

한국형 다차원 성격검사의 잠재프로파일 분석: 원 검사와 단축형 검사의 비교를 중심으로*

최상민¹⁾ 조은실²⁾ 박용천²⁾³⁾ 최기홍^{2)3)†} 서동기^{1)‡}

¹⁾한림대학교 심리학과 ²⁾고려대학교 심리학부 ³⁾KU마음건강연구소

본 연구에서는 한국형 다차원 성격검사(Bright and Dark Personality Inventory, BDPI)의 단축형 검사의 잠재프로파일을 분석하고 원 검사의 잠재프로파일 분석 결과와 동등한지를 검증하였다. 잠재프로파일 분석에는 총 1,059명의 데이터를 사용하여 한국형 다차원 성격검사의 5개의 일반 요인과 5개의 부적응 요인 상위 10요인 점수가 분석에 포함되었다. BDPI 원 검사의 잠재 집단은 세 집단으로 나타났고, 단축형 검사도 원 검사와 동일하게 3집단으로 분류되었다. 연구진은 세 집단을 적응형 성격 집단, 보통 성격 집단, 부적응형 성격 집단으로 명명하였다. 두 검사의 각 집단 별 점수 분포를 확인해본 결과 유사한 점수 분포가 나타났으며, 원 검사와 단축형 검사의 퍼센트 일치도는 86.89%로 높은 수준의 일치도를 보였고, Cohen's kappa 계수는 .78로 상당한 수준의 일치도를 보였다. 단축형 검사의 잠재 집단에 따른 성격 요인 점수 차이를 확인한 결과 일반 성격 5요인과 부적응 성격 5요인 모두 집단에 따른 점수의 차이가 통계적으로 유의했으며, 잠재 집단에 따른 상위 요인 10개의 성격 요인 점수의 차이를 확인했을 때 일반적 성격 특성에서 점수 차이가 없던 두 집단이 부적응적 성격 특성에서 유의한 차이가 나타났다. 잠재프로파일 분석으로 도출된 세 집단이 실제 부적응 성격인 성격장에 점수를 예측하는지 검증하기 위해, 한국판 축약표준성격평가-자기보고형(SAPAS-SR) 점수를 종속변수로 예측 타당도를 검증하였다. 그 결과 각 집단에 따른 점수 차이가 통계적으로 유의하게 나타났으며, 부적응형 성격 집단이 SAPAS-SR에서 가장 높은 평균 점수를 보였다. 마지막으로 본 연구의 제한점과 시사점을 논의하였다.

주요어 : BDPI, BDPI 단축형 검사, 사람 중심 접근법, 잠재프로파일 분석

* 본 논문은 2017년도 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임(과제번호 NRF-2017S1A5B6053101).

본 논문은 2018년도 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임(과제번호 NRF-2018S1A5A2A03030006).

†교신저자: 최기홍, 고려대학교 심리학부 교수, 서울 성북구 안암로 145 고려대학교 법학관 408호,

E-mail: kchoi1@korea.ac.kr

‡교신저자: 서동기, 한림대학교 심리학과 부교수, 강원도 춘천시 한림대학길 1, Tel: 033-248-1727,

E-mail: wnmotive@hallym.ac.kr

© 2022, Korean Social and Personality Psychological Association.
This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License(<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

성격은 개인의 행위에 잠재적인 영향을 미치는 심리적 특성이며, 다른 사람과 구별되는 개인의 독특한 성향이다(Ozer & Benet-Martinez, 2006; Randolph & Dahling, 2013). 성격은 개인의 타고난 기본적인 성향과 환경에 대한 적응이 개인에게 발휘되어 적응적인 측면과 함께 부적응적인 측면도 같이 내포하고 있기 때문에(Judge & LePine, 2007; Smith, Hill, Wallace, Recendes, & Judge, 2018), 성격에 대한 이해와 연구를 위해서는 개인이 타고난 기본적인 성향과 환경과 상호 작용하여 형성된 성격의 특성을 이해해야 한다(최정욱 외, 2021; Costa & McCrae, 2017; Costa & McCrae, 1992).

사람의 일반적인 성격과 부적응적인 성격을 범주적으로 분류해야 하는지, 차원적으로 분류하는지에 따른 논쟁은 계속해서 존재해왔다. 과거에는 일반 성격과 부적응 성격의 측정과 평가를 범주적으로 접근했지만(Allport & Odbert, 1936; Cattell, 1943; Morey, 1988), 정상적인 성격과 비정상적 성격을 독립적으로 측정하는 것은 성격의 한가지 차원만을 강조해서 평가하게 된다는 한계가 지적되기도 하였다(김명기 외, 2020). 성격 5요인 모형에서는 성격장애와 같은 부적응적인 성격을 측정하는 데에는 한계가 있다고 지적되었고(Al-Dajani, Gralnick, & Bagby, 2016; Anderson, Sellbom, & Salekin, 2018), DSM-5(Diagnostic Statistical Manual of Mental Disorders 5; APA, 2013)에서는 개정판이 나오면서 성격장애를 범주적인 방식을 넘어 차원적인 접근으로 바라봐야 한다는 관점을 제시했다(Zachar et al., 2016). 이 외에도 성격장애의 범주적인 모형의 한계를 대체하기 위하여 문헌조사 혹은 이론적인 주장을 통해 성격장애가 일반적인 성격구조 차원에 위치한 동일한 구조를 공유하는 차원적인 모형을 제안하거나(Krueger & Tackett, 2003; Widiger & Simonsen, 2005), 실제 표본을 수집하여 성격장애의 잠재적인 요인 구조와 성격 5요인 모형과의 관계를 비교하는 등(Nestadt, Costa, Hsu, Samuels, & Bienvenu, 2008),

여러 연구에서 성격의 일반적인 부분과 부적응적인 부분이 같은 차원에 속한다는 주장을 제시하여 성격의 차원적 분류를 지지하였다. 차원적 성격모형을 바탕으로 성격을 이해한다면 임상 및 상담 영역뿐만 아니라, 일반 성인의 적응 및 자아 성장과 교육, 인사선발 등 다양한 맥락에서 일반적인 측면과 부적응적인 측면 모두를 고려할 수 있어 정확하게 성격을 측정할 수 있게 된다. 따라서 성격 연구는 일반적인 성격과 부적응적인 성격 모두를 통합적으로 고려하여 측정하고 연구할 필요가 있다.

한국형 다차원 성격검사와 단축형

박두진, 서동기, 최기홍(2019)은 성격의 다차원적인 특성을 반영한 한국형 다차원 성격검사(Bright and Dark Personality Inventory: BDPI)를 개발하여 일반적인 성격과 부적응적인 성격을 종합적으로 측정하도록 검사 도구를 설계하였다. 성격검사의 하위요인이 문화적 특성에 따라 구조와 구성에 차이를 가질 수 있다는 것이 나타났다(민병모, 박두진, 2000; Benet-Martínez & Oishi, 2008; McCrae, 2001), BDPI는 한국인의 성격 차원을 확인하고 이를 조작적으로 정의하여 다양한 장면에서 적용할 수 있도록 한국 문화 특성에 맞게 재구조화한 검사다. 타당화 과정에서 실제 임상 장면에서 사용중인 SAPAS-SR 척도(최지수 외, 2015)가 측정하는 성격장애 유무를 정확하게 예측하였다(김명기 외, 2020). 일반적인 성격과 부적응적인 성격을 종합적으로 반영하여 성격의 다차원적인 측면을 측정하는 도구로 국내의 다양한 성격 연구에 활용되고 있다(Han, Jang, Cho, & Choi, 2021).

그러나 검사 길이가 긴 연구용 목적의 성격 검사를 현장에서 그대로 사용하기에는 한계가 존재한다. 왜냐하면 피험자의 특성을 정확하게 측정하는 것이 목적인 연구용 척도는 많은 문항을 포함하기 때문에 피검자에게 많은 부담이 되어 현장에서 사용할 때에는 어려움이 있고(서동

기 외, 2019), 검사가 길수록 무성의한 반응으로 인하여 검사의 정확성이 떨어지기 때문이다(김홍석, 최이순, 장효강, 2013). 이러한 문제를 해결하기 위해 해외의 많은 검사는 단축형으로 재개발하여 사용하고 있다. 이러한 이유로 한국형 다차원 성격검사 단축형(Bright and Dark Personality Inventory-Short Form: BDPI-SF)은 최종 33개의 문항만으로 구성된 짧은 검사다. 기존의 국내 단축형 척도의 개발은 고전검사이론 기반으로 문항을 선별하는데, 고전검사이론은 표본에 따라 문항의 속성이 변하기 때문에 측정학적인 한계점이 존재한다(최정옥 외, 2021). 이러한 한계를 극복하기 위해 문항반응이론을 사용하여 문항 선별을 실시한 BDPI-SF는 원 검사 상위 10개 요인의 요인 구조를 그대로 반영하였고, 원 검사의 각 요인 별 평균 점수와 유사한 프로파일을 보인다(최정옥 외, 2021). 그러나 BDPI-SF의 타당화에서 비교했던 프로파일은 단일 집단을 가정하고 비교한 프로파일의 비교였다. 사람들은 단일 집단이 아니라 그 안에서 여러 집단으로 분류될 수 있기 때문에, 이러한 하위 집단에서도 유사한 프로파일이 나타나는지 확인할 필요가 있으며, 본 연구에서는 사람 중심 접근법인 잠재프로파일을 바탕으로 분류한 집단에 따라 단축형 검사와 원 검사의 프로파일에 차이가 있는지 확인함으로써 단축형 검사의 타당화를 검증하고자 하였다.

사람 중심 접근

성격 연구는 많은 사람이 공통으로 지니면서도 개인적인 차이를 나타내는 성격 특징이 어떤 요인이고 몇 가지 요인으로 구성되는지에 대하여 꾸준히 진행되고 있다(Goldberg, 1990). 지금까지 대부분의 성격 연구는 변수 간의 상대적인 영향력만을 기술하는 변수 중심 접근방식(variable-centered approach)으로 하나의 성격 변인과 다른 변인과의 관계만을 설명하였다. 그러나 이런 변수 중심적 접근방식으로는 연구 대상자

들의 다양한 특성 파악을 하기는 어렵다. 따라서 성격 연구에도 새로운 이전과 다른 방법론인 사람 중심 접근방법(person-centered approach)연구가 필요하다(오현성, 2020). 사람 중심 접근법은 유사한 성향이나 특질을 가진 사람들을 같은 유형으로 모이게 하는 특성을 가지기 때문에 변수 중심 접근법을 보완할 수 있다(Aldenderfer & Blashfield, 1984). 사람 중심 접근방법의 예시로는 군집분석과 잠재 계층 분석(Latent Class Analysis: LCA) 등이 있다. 이 중 잠재 계층 분석은 확률을 바탕으로 집단을 분류하여 하나의 잠재 집단으로 분류된 응답자가 여러번 측정을 했을 때에도 유사하게 답변한다는 것을 가정하여 개인을 분류할 수 있으며(Collins & Lanza, 2009; Holloway et al., 2017), 변수가 연속형일 때에는 잠재프로파일 분석(Latent Profile Analysis: LPA)이라고 불린다. LCA와 LPA 방법은 개인의 응답을 바탕으로 잠재적인 집단을 탐색할 수 있으며, 잠재 집단과 다른 변인과의 관계도 추론할 수 있다.

이러한 점에서 LCA와 LPA는 전통적인 척도 타당화를 보완할 때에도 사용할 수 있다. LCA의 기본 가정에서 한 사람의 설문이나 점수 패턴의 원인이 관찰되지 않은 잠재적인 집단의 구성원이기 때문일 수 있다(Muthén & Muthén, 2000). 통계적으로 한 사람의 점수는 집단 구성원 유무인지에 따라 결정이 되며, 이러한 개념은 요인 분석 절차에서 척도에 대한 잠재 점수 개념과 유사하다고 할 수 있다(Kline, 2016).

Bassi(2011)는 극장에 방문한 고객의 만족도를 측정하는 척도를 잠재 계층 분석을 실시한 후 준거 변인인 극장 만족도 점수의 χ^2 검증을 통해 준거 관련 타당도를 확인하였으며, 잠재 계층 회귀 모형을 통해 잠재 집단 마다 영화를 다시 보고싶은지, 다른 사람에게 극장과 영화에 대해 좋게 이야기할 것인지, 불만사항이 존재하는지 여부가 다르게 나타남을 통계적으로 증명하여 구성 타당도를 확인하였다. 본 연구에서는 Bassi(2011)의 연구 과정을 참고하여 잠재프로파일 분석을 통해 BDPI-SF의 타당화를 확인하고자

하였으며, BDPI-SF가 요인 구조만이 아니라 잠재 집단 분류에서도 원 검사를 반영하여 이론적인 구성 개념을 잘 반영하는지와 예측 변인인 SAPAS-SR 척도가 잠재 집단에 따라 다른 영향을 미치는지를 확인하고자 하였다.

연구의 목적

잠재 계층 분석은 다양한 통계적인 합치도 지수(goodness of fit)를 바탕으로 모형을 결정할 수 있기 때문에 많은 연구자들이 적용해 오고 있으나(Holloway, Bhullar, & Schutte, 2017; Marsh, Lüdtke, Trautwein, & Morin, 2009; Pastor, Barron, Miller, & Davis, 2007), 성격을 측정하는 자료를 바탕으로 사람들의 잠재적인 집단을 분류하고 연구하는 시도는 아직 많지가 않다(오현성 외, 2020). 성격연구에서 가장 많이 진행해온 성격 5요인 연구 또한 잠재프로파일을 적용한 사례는 많지 않다(Merz & Roesch, 2011; Perera et al., 2015; Wall et al., 2019). 이러한 현실에서 다차원적인 성격을 연구하기 위해 잠재 계층이나 잠재 프로파일을 적용한 연구는 더욱 미비하다. 잠재 프로파일 분석을 통해 BDPI-SF에 응답한 사람들의 잠재 집단을 구분하고 그 집단에 따른 성격 요인 점수를 확인하는 것은 잠재 집단에 따른 성격 점수의 특성을 알 수 있게 하고, 변수와의 관계만이 아닌 잠재 집단을 바탕으로 분석을 할 수 있기 때문에 기존 타당화 연구의 결과를 보완할 수 있다. 또한 잠재 계층 분석이 전통적인 척도 개발 과정을 보완하여 준거 관련 타당도와 구성 타당도를 확인할 수 있다는 선행 연구에 근거하여(Bassi, 2011), BDPI-SF가 원 검사의 잠재 집단 분류와 동일한 분류를 할 수 있다면, 변수 중심 접근법 만이 아니라 사람 중심 접근법을 통해서도 BDPI-SF가 원 검사의 정보를 반영하여 타당화된 척도라는 것을 알 수 있다. 따라서 본 연구는 BDPI-SF의 잠재프로파일을 분석하고, 원 검사의 잠재 프로파일 분석 결과와 비교하여 단축형 검사인 BDPI-SF가 원 검사와 마찬가지로

잠재 집단 분류에서도 유사하게 분류 되는지 알아보았다. 또한 이러한 잠재적인 집단 분류에 따라 각 사람들의 하위요인 점수에 차이가 있는지 확인하였다. 또한 예측 타당도 검증을 위해 성격장애 유무를 평가하는 한국판 축약표준성격 평가-자기보고형(SAPAS-SR) 점수와 BDPI-SF의 관계를 BDPI-SF의 잠재 집단과 SAPAS-SR 점수와 관계를 통해 기존의 변수 중심 접근법을 통해 나타난 결과(김명기, 2020)를 보완하고자 하였다. 이러한 각 연구 가설을 요약하자면 다음과 같다.

1. 다차원적인 성격을 반영한 BDPI-SF를 바탕으로 몇 개의 잠재집단이 나오는가?
2. BDPI-SF의 잠재 집단이 BDPI 원 검사의 잠재집단과 차이가 나는가?
3. BDPI-SF의 잠재 집단에 따라 일반적 성격 특성과 부적응적 성격 특성에서 점수차이가 있는가?
4. 성격장애 척도인 SAPAS-SR의 점수가 BDPI-SF의 잠재 집단에 따라 다르게 예측되는가?

방 법

연구 대상

본 연구에서 사용하는 자료는 한국형 다차원 성격검사의 타당화 연구를 위해 기존에 수집한 1,059명의 표본을 바탕으로 분석을 실시하였다. 잠재프로파일 분석을 실시하기 위하여 기존 기존 자료 활용을 위해 ○○대학교 생명윤리위원회에서 사전 승인(○○○○-2022-040)을 받았다. 자료 수집의 경우 온라인 설문 전문 업체에서 수집한 1,307명의 응답자 중 준거관련 설문까지 마친 1,066명의 표본에서 모든 문항에 '전혀 아니다' 또는 '매우 그렇다'에만 응답하여 불성실 응답이 예상되는 7명을 제외한 1,059명의 데이터를 사용하였다. 설문 참여를 한 응답자에게는 소정의 보상이 주어졌으며, 연구 참여에 대해

표 1. BDPI 표본의 성연령 분포

성별	20대	30대	40대	총 계
남성	178명	179명	179명	536명 (50.6%)
여성	178명	171명	174명	523명 (49.4%)

동의를 응답자의 자료만 수집 및 분석에 사용되었다. 표본의 성별 및 연령 분포는 아래와 같으며, 참가자의 연령대를 20-40대로 한정하여 수집한 사유는 성격검사 등을 주로 사용하는 목적이 성인 대상의 인사선발 등을 주된 목적으로 하기 때문이다.

측정 도구

한국형 다차원 성격검사(Bright and Dark Personality Inventory: BDPI) 원 검사

BDPI는 임상심리전문가, 심리측정전문가, 조직 컨설팅 전문가가 협업하여 개발(2019)하였고 이후 후속 연구를 통해 타당화가 되었다(김명기 외, 2020; 이상준 외, 2019) BDPI의 일반적인 특성과 부적응적 특성은 각각 5개 요인으로 구성되었다. 일반 성격 5요인(General Personality Traits)과 부적응 성격 5요인(Maladaptive Personality Traits)은 각각 5개 요인으로 구성되었다. 일반 성격 5요인은 성격 5요인 모델과 정서처리과정에 기반하여 개발되었다. 정서와 관련이 있는 성격 요인으로 성격 5요인 모델의 신경증성(Neuroticism)과 DSM-5의 병리적 성격특질모형(APA, 2013)에서 제안하는 부정정서성(Negative Affectivity)이 있으나, 두 요인은 상위개념 뿐 아니라 하위요인이 상당 부분 중첩되어 BDPI에서는 부정정서성 요인으로 통합하였다(박두진 등, 2019). 대신 일반 성격 5요인 측면에서 긍정 및 부정 정서를 성숙하게 다루는 성향을 설명하기 위해 Leahy의 정서도식이론(Leahy, 2002) 및 Gross의 정서조절이론(Gross & Barrett, 2011)에 기반하

여 정서안정성이라는 새로운 요인을 개발하였다. 따라서 일반 성격 5요인은 대인관계에서 활력을 얻고, 관계를 적극적으로 모색하거나 확장하며, 사교적이고 주변에 영향력을 행사하고자 하는 성향인 외향-내향성(EXI), 원만한 대인관계를 중요하게 생각하고, 타인을 존중하고 공감하며, 너그럽고 신뢰롭게 행동하는 성향인 수용성(AGB), 안정적인 환경을 선호하고 사회적 관습과 기준에 맞춰 행동하며, 체계적이고 목표지향적인 성향인 성실성(CON), 자신의 내면과 세상에 대한 호기심이 풍부하고 새롭고 다양한 경험을 적극적으로 추구하며 이를 유연하게 받아들이는 성향인 개방성(OPN), 자신의 감정을 명확하게 인식하고 받아들이며 이를 성숙하고 건강하게 표현하는 성향인 정서안정성(EMS)로 나뉜다. 부적응 성격 5요인은 DSM-5의 병리적 성격 특질모형(APA, 2013)과 성격장애의 도식-중심 치료모형(Young & Lindemann, 1992)의 초기 부적응 도식을 참조해 재정의한 요인으로 구성하여, 일상에서 긍정적인 정서를 경험하고 어렵고 신뢰로운 관계를 형성할 수 있다는 믿음이 낮으며 대인관계 욕구가 낮아 정서적인 교류가 어려운 성향인 대인회피성(DET), 자신의 목적이나 입장을 우선시하고 타인에게 관심이 없으며 상대를 고려하지 않는 성향인 자기중심성(EGO), 맥락과 상황에 맞추어 욕구나 충동을 조절하지 못하고 중요한 자극이나 목표에 주의를 일관되게 기울이지 못하는 성향인 조절취약성(DIS), 사고가 유연하지 못하고 자신만의 세계에 몰입하여 현실을 객관적으로 인식하는데 제한이 있고 특이하거나 비관습적으로 행동하는 성향인 사고/지각 특이성(Psy), 자신을 부정적으로 바라보며 소소한 자극에도 위협을 느끼는 등 부정적인 정서에 압도되고 정서를 조절하는 전략이 비효율적이거나 파괴적인 성향인 부정정서성(NGD)으로 나뉜다. BDPI 검사는 성격의 일반 성격 5요인을 측정하는 80문항과 부적응 성격 5요인을 측정하는 85문항으로 구성되었다. 각 문항은 “전혀 아니다”, “약간 아니다”, “약간 그렇다”, “매우 그렇

표 2. BDPI의 10개 요인 및 하위개념 33개 목록

	E	A	C	O	N
일반 성격 5요인	외향-내향성 (EXI)	수용성 (AGB)	성실성 (CON)	개방성 (OPN)	정서안정성 (EMS)
	활력	신뢰	체계	체협	정서인식
	사고	관대	끈기	탐구	정서수용
	주도	이타	성취	심미	정서표현
	내향				
부적응 성격 5요인	대인회피성 (DET)	자기중심성 (EGO)	조절취약성 (DIS)	사고/지각 특이성 (PSY)	부정정서성 (NGD)
	무쾌	자기애	충동	기이	불안
	의심	연기	집착	혼란	분노
	고립	조종	산만	경직	우울
		냉혹			의존

다”의 4점 Likert 척도로 구성되었다. 각 상위요인과 하위요인은 표 2와 같다. BDPI의 상위요인은 3~4개의 하위요인으로 이루어져 있으며, 각 하위요인의 문항들은 꾸러미 문항으로 평균점수를 상위요인 점수로 계산 처리를 하였다. 각 상위요인의 내적 일관성 지수는 외향-내향성 .92, 수용성 .71, 성실성 .87, 개방성 .86, 정서안정성 .83, 대인회피성 .87, 자기중심성 .9, 조절취약성 .87, 사고/지각 특이성 .85, 부정정서성 .89이며, 일반 성격 5요인의 내적 일관성지수는 .93, 부적응 성격 5요인은 .96이었다.

한국형 다차원 성격검사 단축형(Bright and Dark Personality Inventory-Short Form: BDPI-SF)

BDPI 원 검사가 165개의 문항으로 구성되어 현장에서 효율성이 떨어질 수 있는 문제점을 극복하고자 최정욱 등(2021)은 다분문항반응이론을 바탕으로 각 문항의 난이도와 변별도를 분석하여 가장 적절한 문항 모수를 가진 문항을 탐색하고, 내용적 판단을 통해 문항을 선별하였다. 각 하위요인 33개의 문항 중 통계적으로, 내용적으로 가장 적절한 문항을 선별하여 구성하였다. 요인 점수를 산출을 위해 요인 구조의 경우 단축형 타당화 논문(최정욱 외, 2021)의 일반적

성격 특성과 부적응적 성격 특성의 요인 구조를 바탕으로 산출하였다. 단축형의 각 요인의 내적 일관성 지수는 외향-내향성 .71, 수용성 .38, 성실성 .59, 개방성 .58, 정서안정성 .51, 대인회피성 .60, 자기중심성 .60, 조절취약성 .59, 사고/지각 특이성 .48, 부정정서성 .65이었다. 일반적 성격특성 전체 내적 일관성 지수는 .73, 부적응적 성격특성의 전체 내적 일관성 지수는 .84였다. 원 검사에 비해 낮은 내적일관성 지수를 보이는 이유는 한 요인을 구성하는 문항이 3개 혹은 4개이지만, 각 문항은 서로 다른 하위요인의 대표 문항이기 때문으로 보인다(최정욱 외, 2021; Cortina, 1993; Maples et al., 2015; Ziegler, Kemper, & Kruey, 2014).

한국판 축약표준성격평가-자기보고형(Self Report Standardized Assessment of Personality Abbreviated Scale: SAPAS-SR)

SAPAS-SR은 면담 형식으로 구성 된 축약표준 성격평가(SAPAS)의 자기보고식 형태로 변환한 검사 도구이다. 최지수 외 5명(2015)이 번안과 타당화 작업을 실시하였으며, 총 8문항으로 구성되었고 예/아니오로 응답하는 이분반응형식이다. 총점은 8점으로 절단점은 4점이다(최지수

외, 2015). SAPAS-SR 총점이 4점 이상인 경우 성격장애 가능성을 시사하며, 절단점의 분류정확성은 67.2% 이었다.

연구 절차

본 연구에서는 1,059명에게 수집한 응답을 Mplus 8.4를 바탕으로 BDPI 원 검사와 BDPI-SF의 요인 점수를 산출하였다. 두 척도의 상위 요인에 대한 타당화 연구(김명기 외, 2020; 최정욱 외, 2021)에 사용한 모형 구조를 바탕으로 요인 점수를 산출하였으며, 이를 바탕으로 잠재프로파일 분석을 실시하였다.

잠재프로파일 분석은 사람의 응답 패턴을 분류하여 집단 혹은 계층을 분류하는 연구방법이다. 탐색적 요인분석과 같이 자료를 한개의 집단에서 점차 1개씩 증가시키며 다양한 기준을 바탕으로 연구자가 잠재집단의 수를 결정하여 최종 모형을 결정한다.

집단의 수를 설정하는 방법 중 하나는 정보준거 합치도(Information Criteria)지수다. 많은 집단을 가진 모형은 적은 집단을 가진 모형보다 더 적합한 값이 나오지만, 집단이 하나 추가되면 추정해야 할 모형이 많아지기 때문에 간명성이 떨어진다(Geiser, 2019). 따라서 가장 최선의 모형은 합치도가 좋으면서도 집단의 수가 적은 것을 선택해야 한다. 이를 위해서 사용하는 지표는 AIC(Akaike Information Criterion)와 BIC(Baysian Information Criterion), 그리고 SABIC(Sample-size Adjusted BIC)다. 이 세 가지 정보준거 합치도는 낮을수록 적절한 집단임을 의미한다. 정보준거 합치도 지수 외의 두 번째 합치도 지수는 엔트로피(Entropy)다. 엔트로피는 전체 표본에서 잠재집단을 분류한 것이 얼마나 정확한지를 전반적으로 요약한 수치이다. 즉 얼마나 집단분류에 문제점이 있는지 알려준다(Ramaswamy, DeSarbo, Reibstein, & Robinson, 1993). Entropy는 모의실험 연구에서 많은 지지를 받고 있지는 않지만(Masyn, 2013; Tein, et al., 2013), 잠

재프로파일분석에서는 여전히 유용하게 사용되고 있다(Ferguson et al, 2020). 이 엔트로피 지수의 경우 0~1 사이의 값을 가지며, 1에 가까울수록 적절한 집단 수로 판단된다. 세 번째로 집단을 결정하는 기준은 잠재집단 수의 증가에 따라서 이전 수의 모형과 비교하는 상대적 모형합치도 지수다. 상대 모형 합치도 지수인 부스트랩 우도비 차이 검증(BLRDT: Bootstrap LR Difference Test)을 이용하여 K개의 집단을 가진 모형을 K-1개의 모형과 비교한다. 이를 통해 K-1 모형이 참이라는 영가설을 바탕으로 가설을 검증한다. 따라서 유의한 P-value가 나온다면, K개의 집단을 가진 모형이 K-1모형보다 더 적합하다는 대립가설을 받아들이는 것이다(Lo, Mendell & Rubin, 2001). 상대적 모형 합치도 지수로 LMR, LRT, BLRT이 있으며, P-value가 0.05 미만인 경우 이전 집단수가 적절하다는 의미다. 네 번째로 집단의 수를 결정하는 방법은 잠재프로파일 분석을 통해 나타난 표본 대비 집단의 비율을 확인하는 것이다. 각 집단의 최소 표본 비율을 정하고, 그 미만의 비율이 할당된 경우 집단별 비교가 불가능하다. 표본 크기와 대비해 최소 비율은 기존 연구에 따라 다양하다. 모든 집단에 적어도 표본의 5% 이상이 할당되어야 한다는 주장이 있으며(Jung & Wickrama, 2008; Ferguson et al, 2020), 5% 미만의 집단이 있는 경우에는 해석 가능성과 실질성을 검증해야 한다(Marsh, et al, 2009; Masyn, 2013). 그러나 표본수가 많을 때 작은 퍼센트의 집단이 할당되는 경우(n = 30~60)에도 일반화 가능성이 있기 때문에 하나의 집단으로 채택될 수 있다(Vincent & Weir, 2012). 마지막으로 각 집단을 해석할 수 있는 해석가능성 정도를 살펴보아야 한다(Marsh, Hau, & Wen, 2004; Marsh, et al., 2009; Masyn, 2013). 이를 종합하자면 잠재 집단을 결정하는 모형의 합리적인 판단을 위해서는 통계적인 기준과 이론을 종합적으로 판단하여 각 집단을 분류하고 검토할 수 있어야 한다.

이러한 판단 기준을 바탕으로 두 척도의 잠

재 집단의 수를 결정한 후 각 집단을 대표하는 이름을 결정해야 한다. 단축형 검사는 원 검사에 가까운 정보를 제공한다는 특징을 가지기 때문에(Gosling, Rentfrow, & Swann, 2003; Nunes, Limpo, Lima, & Castro, 2018), 잠재집단의 수와 집단의 이름을 단축형과 원 검사를 일치시키고 잠재집단과 원 검사의 잠재집단 특성을 비교하였다. 이때 원 검사와 단축형 검사의 자료는 같은 표본에서 사용된 것이기 때문에 단축형 검사를 바탕으로 산출한 잠재 집단과 원 검사를 바탕으로 산출한 잠재 집단 간의 분류 일치도를 비교하기 위해 교차표를 작성하였다. 작성한 교차표를 바탕으로 퍼센트 일치도 계수(Percent agreement coefficient)와 Cohen's kappa (Cohen, 1960) 지수를 산출하였다. 두 값을 산출하기 위해서 R 4.1.2 (R Core Team, 2021)의 'vcd' 패키지(Meyer, Zeileis, & Hornik, 2021)를 사용하였다.

잠재집단을 결정한 후 BDPI-SF의 잠재 집단에 따른 각 10가지 요인의 점수 차이가 어떠한지 확인하기 위해 다변량분산분석(MANOVA)를 실시하였다. 잠재 집단을 독립변인으로 설정 후 일반적 성격 특성의 요인 점수와 부적응적 성격 특성의 요인 점수를 종속변인으로 설정하였다. 이때 일반적 성격 특성과 부적응적 성격 특성은 서로 독립적인 특성이기 때문에(김명기 외, 2020) 성격 특성에 따라 독립적으로 실시하였다. 다변량분산분석을 사용하기 위해서 SPSS Statistics version 25를 사용하였다. 이를 통해 각 잠재집단에 따른 성격 특성의 차이가 통계적으로 유의한지 탐색하였다.

기존 BDPI 타당화 연구(김명기 외, 2020)에서 예측 타당도의 지표로 사용한 SAPAS-SR의 점수를 바탕으로 BDPI-SF의 잠재프로파일 회귀분석을 실시하였다. 이는 잠재프로파일 모형에 예측변인 혹은 결과변인을 통합한 방법으로 잠재 집단을 하나의 변인으로 사용하여 분석하는 것이다. 이 때 잠재 프로파일 모형과 잠재프로파일 회귀분석을 동시에 사용하는 것이 아니라 예측변수가 추가되거나 사라질 때 잠재프로파일 모

형의 계층의 수와 구성이 달라지지 않도록 우선 잠재 잠재집단의 수를 결정하고 분류의 오차를 고려하여 각 계층의 변수를 설정한 다음 예측변수와 결과변수를 추가하는 3-Step 접근 방법을 사용한다(구소희, 맹세호, 조영일, 2020). Mplus에서는 Auxiliary에 R3STEP 혹은 DE3STEP라 입력하는 경우 자동으로 3-step을 실시하여 예측변인 혹은 결과변인을 포함하는 잠재프로파일 회귀분석을 실시하였다. 이러한 방법을 통해 BDPI-SF의 잠재 집단에 따라 SAPAS-SR 점수에 다르게 영향을 주는지 탐색하였다.

결 과

BDPI-SF의 잠재프로파일 분석 결과

잠재프로파일 분석을 위해 집단의 수를 2개부터 6개까지 점차 집단의 수를 늘려가는 단계식 추가방법(stepwise addition)을 분석을 실시하여 BDPI-SF의 잠재프로파일 모형의 합치도를 비교하였다. 2개부터 6개까지의 프로파일 분석을 한 BDPI-SF 잠재프로파일 분석의 모형 합치도 수치와 각 집단의 비율은 표 3과 같다. 이 때 정보준거 합치도 지수인 AIC, BIC, SABIC를 확인해보면, 점차적으로 집단의 수를 늘릴수록 3개의 합치도 지수가 모두 지속적으로 감소하는 것을 볼 수 있다. 이는 3가지의 지수를 바탕으로 보았을 때 BDPI-SF의 잠재 집단은 6개의 집단까지 분류할 수 있다는 뜻이다. 분류 정확도를 의미하는 엔트로피 지수 또한 .80 이상이면 각 분류의 분류 불확실성이 적다는 것을 의미하기 때문에(Celeux & Soromenho, 1996; Tein, et al., 2013), 6개 모형(.866~.942) 모두 양호한 수준임을 알 수 있다. 또한 각 모형 별 집단 비율과 LMR 및 BLRT를 통해서 6개 모형 중 적절한 집단의 수를 결정할 수 없었기에 모형 합치도 만으로는 잠재집단의 수를 결정할 수 없었다. 따라서 집단 수에 따른 각 성격 요인 점수를 확인하였으

표 3. BDPI-SF의 잠재프로파일 분석 모형의 합치도 지수

분류기준		잠재집단 수				
		2	3	4	5	6
정보 합치도	AIC	1546.308	-561.642	-1740.025	-2608.383	-3134.152
	BIC	1700.226	-353.108	-1476.876	-2290.618	-2761.771
	SABIC	1601.765	-486.507	-1645.213	-2493.893	-2999.984
분류 정확도	Entropy	.866	.933	.942	.928	.924
분류 비율	집단 1	50.23%	20.77%	45.47%	23.31%	14.73%
	집단 2	49.76%	52.79%	31.35%	37.59%	23.89%
	집단 3		26.44%	17.36%	5.15%	29.74%
	집단 4			5.80%	24.61%	6.98%
	집단 5				9.32%	19.83%
	집단 6					4.81%
k-1 집단 수와 비교	LMR	.022	.000	.021	.041	.025
	BLRT	.000	.000	.000	.000	.000

주. 집단 k의 LMR과 BLRT값이 $p < .05$ 인 경우 k개의 잠재집단 채택 가능

표 4. 잠재 집단의 할당 확률 평균 (BDPI-SF)

집단	인원(비율)	잠재 집단		
		1	2	3
1	220(20.77%)	.971	.029	.000
2	559(52.79%)	.016	.970	.014
3	280(26.44%)	.000	.031	.969

며, 4개 집단부터는 부적응 성격 5요인의 정도 차이가 나타났지만, 3개 집단의 결과에서 부적응 성격 5요인 점수의 정도만 다른 집단이 추가되는 결과였기 때문에 4개 집단 이후부터는 잠재 집단의 해석 가능성과 명명에 어려움이 있어 3개 집단으로 결정을 내렸다. 잠재 집단의 할당 확률은 표 4에 제시하였다. 이 때 할당 확률 평균 도표의 대각선 값이 높을수록 분류 정확도가 높은 것을 의미한다(Pastor et al, 2007).

BDPI 원 검사의 잠재프로파일 분석 결과

BDPI 원 검사의 잠재프로파일 절차 또한 단축형 검사의 절차와 마찬가지로 집단의 수를 2개부터 6개까지 점차적으로 집단의 수를 늘려가는 단계적 추가방법(stepwise addition)을 사용하여 각 모형의 합치도를 확인하였다. 이때 각 모형의 합치도 지수는 표 5와 같다. 정보 준거 합치도 지수인 AIC, BIC, SABIC는 지속적으로 감소하여, 단축형 검사와 마찬가지로 점차 집단의 수가 늘어날수록 적절한 모형으로 나타났다. 분

표 5. BDPI 원 검사의 잠재프로파일 분석 모형의 합치도 지수

분류기준		잠재집단 수				
		2	3	4	5	6
정보 합치도	AIC	1799.485	-381.257	-1792.264	-2711.678	-3448.727
	BIC	1953.403	-172.723	-1529.114	-2393.913	-3076.346
	SABIC	1854.942	-306.122	-1697.451	-2597.188	-3314.558
분류 정확도	Entropy	0.861	0.924	0.944	0.928	0.937
	1	50.80%	19.07%	45.60%	32.67%	17.18%
분류 비율	2	49.19%	55.90%	31.91%	20.58%	24.64%
	3		25.02%	7.17%	32.01%	34.56%
	4			15.29%	2.83%	7.55%
	5				11.89%	2.73%
	6					13.31%
	k-1 집단 수와 비교	LMR	0.028	0.037	0.249	0.238
	BLRT	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

주. 집단 k의 LMR과 BLRT값이 $p < 0.05$ 인 경우 k개의 잠재집단 채택 가능

표 6. 잠재 집단의 할당 확률 평균 (BDPI-원칙도)

집단	인원(비율)	잠재 집단		
		1	2	3
1	202(19.07%)	.956	.044	.000
2	592(55.90%)	.013	.972	.015
3	265(25.02%)	.000	.047	.953

류 합치도를 의미하는 엔트로피 또한 모두 적절한 수준(.861~.944)으로 나타났다. LMR과 BLRT를 보았을 때 집단이 4개인 경우 LMR이 영가설을 기각하지 못하며($p.value = .249$), 단축형 검사와 마찬가지로 잠재 집단이 늘어날수록 일반적 성격 특성에서는 차이가 없고, 부적응 성격 5요인 점수에서 각 요인 점수가 특정한 패턴이 없이 부적응 성격 5개 요인 점수가 모두 높은지 혹은 낮은지 만으로 잠재 집단이 분류되어 명명과 해석 가능성의 용이성을 판단했을 때 집단이 3개일 때가 BDPI 원 검사의 잠재집단의 수로

가장 적절하다는 결정을 내렸다. 이러한 경향은 단축형 검사의 결과와도 유사하였다. 따라서 단축형 검사의 잠재집단의 수인 3개와 마찬가지로 원 척도의 잠재 집단의 수는 3개가 타당하다고 결정하였다. 단축형 검사와 원 검사의 잠재 집단의 할당 확률 평균은 표 5, 표 6에 제시하였다.

표 4와 6의 해석을 예로 들자면, 단축형 검사에서 집단 1에 속한 응답자가 집단 1에 속할 확률의 평균은 97.1%였고, 집단 2에 속할 확률의 평균은 2.9%, 집단 3에 속할 확률의 평균은 0%

라는 의미이다. 본 연구에서 각 집단에 속하는 사람이 그 집단에 속할 확률의 평균은 단축형 검사와 원척도 모두 95% 이상으로 매우 높은 확률을 가지고 있기 때문에 3개 집단의 분류

정확도가 높다고 할 수 있다. 이후 각 단축형 검사와 원척도 검사의 집단에 따른 점수 프로파일 그래프를 작성하여 그림 1과 그림 2에 제시하였다.

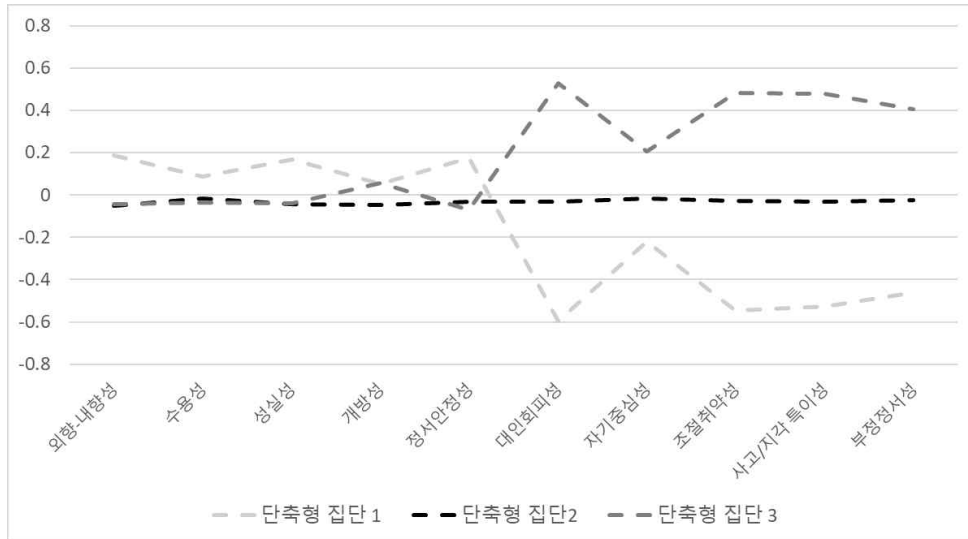


그림 1. BDPI-SF의 잠재집단 별 요인 점수 패턴

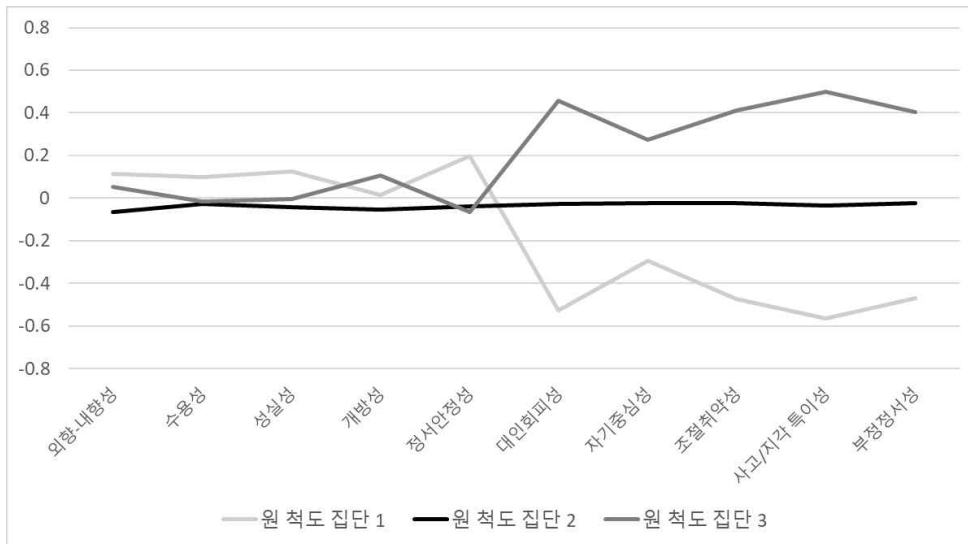


그림 2. BDPI 원 척도의 잠재집단 별 요인 점수 패턴

잠재 집단 명명과 검사 간 비교

각 척도 별 집단의 요인 점수 패턴을 확인했을 때 두 척도의 집단 별 점수 패턴 유형은 유사한 것으로 보아 단축형 잠재 집단의 요인점수 패턴이 원척도 잠재집단을 반영하여 나타난 것으로 판단하였으며, 두 척도의 명명을 동일하게 실시하였다. 우선 집단 1의 경우 일반적 성격 특성인 외향-내향성(EXI), 수용성(AGB), 성실성(CON), 개방성(OPN), 정서안정성(EMS)이 원척도의 집단 3의 개방성(OPN) 요인 점수를 제외하고 모두 다른 집단에 비해 높은 점수를 가지고 있으면서 부적응적인 성격 특성인 대인회피성(DET), 자기중심성(EGO), 조절취약성(DIS), 사고/지각 특이성(Psy), 부정정서성(NEG)은 다른 집단에 비해 낮은 점수를 보이고 있었다. 따라서 집단 1을 '적응형 성격 집단(Well-adjusted personality group)'이라고 명명을 하였다. 집단 2의 경우 일반적 성격특성 5개의 요인 점수는 두 집단과 비교했을 때 가장 낮은 수준이었지만, 요인 점수의 평균인 0에 가까운 점수며(단축형: EXI = -.05, AGB = -.02, CON = -.05, OPN = -.05, EMS = -.03; 원척도: EXI = -.06, AGB = -.03, CON = -.04, OPN = -.05, EMS = -.04), 부적응적인 성격 특성 또한 3개 집단 중 가장 평균과 가까운 점수를 가진 집단이었기 때문에 집단 2

를 '보통형 성격 집단(Ordinary personality group)'이라고 명명하였다. 마지막으로 집단 3의 경우 일반적 성격 특성의 요인 점수가 두 번째 순위 혹은 원척도의 개방성(OPN)에서는 가장 높은 순위의 요인 점수를 보이면서도 부적응적인 성격 특성에서는 모두 가장 높은 요인 점수를 가진 집단이었기에 집단 3을 '부적응형 성격 집단(Maladaptive personality group)'으로 명명하였다. 이후 원 검사와 단축형 검사의 요인 점수를 바탕으로 적응형 성격 집단, 보통형 성격 집단, 부적응형 성격 집단으로 집단을 분류했을 때 분류하는 정도가 유사한지를 확인하기 위하여 교차표를 사용하여 비교하였다. 교차표는 표 7과 같다.

교차표를 확인했을 때 원척도와 단축형 척도가 일치하는 정도를 알 수 있는 퍼센트 일치도 계수(Percent agreement coefficient)는 86.89%로 높은 수준의 일치도를 보였고, Cohen's kappa 계수는 .778로 상당한 수준의 일치도(Landis & Gary, 1977)를 보였다. 이는 원 검사를 바탕으로 분류한 잠재 집단 분류와 단축형 검사로 분류한 잠재 집단 분류가 매우 높은 유사성이 있다는 의미이며, 이는 단축형 검사가 잠재적인 집단 분류에서도 원 검사의 정보를 잘 반영하고 있다고 판단하였다.

표 7. BDPI-SF와 BDPI 원척도의 잠재집단 분류 교차표

	BDPI-SF			전체	
	적응형	보통형	부적응형		
BDPI 원척도	적응형	177 (16.71%)	25 (2.36%)	0 (0%)	202 (19.07%)
	보통형	43 (4.06%)	505 (47.69%)	44 (4.15%)	592 (55.9%)
	부적응형	0 (0%)	29 (2.74%)	236 (22.29%)	265 (25.02%)
전체	220 (22.77%)	559 (52.79%)	280 (26.44%)	1,059 (100%)	

BDPI-SF의 잠재 집단에 따른 성격 점수 비교

이후 잠재 집단에 따른 10개의 요인점수 차이를 다변량분산분석을 실시하여 검증하였다. 잠재 집단을 독립변인, 요인점수를 종속변인으로 하여 집단에 따라 요인의 점수차이가 유의미한지를 검증하였다. 이 때 일반적 성격 특성인 외향-내향성(EXI), 수용성(AGB), 성실성(CON), 개방성(OPN), 정서안정성(EMS)과 부적응적 성격특성인 대인회피성(DET), 자기중심성(EGO), 조절취약성(DIS), 사고/지각 특이성(PSY), 부정정서성(NEG)은 이론적 배경으로 서로 독립적인 차원이며, 전체 문항을 2요인 탐색적 요인분석을 실시할 때에는 일반 성격특성과 부적응 성격특성이 분리되어 각각 1요인(일반 성격특성)과 2요인(부적응 성격특성)에 대부분의 문항이 할당되었고, 확인적 요인분석을 실시할 때에는 경험적 모형 합치도가 수용할 수 없는 수준의 수치(RMSEA = .054(.053 - .054), CFI = .578, TLI = .573, SRMR = .118)를 보였으며(박두진, 2019), 각 요인 간 상관이 통계적으로 높지 않은 등(김명기 외.

2020), 두 성격 특성의 독립성이 통계적으로도 증명되었기 때문에, 일반 성격 5요인과 부적응 성격 5요인을 별도로 분석하였다.

일반적 성격특성의 다변량분산분석 결과 분산의 동일성 검정을 위한 Box's M 동일성 검정에서 잠재 집단이 등분산 가정을 충족하지 못하였기 때문에[F(30, 1592788.99)=4.05. $p < .01$], Pillai의 트레이스 값을 확인하였다. 그 결과 잠재 집단에 따라 일반적 성격 특성 점수에서 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다[Pillai의 트레이스 = .228, $F(10, 2106)=27.067$. $p < .001$, 부분 $\eta^2 = .114$]. 또한 외향-내향성[F(2, 1056)=39.942, $p < .01$], 수용성[F(2, 1056)=57.156, $p < .01$], 성실성[F(2, 1056)=41.104, $p < .01$], 개방성[F(2, 1056)=14.427, $p < .01$], 정서안정성[F(2, 1056)=99.238, $p < .01$]에 대한 일변량 효과가 모두 유의한 것으로 나타났다. 사후 검정을 실시할 때, 등분산 검정을 위한 Levene 검정에서 성실성(CB)을 제외한 모든 일반적 성격 특성에서 등분산성이 충족되지 않았기 때문에, 성실성(CB) 요인에 대한 사후 검정은 Scheffé 방법을 사용하였고 나머지 4개

표 8. BDPI-SF의 잠재 집단에 따른 통계량 및 다변량분석 결과(일반적 성격 특성)

	집단 1	집단 2	집단 3	F	사후 검정
	적응형 성격 집단 (N=220)	보통형 성격 집단 (N=559)	부적응형 성격 집단 (N=280)		
	M(SD)	M(SD)	M(SD)		
외향성-내향성 (EXI)	.19(.37)	-.05(.32)	-.04(.40)	39.942***	1>2=3
수용성 (AGB)	.09(.13)	-.02(.13)	-.04(.16)	57.156***	1>2=3
성실성 (CON)	.16(.31)	-.05(.29)	-.04(.31)	41.104***	1>2=3
개방성 (OPN)	.05(.36)	-.05(.28)	.06(.32)	14.427***	1=3>2
정서안정성 (EMS)	.18(.2)	-.04(.19)	-.07(.25)	99.238***	1>2=3

주. *** $p < .001$

요인에 대하여 Games-Howell 방법을 사용하여 사후 검정을 실시하였다. 분석한 결과는 표 8에 제시하였다. 사후 검정 결과 모든 성격 요인 점수에서 적응형 성격 집단의 점수가 다른 두 집단보다 높았으며, 개방성 점수에서는 부적응형 성격 집단의 점수가 더 높지만 통계적으로 유의한 차이는 나타나지 않았다. 또한 개방성 점수를 제외한 모든 일반적 성격 특성에서는 보통형 성격 집단과 부적응형 성격 집단에서 유의한 점수 차이가 나타나지 않았다.

부적응적 성격특성의 다변량분산분석 결과 분산의 동일성 검정을 위한 Box's M 동일성 검정에서 잠재 집단이 일반적 성격특성과 마찬가지로 등분산 가정을 충족하지 못하였기 때문에 [F(30, 1592788.99)=7.688, $p < .01$], Pillai의 트레이스 값을 확인하였다. 그 결과 잠재 집단에 따라 부적응적 성격 요인 점수에서 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다[Pillai의 트레이스=.798, F(10, 2106)=139.738, $p < .001$, 부분 $\eta^2 = .399$]. 또한 대인회피성[F(2, 1056)=1676.413, $p < .01$], 자기중심성[F(2, 1056)=579.162, $p < .01$], 조절취약성[F(2,

1056)=1659.305, $p < .01$], 사고/지각 특이성[F(2, 1056)=1642.495, $p < .01$], 부정정서성[F(2, 1056)=1550.814, $p < .01$]에 대한 일변량 효과가 모두 유의한 것으로 나타났다. 등분산 검정을 위한 Levene 검정에서 모든 부적응적 성격 요인에서 등분산성이 충족되지 않았기 때문에 모든 부적응적 성격 요인의 사후 검정에 Games-Howell 방법을 사용하였다. 분석한 결과는 표 9에 제시하였다. 사후 검정 결과 모든 각 집단에 따른 부적응적 성격 요인 점수가 통계적으로 유의한 차이를 보였다. 또한 그림 2에서 확인할 수 있듯이, 모든 부적응적 성격특성의 요인 점수에서 집단 3(부적응형 성격 집단)이 가장 높은 점수를 보이고 있고, 집단 1(적응형 성격 집단)이 가장 낮은 점수를 보이고 있다.

BDPI-SF 잠재집단에 따른 SAPAS-SR 점수 차이

BDPI-SF의 잠재집단의 결과변인으로 기존 BDPI의 예측 타당도를 확인하기 위해 사용되었

표 9. BDPI-SF의 잠재 집단에 따른 통계량 및 다변량분석 결과(부적응적 성격 특성)

	집단 1	집단 2	집단 3	F	사후 검정
	적응형 성격 집단 (N=220)	보통형 성격 집단 (N=559)	부적응형 성격 집단 (N=280)		
	M(SD)	M(SD)	M(SD)		
대인회피성 (DET)	-.6(0.23)	-.03(0.18)	.53(0.27)	1676.413***	3>2>1
자기중심성 (EGO)	-.22(0.12)	-.02(0.12)	.21(0.18)	579.162***	3>2>1
조절취약성 (DIS)	-.54(0.22)	-.03(0.17)	.48(0.23)	1659.305***	3>2>1
사고/지각 특이성 (PSY)	-.53(0.22)	-.03(0.16)	.48(0.24)	1642.495***	3>2>1
부정정서성 (NEG)	-.46(0.19)	-.02(0.15)	.41(0.21)	1550.814***	3>2>1

주. *** $p < .001$

표 10. BDPI-SF의 잠재 집단에 따른 SAPAS-SR 점수 차이 검증 결과

변수	SAPAS-SR 점수	
	M	SD
적응형 성격 집단	1.52	1.23
보통형 성격 집단	2.71	1.76
부적응형 성격 집단	4.43	2.02
전체	2.29	1.97
χ^2	388.234***	
사후 검증	3>2>1	

주. 1: 적응형 성격 집단, 2: 보통형 성격 집단, 3: 부적응형 성격 집단, *** $p < .001$

던 한국판 축약표준성격평가-자기보고형(SAPAS-SR) 점수를 사용하여 3-step 접근법을 통해 잠재프로파일 회귀분석을 실시하였다. 그 결과는 표 10에 제시하였다. 잠재 집단에 따른 SAPAS-SR 점수에 유의미한 차이가 있었다($\chi^2 = 388.234, p < .001$). 부적응형 성격 집단이 가장 SAPAS-SR 평균 점수가 높았고(4.43), 그 다음으로 보통형 성격 집단(2.71), 적응형 성격 집단(1.52) 순서였다. 이 점수 차이는 모두 통계적으로 유의했다.

논 의

본 연구는 한국형 다차원 성격검사 단축형(BDPI-SF)을 바탕으로 사람 중심의 접근인 잠재프로파일 분석을 실시하여 원척도의 잠재 집단과의 유사성과, 집단별 특성을 탐색하는 것을 목적으로 하였다. 본 연구 결과에 대한 요약과 논의는 다음과 같다.

첫째, 본 연구에서는 BDPI의 잠재프로파일 분석을 실시하여 세 개의 집단으로 분류되는 것을 확인하였다. 정보 준거 합치도인 AIC, BIC, SABIC의 경우 집단의 수가 늘어나면서 점차 줄어드는 것을 알 수 있었고, 분류 일치도를 보여

주는 엔트로피 지수는 모든 집단에서 0.8 이상의 양호한 수치를 보였다(Celeux & Soromenho, 1996; Tein, et al., 2013). 또한 4개 집단에서 LMR 지수가 영가설을 수렴하여 3개의 집단이 모형합치도에서 적절한 수준이라고 나타났으며, 집단에 따른 점수 패턴을 확인하였을 때 명명파 해석이 용이하여 3개의 집단으로 결정하였다. 3개 집단은 ‘적응형 성격 집단(Well-adjusted personality group)’, ‘보통형 성격 집단(Ordinary personality group)’, ‘부적응형 성격 집단(Maladaptive personality group)’으로 명명하였다. 적응형 성격 집단은 일반적 성격 특성에서 개방성 부분을 제외하고 상대적으로 가장 높은 점수를 가진 집단으로 나타났으며, 부적응적인 성격 특성에서는 상대적으로 가장 낮은 집단으로 나타났다. 보통형 성격 집단의 경우 일반적 성격 특성에서는 가장 낮은 점수를 가졌지만, 평균과 가까운 점수를 가졌으며, 부적응적 성격 특성에서는 5개 요인 모두 중간 수준의 점수를 가졌다. 부적응형 성격 집단의 경우 부적응 성격 5요인에서 가장 높은 수준의 점수를 가진 집단이었다. 이러한 결과는 성격을 바탕으로 잠재적인 집단을 분류하고자 하는 연구가 부족한 상황에서 다차원적인 성격 특성을 활용하여 사람 중심 접근을 시도하여 얻은 타당화 검증의 결과다. 성격 5요인 모형을 바탕으로 잠재프로파일 분석을 시도한 기존 연구(Merz & Roesch, 2011; Perera et al., 2015; Wall et al., 2019)를 고찰한 오현성(2020)은 각 선행연구의 문헌적 고찰을 위해 선행 연구에서 나타난 잠재 집단을 정리하여 확인한 결과 “Well-adjusted”(낮은 신경증 점수를 가지고 있으며, 높은 수준의 외향성, 수용성, 성실성, 개방성 점수를 가진 잠재 집단), “Ordinary”(5개의 성격 특성이 모두 중간 수준인 잠재 집단), “Rigid”(높은 신경증 점수를 가지고 있으며, 낮은 수준의 외향성, 수용성, 성실성, 개방성 점수를 가진 잠재 집단), “Excitable”(높은 수준의 신경증과 개방성 점수를 가지고 있으며, 중간 이상의 외향성, 수용성, 성실성을 가진 잠재집단)이라는

집단이 균일하게 나타남을 확인하였기에 이후 후속 연구에서도 본 연구의 잠재 프로파일과 균일한 성격 특성이 나타남을 확인해야 하며, 본 연구의 잠재집단 분류가 후속 연구에서 균일하게 나타나는 경우 국내 성격 연구에서 다차원적인 성격 특성을 바탕으로 연구를 하고자 할 때 참고가 될 수 있는 결과가 될 것이다.

둘째, BDPI-SF의 잠재프로파일 분석을 실시하여 BDPI-SF가 BDPI 원 검사와 마찬가지로 세계의 잠재 집단으로 분류 되는 것을 확인하였다. 모형 합치도의 경우 집단의 수가 늘어날수록 정보 준거 합치도인 AIC, BIC, SABIC는 점차 줄어드는 것을 알 수 있었고, 분류 일치도를 보여주는 엔트로피는 모든 집단에서 0.8 이상의 양호한 수치를 보였다(Celeux & Soromenho, 1996; Tein, et al., 2013). 더 적은 수의 집단의 모형과 비교하는 지수인 LMR, BLRT를 확인해보았을 때 6개 집단 모형까지 모두 적절한 모형이라 나타났기 때문에 각 모형에서 집단에 따른 점수 패턴을 확인하여 명명과 해석을 용이하게 하기 위해 3개의 집단으로 결정을 하였다. 이 때 원 검사와 각 집단 점수 패턴이 유사함을 확인하여 BDPI-SF의 집단을 원 검사의 잠재 집단과 동일하게 ‘적응형 성격 집단(Well-adjusted personality group)’, ‘보통형 성격 집단(Ordinary personality group)’, ‘부적응형 성격 집단(Maladaptive personality group)’으로 명명하였다.

셋째, BDPI-SF를 바탕으로 분류한 잠재 집단은 BDPI 원 검사의 잠재 집단 분류와 유사한 점수 패턴을 가지고 있었으며, 분류 정확도도 일정 수준으로 일치했다. BDPI-SF와 BDPI의 잠재프로파일 분석으로 나타난 각 집단별 요인 점수 패턴이 그래프로 확인했을 때 유사하게 나타났으며, 교차표를 작성하여 백분율 일치도 계수(Percent agreement coefficient)와 Cohen’s kappa(Cohen, 1960)를 산출한 결과 백분율 일치도 계수는 86.89%의 높은 수준으로 나타났고, Cohen’s kappa는 .778로 상당한 수준의 일치도(Landis & Gary, 1977)를 보였다. 이는 문항반응이론을 바탕

으로 문항 선별을 하여 요인 구조의 타당성이 확인된(최정옥 외, 2021) 단축형 검사가 요인구조 뿐만이 아니라 잠재적인 집단 분류에서도 원 검사의 정보를 잘 반영하고 있다는 것을 의미한다. 따라서 단축형 검사는 변수 중심 접근법과 사람 중심 접근법 모두에서 원 검사와 비슷한 정보를 제공함을 확인하였다. 이는 많은 문항을 가지고 있는 BDPI 원 검사를 사용하기 힘든 현장에서 BDPI-SF를 사용하여도 타당하게 성격을 측정할 수 있다는 의미다.

넷째, 본 연구에서는 잠재 집단을 유의하게 변별하는 성격 요인을 확인하였다. BDPI-SF 응답을 바탕으로 잠재 집단을 독립변수, 일반 및 부적응 성격 5요인을 각각 종속변수로 하여 다변량분산분석을 실시한 결과, 집단에 따른 점수의 차이가 통계적으로 유의하였다. 일반 성격 5요인의 경우, 적응형 성격 집단이 다른 두 집단보다 외향-내향성, 수용성, 성실성, 정서안정성 점수가 높았다. 보통형 성격 집단과 부적응형 성격 집단은 개방성 요인에서 통계적으로 유의한 점수 차이가 나타났다. 한편 부적응 성격 5요인의 경우, 모든 요인에서 세 집단 간 점수 차이가 통계적으로 유의하였고, 부적응형 성격 집단, 보통형 성격 집단, 적응형 성격 집단 순으로 점수가 높았다. 다음으로, 잠재 집단에 따른 결과 변인을 SAPAS-SR로 두고, 3-step 접근법을 통해 잠재프로파일 회귀모형을 실시하였다. 그 결과, 잠재 집단에 따라 SAPAS-SR 평균 점수가 유의하게 달랐는데 부적응형 성격 집단($M=4.43$), 보통형 성격 집단($M=2.71$), 적응형 성격 집단($M=1.52$) 순으로 SAPAS-SR 평균 점수가 높았다. 본 결과는 대인회피성, 자기중심성, 조절취약성, 사고/지각 특이성, 부정정서성 등 부적응 성격 5요인이 성격장애가 있거나 성격장애 경향성이 높은 부적응형 성격 집단을 다른 두 집단과 변별하는데 특히 의미있는 지표임을 시사한다.

다섯째, 본 연구는 차원적 접근을 통해 잠재 집단을 분류하였다. 성격 5요인 점수로 대학생 활 적응 수준을 탐색하였던 Perera와 McIlveen의

연구(2017)나 성격 5요인 점수와 어둠의 삼원(Dark Triad), D 유형 성격 점수를 바탕으로 잠재 집단을 분류하여 집단에 따른 마키아벨리즘, 나르시즘, 사이코패스나 부정적인 정서, 사회적 제한 특성이 높은 집단을 분류한 Wall 외의 연구(2019)와 다르게 본 연구에서는 차원적 관점에 기반한 BDPI 검사로 사람의 성격을 측정할 자료를 사용하였다. 임상 현장에서 보편적으로 통용되는 정신질환 진단체계인 정신질환의 진단 및 통계 편람 제 5판(Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders-5, DSM-5)의 성격장애에 대한 대안적 모델(Alternative Model for Personality Disorder, AMPD)과 국제질병분류 11차판(International Classification of Diseases-11, ICD-11)이 도입되면서 차원적 관점에 기반한 성격 진단 및 평가가 본격적으로 이루어지고 있다. 양 진단체계는 다섯 개의 병리적 성격 특질을 제시하는데, DSM-5의 AMPD는 애착상실(Detachment), 적대성(Antagonism), 탈억제(Disinhibition), 정신병적 경향성(Psychoticism), 부정적 정서성(Negative Affectivity)을 제시하며, ICD-11의 Detachment, Antagonism, Disinhibition, Anankastia, Negative Affectivity를 내세우고 있다. 각 진단체계에서 제시하는 성격 특질 구성에서 일부 요인이 상이하거나 대체로 일치하는 것으로 보고되며(Bach et al., 2017), 성격장애 진단을 위해 부적응적으로 변형된 다섯 개의 성격 특질을 강조한다는 점에서 맥을 같이 한다. 최근 여러 연구를 통해 두 체계에서 제시하는 성격 특질과 성격장애 간의 관련성이 검증되고 있다(홍태화, 김율리, 황순택, 2018; Cho, Han, & Choi, in writing; Few et al., 2013; Maples et al., 2015). 홍태화 등(2018)의 연구에서 조현형 성격장애는 정신병적 경향성과, 반사회성 및 자기애성 성격장애는 탈억제와, 경계선 및 강박성 성격장애는 부정적 정서성과, 회피성 성격장애는 애착상실과 다소 높은 수준의 정적 상관관계가 있는 것으로 나타났다. Cho 등(in preparation)은 SAPAS-SR 4점 이상인 성격장애 경향성 집단이 비임상 집단 보다 부적응 성

격 특성 5요인의 점수가 유의하게 높음을 확인하였다. Few 등(2013)의 연구에 의하면 AMPD에서 제시하는 두 가지 성격장애 진단 기준(성격 기능 수준, 병리적 성격 특질) 중 병리적 성격 특질이 성격 기능 수준보다 DSM-IV에서 제시되었던 개별적인 성격장애 유형에 대한 예측력이 높은 것으로 보고된다. 이러한 결과는 부적응 성격 특성 5요인이 성격장애의 진단과 예측에 중요한 지표임을 시사하는 본 연구 결과를 뒷받침 하는 것으로, BDPI-SF의 부적응 성격 5요인은 성격장애 경향성을 변별하는데 유용한 지표로 활용될 수 있겠다.

본 연구는 아래와 같은 제한점이 있다. 먼저 본 연구에서 실시한 잠재프로파일 분석은 BDPI의 상위 10개 요인을 활용하였다. 따라서 BDPI 원 검사에서 포함하는 상위 10개 요인과 하위 33개 요인으로 구성된 지표로 분석했을 때 다른 결과가 도출될 수 있다. BDPI-SF의 문항은 상위 요인 별 구성 문항의 수가 3~4개로 구성되어 있지만, 외향-내향성 요인의 하위 요인은 각각 활력, 사고, 주도, 내향으로 구성되어 각 하위 요인의 대표 문항은 서로 다른 특징을 가진 요인이다. 이러한 특징은 대표 문항만으로 구성된 BDPI-SF가 낮은 내적 일관성 지수를 보고한다는 점에서 통계적으로도 확인할 수 있다. 따라서 33개의 하위 요인 점수에 따른 잠재 집단은 다른 결과를 나타낼 수 있다. 추후 BDPI 원 검사를 활용한 연구에서는 33개 하위 요인을 모두 반영하여 잠재 집단을 분류할 필요가 있다.

둘째, 본 연구에서는 잠재프로파일 분석을 실시하였고, 집단 명명과 해석의 용이성 등을 고려하여 적응형, 보통형, 일반형 집단을 도출하였다. 이는 BDPI 원 검사의 잠재 집단과 점수 패턴이 유사하며, 분류의 정확도 역시 일치하는 결과이다. 다만 BDPI는 성격을 차원적으로 측정하는 성격 검사이나, 본 연구 결과는 세 개의 집단으로 모든 개인의 성격을 설명할 수 있다는 왜곡된 해석의 위험성이 있다. BDPI 원 검사는 점수체계를 5단계로 세분화하여 각 요인의 점수

대별로 보이는 특성을 상세하게 제시하고 있다. 또한 요인 조합에 따라 개인이 보이는 사고 및 행동 양상이 달라질 수 있기에(예, 외향-내향성 점수가 높으면서 대인회피성이 높은 사람, 외향-내향성 점수가 낮으면서 대인회피성이 높은 사람 등), 전체 요인의 조합을 고려하여 응답자에게 결과 해석을 제공한다. 따라서 개인의 성격에 대한 폭넓은 설명을 위해 후속 연구에서는 원 검사의 세분화된 점수체계를 활용하여 집단을 분류할 필요가 있다.

셋째, 잠재 집단에 따른 다른 변인의 차이를 확인할 필요가 있다. 본 연구에서는 척도 타당화 연구에서 사용한 자료를 이용하였기 때문에 성격 장애에 대한 예측 타당도를 확인하기 위해 SAPAS-SR 척도만을 사용하였으나, BDPI의 잠재 집단 연구가 여러 분야에서 활용되기 위해선 우울 및 불안집단, 대인관계 문제 등 다른 변인과 잠재 집단 간의 관계를 파악할 필요가 있다. 추후 연구에서는 성격 장애 외에도 임상, 인사선발, 교육 등에 영향을 미치는 다른 변인과 같이 측정하여 BDPI 잠재 집단 분석의 유용성을 평가할 필요가 있다.

넷째, 성격장애 경향성이 높거나 성격장애 진단을 받은 임상군을 대상으로 한 타당화 연구가 필요하다. 본 연구 결과를 통해 성격장애 혹은 성격장애 경향성 변별에 부적응 성격 5요인이 유용한 지표가 될 가능성을 고려해볼 수 있다. 그러나 BDPI 원 검사는 일반군을 대상으로 타당화 작업이 이루어졌으며, 본 연구에서도 일반군을 대상으로 데이터 수집 및 분석을 진행하였다. 따라서 본 연구 결과를 임상 장면에서 적용하기 위해서는 임상군을 대상으로 재검증이 필요하다. 후속 연구를 통해 부적응 성격 5요인을 성격장애 여부를 가늠하는 하나의 지표로 활용할 수 있을 것으로 기대된다.

마지막으로 피검자의 태도나 응답 경향을 파악하여 과대 혹은 과소보고를 탐지하는 방안 마련을 위한 후속 연구가 필요하다. 33문항으로 큰 정보 손실 없이 원 검사가 측정하는 성격특

성을 정확하게 측정(최정욱 외, 2021)할 수 있는 것은 BDPI-SF의 가장 큰 장점 중 하나로, 많은 문항 수로 인한 심리적 불편감이나 무성의한 반응을 감소시킬 수 있을 것으로 기대된다. 다만 자기보고형 검사의 특성 상 피검자의 편향을 피하기 어렵다. 즉, 자신의 성격특성에 대한 과대 혹은 과소 보고 가능성이 존재한다. 더욱이 성격을 측정하는 검사의 특성 상 문항이 측정하고자 하는 바를 피검자가 비교적 쉽게 간파할 수 있기에 피검자의 태도와 응답 경향을 파악하는 것은 중요하다. 이에 추후 연구에서 타당도 척도와 같이 응답의 타당성 및 신뢰도를 파악할 수 있는 방안 마련이 필요하겠다.

BDPI 원 검사는 성격 5요인 혹은 병리적 성격 특성에 대한 정보만을 제공하는 기존의 성격 검사와 달리 개인의 일반 성격 특성과 부적응 성격 특성을 종합적으로 측정한다는 점에서 차별점을 지니고 있다. 성격 특성에 대한 다차원적인 평가를 통해 개인이 일상을 살아가는데 도움이 되는 특성과 그렇지 않은 특성을 포괄적으로 살피고, 이를 임상 및 상담, 교육, 인사선발 등 다양한 맥락에서 활용할 수 있다. 예를 들어, 임상 및 상담 장면에서 내담자의 기질과 주어진 환경이 상호작용을 고려하여 부적응 성격 특질이 나타난 이유를 이해하고, 이를 사례개념화와 치료 계획 수립에 적용할 수 있다. 교육이나 기업 장면에서는 BDPI가 제공하는 정보에 기반하여 개인의 성격 특성과 현 적응 수준을 파악할 수 있다. 더 나아가 발전 혹은 변화를 위해 개인 차원에서 노력할 수 있는 부분과 조직 차원에서 제공해야 하는 개입의 방향(예, 교육/업무 환경, 교우/동료와의 관계 등)을 설정하는데 활용될 수 있다. 본 연구는 BDPI-SF 개발 연구의 후속 연구로, 잠재프로파일 분석을 통해 BDPI-SF가 원 검사와 동등하게 전반적으로 세 개의 잠재 집단으로 분류됨을 확인하였다. 특히, 세 집단 중 부적응 성격 5요인의 평균 점수가 다른 집단에 비해 높았던 부적응형 성격 집단이 다른 두 집단에 비해 성격장애 경향성이 높은

것으로 나타났다. 이는 임상 장면에서 BDPI-SF의 활용 가능성을 시사하는 결과로, 원 검사 실시가 제한적인 상황에서 개인 성격특성에 대한 효율적인 평가 대안으로 BDPI-SF가 활용될 수 있을 것으로 기대된다.

저자 소개

최상민은 한림대학교 심리학에서 석사학위 재학 중이다. 주요 연구 관심사는 심리측정, 문항 반응이론, 혼합모형, 성장모형이다.

조은실은 고려대학교 심리학부에서 박사학위 과정을 수료하였다. 주요 연구 관심사는 성격 평가, 정서조절 등이다.

박용천은 고려대학교 심리학과 임상 및 상담심리학 전공으로 박사학위를 받았으며 현재 고려대학교 KU마음건강연구소에서 연구교수로 재직중이다.

최기홍은 University of Nebraska-Lincoln에서 심리학 박사학위를 받았으며, 현재 고려대학교 심리학부 교수로 재직 중이다. 주요 연구 관심사는 근거기반 심리치료 효과 검증, 심리검사 개발과 타당화이다.

서동기는 University of Minnesota Twin-cities에서 심리학 박사학위를 받았으며, 현재 한림대학교 심리학과 교수로 재직 중이다. 주요 연구 관심사는 심리측정과 심리검사 개발에서 문항 반응이론(item response theory)을 이용한 컴퓨터 기반 맞춤형 검사(computerized adaptive testing)의 구현과 적용이다.

참고문헌

- 김명기, 이상준, 한여울, 박두진, 최기홍, 서동기 (2020). 한국형 다차원 성격검사(Bright and Dark Personality Inventory: BDPI)의 개발과 타당화: 일반 성격과 부적응 성격의 통합. *한국심리학회지: 일반*, 39(3), 359-383.
- 김범구, 조아미 (2013). 잠재계층분석(LCA)을 이용한 학업중단 청소년의 유형과 특성. *한국 청소년연구*, 24(3), 5-31
- 김홍석, 최이순, 장효강 (2013). 단축형 사회적 문제해결 검사의 타당화. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 32(3), 611-625.
- 구소희, 맹세호, 조영일. (2020). 3단계 접근법을 활용한 잠재계층모형의 추정. *인문사회* 21, 11(2), 29-44.
- 민병모, 박두진 (2000). NEO PI-R로 본 한국인 5요인 성격구조. *한국심리학회 학술대회 자료집*, 2000(1), 118-119.
- 박두진, 서동기, 최기홍 (2019). 한국형 다차원 성격검사(Big10 Inventory)의 사용자 교본 (User's Manual). 서울: Psychology Based Consulting Grup.
- 서동기, 이순목, 김종남, 최승원, 채정민, 정선호, 조성경, 김명기, Chad Ebesutani (2019). 단축형 심리검사 개발의 측정학적 방법과 타당화: 한국형 역기능우울척도를 중심으로. *한국심리학회지: 일반*, 38(1), 75-102. doi:10.22257/kjp.2019.3.38.1.75
- 양정, 양준영, 이청아, 홍세희 (2019). 성장혼합모형(Growth Mixture Model)을 적용한 은퇴자 우울의 잠재계층 분류 및 영향요인 검증. *조사연구*, 20(1), 45-72.
- 오영교, 차성현. (2018). 대학생의 진로도구준비 유형 분석: 잠재계층분석방법(Latent Class Analysis)을 활용하여. *통계연구*, 23(3), 39-64.
- 오현성, 박명은, 김재철, 조현경 (2020). 대학생의 성격 5요인이 전공만족과 편입의도에 미치는 영향: 잠재프로파일분석(LPA)을 중심으로

- 로. 청소년학연구, 27(12), 307-341.
- 이상준, 한여울, 김효원, 이희재, 박재영, 최기홍, 박두진, 최정욱, 김명기, 서동기 (2019). 다차원 성격검사 도구의 개발과 타당화 예비연구: 일반 성격과 부적응 성격의 통합적 평가. 한국임상심리학회, 36(3), 402-417.
- 이정민, 정혜원. (2016). 잠재프로파일 분석을 통한 청소년의 휴대전화 사용과 의존도 유형 분류 및 관련 변인들의 영향력 검증. 한국청소년연구, 27(2), 121-157.
- 이해인, 박선희 (2019). 한국 청소년의 음주행동 잠재계층 유형 및 예측요인: 잠재계층분석 방법의 적용. *Journal of Korean Academy of Nursing*, 49(6), 701-712.
- 임정아, 조아미 (2018). 잠재프로파일 분석(LPA)을 이용한 부모양육방식 유형과 삶의 목표와의 관계. 한국청소년연구, 29(1), 323-346.
- 전경희, 김성숙. (2019). 수학과 정의적 성취 특성의 잠재프로파일 분석. 교육과정평가연구, 22(2), 319-339.
- 최유경, 최중욱. (2022). 임상군의 MMPI-2, DAS 반응에 대한 잠재프로파일 분석과 판별 연구. 예술심리치료연구, 18(1), 271-289.
- 최정욱, 한여울, 박두진, 최기홍, 서동기 (2021). 한국형 다차원 성격검사 단축형(Bright and Dark Personality Inventory-Short Form: BDPI-SF) 개발. 한국심리학회지: 사회 및 성격, 35(1), 43-67.
- 최지수, 황선주, 배도희, 황순택, 김율리. (2015). 한국판 축약표준성격평가-자기보고형(Self-Report Standardized Assessment of Personality-Abbreviated Scale)의 성격장애 선별 진단의 유용성: 예비타당도 연구. 신경정신의학, 54(4), 534-541.
- 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. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 37(3), 396-410.
- Al-Dajani, N., Gralnick, T. M., & Bagby, R. M. (2016). A psychometric review of the Personality Inventory for DSM-5 (PID-5): Current status and future directions. *Journal of Personality Assessment*, 98(1), 62-81.
- Aldenderfer, M. & Blashfield, R. (1984). *Cluster analysis*. Beverly Hills: Sage publications.
- Allport, G. W., & Odbert, H. S. (1936). Trait-names: A psycho-lexical study. *Psychological Monographs*, 47, i-171.
- Cattell, R. B. (1943). The description of personality: Basic traits resolved into clusters. *The Journal of Abnormal and Social Psychology*, 38, 476-506.
- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5th ed.). Washington, DC: American Psychiatric Publishing.
- 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. doi:10.1177/1073191116676889
- Bach, B., Markon, K., Simonsen, E., & Krueger, R. F. (2015). Clinical utility of the DSM-5 alternative model of personality disorders: Six cases from practice. *Journal of Psychiatric Practice*, 21, 3-25.
- 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.
- Bassi, F. (2011). Latent Class Analysis for Marketing Scale Development. *International Journal of Market Research*, 53(2), 209-230. <https://doi.org/10.2501/IJMR-53-2-209-230>
- Cho, E., Han, Y., & Choi, K. H. (in writing). The

- role of maladaptive aspects of five-factor personality traits and personality pathology index in the assessment of personality pathology.
- Christian Geiser. (2019). Mplus를 이용한 데이터 분석. (김진현, 한지나 역). 서울: 학지사. (원전은 2012년에 출판)
- Clark, L. A. (2007). Assessment and diagnosis of personality disorder: Perennial issues and an emerging reconceptualization. *Annual Review of Psychology*, 58, 227-257.
- Cohen, J. (1960) A Coefficient of Agreement for Nominal Scales. *Educational and Psychological Measurement*, 20, 37-46.
doi:10.1177/001316446002000104
- Collins, L. M. & Lanza, S. T. (2009). Latent class and latent transition analysis: With applications in the social, Behavioral, and health sciences, Hoboken, NJ: Wiley.
- Cortina, J. M. (1993). What is coefficient alpha? An examination of theory and applications. *Journal of Applied Psychology*, 78, 98-104.
- Costa Jr, P. T. & McCrae, R. R.(1992). Four ways five factors are basic. *Personality and Individual Differences*, 13(6), 653-665.
- Costa, P. T., Jr., & McCrae, R. R. (2017). The NEO Inventories as instruments of psychological theory. In T. A. Widiger (Ed.), *The Oxford handbook of the Five Factor Model* (pp. 11-37). Oxford University Press.
- Digman, J. M. (1990). Personality structure: Emergence of the five factor model. *Annual Review of Psychology*, 41, 417-440.
- Ferguson, Sarah & Moore, E. Whitney & Hull, Darrell. (2019). Finding latent groups in observed data: A primer on latent profile analysis in Mplus for applied researchers. *International Journal of Behavioral Development*, 44, 458-468.
doi:10.1177/0165025419881721.
- Few, L. R., Miller, J. D., Rothbaum, A. O., Meller, S., Maples, J., Terry, D. P., ... & MacKillop, J. (2013). Examination of the Section III DSM-5 diagnostic system for personality disorders in an outpatient clinical sample. *Journal of abnormal psychology*, 122(4), 1057.
- Goldberg, L. R. (1990). An alternative description of personality: The big five factor structure. *Journal of Personality and Social Psychology*, 59(6), 26-42.
- Gross, J. J., & Feldman Barrett, L. (2011). Emotion generation and emotion regulation: One or two depends on your point of view. *Emotion Review*, 3(1), 8-16. doi: 10.1177/1754073910380974
- Han, Y., Jang, J., Cho, E., & Choi, K. H. (2021). Investigating how individual differences influence responses to the COVID-19 crisis: The role of maladaptive and five-factor personality traits. *Personality and Individual Differences*, 176, 110786.
doi:10.1016/j.paid.2021.110786
- Holloway, K., Bhullar, N., & Schutte, N. S. (2017). A latent profile analysis of dispositional hope and defense styles. *Personality and Individual Differences*, 114, 151-154.
- Judge, T. A., & LePine, J. A. (2007). The bright and dark sides of personality: Implications for personnel selection in individual and team contexts. In J. Langan-Fox, C. L. Cooper, & R. J. Klimoski (Eds.), *Research companion to the dysfunctional workplace: Management challenges and symptoms* (pp. 332-355). Edward Elgar Publishing.
doi:10.4337/9781847207081.00028
- Gosling, S. D., Rentfrow, P. J., & Swann Jr., W. B. (2003). A very brief measure of the Big-Five personality domains. *Journal of Research in Personality*, 37(6), 504-528.
doi:10.1016/S0092-6566(03)00046-1
- Jung T., Wickrama K. A. S. (2008). An introduction

- to latent class growth analysis and growth mixture modelling. *Social and Personality Psychology Compass*, 2, 302-317.
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: Guilford Press,
- Krueger, R. F., & Tackett, J. L. (2003). Personality and psychopathology: Working toward the bigger picture. *Journal of Personality Disorders*, 17(2), 109-128.
- Landis, J. R. & Koch, G. G. (1977). The measurement of observer agreement for categorical data. *biometrics*, 159-174.
- Leahy, R. L. (2002). A model of emotional schemas. *Cognitive and Behavioral Practice*, 9(3), 177-190. doi: 10.1016/S1077-7229(02)80048-7
- Lo, Y., Mendell, N. R., & Rubin, D. B. (2001). Testing the number of components in a normal mixture. *Biometrika*, 88, 767-778.
- Lubke, G. H., & Muthén, B. (2005). Investigating population heterogeneity with factor mixture models. *Psychological Methods*, 10(1), 21-39.
- Maples, J. L., Carter, N. T., Few, L. R., Crego, C., Gore, W. L., Samuel, D. B., Williamson, R. L., Lynam, D. R., Widiger, T. A., Markon, K. E., Krueger, R. F., Miller, J. D. (2015). Testing whether the DSM-5 personality disorder trait model can be measured with a reduced set of items: An item response theory investigation of the personality inventory for DSM-5. *Psychological Assessment*, 27(4), 1195-1210. doi:10.1037/pas0000120
- Marsh, H. W., Hau, K. T., & Wen, Z. (2004). In search of golden rules: Comment on hypothesis testing approaches to setting cutoff values for fit indexes and dangers in overgeneralizing Hu and Bentler's (1999) findings. *Structural equation modeling*, 11, 320-341. doi: 10.1207/s15328007sem1103_2
- Marsh, H. W., Lüdtke, O., Trautwein, U., & Morin, A. J. (2009). Classical latent profile analysis of academic self-concept dimensions: Synergy of person-and variable-centered approaches to theoretical models of self-concept. *Structural Equation Modeling*, 16, 191-225.
- Masyn, K. E. (2013). Latent class analysis and finite mixture modeling. In T. Little (Eds), *The Oxford Handbook of Quantitative Methods* (551-611). New York, NY: Oxford University Press.
- McCrae, R. R. (2001). Trait psychology and culture: Exploring intercultural comparisons. *Journal of Personality*, 69(6), 819-846. doi:10.1111/1467-6494.696166
- Merz, E. L. & Roesch S. C. (2011). A latent profile analysis of the five factor model of personality: Modeling trait interactions. *Personality and Individual Differences*, 51(8), 915-919.
- Meyer D, Zeileis A, Hornik K (2021). *vc: Visualizing Categorical Data*. R package version 1.4-9.
- Morey, L. C., Skodol, A. E., & Oldham, J. M. (2014). Clinician judgments of clinical utility: A comparison of DSM-IV-TR personality disorders and the alternative model for DSM-5 personality disorders. *Journal of Abnormal Psychology*, 123(2), 398-405.
- Morin, A. J., Boudrias, J. S., Marsh, H. W., McInerney, D. M., Dagenais-Desmarais, V., Madore, I., & Litalien, D. (2017). Complementary variable-and person-centered approaches to the dimensionality of psychometric constructs: Application to psychological wellbeing at work. *Journal of Business and Psychology*, 32(4), 395-419.
- Muthén, B. (2004). Latent Variable Analysis: Growth Mixture Modeling and Related Techniques for Longitudinal Data. In D. Kaplan (Ed.), *Handbook of Quantitative Methodology for the Social Sciences* (pp. 345-368). Newbury Park, CA: Sage.

- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (1998-2017). *Mplus User's Guide*. Eighth Edition.
- Nestadt, G., Costa Jr, P. T., Hsu, F. C., Samuels, J., Bienvenu, O. J., & Eaton, W. W. (2008). The relationship between the five-factor model and latent Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders, personality disorder dimensions. *Comprehensive Psychiatry*, 49(1), 98-105.
- Nunes, A., Limpo, T., Lima, C. F., & Castro, S. L. (2018). Short scales for the assessment of personality traits: Development and validation of the portuguese Ten-Item Personality Inventory (TIPI). *Frontiers in Psychology*, 9, Article 461. doi:10.3389/fpsyg.2018.00461
- Ozer, D.J. and Benet-Martinez, V. (2006). Personality and the prediction of consequential outcomes. *Annual Review of Psychology*, 57, 401-421. doi:10.1146/annurev.psych.57.102904.190127
- Pastor, D. A., Barron, K. E., Miller, B. J., & Davis, S. L. (2007). A latent profile analysis of college students' achievement goal orientation. *Contemporary Educational Psychology*, 32(1), 8-47. doi:10.1016/j.cedpsych.2006.10.003
- Perera, H. N., McIlveen, P., Burton, L. J., & Corser, D. M. (2015). Beyond congruence measures for the evaluation of personality factor structure replicability: An exploratory structural equation modeling approach. *Personality and Individual Differences*, 84, 23-29.
- Team, R. C. (2021). R: A language and environment for statistical computing. *R Foundation for Statistical Computing*, Vienna, Austria.
- Ramaswamy, V., Desarbo, W. S., Reibstein, D. J., & Robinson, W. T. (1993). An Empirical Pooling Approach for Estimating Marketing Mix Elasticities with PIMS Data. *Marketing Science*, 12(1), 103-124.
- Randolph, K. L. & Dahling, J. J. (2013). Interactive effects of proactive personality and display rules on emotional labor in organizations. *Journal of Applied Social Psychology*, 43(12), 2350-2359.
- Smith, M. B., Hill, A. D., Wallace, J. C., Recendes, T., & Judge, T. A. (2018). Upsides to dark and downsides to bright personality: A multidomain review and future research agenda. *Journal of Management*, 44(1), 191-217. doi:10.1177/0149206317733511
- Tein, J. Y., Coxé, S., & Cham, H. (2013). Statistical power to detect the correct number of classes in latent profile analysis. *Structural Equation Modeling*, 20, 640-657.
- Trull, T. J., & Durrett, C. A. (2005). Categorical and dimensional models of personality disorder. *Annual Review of Clinical Psychology*, 1, 355-380.
- Vincent, W. J. & Weir, J. P. (2012). Statistics in Kinesiology (4th Ed). Champaign, IL: Human Kinetics.
- Wall, H. J., Campbell, C. C., Kaye, L. K., Levy, A., & Bhullar, N. (2019). Personality profiles and persuasion: An exploratory study investigating the role of the Big-5, Type D personality and the Dark Triad on susceptibility to persuasion. *Personality and Individual Differences*, 139, 69-76.
- Widiger, T. A., & Trull, T. J. (2007). Plate tectonics in the classification of personality disorder: Shifting to a dimensional model. *American Psychologist*, 62, 71-83.
- Young, J. E., & Lindemann, M. D. (1992). An integrative schema-focused model for personality disorders. *Journal of Cognitive Psychotherapy*, 6(1), 11-23.
- Zachar, P., Krueger, R. F., & Kendler, K. S. (2016). Personality disorder in DSM-5: An oral history. *Psychological Medicine*, 46, 1-10.
- Ziegler, M., Kemper, C. J., & Kruyen, P. (2014). Short scales-Five misunderstandings and ways to overcome them. *Journal of Individual Differences*

한국심리학회지: 사회 및 성격

35, 185-189. doi:10.1027/1614-0001/a000148

1 차원고접수 : 2022. 07. 09.

수정원고접수 : 2022. 08. 22.

최종게재결정 : 2022. 08. 29.

Latent Profile Analysis of Bright and Dark Personality Inventory: Focused on comparison of origin form and short form

Sangmin Choi¹⁾ Eunsil Cho²⁾ Yong-Chun Bahk²⁾³⁾ Kee-Hong Choi²⁾³⁾ Dong-Gi Seo¹⁾

¹⁾Department of Psychology, Hallym University

²⁾School of Psychology, Korea University

³⁾KU Mind Health Institute

In this study, latent profile analysis of Bright and Dark Personality Inventory-Short Form was conducted and verified whether it was equivalent to the latent profile analysis result of the original form. Collected 1,059 people data for BDPI validation study was used, and latent profile analysis was conducted on the 10 high-order factor score of General personality 5 and Maladaptive personality 5 factor. In BDPI original form, latent group was determined as three groups. and BDPI short form's latent group was determined as three groups like the original form. These three groups were named as "well-adjusted personality group", "ordinary personality group", "maladaptive personality group". As a result, the score distribution of each group of the two forms were similar each other like that score distribution was found before, the percentage agreement between the original form and the short form was 86.89%, and the Cohen's kappa coefficient between the original form and the short form was .778, showing a significant level of agreement. The difference in personality scores according to three latent groups of the short form was statistically significant. When the difference in personality scores of the high-order 10 factors according to the latent group was confirmed, the two groups with no score difference in general personality trait showed a significant difference in maladaptive personality trait. The latent groups predict differently Self-Report Standardized Assessment of Personality-Abbreviated Scale(SAPAS-SR) score, which proved prediction validity of BDPI-SF. The score differences according to each group were statistically significant, and the maladaptive personality group predicted the high SAPAS-SR average score. Finally, contributions and limitations of this study were presented in the discussion section.

Keywords : BDPI, BDPI short form, Person-centered approach, Latent profile analysis

부록1. 연구 참여자의 인구통계학적 특성

종류	특성	빈도	%	전체 (결측)
성별	남성	536	50.61	1,059
	여성	523	49.39	(0)
연령대	20대	356	33.62	1,059
	30대	350	33.05	(0)
	40대	353	33.33	
치료이력	없음	124	11.71	1,059
	있음	935	88.29	(0)
지역	서울권	219	20.68	
	경기권(인천 포함)	298	28.14	
	강원권	49	4.63	
	충청권 (세종, 대전 포함)	109	10.29	1,059 (0)
	전라권(광주 포함)	115	10.86	
	경상권 (대구, 울산 부산 포함)	269	25.40	
결혼여부	미혼	613	57.88	
	기혼	429	40.51	1,059
	이혼	16	1.51	(0)
	기타	1	0.09	
근속 연한	0~10년	722	68.18	
	11~20년	300	28.33	1,059 (0)
	21~29년	37	3.49	

부록 2. 잠재프로파일 회귀분석 Mplus 코드

```
TITLE: LPA Regression model of BDPI
DATA: FILE IS S_bdpi_fa.csv;
VARIABLE:
NAMES ARE
      EB AB CB OB NB
      ED AD CD OD ND
      SAPAS;

usevariables are
      EB AB CB OB NB
      ED AD CD OD ND
      SAPAS;

AUXILIARY ARE (DU3STEP) SAPAS;
classes = c(3);

Plot:
type is plot3;
series is EB(1) AB(2) CB(3) OB(4) NB(5)
      ED(6) AD(7) CD(8) OD(9) ND(10);

Model:
      %OVERALL%
      [EB-ND];
      EB-ND (Var1-Var10);

Savedata:
file is lpa3_SAPAS_C.txt ;
save is cprob;
format is free;

OUTPUT: TECH1 TECH11 TECH1
```
