

國立臺灣師範大學教育心理與輔導學系
教育心理學報，2011，42 卷，4 期，677-700 頁

以結構方程模式 探討台灣大學生自尊、生活目標、希望感 及校園人際關係對憂鬱情緒之影響*

賴英娟

陸偉明

董旭英

國立成功大學
教育研究所

本研究旨在探討台灣大三學生的正向特質與正向情緒對憂鬱情緒之效應，其中分析自尊、生活目標、希望感及校園人際關係等變項對憂鬱情緒之影響徑路，並針對所建構之模式進行適配度考驗。研究樣本乃取自臺灣高等教育資料庫之 94 學年度大三學生問卷，共計 24,999 人。結果發現：(1) 自尊除了對生活目標、希望感、校園人際關係及憂鬱情緒具有直接影響外，亦能透過上述變項對憂鬱情緒產生間接影響；(2) 生活目標對希望感具有直接影響，亦會透過希望感對校園人際關係與憂鬱情緒產生間接影響；(3) 希望感對校園人際關係與憂鬱情緒具有直接影響外，亦會透過校園人際關係對憂鬱情緒產生間接影響；(4) 校園人際關係對憂鬱情緒具有直接影響。最後，本研究依據研究發現進行討論，並提出相關建議以供參考。

關鍵詞：正向心理學、次級資料、希望感、高等教育資料庫、憂鬱情緒

隨著外在環境的變遷，以及新世紀的急遽變化，使得人們心理上的消沈或情緒上的低落頻仍。葉雅馨與林家興（2006）以台灣地區 7,888 名 18 歲以上的成年人進行調查研究，發現有 11.74% 的受試者已達嚴重程度的憂鬱情緒。另依據董氏基金會心理衛生組（2008）所進行的「大學生主觀生活壓力與憂鬱傾向之相關性調查」發現，我國大學生憂鬱情緒嚴重需專業協助者，其比例達四分之一強，顯見憂鬱對為數不少的大學生產生衝擊並造成困擾。儘管情緒低落在日常生活中在所難免，然若面臨壓力情境時，因自身內外資源不足而未能有效因應，日積月累下將難以遏抑，

* 本文初稿曾發表於「台灣心理學會第四十七屆心理學年會」，並感謝台灣師範大學教育評鑑與發展中心所提供高教資料庫 94 年度大三學生資料。

** 本篇論文通訊作者：賴英娟，通訊方式：lajenjen@gmail.com。

最後個體將因過度憂鬱造成自身與家人身心上的困擾與不適。職是，有關憂鬱情緒的預防與矯治遂成爲當前之重要社會課題。

「憂鬱」(depression)一詞具備多種意涵，不僅可用來描述負面情緒、生理或精神上的偏差，亦可視爲臨床診斷的病症(施雅薇，2004)。Cantwell 與 Baker (1991) 將「憂鬱」的複雜現象區分爲症狀(symptom)、多面向的症狀(various symptom)、症候群(syndrome)及精神異常(psychiatric disorder)等四種層次。惟本研究所指的憂鬱情緒與臨床的憂鬱症有所不同，故採用 Cantwell 與 Baker 憂鬱中第二層，將憂鬱情緒(depressive mood)定義爲個體感到負面情緒，且伴隨著情緒抑鬱、生理不適及孤獨感等負面的情緒狀態(例如：對自己感到失敗、覺得孤獨、寂寞)。綜觀憂鬱情緒之相關研究發現，以往的研究多著重於憂鬱情緒的臨床矯正(葉在庭、花茂琴，2006)、焦慮與憂鬱情緒的關係(葉在庭，2003；盧怡任、黃正鵠，2004)、壓力與憂鬱情緒之關連(Martyn-Nemeth, Penckofer, Gulanick, Velsor-Friedrich, & Bryant, 2009; Morris, Ciesla, & Garber, 2008)，大多忽略人們所擁有的正向特質與正向情緒對憂鬱情緒的積極預防效果。因此，本研究將探討正向特質與正向情緒對憂鬱情緒之影響。

邇來，有關如何轉化逆境、提升正向情緒與促進美好人生之追尋，已受到廣大的重視，並以正向心理學(Positive Psychology)最具代表性。正向心理學強調透過正向特質(如自尊)、正向情緒(如希望感)及正向組織(如社會支持)的均衡發展，將有助於個體獲得真實的快樂。Seligman 呼籲學校教育應重視正向特質與正向情緒之培養，並建構高支持的正向組織，以獲得適應與美好的生活(Seligman, 2002; Seligman & Csikszentmihalyi, 2000)。畢竟，正確的自我認知、有效的情緒管理及良好的人際關係，不僅能促進個體身心獲得健康與安適，更是影響生活適應的關鍵因素。而上述正向心理學相關論點，實與教育的主要目標—協助學生自我成長，並協助其朝向全人發展不謀而合。

正向特質(如自尊)與正向情緒(如希望感)向爲正向心理學的研究領域中的重要課題(Snyder, Rand, & Sigmon, 2002)。過去研究指出，自尊對個體的思考與評估具有正向的促進效果(郭爲藩，1996)。例如：自尊較高時，其所追求的生活目標亦會較高(Zuckerman, 1985)，並能透過目標以引導個體進行希望思考，以達成預定的目標(Snyder, Lopez, Shorey, Rand, & Feldman, 2003)。其次，Seligman (2002) 亦指出正向特質(自尊)爲正向情緒(希望感)之啓動因子。此外，研究亦發現目標對希望感具有引導的效果(Snyder et al., 2003)。由此可知，自尊、目標及希望感之間具有密切的關連。另就希望感的影響而論，高希望感的人較善於人際互動(Snyder, 2002)，且面臨困難的任務時，較不容易沈浸於負面的情緒中(Snyder, Lehman, Kluck, & Monsson, 2006)。綜上，希望感在個體情緒的認知評估歷程中，扮演著核心的中介角色。亦即個體的正尊與生活目標能藉由希望感的引發與催化，進行正向思考及維護良好的人際互動與尋求協助，進而降低憂鬱情緒或抑制負向情緒。

儘管自尊對憂鬱情緒之影響已有不少的實證研究(陳毓文，2004；Chan & Lee, 1993; Martyn-Nemeth et al., 2009; Paxton, Neumark-Sztainer, Hannan, & Eisenberg, 2006)，然而自尊是屬於人格特質，應會透過個人的希望感、及社會脈絡互動的環境(如校園人際關係)中介，進而影響憂鬱情緒，然而上揭中介歷程鮮少研究予以探討。而且，由於生活目標、希望感、校園人際關係等可操弄的變項可透過教學輔導策略的提供予以改善或提升，進而降低人們的憂鬱情緒感受，因此在輔導上更具實務應用的價值。因此，本研究期望能建構自尊、生活目標、希望感、校園人際關係對憂鬱情緒之中介模式，並提供相關的建議及輔導策略。

綜上，本研究將探討大學生之自尊、生活目標、希望感及校園人際關係對憂鬱情緒之影響，並探究其彼此間之相互關連。具體言之，本研究所要探討的研究問題如下：(一)自尊對生活目標、

希望感、校園人際關係及憂鬱情緒有何影響？（二）生活目標對希望感有何影響？（三）希望感對校園人際關係及憂鬱情緒有何影響？（四）校園人際關係對憂鬱情緒有何影響？（五）本研究所建構大三學生的自尊、生活目標、希望感及校園人際關係對憂鬱情緒之影響模式與蒐集之觀察資料相適配？本研究茲將各變項間的相關文獻內容依序分述如下。

一、自尊與生活目標、希望感、校園人際及憂鬱情緒關係之關連性

Zuckerman (1985) 研究指出，當控制人口統計學預測因子時，男性和女性的生活目標將能有效地被自尊與自我概念所預測。另郭為藩 (1996) 認為自重感較高的人，會覺得生活目標較易達成。雖然這些研究顯示個體的自尊對生活目標具有預測效果，然而國內大學生的實證研究付之闕如，大學生的自尊對生活目標是否具有預測力，有待本研究進一步探究。

再者，Tarrant 與 Konza (1994) 指出，正向的自尊能夠有效影響孩童的思考、態度及行為。Gilberts (1983) 指出，高自尊的個體擁有較正向的行為反應。陳敬淑 (2006) 研究指出，自尊的「正面肯定」能有效預測行為適應。沈如瑩 (2003) 研究發現，國中小學生的自尊與生活適應呈顯著正相關。儘管過去研究尚無研究探討自尊對希望感之影響，然而從過去文獻可知，當個體的自尊愈高，往往能產生適應性的行為、反應。因此，本研究主張自尊越高的個體，越能激發其動力思考與路徑思考，進而解決困難。基於此，本研究推論個體的自尊對希望感具有正向之預測效果。

就自尊與人際關係之關連而論，相關研究指出，自尊對於個體的人際關係有其關連性 (林慧姿、程景琳, 2006; 吳怡欣、張景媛, 2000; Baumeister, Campbell, Krueger, & Vohs, 2003)。例如：吳怡欣、張景媛經由訪問內容分析發現，國中二年級自尊程度較高的青少年感受到自己與同儕間有較良好的關係。相對的，自尊程度低的青少年則感覺自己與重要他人是疏離的。Baumeister 等人指出，高自尊者較具吸引力也較討人喜歡，因此其人際關係也比較好。另林慧姿、程景琳針對國小六年級學童進行研究，發現國小六年級人際自尊愈高者，其和朋友之間的友誼品質也較佳，反之則否。綜上所述，過去研究指出中小學階段學生的自尊對人際關係具有正向的影響效果。因此，本研究將探討大學生的自尊是否也能對校園人際關係有預測效果。

最後，國內外研究都指出，自尊對憂鬱情緒具有顯著的影響力 (陳毓文, 2004; 蘇曉憶、戴嘉南, 2008; Chan & Lee, 1993; Martyn-Nemeth et al., 2009; Paxton et al., 2006)。例如：陳毓文研究指出，低自尊與憂鬱情緒呈負向的顯著關連性，即自尊心愈低，則其憂鬱情緒愈高。其次，Chan 與 Lee (1993) 針對 1082 名香港青少年進行探究，發現青少年的自尊愈高，則其憂鬱程度會愈低。再者，蘇曉憶、戴嘉南 (2008) 研究指出，青少年之自尊對憂鬱傾向具有預測力，亦即個體的自尊愈高，則其憂鬱傾向則會愈低。綜上可知，綜觀過去研究發現自尊對憂鬱情緒具有預測效果。基於此，本研究假設自尊愈高者，則其憂鬱情緒會較低。

二、生活目標與希望感之關連性

Snyder (2000a) 主張，目標乃引導個人心智活動的標的，亦即能帶領個體邁向目標以達成任務。此外，希望感是一種個人對目標達成的認知思考歷程，在此一思考過程中，個體將訂定有意義且明確的目標，並根據先前所設定的目標產生動機與策略，據以促進目標之達成 (Snyder, 2002)。

且 Snyder 等人 (2003) 認為個體將依其所設定的目標引導後續的心智與行動。由此可見，目標乃為希望思考歷程活動前設定的一套準則或標準，其可引導個體的動力思考及路徑思考。因此，本研究推論個體所重視的生活目標對其希望感有正向的影響。

三、希望感與校園人際關係、憂鬱情緒之關連性

研究指出，個體的希望感對於人際關係具有正向之影響力 (Snyder et al., 2002; Snyder et al., 2003)。此外，Snyder (2002) 亦指出，高希望感者具有較佳的社會適應能力，並能與社會保持良好的聯繫關係。綜上可知，當個體產生較高的希望感，其往往樂於與他人接觸互動。惟國內大學生希望感對於校園人際關係之實證研究付之闕如，因此有待本研究進一步探討。

希望感除了對個體的校園人際關係有所影響外，亦是影響個人情緒反應的重要因素 (唐淑華, 2004; Snyder et al., 2002; Snyder, Cheaven, & Michael, 1999)。例如：Snyder 等人歸納眾多研究發現，希望感得分愈高者，其自我知覺能力 (perceived competency)、正面想法及正面情緒會較高。其次，Snyder 等人 (2006) 指出，當目標受阻礙時，高希望感的個體有較佳的適應能力，因此較不易引發負面的情緒。再者，Arnau、Rosen、Finch、Rhudy 與 Fortunato (2007) 針對 522 位大學生進行縱貫性研究也發現，希望感的動力成分 (agency component of hope) 對個體嗣後的憂鬱具有顯著的影響。綜上，過去研究大抵指出希望感能有效抑制憂鬱情緒。基於此，研究者假設當個體擁有較高的希望感 (路徑思考及動力思考佳者) 時，其將產生較少的憂鬱情緒。

四、校園人際關係與憂鬱情緒之關連性

已有國外研究指出，個體的同儕關係對憂鬱情緒具有顯著的影響 (Greca & Harrison, 2005; Oldenburg & Kerns, 1997; Stewart et al., 2003; Wentzel, 1998; Zimmer-Gembeck, Hunter, & Pronk, 2007)。例如，Zimmer-Gembeck、Hunter 與 Pronk 研究指出，當個體知覺到同儕的接納程度較差，則會產生更多的憂鬱情緒。Greca 與 Harrison 以 14-19 歲的青少年為對象，發現高度的同儕聯繫能有效預測憂鬱情緒。Oldenburg 與 Kerns 以四年級與八年級的中學生為對象，發現同儕間友誼和受歡迎的程度能有效預測個體的憂鬱。Stewart 等人研究亦指出，良好的人際關係 (同儕與家庭) 對憂鬱情緒具有預測效果。由上述可知，過去研究顯示中學生的同儕關係能有效預測個體的憂鬱情緒，然而大學生的校園人際關係 (師生關係、同儕關係) 是否具有相同的效果，有賴本研究進一步釐清。

方 法

一、資料來源

本研究採用台灣師範大學彭森明教授所主持之「臺灣高等教育資料庫整合計畫」(<http://www.cher.ed.ntnu.edu.tw/>) 之 94 學年度大三學生問卷，施測期間自 2005 年 10 月份至 2006 年 2 月份止。該資料庫係針對全國 156 所大學校院，採用分層隨機抽樣，並依教育部統計處「十

八學門」的分類標準，抽樣比率為 25%，各學門人數至少 30 人，各校人數至少 100 人，共計抽出 49,609 人，調查問卷共回收 26,307 人，且該資料庫為具代表性之全國樣本，故本研究所建構的模型將具有足夠的推行性 (Cohen, Cohen, West, & Aiken, 2003, p.151)。經刪除遺漏值後，有效樣本數共計 24,999 人。

二、本研究之整體模式圖

本研究所建構的自尊、生活目標、希望感及校園人際關係對憂鬱情緒之影響模式計有一個潛在自變項 (自尊) 及四個潛在依變項 (包含生活目標、希望感、校園人際關係及憂鬱情緒) (如圖 1)。自尊以整體自尊 (X1) 為觀察指標。其餘四個潛在依變項共計九個觀察指標：分別為生活目標的社會取向生活目標 (Y1) 與個人/家庭生活取向生活目標 (Y2)；希望感的路徑思考 (Y3)、動力思考 (Y4)；校園人際關係的同儕關係 (Y5)、師生關係 (Y6)；憂鬱情緒的情緒抑鬱 (Y7)、生理不適 (Y8)、孤獨感 (Y9)。

本研究的假設模型包含 1 個外衍測量變項與 9 個內衍測量變項，共計 10 個觀察變項，因此將產生 55 個測量資料數 ($DP = 1/2 * 10 * 11$)，由圖 1 可知，本模式中之估計參數有 27 個，因此 $t < 55$ ，呈現過度辨識 (over identification)，符合 Bollen 的 t 法則 (t-Rule) 的檢定標準。

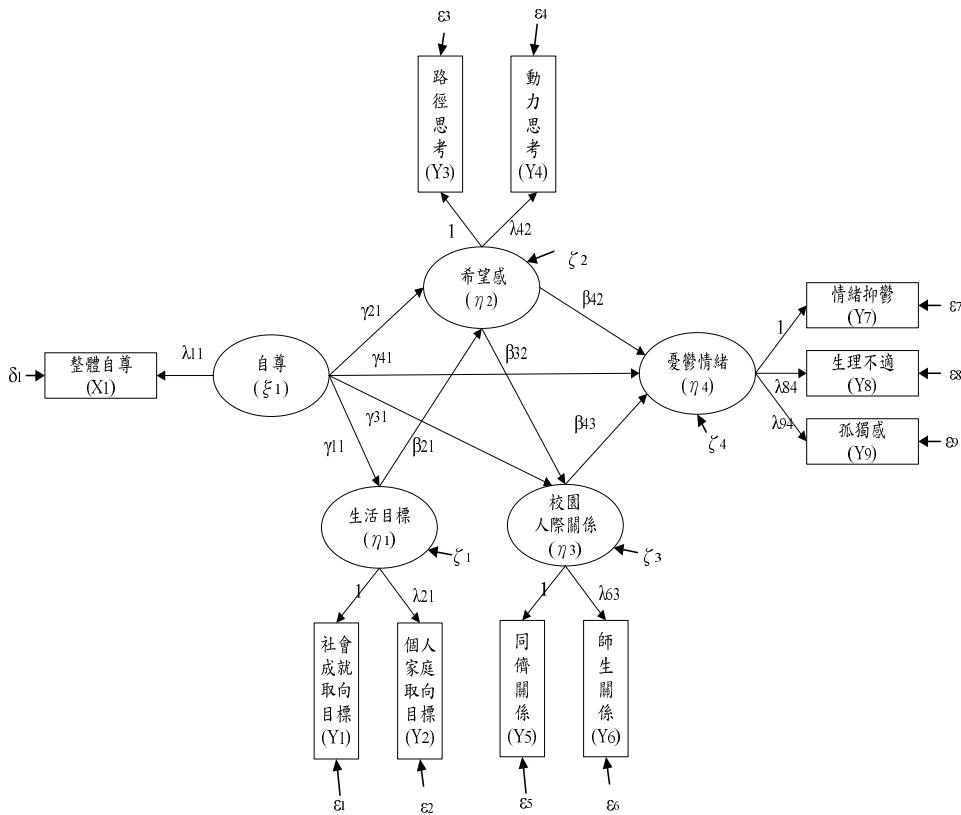


圖 1 自尊、生活目標、希望感及校園人際關係對憂鬱情緒影響之模式圖

三、測量變項

(一) 自尊

本研究之自尊係指個體對自我的整體評價與看法(徐西森、連廷嘉、陳仙子、劉雅瑩, 2002; Weiten & Lloyd, 2006/2007; Guindon, 2002; Rosenberg, Schoenbach, Schooler, & Rosenberg, 1995)。自尊的測量題目以「我認為自己是個有價值的人, 至少與別人不相上下」、「我覺得我有許多優點」兩題予以評估。受試者填答「非常不符合」者給 1 分、答「不符合」者給 2 分、答「符合」者給 3 分、答「非常符合」者給 4 分。當受試者得分愈高, 代表個體的正尊愈高。

(二) 生活目標

本研究之生活目標係指個體於日常生活中所追求的目標(如求權、尊容感、獨立自主、自尊等成就)(Nair, 2003)。社會取向的生活目標分別為「成為某一領域的專家」、「在某方面有特殊貢獻」、「創業有成」、「在社會上有影響力」四題; 個人/家庭取向的生活目標則包含「擁有一個幸福的家庭」、「享有富裕的物質生活」、「享有優質的精神生活」、「具有高度外語能力」、「從事有意義的工作」等五題。受試者填答「不重要」者給 1 分、答「有點重要」者給 2 分、答「重要」者給 3 分、答「非常重要」者給 4 分。填答者得分愈高, 顯示其所追求的生活目標品質愈高。

(三) 希望感

希望感係指個人找到達到預期目標的途徑並充滿動機去運用這些途徑的信念, 其包含動力思考(agency thinking)與路徑思考(pathways thinking)兩種成份(Snyder, 2000a, 2000b; Snyder et al., 2002; Snyder et al., 2003)。路徑思考為「當我學習上有問題時, 我知道到那裡去找資料或向誰去請教」、「我能找到各種方法、資源來幫助自己有效地處理各種負面情緒」、「當遇到意外或失望情境時, 我可以有效地調適過來」三題。而動力思考則採用「我對自己有信心並能為自己所做的決定負責」一題予以測量。上述四題的計分方式依照「非常不符合」、「不太符合」、「大部分符合」、「非常符合」分別給予 1 至 4 分。受試者得分愈高, 代表個體的希望感愈高。

(四) 校園人際關係

校園人際關係是指人與人之間彼此的交往互動, 其包含師生、親師及同儕互動(徐西森等人, 2002)。本研究校園人際關係包含「同儕關係」(四題)、「師生關係」(三題)二個部分, 共計七題。同儕關係的題目包含「我可以找到知心的朋友」、「我可以找到一起用功讀書的朋友」、「我常常得到同學的協助」、「我可以找到朋友一起參加各種活動」; 師生關係則包含「老師能提供我適切的幫助」、「我會主動請教老師有關課業或生活上的問題」、「我會把我內心的想法與感受告訴老師」。受試者填答「非常不符合」者給 1 分、答「不符合」者給 2 分、答「符合」者給 3 分、答「非常符合」者給 4 分。當受試者得分愈高, 顯示校園人際關係愈好。

(五) 憂鬱情緒

憂鬱情緒之定義為個體感到負面情緒, 且伴隨著情緒抑鬱、生理不適及孤獨感等負面的情緒狀態(例如: 對自己感到失敗、覺得孤獨、寂寞)。題目主要由「情緒抑鬱」、「生理不適」及「孤獨感」三個測量指標所組成, 共計 20 題。情緒抑鬱的測量題目, 例如: 「覺得自己的人生經歷是場失敗」、「對自己感到失望」等七題; 生理不適, 如: 「有原因不明的頭痛」、「有原因不明的腹痛

或胃痛」等七題；另孤獨感則包括六題，例如：「覺得孤獨、寂寞」、「覺得我沒有一個親近的朋友」。上述題目之計分方式如下：「從來沒有」、「很少」、「偶爾」、「常常」及「總是」分別給予 1 至 5 分。當受試者的得分愈高，代表憂鬱情緒越嚴重。

四、信、效度考驗

在信度考驗方面，本研究採用內部一致性信度 Cronbach α 予以考驗。在因素分析方面，本研究則以探索性因素分析進行因素效度的檢驗，以主軸因素法 (Principal axis factoring) 為因素的抽取方法，選取特徵值大於 1 的因素，並以直接斜交法 (direct oblimin) 進行斜交轉軸。另為了更進一步確認測量變項的因素結構，研究者以驗證性因素分析檢證探索性因素分析的結果，分析結果分述如下：

(一) 自尊

在信度考驗方面，自尊的 Cronbach α 係數為 .81。探索性因素分析，結果顯示可抽取出與研究者預期相符的一個因素構念，抽取出的因素可解釋全體的變異量達 68.61%，且自尊各題目的因素負荷量均為 .83。

(二) 生活目標

生活目標的 Cronbach α 係數為 .84。探索性因素分析，結果顯示可抽取出與研究者預期相符的二個因素結構 (社會取向的生活目標與個人／家庭取向的生活目標)，所抽取出的二個因素可解釋全體的變異量達 48.08%，各題目的因素負荷量介於 .57 與 .81 之間。

在驗證性因素分析方面，生活目標的 χ^2 檢定雖達顯著 ($\chi^2(df=26)=10730.24, p=.00<.05$)，AGFI 為 .85、NNFI 為 .89 不符合檢定標準；但就其他指標顯示皆達可評鑑標準 (GFI = .91 > .90, NFI = .92 > .90, CFI = .92 > .90, SRMR = .069 < .08)。由此可知，該量表之因素結構大致良好。而各題目之因素負荷量則介於 .60 與 .80 之間，且社會與個人／家庭取向生活目標之建構信度 (construct reliability) 分別為 .81 與 .79，顯示各題目皆有良好的內在品質。

(三) 希望感

希望感的 Cronbach α 係數為 .73。探索性因素分析，結果顯示可抽出一個因素結構，抽取出的因素可解釋全體的變異量達 45.00%，希望感各題目的因素負荷量介於 .42 與 .84 之間。

在驗證性因素分析方面，希望感的 χ^2 檢定雖達顯著水準 ($\chi^2(df=2)=487.37, p=.00<.05$)，但就其它契合度指標則顯示希望感之因素結構良好 (GFI = .99 > .90, AGFI = .95 > .90, NFI = .98 > .90, NNFI = .95 > .90, CFI = .98 > .90, SRMR = .034 < .08)。最後，各題目之因素負荷量則介於 .40 與 .85 之間，且希望感的建構信度為 .75，顯示各題目皆有不錯的品質。

(四) 校園人際關係

校園人際關係的 Cronbach α 係數為 .81。經探索性因素分析，結果可區分與研究者預期相符的二個因素結構 (同儕關係與師生關係)。上述兩個因素可解釋全體的變異量達 58.06%，且校園人際關係各題目的因素負荷量介於 .68 與 .87 之間。

在驗證性因素分析方面，校園人際關係的 χ^2 檢定雖達顯著水準 ($\chi^2(df=13)=2489.94, p=.00<.05$)，但就其它契合度指標則顯示校園人際關係之因素結構良好 (GFI = .90, AGFI = .87 > .90, NFI = .97 > .90, NNFI = .96 > .90, CFI = .97 > .90, SRMR = .052 < .08)。最後，各題目之因素負荷

量則介於 .69 與 .86 之間，且同儕關係與師生關係之建構信度分別為 .84 與 .81，顯示各題目皆有良好的內在品質。

(五) 憂鬱情緒

憂鬱情緒的 Cronbach α 係數為 .94。經探索性因素分析，結果可區分出情緒抑鬱、生理不適及孤獨感三個因素結構。上述三個因素可解釋全體的變異量高達 63.18%，且憂鬱情緒各題目的因素負荷量介於 .63 與 .89 之間。

在驗證性因素分析方面，憂鬱情緒的 χ^2 檢定雖達顯著水準 $\chi^2 (df = 167) = 21043.02, p = .00 < .05$ ，但就其它契合度指標則顯示憂鬱情緒之因素結構達檢定之標準 (GFI = .92 > .90, AGFI = .98, NFI = .98 > .90, NNFI = .98 > .90, CFI = .98 > .90, SRMR = .039 < .08)。最後，各題目之因素負荷量則介於 .63 與 .89 之間，且情緒抑鬱、生理不適及孤獨感之建構信度分別為 .92、.90 及 .94，顯示各題目皆有優良的內在品質。

五、資料分析與處理

本研究以 SPSS15.0 與「LISREL8.52 版」的統計套裝軟體進行資料分析。本研究所使用的分析方法包含描述性統計分析、Pearson 積差相關分析、信效度考驗及結構方程模式分析，統計考驗的顯著水準訂為 .05。

結 果

一、常態分配檢定

由於 LISREL 以最大概似估計法 (maximum likelihood estimation, ML) 作為預設的參數估計方法，若違反常態分配的假設時，則應採用加權最小平方法 (generally weighted least squares, WLS) (余民寧, 2006)。因此，本研究在進行模式適配度考驗前，先以 SPSS15.0 統計套裝軟體檢驗觀察資料是否符合常態分配。Kline (1998) 指出，當偏態 (skewness) 的絕對值小於 3.0，峰度 (kurtosis) 的絕對值小於 10.0 時，一般可視為單變量常態分配。由表 1 可得知，本研究的 11 個觀察變項無論是偏態或峰度均符合檢定標準。基於此，本研究採用 ML 估計法來進行參數估計與模式適配度考驗。

表 1 各變項之描述統計摘要表

測量變項	平均數	標準差	偏態	峰度
自尊	2.85	.60	-.20	.52
社會取向	2.78	.73	-.19	-.39
個人取向	3.24	.57	-.75	.76
路徑思考	2.91	.52	-.43	1.13
動力思考	2.92	.69	-.29	.02
同儕關係	3.08	.55	-.46	1.34
師生關係	2.44	.64	-.06	.06
情緒抑鬱	2.61	.83	.28	.07
生理不適	2.09	.81	.64	.21
孤獨感	2.37	.95	.53	-.16

二、觀察變項間之相關

本研究採用 Pearson 積差相關檢視測量變項間相關性的強弱與方向(如表 2 所示)。依據 Cohen (1988) 的判斷標準, 相關值介於 $|.50|$ 以上為高相關; 介於 $|.30|$ 至 $|.49|$ 間為中度相關; 介於 $|.10|$ 至 $|.29|$ 間則為低度相關。由表 2 可得知, 各個測量變項間之相關係數除少數未達顯著水準外, 其餘均達 .05 顯著水準。生活目標的二個測量指標(社會與個人取向的生活目標)呈現高相關; 希望感的二個測量指標(路徑思考與動力思考)呈現中度相關; 人際關係的二個測量指標(師生關係與同儕關係)呈中度相關; 最後, 憂鬱情緒的三個測量指標大抵呈現高度關連。另就各變項間正負號皆與前述之相關理論及實證研究結果相符。

表 2 本研究 10 個測量變項之相關係數矩陣

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1 自尊	1								
2 社會取向	.22*	1							
3 個人取向	.20*	.55*	1						
4 路徑思考	.36*	.15*	.23*	1					
5 動力思考	.41*	.17*	.20*	.46*	1				
6 同儕關係	.29*	.12*	.21*	.31*	.21*	1			
7 師生關係	.22*	.13*	.05*	.17*	.12*	.33*	1		
8 情緒抑鬱	-.31*	.00	-.00	-.29*	-.24*	-.19*	-.12*	1	
9 生理不適	-.11*	.02*	-.095*	-.19*	-.13*	-.11*	.04*	.53*	1
10 孤獨感	-.26*	-.01	-.05*	-.29*	-.21*	-.36*	-.15*	.69*	.48*

註: * $p < .05$

三、測量模型之適配度考驗

本研究於進行測量模型之適配度考驗前, 先進行區辨效度 (discriminant validity) 與聚斂效度 (convergent validity) 之檢驗。Fornell 與 Larcker (1981) 與李茂能 (2009) 建議, 各構念內的平均變異抽取量 (average variance extracted, AVE) 大於各構念間的決定係數或相關係數, 表示具有區辨效度。由表 3 可知, 本研究潛在變項之 AVE 值均大於各構念間的決定係數, 顯示本研究測量模式的各構念間具有區辨效度。

表 3 個別構念內部的相關與各別構念間的相關矩陣

	整體自尊	生活目標	希望感	校園人際關係	憂鬱情緒
整體自尊	1				
生活目標	.28	.55			
希望感	.56	.38	.47		
校園人際關係	.40	.30	.51	.38	
憂鬱情緒	-.33	-.03	-.45	-.38	.58

註 1: 對角線為各個構念的平均變異抽取量 (average variance extracted)

註 2: 對角線以外之值代表各個構念間的相關係數, 且均達 .05 顯著水準。

聚斂效度部分，李茂能（2009）指出，聚斂效度可透過內部一致性（如建構信度、AVE 等）進行分析。此外，Fornell 與 Larcker（1981）建議，平均變異抽取量可作為聚斂效度之評估，並建議平均變異抽取量之檢定門檻應大於 .50，以表示各測量變項對潛在變項的解釋量。由表 4 可知，各觀察指標的因素負荷量除師生關係較低外，其餘則能解釋大部分潛在變項的變異量。再者，平均變異抽取量除校園人際關係與希望感未達 .50 之檢定標準外，其餘均符合。綜上顯示，本研究具有適當的聚斂效度。

表 4 測量模型之因素負荷量、觀察指標信度、平均變抽取量及建構信度分析表

變項	因素負荷量	觀察指標信度	平均變異抽取量	建構信度
自尊 (ξ_1)			1.00	1.00
整體自尊	1.00	1.00		
生活目標 (η_1)			.55	.71
社會取向	.69	.48		
個人取向	.79	.62		
希望感 (η_2)			.47	.63
路徑思考	.70	.49		
動力思考	.66	.44		
校園人際關係 (η_3)			.38	.53
同儕關係	.75	.56		
師生關係	.43	.19		
憂鬱情緒 (η_4)			.58	.71
情緒抑鬱	.86	.74		
生理不適	.59	.35		
孤獨感	.81	.66		

Anderson 與 Gerbing（1988）指出進行整體模型契合度考驗時，整體模型契合度不佳的原因，可能來自於測量模型（measurement model）不佳或結構模型（structural model）不良，抑或兩者皆不佳。基於此，本研究為避免在整體模型契合度考驗產生誤判的情形，因此研究者將於進行整體模型考驗前，首先針對測量模型進行驗證性因素分析，待測量模型確立後再進行整體模型的考驗。

由圖 2 可知，在測量模型之契合度指標方面，PGFI 未符合檢定標準（PGFI = .46 < .50），但尚可接受；然就其他契合度指標顯示，皆符合檢定標準（AGFI = .92 > .90，NFI = .94 > .90，NNFI = .90，CFI = .94 > .90，IFI = .94 > .90，GFI = .96 > .90，SRMR = .039 > .05）。因素負荷量部分，除師生關係的因素負荷量為 .43 外，其餘的皆大於 .50，且達統計上 .05 的顯著水準，顯示本研究的 10 個觀察變項能夠反應個別的潛在變項。因本研究之測量模型之理論結構與實證資料有良好的適配，基於此，本研究隨後將進行整體模型之考驗。

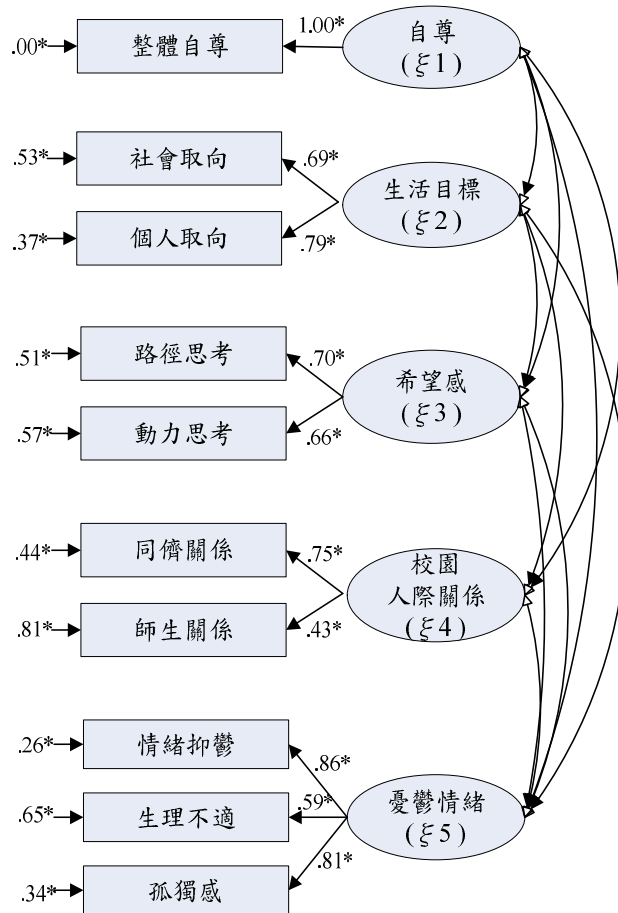


圖 2 模式之測量模型圖

四、整體模式適配度考驗

結構方程模式的模型適配度考驗可從違犯估計考驗、整體適配度考驗及內在適配度考驗三方面進行評鑑（余民寧，2006；Bagozzi & Yi, 1988; Hair, Anderson, Tatham, & Black, 1998）。本研究將依上述三方面，茲分述如下：

（一）違犯估計考驗

由表 5 可知，模式的參數估計結果沒有負的誤差變異，亦沒有過大的標準誤，符合「理論模式沒有負的誤差變異」、「標準誤不宜過大」之評估標準（Bagozzi & Yi, 1988; Hair et al., 1998）。再者，估計參數間相關的絕對值並未出現接近 1 的情況。此外，本研究模型所有的因素負荷量除了 λ_{63}^y （師生關係）為 .44 外，其餘均符合 .50 之標準。

表 5 模式所有估計參數顯著性考驗及完全標準化估計值

參數	SS 解	標準誤	t 值	SC 解	參數	SS 解	標準誤	t 值	SC 解
λ_{11}^x	1.00	1.00	β_{42}	-.27	.01	-20.97*	-.27
λ_{11}^y	.4968	β_{43}	-.21	.01	-16.12*	-.21
λ_{21}^y	.46	.01	40.54*	.81	δ_1	.0000
λ_{32}^y	.3670	ε_1	.29	.01	45.13*	.54
λ_{42}^y	.46	.01	68.22*	.66	ε_2	.11	.01	22.31*	.35
λ_{53}^y	.4174	ε_3	.13	.00	63.57*	.50
λ_{63}^y	.28	.01	37.00*	.44	ε_4	.27	.00	74.34*	.57
λ_{74}^y	.7186	ε_5	.14	.00	30.57*	.45
λ_{84}^y	.48	.01	90.22*	.60	ε_6	.33	.00	92.21*	.81
λ_{94}^y	.77	.01	112.27*	.81	ε_7	.18	.00	45.82*	.26
γ_{11}	.27	.01	31.61*	.27	ε_8	.42	.00	99.96*	.64
γ_{21}	.49	.01	58.91*	.49	ε_9	.30	.01	59.75*	.34
γ_{31}	.16	.01	14.95*	.16	ζ_1	.93	.03	35.13*	.93
γ_{41}	-.09	.01	-10.66*	-.09	ζ_2	.64	.02	42.16*	.64
β_{21}	.23	.01	26.04*	.23	ζ_3	.70	.03	26.10*	.70
β_{32}	.44	.01	32.34*	.44	ζ_4	.77	.01	66.57*	.77

註：* $p < .05$

(二) 整體適配度考驗

整體模式適配度考驗包含絕對適配度 (measures of absolute fit)、精簡適配度 (parsimonious fit measures)、增量適配度 (incremental fit measures) 等三方面的評估 (余民寧, 2006; Hair et al., 1998), 茲分別說明如下:

就絕對適配度考驗而言, 本研究所提之模型的 GFI 為 .96 符合 .90 之檢定標準; 其次, SRMR 指數為 .047 小於 .08 之標準; 再者, ECVI 指數為 .22, 比獨立模式 (independence model) 的 3.25 還小, 符合理論模型 ECVI 必須小於獨立模式 ECVI 之檢定標準, 顯示模型在不同樣本組間契合度的波動性小, 穩定性佳。綜上所述, 本研究所建構的模式與觀察資料是相適配的。

在精簡適配度檢驗方面, 雖 PGFI 為 .49 未達 .50 檢定標準, 但 AIC 指數為 5436.92, 比獨立模式的 81161.82 還小, 符合「理論模型 AIC 必須小於獨立模式的 AIC」之標準; 其次, PNFI 則為 .58 亦符合 .50 以上之檢定標準。綜上, 本研究所提出之模式的精簡適配檢定大致符合檢定之標準。

就增量適配度考驗而言, 本研究所建構之模式的 NNFI 為 .90 符合達 .90 之檢定水準; 其次, NFI 則為 .94 符合 .90 之檢定標準; 再者, CFI 為 .94 符合檢定標準; 此外, IFI 指數為 .94 亦符合 .90 之檢定門檻。綜合上述結果顯示, 本研究所建構的理論模式與觀察資料呈現良好的適配。

表 6 整體模型之因素負荷量、觀察指標信度、平均變抽取量及成分信度分析表

變項	因素負荷量	觀察指標信度	潛在變項之平均變異抽取量	潛在變項之成分信度
自尊 (ξ_1)			1.00	1.00
整體自尊	1.00	1.00		
生活目標 (η_1)			.56	.71
社會取向	.68	.46		
個人取向	.81	.66		
希望感 (η_2)			.47	.63
路徑思考	.70	.49		
動力思考	.66	.44		
校園人際關係 (η_3)			.37	.52
同儕關係	.74	.55		
師生關係	.44	.19		
憂鬱情緒 (η_4)			.59	.81
情緒抑鬱	.86	.74		
生理不適	.60	.36		
孤獨感	.81	.66		

(三) 內在適配度考驗

Hair 等人 (1998) 主張模型之內在適配度考驗應從測量模型適配度 (measurement model fit)、結構模型適配度 (structural model fit) 兩方面予以評鑑, 茲分別敘述如下:

就測量模式適配度考驗而言, 由表 6 可知, 所有因素負荷量的估計結果均達 .05 之顯著水準, 符合「因素負荷量應達顯著」之評鑑標準。其次, 本研究的 10 個觀察指標中, 除了 5 個的個別信度低於 .50 標準外, 其餘 5 個觀察指標的個別信度介於 .55 與 .74 之間, 符合大於 .50 的檢定標準。再者, 潛在變項之平均變異抽取量上, 除了希望感與校園人際關係的變項抽取量較低之外, 其餘生活目標與憂鬱情緒分別為 .56、.59, 符合潛在變項的變異抽取量都達 .50 以上。最後, 本研究的五個潛在變項的成分信度, 除了校園人際關係為 .52 不符 .60 檢定標準外, 其餘皆達評鑑標準, 分別介於 .63 與 .81 間, 顯示本研究的五個潛在變項具有良好的信度。綜合上述結果可知, 本研究的測量模型具有良好的內在品質。

由表 6 可知, 本研究所有的結構參數皆達 .05 顯著水準。且四個潛在變項決定係數值分別為 .07、.36、.30 及 .23。

五、模式各潛在變項間之效果

潛在變項間的效果包含直接效果、間接效果及全體效果三部分，以下以自由度 28 為準，分別詳述 t 檢定之結果：

(一) 各潛在變項間之直接效果

1. 自尊對生活目標、希望感、校園人際關係及憂鬱情緒之直接效果（研究問題一）

由圖三可知，自尊對生活目標 ($\gamma_{11} = .27, t = 31.61, p < .05$) 的直接效果達顯著水準。顯示個體自尊愈高時，其所追求的生活目標品質亦會較高。其次，自尊對希望感 ($\gamma_{21} = .49, t = 58.91, p < .05$) 的直接效果亦達顯著水準。由此可知，自尊較高者將會有較高的希望感。再者，自尊對校園人際關係 ($\gamma_{31} = .16, t = 14.95, p < .05$) 的直接效果達顯著水準。由此可知，當大三學生的自尊愈高，則其校園人際之間的互動亦會較佳。最後，自尊對憂鬱情緒 ($\gamma_{41} = -.09, t = -10.66, p < .05$) 的直接效果亦達顯著水準，換言之，自尊愈高，則其憂鬱情緒傾向會愈低。

2. 生活目標對希望感之直接效果（研究問題二）

生活目標對希望感 ($\beta_{21} = .23, t = 26.04, p < .05$) 的直接效果達顯著水準。亦即對生活目標愈重視者，往往會具有較高的希望感。

3. 希望感對校園人際關係與憂鬱情緒之直接效果（研究問題三）

希望感對校園人際關係 ($\beta_{32} = .44, t = 32.34, p < .05$) 的直接效果達顯著水準。由此可知，當個體的希望感愈高時，其校園人際間的互動表現亦會較佳。此外，希望感對憂鬱情緒 ($\beta_{42} = -.27, t = -20.97, p < .05$) 的直接效果亦達顯著水準，換言之，大三學生的希望感愈高時，則其較不易產生憂鬱情緒。

4. 校園人際關係與憂鬱情緒之直接效果（研究問題四）

校園人際關係對憂鬱情緒 ($\beta_{43} = -.21, t = -16.21, p < .05$) 的直接效果達顯著水準。由此可知，大三學生的校園人際關係愈佳，則其憂鬱情緒會愈低。

(二) 各潛在變項間之間接效果

由表 7 可知，自尊透過生活目標對希望感的間接效果值為 .06 ($t = 21.32, p < .05$) 達顯著水準。易言之，自尊會透過追求不同的生活目標進而間接地影響個體的希望感。其次，自尊透過生活目標、希望感對校園人際關係的間接效果值為 .25 ($t = 30.41, p < .05$) 達顯著水準。再者，自尊透過生活目標、希望感、校園人際關係對憂鬱情緒的間接效果值為 -.23 ($t = -.35.11, p < .05$) 達顯著水準。換言之，學生的自尊亦能透過生活目標、希望感及校園人際關係間接地影響個人的憂鬱情緒。就生活目標而言，生活目標將能透過希望感對校園人際關係產生間接效果值為 .10 ($t = 21.37, p < .05$)。由此可見，追求較高的生活目標，其往往能產生較高的希望感，進而影響個人的校園人際關係。此外，生活目標透過希望感、校園人際關係對憂鬱情緒的間接效果值為 -.08 ($t = -21.19, p < .05$) 亦達顯著水準。最後，就希望感的間接效果而論，希望感除了對憂鬱情緒有直接效果外，其亦可透過校園人際關係對憂鬱情緒產生間接效果為 -.09 ($t = -15.51, p < .05$)，換言之，高希望感的個體亦能透過校園人際關係間之互動，進而減低其憂鬱情緒之程度。

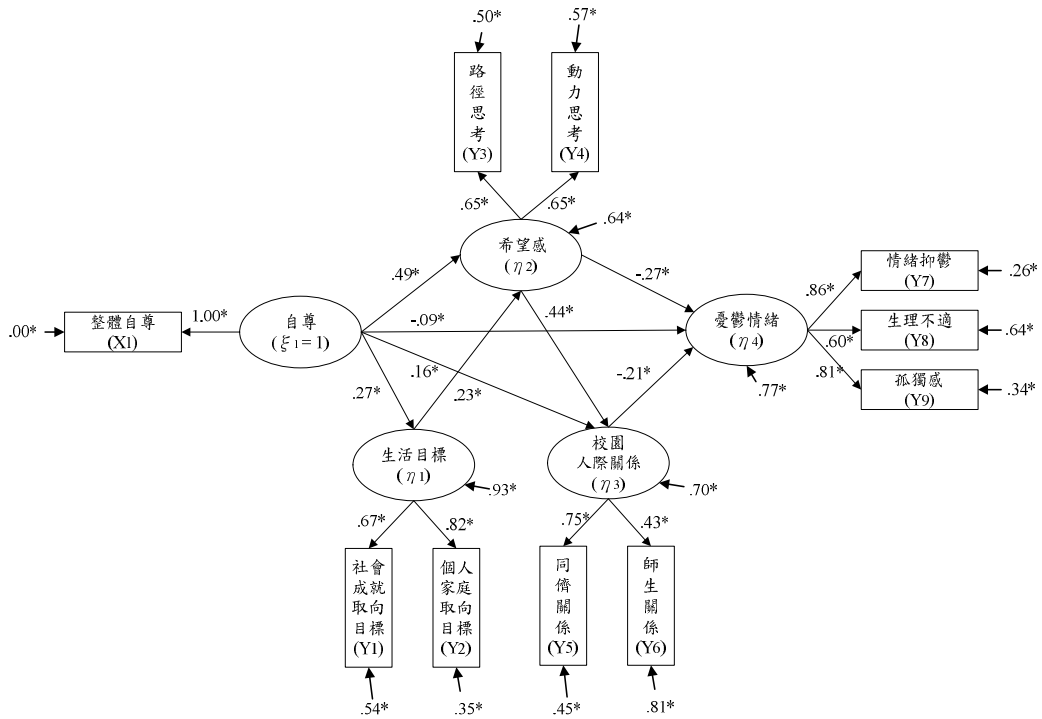


圖 3 模式之完全標準化路徑係數 (SC 解) 圖 (N = 24,999)

(三) 各潛在變項間之全體效果

綜合自尊的直接效果與間接效果 (參見表 7)，自尊對生活目標、希望感、校園人際關係及憂鬱情緒變項的標準化全體效果分別如下：自尊對生活目標的全體效果值為 .27；自尊對希望感的全體效果值 .56；自尊對校園人際關係的全體效果值為 .40；自尊對憂鬱情緒的全體效果值則為 -.33，且皆達 .05 之顯著水準。綜合上述可知，台灣大三學生的自尊對其生活目標的追求、希望感、校園人際關係會產生顯著的正向效果，而自尊對憂鬱情緒則產生顯著的負向效果。

整合生活目標的直接效果與間接效果而言，生活目標對希望感的全體效果值為 .23；生活目標對校園人際關係之全體效果值為 .10；生活目標對憂鬱情緒的全體效果值為 -.08。由此可知，生活目標對大三生的希望感、校園人際關係及憂鬱情緒有其影響效果。

最後，希望感對校園人際關係的全體效果值為 .44；希望感對憂鬱情緒之全體效果值則為 -.36。顯見，希望感對校園人際關係及憂鬱情緒具有高度的預測效果。

表 7 各潛在變項間之直接效果、間接及全體效果分析一覽表

自變項	依變項（內衍潛在變項）			
	生活目標 (η_1)	希望感 (η_2)	校園人際關係 (η_3)	憂鬱情緒 (η_4)
外 自尊 (ξ_1)				
衍 直接效果	.27 (31.61*)	.49 (58.91*)	.16 (14.95*)	-.09 (-10.66*)
變 間接效果		.06 (21.32*)	.25 (30.41*)	-.23 (-35.11*)
項 全體效果	.27 (31.61*)	.56 (66.66*)	.40 (49.31*)	-.33 (-47.83*)
生活目標 (η_1)				
直接效果		.23 (26.04*)		
間接效果			.10 (21.37*)	-.08 (-21.19*)
全體效果		.23 (26.04*)	.10 (21.37*)	-.08 (-21.19*)
內 希望感 (η_2)				
衍 直接效果			.44 (32.34*)	-.27 (-20.97*)
變 間接效果				-.09 (-15.51*)
項 全體效果			.44 (32.34*)	-.36 (-31.74*)
校園人際關係 (η_3)				
直接效果				-.21 (-16.21*)
間接效果				
全體效果				-.21 (-16.21*)

註：* $p < .05$

討論與建議

本研究旨在探討台灣大三學生自尊、生活目標、希望感及校園人際關係對憂鬱情緒之影響。結果發現，大三學生的自尊除了對生活目標、希望感、校園人際關係及憂鬱情緒具有直接影響效果外，亦能透過生活目標、希望感及校園人際關係對憂鬱情緒產生間接的影響。其次，生活目標除了對希望感具有直接影響外，亦會透過希望感對校園人際關係與憂鬱情緒產生間接影響。再者，希望感對校園人際關係與憂鬱情緒具有直接效果，亦會透過校園人際關係對憂鬱情緒產生間接效果。最後，校園人際關係對憂鬱情緒具有直接效果，即校園人際關係愈佳，則憂鬱情緒會愈低。

一、討論

依據研究結果與潛在變項之間的效果值，本研究歸結出以下數個研究發現並予以討論：

(一) 自尊對生活目標、希望感、校園人際關係及憂鬱情緒之影響

本研究發現，自尊對生活目標具有正向影響，此一研究結果與國外研究相一致（Zuckerman, 1985），顯示大學生擁有正向、積極的態度與價值觀，則有助於個體設定較明確與有意義的生活目標。其次，自尊對希望感亦有正向的顯著影響，亦即當自尊越趨正向時，則有越高的希望感，此一結果與本研究推論相符，實為本研究之重大發現，此一結果與正向心理學所揭示的「正向特質是引發正向情緒的關鍵因素」相呼應，並能對正向心理學理論的建構提供實證上的證據。再者，個體的自尊對校園人際關係的直接效果亦達顯著水準，與國內外中小階段學生自尊對人際關係的實證研究相一致（林慧姿、程景琳，2006；吳怡欣、張景媛，2000；Baumeister, Campbell, Krueger, & Vohs, 2003），就大學生樣本而言，本研究為理論提供新的實證依據，亦即當個體擁有較高的自尊，其往往亦會表現出積極、自信及樂觀的態度或行為，且亦會樂於與他人相處互動，進而具有較佳的人際關係。最後，自尊對憂鬱情緒達負向的顯著影響效果，且結果與國內外研究相符應（陳毓文，2004；蘇曉憶、戴嘉南，2008；Chan & Lee, 1993; Martyn-Nemeth et al., 2009），唯此一直接效果不大。究其原因，自尊會透過個人希望感與校園人際關係的中介，據以預防或降低憂鬱情緒的產生，故自尊對憂鬱情緒的直接效果不大。

(二) 生活目標對希望感、校園人際關係及憂鬱情緒之影響

本研究假設當個體的生活目標愈明確且有意義時，愈能引發個體產生希望感（動力思考與路徑思考）以完成目標。而本研究結果與 Snyder 過去所主張的論點相印證（Snyder et al., 2002; Snyder et al., 2003）。此外，生活目標除了對希望感有直接影響外，亦會透過希望感對校園人際關係與憂鬱情緒產生間接影響。亦即當個體愈重視其所訂定之生活目標時，將能透過希望信念的引導（如透過正向積極的思考方式或自我對話方式）與催化，以尋求同儕互動或他人的協助等方式追求目標，並進而減低其憂鬱情緒產生。

(三) 希望感對校園人際關係和憂鬱情緒之影響

本研究發現，希望感對校園人際關係具有正向的影響，此一結果與國外研究結果相印證（Snyder et al., 2002; Snyder et al., 2003）。至於希望感對憂鬱情緒之影響，本研究發現希望感對憂鬱情緒具有負向的影響，此一發現與國內外研究結果相符（唐淑華，2004; Arnau et al., 2007; Snyder et al., 2002; Snyder et al., 2006）。亦即高希望感的個體會運用有助於提昇及維持良好健康狀況的想法或策略，以預防或協助改善其身心不適的情形。此外，高希望者遭遇到阻礙時，多能激發其正向的思考及積極尋求他人的協助，因此甚少會有憂鬱情緒的產生。由於諮商人員或教師可以希望感的概念為基礎，以引導或協助個體朝向人生光明面，因此可促使本研究結果發揮其最大功效。

(四) 校園人際關係對憂鬱情緒之影響

本研究假定校園人際關係將會直接地影響大三學生的憂鬱情緒。結果顯示，校園人際關係對憂鬱情緒的直接效果具有顯著的負向影響。而此一結果與國外同儕關係對憂鬱情緒之文獻相符（Greca & Harrison, 2005; Oldenburg & Kerns, 1997; Stewart et al., 2003; Wentzel, 1998; Zimmer-Gembeck, Hunter, & Pronk, 2007）。此外，本研究的校園人際關係不僅強調同儕關係，更主張良好師生關係亦能有效舒緩學生的壓力與負面的情緒。結果發現，本研究的校園人際關係對大學生而言，如同保護因子，其具有預防或降低大學生的憂鬱情緒。亦即當個體即將受到負面情緒的威脅時，良好的校園人際關係將能促使大學生轉化正向情緒以維持身心健全的發展。

(五) 本研究對正向心理學的貢獻

正向特質、正向情緒及正向組織的探討分別為正向心理學研究的三大基石。正向情緒的研究（如希望、樂觀）旨在瞭解人們如何獲得正向情緒；正向特質（長處、美德、能力）的研究則是探究個人的長處與美德應如何發展；正向組織（如家庭支持、民主社會及言論自由）的研究主要係探討各種得以支持與發展個人能力及長處的環境（Seligman, 2002/2003; Seligman, 2002）。有感於正向心理學積極預防觀點對於學校輔導具有教育發展與介入的實際效益，因此本研究以正向心理學的角度切入，以瞭解正向特質（自尊）、正向情緒（希望感）和正向組織的關係。在正向心理學理論中，論及正向組織的建構有助於個人正向特質的涵養，當個人的正向特質得以發揮時，則正向情緒（真實的快樂）將隨之而來。而本研究的結果支持此一論述。如本研究發現，希望感（正向情緒）能協助個體對抗憂鬱情緒，使人維持身心健康。另自尊（正向特質），其能為自己帶來良好的感覺與滿足，且與正向情緒（如希望）、低度的憂鬱情緒感受之間息息相關。由此可知，正向特質對正向情緒的影響在本研究所蒐集的實證資料中獲得支持。

此外，本研究亦發現擁有良好校園人際關係的個體，其往往擁有較佳的情緒感受。儘管 Seligman（2002）正向心理學較強調正向組織的建立對正向特質的培養具有影響。然而在本研究中發現，人際關係的形塑亦能降低個人的憂鬱情緒，促使個體擁有愉悅的生活與身心上的健康。基於此，本研究對於正向心理學的理论建構與解釋具有貢獻，期能透過實證資料豐富正向心理學的理论內涵。

二、建議

(一) 輔導實務上的建議

1. 設計正向心理學課程，以協助學生培養正向積極的態度

本研究結果發現，正向心理學所揭示的二大面向—正向特質（自尊）、正向情緒（希望感）在本研究中獲得支持，均能有效降低大三學生的憂鬱情緒。職是，研究者建議教育人員應設計一系列能增加個體的希望感、提升其人際關係及對自我的瞭解與接納等正向心理學課程。其次，研究者建議學校教師應提升學習者的希望感，唯有個體具備高希望感，其方能為達到預定之生活目標努力、前進，並樂於與他人互動接觸並尋求外在的支持、協助，以達有效預防憂鬱情緒的產生。

2. 提升大學生的自尊心

本研究發現自尊對生活目標、希望感及校園人際關係具有正向的預測效果，而自尊對憂鬱情緒則有負向的預測效果。因此，教師應以正向積極鼓勵的方式以提升其自尊心，例如：「天生我才必有用」等。唯有如此，方能有效提升大學生的自尊心及建立正向的態度，進而有效降低憂鬱情緒或負面情緒的干擾。

3. 對於情緒困擾者適時給予協助並教導學生人際互動技巧

本研究結果發現，大三學生的校園人際關係愈佳，則其憂鬱情緒的感受也會較低。因此，教師應多注意大學生的情緒變化，並適時給予協助，且需提醒同學，對於有負面情緒困擾者應多加以關心。此外，並非所有學生都能有效建立良好的校園人際關係，故老師可適時的教導學生交友的技巧，例如：與朋友分享經驗、表達情緒上的支持、適時主動的提供同儕協助與鼓勵、提醒同儕間應彼此信任與尊重等。藉由良好的人際關係，以有效預防或降低憂鬱情緒感受。

(二) 未來研究上的建議

1. 針對不同年級或學習階段的學生進行跨樣本檢驗

本研究以大三學生進行研究，對於其他年齡層學生之自尊、生活目標、希望及校園人際關係對憂鬱情緒之影響並未加以研究。因此，研究者建議未來研究可針對不同年級或學習階段的學習者進行考驗，以瞭解本研究所提出的假設模型在不同群體之間的穩定性與有效性，並更進一步瞭解不同學習階段影響其憂鬱情緒之因素，進而提出適切的輔導策略。

2. 納入其他具影響力之變項

由於本研究使用次級資料 (secondary data) 進行分析，因此其它對個人憂鬱情緒具有關鍵影響的變項未能納入估計。因此，研究者建議未來可針對其它個人特質、情緒因素及外在環境影響納入模式中，據以深入瞭解並豐富憂鬱情緒的解釋模型，以有效預防大學生的憂鬱情緒，並且提出多樣性的預防與輔導機制。

3. 採用多層次模型分析將脈絡因素納入模式

本研究限於未能取得班級與學校層級的多層次資料，因此僅以個人層次為分析單位以探討變項間的關連。由於同一班級的學生個體層次的觀察資料係巢套 (nested within) 在班級之內，因此學生在各變項的表現將會受到群體層次 (如學校氣氛) 的影響，惟本研究未將階層脈絡因素納入估計，為本研究的限制之一。建議未來研究採用多層次分析方法，將個體層次與群體層次的脈絡因素對憂鬱情緒的影響同時納入研究架構中，以獲得更為精確的研究結果。

參考文獻

- 余民寧 (2006)：潛變項模式：SIMPLIS 的應用。台北：高等教育。
- 吳怡欣、張景媛 (2000)：青少年與重要他人的情感關係和其自尊之相關研究暨訪談內容分析。**教育心理學報**，32 (1)，15-40。
- 李茂能 (2009)：圖解 AMOS 在學術研究之應用。台北：五南。
- 沈如瑩 (2003)：國中小學生自尊與自我概念、生活適應關係之研究。國立成功大學教育研究所碩士論文。
- 林慧姿、程景琳 (2006)：國小六年級學童自尊、情緒調節與友誼之相關研究。**教育心理學報**，38 (2)，177-193。
- 施雅薇 (2004)：國中生生活壓力、負向情緒調適、社會支持與憂鬱情緒之關聯。國立成功大學教育研究所碩士論文。
- 唐淑華 (2004)：希望感的提升—另一個進行情意教育的取向 (I)。國科會專案研究報告 (編號：NSC93-2413-H-259-001-)。
- 徐西森、連廷嘉、陳仙子、劉雅瑩 (2002)：人際關係的理論與實務。台北：心理。
- 郭為藩 (1996)：自我心理學。台北：師大書苑。
- 陳敬淑 (2006)：青少年依附、自尊與行為適應之相關研究。大葉大學教育專業發展研究所碩士論文。

- 陳毓文(2004):少年憂鬱情緒的危險與保護因子之相關性研究。*中華心理衛生學刊*, 17(4), 67-95。
- 葉在庭(2003):焦慮與憂鬱情緒現象之探討—檢驗情緒三領域模式。*中華心理衛生學刊*, 16(2), 87-111。
- 葉在庭、花茂琴(2006):從關係性自我理論看青少年慢性憂鬱情緒患者的自我表徵。*中華心理衛生學刊*, 19(2), 177-207。
- 葉雅馨、林家興(2006):台灣民眾憂鬱程度與求助行為的調查研究。*中華心理衛生學刊*, 19(2), 125-148。
- 董氏基金會心理衛生組(2008):大學生主觀生活壓力與憂鬱傾向之相關性調查。取自財團法人董氏基金會網站:<http://www.jtf.org.tw/psyche/melancholia/survey.asp?This=65&Page=1>, 2008年2月27日。
- 盧怡任、黃正鵠(2004):台南市行為困擾國中生之非理性信念與焦慮、憂鬱情緒之相關研究。*諮商輔導學報*, 11, 81-108。
- 蘇曉憶、戴嘉南(2008):青少年完美主義、自尊與其憂鬱傾向之相關研究。*諮商輔導學報—高師輔導所刊*, 18, 123-154。
- 洪蘭譯(2003):*真實的快樂*。台北:遠流。Seligman, M. E. P. (2002). *Authentic happiness*. New York, NY: Free Press.
- 陸洛、高旭毓譯(2007):*心理學:日常生活中的應用*。台北:洪葉。Weiten, W., & Lloyd, M. A. (2006). *Psychology applied to modern life: Adjustment in the 21st century*. Pacific Grove, CA: Thomson Wadsworth.
- Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1988). Structural equation modeling in practice: A review and recommended two-step approach. *Psychological Bulletin*, 103, 411-423.
- Arnau, R. C., Rosen, D. H., Finch, J. F., Rhudy, J. L., & Fortunato, V. J. (2007). Longitudinal effects of hope on depression and anxiety: A latent variable analysis. *Journal of Personality*, 75, 43-64.
- Bagozzi, R. P., & Yi, Y. (1988). On the evaluation of structural equation models. *Academic of Marketing Science*, 16, 74-94.
- Baumeister, R. F., Campbell, J. D., Krueger, J. I., & Vohs, K. D. (2003). Does high self-esteem cause better performance interpersonal success, happiness, or healthier lifestyles? *Psychological Science in the Public Interest*, 4, 1-44.
- Cantwell, D. P., & Baker, L. (1991). Manifestations of depressive affect in adolescence. *Journal of Youth and Adolescence*, 20, 121-133.
- Chan, D. W., & Lee, H. B. (1993). Dimensions of self-esteem and psychological symptoms among Chinese adolescents in Hong Kong. *Journal of Youth and Adolescence*, 22, 425-440.

- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Cohen, J., Cohen, P., West, S. G., & Aiken, L. S. (2003). *Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences* (3rd ed.). Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18, 39-50.
- Gilberts, R. (1983). The evaluation of self-esteem. *Family and Community Health*, 6, 29-49.
- Greca, A. M. L., & Harrison, H. M. (2005). Adolescent peer relations, friendships and romantic relationships: Do they predict social anxiety and depression? *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology*, 34, 49-61.
- Guindon, M. H. (2002). Toward accountability in the use of the self-esteem construct. *Journal of Counseling and Development*, 80, 204-214.
- Hair, J. F. Jr., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (1998). *Multivariate data analysis*. Upper Saddle River, NJ: Prentice-Hall.
- Kline, R. B. (1998). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York, NY: The Guilford Press.
- Martyn-Nemeth, P., Penckofer, S., Gulanick, M., Velsor-Friedrich, B., & Bryant, F. B. (2009). The Relationships among self-esteem, stress, coping, eating behavior, and depressive mood in adolescents. *Research in Nursing and Health*, 32, 96-109.
- Morris, M. C., Ciesla, J. A., & Garber, J. (2008). A prospective study of the cognitive-stress Model of depressive symptoms in adolescents. *Journal of Abnormal Psychology*, 117, 719-734.
- Nair, K. S. (2003). Life goals: The concepts and its relevance to rehabilitation. *Clinical Rehabilitation*, 17, 192-202.
- Oldenburg, C. M., & Kerns, K. A. (1997). Associations between peer relationships and depressive symptoms: Testing moderator effects of gender and age. *Journal of Early Adolescence*, 17, 319-337.
- Paxton, S. J., Neumark-Sztainer, D., Hannan, P. J., & Eisenberg, M. E. (2006). Body dissatisfaction prospectively predicts depressive mood and low self-esteem in adolescent girls and boys. *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology*, 35, 539-549.
- Rosenberg, M., Schoenbach, C., Schooler, C., & Rosenberg, F. (1995). Global self-esteem and specific self-esteem: Different concepts, different outcomes. *American Sociological Review*, 60, 141-156.
- Seligman, M. E. P. (2002). *Authentic happiness: Using the new positive psychology to realize your potential for lasting fulfillment*. New York, NY: Free Press

- Seligman, M. E. P., & Csikszentmihalyi, M. (2000). Positive psychology: An introduction. *American Psychologist*, 55, 5-14.
- Snyder, C. R. (2000a). Hypothesis: there is hope. In C. R. Snyder (Ed.), *Handbook of hope: Theory, measures, and applications* (pp. 3-21). San Diego, CA: Academic Press.
- Snyder, C. R. (2000b). The past and possible futures of hope. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 19, 11-28.
- Snyder, C. R. (2002). Hope theory: Rainbows in the mind. *Journal of Psychological Inquiry*, 13, 249-275.
- Snyder, C. R., Cheaven, J., & Michael, S. T. (1999). Hoping. In C. R. Snyder (Ed.), *Coping: The psychology of what works* (pp. 205-231). New York, NY: Oxford University Press.
- Snyder, C. R., Lehman, K. A., Kluck, B., & Monsson, Y. (2006). Hope for rehabilitation and vice versa. *Rehabilitation Psychology*, 51, 89-112.
- Snyder, C. R., Lopez, S. J., Shorey, H. S., Rand, K. K., & Feldman, D. B. (2003). Hope theory, measurements, and applications to school psychology. *School Psychology Quarterly*, 18, 122-139.
- Snyder, C. R., Rand, K. L., & Sigmon, D. R. (2002). Hope theory: A member of the positive psychology family. In C. R. Snyder & S. J. Lopez (Eds.), *Handbook of positive psychology* (pp. 257-276). New York, NY: Oxford University Press.
- Stewart, S. M., Byrne, B. M., Lee, P. W. H., Ho, L. M., Kennard, B. D., Hughes, C., & Emslie, G. (2003). Personal versus interpersonal contributions to depressive symptoms among Hong Kong adolescents. *International Journal of Psychology*, 38, 160-169.
- Tarrant, S., & Konza, D. (1994). *Promoting self-esteem in integrated early childhood settings*. Retrieved from ERIC database. (ED498566)
- Wentzel, K. R. (1998). Social relationships and motivation in middle school: The role of parents, teacher, and peers. *Journal of Educational Psychology*, 90, 202-209.
- Zimmer-Gembeck, M. J., Hunter, T. A., & Pronk, R. (2007). A model of behaviors, peer relations and depression: Perceived social acceptance as a mediator and the divergence of perceptions. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 26, 273-302.
- Zuckerman, D. M. (1985). Confidence and aspirations: Self-esteem and self-concepts as predictors of students' life goals. *Journal of Personality*, 53, 543-560.

收稿日期：2009年08月10日

一稿修訂日期：2010年01月28日

二稿修訂日期：2010年03月24日

接受刊登日期：2010年03月24日

Bulletin of Educational Psychology, 2011, 42(4), 677-700

National Taiwan Normal University, Taipei, Taiwan, R.O.C.

The Effects of Self-esteem, Life goals, Hope, and Campus Interpersonal Relationships on The Depressive Mood of College Students in Taiwan

Ying-Chuan Lai

Wei-Ming Luh

Yuk-Ying Tung

Institute of Education

National Cheng Kung University

The purpose of the study is to explore the effects of Taiwanese junior college students' positive trait and positive emotion on depressive mood. The structural paths of self-esteem, life goals, hope, and campus interpersonal relationships to depressive mood were examined, and the goodness-of-fit of the hypothesized structural model was tested. Participants were 24,999 junior college students from 2005-2006 the Taiwan Higher Education Database. Results indicated goodness-of-fit of the data and the hypothesized model: (1) Self-esteem has direct effects on life goals, hope, campus interpersonal relationships, and depressive mood, and indirect effect on depressive mood through these three variables. (2) Life goals directly influenced hope and indirectly influenced interpersonal relationships and depressive mood through hope. (3) Hope has direct effects on campus interpersonal relationships and depressive mood, and indirectly influences depressive mood through campus interpersonal relationships. (4) Campus interpersonal relationships have a direct effect on depressive mood. Implications for educational practices and future research were discussed.

KEY WORDS : positive psychology, secondary data, Structural Equation Modeling , Taiwan Higher Educational Database

