 활용한 후속 연구를 통해 검토될 필요가 있다.

다음으로, 성격 기능 손상 수준 및 성실성을 통제한 이후에도 강박성 성격장애 증상에 대한 강박 특질의 설명력이 유지되었다는 점은 두 가지 이론적 함의를 가진다. 우선 이 결과는 강박 특질이 전반적인 성격 병리의 심각도나 적응적 자기통제 성향으로 환원되지 않는 고유한 병리적 특성을 반영할 가능성을 시사한다. 성격 기능 손상의 측면에서, 성격 기능 손상 수준이 강박성 성격장애 증상을 강하게 설명하였음에도 불구하고 강박 특질의 설명력이 추가적으로 유지되었다는 점은, DSM-5 AMPD에서 성격 기능 수준(진단기준 A)과 병리적 성격 특질(진단기준 B)이 개념적으로 구별되는 차원이라는 관점과 일관된 결과로 해석될 수 있다(APA, 2013). 성실성의 측면에서는, 성실성이 일반적으로 목표 달성과 자기조절을 위한 적응적 특성과 관련되는 반면(안현의, 안창규, 2017), 강박은 규칙과 기준 자체에 대한 경직된 집착과 통제 욕구를 중심으로 하며(WHO, 2019), 이러한 통제가 수단이 아니라 목적화된다는 점에서 질적으로 구별되는 병리적 특성을 반영한다(Samuel & Gore, 2012). 따라서 강박은 성실성의 양적 과잉이라기보다는 자기통제와 규범 추구가 과도하게 경직된 방식으로 작동하는 병리적 특성으로 이해될 수 있으며, 이러한 결과는 강박을 정상 성격 특질이나 전반적 성격 병리로 환원하지 않고 독립적인 차원으로 평가할 필요성을 뒷받침한다.

한편, 강박의 하위요인인 완벽주의, 경직성, 질서성의 상대적 기여를 살펴본 결과, DSM-5의 5개 병리적 성격 특질을 통제한 이후에도 세 하위요인 모두 강박성 성격장애 증상을 유의하게 예측하였으며, 관측점수 수준에서는 질서성의 기여가 가장 크고 완벽주의의 기여가 상대적으로 낮게 나타났다. 그러나 각 하위요인이 2문항으로 측정되어 내적 합치도가 낮다는 점을 고려하여 측정오차를 통제한 추가 분석을 실시한 결과, 완벽주의와 경직성 간 잠재상관이 .94로 매우 높게 나타나 세 하위요인의 고유 기여를 잠재수준에서 안정적으로 분리하기 어려웠다. 따라서 하위요인 간 상대적 기여의 차이는 확정적인 결과가 아니라 탐색적 패턴으로 해석되어야 한다. 다만 측정오차를 보정한 이후에도 세 하위요인 모두 강박성 성격장애 증상과 상당한 관련성을 유지하였다는 점은, 완벽주의뿐 아니라 경직성과 질서성 역시 강박성 성격장애 증상과 관련될 가능성을 시사한다. DSM-5 AMPD가 강박적 성향을 주로 '경직된 완벽주의'를 통해 개념화해온 것(APA, 2013)과 비교할 때, 이러한 결과는 강박성 성격장애 증상과 관련하여 완벽주의 외에 경직성과 질서성의 역할도 추가적으로 검토할 필요가 있음을 시사한다. 한편, 완벽주의와 경직성 간의 높은 잠재상관은 Bach 외(2020)가 제안한 세 하위요인 구조가 국내 자료에서 충분히 변별되지 않을 가능성을 시사한다. 다만 이는 각 하위요인이 2문항으로만 측정된 현 자료의 제약에 기인할 수 있으므로, 하위요인 구조의 타당성에 대한 결론을 내리기 위해서는 충분한 문항 수의 도구를 활용한 후속 검증이 필요하다.

본 연구의 의의 및 시사점은 다음과 같다. 첫째, 국내 성격장애 연구에서 DSM-5 AMPD와 ICD-11 기반의 차원적 성격 모델이 주로 각각의 체계 내에서 개별적으로 다루어져 온 가운데, 본 연구는 두 병리적 성격 특질 구조를 통합적으로 검토하였다는 점에서 의의를 지닌다. 특히 국내에서는 ICD-11 강박 특질을 포함한 6요인 구조를 활용한 연구가 제한적인 수준에 머물러 있어, 본 연구는 관련 연구의 확장에 기여한다. 둘째, 기존 연구들이 주로 병리적 성격 특질 간의 관계나 요인 구조를 확인하는 데 초점을 두었던 것과 달리, 본 연구는 다양한 병리적 특질과 정상 성격 특질, 성격 기능 손상 수준을 함께 고려한 상태에서 강박 특질의 고유한 설명력을 검증함으로써, 해당 특질의 독립적 기여를 보다 엄격하게 평가하였다는 점에서 방법론적 확장을 제공한다. 아울러 강박을 단일 차원이 아닌 세 하위요인 수준에서 검토하고 측정오차를 통제한 분석을 함께 실시함으로써, 하위요인 구조의 변별성에 관한 경험적 자료를 제공하였다. 셋째, 임상적 측면에서, 본 연구 결과는 강박 특질을 별도의 차원으로 평가하는 것이 강박성 성격장애의 핵심 병리적 특성을 보다 명확히 파악하는 데 도움이 될 수 있음을 시사한다. 또한 측정오차를 보정한 이후에도 완벽주의, 경직성, 질서성 세 하위요인 모두 강박성 성격장애 증상과 상당한 관련성을 유지하였다는 점은, 완벽주의 외에 경직성과 질서성이 강박성 성격장애 증상과 어떠한 관련을 갖는지 후속 연구에서 검토할 필요성을 시사한다.

본 연구의 한계와 향후 연구를 위한 제언은 다음과 같다. 첫째, 본 연구의 표본은 온라인 패널을 통해 모집된 일반 성인으로, 임상적 수준의 증상을 보이는 사례가 제한적으로 포함되었을 가능성이 높다. 차원적 모델의 관점에서 지역사회 표본의 활용이 부적절하다고 보기는 어려우나, 본 연구의 결과는 강박성 성격장애 증상 차원에 관한 것으로 이해되어야 하며, 강박 특질의 임상적 유용성과 진단적 적용 가능성은 실제 임상 집단을 대상으로 한 추가 검증을 통해 확인될 필요가 있다. 둘째, 본 연구에서 강박의 하위요인인 완벽주의, 경직성, 질서성은 각 2문항으로 구성되어 내적 합치도가 다소 낮게 나타났다. 문항 수가 적은 척도는 구조적으로 내적 합치도 계수가 낮게 산출될 가능성이 있으나(Cortina, 1993), 측정오차를 통제한 분석에서 완벽주의와 경직성의 고유 기여를 안정적으로 분리하기 어려웠다는 점에서 측정상의 제약이 확인되었다. 따라서 하위요인 분석 결과는 탐색적 수준에서 해석되어야 하며, 향후 연구에서는 보다 충분한 문항 수의 도구를 활용하여 하위요인 구조의 변별성을 재검증할 필요가 있다. 셋째, 강박과 다른 병리적 성격 특질 간의 관계에서 본 연구 결과가 선행 연구와 유사하게 나타난 점은 동일한 측정 도구 사용에 따른 공통 방법 편향의 가능성이 있다. 본 연구에서 종속변인으로 사용한 PDQ-4+의 강박성 성격장애 문항이 자기보고식 척도라는 점에서, K-PID-5-BF+M의 강박 특질이 동일한 방식의 자기보고 척도를 예측한 것으로 임상적 타당도를 충분히 검증하였다고 보기 어렵다. 향후 연구에서는 진단 면접이나 임상가 평정과 같은 서로 다른 측정 방식은 물론, 실제 일상 기능의 손상 정도나 치료 반응과 같은 외적 준거를 함께 활용하여 강박 특질의 임상적 타당도를 보다 엄격하게 검증할 필요가 있다. 아울러 본 연구에서는 PDQ-4+의 진위형 응답방식을 5점 리커트 형식으로 변경하여 사용하였으므로, 본 연구에서 산출한 점수를 원척도의 진단적 절단점이나 선별 기준에 직접 적용할 수 없다는 점에 유의할 필요가 있다. 넷째, 본 연구는 강박 특질이 강박성 성격장애 증상을 유의하게 예측함을 확인하였으나, 강박 특질이 다른 성격장애 증

상에 비해 강박성 성격장애 증상을 보다 특이적으로 예측하는지에 대한 검증은 충분히 이루어지지 않았다. 변별타당도를 보다 엄격하게 검증하기 위해서는 강박 특질이 다양한 성격장애 증상을 예측하는 상대적 패턴을 비교하는 분석이 필요하며, 향후 연구에서 이를 보완할 필요가 있다.

종합하면, 본 연구는 강박이 기존 병리적 성격 특질, 성격 기능 손상, 정상 성격 특질을 통제한 이후에도 강박성 성격장애 증상을 설명하는 독립적인 차원으로 기능할 가능성을 확인하였다. 다만 강박을 구성하는 하위요인 수준에서는 측정오차를 통제할 경우 각 요인의 고유 기여를 안정적으로 분리하기 어려워, 하위요인 간 상대적 차이에 대해서는 추가적인 검증이 요구된다. 강박 특질에 관한 이러한 결과는 강박이 단순한 파생적 요소가 아니라, 기존 성격 구조와 부분적으로 중첩되면서도 환원되지 않는 고유한 차원으로 이해될 수 있음을 보여준다.

참 고 문 헌

권은정 · 김율리 · 김미리혜 · 곽경화 · 양재원 (2023). 한국판 ICD-11 성격장애 심각도 평가 (PDS-ICD-11)의 타당화. <한국심리학회지: 건강>, 28(1), 205-226.

김동인 · 조은정 · 최말례 (2000). 한국판 성격장애 검사(Personality Disorder Questionnaire-4+: PDQ-4+)의 신뢰도와 타당도에 관한 예비적 연구. <신경정신의학>, 39(3), 525-538.

문희정 · 안현의 (2022). 대학생을 대상으로 한 NEO 성인용 성격 검사 단축형 개발 및 타당화. <청소년학연구>, 29(11), 535-561.

신소영 · 황순택 (2016). 한국판 DSM-5 성격검사(PID-5)의 신뢰도와 타당도. <한국심리학회지: 사회및성격>, 30(3), 1-24.

안현의 · 안창규 (2017). <NEO 성격검사-전문가 지침서>. 서울: ㈜인싸이트.

윤나영 (2024). 한국판 수정된 DSM-5 성격진단검사의 축약형+(K-PID-5-BF+M)의 타당화. 이화여자대학교 대학원 석사학위논문.

홍태화 · 김율리 · 황순택 (2018). 한국판 DSM-5 성격질문지 단축형(Korean version of the Personality Inventory for DSM-5 Short Form, K-PID-5-SF)의 구성과 타당화. <한국심리학회지: 임상>, 37(3), 396-410.

홍태화 · 황순택 · 김율리 (2018). 한국판 DSM-5 성격질문지(K-PID-5) 타당화: 반복 연구. <한국심리학회지: 임상>, 37(4), 558-572.

American Psychiatric Association (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5th ed.). Washington, DC: American Psychiatric Association.

Anderson, J. L., Sellbom, M., & Salekin, R. T. (2018). Utility of the personality inventory for DSM-5-Brief Form (PID-5-BF) in the measurement of maladaptive personality and psychopathology. *Assessment*, 25(5), 596-607.

Anderson, J. L., Snider, S., Sellbom, M., Krueger, R. F., & Hopwood, C. J. (2014). A comparison of the DSM-5 Section II and Section III personality disorder structures. *Psychiatry Research*, 216(3),

363-372.

Bach, B., & First, M. B. (2018). Application of the ICD-11 classification of personality disorders. *BMC Psychiatry*, 18(1), 351.

Bach, B., Kerber, A., Aluja, A., Bastiaens, T., Keeley, J. W., Claes, L., Fossati, A., Gutierrez, F., Oliveira, S. E. S., Pires, R., Riegel, K. D., Rolland, J. P., Roskam, I., Sellbom, M., Somma, A., Spanemberg, L., Strus, W., Thimm, J. C., Wright, A. G. C., & Zimmermann, J. (2020). International assessment of DSM-5 and ICD-11 personality disorder traits: Toward a common nosology in DSM-5.1. *Psychopathology*, 53(3-4), 179-188.

Bach, B., Sellbom, M., Kongerslev, M., Simonsen, E., Krueger, R. F., & Mulder, R. (2017). Deriving ICD-11 personality disorder domains from DSM-5 traits: Initial attempt to harmonize two diagnostic systems. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 136(1), 108-117.

Bach, B., Sellbom, M., Skjernov, M., & Simonsen, E. (2018). ICD-11 and DSM-5 personality trait domains capture categorical personality disorders: Finding a common ground. *Australian & New Zealand Journal of Psychiatry*, 52(5), 425-434.

Bastiaens, T., Bogaerts, A., Luyckx, K., Smits, D., & Claes, L. (2022). A person-centered perspective on the combined DSM-5 AMPD/ICD-11 personality model: Utility, relationship with the categorical personality disorder model, and capacity to differentiate between levels of identity functioning. *Frontiers in Psychiatry*, 13, 1006842.

Cao, W., & Bao, Y. (2026). Mediating effects of emotion dysregulation and negative perfectionism on the link between adverse parenting and obsessive-compulsive personality disorder traits. *Psychology Research and Behavior Management*, 19.

Cortina, J. M. (1993). What is coefficient alpha? An examination of theory and applications. *Journal of Applied Psychology*, 78(1), 98-104.

Fonseca-Pedrero, E., Paino, M., Lemos-Giráldez, S., & Muñiz, J. (2013). Maladaptive personality traits in adolescence: Psychometric properties of the Personality Diagnostic Questionnaire-4+. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 13(3), 207-215.

Gecaite-Stonciene, J., Lochner, C., Marincowitz, C., Fineberg, N. A., & Stein, D. J. (2021). Obsessive-compulsive (anankastic) personality disorder in the ICD-11: A scoping review. *Frontiers in Psychiatry*, 12, 646030.

Hopwood, C. J., Good, E. W., & Morey, L. C. (2018). Validity of the DSM-5 levels of personality functioning scale-self report. *Journal of Personality Assessment*, 100(6), 650-659.

Hopwood, C. J., Thomas, K. M., Markon, K. E., Wright, A. G. C., & Krueger, R. F. (2012). DSM-5 personality traits and DSM-IV personality disorders. *Journal of Abnormal Psychology*, 121(2), 424-432.

Hyler, S. E. (1994). *PDQ-4+ Personality Diagnostic Questionnaire-4+*. New York: New York State

Psychiatric Institute.

Kerber, A., Schultze, M., Müller, S., Rühling, R. M., Wright, A. G. C., Spitzer, C., Krueger, R. F., Knaevelsrud, C., & Zimmermann, J. (2022). Development of a short and ICD-11 compatible measure for DSM-5 maladaptive personality traits using ant colony optimization algorithms. *Assessment*, 29(3), 467-487.

Krueger, R. F., Derringer, J., Markon, K. E., Watson, D., & Skodol, A. E. (2012). Initial construction of a maladaptive personality trait model and inventory for DSM-5. *Psychological Medicine*, 42(9), 1879-1890.

Krueger, R. F., Hopwood, C. J., Wright, A. G. C., & Markon, K. E. (2014). DSM-5 and the path toward empirically based and clinically useful conceptualization of personality and psychopathology. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 21(3), 245-261.

Luo, Y., Chen, L., Li, H., Dong, Y., Zhou, X., Qiu, L., Zhang, L., Gao, Y., Zhu, C., Yu, F., & Wang, K. (2020). Do individuals with obsessive-compulsive disorder and obsessive-compulsive personality disorder share similar neural mechanisms of decision-making under ambiguous circumstances? *Frontiers in Human Neuroscience*, 14, 585086.

McCabe, G. A., & Widiger, T. A. (2020). A comprehensive comparison of the ICD-11 and DSM-5 Section III personality disorder models. *Psychological Assessment*, 32(1), 72-84.

Morey, L. C. (2017). Development and initial evaluation of a self-report form of the DSM-5 level of personality functioning scale. *Psychological Assessment*, 29(10), 1302-1308.

Oltmanns, J. R., & Widiger, T. A. (2020). The five-factor personality inventory for ICD-11: A facet-level assessment of the ICD-11 trait model. *Psychological Assessment*, 32(1), 60-71.

Samuel, D. B., & Gore, W. L. (2012). Maladaptive variants of conscientiousness and agreeableness. *Journal of Personality*, 80(6), 1669-1696.

Samuel, D. B., & Widiger, T. A. (2008). A meta-analytic review of the relationships between the five-factor model and DSM-IV-TR personality disorders: A facet level analysis. *Clinical Psychology Review*, 28(8), 1326-1342.

Strus, W., Łakuta, P., & Cieciuch, J. (2021). Anankastia or psychoticism? Which one is better suited for the fifth trait in the pathological Big Five: Insight from the Circumplex of Personality Metatraits perspective. *Frontiers in Psychiatry*, 12, 648386.

Widiger, T. A., & Simonsen, E. (2005). Alternative dimensional models of personality disorder: Finding a common ground. *Journal of Personality Disorders*, 19(2), 110-130.

Widiger, T. A., & Trull, T. J. (2007). Plate tectonics in the classification of personality disorder: Shifting to a dimensional model. *American Psychologist*, 62(2), 71-83.

World Health Organization (2019). *International statistical classification of diseases and related health problems* (11th rev.; ICD-11).

Incremental Validity of the ICD-11 Anankastia Trait Beyond DSM-5 AMPD Pathological Personality Traits

Jiyoon Jang, Nahjung Kim, Hyun-nie Ahn

Ewha Womans University

This study examined whether anankastia, proposed as an independent personality trait in ICD-11, had incremental validity in predicting obsessive-compulsive personality disorder (OCPD) symptoms beyond the five DSM-5 Alternative Model for Personality Disorders (AMPD) trait domains, and explored the relative contributions of its subfacets (perfectionism, rigidity, and orderliness). Eight hundred adults completed the K-PID-5-BF+M, PDQ-4+, NEO-Adult-PAS Short Form, and LPFS-SR. Hierarchical regression analyses indicated that anankastia accounted for significant additional variance in OCPD symptoms beyond the five DSM-5 trait domains, and remained significant after controlling for personality functioning and conscientiousness. Analyses of the subfacets showed that all three significantly predicted OCPD symptoms at the observed-score level. Nevertheless, after measurement error was controlled, the unique contributions of perfectionism and rigidity could not be reliably separated, and subfacet differences were therefore interpreted as exploratory. These findings suggest that anankastia functions as a distinct pathological dimension with unique explanatory power that partially overlaps with, but cannot be fully captured by, existing personality traits, personality functioning, or normal personality characteristics, providing preliminary support for the empirical validity of the ICD-11 approach of including anankastia as an independent personality trait domain.

Keywords: Anankastia, Obsessive-Compulsive Personality Disorder, Incremental Validity, DSM-5 AMPD, ICD-11