

家庭與學校知覺影響高中職生偏差行為之探討

張雲龍

摘 要

本研究採用鏡中自我理論與投入產出模式，說明學生之家庭知覺即是教育的投入元素，經由學校知覺的運作，而產出學生的行為，藉此探討高中職生之偏差行為，以及其在家庭與學校知覺之關聯性。使用「臺灣教育長期追蹤資料庫」第三波所釋出的問卷資料，進行結構方程模式之分析，顯示模式架構與實證資料之適配度良好。研究結果發現：1.家庭知覺對學校知覺具有影響力；2.家庭知覺對偏差行為具有正向的影響；3.學校之負向知覺對偏差行為具有正向的影響。最後，根據研究結果與發現，提出具體建議，以作為未來進一步研究之參考。

關鍵詞：偏差行為、家庭知覺、學校知覺、臺灣教育長期追蹤資料庫

張雲龍 臺北市立大學教育學系（通訊作者：ylc52@yahoo.com.tw）

壹、緒論

一、研究動機

偏差行爲 (deviant behavior) 具有反社會性，和青少年犯罪問題有密切關係。青少年時期有偏差行爲者，若未能適時予以矯正，日後較有可能成爲犯罪者 (Bowers, Smith, & Binney, 1994; Rutter, 1997)。因此，值得深入探討，並思防患未然。

(一) 家庭和學校是關鍵機構

青少年偏差行爲雖然由很多外在因素所形成，然而自我控制能力是影響青少年偏差行爲更直接的因素，低自我控制者產生偏差行爲的機率較高 (Hay, 2001)。「家庭」和「學校」是影響自我控制的兩個重要機構，其中又以家庭的親職功能，對子女自我控制能力的影響力最大。如果父母未能在子女發生偏差行爲時，及時加以辨識並導正，就無法培養孩子自我控制能力 (張惠君, 2002; Gottfredson&Hirschi, 1990)。家庭也是影響青少年社會化最基本的場所，個體基本生理需求及情愛、隸屬和安全等心理需求均經家庭生活而得到滿足。學校則是學生生活的重心，學校情境在潛移默化中影響了學生的行爲 (蘇素美, 1993)。青少年犯罪行爲之形式，乃是個人身心特質與其家庭、學校，以及社會環境不斷互動的結果 (馬傳鎮, 1988)。張春興 (1998) 在《教育心理學》一書中，曾提出如下的假設：「如將青少年問題視爲一種病態現象，其病因根植於家庭，病象顯現於學校，病情惡化於社會。」並證諸心理發展理論，說明此一假設是可以成立的。

學生來自於家庭、受教於學校；因此，家庭的處境與學生對學校情境的認知，都可能影響到教育的品質，呈現於學生的行爲表現。本研究有別於過往文獻之處，乃希望從探討「家庭知覺」與「學校知覺」的關係，進而分析「家庭知覺」與「學校知覺」對高中職生偏差行爲

之影響。

(二) 高中職階段是關鍵時期

本研究所探討的對象爲高中職生，因渠等正處於青春發育期，身體的成長改變極爲快速，心理上亦面臨著激烈的衝擊。在追求知識的過程中，情緒、認知上的失衡，或對環境適應不良等，如果未能得到適當的協助輔導，妥善調適，很容易深陷危機而不自知，並因而造成偏差行爲，成爲學校和家庭的負擔。此種情形如果未能加以改善，放任其繼續惡化，整個社會有可能因而付出相當大的成本 (蕭世慧, 2006)。

本研究使用「臺灣教育長期追蹤資料庫」(Taiwan Education Panel Survey, TEPS) 第三波 (張苙雲, 2007) 所釋出的問卷資料，此資料庫爲進行全國性調查之大型資料庫，所蒐集的資料較爲全面性，因此將來在推論上受到的限制也較少。

二、研究目的

基於以上的研究動機，本研究以高中職生這個關鍵性的發展階段爲對象，進行結構方程模式分析。具體目的如下：

(一) 探討「家庭知覺」與「學校知覺」的關係

本研究之家庭知覺係指學生自覺到在家庭中，親人對自己的觀感，採用「在家中你覺得自己是怎樣的人？」之題項；學校知覺則指發生於學校中，學生感受到的他人對自己的觀感，採用「同學或朋友認爲你是個怎樣的人物」之題項。前述題項以因素負荷量、共同性，與信度檢核三項作爲基準，篩選出測量之指標，並據以探討家庭知覺對學校知覺是否具有影響力。

(二) 分析「家庭知覺」與「學校知覺」對高中職生偏差行爲之影響

本研究之偏差行爲採用廣義的定義，指的是青少年出現違反家庭、學校之要求及社會規範期待之行爲，使用「你有沒有做過下列的

事？」之題項，篩選出測量之指標，據以分析「家庭知覺」與「學校知覺」對高中職生偏差行為之影響。

(三) 依據研究發現提出建議

依據研究發現提出具體建議，供各界對家庭關懷、學校輔導，以及後續研究之參考。

貳、文獻探討

國內自 2000 年以來，有關家庭、學校與青少年偏差行為之相關研究不少。其中，江明慧（2010）與李昭鑒（2012）使用 TEPS 所釋出的問卷資料，與本研究所使用的資料庫相同。江明慧的研究主要在探討教師負面評價、同儕關係對青少年偏差行為之影響；李昭鑒則以貫時性研究探討影響臺灣青少年之偏差行為。李奎諺（2010）與本研究一樣採用因素分析與路徑分析，惟其乃在探討家庭、學校、自我概念與青少年自我控制、外控認知及偏差行為之關聯性。張惠君（2002）的研究係以巢式迴歸模式以及路徑分析來探討家庭因素、學校因素共九個自變項與國中生自我控制及偏差行為的關係與影響。

此外，有些研究的對象係屬區域性，例如針對北部地區（臺北市、新北市、基隆市、宜蘭縣）的研究有陳亭瑋（2013）、邱信傑、陳姿潔、張嘉珊與盧宜君（2010）、駱秉玲（2009）、陳秀華（2006）；中部地區（臺中市、彰化縣、南投縣、雲林縣）有陳佳琪（2001）、陳羿足（2000）；南部地區（嘉義縣市、臺南市）則有王麗芳（2012）、蕭世慧（2006）、徐淑美（2003）、張惠君（2002）；針對特定學校（誠正與明陽中學）的有李奎諺（2010）；洪雪雅（2003）的研究則為後設分析。

本研究主要在探討「家庭知覺」與「學校知覺」的關係，進而分析「家庭知覺」與「學校知覺」對高中職生偏差行為之影響。與以往研究不同之處，乃係採用鏡中自我（looking glass-self）理論（Cooley, 1902）與投入產出模

式。鏡中自我理論說明每個人會藉由觀察別人對自己的觀感，形成自我概念，而表現在行為上，也說明了同儕與環境的影響力。投入產出模式說明學生本身即是教育的投入元素，投入元素良窳會影響產出的成品，學生在家庭中養成的習性，成為進入學校的先備因素，並可能影響在學校中的行為表現。

以下並就偏差行為、鏡中自我理論與投入產出模式等相關文獻進行探討。

一、偏差行為之定義與內涵

偏差行為是個綜合性、複雜性的概念，包含了相對性、時間性與空間性，其涵義會隨著對象、時空、情境、民情風俗、文化背景，以及法令規章等的不同而有所差異，亦即因為人、事、時、地的變遷，而有其適用性與詮釋範圍（許甄育，2005；彭駕駢，1995；Jeremy, Reva, & Leslie, 2008）。任何偏差行為皆可視為個人適應困難的症狀，當遭遇困難，卻無法以自己的能力、經驗去克服，或無法改變自己的行為模式或心態，去因應當時的情境，便可能訴諸於病態的行為，以滿足需要或解除危機（吳武典，1992）。

偏差行為就狹義而言，係指觸犯法律規定之行為；而就廣義而言，舉凡違反社會期待的行為都可視為偏差行為（吳怡芳、曾育真，2003）。本研究採用廣義的說法，「偏差行為」係因適應不良所產生的不當行為，違反了社會規範、文化標準或價值觀念的行為，亦即不被社會或所隸屬之團體所規範、期待或接受的行為，皆可視之為偏差行為，對學生而言，例如逃家、逃學、偷竊、打架、考試作弊，與翹課等皆屬之。（張惠君，2002；陳羿足，2000；楊國樞，1988）

二、偏差行為之相關影響因素

處於病態家庭者，例如破碎家庭、管教不當、親子互動及溝通不良等，會造成親子關係不佳，導致不良的社會化，進而產生偏差行為（Robins, John, Caspi, Moffitt,

&Stouthamer-Loeber, 1996)。賴保禎（1995）探討犯罪少年的親子關係，發現他們與雙親很少有接觸機會，且雙親也比較不了解子女，親子之間缺乏溝通，代溝日益加深。子女不被雙親關心與了解，得不到家庭的溫暖，因而無法對家庭產生認同感，寧可在外遊蕩也不返家，進而尋求外界的認同，此時，若與素行不良的青少年交往，則可能為融入其團體，間接造成偏差行為。

學生經過學校教育後，希望都能具有適應社會，並為社會接受的一般習性。最起碼，不會造成社會的負擔，形成犯罪人口等。當然，社會結構本身，也可能對學生造成形塑優劣的影響。陳善德（2003）即指出，教育的真正顧客如果是「成長後的孩子」以及「未來的社會」，教育的目標應該在於培育「完整的個人」以及「良性的社會成員」。因為「完整的個人」是「成長後孩子」的利益，而「良性的社會成員」是「未來社會」的利益，這才符合使用者利益的基本原則。

三、偏差行為之相關理論

有關偏差行為之相關理論，經作者歸納可從「鏡中自我」與「投入產出模式」兩個面向來加以說明。

（一）鏡中自我

Cooley（1902）認為個人對自己的看法往往受制於他人對自己的評價，他提出了「鏡中自我」的觀念，認為每一個人對他人都是一面鏡子，反映出他人所表現過的事情；亦即自我概念的形，是透過與他人的交往，在彼此的互動中，想像自己在他人心目中的形象，進而站在他人的角度思考他人可能對此形象的看法，在此過程中漸漸的產生自我感。

人類是唯一必須對別人交代自己行為的動物，亦即很在意別人對自己的看法（Shaffer, 2005）。Tice（1992）的研究也指出有人際互動的行為，相較於個人私下的行為，對自我概念形成的影響較大。而在罪犯戒除犯罪行為的治

療過程中，鏡中自我是一個有用的非正式社會控制理論（Maruna, LeBel, Mitchell, & Naples, 2004）。

Wasson（1980）的研究發現偏差行為和學生對學校環境的正向知覺呈負相關，蘇素美（1989）亦認為，對學校環境知覺愈滿意的學生，其偏差行為愈少。王麗芳（2012）的研究指出高中職生知覺教師正向管教是持正面肯定的，以「合理的管教措施」較高，教師正向管教與學生偏差行為上具有低度負相關性。許心儀（2013）的研究亦指出，高中職生知覺父母之教養方式對偏差行為有顯著的影響，知覺「父母關愛」、「父母管教」者，其偏差行為愈低；知覺「父母忽視」者，其偏差行為愈高。

本研究中之家庭知覺係指學生自覺到在家庭中，親人對自己的觀感，以負向知覺為主要之論述。而學校知覺係指發生於學校中，學生感受到的他人對自己的觀感，經由因素分析，而可分為正向與負向兩種知覺。因此，本研究中家庭知覺與學校知覺皆可歸屬於「鏡中自我」的觀念。

（二）投入產出模式

傳統的生產，係指將原料轉換為成品的程序。在生產過程中，如何有效率的及時完成符合顧客需求品質的產品，則是生產管理的主要目標（林聰明，1997）。品質的概念由於社會的進步與消費者意識的高漲，其意義不斷的擴充與衍生，例如全面品質管理的推動等，不僅要減少生產過程中變異性的發生，進場前的原料也必須作好品質管理。因為產品的良窳除了製造程序的因素外，進廠原料的好壞、產品在外界的儲藏過程等，都可能影響到最終產品的品質。

投入產出模式除了用於實體工廠將原料轉換為成品的程序外，廣泛的運用於各領域，例如衡量存貨管理的效能（Barker & Santos, 2010）、材料和產品在其生命週期中的製造、使用與報廢各階段對環境的影響評估（Hendrickson, Horvath, Joshi, & Lave,

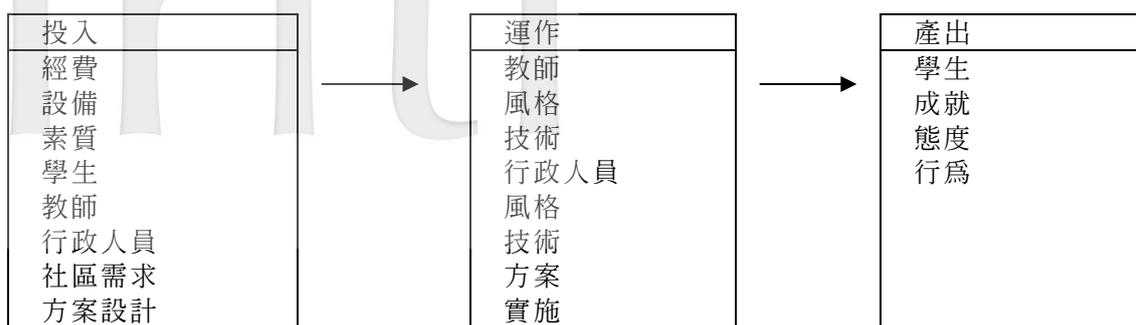


圖 1 教育方案評鑑模式

資料來源： *Evaluating Instructional Programs* (2nded.) (p.14) ,by B.W. Tuckman, 1985, Newton, MA: Allyn& Bacon.

1998) 、企業在地方持續發展關於原物料、能源、廢棄物等對於社會經濟以及環境的影響評估 (Albino,&Kühtz, 2004)、區域消費活動對全球環境的影響 (Wiedmann, Lenzen, Turner, & Barrett, 2007)、能源代謝與空氣污染物的分析 (Liang, Wang, & Zhang, 2010)、水資源在生態工業供給鏈上之運用 (Aviso, Tan,Culaba,Jose, & Cruz Jr.,2011)等，甚至於旅遊業在經濟上的影響，包含實質性、整合性、結構變化與趨勢預測，以及無形的影響等 (Briassoulis, 1991)。

生產管理系統著重投入產出的全面品質管理，發展並盛行於工商企業界，形成系統之思想體系，其適用性從有形的產出到無形的影響，也逐漸受到教育學者之重視 (吳清山、林天祐, 1994)。就教育現場來說，學生來自於家庭，在學校接受教育，因此，學生之家庭知覺可說是教育的投入元素，經由學校知覺的運作，而產出學生的行為，相關的論述如下：

1. Tuckman 的教育方案評鑑模式

Tuckman (1985) 認為衡量教育的變項可分為投入、運作與產出三部分，如此區分在描述或評估方案、學校或學區對於個別學生之執行效益時特別方便。可衡量的教育投入，為教育系統所能提供的資源，例如學校的預算、設備等，學生、教師與行政人員的素質亦納入學校系統。可衡量的教育運作，即為系統本身的執行特徵，包含教師的教學行為與行政人員的管理行為等。最後，可衡量的教育產出，各界

最關心的是教育方案品質的衡量包含學生的行為、態度和成就等，如圖 1 所示：

2. Schumacker 與 Brookshire 的學校教育基本模式

Schumacker 與 Brookshire (1990) 指出教育過程包含三個基本成分：投入、運作與產出。投入關係到地區與學校可運用之人員與財務等資源；運作包含教什麼與如何教，亦即教育的實施；產出為對來自不同背景學生的教學成果，或教育努力的結果。可從量化與質性兩種方式加以衡量，如圖 2 所示：

Hawkins、Catalano 與 Miller (1992) 的研究發現，家庭衝突、低度的家庭互動是青少年使用藥物的危險因素。如果個體處於一個病態的家庭，而親子關係不佳時，將導致不良的社會化，甚而促成青少年的偏差行為 (黃富源, 1996)。鍾思嘉 (2004) 即認為偏差行為大多是孩子們在家庭中，為了確知或是要獲得自己的地位而產生的錯誤結果，行為發展之初，或許會採用具有合作性、建設性的行為去獲得注意，如果失敗了，可能尋求另一種破壞性的途徑來滿足，若湊巧成功，又沒有及時引導改善，就可能漸漸形成偏差行為。林玉珮 (2007) 指出，每一個孩子帶者不同的家庭故事到學校，同時也把家庭的文化特質、力量和期待，甚至焦慮、壓力、問題和危機帶到教室。偏差行為的原因雖大致可分為個人、家庭、學校及社會因素，但其中家庭因素的影響至為關鍵。

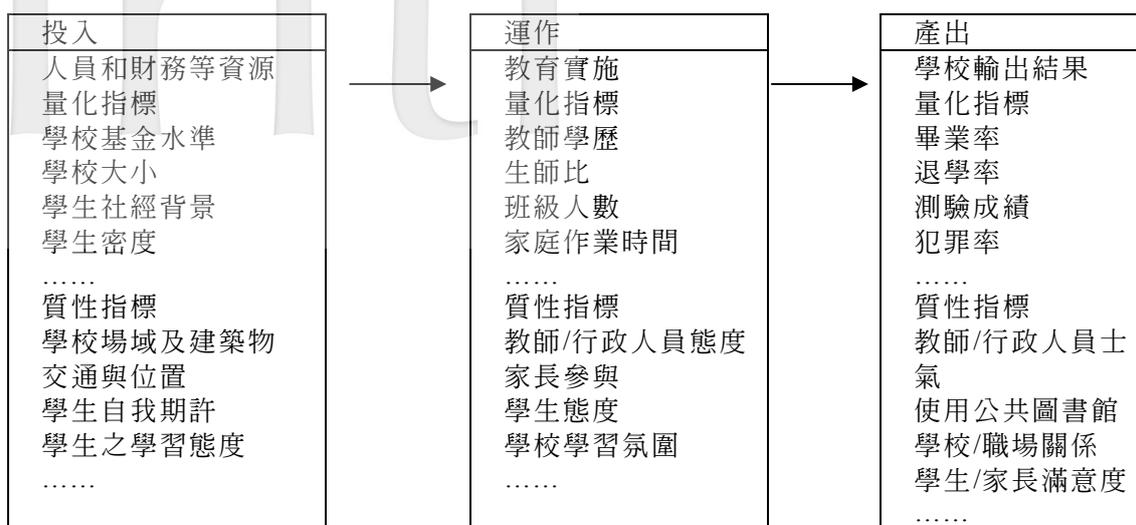


圖 2 學校教育基本模式

資料來源：Defining Quality Indicators (p.4), by Schumacker & Brookshire, 1990, (ERIC Document Reproduction Service No.ED 317 568).

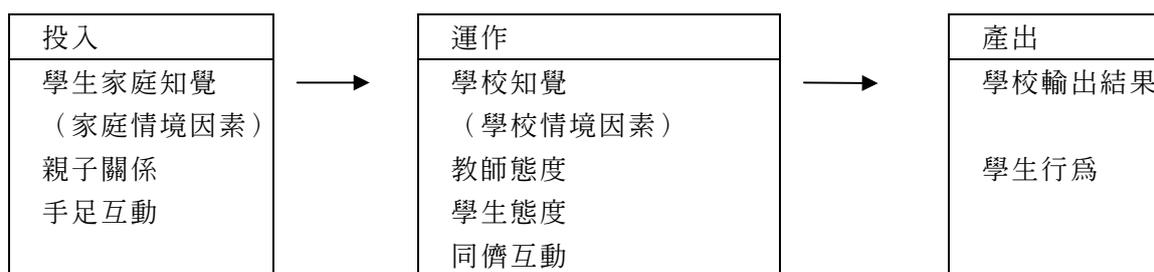


圖 3 學生行為形成模式

由以上的論述可知，學生在家中的處境知覺是教育的投入元素，對於在學校中之情境認知，都可能具有相當的影響力，進而影響到學生的行為。因此，學生知覺家庭情境因素，是較學校情境因素更為前導，本研究提出學生行為形成的模式如圖 3 所示。

參、研究設計

本研究依據文獻探討提出模型建構，以及研究問題與假設，並據以進行後續的分析與討論。

一、模型建構

本研究採用鏡中自我理論與投入產出模

式，提出模型架構圖（圖 4），根據理論文獻及相關研究，就相關變項之影響力先行預測，並進行後續模式驗證。

二、研究問題與假設

本研究依據鏡中自我理論與投入產出模式、文獻資料、研究目的與模型架構，擬探討下列幾個問題：

- (一)學生在家庭中的處境，自覺親人對自己的觀感，在進入學校就學後，是否對學校情境之正向與負向知覺具有影響力？
- (二)家庭知覺是否會影響偏差行為，其直接效果如何？家庭知覺透過學校知覺影響偏差行為之間接效果又如何？其總效果對偏差行為是否具有影響力？

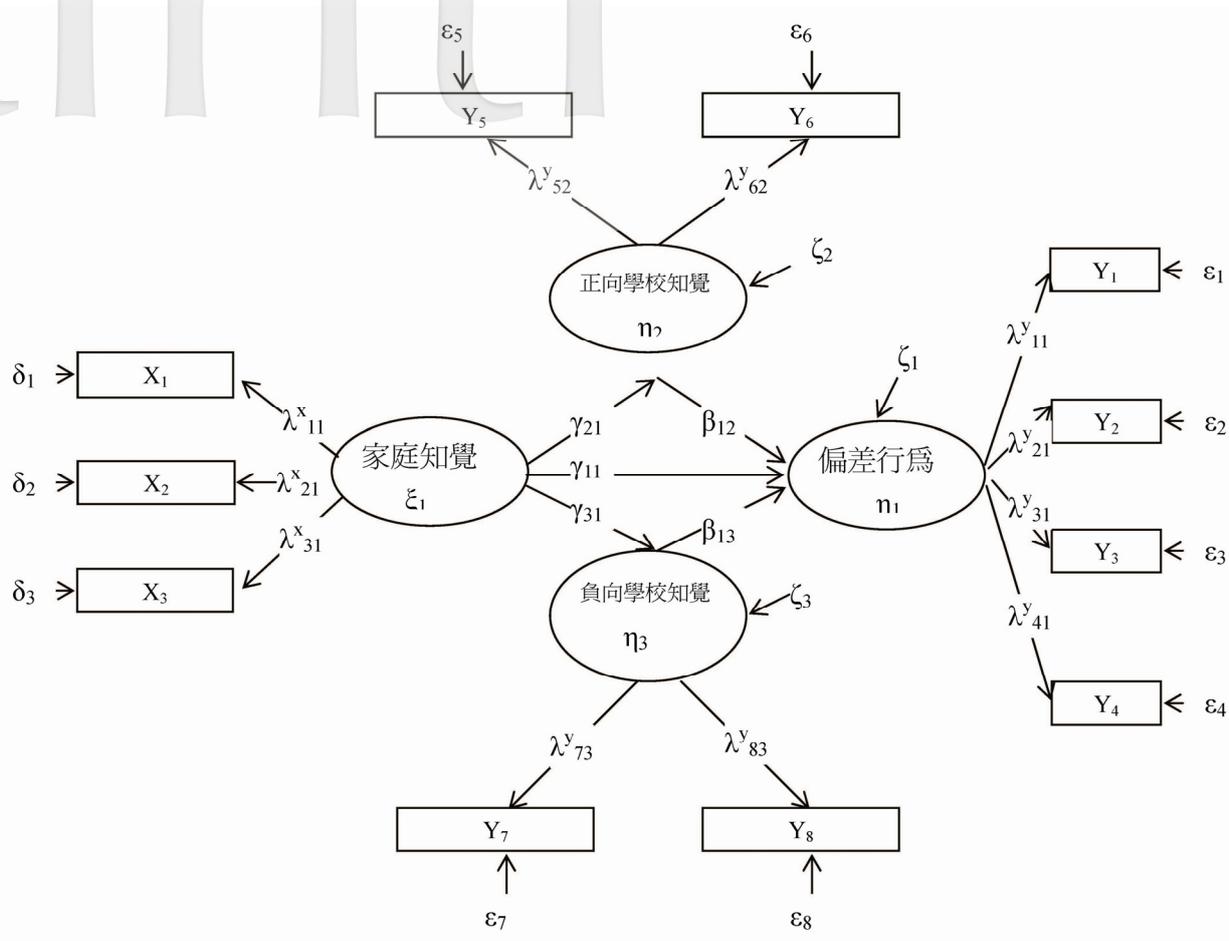


圖 4 模型架構圖

(三)正向與負向之學校知覺，分別對偏差行為是否具有影響力？

本研究針對上述問題，提出下列研究假設：
假設 1：家庭知覺與學校知覺的關係。

- 1-1 家庭知覺會影響學校情境之正向知覺。
- 1-2 家庭知覺會影響學校情境之負向知覺。

假設 2：家庭知覺與偏差行為的關係

- 2-1 家庭知覺會直接影響偏差行為。
- 2-2 家庭知覺會透過學校知覺間接影響偏差行為。

2-3 家庭知覺之直接與間接效果，就整體效果而言，對偏差行為具有影響力。

假設 3：學校知覺及偏差行為的關係

- 3-1 正向學校知覺會影響偏差行為。
- 3-2 負向學校知覺會影響偏差行為。

肆、研究方法

一、研究對象

本研究以高中職（含五專前三年）學生這個關鍵性的發展階段為重點進行探討，並採用「臺灣教育長期追蹤資料庫」（Taiwan Education Panel Survey, TEPS）第三波所釋出的資料（張苙雲，2007），共有 3,022 個樣本，本研究對於樣本缺失值的處理，採取整列剔除的方式，刪除所有研究變項中的不合理值與未填答者後，共選取 2,765 個樣本。

TEPS 第一階段的加權方式是採用事後分層加權法，利用完訪樣本數來推估該分層的母體，計算出每個樣本的原始權數後，再考量母

體與樣本在基本變項上的次數分配，利用「多變數反覆加權法 (raking)」作第二階段的權數調整。而在第三波的資料，由於包含了追蹤樣本與新樣本，因此在權數上，也多考量了這兩種樣本不一樣的抽樣機率，來進行權數的計算。(張苙雲，2011) 所選取用來進行分析的測量變項為：

(一) 家庭知覺

係指學生自覺到在家庭中，親人對自己的觀感，採用「在家中你覺得自己是怎樣的人」之題項「被出氣的對象」、「忽略的人」，與「被使喚的人」等 3 類。

(二) 學校知覺

係指發生於學校中，學生感受到他人對自己的觀感，採用「同學或朋友認為你是個怎樣的人物」之題項「受歡迎的人」、「運動健將」、「被老師喜歡的學生」、「學校知名人物」、「被出氣的對象」、「被嘲笑的對象」，與「娘娘腔或男人婆」等 7 類。其中，前 4 題為正向題，後 3 題為反向題。

(三) 偏差行為

本研究採用廣義的定義，指的是青少年出現違反家庭、學校之要求及社會規範期待之行為，使用「你有沒有做過下列的事」之題項「考試作弊」、「逃學」、「蹺課」、「在學校打架，或和老師起衝突」、「看黃色書刊、光碟或上色情網站」、「抽煙、喝酒或吃檳榔」、「逃家」，與「偷竊或破壞他人物品」等 8 類。

二、研究工具

(一) 因素分析

取樣適切性量數 (Kaiser-Meyer-Olkin measure of sampling adequacy, KMO) 之值愈大時，表示變項間的共同因素愈多，愈適合進行因素分析，如果 KMO 值小於 0.5，較不適合進行因素分析 (Kaiser, 1974)。本研究下述之因素分析，其 KMO 值皆約在 0.6 以上，因此皆適宜進行因素分析。

因素負荷量 (factor loading) 之數值愈高表示其同質性愈高，共同性 (communalities) 最好在 0.70 以上，如果受試樣本數大於 250 位，則平均共同性應在 0.60 以上 (邱皓政，2006；黃芳銘，2010)。如果題項刪除後的量表整體信度係數 (Cronbach's Alpha) 比原先的信度係數高出許多，則此題項與其他題項所要測量的特質可能不相同，在項目分析時可考慮將此題項刪除。 α 係數要多大才算有高的信度，學者看法不一。DeVellis (1991) 認為， α 係數如果在 0.60-0.65 之間不宜採用，0.65-0.70 之間是最小可接受值，0.70-0.80 之間相當好，如果能在 0.80-0.90 之間更理想 (吳明隆，2006)。不過也有學者認為基礎研究的 α 係數，達到 0.7 以上最好，一般只要在 0.5 以上即可接受 (熊明良、顧良智，2008；蔡佩璇、游萬來，2005；Nunnally, 1978)。本研究即以因素負荷量、共同性，與信度檢核三項作為篩選測量指標時之基準。

1. 家庭知覺

分析結果列於表 2。

由於 3 題之因素負荷量皆達 0.855 以上，共同性皆達 0.731 以上，且項目刪除時的 Cronbach's Alpha 值皆較原整體量表之 Cronbach's Alpha 值 0.835 為低，因此三題皆保留，因素名稱訂為「家庭情境」。

2. 學校知覺

分析結果列於表 3。

由於題項 s466、s468 之因素負荷量、共同性，與題項 s465、s467 有不小的差距，將其刪除以確保題目品質。「校內正向知覺」因素之測量指標為「受歡迎的人」、「被老師喜歡的學生」等二項。

題項 s471 項目刪除時的 Cronbach's Alpha 值為 0.570 較原整體量表之值 0.538 為高，且共同性為 0.360，較其他二題項之共同性為低，因此，刪除題項 s471。「校內負向知覺」因素之測量指標為「被出氣的對象」、「被嘲笑的對象」兩項。

表 1

各問卷題目、填答內容與給分標準

問卷題目	填答內容	給分標準
「在家中你覺得自己是怎樣的人？」 之題項：s310-s312 等 3 項	1.非常同意	1
	2.同意	2
	3.不同意	3
	4.非常不同意	4
「同學或朋友認為你是個怎樣的人物」 之題項：s465-s468 等 4 項正向題	1.有些人認為是	2
	2.大部分人認為是	3
	3.沒有人認為是	1
「同學或朋友認為你是個怎樣的人物」 之題項：s469-s471 等 3 項反向題	1.有些人認為是	2
	2.大部分人認為是	1
	3.沒有人認為是	3
「你有沒有做過下列的事？」 之題項：s446-s453 等 8 項。	1.從來沒有	4
	2.偶而有	3
	3.有時有	2
	4.經常有	1

表 2

在家中你覺得自己是怎樣的人

	因素負荷量	共同性	項目刪除時的 Cronbach's Alpha 值
s310 被出氣的對象	.888	.788	.737
s311 被忽略的人	.861	.741	.784
s312 被使喚的人	.855	.731	.794

備註：

1. KMO 值為 .720
2. 原整體量表之 Cronbach's Alpha 值為 .835

表 3

同學或朋友認為你是個怎樣的人物

	因素負荷量		共同性	項目刪除時的 Cronbach's Alpha 值
	正向知覺	負向知覺		
s465 受歡迎的人	.783	.072	.618	.406
s467 被老師喜歡的學生	.731	.027	.535	.440
s468 學校知名人物	.674	-.174	.485	.486
s466 運動健將	.660	-.048	.438	.478
s470 被嘲笑的對象	.050	.837	.703	.531
s469 被出氣的對象	-.015	.820	.673	.540
s471 娘娘腔或男人婆	-.101	.591	.360	.570

備註：

1. KMO 值為 .664
2. 原整體量表之 Cronbach's Alpha 值為 .538

3. 偏差行為

分析結果列於表 4。

題項 s451 之因素負荷量、共同性，與其他題項有不小的差距，將題項 s451 刪除以確

保題目品質。「偏差行為」因素之測量指標為「逃學」、「在學校打架,或和老師起衝突」、「逃家」,與「偷竊或破壞他人物品」等四項可歸類為個性偏差,若未能適時予以矯正,日後較有可能成為犯罪者(Bowers, Smith, & Binney, 1994; Rutter, 1997)。

「考試作弊」、「看黃色書刊、光碟或上色情網站」,與「蹺課」,則可歸類為學業偏差,由因素分析可知其與前者會影響個性發展之屬性不同,影響較大的是知識學習的多寡,因此,未列入本研究之分析。

4.篩選後測量指標分析

將上述經由篩選後的「被出氣的對象」等7個測量指標,再採一次主軸法進行因素分

析,以特徵值大於1為標準,結果抽取出3個因素。7題在其所屬因素上的轉軸後組型負荷量分別介於0.847-0.879、0.867-0.877、0.857-0.861,7題的共同性介於0.730-0.789,3個因素約可解釋全量表7個題目總變異量的75.633%。在信度方面,採內部一致性進行分析,家庭情境、學校正向知覺、負向知覺之Cronbach's Alpha值分別為0.835、0.650、0.695,符合學者 DeVellis之最小可接受值(0.65-0.70之間)。

經探索性分析之結果,於後續針對假設模式驗證的關係中,即以該7題分別為三個潛在變項的測量指標。

表 4

這學期以來,你有沒有做過下列的事

	因素負荷量		共同性	項目刪除時的 Cronbach's Alpha 值
	個性偏差	學業偏差		
s452 逃家	.829	-.006	.688	.681
s447 逃學	.800	.124	.655	.668
S453 偷竊或破壞他人物品	.694	.076	.487	.681
s449 在學校打架,或和老師起衝突	.577	.358	.461	.662
s451 抽煙、喝酒或吃檳榔	.447	.430	.385	.664
s446 考試作弊	.053	.752	.568	.680
s450 看黃色書刊、光碟或上色情網站	.045	.740	.549	.706
s448 蹺課	.493	.502	.495	.644

備註:

1. KMO 值為.808
- 2.原整體量表之 Cronbach's Alpha 值為.703

表 5

篩選後測量指標分析

	成份		
	1 家庭情境	2 負向知覺	3 正向知覺
w3s310:在家中你覺得自己是怎樣的人:被出氣的對象	.879	.124	.026
w3s311:在家中你覺得自己是怎樣的人:被忽略的人	.858	.052	.082
w3s312:在家中你覺得自己是怎樣的人:被使喚的人	.847	.091	.060
w3s470:同學或朋友認為你是個怎樣的人物:被嘲笑的對象	.076	.877	.034
w3s469:同學或朋友認為你是個怎樣的人物:被出氣的對象	.125	.867	-.022
w3s467:同學或朋友認為你是個怎樣的人物:被老師喜歡的學生	.051	-.032	.861
w3s465:同學或朋友認為你是個怎樣的人物:受歡迎的人	.074	.045	.857

表 6

假設模式之參數估計表

參數	估計值	標準誤	t 值	標準化估計值	參數	估計值	標準誤	t 值	標準化估計值
λ_{11}^x	0.68	0.01	49.71	0.85	ϵ_2	0.10	0.00	32.30	0.72
λ_{21}^x	0.59	0.01	44.00	0.77	ϵ_3	0.03	0.00	20.29	0.40
λ_{31}^x	0.65	0.01	43.09	0.76	ϵ_4	0.05	0.00	30.28	0.63
λ_{11}^y	0.23			0.74	ϵ_5	0.16	0.06	2.53	0.32
λ_{21}^y	0.20	0.01	24.05	0.53	ϵ_6	0.39	0.04	10.27	0.66
λ_{31}^y	0.20	0.01	29.79	0.77	ϵ_7	0.06	0.01	4.84	0.31
λ_{41}^y	0.18	0.01	26.26	0.61	ϵ_8	0.16	0.01	13.26	0.57
λ_{52}^y	0.58			0.83	γ_{11}	0.12	0.03	4.86	0.12
λ_{62}^y	0.45	0.08	5.45	0.58	γ_{21}	0.17	0.03	6.95	0.17
λ_{73}^y	0.37			0.83	γ_{31}	0.28	0.02	11.34	0.28
λ_{83}^y	0.35	0.03	10.44	0.66	β_{12}	-0.03	0.03	-1.16	-0.03
δ_1	0.17	0.01	17.69	0.27	β_{13}	0.08	0.03	3.09	0.08
δ_2	0.23	0.01	25.51	0.40	ζ_1	0.97	0.05	19.04	0.97
δ_3	0.30	0.01	26.76	0.42	ζ_2	0.97	0.18	5.28	0.97
ϵ_1	0.05	0.00	23.56	0.46	ζ_3	0.92	0.10	9.55	0.92

註：未列標準誤者為參照性指標。

(二) 假設模式之驗證

針對假設模式之驗證，本研究從模式的基本適配度、整體適配度以及內在結構適配度等三方面來評鑑理論模式與觀察資料之適配情形 (Bagozzi & Yi, 1988)，茲說明如下：

1. 基本適配度

模式評鑑之前，先行計算所估計的參數是否違反統計所能接受的範圍，亦即沒有不適當的解產生。若發生不適當的解就是一種違犯估計 (offending estimate)，表示模式有問題存在必須先行處理 (吳明隆, 2009; 黃芳銘, 2010; Bagozzi & Yi, 1988; Hair, Anderson, Tatham, & Black, 1998)。

根據表 6，假設模式的參數估計並未存在負的誤差變異，也沒有過大的標準誤。標準化係數除了 ζ_1 與 ζ_2 為 0.97 外，沒有超過 0.95，且由表 10 可知，潛在變項之間具有區別效度。此外，除了 β_{12} 外，所有誤差變異數都達到顯著水準；潛在變項與其測量指標間之因素負荷量在 0.53 至 0.85 之間，顯示本研究提出之假設模式尚稱適當。

2. 模式的整體適配度考驗

本研究之理論假設模式，如表 7 所示，非規範適配指標 (non normed fit index, NNFI) 以及比較適配指標 (comparative fit index, CFI) 等指標值皆遠大於接受值 0.90。雖然在絕對適配指標中 χ^2 值達到顯著水準，使得絕對適配指標表現不佳，但是因為 χ^2 值受樣本數影響很大，往往使得真實模式 SRMR 被接受的程度降低許多，因此可以不必太在乎這個指標 (黃芳銘, 2010)。

就簡效適配指標而言，其主要目的在調整適合度的衡量，並評估理論模式的精簡程度，了解是否因係數太多以致「過度適配」資料而達成所要的模式適配程度。除了理論模式 AIC 指標中的「理論模式值 < 飽和模式值」未能達到考驗標準外，其餘皆能符合模式適配的判斷標準。綜上所述，本研究所假設的模式整體適配指標之表現相當不錯。不論是絕對適配指標、相對適配指標，以及簡效適配指標，皆顯示出假設模式可以被接受，此結果亦顯示假設模式不需要加以修正。

表 7
整體適配度考驗

評鑑項目	理想結果	本研究假設模式	適配判斷
絕對適配指標			
χ^2	不顯著	0.000(達顯著水準)	否
GFI	$\geq .90$.99	是
AGFI	$\geq .90$.98	是
SRMR	$\leq .05$.021	是
RMSEA	$\leq .05$.032	是
ECVI	<飽和與獨立模式	.072<獨立模式，>飽和模式	否
ECVISM		.048	
ECVIIM		1.09	
相對適配指標			
NNFI	$\geq .90$.95	是
NFI	$\geq .90$.95	是
CFI	$\geq .90$.97	是
IFI	$\geq .90$.97	是
RFI	$\geq .90$.94	是
簡效適配指標			
PNFI	$\geq .50$.68	是
PGFI	$\geq .50$.59	是
AIC	<飽和與獨立模式	200.05<獨立模式，>飽和模式	否
SAIC		132.00	
IAIC		3021.18	
CN	≥ 200	1252.11	是
χ^2/df	< 2	62.14/39=1.59	是

3.內在結構適配度之測量模式

即使整體模式的適配度可以獲得接受，但是個別參數也可能是無意義的，因此，深入了解每一個參數，對理論的驗證更能獲得保障。關於內在結構適配度的評鑑，包含測量模式與結構模式兩方面（黃芳銘，2010；Bagozzi& Yi, 1988；Bollen, 1989）。結構模式為本研究的重點內容，將於研究結果與討論一節中，加以論述，於此先就測量模式加以說明。

測量模式須符合的條件有信度、聚斂效度與區別效度等三項，分別說明如下：

(1) 信度

個別測量指標信度宜大於 0.50；若無法達此要求，最起碼其因素負荷量須達顯著水準（Bollen, 1989），但也有學者認為個別測量指標信度大於 0.20 即可接受（Jöreskog&Sörbom, 1989；Hu &Bentler, 1999）。由表 9 可知，個別

指標信度中 Y2、Y4、Y6、Y8 等 4 個測量指標雖未達 0.50 之標準，但其因素負荷量皆達顯著水準，且皆大於 0.20 之溫和的要求標準，應屬可接受範圍。潛在變項組成信度宜大於 0.60，有些學者認為大於 0.50 即可（Bagozzi& Yi, 1988；Raine-Eudy, 2000）。本研究 4 個潛在變項之組成信度皆大於 0.60，符合信度的標準。

(2) 聚斂效度

測量指標的因素參數值須達到顯著水準，且其量必須大於 0.45（Jöreskog, &Sörbom, 1993；Hu &Bentler, 1999），方向性必須正確。由表 6 與表 8 可知，測量指標的因素參數值皆達到顯著水準，且其標準化估計值為 0.53 至 0.85，皆大於 0.45。平均變異數抽取量部分，只有偏差行為未達標準 0.50，而為 0.45，但其測量變項之因素負荷量皆達顯著水

表 8

假設模式之個別指標信度、潛在變項組成信度及平均變異抽取量

變項	個別指標信度	潛在變項組成信度	平均變異數抽取量
家庭情境		0.84	0.64
X1	0.73		
X2	0.60		
X3	0.58		
偏差行為		0.76	0.45
Y1	0.54		
Y2	0.28		
Y3	0.60		
Y4	0.37		
正向知覺		0.67	0.51
Y5	0.68		
Y6	0.34		
負向知覺		0.72	0.56
Y7	0.69		
Y8	0.43		

準，且其潛在變項之組成信度亦大於 0.60。潛在變項的平均變異數抽取量，其值需大於 0.50 (Bagozzi & Yi, 1988)，雖然，平均變異數抽取量並未全部都達到 0.5 的水準，但有些學者認為，即使有超過 50% 以上的變異是來自測量誤差，單獨以建構信度為基礎，亦可以做出潛在變項的聚斂效度是適當的結論 (黃芳銘、楊金寶、許福生, 2005; Fornell & Larcker, 1981)。因此，本研究認為此四個潛在變項亦具有建構效度，各測量指標足以反應其潛在建構。

(3) 區別效度

衡量潛在變項之間的相關性，相關性愈低，則區別效度愈好，驗證方法有以下三種 (林秀勤、張憲庭、游錦雲, 2009; Hatcher, 1994; Jöreskog & Sörbom, 1989)：

- i. 卡方差異考驗法：每一次固定兩個潛在變項之間的相關，並令其值為 1.00。其次，讓其他潛在變項之相關自由估計，再行檢定限制與自由估計之間的卡方值差異，若其差距大於 3.841 ($p = 0.05$)，則表示兩個潛在變項間具有區別效度。從表 10 得知，本研究三個卡方值皆達到顯著水準。
- ii. 信賴區間考驗法：將潛在變項之相關係數加減 1.96 個標準差，如果信賴區間值未包含

1.00，則潛在變項間具有區別效度。本研究三個潛在變項相關係數的信賴區間值皆未涵蓋 1.00。

- iii. 變異數抽取考驗法：將潛在變項相關係數加以平方，其值如果小於先前兩潛在變項平均變異數之抽取量，則潛在變項間具有區別效度。本研究三個潛在變項的相關係數平方後，其值皆小於先前兩潛在變項平均變異數抽取量。

由上述三種驗證方法之結果，皆顯示本研究潛在變項之間具有區別效度。

伍、研究結果與討論

一、基本描述統計

本研究以 SPSS 12.0 版進行探索性因素分析，求取變項間之相關矩陣與基本描述統計量。其次，以 LISREL 8.54 版進行假設模式的參數估計、適配度考驗與模式確認。LISREL 對於參數的估計，係以最大概似法 (maximum likelihood, ML) 作為預設的估計法，但其甚受多變項常態分配性質之影響，如果變項分配的偏態絕對值大於 3，即可被視為「極端偏態」，

表 9
區別效度考驗表

	家庭情境	正向知覺	偏差行爲
負向知覺	[23911.98 - 146.05 =23765.93* > 3.841]a [0.2408, 0.3192]b [(0.28)2= 0.0784 < 0.56 < 0.64]c	[206.64 - 146.05 = 60.14* > 3.841] 3.841] [(0.05)2= 0.0025 < 0.51 < 0.56]	[171.99-146.05 = 25.94* > 3.841] [0.0212, 0.1388] [(0.08)2= 0.0064 < 0.45 < 0.56]
偏差行爲	[2556.53 - 146.05 =2410.03* > 3.841] [0.0612, 0.1788] [(0.12)2= 0.0144 < 0.45 < 0.64]	[1861.06 - 146.05 =1714.56* > 3.841] 3.841] [-0.0888, 0.0288] [(-0.03)2= 0.0009 < 0.45 < 0.51]	
正向知覺	[82.81 - 146.05 =63.24* > 3.841] [0.1112, 0.2288] [(0.17)2= 0.0289 < 0.51 < 0.64]		

註：a 是 χ^2 差異考驗值，b 是相關係數信賴區間；* $p < .05$ ，c 是變異數抽取考驗值

表 10
各觀察變項之相關係數、平均數、標準差、偏態及峰度

變項	X1	X2	X3	Y1	Y2	Y3	Y4	Y5	Y6	Y7	Y8
X1	1										
X2	.658(**)	1									
X3	.646(**)	.586(**)	1								
Y1	.089(**)	.068(**)	.057(**)	1							
Y2	.106(**)	.111(**)	.061(**)	.426(**)	1						
Y3	.092(**)	.056(**)	.064(**)	.559(**)	.370(**)	1					
Y4	.087(**)	.065(**)	.073(**)	.418(**)	.297(**)	.499(**)	1				
Y5	.096(**)	.135(**)	.111(**)	.007	-.038(*)	-.017	-.005	1			
Y6	.071(**)	.104(**)	.096(**)	.013	.015	-.018	.019	.483(**)	1		
Y7	.211(**)	.164(**)	.161(**)	.094(**)	.073(**)	.059(**)	.074(**)	.025	-.020	1	
Y8	.170(**)	.114(**)	.166(**)	.048(*)	.055(**)	.019	.034	.057(**)	.007	.543(**)	1
平均數	3.09	3.14	2.95	3.95	3.89	3.96	3.95	2.19	1.90	2.84	2.75
標準差	.797	.769	.853	.317	.380	.255	.294	.711	.770	.445	.539
偏態	-.611	-.707	-.477	-7.505	-4.327	-8.349	-7.004	-.284	.177	-2.887	-2.114
峰度	-.087	.270	-.401	60.333	21.832	79.397	57.143	-1.003	-1.293	7.710	3.449

註：* $p < .05$ ；** $p < .01$

峰度絕對值大於 10 則可能有問題，若大於 20 則可視為「極端峰度」(黃芳銘, 2010; Kline, 2005)。

表 10 顯示部分觀察變項之偏態與峰度絕對值比較大，不符合常態性的假定。估計方法影響經驗適配與參數估計之差距的要素有兩項：常態分配與模式界定誤。如使用 ML 估計法，當資料是非常態分配時，則其對部分模式錯誤界定的參數的估計就缺乏優勢了。對於漸近式自由分配法 (asymptotic distribution-free, ADF) 而言，必須使用原始資料，樣本數達一定規模才能使估計結果趨於穩定 (West, Finch, & Curran, 1995)，當模式錯誤界定時，具有高鋒度值或偏態值的優越性亦無法呈現 (周子敬, 2006; Olsson, Foss, Troye, & Howell, 2000)。

本研究首先採用 ML 法及 GLS 法來估計參數，並未發現不能估計的情形，而且兩種方法所得數值無太大差異；其次，如果資料為大樣本，但觀察資料不符合常態性假定時，採用 GLS 法來估計參數，為較好的選擇 (周子敬, 2006; 林秀勤、張憲庭、游錦雲, 2009; Olsson, Foss, Troye, & Howell, 2000)。因此，本研究即以 GLS 法來估計參數之數值，在假設模式的驗證上，理論模式與觀察資料之適配情形亦表現良好。

二、結構模式分析結果

結構模式分析須符合結構係數達顯著水準，且方向性正確的條件，可參考表 6 與圖 5。

(一) 家庭知覺與學校知覺之關係

從表 6 可知， γ_{21} 與 γ_{31} 的標準化參數值分別為 0.17 與 0.28，t 值為 6.95 與 11.34，達到統計的顯著水準。表示假設 1-1 與 1-2 獲得肯定；亦即，家庭知覺會影響學校情境之正向知覺與負向知覺，且皆具有正向與直接的影響。

本研究與黃富源 (1996)、鍾思嘉 (2004) 與 Hawkins 等人 (1992) 的研究發現相同。此亦說明了學生之家庭知覺即是教育的投入元素，其在家庭中的處境，影響了學校中的情境

認知。本研究所提出之學生自我概念形成的「鏡中自我」模式，以及學生知覺家庭情境因素，是較學校知覺更為前導之「投入產出」論述，獲得確認。

(二) 家庭知覺與偏差行為之關係

γ_{11} 的標準化參數值為 0.12，t 值為 4.86，達到統計的顯著水準。家庭知覺透過學校情境之負向知覺，對偏差行為所產生的間接效果約為 0.02，由於學校情境之正向知覺對偏差行為之效果值未達到統計的顯著水準，沒有間接效果。因此，家庭知覺對偏差行為所產生的整體效果為 0.14，t 值為 6.01，亦達到顯著水準。顯示假設 2-1、2-2 與 2-3 皆獲得肯定；亦即，家庭知覺對偏差行為具有影響力。此與李奎諺 (2010)、許心儀 (2013) 之研究結果相同。

(三) 學校知覺與偏差行為之關係

β_{12} 的標準化參數值為 -0.03，t 值為 -1.16，雖然學校情境之正向知覺對偏差行為為負向的關係，但卻未達到統計的顯著水準，表示假設 3-1 未獲得肯定；亦即，學校情境之正向知覺對偏差行為不具有影響力。 β_{13} 的標準化參數值為 0.08，t 值為 3.09，達到統計的顯著水準。表示假設 3-2 獲得肯定；亦即，學校情境之負向知覺對偏差行為具有影響力。

學校情境之負向知覺對偏差行為亦具有正向的影響，與江明慧 (2010) 之研究結果相同；雖然學校情境之正向知覺對偏差行為負向的關係，與蘇素美 (1989)、王麗芳 (2012) 與 Wasson (1980) 等人的研究發現相同，但本研究卻未達到統計的顯著水準，因此沒有定論。本研究結果可說明，在學校中受到歡迎、被老師喜歡的人，無法明顯的看出能減少其偏差行為，亦即，這些人平時表現就很好，受到歡迎、被老師喜歡，不會減少偏差行為亦屬常理；但被當成出氣，或被嘲笑的對象時，卻會增加其偏差行為。

綜上所述，本研究於文獻探討中所提出之「鏡中自我」與「投入產出」模式，是可接受的模式，說明學生之家庭知覺是教育的投入元

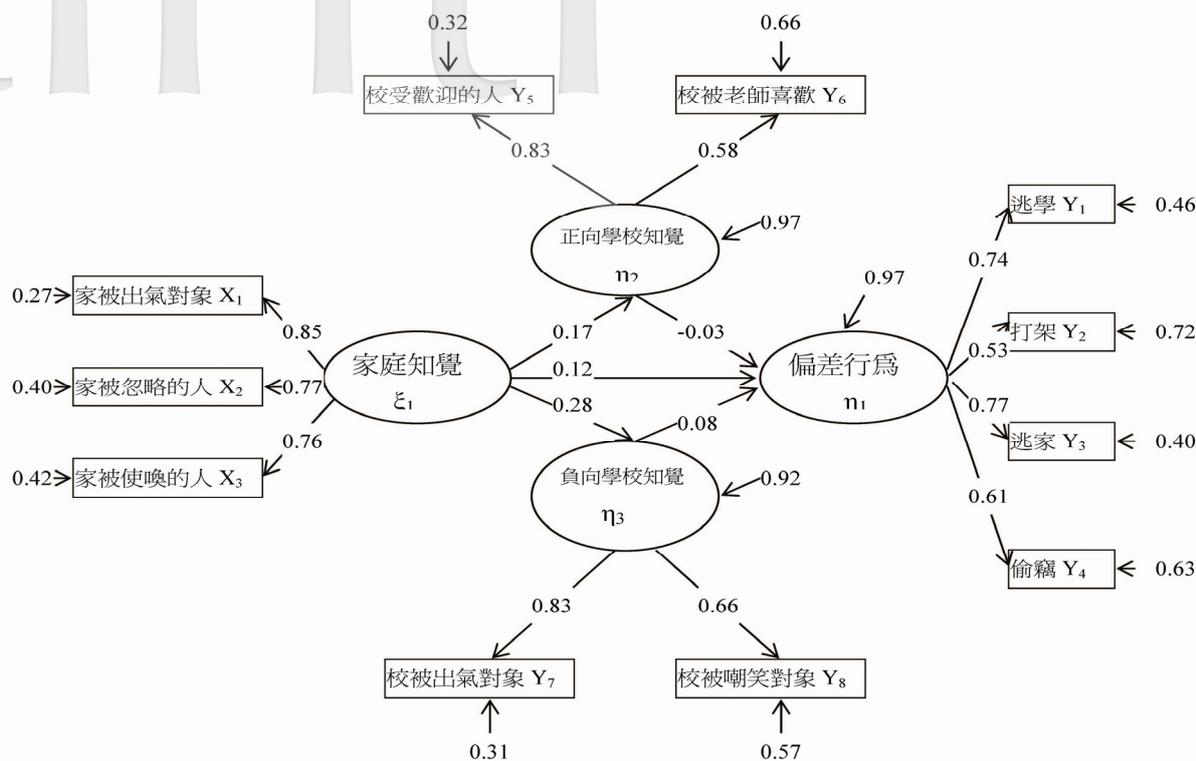


圖 5 假設模式之標準化參數係數

素，其在家庭中的處境，對於在學校中之情境認知，都可能具有相當的影響力，從而影響到學生的態度與行為。

陸、結論與建議

一、結論

(一) 模型架構與實證資料之適配度良好

本研究係以高中職（含五專前三年）學生這個關鍵性的發展階段為重點進行探討，並採用「臺灣教育長期追蹤資料庫」第三波所釋出的資料，刪除所有研究變項中的不合理值與未填答者後，共選取 2,765 個樣本。結果顯示，理論模式具有良好的整體適配度，顯示本研究的假設模式可用來解釋實際的觀測資料。

(二) 家庭知覺對學校知覺具有影響力

本研究以「鏡中自我」理論，來闡釋學生

自我概念的形，家庭知覺指學生自覺到在家庭中，成為被出氣、被忽略，以及被使喚的對象，以負向知覺為主要之論述。而學校知覺則指在學校中學生感受到他人對自己的觀感，包含受歡迎、被老師喜歡、被出氣，與被嘲笑等，經由因素分析，分為正向與負向兩種知覺。家庭知覺對學校情境之正向知覺與負向知覺的效果值皆達到顯著水準，且皆具有正向與直接的影響。

(三) 家庭知覺、負向學校知覺對偏差行為具有影響力

家庭知覺對偏差行為具有正向的影響，學校情境之負向知覺對偏差行為亦具有正向的影響；雖然學校情境之正向知覺對偏差行為負向的關係，但本研究卻未達到統計的顯著水準，因此沒有定論。亦即，在學校中受到歡迎、被老師喜歡的人，無法明顯的看出能減少其偏差行為。

(四)「鏡中自我」與「投入產出」模式，是可接受的模式

本研究提出「鏡中自我」與「投入產出」模式，說明學生自我概念形成的「鏡中自我」模式，以及學生知覺家庭情境因素，是較學校情境因素更為前導之「投入產出」論述。研究顯示，學生之家庭知覺是教育的投入元素，其在家庭中的處境，對於在學校中之情境認知，都可能具有相當的影響力，從而影響到學生的行為，也說明了前述兩模式是可接受的模式。

二、建議

(一) 對家庭關懷、學校輔導的建議

1. 教師應多給予覺知負向家庭情境之學生，更多的關注與支持

從投入產出的模式來看，學生來自於家庭、受教於學校；本研究發現家庭知覺對學校之正向知覺與負向知覺具有影響力，家庭知覺與學校之負向知覺皆會影響偏差行為。因此，家庭與學校都必須協助青少年建立正確的價值觀念，型塑健全的品格。教師也應多給予覺知負向家庭情境之學生，更多的關注與支持，同時應預防學生在學校感受到負向的覺知（例如，自覺遭受霸凌或師生關係不佳等），以避免負向的學校知覺造成生產偏差行為。

2. 正向引導，及時關懷

本研究結果發現，在學校中被當成出氣，或被嘲笑的對象時，會增加其偏差行為；這些人或許平時就有一些不良習性，所以容易成為被出氣，或被嘲笑的對象，應該正向引導，避免負向刺激或壓抑，以避免促成其偏差行為。學生的偏差行為更應重視早期發現，及早治療的重要性，一旦發現子女有不良習慣或偏差行為之徵兆，應該及時處理並幫助其發展健全人格，才能防患不良行為，免於日益嚴重，甚至成為犯罪事件，若遇到棘手難以解決的案例，應尋求專業輔導人員協助，幫助其導回正軌。

（張惠君，2002；劉焜輝，1994）

有些人在人生的某一階段或許多少都有反社會的傾向，但如能順著他的「偏差」，去認識、

了解其與眾不同之處，加以適當的溝通、輔導，甚至發現他的優點，使其有自信面對社會，不會受到傷害，進而走上正確的道路（何欣潔，2014）。

當人們遇到無法解決的難題時，常會拒絕面對現實，嘗試在不存在的世界裡尋求需要的滿足，若抉擇不當，而採取不見容於社會規範的行為時，就會產生所謂的「偏差行為」。要解決此一問題最重要的就是，幫助當事者正視在現實世界裡自己的行為，釐清自己的真正需求，做合宜的抉擇以採取有效的行為策略，提升自我價值、自信心，進而建立良好的人際關係（王千倬，1998；Glasser, 1965）。

(二) 對後續研究的建議

本研究採用「臺灣教育長期追蹤資料庫」第三波所釋出的資料，調查時間在 2005 年 10 月 1 日至 2006 年 1 月 31 日間。影響學生偏差行為的因素，會隨著時間、社會環境變遷等而改變，由於本研究所引用的僅是單一時間點的資料，因此，在因果關係的推論上，仍需留意。後續的研究可以進行縱貫分析，使模式的預測效度可以再行提升。（本論著使用資料部分係採自科技部、教育部、國家教育研究院、中央研究院支助之「臺灣教育長期追蹤資料庫研究第三波」資料。該資料由中央研究院調查研究專題中心學術調查研究資料庫釋出。作者感謝上述機構及人員提供資料協助，然本論著內容由作者自行負責。作者同時感謝匿名審查者給予具體而中肯的建議，使本文的內容更為充實與完整。）

收稿日期：104.9.11

通過刊登日期：105.5.3

參考文獻

- 王千倬（1998）。學生偏差行為的處理模式。**教育資料與研究**，22，62-65。
- 王麗芳（2012）。高中職生知覺教師正向管教

與偏差行為之相關研究-以臺南市為例。國立中正大學犯罪防治研究所碩士論文，未出版，嘉義。

江明慧（2010）。教師負面評價、同儕關係對青少年偏差行為之影響。國立成功大學教育研究所碩士論文，未出版，臺南。

何欣潔（2014）。預防下一個鄭捷父母應該這麼做。取自 <http://www.businessstoday.com.tw/article-content-80409-108181>。

吳怡芳、曾育真（2003）。偏差行為的定義。載於齊力、董旭英（主編），**臺灣青少年偏差行為之剖析**，1-14。嘉義：南華大學教育社會學研究所。

吳明隆（2006）。**SPSS 統計應用學習實務**。臺北：知城數位科技。

吳明隆（2009）。**結構方程模式：AMOS 的操作與應用**。臺北：五南。

吳武典（1992）。偏差行為的診斷與輔導。**現代教育**，7，17-26。

吳清山、林天祐（1994）。全面品質管理及其在教育上的應用。**初等教育學刊**，3，1-28。

李奎諺（2010）。家庭、學校系統及自我概念透過自我控制與外控認知影響少年偏差行為。國立中正大學臨床心理學研究所碩士論文，未出版，嘉義。

李昭鑒（2012）。影響臺灣青少年偏差行為之貫時性研究-以 TEPS 資料分析為例。國立政治大學教育研究所碩士論文，未出版，臺北。

周子敬（2006）。**結構方程模式（SEM）—精通 LISREL**。臺北：全華。

林玉珮（2007）。同村協力，學校從友善家庭開始。載於何琦瑜（主編），**家庭教育，贏的起點**（206-214 頁）。臺北：天下雜誌出版。

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。

林聰明（1997）。**生產與作業管理（全）**。臺北：

中華電視公司。

邱信傑、陳姿潔、張嘉珊、盧宜君（2010）。單親家庭青少年偏差行為家庭影響因素之研究。**教育與家庭學刊**，1，87-110。

邱皓政（2006）。**結構方程模式：LISREL 的理論、技術與應用**。臺北：雙葉書廊有限公司。

洪雪雅（2003）。影響青少年偏差行為的家庭因素之整合分析。國立高雄師範大學輔導研究所碩士論文，未出版，高雄。

徐淑美（2003）。家庭與學校因素對國中生偏差行為影響研究。南華大學教育社會學研究所碩士論文，未出版，嘉義。

馬傳鎮（1988）。從學校教育觀點探討少年犯罪預防對策。**現代教育**，3（4），3-14。

張春興（1998）。**教育心理學**。臺北：東華。

張苙雲（2007）。**臺灣教育長期追蹤資料庫：第三波（2005）學生【公共使用版電子檔】、家長資料【公共使用版電子檔】**。臺北：中央研究院調查研究專題中心學術調查研究資料庫【管理、釋出單位】。

張苙雲（2011）。**臺灣教育長期追蹤資料庫：資料使用手冊【2011.12.01 版】**。臺北：中央研究院調查研究專題中心學術調查研究資料庫【管理、釋出單位】。

張惠君（2002）。家庭系統、學校系統與國中生自我控制及偏差行為之研究—以臺南地區為例。國立成功大學教育研究所碩士論文，未出版，臺南。

許心儀（2013）。從道德推理、情緒歸因與父母教養方式探討青少年偏差行為。世新大學社會心理學研究所碩士論文，未出版，臺北。

許甄育（2005）。緊張因素、負面情緒、制握信念與與男女性青少年偏差行為之關聯性研究。國立成功大學教育研究所碩士論文，未出版，臺南。

陳秀華（2006）。家庭結構與學生知覺之家庭關係對國中生偏差行為的影響研究—以基隆地區為例。銘傳大學教育研究所碩士論

- 文，未出版，臺北。
- 陳佳琪（2001）。青少年生活壓力、家庭氣氛與偏差行為之關係研究。彰化師範大學教育研究所碩士論文，未出版，彰化。
- 陳亭瑋（2013）。社會資本與青少年偏差行為：家庭與學校的作用。國立臺北大學犯罪學研究所碩士論文，未出版，新北。
- 陳羿足（2000）。影響青少年偏差行為之家庭因素研究—以臺中地區為例。南華大學教育社會學研究所碩士論文，未出版，嘉義。
- 陳善德（2003）。建立教育品質系統的幾個關鍵思考。臺北縣教育雙月刊，35。
- 彭駕駢（1995）。青少年偏差行為探討及臺灣目前的輔導措施。輔導工作國際比較學術研討會，高雄。
- 黃芳銘（2010）。結構方程模式：理論與應用。臺北：五南圖書公司。
- 黃芳銘、楊金寶、許福生（2005）。在學青少年生活痛苦指標發展之研究。師大學報，50（2），97-119。
- 黃富源（1996）。親職教育與青少年偏差行為，黃富源教授於中興學術文化講座主講。人力發展，35，8-17。
- 楊國樞（1988）。家庭因素與子女行為：臺灣研究的評析。中華心理學刊，28（1），7-28。
- 劉焜輝（1994）。音樂治療的理論與實施（一），諮商與輔導，104，21-25。
- 蕭世慧（2006）。高中職生父母教養方式、家庭氣氛與偏差行為之研究。嘉義大學家庭教育研究所碩士論文，未出版，嘉義。
- 賴保禎（1995）。賴氏人格測驗指導手冊。臺北：心理出版社。
- 駱秉玲（2009）。臺北市高職學生學校環境知覺與偏差行為相關因素之研究。淡江大學教育政策與領導研究所碩士論文，未出版，新北。
- 鍾思嘉（2004）。親職教育。臺北：桂冠圖書。
- 蘇素美（1989）。國中學生刺激尋求動機、學校環境知覺與偏差行為關係之研究。國立高雄師範學院教育研究所碩士論文，未出版，高雄。
- 蘇素美（1993）。刺激尋求動機、親子關係、學校環境知覺與國中生偏差行為關係之研究。中華輔導學報，1，90-130。
- 熊明良、顧良智（2008）。工作滿意感量表編制過程之研究。亞洲（澳門）國際公開大學學報，11，33-62。
- 蔡佩璇、游萬來（2005，6月）。數位博物館線上展覽導賞活動規劃項目之研究。GCCCE 2005 第9屆全球華人計算機教育應用大會，2005/06/06-09, Hawaii Brigham Young University, Hawaii, pp. 948-960.
- Albino, V., & Kühtz, S. (2004). Enterprise input-output model for local sustainable development—the case of a tiles manufacturer in Italy. *Resources, Conservation and Recycling*, 41 (3), 165-176.
- Aviso, K. B., Tan, R. R., Culaba, A. B., Jose B., & Cruz Jr. J. B. (2011). Fuzzy input-output model for optimizing eco-industrial supply chains under water footprint constraints. *Journal of Cleaner Production*, 19 (2-3), 187-196.
- Bagozzi, R. P., & Yi, Y. (1988). On the evaluation of structural equation models. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 16, 74-94.
- Barker, K., & Santos, J. R. (2010). Measuring the efficacy of inventory with a dynamic input-output model. *International Journal of Production Economics*, 126 (1), 130-143.
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York: Wiley.
- Bowers, L., Smith, P. K., & Binney, V. (1994). Perceived family relationships of bullies, victims and bully/victims in middle childhood. *Journal of Social and Personal Relationships*, 11(2), 215-232.
- Briassoulis, H. (1991). Methodological issues:

- Tourism input-output analysis. *Annals of Tourism Research*, 18(3), 485-495.
- Cooley, C. H. (1902). *Human nature and the social order*. New York: Charles Scribner's Sons.
- DeVellis, R. F. (1991). *Scale development theory and applications*. London: SAGE.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50.
- Glasser, W. (1965). *Reality therapy: A new approach to psychiatry*. New York: Harper & Row.
- Gottfredson, M., & Hirschi, T. (1990). *A general theory of crime*. Stanford, CA: Stanford University Press.
- Hair, J. F. Jr., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (1998). *Multivariate data analysis* (5th ed.). Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall International.
- Hatcher, L. (1994). A step-by-step approach to using the SAS system for factor analysis and structural equation modeling. Cary, NC: SAS Institute Inc.
- Hawkins, J. D., Catalano, R. F., & Miller, J. Y. (1992). Risk and protective factors for alcohol and other drug problems in adolescence and early adulthood: Implications for substance abuse prevention. *Psychol Bull*, 112(1), 64-105.
- Hay, C. (2001). Parenting, self-control, and delinquency: A test of self-control theory. *Criminology*, 39(3), 707-736.
- Hendrickson, C., Horvath, A., Joshi, S., & Lave, L. (1998). Economic input-output models for environmental life-cycle assessment. *Policy Analysis*, 32(7), 184 A-191 A.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55.
- Jeremy, D. F., Reva, M. F., & Leslie, A. S. (2008). Educational sequelae of high school misbehavior. *Journal of Educational Research*, 101(5), 259-274.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1989). *LISREL 7: A guide to the program and applications* (Vol. 2). Chicago: Spss.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: User's reference guide*. Chicago, IL: Scientific Software International.
- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39, 31-36.
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: Guilford Press.
- Liang, S., Wang, C., & Zhang, T. (2010). An improved input-output model for energy analysis: A case study of Suzhou. *Ecological Economics*, 69 (9), 1805-1813.
- Maruna, S., LeBel, T. P., Mitchell, N., & Naples, M. (2004). Pygmalion in the reintegration process: Desistance from crime through the looking glass. *Psychology, Crime & Law*, 10(3), 271-281.
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric Theory*. New York: McGraw-Hill.
- Olsson, U. H., Foss, T., Troye, S. V., & Howell, R. D. (2000). Structural equation modeling, the performance of ML, GLS, and WLS estimation in structural equation modeling under conditions of misspecification and non-normality. *Structural Equation Modeling*, 7(4), 557-595.
- Raine-Eudy, R. (2000). Using structural equation modeling to test for differential reliability and validity: An empirical demon-

stration. *Structural Equation Modeling*, 7(1), 124-141.

Robins, R. W., John, O. P., Caspi, A., Moffitt, T. E., & Stouthamer-Loeber, M. (1996). Resilient, overcontrolled, and undercontrolled boys: Three replicable personality types. *Journal of Personality and Social Psychology*, 70(1), 157-171.

Rutter, M. L. (1997). Nature-nurture integration: The example of antisocial behavior. *American Psychologist*, 52(4), 390-398.

Schumacker, R.E., & Brookshire, W.K. (1990). *Defining quality indicators*. (ERIC Document Reproduction service No. ED 317 568) South-Western, 1961, 315-316.

Shaffer, L. S. (2005). From mirror self-recognition to the looking-glass self: Exploring the justification hypothesis. *Journal of Clinical Psychology*, 61(1), 47-65.

Tice, D. M. (1992). Self-concept change and self-presentation: The looking glass self is also a magnifying glass. *Journal of Perso-*

nality and Social Psychology, 63(3), 435-451.

Tuckman, B.W. (1985). *Evaluating instructional programs* (2nd ed.). Newton, MA: Allyn & Bacon.

Wasson, A. S. (1980). Stimulus-seeking, perceived school environment and school misbehavior. *Adolescence*, 15(59), 603-608.

West, S. G., Finch, J. F., & Curran, P. J. (1995). Structural equation models with non-normal variables: Problems and remedies. In R.H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling* (pp. 56-75). Thousand Oaks, CA: Sage.

Wiedmann, T., Lenzen, M., Turner, K., & Barret, J. (2007). Examining the global environmental impact of regional consumption activities— Part 2: Review of input-output models for the assessment of environmental impacts embodied in trade. *Ecological Economics*, 61 (1), 15-26.

A study on the influence of the family and school perception for senior high school students' deviant behavior

Chang, Yun-Lung

Abstract

Based on the looking glass-self theory and the input-output model, this study indicated that students' family perception was input elements of education, and through the operation of school perception, we explored the association of the family and school situation on senior high school students' deviation. Using structural equation modeling (SEM), we analyzed the questionnaire data of Taiwan Education Panel Survey (TEPS) from the third wave and found the assessment of model-data fit was good. Analysis results showed: 1. the family perception had influence on the school perception; 2. family perception had positive influence on deviant behavior; 3. negative perception of school situation had positive influence on deviant behavior. Finally, based on the results and findings, we put forward suggestions, as a reference for further study in the future.

Keywords: deviant behavior, family perception, school perception, TEPS

Chang, Yun-Lung Department of Education, National Taipei University of Education (Corresponding Author: ylc52@yahoo.com.tw)