

家庭關係對於國中生外向性偏差行為與學業適應問題之影響：以憂鬱情緒與認同非法手段為中介

徐乙文 國立成功大學教育研究所碩士生
李承傑 閩南師範大學教育科學學院副教授
董旭英 國立成功大學教育研究所教授兼所長

摘 要

本研究採取家庭系統論、社會控制理論和差異機會理論的觀點，目的是嘗試建構家庭關係、憂鬱情緒、認同非法手段對國中生外向性偏差行為與學業適應問題的影響機制。本研究採用偏最小平方法之結構方程模型分析高雄市 593 位國中生。研究結果顯示，家庭關係對外向性偏差行為的直接影響並不顯著，而憂鬱情緒與認同非法手段對外向性偏差行為具有顯著直接影響。其次，家庭關係、憂鬱情緒與認同非法手段對學業適應問題具有顯著直接影響。再者，在中介效果檢定上，家庭關係會透過憂鬱情緒、認同非法手段間接影響外向性偏差行為和學業適應問題。最後，在性別多群組比較方面，影響男生外向性偏差行為與學業適應問題的關鍵是認同非法手段，而影響女生的主因是憂鬱情緒。

關鍵詞：家庭關係、憂鬱情緒、認同非法手段、外向性偏差行為、學業適應問題



The Effects of Family Relationship on External Deviant Behaviors and Academic Problems Among Junior High School Students: Depression, and Illegitimate Means as Mediators

Yi-Wen Hsu

Graduate Student, Institute of Education, National Cheng Kung University

Cheng-Chieh Li

Associate Professor, School of Educational Science, Minnan Normal University

Yuk-Ying Tung

Professor, Institute of Education, National Cheng Kung University

Abstract

Based on family system theory, social control theory, and differential opportunity theory, the purpose of this study was to explore the effects of family relationship, depression and illegitimate means on external deviant behaviors and academic problems for junior high school students. This study was to use partial least squares–structural equation modeling to analyze a total of 593 participants recruited from eight junior high schools in Kaohsiung. The results of this study showed that depression and illegitimate means had significant positive direct effects on external deviant behaviors except for family relationship. Second, family relationship, depression, and illegitimate means had significant direct effects on academic problems. Third, family relationships had significant indirect effects on external deviant behaviors and academic problems. Finally, in terms of the multiple group analysis across sex, illegitimate means is the crucial factor for male students influencing delinquency and academic problems while depression is the key factor for female.

Keywords: family relationship, depression, illegitimate means, external deviant behaviors, academic problems



壹、緒論

近年來受到少子化的影響，青少年人口呈逐年下降的趨勢，但是青少年的犯罪比例仍居高不下（法務部統計處，2021），藉此反應出青少年偏差行為仍是值得探討的議題。青少年產生偏差行為的原因錯綜複雜，關於青少年偏差行為的研究，過去國內外學者對此進行了不少的探討，大部分研究著重在家庭因素，例如：父母管教、親子關係、親子衝突、家庭結構或資本、家庭危險因素、生活緊張感等（林坤隆、沈勝昂，2016；張雲龍，2016；陳杏容，2016；曾淑萍，2011；譚子文、張楓明，2013；譚子文等人，2015；Eichelsheim et al., 2019; Henneberger et al., 2013; Herrera & Stuewig, 2017; Kaukinen & Apel, 2017; Vanassche et al., 2014; Werner & Silbereisen, 2003）；其中，許多研究特別著重於家庭關係，但大多的研究都是將親子關係、父母關係或手足關係分別進行探討，顯少有研究將家庭關係作統整，對青少年偏差行為進行探究。因此，本研究欲探討整體的家庭關係對國中生偏差行為的影響。

除了家庭關係外，目前有不少研究探討青少年憂鬱情緒與偏差行為的關聯，例如，青少年長期處於憂鬱情緒之下，很可能會導致行為上的問題（王郁琮，2014；吳中勤，2015；吳齊殷、李文傑，2003；賴慧敏等人，2017；Fanti et al., 2019; Fontaine et al., 2019; Herrera & Stuewig, 2017; Jolliffe et al., 2019）；另一方面，有些學者也發現家庭關係與憂鬱情緒的關聯性，雙親衝突與親子關係不好都很有可能導致學生產生憂鬱情緒（王齡竟、陳毓文，2010；劉宗幸、江守峻，2020；蕭惠瑩、陸偉明，2020；Du & Kim, 2020; Rice et al., 2020）。此外，家庭關係除了會影響到青少年的情緒問題之外，也很可能會造成特定價值觀或次文化的偏差心態，形成對非法手段的認同（陳芝吟等人，2019；蔡東敏等人，2015），故本研究不僅納入了憂鬱情緒，還有認同非法手段，以探討家庭關係在偏差行為中扮演的角色。

最後，談及青少年偏差行為是複雜且相對的概念，因不同社會文化、不同族群對偏差行為有不同的界定，本研究主要針對國中生的偏差行為進行探討。依據吳武典（1992）對偏差行為的定義，認為偏差行為是指偏離社會常態或違反社會規範之行為，且其行為結果對自己或他人造成不良的影響，所以本研究參考偏差行為類別，分為外向性偏差行為問題、內向性行為問題，以及學業適應問題等三類（郭芳君等人，2011；譚子文、范書菁，2010）。首先，外向性偏差行為即通稱的違規犯過或反社會的行為，包括蹺課、逃家、與他人發生衝突、打架、賭博、在外遊蕩、

抽菸等違反社會、家庭或學校中的法律或文化規範的行為。其次，內向性行為問題為情緒困擾或社會退縮的行為，涵蓋心情低落、煩躁、易怒、恐懼、退縮、焦慮、憂鬱、自傷、自殺行為等因為無法有效解決內在衝突、挫折及焦慮，而導致心理或情緒方面的困擾行為。再者，學業適應問題係指非智力因素所造成的學業問題，往往具有情緒上的困擾與行為上的問題，包含上課不專心、考試作弊、討厭上課、蹣跚等妨礙有效學習活動的不良態度、行為習慣和動機。是以，本研究的憂鬱情緒所造成的影響與內向性行為問題重疊性較高，故本研究聚焦在外向性偏差行為與學業適應問題，並將兩者由偏差行為的整體概念下拉出，分別進行探討。

綜上所述，本研究採取家庭系統論、社會控制理論和差異機會理論的觀點，來探討家庭關係對國中生外向性偏差行為與學業適應問題的影響，並同時瞭解憂鬱情緒和認同非法手段在其中的影響機制。

貳、文獻探討

一、家庭系統對偏差行為的影響

家庭是個體最初接觸到的社會團體，也是個體最主要的成長環境，而家庭關係對個體的生活習慣、思維、價值觀和行為模式皆有深遠的影響，Bowen 在 1978 年提出「家庭系統理論」(family system theory)的概念，將家庭視為一個自然系統，由家庭成員、互動型態、家庭規則、家庭關係、溝通方式、成員間態度所組成，著重家庭成員之間的互動關係(羅貝塔·吉爾伯特，2004/2012)，強調一個家庭成員有所改變時，很可能會帶動家庭中其他成員做出相對應的改變。Brown 與 Christensen (1986) 指出，個人只是家庭問題的代罪羔羊，當青少年的行為問題發生時，應看整個家庭系統的運作和功能，因為家庭系統會呈現出家庭所有成員的問題所在。換言之，當學生出現不良行為，例如抽菸、打架、逃學或賭博等偏差行為時，很可能都是因為家庭系統出現問題而發出的警訊。「家庭動力理論」(theory of family dynamics) 將家庭視為一個系統，一位成員的狀況改變，能夠牽一髮而動全身，也認為個體的家庭成員若處於關係不良時，則可能導致子女產生不良的社會化，進而促使青少年產生偏差行為(Ackerman, 1959)；父母親若缺乏對子女進行有效的溝通與互動，親子關係薄弱或家庭關係不良、家庭社會化功能不彰，將使青少年行徑無法符合社會規範，也會導致輟學、不當使用毒品或犯罪行為的產生。

(Eichelsheim et al., 2019; Herrera & Stuewig, 2017; Kaukinen & Apel, 2017; Werner & Silbereisen, 2003)。此外，個體第一個所建立的依附關係就是與家人的連結，以「社會控制理論」(social control theory)的觀點，個體與社會鍵(social bond)連結的強弱決定了個體是否遵循社會規範的主因(Hirschi, 1969)。Hirschi (1969)指出影響個體順應社會的社會鍵有四項：依附(attachment)、承諾(commitment)、參與(involvement)和信念(belief)，其中，「依附」係指個體對人、事物和情感上的連結，當個體與他人依附關係愈強，愈會在意依附對象的期待和要求，也就愈能得到認同和尊敬。

在國內實徵研究方面，家庭關係對青少年偏差行為具有顯著且重要的影響。曾淑萍(2011)的研究指出，親子關係與偏差行為會形成一個負向的雙向關係，也就是說親子關係愈差，學生產生偏差行為的可能性愈大；相對地，學生若有偏差行為也會影響到子女與父母之間的關係。譚子文與張楓明(2013)的研究顯示，良好的依附關係不但有助於提升青少年的自我控制能力，亦會因為與父母、師長和同儕有良好的連結，愈容易接受傳統社會規範，進而避免受到偏差同儕的吸引，降低偏差行為發生的可能性。徐美雯與魏希聖(2015)的研究也顯示，父母與子女互動中日常照顧和管教愈多，青少年偏差行為愈少。譚子文等人(2015)探討青少年依附關係對學業適應問題的影響時，發現青少年與父母依附關係良好、溝通良好、情感愈認同、教師給予關懷愈多、在校表現優良、互動多，便能減少青少年學業適應問題。林坤隆與沈勝昂(2016)以性侵害少年為研究對象，發現父母親職失能是成為性侵害少年與非性侵害少年的區別因素之一，認為性侵害少年成長於父母親職失能嚴重的家庭系統，衍生出其偏差行為及犯罪行為。陳杏容(2016)指出，當家庭危險因素，例如貧窮、雙親有酗酒習慣、嚴重親子衝突、父母分居或離婚、父母重病，其中至少一人去世或罹患精神疾病等情況增加時，青少年的學業成就、偏差行為與憂鬱情緒都有逐漸惡化的發展。蕭惠瑩與陸偉明(2020)研究發現，家人支持是影響青少年憂鬱情緒中重要的保護因素之一，能夠調節家庭因經濟所產生的壓力，使青少年隨之引發的憂鬱情緒得以緩衝。游玉英與許全守(2019)在探討國中生中輟預防研究中發現，當學生與父母連結不足、父母疏於照顧、親子關係疏遠，會產生對未來無方向和薄弱的生涯承諾，又因為缺乏正向的依附對象，最終導致輟學，使其容易陷入違規犯紀的情境中。

是以，本研究基於 Bowen 的家庭系統理論和 Hirschi 的社會控制理論觀點，考量目前家庭結構的轉變，將家庭關係中較具影響力的父母關係、親子關係與手足關

係作為探討家庭關係的主要面向，並綜合上述實證研究結果，提出本研究假設一：家庭關係愈好，學生外向性偏差行為的發生可能性愈低，以及假設二：家庭關係愈好，學生學業適應問題愈少。

二、家庭關係、憂鬱情緒與外向性偏差行為的關連性

在社會支持系統與青少年憂鬱症關聯性的研究中，家庭因素與青少年憂鬱症有明顯的關聯性。國外的實證研究發現，影響憂鬱的家庭因素包括：父母婚姻高衝突（Buehler & Gerard, 2002）、親子關係疏離衝突或依附關係薄弱、父母持有強烈的指責與敵意、感受到父母的拒絕或有條件的部分支援（Du & Kim, 2020; Rice et al., 2020）。在家庭關係中，如果有子女無法獲得父母關愛、親子互動不佳、婚姻衝突、低情感傳達或家庭凝聚力低等情況，都有可能導致青少年憂鬱情緒的發生，或是加劇其憂鬱情緒的嚴重性。

在國內實證研究方面，王齡竟與陳毓文（2010）研究發現，當青少年知覺雙親衝突和親子衝突愈深，特別是親子衝突，其內心產生壓力愈大，憂鬱情緒程度愈嚴重。吳齊殷與黃鈺婷（2010）指出，父母長期管教與親子關係不良不斷地累積青少年的內在感受，導致青少年對親子關係的不滿意和低自尊，將隨時間展現出惡化的憂鬱症狀。葉蓁與李思賢（2013）的研究除了發現家庭結構對於青少年憂鬱情緒有影響之外，其研究結果也顯示家庭關係中若父母有高度關懷及緊迫盯人等行為，也容易讓學生產生心理壓力而促發憂鬱情緒。黃昱得（2014）針對高中職以上的青少年探討其多元風險因素與憂鬱情緒，得知親子衝突與學業期望壓力愈高，青少年的憂鬱情緒愈嚴重。陳杏容（2016）研究發現，家庭累積風險因素愈多，例如家庭衝突、家庭結構等家庭壓力事件，會使少年內外問題愈嚴重，而且不利其學業成就，更甚者會伴隨著憂鬱情緒，導致問題有更加惡化的趨勢。田光祐等人（2018）的研究指出，家庭因素中的家人自我傷害行為、父母間的衝突及不良親子關係與個人因素之憂鬱情緒、求樂衝動等，皆分別對青少年的自我傷害行為具有影響。

此外，許多實證研究指出憂鬱情緒與外向性偏差行為的關聯性，認為憂鬱症狀的發生可能同時伴隨著品行問題行為的出現（Fanti et al., 2019; Fontaine et al., 2019; Herrera & Stuewig, 2017; Jolliffe et al., 2019）。王郁琮（2014）針對憂鬱的不同情緒型態與違常行為進行探討，發現累積憂鬱和典型憂鬱都比穩定情緒類型的青少年更容易出現違常行為。吳中勤（2015）研究發現青少年長期憂鬱下可能會併發偏差行為的出現，研究結果並顯示青少年憂鬱和偏差行為也會受同儕群體關係影

響。賴慧敏等人（2017）研究顯示，憂鬱情緒與偏差行為起始具有顯著關聯，學生在國一的憂鬱情緒會影響國三時的個體偏差行為。

是以，綜合上述實證研究結果，將過往研究中的偏差行為分為外向性偏差行為及學業適應問題，提出本研究假設三：家庭關係愈好，學生憂鬱情緒的可能性愈低、假設四：學生憂鬱情緒愈嚴重，學生外向性偏差行為的發生可能性愈高，以及假設五：學生憂鬱情緒愈嚴重，學生學業適應問題愈多，進一步探討憂鬱情緒是否為家庭關係對外向性偏差行為和學業適應問題的中介效果。

三、家庭關係、認同非法手段與外向性偏差行為的關聯性

認同非法手段的概念源自於 Cloward 與 Ohlin 在 1960 年所提出的「差別機會理論」（theory of differential opportunity），其理論奠基在 Merton 的「古典緊張理論」（classical strain theory）和 Sutherland 的「差別接觸理論」（differential association theory）上，主要在解釋青少年犯罪的問題（Cloward & Ohlin, 1960）。Cloward 與 Ohlin（1960）指出，認同非法手段是解釋青少年為何從事偏差行為重要的因素之一，認為如果青少年在傳統社會中自認為是失敗的人，很可能會另尋其他途徑來獲得成功的經驗；而有些青少年並不能適應社會規範的合法行為，因而採取非法手段來獲取成功（Akers et al., 2017）。

有關認同非法手段的實證研究並不多，主要原因在於認同非法手段的問卷設計（Menard, 1995）。國內有些研究參考 Menard（1995）的認同非法手段量表，發現當國中生覺察在學校生活中的發展機會受到限制或阻礙，例如受到同儕排擠、被師長拒絕，或參與學校活動受阻等，青少年愈認同以非法手段來獲取成功，造成產生偏差行為的可能性提高（李承傑等人，2018；陳芝吟等人，2019；蔡東敏等人，2015）。蔡東敏等人（2015）研究發現，國中生若經歷較多的緊張因素，例如父母離異、家庭衝突、家庭失功能或與同儕分離等，皆可能讓他們更有機會透過接觸偏差同儕和認同非法手段，導致青少年偏差行為的產生。李承傑等人（2018）以高中職生為研究對象，發現學生在學校、家庭、師生關係或同儕關係愈緊張，促使他們認同非法手段的態度愈高，進而抑制了他們抗拒毒品的自我效能。陳芝吟等人（2019）更進一步探究出，學生的生活緊張因素愈嚴重，愈認同非法手段，導致學生對毒品使用的態度愈偏差。

是以，綜合上述論點，提出本研究假設六：家庭關係愈好，學生愈不認同非法手段；另試著將外向性偏差行為及學業適應問題從偏差行為的整體概念中獨立出

來，提出本研究假設七：學生愈認同非法手段，其外向性偏差行為的發生可能性愈高，以及假設八：學生愈認同非法手段，其學業適應問題愈多；以進一步探討認同非法手段是否為家庭關係對外向性偏差行為和學業適應問題的中介效果。

四、憂鬱情緒、外向性偏差行為與認同非法手段的性別差異

過去探討青少年偏差行為的性別差異研究結果並不一致，曾淑萍（2011）研究發現兩性在偏差行為的發展模式大致相似，但是進一步探討時，發現男生在依附同儕上多了許多機會發展外向性偏差行為，而家庭關係對女生外向性偏差行為比男生更具有影響，所以建議在研究上必須考慮性別的影響。在憂鬱症與外向性偏差行為之間的關係，吳齊殷與李文傑（2003）指出，由於兩性在社會化與生活經歷上不同，導致男生在外向性偏差行為發展偏高，但也存在一定程度的內化憂鬱傾向；而女生則傾向高程度的憂鬱。賴慧敏等人（2017）也發現國、高中階段的女生在憂鬱情緒上高於男生，而男生產生外向性偏差行為的機會則高於女生。在認同非法手段方面，陳芝吟等人（2019）研究發現，男生認同非法手段的可能性高於女生，導致兩性在影響路徑上有不同的結果。因此，本研究最後以多群組比較來探討性別在本研究模型的差異。

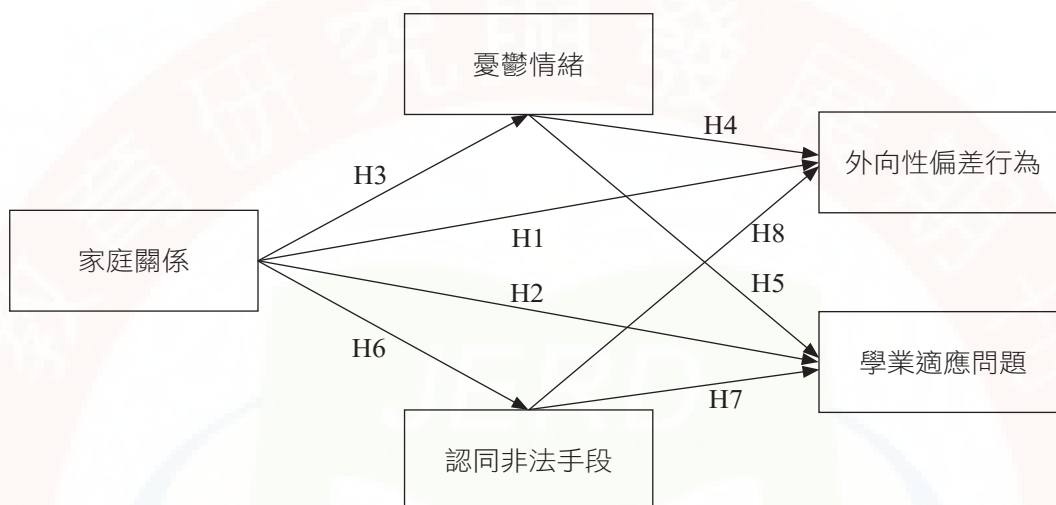
參、研究方法

一、研究架構

本研究依據上述文獻回顧，建構研究架構（見圖 1），採取家庭系統論、社會控制理論和差異機會理論的觀點，探討家庭關係、憂鬱情緒、認同非法手段對外向性偏差行為與學業適應問題的影響。本研究認為，家庭關係愈好，不僅可以抑制其子女的外向性偏差行為，也可減緩其學業適應問題的產生。其次，納入個體本身憂鬱情緒和認同非法手段等危險因子，則會加劇其外向性偏差行為和學業適應問題的發生。

圖 1

研究架構圖



二、資料來源

本研究以分層叢集立意抽樣方式抽取高雄市國中生為研究對象，並利用問卷調查蒐集資料。首先，參考吳政達（2006）學校規模分層抽樣的建議，將高雄市立國民中學以學校規模分為 12 班以下、13～24 班、25～48 班，以及 49 班以上等四層學校規模，共計 108 所。其次，從四層學校各抽取兩所國中，共八所。再者，每間學校的每個年級隨機抽取一個班級，共 24 班。平均每班學生數為 30 人，所以共發出 720 份問卷，實際回收 615 份，回收率為 85.4%，刪除無效問卷之後，有效問卷為 593 份。在年級方面，一年級學生有 204 位（33.2%）；二年級學生有 220 位（35.8%）；三年級學生有 191 位（31.1%）；其中男生為 305 人（49.6%），女生為 310 人（50.4%）。

三、變項測量

（一）依變項：外向性偏差行為和學業適應問題

本研究依變項為外向性偏差行為和學業適應問題，係採用郭芳君等人（2011）所編製的青少年偏差行為量表，此一量表包含外向性偏差行為、內向性偏差行為，以及學業適應問題等三個構面，其中內向性偏差行為與本研究憂鬱情緒測量內容具

有較高的重覆性，因此僅採用外向性偏差行為和學業適應問題兩個部分。其中，外向性偏差行為的測量包含：離家出走；與父母發生衝突；深夜在外遊蕩等 19 題，測量受試者過去一學期內，是否曾經從事或發生上述偏差行為，並採用 Likert 五點尺度，反應項目為：從未、1～2 次、3～5 次、6～10 次、10 次以上，計分方式依序給 0、1、2、3、4 分。分析時將此 19 題加總為外向性偏差行為，得分愈高，表示愈常從事外向性偏差行為，Cronbach's α 為 .881。

學業適應問題的測量包含：書念不下去，有看沒有懂；上課不專心；沒有做功課等 12 題，測量受試者過去一學期內，是否曾經從事或發生上述情形，並採用 Likert 五點尺度，反應項目為：從未、1～2 次、3～5 次、6～10 次、10 次以上等，計分方式依序給 0、1、2、3、4 分。分析時將此 12 題加總為學業適應問題，得分愈高，表示學生學業適應問題愈嚴重，Cronbach's α 為 .917。

本研究將外向性偏差行為和學業適應問題兩個構面分別加總形成單一指標的主要原因，是由於這兩個構面的題目內部相關頗高，而且學業適應問題的內部一致性信度大於 .90，符應 Diamantopoulos 等人（2012）的建議，所以採用單一指標的處理。

（二）自變項：家庭關係

本研究自變項家庭關係是以 Bowen 的家庭系統理論為基礎，將家庭關係分為父母關係、親子關係與手足關係三大構面，參考侯崇文（2001）所編製的家庭關係量表。經初步分析時發現，有半數樣本並無兄弟姐妹，可能是因為少子化的緣故，導致手足關係無法分析，故將此一部分刪除，僅保留父母關係和親子關係。其中，父母關係測量包含：我覺得爸媽的感情很好，相處融洽；當爸媽意見不合的時候，會以討論或溝通的方式來處理；爸媽常會互相幫忙對方做事情等五題。親子關係測量包含：父親或母親會注意我的飲食起居；父親或母親會注意我的情緒狀況；父親或母親很關心我等五題。兩個分量表皆採用 Likert 四點尺度，反應項目為：很少如此、偶爾如此、經常如此，以及總是如此，計分方式依序給 1、2、3、4 分。透過探索性因素分析，取樣適切性量數（Kaiser-Meyer-Olkin measure of sampling adequacy, KMO）為 .907，Bartlett 球形檢定（Bartlett's test of sphericity）為 3214.114（ $p < .05$ ），以主軸因子法（principle axis factor, PAF）進行因素萃取，並以 Promax 斜交轉軸，以特徵值大於 1 來決定具有意義的因素，結果共萃取出兩個因素（見表 1），命名為父母關係和親子關係，整體累積解釋變異量為 59.759%，整體 Cronbach's α 為 .906，兩個分量表的 Cronbach's α 為 .878 和 .868，兩個因素間相關為 .649。

表 1

家庭關係量表探索性因素分析樣式矩陣摘要表 ($N = 593$)

標號	題目	父母關係	親子關係
A4	父母親會一起聊天	.891	-.061
A3	爸媽常會互相幫忙對方做事情	.840	-.039
A1	我覺得爸媽的感情很好，相處融洽	.811	.016
A2	當爸媽意見不合的時候，會以討論或溝通的方式來處理	.642	.137
A5	爸媽有空就會一起做休閒活動，如逛街或散步	.530	.176
B2	父親或母親會注意我的情緒狀況	-.083	.941
B3	父親或母親很關心我	.020	.777
B1	父親或母親會注意我的飲食起居	.021	.718
B4	父親或母親的工作再忙，也一定會找時間和我聊天或瞭解我的想法	.061	.659
B5	我常和父親或母親討論事情，當意見不同時，也會溝通	.228	.531

(三) 中介變項：憂鬱情緒、認同非法手段

本研究中介變項有二，其一是憂鬱情緒，採用董氏基金會所編製的青少年憂鬱情緒自我檢視表（黃國彥等人，無日期），包含：我覺得現在比以前容易失去耐心；最近大多數時候我覺得全身無力；無論我做什麼都不會讓我變得更好等 11 題，測量受試者過去一週內發生上述狀況之頻率，採用 Likert 四點尺度，反應項目為：每週 1 天以下、每週 1～2 天、每週 3～4 天、每週 5～7 天，計分方式依序給 1、2、3、4 分。透過探索性因素分析，KMO 為 .909，Bartlett 球形檢定為 4002.472 ($p < .05$)，以 PAF 進行因素萃取，並以 Promax 斜交轉軸，以特徵值大於 1 來決定具有意義的因素，結果共萃取出三個因素（見表 2），命名為低自我肯定、情緒煩躁和身體欠佳，整體累積解釋變異量為 66.232%，整體 Cronbach's α 為 .916，三個分量表 Cronbach's α 分別為 .888、.822 和 .894。

表 2

憂鬱情緒量表探索性因素分析樣式矩陣摘要表（ $N = 593$ ）

標號	題目	低自我肯定	情緒煩躁	身體欠佳
E2	我覺得自己很差勁	.906	-.013	-.028
E3	我對自己很失望	.866	.004	.007
E4	我想消失不見	.797	-.019	.023
E1	無論我做什麼都不會讓我變得更好	.672	.064	.079
C2	我比平常更容易煩躁	-.095	.896	.035
C1	我覺得現在比以前容易失去耐心	-.071	.868	.023
C3	我變得比以前更容易生氣	.129	.748	-.069
C4	我心情變得很不好	.204	.630	.040
D2	我常覺得胸悶	.012	.014	.795
D3	最近大多數時候我覺得全身無力	-.021	.028	.734
D1	我覺得身體不舒服	.080	-.020	.733

另一中介變項是認同非法手段，採用陳芝吟等人（2019）所編製的認同非法手段量表，包含：為了逃避處分，有時候欺騙老師也是可以接受的；有時候需要違反父母的規定，以維持與朋友之間的友誼；有時候需要違反學校規定，來吸引其他同學注意等七題，採用 Likert 四點尺度，反應項目為：非常不同意、不同意、同意、非常同意，計分方式依序給 1、2、3、4 分。透過探索性因素分析，KMO 為 .889，Bartlett 球形檢定為 2889.162（ $p < .05$ ），以 PAF 進行因素萃取，並以 Promax 斜交轉軸，結果萃取出一個因素，累積解釋變異量為 72.013%，Cronbach's α 為 .905。

四、分析方法

本研究採用 SmartPLS 3 統計軟體進行資料分析（Ringle et al., 2015），以偏最小平方方法（partial least squares, PLS）來估計測量模型的信效度與結構模型的路徑係數，並以拔靴法（bootstrap）反覆抽取樣本 5,000 次，驗證所有估計參數的顯著性。由於 PLS 不僅能夠處理多個依變數與多個自變數，也可以處理僅有單一觀察變項的潛在變項估計，又可以克服多元共線性的問題，具有強健（robust）處理干擾資

料與遺漏值；更重要的是，還有不受資料分配的限制等優勢（Hair et al., 2011），所以非常適合本研究的變項特性。本研究 PLS 模型分析與詮釋分為三個部分，第一部分是檢驗測量模型的信效度，第二部分檢測結構模型路徑係數的顯著性與預測力（Hair et al., 2017），第三部分是以多群組比較策略（multi-group comparison approach）來探討性別在此一模型的差異（Hair et al., 2018）。

肆、研究結果

一、描述性統計量

表 3 呈現本研究觀察變項之描述性統計與分配型態，身體欠佳、低自我肯定、認同非法手段，以及外向性偏差行為違反常態性假設，其他各觀察變項均符合常態性假設（Kline, 2011），故本研究採用 PLS 分析資料，不受資料常態性假設的限制。其次，透過獨立樣本 t 檢定發現，男生在認同非法手段、外向性偏差行為，以及學業適應問題都比女生嚴重，所以本研究在建立模型之後，必須再進行性別多群組比較，來檢視性別在此一模型的差異性。

表 3
觀察變項的描述性統計與性別的均數分析（ $N = 593$ ）

觀察變項	平均數	標準差	偏態	峰度	男生 ($n = 290$)	女生 ($n = 303$)	t 值
父母關係	2.71	0.88	-0.32	-0.84	2.72	2.70	0.167
親子關係	2.87	0.80	-0.35	-0.73	2.90	2.85	0.776
情緒煩躁	1.73	0.79	1.055	0.46	1.69	1.77	-1.304
身體欠佳	1.43	0.66	1.87	3.43	1.45	1.42	0.628
低自我肯定	1.52	0.77	1.63	1.87	1.51	1.52	-0.290
認同非法手段	1.51	0.58	1.40	2.33	1.62	1.42	4.297*
外向性偏差行為	3.78	6.76	4.66	27.89	5.51	2.14	6.146*
學業適應問題	15.61	11.80	0.69	-0.39	17.19	14.09	3.209*

註：* $p < .05$ 。

二、測量模型之信效度

PLS 測量模型檢定包含內部一致性、收斂效度與區別效度等三個方面。依據 Hair 等人（2017）的建議，組合信度應該在 .70 以上，以確認測量變項對於潛在變項達到內部一致性；因素負荷量也應該在 .70 以上，以確認測量變項的信度；平均變異萃取量（average variance extracted, AVE）應該要大於 .50 以上，以確認其測量變項對於潛在變項的收斂；最後，以 average heterotrait-heteromethod（HTMT）來檢定其區別效度。表 4 呈現本研究一階潛在變項和二階潛在變項各構面測量模型之信效度，所有構面的因素負荷量都高於建議標準值，組成信度也都高於建議標準值，而且 AVE 也都高於建議標準值，顯示出本研究的測量模型無論是一階潛在變項或是高階潛在變項都具有良好的信效度。

表 4

一階與二階測量模型的因素負荷量、組合信度與收斂效度

潛在變項	測量變項	因素負荷量	Cronbach's α 係數	組合信度	AVE
父母關係	A1	.853	.878	.912	.675
	A2	.801			
	A3	.840			
	A4	.868			
	A5	.737			
親子關係	B1	.786	.867	.905	.655
	B2	.877			
	B3	.834			
	B4	.780			
	B5	.765			
情緒煩躁	C1	.867	.887	.922	.747
	C2	.878			
	C3	.857			
	C4	.856			

（續下頁）

表 4

一階與二階測量模型的因素負荷量、組合信度與收斂效度（續）

潛在變項	測量變項	因素負荷量	Cronbach's α 係數	組合信度	AVE
身體欠佳	D1	.865	.821	.894	.737
	D2	.874			
	D3	.836			
低自我肯定	E1	.838	.895	.927	.760
	E2	.899			
	E3	.894			
	E4	.855			
認同非法手段	H1	.789	.911	.929	.737
	H2	.826			
	H3	.778			
	H4	.885			
	H1	.812			
	H2	.770			
家庭關係	H3	.788	.905	.921	.812
	父母關係	.903			
	親子關係	.899			
憂鬱情緒	情緒煩躁	.860	.915	.928	.715
	身體欠佳	.795			
	低自我肯定	.880			

一般結構方程模型的區別效度分析大致採用 Fornell-Larcker 法，來檢定各潛在變項間的區別效度；然而，Henseler 等人（2015）指出，PLS 中的區別效度若採用 Fornell 與 Larcker（1981）的方法會被高估，所以他們建議採用 HTMT 來計算各潛在變項間的相關比，若 HTMT 比值小於 0.85，表示構面間具有區別效度（Hair et al., 2017）。從表 5 顯示，一階潛在變項間的 HTMT 比值皆小於建議標準值，表示本研究一階潛在變項間具有良好的區別效度。其中家庭關係和憂鬱情緒屬於高階潛

在變項，所以在隸屬的一階潛在變項的 HTMT 比值一定會大於 0.85，而對其他一階潛在變項間的 HTMT 比值都小於建議標準值，顯示本研究二階潛在變項間同樣具有良好的區別效度。

表 5
潛在變項間相關矩陣與區別效度

潛在變項	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.
1. 父母關係									
2. 親子關係	0.716								
3. 情緒煩躁	0.097	0.128							
4. 身體欠佳	0.122	0.109	0.635						
5. 低自我肯定	0.167	0.159	0.675	0.681					
6. 認同非法手段	0.197	0.276	0.245	0.309	0.284				
7. 外向性偏差行為	0.125	0.154	0.217	0.253	0.275	0.443			
8. 學業適應問題	0.193	0.222	0.381	0.262	0.342	0.371	0.435		
9. 家庭關係	1.013	1.016	0.122	0.126	0.178	0.258	0.152	0.226	
10. 憂鬱情緒	0.149	0.155	0.954	0.925	0.966	0.318	0.285	0.385	0.165

三、結構模型之路徑分析

本研究以 PLS 進行結構模型檢定，根據 Fornell 與 Larcker（1981）建議，檢視標準化路徑係數是否有達到統計上的顯著水準，並以 R^2 值來判斷模型的解釋力。本研究以 bootstrap 反覆抽取樣本 5,000 次，驗證結構模型的路徑係數與顯著性，圖 2 呈現整體結構模型的路徑結果，表 6 呈現結構模型的路徑係數與檢定結果。

首先，就家庭關係的影響方面，家庭關係顯著負向影響憂鬱情緒和認同非法手段；也就是說，家庭關係愈好，憂鬱情緒愈不嚴重；家庭關係愈融洽，愈不認同非法手段。憂鬱情緒和認同非法手段都顯著正向影響外向性偏差行為，即憂鬱情緒愈嚴重，外向性偏差行為愈多；愈認同非法手段，外向性偏差行為愈多。然而，家庭關係對於外向性偏差行為的直接影響卻不顯著，有可能家庭關係是透過憂鬱情緒

和認同非法手段間接影響外向性偏差行為。其次，對於學業適應問題的影響方面，家庭關係顯著直接負向影響學業適應問題；也就是說，家庭關係愈融洽，學業適應問題愈少。憂鬱情緒和認同非法手段都顯著正向影響學業適應問題，即憂鬱情緒愈嚴重，學業適應問題愈多；愈認同非法手段，學業適應問題愈多。

表 6
結構模型之路徑係數檢定

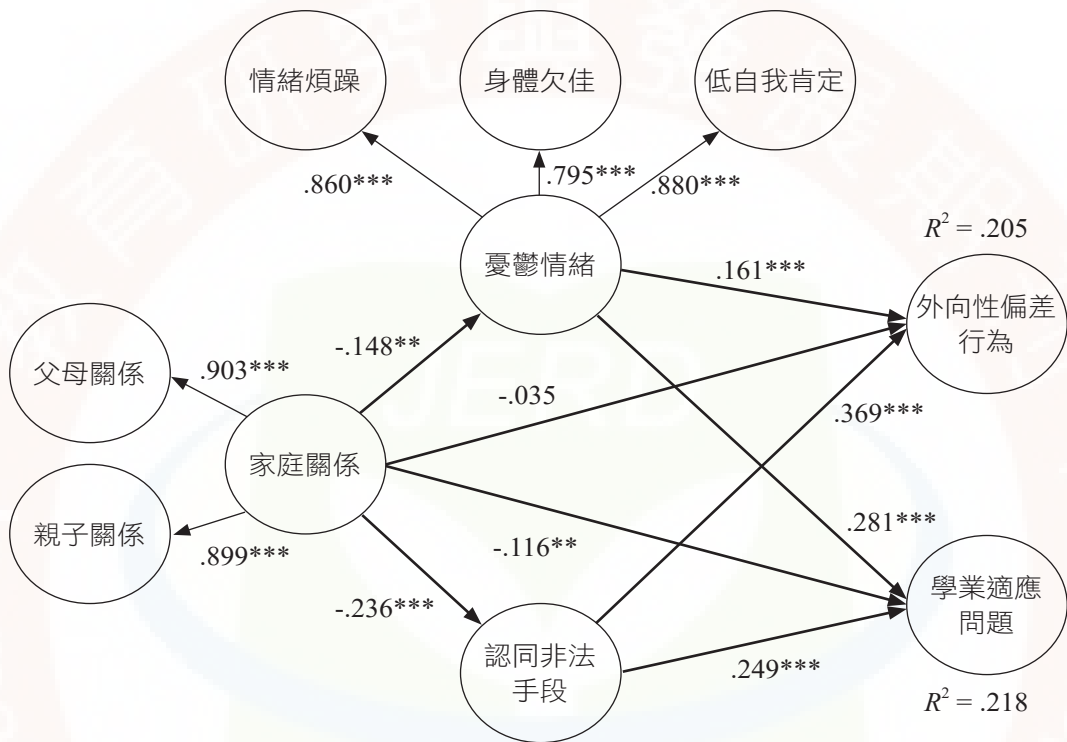
路徑	路徑係數	標準誤	t 值	區間估計		f^2
				2.5%	97.5%	
家庭關係→外向性偏差行為	-.035	0.059	0.594	-.159	.076	.001
家庭關係→學業適應問題	-.116	0.039	2.980**	-.192	-.039	.016
家庭關係→憂鬱情緒	-.148	0.043	3.435**	-.232	-.066	.022
家庭關係→認同非法手段	-.236	0.045	5.306***	-.325	-.152	.059
憂鬱情緒→外向性偏差行為	.161	0.045	3.542***	.068	.246	.030
憂鬱情緒→學業適應問題	.281	0.043	6.534***	.198	.364	.092
認同非法手段→外向性偏差行為	.369	0.054	6.833***	.259	.467	.150
認同非法手段→學業適應問題	.249	0.044	5.697***	.164	.333	.067

註：** $p < .01$ ；*** $p < .001$ 。

在模型解釋力方面，憂鬱情緒、認同非法手段、外向性偏差行為和學業適應問題的 R^2 分別為 .022、.056、.205 與 .218，依據 Chin (1998) 對於 PLS 結構模型的效度評估，認為 $R^2 \leq .19$ 表示解釋力較弱， $.33 \leq R^2 \leq .67$ 表示具有中度解釋力，所以家庭關係對於憂鬱情緒和認同非法手段的解釋力低於 .19 表示解釋力低弱，整體模型對於外向性偏差行為和學業適應問題高於 .19 卻低於 .33，顯示解釋力介於中低程度之間。在外生變項對內生變項的效果量 (f^2) 方面（見表 6），依據 Cohen (1988) 的經驗法則，認同非法手段對於外向性偏差行為的效果量最大，顯示具有中度效果量 ($.15 \leq f^2 \leq .35$)，其次是憂鬱情緒對於學業適應問題的效果量，顯示具有弱到中度的效果量。

圖 2

結構模型分析結果



在間接效果檢測方面，本研究採用 **bootstrap** 來檢測間接效果是否達到顯著，以判斷中介效果的存在。從表 7 得知，家庭關係透過憂鬱情緒和認同非法手段，對於外向性偏差行為的間接影響皆達到統計上顯著水準，表示家庭關係藉由憂鬱情緒和認同非法手段，進而影響外向性偏差行為，顯示憂鬱情緒和認同非法手段具有中介效果。其次，家庭關係透過憂鬱情緒和認同非法手段，對於學業適應問題的間接影響也皆達到統計上顯著水準，表示家庭關係也是會藉由憂鬱情緒和認同非法手段，進而影響學業適應問題，顯示憂鬱情緒和認同非法手段也具有中介效果。

在總效果方面，從表 7 得知，由於家庭關係對於偏差行為的直接影響並不顯著 ($\beta = -.035$)，而是透過憂鬱情緒和認同非法手段間接影響偏差行為 ($\beta = -.111$)，表示憂鬱情緒和認同非法手段是家庭關係對於外向性偏差行為的完全中介 ($\beta = -.146$)。家庭關係對於學業適應問題具有直接影響 ($\beta = -.116$)，而且也會透過憂鬱情緒和認同非法手段顯著間接影響學業適應問題 ($\beta = -.100$)，顯示憂鬱情緒和認同非法手段是家庭關係對於學業適應問題的部分中介 ($\beta = -.217$)。

表 7
模型效果檢定摘要表

路徑	間接效果	標準差	t 值	區間估計	
				2.5%	97.5%
間接效果					
家庭關係→憂鬱情緒→外向性偏差行為	-.024	0.010	2.416*	-.046	-.007
家庭關係→認同非法手段→外向性偏差行為	-.087	0.019	4.538***	-.128	-.051
家庭關係→憂鬱情緒→學業適應問題	-.041	0.014	2.953**	-.071	-.016
家庭關係→認同非法手段→學業適應問題	-.059	0.016	3.598***	-.095	-.029
直接效果					
家庭關係→外向性偏差行為	-.035	0.060	0.591	-.162	.073
家庭關係→學業適應問題	-.116	0.039	2.984**	-.193	-.039
總間接效果					
家庭關係→外向性偏差行為	-.111	0.024	4.653***	-.160	-.067
家庭關係→學業適應問題	-.100	0.024	4.241***	-.150	-.058
總效果					
家庭關係→外向性偏差行為	-.146	0.052	2.795**	-.254	-.050
家庭關係→學業適應問題	-.217	0.041	5.325***	-.296	-.136

註：* $p < .05$ ；** $p < .01$ ；*** $p < .001$ 。

四、多群組比較

在進行性別多群組比較之前，依據 Hair 等人（2018）的建議，應該先進行性別的測量恆等性考驗。本研究採用 Henseler 等人（2016）所發展的 measurement invariance of composite models（MICOM），以確保多群組分析結果的差異是來自於性別，而非測量上所造成的變異，加強分析結果的效度。MICOM 分為形貌恆等（configural invariance）、組合恆等（compositional invariance）與組合平均數與變異數恆等（equality of composite mean values and variances）三部分。由於外向性偏差行為和學業適應問題的測量是採加總為一個觀察變量，所以 MICOM 無法針對這兩個變項進行測量恆等性考驗。

表 8
性別的測量恆等性考驗摘要表

潛在變項	形貌恆等	組合恆等		平均數恆等		變異數恆等	
		相關係數	顯著性	平均數	區間估計	變異數	區間估計
父母關係	✓	.9999	.4698	0.0072	[-0.166, 0.161]	-0.0302	[-0.176, 0.179]
親子關係	✓	.9999	.6632	0.0569	[-0.162, 0.168]	-0.0456	[-0.185, 0.191]
情緒煩躁	✓	.9998	.2450	-0.1031	[-0.165, 0.158]	0.0068	[-0.265, 0.250]
身體欠佳	✓	.9996	.2768	0.0467	[-0.164, 0.160]	0.0851	[-0.386, 0.377]
低自我肯定	✓	.9998	.1730	-0.0227	[-0.161, 0.155]	0.0565	[-0.321, 0.311]
認同非法手段	✓	.9945	.0546	0.3574***	[-0.161, 0.156]	0.6171***	[-0.361, 0.365]
家庭關係	✓	.9998	.3610	0.0353	[-0.164, 0.161]	-0.0518	[-0.186, 0.190]
憂鬱情緒	✓	.9997	.3276	-0.0399	[-0.163, 0.154]	0.1038	[-0.303, 0.286]

註：*** $p < .001$ 。

首先，在形貌恆等方面，無論男、女，在測量模型、資料處理與參數運算都是相同處理，所以形貌恆等。其次，在組合恆等方面，透過排列運算（permutation）潛在變項組合分數（composite score）的相關係數都接近於 1，而且所有潛在變項的顯著性皆大於 .05，顯示組合恆等。最後，在組合平均數與變異數恆等方面，透過排列運算後，僅有認同非法手段的組合平均數和變異數估計不在區間估計的範圍之內，顯示兩性在認同非法手段的組合平均數和變異數具有變異性，其他潛在變項的組合平均數和變異數估計都在區間估計的範圍之內，而且區間估計都包含 0，表示兩性在其他潛在變項的組合平均數和變異數具有恆等性（見表 8）。雖然認同非法手段未通過組合平均數和變異數恆等，但是 Hair 等人（2018）指出，完成形貌恆等和組合恆等表示通過部分測量恆等（partial measurement invariance）的考驗，後續即可進行多群組比較。

在多群組分析方面，本研究採用 Hair 等人（2018）多群組分析程序，利用獨立樣本 t 檢定來考驗兩群組的結構係數是否有顯著差異。

表 9 呈現不同性別在各路徑係數與群組差異的檢定。首先，在個別模型方面，男生的家庭關係對於外向性偏差行為與學業適應問題的直接影響都不顯著，但是女

生的家庭關係卻顯著負向影響外向性偏差行為與學業適應問題，表示家庭關係是影響女生外向性偏差行為與學業適應問題的影響因子，如果女生的家庭關係愈融洽，是可以直接降低其外向性偏差行為與學業適應問題。其次，在多群組差異檢定上，發現兩性在認同非法手段對於外向性偏差行為的影響之差異有達到統計上顯著水準。從表 9 中得知，男生在認同非法手段對外向性偏差行為的影響顯著大於女生。

再者，由於男生在家庭關係對於外向性偏差行為的直接影響並不顯著，很可能是透過憂鬱情緒和認同非法手段間接影響外向性偏差行為。從間接效果檢定結果得知，無論男生或女生，家庭關係透過憂鬱情緒和認同非法手段對於外向性偏差行為和學業適應問題的間接影響都有達到統計上顯著水準（見表 10），表示本研究找到影響男生外向性偏差行為與學業適應問題的重要中介因素，即憂鬱情緒和認同非法手段。雖然兩性無論在間接效果或總效果上都沒有達到統計上的顯著差異，不過兩性外向性偏差行為和學業適應問題的影響機制有所不同，影響女生外向性偏差行為和學業適應問題的關鍵在家庭關係，而影響男生外向性偏差行為和學業適應問題的關鍵在認同非法手段。

表 9
性別的多群組分析摘要表

路徑	女生	男生	差異值	t 值
家庭關係→外向性偏差行為	-.160**	-.041	.119	1.198
家庭關係→學業適應問題	-.137*	-.111	.026	0.321
家庭關係→憂鬱情緒	-.140*	-.157**	-.018	0.201
家庭關係→認同非法手段	-.255***	-.245***	.010	0.109
憂鬱情緒→外向性偏差行為	.223***	.202***	-.021	0.256
憂鬱情緒→學業適應問題	.367***	.223***	-.143	1.684
認同非法手段→外向性偏差行為	.179**	.383***	.204	2.355*
認同非法手段→學業適應問題	.191**	.264***	.073	0.829

註：* $p < .05$ ；** $p < .01$ ；*** $p < .001$ 。

表 10
性別的模型效果分析摘要表

效果	女生	男生	差異值	<i>t</i> 值
間接效果				
家庭關係→憂鬱情緒→外向性偏差行為	-.031	-.032*	-.001	0.030
家庭關係→認同非法手段→外向性偏差行為	-.046*	-.094***	-.048	1.461
家庭關係→憂鬱情緒→學業適應問題	-.051*	-.035*	.016	0.522
家庭關係→認同非法手段→學業適應問題	-.049	-.065**	-.016	0.485
直接效果				
家庭關係→外向性偏差行為	-.160**	-.041	.119	1.198
家庭關係→學業適應問題	-.137*	-.111	.026	0.321
總間接效果				
家庭關係→外向性偏差行為	-.077**	-.126***	-.049	1.128
家庭關係→學業適應問題	-.100*	-.100***	< .001	0.005
總效果				
家庭關係→外向性偏差行為	-.236***	-.166*	.070	0.753
家庭關係→學業適應問題	-.236***	-0.211***	.026	0.313

註：* $p < .05$ ；** $p < .01$ ；*** $p < .001$ 。

伍、討論與建議

一、討論

對於青少年外向性偏差行為與學業適應問題來說，家庭關係扮演著重要的角色。家庭關係除了會直接影響外向性偏差行為與學業適應問題外，亦會透過憂鬱情緒、認同非法手段間接影響外向性偏差行為與學業適應等問題。

（一）家庭關係對國中生外向性偏差行為和學業適應問題的影響

家庭關係中的父母關係與親子關係是直接影響國中生學業適應問題的發生。換言之，當國中生知覺家庭關係越好，他們在學業適應上的問題越少，這方面與過

去的實證研究一致（譚子文等人，2015）。然而，家庭關係對國中生外向性偏差行為的直接影響卻不顯著，此結果不同於過去有些研究（林坤隆、沈勝昂，2016；曾淑萍，2011）。研究者推論可能原因有二，一是依據 Thornberry（1987）所提出的互動理論（interactional theory）中，針對不同階段的青少年在依附父母的程度不同，進而降低接觸偏差同儕的影響力也會有所不同。一般而言，青少年初期與父母的連結的影響力大於青少年中後階段；然而，本研究結果顯示，依附家庭對國中生外向性偏差行為的發展確實有逐漸減弱的趨勢，如同 Thornberry（1987）所論述的動態關係，很可能國中生的依附對象由家庭轉移到同儕及學校生活，其重要他人也從原本的家人與親情逐漸轉換到學校的老師和同儕，所以家庭關係對外向性偏差行為的影響逐漸減弱（蔡德輝、楊士隆，2019；Gottfredson & Hirschi, 1990; Hirschi, 1969; Thornberry, 1987）。二是憂鬱情緒和認同非法手段應該是影響外向性偏差行為的主因。從本研究的數據上得知，憂鬱情緒和認同非法手段對外向性偏差行為的路徑係數確實高於家庭關係對外向性偏差行為的數值。其次，從過去研究也發現，憂鬱情緒和認同非法手段對外向性偏差行為的影響很大（王郁琮，2014；吳中勤，2015；蔡東敏等人，2015；賴慧敏等人，2017）。

此外，兩性在家庭關係對外向性偏差行為和學業適應問題的影響路徑有所不同。女生的家庭關係負向直接影響其外向性偏差行為與學業適應問題，但是男生的家庭關係對外向性偏差行為和學業適應問題的直接影響卻不顯著，顯示出男生與女生在家庭關係對外向性偏差行為與學業適應問題的不同。國外研究發現，由於男生的家庭依附比女生薄弱，而且影響男生外向性偏差行為的主因可能來自學校依附或是接觸偏差同儕等，導致男生的家庭關係對外向性偏差行為的影響不顯著（Alarid et al., 2000; Heimer & De Coster, 1999; McCarthy et al., 1999），反觀國內少有研究探究此一現象。

（二）憂鬱情緒和認同非法手段對外向性偏差行為和學業適應問題的影響

本研究分析憂鬱情緒和認同非法手段兩個中介變項分別對外向性偏差行為和學業適應問題的影響，發現家庭關係透過認同非法手段對外向性偏差行為的影響很大，對於學業適應問題的影響也不能小覷，顯示出認同非法手段對於偏差行為的出現是主要的關鍵因素，這與國內實徵研究結果一致（李承傑等人，2018；陳芝吟等人，2019；蔡東敏等人，2015）。認同非法手段量表是測量受試者的心理傾向或態度，受試者本身實際上可能沒有出現如同非法手段的行為，但是其態度已經偏差，導致產生偏差行為的可能性大增，其影響性比憂鬱情緒更加嚴重。若遭遇到家庭關係不佳，更可能傾向認同非法手段，而提高了偏差行為的發生率。

（三）不同性別在整體模型的差異性

在性別多群組比較方面，雖然沒有發現許多顯著差異，但是從不同效果上可看出一些端倪。男生在家庭關係透過憂鬱情緒和認同非法手段影響外向性偏差行為比女生的間接效果大，其原因很可能是因為男生的認同非法手段對外向性偏差行為的影響顯著大於女生，突顯出認同非法手段在性別上的影響。相對地，影響女生外向性偏差行為和學業適應問題的關鍵是憂鬱情緒，這與國內有關憂鬱研究結果相符（王郁琮，2014；吳中勤，2015；吳齊殷、李文傑，2003；陳杏容，2016；賴慧敏等人，2017），國中女生的憂鬱情緒確實比男生嚴重，進而提高外向性偏差行為的發生率，以及促發學業適應問題。

二、建議

依據本研究結果，家庭關係在青少年偏差行為上扮演著重要的角色，當家庭關係不佳，很可能導致國中生產生憂鬱情緒的機率增加，也很可能使得國中生愈認同非法手段，進而導致外向性偏差行為和學業適應問題的發生。個體深受家庭的影響，進而培養出不同的信念、思考與價值觀，而家人間互動的良窳很可能牽動青少年的情緒問題，此關聯特別呈現在國中女生偏差行為的發展上，所以在家庭教育的重要性上，需重視親子關係和父母關係等發展，多留意與覺察其在憂鬱情緒上的呈現；由國中男生偏差行為的發展來看，還需特別留意子女對生活事物的認知和想法，以協助子女健全的社會化發展。另一方面，在學校輔導上，除了注意學生的家庭關係對其的影響外，國中女學生在憂鬱情緒的表現及國中男學生對非法手段的認同程度，也需要多加留意。其中，國中男學生可能透過憂鬱情緒或對非法手段的認同，導致加劇偏差行為的發展。在這部分，需多加觀察國中生處於身心變化較大的青春期階段，當其在家庭生活中與成員間互動不良、無法被理解時，此時容易讓國中男學生的依附對象由家庭轉移到學校或同儕上，倘若青少年在學校也無法被同儕或教師接納、理解，容易促使其憂鬱情緒高漲或提高其認同非法手段的程度，導致其出現外向性偏差與學業適應不良的問題行為。而家庭關係與憂鬱情緒對國中女學生的偏差行為發展來說，則是非常重要的指標。

因此，學校除了教導學生適度表達情緒、調適壓力，讓學生培養情緒管理的能力外，也可定期追蹤與覺察學生在憂鬱情緒上的呈現，適時掌握學生的心理發展，及時提供學生適當的情緒抒發管道與轉介二級以上輔導資源，幫助其抒發生活中遇到的困擾，並特別留意國中女學生家庭關係與憂鬱情緒的交互影響，掌握與學

生系統的合作，以預防或降低其外向性偏差行為或學業適應問題的發生。關於降低學生認同非法手段的部分，班級中的教師可以藉由相關課程與活動設計來執行，除了可以對學生的想法有深入的瞭解外，也可以透過班級輔導的機會，加強宣導偏差或犯罪行為可能產生的後果。其中，需特別留意關注國中男學生在想法上的發展或同儕的互動關係，並透過潛在課程改變學生對非法手段的認知，進而降低學生犯罪或偏差行為的發生。

最後，在研究方法上仍有不足之處，需要後續研究的驗證與突破。首先，研究對象僅限於高雄市的國中生，所以在研究推論上有所侷限，建議未來研究在能力所及，可依據地方人口比例分層抽樣，使研究推論上有更好的外在效度。其次，傳統的家庭系統理論，將家庭關係分成父母關係、親子關係和手足關係，但是歷經時代的變遷，獨生子女的家庭愈來愈多，導致本研究必須依據樣本結果，只能著重父母關係和親子關係，需要未來研究來補足本研究的缺失，完備家庭系統理論基礎。

參考文獻

- 王郁琮（2014）。台灣青少年異質性憂鬱發展軌跡之性別差異及與違常行為之關係。**中華心理衛生學刊**，**27**（1），97-130。https://doi.org/10.30074/FJMH.201403_27(1).0004
- 王齡竟、陳毓文（2010）。家庭衝突、社會支持與青少年憂鬱情緒：檢視同儕、專業與家外成人支持的緩衝作用。**中華心理衛生學刊**，**23**（1），65-97。https://doi.org/10.30074/FJMH.201003_23(1).0003
- 田光祐、譚子文、董旭英（2018）。個人、家庭與學校因素及社會支持與青少年自我傷害行為之關聯性研究。**青少年犯罪防治研究期刊**，**10**（2），43-88。
- 吳中勤（2015）。探究青少年憂鬱與偏差行為的歷時性的影響關係。**教育理論與實踐學刊**，**32**，71-104。https://doi.org/10.7038/JETP.201512_(32).0004
- 吳武典（1992）。偏差行為的診斷與輔導。**現代教育季刊**，**25**，17-26。
- 吳政達（2006）。少子化趨勢下國民中小學學校經濟規模政策之研究。**教育政策論壇**，**9**（1），23-41。
- 吳齊殷、李文傑（2003）。青少年憂鬱症狀與偏差行為併發之關係機制。**台灣社會學**，**6**，119-175。https://doi.org/10.6676/TS.2003.6.119
- 吳齊殷、黃鈺婷（2010）。青少年初期身心健康變化及其動態影響變因之討論。**中華心理衛生學刊**，**23**（4），535-562。https://doi.org/10.30074/FJMH.201012_23(4).0002
- 李承傑、郭玲玲、董旭英（2018）。一般化緊張理論對於高中生抗拒毒品自我效能之影響。**藥物濫用防治**，**3**（4），23-39。https://doi.org/10.6645/JSAR.201812_3(4).2
- 林坤隆、沈勝昂（2016）。父母親職失能對少年偏差及性侵害行為影響之研究。**青少年犯罪防治研究期刊**，**8**（1），191-238。https://doi.org/10.29751/JRDP.201606_8(1).0004
- 法務部統計處（2021，9月22日）。**法務統計重要參考指標**。https://www.rjsd.moj.gov.tw/RJSDWEB/book/Book_Detail.aspx?book_id=505
- 侯崇文（2001）。家庭結構、家庭關係與青少年偏差行為探討。**應用心理研究**，**11**，25-43。

- 徐美雯、魏希聖（2015）。華人文化教養信念、教養行為對青少年憂鬱及偏差行為之影響。**家庭教育與諮商學刊**，**18**，35-63。
- 張雲龍（2016）。家庭與學校知覺影響高中職生偏差行為之探討。**輔導與諮商學報**，**38**（1），61-82。
- 郭芳君、譚子文、董旭英（2011）。內在性自我控制、復原力對不同類型青少年偏差行為之交互作用效應。**教育與社會研究**，**22**，1-37。<https://doi.org/10.6429/FES.201106.0001>
- 陳杏容（2016）。家庭危險因子對少年之學業成就、偏差行為與憂鬱情緒發展的影響：累積危險指數模型探討。**臺大社會工作學刊**，**34**，41-83。<https://doi.org/10.6171/ntuswr2016.34.02>
- 陳芝吟、李承傑、董旭英（2019）。社會緊張對於高中職生毒品防治宣導與毒品使用態度之影響。**教育研究與發展期刊**，**15**（4），35-66。<https://doi.org/10.3966/181665042019121504002>
- 曾淑萍（2011）。親子關係與青少年偏差行為間的雙向關係：青少年男女之比較。**青少年犯罪防治研究期刊**，**3**（2），1-34。
- 游玉英、許全守（2019）。從社會控制理論之觀點探討國中學生中輟預防之研究。**犯罪與刑事司法研究**，**31**，1-33。
- 黃昱得（2014）。青少年憂鬱情緒與多元風險因子：個別效果與累積效果的驗證。**中華心理衛生學刊**，**27**（3），327-355。[https://doi.org/10.30074/FJMH.201409_27\(3\).0001](https://doi.org/10.30074/FJMH.201409_27(3).0001)
- 黃國彥、張本聖、吳佑佑、葉雅馨、詹佳真（無日期）。**青少年憂鬱情緒自我檢視表**。董氏基金會。<https://www.jtf.org.tw/overblue/young/>
- 葉蓁、李思賢（2013）。從個人、家庭、學校面向探討高中職學生憂鬱相關因素。**中等教育**，**64**（2），136-156。<https://doi.org/10.6249/SE.2013.64.2.08>
- 劉宗幸、江守峻（2020）。家庭與學校依附脈絡因子對台灣青少年憂鬱症狀發展之縱貫研究。**教育學報**，**48**（2），135-155。
- 蔡東敏、譚子文、董旭英（2015）。臺南都會區國中生緊張因素、接觸偏差同儕、認同非法手段對偏差行為之影響：建構整合理論解釋模型。**青少年犯罪防治研究期刊**，**7**（2），37-80。[https://doi.org/10.29751/JRDP.201512_7\(2\).0002](https://doi.org/10.29751/JRDP.201512_7(2).0002)
- 蔡德輝、楊士隆（2019）。**犯罪學**（第八版）。五南。

- 蕭惠瑩、陸偉明（2020）。國三生實際家庭結構、經濟壓力對憂鬱情緒之影響：社會支持之調節作用。**臺中教育大學學報：教育類**，**34**（1），29-52。
- 賴慧敏、鄭博文、陳清楨（2017）。臺灣青少年憂鬱情緒與偏差行為之縱貫性研究。**教育心理學報**，**48**（3），399-426。https://doi.org/10.6251/BEP.20160308
- 羅貝塔·吉爾伯特（2012）。**Bowen 家庭系統理論之八大概念：一種思考個人與團體的新方式**（江文賢、林芝華、許恩婷、林廉峻譯）。台灣婚姻與家庭輔導學會。（原著出版於 2004）
- 譚子文、范書菁（2010）。依附關係、參與傳統活動、社會緊張因素與台灣地區青少年外向性偏差行為及內向性偏差行為關聯性之研究。**輔導與諮商學報**，**32**（1），17-42。https://doi.org/10.7040/JGC.201005.0017
- 譚子文、張楓明（2013）。依附關係、低自我控制及接觸偏差同儕與青少年偏差行為關係之研究。**當代教育研究季刊**，**21**（4），81-120。https://doi.org/10.6151/CERQ.2013.2104.03
- 譚子文、董旭英、張博文（2015）。依附、參與、抱負、信念與青少年學業適應問題關係之研究－社會控制理論的再檢視。**青少年犯罪防治研究期刊**，**7**（1），91-139。https://doi.org/10.29751/JRDP.201506_7(1).0003
- Ackerman, N. W. (1959). Theory of family dynamics. *Psychoanalytic Review*, 46(4), 33-49.
- Akers, R. L., Sellers, C. S., & Jennings, W. G. (2017). *Criminological theories: Introduction, evaluation, and application* (7th ed.). Oxford University Press.
- Alarid, L. F., Burton, V. S., & Cullen, F. T. (2000). Gender and crime among felony offenders: Assessing the generality of social control and differential association theories. *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 37(2), 171-199. https://doi.org/10.1177/0022427800037002002
- Brown, J. H., & Christensen, D. N. (1986). *Family therapy: Theory and practice*. Brooks/Cole Publishing Company.
- Buehler, C., & Gerard, J. M. (2002). Marital conflict, ineffective parenting, and children's and adolescents' maladjustment. *Journal of Marriage and Family*, 64(1), 78-92. https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2002.00078.x
- Chin, W. W. (1998). Issues and opinion on structural equation modeling. *MIS Quarterly*, 22(1), 7-16.

- Cloward, R. A., & Ohlin, L. E. (1960). *Delinquency and opportunity: A theory of delinquent gangs*. Free Press.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Lawrence Erlbaum Associates.
- Diamantopoulos, A., Sarstedt, M., Fuchs, C., Wilczynski, P., & Kaiser, S. (2012). Guidelines for choosing between multi-item and single-item scales for construct measurement: A predictive validity perspective. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 40(3), 434-449. <https://doi.org/10.1007/s11747-011-0300-3>
- Du, X., & Kim, Y. K. (2020). Family functioning and adolescent behavior problems: A moderated mediation model of caregiver depression and neighborhood collective efficacy. *Children and Youth Services Review*, 116, 105270. <https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2020.105270>
- Eichelsheim, V. I., Blokland, A., Meeus, W. H. J., & Branje, S. J. T. (2019). Adolescent delinquency and family conflict as precursors of romantic relationships in early adulthood. *Crime & Delinquency*, 65(10), 1371-1401. <https://doi.org/10.1177/0011128718781313>
- Fanti, K. A., Colins, O. F., & Andershed, H. (2019). Unraveling the longitudinal reciprocal associations between anxiety, delinquency, and depression from early to middle adolescence. *Journal of Criminal Justice*, 62, 29-34. <https://doi.org/10.1016/j.jcrimjus.2018.09.004>
- Fontaine, N. M. G., Brendgen, M., Vitaro, F., Boivin, M., Tremblay, R. E., & Côté, S. M. (2019). Longitudinal associations between delinquency, depression and anxiety symptoms in adolescence: Testing the moderating effect of sex and family socioeconomic status. *Journal of Criminal Justice*, 62, 58-65. <https://doi.org/10.1016/j.jcrimjus.2018.09.007>
- 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>
- Gottfredson, M. R., & Hirschi, T. (1990). *A general theory of crime*. Stanford University Press.
- Hair, J. F., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2011). PLS-SEM: Indeed a silver bullet. *Journal of Marketing Theory and Practice*, 19(2), 139-152. <https://doi.org/10.2753/MTP1069-6679190202>

- Hair, J. F., Jr., Hult, G. T. M., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2017). *A primer on partial least squares structural equation modeling (PLS-SEM)* (2nd ed.). Sage Publications.
- Hair, J. F., Jr., Sarstedt, M., Ringle, C. M., & Gudergan, S. P. (2018). *Advanced issues in partial least squares structural equation modeling*. Sage Publications.
- Heimer, K., & De Coster, S. (1999). The gendering of violent delinquency. *Criminology*, 37(2), 277-318. <https://doi.org/10.1111/j.1745-9125.1999.tb00487.x>
- Henneberger, A. K., Durkee, M. I., Truong, N., Atkins, A., & Tolan, P. H. (2013). The longitudinal relationship between peer violence and popularity and delinquency in adolescent boys: Examining effects by family functioning. *Journal of Youth and Adolescence*, 42(11), 1651-1660. <https://doi.org/10.1007/s10964-012-9859-3>
- Henseler, J., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2015). A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 43(1), 115-135. <https://doi.org/10.1007/s11747-014-0403-8>
- Henseler, J., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2016). Testing measurement invariance of composites using partial least squares. *International Marketing Review*, 33(3), 405-431. <https://doi.org/10.1108/IMR-09-2014-0304>
- Herrera, V. M., & Stuewig, J. (2017). Gender differences in pathways to delinquency: The impact of family relationships and adolescent depression. *Journal of Developmental and Life-Course Criminology*, 3(2), 221-240. <https://doi.org/10.1007/s40865-016-0052-3>
- Hirschi, T. (1969). *Causes of delinquency*. University of California Press.
- Jolliffe, D., Farrington, D. P., Brunton-Smith, I., Loeber, R., Ahonen, L., & Palacios, A. P. (2019). Depression, anxiety and delinquency: Results from the Pittsburgh youth study. *Journal of Criminal Justice*, 62, 42-49. <https://doi.org/10.1016/j.jcrimjus.2018.08.004>
- Kaukinen, C., & Apel, R. (2017). The effect of variation in intact family forms on deviant and antisocial behavior. *American Journal of Criminal Justice*, 42(2), 350-372. <https://doi.org/10.1007/s12103-016-9361-7>
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling* (3rd ed.). The Guilford Press.
- McCarthy, B., Hagan, J., & Woodward, T. S. (1999). In the company of women: Structure and agency in a revised power-control theory of gender and delinquency. *Criminology*, 37(4), 761-789. <https://doi.org/10.1111/j.1745-9125.1999.tb00504.x>

- Menard, S. (1995). A developmental test of Mertonian anomie theory. *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 32(2), 136-174. <https://doi.org/10.1177/0022427895032002002>
- Rice, D. R., Sullivan, A. D. W., Forehand, R. L., Watson, K. H., Bettis, A. H., Gruhn, M., & Compas, B. E. (2020). Child hostility toward a parent with a history of depression and family functioning. *Journal of Child and Family Studies*, 29(10), 2786-2795. <https://doi.org/10.1007/s10826-020-01786-2>
- Ringle, C. M., Wende, S., & Becker, J.-M. (2015). *SmartPLS 3* [Computer software]. SmartPLS. <http://www.smartpls.com>
- Thornberry, T. P. (1987). Toward an interactional theory of delinquency. *Criminology*, 25(4), 863-892. <https://doi.org/10.1111/j.1745-9125.1987.tb00823.x>
- Vanassche, S., Sodermans, A. K., Matthijs, K., & Swicegood, G. (2014). The effects of family type, family relationships and parental role models on delinquency and alcohol use among Flemish adolescents. *Journal of Child and Family Studies*, 23(1), 128-143. <https://doi.org/10.1007/s10826-012-9699-5>
- Werner, N. E., & Silbereisen, R. K. (2003). Family relationship quality and contact with deviant peers as predictors of adolescent problem behaviors: The moderating role of gender. *Journal of Adolescent Research*, 18(5), 454-480. <https://doi.org/10.1177/0743558403255063>

2021 年 4 月 18 日收件

2021 年 6 月 6 日第一次修正回覆

2021 年 6 月 18 日第二次修正回覆

2021 年 6 月 21 日初審通過

2021 年 9 月 16 日第三次修正回覆

2021 年 9 月 17 日複審通過