



## 한국 어머니의 문화가치 측정 도구로서 개인주의-집단주의 척도의 적합성 검증

Received: April 16 2026  
Revised: June 01 2026  
Accepted: June 01 2026

김민지<sup>1</sup>, 최영은<sup>2</sup>  
중앙대학교 심리학과/ 석사과정<sup>1</sup>, 중앙대학교 심리학과/ 교수<sup>2</sup>

교신저자: 최영은  
중앙대학교 심리학과,  
서울시 흑석로 84

### Examining the Suitability of the Individualism-Collectivism Scale as a Measure of Cultural Values in Korean Mothers

E-MAIL: yochoi@cau.ac.kr

Minji Kim<sup>1</sup>, Youngon Choi<sup>2</sup>  
Department of Psychology, Chung-Ang University/ Master's student<sup>1</sup>  
Department of Psychology, Chung-Ang University/ Professor<sup>2</sup>

\* 자료 수집을 도와준 김미자,  
김재현, 정유진에게 깊은 감사를  
표합니다.  
\* 연구에 참여해주신 어머니들께  
깊이 감사드립니다

#### ABSTRACT

부모가 중시하는 문화적 가치는 자녀에게 강조되고 전달되어 자녀의 사회성 및 인지 발달에 다각적 영향을 끼칠 수 있다. 한국 사회는 급격한 산업화 과정에서 문화적 가치의 변화를 보여 왔고 이는 부모들의 양육 방식에도 작용하고 있을 가능성이 있으나 이에 대한 연구는 제한적이었다. 특히 문화적 가치 측정에 주로 사용되어 온 개인주의-집단주의 척도는 부모 표본을 대상으로 적합도와 타당도가 검증된 바가 없었다. 본 연구에서는 2023~25년에 15~68개월 자녀를 둔 한국 어머니 497명을 대상으로 개인주의-집단주의 문화가치 척도를 실시하고 확인적, 탐색적 요인 분석을 통해 적합도를 검증하였다. 평가 결과, 기존 32문항 척도가 상정한 4요인 구조의 적합도가 매우 낮았고, 축약된 16문항만 고려할 경우 적합도가 개선되었으나 한계가 남아있었고, 4요인 중 유일하게 수평적 집단주의 요인만 측정이 비교적 안정적인 것으로 나타났다. 이는 한국 어머니 대상 문화가치 측정에 기존 도구의 한계를 보여주고 부모 대상 적합한 문화가치 척도 개발의 필요성을 제기한다.

주요어 : 어머니 문화가치, 개인주의-집단주의, 적합도, 수평적 집단주의



© Copyright 2026, The Korean Journal of  
Developmental Psychology.  
All Rights Reserved.  
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.

영유아기 자녀를 둔 어머니는 자녀 발달의 가장 핵심적인 사회화 주체이자 문화적 가치와 규범을 전달하는 문화적 매개자로 기능한다(Bornstein, 2015; Harris, 1998; Hoffman, 1988; Rogoff, 2003; Whiting & Edward, 1988). 어머니는 일상적 상호작용을 통해 자녀에게 언어적·사회적 자극을 제공하고, 감정 표현과 대인관계의 규범을 지도하며, 자녀가 자신을 둘러싼 문화적 맥락에서 자아를 형성하도록 돕는다(Coleman et al., 2002; Ross et al., 2017). 특히 어머니의 문화적 가치관은 자녀의 발달에 장기적이고 심층적인 영향을 미칠 수 있으며(김미정, 이순형, 2004; Grusec et al., 1997), 그 영향은 사회적, 정서적, 인지적 영역에서 다양하게 반영될 수 있다(조재현, 김영희, 2017).

예를 들어, 집단주의 중심 문화에서 관계적 가치를 중시하는 어머니는 직접적인 신체 접촉과 지시적 행동을 강조하는 근접 양육을 통해 자녀가 타인과의 관계 속에서 자신을 정의하고 사회적 순응을 배우도록 돕는 반면, 개인주의 중심 문화에서 자율성과 독립성을 중시하는 어머니는 자녀와 떨어져 시선 맞추기와 언어적 상호작용을 강조하는 원격 양육을 통해 자녀가 자신을 독립적이고 자율적인 존재로 인식하도록 촉진하는 경향을 보인다(Cebioğlu & Broesch, 2021; Greenfield et al., 2003; Holden et al., 2022; Kagitçibasi, 1996; Keller, 2009, 2018; Keller & Kärtner, 2013; Keller et al., 2006; Ross et al., 2017).

아울러, 어머니의 문화적 가치관은 자녀가 사회적 관계나 규범을 해석하는 방식에도 영향을 주어 개인의 독립적 가치를 강조하는 어머니는 자녀가 자신의 의견을 표현하도록 격려하는 반면, 관계적 가치를 중시하는 어머니는 타인에 대한 배려와 조

화를 강조하여 사회적 상황에서 기대에 부응하는 행동을 권장하는 경향이 보고되었다(He et al., 2021). 또한, 어머니의 전통적인 문화 지향은 전통 언어 교육이나 문화적 관습을 강조하는 사회화를 통해 자녀가 자신을 가치 있고 유능한 존재로 평가하도록 돕는 데 기여할 수 있다고 제안되었다(Trang & Yates, 2023).

어머니의 문화적 가치관은 자녀의 주의 편향성, 인과관계 추론과 같은 인지적 기제뿐 아니라, 다양한 정보를 취사선택하는 능력인 선택적 신뢰를 포함한 사회 인지적 능력 발달에도 영향을 미칠 수 있어 보인다(범지민, 최영은, 2020; 정유진, 최영은, 2026; Carstensen et al., 2019; Kuwabara & Smith, 2012; Oh et al., 2024; Senzaki et al., 2016). 예를 들어, 성인은 소속된 문화에 따라 주변 정보 중 맥락이나 배경에 더 주의를 기울이는 전체적 주의 편향성(holistic attention bias)을 보이거나 개별 객체에 주의를 기울이는 분석적 주의 편향성(analytic attention bias)을 보인다(Masuda & Nisbett, 2001; Masuda, 2017). 문화적 영향력 아래에 놓인 어머니는 주변의 맥락이나 배경보다 개별 객체를 강조하는 대화를 주로 하여 자녀의 분석적 주의 편향성을 촉진하거나 강화할 수 있으며, 반대로 개별 대상보다 맥락을 주로 언급함으로써 자녀의 전체적 주의 편향성을 강화할 수 있다는 것이다.

Senzaki와 Shimizu(2020) 연구에 따르면, 6~18개월 영아 자녀에게 그림책을 읽어 줄 때 미국 어머니들은 장면묘사에서 전경 객체에 중점을 두는 경향이 강하였고, 일본 어머니들은 배경과 전경 객체 사이의 관계나 상호작용을 더 많이 언급하였다 한다. 유사하게 3~4세 자녀를 둔 미국과 일본의 어머니 장면묘사 비교에서도 개별 물체에 중점을

둔 미국 어머니의 묘사와 달리 일본 어머니는 객체 간의 관계 묘사에 더 중점을 두는 것으로 나타났다(Senzaki & Shimizu, 2022). 그리고 일본 7~9세 아동은 부모와 함께 어떤 장면을 이야기할 때 캐나다 아동보다 배경과 맥락을 더 많이 언급하였다(Senzaki et al., 2016). 일본의 3~8세 아동은 미국 아동보다 에빙하우스 착시 과제에 더 취약하였는데, 이는 전체적 주의 편향성과 연결되어 있을 가능성이 있었다(Senzaki et al., 2025).

나아가 학령전기 자녀와 같은 사진의 장면을 독립적으로 묘사하라고 요청한 장면묘사 과제에서도 어머니가 전체적 주의 편향성이 높을수록 자녀의 배경과 맥락의 언급 경향성도 높아지는 것으로 보고되었다(정유진, 최영은, 2026).

더불어 문화적 배경에 따라 다르게 형성된 주의 편향성은 주요한 인지 능력인 관계적 인과관계 추론 능력 발달(Carstensen et al., 2019)과 유추 능력 발달을 촉진하거나 지연할 가능성도 제기되었다(Kuwabara & Smith, 2012; Imada et al., 2013).

또한, 정보를 취사선택해야 할 때 한국 문화에서 성장한 5세 아동은 정보제공자의 연령과 같은 사회적 단서를 정보제공자의 과거 정확도보다 더 신뢰하였다. 반대로, 캐나다에서 성장한 아동은 정보의 정확도를 더 중시하는 경향을 보여, 선택적 신뢰의 경향 역시 문화적 가치와 관련이 있을 가능성을 보였다(범지민, 최영은, 2020; Oh et al., 2024). 이러한 결과들은 어머니의 문화적 가치관이 자녀 발달의 다양한 영역에 여러 방식으로 영향을 행사할 수 있음을 보여준다.

이처럼 어머니의 문화적 가치관은 자녀 발달의 기반이 되는 문화적 틀로 작용하기 때문에, 그 가치관이 어떤 문화적 요소로 구성되어 있는지를 이

해하는 것은 중요하다. 문화적 가치는 개인이 속한 사회에서 바람직하다고 여겨지는 행동 양식, 관계 규범, 자기관 등에 대한 공유된 신념과 기준을 의미하며(Triandis, 1995), 문화심리학에서는 이러한 문화적 가치의 여러 요소 가운데 개인과 집단의 관계를 어떻게 이해하고 조율하는지를 설명하는 ‘개인주의’와 ‘집단주의’가 가장 핵심적이고 대표적인 차원 중 하나로 연구되어 왔다(Markus & Kitayama, 1991; Triandis, 1995). 즉, 개인주의와 집단주의는 문화적 가치 전체와 동일한 개념이라기보다 문화적 가치 체계 안에서 특히 자기관, 사회적 관계, 행동 규범의 차이를 설명하는 중심적 차원으로 이해될 수 있다. 양육자가 자녀에게 영향을 끼칠 수 있는 원격/근접 양육방식(Keller, 2009, 2018; Ross et al., 2017)이나 문화적 주의 편향성(Masuda, 2017)의 근거에도 이러한 개인주의와 집단주의가 주요 토대가 될 것으로 개념화되고 제안되어 왔다.

개인주의와 집단주의는 수평성(horizontal)과 수직성(vertical)이라는 차원과 결합하여 네 개의 분화된 요인으로 세분화되었다(Singelis et al., 1995; Triandis & Gelfand, 1998). 집단주의는 위계와 권위를 강조하는 수직적 집단주의와 평등과 조화를 중시하는 수평적 집단주의로 나뉘고, 개인주의도 성취와 경쟁을 중시하는 수직적 개인주의와 자율성과 평등을 강조하는 수평적 개인주의로 나뉜다(Singelis et al., 1995; Triandis, 1995). 이러한 네 개의 가치 요소는 개인과 집단, 평등과 위계의 균형을 이해하는 데 유용한 분석 틀을 제공한다. Singelis 등(1995)은 이러한 개념의 틀을 기반으로 개인주의-집단주의 척도(Individualism-Collectivism Scale, INCDOLE)를 개발하여 개인주의와 집단주의를 수직적, 수평적 차원에서 수평적 개인주의, 수직적 개

인주의, 수평적 집단주의, 수직적 집단주의의 총 4개의 요인으로 나누어 측정할 수 있도록 하였다.

그러나 다양한 문화권에서 이 네 가지 요인 구조가 동일하게 나타나지 않는다는 연구들이 보고되었다. 이탈리아, 멕시코, 브라질, 체코 등에서는 집단주의 요인이 수평과 수직으로 명확히 구분되지 않게 나타나기도 하였고, 일부 문항의 적합도가 낮아 집단주의가 하나의 차원으로 묶이는 3요인 구조로 나타나기도 하였다. 그리고, 수평, 수직의 차원이 없이 개인/집단주의의 2요인 구조가 더 적합한 것으로 보고된 바 있다(Bobbio & Sarrica, 2009; Keles-Gordesli et al., 2025; Vadvilavičius & Stelmokienė, 2025).

반면 미국과 동아시아 표본에서는 4요인 구조가 유지되는 것으로 보고되었다(Singelis et al., 1995; Triandis & Gelfand, 1998). 벨기에, 이란, 카자흐스탄, 멕시코, 요르단, 뉴질랜드, 루마니아, 미국, 베트남의 9개국 802명을 대상으로 한 Fatehi 등(2020)의 최근 연구에서는 INDCOL 척도에서 16개의 핵심 문항만을 활용한 축약형 4요인 구조가 기존 INDCOL 척도 모형 대비 상대적으로 개선된 적합도를 보고하며 기존 척도의 대안적 구조 가능성을 제시하였다.

한국에서도 이 척도를 사용한 연구들이 많지만, 대부분 4요인 구조를 전제로 심리적 변인과의 관계를 탐색하는 데 중점을 두었고(김소정, 양은주, 권정혜, 2013; 남순현, 권정혜, 2015), 일부 연구들은 척도의 구조적 적합성에 한계가 있을 가능성을 제기하였다(김은진, 이희영, 2013; 김정덕, 2011; 김지현, 2014; 표정민, 최인수, 2015). 예를 들어, 김은진과 이희영(2013)은 초등학생을 대상으로 한 연구에서 수직적 집단주의 하위척도의 신뢰도가 낮게 나타났음을 보고하였으며, 김지현(2014)은 개인의

문화 성향을 설문 문항만으로 충분히 포착하는 데 한계가 있을 수 있음을 지적하였다. 특히 표정민과 최인수(2015)는 한국 성인 표본을 대상으로 확인적 요인분석을 실시한 결과 기존 4요인 구조의 적합도가 충분하지 않았다고 보고하였으며, 탐색적 요인분석을 통해 일부 집단주의 차원을 통합하고 개인주의 요인을 재구성한 수정 모형을 제안한 바 있다. 이러한 결과들은 개인주의-집단주의 척도의 구조가 한국 사회 맥락에서 안정적으로 재현되지 않을 가능성과 함께, 문화가치 측정이 표본 특성과 사회문화적 맥락의 영향을 받을 가능성을 시사한다.

이러한 문제의식은 실제 한국 양육자 대상 연구들에서도 부분적으로 나타난 바 있다. 영유아 자녀를 둔 한국 어머니들의 문화적 경향성을 개인주의-집단주의 척도로 측정하고 측정된 가치가 장면묘사 과제 등을 통해 나타난 어머니의 문화적 주의 편향성과 관련을 보이는지 살펴본 연구가 있었으나 일관된 연관성은 아직 관찰되지 않았다(김민지, 2026; 김재현, 최영은, 2025; 정유진, 최영은, 2026). 이런 결과는 문화가치 척도로 측정된 집단 수준의 가치관이 개인의 경향성으로 환원될 수 없기 때문일 수도 있으나(Na et al., 2010) 측정에 사용된 개인주의-집단주의 척도가 대상 집단에 따라 측정 동등성(testing measurement invariance)을 확보하지 못했을 가능성도 고려해 볼 수 있다(Milfont & Fischer, 2010).

그러나, 개인주의-집단주의 척도가 한국 양육자의 문화적 가치관을 적합하게 반영할 수 있는지 충분한 표본을 통해 구조적으로 검토한 연구는 아직 없었다. 특히 최근 변화된 한국의 사회문화적 맥락과 양육 환경을 반영한 자료도 역시 제한적이었으며(김소정, 양은주, 권정혜, 2013; 남순현, 권정혜,

2015; 박현경, 이영희, 2004), 기존 연구들 또한 주로 일반 성인 또는 대학생 표본을 중심으로 수행되어 왔다(김정덕, 2011; 김지현, 2014; 표정민, 최인수, 2015).

따라서 본 연구에서는 영유아기(15~68개월) 자녀를 둔 한국 어머니 497명을 대상으로 INDCOL 척도를 적용해 보고, 본 척도가 현시점 한국 사회에서 양육자의 문화적 가치와 경향성을 적합하게 평가하고 반영할 수 있는지 체계적으로 검토해 보고자 하였다. 이를 위해 이론적 4요인 구조와 대안적 구조 모형을 비교하고, 탐색적·확인적 요인분석을 통해 척도의 구조적 적합성과 한계를 함께 검토하고자 하였다.

## 방 법

### 연구대상

본 연구실에서 2023년부터 2025년 6월 사이에 진행한 연구에 참여한, 서울 및 경기 수도권에 거주하는 497명의 15~68개월 자녀를 둔 어머니의 자기 보고 자료가 분석에 포함되었다. 조사는 모두 대면으로 시행되었으며 자녀의 실험을 위한 연구 참여에 동의하여 연구실에 방문한 어머니의 보고를 통해 수집되었다. 본 연구에서 사용된 자료는 선행 석사 연구들(김미자, 2024; 김민지, 2026; 김재현, 2025; 정유진, 2026)에서 수집, 보고된 자료를 포함하고 있다. 수집된 자료에서 남자는 248명, 여자는 249명이었고, 자녀의 평균 연령은 34.30개월 ( $SD = 15.70$ )이었다.

본 연구에 참여한 어머니의 사회경제적 지위(SES)와 연령은 미처 조사하지 못하여 조사 당시의

통계 보고를 참고하여 사회적 배경을 간접적으로 추정하였다. 2023년 어머니의 평균 출산 연령은 33.64세이며 2024년 기준 수도권 지역 육아기 연령인 30~39세 여성 중 약 77.7%가 경제활동에 참여하고 있고, 서울시에 거주하는 어머니 중 약 73%와 경기도에 거주하는 어머니 중 약 72.8%가 대학(교) 이상의 학력을 보유한 것으로 나타났다(통계청, 2023a; 2023b; 2024a; 2024b). 서울시의 가구당 월평균 소득은 약 550~600만 원이었고, 연간 가구소득은 약 7,696만 원으로 보고되었다(통계청, 한국은행, & 금융감독원, 2023).

### 연구도구

#### 문화가치 척도

본 연구에서는 어머니의 문화적 경향성과 중요시하는 가치를 측정하고 탐색하기 위해 Triandis (1995)가 제안하고 Singelis 등(1995)이 개발한 개인주의와 집단주의 성향 척도(The Individualism-Collectivism Scale; INDCOL)를 번안하여 사용하였다. 번안은 발달 심리 전공 한국인 대학원생(미국대학 소속)이 영어 원문을 한국어로 번역하고, 이를 다시 영어로 역 번역하여 영어가 모국어인 미국 발달심리학 박사가 검수하였다.

본 척도는 수평적 개인주의(Horizontal Individualism, HI), 수직적 개인주의(Vertical Individualism, VI), 수평적 집단주의(Horizontal Collectivism, HC), 수직적 집단주의(Vertical Collectivism, VC)라는 네 가지 요인으로 구성되어 있으며, 각 요인은 8개의 문항으로 총 32문항으로 구성되어 있다.

대표적 문항의 예로 수평적 개인주의는 '나는 다른 사람들과 논의를 할 때 직설적이고 솔직담백하

려 한다.’, ‘나에게 일어나는 것은 오직 내가 책임질 일이다.’ 등이 있다. 수직적 개인주의는 ‘나의 일을 남들보다 잘하는 것은 중요하다.’, ‘나는 다른 사람들과의 경쟁을 동반하는 상황에서 일하는 것을 즐긴다.’ 등으로 구성되었다. 수평적 집단주의는 ‘나에게 기쁨은 다른 사람들과 시간을 보내는 것이다.’, ‘나는 다른 사람과 협력할 때 기분이 좋다.’ 등의 문항으로 구성되며, 마지막으로 수직적 집단주의는 ‘나는 가족을 기쁘게 하기 위해서라면 아주 싫어하는 활동도 할 것이다.’, ‘나는 내가 소속된 집단을 위해서 개인적 이익을 희생하곤 한다.’ 등으로 이루어져 있다.

각 문항은 “전혀 그렇지 않다”(1점)에서 “매우 그렇다”(9점)까지의 9점 척도로 응답하도록 하였다. Singelis 등(1995)이 보고한 내적 신뢰도(Cronbach's  $\alpha$ )는 수평적 개인주의 .74, 수직적 개인주의 .77, 수평적 집단주의 .74, 수직적 집단주의 .80이었으며, 본 연구에서의 내적 신뢰도와 기술통계는 결과에서 보고하였다.

## 자료분석

자료분석을 위해 R 프로그램(R version: 4.5.2; R core Team, 2024)을 사용하였다. 먼저 전체 표본(N = 497)에 대해 문항별 기술통계와 신뢰도(Cronbach's  $\alpha$ )를 산출하였다. 이후 Singelis 등(1995)이 제안한 이론적 4요인 구조에 대한 확인적 요인분석(Confirmatory factor analysis)을 실시하였고, 척도 구조의 체계적 검토를 위해 대안적 경쟁모형으로 개인주의 - 집단주의 2요인 구조와 수평성 - 수직성 2요인 구조를 추가로 비교하였다. 또한 Fatehi 등(2020)에서 사용된 16문항 축약형 4요인 구조에 대해서도 별도의 확인적 요인분석을

실시하였다. 이들 초기 확인적 요인분석은 모두 전체 표본(N = 497)을 사용하여 수행하였다.

전체 32문항 대상 탐색적 요인분석(Exploratory factor analysis)을 실시하기 위해 표본 적합성을 검토하고자 Kaiser-Meyer-Olkin(KMO) 검정과 Bartlett의 구형성 검정을 실시하였다. 이후 평행성 분석(parallel analysis)을 참고하되, 단순구조와 이론적 해석 가능성을 함께 고려하여 2요인부터 7요인까지의 구조를 단계적으로 비교하였다. 최종적으로 선정된 요인 구조를 대상으로 독립된 표본에서 확인적 요인분석으로 재검증을 시도하였다.

마지막으로 각 하위요인(HI, HC, VI, VC)의 단일차원성을 검토하기 위해 하위요인별 1요인 탐색적 요인분석을 실시하고, 가장 안정적인 구조를 보인 수평적 집단주의(HC)에 대해서는 추가적인 1요인 확인적 요인분석을 실시하였다.

탐색적 요인분석은 자료의 잠재 구조를 살피는 분석으로 가설이나 이론적 구조를 검증하는 확인적 요인분석과는 그 목적이 다르며, 자료 기반의 탐색적 요인분석은 상대적으로 더 큰 표본 안정성이 요구된다(Costello & Osborne, 2005; Yong & Pearce, 2013; Worthington & Whittaker, 2006). 또한, 탐색 단계와 검증 단계를 동일 표본에서 수행할 경우 특정 표본에 과적합된 구조가 도출될 가능성이 있으므로, 탐색적 요인분석과 확인적 요인분석에는 서로 독립된 표본을 사용하는 것이 권장된다(Costello & Osborne, 2005; Yong & Pearce, 2013; Worthington & Whittaker, 2006). 따라서 잠재 구조를 탐색하고 이를 검증하는 단계에서의 표본은 탐색적 요인분석용(N = 300)과 확인적 요인분석용(N = 197)으로 구분하여 적용하였다.

구분된 표본은 일반적으로 권장되는 요인분석에

서의 참가자-문항 비율인 최소 5:1에서 20:1을 고려하여, 각각 9.375:1, 6.156:1 비율로 구성하였다. 추가로, 전체 척도 수준에서 이론적 구조가 충분히 재현되지 않을 가능성을 고려하여 전체 표본을 자녀의 성별을 기준으로 층화하여 무작위 분할(stratified random split)한 후에 표본을 구분하였다.

본 연구에서 확인적 요인분석은 강건한 최대우도 추정법(robust maximum likelihood)을 사용하여 실시하였다(Li, 2016; Maroco, 2024). 탐색적 요인 분석은 최대우도법(maximum likelihood)을 사용하여 실시하였으며, 요인 간 상관이 존재할 가능성을 고려하여 사각 회전(oblique rotation) 방식인 oblimin 회전을 적용하였다.

확인적 요인분석에서 모형의 적합도를 평가하기 위해 비교적합지수(Comparative Fit Index, CFI), 터커-루이스 지수(Tucker Lewis Index, TLI), 평균 제곱근 근사오차(Root-Mean Square Error of Approximation, RMSEA), 표준화된 평균 제곱근 잔차(Standardized Root Mean Square Residual, SRMR), 그리고 Bayesian Information Criterion(BIC)을 사용하였다. 탐색적 요인분석에서는 모형 적합도를 평가하기 위해, TLI, RMSEA, BIC를 사용하였다. 구성개념 신뢰도 지표로는 Cronbach의  $\alpha$ 를 보고하였다.

모형 적합도는 CFI와 TLI가 .90 이상일 경우 수용 가능한 수준으로 판단하였으며, 연구 맥락과 다른 지표의 양호 정도에 따라 .80~.90 범위에 있는 경우에도 제한적으로 수용 가능하다고 보았다(Marsh et al., 2004; Niemand & Mai, 2018). RMSEA와 SRMR은 .08 이하일 경우 수용 가능한 적합도로 해석하였으며(Browne & Cudeck, 1993; Schreiber et al., 2006), BIC는 값이 작을수록 상

대적으로 적합한 모형으로 판단하였다(Burnham & Anderson, 2002; Kass & Raftery, 1995). 신뢰도 지표인 Conbach의  $\alpha$ 는 .70 이상일 경우 수용 가능한 수준으로 판단하였다.

## 결 과

### 기술통계 및 신뢰도 분석

먼저 전체 표본(N = 497)에 대해 하위요인별 기술통계와 내적 신뢰도(Cronbach's  $\alpha$ )를 산출하였다. 그 결과, 수평적 개인주의는 평균 6.21( $SD = 1.01$ ,  $\alpha = .606$ ), 수평적 집단주의는 평균 6.37( $SD = 1.09$ ,  $\alpha = .736$ ), 수직적 개인주의는 평균 4.69( $SD = 1.06$ ,  $\alpha = .653$ ), 수직적 집단주의는 평균 5.03( $SD = 1.04$ ,  $\alpha = .553$ )으로 나타나 수평적 개인주의 외에 다른 세 요인은 신뢰도가 상대적으로 낮게 관찰되었다. 전체 문항의 왜도와 첨도는 각각 절댓값 2와 7을 초과하지 않아 정규성 가정을 크게 위반하지 않는 것으로 판단하였다.

### 이론적 4요인 구조의 확인적 요인분석

Singelis 등(1995)이 제안한 문화가치 척도의 이론적 4요인 구조, 즉 수평적 개인주의(HI), 수평적 집단주의(HC), 수직적 개인주의(VI), 수평적 집단주의(VI)가 한국 어머니 표본에서도 재현되는지를 확인하기 위해 전체 32문항을 대상으로 확인적 요인 분석을 실시하였다.

분석 결과, 4요인 모형의 적합도는  $X^2(458) = 1676.87$ ,  $p < .001$ , CFI = .580, TLI = .545, RMSEA = .073, SRMR = .083, BIC = 64893.23

표 1. 문화가치 척도의 구조 검증을 위한 확인적 요인분석 결과 요약표

모형	CFI	TLI	RMSEA	SRMR	BIC
이론적 4요인	.580	.545	.073	.083	64893.23
집단주의-개인주의 2요인	.480	.443	.081	.088	65156.19
수평성-수직성 2요인	.431	.390	.085	.097	65299.21
16문항 축약형 4요인	.754	.698	.061	.062	32535.03
탐색적 요인분석 기반 3요인	.655	.620	.079	.083	19595.31
수평적 집단주의 1요인	.872	.821	.099	.058	5985.90

주. '탐색적 요인분석 기반 3요인', '수평적 집단주의 1요인' 모형은 전체 표본(N =497)이 아닌 분할 표본(N = 197)을 기반으로 분석되었으므로 적합도 지수의 직접적인 비교에는 제한이 있다.

으로 나타났다. 전체적으로 CFI와 TLI가 일반적인 수용 기준에 크게 미치지 못하였고, SRMR 역시 충분히 양호한 수준으로 보기 어려웠다. RMSEA는 .08 이하의 범위에 위치하여 극단적으로 불량한 수준은 아니었으나, 전반적인 적합도 지표들 종합하여 볼 때 이론적 4요인 구조가 본 연구의 어머니 표본에서 충분히 지지되었다고 보기는 어려웠다.

표준화 요인적재치를 요인별로 살펴보면, 수평적 개인주의 요인은 156~.714의 범위를 보여 문항 간 편차가 크게 나타났다. 일부 문항에서는 .20 이하의 매우 낮은 적재치가 나타난 반면, 일부 문항에서는 .70 이상의 비교적 높은 적재치가 확인되었다. 반면, 수평적 집단주의 요인은 .353~.687의 범위로 다른 요인들에 비해 전반적으로 비교적 안정적인 적재치를 보였다. 수직적 개인주의 요인은 .191~.548의 범위를 나타내어 전반적으로 중간 수준의 적재치를 보였으나, 일부 문항에서 .20 수준의 낮은 적재치가 확인되었다. 마지막으로 수직적 집단주의 요인은 .184~.551의 범위를 보였으며 전반적으로 적재치 수준이 낮은 경향을 나타냈다.

### 대안적 2요인 구조 비교

이론적 4요인 구조가 충분한 적합도를 보이지 않았기 때문에, 다음으로는 기존 4요인 구분보다 더 상위 수준에서 문화가치를 설명하려는 두 가지 대안적 2요인 구조를 검토하였다(Oyserman et al., 2002; Shavitt et al., 2006; Singelis et al., 1995; Triandis, 1995). 첫 번째는 개인주의(HI, VI) 대 집단주의(HC, VC) 구분이고, 두 번째는 수평성(HI, HC) 대 수직성(VI, VC) 구분이다. 이 두 모형은 각각 척도의 개념적 축을 보다 단순한 수준에서 재구성한다는 점에서, 4요인 구조의 적합도가 낮을 경우 고려할 수 있는 경쟁 모형이다.

개인주의-집단주의 2요인 모형의 적합도는  $X^2(463) = 1970.87, p < .001, CFI = .480, TLI = .443, RMSEA = .081, SRMR = .088, BIC = 65156.19$ 로 나타났다. 또한 수평성-수직성 2요인 모형의 적합도는  $X^2(463) = 2113.90, p < .001, CFI = .431, TLI = .390, RMSEA = .085, SRMR = .097, BIC = 65299.21$ 이었다. 두 모형 모두 이론적 4요인 모형보다 낮은 CFI와 TLI를 보였고, RMSEA와 SRMR 역시 더 불리한 방향으로 나타

났다.

이 결과는 전체 32문항 수준에서 구조를 상위 차원으로 개념화하였을 때도 자료 적합도가 향상되는 것은 아님을 보여준다. 최근 연구들은 Triandis와 Gelfand(1998)가 전체 32문항에서 16문항만 추출한 축약 버전을 더 많이 사용하고 있고, 이에 대한 타당도도 적합하다고 보고하고 있어(예, Fatehi et al., 2020) 다음 단계에서는 축약형 척도에 사용되는 16문항만을 대상으로 요인 구조를 재검토하였다.

### 선행 연구 기반 16문항 4요인 구조의 재검증

전체 32문항 기반 모형들이 전반적으로 낮은 적합도를 보인다는 점을 고려하여, Fatehi 등(2020)에서 사용된 16문항 축약형 4요인 구조를 추가로 검토하였다. Fatehi 등(2020)은 Singelis 등(1995)의 32문항 척도 중 Triandis와 Gelfand(1998)가 제안한 16문항 축약형을 사용하여 수평적 개인주의, 수평적 집단주의, 수직적 개인주의, 수직적 집단주의의 4요인 구조를 확인적 요인분석으로 검증한 바 있다. 이에 본 연구에서도 동일한 문항 구성을 적용하여 축약형 4요인 구조가 한국 어머니 표본에서 재현되는지를 검토하였다.

분석 결과, 16문항 4요인 모형의 적합도는  $\chi^2(98) = 281.51, p < .001, CFI = .754, TLI = .698, RMSEA = .061, SRMR = .062, BIC = 32535.03$ 으로 나타났다. 이는 전체 32문항 기반의 4요인 및 2요인 모형들보다 상대적으로 개선된 적합도였다. 특히 RMSEA와 SRMR은 비교적 양호한 수준으로 감소하였다. 그러나 CFI와 TLI는 여전히 일반적인 수용 기준에 미치지 못하였으므로, 축약형 구조가 전체 문항 기반 모형보다는 훨씬 나은

적합도를 보였으나 본 표본에서 충분히 안정적인 측정 모형으로 보기에는 여전히 한계가 있었다. 따라서 특정 이론모형을 전제하지 않고, 실제 응답 자료에서 문항들이 어떠한 잠재구조를 형성하는지를 자료 기반으로 추가 탐색할 필요가 있다고 판단하였다(Fabrigar et al., 1999; Goretzko et al., 2024; Knekta et al., 2019).

### 전체 32문항에 대한 탐색적 요인분석 및 3요인 구조 선정

이론적 4요인 구조와 대안적 2요인 구조, 그리고 Fatehi 등(2020)의 연구 기반 16문항 4요인 구조 모두 충분한 적합도를 보이지 않았기 때문에 본 연구에서는 전체 32문항이 실제로 어떠한 잠재 구조를 이루는지 탐색적 요인분석을 실시하였다. 이를 위해 전체 표본( $N = 497$ )을 성별 기준 층화 무작위 분할하고, 참여자-문항 비율을 고려하여 탐색적 요인분석을 위한 표본( $N = 300$ )과 확인적 요인분석을 위한 표본( $N = 197$ )으로 나누었다. 탐색적 요인분석을 실시하기 전, 해당 표본에 대해 KMO와 Bartlett 구형성 검정을 실시한 결과, KMO는 .69로 수용 가능한 수준이었고, Bartlett 검정도  $\chi^2(496) = 2179.68, p < .001$ 로 유의하여 요인분석 수행의 기본 요건을 충족하였다. 또한 평행성 분석(parallel analysis)에서는 7요인 구조가 제안되었다.

평행성 분석 결과 7요인 구조가 제안되었으나, 통계적 기준뿐 아니라 해석 가능성과 간명한 구조를 함께 고려할 필요가 있으므로(Fabrigar et al., 1999; Yong & Pearce, 2013) 2요인부터 7요인까지의 구조를 단계적으로 비교하였다(표 2 참조). 그 결과, 요인 수가 증가할수록 모형 적합도 지표가

표 2. 요인 수 별 탐색적 요인분석 적합도 비교

요인 수	TLI	RMSEA	BIC
2요인	.458	.078	-1244.86
3요인	.598	.067	-1350.34
4요인	.654	.062	-1325.17
5요인	.710	.057	-1291.77
6요인	.766	.051	-1251.21
7요인	.812	.046	-1194.98

점진적으로 개선되는 경향을 보였다. 특히 5요인 이상 구조에서는 RMSEA가 .05 수준까지 감소하고 TLI도 점진적으로 증가하였다.

한편, 2요인 구조는 개인주의-집단주의 또는 수평성-수직성 수준으로 문항들이 지나치게 포괄적으로 묶이면서, 이론적으로 구분되는 하위차원 간 차이를 충분히 반영하지 못하였다. 반면에 4요인 이상 구조에서는 일부 문항들이 안정적인 요인 구조를 형성하지 못하거나, 동일한 이론적 하위차원의 문항들이 여러 요인으로 분산되는 양상이 반복적으로 나타났다. 예를 들어, 4요인 구조에서는 일부 수직적 개인주의 및 수직적 집단주의 문항들이 어느 요인에도 안정적으로 적재되지 않았으며, 일부 문항은 공통성( $h^2$ )이 매우 낮게 나타나 잠재요인에 의해 충분히 설명되지 못하였다. 또한 이론적으로 동일한 수평적 개인주의 차원에 속하는 문항들이 일부 구조에서 서로 다른 요인으로 분리되어 나타나, 하나의 일관된 잠재구조를 형성하지 못하였다.

5요인 이상 구조에서는 이러한 경향이 더욱 두드러져, 일부 요인이 1~2개의 문항만으로 구성되거나 서로 다른 이론적 차원의 문항들이 하나의 요인에 혼합되는 양상이 나타났다. 예컨대 일부 구조에서는 수직적 집단주의 문항들이 독립적인 요인 구조를 안정적으로 형성하지 못하였으며, 수평적

개인주의 문항과 혼합되거나 소수 문항 중심의 불안정한 요인으로 나타났다. 또한 일부 수평적 집단주의, 수평적 개인주의, 수직적 개인주의 문항들은 특정 요인에 일관되게 적재되기보다 여러 요인에 동시에 적재되는 양상을 보여, 요인 간 개념적 경계가 불명확해지는 경향이 나타났다. 특히 일부 수직적 집단주의 및 수직적 개인주의 문항들은 4요인 이상 구조에서 전반적으로 낮은 적재치를 보여 특정 요인에 안정적으로 포함되지 못하는 경향을 보였다.

반면, 3요인 구조는 수평적 개인주의와 수직적 개인주의의 핵심 문항을 어느 정도 유지하면서, 수평적 집단주의와 수직적 집단주의 일부 문항이 보다 상위의 집단주의적 차원으로 응집되는 양상을 보였다. 즉, 4요인 이상 구조에서 반복적으로 나타난 과도한 분절이나 소수 문항 요인 형성 문제를 상대적으로 덜 보이면서도, 주요 개인주의-집단주의 차원을 비교적 간명하게 반영하는 구조로 나타났다. 비록 3요인 구조의 적합도(TLI = .598, RMSEA = .067, BIC = -1350.34)가 절대적인 기준에서 충분히 높다고 보기는 어려웠으나, 자료 기반 대안 구조들 가운데 상대적으로 가장 간명하고 해석 가능한 구조로 판단되었다.

3요인 구조의 전체 설명분산은 약 22.86%였다. 첫 번째 요인은 주로 수평적 집단주의 문항과 일부 수직적 집단주의 문항으로 구성되어 집단주의 차원으로 해석될 수 있었고, 두 번째 요인은 주로 수직적 개인주의 문항으로 구성되어 수직적 개인주의 차원, 세 번째 요인은 수평적 개인주의 문항 중심으로 구성되어 수평적 개인주의 차원으로 해석되었다(표 3 참조). 이러한 구조는 Bobbio와 Sarrica (2009)의 연구에서 보고된 일부 결과와 부분적으로 유사한 양상을 보였다. 해당 연구에서도 기존의 수

표 3. 3요인 탐색적 요인분석 요인적재표

문항	요인1	요인2	요인3
HI1			0.3
HI2			
HI3			0.5
HI4			0.53
HI5			
HI6	0.3		0.48
HI7			0.41
HI8			0.42
HC1	0.51		
HC2	0.63		
HC3	0.6		
HC4	0.35		
HC5	0.45		
HC6	0.52		
HC7	0.45	-0.38	
HC8	0.64		
VI1		0.48	
VI2		0.67	
VI3		0.41	
VI4		0.64	
VI5		0.31	
VI6		0.34	
VI7		0.34	
VI8			
VC1	0.39		
VC2			
VC3			
VC4			
VC5		0.35	
VC6	0.46		
VC7			
VC8			-0.33
고유값	3.11	2.34	1.87
설명분산(%)	9.73	7.3	5.83
누적설명분산(%)	9.73	17.03	22.86

주: HI: 수평적 개인주의, HC: 수평적 집단주의, VI: 수직적 개인주의, VC: 수직적 집단주의. 요인적재치 .30 이상의 값만 기재하였음.

평/수직 4요인 구조가 완전히 재현되지 않았으며, 집단주의 문항들이 상대적으로 통합된 차원으로 나타난 반면 개인주의 문항들은 보다 분화된 형태를 보인 바 있다.

따라서 본 연구에서는 자료 기반 대안 구조 가운데 상대적으로 가장 해석 가능한 구조로서 3요인 구조를 최종 탐색 해로 선정하고, 다음 단계에서 이를 독립된 표본에서 재검증하였다.

### 탐색적 요인분석 기반 3요인 구조의 재검증

탐색적 요인분석을 통해 도출된 3요인 구조가 단순히 탐색적 요인분석 표본에 특화된 결과가 아니라 독립 표본에서도 재현 가능한지를 검토하기 위해, 나머지 표본(N = 197)에서 확인적 요인분석을 실시하였다. 이 단계는 탐색적 요인분석 단계에서 얻어진 구조의 일반화 가능성을 점검하는 절차로서, 구조 탐색과 구조 검증을 분리하였다.

분석에 사용된 3요인 구조는 집단주의, 수직적 개인주의, 수평적 개인주의로 구성되었다. 집단주의 요인은 기존의 수평적 집단주의 문항이 중심이 되었으며, 일부 수직적 집단주의 문항이 함께 적재되어 보다 포괄적인 집단주의 차원으로 해석되었다. 수직적 개인주의 요인은 성취 및 위계 지향적 개인주의 내용을 반영하는 문항들로 구성되었고, 수평적 개인주의 요인은 독립성과 차별화된 자기 인식을 반영하는 문항들로 구성되었다(표 3 참조).

분석 결과, 3요인 확인적 요인분석의 적합도는  $\chi^2(272) = 603.86, p < .001, CFI = .655, TLI = .620, RMSEA = .079, SRMR = .083, BIC = 1959.31$ 로 나타나 충분한 수준의 적합도를 확보하지 못하였다. 또한 개별 문항 수준에서도 구조적 불안정성이 확인되었다. 집단주의 요인은 비교적

일관된 적재치를 보였으나, 수직적 개인주의 요인에 포함된 수직적 집단주의의 일부 문항의 표준화 적재치는 .067로 매우 낮고 통계적으로도 유의하지 않았다( $p = .544$ ). 수평적 개인주의 요인 역시 일부 문항에서 .13 수준의 낮고 유의하지 않은 적재치가 확인되었다( $ps > .05$ ), 이러한 결과는 탐색 단계에서 도출된 3요인 구조가 독립 표본에서 안정적으로 재현된다고 보기는 어려웠다.

또한 이는 탐색적 요인분석에서 상대적으로 해석 가능했던 3요인 구조조차도 확인적 검증 단계에서는 충분한 적합도를 보이지 않음을 보여준다. 따라서 이후 분석에서는 전체 척도 수준의 구조를 재검토하기보다, 각 하위요인 수준에서 상대적으로 안정적인 단일차원 구조가 존재하는지를 추가로 검토하였다.

### 하위요인별 단일차원성 검토

전체 척도 수준의 이론적 구조와 대안 구조 모두가 만족할 만한 적합도를 보이지 않았고, 확인적 요인분석 기반 3요인 구조 역시 독립 표본에서 충분히 재현되지 않았기 때문에, 본 연구에서는 각 하위요인(HI, HC, VI, VC) 자체가 단일차원적으로 응집되는지를 추가로 검토하였다. 이 분석은 척도 전체가 아니라 하위 구성개념 수준에서의 구조적 안정성을 확인하기 위한 것으로, 모든 하위요인에 동일한 절차를 적용하여 비교함으로써 선택적 보고의 가능성을 줄이고자 하였다.

탐색적 요인분석 표본( $N = 300$ )에 대해 각 하위요인을 1요인 구조로 가정한 탐색적 요인분석을 실시한 결과, 수평적 개인주의는  $TLI = .424$ ,  $RMSEA = .138$ ,  $BIC = 20.94$ 로 단일차원 구조를 지지하지 않았다. 수직적 개인주의 역시  $TLI =$

$.535$ ,  $RMSEA = .133$ ,  $BIC = 12.06$ 으로 단일요인성이 낮았다. 수직적 집단주의는  $TLI = .726$ ,  $RMSEA = .069$ ,  $BIC = -65.19$ 로 경계적 수준의 적합도를 보였다. 반면 수평적 집단주의는  $TLI = .924$ ,  $RMSEA = .059$ ,  $BIC = -72.83$ 로 네 가지 하위요인 중 가장 양호한 적합도를 보였다. 또한 수평적 집단주의 요인의 8개 문항은 모두 양의 방향으로 적재되었고, 일부 문항들은 .70, .64, .66 등 비교적 높은 적재치를 보여 단일차원 구조의 가능성을 보여주었다.

이러한 결과는 네 하위요인 중 수평적 집단주의만이 상대적으로 안정적인 단일요인 구조를 형성할 가능성이 있음을 보여준다. 따라서 다음 단계에서는 하위요인 추가 검토의 연장선상에서, 탐색 단계에서 가장 안정적인 구조를 보인 수평적 집단주의에 한해 독립 표본에서 1요인 확인적 요인분석을 실시하였다.

### 수평적 집단주의 하위요인의 단일요인 구조 재검증

확인적 요인분석 표본( $N = 197$ )에서 실시한 수평적 집단주의 1요인 모형의 적합도는  $\chi^2(20) = 58.50$ ,  $p < .001$ ,  $CFI = .872$ ,  $TLI = .821$ ,  $RMSEA = .099$ ,  $SRMR = .058$ ,  $BIC = 5985.90$ 으로 나타났다.  $RMSEA$ 는 일반적인 수용 기준(.08 이하)을 초과하였으므로, 절대적 적합도 측면에서는 충분히 안정적인 수준으로 보기 어려웠다. 그러나  $RMSEA$ 는 자유도가 작은 모형에서 과대 추정될 가능성이 있는 것으로 보고되어 왔으며(Kenny et al., 2015), Kenny 등(2015)은 자유도 20 역시  $RMSEA$ 가 안정적으로 작동하지 않을 수 있는 작은 자유도 범주에 포함된다고 설명하였다. 또한 자유

표 4. 수평적 집단주의 1요인 표준화 요인적재치

문항	표준화 적재치( $\beta$ )	설명분산( $R^2$ )
문항1	.463	.214
문항2	.702	.493
문항3	.716	.513
문항4	.392	.154
문항5	.441	.194
문항6	.458	.210
문항7	.500	.250
문항8	.572	.327

도가 작은 모형에서는 실제로 올바르게 지정된 모형에서도 RMSEA가 상대적으로 높게 나타날 수 있음을 보고하였다. 따라서 본 연구에서는 RMSEA 단일 지표만으로 모형 적합도를 판단하기보다, SRMR, 요인적재치, 설명분산( $R^2$ ) 등을 함께 고려하여 결과를 해석하였다.

구체적으로, 수평적 집단주의 1요인 모형은 다른 하위요인 모형들과 비교할 때 상대적으로 낮은 SRMR(.058)을 보였고, 모든 문항의 적재치가 통계적으로 유의하게 나타났으며, 문항 간 적재치의 방향성과 크기도 비교적 일관된 경향을 보였다. 문항의 표준화 적재치는 .702, .716, .572, .500 등으로 중간 수준 이상의 설명력을 보였다(표 4 참조). 설명분산 역시 일부 문항에서 비교적 높은 수준으로 확인되었다. 예를 들어 HC2와 HC3 문항은 각각 49.3%, 51.3%의 분산이 잠재요인에 의해 설명되었다. 반면 HC4 문항은 15.4% 수준으로 비교적 낮은 설명력을 보였다. 이러한 결과를 종합할 때, 수평적 집단주의 1요인 모형은 절대적 기준에서 완전히 안정적인 구조라고 보기는 어렵지만, 다른 하위요인들에 비해서는 상대적으로 더 일관된 단일차원적 경향을 나타냈다.

종합하면, 본 연구의 결과는 전체 문화가치 척도 수준에서는 기존 이론적 4요인 구조가 한국 어머니 표본에서 안정적으로 재현되지 않음을 보여준다. 전체 척도 수준의 경쟁모형들 가운데서는 선행 연구(Fatehi et al., 2020) 기반 16문항 축약형 4요인 구조가 상대적으로 가장 양호한 적합도를 보였으나, 일반적인 수용 기준에는 여전히 미치지 못하였다.

하위요인 수준에서는 수평적 집단주의 차원이 다른 하위요인에 비해 상대적으로 가장 일관된 잠재구조를 보였으나, 다른 하위요인들의 구조는 안정적이지 않아 본 표본에서 문화가치 척도의 모든 하위차원이 동일한 수준의 구조적 타당도를 가지는 것은 아니라는 점을 보여준다.

## 논 의

본 연구는 문화가치 측정에 가장 보편적으로 사용되어 온 개인주의-집단주의 척도(Singelis et al., 1995)가 한국 양육자, 특히, 영유아 및 아동 자녀를 둔 현시점의 한국 어머니의 문화가치를 다른 표본과 동일하게 측정할 수 있는지 15-68개월의 영유아기 자녀를 둔 한국 어머니 표본을 활용하여 적합도를 평가하였다.

먼저, Singelis 등(1995)이 제안한 INDCOL 척도의 4요인 구조가 어머니 표본에서도 재현되는지 확인적 요인분석을 실시한 결과, 4요인 구조의 적합도가 매우 낮았고, 대안적 모형으로 선정한 상위 수준의 2요인 구조(개인주의/집단주의, 수평성/수직성)의 적합도 역시 매우 낮은 것으로 나타났다. 하지만 축약형(Triandis & Gelfand, 1998)에서 사용되는 16문항만을 대상으로 하였을 때는 아주 안

정적이지는 않았지만 4요인 구조 모형이 상대적으로 적합도가 개선되는 것으로 관찰되었다. 그럼에도 16문항 축약형 4요인 모형의 일부 주요 적합도는 여전히 일반적인 수용 기준에 미치지 못하였기 때문에 본 표본에서 충분히 안정적인 측정 모형이라고 보기에 한계가 있었다.

따라서 본 연구 자료에서 특정 이론모형을 전제하지 않고, 다른 잠재적 요인 구조의 가능성을 탐색하기 위해 INDCOL 척도의 전체 문항을 대상으로 추가 분석을 실시한 결과, 수평적 집단주의 단일 차원만이 비교적 일관된 구조를 유지하였다. 반면, 그 외 하위 요인들은 통계적으로 유의미한 수렴 타당도를 보이지 않았으며, 이는 수직적·수평적 개인주의 및 수직적 집단주의 문항들이 한국 어머니 표본에서 일관된 심리적 구인으로 기능하지 못하고 있음을 시사한다.

전체 32문항을 기반으로 하였을 때 4요인 모형 적합도가 낮았던 것은 전체 INDCOL 척도의 타당성 확보가 다양한 표본에서 충분하지 않다는 여러 연구들과 궤를 같이하는 것으로 보인다(Fatehi et al., 2020). 스페인 성인 대상 연구에서도 Triandis의 4요인 모형은 중간 수준의 적합도만을 보였으며, 일부 문항이 스페인 문화 맥락에서 원래 의도한 개인주의-집단주의 차원보다는 개인적 통제감이나 다른 심리적 특성과 더 밀접하게 해석되었을 가능성을 제시하였다(Gouveia et al., 2012). 또한 이탈리아 및 다른 문화권 표본들에서도 일부 문항이 예상과 다른 요인에 적재되거나, 4요인 구조보다 3요인 혹은 2요인 구조가 더 적합할 수 있다는 결과가 반복적으로 보고되었다(Bobbio & Sarrica, 2009; Keles-Gordesli et al., 2025; Vadvilavičius, Stelmokienė, 2025). 특히 일부 연구자들은 수평성과 수직성의 구분 자체가 문화권에 따라 동일하

게 작동하지 않을 가능성, 혹은 특정 문항의 의미가 사회문화적 맥락에 따라 다르게 해석될 가능성을 지적하였다. 이러한 결과들은 개인주의와 집단주의의 수평/수직 구조가 모든 문화권에서 동일한 방식으로 조직되는 보편적 구조라기보다는, 사회문화적 맥락과 표본 특성에 따라 다르게 해석되고 구성될 수 있음을 시사한다.

이러한 경향은 한국 표본을 대상으로 한 일부 선행 연구들에서도 부분적으로 보고된 바 있다(김정덕, 2011; 김지현, 2014; 표정민, 최인수, 2015). 예를 들어, 표정민과 최인수(2015)는 한국 성인 표본을 대상으로 확인적 요인분석을 실시한 결과 기존 4요인 구조의 적합도가 충분하지 않았음을 보고하였다. 또한 탐색적 요인분석을 통해 집단주의 요인을 하나로 통합하고 개인주의 요인을 경쟁, 개성 강조, 독립 차원으로 재구성한 수정 모형을 제안하였다. 연구자들은 이러한 결과에 대해, 서구에서 제안된 수평/수직 구분이 한국인의 실제 문화적 인식 구조에서는 동일한 방식으로 작동하지 않을 가능성을 제기하였다. 특히 한국인들에게는 수평적 집단주의와 수직적 집단주의가 구분된 차원이라기보다 하나의 관계 중심적 집단주의로 함께 지각되는 반면, 개인주의는 경쟁, 개성, 독립과 같은 세분화된 특성으로 인식될 가능성이 있다고 해석하였다. 이러한 결과는 개인주의-집단주의 척도의 구조가 한국 사회 맥락에서도 안정적으로 재현되지 않을 가능성을 시사한다.

선행연구에서 INDCOL 척도의 16문항만을 추출하였을 때 요인 부하량이 높았고(Triandis & Gelfand, 1998), 4요인 모형의 적합도도 양호하게 나타났는데(Fatehi et al., 2020), 본 연구에서도 이와 유사하게 전체 32문항보다 축약된 16문항에 대하여 평가하였을 때 좀 더 양호한 적합도를 보이

는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 축약형 척도가 문화권 간 비교적 안정적으로 작동하는 핵심 문항들을 중심으로 구성되어 있기 때문일 가능성이 있다(Fatehi et al., 2020). 즉, 원척도에서 반복적으로 불안정성을 보였던 일부 문항들이 제거되면서, 개인주의-집단주의의 핵심적인 가치 차원이 보다 명확하게 반영되었을 가능성이 있다.

그러나 16문항 축약형 모형 역시 모든 적합도 지표에서 충분히 안정적인 수준에 도달한 것은 아니었다. 이는 문항 수를 줄이는 방식이 기존 척도의 구조적 불안정성을 부분적으로 완화할 수는 있으나, 한국 어머니 집단의 문화적 가치 구조를 완전히 설명하기에는 여전히 한계가 있을 가능성을 시사한다. 특히 양육이 부모와 자녀 간의 지속적인 상호작용과 정서적 조율을 포함하는 관계 중심적 맥락이라는 점에서(Bornstein, 2015), 개인주의와 집단주의의 가치 차원이 원래 이론처럼 명확히 분화되지 않거나 일부 가치 차원이 서로 중첩되어 경험될 가능성도 고려해 볼 수 있다.

탐색적 요인분석의 결과도 확인적 요인분석의 결과와 방향성에 있어 유사하였다. 즉, 기존 척도가 상정한 4요인 모형은 한국 어머니 표본의 문화적 가치 구조를 잘 반영하지 못한 반면, 수평적 집단주의 요인의 항목에 있어서만 부분적으로 일관된 잠재구조를 유지하는 경향을 보였다. 이러한 결과는 개인주의-집단주의의 수평/수직 차원이 한국 어머니 집단에서 동일한 수준의 심리적 응집성을 가지는 것은 아닐 가능성을 시사한다.

특히 수평적 집단주의는 타인과의 조화로운 관계, 상호협력, 정서적 친밀감, 주변 사람들과의 행복 공유와 같은 관계적 가치들을 강조한다는 점에서(Triandis, 1995; Singelis et al., 1995), 영유아 자녀를 양육하는 어머니들의 실제 경험과 상대적

로 더 밀접하게 연결되어 있었을 가능성이 있다. 실제로 본 연구에서 수평적 집단주의 문항들은 주변 사람들의 행복과 안녕에 대한 관심, 협력적 상호작용, 관계의 조화 유지, 일상적 자원 공유와 같은 관계 중심적 내용을 포함하고 있었다. 문화심리학 및 발달심리학 연구들 역시 동아시아 문화권의 양육이 독립적인 자기보다 관계 속의 자기(relational self), 상호의존성(interdependence), 정서적 연결(emotional closeness)을 상대적으로 더 강조한다고 설명해 왔다(Rothbaum et al., 2000). 특히 Rothbaum 등(2000)은 동아시아 양육 맥락에서 관계 조화와 정서적 친밀감의 유지가 중요한 사회적 가치로 작동하며, 부모-자녀 관계 안에서 타인의 욕구를 조율하고 상호의존성을 유지하는 경험이 반복적으로 강조된다고 설명하였다. 또한 Tamis-LeMonda 등(2008)은 부모의 양육 목표 안에서 개인주의적 가치와 집단주의적 가치가 반드시 상반되기보다는 함께 공존할 수 있으며, 특히 관계성과 연결성(relatedness)을 강조하는 가치가 양육 과정에서 지속적으로 활성화될 수 있다고 보았다.

이러한 관점에서 볼 때, 수평적 집단주의에서 강조되는 관계적 조화와 상호의존적 가치가 한국 어머니들의 양육 경험 안에서 보다 일관된 심리적 의미를 형성하면서 다른 가치 차원들에 비해 상대적으로 안정적인 구조를 보였을 가능성이 있다. 반면, 수직적 개인주의나 수직적 집단주의와 같이 경쟁, 위계, 성취, 권위 등을 포함하는 가치 차원은 현대 한국 어머니들의 실제 양육 경험 안에서 상대적으로 덜 일관되게 경험되었을 가능성이 있다. 특히 현대 한국 사회에서는 전통적인 관계 중심 가치와 개인의 자율성 및 성취를 강조하는 가치가 동시에 나타나는 경향이 지속적으로 보고되어 왔으며(김동

노, 2023; 나은영, 차유리, 2010; 한규석, 신수진, 1999), 양육 맥락에서도 이러한 가치들이 단일한 구조로 명확하게 분화되기보다 서로 중첩된 형태로 경험되었을 가능성이 있다. 이러한 결과는 문화적 가치가 사회문화적 환경과 개인이 수행하는 관계적 역할 맥락에 따라 서로 다른 방식으로 나타날 수 있음을 시사한다.

나아가, 양육자는 직장인이나 대학생 중심의 일반 성인 표본과는 상당히 다른 사회적·관계적 맥락에 놓여 있다는 점에서(Keller, 2018; Bornstein, 2015), 기존 INDCOL 척도의 문항들이 측정하고자 하는 가치 차원에 대한 관여도나 해석 방식 역시 달라질 가능성이 있다. 특히 영유아기 자녀를 양육하는 과정에서는 가족 및 자녀와의 관계 유지, 정서적 조율, 일상적 돌봄과 공유의 경험이 반복적으로 강조되며(Rothbaum, 2000), 이러한 경험이 관계적 조화와 상호의존성을 중심으로 하는 수평적 집단주의 가치와 밀접하게 연결되었을 가능성이 있다(Singelis et al., 1995).

반면 개인의 성취와 경쟁, 위계, 권위와 관련된 가치 차원은 양육 경험 안에서 상대적으로 덜 중심적인 심리적 의미를 가지거나, 다른 가치 요소들과 혼재된 형태로 경험되었을 가능성도 고려해 볼 수 있다(Greenfield, 2009; Tamis-LeMonda, 2008). 실제로 한국 어머니를 대상으로 한 연구에서도 자기 지도적 양육가치와 순응적 양육가치가 단순히 대립적으로 나타나기보다는 서로 다른 양육신념과 복합적으로 연결되는 양상이 보고된 바 있다(김미정, 이순형, 2004). 이는 양육 맥락에서 개인주의적 가치와 집단주의적 가치가 단일한 방향으로 분화되기보다 상황적으로 함께 활성화될 가능성을 시사한다.

한편, 본 연구는 수도권 소재 대학 연구실에 자

발적으로 방문한 어머니들을 대상으로 자료를 수집하였으나, 참여자의 사회경제적 지위(SES), 학력, 소득 수준 등의 핵심 인구통계학적 정보를 직접 수집하지 못하였다는 한계를 가진다. 따라서 본 표본이 한국 어머니 집단 전체를 대표한다고 보기 어려우며, 특히 상대적으로 높은 교육 수준과 정보 접근성을 가진 집단이 과대 표집되었을 가능성을 배제하기 어렵다. 선행 연구들에 따르면 교육 수준과 사회경제적 자원은 단순한 인터넷 접근 여부를 넘어 정보 탐색 능력, 디지털 리터러시, 정보 활용 방식, 교육 및 양육 관련 자원 접근과 밀접하게 관련된다(Hargittai, 2010; van Deursen & van Dijk, 2011). 또한 높은 사회경제적 지위를 가진 부모들은 자녀 양육과 교육 과정에서 보다 조직적이고 정보 기반적인 양육 전략을 사용하는 경향이 있으며(Bodovski & Farkas, 2008), 학교 및 교육 기관과의 상호작용 과정에서도 더 많은 문화적·정보적 자원을 활용하는 것으로 보고되어 왔다(Lee & Bowen, 2006).

이러한 점을 고려할 때, 본 연구에서 나타난 문화가치 척도의 요인 구조 역시 특정 사회경제적·문화적 배경을 가진 어머니 집단의 특성을 부분적으로 반영했을 가능성이 있다. 예를 들어, 정보 접근성과 교육 수준이 높은 집단에서는 문화가치 문항을 보다 추상적이고 개념적으로 해석하거나, 양육 관련 사회적 담론 및 교육적 가치에 상대적으로 더 많이 노출되어 있을 가능성이 있다(Bodovski & Farkas, 2008; Hargittai, 2010; van Deursen & van Dijk, 2011). 반대로 사회경제적 배경이 더욱 다양한 표본에서는 문항 해석 방식이나 가치 응답 패턴 자체가 달라질 수 있으며(Bodovski & Farkas, 2008; Lee & Bowen, 2006), 이는 요인 구조의 안정성이나 문항 응집성에도 영향을 미칠

가능성이 있다. 따라서 본 연구에서 확인된 낮은 구조적 적합도와 일부 하위차원의 불안정성은 척도 자체의 문제뿐 아니라 표본 특성의 영향을 함께 반영하고 있을 가능성을 고려할 필요가 있다.

후속 연구에서는 단순히 표본 수를 확대하는 것을 넘어, 지역, 학력, 가구 소득, 부모 연령, 취업 여부 등을 포함한 다양한 사회인구학적 배경을 체계적으로 반영한 표집 전략이 필요할 것이다. 특히 수도권 중심의 자발적 참여 표집에 의존하기보다, 보육 및 교육기관, 지역 육아지원센터, 온라인 육아 커뮤니티 등을 활용한 다지역 표집과 층화 표집을 통해 보다 다양한 사회경제적 지위와 교육 수준에 따른 측정동일성을 직접 검증함으로써, 문화가치 척도가 서로 다른 부모 집단에서도 동일한 심리적 구성을 측정하는지 확인할 필요가 있다(Putnick & Bornstein, 2016; Milfont & Fischer, 2010).

양육자가 영유아 자녀에게 발달 초기부터 문화적 전달자 혹은 매개자로서 중요한 역할을 하며, 이러한 역할이 자녀의 주의 편향성, 인지 추론, 선택적 신뢰 등 다양한 발달 영역에 영향을 미칠 수 있다는 점을 고려하면(Carstensen et al., 2019; Imada et al., 2013; Kuwabara & Smith, 2012, 2022; Senzaki et al., 2016, 2025; Senzaki & Shimizu, 2020), 양육자의 문화적 가치를 적절하게 측정하는 것은 매우 중요한 과제라고 할 수 있다. 본 연구의 결과는 기존 INDCOL 척도가 한국 어머니 집단의 문화적 가치 구조를 충분히 반영하는 데 한계가 있을 수 있음을 시사하며, 향후 연구에서는 양육자의 실제 관계 경험과 문화적 맥락을 반영할 수 있는 문화가치 측정 방식이나 척도의 개발이 보다 체계적으로 이루어질 필요가 있음을 보여준다.

본 연구의 결과는 문화적 가치가 모든 차원에서

단일하고 고정된 구조로 나타나는 것이 아니라, 사회문화적 맥락과 표본의 특성에 따라 서로 다른 방식으로 조직되고 경험될 수 있음을 시사한다. 즉, 문화적 차이는 문화적 차이는 하나의 보편적 유형으로 환원되기보다 차원에 따라 다양한 가치 양상을 내포할 수 있으며, 문화가치를 측정할 때도 측정 대상 집단의 특성과 관계적 맥락을 함께 고려할 필요가 있다. 따라서 문화가치 척도의 구조와 측정 방식을 비판적으로 점검하고, 다양한 문화적 맥락을 탐지하는데 더 적합한 새로운 접근법을 모색하는 것이 필요하다.

Cao 등(2024)은 더 나아가 문화 간 차이에 대한 연구들이 종종 제한된 표본과 불투명한 방법론으로 수행되어 왔음을 지적하며, 사전 등록, 데이터 공개, 충분한 표본 크기와 투명한 연구 설계의 중요성을 강조하였다. 본 연구의 결과 역시 기존 척도의 구조적 불안정성과 문화적 맥락의 영향을 드러냈다는 점에서 이러한 문제의식을 뒷받침하며, 문화 간 차이를 탐색하기 위해 척도의 수정과 새로운 도구의 개발이 필요함을 시사한다.

한국의 사회문화적 가치는 산업화와 세계화 과정에서 빠르게 변해왔다(김동노, 2023; 나은영, 차유리, 2010; 한규석, 신수진, 1999). 한국 어머니들의 양육방식도 근거리에서 밀착적이기보다 서구적인 원격 양상을 더 보이는 것으로 보고되었고(윤혜령, 최영은, 2023), 문화적 주의 편향성에 있어서도 기존에 보고된 한국 성인의 전체적 주의 편향성과 달리 전경 중심의 분석적 주의 편향을 더 보이는 것으로 나타나고 있다(정유진, 최영은, 2026). 따라서 한국 어머니들의 양육방식과 주의 편향성에서 관찰되는 변화의 근저에 문화적 가치관의 차이가 자리하고 있는지 직접적이고 체계적인 규명이 필요할 것이다. 이러한 연구는 한국 사회의 문화적 전환

속에서 부모와 자녀 간의 상호작용이 어떠한 방식으로 변화하고, 그 결과가 자녀의 발달에 어떻게 반영되는지를 이해하는 데 기여할 수 있을 것이다.

## Conflict of Interest

No potential conflict of interest relevant to this article was reported.

## 참고문헌

- 김동노 (2023). 개인주의, 집단주의, 자유주의, 공동체주의와 한국 사회의 변화. **사회이론**, 63, 153-196.  
<https://doi.org/10.37245/kjst.2023.05.63.153>
- 김미자 (2024). **한국 아동의 관계 추론 발달에서 언어와 문화적 영향**. 국내 석사학위 논문. 중앙대학교 대학원.  
<https://doi.org/10.23169/cau.00000024068>  
5.11052.0000575
- 김미정, 이순형 (2004). 어머니의 양육가치, 양육신념 및 조정행동과 유아의 순응행동간의 관계. **아동과 권리**, 8(2), 301-325.
- 김민지 (2026). **한국 유아의 자기인식 발달에서 양육자의 문화적 가치 영향 탐색**. 국내 석사학위 논문. 중앙대학교 대학원.  
<https://doi.org/10.23169/cau.00000024740>  
5.11052.0002415
- 김소정, 양은주, 권정혜 (2013). 온라인-오프라인 자기개방이 공동체 소속감과 행복감에 미치는 영향: 수평적 집단주의와 수직적 집단주의의 비교: 수평적 집단주의와 수직적 집단주의의 비교. **사이버커뮤니케이션학보**, 30(4), 5-42.
- 김은진, 이희영 (2013). 초등학생의 성별, 문화성향과 친구간 갈등해결전략. **수산해양교육연구**, 25(1), 181-191.
- 김재현 (2025). **한국 18~36개월 아동의 인과관계 추론 발달과 주양육자 문화적 요인의 관계성**. 국내 석사학위 논문. 중앙대학교 대학원.  
<https://doi.org/10.23169/cau.00000024456>  
0.11052.0000830
- 김재현, 최영은 (2025). 유아 자녀와의 상호 작용에서 한국 어머니가 보인 문화적 주의 편향성. **한국심리학회지: 발달**, 38(1), 45-60.  
<https://doi.org/10.35574/KJDP.2025.38.1.52>  
778.52778
- 김정덕 (2011). 사범대학 학생들의 문화성향과 다문화적 교사효능감 관계 연구. **한국교원교육연구**, 28(2), 119-140.  
<https://doi.org/10.24211/tjkte.2011.28.2.119>
- 김지현 (2014). 개인 문화성향에 따른 정보 인식과 태도 차이에 대한 연구. **한국비블리아학회지**, 25(3), 59-76.  
<https://doi.org/10.14699/kbiblia.2014.25.3.059>
- 나은영, 차유리 (2010). 한국인의 가치관 변화 추이: 1979 년, 1998 년, 및 2010 년의 조사 결과 비교. **한국심리학회지: 사회 및 성격**, 24(4), 63-92.  
<https://doi.org/10.21193/kjspp.2010.24.4.04>
- 남순현, 권정혜 (2015). 개인주의-집단주의와 자기개방이 가족친밀감에 미치는 영향: 온·오프라인 교류비교. **한국심리학회지: 일반**, 34(2),

- 353-374.
- 박현경, 이영희 (2004). 집단상담 참가자의 개인주의-집단주의 성향, 상담자 역할기대 및 치료적 요인 연구. **한국심리학회지: 상담 및 심리치료**, **16**(4), 571-596.
- 범지민, 최영은 (2020). 한국 아동의 선택적 신뢰 발달: 5 세 아동이 4 세와 달리 정보제공자의 연령을 정확도보다 중시할 때. **한국심리학회지: 발달**, **33**(1), 53-64.  
<https://doi.org/10.35574/KJDP.2020.3.33.1.53>
- 윤혜령, 최영은 (2023). 문화에 따른 양육방식: 한국 어머니와 영아 간의 상호작용에서 주로 나타난 원격 양육행동 패턴. **한국심리학회지: 발달**, **36**(4), 83-101.  
<https://doi.org/10.35574/KJDP.2023.12.36.4.83>
- 정유진 (2026). **한국 3~5세 아동의 관계 추론 능력에 미치는 주의 점화 및 어머니 문화적 편향의 영향**. 국내 석사학위 논문. 중앙대학교 대학원.  
<https://doi.org/10.23169/cau.000000247411.11052.0002418>
- 정유진, 최영은 (2026). 학령전기 자녀의 문화에 따른 주의 양상에서 양육자 영향 탐색. **한국심리학회지: 발달**, **39**(1), 47-66.  
<https://doi.org/10.35574/KJDP.2026.3.39.1.47>
- 조재현, 김영희 (2017). 유아의 사회성 발달과 정서 발달에 관련된 변인의 메타분석. **미래유아교육학회지**, **24**(3), 253-275.  
<https://doi.org/10.22155/JFECE.24.3.253.275>
- 통계청 (2023a). **인구동향조사: 시도/모의 연령(5세 계급)/모의 교육정도별 출생**. <https://kosis.kr>
- 통계청 (2023b). **인구동향조사: 시군구/ 모의 평균 출산 연령, 모의 연령별(5세 간격) 출생**. <https://kosis.kr>
- 통계청 (2024a). **지역별고용조사: 시도/성/연령/교육 정도별 경제활동인구**. <https://kosis.kr>
- 통계청 (2024b). **지역별고용조사: 시도/성/연령/교육 정도별 비경제활동인구**. <https://kosis.kr>
- 통계청, 한국은행, 금융감독원 (2023). **가계금융복지조사: 가구소득(평균)**. KOSIS 국가통계포털. <https://kosis.kr>
- 표정민, 최인수 (2015). 한국인의 문화적 성향 잠재 집단 따른 창의성 평가의 차이-암묵적 이론을 이용한 자기평가 및 타인 (한국인/외국인) 평가. **한국심리학회지: 일반**, **34**(1), 27-55.
- 한규석, 신수진 (1999). 한국인의 선호가치 변화-수직적 집단주의에서 수평적 개인주의로. **한국심리학회지: 사회 및 성격**, **13**(2), 293-310.
- Bobbio, A., & Sarrica, M. (2009). Horizontal and vertical individualism and collectivism: an Italian adaptation of Singelis et al.'s scale and its relations with conflict management and leadership styles. *Testing, Psychometrics, Methodology in Applied Psychology*, **16**(4), 209-226.
- Bodovski, K., & Farkas, G. (2008). "Concerted cultivation" and unequal achievement in elementary school. *Social Science Research*, **37**(3), 903-919.  
<https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2008.02.007>
- Bornstein, M. H. (2015). Culture, parenting, and zero-to-threes. *Zero to three*, **35**(4), 2.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1992).

- Alternative ways of assessing model fit. *Sociological methods & research*, 21(2), 230-258.  
<https://doi.org/10.1177/0049124192021002>
- Burnham, K. P., & Anderson, D. R. (2004). Multimodel inference: understanding AIC and BIC in model selection. *Sociological methods & research*, 33(2), 261-304.  
<https://doi.org/10.1177/00491241042686>
- Cao, A., Carstensen, A., Gao, S., & Frank, M. C. (2024). United States - China differences in cognition and perception across 12 tasks: Replicability, robustness, and within-culture variation. *Journal of Experimental Psychology: General*.  
<https://doi.org/10.1037/xge0001559>
- Carstensen, A., Zhang, J., Heyman, G. D., Fu, G., Lee, K., & Walker, C. M. (2019). Context shapes early diversity in abstract thought. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 116(28), 13891-13896.  
<https://doi.org/10.1073/pnas.1818365116>
- Cebioğlu, S., & Broesch, T. (2021). Explaining cross-cultural variation in mirror self-recognition: New insights into the ontogeny of objective self-awareness. *Developmental Psychology*, 57(5), 625.  
<https://doi.org/10.1037/dev0001171>
- Coleman, P. K., Trent, A., Bryan, S., King, B., Rogers, N., & Nazir, M. (2002). Parenting behavior, mothers' self-efficacy beliefs, and toddler performance on the Bayley Scales of Infant Development. *Early Child Development and Care*, 172(2), 123-140.  
<https://doi.org/10.1080/03004430210888>
- Costello, A. B., & Osborne, J. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical assessment, research, and evaluation*, 10(1). <https://doi.org/10.7275/jyj1-4868>
- Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C., & Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological methods*, 4(3), 272.
- Fatehi, K., Priestley, J. L., & Taasobshirazi, G. (2020). The expanded view of individualism and collectivism: One, two, or four dimensions?. *International Journal of Cross Cultural Management*, 20(1), 7-24.  
<https://doi.org/10.1177/1470595820913077>
- Goretzko, D., Siemund, K., & Sterner, P. (2024). Evaluating model fit of measurement models in confirmatory factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 84(1), 123-144.  
<https://doi.org/10.1177/00131644231163813>
- Gouveia, V. V., Clemente, M., & Espinosa, P. (2003). The horizontal and vertical attributes of individualism and collectivism in a Spanish population. *The Journal of Social Psychology*, 143(1), 43-63.

- <https://doi.org/10.1080/00224540309598430>  
Greenfield, P. M. (2009). Linking social change and developmental change: shifting pathways of human development. *Developmental psychology, 45*(2), 401.  
<https://doi.org/10.1037/a0014726>
- Greenfield, P. M., Keller, H., Fuligni, A., & Maynard, A. (2003). Cultural pathways through universal development. *Annual review of psychology, 54*(1), 461-490.  
<https://doi.org/10.1146/annurev.psych.54.101601.145221>
- Grusec, J. E., Rudy, D., & Martini, T. (1997). Parenting cognitions and child outcomes: An overview and implications for children's internalizations of values. In J. E. Grusec & L. Kuczynski (Eds.), *Parenting and children's internalization of values: A handbook of contemporary theory* (pp. 259-282). New York: Wiley.
- Hargittai, E. (2010). Digital natives? Variation in internet skills and uses among members of the "net generation". *Sociological inquiry, 80*(1), 92-113.  
<https://doi.org/10.1111/j.1475-682X.2009.00317.x>
- Harris, J. R. (1998). The nurture assumption: Why children turn out the way they do. *Adolescence, 33*(132), 960.
- He, H., Usami, S., Rikimaru, Y., & Jiang, L. (2021). Cultural roots of parenting: Mothers' parental social cognitions and practices from western US and Shanghai/China. *Frontiers in psychology, 12*, 565040.  
<https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.565040>
- Hoffman, L. W. (1988). Cross-cultural differences in childrearing goals. *New Directions for Child Development, 40*, 99 - 122.  
<https://doi.org/10.1002/cd.23219884011>
- Holden, E., Buryan-Weitzel, J. C., Atim, S., Biroch, H., Donnellan, E., Graham, K. E., ... & Slocombe, K. E. (2022). Maternal attitudes and behaviours differentially shape infant early life experience: A cross cultural study. *PLoS One, 17*(12), e0278378.  
<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0278378>
- Imada, T., Carlson, S. M., & Itakura, S. (2013). East - West cultural differences in context sensitivity are evident in early childhood. *Developmental Science, 16*(2), 198-208.  
<https://doi.org/10.1111/desc.12016>
- Kagitçibasi, Ç. (1996). The autonomous-relational self: A new synthesis. *European Psychologist, 1*(3), 180.
- Kass, R. E., & Raftery, A. E. (1995). Bayes factors. *Journal of the American statistical association, 90*(430), 773-795.  
<https://doi.org/10.1080/01621459.1995.10476572>
- Keles-Gordesli, B., Leamy, M., Murrells, T., & Grealish, A. (2025). Factorial validity and

- reliability of the 16-item individualism and collectivism scale for measuring cultural orientation. *International Journal of Intercultural Relations*, 105, 102153.  
<https://doi.org/10.1016/j.ijintrel.2025.102153>
- Keller, H. (2009). Cultures of infancy. The foundation of developmental pathways. In G. Aikaterini & K. Mylonas (Eds.), *Quod erat demonstrandum: From Herodotus' ethnographic journeys to cross-cultural research: Proceedings from the 18th international congress of the international association for cross-cultural psychology* (pp. 19-32). Pedio Books.
- Keller, H. (2018). Parenting and socioemotional development in infancy and early childhood. *Developmental Review*, 50, 31-41.  
<https://doi.org/10.1016/j.dr.2018.03.001>
- Keller, H., & Kärtner, J. (2013). Development. The cultural solution of universal developmental tasks. In M. Gelfand, C. Y. Chiu, & Y. Y. Hong (Eds.), *Advances in culture and psychology* (Vol. 3, pp. 63 - 116). New York, NY: Oxford University Press.  
<http://dx.doi.org/10.1093/acprof:oso/9780199930449.003.0002>
- Keller, H., Lamm, B., Abels, M., Yovsi, R., Borke, J., Jensen, H., Papaligoura, Z., Holub, C., Lo, W., Tomiyama, A. J., Su, Y., Wang, Y., & Chaudhary, N. (2006). Cultural Models, Socialization Goals, and Parenting Ethnotheories: A Multicultural Analysis. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 37(2), 155 - 172.  
<https://doi.org/10.1177/0022022105284494>
- Kenny, D. A., Kaniskan, B., & McCoach, D. B. (2015). The performance of RMSEA in models with small degrees of freedom. *Sociological methods & research*, 44(3), 486-507.  
<https://doi.org/10.1177/0049124114543236>
- Knekta, E., Runyon, C., & Eddy, S. (2019). One size doesn't fit all: Using factor analysis to gather validity evidence when using surveys in your research. *CBE—Life Sciences Education*, 18(1), rm1.  
<https://doi.org/10.1187/cbe.18-04-0064>
- Kuwabara, M., & Smith, L. B. (2012). Cross-cultural differences in cognitive development: Attention to relations and objects. *Journal of experimental child psychology*, 113(1), 20-35.  
<https://doi.org/10.1016/j.jecp.2012.04.009>
- Kuwabara, M., & Smith, L. B. (2022). Focus on one or more? Cultural similarities and differences in how parents talk about social events to preschool children. *Frontiers in Psychology*, 12, 778960.  
<https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.778960>
- Lee, J. S., & Bowen, N. K. (2006). Parent involvement, cultural capital, and the achievement gap among elementary school children. *American educational*

- research journal*, 43(2), 193-218.  
<https://doi.org/10.3102/00028312043002193>
- Li, C. H. (2016). Confirmatory factor analysis with ordinal data: Comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behavior research methods*, 48(3), 936-949.  
<https://doi.org/10.3758/s13428-015-0619-7>
- Markus, H. R., & Kitayama, S. (1991). Cultural variation in the self-concept. In *The self: Interdisciplinary approaches* (pp. 18-48). New York, NY: Springer New York.
- Marôco, J. (2024). Factor analysis of ordinal items: Old questions, modern solutions?. *Stats*, 7(3), 984-1001.  
<https://doi.org/10.3390/stats7030060>
- 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(3), 320-341.  
[https://doi.org/10.1207/s15328007sem1103\\_2](https://doi.org/10.1207/s15328007sem1103_2)
- Masuda, T. (2017). Culture and attention: Recent empirical findings and new directions in cultural psychology. *Social and Personality Psychology Compass*, 11(12), e12363.  
<https://doi.org/10.1111/spc3.12363>
- Masuda, T., & Nisbett, R. E. (2001). Attending holistically versus analytically: comparing the context sensitivity of Japanese and Americans. *Journal of personality and social psychology*, 81(5), 922.  
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.81.5.922>
- Milfont, T. L., & Fischer, R. (2010). Testing measurement invariance across groups: Applications in cross-cultural research. *International Journal of Psychological Research*, 3(1), 111-121.  
<https://doi.org/10.21500/20112084.857>
- Na, J., Grossmann, I., Varnum, M. E., Kitayama, S., Gonzalez, R., & Nisbett, R. E. (2010). Cultural differences are not always reducible to individual differences. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 107(14), 6192-6197.  
<https://doi.org/10.1073/pnas.1001911107>
- Niemand, T., & Mai, R. (2018). Flexible cutoff values for fit indices in the evaluation of structural equation models. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 46(6), 1148-1172.  
<https://doi.org/10.1007/s11747-018-0602-9>
- Oh, J., Ju, N., Graham, S., & Choi, Y. (2024). Cultural divergence in children's selective word learning: Korean and Canadian children differ in their trust of adult informants. *Social Development*, 33(1), e12707. 7.  
<https://doi.org/10.1111/sode.12707>  
<https://doi.org/10.1111/sode.12707>
- Oyserman, D., Coon, H. M., & Kemmelmeier,

- M. (2002). Rethinking individualism and collectivism: evaluation of theoretical assumptions and meta-analyses. *Psychological bulletin*, *128*(1), 3.  
<https://doi.org/10.1037/0033-2909.128.1.3>
- Putnick, D. L., & Bornstein, M. H. (2016). Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. *Developmental review*, *41*, 71-90.  
<https://doi.org/10.1016/j.dr.2016.06.004>
- R Core Team. (2024). R: A language and environment for statistical computing (Version 4.4.1) [Computer software]. R Foundation for Statistical Computing.  
<https://www.r-project.org/>
- Rogoff, B. (2003). The cultural nature of human development. *Oxford university press*.
- Ross, J., Yilmaz, M., Dale, R., Cassidy, R., Yildirim, I., & Suzanne Zeedyk, M. (2017). Cultural differences in self recognition: The early development of autonomous and related selves?. *Developmental Science*, *20*(3), e12387.  
<https://doi.org/10.1111/desc.12387>
- Rothbaum, F., Weisz, J., Pott, M., Miyake, K., & Morelli, G. (2000). Attachment and culture: Security in the United States and Japan. *American Psychologist*, *55*(10), 1093.  
<https://doi.org/10.1037/0003-066X.55.10.1093>
- Schreiber, J. B., Nora, A., Stage, F. K., Barlow, E. A., & King, J. (2006). Reporting structural equation modeling and confirmatory factor analysis results: A review. *The Journal of educational research*, *99*(6), 323-338.  
<https://doi.org/10.3200/JOER.99.6.323-338>
- Senzaki, S., Masuda, T., Takada, A., & Okada, H. (2016). The communication of culturally dominant modes of attention from parents to children: a comparison of Canadian and Japanese parent-child conversations during a joint scene description task. *PLoS one*, *11*(1), e0147199.  
<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0147199>
- Senzaki, S., & Shimizu, Y. (2020). Early learning environments for the development of attention: Maternal narratives in the United States and Japan. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, *51*(3-4), 187-202.  
<https://doi.org/10.1177/0022022120910804>
- Senzaki, S., & Shimizu, Y. (2022). Different types of focus: Caregiver-child interaction and changes in preschool children's attention in two cultures. *Child Development*, *93*(3), e348-e356.  
<https://doi.org/10.1111/cdev.13731>
- Senzaki, S., Shimizu, Y., & Ibe, S. (2025). The development of visual attention to the Ebbinghaus illusion across two cultures. *Scientific reports*, *15*(1), 7008.

- <https://doi.org/10.1038/s41598-025-90268-w>
- Shavitt, S., Lalwani, A. K., Zhang, J., & Torelli, C. J. (2006). The horizontal/vertical distinction in cross cultural consumer research. *Journal of consumer psychology, 16*(4), 325-342.
- [https://doi.org/10.1207/s15327663jcp1604\\_3](https://doi.org/10.1207/s15327663jcp1604_3)
- Singelis, T. M., Triandis, H. C., Bhawuk, D. P., & Gelfand, M. J. (1995). Horizontal and vertical dimensions of individualism and collectivism: A theoretical and measurement refinement. *Cross-cultural research, 29*(3), 240-275.
- <https://doi.org/10.1177/106939719502900302>
- Tamis LeMonda, C. S., Way, N., Hughes, D., Yoshikawa, H., Kalman, R. K., & Niwa, E. Y. (2008). Parents' goals for children: The dynamic coexistence of individualism and collectivism in cultures and individuals. *Social development, 17*(1), 183-209.
- <https://doi.org/10.1111/j.1467-9507.2007.00419.x>
- Trang, D. T., & Yates, T. M. (2023). Latina mothers' cultural orientation and child self esteem: The mediating role of cultural socialization. *Family process, 62*(3), 1114-1133.
- <https://doi.org/10.1111/famp.12825>
- Triandis, H. C. (1995). Individualism and collectivism. *Routledge*.
- <https://doi.org/10.4324/9780429499845>
- Triandis, H. C., & Gelfand, M. J. (1998). Converging measurement of horizontal and vertical individualism and collectivism. *Journal of personality and social psychology, 74*(1), 118.
- Vadvilavičius, T., & Stelmokienė, A. (2025). A Few Psychometric Properties of Horizontal and Vertical Individualism and Collectivism Scale in Two Countries: A Pilot Study in Lithuania and Turkey. *Psichologija, 72*, 61-68.
- <https://doi.org/10.15388/Psichol.2025.72.5>
- Van Deursen, A., & Van Dijk, J. (2011). Internet skills and the digital divide. *New media & society, 13*(6), 893-911.
- <https://doi.org/10.1177/1461444810386774>
- Whiting B. B., Edwards C. P. (1988). *Children of different worlds: The formation of social behavior*. Cambridge, MA, US: Harvard University Press.
- Worthington, R. L., & Whittaker, T. A. (2006). Scale development research: A content analysis and recommendations for best practices. *The counseling psychologist, 34*(6), 806-838.
- <https://doi.org/10.1177/0011000006288127>
- Yong, A. G., & Pearce, S. (2013). A beginner's guide to factor analysis: Focusing on exploratory factor analysis. *Tutorials in quantitative methods for psychology, 9*(2), 79-94.
- <https://doi.org/10.20928/tqmp.09.2.p079>

## Examining the Suitability of the Individualism–Collectivism Scale as a Measure of Cultural Values in Korean Mothers

Minji Kim<sup>1</sup>      Youngon Choi<sup>2</sup>

Department of Psychology, Chung-Ang University/ Master's student<sup>1</sup>

Department of Psychology, Chung-Ang University/ Professor<sup>2</sup>

Parental cultural values may be emphasized and transmitted to children, exerting multifaceted influences on their social and cognitive development. Cultural values in the Korean society have undergone significant changes due to rapid industrialization, which may be reflected in parenting practices. However, empirical research on this topic remains limited. In particular, the Individualism–Collectivism Scale, which has been widely used to assess cultural values, has not been sufficiently validated in parent samples in terms of model fit and construct validity. This study examined the structural validity of the Individualism–Collectivism Scale, using confirmatory and exploratory factor analyses, in 497 Korean mothers of children aged 15–68 months, recruited between 2023 and 2025. The results indicated that the theoretical four-factor structure assumed by the original 32-item scale showed poor model fit, which although improved when the reduced 16-item version was examined, some important limitations remained. Among the four factors, only horizontal collectivism demonstrated relatively stable measurement properties. These findings highlight the limitations of existing measure and the need for a culturally appropriate scale for Korean mothers.

*Keywords* : Maternal cultural values, Individualism–collectivism, Model fit, Horizontal collectivism