

# 以因素混合分析評估 青少年偏差行為的異質性： 自我控制理論的詮釋<sup>\*</sup>

吳中勤<sup>\*\*</sup>

---

## 摘要

多數偏差行為研究著重於偏差行為嚴重程度的探究，可能忽略青少年群體異質性，而少數研究雖注意到偏差行為的群體異質性，但卻忽略群體內青少年在偏差行為嚴重程度上的變異性。因素混合分析（Factor Mixture Analysis, FMA）可在相同測量模式中，以潛在類別分析（Laten Class Analysis, LCA）捕捉偏差行為的群體異質性，並以因素分析（Factor Analysis, FA）來描述次群體內青少年在偏差行為嚴重程度上的差異，但仍較少受到研究者的重視。有鑑於此，本研究主要目的在於，評估 LCA、FA 與 FMA 應用於國中青少年偏差行為研究的實益。研究結果發現：(1) 2 類別 1 因素 FMA 模式，較適合描述國中青少年偏差行為的群間與群內異質性。(2) 在同時考量偏差行為的類型與程度後，FMA 出現與 LCA 不同的分類結果。最後於文末根據研究結果，提出相應之建議。

關鍵詞：因素混合分析、偏差行為、異質性、潛在類別分析

---

\* 致謝：感謝「台灣青少年成長歷程研究」提供資料讓本研究進行分析使用。

\*\* 國立屏東大學幼兒教育學系助理教授，E-mail: minin-72704@yahoo.com.tw，437 台中市大甲區三民路 149 號。

**Introducing Factor Mixture Analysis to  
Evaluate Heterogeneity of Adolescents' Deviance:  
Interpretation from Self-Control Theory**

**Chung Chin Wu\***

**ABSTRACT**

Most research on deviance has emphasized investigating the severity of deviance. This may result in ignoring the heterogeneity in the population. Although, a few studies have addressed this heterogeneity, the variation in the severity of deviance within a class was still overlooked. Factor mixture analysis (FMA) incorporates latent class analysis (LCA) with factor analysis (FA) to capture the heterogeneity in a population and to depict the severity of deviance within a class, respectively, within a single model. However, it has received insufficient attention to date. The main purpose of this study was to evaluate the benefits of applying LCA, FA, and FMA to investigate adolescents' deviance in junior high school. The results showed: (1) A two-class, one-factor FMA model was suitable for depicting heterogeneities between and within classes for junior high school adolescents. (2) After taking type and degree of deviance into account, FMA had results differing from that of LCA. Corresponding suggestions were proposed based on the present results at the end of this article.

**Keywords:** delinquency, factor mixture analysis, heterogeneity, latent class analysis

---

\* Assistant Professor, Department of Early Childhood Education, National Pingtung University.

## 一、緒論

國中階段是青少年偏差行為出現的重要時期（Akers and Jennings 2009）。然而，在當前國中的輔導實務工作中，對偏差行為青少年的介入，多是被動地透過班級教師的轉介，由於在學校的時間，班級教師常忙於教學與行政工作，以致部分偏差行為可能較難為教師所察覺。因此，對國中青少年偏差行為之積極主動且有效的診斷機制，對國中青少年的輔導實務工作來說至為重要。

為了要對偏差行為進行主動積極的診斷與介入，首先，必須要對偏差行為進行有效的測量與分析，但回顧當前偏差行為的相關研究卻發現，較少研究探討偏差行為測量的有效性，在分析方法上也存在著部分的限制。當前偏差行為的相關研究中，多將偏差行為視為連續變項，並採用變數取向的分析方法（李文傑 2012；林秀勤等 2009；周嫻嫻 2004；譚子文 2011；張楓明 2006；張楓明、譚子文 2011；黃俊傑、王淑女 2001；譚子文、張楓明 2013；Agnew 1991；Brauer 2009），如：迴歸分析或因素分析，同時著重於探究預測變項對偏差行為的影響關係，較少研究討論偏差行為測量模式的適切性。然而，近來有研究者指出此種類型的偏差行為研究取向，可能受到強烈的地板效應影響，也就是說，偏差行為的研究中，通常未從事過偏差行為者占了絕大多數，顯示出非常偏斜的反應分配，可能影響分析的結果（Kim and Muthén 2009）。研究者雖可採因素分析（Factor Analysis, FA）分析，將偏差行為視為類別變項，克服傳統分析方法的問題，但此類變數分析方法背後存在著群體同質性的假設，群體異質性是否存在，則無法採用該分析方法檢視之。

由於青少年可能從事不只一種類型的偏差行為，例如：逃家的青少年通常也會逃學（廖鳳池等 2003），會抽菸的青少年同時也可能會喝酒（Muthén and Asparouhov 2006）。對青少年而言，從事相似的偏差行為常可能形成次群體，因此，青少年群體在偏差行為表現上，可能存在著異質性的次群體（Kim and Muthén 2009; Stefurak and Calhoun 2007; Stefurak et al. 2004; Taylor et al. 2009），並顯示出偏差行為的群體異質性。舉例而言，Muthen and Muthen（2000）的研究發現，青少年群體中存在著規範性（normative）、個人犯罪（person offense）、藥物涉入（substance involvement）與財產犯罪（property offense）等四個次群體。Muthen and Asparouhov（2006）的研究將菸癮患者依菸癮程度分成高、中、低三個次群體。Kim and Muthen（2009）則是將青少年攻擊行為區分成口角型與肢體攻擊型兩個類型。

潛在類別分析（Latent Class Analysis, LCA）技術的發展，提供了一個有效的方式，讓研究者能夠根據青少年在測量題項上的反應，將從事相似偏差行為的青少年歸類為相同的次群體，以便探討群體異質性。然而，由於類別內成員在偏差行為的嚴重程度上可能存在著差異性，但 LCA 假設類別內各題項間互為獨立，此一條件化獨立性的假設意謂著，類別內成員在偏差行為的嚴重程度上並未存在著變異；然而此一假設不僅常被違犯（Muthén and Asparouhov 2006），也與實務觀察不符。相反的，FA 雖可允許類別內各題項間存在著變異，並以連續因素的方式來描述偏差行為的嚴重性，但卻無法根據題項特徵將個人分類，達到行為診斷的目的（Clark et al. 2013），顯示出因素分析與 LCA 在偏差行為的分析上各自存在著不同的限制，採用單一分析方法，可能使結果產生偏誤。近年來，研究者整合兩者的優勢，提出因素混合分析（Factor Mixture Analysis, FMA），以潛在類別分析根據因素平均

數將個人分類為群內同質、群間異質的次群體 (Wang and Wang 2012)，以解釋群體的異質性，並採用因素分析將測量共同特質的題項 (連續變項) 群聚成因素 (Lubke and Muthén 2005)，據以解釋類別內變異，並允許類別內的各題項間存在著相關，使 FMA 可讓研究者可在一個測量模式中，同時探討青少年次群體成員的偏差行為類型與嚴重程度，不僅可以克服採用上述分析方法的限制，更可能發現在本質上更有意義且不同的潛在類別。然而，就 FMA 的應用上，至今仍少有研究者採用 FMA，檢視其應用在偏差行為研究上的實益，因此，採用 FMA 是否比採用因素分析或 LCA 等單一分析方法，更適合用於解釋青少年的偏差行為，仍有待進一步的檢視 (Clark et al. 2013)。

雖然 FMA 具有方法學上的優點，但回顧當前少數 FMA 研究後發現，在結果解釋上多缺乏相關理論的引導，因此，本研究為避免研究結果過於偏重統計導向，將整合 Gottfredson and Hirschi (1990) 的自我控制理論觀點，對分析結果進行詮釋。根據自我控制理論，自我控制是指，個人對行為結果的長期損失加以評估後，產生抑制偏差行為衝動的一股內在控制力，是一種相對穩定的人格特質 (Gottfredson and Hirschi 1990)。低自我控制的個人，由於對他人較不關心，較缺乏對行為衝動的內在控制，致使個人容易衝動，傾向於以偏差行為來追求個人利益或需求的立即滿足 (Lilly et al. 2007; Moon et al. 2011)。因此，低自我控制的青少年在學校會出現較多問題行為 (Turner et al. 2005)，例如：從事暴力行為來毆打別人、破壞公物、威脅或勒索他人 (Eisenberg et al. 2000; Wolfson et al. 1987)，顯示出低自我控制的青少年可能對外在人事物懷有敵意 (Shedler and Block 1990)，並傾向於以攻擊行為來發洩內在的不滿或衝動 (Juffer et al. 2004)。由此可知，低自我控制的青少年會從事於打架、破壞公物等衝動攻擊的偏差行為 (Burton

et al. 1998; Hay 2001; LaGrange and Silverman 1999; Ratchford and Beaver 2009; Reisig and Pratt 2011)。相反的，高度自我控制的青少年，對與他人良性互動的認同程度較高，在行為前比較會預先思考行為結果的嚴重性，或可能對他人造成的影響，使偏差行為的衝動容易被控制（Piquero 2009），因此，相關研究中多發現高度自我控制的青少年較不會出現偏差行為（Kochanska and Knaack 2004; Lemery et al. 2002; Lengua et al. 1998; Olson et al. 2005; Rothbart and Bates 2006）。由此可知，根據自我控制理論，青少年外顯行為表現的不同，可能反映出自我控制能力的潛在差異，自我控制能力較高的青少年較不會從事偏差行為；反之，低自我控制的青少年較可能從事於打架或破壞等衝動攻擊性的偏差行為，意謂著青少年在行為表現上的差異，可能來自於自我控制此一人格特質上的不同，但在行為嚴重程度上卻可能反映出青少年對於與他人間良性互動之認同程度的差異（Hirschi 2002）。當青少年偏差行為越嚴重，個人對於與他人間良性互動之認同程度可能越低；反之，青少年偏差行為嚴重程度越低，對於與他人間良性互動之認同程度可能越高。

綜上可知，採用 FMA 可能兼具輔導實務與研究分析上的效益。在輔導實務工作中，相較於曾從事偏差行為但嚴重程度較低的青少年，從事偏差行為且嚴重程度高的青少年，可能需要較多且優先的輔導介入。因此，如何有效區分不同偏差行為類型與嚴重程度的青少年，對提升輔導效能來說，應具有相當程度的重要性。對研究分析來說，FMA 同時考量偏差行為的類別特性與嚴重程度，可能較能適當地描述青少年偏差行為的本質。此外，由於當前 LCA 或 FMA 對結果的解釋較少賦予理論的詮釋，一旦過於依賴統計指標或檢定結果來選擇適當的模式，可能導致缺乏理論與實務意義的結果。有鑑於此，本研究

之主要目的，除了比較 FA、LCA 與 FMA 在偏差行為分析上的實益外，也整合 Gottfredson and Hirschi (1990) 的自我控制理論觀點，對分析結果進行詮釋，希冀透過本研究結果，進而提出可供未來研究與輔導實務工作參考之建議。

根據自我控制理論內涵，青少年外顯行為表現除了可能反映出自我控制能力在「質」的不同外，也可能意謂著，個人對與他人良性互動之認同程度上（量）的差異，例如：偏差行為嚴重程度高者，對他人較為漠不關心（Gottfredson and Hirschi 1990），因此，可能較不認同與他人建立良性互動是重要的。而 FMA 整合個人取向的分析方法與變數取向的分析方法，可同時捕捉到自我控制理論內涵中質與量的差異，但由於實際上曾從事過偏差行為的青少年亦可能有意或無意地誤報曾從事過的偏差行為，再加上，統計分析結果並非完美，可能導致分析結果呈現群內青少年在偏差行為表現上仍存在著變異性。因此，本研究預期：(1) FMA 結果較能捕捉到自我控制理論內涵所主張的自我控制能力上的差異，將青少年群體區分成兩個潛在次群體，分別表示自我控制能力較高，也就是群體中絕大多數為未曾從事偏差行為的規範行為群體，及自我控制能力較低，傾向於以破壞公物或攻擊他人來發洩情緒衝動的衝動攻擊行為群體。(2) FMA 結果能反映出類別內成員在偏差行為嚴重程度上的差異，這個差異可能意謂著青少年對與他人良性互動的認同程度有所不同。更明確的說，由於絕大多數未曾從事偏差行為的青少年群體內，偏差行為的嚴重程度可能遠低於衝動攻擊行為群體成員，因此，對於與他人良性互動的認同程度上可能不會出現明顯的不同；但對於衝動攻擊行為群體成員來說，由於皆曾從事過衝動攻擊的偏差行為，只是在嚴重程度上有所差異，因此，應可預期偏差行為嚴重程度高者對於與他人良性互動的認同程度較低。

## 二、研究方法

### （一）研究對象

本研究以台灣青少年成長歷程研究（Taiwan Youth Project, TYP）資料庫（伊慶春 2008）中，國中一年級學生樣本為研究對象。TYP 的主要目的在於，探討家庭對青少年成長歷程中身心發展與行為的影響。該研究是以台北市、台北縣（新北市）與宜蘭縣為抽樣範圍，採多階層叢集抽樣，以縣、市做為第一分層，並以鄉、鎮、市、區發展的先後順序做為第二分層。分層後，再以學校與班級進行叢集抽樣。TYP 從國中一年級學生開始進行 8 個波段的調查研究。本研究以第一個波段 2,690 位學生做為研究對象，在分析階段，參考 Lubke and Muthén（2005）的建議，將變項中有遺漏值的 18 筆資料整筆刪除，以 2,672 位國中一年級學生進行分析，其中男生有 1,360 位，女生有 1,312 位，分別占了 50.90% 與 49.10%。此外，這些學生中有 1,030 位是居住於台北市的學生，有 1,044 位是居住於（原）台北縣的學生，598 位是居住於宜蘭縣的學生；其中，台北市的學生是來自於 16 所學校的 33 個班級，台北縣學生則是來自 15 所國中 30 個班級，宜蘭縣的學生是來自 9 所不同學校的 18 個班級。

### （二）變項測量

本研究以 TYP 中，第一波國一學生問卷內的偏差行為題項，做為偏差行為測量的基礎，這些題項包含「逃家」、「翹課」、「故意破壞不屬於自己的東西」、「偷東西」、「發生性行為」、「打傷別人」、「勒索別人」、「抽菸或喝酒」、「嚼檳榔」、「使用藥物（如強力膠、速賜康、

安非他命)」等十題，反應項為「沒有」、「偶爾一、二次」、「有時候」、「常常」、「總是」。偏差行為題項之內部一致性信度為 .96。為了避免分析上受到地板效應的影響，本研究將青少年的反應進行二分，將曾從事過偏差行為者編碼為 1，未曾從事過偏差行為者編碼為 0。

另一方面，Gottfredson and Hirschi (1990) 認為，低自我控制的人與同儕間較難和睦相處，並具有自我中心傾向，對他人的需求與遭遇較不具同理心，因此在他人遇到麻煩時較不會去幫助別人，並且，低自我控制的人傾向於認為，當自己做的事情影響到別人，那是別人的問題而不是自己，或者會嘗試得到自己想要的東西，即使知道這樣會造成別人的困擾 (Grasmick et al. 1993)，因此，這些構成低自我控制的特質可能有礙人際關係。由此可知，低自我控制的青少年可能對於與他人建立良性互動的認同程度較低。因此，本研究從資料庫中挑選「友愛同學、朋友及其他小孩」、「為別人著想」、「與別人和睦相處」與「待人謙虛」等四個題項，反映青少年對於「與他人良性互動」的認同程度，用以確認 FMA 的分類結果是否具有相當程度的有效性。反應項有「相當重要」、「非常重要」、「有一點重要」、「不重要」，依序給予 1 至 4 分，得分越高表示對與他人良性互動的認同程度越低。此外，本研究以 FMA 的分類結果做為預測變項，探討不同群體對效標變項的預測關係。FMA 結果採用虛擬編碼的方式重新編碼為預測變項，而效標變項則視為潛在變項。效標變項的四個題項之內部一致性信度係數為 .84，以斜交轉軸法進行探索性因素分析結果，萃取出一個因素，累積解釋變異量為 68.14%，因素負荷量分別為 .70、.79、.83 與 .72。驗證性因素分析結果顯示，一因素模式與觀察資料適配良好， $\chi^2(2, N=2672)=8.06$ ， $p<.05$ ，RMSEA 為 .034 (90% 信賴區間介於 .012-.059)，CFI 與 TLI 分別為 .99 與 .98，SRMR 為 .013。

### （三）統計分析

本研究參考 Clark 等人（2013）及 Lubke and Muthén（2005）的建議，採用四個步驟逐步進行 FMA，並透過比較 FA 分析、潛在類別分析與不同的 FMA 模式，來選擇最適合用於解釋觀察資料的模式。此外，本研究在分析上皆採用 Mplus 7.0 進行統計分析（Muthén & Muthén, 1998-2012），分析語法建議可參閱 Clark 等人的文章，其內有詳盡的語法說明。茲將各分析步驟說明如下。

#### 1. 進行 FA 分析確認可能的因素結構

FMA 是以共同因素模式為基礎，進行分析模式的逐步擴展，當因素分析中的觀察變項為類別變項時，此一共同因素模式稱為羅吉斯 FA 模式，模式如圖 1 所示。由於觀察變項背後的因素結構仍未知，因此，需進行探索性與驗證性因素分析加以確認，而 FA 是採用 GEOMIN 斜交轉軸進行，並以 MLR（Maximum Likelihood Estimator with Robust Standard Errors）做為參數估計方法，MLR 估計法是採用數值積分演算法（numerical integration algorithm），連結函數則為 logit。FA 會提供對數概似值（loglikelihood）、AIC、BIC 與 ABIC 等適配度指標的估計值，其絕對值越小表示模式與觀察資料的適配度越好。

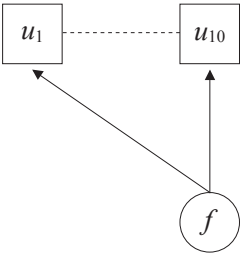


圖 1 FA 模式

## 2. 進行 LCA 確認可能的潛在類別數

由於因素分析是植基於群體同質性的假設，但群體中是否存在著異質性的次群體仍有待進一步檢驗，一旦有次群體的存在，則意謂著群體並非同質，而是存在著相當程度異質性(Muthén and Muthén 2000)。LCA 是以個人而非變項做為分析的基礎，該分析方法的目的是藉由統計方法估計出樣本中混合的分配形態，來發現樣本中未觀察到的次群體，而這些次群體具有群內同質、群間異質的特性。圖 2 呈現 LCA 模式。從圖 2 可發現，LCA 類似於 FA，不同的是，LCA 假設潛在類別解釋了類別變項間的關係，故類別變項的殘差彼此無關，並且不同潛在類別可具有不同的題項反應組型，因此，個別差異反映了潛在類別的題項組型上的差異，而 FA 則是以潛在因素的向度（dimension）來描述類別變項間的相關，並假設個人來自同質性的群體，因此，個人同時具有題項描述的特質，只是程度上有所不同，表示個別差異導因於因素的差異而非類別的差異（Clark et al. 2013）。

LCA 透過個人在類別變項上的反應之後驗機率（posterior probabilities）將個人歸類到不同的次群體，並提供統計指標與統計考驗。在 LCA 中會估計兩種模式參數：非條件機率與條件機率。非條件機率就是次群體屬於某個潛在類別的比率；條件機率是條件化試題反應

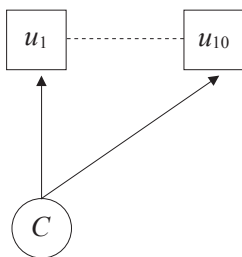


圖 2 LCA 模式

機率，代表個人在某個題項上的特定反應屬於某個特定類別的可能性，當條件化機率等於或接近 1 時，表示在特定潛在類別中的個人擁有相對應的題項特徵。當條件化機率接近全部潛在類別數的倒數時，此時個人在潛在類別中的機率屬於隨機機率。舉例而言，若分析結果顯示有 3 個潛在類別，當條件機率低於 .33 (1/3)，便屬隨機機率，意謂著潛在類別當中的個人特徵無法由該試題反應預測 (Wang and Wang 2012)。

LCA 模式的選擇可透過模式絕對適配度檢定、競爭模式間的相對適配度來評估。模式絕對適配度是經由概似比卡方 ( $G^2$ ) 檢定結果來判斷，當檢定結果未達顯著，也就是機率值大於 .05，表示假設的潛在類別模式適配於觀察資料。在模式比較上可根據 AIC、BIC 與 ABIC 等三個適配度指標，及 LMR LR (Lo, Mendell, and Rubin Likelihood Ratio Test) 與 BLRT (Bootstrap Likelihood Ratio Test) 等兩個概似比檢定來做為決定最佳潛在類別數量的參考 (Tofighi and Enders 2008)。較小的 AIC、BIC 與 ABIC 為較佳的潛在類別模式，而顯著的 LMR LR 與 BLRT 則表示與  $k-1$  個潛在類別模式相比，具有  $k$  個潛在類別之模式在模式適配度上有顯著的改善，若檢定值未達顯著，則表示  $k-1$  個潛在類別為較佳的理論模式。近來的模擬研究指出，在上述適配度指標與檢定方法中，以 BIC 與 BLRT 的表現最佳 (Nylund et al. 2007)。

除了根據適配度指標與檢定值來選擇較佳的模式外，LCA 會根據個人在類別變項上的反應，計算出條件機率，據以將個人分類至最可能的特定潛在類別中。Nagin (2005) 認為正確分類潛在類別的非條件機率若大於 .07 便達可接受的標準；另外，Clark (2010) 建議可採用熵數 (entropy) 來評估分類品質，當熵數達 .80 以上為良好、介於 .60-.80 為普通，介於 .40-.60 則為不佳。一旦將個人分類到潛在類別後，

仍須檢視每個類別中人數的多寡，以瞭解該次群體在整個群體中的比例，而太小的次群體及缺乏理論意義的次群體都是不適當的（Wang and Wang 2012）。

### 3. 逐步增加 FMA 模式的類別與因素

在確定最大可能的潛在類別與潛在因素後，可同時納入共同因素模式與潛在類別變項模式，進行假設測量參數恆等之 FMA，以潛在類別來描述群體中可能存在著未觀察到的群體異質性，以因素分數來解釋類別內可能的變異。這個分析階段是透過逐步增加潛在類別與潛在因素的方式，來比較不同因素混合模式與觀察資料的適配度。由於 FA 一因素模式可視為 1 類別 1 因素模式，因此，可先從檢視 2 類別 1 因素模式與觀察資料的適配度開始，逐步增加類別數，例如：3 類別 1 因素模式與 4 類別 1 因素模式，直至達到上個步驟中所決定的最佳潛在類別數。再接著檢視 2 類別 2 因素模式與觀察資料的適配度，並逐步增加潛在類別數，同樣直至達到上個步驟中所決定的最佳潛在類別數。最後，再根據對數概似值（loglikelihood）、AIC、BIC 與 ABIC 等適配度指標來選擇最佳的模式。

### 4. 比較不同恆等性限制的 FMA 模式

不同 FMA 恆等模式間的比較，類似於多群組測量恆等性分析，主要是透過逐步附加三個不同的參數的恆等性限制來進行：因素負荷量、題項截距與殘差變異（Meredith 1993）。FMA 恆等模式依照參數限制的寬嚴，可依序分成非恆等、部分恆等與完全恆等模式。FMA 非恆等模式是指，將題項截距設定為跨類別恆等。部分恆等模式中，允許題項截距，可在各類別模式中被自由估計。完全恆等模式則是，將所有類別模式中的因素負荷量、題項截距與殘差變異數，都設定為恆等（Lubke and Muthén 2005）。但由於類別特定的題項截距與因素平均

數無法同時估計，因此，在各類別模式中，將因素平均數設定為 0。

Clark 等人（2013）依據測量恆等（invariant）程度，從模式參數限制的嚴格到寬鬆，將 FMA 區分成四種不同變異模型（variations），恆等性限制程度由高至低，分別依序呈現於圖 3。圖 3a 的模式又稱為潛在驗證性因素分析取向（Latent Confirmatory Factor Analysis, LCFA）。圖 3a 中的  $u$  表示類別觀察變項， $C$  表示潛在類別，而  $f$  則為潛在因素， $\alpha_k$  表示第  $k$  個類別的因素平均數。從圖 3a 可知，類別觀察變項只負荷在潛在因素上，並未負荷於潛在類別，且潛在類別對潛在因素具有影響效果，表示只有因素平均數（ $\alpha_k$ ）是唯一一個跨類別變動的參數，而題項截距與因素負荷量都具有跨類別的恆等性；因此，偏差行為各題項對不同潛在類別具有相同意義，而潛在類別成員則是根據因素平均數加以分類，顯示出因素呈現非連續且非常態的非參數化分配，偏差行為並不具有類別內的異質性或變異，故在 LCFA 模式中的因素共變數矩陣（ $\Psi$ ）需設定為 0。為了後續分析與說明上的簡便，在本研究中的 LCFA 以 FMA-1 表示。

圖 3b 又稱混合因素分析取向（Mixture Factor Analysis, MFA）。MFA 取向是先透過因素分析確定類別內模式的因素結構，再以 LCA 將個人根據不同的因素平均數區分成不同的類別。因此，進行 MFA 必須先檢視因素模式與資料的適配度，來確認因素結構，再根據該測量模式，進一步探討未能直接觀察到的群體異質性。MFA 模式如圖 3b 所示。從圖 3b 可發現，其圖像表徵類似於圖 3a，表示因素負荷量與題項截距具有跨類別的恆等性，與圖 3a 不同的是，圖 3b 的 MFA 模式中的潛在因素帶有殘差變異，表示允許各類別具有不同的變異數與共變異數。由於因素存在著變異，因此，每個潛在類別都可用一個連續的機率分配來描述，表示類別內成員在偏差行為的嚴重程度上存在

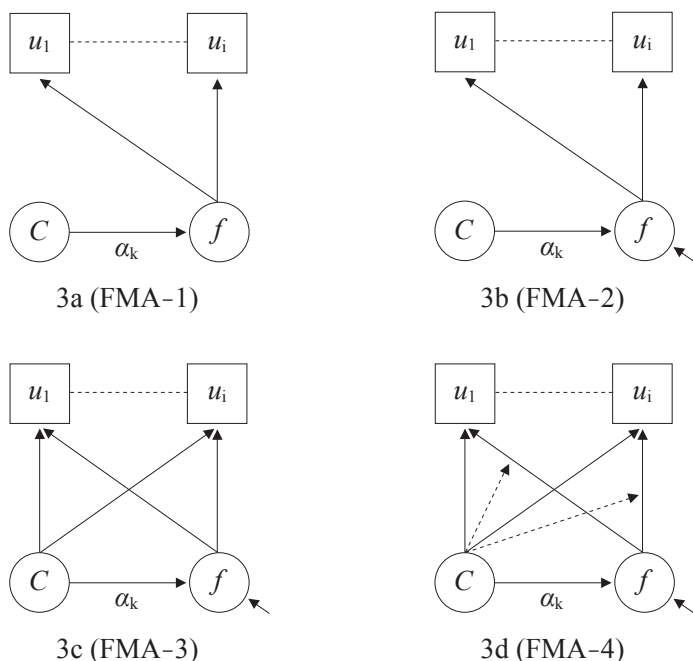


圖 3 不同恆等性限制之 FMA 模式

資料來源：重繪自 Clark et al. 2013: 683。

著異質性。在本研究中，MFA 以 FMA-2 表示。

在圖 3c 的 FMA 模式中，因素負荷量具有跨類別的恆等性，但允許每個類別有不同的題項截距與因素共變異數矩陣。在這個模式中，為了模式的辨識，因素平均數被設定為 0。從圖 3c 也可發現與前兩個模式不同之處在於：潛在類別的箭號不指向潛在因素，而是指向類別觀察變項，表示潛在類別的分類是根據個人在題項的反應，而非因素平均數與變異數，因此，個別差異是來自於個人在題項反應上的差異，而非因素平均數的差異。此外，由於因素共變數矩陣允許在每個類別中自由估計，類別間不同的因素共變異數矩陣，表示不同程

度的類別內變異。在圖 3d 的 FMA 模式中，潛在類別除了有實線指向類別觀察變項外，也有虛線指向從潛在因素指向類別觀察變項的實線上，表示因素負荷量、題項截距與因素共變數矩陣皆允許自由估計。在圖 3c 與圖 3d 中，因素平均數皆設定為 0，以達模式辨識的目的。此外，在圖 3c 與圖 3d 的兩個模式中，不同潛在類別的題項截距皆允許自由估計，表示每個類別可能存在著不同的因素結構，例如：屬於情緒衝動自我控制較差的青少年次群體，可能會有幾個同樣描述情緒衝動的題項負荷在一個因素上；屬於短視的認知衝動自我控制較差的青少年次群體，可能會有幾個同樣描述認知衝動的題項負荷在一個因素上。因此，題項截距的不恆等，表示不同潛在類別中，對因素的詮釋方式也不同（Clark et al. 2013）。在本研究結果呈現時，圖 3c 與圖 3d 分別以 FMA-3 與 FMA-4 表示。

當每增加一個潛在類別或因素時，需同時分析上述四種模式，如此反覆，直至達到 FA 所建議的最佳因素個數，及 LCA 所建議的最佳潛在類別數。舉例而言，若 1 因素與 3 類別分別是最佳的因素與潛在類別數，研究者在進行 1 因素 2 類別的 FMA 時，就必須同時進行 FMA-1 至 FMA-4 等四個不同恆等性模式的估計，同樣的，在接下來的 1 因素 3 類別 FMA 模式，也必須同時進行四個不同恆等性模式的估計。最後，再從中選擇最佳的 FMA 模式，並與最佳的 FA 模式及 LCA 進行比較，並根據對數概似值、AIC、BIC 與 ABIC 等估計值及理論觀點，選擇最適於解釋國中生偏差行為的理論模式。

### 三、研究結果

#### (一) 基本分析

表 1 呈現國中青少年在各項偏差行為的分布情形。從表 1 可知，在各種偏差行為中，未曾從事過偏差行為的國中青少年占絕大多數，人數介於 2,280 至 2,667 人，曾從事過不同類型之偏差行為的國中青少年則占相對少數，人數介於 23 至 399 人。其中，在青少年曾從事過的各項偏差行為中，又以故意破壞不屬於自己的東西為最多，打傷別人次之。

**表 1 偏差行為分布情形 (N=2,672)**

項 目	是否曾從事偏差行為		遺漏值
	否	是	
逃家	2,622	60	8
翹課	2,525	156	9
故意破壞不屬於自己的東西	2,280	399	11
偷東西	2,514	168	8
發生性行為	2,655	23	12
打傷別人	2,328	354	8
勒索別人	2,638	42	10
抽菸或喝酒	2,529	153	8
嚼檳榔	2,645	36	9
使用藥物	2,667	15	8

#### (二) FA 分析結果

表 2 呈現 FA、LCA 與 FMA 結果。從表 2 可知，一因素 FA 顯

示，該模式的對數概似值為  $-4,014.20$ ，AIC、BIC 與 ABIC 值分別為  $8,068.40$ 、 $8,186.21$  與  $8,122.66$ ，而二因素 FA 顯示，該模式的對數概似值為  $-4,014.39$ ，AIC、BIC 與 ABIC 值分別為  $8,092.79$ 、 $8,281.29$  與  $8,179.61$ 。由此可知，一因素模式的 AIC、BIC 與 ABIC 等數值都比二因素模式小，顯示出一因素 FA 模式與觀察資料的適配度較佳，因此，本研究以一因素 FA 模式進行後續分析。進一步從圖 4 檢視因素分配可發現，因素呈現非常態分配，且呈現出可能存在著混合的分配形態，意謂著青少年群體在偏差行為表現上可能存在著異質性的次群體，因此，需進行 LCA 檢視群體異質性

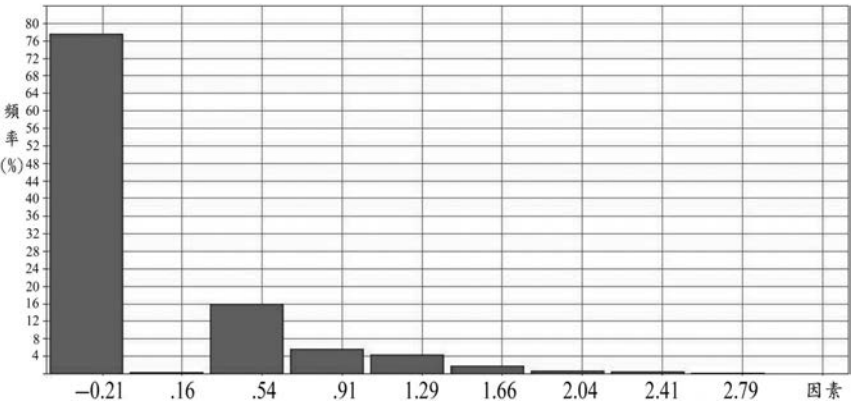


圖 4 偏差行為嚴重程度分配

（三）潛在類別分析結果

從表 2 可知，1 類別 LCA 模式的對數概似值為  $-4,805.58$ ，AIC、BIC 與 ABIC 值分別為  $9,631.15$ 、 $9,690.06$  與  $9,658.29$ 。2 類別 LCA 模式的對數概似值為  $-4,138.92$ ，AIC、BIC 與 ABIC 值分別為  $8,319.85$ 、 $8,443.55$ 、 $8,376.83$ 。3 類別 LCA 模式的對數概似值為  $-4005.56$ ，AIC、

表 2 FA、LCA 與 FMA 結果 (N=2,672)

模式 (pars.)	logL	AIC	BIC	ABIC	LMR LR <i>p</i> 值	BLRT <i>p</i> 值
FA						
FA1 (20)	-4,014.20	8,068.40	8,186.21	8,122.66	—	—
FA2 (32)	-4,014.39	8,092.79	8,281.29	8,179.61	—	—
LCA						
1 類別 (10)	-4,805.58	9,631.15	9,690.06	9,658.29	—	—
2 類別 (21)	-4,138.92	8,319.85	8,443.55	8,376.83	.00	.00
3 類別 (32)	-4,005.56	8,075.12	8,263.62	8,161.94	.00	.00
4 類別 (43)	-3,972.40	8,030.80	8,284.09	8,147.47	.01	.00
FMA						
2 類別, 1 因素						
FMA-1 (21)	-4,138.92	8,319.85	8,443.55	8,376.83	.00	.00
FMA-2 (23)	-4,004.89	8,055.79	8,191.27	8,118.19	.02	.00
FMA-3 (32)	-3,985.39	8,034.78	8,223.28	8,121.60	.00	.00
FMA-4 (43)	-3,967.20	8,020.39	8,273.69	8,137.06	.00	.00
3 類別, 1 因素						
FMA-1 (23)	-4,016.31	8,078.62	8,214.10	8,141.02	.00	.00
FMA-2 (26)	-4,002.02	8,056.04	8,209.20	8,129.59	.65	1.00
FMA-3	*					
FMA-4	*					

註：pars.=參數個數。FA1=一因素 FA。FA2=二因素 FA。

BIC 與 ABIC 值分別為 8,075.12、8,263.62 與 8,161.94。4 類別 LCA 模式的對數概似值為 -3,972.40，AIC、BIC 與 ABIC 值分別為 8,030.80、8,284.09 與 8,147.47。從 LCA 結果來看，4 類別模式的對數概似值、AIC 與 ABIC 皆為最小，LMR LR 與 BLRT 之對數概似比檢定結果也

達顯著，似乎顯示出 4 類別模式比 3 類別模式更適合用於解釋國中學生偏差行為的群體異質性，進一步檢視潛在類別大小也發現，潛在類別 1 的人數只有 22 人，只占全體樣本人數的 0.8%，顯示出該類別似乎沒有獨立區分的必要性。再加上 3 類別模式在 BIC 值為最小，且 3 類別與 4 類別模式的熵數差不多（分別為 .85 與 .86），正確分類機率皆屬良好，因此，似乎 3 類別模式較適合做為描述群體異質性的潛在類別模式。然而，3 類別模式是否存在著類別內之偏差行為嚴重程度的變異，有待更進一步進行 FMA 探究之。

#### （四）因素混合分析結果

從表 2 的因素混合分析結果部分可知，2 類別 1 因素之 FMA-1 模式的對數概似值為 -4,138.93，AIC、BIC 與 ABIC 值分別為 8,319.85、8,443.55 與 8,376.83，LMR LR 與 BLRT 皆達顯著 ( $p < .05$ )，顯示出該模式與 1 類別 1 因素之 FMA-1 有顯著的不同。2 類別 1 因素之 FMA-2 模式的對數概似值為 -4,004.89，AIC、BIC 與 ABIC 值分別為 8,055.79、8,191.27 與 8,118.19，LMR LR 與 BLRT 皆達顯著 ( $p < .05$ )，顯示出該模式與 1 類別 1 因素之 FMA-2 模式有顯著的不同。2 類別 1 因素之 FMA-3 模式的對數概似值為 -3,985.39，AIC、BIC 與 ABIC 值分別為 8,034.78、8,223.28 與 8,121.60，LMR LR 與 BLRT 皆達顯著 ( $p < .05$ )，顯示出該模式與 1 類別 1 因素之 FMA-3 模式有顯著的不同。2 類別 1 因素之 FMA-4 模式的對數概似值為 -3967.20，AIC、BIC 與 ABIC 值分別為 8,020.39、8,273.69 與 8,137.06，LMR LR 與 BLRT 皆達顯著 ( $p < .05$ )，顯示出該模式與 1 類別 1 因素之 FMA-3 模式有顯著的不同。

3 類別 1 因素之 FMA-1 模式的對數概似值為 -4,016.31，AIC、BIC 與 ABIC 值分別為 8,078.62、8,214.10 與 8,141.02，LMR LR 與 BLRT

皆達顯著 ( $p < .05$ )，顯示出該模式與 2 類別 1 因素之 FMA-1 模式有顯著的不同。3 類別 1 因素之 FMA-2 模式的對數概似值為 -4,002.02，AIC、BIC 與 ABIC 值分別為 8,056.04、8,209.20 與 8,129.59，LMR LR 與 BLRT 達未顯著 ( $p > .05$ )，顯示出該模式與 2 類別 1 因素之 FMA-2 沒有顯著的不同。然而，在估計 3 類別 1 因素之 FMA-3 與 FMA-4 兩個模式時，卻出現最佳對數概似值無法估計的問題，採用不同起始值進行估計後的結果亦顯示出相同結果，因此，可能是由於模式參數恆等性的限制與觀察無法適配之故。從上述模式的參數估計值可知，2 類別 1 因素之 FMA-2 模式具有最小的 BIC 值，而 3 類別 1 因素之 FMA-2 模式的 BIC 值則僅次之，且 3 類別 1 因素之 FMA-2 模式與 2 類別 1 因素之 FMA-2 模式相同，但 2 類別 1 因素之 FMA-2 模式之簡效性較佳，因此，應以 2 類別 1 因素 FMA-2 做為解釋國中生偏差行為的模式。

將 2 類別 1 因素之 FMA-2 模式與 FA 模式及 3 類別 LCA 模式相比可發現，2 類別 1 因素之 FMA-2 模式在 BIC 值稍大於 FA 模式，但小於 3 類別 LCA 模式，但 FMA-2 模式在對數概似值、AIC 與 ABIC 值皆小於 FA 模式，進一步檢視 FMA 的因素分配（如圖 5）可發現，明顯呈現出兩個類別的因素分配。

表 3 呈現 FMA 結果中 2 類別行為群體與偏差行為的機率分布。從表 3 可知，潛在類別 1 與潛在類別 2 的非條件機率分別為 .99 與 .83，皆大於 .70；而熵數為 .87，大於 .80，顯示出潛在類別的分類品質良好，可能屬於潛在類別 1 的人數有 2,352 人，占全部樣本人數的 88.02%，可能屬於潛在類別 2 的人數有 320 人，占全部樣本人數的 11.08%。由於潛在類別 1 內，偏差行為各題項的條件機率皆小於潛在類別數(2)的倒數，也就是 .05，顯示出該潛在類別成員在各偏差行為表

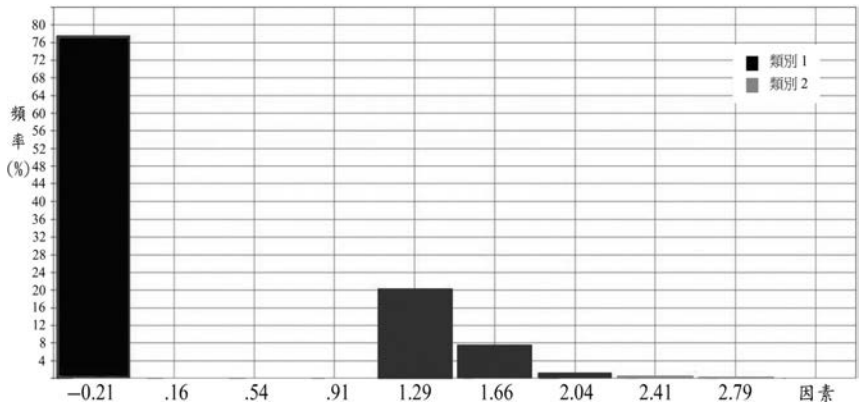


圖 5 2 類別 1 因素 FMA 模式因素分配

表 3 2 類別行為群體與偏差行為機率分布

潛在類別	非條件機率		後驗機率		熵數
	C1	C2	人數	比例	
C1	.99	.01	2,352	88.02%	.87
C2	.17	.83	320	11.08%	
題項（邊際比例）	條件機率				
逃家（.02）	.00	.14			
翹課（.06）	.02	.37			
故意破壞不屬於自己的東西（.15）	.08	.69			
偷東西（.06）	.01	.42			
發生性行爲（.01）	.07	.07			
打傷別人（.13）	.00	.59			
勒索別人（.02）	.00	.14			
抽菸或喝酒（.06）	.01	.39			
嚼檳榔（.01）	.00	.10			
使用藥物（.01）	.00	.04			

現上為隨機，因此，可將該類別命名為規範型／行為次群體（Muthén and Muthén 2000）。根據自我控制理論觀點，這個次群體成員的皆未表現出偏差行為，可能反映出該群體青少年具有較為高度的自我控制能力。

另一方面，潛在類別 2 次群體只有在「故意破壞不屬於自己的東西」與「打傷別人」這兩個偏差行為題項上的條件機率高於 .50，其他偏差行為題項的條件機率則低於 .50，根據偏差行為的自我控制理論觀點，當青少年面對外界負向刺激出現時，容易出現情緒上的衝動，傾向於以破壞東西或打人等攻擊行為來發洩情緒，因此，該潛在類別可能屬於衝動攻擊型次群體。

表 4 呈現 2 類別 1 因素 FMA 模式參數估計摘要。由於 2 類別 1 因

表 4 2 類別 1 因素 FMA 模式參數估計摘要

	因素負荷量		題項截距	
	類別 1	類別 2	類別 1	類別 2
逃家	1.00 <sup>a</sup>	1.00 <sup>a</sup>	10.22*	10.22
翹課	1.15*	1.15	10.08*	10.08
故意破壞不屬於自己的東西	.74*	.74	5.70*	5.70
偷東西	1.01*	1.01	8.92*	8.92
發生性行為	1.61*	1.61	16.58*	16.58
打傷別人	.70*	.70	5.63*	5.63
勒索別人	1.95*	1.95	18.40*	18.40
抽菸或喝酒	1.50*	1.50	12.68*	12.68
嚼檳榔	2.12*	2.12	20.27*	20.27
使用藥物	2.14*	2.14	22.45*	22.45
因素平均數	0 <sup>a</sup>	6.63		
因素變異數	17.03	.99		

註：<sup>a</sup> 表示為了讓模式可辨識而設定之參數限制，\* $p < .05$ 。

素之 FMA-2 模式將因素負荷量與題項截距設定為跨類別恆等，因此，表 4 中潛在類別 1 與潛在類別 2 的因素負荷量與題項截距皆相等。另一方面，由於因素平均數與變異數允許自由估計，但為了模式辨識的關係，需將其中一個潛在類別的因素平均數設定為 0，由於潛在類別 1 可能為規範性次群體，因此，將其偏差行為的嚴重程度設定為 0，而潛在類別 2 的因素平均數與變異數則允許自由估計。從表 4 可知，潛在類別 1 的因素平均數為 0，因素變異數為 17.03，而潛在類別 2 的因素平均數為 6.63，因素變異數為 .99，明顯可看出兩個潛在類別在偏差行為嚴重程度上的差異，其中，潛在類別 2 的偏差行為較嚴重且變異小，而潛在類別 1 偏差行為的嚴重程度較低，但變異情形較大。

表 5 呈現 2 類別 1 因素 FMA 模式解釋變異量。從表 5 可知，2 類別 1 因素 FMA 模式中，潛在類別 1 內各題項的解釋變異量介於 .14～

表 5 2 類別 1 因素 FMA 模式解釋變異量

	潛在類別 1		潛在類別 2	
	R <sup>2</sup> 估計值	標準誤	R <sup>2</sup> 估計值	標準誤
逃家	.23*	.10	.84*	.06
翹課	.29*	.11	.87*	.06
故意破壞不屬於自己的東西	.14	.08	.74*	.11
偷東西	.23*	.11	.84*	.08
發生性行為	.44*	.14	.93*	.04
打傷別人	.13	.08	.72*	.13
勒索別人	.53*	.16	.95*	.03
抽菸或喝酒	.40*	.10	.92*	.04
嚼檳榔	.57*	.15	.96*	.03
使用藥物	.58*	.19	.96*	.02

\* $p < .05$

.58，除了故意破壞東西與打傷別人這兩個題項的解釋變異量未達顯著外，其他題項之解釋變異量皆達顯著。對潛在類別 2 而言，各題項的解釋變異量介於 .74~.96，且皆達顯著。由此可知，偏差行為題項對潛在類別 1 的次群體成員行為較缺乏解釋力，特別是故意破壞東西與打傷別人這兩個題項，相較之下，在潛在類別 2 中，偏差行為被解釋的變異較高。

根據 FMA 結果，進一步以偏差行為次群體類型與嚴重程度為經緯，探討不同類型與嚴重程度下可能的國中青少年人數，如表 6 所示。其中，偏差行為的嚴重程度是根據因素平均數做區分，高於該次群體成員的因素平均數者，其偏差行為嚴重程度高，低於次群體成員的因素平均數者，其偏差行為嚴重程度低。從表 6 可知，在衝動攻擊型次群體成員中，偏差行為嚴重程度偏高的國中青少年有 401 人，占該次群體成員的 56.56%、占全體樣本的 15.01%；在相同次群體中，偏差行為嚴重程度偏低的國中青少年有 308 人，占該次群體成員的 43.44%、占全體樣本的 11.53%。在規範型次群體成員中，偏差行為嚴重程度偏高的國中青少年有 25 人，占該次群體成員的 1.27%、占全體樣本的 0.94%；在相同次群體中，偏差行為嚴重程度偏低的國中青少年有 1,938 人，占該次群體成員的 98.73%、占全體樣本的 72.53%。

**表 6 FMA 分類結果**

次群體類型	偏差行為嚴重程度		總計
	低	高	
衝動攻擊型	308	401	709
規範型	1,938	25	1,963
總計	2,246	426	2,672

爲了進一步探討潛在類別分類結果的有效性，本研究進一步進行結構方程模式分析，將潛在類別重新進行虛擬編碼，以偏差行爲嚴重程度低的規範行爲群體爲參照組，並依序將偏差行爲嚴重程度高的規範性行爲群體、偏差行爲嚴重程度低的衝動攻擊行爲群體，及偏差行爲嚴重程度高的衝動攻擊行爲群體，分別編碼爲三個虛擬變項，並做爲預測變項，同時以「與他人良性互動的認同」爲效標變項，進行結構方程模式分析。結果顯示，整體結構模式與觀察資料適配度良好， $\chi^2(11, N=2,672)=27.11, p<.05$ ，RMSEA 爲 .023（90% 信賴區間介於 .012~.035），CFI 與 TLI 分別爲 .99 與 .99，SRMR 爲 .011。因此，可根據該模式進一步探討結構關係。結構關係的結果顯示，偏差行爲嚴重程度高的規範性行爲群體對於與他人間良性互動之認同程度沒有影響（ $\gamma=-.06, p>.05$ ），偏差行爲嚴重程度低的衝動攻擊行爲群體對於與他人間良性互動之認同程度有正向影響（ $\gamma=.12, p<.05$ ），偏差行爲嚴重程度高的衝動攻擊行爲群體對於與他人間良性互動之認同程度同樣有正向影響（ $\gamma=.19, p<.05$ ）。進一步以 Wald 檢定，進行結構係數的差異性檢定，據以探討不同行爲群體對於與他人間良性互動之認同程度的預測關係是否有所不同。

Wald 檢定結果顯示，偏差行爲嚴重程度低的衝動攻擊行爲群體對於與他人間良性互動之認同程度的正向影響，顯著高於偏差行爲嚴重程度高的規範性行爲群體對於與他人間良性互動之認同程度的影響（Wald 檢定值爲 16.72， $df=1, p<.05$ ），而偏差行爲嚴重程度高的衝動攻擊行爲群體對於與他人間良性互動之認同程度的正向影響，也顯著高於偏差行爲嚴重程度低的衝動攻擊行爲群體於與他人間良性互動之認同程度的正向影響（Wald 檢定值爲 20.11， $df=1, p<.05$ ）。由於對與他人間良性互動的認同程度得分越高，表示青少年越不認同與他

人間良性互動的重要性，結果意謂著，相較於偏差行為嚴重程度低的規範行為群體，偏差行為嚴重程度高的規範行為群體成員在對與他人間良性互動的認同程度上沒有顯著的不同，但偏差行為嚴重程度高與嚴重程度低的衝動攻擊群體中的青少年則較不認同與他人的良性互動是重要的。其中，偏差行為嚴重程度高的衝動攻擊群體中的青少年對於與他人間良性互動的不認同程度，又高於偏差行為嚴重程度低的衝動攻擊群體中的青少年。由此可知，FMA 分類結果顯示出，不同群體對於與他人間良性互動的認同程度也有所不同。

## 四、討論與建議

### （一）討論

#### 1. LCA 分類結果的討論

從 LCA 結果可知，國中一年級青少年可概分為「規範行為群體」與「衝動攻擊行為群體」，與本研究根據自我控制理論內涵所做的預期(1)相符。然而，必須說明的是，本研究針對衝動攻擊群體之命名，主要是根據次群體成員的行為特徵，從偏差行為的相關理論中，尋找最適合解釋此一結果的理論。Gottfredson and Hirschi (1990) 提出自我控制理論，根據偏差行為的本質，推論從事偏差行為的青少年可能具有低自我控制的特質，而「衝動」便是低自我控制的要素之一。因此，本研究將低自我控制認為是對群體異質性的可能解釋之「一部」，而非「全部」，並無將偏差行為等同於低自我控制之意。

從研究結果可知，本研究結果與過去研究發現相同，皆發現青少年群體中存在著規範性次群體 (Clark et al. 2013; Muthén and Muthén 2000)，而衝動攻擊行為群體在行為表現上展現出故意破壞不屬於自

己的東西與打傷他人，也與 Clark 等人（2013）的結果相似；不同的是，在 Clark 等人所發現的類別中，次群體成員除了破壞東西與打架外，還有說謊、輟學、逃家與強迫他人從事性行為，其中，本研究的偏差行為題項中並沒有說謊、輟學與強迫他人從事性行為等內容，雖然有逃家，但本研究並未發現衝動攻擊次群體成員可能具有該行為表現，且觀察該題項的條件機率也偏低（.14）。更重要的是，上述 Clark 等人的研究結果將潛在類別分成三類，但仔細觀察 LCA 結果發現，2 類別模式的 BIC 較 3 類別模式來得小，3 類別模式的 LMR LR 檢定亦未達顯著，但 BLRT 結果卻達顯著，顯示出 LCA 結果可能存在著爭議性，並且，由於 Clark 等人的研究並未交代分類品質，再加上 3 類別模式中有一個類別所占的比例較小（5%），因此，LCA 結果也有可能為 2 類別。然而，由於研究者並未呈現 2 類別次群體成員在偏差行為上的條件機率，因此，似乎無從判斷其所呈現出的行為組型是否與本研究相似，也無從得知是否適合採用自我控制理論觀點加以詮釋。

## 2. 採用 FA 與 LCA 的可能限制

從研究結果可知，採用 FA 來探究國中青少年的偏差行為，雖可瞭解國中青少年在偏差行為上的嚴重程度，但由於 FA 是變數取向的分析方法，分析方法背後存在著群體同質性的假設，容易忽略偏差行為表現的群體異質性。在現實生活中，青少年可能從事不只一種偏差行為，並且由於國中青少年開始重視同儕群體，在青少年之間可能逐漸形成不同的次群體，而次群體內成員從事於相似的偏差行為，次群體間在偏差行為表現上則可能有所不同，由此可知，探討國中青少年偏差行為時，群體在偏差行為表現上的異質性，應視為分析時的重要考量，但採用 FA 卻無法解釋偏差行為的群體異質性。

相反的，採用 LCA 雖可探討偏差行為的群體異質性，但卻忽略

了次群體內成員在偏差行為嚴重程度上的差異。在現實生活中，儘管次群體成員表現出相似的偏差行為，但由於個人家庭背景、生活環境及對外在訊息主觀詮釋的個別差異，可能導致相同次群體內成員在偏差行為表現上具有不同的嚴重性，例如：容易將外在人、事、物解釋為負向刺激的青少年，可能較容易採用攻擊性的偏差行為加以因應 (Agnew 1989)。因此，若僅採 LCA 則可能忽略類別內成員在偏差行為表現上的嚴重程度，可能無法適當地描述國中青少年群體在偏差行為表現上的特性。

本研究採用 FMA 同時考量群體異質性與偏差行為的嚴重性，在綜合考量統計分析結果與理論觀點的情況下，確實發現國中青少年在偏差行為表現上，存在著衝動攻擊型與規範型兩個不同的次群體，且次群體內成員在偏差行為表現的嚴重程度存在著相當程度的變異，可能意謂著 FMA 分析具有較佳的理論與實務意涵。

### 3. LCA 與 FMA 分類結果的差異

由於 LCA 與 FMA 分類結果並非絕對，可能隨著統計模式的複雜度而有所不同 (Wang and Wang 2012)。因此，從研究結果可發現，2 類別的 LCA 與 FMA 模式中，對次群體成員有不同的分類結果。在 2 類別 LCA 模式中，潛在類別間的差異，反映出次群體間偏差行為群體大小的差異 (Clark et al. 2013)，其分配呈現非參數化的非常態分配，並假設次群體內成員在偏差行為嚴重程度上沒有變異，因此，LCA 中，次群體成員分類結果顯示，衝動攻擊型次群體成員可能有 320 人，而規範型次群體成員則有 2,352 人 (參見表 3)，但 FMA 結果顯示，次群體間在因素平均數上有所不同，也就是存在著相當程度的變異，顯示 LCA 結果中，潛在類別並未如分析假設，能夠解釋類別觀察變項間的關係，違犯了題項間條件化獨立性的假設，意謂著類別內可能存

在著偏差行為嚴重程度的變異，但並未在 LCA 中加以考量。

採用 FMA 同時考量群體異質性與偏差行為嚴重程度的變異後，衝動攻擊型次群體成員增加到 709 人，比 LCA 分類結果增加了 389 人，而規範型次群體減少至 1,963 人，交叉檢視 LCA 與 FMA 結果發現，389 人皆來自於原先 LCA 中的規範性次群體，這可能是由於 FMA 結果顯示，潛在類別 1 具有較大的因素變異，意謂著該次群體內成員在偏差行為嚴重程度的變異較大，因此，在考量了這個變異後，原先在潛在類別 1 中偏差行為嚴重程度較高的國中青少年，可能表現出和潛在類別 2 次群體成員相似的行為，而其偏差行為強度在潛在類別 2 中可能是較低的。

#### 4. 自我控制理論觀點與相關研究結果對 FMA 分類結果的討論

從 FMA 結果可知，國中一年級青少年可概分為規範行為群體與衝動攻擊行為群體。若從自我控制理論的觀點加以詮釋，自我控制能力較高的青少年，在面對情緒衝動時，會評估行為可能造成的損失後果，因此，抑制偏差行為的出現，而且此類青少年對於與他人間良性互動的認同程度也較高 (Gottfredson and Hirschi 1990)；相反的，自我控制能力較低的青少年，在面對情緒衝動時，則會傾向採用偏差行為以追求需求的立即滿足，或採取立即的行為來發洩負面情緒，比較不會考慮到行為的後果，顯示出對於與他人間良性互動的認同程度較低 (Piquero 2009)。由此可知，FMA 結果顯示出青少年行為群體中，可能如同自我控制理論觀點的主張，存在著高、低自我控制兩個不同的次群體，反映出不同的行為組型。其中，高度自我控制的青少年無意從事於偏差行為，與過去多數研究結果相符 (Kochanska and Knaack 2004; Lemery et al. 2002; Lengua et al. 1998; Olson et al. 2005; Rothbart and Bates 2006)；相反的，低度自我控制青少年，則較可能從事於打

架、破壞公物等衝動攻擊行為，此一發現也與過去研究相似（Burton et al. 1998; Hay 2001; LaGrange and Silverman 1999; Ratchford and Beaver 2009; Reisig and Pratt 2011）。

根據自我控制理論，青少年可概分為高度與低度自我控制兩種類型，反映先天出人格特質的差異，顯示出自我控制是穩定且未能直接觀察到的一種潛在特質（Piquero 2009），因此，事實上高、低自我控制可能代表了兩個異質的潛在次群體，然而，高、低自我控制也反映出不同群體青少年對於與他人間良性互動的認同程度有所差異。本研究採用 FMA 整合個人與變數取向的分析方法，研究結果除了支持自我控制理論觀點外，也發現衝動攻擊行為群體內，在偏差行為嚴重程度上有所不同。再進一步根據 FMA 結果探討不同群體對與他人間良性互動的認同程度之差異時，更發現衝動攻擊行為群體內成員中，偏差行為嚴重程度較高的青少年對他人關注的認同程度，明顯低於相同群體內偏差行為嚴重程度較低的青少年，反映出衝動攻擊行為群體內，偏差行為嚴重程度越高的青少年對於與他人間良性互動的認同程度越低，可能意謂著認知狀態或某種信念的差異，會反映在衝動攻擊型青少年偏差行為的不同嚴重程度上。由此可知，本研究的預期(2)獲得支持。

整體而言，FMA 結果支持自我控制理論觀點，較能夠適當地捕捉到外顯行為表現背後潛在自我控制能力，及對與他人間良性互動之認同程度的差異，反映出不同行為群體間，在行為表現上具有本質與程度上的不同（Burt et al. 2006）。綜上可知，本研究結果除了採用不同的分析方法支持自我控制理論的基本主張與當前相關研究發現外，似乎也提供了部分證據補充當前理論觀點，應重視個人經驗反映在個人對於與他人間良性互動之認知上的差異（Hirschi 2002）。

### 5. 統計檢定的限制與模式選擇上的考量

LCA 與 FMA 同屬混合模式的分析方法，而當前混合模式分析仍處於發展階段。當前恆等模式比較常採用的卡方差異性檢定，也就是對數概似比檢定，無法用在混合模式的比較上，只能採用 LMR LR 與 BLRT 檢定等概似比檢定法，進行混合模式的比較，但對於 FMA 不同恆等模式間的比較來說，LMR LR 與 BLRT 在應用上仍存在著限制，這是因為 LMR LR 與 BLRT 檢定只能用在相同因素個數與不同類別之 FMA 模式間，且比較的 FMA 模式必須具有相同的恆等性限制（Clark et al. 2013），舉例而言，LMR LR 與 BLRT 只能用在 2 類別 1 因素之 FMA-3 模式只能與 3 類別 1 因素之 FMA-3 模式的比較，而不適用於與 3 類別 1 因素之 FMA-1、FMA-2 或 FMA-4 模式的比較上，以至於只能夠根據訊息指標（如：BIC）進行 FMA 模式間的比較。然而，若單純根據 BIC 選擇適當模式，除了可能忽略資料隱藏的異質性或變異性外，也可能導致所選擇的模式缺乏理論與實務上的意義，因此，本研究除了根據 BIC 等訊息指標進行模式的比較外，更重要的是，也從解釋偏差行為的自我控制理論觀點出發，並參考因素分配圖、題項條件機率、因素平均數與變異數估計結果，及不同類別內題項的解釋變異量等訊息，來評估 2 類別 1 因素模式的適切性。

### 6. 混合模式估計的問題

從研究結果可知，3 類別 1 因素之 FMA-3 與 FMA-4 模式中，當逐步釋放因素負荷量與題項截距之參數恆等性限制後，由於模式待估計參數變多，對進行混合模式的適當樣本數之要求與相對增加，導致在估計這兩個 FMA 模式時，出現了最佳對數概似值無法複製及模式參數無法估計的情況，是當前混合模式分析研究中可能曾遇到的問題，是否可能影響研究結果仍未知。

## （二）建議

### 1. 採混合分析方法檢視自我控制理論觀點對群體異質性詮釋上的適切性

雖然，本研究採用混合分析的結果，確實發現青少年群體中，可能存在著規範行為與衝動攻擊行為群體，提供初步證據支持自我控制理論的觀點，但國外研究納入更多偏差行為題項後，顯示出與當前研究相似卻不盡相同的結果。相關研究是以 14 歲以上的青少年為對象，而本研究則是以 13 歲的國中一年級學生為對象，因此無法確認結果上的差異是否受到年齡或文化等其他因素影響；至於國內則缺乏相關研究證據。由於國中階段青少年是屬於冒險與衝動程度較高的群體 (Burnett et al. 2010; Cauffman et al. 2010)，因此，是否意謂自我控制理論較適合解釋該階段青少年在行為表現上的異質性，仍有待國內未來相關研究者以國中階段青少年為對象，檢視青少年群體是否存在著與本研究發現相似的次群體，並可試著從自我控制理論的觀點加以詮釋。

### 2. 採 FMA 逐步檢視不同年齡群體在偏差行為類型與程度上的異質性，並可進行跨國研究提供進行跨文化比較之參考

本研究採用 FMA 逐步分析策略，確實發現國中青少年在偏差行為上存在著類型與嚴重程度上的差異，顯示出群體異質性與偏差行為的嚴重性是偏差行為研究中不容忽視的兩個分析取向，因此，未來偏差行為的相關研究，同樣可參考 FMA 的逐步分析步驟，以相同（如：國中一年級學生）或不同年齡層的學習者（如：國中三年級學生）為研究對象，檢視採用 FMA 的實益，並比較研究結果與當前研究發現的異同。最後，由於國內、外仍缺乏相關研究，應用 FMA 進行相關議題的分析，以至於研究結果是否具有跨文化的差異性仍未可知；因

此，未來研究亦可考慮以相同年齡層的青少年為對象，採用相同的測量題項與分析方法，比較結果間的異同，以期提供跨文化脈絡對話的參考。

### 3. 參考多層面訊息選擇適當模式

當前混合模式分析仍缺乏可普遍應用於所有 FMA 模式檢定的方法，再加上，即使可透過概似比檢定來做為選擇模式的參考，仍可能選擇到缺乏理論或實務意義的模式。因此，研究者除了可參考訊息指標或概似比檢定結果外，在分析過程中，也可參考因素分配、機率分配推論進行 FMA 的必要性，且從理論觀點出發，賦予潛在類別適當的理論詮釋，並透過模式估計值，如：因素平均數、因素變異數及類別內各題項之解釋變異等多方訊息，反覆確認推論的合理性。

### 4. 納入共變數、增加樣本數與跨時樣本來檢視 FMA 結果的穩定性

由於本研究著重於探討偏差行為適當的測量模式，雖然，研究結果顯示 2 類別 1 因素之 FMA 模式可能較適合解釋國中青少年偏差行為，但仍需更多研究證據的支持。此外，由於潛在類別分析結果可能受到其他變項（如：性別、家庭背景、生活環境及對外在訊息主觀詮釋的個別差異）的影響，因此，未來研究可納入其他共變數，檢視本研究之 FMA 結果的穩定性。同樣的，樣本數不足可能導致模式估計上的問題，因此，未來研究可增加樣本數，進一步確認研究發現是否本與研究結果一致。最後，由於本研究為橫斷研究，研究結果是否具有跨時間的穩定性亦仍未知，因此，未來研究可考慮進行縱貫研究檢視之。

### 5. 發展有效的統計檢定與模式估計方法

由於當前 FMA 之 LMR LR 與 BLRT 檢定只能用在相同因素個數與不同類別的 FMA 模式間，並且比較的 FMA 模式必須具有相同的恆

等性限制，因此，未來研究可發展適用於跨類別與跨參數恆等性限制比較的概似比檢定方法，以期增加統計分析結果的正確性。此外，當前 FMA 分析仍常遭遇模式估計的問題，因此，未來研究者可發展更有效的演算法，提升模式分析的效能，將對混合模式分析具有重要的貢獻。

#### 6. 參考 FMA 結果確認優先關注對象，檢視研究與輔導實務間的落差

由於國中階段是青少年偏差行為出現的重要時期，因此，確認國中青少年偏差行為的類型與嚴重程度，給予適當與適時的輔導或介入，是輔導實務工作的重要課題。再加上，FMA 結果當前多處在研究推論階段，較缺乏實務應用，因此，未來實務工作者，可以參考 FMA 結果，由當前被動轉介的實務取向，轉而主動確認優先關注的對象，例如：除了對衝動攻擊型群體中，偏差行為嚴重程度較高者的輔導外，也應優先關注衝動攻擊次群體中，偏差行為嚴重程度較低的青少年。這是因為，本研究之研究對象為國中一年級之學生，而衝動攻擊次群體中偏差行為嚴重程度較低的青少年，從事偏差行為的次數較少，因此，在實務工作中，一年級導師也較容易傾向於先給予學生口頭告誡或溝通等方式，不轉介輔導，讓此類青少年有改正的機會；但由於學生行為表現背後可能有其複雜的家庭或心理因素，再加上，這些青少年也可能因此改從事校外的衝動攻擊行為，如：破壞校外公物或打傷校外人士，這些行為可能較難為導師或學校知悉，因此，透過 FMA 確認這些群體中可能的成員，以利於輔導現場教師除了定期給予衝動攻擊型青少年中，偏差行為嚴重程度較高者進行輔導外，也可優先關注其中偏差程度較低的青少年，以防止其行為持續或漸趨嚴重。如此一來，除了可檢視研究與輔導實務上的落差外，也可能有助於對青少年偏差行為的提早介入，減少偏差行為漸趨嚴重或持續的可能。

此外，未來研究更可深入探討不同輔導介入方式對不同次群體成員的輔導成效，以期增進研究結果與輔導實務對話。更重要的是，由於 FMA 分析乃至於整個混合模式分析正處於發展階段的分析方法，因此，當前研究的初步證據，仍難以提出一個可供教學實務工作者參考或判斷的原則，而是需要與教學實務工作的觀察相互配合與對話，以瞭解統計分析與實務觀察之間是否有所落差，或落差程度為何？據以修正統計分析方法，或精進輔導實務工作的介入機制。

## 參考文獻

- 伊慶春，2008，台灣青少年成長歷程研究：國一樣本（J1）第一波，青少年問卷（C00176\_4）〔原始數據〕。中央研究院人文社會科學研究中心調查研究專題中心學術調查研究資料庫：<https://srda.sinica.edu.tw>，取用日期：2015 年 12 月 20 日。  
doi:10.6141/TW-SRDA-C00176\_4-1
- 李文傑，2012，〈偏差友伴與偏差行為：友伴的影響效果確實存在嗎？〉。《調查研究—方法與應用》28: 119-160。
- 周榛嫻，2004，〈社會階級與少年偏差行為關係〉。《犯罪學期刊》7(1): 31-48。
- 林秀勤、張憲庭、游錦雲，2009，〈霸凌現象與學生偏差行為對友善校園影響之研究〉。《初等教育學刊》32: 75-103。
- 張楓明，2006，〈社會控制理論之「參與因素」對青少年偏差行為抑制性之實證研究〉。《犯罪學期刊》9(2): 73-100。
- 張楓明、譚子文，2011，〈個人信念、負向生活事件、偏差同儕與青少年初次偏差行為關聯性之實證研究〉。《青少年犯罪防治研究期刊》3(1): 133-160。
- 黃俊傑、王淑女，2001，〈家庭、自我概念與青少年偏差行為〉。《應用心理學研究》11: 45-68。
- 廖鳳池、許雅惠、翁令珍，2003，〈高雄地區青少年逃家經驗之調查研究〉。《諮商輔導學報》9: 47-79。
- 譚子文，2011，〈台灣地區高中生依附關係、自我概念與偏差行為關聯性之研究〉。《青少年犯罪防治研究期刊》3(1): 41-80。
- 譚子文、張楓明，2013，〈依附關係、低自我控制與青少年偏差行為關聯性之研究〉。《中華輔導與諮商學報》36: 67-90。

- Agnew, R., 1989, "A Longitudinal Test of the Revised Strain Theory." *Journal of Quantitative Criminology* 5: 373-387.
- , 1991, "A Longitudinal Test of Social Control Theory and Delinquency." *Journal of Research in Crime and Delinquency* 28: 126-156.
- Akers, R. L., and W. G. Jennings, 2009, "The Social Learning Theory of Crime and Deviance." Pp. 103-120 in *Handbook on Crime and Deviance*, edited by M. D. Krohn, A. J. Lizotte, and G. P. Hall. New York: Springer-Verlag.
- Brauer, J. R., 2009, "Testing Social Learning Theory Using Reinforcement's Residue: A Multilevel Analysis of Self-Reported Theft and Marijuana Use in the National Youth Survey." *Criminology* 47(3): 929-970.
- Burnett, S., N. Bault, G. Coricelli, and S. J. Blakemore, 2010, "Adolescents' Heightened Risk-Seeking in a Probabilistic Gambling Task." *Cognitive Development* 25(2): 183-196. doi: 10.1016/J.Cogdev.2009.11.003
- Burt, C. H., R. L. Simons, and L. G. Simons, 2006, "A Longitudinal Test of the Effects of Parenting and the Stability of Self-Control: Negative Evidence for the General Theory of Crime." *Criminology* 44(2): 353-396.
- Burton, V. S., F. T. Cullen, T. D. Evans, L. F. Alarid, and R. G. Dunaway, 1998, "Gender, Self-Control, and Crime." *Journal of Research on Crime and Delinquency* 35(2): 123-147.
- Cauffman, E., E. P. Shulman, L. Steinberg, E. Claus, M. T. Banich, S. Graham, and J. Woolard, 2010, "Age Differences in Affective Decision Making as Indexed by Performance on the Iowa Gambling Task." *Developmental Psychology* 46(1): 193-207. Doi: 10.1037/A0016128
- Clark, S. L., 2010, *Mixture Modeling with Behavioral Data*. Unpublished Doctoral Dissertation, University of California, Los Angeles, CA.
- Clark, S. L., B. Muthén, J. Kaprio, B. M. D'Onofrio, R. Viken, and R. J. Rose, 2013, "Models and Strategies for Factor Mixture Analysis: An Example Concerning the Structure Underlying Psychological Disorders." *Structural Equation Modeling* 20(4): 681-703.
- Eisenberg, N., R. A. Fabes, I. K. Guthrie, and M. Reiser, 2000, "Dispositional Emotionality and Regulation: Their Role in Predicting Quality of Social Functioning." *Journal of Personality and Social Psychology* 78(1): 136-157.
- Gottfredson, M. R., and T. Hirschi, 1990, *A General Theory of Crime*. Stanford, CA: Stanford University Press.
- Grasmick, H. G., C. R. Tittle, R. J. Bursik, and J. A. Arneklev, 1993, "Testing the Core Empirical Implications of Gottfredson and Hirschi's General Theory of Crime." *Journal of Research in Crime and Delinquency* 30(5): 5-29.

- Hay, C., 2001, "Parenting, Self-Control, and Delinquency: A Test of Self-Control Theory." *Criminology* 39(3): 707-736.
- Hirschi, T., 2002, *Causes of Delinquency*. New Brunswick, NJ: Transaction Publishers.
- Juffer, F., G. J. J. M. Stams, and M. H. van IJzendoorn, 2004, "Adopted Children's Problem Behavior is Significantly Related to Their Ego Resiliency, Ego Control, and Sociometric Status." *Journal of Child Psychology and Psychiatry* 45(4): 697-706.
- Kim, Y. K., and B. O. Muthén, 2009, "Two-Part Factor Mixture Modeling: Application to an Aggressive Behavior Measurement Instrument." *Structural Equation Modeling* 16(4): 602-624. doi: 10.1080/10705510903203516
- Kochanska, G., and A. Knaack, 2004, "Effortful Control as a Personality Characteristic of Young Children: Antecedents, Correlates, Andconsequences." *Journal of Personality* 71(6): 1087-1112.
- LaGrange, Teresa C., and R. A. Silverman, 1999, "Low Self-Control and Opportunity: Testing the General Theory of Crime as an Explanation for Gender Differences in Delinquency." *Criminology*, 41: 41-72.
- Lemery, K. S., M. J. Essex, and N. A. Smider, 2002, "Revealing the Relation between Temperament and Behavior Problem Symptoms by Eliminating Measurement Confounding: Expert Ratings and Factor Analyses." *Child Development* 73(3): 867-882.
- Lengua, L. J., S. G. West, and I. N. Sandler, 1998, "Temperament as Apredictor of Symptomatology in Children: Addressing Contamination Ofmeasures." *Child Development* 69(1): 164-181.
- Lilly, J. R., F. T. Cullen, and R. A.C. Ball, 2007, *Criminology Theory: Context and Consequence*. Thousands Oaks, CA: Sage.
- Lubke, G. H., and B. Muthén, 2005, "Investigating Population Heterogeneity with Factor Mixture Models." *Psychological Methods* 10(1): 21-39. doi: 10.1037/1082-989x.10.1.21
- Meredith, W., 1993, "Measurement Invariance, Factor-Analysis and Factorial Invariance." *Psychometrika* 58(4): 525-543. doi: 10.1007/bf02294825
- Moon, B., H.-W. Hwang, and J. D. McCluskey, 2011, "Causes of School Bullying: Empirical Test of A General Theory of Crime, Differential Association Theory, and General Strain Theory." *Crime and Delinquency* 57(6): 849-877. doi: 10.1177/0011128708315740
- Muthén, B., and L. K. Muthén, 2000, "Integrating Person-centered and Variable-centered Analyses: Growth Mixture Modeling with Latent Trajectory Classes." *Alcoholism-Clinical and Experimental Research* 24(6): 882-891. doi: 10.1111/j.1530-0277.2000.tb02070.x
- Muthén, B., and T. Asparouhov, 2006, "Item Response Mixture Modeling: Application to Tobacco Dependence Criteria." *Addictive Behaviors* 31: 1050-1066.

- Muthén, L. K., and B. O. Muthén, 1998–2012, *Mplus User's Guide* (7th ed.). Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Nagin, D. S., 2005, *Group-based Modeling of Development*. London: Harvard University Press.
- Nylund, K. L., T. Asparoutiov, and B. O. Muthén, 2007, “Deciding on the Number of Classes in Latent Class Analysis and Growth Mixture Modeling: A Monte Carlo Simulation Study.” *Structural Equation Modeling* 14(4): 535–569.
- Olson, S. L., A. J. Sameroff, D. C. R. Kerr, N. L. Lopez, and H. M. Wellman, 2005, “Developmental Foundations of Externalizing Problems in Young Children: The Role of Effortful Control.” *Development and Psychopathology* 17(1): 25–45.
- Piquero, A. R., 2009, “Self-Control Theory: Research Issues.” Pp. 153–168 in *Handbook on Crime and Deviance*, edited by M. D. Krohn, A. J. Lizotte and G. P. Hall. New York: Springer-Verlag.
- Ratchford, M., and K. M. Beaver, 2009, “Neuropsychological Deficits, Low Self-Control, and Delinquent Involvement toward a Biosocial Explanation of Delinquency.” *Criminal Justice and Behavior* 36(2): 147–162.
- Reisig, M. D., and T. C. Pratt, 2011, “Low Self-Control and Imprudent Behavior Revisited.” *Deviant Behavior* 32(7): 589–625.
- Rothbart, M. K., and J. E. Bates, 2006, “Temperament.” Pp. 99–166 in *Handbook of Child Psychology: Social, Emotional, and Personality Development* (Vol. 3), edited by William Damon, Richard M. Lerner, and Eliot-Pearson. New York: John Wiley & Sons.
- Shedler, J., and J. Block, 1990, “Adolescent Drug Use and Psychological Health.” *American Psychologist* 45(5): 612–630.
- Stefurak, T., and G. B. Calhoun, 2007, “Subtypes of Female Juvenile Offenders: A Cluster Analysis of the Millon Adolescent Clinical Inventory.” *International Journal of Law and Psychiatry* 30(2): 95–111. doi: 10.1016/j.ijlp.2006.04.003
- Stefurak, T., G. B. Calhoun, and B. A. Glaser, 2004, “Personality Typologies of Male Juvenile Offenders Using a Cluster Analysis of the Millon Adolescent Clinical Inventory Introduction.” *International Journal of Offender Therapy and Comparative Criminology* 48(1): 96–110. doi: 10.1177/0306624x03258478
- Taylor, J., T. S. Kemper, B. R. Loney, and J. A. Kistner, 2009, “Recidivism in Subgroups of Severe Male Juvenile Offenders.” *Psychology Crime and Law* 15(5): 395–408. doi: 10.1080/10683160802275805
- Tofighi, D., and C. K. Enders, 2008, “Identifying the Correct Number of Classes in Growth Mixture Models.” Pp. 314–341 in *Advances in Latent Variable Mixture Models*, edited by G. R. Hancock and K. M. Samuuelson. Charlotte, NC: Information Age Publishing.

- Turner, M. G., A. Piquero, and C. Pratt, 2005, "The School Context as a Source of Self-Control." *Journal of Criminal Justice* 33: 327-339.
- Turner, M. G., and A. R. Piquero, 2002, "The Stability of Self-Control." *Journal of Criminal Justice* 30(6): 457-471.
- Wang, J., and X. Wang, 2012, *Structural Equation Modeling: Application Using Mplus*. West Sussex, England: John Wiley & Sons.
- Wolfson, J., J. H. Fields, and S. A. Rose, 1987, "Symptoms, Temperament, Resiliency, and Control in Anxiety-Disordered Preschool Children." *The American Academy of Child and Adolescent Psychiatry* 26(1): 16-22.