

## 「兒童五大人格特質量表」之信效度及測量不變性： 探索性結構方程模式取向

張存真<sup>1</sup> 游錦雲<sup>2</sup>

### 摘要

本研究旨在編製適用於國小五年級學童之「兒童五大人格特質量表」，比較驗證性因素分析（CFA）與探索性結構方程模式（ESEM）的模式適配度、檢視量表之因素結構，並檢驗量表的跨性別測量不變性。本研究依據人格五因素理論編製「兒童五大人格特質量表」，在預試方面，以 290 名國小五年級學童為對象，經項目分析篩選題目；在正式樣本方面，採分層隨機叢集抽樣，抽取全臺灣 28 所學校共 2,056 位國小五年級學童為受試對象，隨機平分為 2 組樣本，以樣本一比較 ESEM 與 CFA 模式的適配度，檢視量表的因素結構，據此修正模式與篩選試題，再以樣本二交叉驗證此修正模式的適配性，並進行跨性別的測量不變性檢定。研究結果顯示，「兒童五大人格特質量表」56 題修正模式的因素結構符合理論假設，ESEM 模式具有良好的信效度，且多群組 ESEM 分析結果亦顯示量表具跨性別測量不變性。

**關鍵詞：**人格特質、五因素模式、探索性結構方程模式、測量不變性

---

1. 張存真，國立臺灣師範大學教育心理與輔導學系博士生

2. 游錦雲，臺北市立大學心理與諮商學系副教授

收件日期：2019.12.04；完成修改：2020.06.25；正式接受：2020.07.16

通訊作者：游錦雲；Email：cyu@utapei.edu.tw

地址：臺北市中正區愛國西路 1 號 臺北市立大學心理與諮商學系

## Reliability, Validity, and Measurement Invariance of Children's Five-Factor Personality Scale: An Exploratory Structural Equation Modeling Approach

Tsung-Jen Chang<sup>1</sup> Ching-Yun Yu<sup>2</sup>

### Abstract

The purpose of this study was to develop the Children's Five-Factor Personality Scale and to test its reliability, validity and measurement invariance across gender. Due to the overly restrictive assumptions, confirmatory factor analyses (CFA) typically fail to support the five-factor structure of personality. We show that an approach of the exploratory structural equation modeling (ESEM), an integration of CFA and exploratory factor analysis (EFA), can overcome these problems. The items were originally developed based on the five-factor theory of personality and related literature, and were revised according to experts' comments. A pilot study with item analyses was conducted to evaluate psychometric quality of items and to select items. Later, using stratified cluster sampling method, a sample of 2,056 5th graders was collected from 28 elementary schools in Taiwan. An ESEM was conducted to exam the factor structures and compared with the CFA model. The final version of the scale includes 56 items. The construct validity, convergent validity and measurement invariance across gender were examined and discussed in the study. The results show the scale exert good reliability and validity with measurement invariance across gender.

**Keywords:** exploratory structural equation modeling, five-factor model, measurement invariance, personality traits

---

1. Tsung-Jen Chang, Doctoral Student, Department of Educational Psychology & Counseling, National Taiwan Normal University

2. Ching-Yun Yu, Associate Professor, Department of Psychology and Counseling, University of Taipei

Received: 2019.12.04; Revised: 2020.06.25; Accepted: 2020.07.16

Corresponding Author: Ching-Yun Yu; Email: cyu@utapei.edu.tw

Address: No. 1, Aiguo W. Rd., Zhongzheng Dist., Taipei City 100, Taiwan  
Department of Psychology and Counseling, University of Taipei

## 壹、緒論

人格心理學之父 Allport (1961) 認為，人格 (personality) 是個體的心理生理系統所形成的內在動態組織，並決定了個體獨特的行為和思想；特質 (traits) 則是人格的基本單位，具支配個體行為的能力，使個體在變動的環境中，對不同刺激產生出一致的反應 (Allport, 1937)。人格特質是影響個體與環境互動下所表現之行為的心理特徵，且這些特徵具有跨時間穩定性與跨情境一致性。

在人格相關研究中，許多學者提出不同分類法。Cattell (1946) 首先提出以因素分析描述性形容詞和語句的自我評估來研究人格結構；其後，Norman (1963) 亦利用因素分析方法歸類出五種人格特質因素；Costa 與 McCrae (1985) 則以 Norman 的五因素理論為架構，加入 Eysenck (1947) 的人格理論，整理出人格的五因素模式 (Five Factor Model, FFM)。近幾十年來，FFM 儼然已是心理學領域使用最廣泛的人格理論，認為人格特質的個體差異可用神經質 (Neuroticism)、開放性 (Openness)、外向性 (Extraversion)、友善性 (Agreeableness)，以及嚴謹性 (Conscientiousness) 等五個基本向度來理解 (McCrae & Costa, 1997)。

許多學者以 FFM 為基礎發展出相關量表，例如：Costa 與 McCrae (1985, 1992) 發展的 NEO-PI (NEO Personality Inventory)，其後又修訂為 NEO-PI-R 和 60 題短版 NEO-FFI (NEO Five-Factor Inventory)；John、Donahue 與 Kentle (1991) 建構的 BFI (Big Five Inventory)；以及 Goldberg (1999) 開發的國際人格題庫 (International Personality Item Pool, IPIP) 等。McCrae 與 Costa (2004) 以高中生和成人樣本對 NEO-FFI 進行修訂，改善量表的信效度，也較適用於青少年。因此，本研究參考 FFM 相關文獻，以及 NEO-FFI、IPIP 與國內外相關人格量表，編製「兒童五大人格特質量表」。

因素分析一直是人格研究的核心主導方法，儘管過去許多研究支持五因素結構，但多數人格研究仍依賴探索性因素分析 (Exploratory Factor Analysis, EFA)，主要原因是五因素的驗證性因素分析 (Confirmatory Factor Analysis, CFA) 的模式適配度不佳，而使一些學者質疑 CFA 在分析 FFM 的適切性 (Borkenau & Ostendorf, 1990; Chiorri, Marsh, Ubbiali, & Donati, 2016; Church & Burke, 1994; Marsh et al., 2010; Vassend & Skrondal, 1997)。CFA 要求每個試題

只能負荷於其目標因素（target factor），而不允許交叉負荷量（cross-loadings），Church與Burke（1994）以及Marsh、Johnston、Richardson與Schmidt（2009）均認為，CFA 在多向度因素結構的檢驗過於嚴格。此外，CFA 可能導致因素間的相關值膨脹，因而扭曲與其他變項間的結構關係，並引發多重共線性的問題（Asparouhov & Muthén, 2009; Marsh et al., 2010; Marsh, Morin, Parker, & Kaur, 2014）。傳統 EFA 也有一些限制，例如：無法提供參數標準誤和適配度指標，較難分析複雜的因素結構（如高階因素），亦無法對 FFM 群組間的平均差異進行適當評估，導致測量不變性的假設常被忽略（Marsh, Nagengast, Morin, Parada, Craven, & Hamilton, 2011）。

為解決 FFM 因素分析的困境，Marsh 等人（2010）建議採取探索性結構方程模式（Exploratory Structural Equation Modeling, ESEM）。ESEM 並沒有 CFA 過度限制性的假設，除可改善整體模式適配度並減低因素間的相關值（Booth & Hughes, 2014; Chiorri et al., 2016; Marsh, Liem, Martin, Morin, & Nagengast, 2011），還可進行參數顯著性與模式適配度的檢定。

由於性別差異是人格特質研究中的重要議題，雖多數研究均支持女性在神經質和友善性得分高於男性（Chiorri et al., 2016; Costa, Terracciano, & McCrae, 2001; Denissen, Geenen, van Aken, Gosling, & Potter, 2008; Donnellan & Lucas, 2008; Schmitt, Realo, Voracek, & Allik, 2008），但在外向性、嚴謹性和開放性上的結果並不一致。為了解國小學童在人格向度上的性別差異，本研究將使用多群組結構方程模式（Multiple-Group Structural Equation Modeling, MGSEM），檢視男、女生在模式的差異情形。

過去有關 FFM 的研究多以成人或大學生為主，少數以兒童為對象的研究仍支持 FFM 適用於兒童（莊耀嘉、李雯娣，2001；Digman & Shmelyov, 1996），本研究即根據 FFM 的定義，並考量兒童有限的理解力與專注力，以較易閱讀的陳述句編製適用於臺灣國小高年級學童之「兒童五大人格特質量表」。本研究先以 ESEM 和 CFA 檢視人格量表的因素結構並進行模式比較，後續深入討論適配度較佳的模式與其因素結構，並檢驗量表的跨性別測量不變性。

## 貳、文獻探討

### 一、人格五因素模式（FFM）的發展與檢驗

人格特質論的發展始於 1940 年代的美國，最初是研究人格個別差異的類型理論，其基本假設認為個體擁有以特定方式反應的行動傾向，而此行動傾向稱為特質，為建構人格的基本組成元素。人格特質的研究源自 Galton（1884）提出的基本詞彙假說（Fundamental Lexical Hypothesis），可視為現代探討人格特質結構的基礎（John, Naumann, & Soto, 2008）。Norman（1963）以 Allport 的人格形容詞研究為基礎，利用 EFA 歸納出 5 個人格因素，包含：情緒穩定性（emotional stability）、友善性（agreeableness）、外向性／活躍（Extraversion/Surgency）、嚴謹性（conscientiousness），以及文化性（culture），此即為五大人格因素模式的開端（McCrae & John, 1992）。Costa 與 McCrae（1985）則依據 Cattell 的研究結果，以陳述句編製 NEO-PI，最初只包含情緒穩定性、外向性和開放性，隨後又加入友善性和嚴謹性，以更周全的向度來評量人格特質；經 EFA 獲得的結果與人格特質形容詞所產生的五大因素結構相符（McCrae & Costa, 1987）。

人格的五因素模式是一組五個廣泛的、兩極的特質向度，能有效捕捉人格的個體差異，是人格測量和研究中最廣為使用的結構模式。此五大人格特質之內涵與典型特徵說明如下：神經質是指個體對壓力源經驗到負向情緒和心理困擾的傾向程度，其典型特徵為焦慮、抑鬱和情緒波動；外向性是指個體在社交場合中，對與他人間關係感到舒適之程度，其典型特徵為自信、喜歡社交和主動活躍；開放性是指個體對知識或新奇事物的接受度，以及體驗藝術和生活的整體深度和廣度，其典型特徵為好奇、想像力、創新和喜歡思考；友善性是指個體對他人採取親和行為並保持和諧的人際關係，其典型特徵為有禮貌、同情、利他和合作傾向；嚴謹性是指個體規劃和組織方面的自我控制能力，以及追求目標的專注度，其典型特徵為秩序、自律、責任感和追求卓越（Costa & McCrae, 1992）。

### 二、國內兒童人格量表之發展現況

目前臺灣用於測量五大人格之量表主要分為二類：一類以形容詞來評定

自己的個性，主要有莊耀嘉、李雯娣（2001）改編自 Big-Five Markers（Goldberg, 1992）的「兒童性格自我評定問卷」，以及翻譯 Big-Five Mini-Markers（Thompson, 2008）的繁體中文版（鄧景宜、曾旭民、李怡禎、游朝舜，2011）；另一類則以陳述句為主，有翻譯自 Goldberg（1999）的 IPIP（朱思齊，2016；李仁豪、陳怡君，2016；莊瓊嘉、蘇弘文，2005；陳豔彬，2015），以及自編的「五大人格特質量表中文版」（王秀美、李長燦，2011）。然而，上述量表的受試樣本多為成人，僅莊耀嘉與李雯娣的研究是以國小高年級學童為對象，陳豔彬則是以馬來西亞華人中學生為對象，顯見國內尚缺乏適合兒童群體、以行為描述陳述句呈現的五大人格特質量表。Goldberg（1999）認為，特質形容詞過於抽象，且多數受試者較偏好描述行為或提供較多上下文訊息的試題，因而發展以陳述句方式呈現的 IPIP。為避免抽象的特質形容詞令語文能力未臻成熟的國小學童混淆，本研究根據 FFM 架構，參考 NEO-FFI、IPIP 及上述中文人格特質相關量表，並依據臺灣兒童的語文理解能力，編製以行為陳述句呈現的「兒童五大人格特質量表」。

### 三、探索性結構方程模式（ESEM）

EFA 和 CFA 是心理與教育領域中最廣泛使用的兩種因素分析方法，但因 CFA 依賴於高度限制性的模式，導致高估因素間的相關，以及隨之而來扭曲的結構關係，故使用 CFA 常無法重現理論中的因素結構（Asparouhov & Muthén, 2009; Marsh et al., 2009; Marsh, Liem et al., 2011），而 EFA 也有無法依據理論設定參數、缺乏參數顯著性檢定與適配度指標等限制。為解決這些問題，Asparouhov 與 Muthén（2009）提出綜合 EFA 與 CFA 優勢的 ESEM，相較於 CFA，ESEM 較不會高估因素間的相關，所以因素間的區辨度更高，模式也能與資料有較佳的適配度（Asparouhov & Muthén, 2009; Marsh et al., 2009, 2010; Marsh, Liem et al., 2011; Marsh, Nagengast, & Morin, 2013），ESEM 的交叉負荷量亦有助於檢視 CFA 中錯誤設定的部分（Myers, Chase, Pierce, & Martin, 2011）。傳統 EFA 通常應用在探索因素的數目，但 ESEM 已發展出兼具驗證性的估計法：目標轉軸法（target rotation）（Asparouhov & Muthén, 2009; Browne, 2001）。目標轉軸法乃依據理論，可事先設定試題與因素間之負荷量進行分析，因此 ESEM 亦可被視為驗證性的方法（Marsh et al., 2010; Marsh et al., 2014）。

過去 CFA 的五因素結構往往呈現較差的適配度，一些學者認為 CFA 過於



嚴格的假設和限制條件並不適合於正確估計 FFM (Marsh et al., 2009, 2010)。許多研究也以 CFA 和 ESEM 對不同人格量表進行 FFM 的模式比較，例如：Booth 與 Hughes (2014)、Marsh 等人 (2010) 使用 NEO-FFI，Vazsonyi、Ksinan、Mikuška 與 Jiskrova (2015) 使用 BFI，研究結果均發現 ESEM 模式的適配度較 CFA 模式好，認為 ESEM 模式更為適合分析複雜的人格結構。因此，本研究欲以 ESEM 分析樣本資料，並與 CFA 分析結果進行比較，後續以適配度較佳的模式進行量表之跨性別測量不變性檢定。

#### 四、FFM 性別差異的相關研究

性別差異是人格研究的重要議題之一，Guo、Wang 與 Rocklin (1995) 對 FFM 性別差異的後設分析指出，女性比男性具有更高的神經質和友善性，但其他 FFM 因素的性別差異較小；Costa 等人 (2001) 針對 36 國的跨文化研究，以及 Golabdar、Tabatabaei 與 Esmaeilinasab (2016)、Denissen 等人 (2008) 的研究也發現相似結果。South、Jarnecke 與 Vize (2018) 針對雙胞胎的研究則發現，女性在神經質、友善性和嚴謹性方面的得分高於男性。亦有許多研究發現，女性在神經質、外向性、友善性和嚴謹性的得分均高於男性，但開放性的性別差異不一致，例如：Donnellan 與 Lucas (2008) 的研究結果顯示，開放性的性別差異因國籍而異，德國女性的得分較男性高，而英國女性的得分低於男性；Marsh 等人 (2013) 則發現，男性的開放性得分高於女性；Schmitt 等人 (2008) 對 55 個國家的跨文化研究則發現開放性的差異不一致，其研究結果顯示在經濟、教育和健康方面更加發達的國家，其人格的性別差異往往更大。由於過去在 FFM 的性別差異研究結果並不一致，且缺乏男女學童在人格特質差異的研究，故本研究將探究國小高年級男女學童在五大人格特質上的差異情形。

綜上所述，由於目前較缺乏針對兒童五大人格特質的相關研究和量表，本研究擬以 FFM 為理論依據，編製一份適用於臺灣國小學童的「兒童五大人格特質量表」，並透過 ESEM 和 CFA 的模式比較，選擇與觀察資料較為適配的模式，最後以 MGSEM 檢定男、女生模式之測量不變性。

## 參、研究方法

### 一、研究參與者與施測程序

本研究以國小五年級學童為研究對象，於 2013 年 5~7 月以便利取樣對臺北市某國小五年級學童進行預試，回收問卷共 290 份（男 149 人，女 141 人）。進行項目分析並篩選試題後，再以正式量表進行施測。為顧及母體樣本結構特徵的分布狀況，本研究採分層隨機叢集抽樣，依據教育部 100 學年度各縣市公私立國小資料，將全臺灣分成北、中、南、東四個區域，依各區域抽樣比例（四個區域的五年級學生人數比例約為 44%：27%：26%：3%），隨機抽取北部 12 所、中部 8 所、南部 7 所、東部 1 所，共 28 所受試學校，再從各校隨機抽取三個班級進行施測。本研究於 2013 年 10~12 月進行正式施測，共發出 2,340 份問卷，回收 2,316 份，回收率 98.97%，刪除整頁填答同一選項或以固定規則（如 12341234）作答等反應心向或整頁未填答的問卷後，有效問卷共 2,056 份（男 1,009 人、女 1,038 人，未填答性別 9 人）。本研究將有效樣本隨機分為二組（每組 1,028 人），各組樣本男、女比例與整體比例相近，以樣本一比較 ESEM 與 CFA 模式的適配度，檢視量表的因素結構，並視需要修正模式與篩選信效度較為良好之試題，再以樣本二檢驗修正模式是否適用於不同樣本，據以增進本研究所提模式之複核效度（cross-validation），並進行跨性別測量不變性檢定。

### 二、研究工具

本研究以 FFM 為基礎，參考 NEO-FFI、IPIP，以及國內人格特質之相關問卷（如王秀美、李長燦，2011；高振傑，2003）編製預試量表。為建構專家效度，本研究邀請五位專家學者針對量表內容的適切性、代表性與可理解性進行審查，並邀請二位國小現職教師協助修正試題之用字遣詞，以確保量表符合國小學童的生活經驗及認知理解程度。隨後由數位小五學童進行試答，以了解其對題意的了解及作答過程的可能困難。經由上述歷程，初步編擬的預試量表共五個向度 136 題（神經質 28 題、外向性 30 題、開放性 30 題、友善性 24 題、嚴謹性 24 題），採 Likert 五點量表，由「從不這樣」、「很少這樣」、「有時這樣」、「經常這樣」、「總是這樣」，分別給予 1



至 5 分，反向題予以反向計分，分量表得分愈高，代表該向度的人格特質愈強。

在預試分析上，本研究以試題 CR 值（critical ratio，決斷值）、校正項目與總分相關，刪除試題後 Cronbach's  $\alpha$  值，以及 EFA 的負荷量綜合判斷進行試題篩選，最後保留 81 題（神經質 21 題、外向性 11 題、開放性 19 題、友善性 15 題、嚴謹性 15 題）作為正式量表試題。總量表之 Cronbach's  $\alpha$  值為 .94，五個分量表  $\alpha$  值分別為 .91、.86、.91、.90、.94，顯示量表的內部一致性良好。

### 三、資料分析

針對正式樣本資料，在分析的第一階段，以 Mplus 7.1 對樣本一進行分析，依據 FFM 理論架構估計五因素 CFA 和 ESEM 模式，並比較兩模式的適配度和參數估計值。本研究採用具強韌性的最大概似（robust maximum likelihood, MLR）法，此估計法所提供的標準誤差和適配度指標對 Likert 量表試題和違反常態假設具有強韌性。由於 FFM 具明確因素結構，且人格特質間有相關，本研究依此架構分別設定五因素 CFA 與 ESEM 模式，且允許因素間相關，其中 CFA 為無交叉負荷量的模式，而採取具驗證性質的目標轉軸法，而 ESEM 模式中所有交叉負荷量均為自由估計。

在模式適配標準上，以  $\chi^2$  值、CFI（Comparative Fit Index）、SRMR（Standardized Root-Mean-Square Residual）與 RMSEA（Root Mean Square Error of Approximation），及其 90% 信賴區間等適配度指標（Kline, 2015, p. 269），綜合判斷模式的優劣。由於  $\chi^2$  值在大樣本下易顯著，因此參照 Marsh、Hau 與 Wen（2004）的建議，以  $CFI \geq .90$ 、 $RMSEA \leq .06$ 、 $SRMR \leq .08$ ，做為可接受的模式適配標準。本研究參考標準化殘差值、模式修正指標（modification index, MI），以及  $\chi^2$  差異（ $\Delta\chi^2$ ）考驗等數值進行模式修正，亦使用 AIC（Akaike Information Criterion）、BIC（Bayesian Information Criterion）與 SBIC（Sample-Size Adjusted BIC）等進行模式的選擇與比較，準則值較低之模式的適配度較好。

在分析的第二階段，以樣本二交叉複核樣本一的最終修正模式，並採用 Marsh 等人（2009）所提，使用逐步設定各參數在組間的不變性之巢套模式比較策略，一系列共 13 種 ESEM 模式的不變性測量方法，考驗樣本二的跨性別測量不變性，並採用多個模式間比較的方式，來了解男、女生在構面平均

數差異值的穩定性。測量不變性指涉及觀察指標與構面間關係的參數等化限制，Meredith (1993) 將群組間因素負荷量的不變性稱為「弱不變性」(weak invariance, WI)，WI 加上跨群組題項截距具不變性則稱為「強的因素不變性」(strong factorial invariance, OFI)，當群組間的題項變異數亦具不變性時，則視為「嚴格的因素不變性」(strict factorial invariance, IFI)，而測量具 OFI 或 IFI 時，才可建立構面的可比較性。值得注意的是，多群組 ESEM 與多群組 CFA 模式分析有些許差異，多群組 ESEM 在設定跨群組不變時，必須整個 ESEM 集 (ESEM Set) 同時設定 (Asparouhov & Muthén, 2009)，而無法如 CFA 指定個別負荷量不變。

測量不變性檢定的巢套模式比較，常以兩模式的  $\chi^2$  差異與 CFI 差異 ( $\Delta$  CFI) 等指標，作為模式差異顯著性的決斷標準 (Cordon & Finney, 2008)，若模式間指標差異達顯著，即表示在該參數限制的條件下，理論模式不具不變性 (Wang & Wang, 2012)。由於  $\chi^2$  考驗易受樣本人數影響，Cheung 與 Rensvold (2002) 以及 Chen (2007) 建議，可使用適配度指標的差異值來檢定不變性，若兩模式的  $\Delta$ CFI  $< .01$  或  $\Delta$ RMSEA  $< .015$ ，即顯示測量不變性獲得支持。由於 ESEM 估計的參數通常比 CFA 更多 (Marsh et al., 2009)，而 RMSEA 均會針對簡約性進行校正，Marsh 等人 (2013) 即建議在模式比較中應更加強調 RMSEA。因此，本研究即以  $\Delta$ CFI 和  $\Delta$ RMSEA 及模式的整體適配度，做為參數具不變性與模式選擇的判斷依據。

此外，本研究亦採取 McDonald's omega ( $\omega$ ) 來估計量表的建構信度，公式為  $\omega = (\sum \lambda_i)^2 / ((\sum \lambda_i)^2 + \sum \delta_{ii})$ ，其中  $\lambda_i$  是因素負荷量、 $\delta_{ii}$  是誤差變異量。 $\omega > .70$  是可接受的信度值 (Hair, Black, Babin, & Anderson, 2010)。Rodriguez、Reise 與 Haviland (2016) 指出， $\omega$  將試題與因素間的關聯強度 ( $\lambda_i$ ) 與特定測量誤差 ( $\delta_{ii}$ ) 納入考量，更適合於檢視模式的建構信度。

## 肆、研究結果與討論

### 一、五大因素結構：CFA 與 ESEM 之比較

本研究首先以樣本一進行 FFM 的 CFA 和 ESEM 比較 (如表 1 的 M1-CFA 和 M1-ESEM)。M1-CFA 自由估計試題與其目標因素間的負荷量，其適配指標估計值為  $\chi^2_{(3149)} = 13442.369$  ( $p < .001$ )、CFI = .770、RMSEA = .056 [90% CI

.055-.057]、SRMR = .070，適配度不佳。M1-ESEM 則採目標轉軸法進行分析，目標轉軸法雖依理論預設題項與因素間的負荷量，但此預設值僅為起始值，後續會依據資料調整並估計出較適切之負荷量，其  $\chi^2_{(2845)} = 10970.311$  ( $p < .001$ )、CFI = .818、RMSEA = .053 [90% CI .052-.054]、SRMR = .037，雖整體適配度仍未達標準，但適配指標及 AIC、BIC 和 SBIC 數值都顯示較 CFA 佳。

表 1 CFA 與 ESEM 模式適配度比較 (N = 1,028)

Model	$\chi^2$	df	CFI	RMSEA	SRMR	AIC	BIC	SBIC
M1-CFA	13442.369	3149	.770	.056	.070	223284.546	224533.195	223729.639
M1-ESEM	10970.311	2845	.818	.053	.037	221420.488	224169.490	222400.396
M2-ESEM	4379.202	1270	.900	.049	.029	150469.797	152355.109	151141.835
M3-ESEM <sup>a</sup>	3862.892	1267	.917	.045	.028	149959.487	151859.605	150636.802

註：<sup>a</sup>為加入 3 組試題誤差相關之模式。

檢視 M1-CFA 的參數估計值可發現， $\lambda$  介於 .42~.87，僅 10 題之  $\lambda < .50$ ，但在 ESEM 模式則發現，開放性向度中的試題 33「我的想像力非常豐富」在非目標因素上的負荷量 ( $\lambda = .43$ ) 高於其在目標因素上的負荷量 ( $\lambda = .31$ )，強制將此題歸於開放性向度的 CFA 模式仍可估算對應的負荷量 ( $\lambda = .52$ )，這些不適當的模式界定，不但會產生錯誤的負荷量推論，更可能使 CFA 的適配度不佳。雖多數試題對其目標因素的貢獻更大，對其他因素的貢獻較低，但仍有 5 試題在非目標因素具高負荷量，如神經質向度試題 6「別人對待我的方式無論對錯，都讓我感到生氣」之  $\lambda = .53$ ，友善性向度之  $\lambda = -.32$ ；此外亦有 5 試題在其目標因素上的  $\lambda < .40$ ，如外向性向度試題 22「我喜歡大部分我認識的人」之  $\lambda = .33$ 、友善性試題 57「我不想被認為是一個假好人」之  $\lambda = .28$ 。這些非目標因素的負荷量顯示，因素間存在實質性重疊或不適當的目標因素設定，但在 CFA 卻因將非目標負荷量限制為 0，而無法觀察到試題設定錯誤的部分。

CFA 模式的因素間相關係數值介於 -.18~.79，以神經質和友善性的相關最低 ( $r = -.01$ )，友善性和嚴謹性的相關最高 ( $r = .79$ )，雖 95%CI 皆未包含 1，但因素相關較高，導致五個向度的區辨性受到質疑。ESEM 模式的因素間相關較低（介於 -.12~.58），顯示 ESEM 較不會高估因素間的相關，並使因素結構更具區辨度。

深入檢視 M1-ESEM 的分析結果，發現 81 個試題中的部分試題表現不佳，且存在誤差相關（correlated uniqueness）的問題，需進行模式修正。為使修正模式能確實反映各人格特質向度之多元內涵，且同時考量各向度之內涵與試題的適切性和代表性，並比對預試的分析結果，最後篩選出信效度較好的 56 題（神經質 13 題、外向性和開放性各 10 題、友善性 9 題、嚴謹性 14 題），進行後續比較與分析。56 題量表的 ESEM 模式（M2-ESEM）適配度為  $\chi^2_{(1270)} = 4379.202$ 、CFI = .900、RMSEA = .049 [90% CI .047-.050]、SRMR = .029，均達模式適配標準。檢視模式的 MI 及殘差值可發現，部分試題的誤差有相關（correlated uniqueness），如試題 69「我很能幹可以把任何事情做好」與試題 70「我做事快又有效率」，以及試題 80「我採取行動之前，總會考慮後再做」與試題 81「我會再三思考後才回答問題」等。由於試題 23 與 25、試題 69 與 70、試題 80 與 81 兩兩題意相近，故將此 3 組試題誤差相關納入模式，修正所得的模式（M3-ESEM）適配度為  $\chi^2_{(1267)} = 3862.892$ 、CFI = .917、RMSEA = .045 [90% CI .043-.046]、SRMR = .028，具可接受的模式適配。

由表 2 呈現樣本一 CFA 和 ESEM 修正模式（M3）的參數估計值可知，M3-CFA 的目標試題負荷量  $\lambda$  介於 .44~.88，相關係數值介於 -.22~.77，因素相關較高。過去使用 ESEM 分析 FFM 的研究結果均發現五大因素間的相關較 CFA 低，各因素間相關均 < .27（Booth & Hughes, 2014; Marsh et al., 2010）。本研究結果亦顯示，M3-ESEM 因素間的相關係數較 M3-CFA 低，介於 -.14~.74，但友善性和嚴謹性的相關為 .74 仍偏高。雖有研究支持 FFM 具跨文化穩定性（McCrae & Costa, 1997），但 Vazsonyi 等人（2015）進行跨文化研究卻發現，FFM 僅具因素結構不變性，在不同文化下，試題與五因素之間的關聯存在顯著差異。李仁豪（2014）以編修的 BFI 簡式中文版進行 CFA，結果發現友善性與外向性、嚴謹性與友善性間的相關均 > .50，並指出此現象可能受華人文化影響，顯示 FFM 可能有文化差異。

五大因素的  $\omega$  係數分別為：神經質 .79、外向性 .73、開放性 .74、友善性 .71、嚴謹性 .84，各因素的信度皆 > .70，具可接受的建構信度。

## 二、跨性別之測量不變性

本研究以樣本二交叉複核樣本一所得之修正模式（M3），樣本二 ESEM 模式適配度  $\chi^2_{(1267)} = 3638.553$ 、CFI = .921、RMSEA = .043 [90% CI .041-.044]、SRMR = .027，顯示模式與資料適配，再接再續以樣本二進行跨性別測量不變

表 2 樣本一 ESEM 與 CFA 修正模式 (M3) 之參數估計值

向度	題號	ESEM					CFA				
		N	E	O	A	C	N	E	O	A	C
N	N1	<b>0.44</b>			0.11		<b>0.45</b>				
	N2	<b>0.53</b>		0.10			<b>0.53</b>				
	N3	<b>0.63</b>	-0.10				<b>0.65</b>				
	N4	<b>0.80</b>		-0.07	-0.07		<b>0.79</b>				
	N5	<b>0.69</b>					<b>0.71</b>				
	N6	<b>0.82</b>	-0.05	-0.06		0.06	<b>0.82</b>				
	N7	<b>0.78</b>		-0.15			<b>0.75</b>				
	N8	<b>0.57</b>		-0.11		-0.10	<b>0.55</b>				
	N9	<b>0.60</b>					<b>0.60</b>				
	N10	<b>0.75</b>					<b>0.74</b>				
	N11	<b>0.46</b>	0.18		-0.18		<b>0.44</b>				
	N12	<b>0.57</b>		0.10			<b>0.59</b>				
	N13	<b>0.62</b>		0.10			<b>0.64</b>				
E	E1	0.09	<b>0.48</b>	0.16	0.11			<b>0.57</b>			
	E2	0.09	<b>0.46</b>	0.10				<b>0.47</b>			
	E3	0.13	<b>0.51</b>					<b>0.54</b>			
	E4	0.09	<b>0.45</b>	0.10				<b>0.46</b>			
	E5	-0.06	<b>0.81</b>					<b>0.80</b>			
	E6	-0.09	<b>0.86</b>	-0.09	-0.07			<b>0.81</b>			
	E7		<b>0.80</b>	-0.06				<b>0.82</b>			
	E8	-0.08	<b>0.88</b>	-0.05		0.06		<b>0.88</b>			
	E9	-0.09	<b>0.44</b>	0.12				<b>0.57</b>			
	E10	0.06	<b>0.54</b>	0.10	0.09	-0.10		<b>0.58</b>			
O	O1	0.24		<b>0.45</b>					<b>0.45</b>		
	O2			<b>0.52</b>	0.16				<b>0.63</b>		
	O3	0.09		<b>0.47</b>	0.14	0.12			<b>0.67</b>		
	O4	-0.05	0.16	<b>0.52</b>	0.15				<b>0.74</b>		
	O5	-0.05	0.06	<b>0.63</b>		0.16			<b>0.72</b>		
	O6	-0.06		<b>0.64</b>	-0.10				<b>0.56</b>		
	O7	-0.12		<b>0.73</b>		-0.12			<b>0.57</b>		
	O8			<b>0.74</b>					<b>0.74</b>		
	O9		-0.06	<b>0.59</b>					<b>0.59</b>		
	O10			<b>0.54</b>		0.13			<b>0.62</b>		

表 2 樣本一 ESEM 與 CFA 修正模式 (M3) 之參數估計值 (續)

向度	題號	ESEM					CFA				
		N	E	O	A	C	N	E	O	A	C
A	A1	-0.08			<b>0.49</b>	0.14				<b>0.65</b>	
	A2		0.05	-0.13	<b>0.84</b>					<b>0.81</b>	
	A3		0.07		<b>0.82</b>	-0.07				<b>0.77</b>	
	A4				<b>0.94</b>	-0.10				<b>0.83</b>	
	A5				<b>0.84</b>					<b>0.82</b>	
	A6		0.09	0.09	<b>0.54</b>					<b>0.70</b>	
	A7			0.08	<b>0.57</b>	0.11				<b>0.69</b>	
	A8			0.12	<b>0.45</b>	0.19				<b>0.67</b>	
	A9	0.08		0.16	<b>0.41</b>	0.15				<b>0.61</b>	
C	C1				0.13	<b>0.61</b>					<b>0.69</b>
	C2			0.17	0.08	<b>0.58</b>					<b>0.72</b>
	C3		0.11			<b>0.60</b>					<b>0.70</b>
	C4		0.23			<b>0.59</b>					<b>0.67</b>
	C5			-0.13		<b>0.76</b>					<b>0.69</b>
	C6					<b>0.76</b>					<b>0.75</b>
	C7		0.11			<b>0.67</b>					<b>0.73</b>
	C8					<b>0.62</b>					<b>0.61</b>
	C9			0.09		<b>0.68</b>					<b>0.76</b>
	C10	0.04		0.06		<b>0.80</b>					<b>0.83</b>
	C11				-0.11	<b>0.86</b>					<b>0.78</b>
	C12					<b>0.82</b>					<b>0.77</b>
	C13		-0.07		0.08	<b>0.67</b>					<b>0.71</b>
	C14	-0.07	-0.11		0.10	<b>0.59</b>					<b>0.65</b>
標準化因素相關											
	E	-0.14	1				-0.22	1			
	O	0.19	0.46	1			0.13	0.52	1		
	A		0.47	0.54	1			0.51	0.64	1	
	C		0.38	0.56	0.74	1		0.42	0.65	0.77	1

註：1. 呈現的為達統計顯著性的參數 ( $p < .05$ )，目標因素負荷量以粗體顯示。

2. N = 神經質，E = 外向性，O = 開放性，A = 友善性，C = 嚴謹性。



性檢定。在進行測量不變性檢定前，需先確認不同群組樣本具有相同的因素結構模式（Sass & Schmitt, 2011），若不同群組樣本的基準模式相似，即可納入同一模式進行分析。本研究先以 ESEM 修正模式區分樣本二的男、女生樣本進行分析，由於男、女生樣本均具可接受的模式適配度，可作為基準模式，MGSEM 的分析結果整理如表 3 所示。表 3 的 MG1 為同時分析男、女生樣本的基準模式，此模式尚未加入參數不變性的設定，其  $\chi^2_{(2539)} = 5319.944$ 、CFI = .908、RMSEA = .046，除  $\chi^2$  之外，其他指標顯示其適配度為可接受，顯示兩組因素負荷量組型是一致的。

表 3 樣本二跨性別的測量不變性檢定

模式		$\chi^2$	df	CFI	RMSEA	AIC	BIC	SBIC
單組解								
男生		2552.316	1267	.916	.044	76766.840	78401.591	77179.530
女生		2670.810	1267	.906	.047	74262.579	75891.314	74669.276
MG1	No constrains	5319.944	2539	.908	.046	151116.238	154888.814	152459.095
MG2	FL (WI)	5703.895	2794	.904	.045	150990.188	153505.239	151885.426
MG3	FL, Uniq	5825.194	2850	.901	.045	150999.488	153238.376	151796.425
MG4	FL, FVCV	5719.320	2809	.903	.045	150975.614	153416.692	151844.521
MG5	FL, Inter (OFI)	5856.291	2840	.900	.046	151050.584	153338.787	151865.076
MG6	FL, Uniq, FVCV	5742.584	2860	.904	.044	150896.877	153086.451	151676.261
MG7	FL, Uniq, Inter (IFI)	5977.408	2896	.898	.046	151059.701	151775.892	151775.892
MG8	FL, FVCV, Inter	5868.915	2855	.900	.045	151033.208	153247.439	151821.369
MG9	FL, Uniq, FVCV	5991.506	2911	.898	.045	151043.800	152981.868	151733.660
MG10	FL, Inter, LFMn	5939.789	2845	.897	.046	151124.083	153387.628	151929.797
MG11	FL, Uniq, Inter, LFMn	6060.942	2901	.895	.046	151133.235	153120.618	151840.649
MG12	FL, FVCV, Inter, LFMn	5952.534	2860	.897	.046	151106.827	153296.400	151886.211
MG13	FL, Uniq, FVCV, Inter, LFMn	6075.123	2916	.895	.046	151117.416	153030.827	151798.500

註：FL = 因素負荷量；Uniq = 誤差變異數；FVCV = 因素變異數／共變異數；Inter = 截距；LFMn = 構面平均數；WI = weak invariance；OFI = strong invariance；IFI = strict invariance。

表 3 的 MG2 設定男、女生群組所有試題的因素負荷量皆相同，所得的  $\chi^2_{(2794)} = 5703.895$ 、CFI = .904、RMSEA = .045，具可接受適配度。MG2 與 MG1 的  $\Delta\chi^2$  值為 383.951（ $\Delta df = 255$ ， $p < .001$ ），達統計顯著性，但  $\Delta CFI = .004$ 、 $\Delta RMSEA = .001$ ，顯示適配度差異不大，MG2 在 AIC 與 BIC 等數值皆較低，

顯示因素負荷量具有跨性別不變性，測量符合 WI。OFI 要求題項截距和因素負荷量在不同群組上相等，因此以設定題項截距具跨性別不變性的 MG5 和 MG2 進行比較。MG5 的  $\chi^2_{(2840)} = 5856.291$ 、CFI = .900、RMSEA = .046，具可接受適配度；與 MG2 比較的  $\Delta\chi^2$  值為 152.396 ( $\Delta df = 46$ ， $p < .001$ )，雖達顯著水準，但  $\Delta CFI = .004$ 、 $\Delta RMSEA = .001$ ，BIC 和 SBIC 等數值皆顯示 MG2 與 MG5 間的適配度差異不大，模式具 OFI。

在測量不變性的檢定中，並不一定要求 IFI，但為求完整了解所有參數的不變性，本研究仍檢視誤差變異數的跨性別不變性，結果如表 3 的 MG7 所示，所得的  $\chi^2_{(2896)} = 5977.408$ 、CFI = .898、RMSEA = .046，雖 CFI 未盡理想，但仍接近可接受適配度；與 MG5 進行比較， $\Delta CFI = .002$ 、 $\Delta RMSEA$  則接近 0，BIC 和 SBIC 值亦較低，顯示殘差變異不變性設定對適配度的影響並不大，此模式具 IFI。

最基本的因素變異數／共變異數不變性模式比較為 MG2 和 MG4， $\Delta\chi^2$  值為 15.425 ( $\Delta df = 15$ ， $p > .05$ )， $\Delta CFI = .001$ 、 $\Delta RMSEA$  接近 0，AIC 與 BIC 等值皆顯示 MG4 的適配度較佳，代表模式具因素變異數／共變異數不變性。在表 3 中共有 6 組模式（如 MG5 和 MG8、MG10 和 MG12 等）可進行因素變異數／共變異數不變性的比較，其結果皆支持模式具因素變異數／共變異數不變性。

表 3 中的 MG10~MG13 都將男、女生的平均差異限制為 0，並結合其他參數的不變性，因此可使用多種模式檢驗性別平均數不變性，包含 MG5 與 MG10、MG7 與 MG11、MG8 與 MG12，以及 MG9 與 MG13。MG10 與 MG5 的  $\Delta\chi^2$  檢定達 .001 顯著性， $\Delta CFI = .003$  與  $\Delta RMSEA = .001$ ，雖 MG10 的 AIC 與 BIC 等訊息準則皆較高，但差異不大，顯示構面平均數符合跨性別不變性的假設，而 MG11-MG13 狀況亦相同；研究結果支持在構面平均數上無顯著的性別差異，此與過去文獻認為女生在神經質和友善性的得分高於男生的研究結果並不一致，但過去鮮少以國小學童為對象的性別差異研究，因此國小學童在五大人格特質上是否具性別差異，仍需進一步探討。

為便於施測結果的參照，表 4 列出全體樣本在五大特質分量表得分的平均數、標準差。

表 4 全體樣本在五大特質分量表得分的平均數與標準差摘要表

統計量	神經質 (13 題)	外向性 (10 題)	開放性 (10 題)	友善性 (9 題)	嚴謹性 (14 題)
平均數	26.60	35.64	32.02	31.74	46.73
標準差	9.72	8.65	8.28	7.48	11.49

## 伍、結論與建議

### 一、結論

本研究以 FFM 為依據編製「兒童五大人格特質量表」，並依預試與正式資料分析結果篩選出信效度較佳的 56 題，此 56 題模式的因素結構與 FFM 理論一致。ESEM 和 CFA 的模式比較結果顯示，雖兩模式的因素結構與負荷量數值相似，但 ESEM 比 CFA 有更好的適配度，且在 ESEM 模式中多數試題的交叉負荷量不為 0，顯示 ESEM 比傳統的 CFA 更適合 FFM。此外，ESEM 模式因素間的相關介於  $-.14 \sim .74$  之間，且 95%CI 未包含 1，顯示構念間具區辨效度。目前研究多以 EFA 與 CFA 來檢視因素結構與量表信效度，但 CFA 往往無法重現 EFA 的結果，而本研究結果顯示 ESEM 模式具跨樣本的穩定性，是分析五大人格量表的適切模式。

ESEM 是相對較新穎的技術，本研究為國內首篇採用多群組 ESEM 搭配目標轉軸法分析人格量表的跨性別測量不變性之研究，企圖找出具跨性別穩定性的因素結構與適配模式。結果發現，ESEM 搭配目標轉軸法在男、女生樣本中的估計結果都相當穩定與一致，故此量表能有效測量國小五年級男、女生的人格特質，可作為評估兒童人格特質的工具。

### 二、建議

人格特質是個體面對外在環境時，生理及心理上特有的因應模式，進而影響其行為與反應 (Libert & Libert, 1998)。人格具可塑性，受到遺傳、環境、學習、身心發展成熟，以及經歷重大事件經驗的交互影響。兒童的變動性和可塑性較大，教師或家長可藉由本研究編製具信效度的 56 題量表評估孩子的人格特質，若發現孩子有較負面的人格特質時，可適時予以適當的引導，讓孩子朝向積極正向的人格發展。

就研究方法而言，ESEM 整合 EFA 和 CFA 的功能和優點，亦解決了過去 CFA 往往不能重現 EFA 的因素結構問題。ESEM 是模式建立和開發的有效工具（Booth & Hughes, 2014），本研究結果顯示 ESEM 模式在人格特質測量和跨性別測量不變性的適用性，但誠如 Marsh 等人（2010）所言，這不是意味著要完全以 ESEM 取代 CFA；只有在當 CFA 產出之模式與理論假設模式不適配，或無法重現 EFA 的因素模式時，可優先考慮使用 ESEM。由於 ESEM 是較新提出的分析技術，需要更多研究來檢視其方法議題（例如：如何選擇因素轉軸法、如何評估測驗信度等），並進行實務應用。

雖 McCrae 與 Costa（1997）的研究支持 FFM 具跨文化穩定性，但並非所有跨文化研究均能重現 FFM 結構，Yang（2006）的研究即發現部分華人性格向度與 FFM 向度並無清楚的對應關係，並認為華人文化在人格上有其獨特性。本研究發現，ESEM 的因素間相關較 CFA 低，但部分人格特質因素（如友善性和嚴謹性）間相關仍偏高，此結果與國內相關研究一致，可能與華人文化從小教導兒童需謹言慎行、熱心助人有關，因此容易引起社會讚許反應的行為描述句可能導致偏誤，建議後續研究可納入文化因素進行探討。

在人格特質的性別差異方面，雖許多研究的結果並不一致，但多數針對青少年或成人的研究認為女生在神經質和友善性上高於男生，然而本研究卻發現男、女學童在人格特質上無顯著差異。由於多數人格特質的性別差異被認為是因暴露於性別角色社會化所形塑的（Ruble & Martin, 1998），性別刻板印象是否對臺灣國小學童尚無顯著影響，值得進一步探究。

## 謝誌

本研究為科技部專題研究計畫（MOST 101-2410-H-133-002-MY2、MOST 105-2410-H-85-013-）之部分成果，研究者感謝科技部經費補助，並感謝《測驗學刊》主編與相關人員，以及兩位匿名審查委員在論文初稿上所提供之寶貴意見。

## 參考文獻

### 中文部分

- 王秀美、李長燦（2011）。五大人格特質量表中文版之信效度研究。**美和科技大學學報**，5，1-13。
- 朱思齊（2016）。**Goldberg's 大五因素特質量表國際人格題庫 50 題範本之繁體中文版發展**（未出版之碩士論文）。國立東華大學，花蓮縣。
- 李仁豪（2014）。**BFI 人格量表中文化及相關五大人格特質量表信效度研究**。行政院科技部補助專題研究計畫成果報告（編號：NSC 102-2410-H-040-009-SSS）。
- 李仁豪、陳怡君（2016）。IPIP 五大人格量表簡版的發展及其跨年齡層的測量不變性檢定。**教育研究與發展期刊**，12（4），87-119。doi:10.3966/181665042016121204004
- 高振傑（2003）。**反社會性格疾患與藥物依賴男性受刑人在性格特質向度之比較**（未出版之碩士論文）。國立成功大學，臺南市。
- 莊瓊嘉、蘇弘文（2005）。主管適配的特質環境前因與工作態度後果之探討。**人力資源管理學報**，5，1-27。
- 莊耀嘉、李雯娣（2001）。兒童性格結構：五大模型的本土化檢驗。**中華心理學刊**，43（1），65-82。
- 陳豔彬（2015）。**馬來西亞華文獨立中學學生課業壓力、人格特質及調適風格對學習滿意度之影響**（未出版之碩士論文）。國立彰化師範大學，彰化市。
- 鄧景宜、曾旭民、李怡禎、游朝舜（2011）。International English Big-Five Mini-Markers 之繁體中文版量表發展。**管理學報**，28（6），579-615。

### 英文部分

- Allport, G. W. (1937). *Personality: A psychological interpretation*. New York, NY: Holt, Rinehart & Winston.
- Allport, G. W. (1961). *Pattern and growth in personality*. New York, NY: Holt, Rinehart & Winston.
- Asparouhov, T., & Muthén, B. (2009). Exploratory structural equation modeling. *Struc-*

- tural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 16(3), 397-438. doi:10.1080/10705511.2018.1554999
- Booth, T., & Hughes, D. J. (2014). Exploratory structural equation modeling of personality data. *Assessment*, 21(3), 260-271. doi:10.1177/1073191114528029
- Borkenau, P., & Ostendorf, F. (1990). Comparing exploratory and confirmatory factor analysis: A study on the 5-factor model of personality. *Personality and Individual Differences*, 11(5), 515-524. doi:10.1016/0191-8869(90)90065-Y
- Browne, M. W. (2001). An overview of analytic rotation in exploratory factor analysis. *Multivariate Behavioral Research*, 36(1), 111-150.
- Cattell, R. B. (1946). *Description and measurement of personality*. Oxford, UK: World Book Company.
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(3), 464-504. doi:10.1080/10705511.2014.937791
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233-255. doi:10.1207/S15328007SEM0902\_5
- Chiorri, C., Marsh, H. W., Ubbiali, A., & Donati, D. (2016). Testing the factor structure and measurement invariance across gender of the Big Five Inventory through exploratory structural equation modeling. *Journal of Personality Assessment*, 98(1), 88-99. doi:10.1080/00223891.2015.1035381
- Church, A. T., & Burke, P. J. (1994). Exploratory and confirmatory tests of the big five and Tellegen's three-and four-dimensional models. *Journal of Personality and Social Psychology*, 66(1), 93-114. doi:10.1037/0022-3514.66.1.93
- Cordon, S. L., & Finney, S. J. (2008). Measurement invariance of the Mindful Attention Awareness Scale across adult attachment style. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 40(4), 228-245. doi:10.1080/07481756.2008.11909817
- Costa, P. T., & McCrae, R. R. (1985). *The NEO Personality Inventory manual*. Odessa, FL: Psychological Assessment Resources.
- Costa, P. T., & McCrae, R. R. (1992). Four ways five factors are basic. *Personality and Individual Differences*, 13(6), 653-665. doi:10.1016/0191-8869(92)90236-I
- Costa, P. T., Terracciano, A., & McCrae, R. R. (2001). Gender differences in personality traits across cultures: Robust and surprising findings. *Journal of Personality and Social Psychology*, 81(2), 322-331. doi:10.1037/0022-3514.81.2.322
- Denissen, J. J., Geenen, R., van Aken, M. A., Gosling, S. D., & Potter, J. (2008). Develop-



- ment and validation of a Dutch translation of the Big Five Inventory (BFI). *Journal of Personality Assessment*, 90(2), 152-157. doi:10.1080/00223890701845229
- Digman, J. M., & Shmelyov, A. G. (1996). The structure of temperament and personality in Russian children. *Journal of Personality and Social Psychology*, 71(2), 341-351. doi:10.1037/0022-3514.71.2.341
- Donnellan, M. B., & Lucas, R. E. (2008). Age differences in the big five across the life span: Evidence from two national samples. *Psychology and Aging*, 23(3), 558-566. doi:10.1037/a0012897
- Eysenck, H. J. (1947). *Dimensions of personality*. New York, NY: Praeger.
- Galton, F. (1884). Measurement of character. *Fortnightly*, 36(212), 179-185.
- Golabdar, A., Tabatabaei, K., & Esmaeilinasab, M., (2016). Evaluation of the effects of gender differences on personality traits and life satisfaction. *Asian Journal of Pharmaceutics*, 10, S780-S786.
- Goldberg, L. R. (1992). The development of markers for the Big-Five factor structure. *Psychological Assessment*, 4(1), 26.
- Goldberg, L. R. (1999). A broad-bandwidth, public domain, personality inventory measuring the lower-level facets of several five-factor models. *Personality Psychology in Europe*, 7(1), 7-28.
- Guo, S., Wang, X., & Rocklin, T., (1995). *Sex differences in personality: A meta-analysis based on "Big Five" factors*. Speeches conducted at the annual meeting of the American Educational Research Association, San Francisco, CA.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010). *Multivariate data analysis* (7th ed.). NJ: Pearson.
- John, O. P., Donahue, E. M., & Kentle, R. L. (1991). *The Big Five Inventory-Versions 4a and 54*. Berkeley, CA: Institute of Personality and Social Research, University of California.
- John, O. P., Naumann, L. P., & Soto, C. J. (2008). Paradigm shift to the integrative Big Five trait taxonomy: History, measurement, and conceptual issues. In O. P. John, R. W. Robins, & L. A. Pervin (Eds.), *Handbook of personality: Theory and research*. New York, NY: The Guilford Press.
- Kline, R. B. (2015). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York, NY: The Guilford Press.
- Libert, R. M., & Libert, L. L. (1998). *Personality: Strategies and issues* (8th ed.). New York, NY: Brooks/Cole.
- Marsh, H. W., Hau, K. T., & Wen, Z. (2004). In search of golden rules: Comment on hy-

- pothesis-testing approaches to setting cutoff values for fit indexes and dangers in over-generalizing Hu and Bentler's (1999) findings. *Structural Equation Modeling*, 11(3), 320-341. doi:10.1207/s15328007sem1103\_2
- Marsh, H. W., Liem, G. A. D., Martin, A. J., Morin, A. J., & Nagengast, B. (2011). Methodological measurement fruitfulness of exploratory structural equation modeling (ESEM): New approaches to key substantive issues in motivation and engagement. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 29(4), 322-346. doi:10.1177/0734282911406657
- Marsh, H. W., Lüdtke, O., Muthén, B., Asparouhov, T., Morin, A. J., Trautwein, U., & Nagengast, B. (2010). A new look at the big five factor structure through exploratory structural equation modeling. *Psychological Assessment*, 22(3), 471-491. doi:10.1037/a0019227.supp
- Marsh, H. W., Morin, A. J. S., Parker, P. D., & Kaur, G. (2014). Exploratory structural equation modeling: An integration of the best features of exploratory and confirmatory factor analysis. *Annual Review of Clinical Psychology*, 1, 85-110. doi:10.1146/annurev-clinpsy-032813-153700
- Marsh, H. W., Nagengast, B., & Morin, A. J. (2013). Measurement invariance of big-five factors over the life span: ESEM tests of gender, age, plasticity, maturity, and la dolce vita effects. *Developmental Psychology*, 49(6), 1194-1218. doi:10.1037/a0026913
- Marsh, H. W., Nagengast, B., Morin, A. J. S., Parada, R. H., Craven, R. G., & Hamilton, L. R. (2011). Construct validity of the multidimensional structure of bullying and victimization: An application of exploratory structural equation modeling. *Journal of Educational Psychology*, 103(3), 701-732. doi:10.1037/a0024122
- Marsh, K. L., Johnston, L., Richardson, M. J., & Schmidt, R. C. (2009). Toward a radically embodied, embedded social psychology. *European Journal of Social Psychology*, 39(7), 1217-1225. doi:10.1002/ejsp.666
- McCrae, R. R., & Costa, P. T. (1987). Validation of the five-factor model of personality across instruments and observers. *Journal of Personality and Social Psychology*, 52(1), 81-90. doi:10.1037//0022-3514.52.1.81
- McCrae, R. R., & Costa, P. T. (1997). Personality trait structure as a human universal. *American Psychologist*, 52(5), 509-516. doi:10.1037//0003-066X.52.5.509
- McCrae, R. R., & Costa, P. T. (2004). A contemplated revision of the NEO Five-Factor Inventory. *Personality and Individual Differences*, 36(3), 587-596. doi:10.1016/S0191-8869(03)00118-1
- McCrae, R. R., & John, O. P. (1992). An introduction to the five-factor model and its ap-

- plications. *Journal of Personality*, 60(2), 175-215. doi:10.1111/j.1467-6494.1992.tb00970.x
- Meredith, W. (1993). Measurement, invariance, factor analysis and factorial invariance. *Psychometrika*, 58(4), 525-543. doi:10.1007/BF02294825
- Myers, N. D., Chase, M. A., Pierce, S. W., & Martin, E. (2011). Coaching efficacy and exploratory structural equation modeling: A substantive-methodological synergy. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 33(6), 779-806. doi:10.1123/jsep.33.6.779
- Norman, W. T. (1963). Toward an adequate taxonomy of personality attributes: Replicated factor structure in peer nomination personality ratings. *The Journal of Abnormal and Social Psychology*, 66(6), 574-583. doi:10.1037/h0040291
- Rodriguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016). Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. *Psychological Methods*, 21, 137-150.
- Ruble, D. N., & Martin, C. L. (1998). Gender development. In W. Damon & N. Eisenberg (Eds.), *Handbook of child psychology: Social, emotional, and personality development* (pp. 933-1016). New York, NY: John Wiley & Sons.
- Sass, D. A., & Schmitt, T. A. (2011). Introduction to the special issue: Moving beyond traditional psychometric approaches. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 29(4), 299-303. doi:10.1177/0734282911406651
- Schmitt, D. P., Realo, A., Voracek, M., & Allik, J. (2008). Why can't a man be more like a woman? Sex differences in Big Five personality traits across 55 cultures. *Journal of Personality and Social Psychology*, 94(1), 168-182. doi:10.1037/0022-3514.94.1.168
- South, S. C., Jarnecke, A. M., & Vize, C. E. (2018). Sex differences in the Big Five model personality traits: A behavior genetics exploration. *Journal of Research in Personality*, 74, 158-165. doi:10.1016/j.jrp.2018.03.002
- Thompson, E. R. (2008). Development and validation of an international English big-five mini-markers. *Personality and Individual Differences*, 45(6), 542-548. doi: 10.1016/j.paid.2008.06.013
- Vassend, O., & Skrondal, A. (1997). Validation of the NEO Personality Inventory and the five-factor model: Can findings from exploratory and confirmatory factor analysis be reconciled? *European Journal of Personality*, 11(2), 147-166. doi:10.1002/(SICI)1099-0984(199706)11:2<147::AID-PER278>3.0.CO;2-E
- Vazsonyi, A. T., Ksinan, A., Mikuška, J., & Jiskrova, G. (2015). The Big Five and adolescent adjustment: An empirical test across six cultures. *Personality and Individual Differences*, 83, 234-244. doi:10.1016/j.paid.2015.03.049
- Wang, J., & Wang, X. (2012). *Structural equation modeling: Applications using Mplus*.

New York, NY: John Wiley & Sons. doi:10.1002/9781118356258.ch7

Yang, K. S. (2006). Indigenous personality research: The Chinese case. In U. Kim, K. S. Yang, & K. K. Hwang (Eds.), *Indigenous and cultural psychology: Understanding people in context* (pp. 285-341). New York, NY: Springer.