

國立政治大學「教育與心理研究」
2009年9月，32卷3期，頁55-78

以結構方程模式檢驗臺灣大學生之自我概念、前瞻因應及憂鬱情緒對自我統整之影響

巫博瀚^{*} 陸偉明^{**} 董旭英^{***}

摘要

本研究的目的旨在探討臺灣大學生的自我概念、前瞻因應和憂鬱情緒對自我統整之影響，並針對所建構之模式進行適配度考驗。研究資料係取自「臺灣高等教育資料庫」所釋出之「94學年度大三學生調查」問卷，研究樣本計有25,012人。本研究結果顯示：一、自我概念除了會直接影響學生之前瞻因應與憂鬱情緒外，亦會透過前瞻因應與憂鬱情緒間接影響自我統整；二、前瞻因應對憂鬱情緒具有負向的影響，且能透過憂鬱情緒影響自我統整；三、憂鬱情緒對於自我統整具有負向的直接影響；四、自我概念、前瞻因應、憂鬱情緒、自我統整間之結構及層次關係具實證性。最後，依據研究結果進行討論，並提出學習輔導與後續研究之相關建議。

關鍵詞：生涯規劃、臺灣高等教育資料庫

* 巫博瀚：國立成功大學教育研究所博士生

** 陸偉明：國立成功大學教育研究所特聘教授

*** 董旭英：國立成功大學教育研究所副教授

電子郵件：pohan0514@gmail.com

收件日期：2008.07.30；修改日期：2008.09.30；接受日期：2008.12.11

The Effects of Self-concept, Proactive Coping, and Depressive Mood on the Self-identity of College Students in Taiwan: Using Structural Equation Modeling

Po-Han Wu^{*} Wei-Ming Luh^{**} Yuk-Ying Tung^{***}

Abstract

The purpose of the present study was to investigate the effects of self-concept, proactive coping, and depressive mood on the self-identity of college juniors. A sample of 25,012 students was used from Taiwan higher education database. The results showed that: (1) Self-concept had direct effect on proactive coping and depressive mood. (2) Proactive coping and depressive mood played a mediated role between self-concept and self-identity. (3) Proactive coping influenced depressive mood and self-identity, respectively, and it also had indirect effect on self-identity through depressive mood. (4) Depressive mood had negatively direct effect on self-identity. (5) The structural relationship among independent and dependent variables were empirically identified for the proposed model by SEM. Finally, based on the findings, the present study offered some suggestions.

Keywords: career planning, Taiwan higher educational database

* Po-Han Wu: Doctoral student, Institute of Education, National Cheng Kung University

** Wei-Ming Luh: Distinguished Professor, Institute of Education, National Cheng Kung University

*** Yuk-Ying Tung: Associate Professor, Institute of Education, National Cheng Kung University

E-mail: pohan0514@gmail.com

Manuscript received: 2008.07.30; Revised: 2008.09.30; Accepted: 2008.12.11

壹、緒論

韶光荏苒，歲月如梭，人的一生無法重來，因此，如何讓生活過得豐富多彩，縈繞著更繽紛燦爛的美麗人生，並達成生涯能力的開展與自我實現，無疑是人們所希冀的生涯目標與責無旁貸的生涯課題。邇來，因外在環境與經濟條件的變化，以及科技的日新月異，使得未來變幻莫測，當前青少年亦普遍對自我與未來充滿不確定感（吳芝儀，2000a，2000b）。此外，研究者在與任教課程大學部學生的對話與互動中發現，學子或因未能發展正向的自我概念，抑或缺乏積極策劃未來與預先因應之能力，或因對未來感到憂慮而情緒低落，進而消耗個人的認知資源並限制發展中的自我統整意識。由於自我統整（self-identity）為生涯規劃與生涯輔導中重要的研究變項，惟鮮少研究針對影響大學生自我統整之因素進行探究。為因應未來世界的急遽變遷、全球化的競爭與挑戰，並落實個人生命意義的開展與就業力之提升，避免學子因躊躇徘徊在理想與現實之困境間徬徨無措，是以協助青年有效地進行自我統整，相關的研究工作實刻不容緩。

Super（1980, 1990）指出，15~24歲成長階段的青少年正處於生活與生涯的探索期，此一階段的青少年會對其過去與當下的各種生活經驗（如學校生

活、休閒活動、工作經驗）進行自我省思與角色試探，並依據探索、轉換及嘗試後的結果發展實際的自我概念與統整結果。另依據Erikson的心理社會發展論，12~20歲正值「自我統整與角色混淆」（ego identity vs. role confusion）階段的青少年必須統合過去與當下的經驗，並形成未來明確目標的企盼，否則將對未來的適應產生窒礙（蘇建文等，1998；Erikson, 1968, 1980）。青少年階段的個體會質疑並重新定位自身在兒童期所建立的自我意向（sense of self），藉由以往所建立的認同內涵為基礎，對自我概念、性向、人生觀及職業上進行審視與決定，據以尋求自身的定位並追尋未來的人生方向。處於生涯探索期的大學生正值未來定向的關鍵階段，且自我統整之結果對個人未來之發展至為重要，是以探討影響他們自我統整的因素實為重要的課題。

在回顧過去自我統整方面的研究發現，Erikson與Super對於自我發展的探討至今仍為個體自我統整之主要理論，但迄今仍未有實證研究建立理論模式並進行整體性的考驗。且早期自我統整的研究多著眼於個人特質（如自我概念、自尊）、環境及行為適應等面向之探究，繼而強調社會與家庭關係、依附關係（attachment）等面向的探討，以及自我統整在性別上的差異和型塑歷程，惟對於影響大學生自我統整之影響

因素與機制（如個人的認知評估、行為與情緒上的認知調整歷程）卻付之闕如。基於此，針對當今大學生自我統整影響因素及機制之探討，實有其理論建構之重要性。

再者，在我們的生活中，情緒經驗是極為重要的一部分，且深刻地影響人們的認知評估與行為表現（Forgas, 2008; Morse, 2006）。Cantwell與Baker（1991）指出，憂鬱（depression）包含症狀（symptom）、多樣化的症狀（various symptoms）、症候群（syndrome）及精神異常（psychiatric disorder）等四個層次。由於持久性的憂鬱情緒（depressive mood）為憂鬱症的重要成因，是以本研究採預防的觀點探究大學生的憂鬱情緒，然對於需要高度臨床專業判斷的憂鬱症不在本研究之探討範圍。至於憂鬱情緒之意涵，本研究參考鄭雅心（2006）之分類與定義方式，並融合上揭Cantwell與Baker第二層次的憂鬱意涵作為本研究憂鬱情緒之定義。易言之，本研究之憂鬱情緒係指個體感到負面的情緒，並伴隨著生理困擾及人際疏離等不適感受（例如：覺得自己的人生是失敗的、感到悲傷、有不明原因的頭痛、覺得自己沒有親近的朋友）。儘管負向情緒會影響個人的認知評估，並干擾其認知系統運作（張高賓、戴嘉南、楊明仁、顏正芳，2006；游恆山譯，2004；葉在庭、花茂琴，

2006；Forgas, 2008），惟憂鬱情緒對於大學生的自我統整是否具有預測效果？目前尚無實證研究予以支持，實有待本研究來建立理論模型。

由於自我統整係大學生的發展任務與潛在危機，亦為其責無旁貸必須面對的課題，顯見培養學生具備有效的因應方式（coping style），據以引導他們度過自我統合階段的心理危機是刻不容緩的。傳統上，有關壓力因應與因應策略的探討大抵集中焦點於面臨壓力情境時，個體如何處理那些其所察覺之內在資源與外在需求間不一致的過程，包含行為、情緒與動機上的反應及認知常見的因應方式，如問題導向的因應方式（problem-directed coping）與情緒焦點的因應方式（emotion-focused coping）（王震武、林文瑛、林烘煜、張郁雯、陳學志，2006；Lazarus & Folkman, 1984）。然而，近來有關因應之意涵除了包含過去狹義地對負向威脅事件的處理外，亦強調應有防患未然的功能，而此種新的壓力因應觀點逐漸受到重視，並以前瞻因應（proactive coping）最具代表性。例如，Aspinwall與Taylor（1997）指出，前瞻因應係指個體在潛在壓力事件（potentially stressful event）發生前，為防微杜漸或改變威脅事件之形式（form）所付出的努力。Schwarzer（2000）認為前瞻因應係指個體並未將危機視為威脅或傷害，並能

創造出有利於成長的契機與資源，據以提升自我的挑戰目標。此外，Greenglass、Fiksenbaum 與 Eaton (2006) 指出，前瞻因應係指一種生活的傾向，個體透過自己的努力有助於未來的目標管理，對於不同情境的需求視為是一種挑戰，而非惱人的壓力源。由此可知，就前瞻因應之性質而論，其有別於壓力事件的因應 (coping with stressful events) 與預備因應 (anticipatory coping) (為應付近期難以避免的威脅所促發的反應)，而是為對未來或潛在的危機進行規劃與準備，展現個體的自主性與建立壓力事件的正向經驗。然而，儘管前瞻因應所引領的事先預防的觀點深具實務應用的價值，但其與自我統整與憂鬱情緒之關聯卻在文獻上一直未獲得應有的重視。因此，釐清前瞻因應與憂鬱情緒、自我統整之關聯是本研究的中心議題。

最後，儘管已有研究探討自我概念 (self-concept) 對自我統整之影響 (Super, 1980, 1990)，然而自我概念、前瞻因應、憂鬱情緒及自我統整之關聯探討卻盡付闕如。由於自我概念是個體經年累月所建立的自我意向，係屬一種相對穩定的人格特質，而前瞻因應與情緒管理則可透過相關訓練方案的提供據以培養，極具教育實務上的意義與價值，爰似可成為學校教育與輔導可資介入之焦點。爰此，本研究擬從心理機能

適應的角度切入，以建立大學生自我統整的理論模型。細言之，本研究旨在探討大三學生的自我概念、前瞻因應、憂鬱情緒及自我統整彼此之關聯與機制，以及自我概念經由前瞻因應、憂鬱情緒對自我統整之中介效果。

根據上述研究動機與目的，本研究所要探討的研究問題如下：

一、自我概念對前瞻因應、所知覺的憂鬱情緒及自我統整有何影響？

二、前瞻因應對於大學生之憂鬱情緒與自我統整有何影響？

三、大學生之憂鬱情緒對自我統整有何影響？

四、本研究依據理論與相關研究所建構之大三學生自我統整模式是否具實證性？

這四個研究問題，導引出五個研究假設如下：

一、 H_1 ：自我概念較高者， 前瞻因應行為較多

國內外研究皆顯示，當個人的自我概念愈正向時，其行為控制之能力愈強，對於環境的適應亦較佳 (邱皓政, 2003a; Marsh, Trautwein, Lüdtke, Köller, & Baumert, 2005; Shavelson, Hubner, & Stanton, 1976)。國內陳皎眉與鍾思嘉 (1996) 的研究也指出，個體自我概念會影響吾人的行為及行為的結果，究其緣由係因一個擁有正向自我概念的

人，因對自身能力滿懷信心，因此較容易不畏艱難勇於嘗試，並因此獲致成功。此外，郭為藩（1996）指出，個人的自我觀念一旦形成，便具有指引行為的作用，其目的旨在盡最大力量以維持自我結構的穩定與整合。尤其Smith、Wethington與Zhan（1996）針對175名大學生為受試者研究發現，自我概念對於負向因應型態（*passive coping styles*）具有高度的負向預測效果，對於積極的因應型態（*active coping styles*）（如計畫、行動）也具有顯著的正向影響，惟其效果量較低。另Poon與Lau（1999）以十年級的學生進行研究，亦發現自我概念能有效預測學生於面對失敗時的因應行為（*coping behavior*）。綜上所述，過去的研究大抵顯示正向的自我概念具有積極適應的功能，因而有助於心理機能的適應發展，惟對於大學生之自我概念對前瞻因應的研究付之闕如，故有進一步釐清之必要。

二、H₂：自我概念較高者，憂鬱情緒較低

由於自我概念係屬自我對自己的看法，是一種認知評估後的結果，其中亦涉及情緒上的好惡與價值判斷等層面，是以對個體的情緒反應具有良好的解釋力，亦即自我概念較佳的個體，其負面的情緒經驗愈少（Alkhateeb, 2004;

Haugen & Lund, 2002; Schwartz et al., 2006）。Dixon與Kurpius（2008）發現大學生的自尊能有效解釋憂鬱39.4%的變異，且兩者間具有顯著且負向的高相關。另Haugen與Lund亦指出，自我概念對於憂鬱情緒具有良好的預測效果。此外，Paxton、Neumark-Sztainer、Hannan與Eisenberg（2006）研究發現，無論是男性或女性，個體的自尊與憂鬱情緒均呈現顯著的負相關，且為中度以上的效果量。綜上所述，近來研究大抵顯示自我概念與自尊對憂鬱情緒具有負向的預測效果，惟有關國內大學生的研究付之闕如，自我概念對大學生憂鬱情緒是否仍具有影響力，有待進一步的探討。

三、H₃：前瞻因應行為較多者，憂鬱情緒愈低

近來研究指出，前瞻因應與個人之憂鬱情緒有密切的關聯。譬如，Greenglass等人（2006）以224名社區老人為研究樣本，經結構方程模式分析顯示，前瞻因應對憂鬱（*depression*）與無力感（*functional disability*）具有顯著的負向預測效果，並能透過憂鬱對無力感產生間接影響。Uskul與Greenglass（2005）研究也指出，前瞻因應與樂觀對成人的憂鬱具有負向的影響，並對生活滿意度（*life satisfaction*）具有正向的預測效果。此外，李金治與陳政友

(2004) 研究指出，大四學生愈常使用正向的積極因應方式時，其所獲得的情緒性支持和訊息性社會支持愈多，身心健康狀況亦愈佳。因此本研究推論，較常使用前瞻因應策略的學生，其憂鬱情緒較低。

四、H₄：前瞻因應行為較多者，其自我統整情形愈佳

Aspinwall與Taylor (1997) 指出前瞻因應包含了以下五個階段：(一)匯集資源 (resource accumulation)；(二)潛在壓力源的覺察 (recognition of potential stressors)；(三)初始評估 (initial appraisal)；(四)初始因應的成果 (preliminary coping efforts)；(五)關於初始努力結果的誘發與回饋機制的啟動 (elicitation and use of feedback concerning initial efforts)。此外，有研究顯示前瞻因應能力較高者，其擁有較佳的計畫、目標設定、組織及心智模擬 (mental simulation) 等行為技能，因此能促進並改善其生活品質 (Greenglass et al., 2006)。關於前瞻因應與自我統整之關聯，儘管尚未獲得文獻證據予以支持，然就大學生而言，自我統整的解決為其重要的發展任務，如就前瞻因應的觀點而論，個體倘能預先覺察並統整自身資源，並能有效地妥善因應時，或許能成功地克服自我統整的

危機，達成自我的一致性，並開展其生涯決定。爰此，本研究將檢驗前瞻因應與自我統整之關聯，並推論當個體具有良好的前瞻因應能力時，將能促使人們防患未然，勇於採取正向積極的行動，並抑制統整混淆或負向統整等對自身的影響，進而形成明確且正向的自我統整。

五、H₅：憂鬱情緒較高者，自我統整較差

Cantwell與Baker (1991) 指出，青少年的憂鬱情形與其混亂、失序 (disorders) 的狀態具有關聯性。另認知的調整模式 (cognitive tuning model) 主張，心情是個體對環境危險或安全與否的評估指標，個體會透過情緒所提供的訊息調整其認知系統的運作方式 (王震武等, 2006)。例如，「符合心境的訊息處理」 (mood-congruent processing) 及「依賴心境的訊息提取」 (mood-dependent) 等理論主張人們會專注於符合其當下心境的訊息，且個體的情緒將影響其訊息的提取與處理 (游恆山譯, 2004)。例如，情緒不佳者往往注意或覺察到自身的負面事物，而憂鬱症患者往往因為情緒上的困擾而出現提取偏誤 (retrieval bias) 的現象 (游恆山譯, 2004; Forgas, 2008; Morse, 2006)。如Zahide (2004) 以205名土耳其大學生為樣本進行調查，發現情緒上

的幸福感與大學生的統整適應 (identity orientations) 情形具有顯著的關聯。綜上所述，個體的情緒將對其認知處理產生影響。然由於個體的自我統整乃針對過去所累積的經驗、知識與價值觀進行重新評估與整合，係屬內隱的認知運作與思維歷程，唯憂鬱情緒對自我統整是否具有預測效果？目前則尚無實證研究予以支持，因此有待本研究進一步的釐清與探討。

整體而言，本研究假設自我概念、前瞻因應、憂鬱情緒及自我統整之關聯模式，以前瞻因應與憂鬱情緒在自我概念及自我統整之間具有中介效果。而本研究為避免因多次假設考驗而造成型一錯誤 (Type I error) 機率的膨脹，並將測量過程中產生的誤差納入估計，綜合前述假設與潛在變項的路徑關係予以整體考驗 (overall tests)。

貳、研究方法

一、資料來源

本研究資料取自「臺灣高等教育資料庫」(<http://www.cher.ed.ntnu.edu.tw/>) 釋出之「94學年度大三學生調查」的調查問卷與資料，該資料庫係由國科會與教育部共同贊助支持，委由國立臺灣師範大學教育評鑑與發展研究中心彭森明講座教授主持。該資料庫資料信實，且為全國性樣本，具有代表性；此外，在問卷設計、整體調查設計、資

料蒐集與處理等面向上均有嚴謹且優異的表現，且其收錄的題目非常適合本研究的各研究變項使用，是以採用該資料庫之實證資料進行研究。

該調查之母群體為臺灣地區94學年度就讀公私立大專校院之三年級學生，抽樣方法係採用分層隨機抽樣法 (stratified sampling design)，依學校、教育部統計處所訂之18學門及身分別予以分層，抽樣比例為25%，抽取人數部分，各學門至少抽30人，各校至少抽100人，共計抽出49,609人，實際回收樣本數為26,307人。本研究為利資料分析進行，故採用列舉式刪除遺漏值法，將作答不完全的樣本剔除，以剩餘的25,012人為資料分析的範圍。另有關統計考驗部分，本研究使用未加權資料進行分析。

二、理論架構與模式辨識

(一) 模式界定

本研究透過文獻的評閱與歸納後，建構一個以自我概念為外衍潛在變項，前瞻因應與憂鬱情緒為中介變項，自我統整為內衍潛在變項的結構方程模式，以探討影響大三學生自我統整的因果機制。就各潛在變項之測量指標 (indicators) 而論，本研究基於多元指標原則，所有的潛在變項至少均透過兩個以上的測量指標予以估計，如自我概念以積極接納 (X1) 與消極否定

(X2) 為測量指標；前瞻因應以情緒調適 (Y1) 與利基創造 (Y2) 為測量指標；憂鬱情緒以情緒障礙 (Y3)、生理困擾 (Y4) 及人際疏離 (Y5) 為測

量指標；自我統整則是以統整解決 (Y6) 與統整混淆 (Y7) 作為測量指標。本研究之理論架構如圖1所示。

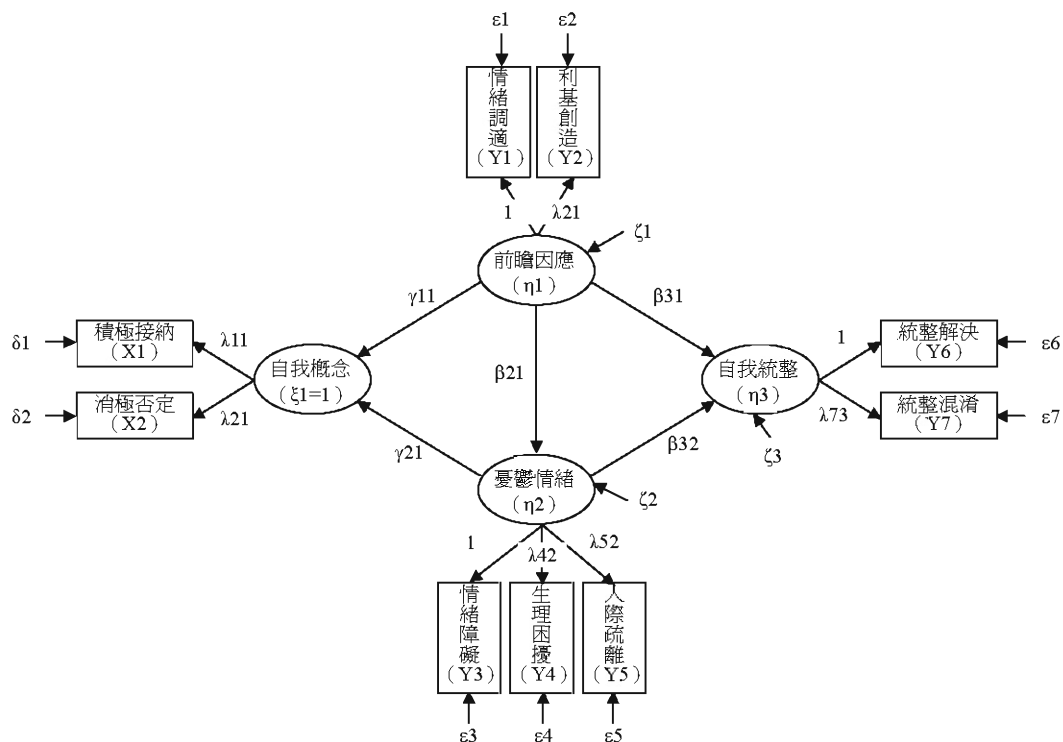


圖 1 自我概念、前瞻因應、憂鬱情緒和自我統整之結構關係模式圖

為使本研究之模型設定更加嚴謹，研究所採用的所有測量指標均為純化指標 (pure indicator)，亦即一個測量變項僅受到一個潛在變項的影響。此外，為使潛在變項的量尺得以確立，研究者將潛在自變項的變異數設定為1，並將每一個潛在依變項的第一個因素負荷量固定為1，因此，本研究將有三個因素負荷量設定為1。

(二)模型辨識

關於整體模型的辨識性，由於本研究共有9個觀察變項 (2個外衍測量變項與7個內衍測量變項)，因此將產生45個測量資料數 ($9 \times 10 \div 2$)，而由圖1可知本研究待估計的參數僅有23個，因此呈現過度辨識 (over identification)，符合Bollen的t法則。

三、變項界定與因素之構念效度檢驗

為確立各題項之測量及所代表的構念間的關係，本研究於模型分析前先進行探索性因素分析（**exploratory factor analysis**），據以評估各題項與指標之適切性。在估計程序上，採主軸因素法（**Principal axis factoring**）為因素的萃取方法，依據Kaiser的弱下限法（**weakest lower bound**）以特徵值1為最低門檻抽取共同因素，並以直接斜交法（**direct oblimin**）進行斜交轉軸（**oblique rotation**）。另信度方面，本研究採內部一致性信度分析各構念之信度。各構念之測量、計分方式及分析結果分別說明如下。

（一）自我概念

綜合多位學者的觀點，本研究將自我概念定義為個體對於自我的知覺與判斷，亦即個體根據以往生活經驗進行判斷後，所產生的自己對自己的看法（張春興，1989；Burns, 1991, Shavelson et al., 1976; Super, 1990）。在測量方面，則包含「積極接納」與「消極否定」二個測量指標，從「大三學生調查」問卷中選取五題予以分析。積極接納包含了「我認為自己是個有價值的人，至少與別人不相上下」與「我覺得我有許多優點」等二題；消極否定則包羅「總的來說，我是一個比較沒有信心的人」、「我覺得自己沒有什麼值得自豪的地方」及「我常不能肯定自己的所作所為」等三題。原問卷之計分方式係採

用Likert四點尺度進行測量，填答者的得分愈高者，代表自我概念愈高。經探索性因素分析可抽取出兩個與研究者預期相符的構念與題項歸類，且抽取出的兩個因素可解釋全體的變異量達59.22%，另各題目共同性介於.32~.69之間，因素負荷量則介於.56~.83之間。兩個因素的內部一致性Cronbach α 信度係數分別為.81與.75。

（二）前瞻因應

在前瞻因應方面，有「情緒調適」與「利基創造」二個指標（Schwarzer, 2000），分別自問卷中各選取了一題予以測量。包括了「當遇到意外或失望情境時，我可以有效地調適過來」與「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」。各題項之計分係採用Likert四點尺度進行測量，填答者的得分愈高者，顯示前瞻因應能力愈佳。

（三）憂鬱情緒

本研究之憂鬱情緒包羅「情緒障礙」、「生理困擾」及「人際疏離」三個測量指標，共計有20題，旨在評估受試者在最近兩個星期內是否有情緒障礙、生理困擾和人際疏離等感受。情緒障礙包含了「覺得自己的人生經歷是場失敗」、「對自己感到失望」等七個題項；生理困擾則包括「有原因不明的頭痛」、「有原因不明的腹痛或胃痛」等七個題目；人際疏離則包括「覺得孤獨、

寂寞」、「覺得我跟別人沒什麼話好說」等六個題目。上述題目之計分方式係採Likert五點尺度進行測量，得分愈高，則表示其憂鬱情緒愈高。經因素分析後可將各憂鬱情緒題項區分為三大構念，並與之前的歸類相符合。上述三個因素共可解釋總變異量63.15%，另各題目的共同性介於.41~.78之間，因素負荷量則介於.63~.89之間。三個因素的內部一致性Cronbach α 信度係數分別為.92、.90及.93。

(四)自我統整

本研究自我統整共計五題，包含了「統整解決」與「統整混淆」兩個指標(Erikson, 1980)。其中統整解決包含「為自己作決定，沒什麼困難」、「我對自己有信心並能為自己所做的決定負責」等二題；而統整混淆則包括了「我不確定自己的興趣或能力」、「我並不清楚自己畢業後要做什麼」、「我不確定自己是否選對科系」等三題。上述題目均採Likert四點量表，分數愈高者表示其愈符合題項敘述。經因素分析可將各題項區分為二大構念，且符合原先歸類的題項，分別為統整解決與統整混淆。上述二個因素共可解釋全體變異量的58.57%，各題目的共同性介於.45~.66之間，因素負荷量則介於.67~.81之間。二個因素的內部一致性Cronbach α 信度係數分別為.79與.78。

四、資料處理

本研究使用SPSS15.0版的統計套裝軟體進行各變項的描述性統計分析、Pearson積差相關分析及因素分析，並檢視各觀察變項之分布情形，俾利隨後進行結構方程模式考驗時得以選擇正確的參數估計方法。在整體模型的估計部分，係採用Jöreskog與Sörbom(1996)所發展的LISREL8.52版的統計套裝軟體進行整體模型的考驗，且設統計考驗的顯著水準為.01。

參、結果與發現

一、資料檢核與常態分配檢定

由於LISREL統計套裝軟體預設的參數估計方法為最大概似法(Maximum Likelihood, ML)，而ML估計法對於參數的估計，必須建立在觀察變項符合常態分配此一假定之上(邱皓政, 2003b; 黃芳銘, 2003; Jöreskog & Sörbom, 1993, 1996)。因此，本研究在利用LISREL進行參數估計前，先利用SPSS15.0版的統計套裝軟體進行資料檢核。從觀察資料之偏態與峰度、Kolmogorov-Smirnov檢定及常態機率圖(Normal Q-Q Plot)，予以檢驗本研究的觀察資料是否符合常態分配假設。Kline(1998)指出，當偏態(skewness)的絕對值小於3.0，峰度(kurto-

sis) 的絕對值小於10.0時，通常可視為符合單變量常態分配。由表1可知，本研究九個觀察變項無論是偏態或峰度均相當接近於0，且均小於Kline所主張的檢定標準。其次，Kolmogorov-Smirnov 檢定雖達顯著水準 ($p < .05$)，惟因該檢定容易受到樣本數的影響而達到顯

著。此外，本研究各變項之常態Q-Q圖均顯示所有變項之資料點與迴歸線有良好的契合。整體而言，本研究各觀察資料大致符合常態分配之性質。因此，可採用ML估計法進行整體模式之參數估計與模式適配度檢驗。

表 1 各變項之描述統計及相關係數

變項	平均數	標準差	偏態	峰度	變項間之相關係數									
					1	2	3	4	5	6	7	8	9	
1.積極接納	2.85	.60	-.20	.52										
2.消極否定	2.47	.62	-.06	-.01	-.44**									
3.情緒調適	2.90	.66	-.41	.54	.31**	-.22**								
4.利基創造	2.92	.64	-.44	.74	.31**	-.21**	-.71**							
5.情緒障礙	2.61	.82	.28	.07	-.31**	.49**	-.29**	-.27**						
6.生理困擾	2.09	.81	.64	.21	-.11**	.23**	-.18**	-.18**	.53**					
7.人際疏離	2.37	.95	.53	-.16	-.26**	.42**	-.27**	-.27**	.69**	.47**				
8.統整解決	2.90	.63	-.20	.17	.41**	-.34**	.42**	.42**	-.25**	-.13**	-.22**			
9.統整混淆	2.57	.71	-.09	-.29	-.27**	.43**	-.10**	-.10**	.35**	.15**	.31**	-.17**		

** $p < .01$

二、觀察變項之內部相關

本研究採用Pearson積差相關探討觀察變項間相關之強弱及方向。由表1可知，變項間的關聯性符合理論與研究者預期。此外，在同一構念下的測量指標均有良好的相關，亦即有較高的相似

性，此一結果與先前因素效度之結果相符；另就各變項之觀察指標間的相關而言，因不同構面間的測量指標之相關係數較低，顯示構念之間具有良好的區辨性。

三、整體模式之適配度考驗

本研究之模型契合度考驗之相關規準，係依據相關文獻（Bagozzi & Yi, 1988; Hair, Anderson, Tatham, & Black, 1998），從違犯估計考驗、整體模式適配度、模式內在結構適配度等三個層面進行模型契合度的評鑑。以下逐一說明模型適配度的情形。

（一）違犯估計（offending estimates）考驗

Hair等人（1998）指出，在進行模型契合度評估時，第一個步驟須先針對違犯估計的結果進行審視，當模式建立在一個可接受的估計結果（acceptable estimates）後，此時研究者需分別針對整體模式（overall model）、測量模式（measurement model）與結構模式（structure model）的適配度予以考驗。

由圖2可知，本研究所建構之大三學生自我統整模式之參數估計結果並沒有負的誤差變異，且所有的誤差變異均達顯著水準。此外，參數估計的結果並沒有過大的標準誤，顯示理論模式符合「模式中沒有負的誤差變異」、「誤差變異須達顯著水準」及「標準誤不宜過大」等三項評估標準。再者，本研究所有估計參數之間相關的絕對值並未出現太接近1的情形，因此亦符合基本適配度的檢驗標準。此外，本研究所建構的理論模式除統整混淆的因素負荷量低於.50外，其餘觀察變項之因素負荷量

均符合介於.50~.95之間的標準。綜上所述，理論模式之違犯估計檢定呈現出滿意的結果，因此以下進一步地探討整體模式適配標準和結構模式適配度（有關理論模式之參數估計顯著性考驗與標準化參數詳如附錄）。

（二）整體適配度考驗

整體模式適配度主要的目的乃在考驗研究者所提出的理論模式與觀察資料間的適配程度，因此可謂為模式外在品質之評鑑（余民寧，2006；陳正昌、程炳林、陳新豐、劉子鍵，2004）。本研究在進行整體模式之檢定時，從絕對適配度（measures of absolute fit）、精簡適配度（parsimonious fit measures）、增量適配度（incremental fit measures）等三個面向予以評估模式之整體適配度。

1. 絕對適配度考驗

本研究所提出的理論模型之GFI為.93，但SRMR為.08，未能符合小於.08的門檻。再者，ECVI指數為0.36，比獨立模式之4.29還小，顯示不同組樣本間的一致性程度高。最後，RMSEA為.13，未符合理論模式必須小於.05之標準。綜上所述，本研究的理論模型與觀察資料大致適配良好，但未能達到極佳的契合。

2. 精簡適配度

精簡適配度考驗的目的係評估理論模式的精簡程度。本研究之PNFI

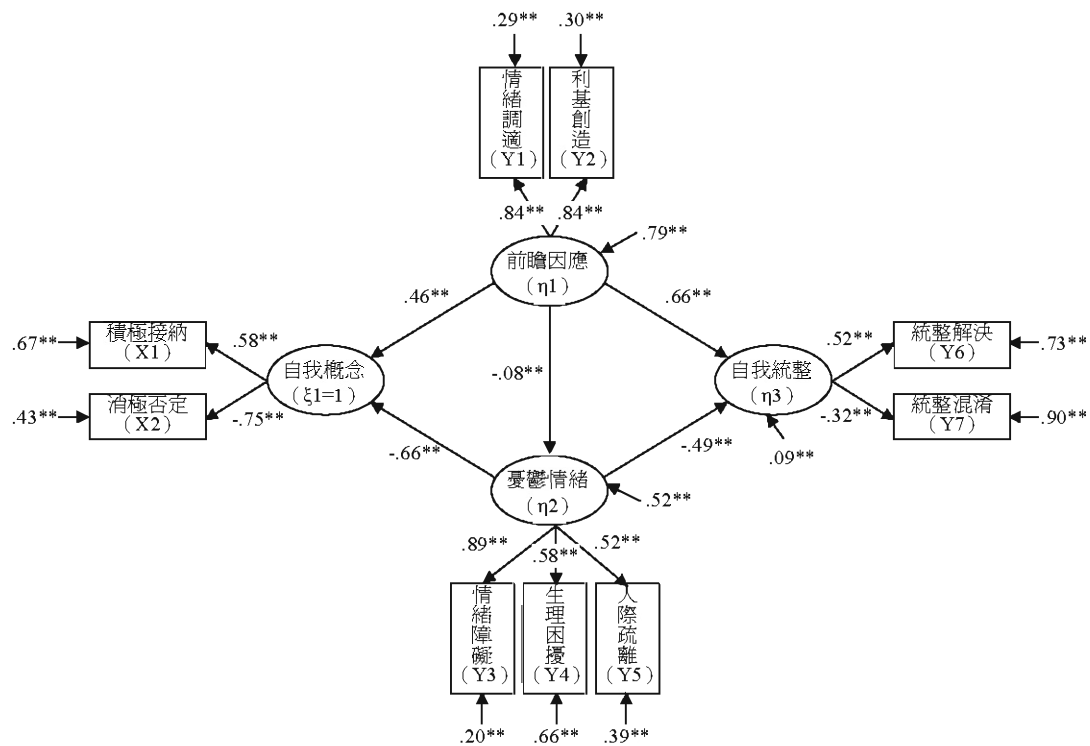


圖 2 理論模式之完全標準化路徑係數 (SC 解) 圖

*** $p < .01$

為.56，符合PNFI應在.50以上之標準。其次，PGFI為.45，略低於.50之檢定標準。此外，理論模型之AIC為8921.83，比獨立模式之值107272.44還小。綜上，本研究之精簡適配度考驗的結果已達到可接受的標準。

3. 增量適配度

在增量適配度考驗方面，主要的目的乃比較理論模式與基準模式 (baseline model) 之統計量間的差異。結果顯示本模式之AGFI指數為.85，未能符合大於.90的標準。其次，本研究之NFI、CFI及IFI皆為.92，均大於.90的評鑑標準。綜合上述各指

標的結果可知，本研究所提出的理論模式與實際資料達到良好的適配。

(三) 內在適配度考驗

1. 測量模式適配度考驗

理論模式中所有的因素負荷量之估計結果均達.01的顯著水準，顯示個別測量變項擁有良好的效度，因此足以建立適配的測量模式。另表2顯示，本研究的九個觀察指標中，除了積極接納、生理困擾、統整解決及統整混淆的個別信度未達檢定標準，其餘觀察指標均大於.50的檢定門檻。其次，在潛在變項之平均變異抽取量方面，自我概念與自我統整等潛在變項之平均變異抽取

表 2 測量模型各觀察指標信度、潛在變項之成分信度及平均變異抽取量分析表

變項	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
自我概念 (ξ_1)		.45	.62
積極接納 (X1)	.33		
消極否定 (X2)	.57		
前瞻因應 (η_1)		.71	.74
情緒調適 (Y1)	.71		
利基創造 (Y2)	.70		
憂鬱情緒 (η_2)		.58	.80
情緒障礙 (Y3)	.80		
生理困擾 (Y4)	.34		
人際疏離 (Y5)	.61		
自我統整 (η_2)		.19	.32
統整解決 (Y6)	.27		
統整混淆 (Y7)	.10		

量較低，未能符合潛在變項之變異抽取量應高於.50的評鑑標準。最後，本研究四個潛在變項的成分信度介於.32~.80之間，自我統整因僅包含兩個觀察變項，復因「反向題效應」之干擾，因此信度估計勢必將受到影響，故該變項之成分信度偏低實屬應然。除此之外，其餘各潛在變項均有良好的信度。依據上述的結果，顯示出本研究之測量模式諒能符合規範。

2. 結構模式適配度考驗

就結構係數的顯著性而言，本研究建立之理論模式計有五個結構係數，且所有的結構係數均達.01的顯著水準。其次，前瞻因應、憂鬱情緒及自我統整等三個內衍潛在變項的多元相關係數 (squared multiple correlation) 分別為.21、.48、.41，由此可知模式的內在

結構良好。最後，由表3顯示本研究四個潛在變項之兩兩相關係數絕對值介於.38~.84之間，符合潛在變項之相關係數應低於.90之檢定標準。綜上所述，本研究所建構的模式擁有良好的結構模式適配度。

(四) 小結

綜合違犯估計考驗、整體模式適合度及模式內在結構適配度考驗可知，本研究所建構的理論模式可以用來解釋臺灣大三學生的觀察資料。此外，由於模式生產取向 (model generating) 所建立的模型具有高度的樣本依賴性 (sample realitycation)，因此本研究在模式設定上採取模式驗證取向 (strictly confirmatory)，亦即不依據LISREL所提供的修正指標 (modification index) 予以修正，以利後續研究者得以進行固

表 3 潛在變項之交互相關係數

潛在變項	自我概念 (ξ_1)	前瞻因應 (η_1)	憂鬱情緒 (η_2)
前瞻因應 (η_1)	.46		
憂鬱情緒 (η_2)	-.69	-.38	
自我統整 (η_3)	.64	.84	-.73

定樣本追蹤研究 (panel study) 或趨勢研究比較。

四、模式中各變項間之效果

本研究在進行基本適配度、整體模式適配度及模式內在品質的評鑑後，進一步探討各潛在變項間的路徑關係。潛在變項間的效果通常包含了直接效果、間接效果及全體效果三個部分。茲分別說明如次，而各變項間的效果詳如表4。

(一) 直接效果

1. 自我概念對前瞻因應與憂鬱情緒之直接效果

根據文獻探討與理論基礎，本研究假定自我概念對前瞻因應與憂鬱情緒具有直接效果。自我概念對前瞻因應 ($\gamma_{11} = .46, t = 52.54, p < .001$)、自我概念對憂鬱情緒 ($\gamma_{21} = -.66, t = -66.62, p < .001$) 的直接效果均達顯著水準。顯示出大三學生自我概念較高者能使用較多的前瞻因應策略，並能有較低的憂鬱情緒。由此可知，自我概念除了是憂鬱情緒的有力預測因子外，知覺到高自我概念的學生將會有較多的前瞻因應行為

模式。

2. 前瞻因應對憂鬱情緒與自我統整之直接效果

本研究所建構的大三學生自我統整模式中，假定前瞻因應對憂鬱情緒與自我統整有直接效果。前瞻因應對於憂鬱情緒 ($\beta_{21} = -.08, t = -8.81, p < .001$) 與前瞻因應對自我統整 ($\beta_{31} = -.08, t = 51.45, p < .001$) 的直接效果均達顯著水準。由此可知，大三學生傾向於使用較多的前瞻因應策略時，其憂鬱情緒較低，且能有較正向的自我統整反應。

3. 憂鬱情緒對與自我統整之直接效果

本研究假定憂鬱情緒對自我統整有直接效果。研究結果顯示，憂鬱情緒對自我統整 ($\beta_{32} = -.49, t = -40.86, p < .001$) 的直接效果達顯著水準。由此可知，當大三學生憂鬱情緒較少，其自我統整較佳。

(二) 自我概念、前瞻因應之間接效果

自我概念透過前瞻因應對憂鬱情緒的間接效果達顯著水準 ($t = -9.22, p$

< .001)。其次，自我概念會透過前瞻因應與憂鬱情緒對自我統整產生間接效果 ($t = 59.09, p < .001$)，且均達.001之顯著水準。由此可知，不同自我概念的大三學生會因前瞻因應策略的使用，而間接地降低個體的憂鬱情緒。再者，自我概念可透過前瞻因應、憂鬱情緒等調適歷程間接地影響其自我統整。綜上所述，當學生知覺到有較高的自我概念時，將促使其使用較多的前瞻因應策略，因而產生較少的憂鬱情緒，並進而間接提升個體自我統整。

就前瞻因應對自我統整的間接效果而論，前瞻因應不僅對自我統整具有直接效果 ($\beta_{31} = .66$)，亦會透過憂鬱情緒間接地影響自我統整 ($t = 8.69, p < .001$)。由於前瞻因應對憂鬱情緒有負向的影響，因此當學生愈能善用前瞻因應策略處理生活事件時，不僅有助於降低憂鬱情緒所造成的困擾，並能因此促進個體自我統整。

(三) 自我概念、前瞻因應之全體效果

綜合自我概念的直接效果與間接效果 (詳如表4)，自我概念對前瞻因應、憂鬱情緒及自我統整各變項的標準化全體效果如下：自我概念對前瞻因應的全體效果值為.46 ($t = 52.54, p < .001$)；自我概念對憂鬱情緒之全體效果值為-.69 ($t = -85.16, p < .001$)；自我概念對自我統整之全體效果值為.64

($t = 59.09, p < .001$)。由此可知，自我概念實為預測大三學生前瞻因應、憂鬱情緒及自我統整的重要因素，亦即大三學生自我概念的高低將對其憂鬱情緒與自我統整具有高度的預測效果。

整合前瞻因應之直接效果與間接效果，前瞻因應對憂鬱情緒之全體效果值為-.08 ($t = -8.81, p < .001$)，另前瞻因應對自我統整之全體效果值為.69 ($t = 52.63, p < .001$) (如表4)。由此可知，前瞻因應可以有效解釋並預測大三學生的憂鬱情緒，並能對自我統整產生重大的影響。

肆、結論與建議

一、結論

本研究依據相關理論提出一「影響大三學生自我統整之因素模式」，以探討臺灣大三學生自我概念、前瞻因應、憂鬱情緒及自我統整之關聯。為達成上述目的，本研究採用臺灣高等教育資料庫94學年度大三學生調查數據作為觀察資料，以結構方程模式進行模式考驗。綜合多項模式契合度指標後顯示，本研究所建構之理論模式具有理想的整體適配度，亦即可據以有效解釋臺灣大三學生的觀察資料。其次，就測量模式之內在適配度考驗而論，除自我統整此一潛在變項之觀察指標未臻理想外，其餘各潛在變項之觀察指標大抵具有良好的內在品質。此外，理論模式亦

表 4 各潛在變項之直接、間接及全體效果分析

自變項	依變項 (內生潛在變項)		
	前瞻因應 (η_1)	憂鬱情緒 (η_2)	自我統整 (η_3)
外生變項 自我概念 (ξ_1)			
直接效果	.46***	-.66***	---
間接效果	---	-.04***	.64***
全體效果	.46***	-.69***	.64***
內生變項 前瞻因應 (η_1)			
直接效果		-.08***	.66***
間接效果		---	.04***
全體效果		-.08***	.69***
憂鬱情緒 (η_2)			
直接效果			-.49***
間接效果			---
全體效果			-.49***

註：上開數據皆取小數點後兩位四捨五入之值。

*** $p < .001$

具有良好的結構模式適配度。綜上，本研究研究問題五獲得支持。

其次，就本研究各變項間之效果而言，研究發現自我概念對於前瞻因應、憂鬱情緒具有直接效果，顯示研究假設H₁與H₂獲得支持；其次，前瞻因應對於憂鬱情緒與自我統整具有直接效果，顯示研究假設H₃與H₄獲得支持，此外，憂鬱情緒對於自我統整具有負向的直接效果，顯示H₅亦獲得支持。最後，就整體模式之路徑關係得知，自我概念能透過前瞻因應及憂鬱情緒對自我統整產生間接效果，且前瞻因應亦能透過憂鬱情緒的中介對自我統整產生間接效果。

二、討論

本研究之目的乃在建構一個臺灣大三學生自我統整之歷程模式，並特別檢視前瞻因應與憂鬱情緒對自我統整之關聯。本研究發現前瞻因應對於憂鬱情緒具有顯著、直接的負向影響，此一結果和國外其他非大學生樣本的研究一樣 (Greenglass et al., 2006; Uskul & Greenglass, 2005)。易言之，前瞻因應可視為是抑遏憂鬱情緒的保護因子。其次，本研究發現前瞻因應對於自我統整的直接效果有顯著的正向影響，這是重要的發現。相較於低前瞻因應者，由於高前瞻因應者能預期或覺知到隱而未顯的潛在壓力源或危機，並採取正向的挑戰行動 (如情緒調適、資源創造、目標管理等行為與認知上的努力) (Aspinwall & Taylor, 1997; Greenglass

et al., 2006)，據以預防自我統整所帶來的負面混淆作用。此外，本研究亦發現前瞻因應亦能透過憂鬱情緒的中介對自我統整產生間接效果。亦即善於使用前瞻因應行為者，憂鬱情緒較少，進而能避免認知負荷並降低個體因高度激發而引起身心狀態的耗竭，是以從中舒緩了自我統整的壓力知覺。由於前瞻因應能力可透過訓練予以提升，因此本研究結果更能發揮處方性與積極介入的預防性功效。

再者，本研究發現憂鬱情緒對自我統整具有負向且顯著的直接效果，這和過去有關情緒與認知之關係研究結果大抵一致，顯示個人的情緒狀態將影響其認知評估歷程與結果（王震武等人，2006；游恆山譯，2004；Cantwell & Baker, 1991; Zahide, 2004）。最後，本研究發現自我概念對前瞻因應與憂鬱情緒都有顯著效果，就大學生的樣本而言，本研究為理論文獻提供了新的證據。

綜合而言，實證資料支持本研究所建構之大三學生自我統整歷程模式。即自我概念會影響個人的前瞻因應行為與情緒覺察，且前瞻因應愈高者，愈能透過資源創造與情緒調適等調節策略，以降低憂鬱情緒，並據以促進個體自我統整。此外，本研究亦發現自我概念對自我統整之效果受到前瞻因應與憂鬱情緒的中介。因此在實務應用上，要輔

導學生順利地完成自我統整，應同時考慮自我概念、前瞻因應及憂鬱情緒等多層面。就輔導實務工作上，如能了解影響個體自我統整之關鍵因素及歷程，才能更有效地建立處方與輔導策略。爰此，本研究饒富理論建構與實務應用上的價值。本研究根據結果提出以下教育實務與未來研究上的建議。

三、建議

(一)教育與輔導實務上的建議

本研究結果顯示，自我概念、前瞻因應及憂鬱情緒對於大三學生之自我統整具有顯著的解釋力。所以，本研究建議學校教育應協助個體了解自我，建構一高支持性的鷹架結構，協助學子有效掌握自我、建立積極接納的自我意向，以避免消極否定並對自身能力感到懷疑。另藉由給予適當的歸因回饋建立正向的自我意向，以提升個體自我概念。

其次，由於自我概念相對而言屬於較為穩定的個人特質，因此，本研究主張學校教育宜集中焦點於前瞻因應能力的培養之上，教育人員宜兼顧前瞻因應的陳述性知識、程序性知識及條件性知識的教導，並將前瞻因應的相關知識融入在教學與輔導工作之中。唯有如此，方能培養學生建立防微杜漸之習慣，並能結合與匯集內外資源有效預防、對抗潛在壓力源。

最後，有關正向情緒的促進與憂鬱情緒的預防亦為重要的課題。建議學校宜建立完善的輔導機制，並對學生的憂鬱情緒狀態進行評估，俾利針對嚴重憂鬱情緒困擾的個體提供即時的介入，以避免因憂鬱情緒對個體自我統整與未來發展造成阻礙。此外，亦需戮力提升學生的情緒調節，以協助學生擺脫負向情緒的困擾。

(二)未來研究的建議

1. 納入其他具影響力之相關因素，以提高模式解釋力與實務應用之價值

由於本研究係採用次級資料 (secondary data) 進行分析研究，其他變項未能一一納入。未來可考慮將個人特質、家庭社經地位、生活適應、社會支持、就業進路等變項納入模式，以深入了解大學生自我統整在個別差異上的來源因素，與了解自我統整之影響，並據以針對不同背景來源的學生，提供更精緻且適性的因應型態與輔導機制。

2. 增加觀察變項，以提升測量模型之品質

儘管本研究整體適配情形良好，各潛在變項亦具有良好的預測效果，惟模式中情緒障礙、人際疏離、統整混淆等觀察變項的信度較低，且自我統整之成分信度偏低，顯示部分變項測量誤差較大。爰此，建議未來研究應可依據理論內涵適度地增加觀察變項，以提升潛在變項的信度。據此應有助於整體模式

估計之精確性與內在品質之提升。

3. 進行跨群體之模式穩定性考驗

由於本研究係以大三學生為樣本，對於其他年齡階段的學生之自我統整則未予以探究，亦未針對不同樣本進行趨勢研究。因此，建議後續研究可擴大取樣的範圍，蒐集不同年齡／學習階段的實證資料，抑或針對不同人口特性（性別、家庭社經地位、學習領域）變項進行多重樣本結構方程模式分析（如 cross-validation），藉此以了解本研究所提出的理論模式在不同性別或群體間是否具有結構模式的恆等性（invariance），並建立一具有良好模型穩定性（model stability）的理論模式。進而提出因時制宜的教學與輔導策略，作為教師協助學生發展自我統整之參考依據。

4. 設計生涯輔導與諮商的介入方案，落實學生輔導

由於本研究所發展的自我統整模式，係以理論建構取向的學術性研究為主，診斷性的處方應用為輔。尚祈對生涯輔導與諮商有興趣的研究者，未來能以本研究發現為基礎，結合生涯輔導及壓力因應等相關理論，發展有助於協助大學生克服自我統整危機之介入方案，信能對學校教育與輔導工作具有更大的實益。

參考文獻

- 王震武、林文瑛、林烘煜、張郁雯、陳學志 (2006)。心理學。臺北市：學富。
- 余民寧 (2006)。潛在變項模式：SIMPLIS 的應用。臺北市：高等教育。
- 吳芝儀 (2000a)。生涯輔導與諮商：理論與實務。嘉義市：濤石文化。
- 吳芝儀 (2000b)。生涯探索與規劃：我的生涯手冊。嘉義市：濤石文化。
- 李金治、陳政友 (2004)。國立臺灣師範大學四年級學生生活壓力、因應方式、社會支持與其身心健康之相關研究。學校衛生，44，1-30。
- 邱皓政 (2003a)。自我概念向度與成份雙維理論之效度檢驗與相關因素研究。教育與心理研究，26，85-131。
- 邱皓政 (2003b)。結構方程模式：LISREL 的理論技術與應用。臺北市：雙葉。
- 張春興 (1989)。張氏心理學辭典。臺北市：東華。
- 張高賓、戴嘉南、楊明仁、顏正芳 (2006)。國內學齡兒童憂鬱症狀之分析研究。諮商輔導學報，14，64-101。
- 郭為藩 (1996)。自我心理學。臺北市：師大書苑。
- 陳正昌、程炳林、陳新豐、劉子鍵 (2004)。多變量分析方法：統計軟體應用。臺北市：五南。
- 陳皎眉、鍾思嘉 (1996)。人際關係。臺北市：幼獅。
- 游恆山 (譯) (2004)。P. G. Zimbardo, & R. J. Gerrig 著。心理學導論 (Psychology and life)。臺北市：五南。
- 黃芳銘 (2003)。結構方程模式：理論與應用。臺北市：五南。
- 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。
- 鄭雅心 (2006)。探討國三青少年個人、家庭、學校因素對憂鬱情緒之影響。國立成功大學教育研究所碩士論文，未出版，臺南市。
- 蘇建文、林美珍、程小危、林惠雅、幸曼玲、陳李綢等 (1998)。發展心理學。臺北市：心理。
- Alkhateeb, H. M. (2004). Mathematics Self-concept and depression in a sample of university education majors. *Psychological Reports*, 95, 494.
- Aspinwall, L. G., & Taylor, S. E. (1997). A stitch in time: Self-regulation and proactive coping. *Psychological Bulletin*, 121, 417-436.
- Bagozzi, R. P., & Yi, Y. (1988). On the evaluation of structural equation models. *Academic of Marketing Science*, 16, 74-94.
- Burns, R. B. (1991). *Essential psychology* (2nd ed.). Dordrecht, Canada: Kluwer Academic Publishers.
- Cantwell, D. P., & Baker, L. (1991). Manifestations of depressive affect in adolescence. *Journal of Youth and Adolescence*, 20, 121-133.
- Dixon, S. K., & Kurpius, S. E. R. (2008). Depression and college stress among university undergraduates: Do mattering and self-esteem make a difference? *Journal of College Student Development*, 49, 412-424.
- Erikson, E. H. (1968). *Identity, youth, and crisis*. New York: Norton.
- Erikson, E. H. (1980). *Identity and the life cycle*. New York: Norton.
- Forgas, J. P. (2008). Affect and cognition. *Perspectives on Psychological Science*, 3, 94-101.

- Greenglass, E., Fiksenbaum, L., & Eaton, J. (2006). The relationship between coping, social support, functional disability and depression in the elderly. *Anxiety, Stress and Coping, 19*, 15-31.
- Hair, J. F. Jr., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (1998). *Multivariate data analysis*. Upper Saddle River, NJ: Prentice-Hall.
- Haugen, R., & Lund, T. (2002). Self-concept, attributional style and depression. *Educational Psychology, 22*, 305-315.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1996). *LISREL 8: Users' reference guide*. Chicago: Scientific Software International.
- Kline, R. B. (1998). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: The Guilford Press.
- Lazarus, R. S., & Folkman, S. (1984). *Stress, appraisal, and coping*. New York: Springer.
- Marsh, H. W., Trautwein, U., Lüdtke, O., Köller, O., & Baumert, J. (2005). Academic self-concept, interest, grades, and standardized test scores: Reciprocal effects models of causal ordering. *Child Development, 76*, 397-416.
- Morse, G. (2006). Decisions and desire. *Harvard Business Review, 84*, 42-51.
- 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.
- Poon, W. T., & Lau, S. (1999). Coping with failure: Relationship with self-concept discrepancy and attributional style. *Journal of Social Psychology, 139*, 639-653.
- Schwartz, S. J., Prado, G., Coatsworth, J. D., Sharp, E. H., Pantin, H., & Szapocznik, J. (2006). The role of ecodevelopmental context and self-concept in depressive and externalizing symptoms in Hispanic adolescents. *International Journal of Behavioral Development, 30*, 359-370.
- Schwarzer, R. (2000). Manage stress at work through preventive and proactive coping. In E. A. Locke (Ed.), *The blackwell handbook of principles of organizational behavior* (pp. 342-355). Oxford: Blackwell.
- Shavelson, R. J., Hubner, J. J., & Stanton, G. C. (1976). Self-Concept: Validation of construct interpretations. *Review of Educational Research, 46*, 407-441.
- Smith, M., Wethington, E., & Zhan, G. (1996). Self-concept clarity and preferred coping styles. *Journal of Personality, 64*, 407-434.
- Super, D. E. (1990). A life-span, life-space, approach to career development. In D. Brown & L. Brooks (Eds.), *Career choice and development* (pp. 167-261). San Francisco, CA: Jossey-Bass.
- Super, D. E. (1980). A life-span, life-space approach to career development. *Journal of Vocational Behavior, 16*, 282-298.
- Uskul, A., & Greenglass, E. (2005). Psychological wellbeing in a Turkish-Canadian sample. *Anxiety, Stress and*

- Coping*, 18, 269-278.
- Zahide, K. A. (2004). Self, identity, and emotional well-being among Turkish university students. *Journal of Psychology*, 138, 457-478.

附錄 理論模式之參數估計顯著性考驗與標準化參數表

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	.35	.00	82.49***	.58	β_{32}	-.49	.01	-40.86***	-.49
λ_{21}^x	-.46	.00	-101.30***	-.75	δ_1	.24	.00	88.61***	.67
λ_{11}^y	.56			.84	δ_2	.16	.00	49.45***	.43
λ_{21}^y	.54	.01	93.51***	.84	ε_1	.13	.00	41.15***	.29
λ_{32}^y	.74			.89	ε_2	.12	.00	42.39***	.30
λ_{42}^y	.47	.01	91.26***	.58	ε_3	.14	.00	40.30***	.20
λ_{62}^y	.74	.01	122.59***	.78	ε_4	.43	.00	40.30***	.66
λ_{63}^y	.33			.52	ε_5	.35	.00	76.39***	.39
λ_{73}^y	-.23	.01	-42.17***	-.32	ε_6	.29	.00	66.60***	.73
γ_{11}	.46	.01	52.54***	.46	ε_7	.46	.00	103.23***	.90
γ_{21}	-.66	.01	-66.62***	-.66	ζ_1	.79	.01	59.43***	.79
β_{21}	-.08	.01	-8.81***	-.08	ζ_2	.52	.01	51.74***	.52
β_{31}	.66	.01	51.45***	.66	ζ_3	.09	.03	2.88**	.09

** $p < .01$ *** $p < .001$