

教育研究集刊  
第六十九輯第一期 2023年3月 頁83-125

# 接觸偏差同儕對偏差行為影響的 決策—動機內在歷程分析



吳中勤

## 摘要

青少年偏差行為可能受到偏差同儕、認知—情緒歷程失衡與行為動機的影響。本研究主要目的有二：一、編製信、效度良好的偏差行為趨避動機測量工具。二、整合社會心理學理論與認知神經科學觀點，提出偏差行為的決策—動機歷程模式，釐清該模式是否適合用來解釋青少年從事偏差行為背後的內在歷程。本研究以八年級學生為對象，進行多層次結構方程中介分析發現：一、偏差行為趨避動機測量具有良好的信、效度。二、接觸偏差同儕對偏差行為的效果，除了社會情境具有最大的直接影響外，青少年對接觸偏差同儕或從事偏差行為可能帶來的獲益評估，其影響居次，正、負向情緒也解釋了背後部分的內在歷程，且情緒的影響與獲益評估相當。三、損失評估與趨避動機未能解釋接觸偏差同儕對偏差行為影響的內在歷程。

關鍵詞：中介分析、決策、偏差行為、動機、接觸偏差同儕

---

吳中勤，國立屏東大學幼兒教育學系副教授

電子郵件：minin72704@mail.nptu.edu.tw

本文為碩、博士論文改寫，指導教授：董旭英教授

投稿日期：2022年09月06日；修改日期：2022年12月08日；採用日期：2023年03月15日

# **An Analysis of Inner Decision Making-Motivational Process Underlying the Effects of Attachment to Deviant Peers on Individual Deviance**

Chung-Chin Wu

## **Abstract**

Juvenile deviance is influenced by the attachment to deviant peers, the unbalanced interplay between cognition and emotion, and behavioral motivation. The purposes of this study are as follows: (1) to develop a reliable and valid measurement for the approach and avoidance motivation of deviance; (2) to propose a decision making-motivational process model which incorporates sociopsychological and cognitive neuroscience theories to clarify its appropriateness to account for the inner process of juvenile deviance. Eighth-grade students consented to participate in this study, and multilevel mediation SEM analysis was used to analyze the data. The results showed: (1) the measurement of approach and avoidance motivation of deviance demonstrated good reliability and validity; (2) the attachment to deviant peers is the most influential social factor of juvenile deviance, followed by evaluations of potential benefits, as well as positive and negative emotions, with benefits and emotions showing equivalent effects;

---

Chung-Chin Wu, Associate Professor, Early Childhood Education, National Pingtung University  
Email: [minin72704@mail.nptu.edu.tw](mailto:minin72704@mail.nptu.edu.tw)

Manuscript received: Sep. 06, 2022; Modified: Dec. 08, 2022; Accepted: Mar. 15, 2023.

and (3) the evaluation of losses, approach and avoidance motivation failed to account for the inner process of the effect of attachment to deviant peers on juvenile deviance.

**Keywords: mediation analysis, decision making, deviance, motivation, attachment to deviant peers**

## 壹、緒論

偏差行為是指偏離社會規範、妨礙個人生活或危害到他人的行為（董旭英，2009）。青少年為什麼會從事偏差行為？從較微觀的認知神經科學觀點來看，行為決策的偏差是導致青少年易於從事偏差行為的主因（Casey et al., 2008）。但行為決策相關研究所採用的實驗任務，以非社會性刺激（如：金錢）來探討導致個人決策偏差背後的認知與情緒歷程，較少考量現實生活中社會情境因素（如：同儕的影響）對個人行為決策偏差所造成的影響。從較巨觀的社會心理學理論觀點來解釋，接觸偏差同儕被認為是影響個人偏差行為出現的最重要情境因素之一，但實際上有些接觸偏差同儕的青少年並未出現偏差行為，意味著接觸偏差同儕此一外在情境因素可能引發青少年不同的內在心理歷程，進而觸發不同的外顯行為表現（Lilly et al., 2007）。雖然解釋偏差行為的社會心理學理論觀點曾提到，接觸偏差同儕可能透過影響個人的認知、情緒與動機等內在心理歷程間接影響個人偏差行為，但少有相關實徵研究提出整合性的理論模式，進一步釐清社會情境因素如何透過個人內在心理歷程的運作來影響個人的行為表現。由此可知，雖然認知神經科學與社會心理學理論觀點各自對於解釋偏差行為所提出的解釋存在著相當程度的侷限性（即較少考慮真實社會情境因素與內在心理歷程的運作），但彼此間卻存在著整合互補的可能性。因此，近年來有學者開始從社會神經科學的觀點來探討青少年的偏差行為，例如，O'Brien等人（2011）的研究發現，在決策任務中，當同儕出現時，青少年會更重視立即酬賞此一決策選項；Telzer等人（2018）也曾倡議，應將認知神經科學中的決策理論與社會學習理論和社會認同理論整合，來解釋青少年的偏差行為。然而，至今卻仍未有相關研究提出整合性的理論模式來解釋青少年的偏差行為。

## 一、認知神經科學對偏差行為決策的解釋，已從早期的情緒歷程單一影響轉變為近期同時考量認知與情緒對行為決策的雙重影響

根據早期認知神經科學對個人決策所提出的理論觀點——軀體標記假說（Somatic Marker Hypothesis），一般正常個體受到過去賞罰或成敗經驗所傳遞出的情緒性訊息（如：對於獲得立即金錢酬賞的興奮感）之影響，會使人們決策時傾向選擇長期有利的選項（Bechara & Damasio, 2005）。因此，個人會選擇從事偏差行為，可能是由於個人無法從懲罰或失敗的情緒性經驗中學習，使個人傾向做出可獲得短期利益或正向結果，但卻可能導致長期損失或負向結果的決策。相關研究以金錢的獲益和損失作為實驗刺激／材料，設計了情緒性決策實驗——愛荷華賭局（Iowa Gambling Test, IGT），來瞭解不同行為群體因情緒歷程的差異所導致的決策偏差情形（Bechara et al., 1994）。後續實徵研究採用IGT所進行的研究結果發現，相較於一般青少年或年紀較小的兒童，從事偏差行為的青少年更容易因立即酬賞所引發的情緒衝動而做出偏差的行為決策（Bechara et al., 2001; Grant et al., 2000; Mazas et al., 2000; Petry et al., 1998）。但後來相關研究卻發現，青少年決策的偏差並不單純是由情緒歷程所引發。國外研究者根據近年來腦造影的實驗證據提出認知—情緒雙重系統理論，主張認知控制系統無法有效抑制情緒反應所造成的衝動導致認知—情緒歷程間的失衡，是青少年做出偏差行為決策的主要原因（Casey et al., 2008; Cauffman et al., 2010; Steinberg, 2008）。後來，Figner等人（2009）設計哥倫比亞卡片任務（Columbia Card Test, CCT），分別測量行為決策背後的認知與情緒歷程，據以檢驗雙重系統理論觀點，從行為實驗任務所獲得的研究結果支持了雙重系統理論觀點的主張。

## 二、認知神經科學針對偏差行為決策所進行的相關研究較忽略社會因素對行為決策與動機之內在歷程的影響

然而，許多認知神經科學相關研究所採用的決策任務，仍多以非社會性刺激（如：金錢的獲益或損失）作為決策選項（Bechara et al., 1996; Bechara et al., 1999; Burdick et al., 2013; Gupta et al., 2011），較少考量同儕或父母對個人決策所

產生的社會參照或社會學習效果，以及社會酬賞或懲罰（如：同儕認同或讓父母失望）等社會因素對個人認知與情緒決策歷程的影響。部分研究雖曾嘗試探討同儕對青少年決策的影響，但其研究焦點多著重於決策背後的情緒歷程（Gardner & Steinberg, 2005），較少探討外在情境因素（如：偏差同儕或父母）對行為決策時的內在認知與情緒歷程的影響。近年來，國外認知神經科學研究者嘗試採用較貼近社會情境的實驗任務（如：模擬駕車任務），來探討同儕或父母對決策歷程的影響。結果發現，這些社會因素在行為決策層次並未對青少年的偏差行為決策造成影響，但腦造影（一種透過磁振造影，或傳統所稱核磁共振儀器掃描並呈現出研究參與者於參與實驗任務過程中大腦活化情形的成像技術）的證據顯示，在決策歷程中，相較於父母出現時，同儕的出現會導致與情緒歷程有關的腹側紋狀體（ventral striatum）、顳頂交界處（temporo-parietal junction），以及與認知控制系統或執行功能（如：工作記憶、計畫）有關的背外側前額葉皮質（dorsolateral prefrontal cortex）等三個腦區出現較高的活化反應（van Hoorn et al., 2018）。van Hoorn等人（2019）針對21個腦造影研究共1,292位參與者進行後設分析，聚焦於探討社會影響決策（social influence decisions）（即決策歷程內隱或外顯的受到他人影響）歷程所涉及的腦區，結果同樣發現，與情緒歷程有關的腹側紋狀體與腦島（insula），以及與認知歷程有關的背內側前額葉皮質（dorsomedial prefrontal cortex），在社會影響決策歷程中持續出現活化的情形。van Hoorn等人因此建議，應於決策模式中考量青少年對社會訊息處理歷程的影響（如：同儕表現對個人決策的社會參照與同儕認同對個人決策所帶來的社會酬賞）。近年來，相關研究指出，當偏差同儕出現時，更可能致使青少年透過從事冒險行為和親社會行為（如：透過從事偏差行為來獲得偏差同儕認同）以逃避社會拒絕所帶來的痛苦（Andrews et al., 2021），凸顯出除了社會因素對社會認知與社會情緒歷程的影響外，也應重視決策背後的社會動機（social motivation）於行為決策歷程中所扮演的角色，方能更瞭解社會因素對個人內在決策歷程的影響（Ciranka & van den Bos, 2019）。由此可知，青少年的行為決策深受社會情境因素的影響，因此，重視社會情境因素對個人決策背後的內在認知—情緒歷程與動機歷程的影響，方能對青少年決策偏差的內在心理歷程有更完整的理解。

### 三、需要建構一個整合社會因素與決策—動機內在歷程的理論觀點，方能對青少年行為偏差有更完整的瞭解

雖然近年來少部分研究開始探究決策時社會情境因素的影響，並倡議應將社會訊息處理歷程和動機歷程納入決策模式之中，但至今仍未有相關研究提出一個整合的模式來解釋社會因素是透過什麼樣的決策歷程，以及如何透過不同的決策歷程影響行為表現。舉具體的實例來說明，青少年於日常生活中可能接觸到偏差同儕，而偏差同儕可能提供青少年認知參照的標準，改變青少年對於個人行為表現好壞的定義或評價（如：使青少年認知到從事偏差行為可能帶來的獲益），或提供情緒性刺激，引發青少年想透過偏差行為來獲得正向情緒經驗（如：透過飆車滿足刺激感），或消除負向情緒感受（如：透過打架來教訓看不順眼的同儕），讓個人傾向透過偏差行為來獲取正向結果（趨向動機）或逃避負向結果發生的可能（逃避動機）（Elliot & Church, 1997）。但偏差同儕是否透過改變青少年認知與情緒性決策歷程與動機歷程，進而影響個人的偏差行為，並無法透過當前認知神經科學理論觀點、決策實驗任務與實徵研究結果得知。因此，探討青少年行為決策背後的認知與情緒歷程運作情形對偏差行為的影響時，需整合較為巨觀的社會心理學理論觀點，作為測量認知、情緒決策歷程與動機歷程的內涵，瞭解現實生活中的社會情境因素如何影響青少年從事偏差行為背後的認知—情緒與動機歷程。

### 四、社會心理學提出三個用以解釋青少年偏差行為的重要理論觀點，可作為建構偏差行為決策—動機歷程之主觀測量內涵的基礎，但相關理論與實徵研究著重於個人對外在客觀情境因素的認知評估，忽略個人對外在社會情境因素的內在主觀心理詮釋

社會學習理論、社會控制理論和一般化緊張理論是解釋偏差行為的三個主要的社會心理學理論觀點。根據社會學習理論觀點，在青少年階段，同儕的重要性逐漸取代父母，因此，接觸從事偏差行為的同儕提供了行為學習的楷模，可能進而影響青少年對偏差行為的定義（如：認為考試作弊沒什麼大不了）。並且青少



年之所以表現出偏差行為，可能是因為在接觸偏差同儕的過程中，同儕對其偏差行為給予增強的結果。當青少年行為結果帶來預期或真實的酬賞，將使個人更易於從事偏差行為（Akers & Jennings, 2019; Akers & Sellers, 2009）。因此，從事偏差行為結果所受到的增強，決定了個人偏差行為是否持續或消失。然而，社會學習理論所主張的增強對行為表現的影響，其背後實際上反映出個人趨向正向結果發生的動機傾向。從社會學習理論的觀點可知，接觸偏差同儕為影響青少年從事偏差行為重要的情境因素，該情境因素可能透過影響青少年內在的認知與動機歷程，間接導致偏差行為的出現，但卻較少有實徵研究能正確地量測個人對社會情境因素進行主觀詮釋時所引發的內在認知與動機歷程的運作情形。

在Pratt等人（2010）針對社會學習理論相關實徵研究進行的後設分析中，研究者回顧了與認知歷程有關的143篇研究，以及132篇與增強有關的實徵研究，但在這些研究中，並沒有正確地測量到個人主觀的認知和動機歷程，在測量內涵上僅限於描述某種內、外在現況。舉例而言，在與認知歷程有關的測量中，詢問個人對偏差行為的態度或定義（如：是否認為抽菸是偏差行為，或對抽菸行為的認同程度），而非對偏差同儕的認同或依附；至於對動機歷程的測量，則是把影響個人偏差行為的動機因素界定為他人對某種行為的反應（如：同儕對青少年抽菸的反應），未能正確地捕捉動機歷程隱含的個人趨向正向結果或逃避負向結果的心理傾向，以及個人從事偏差行為背後的動機歷程。雖然社會學習理論觀點提出至今，受到了許多實徵研究結果的支持（Durkin et al., 2005; Higgins & Tewksbury, 2007; Lilly et al., 2007; Ward & Gryczynski, 2009），Pratt等人所進行的後設分析結果亦指出，接觸偏差同儕確實是影響偏差行為出現最主要的社會情境因素，但接觸偏差同儕對個人偏差行為影響背後的內在認知與動機歷程卻較少受到實徵研究的檢驗。由此可發現，社會心理學理論觀點及其實徵研究僅聚焦於探討相對客觀的內、外在認知與動機因素，較少重視個人對外在情境因素或事件的「主觀」認知（如：評估抽菸是否可能有助於獲得來自同儕的社會酬賞）與動機歷程（如：傾向透過偏差行為獲得來自同儕的社會酬賞），而根據社會學習理論觀點，主觀認知歷程反映出青少年對接觸偏差同儕可能帶來的社會獲益所進行的評估，至於根據社會學習理論衍生的動機歷程則反映出青少年期望透過偏差行為來獲得正向結果的傾向（如：傾向透過抽菸來獲得同儕認同）。此外，接觸偏差同儕所提供



的楷模與增強，也可能使青少年更容易因情緒衝動而從事偏差行為，但在社會學習理論或相關實徵研究中卻都忽略了接觸偏差同儕對個人情緒歷程的影響。舉例而言，接觸偏差同儕使青少年瞭解到從事偏差行為（如：飆車或吸毒）可獲得刺激感或興奮感，因同儕的鼓動而嘗試，以至於該正向情緒的衝動促使個人從事偏差行為。綜上可知，根據社會學習理論，接觸偏差同儕是促發青少年對社會獲益的認知評估、趨向動機導向和正向情緒的重要社會情境因素。

不同於社會學習理論，社會控制理論則是探討「抑制」偏差行為出現的主要因素，該理論觀點正好與雙重系統理論所提到的認知抑制觀點相符，只是兩者分別從較巨觀的社會情境與較微觀的生理發展角度出發，而社會控制理論觀點考量社會因素對認知抑制所產生的效果，剛好可以補充雙重系統理論觀點忽略社會因素對認知抑制系統之影響的不足。根據社會控制理論觀點，當青少年認為，從事偏差行為會影響父母或同儕的感受，或影響到自己與他們的關係，便較不可能從事偏差行為（Hirschi, 1969），反映出認知歷程中的損失評估對偏差行為的抑制效果。除此之外，損失評估的認知歷程，也可能促發個人逃避損失發生之可能的逃避動機傾向（如：避免從事偏差行為增加父母失望結果出現的可能），但社會控制理論並未討論逃避動機導向對抑制偏差行為的影響。

一般化緊張理論主張，對青少年具有負向價值的人、事、物出現（如：失戀或被霸凌），也可能促使青少年從事偏差行為（Agnew, 1992; Agnew & Brezina, 2019），例如，被霸凌的青少年透過打架、抽菸或吸毒來宣洩其負向心理感受（Coyle et al., 2021）。因此，當青少年認為從事偏差行為有助於逃避負向生活事件所帶來的壓力或不快，或消除負向情緒，便可能從事偏差行為。其中，認為偏差行為有助於逃避負向生活事件所帶來的壓力或不快，或消除負向情緒，兩者分別反映出促進偏差行為出現的逃避動機與負向情緒。此外，由於逃避行為可帶來正向的結果（如：翹課逃避課業壓力），因此，逃避負向生活事件實際上也涉及了獲益評估歷程的運作。

上述三個解釋偏差行為的社會心理學理論，多著重於探討導致偏差行為出現，或抑制偏差行為出現的外在、相對客觀之社會情境因素。社會學習理論雖承認青少年在與偏差同儕的接觸過程中，一併習得了偏差行為動機，但相關實徵研究在探討社會學習理論變項對偏差行為的影響時，皆忽略了對個人動機歷

程的測量與解釋 (Durkin et al., 2005; Higgins & Tewksbury, 2007; Lilly et al., 2007; Matsueda et al., 2006; Pratt et al., 2010; Ward & Gryczynski, 2009)。雖然社會控制理論認為，個人對行為結果的主觀認知詮釋，有助於抑制偏差行為，但相關研究多僅著重於探究抑制偏差行為的主觀認知歷程對偏差行為的影響，卻忽略可能共同影響個人偏差行為的內在認知促進因素、情緒和動機歷程 (Agnew, 1991, 1993; Burt et al., 2006; Church et al., 2008; Intravia et al., 2012; Matsueda & Heimer, 1987; Pratt & Cullen, 2000; Sun & Longazel, 2008)。一般化緊張理論雖也主張，主觀緊張的認知因素及其引發的負向情緒對偏差行為的影響，但其所謂主觀緊張因素是指「有親身經歷負向事件的人」 (Froggio, 2007)，實質上也較少討論引發偏差行為背後情緒與動機歷程的運作 (Agnew, 2001; Lilly et al., 2007)，相關實徵研究也多僅探討緊張因素或／與負向情緒對偏差行為的直接或／與間接影響，忽略認知到的預期行為結果之得失 (如：預期行為結果可能獲得偏差同儕認同)、正向情緒 (如：從事偏差行為有助於滿足個人對刺激感的追求) 和動機歷程 (如：從事偏差行為有助於逃避負向事件) 對偏差行為的影響 (Eitle et al., 2013; Gao et al., 2016; Hollist et al., 2009; Rebellon, 2012; Sigfusdottir et al., 2012; Yang et al., 2018)。

綜上可知，認知神經科學理論觀點揭櫫了認知與情緒歷程對於行為決策的重要性，但卻未重視社會情境因素對行為決策背後認知與情緒歷程的影響，而社會心理學理論觀點明確指出促發和抑制偏差行為的社會情境因素與社會線索，在理論觀點上恰可作為與行為決策理論互補與整合的參考。近來心理學家根據實徵研究結果主張，除了行為決策背後的認知與情緒歷程可能影響個人偏差行為外，行為動機導向也可能扮演重要的角色，但認知神經科學與社會心理學理論觀點皆忽略了對動機導向的討論。

## 五、整合認知神經科學與社會心理學理論觀點建構偏差行為決策—動機歷程理論架構

Corr與McNaughton (2012) 主張，與偏差決策有關的價值評估和行為背後的動機導向分屬兩個不同的系統，個人對獲益或損失的評估描述個人動態的認知狀態，屬於知覺輸入階段，而趨向與逃避此兩種基本的行為動機導向則是較穩定

的人格特質，但可能會受到認知評估的誘發，產生立即的情感、認知與行為傾向，以回應當前的刺激或預期的結果（Elliot & Thrash, 2002）。趨向動機與獲益評估和正向情感有關，會使個人敏感於正向刺激（如：當前的或預期的獲益），以趨向其所欲的結果或狀態；逃避動機則是多與損失評估和負向情緒有關，會使個人敏感於環境中的負向刺激（如：當前的或預期的懲罰），增加對厭惡刺激的注意，以逃避不想要的結果或狀態（Carver et al., 2000），以抑制或中斷當前行為。因此，逃避動機也與部分獲益評估有關（如：青少年認為從事偏差行為有助於逃避或紓解失戀的痛苦）。由此可知，從事偏差行為的青少年，較容易敏感於情境訊息，並隨之出現較強的行為反應（Arnett et al., 1997），再加上對情緒衝動的抑制能力較差，使個人過於趨向想要的結果，減低對行為結果的認知評估能力，導致個人無法有效抑制衝動，逃避可能隨之而來的負向結果。

雖然趨避行為動機導向與情緒反應有關，但兩者不同的是，正、負向情緒是以情感為構念核心，焦點放在情感經驗，而趨避行為動機導向則是同時強調認知、行為與情感，焦點放在對情感經驗的反應（Elliot & Thrash, 2002）。由此可見，個人認知、情緒、行為動機是三個不盡相同的構念（De Pascalis et al., 2013），但個人行為動機可能受到認知或情緒反應的影響，以趨向正向或逃避負向認知結果或情緒狀態。因此，除了偏差行為的認知—情緒決策歷程外，趨避行為動機導向也可能扮演影響青少年偏差行為的重要心理中介角色。

本研究參考決策理論觀點（即前述提及的「軀體標記假說」與「認知—情緒雙重系統理論」），將社會心理學理論主張情境對青少年偏差行為表現影響背後的內在心理歷程區分為決策與動機歷程，其中，決策歷程包含了認知評估（獲益與損失評估）與情緒（正、負向情緒）成分，動機歷程則包含了趨向與逃避動機行為導向。接觸偏差同儕為影響偏差行為重要的社會情境因素，但接觸偏差同儕除了對偏差行為有直接影響外，也可能透過個人內在決策—動機歷程的主觀詮釋與反應，對偏差行為產生間接影響。然而，至今仍少有相關研究提出整合社會情境與個人內在決策與動機歷程的理論觀點，來解釋青少年偏差行為的形成機制。在探究接觸偏差同儕對偏差行為影響的決策—動機歷程前，由於仍缺乏適量測青少年偏差行為趨避動機的工具，因此，將參考社會學習理論與一般化緊張理論隱含之社會獲益的認知評估內涵，以及一般化緊張理論所隱含的正向情緒對偏差

行為的影響，作為建構趨向動機測量的依據；至於社會控制理論中提到逃避依附關係的損失與一般化緊張理論中述及的逃避日常生活困擾，則用以建構逃避動機的測量內涵。最後，則植基於良好的趨避動機測量工具之上，進一步探究偏差行為決策－動機歷程。

## 六、當前實徵研究於方法學上的議題與本研究目的

上述不論是社會心理學理論或是決策理論觀點在解釋個人偏差行為，或是相關實徵研究，都是從個人層次來解釋或釐清偏差行為的成因（如：接觸偏差同儕程度愈高的青少年愈可能從事偏差行為），並未考量情境脈絡整體接觸偏差同儕的效果對個人偏差行為的影響。舉例而言，根據社會學習理論，偏差同儕對個人偏差行為所產生的楷模學習與增強效果，皆發生在個人較頻繁接觸的同儕團體（如：班級）內。Zimmerman（2010）提出，要更完整地瞭解偏差行為的成因，必須同時考量個別差異與個人所處情境脈絡的差異性，意即不同群體內整體接觸偏差同儕的嚴重程度高低會對個人偏差行為產生不同的影響，例如，接觸偏差同儕嚴重程度愈高的班級，個人從事偏差行為的情況愈嚴重，顯示出個人層次的個別差異對偏差行為所產生的影響（如：個人接觸偏差同儕程度不同所個人偏差行為造成的個別性影響），以及群體層次對個人偏差行為所產生的差異性效果，二者有所不同，應分別探討二者對個人偏差行為產生的影響。近年來的實徵研究也確實發現，個人層次變項與脈絡層次變項對個人偏差行為具有不同的獨立影響，相關研究者並建議，未來研究應採新的統計分析方法來探討該議題（Kim, 2016）。然而，相關理論與實徵研究至今仍較少注意到分別探討個人層次與脈絡層次效果對釐清個人偏差行為之影響的重要性，以致目前所發現的理論變項（如：社會學習理論中提到的接觸偏差同儕）對個人偏差行為的影響，混合了個人與脈絡兩種不同效果於其中，因而可能錯估理論變項對個人偏差行為的影響，連帶造成理論預測上的謬誤。有鑑於此，釐清理論變項對個人偏差行為所產生的個別與情境效果，兼具理論與實務上的重要意義。

綜上，本研究目的有二：

一、檢視偏差行為趨避動機量表之信、效度。

二、考量理論變項中可能隱含的個人與情境效果，進一步探究接觸偏差同儕對偏差行為影響的決策—動機歷程，是否適用於解釋青少年受社會情境影響而從事偏差行為背後的內在心理歷程。

## 貳、研究方法

### 一、研究對象

相關研究指出，處於青少年早期的國中學生，傾向比成人冒更多的險，是從事偏差行為的高風險族群（Defoe et al., 2015）。其中，又以14歲左右青少年的冒險程度最高（Burnett et al., 2010）。因此，本研究以14歲左右的八年級學生作為研究對象。由於本研究目的之一在於編製偏差行為趨避動機量表，因此，在正式施測前，先徵求國內兩位相關領域的專家，協助審視量表內容的適切性，再以臺中市26個班級共794位八年級學生進行問卷的預試。至於正式研究則是以臺中市約28,000名14歲八年級學生為抽樣母群，採用系統性叢集抽樣，從全市1,056個班級中隨機選出183個班級，共5,079位八年級學生作為正式研究對象。其中，男生有2,549人，占總樣本數的50.19%，女生有2,530人，占總樣本數的49.81%。本研究通過國立成功大學人類研究倫理審查委員會審核（REC編號：103-236），研究全程皆徵求研究參與者及其監護人同意。

### 二、研究工具

#### （一）外衍潛在變項（預測變項）測量

##### 1. 接觸偏差同儕量表

本研究採用吳中勤（2017）編製的接觸偏差同儕量表，量表題項有23題，內容是詢問青少年的好朋友中，有從事過下列23種偏差行為的人數，這些偏差行為題項包含了喝酒、考試作弊、破壞公物、和父母發生衝突……等常見的青少年偏差行為。反應項有五個，分別為「0位」、「1位」、「2位」、「3位」、「4位或以上」，依序編碼為1~5。得分愈高，表示接觸偏差同儕程度愈嚴重。分析結果顯示，該量表內部一致性信度為.92，各題項之標準化因素負荷量介



於.67~.87，個別指標信度介於.45~.76，組成信度為.97，變異數萃取量為.62。

由於吳中勤（2017）分析結果發現，接觸偏差同儕測量的組內相關係數（Intra-Class Correlation, ICC）介於.09~.25，設計效果介於3.38~7.55，分別超過學者建議的.05（Dyer et al., 2005; Heck & Thomas, 2009）與2的標準（Muthén & Satorra, 1995），因此，作者進一步實施多層次驗證性因素分析（Multilevel Confirmatory Factor Analysis, MCFA），結果發現，接觸偏差同儕的MCFA模式與觀察資料適配良好。

## （二）中介變項的測量工具

### 1. 偏差行為的社會益損評估量表

本研究採用吳中勤（2019）編製的「偏差行為社會益損評估量表」，該量表包含偏差行為的社會獲益評估與偏差行為的社會損失評估兩個分量表，分別介紹如下：

#### （1）偏差行為的社會獲益評估分量表

偏差行為的社會獲益評估分量表共計九個題項，範例題項如：「雖然朋友會做一些不被允許的行為，但我很重視他們的意見」。偏差行為的社會獲益評估採李克特量表（Likert scale）四點計分，反應項分別為「非常不同意」、「不同意」、「同意」、「非常同意」，依序1~4分。得分愈高，表示愈認同偏差行為可能帶來正向的社會獲益。分析結果顯示，該模式與觀察資料適配度佳。該分量表內部一致性信度為.95，各題項之標準化因素負荷量介於.74~.92，個別指標信度介於.57~.84，組成信度為.95，變異數萃取量為.69。

#### （2）偏差行為的社會損失評估分量表

偏差行為的社會損失評估包含了「對依附同儕的損失評估」與「對依附父母的損失評估」兩個分量表。與對依附同儕的損失評估有關的題項有兩題，例如：「做了不該做的事好朋友或同學會瞧不起我」。與依附父母的損失評估有關的題項有三題，例如：「若做了不好的行為，我會覺得對不起父母」。全量表共計五題。偏差行為的社會損失評估採李克特量表四點計分，反應項分別為「非常不同意」、「不同意」、「同意」、「非常同意」，依次給予1~4分。得分愈高，表示愈認同偏差行為可能帶來負向的損失結果。分析結果指出，二因素模式與觀察資料適配。該分量表內部一致性信度為.87。「對依附同儕的損失評估」因素



各題項之標準化因素負荷量介於.80與.94，個別指標信度介於.64與.88，組成信度為.86，變異數萃取量為.76。「對依附父母的損失評估」因素各題項之標準化因素負荷量介於.83、.94與.93，個別指標信度介於.5~.84，組成信度為.93，變異數萃取量為.81。

吳中勤（2019）分析結果顯示，社會益損評估量表各題項的ICC皆小於.05。社會獲益分量表各題項的設計效果幾乎皆小於2（除了一個題項的設計效果為2.02稍高於2）；社會損失分量表中的對依附同儕的損失評估分量表的设计效果也都小於2，但對依附父母的損失評估三個題項的設計效果皆高於2。

## 2. 偏差行為正、負向情緒量表

本研究採用吳中勤（2021）的偏差行為正、負向情緒量表。其中，正向情緒分量表有七題，範例題項如：「為了追求刺激，我會和朋友一起從事一些不被允許的行為（如：使用非法藥物或到不良場所）」。量表的內部一致性信度係數為.96。各題項之標準化因素負荷量介於.87~.93，個別指標信度介於.71~.86，潛在變項的組成信度為.86，平均變異抽取量為.68。

負向情緒分量表共有13題，著重於生氣、怨恨、焦慮、憂鬱、疏離等五種可能引起偏差行為的負向情緒，分別以4、2、3、2、2題測量之。生氣分量表題項如：「我覺得很難控制自己的怒氣」。怨恨分量表題項如：「我經常怨恨一些人或事」。焦慮分量表如：「我經常感到焦慮不安」。憂鬱分量表題項如：「我覺得人生痛苦不堪」。疏離分量表題項如：「我經常覺得孤單」。量表反應題項包含「非常不同意」、「不同意」、「同意」、「非常同意」，依序給予1~4的編碼。得分愈高，表示正、負向情緒反應愈大。本研究分析結果顯示，正向情緒的一因素模式與觀察資料適配度良好。量表的內部一致性信度係數為.97。各題項之標準化因素負荷量介於.72~.92，個別指標信度介於.52~.85，潛在變項的組成信度為.97，平均變異抽取量為.69。將負向情緒模式設定為一個二階因素負荷在五個一階因素上進行分析的結果顯示，該模式與觀察資料適配度亦佳。此外，正向情緒與負向情緒各題項的ICC介於.017~.042，皆小於.05，設計效果介於1.45~2.12，其中，除了一題的設計效果高於2之外，其他皆小於2，故無進行MCFA的必要。

### 3. 偏差行為趨避動機量表

#### (1) 偏差行為趨向動機量表

本研究編製之偏差行為趨向動機量表共有七個題項，分別為：A.「我會和朋友一起做一些不被允許的事來維持與他們的良好關係」、B.「能夠吸引同學注意的行為，不管對不對，我都會想去做做看」、C.「只要能讓我覺得刺激或興奮的行為，不管對不對，我都會想去嘗試看看」、D.「任何能夠發洩壓力的方式，不管對不對，我都會想嘗試看看」、E.「只要能滿足我的好奇心的行為，我都會想去嘗試看看」、F.「我想做一些能帶給我快樂的但卻不被允許的行為」、G.「對惹我生氣或看不起我的人，我會做一些事情讓他們好看」。

#### (2) 偏差行為逃避動機量表

偏差行為的逃避動機量表共七個題項。逃避動機量表是分別參考社會控制理論與一般化緊張理論內涵所發展出來。前者為抑制偏差行為出現的因素，認為逃避依附父母可能帶來的損失，是抑制偏差行為出現的原因；相反地，後者為促進偏差行為出現的因素，主張逃避負向生活事件出現是促使個人從事偏差行為的主要原因之一。顯見兩者在本質上有所不同。因此，本研究偏差行為逃避動機量表包含了「逃避依附關係的失去」以及「逃避負向生活事件」兩個分量表。逃避依附關係的失去分量表包含三個題項：A.「我不會做出讓好朋友失望的行為」、B.「只要是會讓父親或母親失望的行為我都不會做」、C.「我會盡量避免做一些可能受到處罰的行為」。逃避負向生活事件分量表則包含了四個題項，分別為：A.「為了不想看到討厭的人或事情發生，即使需要透過不被允許的方式（如：逃家或打架）來達到目的，也沒關係」、B.「我會從事一些行為來逃避壓力不管對不對」、C.「我想透過一些行為（如：翹課、抽菸、喝酒或使用非法藥物）來壓抑或避免負面情緒（如：害怕、鬱悶或孤單）的產生」、D.「我避免做一些可能傷害到自己身體的事」（該題於預試分析後刪除）。趨向行為動機與逃避行為動機量表皆採李克特量表四點計分，1~4依次代表「非常不同意」、「不同意」、「同意」、「非常同意」。

根據社會心理學理論、相關實徵研究與前述分析結果（即中介變項的ICC與設計效果）來看，這些中介變項應不存在組間變異成分，也就是無需設定相對應的MCFA模式。

### (三) 內衍潛在變項(效標變項)測量

#### 1. 個人偏差行為量表

本研究原採用與接觸偏差同儕量表相同的23個題項(吳中勤, 2017), 但因分析結果顯示, 其中一個題項(嚼檳榔)導致模式參數估計時出現模式非正定的結果, 因此加以刪除, 僅保留其餘22個題項進行後續分析。量表的反應項分成「沒有(0次)」、「很少(1~3次)」、「偶爾(4~6次)」、「很多(7~9次)」、「經常(10次以上)」, 依序給予1~5的得分。量表的內部一致性信度係數為.90。各題項之標準化因素負荷量介於.58~.92, 個別指標信度介於為.38~.88, 潛在變項的組成信度為.97, 平均變異抽取量為.61。

由於分析結果顯示, 個人偏差行為量表的ICC介於.014~.091之間, 除了一個題項的ICC小於.05之外, 其他題項的ICC皆大於.05, 設計效果則是介於1.37~6.11之間, 同樣除了一個題項的設計效果小於2之外, 其他題項的設計效果皆大於2, 因此, 進一步實施MCFA。MCFA分析的結果顯示, 組間出現負的殘差變異數, 因此將之設定為0, 重新進行MCFA, 結果顯示該模式與觀察資料的適配度極佳。

## 三、統計分析

本研究主要採用Mplus 7.0進行單層次與多層次結構方程模式(Structural Equation Modeling, SEM)分析, 並根據ICC與設計效果評估採用多層次SEM分析的必要性。本研究分別針對自編的偏差行為趨避動機量表, 分析量表題項的ICC與設計效果, 作為後續實施單層次或多層次SEM分析的參考。以下分別介紹ICC與設計效果的評估標準、單層次與多層次SEM整體適配度、模式內在品質評估, 以及多層次中介效果分析的標準與步驟。

由於本研究資料具有巢套結構的特性, 因此, 在分析前, 本研究先根據學者的建議, 以ICC是否超過.05(Dyer et al., 2005; Heck & Thomas, 2009)與設計效果是否超過2為標準(Muthén & Satorra, 1995)。若同一因素內過多觀察變項的ICC超過.05, 且設計效果超過2, 就表示需考量資料分析的巢套結構, 據以設定多層次SEM, 進行多層次SEM分析。

針對未有過多觀察變項ICC未超過.05, 且設計效果超過2的模式, 則採用

傳統的單層SEM分析（包含單層次驗證性因素分析）。必須先說明的是，本研究採用不同於過去研究所採用的單層次SEM分析方法——探索性結構方程模式（Exploratory Structural Equation Modeling, ESEM），這是因為ESEM可提供比傳統EFA與CFA更客觀的評估指標，且允許觀察變項間存在跨因素負荷的情形（Marsh et al., 2009）。

對於單層次與多層次SEM測量模式與結構模式整體適配度的評估，本研究統一採用 $\chi^2$ 、RMSEA（Root Mean Square Error of Approximation）、CFI（Comparative Fit Index）、TLI（Tucker-Lewis Index）與SRMR（Standardized Root Mean Square Residual）作為評估理論模式與觀察資料適配度的標準，必要時，再呈現AIC（Akaike Information Criterion）與BIC（Bayesian Information Criterion）值，作為選擇較佳理論模式的參考。在這些適配度指標中， $\chi^2$ 會隨著樣本數變大而愈容易導致理論模式與觀察資料適配的虛無假設被拒絕（Mehta & Neale, 2005），因此，主要參考RMSEA、CFI、TLI與SRMR來評估理論模式與觀察資料的適配度。學者指出，RMSEA  $\leq .06$ 以下為良好（Hu & Bentler, 1999），其值  $> .06 \leq .08$ 為可接受之範圍（Hox, 2010; Jöreskog & Sörbom, 1993）。 $.90 < \text{CFI}$ 與 $\text{TLI} \leq .95$ 為可接受， $\text{CFI}$ 與 $\text{TLI} > .95$ 代表模式適配度佳， $\text{CFI}$ 與 $\text{TLI} = 1$ 則為完美適配。SRMR  $\leq .08$ ，表示模式適配度佳（Hu & Bentler, 1999）。

對於本研究自編量表，除了評估其模式整體適配度外，也進一步根據標準化因素負荷量、個別指標信度、組合信度（CR）與平均變異抽取量（AVE）等指標來評估模式的內在品質。個別指標信度  $\geq .50$ 以上（Hair et al., 2009）、組合信度  $\geq .60$ （Fornell & Larcker, 1981），AVE  $> .50$ （Bagozzi & Yi, 1988），表示模式的聚斂效度良好。此外，潛在變項間相關係數的95%信賴區間未包含1，則表示潛在變項間具有區辨效度。

植基於良好的測量模式之上，本研究將進行多層次中介分析。多層次中介分析包含對直接影響模式與中介模式整體模式的評估及結構係數的估計。在詮釋結構關係前，會根據模式是否能被辨識及整體模式與觀察資料的適配情形來選擇較佳的理論模式。在多層次中介效果模式中，會同時估計直接與間接影響效果，並檢定其顯著性。由於中介變項為無法直接觀察的潛在變項，在測量上會存在著測量誤差，若將之視為觀察變項而忽略測量誤差，將低估間接效果並高估直接效

果。因此，在本研究中一律將中介變項視為潛在變項，以更精確地估計間接效果與直接效果，並改善中介變項殘差的常態性（Muthén & Asparouhov, 2015）。對於預測變項與效標變項的處理方式則需視模式辨識情形而定，這是因為一旦待估計參數超過層二樣本數會導致模式辨識的問題，當此種情況發生時，將針對多個觀察變項進行加總平均，以單一或少數指標作為預測變項及效標變項。

由於過去研究採用不同的取向進行多層次中介效果的評估，但各自有其限制存在，而採用MSEM的中介分析取向則可克服過去分析取向的限制。採用MSEM取向時，層一變項在組間層次被視為潛在變項，除了可校正抽樣變異或誤差的影響外，以往傳統多層次分析取向中並未考量到的測量誤差的影響，在MSEM取向中也可估計，使結構關係的影響效果能被更精確地估計（Preacher et al., 2011）。另一方面，傳統中介分析取向在係數估計上混合了組間與組內效果，而在MSEM取向則可將組間與組內效果分別估計，使各層次的直接、間接效果及跨層級的脈絡效果可以被分別檢視。實徵研究同時也發現，MSEM取向相較於其他中介分析取向，能夠大量減少脈絡效果估計（Lüdtke et al., 2008）及間接效果估計上的偏誤，並增加偵測到非0之間接效果的統計檢定力，同時有助於模式的收斂（Preacher, 2011）。

綜上所述，本研究將接觸偏差同儕與偏差行為分別視為外衍潛在變項與內衍潛在變項，並納入認知評估（以社會益損評估量表量測，包含社會獲益與社會損失評估兩個成分）、情緒歷程（以正、負向情緒量表量測，包含正向情緒與負向情緒兩個成分）與動機歷程變項（以偏差行為趨避動機量表量測，包含趨向動機與逃避動機兩個成分），作為探討接觸偏差同儕對偏差行為影響關係的內在心理中介歷程的基礎。換句話說，接觸偏差同儕除了可能對偏差行為產生直接的影響之外，也有可能透過認知評估歷程、情緒歷程與動機歷程對偏差行為產生間接的影響力，但相同歷程中的不同成分，可能對偏差行為產生不同的正、負向影響。其中，接觸偏差同儕可能透過對認知評估歷程的「社會獲益評估」、情緒歷程的「正、負向情緒」以及動機歷程中的「趨向動機」與「逃避負向生活事件的逃避動機」的正向影響，間接促使青少年從事偏差行為；相反地，接觸偏差同儕對偏差行為的正向影響，可能透過認知評估歷程中的「對同儕與父母依附關係的損失評估」、逃避動機中的「逃避依附關係的失去」獲得抑制。此外，根據理論、相



關實徵研究與初步分析結果，接觸偏差同儕對偏差行為的直接影響除了可能存在個人層次的效果外，也可能存在脈絡層次的影響，而在這些理論變項中，除了班級整體接觸偏差同儕的嚴重程度可能對班級集體偏差行為的嚴重程度產生群體脈絡效果，依附父母的損失評估也存在著班級內的相似性與班級間的差異，其他屬於個人內在心理歷程的中介變項則無，故在上述整合性的理論模式中，在班級層次，包含了接觸偏差同儕對偏差行為的直接影響，以及依附父母的損失評估的中介效果（研究模式如圖1所示）。本研究採用MSEM取向進行中介分析，來校正抽樣變異、測量誤差，並區分組間、組內效果的不同影響，以期更精確地估計與檢驗結構關係。必須特別說明的是，由於本研究假定的接觸偏差同儕對偏差行為影響的決策—動機歷程模式較為複雜，待估計的參數很多，導致後續模式參數估計上的問題，因此，在後續分析時，本研究將接觸偏差同儕與個人偏差行為的觀察變項聚合，各自以單一指標代表接觸偏差同儕與個人偏差行為的嚴重程度，以利模式估計的收斂與參數的正確估計。

## 參、研究結果與討論

### 一、研究結果

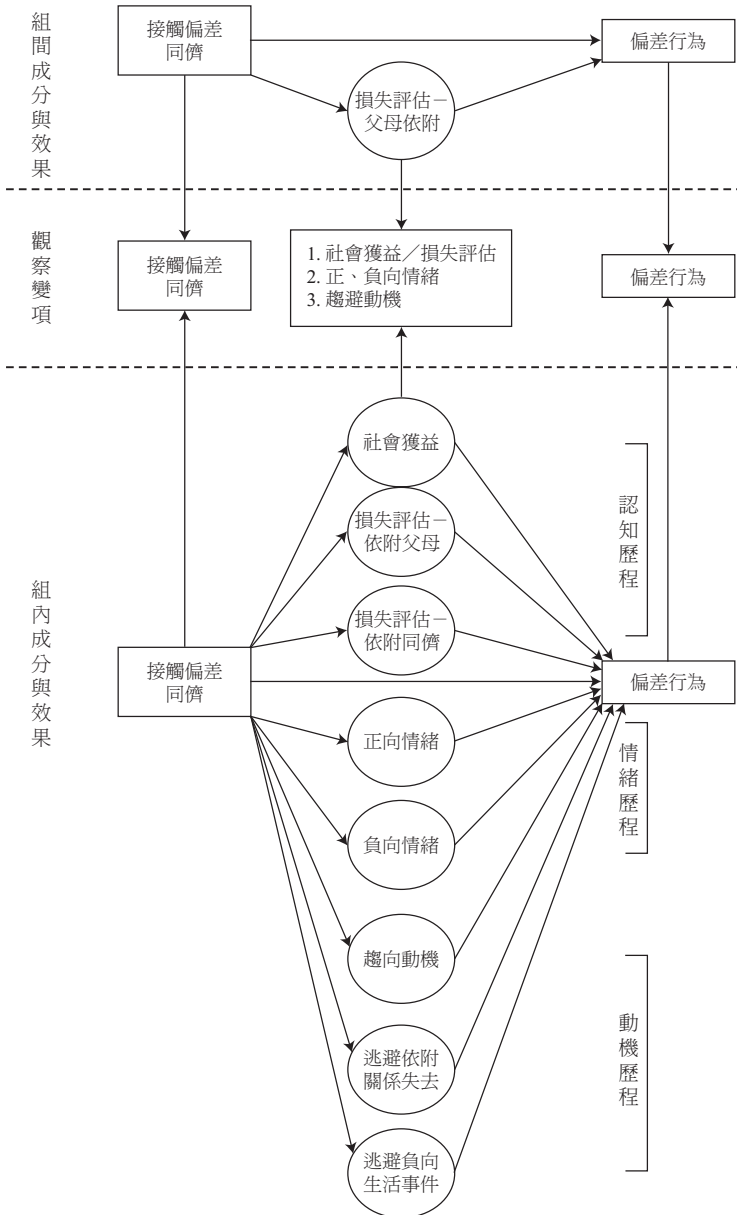
#### （一）基本分析

以下分別呈現本研究探討變項的描述性統計量。接觸偏差同儕測量題項的平均數介於1.03~1.88，標準差介於.32~1.44，題項間兩兩相關係數介於.24~.66（ $ps < .05$ ）。偏差行為的獲益評估題項的平均數介於1.12~1.42，標準差介於.51~.74，題項間兩兩相關係數介於.56~.84（ $ps < .05$ ）。偏差行為的損失評估題項之平均數介於2.26~3.08，標準差介於1.04~1.20，題項間兩兩相關係數介於.44~.87（ $ps < .05$ ）。偏差行為正、負向情緒題項的平均數介於1.19~2.37，標準差介於.47~.94，題項間兩兩相關係數介於.11~.87（ $ps < .05$ ）。偏差行為趨向動機題項的平均數介於1.29~1.45，標準差介於.58~.74，題項間兩兩相關係數介於.59~.83（ $ps < .05$ ）。偏差行為逃避動機題項的平均數介於1.44~3.20，標準差介於.79~.91，題項間兩兩相關係數介於-.07~.75（ $ps < .05$ ）。個人偏



圖1

接觸偏差同儕對個人偏差行為影響之社會心理決策歷程模式



註：省略中介變項間的共變關係與內衍潛在變項的殘差。

差行為的平均數介於1.05~1.43，標準差介於.18~.84，題項間兩兩相關係數介於.18~.8 ( $ps < .05$ )。

## (二) 偏差行為趨避動機量表的信、效度分析

在探討接觸偏差同對偏差行為影響的決策—動機之多層次中介歷程分析前，先檢視本研究編製之偏差行為趨避動機量表的信、效度。

### 1. 偏差行為的趨向動機量表預試與正式結果

預試分析結果顯示，偏差行為趨向動機之一因素模式與觀察資料適配，卡方值達顯著， $\chi^2$ 值為59.53， $p < .05$ ，RMSEA = .064 (90%信賴區間介於.048~.081)，CFI = .94，TLI = .91，SRMR = .024，顯示出該模式與觀察資料之適配度良好。分量表之內部一致性Cronbach'  $\alpha$ 信度係數為.96。正式分析結果顯示，趨向行為動機之一因素模式的卡方值達顯著， $\chi^2$ 為163.92， $p < .05$ ，RMSEA為.046 (90%CI介於.040~.052)，CFI與TLI分別為.97、.95，SRMR = .02，顯示出該模式與觀察資料之適配度良好。七個題項之標準化因素負荷量分別為.87、.90、.92、.91、.84、.85與.70，個別指標信度分別為.76、.81、.85、.83、.71、.72、.49，組合信度為.95 (高於.60之標準)，平均變異抽取量為.74 (高於.50之標準)，分量表之內部一致性信度係數為.95。

表1呈現趨向動機因素內各題項之組內相關係數與設計效果。從表1可知，八年級學生在趨向動機之各題項得分的相似性不高 (ICC介於.024~.029)，低於.05，設計效果介於1.64~1.78，因此，整體而言，趨向動機因素可視為個人層次因素，沒有進一步進行MCFA之必要。

### 2. 偏差行為的逃避動機量表

預試分析結果顯示，逃避行為動機之一因素模式的卡方值達顯著 $\chi^2$ 值為710.39， $p < .05$ ，RMSEA = .250 (90%信賴區間介於.235~.266)，CFI與TLI分別為.54 與.31，SRMR = .20，顯示出該模式與觀察資料之適配度不佳。二因素模式則與觀察資料的適配度良好。檢視標準化因素負荷量發現第一、二、三、七題顯著負荷於因素一，而第四、五、六題則顯著負荷於因素二，但第七題之題項內涵與第一、二、三題之相似性較低，且因素負荷量也較低，因此加以刪除。修正後之二因素模式的分析結果顯示，該模式之卡方值未達顯著， $\chi^2$ 為3.05， $p > .05$ ，RMSEA = .000 (90%信賴區間介於.000~.047)，CFI與TLI分別為1.00

表1  
趨向動機之組內相關係數與設計效果

題項	組內相關	設計效果
1. 我會和朋友一起做一些不被允許的事來維持與他們的良好關係	.024	1.64
2. 能夠吸引同學注意的行為，不管對不對，我都會想去做做看	.027	1.72
3. 只要能讓我覺得刺激或興奮的行為，不管對不對，我都會想去嘗試看看	.025	1.67
4. 任何能夠發洩壓力的方式，不管對不對，我都會想嘗試看看	.029	1.78
5. 只要能滿足我的好奇心的行為，我都會想去嘗試看看	.027	1.72
6. 我想做一些能帶給我快樂的但卻不被允許的行為	.028	1.75
7. 我會想辦法做一些事讓那些惹我生氣或看不起我的人好看	.024	1.64

與1.00，SRMR = .004。第一、二、三題負荷於因素一，其標準化因素負荷量分別為.80、.93、.81；第四、五、六題負荷於因素二，其標準化因素負荷量分別為.79、.85、.85。本研究根據題項內涵，將因素一命名為「逃避依附關係的失去」，因素二則命名為「逃避負向生活事件」。據此模式進行驗證性因素分析的結果顯示，逃避行為動機模式之卡方值達顯著， $\chi^2$ 為19.36， $p < .05$ ，RMSEA = .042（90%信賴區間介於.018~.067），CFI與TLI分別為.99與.98，SRMR = .022。因素一之標準化因素負荷量分別為.81、.93、.81，因素二之標準化因素負荷量分別為.79、.85、.84。分量表之內部一致性信度係數為.74。

正式分析結果顯示，逃避行為動機之一因素模式的卡方值達顯著， $\chi^2$ 為3623.38， $p < .05$ ，RMSEA = .281（90%CI介於.274~.289），CFI與TLI分別為.48與.13，SRMR為.21，顯示出該模式與觀察資料之適配度不佳。二因素模式顯示出該模式與觀察資料之適配度良好，卡方值達顯著， $\chi^2$ 為16.90， $p < .05$ ，RMSEA = .025（90%CI介於.014~.038），CFI與TLI分別為1.00與.99，SRMR為.004。檢視標準化因素負荷量發現，第一至三題顯著負荷於因素一，標準化因素負荷量分別為.76、.87與.73，而第四至六題則顯著負荷於因素二，標準化因素負荷量分別為.87、.81與.85。

據此模式進行驗證性因素分析的結果顯示，該模式之卡方值達顯著， $\chi^2$ 為145.32， $p < .05$ ，RMSEA = .058（90%CI介於.050~.067），CFI與TLI分別

為.98與.96，SRMR為.03。根據題項內涵，將因素一命名為「逃避依附關係的失去」，因素二則命名為「逃避負向生活事件」，兩因素間的相關未達顯著（ $-.004, p > .05$ ），顯示出兩因素無關。兩個分量表之內部一致性信度係數分別為.83與.88。整體分量表之內部一致性信度係數為.69。

表2呈現逃避動機因素內各題項之組內相關係數與設計效果。從表2可知，八年級學生在逃避動機之各題項得分的相似性不高（ICC介於.014~.038），低於.05，設計效果介於1.37~2.02，因此，整體而言，逃避動機因素可視為個人層次因素，沒有進一步進行MCFA之必要。

表2  
逃避動機之組內相關係數與設計效果摘要

題項	組內相關	設計效果
<b>逃避依附關係的失去</b>		
1. 我不會做出讓好朋友失望的行為	.014	1.37
2. 只要是會讓父親或母親失望的行為我都不會做	.015	1.40
3. 我避免從事可能會受到懲罰的行為	.016	1.43
<b>逃避負向生活事件</b>		
4. 我不想看到不喜歡的人或不喜歡的事情發生，即使需要透過不被允許的方式（如：逃家或打架）來達到目的也沒關係。	.032	1.86
5. 我會從事一些行為來逃避壓力不管對不對	.027	1.72
6. 我想透過一些行為（如：翹課、抽菸、喝酒或使用非法藥物）來壓抑或避免負面情緒（如：害怕、鬱悶或孤單）的產生	.038	2.02

潛在變項間的交互相關分析結果顯示，趨向動機與獲益評估、正向情緒、負向情緒、逃避負向生活事件的逃避動機呈現正相關，相關係數分別為.16、.17、.10與.19（ $ps < .05$ ），與依附同儕的損失評估無關， $-.013$ （ $p > .05$ ），與依附父母的損失評估和逃避依附關係的損失之逃避動機呈負相關，相關係數分別為 $-.07$ 與 $-.06$ （ $ps < .05$ ）。至於逃避依附關係的損失之逃避動機則與依附同儕的損失評估、依附父母的損失評估呈正相關，相關係數分別為.20、.26

( $p < .05$ )，與逃避負向生活事件的逃避動機無關，相關係數為.01 ( $p > .05$ )，與獲益評估、正向情緒、負向情緒呈負相關，相關係數分別為-.06、-.05、-.03 ( $p < .05$ )。逃避負向生活事件的逃避動機則與獲益評估、正向情緒、負向情緒，相關係數分別為.16、.16、.09 ( $p < .05$ )，與依附同儕的損失評估無關，相關係數分別為-.02 ( $p > .05$ )，與依附父母的損失評估呈負相關，相關係數為-.11 ( $p < .05$ )。

綜合上述結果可知，本研究編製的趨避動機量表具有良好的信、效度，整體而言，與內涵相關的理論變項間存在著相對應的正（如：趨向動機與獲益評估、正向情緒、負向情緒、逃避負向生活事件的逃避動機）、負向相關（如：趨向動機與依附父母的損失評估和逃避依附關係的損失之逃避動機），凸顯出本研究編製的趨避動機量表可作為後續進一步檢視整合性理論模式的依據。從所有中介變項的ICC、設計效果與MCFA模式適配度來看，只有損失評估中的依附父母的損失存在著組間變異，其餘變項則可忽略組間變異成分，也就是無進行MCFA的必要性。因此，在後續分析中，將針對依附父母的損失評估進行多層次分析，其他中介變項則以單一層次分析方法分析之。

### （三）接觸偏差同儕對偏差行為影響之決策—動機中介歷程

#### 1. 接觸偏差同儕對偏差行為影響之決策—動機中介歷程整體結構模式適配度

在進行多層次結構關係檢驗前，先檢視單一層次SEM與觀察資料的適配情形。結果顯示，單一層次的決策—動機中介歷程模式與觀察資料的適配良好，卡方值達顯著， $\chi^2$ 為4916.87， $p < .05$ ，RMSEA為.031（90%信賴區間介於.031~.032），CFI = .94，TLI = .94，SRMR為.04，顯示出可根據單一層次結構關係進一步設定多層次模式。

根據MCFA結果，接觸偏差同儕、對父母依附的損失評估與個人偏差行為皆具有相當程度的相似性，意即這些變項中同時存在著組間與組內變異，據此設定多層次中介模式如圖1。由於初步分析結果顯示，整體模式出現無法辨識的問題，因此，本研究將負向情緒的五個分量表下之題項加總平均，形成五個指標（indicators），減少待估計的參數。將負向情緒各指標下之題項加總平均後，該負向情緒模式與觀察資料的適配度尚可，卡方值達顯著， $\chi^2$ 為332.50， $p < .05$ ，RMSEA為.11（90%信賴區間介於.10~.12），CFI = .95，TLI = .90，SRMR

為.03。五個指標的標準化因素負荷量分別為.68、.78、.85、.79與.81。進一步分析接觸偏差同儕對個人偏差行為影響關係之多層次決策—動機中介歷程模式的結果顯示，該模式的整體適配度良好，卡方值達顯著， $\chi^2$ 為4868.93， $p < .05$ ，RMSEA為.031（90%信賴區間介於.29~.32），CFI與TLI分別為.94與.94，組內與組間之SRMR分別為.04與.10。因此，可根據該SEM進行變項間結構關係的探討。

## 2. 社會心理決策—動機中介歷程變項間的關係

在探討結構關係前，本研究先檢視決策—動機中介歷程變項（中介變項）間的效標關聯效度，瞭解構念間的聚斂與區別效度。表3呈現接觸偏差同儕對偏差行為影響關係之決策—動機中介歷程模式中，中介變項間的相關情形。從表3可知，獲益評估與對同儕依附的損失評估無關（ $\phi = .00, p > .05$ ），與對父母依附的損失評估（ $\phi = -.14, p < .05$ ）及逃避依附關係失去（ $\phi = -.21, p < .05$ ）呈負相關，與正向情緒（ $\phi = .82, p < .05$ ）、負向情緒（ $\phi = .33, p < .05$ ）、趨向動機導向（ $\phi = .73, p < .05$ ）及逃避負向生活事件（ $\phi = .50, p < .05$ ）呈正相關，顯示出當獲益評估歷程高度涉入時，對父母依附關係的損失評估歷程之涉入程度愈低，並且一旦認知到偏差行為有助於獲得正向結果，會導致較大的正向情緒反應，從而趨向正向價值的獲益；一旦認知到偏差行為有助於逃避負向結果，會產生較大的負向情緒反應，從而逃避負向的損失發生。

表3  
組內決策—動機中介歷程變項的相關情形

	1	2	3	4	5	6	7	8
1. 獲益評估	—							
2. 同儕依附損失評估	.003	—						
3. 父母依附損失評估	-.14*	.65*	—					
4. 正向情緒	.82*	.01	-.13*	—				
5. 負向情緒	.33*	.11*	.07*	.33*	—			
6. 趨向動機	.73*	-.02	-.17*	.78*	.41*	—		
7. 逃避依附關係失去	-.21*	.31*	.43*	-.18*	-.08*	-.19*	—	
8. 逃避負向生活事件	.50*	-.03	-.18*	.52*	.25*	.56*	.02*	—

\* $p < .05$ .



此外，對同儕依附的損失評估與正向情緒 ( $\varphi = .01, p > .05$ )、趨向動機導向 ( $\varphi = -.03, p > .05$ ) 及逃避負向生活事件 ( $\varphi = -.03, p > .05$ ) 無關，與對父母依附的損失評估 ( $\varphi = .65, p < .05$ )、負向情緒 ( $\varphi = .11, p < .05$ ) 及逃避依附關係的損失 ( $\varphi = .31, p < .05$ ) 呈正相關。對父母依附的損失評估與正向情緒 ( $\varphi = -.13, p < .05$ )、趨向動機導向 ( $\varphi = -.17, p < .05$ ) 及逃避負向生活事件 ( $\varphi = -.18, p < .05$ ) 呈負相關，與負向情緒 ( $\varphi = .07, p < .05$ ) 及逃避依附關係的損失 ( $\varphi = .43, p < .05$ ) 呈正相關。整體而言，損失評估涉入程度愈高，負向情緒反應愈大，逃避依附關係損失之逃避動機反應也愈大。只有當對父母依附的損失評估歷程涉入愈高時，正向情緒反應、趨向動機及逃避負向生活事件的逃避動機才會愈低。

正向情緒與逃避依附關係的損失呈負相關 ( $\varphi = -.18, p < .05$ )，與負向情緒 ( $\varphi = .33, p < .05$ )、趨向動機導向 ( $\varphi = .78, p < .05$ ) 及逃避負向生活事件 ( $\varphi = .52, p < .05$ ) 呈正相關。負向情緒與逃避依附關係的損失呈負相關 ( $\varphi = -.08, p < .05$ )，與趨向動機導向 ( $\varphi = .41, p < .05$ ) 及逃避負向生活事件 ( $\varphi = .25, p < .05$ ) 呈正相關。趨向動機導向與逃避依附關係的損失呈負相關 ( $\varphi = -.19, p < .05$ )，與逃避負向生活事件呈正相關 ( $\varphi = .56, p < .05$ )。逃避依附關係的損失與逃避負向生活事件呈正相關 ( $\varphi = .02, p < .05$ )，顯示出正、負向情緒反應愈高，趨向獲益與逃避負向生活事件之損失的逃避動機愈高，逃避依附關係損失的逃避動機愈低。同樣地，當趨向動機愈高，逃避依附關係損失的逃避動機愈低。

綜上可知，獲益評估歷程與其他相關決策—動機中介歷程變項（如：正向情緒、趨向動機與逃避依附關係的損失）存在著高相關，而損失評估歷程則與上述變項無關或負相關，且對同儕依附關係的損失評估與對父母依附關係的損失評估、逃避依附關係的損失等變項存在著高相關。此外，正、負向情緒與負向情緒、趨向動機及逃避負向生活事件之逃避動機存在較高的相關，但與逃避依附關係的損失之逃避動機卻存在著低度負相關。此外，同樣是趨向正向結果之趨向動機與逃避負向生活事件兩者存在著高相關，但趨向動機卻與逃避依附關係的損失呈負相關。再加上決策—動機中介歷程變項間相關的95%信賴區間皆未包含1（相關係數的95%信賴區間介於 $-.024 \sim .85$ ）。整體而言，可能促使偏差行為出現的動機因素之間（獲益評估、正向情緒、負向情緒、趨向動機、逃避負向生活

事件)具有高度正相關,抑制偏差行為出現的抑制因素(對依附同儕的損失評估、對依附父母的損失評估、逃避依附關係損失)也具有高相關,另一方面,可能促使偏差行為出現的動機因素與抑制偏差行為出現的抑制因素無關或呈負相關,由此可知,決策—動機中介歷程變項間具有不錯的效標關聯效度,相關構念間具有相當程度的聚斂性,而不同構念間則具有相當程度的區辨性。

### 3. 接觸偏差同儕對偏差行為影響的決策—動機內在歷程分析

表4與圖2呈現接觸偏差同儕對個人偏差行為影響之決策與動機(多層次)中介效果模式摘要。從表4可知,接觸偏差同儕對個人偏差行為具有正向的直接影響( $w\tau' = .251, p < .05$ ),整體而言,這個影響關係會被個人心理歷程部分中介( $\Sigma w\alpha_i \times w\beta_i = .060, p < .05$ )。在中介變項中,只有獲益評估( $w\alpha_1 \times w\beta_1 = .021, p < .05$ )、正向情緒( $w\alpha_4 \times w\beta_4 = .015, p < .05$ )與負向情緒( $w\alpha_5 \times w\beta_5 = .009, p < .05$ )等三個中介變項對接觸偏差同儕與個人偏差行為的影響關係具有部分的中介效果。

表4

接觸偏差同儕對偏差行為影響之決策—動機中介歷程模式參數估計摘要

	估計值	SE	t
<b>組內效果</b>			
直接效果 ( $w\tau'$ )	.251*/ .491*	.020	12.455
總間接效果 ( $\Sigma\alpha_i\beta_i$ )	.060*/ .117*	.008	7.750
預測變項對中介變項的影響 ( $w\alpha$ )			
接觸偏差同儕—獲益評估 ( $w\alpha_1$ )	.334*/ .355*	.022	15.223
接觸偏差同儕—對同儕依附的損失評估 ( $w\alpha_2$ )	-.045 /-.025	.030	-1.486
接觸偏差同儕—對父母依附的損失評估 ( $w\alpha_3$ )	-.081*/-.048*	.031	-2.605
接觸偏差同儕—正向情緒 ( $w\alpha_4$ )	.289*/ .325*	.026	11.260
接觸偏差同儕—負向情緒 ( $w\alpha_5$ )	.300*/ .296*	.020	14.569
接觸偏差同儕—趨向動機導向 ( $w\alpha_6$ )	.333*/ .333*	.026	12.831
接觸偏差同儕—逃避依附關係的失去 ( $w\alpha_7$ )	-.150*/-.115*	.024	-6.149
接觸偏差同儕—逃避負向生活事件 ( $w\alpha_8$ )	.400*/ .284*	.027	14.680

(續下頁)

	估計值	SE	<i>t</i>
中介變項對效標變項的影響 ( $w\beta$ )			
獲益評估—偏差行為 ( $w\beta_1$ )	.063*/ .115*	.021	2.923
對同儕依附的損失評估—偏差行為 ( $w\beta_2$ )	-.005 /-.018	.004	-1.215
對父母依附的損失評估—偏差行為 ( $w\beta_3$ )	.009 / .030	.005	1.726
正向情緒—偏差行為 ( $w\beta_4$ )	.053*/ .093*	.024	2.234
負向情緒—偏差行為 ( $w\beta_5$ )	.030*/ .060*	.008	3.654
趨向動機導向—偏差行為 ( $w\beta_6$ )	.025 / .048	.017	1.443
逃避依附關係的失去—偏差行為 ( $w\beta_7$ )	-.012*/-.031*	.006	-1.998
逃避負向生活事件—偏差行為 ( $w\beta_8$ )	.012 / .032	.007	1.775
組內特定間接效果 ( $w\alpha \times w\beta$ )			
$w\alpha_1 \times w\beta_1$ (獲益評估的中介效果)	.021*/ .041*	.007	2.802
$w\alpha_2 \times w\beta_2$ (同儕依附損失評估的中介效果)	.000 / .000	.000	.965
$w\alpha_3 \times w\beta_3$ (父母依附損失評估的中介效果)	-.001 /-.001	.001	-1.442
$w\alpha_4 \times w\beta_4$ (正向情緒的中介效果)	.015*/ .030*	.007	2.201
$w\alpha_5 \times w\beta_5$ (負向情緒的中介效果)	.009*/ .018*	.003	3.537
$w\alpha_6 \times w\beta_6$ (趨向動機的中介效果)	.008 / .016	.006	1.388
$w\alpha_7 \times w\beta_7$ (逃避依附關係失去的中介效果)	.002 / .004	.001	1.803
$w\alpha_8 \times w\beta_8$ (逃避負向生活事件的中介效果)	.005 / .009	.003	1.798
組間效果			
直接效果 ( $b\tau'$ )	.197*/ .742*	.029	6.766
總間接效果 ( $\Sigma b\alpha_3 \times b\beta_3$ )	.041 / .156	.023	1.771
接觸偏差同儕—對父母依附的損失評估 ( $b\alpha_3$ )	.219*/ .376*	.079	2.754
對父母依附的損失評估—偏差行為 ( $b\beta_3$ )	.189*/ .415*	.078	2.411

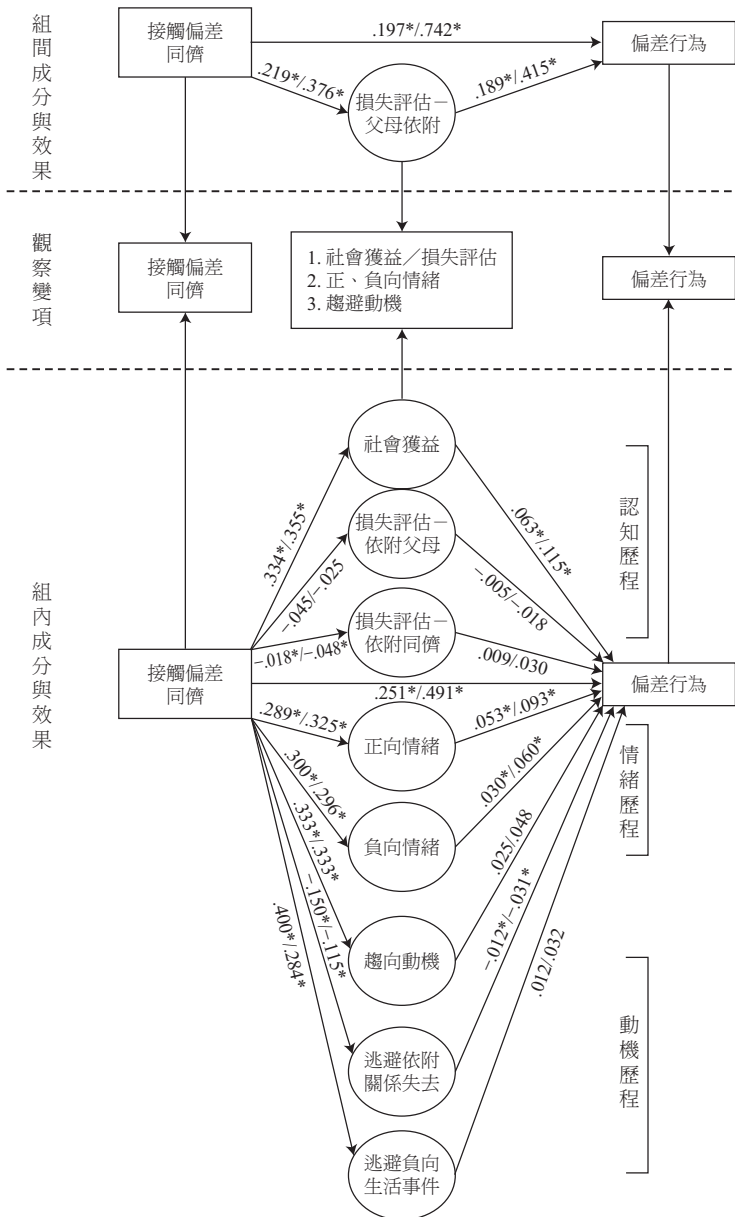
註：估計值斜線左側為未標準化係數，斜線右側為標準化係數，SE與*t*值為未標準化路徑係數之估計值。

\* $p < .05$ .

從預測變項對中介變項的影響關係可知，接觸偏差同儕對個人獲益評估 ( $w\alpha_1 = .33, p < .05$ )、正向情緒 ( $w\alpha_4 = .29, p < .05$ )、負向情緒 ( $w\alpha_5 = .30, p < .05$ )、趨向動機導向 ( $w\alpha_6 = .33, p < .05$ )與逃避負向生活事件 ( $w\alpha_8 = .40, p < .05$ )等內在心理歷程有正向的影響，但接觸偏差同儕對父母依附的損失評估

圖2

接觸偏差同儕對個人偏差行為影響之社會心理決策歷程模式



註：省略組內總間接效果、組內特定間接效果、組間總間接效果。

( $w\alpha_3 = -.08, p < .05$ ) 及逃避依附關係的失去 ( $w\alpha_7 = -.15, p < .05$ ) 等內在心理歷程有負向影響。從中介變項對效標變項的預測關係可知, 獲益評估 ( $w\beta_1 = .06, p < .05$ )、正向情緒 ( $w\beta_4 = .05, p < .05$ ) 與負向情緒 ( $w\beta_5 = .03, p < .05$ ) 對個人偏差行為有正向的影響, 而逃避依附關係的失去對偏差行為有負向的影響 ( $w\beta_5 = -.01, p < .05$ )。從組間效果來看, 班級平均接觸偏差同儕的情況愈嚴重, 班級整體偏差行為也愈嚴重 ( $bt' = .20, p < .05$ ), 這個關係會被對父母依附的損失評估所部分中介 ( $\Sigma b\alpha_3 \times b\beta_3 = .04, p < .05$ )。班級平均接觸偏差同儕的嚴重程度愈高, 對父母依附的損失評估之班級平均也愈高 ( $b\alpha_3 = .22, p < .05$ )。同樣地, 對父母依附的損失評估之班級平均愈高, 班級整體偏差行為嚴重程度也愈高 ( $b\beta_3 = .19, p < .05$ )。

## 二、討論

從標準化係數來看, 接觸偏差同儕確實是影響偏差行為的重要社會情境因素, 符合社會學習理論的理論預期 (Akers & Jennings, 2019)。從決策—動機內在中介歷程變項看來, 相較於正向情緒與負向情緒, 獲益評估的認知歷程扮演了較為重要的心理中介角色, 但情緒的整體中介效果 (正向情緒+負向情緒) ( $.030 + .018 = .048$ ) 也不容忽視。上述結果可能意味著, 接觸偏差同儕程度愈嚴重之所以會對個人偏差行為產生愈嚴重的影響, 部分是透過影響青少年的認知、正向情緒與負向情緒導致的, 換句話說, 接觸偏差同儕嚴重程度愈高, 可能愈容易對偏差行為產生錯誤的認知, 認為偏差行為可能帶來正向的獲益結果, 例如: 增進與同儕間的關係、提升在同儕中的社會地位、紓解負向生活事件或困擾造成的壓力, 與近來社會神經科學的相關研究結果相符 (O'Brien et al., 2011), 且接觸偏差同儕嚴重程度愈高, 也較容易經驗到偏差行為所帶來的刺激感與愉悅感, 並容易產生生氣、怨恨、焦慮、憂鬱、孤獨等負向情緒, 進而促使個人從事偏差行為。由此可知, 青少年從事偏差行為背後可能有其重要的社會影響因素 (同儕影響尤其大), 而該社會影響因素也會透過形塑個人決策所涉及的認知與情緒歷程間接影響偏差行為。本研究發現, 瞭解青少年偏差行為決策時, 確實應同時考量認知與情緒歷程的影響, 與雙重系統理論觀點相符 (Steinberg, 2008)。此外, 研究結果也意味著認知神經科學與社會心理學理論觀點整合, 能

夠更瞭解接觸偏差同儕對偏差行為之影響背後的內在心理機制，與近年來國外研究者的倡議一致（Telzer et al., 2018）。

雖然從組內特定間接效果來看，同儕依附與父母依附的損失評估並未如同社會控制理論的預期，能有效抑制接觸偏差同儕對個人偏差行為的正向影響（Hirschi, 2002），逃避依附關係失去的逃避動機導向也未能對接觸偏差同儕對個人偏差行為的正向影響，產生抑制的效果。但如果單從預測變項對中介變項的影響，以及中介變項對效標變項的影響來看，如同社會控制理論觀點所主張，接觸偏差同儕愈嚴重的青少年確實愈不會認為從事偏差行為會讓父母傷心，但這個想法可能未能有效抑制青少年從事偏差行為的衝動。從上述結果與討論可發現，社會影響因素導致認知抑制與情緒歷程失衡，確實是導致偏差行為出現的重要心理機制，與近來認知神經科學的理論主張相符（Casey et al., 2008; Cauffman et al., 2010; Steinberg, 2008）。

從組內特定間接效果來看，偏差行為的趨向動機導向與逃避負向事件發生的逃避動機導向，並未對接觸偏差同儕對個人偏差行為的正向影響產生增強的效果，但如果單獨從預測變項對中介變項的影響來看，接觸偏差同儕可能導致青少年趨向於從事偏差行為的動機增加，也可能增加青少年透過從事偏差行為來逃避負向事件發生的逃避動機，但趨向動機與逃避負向生活事件的逃避動機卻未能有效促使個人從事偏差行為，此發現與Andrews等人（2021）的觀點相左。綜合上述結果可能反映出，接觸偏差同儕對行為決策背後的動機歷程仍具有相當程度的影響力，此研究發現為Ciranka與van den Bos（2019）的主張提供了部分實徵證據的支持；至於整體而言，偏差行為背後的動機導向，缺乏對於接觸偏差同儕對個人偏差行為的影響，則可能凸顯出較難以採用調查研究方法探知，抑或反映出動機歷程其解釋力被決策歷程變項（如：獲益評估與正、負向情緒）的影響所稀釋。

此外，必須特別說明的是，本研究發現趨向動機導向並未具有中介效果，與Cauffman等人（2010）的結果不相符，這可能是由於本研究結果是根據調查研究獲得，而Cauffman等人的研究發現則是由行為實驗結果而來，再加上兩個研究所採用的分析方法有所不同所致。其中，本研究採用MSEM中介分析，而Cauffman等人的研究則是採用多層次分析方法，並未將風險決策當成內在心理中介歷程，



且在分析階段也未同時考量多個測量誤差的影響，如此可能導致研究結果的高估。相反地，由於中介分析結果是根據兩個直接效果的係數交乘而得，可能較容易導致不顯著但較為準確的研究結果；另一個可能更為重要的是，由於本研究採調查研究方法，請參與者對社會獲益（如：同儕認同）進行評估與反應，而Cauffman等人的研究所採用的則是金錢獲益，因此，結果的差異也可能受到獲益性質的影響。

在組間層次的結構關係中，班級平均接觸偏差同儕的嚴重程度對班級整體偏差行為嚴重性有正向的直接影響，但對父母依附的損失評估並不具有中介效果。然而，單從兩個變項間的關係來看，可發現非常有趣的是，班級平均接觸偏差同儕程度愈嚴重，班級平均對依附父母的損失評估愈高，並且班級對依附父母的損失評估愈高，班級平均偏差行為愈嚴重。整體來說，接觸偏差同儕的青少年雖然同時也會在意其行為表現可能讓父母失望，但對於不被允許的行為卻仍抱著好奇一試的心態，或者是由於從事過幾次偏差行為後並未被發現，以至於認為其行為被發現的可能性不高，而繼續從事該行為。據此，似可合理地推論，接觸偏差同儕與父母依附的損失評估，以及依附父母的損失評估與偏差行為間可能存在著影響這個關係的調節變項（如：對於從事偏差行為被發現的可能性判斷）。

## 肆、結論與建議

從研究結果可知，整體而言，本研究編製的偏差行為趨避動機量表具有良好的信、效度。在外衍潛在變項、中介變項與內衍潛在變項中，接觸偏差同儕、對依附父母的損失評估，以及內衍潛在變項同時存在著組間與組內變異，其他中介變項並未具有組間變異。分析接觸偏差同儕對偏差行為影響之決策—動機中介歷程模式發現，該歷程模式整體適配度佳，中介變項間也具有相當程度的區辨性。進一步探究接觸偏差同儕對偏差行為影響的決策—動機中介歷程發現，本研究假設之接觸偏差同儕對偏差行為影響之決策—動機中介歷程模式適合用於解釋八年級學生的偏差行為，但在組內層次中，只有社會獲益評估歷程、正向情緒與負向情緒對偏差行為的影響存在著中介效果，損失評估（含同儕依附的損失評估與父母依附的損失評估）、趨向動機、逃避動機（含逃避依附關係失去與逃避負向事

件發生)則不具有中介效果。

由於本研究只以中部地區八年級學生為對象，所發現的研究結果，包含趨避動機量表，以及接觸偏差同儕對偏差行為可能的決策—動機中介歷程，是否適用於解釋其他年齡層與其他區域的青少年，仍不清楚。未來相關研究可以不同年齡層和地區的青少年為對象，採用本研究編製的偏差行為趨避動機量表，以覆驗其信、效度，並釐清在不同群體青少年的適用性，進一步探究本研究提出的決策—動機中介歷程，是否適用於解釋青少年從事偏差行為的心理歷程。此外，由於上述研究結果是基於群體同質性假設而獲得，而青少年群體中可能存在著異質性的潛在次群體，例如，偏差行為次群體與未從事過偏差行為的次群體，理論上來說，兩者可能具有不同的結構關係，反映出不同青少年群體對於相同社會情境因素(如：偏差同儕)的不同主觀心理詮釋。因此，未來研究可進行群體異質性分析，以瞭解群體中是否存在著未能觀察到的次群體，並進一步探討不同次群體間的差異性結構關係。

在統計分析上，由於若將接觸偏差同儕與偏差行為視為潛在變項，據此進行MSEM中介分析會導致模式過於複雜，待估計的參數大量增加，而使模式估計出現收斂問題。因此，本研究將接觸偏差同儕與偏差行為變項各自的觀察變項加以聚合，以單一指標代表接觸偏差同儕與偏差行為的嚴重程度，並採用MSEM中介分析，同時考量兩個變項的組間與組內變異，雖然相較於未聚合之MSEM中介分析取向，將觀察變項聚合成單一指標的多層次結構方程模式中中介分析，忽略了多個觀察變項的測量誤差，並稍微低估了接觸偏差同儕的組內相關，但目前似乎只有研究證據指出，忽略單一指標變項的測量誤差會導致非標準化迴歸係數的低估情形(Wang & Wang, 2012)。但本研究中，不僅有考量組內層次單一指標的測量誤差，也將組間層次單一指標的測量誤差一併納入考慮，而目前仍未有證據顯示，採用變項聚合取向會影響到非標準化與標準化係數估計。這樣的分析取向雖存在侷限，但能夠使整體結構模式得以被估計，並可進一步瞭解變項間的關係，仍具有研究上的重要性，但尚待後續研究從統計分析方法著手，進一步釐清此一爭點。

在教學實務上，教師對於青少年行為的輔導，應首重認知偏差的導正，避免讓青少年以為從事偏差行為有助於獲得同儕的認同，或逃避負向事件發生，加強

青少年對偏差行為後果的正確認知，同時，也要鼓勵青少年從事其他正向活動來獲得正向情緒的滿足或抒發負向情緒，期望透過教學和輔導實務的宣導，避免錯誤的認知與情緒，轉變成持續性較為長久的動機傾向，導致青少年未來偏差行為愈來愈嚴重，或持續的時間愈來愈長。在學校輔導政策的推行與落實層面，可參考WISER模式，在初級發展性輔導階段，採雙師合作模式，由輔導教師協助班級導師，配合特定學科學習主題或內容，融入相關輔導議題、分享社會情緒支持或情緒調節策略，以潛移默化的方式發揮導正偏差行為認知偏差的輔導效果。如此，亦可減少學生對個別輔導的焦慮與避免個別輔導可能帶來的標籤化效果（王麗斐等，2013），校方亦可建立個案輔導SOP，協助教師及早辨識學生的偏差行為傾向，或處於不同偏差階段的徵兆，以及可採用的初步輔導策略，協助教師正確判斷轉介時機與流程。當教師發現學生個別偏差行為狀況較為嚴重，或超出個人專業知能所能輔導的範圍，再啟動二級介入性輔導工作，由輔導教師介入提供專業與個別化的介入輔導與輔導成效的持續追蹤評估（謝曜任，2013）。

DOI: 10.53106/102887082023036901003

## 參考文獻

- 王麗斐、李旻陽、羅明華（2013）。WISER生態系統合作觀的雙師合作策略。《輔導季刊》，49（3），2-12。
- [Wang, L.-F., Li, M.-Y., & Lo, M.-H. (2013). WISER teacher-paired cooperation strategy of ecosystem cooperation viewpoint. *Guidance Quarterly*, 49(3), 2-12.]
- 吳中勤（2017）。接觸偏差同儕對偏差行為影響之理論模式的衡鑑。《中華輔導與諮商學報》，50，63-87。https://doi.org/10.3966/172851862017120050003
- [Wu, C.-C. (2017). Evaluating the theoretical model for effects of associated with deviant peer on individual deviance. *Chinese Journal of Guidance and Counseling*, 50, 63-87. https://doi.org/10.3966/172851862017120050003]
- 吳中勤（2019）。偏差行為的社會益損評估量表之發展與衡鑑。《中華輔導與諮商學報》，55，97-121。https://doi.org/10.3966/172851862019050055004
- [Wu, C.-C. (2019). Evaluating the theoretical model for effects of associated with deviant peer

on individual deviance. *Chinese Journal of Guidance and Counseling*, 55, 97-121. <https://doi.org/10.3966/172851862019050055004>

吳中勤（2021）。探究認知與情緒歷程對青少年偏差行為的影響：雙重系統理論觀點的檢驗與修正。《教育學報》，49（1），187-209。

[Wu, C.-C. (2021). Investigating the effects of cognitive and emotional process on juvenile deviant behaviors: Examination and revision of dual system theory. *Education Journal*, 49(1), 187-209.]

董旭英（2009）。生活壓迫事件、社會支持、社會心理特質與台灣都會區國中生偏差行為之關係。《青少年犯罪防治研究期刊》，1（1），129-164。

[Tung, Y.-Y. (2009). Relationships among coercion, social support, social-psychological characteristics and delinquency of junior high school students in Taiwan metropolitan areas. *Journal of Research in Delinquency and Prevention*, 1(1), 129-164.]

謝曜任（2013）。從WISER模式談專任輔教師的角色與功能。《輔導季刊》，49（3），13-18。

[Hsieh, Y.-J. (2013). Talking about role and function of counselling teachers through WISER model. *Guidance Quarterly*, 49(3), 13-18.]

Agnew, R. (1991). A longitudinal test of social control theory and delinquency. *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 28(2), 126-156. <https://doi.org/10.1177/0022427891028002002>

Agnew, R. (1992). Foundation for a general strain theory of crime and delinquency. *Criminology*, 30(1), 47-88. <https://doi.org/10.1111/j.1745-9125.1992.tb01093.x>

Agnew, R. (1993). Why do they do it? An examination of the intervening mechanisms between “social-control” variables and delinquency. *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 30(3), 245-266. <https://doi.org/10.1177/0022427893030003001>

Agnew, R. (2001). Building on the foundation of general strain theory: Specifying the types of strain most likely to lead to crime and delinquency. *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 38(4), 319-361. <https://doi.org/10.1177/0022427801038004001>

Agnew, R., & Brezina, T. (2019). General strain theory. In M. D. Krohn, N. Hendrix, G. P. Hall, & A. J. Lizotte (Eds.), *Handbook on crime and deviance* (pp. 145-160). Springer.

Akers, R. L., & Jennings, W. G. (2019). The social learning theory of crime and deviance. In M. D. Krohn, N. Hendrix, G. P. Hall, & A. J. Lizotte (Eds.), *Handbook on crime and deviance* (pp. 113-129). Springer.

- Akers, R. L., & Sellers, C. S. (2009). *Criminological theories: Introduction, evaluation, and application*. Oxford.
- Andrews, J. L., Ahmed, S. P., & Blakemore, S. J. (2021). Navigating the social environment in adolescence: The role of social brain development. *Biological Psychiatry*, *89*(2), 109-118. <https://doi.org/10.1016/j.biopsych.2020.09.012>
- Arnett, P. A., Smith, S. S., & Newman, J. P. (1997). Approach and avoidance motivation in psychopathic criminal offenders during passive avoidance. *Journal of Personality and Social Psychology*, *72*(6), 1413-1428. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.72.6.1413>
- Bagozzi, R. P., & Yi, Y. (1988). On the evaluation of structural equation models. *Journal of the Academy of Marketing Science*, *16*(1), 74-94. <https://doi.org/10.1007/BF02723327>
- Bechara, A., & Damasio, A. R. (2005). The somatic marker hypothesis: A neural theory of economic decision. *Games and Economic Behavior*, *52*(2), 336-372. <https://doi.org/10.1016/j.geb.2004.06.010>
- Bechara, A., Damasio, A. R., Damasio, H., & Anderson, S. W. (1994). Insensitivity to future consequences following damage to human prefrontal cortex. *Cognition*, *50*(1-3), 7-15. [https://doi.org/10.1016/0010-0277\(94\)90018-3](https://doi.org/10.1016/0010-0277(94)90018-3)
- Bechara, A., Damasio, H., Damasio, A. R., & Lee, G. P. (1999). Different contributions of the human amygdala and ventromedial prefrontal cortex to decision-making. *Journal of Neuroscience*, *19*(13), 5473-5481. <https://doi.org/10.1523/JNEUROSCI.19-13-0547.1999>
- Bechara, A., Dolan, S., Denburg, N., Hindes, A., Anderson, S. W., & Nathan, P. E. (2001). Decision-making deficits, linked to a dysfunctional ventromedial prefrontal cortex, revealed in alcohol and stimulant abusers. *Neuropsychologia*, *39*(4), 376-389. [https://doi.org/10.1016/s0028-3932\(00\)00136-6](https://doi.org/10.1016/s0028-3932(00)00136-6)
- Bechara, A., Tranel, D., Damasio, H., & Damasio, A. R. (1996). Failure to respond autonomically to anticipated future outcomes following damage to prefrontal cortex. *Cerebral Cortex*, *6*(2), 215-225. <https://doi.org/10.1093/cercor/6.2.215>
- Burdick, J. D., Roy, A. L., & Raver, C. C. (2013). Evaluating the Iowa Gambling Task as a direct assessment of impulsivity with low-income children. *Personality and Individual Differences*, *55*(7), 771-776. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2013.06.009>
- Burnett, S., Bault, N., Coricelli, G., & Blakemore, S. J. (2010). Adolescents' heightened risk-seeking in a probabilistic gambling task. *Cognitive Development*, *25*(2), 183-196. <https://doi.org/10.1016/j.cogdev.2009.11.003>

- Burt, C. H., Simons, R. L., & Simons, L. G. (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. <https://doi.org/10.1111/j.1745-9125.2006.00052.x>
- Carver, C. S., Sutton, S. K., & Scheier, M. F. (2000). Action, emotion, and personality: Emerging conceptual integration. *Personality and Social Psychology Bulletin*, *26*(6), 741-751. <https://doi.org/10.1177/0146167200268008>
- Casey, B. J., Getz, S., & Galvan, A. (2008). The adolescent brain. *Developmental Review*, *28*(1), 62-77. <https://doi.org/10.1016/j.dr.2007.08.003>
- Cauffman, E., Shulman, E. P., Steinberg, L., Claus, E., Banich, M. T., Graham, S., & Woolard, J. (2010). Age differences in affective decision making as indexed by performance on the Iowa Gambling Task. *Developmental Psychology*, *46*(1), 193-207. <https://doi.org/10.1037/a0016128>
- Church, W. T., Wharton, T., & Taylor, J. K. (2008). Examination of differential association and social control theory: Family systems and delinquency. *Youth Violence and Juvenile Justice*, *7*(1), 3-15.
- Ciranka, S., & van den Bos, W. (2019). Social influence in adolescent decision-making: A formal framework. *Frontiers in Psychology*, *10*, 1915. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.01915>
- Coyle, S., Cipra, A., & Rueger, S. Y. (2021). Bullying types and roles in early adolescence: Latent classes of perpetrators and victims. *Journal of School Psychology*, *89*(2), 51-71. <https://doi.org/10.1016/j.jsp.2021.09.003>
- Corr, P. J., & McNaughton, N. (2012). Neuroscience and approach/avoidance personality traits: A two stage (valuation-motivation) approach. *Neuroscience and Biobehavioral Reviews*, *36*(10), 2339-2354. <https://doi.org/10.1016/j.neubiorev.2012.09.013>
- De Pascalis, V., Cozzuto, G., Caprara, G. V., & Alessandri, G. (2013). Relations among EEG-alpha asymmetry, BIS/BAS, and dispositional optimism. *Biological Psychology*, *94*(1), 198-209. <https://doi.org/10.1016/j.biopsycho.2013.05.016>
- Defoe, I. N., Dubas, J. S., Figner, B., & van Aken, M. A. G. (2015). A meta-analysis on age differences in risky decision making: Adolescents versus children and adults. *Psychological Bulletin*, *141*(1), 48-84. <https://doi.org/10.1037/a0038088>
- Durkin, K. F., Wolfe, T. W., & Clark, G. A. (2005). College students and binge drinking: An evaluation of social learning theory. *Sociological Spectrum*, *25*(3), 255-272. <https://doi.org/10.1080/027321790518681>



- Dyer, N. G., Hanges, P. J., & Hall, R. J. (2005). Applying multilevel confirmatory factor analysis techniques to the study of leadership. *The Leadership Quarterly*, *16*(1), 149-167. <https://doi.org/10.1016/j.leaqua.2004.09.009>
- Elliot, A. J., & Church, M. A. (1997). A hierarchical model of approach and avoidance achievement motivation. *Journal of Personality and Social Psychology*, *72*(1), 218-232. <https://doi.org/10.1037//0022-3514.72.1.218>
- Eitle, T. M., Eitle, D., & Johnson-Jennings, M. (2013). General strain theory and substance use among American Indian adolescents. *Race Justice*, *3*(1), 3-30. <https://doi.org/10.1177/2153368712460553>
- Elliot, A. J., & Thrash, T. M. (2002). Approach-avoidance motivation in personality: Approach and avoidance temperaments and goals. *Journal of Personality and Social Psychology*, *82*(5), 804-818. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.82.5.804>
- Figner, B., Mackinlay, R. J., Wilkening, F., & Weber, E. U. (2009). Affective and deliberative processes in risky choice: Age differences in risk taking in the Columbia Card Task. *Journal of Experimental Psychology: Learning Memory and Cognition*, *35*(3), 709-730. <https://doi.org/10.1037/a0014983>
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, *18*(1), 39-50. <https://doi.org/10.2307/3151312>
- Froggio, G. (2007). Strain and juvenile delinquency: A critical review of Agnew's general strain theory. *Journal of Loss & Trauma*, *12*(4), 383-418. <https://doi.org/10.1080/15325020701249363>
- Gao, Y., Wong, D. S. W., & Yu, Y. (2016). Maltreatment and delinquency in China: Examining and extending the intervening process of general strain theory. *International Journal of Offender Therapy and Comparative Criminology*, *60*(1), 38-61. <https://doi.org/10.1177/0306624X14547495>
- Gardner, M., & Steinberg, L. (2005). Peer influence on risk taking, risk preference, and risky decision making in adolescence and adulthood: An experimental study. *Deviant Psychology*, *41*(4), 625-635. <https://doi.org/10.1037/0012-1649.41.4.625>
- Gupta, R., Kosciak, T. R., Bechara, A., & Tranel, D. (2011). The amygdala and decision-making. *Neuropsychologia*, *49*(4), 760-766. <https://doi.org/10.1016/j.neuropsychologia.2010.09.029>
- Grant, S., Contoreggi, C., & London, E. D. (2000). Drug abusers show impaired performance

- in a laboratory test of decision making. *Neuropsychologia*, 38(8), 1180-1187. [https://doi.org/10.1016/s0028-3932\(99\)00158-x](https://doi.org/10.1016/s0028-3932(99)00158-x)
- Hair, J. F., William, C. B., Babin, B. J., & Rolph, E. A. (2009). *Multivariate data analysis* (7th ed.). Prentice Hall.
- Heck, R. H., & Thomas, S. L. (2009). *An introduction to multilevel modeling techniques* (2nd ed.). Routledge.
- Higgins, G. E., & Tewksbury, R. (2007). Sports fan binge drinking: An examination using low self-control and peer association. *Sociological Spectrum*, 27(4), 389-404. <https://doi.org/10.1080/02732170701313472>
- Hirschi, T. (1969). *Causes of delinquency*. University of California Press.
- Hirschi, T. (2002). *Causes of delinquency*. Transaction.
- Hollist, D. R., Hughes, L. A., & Schaible, L. M. (2009). Adolescent maltreatment, negative emotion, and delinquency: An assessment of general strain theory and family-based strain. *Journal of Criminal Justice*, 37(4), 379-387. <https://doi.org/10.1016/j.jcrimjus.2009.06.005>
- Hox, J. J. (2010). *Multilevel analysis: Techniques and applications*. Routledge.
- Hu, L.-T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Intravia, J., Jones, S., & Piquero, A. R. (2012). The roles of social bonds, personality, and perceived costs: An empirical investigation into Hirschi's "new" control theory. *International Journal of Offender Therapy and Comparative Criminology*, 56(8), 1182-1200. <https://doi.org/10.1177/0306624X11422998>
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Scientific Software International.
- Kim, Y. S. (2016). Examination of the relative effects of neighborhoods and schools on juvenile delinquency: A multilevel cross-classified model approach. *Deviant Behavior*, 37(10), 1196-1214. <https://doi.org/10.1080/01639625.2016.1170537>
- Lilly, J. R., Cullen, F. T., & Ball, R. A. (2007). *Crime in American society: Anomie and strain theories*. Sage.
- Lüdtke, O., Marsh, H. W., Robitzsch, A., Trautwein, U., Asparouhov, T., & Muthén, B. O. (2008). The multilevel latent covariate model: A new, more reliable approach to group-level effects in contextual studies. *Psychological Methods*, 13(3), 203-229. <https://doi.org/10.1037/>

a0012869

- Marsh, H. W., Muthén, B., Asparouhov, T., Ludtke, O., Robitzsch, A., Morin, A. J. S., & Trautwein, U. (2009). Exploratory structural equation modeling, integrating CFA and EFA: Application to students' evaluations of university teaching. *Structural Equation Modeling, 16*(3), 439-476. <https://doi.org/10.1080/10705510903008220>
- Matsueda, R. L., & Heimer, K. (1987). Race, family structure, and delinquency: A test of differential association and social control theories. *American Sociological Review, 52*(6), 826-840. <https://doi.org/10.2307/2095837>
- Matsueda, R. L., Kreager, D. A., & Huizinga, D. (2006). Detering delinquents: A rational choice model of theft and violence. *American Sociological Review, 71*(1), 95-122. <https://doi.org/10.1177/000312240607100105>
- Mazas, C. A., Finn, P. R., & Steinmetz, J. E. (2000). Decision-making biases, antisocial personality, and early-onset alcoholism. *Alcoholism-Clinical and Experimental Research, 24*(7), 1036-1040. <https://doi.org/10.1097/00000374-200007000-00014>
- Mehta, P. D., & Neale, M. C. (2005). People are variables too: Multilevel structural equations modeling. *Psychological Methods, 10*(3), 259-284. <https://doi.org/10.1037/1082-989x.10.3.259>
- Muthén, B., & Asparouhov, T. (2015). Causal effects in mediation modeling: An introduction with applications to latent variables. *Structural Equation Modeling, 22*(1), 12-23. <https://doi.org/10.1080/10705511.2014.935843>
- Muthén, B. O., & Satorra, A. (1995). Complex sample data in structural equation modeling. *Sociological Methodology, 25*, 267-316.
- O'Brien, L., Albert, D., Chein, J., & Steinberg, L. (2011). Adolescents prefer more immediate rewards when in the presence of their peers. *Journal of Research on Adolescence, 21*(4), 747-753. <https://doi.org/10.1111/j.1532-7795.2011.00738.x>
- Petry, N. M., Bickel, W. K., & Arnett, M. (1998). Shortened time horizons and insensitivity to future consequences in heroin addicts. *Addiction, 93*(5), 729-738. <https://doi.org/10.1046/j.1360-0443.1998.9357298.x>
- Pratt, T. C., & Cullen, F. T. (2000). The empirical status of Gottfredson and Hirschi's general theory of crime: A meta-analysis. *Criminology, 38*(3), 931-964. <https://doi.org/10.1111/j.1745-9125.2000.tb00911.x>
- Pratt, T. C., Cullen, F. T., Sellers, C. S., Winfree, L. T., Madensen, T. D., Daigle, L. E., Fearn, N.

- E., & Gau, J. M. (2010). The empirical status of social learning theory: A meta-analysis. *Justice Quarterly*, 27(6), 765-802. <https://doi.org/10.1080/07418820903379610>
- Preacher, K. J. (2011). Multilevel SEM strategies for evaluating mediation in three-level data. *Multivariate Behavioral Research*, 46(4), 691-731. <https://doi.org/10.1080/00273171.2011.589280>
- Preacher, K. J., Zyphur, M. J., & Zhang, Z. (2011). Alternative methods for assessing mediation in multilevel data: The advantages of multilevel SEM. *Structural Equation Modeling*, 18(2), 161-182. <https://doi.org/10.1080/10705511.2011.557329>
- Rebellon, C. J. (2012). Differential association and substance use: Assessing the roles of discriminant validity, socialization, and selection in traditional empirical tests. *European Journal of Criminology*, 9(1), 73-96. <https://doi.org/10.1177/1477370811421647>
- Sigfusdottir, I. D., Kristjansson, A. L., & Agnew, R. (2012). A comparative analysis of general strain theory. *Journal of Criminal Justice*, 40(2), 117-127. <https://doi.org/10.1016/j.jcrimjus.2012.01.001>
- Steinberg, L. (2008). A social neuroscience perspective on adolescent risk-taking. *Developmental Review*, 28(1), 78-106. <https://doi.org/10.1016/j.dr.2007.08.002>
- Sun, I. Y., & Longazel, J. G. (2008). College students' alcohol-related problems: A test of competing theories. *Journal of Criminal Justice*, 36(6), 554-562. <https://doi.org/10.1016/j.jcrimjus.2008.09.007>
- Telzer, E. H., van Hoorn, J., Rogers, C. R., & Do, K. T. (2018). Social influence on positive youth development: A developmental neuroscience perspective. *Advances in Child Development and Behavior*, 54, 215-258. <https://doi.org/10.1016/bs.acdb.2017.10.003>
- van Hoorn, J., McCormick, E. M., Rogers, C. R., Ivory, S. L., & Telzer, E. H. (2018). Differential effects of parent and peer presence on neural correlates of risk taking in adolescence. *Social Cognitive and Affective Neuroscience*, 13(9), 945-955. <https://doi.org/10.1093/scan/nsy071>
- van Hoorn, J., Shablack, H., Lindquist, K. A., & Telzer, E. H. (2019). Incorporating the social context into neurocognitive models of adolescent decision-making: A neuroimaging meta-analysis. *Neuroscience & Biobehavioral Reviews*, 101, 129-142. <https://doi.org/10.1016/j.neubiorev.2018.12.024>
- Wang, J., & Wang, X. (2012). *Structural equation modeling: Application using Mplus*. Wiley.
- Ward, B. W., & Gryczynski, J. (2009). Social learning theory and the effects of living

arrangement on heavy alcohol use: Results from a national study of college students. *Journal of Studies on Alcohol and Drugs*, 70(3), 364-372. <https://doi.org/10.15288/jsad.2009.70.364>

Yang, F., Nelson-Gardell, D., & Guo, Y. (2018). The role of strains in negative emotions and bullying behaviors of school-aged children. *Children and Youth Services Review*, 94, 290-297. <https://doi.org/10.1016/j.chidyouth.2018.10.016>

Zimmerman, G. M. (2010). Impulsivity, offending, and the neighborhood: Investigating the person-context nexus. *Journal of Quantitative Criminology*, 26(3), 301-332. <https://doi.org/10.1007/s10940-010-9096-4>

