

개인화된 심리적 유연성 검사의 요인구조와 여타 심리측정적 속성: 한국 대학생 표본을 대상으로*

박 정 민

한림대학교
심리학과
석사 졸업

조 용 래[†]


한림대학교
심리학과
교수

심리적 유연성은 개인이 고통과 불편함 속에서도 자신의 가치와 목표에 맞추어 상황들에 적절하게 반응하는 능력을 의미한다. 본 연구는 한국판 개인화된 심리적 유연성 검사(Personalized Psychological Flexibility Index [PPFI])의 요인구조와 여타 심리측정적 속성을 검토하기 위해 국내 대학생 355명을 대상으로 한국판 PPFI와 함께, 심리적 유연성 부족, 경험 회피, 심리적 유연성, 부적 정서, 부적 정서성, 우울증상, 정신적 웰빙을 측정하는 척도들을 실시하였다. 확인적 요인분석 결과는 기존의 3요인 모형들(회피, 수용, 활용)과 이원요인 모형을 지지하지 않았다. 탐색적 요인분석 결과는 한 개 문항이 다른 요인에 부하된 점을 제외하면 원칙도 개발자들이 보고한 3요인 모형과 동일한 구조를 밝혀내었다. 내적 일치도, 수렴 및 변별타당도, 준거 관련 타당도는 모두 대체적으로 양호하였고, 4주 후의 검사-재검사 신뢰도는 수용 가능한 수준을 보였다. 결론적으로, 본 연구는 한국판 PPFI가 한국 대학생들의 심리적 유연성 수준을 비교적 신뢰롭고 타당하게 측정하는 도구임을 시사한다. 마지막으로, 본 연구의 제한점과 의의에 관하여 논의하였다.

주요어 : 심리적 유연성, 개인화된 심리적 유연성 검사, 심리측정적 속성, 요인구조, 활용

* 본 연구는 교신저자의 지도를 받아 완성된 제1저자의 석사학위 논문에 기초하였고, 이 연구의 일부 내용은 한국임상심리학회 주최 2021년 가을학술대회에서 포스터 논문으로 발표되었음. PPFI의 한글 초안을 영어로 역번역하고 최종 번역을 완성하는데 도움을 준 하와이대학교 힐로 캠퍼스 김선영 교수님께 감사드립니다.

† 교신저자(Corresponding Author) : 조용래 / 한림대학교 심리학과 교수 / (24252) 강원특별자치도 춘천시 한림대학길 1/ E-mail : yrcho@hallym.ac.kr.

 Copyright ©2025, Clinical Psychology in Korea: Research and Practice
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.

심리적 유연성은 개인이 고통과 불편함 속에서도 자신의 가치와 목표에 맞추어 상황들에 적절하게 반응하는 능력을 의미한다(Hayes et al., 2012; Kashdan & Rottenberg, 2010). 이는 자기자비, 웰빙, 회복탄력성 등 다양한 정신건강 변인들과 밀접하게 관련된다(Gloster et al., 2017; Hayes et al., 2006; Kashdan & Rottenberg, 2010). 수용전념치료(acceptance and commitment therapy [ACT])에서도 심리적 유연성은 심리적 건강과 적응적인 행동 변화의 핵심적인 요인으로 제안된다(Kashdan et al., 2020).

하지만 지난 20년간 대부분의 연구는 심리적 유연성 자체보다는 심리적 유연성 부족(psychological inflexibility)과 그 하위 프로세스인 경험 회피에 초점을 맞춰왔다(Doorley et al., 2020). 이러한 경향은 심리적 유연성을 측정하기 위해 수용과 행동 질문지(Acceptance and Action Questionnaire [AAQ])와 AAQ-II, 다차원적 경험 회피 척도(Multidimensional Experiential Avoidance Questionnaire [MEAQ]) 및 단축형 경험회피 척도(Brief Experiential Avoidance Questionnaire [BEAQ])가 주로 사용되어 온 것에 기인한다(Doorley et al., 2020). 특히, 심리적 유연성 부족과 경험 회피를 측정하기 위해 개발된 AAQ-II는 초기 의도와 달리 주로 심리적 유연성을 추론하는 데 사용되어 왔으며, 이 과정에서 심리적 유연성 부족 혹은 경험 회피의 부재가 곧 심리적 유연성으로 해석되는 경향이 있었다(Cherry et al., 2021; Rolfs et al., 2018).

이는 심리적 유연성과 심리적 유연성 부족이 하나의 연속선상에 존재하며 양극단에 위치한다는 가정에 기반하지만(김예리, 2024), 최근에는 이러한 가정이 타당한지에 대한 의문

이 제기되고 있다(Ciarrochi et al., 2014). 부정적 특성이 없다는 것이 긍정적 특성이 있다는 것을 반드시 의미하지는 않을 수 있기 때문이다(Wood & Tarrier, 2010). 이와 관련하여, 심리적 유연성은 단순히 결핍의 부재가 아니라 ‘불편한 감정을 수용하면서도 자신의 가치에 따라 행동하고, 상황에 적응하며 적극적으로 목표를 추구하는’ 능동적인 능력이 더 요구된다는 Kashdan 외(2020)의 견해에 주목할 필요가 있다. 더불어, AAQ-II와 BEAQ는 심리적 유연성 부족이나 경험 회피보다는 부적 정서성이나 심리적 고통과 밀접하게 연관되어 있다는 지적이 지속적으로 제기되어 왔다(Akbari et al., 2021; Kashdan et al., 2020; Rochefort et al., 2018; Tyndall et al., 2019; Wolgast, 2014). 따라서 심리적 유연성을 단순히 심리적 유연성 부족의 반대 개념으로 해석하는 것은 그 본질을 놓칠 위험이 있으므로(Kashdan et al., 2020), 이를 더 정확하게 측정하기 위해서는 목표 지향적 행동, 정서의 수용, 불편함 활용 등 심리적 유연성의 다차원적 측면을 포괄할 필요가 있다.

Kashdan 외(2020)는 기존 측정 도구의 한계를 극복하기 위해 개인화된 심리적 유연성 검사(Personalized Psychological Flexibility Index [PPFI])를 개발하였다. 이 척도는 정서 조절의 도구적 접근을 도입하여, 상황적인 고통을 에너지로 사용하는 ‘활용’을 심리적 유연성의 주요 요소로 포함시켰다(김예리, 2024). PPFI에서는 심리적 유연성을 단순히 불편한 감정을 피하거나 억제하는 것이 아니라, 가치 있는 목표를 지속적으로 추구하기 위해 불편함을 수용하고 이를 동기부여로 활용하는 능력으로 여긴다(Kashdan et al., 2020). 이에 따라 Kashdan 외(2020)는 심리적 유연성을 세 가지

핵심 요소로 구분하였다. 첫째, 회피(avoidance)는 개인적으로 의미 있는 목표를 추구할 때 불편한 감정으로 인해 목표 달성을 미루거나 포기하는 수동적인 전략을 의미한다. 둘째, 수용(acceptance)은 목표를 달성하는 과정에서 발생하는 불편함을 인식하고 자연스럽게 받아들이는 능동적인 전략이다. 셋째, 활용(harnessing)은 그러한 불편함을 목표 달성을 위한 동기부여의 자원으로 활용하는 전략이다. 이와 같이 심리적 유연성은 적극적이고 다차원적인 심리적 과정으로 이해되어야 한다(김예리, 2024).

PPFI는 기존 측정 도구들이 법칙정립적 접근을 통해 일반화된 질문과 평가에 의존한 것과 달리, 개별기술적 접근을 채택하여 개인의 특성과 맥락을 더욱 정교하게 반영할 수 있도록 설계되었다(Kashdan et al., 2020). 구체적으로, 이 척도는 응답자에게 개인적으로 의미 있는 목표를 작성하게 한다. 그런 다음, 그 목표를 달성하는 과정에서 경험하는 불편함을 피하는지, 수용하는지, 그리고 이를 활용하는지를 평가한다. 이는 ‘가치 있는 목표를 달성하려고 노력하는’이라는 맥락을 반영함으로써, 심리적 유연성의 정의를 더욱 정확하게 측정할 수 있게 한다.

선행 연구들(손명희, 이희경, 2024; Akbari et al., 2021; Jiang et al., 2024; Kashdan et al., 2020; Xia et al., 2023)은 다양한 연령대와 문화적 배경을 포함하여, 대학생, 다국적 기업 근로자, 지역사회 성인, 암 환자, 의대생 등의 표본을 대상으로 PPFI의 심리측정적 속성을 검증하였다. 연구 결과, PPFI는 부적 정서성, 정신병리, 심리적 고통과의 변별타당도가 입증되었으며, 웰빙, 일상적인 목표 및 삶의 추구 등 적응적인 기능과 밀접한 관련이 있는 것으로 나타났다(Akbari et al., 2021; Jiang et

al., 2024; Kashdan et al., 2020).

종합하면, PPFI는 기존 도구보다 심리적 유연성의 정의에 더 잘 부합하면서도, 응답자의 개별적인 목표와 맥락을 반영할 수 있도록 개발된 최초의 척도로(Doorley et al., 2020; Kashdan et al., 2020), 최근 심리적 유연성을 측정하기 위한 도구로 주목받고 있다. 하지만 국내에서는 본 연구의 토대가 된 제1저자의 학위논문이 완료된 이후에 수행되고 게재된 손명희와 이희경(2024)의 연구 외에 아직 PPFI가 충분히 소개되지 않았으며, 관련 연구들 역시 초기 단계에 있어 PPFI의 심리측정적 속성을 검증할 필요가 있다. 특히, 요인구조와 관련하여, Kashdan 외(2020)와 손명희와 이희경(2024)은 탐색적 요인분석과 확인적 요인분석을 통해 문항 간의 측정오차 상관을 고려하지 않은 3요인(회피, 수용, 활용) 모형이 가장 적합하다고 보고하였다. 반면, Akbari 외(2021)의 페르시아 버전 타당화 연구에서는 일부 문항 간 측정오차 상관을 고려한 3요인 모형이 더 적합하다고 보고되었다. 따라서 국내 표본을 통해 두 가지 3요인 모형의 적합성을 검증할 필요가 있다.

또한, 현재 PPFI의 전체 문항들이 하나의 일반요인(general factor)으로 수렴되는지를 검증한 연구는 부족한 상황이다. 이는 PPFI 총점을 사용하는 것의 타당성을 확보하기 위한 중요한 근거가 될 수 있다. Kashdan 외(2020)는 탐색적 요인분석과 확인적 요인분석을 통해 하위척도(회피, 수용, 활용)가 각각 독립적인 특성을 가지면서도 동시에 심리적 유연성이라는 상위 개념을 설명하는 구조를 제안했다. 연구에서는 PPFI의 총점과 하위척도의 점수를 분석에 사용하여 각각 변인과의 관계를 확인하였다. 하지만, 그러한 제안을 잘 반영하는 것

으로 알려진 이원요인(bifactor) 모형을 적용하여 검증하지는 않았다. 이원요인 모형은 각 문항이 하나의 일반요인과 여러 개의 특수요인에 동시에 부하되는 구조를 설명하며(신나영, 2021; Holzinger & Swinford, 1937), PPF의 총점이 일반요인을 반영하는지, 그리고 각 하위척도가 독립적으로 의미 있는 설명력을 가지는지를 더 명확하게 평가할 수 있는 분석 방법이다. 따라서 PPF 총점의 사용 및 해석에 대한 객관적 근거를 마련하기 위해 이원요인 모형을 별도로 검증하는 추가적인 연구가 필요하다고 생각한다.

본 연구에서는 PPF의 문항들을 국내 실정에 맞게 변안한 다음에, 한국판 PPF의 요인구조를 규명할 목적으로 선행연구들에 기반한 대안 모형들의 적합도를 평가하기 위해 확인적 요인분석과 함께 탐색적 요인분석을 사용하고자 하였다. 또한, 최종 모형을 바탕으로 내적 일치도(Cronbach's α), 검사-재검사 신뢰도, 수렴 및 변별타당도, 준거타당도를 살펴보고자 하였다.

방 법

연구 대상

본 연구를 위하여 2021년 6월부터 8월까지 국내 소재 대학교에 재학 중인 364명이 온라인상으로 자기보고형 질문지들을 작성하였다. 이 중에서 중복응답 및 연령 기준에 부합하지 않는 응답자 9명을 제외한 355명(남자 145명, 여자 210명)의 자료가 분석에 사용되었다. 참가자들의 평균 연령은 22.4세($SD = 2.90$, 범위 = 18-29)였고, 학년별 분포는 1학년 69

명(19.4%), 2학년 68명(19.2%), 3학년 82명(23.1%), 4학년 136명(38.3%)으로 나타났다. 검사-재검사 신뢰도의 측정을 위해 이 참가자들 중 49명(남자 29명, 여자 20명)에게 4주 후 동일한 설문지를 다시 작성하도록 하였다. 이들의 평균 연령은 20.9세($SD = 1.98$ 세, 범위 = 18-27)였다. 본 연구는 한림대학교 생명윤리심의위원회(IRB)의 승인을 받은 후에 진행되었으며(HIRB-2021-049), 참가자들에게는 소정의 답례품을 지급하였다.

측정도구

한국판 개인화된 심리적 유연성 검사 (PPFI)

이 척도는 개인의 심리적 유연성을 측정하기 위해 Kashdan 외(2020)가 개발한 총 15문항으로 구성된 자기보고형 질문지이다. 먼저 응답자에게 ‘자신이 달성하고자 노력하고 있는 목표’를 작성하게 한 다음, 해당 목표를 추구하는 동안 발생하는 고통에 대해 어떻게 반응하는지를 7점 Likert 척도(1점 = 강하게 동의하지 않음, 7점 = 강하게 동의함)로 평정하도록 되어 있다. 본 연구에서는 원저자의 승인을 받은 후에 제1저자가 우리나라 말로 1차 번역을 하였고, 임상심리학 전공 박사과정 대학원생 2인의 검토와 보완을 거친 뒤 교신저자가 수정 보완하였다. 그런 다음, 이중 언어를 유창하게 구사하는 미국 소재 대학교 임상심리학 전공 교수가 영어로 역번역하였으며, 이를 교신저자가 원문과 대조하고 이중 언어자와 상의를 거쳐서 한글 번역을 완료하였다. 한국판 PPF의 문항 내용은 부록 1에 제시되어 있다. Kashdan 외(2020)의 연구에서 내적 일치도(Cronbach's α)는 .76에서

.87로 나타났다.

한국판 수용과 행동 질문지 제2판(Korean Version of the Acceptance and Action Questionnaire- II [K-AAQ- II])

이 척도는 Hayes 외(2004)가 경험 회피 또는 심리적 유연성 부족을 측정하기 위해 개발한 AAQ를 Bond 외(2011)가 개정한 자기보고형 질문지이다. 7점 Likert 척도(1점 = 전혀 그렇지 않다, 7점 = 항상 그렇다)로 평정하며, 점수가 높을수록 경험 회피 또는 심리적 유연성 부족이 높은 수준임을 의미한다. 본 연구에서는 한국판 PPEI의 수렴타당도를 확인하기 위하여, 허재홍 외(2009)가 번안하여 타당화한 척도의 10문항 중 Bond 외(2011)가 제안한 7문항만을 사용하였다. 허재홍 외(2009)가 보고한 내적 일치도(Cronbach's α)는 .85, 본 연구에서는 .82로 나타났다.

한국판 다차원적 경험 회피 질문지 단축형(Korean Version of the Multidimensional Experiential Avoidance Questionnaire-24 [K-MEAQ-24])

이 척도는 다차원적으로 경험 회피를 측정하기 위해 Gámez 외(2011)가 개발한 MEAQ를 이주연과 유성은(2017)이 24문항의 단축형으로 개발한 자기보고형 질문지이다. 이 척도는 회피행동, 고통 혐오, 지연행동, 주의분산/억제, 억압/부인, 고통 감내 등 6요인으로 구성되어 있으며, 6점 Likert 척도(1점 = 전혀 동의하지 않음, 6점 = 전적으로 동의함)로 평정한다. 이주연과 유성은(2017)이 보고한 내적 일치도(Cronbach's α)는 .82, 본 연구에서도 .82로 나타났다.

심리적 유연성 척도(Psychological Flexibility Questionnaire)

이 척도는 수용전념치료(ACT)에서 파생된 심리적 유연성 모델에 기초하여 심리적 유연성을 측정하기 위해 김정란(2020)이 개발한 자기보고형 질문지이다. 총 18문항으로, 개방성, 알아차림, 자발성 등 3요인으로 구성되어 있으며, 5점 Likert 척도(1점 = 전혀 그렇지 않다, 5점 = 항상 그렇다)로 평정한다. 본 연구에서는 수렴타당도를 확인하기 위해 사용하였다. 김정란(2020)이 보고한 내적 일치도(Cronbach's α)는 .86, 본 연구에서는 .79로 나타났다.

한국판 정적 정서 및 부정 정서 척도(Korean Version of the Positive and Negative Affect Scale [K-PANAS])

이 척도는 정적 정서 경험과 부정 정서 경험을 측정하기 위해 Watson 외(1988)가 개발한 자기보고형 질문지이다. 정적 정서 10문항, 부정 정서 10문항으로 구성되어 있으며, 응답자는 지난 1주일간 느낀 각 기분의 정도를 5점 Likert 척도(1점 = 전혀 그렇지 않다, 5점 = 매우 많이 그렇다)로 평정한다. 본 연구에서는 변별타당도를 확인하기 위해 이현희 외(2003)가 번안 및 타당화한 20개 문항 중 요인분석 결과가 예상과 다른 방향으로 나타난 1개 문항을 조용래(2007)가 보완하여 요인타당도를 입증한 한국판 PANAS의 부정 정서 10문항을 사용하였다. 조용래(2007)가 보고한 부정 정서 하위척도의 내적 일치도(Cronbach's α)는 .84, 본 연구에서는 .83으로 나타났다.

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

BDPI는 다차원적으로 성격을 평가하기 위하여 박두진 외(2019)가 개발하고 이상준 외(2019)가 타당화한 자기보고형 성격검사이다. BDPI-SF는 원 검사와 동일한 요인구조로 이루어진 단축형 검사로 최정욱 외(2021)가 개발하였다. 일반 성격특성 5요인(16문항)과 부적응 성격특성 5요인(17문항)을 측정하는 문항으로 구성되어 있으며, 4점 Likert 척도(1점 = 전혀 아니다, 4점 = 매우 그렇다)로 평정한다. 본 연구에서는 변별타당도를 확인하기 위해 부적응적 성격특성 중 부적 정서성에 해당하는 4 문항만을 사용하였다. 최정욱 외(2021)가 보고한 BDPI-SF의 부적 정서성 하위척도의 내적 일치도(Cronbach's α)는 .65, 본 연구에서는 .51 이었다.

한국판 CES-D(Center for Epidemiologic Studies Depression Scale [CES-D])

이 척도는 우울증상을 측정하기 위하여 Radloff(1977)가 개발한 자기보고형 질문지로, 20개 문항을 4점 Likert 척도(0점 = 거의 드물게, 3점 = 거의 대부분)로 평정한다. 전체 문항 중 4개(4, 8, 12, 16)는 역채점 문항이며, 점수의 범위는 0 - 60점으로, 점수가 높을수록 응답자가 더 심한 우울증상을 경험하는 것을 의미한다. 본 연구에서는 기존에 개발된 세 가지 한국판 CES-D를 기초로 하여 전경구 외(2001)가 개발한 통합적 한국판 CES-D를 사용하여 한국판 PPF의 준거타당도를 확인하였다. 전경구 외(2001)가 보고한 내적 일치도(Cronbach's α)는 .91, 본 연구에서는 .89로 나타났다.

한국판 단축형 정신적 웰빙 척도(Korean Version of the Mental Health Continuum Short Form [K-MHC-SF])

이 척도는 Keyes 외(2008)가 정신적 웰빙 수준을 측정하기 위해 개발한 자기보고형 질문지이다. 총 14문항으로 정서적 웰빙, 심리적 웰빙 및 사회적 웰빙의 3개의 요인으로 구성되어 있고, 6점 Likert 척도(0점 = 전혀 없음, 5점 = 매일)로 평정하며, 점수가 높을수록 정신적 웰빙의 정도가 높음을 의미한다. 본 연구에서는 임영진 외(2012)가 타당화한 척도를 사용하여 한국판 PPF의 준거타당도를 검증하였다. 임영진 외(2012)가 보고한 내적 일치도(Cronbach's α)는 .93, 본 연구에서는 .90로 나타났다.

연구 모형

확인적 요인분석(Confirmatory Factor Analysis [CFA])을 시행하기 위하여, 선행연구 결과와 이론적 토대를 기초로 하여 3가지 요인모형들을 구체화하였다(그림 1). 각 요인 모형에 대한 설명은 다음과 같다.

모형 1: Kashdan 외(2020)가 보고한 상관된 3요인 CFA 모형으로, 각 문항이 회피 요인(1~5번), 수용 요인(6~10번), 활용 요인(11~15번)에 부하되는 것으로 가정되었다.

모형 2: Akbari 외(2021)가 보고한 3요인 CFA 모형으로, 몇 가지 문항의 측정오차 간 상관성이 있다는 점을 제외하고는 모형 1과 동일하다. 회피 요인에서 1번과 5번 문항, 수용 요인에서 7번과 9번 문항, 활용 요인에서 13번과 14번 문항의 측정오차 간 상관성이 추정되었다.

모형 3: 모형 1(3요인 CFA 모형)을 확장한

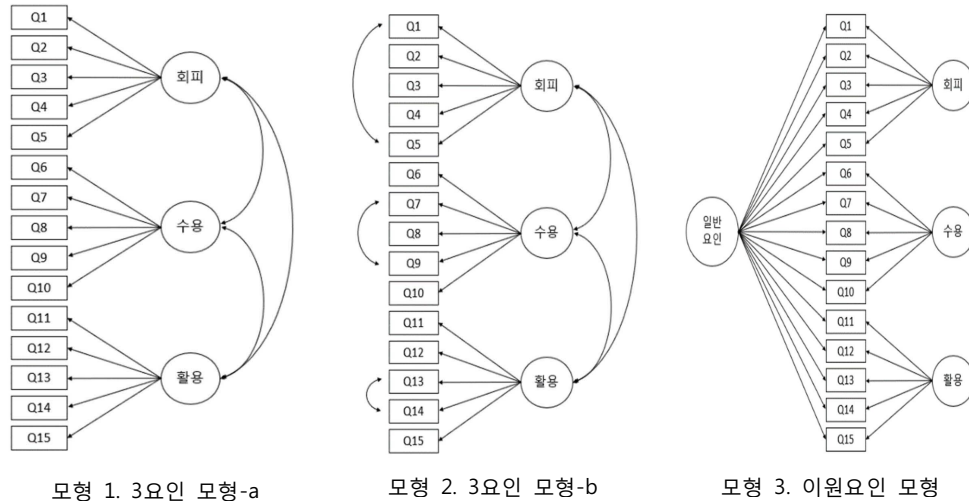


그림 1. PPF의 기존 모형 및 대안모형

이원요인 CFA 3요인 모형으로, 각 문항이 3개 요인(회피, 수용, 활용) 중 하나의 특수요인에 부하되는 동시에, 모든 문항이 일반요인인 ‘심리적 유연성’ 요인에도 수렴되는 것으로, 본 연구자들이 새롭게 가정한 모형이다.

자료 분석

본 연구에서는 자료 분석을 위하여 SPSS Statistic 25.0과 M-plus 7.4 프로그램을 사용하였다. 먼저, 선행연구에서 제안된 두 개의 3요인 모형 및 연구자가 설정한 이원요인 모형의 적합도를 검증하기 위하여 M-plus 7.4를 통해 확인적 요인분석 및 탐색적 요인분석을 실시하였다. 이원요인 모형에서는 일반요인과 집단요인의 요인계수 및 고유분산을 기반으로 다음과 같은 신뢰도 및 일차원 지수(Expected Common Variance [ECV])를 산출하였다. 각 지수의 개념과 해석은 신재은과 이태현(2017)의 연구를 참조하였다. 첫째, 오메가 계수(ω)는 척도 점수의 분산 중 진점수의 분산 비율을 의

미하며, 모형 기반 신뢰를 나타낸다. 둘째, 오메가 위계 계수(ω_H)는 척도 점수의 분산 중 집단 요인을 제외한 일반요인이 차지하는 분산 비율을 일컫는다. 예를 들어, 오메가 계수가 .90이고 오메가 위계 계수가 .80이라면, 이는 .80 / .90, 즉, 진점수 분산의 88.89%가 일반요인에 의해 설명됨을 의미하며, 척도 점수가 일반요인을 대표한다고 해석할 수 있다. 셋째, 하위척도의 오메가 계수(ω_s)는 하위척도 점수의 분산 중 진점수의 분산 비율을 의미한다. 넷째, 하위척도의 오메가 위계 계수(ω_{HS})는 하위척도 점수 분산 중 집단요인이 설명하는 비율을 뜻한다. 다섯째, 일차원 지수(ECV)는 일반요인이 전체 공통분산에서 차지하는 비율을 나타낸다. 이 값이 높을수록, 척도의 대부분이 일반요인에 의해 설명됨을 의미하며, 척도의 단일 차원성을 판단하는 하나의 근거가 된다(신재은, 이태현, 2017). 이와 관련하여 Rodriguez 외(2016)는 일차원 지수(ECV)가 .70 이상일 경우, 대부분의 공통분산이 일반요인에 의해 설명된다고 해석할 수 있다고

하였다.

모형의 타당성은 χ^2 검증과 Tucker-Lewis Index(TLI), Comparative Fit Index(CFI), Root Mean Square Error of Approximation(RMSEA), Standardized Root Mean Square Residual(SRMR) 지수를 통해 확인하였다. CFI와 TLI는 각각 .90 이상이면 모형의 적합도가 좋은 것으로 간주되고(Schumacker & Lomax, 1996), RMSEA는 .05 이하이면 좋은 적합도, .08 이하이면 괜찮은 적합도, .10 미만이면 보통 적합도, .10 이상이면 적합도가 부적절한 것으로 해석되며(Browne & Cudeck, 1993), SRMR은 .08 이하일 때 모형이 좋은 적합도를 보인다고 할 수 있다(이순목 외, 2012).

탐색적 요인분석을 위해서는 요인추출 방식으로 상관추정치에 대한 가중치를 반영하여 요인구조의 모수를 추정하는 Weighted Least Square Mean Variance(WLSMV) 방식을 채택하였다. 또한, 회전 방식으로는 사각 회전 방식 중 요인계수 행렬에서 행계수 제곱들의 기하평균을 최소화하는 Geomin 방식을 사용하였다(이순목 외, 2016). 다음으로, SPSS Statistic 25.0을 이용하여 전체 문항의 내적 일치도(Cronbach's α)와 검사-재검사 신뢰도를 산출하였으며, 변인 간의 상호 관련성을 파악하기 위해 Pearson 상관분석을 적용하였다.

결 과

확인적 요인분석 결과

선행 연구들에서 보고된 요인구조를 기반으로 구성된 여러 대안모형을 확인적 요인분석으로 비교 평가한 결과, 세 가지 모형 중에서 3요인 모형인 모형 1과 모형 2의 CFI, TLI 값이 모두 동일하게 .88과 .85로 미흡한 것으로 나타났다(표 1). 모형 3(이원요인 모형)은 TLI 값이 적합도 기준에 미치지 못했으나 나머지 지수들은 권고된 적합도 기준을 만족하여 비교적 수용할 만한 적합도를 보였다, χ^2 (75) = 233.78; CFI = .90; TLI = .86; RMSEA (90% CI) = .08 [.07, .09]; SRMR = .03. 그러나 이원요인 모형은 대체로 더 나은 적합도를 보이는 경우가 많으므로, 모형을 해석할 때 적합도 지수 이외에도 척도의 이론적 배경, 표준화된 요인계수, 오메가 계수, 일차원 지수(ECV) 등 각종 통계적 지수들을 모두 고려할 필요가 있다(신재은, 이태현, 2017; Dunn et al., 2014; Yang & Green, 2011).

표 2에서는 모형 1에서 3에 대한 표준화된 요인계수를 제시하였다. 이원요인 모형(모형 3)을 구체적으로 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 일반요인의 효과를 통제된 상태에서 각 집단요인의 표준화된 요인계수를 확인한 결과, 10

표 1. 세 가지 대안 모형들의 적합도를 평가하기 위한 확인적 요인분석 결과

모형	$\chi^2(df)$	CFI	TLI	RMSEA (90% CI)	SRMR
3요인 모형-a	285.66(87)***	.88	.85	.08 (.07 - .09)	.05
3요인 모형-b	281.21(84)***	.88	.85	.08 (.07 - .09)	.05
이원요인 모형	233.78(75)***	.90	.86	.08 (.07 - .09)	.03

주. 3요인 모형-a = Kashdan 외(2020)의 모형; 3요인 모형-b = Akbari 외(2021)의 모형.

*** $p < .001$

표 2. 세 가지 대안 모형의 표준화된 요인계수 및 요인 간 상관

문항	3요인 모형-a			3요인 모형-b			이원요인 모형					
	회피	수용	활용	회피	수용	활용	심리적 유연성	회피	수용	활용	고유 분산	I-ECV
1	.66***			.64***			.24***	.62***			.56	.13
2	.44***			.45***			.18**	.42***			.79	.15
3	.76***			.77***			.20**	.75***			.40	.07
4	.76***			.77***			.28***	.69***			.45	.14
5	.68***			.66***			.31***	.60***			.54	.21
6		.38			.38***		.22**		.42***		.78	.22
7		.67***			.66***		.58***		.29**		.58	.80
8		.62***			.62***		.46***		.46***		.58	.50
9		.50***			.49***		.33**		.54***		.60	.27
10		.49***			.49***		.67***		-.13		.54	.96
11			.63***			.65***	.41***			.45***	.63	.45
12			.54***			.56***	.32***			.41***	.73	.38
13			.59***			.54***	.26***			.54***	.64	.18
14			.56***			.51***	.19**			.55***	.66	.11
15			.59***			.59***	.14**			.65***	.55	.05
회피	1			1								
수용	.34***	1		.35***	1							
활용	.08	.42***	1	.08	.43***	1						

주. 회피 요인의 문항은 역채점하였음; 3요인 모형-a = Kashdan 외(2020)의 모형; 3요인 모형-b = Akbari 외(2021)의 모형; I-ECV = 문항별 일차원 지수값.

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

번 문항은 수용 요인에 -.13으로 부하되었으
며, 유의미하지 않았다. 또한, 일반요인(심리적
유연성 요인)의 표준화된 요인계수는 모두 유
의미했으나, 15개 문항 중 8개 문항에서 .30
이하의 낮은 값을 나타냈다.

둘째, 요인계수와 고유분산을 바탕으로 신
뢰도 지수를 산출한 결과, 오메가 계수(ω)는

0.82, 오메가 위계 계수(ω_H)는 0.45로 나타났다.
오메가 계수와 오메가 위계 계수의 비율은
0.45 / 0.82로, 전체 점수에서 진점수가 차지하
는 분산 중 약 55%가 일반요인으로 설명이
가능하였다. 따라서 PFFI의 전체 점수를 일반
요인을 반영하는 점수로 해석하기에는 부족함
이 있었다. 하위척도별 오메가 계수(ω_s)는 회피

.80, 수용 .71, 활용 .73으로 나타났으며, 오메가 제곱 계수(ω_{HS})는 각각 .69, .23, .58로 나타났다.

셋째, 척도 점수 활용의 적절성을 평가하기 위해 문항별 일차원 지수(I-ECV)를 계산한 결과, 대부분의 문항에서 일반요인의 설명력이 .30 이하로 나타났으며, 전체 척도의 일차원 지수(ECV)는 .31로, 공통분산 중 31%만이 일반요인으로 설명되었다.

이상의 결과를 종합하면, PPF의 일반요인은 집단요인(하위척도 요인)에 비해 상대적으로 지배적인 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 따라서, 가설로 설정된 모형 1, 모형 2, 모형 3 모두 한국판 PPF의 요인구조로서 충분한 적합도를 보이지 않았다. 이에 더 적절한 요인구조를 탐색하기 위해 탐색적 요인분석을 실시하였다.

탐색적 요인분석 결과

요인 수 결정

본격적으로 요인분석을 하기 전, KMO (Kaiser-Meyer-Olkin) 표본 적합도와 Bartlett의 구형성 검증 지표를 확인하였다. 그 결과, 본 연

구에서 수집한 자료가 요인분석을 하기에 적절한 것으로 나타났다, $KMO = .761$, $\chi^2 (105) = 1065.95$, $p < .001$. 한국판 PPF의 적절한 요인 수를 추출하기 위해 고유치 및 누적분산비율과 스크리 도표(scree plot)를 검토한 결과, 1요인에서 4요인으로 갈수록 고유치의 차이가 현저히 감소하였고, 5요인부터는 고유치가 크게 감소되지 않는 경향을 보였다(표 3). 이 결과와 함께 1-4개 요인에 관한 모형 적합도를 검토하였다(표 4). 그 결과, 1요인 모형과 2요인 모형의 적합도는 매우 나쁘게 나타났고, 3요인 모형부터 현저히 좋아져 수용할 만한 적합도를 보였다, $\chi^2 (63) = 163.93$; CFI = .94; TLI = .90; RMSEA (90% CI) = .07 [.06, .08]; SRMR = .04. 그리고 4요인 모형의 적합도는 가장 좋았다, $\chi^2 (51) = 104.25$; CFI = .97; TLI = .93; RMSEA (90% CI) = .05 [.04, .07]; SRMR = .03. 이에 3-4요인 모형에 대한 탐색적 요인분석을 적용하고, 각각의 요인구조를 면밀히 살펴보았다.

형태계수와 상관계수

요인의 개수를 3개와 4개로 각각 지정한 후 탐색적 요인분석을 실시한 결과, 각 모형의

표 3. 고유치 및 누적 분산비율 (N = 355)

	고유치	고유치 차이	분산비율	누적 분산비율
1	3.13	0.76	20.84	20.84
2	2.37	0.72	15.78	36.62
3	1.65	0.64	11.01	47.62
4	1.01	0.12	6.71	54.33
5	0.88	0.06	5.89	60.22
6	0.83	0.07	5.51	65.73
7	0.76	0.05	5.07	70.80

표 4. 탐색적 1-4요인 모형의 적합도 ($N = 355$)

모형	$\chi^2(df)$	$\Delta \chi^2(df)$	CFI	TLI	RMSEA (90% CI)	SRMR
1요인	936.17(90)***		.47	.38	.16 (.15 - .17)	.13
2요인	476.42(76)***	459.76(14)***	.75	.66	.12 (.11 - .13)	.07
3요인	163.93(63)***	312.48(13)***	.94	.90	.07 (.06 - .08)	.04
4요인	104.25(51)***	59.68(12)***	.97	.93	.05 (.04 - .07)	.03

*** $p < .001$

표 5. 3요인 및 4요인 모형의 형태계수 행렬과 요인 간 상관

문항	3요인			4요인			
	F1	F2	F3	F1	F2	F3	F4
AV1	.66*	.00	.17*	.67*	-.02	.09	.02
AV2	.46*	-.09	.25*	.46*	-.11*	.20*	.02
AV3	.73*	.14*	.01	.76*	.10	-.07	-.00
AV4	.68*	.24*	-.02	.70*	.12*	-.05	-.05
AV5	.65*	.01	.25*	.66*	-.02	.190*	.01
AC6	-.12*	.49*	-.00	-.08	.48*	.00	.02
AC7	.03	.53*	.21*	.06	.53*	.23*	.01
AC8	-.01	.66*	.05	.07	.64*	-.03	.11*
AC9	-.12*	.63*	.00	-.08*	.62*	.05	-.03
AC10	.07	.22*	.35*	.07	.23*	.40*	-.02
HA11	-.02	.04	.61*	-.06	.05	.77*	-.02
HA12	-.02	.03	.52*	-.00	.05	.47*	.13*
HA13	.01	-.10	.64*	.07	-.09	.38*	.37*
HA14	-.17*	.08	.51*	-.01	.06	-.02	.83*
HA15	-.19*	-.02	.59*	-.11*	-.00	.32*	.41*
	1			1			
요인 간	.24*	1		.23*	1		
상관	.00	.22*	1	.09	.14*	1	
				-.07	.13	.36*	1

주. AV = 회피(억제점); AC = 수용; HA = 활용.

* $p < .05$

형태계수 행렬과 요인 간 상관을 표 5에 제시하였다. 먼저, 4요인 모형은 가장 좋은 적합도를 보였으나, 두 개의 문항(13번, 15번)이 세 번째 요인과 네 번째 요인에 중복으로 부하되었고, 네 번째 요인에 명확하게 부하된 문항은 14번 문항 하나뿐이었다. 이러한 불명확한 요인구조를 고려하여 4요인 모형은 최종 모형으로 채택되지 않았다.

반면, 최종 모형으로 채택된 3요인 모형은 대체로 선행연구 모형과 일치하는 결과를 보였다. Kashdan 외(2020)의 연구와 비교했을 때, 회피 요인에 속한 문항들은 요인 1에, 수용

요인에 속한 문항들은 10번 문항을 제외하고 요인 2에, 활용 요인에 속한 문항들은 요인 3에 모두 .30 이상의 값으로 부하되었다. 다만, 수용 요인(요인 2)에 속해야 할 10번 문항이 활용 요인(요인 3)에 더 높은 부하를 보였다. 이는 해석 가능성 측면에서 수용 가능한 결과로 판단되었으며, 이 점에 관해서는 논의 섹션에서 자세히 살펴보겠다.

요인 간 상관관계를 분석한 결과, 요인 1(회피)과 요인 2(수용) 간에는 $r = .24, p < .05$, 요인 2(수용)와 요인 3(활용) 간에는 $r = .22, p < .05$ 로 유의미한 상관이 나타났다. 반면, 요

표 6. 한국판 PPF의 신뢰도

	문항	교정된 문항-총점 상관 ($N = 355$)	내적 일치도 (Cronbach's α , $N = 355$)	검사-재검사 신뢰도 (4주, $N = 49$)
회피	1	.55	.71	
	2	.37	.77	
	3	.61	.69	.72***
	4	.58	.70	
	5	.55	.71	
수용	6	.31	.60	
	7	.45	.53	
	8	.44	.53	.63***
	9	.42	.55	
	10	.26	.63	
활용	11	.45	.64	
	12	.40	.66	
	13	.47	.63	.64***
	14	.42	.66	
	15	.49	.62	
K-PPFI 전체	15	.18 - .42	.72	.75**

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

인 1(회피)과 요인 3(활용) 간의 상관은 $r = .001$, $p > .05$ 로 유의미하지 않았다.

한국판 PPF의 신뢰도

한국판 PPF의 신뢰도를 검증하기 위하여 교정된 문항-총점 상관 및 내적 일치도 (Cronbach's α)를 산출하였다(표 6). 전체 척도의 내적 일치도는 .72 (교정된 문항-총점 상관 = .18-.42)로 양호한 수준이었으며, 하위척도의 경우 회피는 .69-.77 (교정된 문항-총점 상관 = .37-.61), 수용은 .53-.63 (교정된 문항-총점 상관 = .26-.45), 활용은 .62-.66 (교정된 문항-총점 상관 = .40-.49)으로 나타났다. 수용과 활용 하위척도 둘 다의 내적 일치도는 다소 낮은 편이었으나, 한국판 PPF의 내적 일치도

는 대체로 수용 가능한 수준으로 볼 수 있다. 또한, 시간 경과에 따른 한국판 PPF 점수의 안정성을 살펴보기 위해 49명에게 4주 뒤 재검사를 실시한 결과, 한국판 PPF 15문항의 검사-재검사 신뢰도는 .75 ($p < .01$)였고, 세 가지 하위척도의 검사-재검사 신뢰도는 회피 .72 ($p < .001$), 수용 .63 ($p < .001$), 그리고 활용 .64 ($p < .001$)였다. 따라서 전체 척도와 세 가지 하위척도의 4주 간격의 검사-재검사 신뢰도는 비교적 수용 가능한 수준이었다.

수렴 및 변별타당도

한국판 PPF의 수렴타당도를 검증하기 위해 심리적 유연성과 심리적 유연성 부족 및 경험 회피를 각각 측정하는 도구들인 심리적 유연

표 7. 한국판 PPF와 정신건강 지표들 간의 상관계수 ($N = 355$)

	K-PPFI 전체 척도	회피	수용	활용
회피	.68***	1		
수용	.67***	.22***	1	
활용	.66***	.05	.26***	1
K-AAQ-II	-.42***	-.61***	-.17***	-.02
K-MEAQ-24	-.40***	-.55***	-.16***	-.04
심리적 유연성 척도	.50***	.56***	.32***	.10
K-PANAS: 부적 정서	-.31***	-.50***	-.09	.02
BDPI-SF: 부적 정서성	-.26***	-.41***	-.09	.02
CES-D	-.38***	-.51***	-.17***	-.04
K-MHC-SF	.38***	.28***	.22***	.25***

주. 회피는 역채점하였음; K-PPFI = 한국판 개인화된 심리적 유연성 검사; K-AAQ-II = 한국판 수용과 행동 질문지 제2판; K-MEAQ-24 = 한국판 다차원적 경험회피 질문지 단축형; K-PANAS = 한국판 정적 정서 및 부적 정서 척도; BDPI-SF = 한국형 다차원 성격검사 단축형; CES-D = 한국판 CES-D; K-MHC-SF = 한국판 단축형 정신적 웰빙 척도.

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

성 척도, K-AAQ-II, K-MEAQ-24와의 Pearson 상관분석을 실시하였다(표 7). 그 결과, 한국판 PPFi 전체 척도는 심리적 유연성 척도와 중등도의 정적 상관($r = .50, p < .001$)을 보였으며, 심리적 유연성 부족 또는 경험 회피를 측정하는 K-AAQ-II($r = -.42, p < .001$)와 K-MEAQ-24($r = -.40, p < .001$)와는 중등도의 부적 상관을 나타냈다. 하위척도별 상관관계를 살펴보면, 회피는 심리적 유연성 척도, K-AAQ-II, K-MEAQ-24와 모두 비교적 높은 상관($r = |.55|-.61|, p < .001$)을 보였다. 수용은 K-AAQ-II 및 K-MEAQ-24와 낮은 수준의 상관($r = -.17$ to $-.16, p < .001$)을 나타냈으며, 심리적 유연성 척도와는 정적 상관($r = .32, p < .001$)을 보였다. 하지만, 활용은 세 척도 중 어느 것보다도 유의미한 상관을 보이지 않았다.

한국판 PPFi의 변별타당도를 검증하기 위해 부정 정서와 부정 정서성을 각각 측정하는 도구들인 K-PANAS의 부정 정서, BDPI-SF의 부정 정서성과의 상관계수를 분석한 결과, 한국판 PPFi 전체 척도는 K-PANAS($r = -.31, p < .001$) 및 BDPI-SF($r = -.26, p < .001$)와 모두 유의미하지만 비교적 약한 부적 상관을 보였다(표 7). 하위척도별 상관관계를 살펴보면, 회피(역채점)는 K-PANAS의 부정 정서($r = -.50, p < .001$) 및 BDPI-SF의 부정 정서성($r = -.41, p < .001$)과 중간 수준의 유의미한 부적 상관을 보였으나, 수용은 두 척도와 각각 $r = -.09, p > .05$, 활용은 각각 $r = .02, p > .05$ 로 상관이 유의미하지 않았다.

나아가, 한국판 PPFi와 수렴타당도 관련 척도(K-AAQ-II, K-MEAQ-24, 심리적 유연성 척도)의 상관계수가 변별타당도 관련 척도(K-PANAS, BDPI-SF)의 상관계수보다 유의미하게 더 높다고 말할 수 있는지 검증하고자 하

였다. 이를 위해 Fisher Z-transformation을 통해 상관계수를 변환한 후 Z-test를 실시하였다. 그 결과, 한국판 PPFi와 수렴타당도 관련 척도(K-AAQ-II, K-MEAQ-24, 심리적 유연성 척도) 간의 상관계수는 BDPI-SF의 상관계수보다 각각 $Z = -2.53 (p < .01)$, $Z = -2.37 (p < .01)$, $Z = 10.60 (p < .001)$ 으로 유의하게 더 높게 나타났다. 한국판 PPFi와 심리적 유연성 척도 간의 상관계수는 K-PANAS의 부정 정서와의 상관계수보다 $Z = 11.52 (p < .001)$ 로 유의하게 더 높았다. 반면, 한국판 PPFi와 수렴타당도 관련 척도(K-AAQ-II, K-MEAQ-24) 간의 상관계수는 K-PANAS의 부정 정서와의 상관계수와 각각 $Z = -1.60 (p > .05)$, $Z = -1.44 (p > .05)$ 로 유의한 차이를 보이지 않았다. 이러한 결과들은 한국판 PPFi의 수렴 및 변별타당도를 대체로 지지한다.

준거 관련 타당도

본 연구에서는 우울증상의 수준을 측정하는 CES-D와 정신적 웰빙의 수준을 측정하는 K-MHC-SF를 사용하여 한국판 PPFi의 준거 관련 타당도를 검토하였다(표 7). 그 결과, PPFi 전체 척도와 CES-D는 유의미한 수준의 부적 상관을 보였다, $r = -.38, p < .001$. 이는 심리적 유연성이 높을수록 우울증상이 낮다는 것을 의미한다. 또한 PPFi 전체 척도와 K-MHC-SF는 유의미한 정적 상관을 보였다, $r = .38, p < .001$. 이는 심리적 유연성이 높을수록, 정신적 웰빙 수준이 높아진다는 것을 시사한다. 이러한 결과는 한국판 PPFi의 준거 관련 타당도를 지지한다.

하위척도별 결과는 다음과 같다. 회피(역채점)는 우울증상과 유의미한 높은 부적 상관($r = -.51, p < .001$), 정신적 웰빙과 유의미한 정

적 상관을 나타냈으며($r = .28, p < .001$), 수용은 우울증상과 유의미한 부적 상관($r = -.17, p < .001$), 정신적 웰빙과 유의미한 정적 상관($r = .22, p < .001$)을 보여 준거 관련 타당도가 지지되었다. 활용은 정신적 웰빙과 유의미한 정적 상관($r = .25, p < .001$)을 보였으나, 우울증상과의 상관($r = -.04, p > .05$)은 낮고 유의하지 않아, 우울증상에 기초한 준거 관련 타당도는 지지되지 못하였다.

논 의

본 연구는 한국 대학생 표본을 대상으로 한국판 PPFII의 요인구조를 규명하기 위해 선행 연구들(Akbari et al., 2021; Kashdan et al., 2020)에 기반하여 세 가지 요인 모형의 적합도를 검토하였다. 이를 위해 두 가지 3요인 모형(측정오차 간 상관 설정 여부에 따른 차이)과 이원요인 모형을 설정한 뒤 확인적 요인분석을 수행하였다. 그 결과, 세 가지 요인 모형 모두 일부 적합도 지수가 권고된 기준을 충족하지 못하였다.

먼저, 본 연구에서 Kashdan 외(2020)가 제안한 3요인 모형의 일부 적합도 지수가 기준을 충족하지 못한 것은, 손명희와 이희경(2024)의 PPFII 타당화 연구에서 적합도가 충족된 결과와 차이가 있었다. 이러한 차이는 몇 가지 이유에 기인했을 가능성이 있다. 첫째, 표본의 차이이다. 손명희와 이희경(2024)은 수도권 소재 4년제 대학(원)생 528명을 분석에 사용한 반면, 본 연구에서는 국내 소재 대학생 355명을 대상으로 분석을 진행하였다. 표본의 크기와 구성은 요인구조의 안정성 및 적합도 지수에 중요한 영향을 미칠 수 있으며, 이러한 차

이가 연구 결과의 차이로 이어졌을 가능성이 있다. 둘째, 문항 번안의 차이도 영향을 미칠 수 있다. 본 연구에서는 번안 과정에서 원 문항의 의미를 최대한 유지하고자 하였으나, 손명희와 이희경(2024)은 문항의 의미를 왜곡시키지 않는 범위 내에서 가독성과 응답자의 이해도를 높이기 위해 수정하였다. 이러한 번안 방식의 차이는 문항이 응답자에게 전달되는 방식에 영향을 미쳐, 각 연구에서 상이한 적합도 지수를 초래했을 가능성이 있다. 이러한 요인들을 종합적으로 고려할 때, 향후 연구에서는 보다 다양한 표본을 대상으로 후속 연구를 진행하여 연구 간 차이를 보다 명확히 규명할 필요가 있다.

한편, 본 연구 결과는 선행 연구(Akbari et al., 2021; Kashdan et al., 2020)의 일부 표본에서 적합도 지수가 기준을 충족하지 못한 결과와 유사한 점도 있었다. 이에 대해 Kashdan 외(2020)는 다요인 모형이 일반적으로 단일 요인 모형보다 구조적으로 복잡하여 적합도 지수를 높이기 어렵다고 설명하였다. 특히, PPFII와 같은 개별기술적인 접근의 척도는 각 개인의 목표와 맥락에 따라 문항 해석이 달라질 수 있어 모형의 적합도를 높이는 데 추가적인 어려움이 발생할 수 있다고 지적하였다(Kashdan et al., 2020). 또한, PPFII의 활용 하위척도는 불편한 감정을 단순히 인식하는 것을 넘어, 이를 목표 달성을 위한 동기적 자원으로 전환하는 상위정서적(meta-emotional) 능력을 평가한다(Kashdan et al., 2020). 그러나 이 능력은 상대적으로 연구가 부족하고 개념적으로 복잡하여, 응답자들이 문항을 정확하게 이해하거나 일관되게 응답하기 어려웠을 가능성이 있다(Kashdan et al., 2020). 그럼에도 불구하고, Kashdan 외(2020)는 일부 적합도 지수의 한계

를 인정하면서도, 이론적 타당성과 심리적 유연성의 개념적 구조를 보다 정교하게 반영하기 위해 3요인 모형을 유지하는 것이 필요하다고 결론지었다.

다음으로, Akbari 외(2021)가 제안한 3요인 모형 또한 본 연구에서는 일부 적합도 지수가 부족한 것으로 나타났다. 이는 Akbari 외(2021)의 표본에서는 측정오차 간 상관을 다수 추정함으로써 적합도가 높게 나타났지만, 국내 표본에서는 동일한 결과가 반복되지 않아 일반화 가능성이 낮음을 시사한다. 한편, Jiang 외(2024) 역시 일부 문항(문항 3과 6: $r = .20$, 문항 6과 7: $r = .34$, 문항 11과 14: $r = -.25$)의 측정오차 간 상관이 설정된 3요인 모형이 가장 적합하다고 보고하였다. Jiang 외(2024)는 이러한 상관관계가 현대 대학생의 성격 발달이 유교 문화의 가치관에 상당한 영향을 받았기 때문이라고 해석하였다. 예를 들어, 문항 3, 6, 7은 유교적 개념인 ‘의지’와 연관되어 있으며, 이는 어려움과 부정적 감정을 극복하고 꾸준히 목표를 향해 나아가는 태도를 강조한다고 설명하였다. 또한, 문항 11과 14는 부정적 감정이 목표 달성 과정에서 추가적인 동기 부여 효과로 작용할 가능성을 시사한다고 해석했다. 한국 또한 유교 문화의 영향을 강하게 받은 국가임을 고려할 때, Jiang 외(2024)의 3요인 모형이 국내 표본에서도 동일하게 나타나는지에 대해 향후 추가적인 연구가 필요할 것으로 생각된다.

그 다음으로, 이원요인(bifactor) 모형의 경우, TLI 값은 다소 낮았으나 다른 모형에 비해 상대적으로 나은 적합도를 보였다. 그러나 일부 표준화된 요인계수가 유의미하지 않았으며, 모형 기반의 신뢰도 지수 및 일차원 지수(ECV) 또한 충분하지 않아, 이원요인 모형이 완전히

지지되지는 않았다. 이는 PPF를 완전히 단일 차원으로 해석하는 데 한계가 있으며, 총점 해석 시 신중한 접근이 필요하다는 점을 시사한다. 그러나 이러한 결과가 PPF 총점이 심리적 유연성의 대표 지표로 활용될 수 없음을 의미하는 것은 아니다. 비록 PPF의 총점이 단일 차원으로 완벽하게 해석되기는 어렵지만, 현재까지의 국내외 연구들(손명희, 이희경, 2024; Akbari et al., 2021; Jiang et al., 2024; Kashdan et al., 2020)에서 총점을 심리적 유연성의 전반적인 수준을 평가하는 지표로 분석에 활용하고 있는 점을 고려할 때, PPF 총점 사용은 여전히 실용적인 가치를 가질 수 있다. 이에 따라 본 연구에서는 이후의 분석에서도 총점과 하위척도를 병행하여 활용하였다.

세 가지 요인 모형 모두 적합도가 충분하지 않았기 때문에, 본 연구에서는 탐색적 요인분석을 통해 한국판 PPF의 적절한 요인구조를 재검토하였다. 그 결과, 원칙도와 동일한 3요인 구조가 가장 적합한 것으로 판단되었다. 다만, 10번 문항은 원칙도에서는 수용 요인에 부하되었으나, 본 연구에서는 활용 요인에 상대적으로 더 큰 부하를 보였다. 이러한 차이가 발생한 원인에 대해 해석 가능성의 측면에서 검토하였다.

해석 가능성은 요인 수 결정과 각 요인에 문항을 할당할 때 연구자의 판단에 중요한 기준이 될 수 있다(이순목, 1995). 수용 요인은 가치 있는 목표를 추구하는 과정에서 나타나는 불편한 감정을 알아차리고 받아들이는 방식을 말하며, 활용 요인은 이러한 불편함을 목표 달성을 위한 동기 자원으로 전환하는 방식과 관련된 문항들로 구성된다(Kashdan et al., 2020). 이를 고려할 때, 변안된 10번 문항(“나는 이 목표를 추구하는 동안, 불쾌한 감정들

에 끌려가지 않고 그런 감정들을 관찰할 수 있다.”)이 응답자들에게 활용 요인의 문항들과 더 유사하게 해석되었을 가능성이 있다.

흥미롭게도 손명희와 이희경(2024)이 국내 표본을 대상으로 진행한 연구에서도 10번 문항이 활용 요인에 부하된 유사한 결과가 확인되었다. 이에 대해 손명희와 이희경(2024)은 한국인의 정서적 특징과 관련하여 해석하였다. 즉, 한국인은 정서를 알아차리고 받아들이기 보다는 억제하거나 외면하는 경향이 있으며 (손명희, 이희경, 2024), 이러한 문화적 배경이 10번 문항의 해석 방식에 영향을 미쳤을 가능성이 있다고 설명한다. 또한, ‘감정들을 관찰할 수 있다’는 표현은 한국 문화권에서는 다소 낯설게 받아들여져 문항의 난이도를 높였을 수 있으며, ‘감정들에 끌려가지 않고’라는 표현은 보다 적극적인 느낌을 주어 활용 요인과 더 가까운 의미로 인식되었을 가능성이 있다. 그럼에도 불구하고, 손명희와 이희경(2024)은 10번 문항이 수용의 핵심적인 내용을 측정한다고 주장하면서 이 문항을 수용 요인에 속하는 것으로 해석하는 것이 더 큰 이점을 가질 것으로 판단하였다.

결론적으로, 탐색적 요인분석 결과를 종합하면, 본 연구에서 10번 문항이 활용 요인에 부하되었다는 점에서 Kashdan 외(2020)와 차이는 있으나, 한국판 PFFI는 원칙도와 동일하게 회피, 수용, 활용의 세 가지 요인으로 구성된다는 견해를 지지한다.

요인 간 상관을 분석한 결과, 회피(역채점)와 수용 간 상관은 $r = .24$, 수용과 활용 간 상관은 $r = .22$ 로 나타나, 두 상관 모두 낮지만 통계적으로 유의미하였다. 이는 회피와 수용이 단일 차원의 양극단이 아니라 서로 독립된 차원임을 시사하며, Kashdan 외(2020)의 주

장을 지지한다. 반면, 회피와 활용 간 상관은 $r = .001$ 로 매우 낮았으며 유의미하지도 않았다. 흥미롭게도, 다른 연구들에서는 회피(역채점)와 활용 간 상관이 일관되지 않은 결과를 보였다. Kashdan 외(2020)는 두 개의 독립 표본에서 각각 $r = .08$ 과 $r = .33$ 을 보고하였고, Akbari 외(2021)는 $r = .31$, Fang 외(2023)는 $r = .34$, Jiang 외(2024)는 $r = .06$ 으로 나타났다. 회피와 활용 간 상관이 낮게 나타난 이유는 몇 가지 측면에서 설명될 수 있다. 첫째, 심리적 과정의 차이이다. 회피는 목표를 추구하는 과정에서 발생하는 불편한 감정으로 인해 목표 달성을 미루거나 포기하는 수동적 전략이며, 활용은 불편한 감정을 목표 달성을 위한 동기 자원으로 전환하는 능동적 전략을 의미한다(Kashdan et al., 2020). 이처럼 두 요인은 본질적으로 서로 다른 심리적 과정을 반영하기 때문에 상관이 낮게 나타날 수 있다. 둘째, 표본의 특성 및 문화적인 차이이다. Kashdan 외(2020)는 18세에서 81세에 이르는 다양한 연령대와 백인, 아시아인, 아프리카계 미국인, 히스패닉 등의 문화적 배경을 가진 대학생, 다국적 기업 근로자, 지역사회 성인을 포함하는 여러 표본을 사용하였다. 반면, Jiang 외(2024)는 중국 내 신입생부터 5학년까지의 의과대학생을, 본 연구는 평균 연령 22.4세의 한국 대학생을 대상으로 하였다. 이러한 표본 및 문화적 배경의 차이가 회피와 활용 간의 상관관계에 영향을 미쳤을 가능성이 있다. 셋째, 번역 및 언어적 한계이다. PFFI 문항을 한국어로 번역하는 과정에서 일부 표현이나 맥락이 한국 문화권에 충분히 적합하지 않았을 가능성이 있다. 특히, 활용 요인은 앞서 언급하였듯 상위정서적 능력을 요구하기 때문에, 문항의 난이도가 높아 상관관계에 영향을 미쳤을

가능성이 있다.

한국판 PFFI 전체 척도와 하위척도(회피, 수용, 활용)의 내적 일치도와 검사-재검사 신뢰도를 분석한 결과는 다음과 같다. 내적 일치도의 경우, PFFI 전체 척도와 회피는 비교적 양호한 수준을 보였으며, 수용과 활용은 약간 낮았지만 대체로 수용 가능한 수준을 보였다. 4주 후 재검사를 통해 확인한 결과, PFFI 전체 척도와 회피는 비교적 안정적인 신뢰도를 보였다. 수용과 활용은 둘 다 약간 낮았지만 여전히 수용가능한 수준이었다. 이는 한국판 PFFI가 4주라는 시간 동안 비교적 안정적으로 측정된다는 점을 시사한다. 반면, 원판 PFFI의 검사-재검사 신뢰도는 4개월 간격에서 $r = .55-.59$, 6개월 간격에서 $r = .44-.57$ 로 본 연구 결과보다 낮게 나타났다(Kashdan et al., 2020). 이러한 차이는 두 가지 측면에서 설명될 수 있다. 먼저, 시간 간격의 차이이다. 본 연구에서는 4주 간격으로 검사가 이루어진 반면, Kashdan 외(2020)의 연구에서는 4개월과 6개월의 긴 시간 간격이 설정되었다. Kashdan 외(2020)는 시간이 길어질수록 개인의 목표나 심리 상태의 변화 가능성이 커져 검사-재검사 신뢰도가 낮아질 수 있다고 설명하였다. 다음으로, 목표 설정 방식의 차이이다. 본 연구에서는 재검사 시 동일한 목표를 작성하도록 지시한 반면, Kashdan 외(2020)의 연구에서는 앞선 방식 외에도 일부 표본에게 서로 다른 목표를 작성하게 한 뒤 점수를 평균화해 신뢰도 분석했다. 이러한 방법론적 차이가 결과에 영향을 미쳤을 가능성이 있다.

한국판 PFFI의 수렴타당도를 확인한 결과, PFFI 전체 척도는 심리적 유연성 척도, K-AAQ-II, K-MEQ-24와 중간 수준의 유의미한 상관을 보였다. 하위척도 중 회피와 수용

은 수렴타당도가 지지되었지만, 활용은 지지되지 않았다. 이는 앞서 언급하였듯, 문항 번역 과정에서 표현이나 맥락이 명확하지 않았을 가능성, 활용 요인이 요구하는 상위정서적 능력으로 인한 문항의 난이도가 높았기 때문일 수 있다. 또한, 기존 심리적 유연성 관련 척도들이 불편한 감정을 목표 달성을 위한 동기 자원으로 활용하는 것과 같은 특성을 충분히 반영하지 못했기 때문일 가능성도 있다.

다음으로, 변별타당도를 확인하기 위해 부적 정서와 부적 정서성을 각각 측정하는 도구들인 K-PANAS와 BDPI-SF 간의 상관계수를 검토한 결과, PFFI 전체 척도는 두 척도와 비교적 낮은 부적 상관을 보였다. 이는 이 척도가 부적 정서 및 부적 정서성과 동일한 개념을 측정하는 것이 아니라는 점을 시사한다. 하위척도 중 수용과 활용은 상관이 매우 낮고 유의미하지 않았지만, 회피(역채점)는 두 척도와 중간 수준의 유의미한 부적 상관을 나타냈다. 이러한 결과들은 한국판 PFFI의 수렴 및 변별타당도를 대체로 지지한다.

한국판 PFFI의 준거 관련 타당도를 확인한 결과, 모두 지지되었다. 먼저, 한국판 PFFI 전체 척도는 우울증상을 측정하는 CES-D와 유의미한 부적 상관을 보여, 심리적 유연성의 수준이 높을수록 우울증상의 수준이 낮아짐을 확인했다. 또한, 한국판 PFFI 전체 척도는 정신적 웰빙을 측정하는 K-MHC-SF와 유의미한 정적 상관을 나타내어, 심리적 유연성의 수준이 높을수록 정신적 웰빙의 수준이 높아진다는 점을 입증했다. 하위척도별로 살펴보면, 회피와 수용은 준거관련 타당도가 지지되었다. 반면, 활용의 경우 정신적 웰빙과 유의미한 정적 상관을 보였으나, 우울증상과의 상관은 매우 약하고 유의미하지 않았다. 이는 심각한

우울증상으로 인해 고통을 목표 달성을 위한 동력으로 전환하는 능력이 저해될 가능성 때문일 수 있다(Jiang et al., 2024).

본 연구의 한계점과 추후 연구를 통해 보완해야 할 점으로 다음과 같은 점을 들 수 있다. 첫째, 본 연구는 하나의 표본만을 대상으로 연구를 진행하였다는 아쉬움이 있다. 즉, 한국 대학생을 대상으로 1회에 한하여 표집을 진행하였고, 이를 기반으로 확인적 요인분석과 탐색적 요인분석을 실시하였다. 그러나 원관 PFFI 연구에서는 다양한 연령대와 문화적 배경을 가진 여러 표본을 활용하여 검증이 이루어졌다. 이러한 표본의 차이가 연구 결과에 영향을 미쳤을 가능성이 존재한다. 따라서 후속연구에서는 대학생뿐만 아니라 일반성인 및 임상 표본을 포함한 다양한 집단을 대상으로 요인구조를 교차 검증할 필요가 있다.

둘째, 본 연구에서는 번안된 문항의 안면 타당도를 높이기 위한 인지적 인터뷰(cognitive interview)나 예비 조사가 이루어지지 않았다. Jiang 외(2024)는 중국판 PFFI를 번안하는 과정에서 8명의 의과대학생을 대상으로 인지적 인터뷰를 통해 문항의 이해 가능성과 문화적 적합성을 검증했다. 이 과정에서 “task”(과제)를 “관련된 일들”(related things)로, “let my commitment for this goal slide”(목표에 대한 헌신을 소홀히 한다)를 “목표에 대한 노력을 줄이고 자연스러운 흐름에 맡기다”(reduce the effort to the goal and let nature take its course)로 번역하는 등 특정 용어나 문장을 문화적 맥락에 맞게 수정하여 명확성을 높였다. 만약 본 연구에서도 이러한 과정을 거쳤다면, 문항 이해도와 타당성이 더욱 개선되었을 가능성이 있다. 특히, ‘활용’ 요인의 상관관계가 기대와

다르게 나타난 점은 번역의 미세한 어색함과 문화적 해석 차이에서 기인했을 가능성이 있으므로, 향후 연구에서는 인지적 인터뷰와 예비 조사를 통해 문항의 명확성을 개선할 필요가 있다.

셋째, 본 연구에서는 방법효과와 가능성을 검증하지 못했다는 한계가 있다. PFFI의 문항 진술 형태는 회피 요인은 부정문으로, 수용과 활용 요인은 긍정문으로 되어 있다. 이러한 구성은 문항의 진술 형태 자체가 요인구조에 영향을 미쳤을 가능성을 내포한다. 기존 연구들(김정란, 2020; McCracken & Morley, 2014)에서는 회피와 수용이 단일 차원으로 가정되고 있음을 고려할 때, 이 두 요인을 서로 구별되는 차원의 개념으로 볼 수 있는지는 방법효과 검증을 통하여 확인해 볼 수 있다. 따라서 향후 연구에서는 긍정 및 부정 문항 간의 방법효과를 확인적 요인분석을 통해 추가 검증할 필요가 있다.

넷째, 한국판 PFFI가 치료 과정에서 심리적 유연성의 변화를 민감하게 탐지할 수 있는지에 대해 검증해야 하는 과제가 남아있다. 치료 중 심리적 유연성의 변화는 중요한 임상적 지표로 간주되므로, 향후 연구에서는 치료 전후 PFFI 점수의 변화를 분석하여 민감도를 검증할 필요가 있다.

몇 가지 제한점과 보완해야 할 점들이 있음에도 불구하고, 본 연구는 다음과 같은 점에서 의의가 있다고 하겠다. 첫째, 본 연구는 선행연구(Akbari et al., 2021; Kashdan et al., 2020)에서 제안된 3요인 모형과 이원요인 모형을 검증함으로써, 한국판 PFFI가 다차원 구조로 이해되는 것이 이론적 해석과 임상 실무에의 적용 측면에서 더 타당할 것이라는 예비적 결론을 도출하였다.

둘째, 심리적 유연성의 핵심 차원 중 하나인 ‘활용’ 요인은 고통을 목표 달성을 위한 동기 자원으로 전환하는 독특한 심리적 능력을 반영한다(Kashdan et al., 2020). 비록 본 연구에서는 ‘활용’ 요인이 일부 지표에서 일관되지 않은 결과를 보였으나, 심리적 유연성의 새로운 측면을 평가하는 중요한 요인을 국내에 소개함으로써 향후 연구를 위한 기초자료를 제공하였다.

셋째, 본 연구는 국내 실정에 맞게 PFFI를 번안하고 한국 대학생을 대상으로 타당화한 연구로서 의미가 있다. 특히 PFFI는 개인의 구체적 목표와 맥락을 반영하여 평가의 정밀도를 높인 장점이 있다. 이는 학업, 취업 준비, 대인관계 등 다양한 목표를 추구하는 한국 대학생의 심리적 유연성을 보다 정확하게 측정할 수 있는 도구로 활용될 수 있다.

넷째, 임상 및 실무적 적용 측면에서 볼 때, 한국판 PFFI는 회피, 수용, 활용이라는 심리적 유연성의 세부 차원을 측정함으로써, 심리치료의 계획을 세우는 데 실질적인 도움을 줄 수 있다. 예를 들어, 회피 성향이 두드러진 내담자에게는 회피 감소에 초점을 둔 치료를, 활용 능력이 부족한 경우에는 정서 조절 훈련을 강화하는 등 맞춤형 치료 전략을 설계함으로써 심리적 개입의 효과성을 극대화할 수 있다. 또한, 한국판 PFFI는 대학생, 직장인 등 다양한 집단에서 심리적 유연성의 문제 영역을 조기에 파악하고 예방적 개입 프로그램을 설계하는 데에도 활용될 수 있다. 이를 통해 정신적 웰빙을 증진하고, 스트레스에 대한 건강한 대처 방식을 강화하는 맞춤형 프로그램 개발에 기여할 수 있을 것으로 기대된다.

참고문헌

- 김예리 (2024). 스트레스와 우울의 관계에서 심리적 유연성 및 경직성의 차별적 역할 [석사학위논문, 서울대학교].
<http://dx.doi.org/10.23170/snu.000000182867.11032.0001492>
- 김정란 (2020). 심리적 유연성 척도 개발 및 타당화 [박사학위논문, 인제대학교].
<https://www.riss.kr/link?id=T15693353>
- 박두진, 서동기, 최기홍 (2019). 한국형 다차원 성격검사(Big10 Inventory)의 사용자 교본(User's Manual). Psychology Based Consulting Group.
<http://dx.doi.org/10.21193/kjspp.2021.35.1.003>
- 손명희, 이희경 (2024). 한국판 심리적 유연성 척도의 타당화. 학습자중심교과교육연구, 24(3), 477- 493.
<https://doi.org/10.22251/jlcci.2024.24.3.477>
- 신나영 (2021). 한국판 Beck Anxiety Inventory의 요인구조: 이원요인 탐색적 구조방정식 모형의 적용. 청소년학연구, 28(8), 59-82.
<http://dx.doi.org/10.21509/KJYS.2021.08.28.8.59>
- 신재은, 이태현 (2017). 쌍요인(bifactor) 모형을 이용한 심리척도의 측정적 속성 연구방법 개관. 한국심리학회지: 일반, 36(4), 477-504.
<https://doi.org/10.22257/kjp.2017.09.36.3.477>
- 이상준, 한여울, 김효원, 이희재, 박재영, 최기홍, 박두진, 최정욱, 김명기, 서동기 (2019). 다차원 성격검사 도구의 개발과 타당화 예비연구: 일반 성격과 부적응 성격의 통합적 평가. Korean Journal of Clinical Psychology, 38(3), 318-334.
<https://doi.org/10.15842/kjcp.2019.38.3.005>

- 이순목 (1995). 요인분석 I. <https://product.kyobobook.co.kr/detail/S000001175040>
- 이순목, 윤창영, 이민형, 정선호 (2016). 탐색적 요인분석: 어떻게 달라지나?. *한국심리학회지: 일반*, 35(1), 217-255. <https://doi.org/10.22257/kjp.2016.03.35.1.217>
- 이순목, 이찬순, 이현정, 여성칠 (2012). 캐나다 도박행동 척도에서 개념적 구조 및 심리측정적 특성의 일반화 가능성: 남녀간 다집단 분석. *한국심리학회지: 일반*, 31(1), 1-26. <https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART001643776>
- 이주연, 유성은 (2017). 한국판 다차원적 경험 회피 척도(K-MEAQ)의 타당화 및 단축형 (K-MEAQ-24) 개발. *인지행동치료*, 17(2), 181-208. <https://www.earticle.net/Article/A305420>
- 이현희, 김은정, 이민규 (2003). 한국판 정적 정서 및 부적 정서 척도(Positive Affect and Negative Affect Schedule; PANAS)의 타당화 연구. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 22(4), 935-946. <https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART000888817>
- 임영진, 고영건, 신희천, 조용래 (2012). 정신적 웰빙 척도(MHC-SF)의 한국어판 타당화 연구. *한국심리학회지: 일반*, 31(2), 369-386. <https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART001669258>
- 전경구, 최상진, 양병창 (2001). 통합적 한국판 CES-D 개발. *한국심리학회지: 건강*, 6(1), 59-76. <https://kiss.kstudy.com/Detail/Ar?key=1810124>
- 조용래. (2007). 정서조절곤란의 평가: 한국판 척도의 심리측정적 속성. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 26(4), 1015-1038. <https://doi.org/10.15842/kjcp.2007.26.4.012>
- 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. <http://dx.doi.org/10.21193/kjspp.2021.35.1.003>
- 허재홍, 최명식, 진현정 (2009). 한국어판 수용-행동 질문지 II 신뢰도 및 타당도 연구. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 21(4), 861-878. <https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART001391297>
- Akbari, M., Disabato, D., Seydavi, M., & Zamani, E. (2021). The Persian Personalized Psychological Flexibility Index (P-PPFI): Psychometric properties in a general population sample of Iranians. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 22, 32-43. <https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2021.09.004>
- Bond, F. W., Hayes, S. C., Baer, R. A., Carpenter, K. M., Guenole, N., Orcutt, H. K., Waltz, T., & Zettle, R. D. (2011). Preliminary psychometric properties of the Acceptance and Action Questionnaire-II: A revised measure of psychological flexibility and experiential avoidance. *Behavior Therapy*, 42(4), 676-688.

- <https://doi.org/10.1016/j.beth.2011.03.007>
Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Sage.
<https://doi.org/10.1177/0049124192021002005>
- Cherry, K. M., Vander Hoeven, E., Patterson, T. S., & Lumley, M. N. (2021). Defining and measuring “psychological flexibility”: A narrative scoping review of diverse flexibility and rigidity constructs and perspectives. *Clinical Psychology Review, 84*, Article e101973.
<https://doi.org/10.1016/j.cpr.2021.101973>
- Ciarrochi, J., Sahdra, B., Marshall, S., Parker, P., & Horwath, C. (2014). Psychological flexibility is not a single dimension: The distinctive flexibility profiles of underweight, overweight, and obese people. *Journal of Contextual Behavioral Science, 3*(4), 236-247.
<https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2014.07.002>
- Doorley, J. D., Goodman, F. R., Kelso, K. C., & Kashdan, T. B. (2020). Psychological flexibility: What we know, what we do not know, and what we think we know. *Social and Personality Psychology Compass, 14*(12), 1-11.
<https://doi.org/10.1111/spc3.12566>
- Dunn, T. J., Baguley, T., & Brunsdén, V. (2014). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology, 105*(3), 399-412. <https://doi.org/10.1111/bjop.12046>
- Fang, S., Huang, M., & Wang, Y. (2023). Reliability and validity of the Chinese version of personalized psychological flexibility index (C-PPFI) in college students. *Journal of Contextual Behavioral Science, 28*, 23-32.
<https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2023.03.008>
- Gámez, W., Chmielewski, M., Kotov, R., Ruggero, C., & Watson, C. (2011). Development of a measure of experiential avoidance: The Multidimensional Experiential Avoidance Questionnaire. *Psychological Assessment, 23*(3), 692-713. <https://doi.org/10.1037/a0023242>
- Gloster, A. T., Meyer, A. H., & Lieb, R. (2017). Psychological flexibility as a malleable public health target: Evidence from a representative sample. *Journal of Contextual Behavioral Science, 6*(2), 166-171.
<https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2017.02.003>
- Hayes, S. C., Luoma, J. B., Bond, F. W., Masuda, A., & Lillis, J. (2006). Acceptance and commitment therapy: Model, processes and outcomes. *Behaviour Research and Therapy, 44*(1), 1-25.
<https://doi.org/10.1016/j.brat.2005.06.006>
- Hayes, S. C., Strosahl, K. D., & Wilson, K. G. (2012). *Acceptance and Commitment Therapy: The process and practice of mindful change* (2nd ed). The Guilford Press.
<https://psycnet.apa.org/record/2012-00755-000>
- Hayes, S. C., Strosahl, K., Wilson, K. G., Bissett, R. T., Pistorello, J., Toarmino, D., Polusny, M. A., Dykstra, T. A., Batten, S. V., Bergan, J., Stewart, S. H., Zvolensky, M. J., Eifert, G. H., Bond, F. W., Forsyth, J. P., Karekla, M., & McCurry, S. M. (2004). Measuring Experiential Avoidance: A preliminary test of a working model. *The Psychological Record, 54*(4), 553-578.

- <https://doi.org/10.1007/BF03395492>
- Holzinger, K. J., & Swinford, F. (1937). The bi-factor method. *Psychometrika*, 2, 41-54. <https://link.springer.com/article/10.1007/Bf02287965>
- Jiang, Y., Tian, T., Li, F., Sun, J., Guo, Q., Wang, D., Li, X., & Yang, L. (2024). Chinese translation and validation of the Personalized Psychological Flexibility Index (PPFI) for medical college students. *BMC Psychology*, 12, Article e630. <https://doi.org/10.1186/s40359-024-02121-w>
- Kashdan, T. B., Disabato, D. J., Goodman, F. R., Doorley, J. D., & McKnight, P. E. (2020). Understanding psychological flexibility: A multimethod exploration of pursuing valued goals despite the presence of distress. *Psychological Assessment*, 32(9), 829-850. <https://doi.org/10.1037/pas0000834>
- Kashdan, T. B., & Rottenberg, J. (2010). Psychological flexibility as a fundamental aspect of health. *Clinical Psychology Review*, 30(7), 865-878. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2010.03.001>
- Keyes, C. L. M., Wissing, M., Potgieter, J., Temane, M., Kruger, A., & van Rooy, S. (2008). Evaluation of the Mental Health Continuum-Short Form (MHC-SF) in setswana-speaking South Africans. *Clinical Psychology and Psychotherapy*, 15(3), 181-192. <https://doi.org/10.1002/cpp.572>
- McCracken, L. M., & Morley, S. (2014). The psychological flexibility model: A basis for integration and progress in psychological approaches to chronic pain management. *The Journal of Pain*, 15(3), 221-234. <https://doi.org/10.1016/j.jpain.2013.10.014>
- Radloff, L. S. (1977). The CES-D scale: A self-report depression scale for research in the general population. *Applied Psychological Measurement*, 1(3), 385-401. <https://doi.org/10.1177/014662167700100306>
- Rochefort, C., Baldwin, A. S., & Chmielewski, M. (2018). Experiential avoidance: An examination of the construct validity of the AAQ-II and MEAQ. *Behavior Therapy*, 49(3), 435-449. <https://doi.org/10.1016/j.beth.2017.08.008>
- 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>
- Rolfs, J. L., Rogge, R. D., & Wilson, K. G. (2018). Disentangling components of flexibility via the hexaflex model: Development and validation of the Multidimensional Psychological Flexibility Inventory (MPFI). *Assessment*, 25(4), 458-482. <https://doi.org/10.1177/10731911166645>
- Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (1996). *A beginner's guide to structural equation modeling*. Lawrence Erlbaum Associates. <https://psycnet.apa.org/record/1996-98361-000>
- Tyndall, I., Waldeck, D., Pancani, L., Whelan, R., Roche, B., & Dawson, D. L. (2019). The Acceptance and Action Questionnaire-II (AAQ-II) as a measure of experiential avoidance: Concerns over discriminant validity. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 12, 278-284.

- <https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2018.09.005>
- Watson, D., Clark, L. A., & Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: the PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54(6), 1063-1070.
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.54.6.1063>
- Wolgast, M. (2014). What does the Acceptance and Action Questionnaire (AAQ-II) really measure? *Behavior Therapy*, 45(6), 831-839.
<https://doi.org/10.1016/j.beth.2014.07.002>
- Wood, A. M., & Tarrier, N. (2010). Positive clinical psychology: A new vision and strategy for integrated research and practice. *Clinical Psychology Review*, 30(7), 819-829.
<https://doi.org/10.1016/j.cpr.2010.06.003>
- Xia, W., Yan, M., Jiang, W., Ou, M., Xie, C., Liu, X., & Xu, X. (2023). Psychometric validation of the modified Chinese version of the personalized psychological flexibility index in patients with cancer. *Asia-Pacific Journal of Oncology Nursing*, 10(6), Article e100240.
<https://doi.org/10.1016/j.apjon.2023.100240>
- Yang, Y., & Green, S. B. (2011). Coefficient alpha: A reliability coefficient for the 21st century?. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 29(4), 377-392.
<https://doi.org/10.1177/0734282911406668>
- 원고접수일 : 2024. 11. 23.
수정원고접수일 : 2025. 02. 01.
게재확정일 : 2025. 02. 04.

Factor Structure and Other Psychometric Properties of the Personalized Psychological Flexibility Index in a Korean Sample of Undergraduate Students*

Jungmin Park¹⁾

Yongrae Cho^{2)†}

¹⁾Department of Psychology, Hallym University, M.A.

²⁾Department of Psychology, Hallym University, Professor

Psychological flexibility is the ability to respond to situations in line with one's values and goals despite discomfort and distress. This study examined the factor structure and psychometric properties of the Korean version of the Personalized Psychological Flexibility Index (K-PPFI) among 355 Korean undergraduate students. Participants completed the K-PPFI along with measures of psychological flexibility, psychological inflexibility, experiential avoidance, negative affects, negative affectivity, depressive symptoms, and mental well-being. Confirmatory factor analyses did not support the two existing three-factor models (avoidance, acceptance, and harnessing) or the bifactor model. However, exploratory factor analyses revealed a three-factor structure consistent with the original model, except for one item that loaded differently. The K-PPFI demonstrated generally satisfactory reliability and validity, including acceptable four-week test-retest reliability ($n = 49$). These findings suggest that the K-PPFI is a reliable and valid measure of psychological flexibility in Korean undergraduate students. Finally, the limitations and implications of this study are discussed.

Keywords : psychological flexibility, Personalized Psychological Flexibility Index, psychometric properties, factor structure, harnessing

* This article has been produced in part from the master's thesis of the first author, completed under supervision of the corresponding author. Part of this study was presented as a poster at the Fall Conference of the Korean Clinical Psychology Association in 2021. We are grateful to Professor Sunyoung Kim, University of Hawaii at Hilo, who back-translated the Korean draft of the PPFi into English and helped us finalise the Korean translation.

† Corresponding Author : Yongrae Cho, Ph.D. / Department of Psychology, Hallym University, Professor / (24252)
1 Hallimdaehak-gil, Chuncheon, Gandwon-do, Republic of Korea / E-mail: yrcho@hallym.ac.kr

부록 1. 한국판 개인화된 심리적 유연성 검사(K-PPFI)

당신이 달성하고자 하는 중요한 목표에 대해 잠시 생각해 보세요. 이 목표는 삶의 어느 영역에도 있을 수 있지만, 반드시 하나의 목표를 골라야 합니다. 너무 서두르지 말고, 충분히 생각할 시간을 가지세요. 목표를 정했다면, 아래 빈칸에 적어주세요.

목표 :

각 문항을 읽고, 이 목표에 대한 자신의 생각과 감정을 가장 잘 나타내는 번호에 ○표를 해주세요.

문항	←강하게 동의하지 않음 강하게 동의함→						
	1	2	3	4	5	6	7
A1. 이 목표는 내 삶의 중심이다.	1	2	3	4	5	6	7
A2. 나는 이 목표가 도전적이라고 생각한다.	1	2	3	4	5	6	7
A3. 나는 이 목표를 추구할 때 스트레스를 받는다.	1	2	3	4	5	6	7
A4. 나는 이 목표를 추구하는 동안 부정적인 감정 (예: 불안, 좌절감, 죄책감, 분노, 실망감 등)을 경험한다.	1	2	3	4	5	6	7
B1. 나는 이 목표와 관련된 가장 어려운 일을 피한다.	1	2	3	4	5	6	7
B2. 나는 더 즐거운 일을 할 수 있다면, 이 목표를 추구하는 것을 미룬다.	1	2	3	4	5	6	7
B3. 이 목표를 추구하면서 스트레스를 받으면, 나는 포기한다.	1	2	3	4	5	6	7
B4. 나는 생각과 감정에 너무 사로잡혀서 이 목표를 추구할 수 없다.	1	2	3	4	5	6	7
B5. 나는 낙담하면, 이 목표에 대한 전념(헌신)을 소홀히 한다.	1	2	3	4	5	6	7
B6. 나는 이 목표를 추구하는 동안의 차질을 받아들인다.	1	2	3	4	5	6	7
B7. 나는 이 목표를 추구하는 동안, 나의 부정적인 생각과 감정에 저항하기보다는 이를 받아들여려고 노력한다.	1	2	3	4	5	6	7
B8. 나는 이 목표와 관련된 부정적인 생각과 감정을 기꺼이 경험할 것이다.	1	2	3	4	5	6	7
B9. 나는 이 목표에 대해 바꿀 수 없는 것들을 받아들인다.	1	2	3	4	5	6	7
B10. 나는 이 목표를 추구하는 동안, 불쾌한 감정들에 끌려가지 않고 그런 감정들을 관찰할 수 있다.	1	2	3	4	5	6	7
B11. 이 목표와 관련된 장애물에 직면했을 때, 나의 좌절감은 나에게 활력을 불어넣어 준다.	1	2	3	4	5	6	7
B12. 걱정하는 것은 이 목표와 관련된 문제들을 해결하는 데 도움이 된다고 생각한다.	1	2	3	4	5	6	7
B13. 다른 사람들이 나를 이 목표에 집중하지 못하게 만들 때 일어나는 분노를 나는 계속 집중하는 데 사용할 수 있다.	1	2	3	4	5	6	7
B14. 이 목표를 추구하면서 나 자신의 기대에 어긋날 때 나는 죄책감에 의해 동기가 유발된다.	1	2	3	4	5	6	7
B15. 불쾌한 감정은 이 목표에 도달하는 데 유용하다고 생각한다.							

주. A1-A4 문항은 응답자 스스로 선택한 목표와 관련된 잠재적인 공변인이나 조절변인을 파악하기 위해 고안된 것으로, K-PPFI 하위척도에 해당하지 않으며 총점 계산에 포함하지 않음. B1-B5는 회피, B6-B10은 수용, B11-B15는 활용 요인에 해당함.