

護專學生防禦性悲觀對內外科學習焦慮 及精熟投入之作用效果評估

李介至

仁德醫護管理專科學校護理科

摘 要

本研究根據自我價值觀點，以及護理教育強調的精熟學習特徵，試圖建立一個以護專學生防禦性悲觀策略為中心，並包含學習焦慮、精熟投入與學理成績等相關變項的研究模式。研究對象為411名護專在學學生，經自編「防禦性悲觀量表」、「學習焦慮量表」及「學習投入量表」等量表施測，透過結構方程模式與多重樣本分析後，研究結果顯示：1.本研究所建立的研究模式具有可接受的適配度，可解釋護專學生的觀察資料。2.就不同高低學業自尊者而言，研究模式的徑路效果並不一致，其中防禦反思對學習焦慮的控制效果，以及學習焦慮對學理成績的預測效果並不相同。

關鍵詞：護專學生、防禦性悲觀、學習焦慮、精熟投入



壹、緒論

學生以何種動機投入課業學習一直深受許多專家學者所關切，然而有關於學生為何採取某些策略，以及這些策略在個體學習歷程中所扮演的角色為何，目前累積的實證研究仍不夠充分。特別是青少年正處於自我價值知覺的敏感時期，對才能的觀念會從「可變動的」逐漸轉變成「固定的」，以及認為「不努力有好表現是高能力的象徵，付出努力而失敗卻是低能力的象徵」（Nicholls & Miller, 1984）。假使他們同時處於一個強調社會比較、社會競爭及課業嚴格要求的學習環境時，其學業自尊的被威脅感就會容易增加（Harter & Whitesell, 2003），主動的學習動機、情感與積極的學習策略也會隨著發展而逐漸下降（Pintrich, 2000）。

當青少年從事一項課業任務時，通常會事先評估他們可能做的多好。學習經驗不佳者可能會對課業完成感到悲觀，質疑自我能力並害怕將課業越弄越糟，因此他們容易為了保護自我價值而傾向採取避免的學習策略（Avoiding learning strategies）去因應課業任務。至於對課業任務樂觀評估的個體則對自我能力有較高的自信，能正向評估學習結果，學習效果似乎也比悲觀者要來的有利（Brown & Marshall, 2001）。然而，悲觀在某些情況下也具有正面的積極作用，特別是當悲觀者對失敗感到恐懼，但同時也覺得課業完成是非常重要的時候，他們即會採取「防禦性悲觀策略」去因應學習課業（Norem & Cantor, 1986a）。

Nancy Cantor 和其學生率先於 1980 年代中期共同提出防禦性悲觀的概念（Norem & Cantor, 1986）。係指個體故意設定偏低的期望以因應學習課業，並藉由低度期望與對結果的謹慎評估，預先緩和失敗所可能帶來的潛在影響。早期的研究重點在於強調防禦性悲觀相對於焦慮及樂觀者的積極效果，因此往往將防禦性悲觀視為單一向度，近年的研究則在確認防禦性悲觀具有可能的積極效果後，進一步探討究竟是何種因素的作用效果使然。Peres、Cury、Famose 和 Sarrazin（2002）即認為防禦性悲觀本身其實具有兩種目標取向，分別是：為可能失敗預作準備的自我保護目標，以及為增強可能成功而更加謹慎努力的動機目標，因此 Martin、Marsh 和 Debus（2001a）認為防禦性悲觀可區分為二類策略，分別是防禦性期望策略（defensive expectations）與防禦性反思策略（defensive reflectivity）。

防禦性期望係指個體認為自己未來從事課業任務時，主觀的認為自己儘管盡了全力也不會獲得成果，因此對於困難的課業會主動降低自己的標準，如此才能透過提高課業完成的容易度以保護自我價值。防禦性反思則是指個體以心理排演或廣泛思考的方式評估課業任務可能導致的各種結果，因此他們會特別關注學習過程中的潛在問題，也通常會具有過度謹慎的學習特質（Norem, 2001）。

先前研究顯示防禦性悲觀者過去通常欠缺成功的學習經驗，因此一旦面對困難的課業任務時就可能欠缺順利完成的自信，並對課業完成預設偏低的期望，然而假使個體又對課業本身具有高度成功及避免失敗的成就需求時，他們可能就會試圖以縝密的思考預先處理各種潛在的問題，這時防禦性悲觀的積極效果就能發揮，而後續的表現也可能比預估的還要好（Martin et al., 2001a; Norem, 2001; Norem & Illingworth, 1993）。Thompson 和 Le Fevre（1999）即認為防禦性悲觀具有二種功用，第一為低度期望不必然導致受試者的自驗預言；第二為防禦性悲觀能適度修正焦慮，促使個體對即將到來的學習課業放置更多的心力，暫時讓個體冷靜與消除疑慮，因此可保護個體免於受到焦慮過度的干擾。Norem（1996）的研究結果可支持這種觀點，其中焦慮並採取防禦性悲觀者，相對於焦慮但未採取防禦性悲觀的學生，在自尊、學業表現及學習適應上表現較佳，這顯示防禦性悲觀策略者會有抑制焦慮的功能，而焦慮者則是持續擴大學習焦慮，因此防禦性悲觀者可能會比焦慮者具有較佳的學業適應。

進一步就防禦性悲觀、學習焦慮及學習投入之關係而言，Yamawaki、Tschanz 和 Feick（2004）的研究顯示，防禦性悲觀者相對於樂觀者的學習焦慮會較高，亦會以較低的精熟目標投入學習。而學習焦慮通常被視為干擾學習表現的重要因素，會限制個體尋求資源的意圖，以及降低專注力與投入程度，因此對學習效果的影響頗大（Peres et al., 2002）。至於 Meltzer 等人（2004）則歸納先前多數研究成果總結學習投入與學業表現兩者之間具有密切關係，當學生本身的學業知覺較高時，他們對課業就會更加的投入與努力，學業成就亦較佳，相對而言，過高的悲觀情緒、學習焦慮則對學習投入及表現可能具有不利影響，然而假使個體能適時運用防禦性悲觀去抑制學習焦慮，減少外在刺激對學習投入的干擾，就可以讓他們花更多的心思與努力在課業準備上，如此在焦慮管理或成就表現上就可能帶來潛在的正面效果（Norem, 2001; Norem & Illingworth, 1993），因此防禦性悲觀、學習焦慮、學習投入及成就之間的線性關係應可以成立。不過就防禦性悲觀的長

期效果而言，許多學者認為防禦性悲觀將使個體付出代價，不但會有較多的生理或心理不適症狀，在自評的學業滿意度上亦較低（Eronen, Nurmi, & Salmela-Aro, 1998; Norem & Illingworth, 1993; Peres et al., 2002）。因此本研究目的一方面在細部探討防禦性悲觀究竟是如何影響後續學習歷程的相關因子，另一方面則在釐清防禦性期望及防禦性反思兩種策略的功能性及作用效果為何。

至於課業本身難度、重要程度與防禦性悲觀之間亦密切相關。Brown 和 Marshall（2001）曾設計一連串的研究探討期望、情緒及學習表現之間的關係，研究顯示當施測問題簡單時，自我期望的高低不會影響表現結果，但問題艱難時，低期望的受試者就會導致不佳的成就表現。研究者進一步探討情緒在成功期望與成就表現之間的關係，結果發現雖然低期望的受試者在艱難的測驗中表現並不佳，但假使低期望者有積極的情緒反應，則表現結果就不差，這份研究顯示：1. 困難的課業可能會增加避免策略的使用；2. 個體雖然對困難課業具有低度期望，但假使能控制擴增的負面情緒，則表現結果可能就不差。不過目前此類研究在國內外研究成果上的累積仍不足夠，研究結果亦未獲得最後定論，值得本研究進一步探討。

至於護理教育的特徵在於精熟學習，除了通過以絕對標準為主的護理人員執照考試外，最終的目的在於護理學生能將學校所培養的專業知識與技術，精熟的運用於臨床情境，讓需要服務的對象感到滿足（許麗齡，2001），因為護理學生未來照顧的對象是「人」，無法因為醫療疏忽而重來，因此護專學生在護理課程上的精熟學習顯的特別重要（劉棻，2003）。此外，以精熟目標投入學習的個體對於學習本身有較高的需求，能引發其較深層的思考（Elliot & Church, 1997），並有助於其學習上的表現（李介至，2003），因此精熟學習在護專學生艱辛的學習歷程中具有重要關鍵的角色。以目前五專護理科學科的安排而言，學生一、二年級以通識課程及護理基礎課程，三年級則以護理核心課程為主，其深度、廣度及難度與大學中的專業課程相似，但以五專生的先備知識水平、心智發展程度，以及過去學習經驗等多重影響下，其實專業課程對於部分學生顯的相當困難（李介至，2004），其中經研究者實際晤談結果，又以內外科學理知識最令學生感到困難，而這也可能是促使學生以避免策略因應學習課業的原因之一，研究者實務上即經常發現，三年級的學生不但對內外科課程容易感到恐懼，缺乏主動的學習動機，當面對學習困難時亦有主動逃避的狀況。

呈上所述，防禦性悲觀可能與課業難度、重要性之間相關，亦可能對學習焦慮、精熟投入及學習成果造成直接影響，然而不同學業自尊的個體對學習任務的認知、避免策略的使用及學習投入上可能具有不同的行為模式（Martin et al., 2001a）。Yamawaki 等人（2004）的研究即指出個體自尊與悲觀或樂觀的思考相關外，亦對個體的防禦性悲觀具有顯著的解釋量。其中高學業自尊的個體一般擁有較佳的學習經驗，在面對學習困難時的學習焦慮亦較低，低學業自尊者的學習焦慮則較高（Thompson & Le Fevre, 1999）。其次，高學業自尊者不會因為困難的學習任務而知覺到自我價值受到威脅，他們也會採取較少的逃避策略，然而低自尊者則容易害怕失敗而暴露自身能力缺乏，因此較傾向採取避免學習策略（Dorman, Adams, & Ferguson, 2002）。至於許多研究亦證實學業自尊、自我評價與學業期望為影響學業表現相當重要的關鍵因子（House, 1997; Urdan, Midgley, & Anderman, 1998）。因此本研究另一個焦點在探討不同學業自尊的個體在防禦性悲觀、學習歷程及成果模式上的等同性及徑路差異。

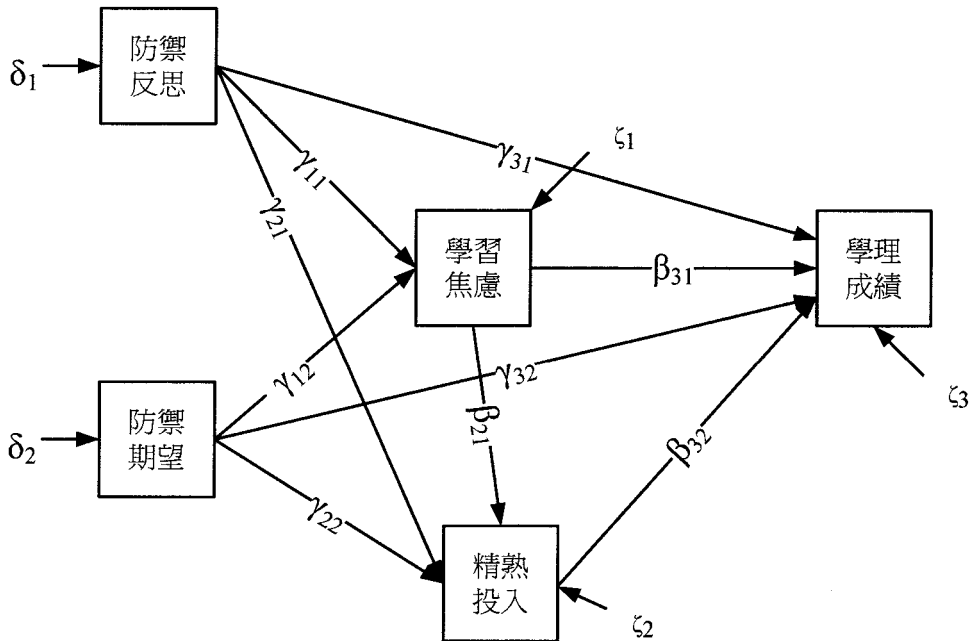
綜上所述，本研究目的在建立一個包含防禦性悲觀、學習焦慮、精熟投入及學理成績等測量指標的徑路模型，以探討當護專學生從事一項困難的學習課業時，防禦性悲觀對學習焦慮、精熟投入及成果之作用效果為何。另一個研究重點則在考驗高、低學業自尊組的護專學生在研究模型上是否具有相似的等同性以及徑路差異。相關文獻除顯示此類型研究在國內外之探討皆屬初步階段外，研究結果亦未獲得一致性的結論，因此，本研究應相當具有研究價值，亦可作為護理教育與輔導相關人員實務上的指引，對國內外學術社區具有積極之貢獻。

貳、研究方法

一、研究架構

圖一係本研究所建構的研究模型，由模型中可知本研究共有防禦性期望、防禦性反思、學習焦慮、精熟投入及學理成績等五項測量指標。本研究主要的假設為：防禦性期望及防禦性反思對受試者的學理成績具有直接效果，學習焦慮及精熟投入對學習成績亦有直接效果，而防禦性期望與防禦性反思會透過學習焦慮及精熟投入而間接影響學理成績。至於此研究模式亦可解釋高、低學業自尊兩組受

試者的研究模型，但兩組模型的結構參數與徑路效果值並不一致。



圖一 研究架構圖

二、抽樣對象與方法

本研究目標母群體為台灣地區五專護理科三年級學生。根據教育部（2004）統計資料顯示，92 學年度全國各大專院校五專護理科三年級學生共 6193 人，依 Robert 和 Daryle（1970）對抽樣樣本數之建議，當母群體人數介於 6000~7000 人之間時，樣本數應達 364 人才具代表性。正式研究以班級為單位，採叢集抽樣法抽取台灣地區中、南部共四所護理專科學校三年級學生作為研究受試者，經剔除無效問卷與填答不完全者，共 411 名五專護理科三年級學生為正式研究受試者，其中男生 7 人（1.7%），女生 404 人（98.3%），與母群體的男女生比例及公私立學校人數比例皆相似，顯示本研究樣本應能局部反映母群體的特性。

三、研究變項的測量

（一）防禦性悲觀

本研究參酌 Martin、Marsh、Williamson 和 Debus（2003）的半結構式防禦性



悲觀訪談問卷、Martin 等人 (2001a) 的學業策略量表與 Norem (2001) 改版的防禦性悲觀量表，自行編製「防禦性悲觀量表」來測量護專學生的防禦期望與防禦反思。防禦反思有 5 題，防禦期望則有 4 題，題目都以內外科的學習情況為背景編製依據，如「面對問題時，我需要花很多時間去分析各種可能發生的後果」(防禦反思)；「我會發揮潛能，表現的比平常還要好」(防禦期望)。量表採 Likert 五點量表評量，反應選項從「完全不符合」至「完全符合」，依序給 1~5 分。受試者在兩個分量表上的得分介於 4~25 分之間，分數越高代表受試者採取該種策略的傾向越強。全量表施測所需的時間約十分鐘。

本研究預試量表編製後經過教育專家、護理師及在學學生等人的篩選及潤飾，具有內容效度及社會效度。另以 149 名五專三年級學生為預試樣本所進行的因素分析顯示，防禦性悲觀量表可以明顯抽取防禦期望及防禦反思兩種因素，與近年學者對於防禦性悲觀的組成成份觀點相符，而此兩個因素可以解釋全量表 82.748% 的總變異量，顯示因素效度頗佳。防禦反思五個題目轉軸後的因素負荷量介於 .754~.862，防禦期望四個題目轉軸後的因素負荷量介於 .512~.913。在信度方面，內部一致性 α 係數分別為 .9540 與 .8899。正式施測時的 α 係數則分別為 .8776 及 .8239，顯示此量表的穩定度可被接受。

(二) 精熟投入

本研究針對護理教育所強調的精熟教育，以及護專學生面對學習困難時所欠缺的學習堅持，參酌 Ainley (1993) 的意志投入量表、Boekaerts (1987) 的意圖與真實努力量表及 Elliot 和 Church (1997) 的精熟目標量表加以自編為護專學生學習投入量表，以測量受試者在內外科的精熟投入與意志投入等學習投入情形。

精熟投入共六題，意志投入共四題，題目的陳述同樣以內外科為編製背景，如「我會盡我最大的努力去投入學習」(精熟投入)、「在學習上受到挫折，對我是一種考驗」(意志投入)等。量表採 Likert 五點量表評量，反應選項從「完全不符合」至「完全符合」，依序給 1~5 分。受試者在分量表上的得分介於 4~30 分之間，分數越高代表受試者對學習任務越投入。量表施測所需的時間約十分鐘。

本研究預試量表編製後同樣經過教育專家、護理師及在學學生等人的篩選及潤飾，使題目具有相當程度的內容效度。本研究另以 149 名五專三年級學生為預試樣本所進行的因素分析顯示，學習投入量表可以明顯抽取精熟投入及意志投入

兩種因素，兩個因素可以解釋全量表 43.504% 的總變異量。精熟投入六個題目轉軸後的因素負荷量介於 .508~.746，意志投入四個題目轉軸後的因素負荷量介於 .644~.783。在信度方面，內部一致性 α 係數分別為 .7279 及 .7592。另由於護理教育的特徵在精熟學習，實證研究亦證實以精熟目標投入學習是預測個體學理成績的重要關鍵因子（李介至，2003），顯示精熟投入相對於意志投入在護理學生學習上更具有作用效果，因此本研究僅以受試者在精熟投入分量表的得分作為測量指標依據。正式施測時亦針對精熟投入量表進行信度考驗，內部一致性 α 係數為 .7871，顯示此量表的穩定度尚可。

（三）學習焦慮

本量表係以 Dahlback（1990），Spielberger、Gorsuch 和 Lushene（1970）的焦慮量表為編製基礎，自行編製適合於護專學生施測的學習焦慮量表。量表共八題，題目如「一想到考試，我就很頭痛」、「考前我雖然盡力放鬆自己，但還是很緊張」、「我不會擔憂考試的結果」等。量表同樣採 Likert 五點量表填答，反應選項從「完全不同意」至「完全同意」，依序給 1~5 分，全量表得分則介於 8~40 分，得分越高代表受試者在面對艱難的學習任務時有較高的學習焦慮傾向。

本研究以 149 名五專三年級學生為預試樣本所進行的因素分析顯示，學習焦慮量表僅可抽取一個因素，故命名為學習焦慮，可解釋全量表 50.675% 的總變異量。量表內八個題目可反映出個體的學習焦慮，未轉軸的因素負荷量則介於 .532~.773，信度方面顯示內部一致性 α 係數為 .8201。正式施測時的 α 係數則為 .7835，顯示此量表的穩定度尚可。

（四）學業自尊

本研究以 Covington（1992）的自我價值論為編製基礎，參酌 Martin、Marsh 和 Debus（2001b）對學習的自我保護觀點，以及在學界上廣泛被引用的 Coopersmith（1967）的自尊調查表再加以自編成特定領域的「學業自尊量表」，以作為測量護專學生學業自尊的指標。學業自尊量表共六題，題目內容如「我希望我的表現可以獲得別人的重視」、「我很在意別人如何批評我的課業」及「我不怕因為表現不佳而在別人面前出糗」等。量表同樣採 Likert 五點量表評量，反應選項從「完全不同意」至「完全同意」，依序給 1~5 分。受試者在量表上的得分介於 6~30 分之間，分數越高代表受試者的學業自尊越高。全量表施測所需的時

間約五分鐘。

本研究以 149 名五專三年級學生為預試樣本所進行的因素分析顯示，學業自尊量表僅可抽取一個因素，與先前研究所抽取的單一構念相符，故命名為學業自尊，可解釋全量表 74.554% 的總變異量。學業自尊等六個題目未轉軸的因素負荷量介於 .545~.892，信度方面顯示內部一致性 α 係數為 .9439。正式施測時的 α 係數為 .8520，顯示此量表的穩定度良好。

(五) 學理成績

至於本研究之學理成績係指受試者九十二學年度第一學期的內外科期中考成績，一方面考量學科的重要性、難度及避免學習策略的特性，另一方面考量護專學生的學業成就亦包含學科成績和實驗成績兩類，然而各校在實驗課程的時程安排上並不一致，缺乏同時比較的基礎，而期末成績係屬學生學期表現之綜合成績，為使學理成績本身所代表的意義在解釋上能單純化，故僅以各校考試時程相似的期中考成績作為學理成績的測量指標有的學業成就。另由於各校教學進度、測驗範圍略有不同，為便利各班進行比較，故以班級為單位進行期中成績的 t 分數轉換，以作為本研究學理成績之測量指標。

四、資料處理

本研究根據先前相關文獻、專家及學生意見以編製預試問卷。預試以中部某五專護理科三年級學生 149 名為施測對象，問卷回收後以 SPSS 10.0 統計軟體進行描述統計檢測、相關分析法、內部一致性效標法、信度分析與因素分析以形成正式研究量表。正式施測係針對台灣中部與南部地區共四所護理學校 411 名五專護理科三年級學生進行為期二週的施測，量表回收後初步先刪除填答不完整之量表，再以遺漏值分析處理少數受試者填答遺漏問題。在統計分析上，本研究以 Amos5.0 結構方程模式 (Structural Equation Modeling, SEM) 軟體進行多元常態性考驗，再以漸進分配自由法 (Asymptotic Distribution Free, ADF) 進行徑路模式的參數估計，以考驗本研究所建立的模型適配度為何，以及評估學習焦慮及精熟投入在研究模式中的中介效果程度。其次以受試者在學業自尊量表上得分之前 73% 與 27% 為切割點，區分為高學業自尊組與低學業自尊組，以 t 考驗探討兩組受試者在五個測量指標上之差異，再以多重樣本同步分析 (Simultaneous Analysis



of Several Groups) 考驗共變結構在高、低學業自尊兩組之間的等同性，藉由跨樣本的共同量尺完全標準化之程序，比較兩組受試者的結構參數與徑路模式之差異。

參、結果與討論

在模式分析前的常態性考驗上，本研究首先針對研究模式的五個測量指標進行 P-P 圖表判定，以及偏態與峰度的統計判定法以考驗研究模式的多元常態性是否可獲的支持。研究結果顯示，五個測量指標的常態機率分佈圖未明顯向兩側離散。但就統計判定法而言，五個測量指標的 Skewness 偏態係數絕對值介於.633~2.001，其中學理成績 ($z=-2.001, p<.05$) 達顯著水準，顯示 S 係數顯著不等於 0。至於 Kurtosis 峰度係數絕對值介於.066~2.129，其中精熟投入 ($z=2.129, p<.05$) 達顯著水準，因此 K 係數顯著不等於 0。這顯示本研究的測量指標並不完全符合嚴格的多元常態化的研究假設，另由於本研究樣本數高於 400，因此可採用漸進分配自由法 (Asymptotic Distribution free, ADF) 進行研究模式中的參數估計 (李茂能, 2003)。在模型估計過程中，第一次進行模式估計時報表顯示需針對誤差變異進行限制才進行後續分析，遂於第二次估計時將誤差變異加以限制以處理此種辨識不足的問題，輸出結果顯示所有參數估計及誤差可獲得標準化的參數估計，因此模型內各參數的意義具有參考性，但誤差的標準誤及顯著考驗則無法正確估計，最終的估計結果如下列各表所示。

一、基本適配度評鑑

表一、表二及表三係本研究所建構的假設模式適配度分析摘要表，評鑑的標準則參照李茂能 (2003)、林清文 (2002)、邱皓政 (2003)、陳正昌、程炳林、陳新豐和劉子鍵 (2003)、Hair、Anderson、Tatham 和 Black (1998) 所建議的係數值做為評鑑標準。



表一
五個測量指標之相關矩陣

測量指標	1	2	3	4	5
1.防禦反思	1.000				
2.防禦期望	-.192**	1.000			
3.學習焦慮	-.161**	.446**	1.000		
4.精熟投入	.277**	-.310**	-.526**	1.000	
5.學理成績	.336**	-.379**	-.452**	.544**	1.000

** $p < .01$.

表一係五個測量指標之相關係數矩陣，表中所有的相關係數皆達.01 的顯著水準，在 10 個相關係數中，除防禦期望與學習焦慮的.446，學習焦慮與精熟投入的-.526，學習焦慮與學理成績的-.452，以及精熟投入與學理成績的.544 屬於中度相關，其餘 6 個相關係數絕對值介於.161~.379，屬於低相關。在模式的基本評鑑方面，表三顯示所有參數估計結果並無負的誤差變異，標準誤並未過大，且所有估計參數的相關絕對值未高於.90，顯示假設模式並未違反基本適配標準。

二、整體適配度評鑑

在整體適配度方面，表二顯示本研究所提的假設模式與觀察資料適配度的卡方值未達.05 的顯著水準， $\chi^2_{(1)}=2.612$, $N=411$, $p>.05$ ，顯示理論的共變數矩陣與觀察的共變數矩陣相等的虛無假設可以接受，即本研究所建構的假設模式與觀察資料可以適配。另本研究 χ^2/df 的值為 $2.612/1=2.612$ ，高於 1.0，並低於 3.0，顯示本研究模式具有可接受的外部品質。



表二
假設模式之整體適配度考驗結果

適合度量數	假設 模式	飽足 模式	獨立 模式	代號
Discrepancy	2.612	.000	156.579	CMIN
Degrees of freedom	1	0	10	DF
P	.106		.000	P
Discrepancy/df	2.612		15.658	CMIN/DF
Root mean square residual	3.038	.000	31.758	RMR
Goodness of fit index	.997	1.000	.815	GFI
Adjusted GFI	.954		.772	AGFI
Normed fit index	.983	1.000	.000	NFI
Incremental fit index	.990	1.000	.000	IFI
Comparative fit index	.989	1.000	.000	CFI
Parsimony Normed Fit Index	.098	.000	.000	PNFI
Prasimony ratio	.100	.000	1.000	PRATIO
Noncentrality parameter estimate	1.612	.000	146.579	NCP
RMSEA	.063		.189	RMSEA
Expected cross validation index	.099	.073	.406	ECVI

除卡方考驗外，本研究亦參考其他適配指標作為評鑑研究模式整體適配度的依據，根據表二，適合度指標 GFI 及 AGFI 分別為.997 及.954，都高於.90 的評鑑指標甚多，顯示研究模式具有理想的解釋力。而三項與獨立模式比較而得的適配度指數 NFI、IFI 與 CFI 依序為.983、.990 與.989，亦高於.90 的評鑑標準，顯示研究模式與獨立模式具有明顯的差異性與改善程度。在替代指標評鑑部分，非集中性參數 NCP 為 1.612，顯示模型的估計值距離中央卡方分配的離散程度距離頗近；平均概似平方誤根係數 RMSEA 為.063，低於.080，顯示假設模式與飽足模式兩者的差距程度在可接受的範圍內；期望交叉效度指標 ECVI 為.099，顯示模型適合度的波動性不大；精簡比指標 PRATIO 值為 $1/10=.100$ ，顯示研究模式具有精簡性，PNFI 為.098，雖高於.060，但差距並不大。Hoelter 的 CN 值在.05 的

顯著水準下為 604，高於 200，顯示模式的樣本數超過估計的最低要求（黃芳銘，2004）。上述結果顯示本研究所建構的假設模式具有可接受的整體適配度。

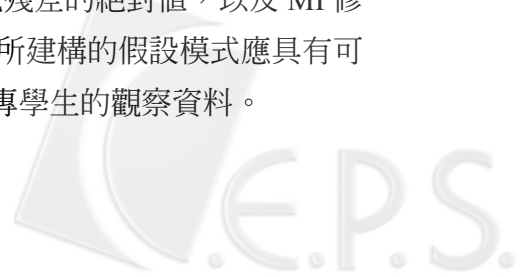
表三
假設模式各估計參數顯著性考驗及標準化係數

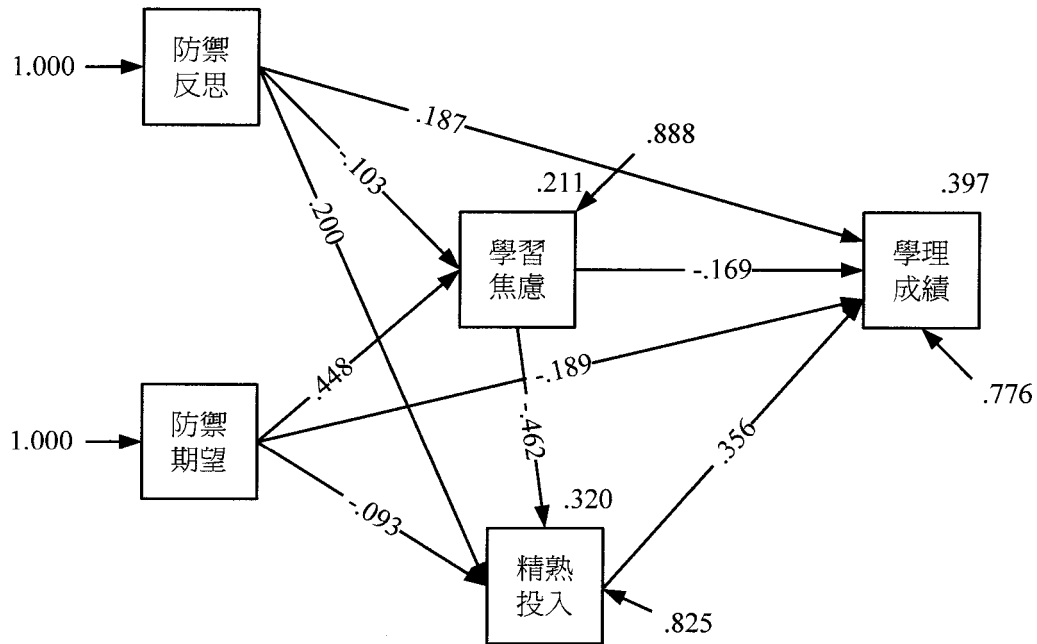
估計參數	估計值	標準誤	t 值	標準化係數
δ_1	4.954	----	----	1.000
δ_2	4.643	----	----	1.000
γ_{11}	-.110	.052	-2.133*	-.103
γ_{12}	.458	.049	9.343***	.448
ζ_1	4.123	----	----	.888
γ_{21}	.044	.009	4.756***	.200
γ_{22}	-.020	.009	-2.119*	-.093
β_{21}	-.095	.009	-10.509***	-.462
ζ_2	.929	----	----	.825
β_{31}	-.169	.055	-3.069**	-.169
β_{32}	1.731	.242	7.145***	.356
γ_{32}	-.194	.040	-4.789**	-.189
γ_{31}	.201	.047	4.283***	.187
ζ_3	3.771	----	----	.776

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

三、內在適配度評鑑

在模式的內在適配度方面，表三顯示所有模式內的估計參數皆達.05的顯著水準，標準化殘差的絕對值介於.064~1.862之間，皆低於1.96的評鑑標準，MI修正指標亦皆低於4.00的評鑑標準。至於假設模式中三個測量指標學習焦慮(Y_1)、精熟投入(Y_2)及學理成績(Y_3)的被解釋變異量分別為.211、.320及.397，則低於.50的評鑑標準。上述內在適配度的評鑑結果，顯示各測量指標的被解釋變異量雖未達到理想值，但就參數顯著性估計、標準化殘差的絕對值，以及MI修正指標等三項徑路模式的內在評鑑標準而言，本研究所建構的假設模式應具有可接受的內在品質（陳正昌等，2003），可用來解釋護專學生的觀察資料。





圖二 防禦性悲觀、學習歷程及結果之徑路模式標準化效果值

四、直接效果、間接效果及整體效果之評估

表四是本研究模式五個測量指標之間的標準化直接效果值、標準化間接效果值及標準化整體效果值之摘要表。在直接效果值部分，對照係數值可發現，防禦反思可減少受試者面對困難任務的學習焦慮，以及對學習課業更加精熟投入，並能提高學理成績。防禦期望則會增加受試者的學習焦慮，減少對學習任務的精熟投入，並抑制學理成績表現。而學習焦慮對於學理成績具有負面影響，精熟投入對學理成績則具有正面提升作用。

比較標準化直接效果值可知，在正向效果部分，精熟投入對學理成績的標準化效果值.356 高於防禦反思對學理成績的效果值.187；在負向效果部分，防禦期望對學理成績的效果值-.189，略高於學習焦慮對學理成績的效果值-.169，這顯示影響學理成績的直接正向效果為精熟投入對學理成績的直接效果，主要負向效果則為防禦期望對學理成績的直接效果，而精熟投入對學理成績的效果值甚至是其他變項的二倍以上。

在標準化間接效果值的比較部分，防禦反思透過學習焦慮而間接影響學理成

績的效果值為.017($\gamma_{11} \times \beta_{31} = .017$)；透過精熟投入而間接影響學理成績的效果值為.071($\gamma_{21} \times \beta_{32} = .071$)；而透過學習焦慮及精熟投入再間接影響學理成績的效果值為.018($\gamma_{11} \times \beta_{21} \times \beta_{32} = .020$)，因此防禦反思主要影響學理成績的間接效果徑路為防禦反思透過精熟投入而影響學理成績之間接效果，可解釋的整體間接效果值為.106($.017 + .071 + .018 = .106$)。

在防禦期望的間接效果部分，防禦期望透過學習焦慮而間接影響學理成績的效果值為-.076($\gamma_{12} \times \beta_{31} = -.076$)；透過精熟投入而間接影響學理成績的效果值為-.033($\gamma_{22} \times \beta_{32} = -.033$)；而透過學習焦慮及精熟投入再間接影響學理成績的效果值為-.074($\gamma_{12} \times \beta_{21} \times \beta_{32} = -.074$)，因此防禦期望主要影響學理成績的間接效果徑路為透過學習焦慮而影響學理成績之間接效果，可解釋的整體間接效果值為-.182 [$(-.076) + (-.033) + (-.074) = -.182$]，亦高於防禦反思可解釋的整體間接效果值.106。

在整體效果部分，防禦期望及防禦反思對學習焦慮並無間接效果，以及學習焦慮對精熟投入並無間接效果，因此整體效果就等於直接效果。防禦期望對精熟投入的標準化效果值為-.093，會因為透過學習焦慮的中介而增加為-.300 [$\gamma_{22} + (\gamma_{12} \times \beta_{21}) = -.300$]；防禦反思對精熟投入的標準化效果值為.200，也會因為透過學習焦慮的中介而增加為.248 [$\gamma_{21} + (\gamma_{11} \times \beta_{21}) = .248$]，然而皆低於學習焦慮對精熟投入的直接效果-.462，因此防禦反思、防禦期望以及學習焦慮之間以學習焦慮對精熟投入的效果作用最大。

就學理成績之整體效果而言，防禦期望對學理成績的標準化直接效果值為-.189，會透過學習焦慮、精熟投入對學理成績的間接效果，而使防禦期望對學理成績的標準化整體效果值增加至-.371。防禦反思對學理成績的標準化直接效果值為.187，也會透過學習焦慮、精熟投入對學理成績的間接效果，而使防禦反思對學理成績的標準化整體效果值增加至.292。至於學習焦慮對學理成績的標準化直接效果值為-.169，會因為精熟投入的中介效果而增加至-.333，但皆低於精熟投入對學理成績的直接效果值.356。因此防禦性悲觀、學習歷程及學理成績之徑路關係為：1.防禦反思可抑制學習焦慮而增進學理成績，但主要的效果在於透過精熟投入而提升其學理成績。2.防禦期望會增加學習焦慮而抑制個體的學理成績表現，本身也會對學理成績產生直接效果。3.影響學理成績的主要正向效果為精熟投入對學理成績的直接效果，主要負向效果則為防禦期望對學理成績的直接效果。

表四
各測量指標對學理成績之標準化直接、間接及整體效果值

測量指標		防禦期望 (X ₁)	防禦反思 (X ₂)	學習焦慮 (Y ₁)	精熟投入 (Y ₂)
學習焦慮 (Y ₁)	直接效果值	.448	-.103	.000	.000
	間接效果值	.000	.000	.000	.000
	整體效果值	.448	-.103	.000	.000
精熟投入 (Y ₂)	直接效果值	-.093	.200	-.462	.000
	間接效果值	-.207	.047	.000	.000
	整體效果值	-.300	.248	-.462	.000
學理成績 (Y ₃)	直接效果值	-.189	.187	-.169	.356
	間接效果值	-.182	.106	-.165	.000
	整體效果值	-.371	.292	-.333	.356

五、不同學業自尊的受試者在徑路模式上之等同性比較

本研究為進一步比較不同高低學業自尊學生在徑路模式內的差異性，研究者根據受試者在學業自尊量表上的得分，依排序前 73% 及 27% 的受試者得分作為分組的切割點，將受試者區分為高分組 (n=174) 與低分組 (n=109) 二組，再考驗兩組受試者的模式等同性，以及在假設模式中結構參數的差異情形。

表五 是高、低學業自尊組在研究模式五個測量指標上的個數、平均數、標準差與 t 值。平均數的差異考驗顯示，高、低學業自尊二組在防禦反思 (t=-13.073, p<.001)、防禦期望 (t=6.483, p<.001)、學習焦慮 (t=22.222, p<.001)、精熟投入 (t=-10.302, p<.001) 及學理成績 (t=-11.436, p<.001) 等五項測量指標的考驗上皆達 .001 的顯著水準，其中低學業自尊組在防禦期望、學習焦慮等二項測量指標上的平均數顯著高於高學業自尊組，而高學業自尊組則在防禦反思、精熟投入及學理成績等三項測量指標上的平均數顯著高於低學業自尊組。其次，本研究以多重樣本同步分析首先考驗高、低學業自尊兩組的受試者在假設模式上具有相同型

態 (pattern) 的假設 (H_{form})。研究結果顯示, $\chi^2_{(2)}=1.030$, $p>.05$, 即表示高、低學業自尊兩組受試者在假設模式上的整體型態未具有顯著差異, 因此兩組受試者的共變數矩陣相等的虛無假設可以被接受。本研究進一步考驗兩組模型結構參數假設相等的考驗, 由表六研究結果可知, $\chi^2_{(11)}=26.909$, $p<.01$, 這顯示兩組模型型態上雖等同, 但在兩組模型內的結構參數已達顯著差異。其次, 本研究再考驗兩組模型結構殘差相等的假設考驗, 研究結果顯示 $\chi^2_{(2)}=1.030$, $p>.05$, 這顯示兩組模型的結構殘差未達顯著差異。因此兩組模型在整體模式及結構殘差皆具有等同性, 但在模式內的結構參數並不一致。此外, 表五顯示不同高、低學業自尊的受試者在五個測量指標之差異考驗上皆達顯著水準, 這顯示本研究所建構的假設模式整體上可適用於解釋高、低學業自尊兩組受試者的徑路模型, 然而在兩組受試者模式中的結構參數及方向性可能並不完全相同, 因此本研究進一步以兩組模式的參數考驗結果及標準化係數值比較兩組受試者的徑路模式差異情形。

表五
高、低學業自尊在五個測量指標之差異考驗

測量指標	組別	個數	平均數	標準差	t 值
防禦期望	低分組	174	53.564	8.958	6.483***
	高分組	109	46.048	10.287	
防禦反思	低分組	174	44.068	8.318	-13.073***
	高分組	109	57.584	8.693	
學習焦慮	低分組	174	58.607	6.910	22.222***
	高分組	109	39.678	7.074	
精熟投入	低分組	174	14.052	2.049	-10.302***
	高分組	109	16.478	1.714	
學理成績	低分組	174	44.988	9.619	-11.436***
	高分組	109	56.424	7.934	

*** $p<.001$.

表六
結構參數及結構殘差之等同性考驗

模式	NPAR	χ^2	df	p 值	χ^2/df
假設模式型態等同	38	1.030	2	.597	.515
假設結構參數等同	24	26.909	11	.005	2.446
假設結構殘差等同	33	1.030	2	.597	.515

** $p < .01$.

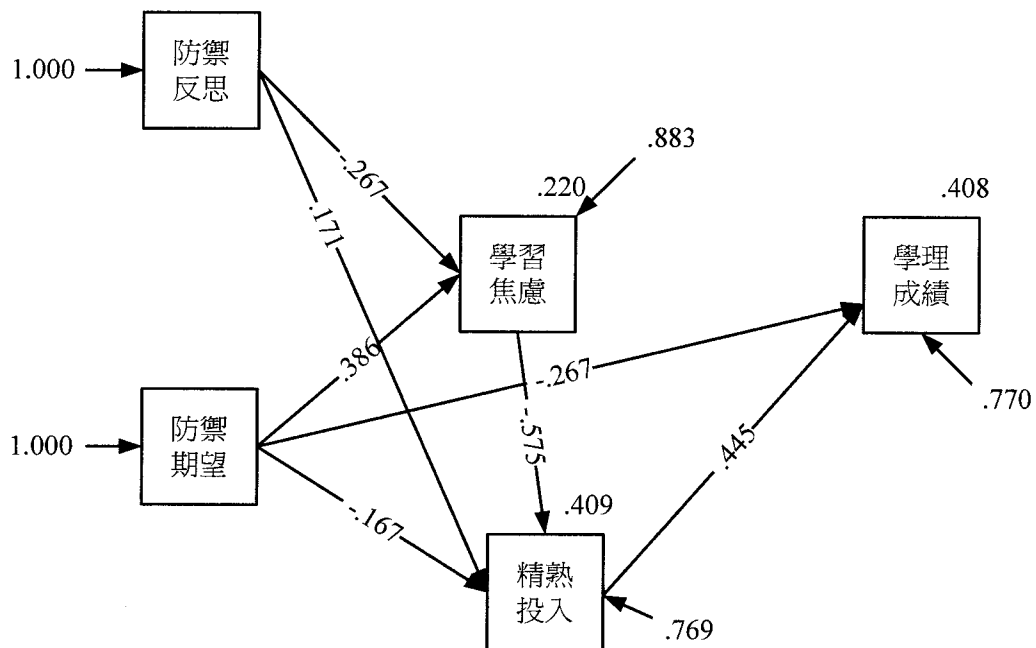
表七
高、低自尊組的標準化徑路係數比較

估計參數	高學業自尊組	低學業自尊組
γ_{11}	-.267**	.494***
γ_{12}	.386***	.243***
γ_{21}	.171*	.199*
γ_{22}	-.167*	-.007 ^{n.s.}
β_{21}	-.575***	-.194*
β_{31}	-.055 ^{n.s.}	-.233**
β_{32}	.445***	.260***
γ_{32}	-.267**	-.168**
γ_{31}	-.037 ^{n.s.}	.217**

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

在高學業自尊組部分，表七顯示估計參數中的 β_{31} 與 γ_{31} 未達顯著水準，顯示高學業自尊組的學習焦慮對學理成績，以及防禦反思對學理成績缺乏顯著的預測效果。在直接效果部分，防禦反思及學習焦慮對學理成績欠缺直接效果，精熟投入對學理成績的直接效果值.445 則高於防禦期望對學理成績的直接效果值-.267。在間接效果部分，防禦反思透過精熟投入對學理成績之間接效果值為.076 ($\gamma_{21} \times \beta_{32} = .076$)；透過學習焦慮，再透過精熟投入對學理成績之間接效果值為.068 ($\gamma_{11} \times \beta_{21} \times \beta_{32} = .068$)，因此防禦反思的整體效果值為.144 (.076+.068=.144)。在防

禦期望部分，防禦期望透過精熟投入對學理成績的間接效果值為 $-.074$ ($\gamma_{22} \times \beta_{32} = -.074$)；透過學習焦慮，再透過精熟投入對學理成績的間接效果值為 $-.099$ ($\gamma_{12} \times \beta_{21} \times \beta_{32} = -.099$)，因此防禦期望的整體效果值為 $-.440$ [$(-.074) + (-.099) + (-.267) = -.440$]。因此對於高學業自尊者而言，主要影響學理成績的正向效果為精熟投入對學理成績的直接效果；主要的負向效果則為防禦期望對學理成績的直接效果。

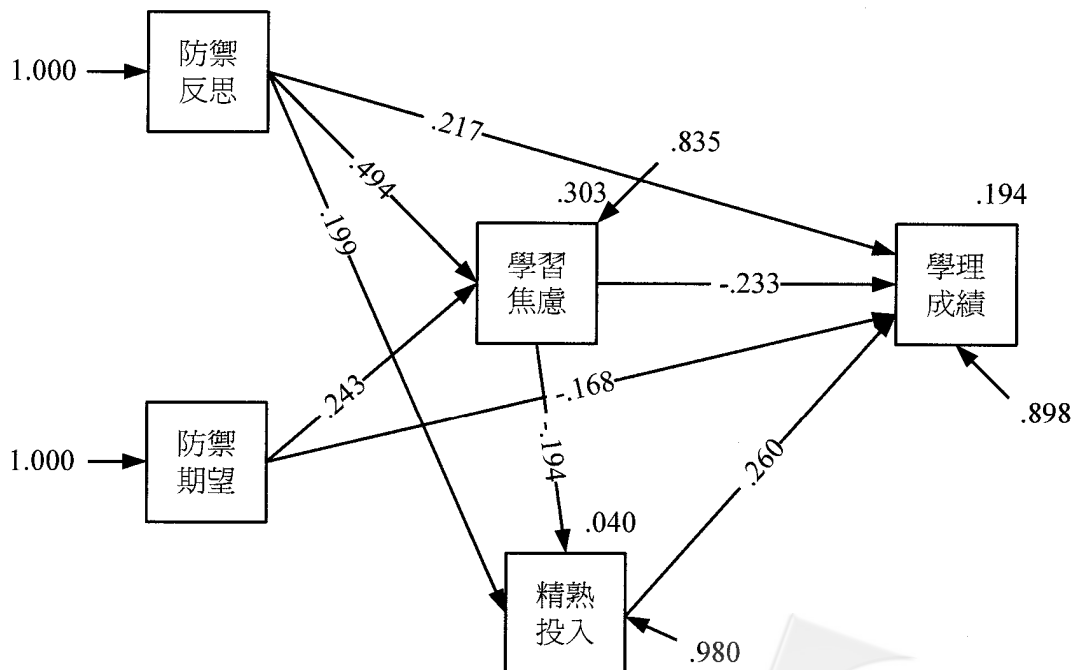


圖三 高自尊組的受試者之徑路模式標準化效果值

在低學業自尊組部分， γ_{22} 未達顯著水準，顯示低學業自尊組的防禦期望對精熟投入缺乏顯著效果。在直接效果部分，精熟投入對學理成績的直接效果值 $.260$ ，高於學習焦慮對學理成績的直接效果值 $-.233$ ，亦高於防禦反思對學理成績的直接效果值 $.217$ 。在間接效果部分，防禦反思透過精熟投入而間接影響學理成績的效果值為 $.052$ ($\gamma_{21} \times \beta_{32} = .052$)；透過學習焦慮而間接影響學理成績之間接效果值為 $-.115$ ($\gamma_{11} \times \beta_{31} = -.115$)；透過學習焦慮，再透過精熟投入對學理成績的間接效果值為 $-.025$ ($\gamma_{11} \times \beta_{21} \times \beta_{32} = -.025$)，所以防禦反思的整體效果值為 $.129$ [$.217 + .052 + (-.115) + (-.025) = .129$]。在防禦期望間接效果部分，防禦期望透過學習焦慮而間接影響學理成績的效果值為 $-.057$ ($\gamma_{12} \times \beta_{31} = -.057$)；透過學習焦慮，再透過

精熟投入對學理成績的間接效果值為 -0.012 ($\gamma_{12} \times \beta_{21} \times \beta_{32} = -0.012$)，所以防禦期望的整體效果值為 -0.237 [$(-0.168) + (-0.057) + (-0.012) = -0.237$]。比較直接效果與間接效果發現，防禦反思、防禦期望透過學習焦慮或精熟投入的間接效果值皆低於精熟投入或學習焦慮的直接效果值，因此在低學業自尊的模型中，主要影響低學業自尊者的學理成績仍為精熟投入的正向效果，以及學習焦慮對學理成績的負向效果。

就高、低學業自尊兩組模型之比較而言，相似之處為兩組受試者的主要正向效果皆為精熟投入對學理成績的直接效果，以及防禦期望對學理成績的負向效果。而相異之處在於學習焦慮對於高學業自尊組而言，並不會對其學理成績造成負面影響，但卻會對低學業自尊組的學理成績造成直接的負面影響，其效果值並與精熟投入對學理成績的正向效果值相似。其次，高學業自尊組的防禦反思策略可以抑制學習焦慮而對學習更加的投入，並提高其學理成績表現；但低學業自尊組的受試者的防禦反思策略卻會增加其學習焦慮而減少其學習投入，學理成績表現亦不佳。由此可知防禦反思對學習焦慮的作用效果，以及學習焦慮對學理成績之作用效果，在高、低學業自尊兩組的徑路模式上並不一致。



圖四 低自尊組的受試者之徑路模式標準化效果值

最近研究防禦性悲觀的學者強調防禦性悲觀並非是一種人格特質，而是一種因應不同課業任務的學習策略，目的在透過降低期望與謹慎評估兩道程序，以維持與樂觀學習者具有相似的成就表現 (Norem, 2002)。其次，對個體越重要但卻困難的學習課業將會促使個體採取較多的避免學習策略，這亦是影響其學習投入與學習表現的原因 (Tice, 1991)，然而不同學業自尊的個體採取防禦性悲觀策略的理由與必然性並不一致 (Dorman et al., 2002)。因此本研究根據上述觀點，參酌護理教育強調的精熟學習特徵，試圖建立一個以護專學生防禦性悲觀策略為中心，並包含學習焦慮、精熟投入與學理成績等相關變項的研究模式，最後並考驗高、低學業自尊兩組受試者模式的等同性與徑路效果差異。

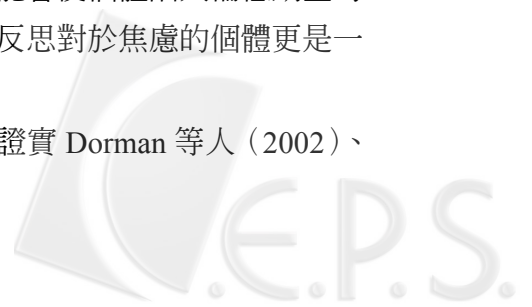
就整體觀察資料而言，本研究發現精熟投入及學習焦慮的直接效果值均高於防禦性悲觀二種策略的直接效果值，而防禦性期望及防禦性反思對於學習焦慮及精熟投入之作用效果亦不一致。推論原因可能為學習歷程變項與學習結果變項在時間上比較接近，以及以精熟學習為主的護理教育對於學理成績具有較高的影響力所致。其次，防禦性悲觀雖然是一種對課業完成低度信心的動機策略，其目的在於提高一旦完成學習任務的自我形象 (Martin et al., 2001a)，但它無法有效解釋提升學生學習成就的積極效果。至於在近年跨文化的研究中亦顯示，東方學生在學習上確實比較強調個人的努力與堅持 (Rao, Moely, & Sachs, 2000)，普遍具有努力投入學習就可以獲得成功的觀念 (程炳林, 2002)，因此學習投入對學生的重要性可能高於以保護自我能力為主的避免學習策略。另一方面，在護專學生艱難的內外科學習過程中，要瞭解人體整個生理、疾病、症狀與治療對策之間的關係，亦需耗費較長的時間以解決課業問題與精熟學習，並經常容易遭遇各種情境干擾因素或分心物，所以學習者個人對學習課業的專注與投入程度就顯的相當重要，因此相對於其他測量指標而言，精熟投入對學理成績的影響係數較大。

從研究設計本身而言，本研究係以受試者知覺難度較難及重要性較高的內外科學理測驗作為施測依據，因此個體對於課業完成容易產生不確定的心態，亦使個體對艱難的學習課業持續產生學習焦慮與欠缺控制感 (Weary & Edward, 1994)，而這種學習焦慮不但會干擾個體在學習過程中的內在學習動機、學習堅持與努力程度 (Thompson & Richardson, 2001)，並使個體具有較多的神經質反應與過度擔心的現象 (Edwards, Weary, & Reich, 1998)，學理成績即可能表現不佳。約科斯-道森法則 (Yerkes-Dodson Law) 亦可說明學習焦慮與個體成績表現兩者

之重要相關性，其中適度的學習焦慮可使個體具有較佳的表現程度，但困難的課業往往使個體感受到過度的學習焦慮而表現不佳。其中原因在於學習焦慮會使個體具有「過早的認知窄化」(premature cognitive narrowing)，使其侷限於狹窄的視野而缺乏解決問題的創造力，因此當個體以太過狹隘的角度面對學習困難時，即不容易解決眼前的困難而感到適應不良 (Norem, 2002)，因此艱難課業所引發的學習焦慮可能在模式中亦具有重要的影響效果。

至於本研究結果亦證實防禦性期望及防禦性反思對學習焦慮及精熟投入具有不同的作用效果。就先前的結果而言，過去研究以單一向度說明防禦性悲觀者相對於焦慮者，可藉由控制焦慮而轉變個體的學習動機，使其能對課業任務更加的投入，然而究竟是何種因素的作用效果卻未能釐清，因此在結果推論上即有其侷限。本研究將防禦性悲觀區分為兩種次要成份，不但區分防禦性反思及防禦性期望二種成份的效果差異外，亦可證實兩者對於學習焦慮、精熟投入之功能性亦不同，其中防禦性期望會擴增學習焦慮，減少精熟投入，對學理成績造成負面影響；防禦性反思則會抑制學習焦慮，增進精熟投入，有利於學理成績表現，符合 Martin 等人 (2001a)、Peres 等人 (2002) 等人的觀點。推論的原因為防禦期望是一種心理上的自我保護目標，個體雖主觀的降低自我期望，但卻欠缺實際的行動，因此對學習焦慮與學習投入欠缺實際的積極效果。其次，學習焦慮是因為期待而產生，而防禦期望的期待在於高度的避免學習失敗 (Martin et al., 2001b)，其本身不但欠缺一股積極進取的助力，也不會讓課業本身變的較為容易 (Norem & Chang, 2001)，因此假使個體預設低度的學習期望，或許可抒解部分壓力，但如果沒有進一步控制焦慮並投入學習，防禦期望極可能產生自驗預言的低度表現結果。至於防禦反思則是一種動機目標，能將個體的心理擔憂轉變成謹慎評估與真實的努力投入，因此可抑制擴增的焦慮並有助於最終的學習結果。此外，此研究結果亦可補充說明 Drexler (1995)、Thompson 和 Le Fevre (1999)、Zuckerman、Kieffer 和 Knee (1998) 等人的觀點，亦即他們認為防禦期望策略已事先降低自身期望，因此可維持個體內在動機並有助於任務的完成。然而這必須考量到防禦反思是否能適時發揮作用效果，否則防禦期望仍然可能會使個體陷入偏低期望的作用效果，最終的學習成果可能並無改善，因此防禦反思對於焦慮的個體更是一種積極的避免學習策略。

就高、低學業自尊兩組的模型比較而言，本研究證實 Dorman 等人 (2002)、



Martin 等人 (2001a)、Thompson 和 Le Fevre (1999) 的觀點，即不同學業自尊者在使用防禦性悲觀策略的必然性及徑路係數並不一致。另一個重要的發現在於防禦反思對於高、低學業自尊兩組的功能性並不一致，其中防禦反思對於整體觀察資料及高學業自尊組而言，其抑制焦慮的積極效果可以彰顯，而高分組的學習焦慮也不會對學理成績直接造成影響，然而對於低學業自尊組而言，防禦反思反而會增加學習焦慮。Schunk 和 Zimmerman (1998) 即認為學習焦慮具有自我混淆的作用，也會中斷個體的注意力與學習投入，然而當個體以較高的成功導向因應一份重要的學習課業時，他們會透過各種心理排練，以較多的認知與情意成份投入學習，如此就可減少自我混淆的作用 (Nurmi, Aunola, Salmela-Aro, & Lindroos, 2003)，因此多數受試者會藉由防禦反思以箝制學習焦慮，有較專心及穩定的情緒，並對學習課業更加投入，表現結果就可能比預估還要好 (Norem, 2002; Zuckerman et al., 1998)，而本研究甚至發現此現象在高學業自尊組的反應模式上更為明顯。然而對於低學業自尊組的受試者而言，一方面對學習任務的制握性偏低，對成功的不確定性也較高自尊組為高 (Weary & Edward, 1994)，另一方面對自我才能亦保持高度的懷疑，因此容易以避免失敗的心態因應重要的學習課業 (Martin et al., 2001b)，而其防禦反思策略的評估重點就在於如何避免負面的結果，注意力就無法集中在困難任務本身，而容易在問題解決的過程中造成個體情緒上的困擾 (Norem, 2002)，因此低自尊組的防禦反思策略可能無法箝制學習焦慮，反而會擴增思考負面結果所可能帶來的學習焦慮，並可能影響其後續的學習結果。

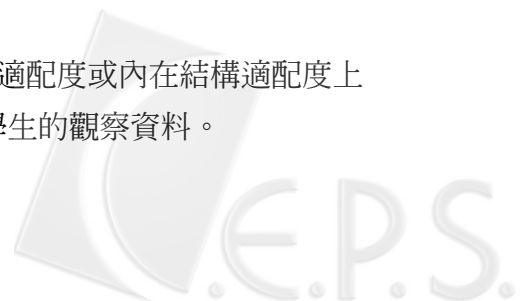
肆、結論與建議

綜上所述，本研究之結論及建議如下：

一、研究結論

(一) 就整體觀察資料而言

1. 本研究所建立的模式無論在基本適配度、整體適配度或內在結構適配度上皆具有可接受的品質，可適合用來解釋護專學生的觀察資料。



2. 防禦反思及防禦期望具有不同的作用效果及功能性，其中防禦反思可抑制學習焦慮而增進學理成績，並透過精熟投入而提升其學理成績；防禦期望則會增加受試者的學習焦慮而抑制學理成績表現。
3. 影響所有受試者學理成績的主要正向效果為精熟投入對學理成績的直接效果，主要負向效果則為防禦期望對學理成績的直接效果。

(二) 就高、低學業自尊組的觀察資料而言

1. 本研究以多重樣本同步分析的結果顯示，兩組模式在模式等同性及結構殘差的考驗上並無顯著差異，然而在結構參數的考驗上則達顯著差異，顯示本研究所建構的模式大致上可解釋高、低學業自尊組的行為模式，然而在徑路效果及方向性並不一致。
2. 就高、低學業自尊兩組而言，精熟投入對學理成績的直接效果為兩組模式主要的正向效果；高自尊組的主要負向效果為防禦期望對學理成績的直接效果，低自尊組的主要負向效果則為學習焦慮對學理成績的直接效果。
3. 高、低學業自尊兩組的防禦反思對學習焦慮的控制效果並不同，高自尊組的防禦反思會抑制學習焦慮，低自尊組的防禦反思則會擴增學習焦慮。至於防禦期望對學習焦慮、精熟投入及學理成績對兩組受試者皆具有負向效果。

二、研究建議

茲根據上述研究結果對護理教育與輔導人員提出下列建議：

- (一) 在處理層面上，學生學習失敗的積極效果在於讓學生對失敗能做積極性的歸因，因此教師輔導此類學生，應先瞭解學生的學習過程，透過適當的評估，在保護學生自我價值的前提下做歸因解釋，讓學生對課業表現具有自我接納的取向 (Thompson & Jonathan, 2003)。在成功個案的輔導過程中，教師應對學生說明努力在護理學習道路上的重要性，重視問題解決的技巧，以及強調課業完成與護理教學目標兩者的相關性，讓學生習慣以精熟的態度投入學習任務。在失敗個案的輔導過程中，教師應將個體的學習失敗明確的歸因於不適當的學習策略，是本身努力不夠所致，以減少個體歸因的不確定感 (Thompson, 2004)，這目的在保護學生能力價值與轉變學生



對於學習表現的解釋型態，讓學生能將努力歸因、積極態度與成功期望能重新連結，以減少學生面對學業困難時即主動降低成功期望的心態。

- (二) 在預防層面上，教師應減少學生對於學習結果歸因的不確定性，教師的第一步要幫助學生去瞭解影響自身學習的相關因子，幫助他們排除一些與課業學習無關的因素，讓學生能集中心力在問題解決上 (Thompson & Le Fevre, 1999)。其次，教師應減少不預期與過度艱澀的考試，以循序漸進的暴露療法，讓學生瞭解學習問題並正視本身的學習焦慮，再透過教師的指引，鼓勵學生對學習問題與可能的結果謹慎評估各種解決的法，如此可增加學生對學習焦慮的控制並提升課業完成的機率。另一方面亦可提醒學生一些學習技巧亦可減少受試者的學習焦慮，如當學生遇到無法立即回答的問題，則可先跳過再回頭作答，這能幫助學生重新獲得控制思考，並可避免想法的分散，也可以抑制一些面對學習困難時的負面情感情緒 (Schunk & Zimmerman, 1998)。
- (三) 在觀念層面上，教師應以精熟的態度與觀念從事護理教學工作，給予學生足夠的時間理解艱難的課業任務，讓學生養成精熟投入的學習習慣，有機會獲得學習成功的經驗，如此才能讓先前學習經驗不佳的學生能重拾學習自信。另應讓學生將擔心學業失敗轉變為未雨綢繆，鼓勵他們對學習課業多加準備，只要準備充分就有希望達成目標。至於教師在學生表現的評鑑上，只要有所進步，皆應給予正面肯定的機會，讓學生能引以為榮，培養以成功取向評估自己努力的習慣，不必因為害怕失敗而主動降低自己的學習期望。

三、研究限制

在研究限制部分，本研究主要以中南部五專護理科三年級學生為主，是否可推論至五專護理科其他年級、高職護理科、大學護理系或其他地區的學生，仍未定論。在學科限制上，學科難度、重要程度與學習策略密切相關，本研究以五專三年級課程安排中，重要且艱難的內外科學理評量為研究設計背景，未考慮其他科目的學習特性或實驗課程的評量，似不應在不同科目或實驗課程之間過度推論。至於本研究所指的學理成績是受試者的期中考學理成績，並非指綜合性的學習總成績或實驗成績，這在概念上應有所區別，另由於各校出題依據、答題方式

雖相似，但由於教學進度不同，考試範圍有所差異，因此本研究雖以標準分數減少資料蒐集上的誤差，但仍有待更理想的資料蒐集方式作為學理測量指標，這是未來研究可以努力改善的部分。在模式估計上，本研究為了讓模式在估計程序上具有可辨識性，以技術性的方式限制誤差變異的估計，雖可獲得所有估計參數的標準化係數，然而在研究結果的解釋上亦應有所保留，而後續研究一方面可針對此模式持續驗證外，另一方面亦可根據文獻增加重要變項或重新細列不同測量指標的因果徑路，以確認模式的穩定性。最後，本研究以採橫斷法考驗防禦性悲觀對內外科學習歷程因子的差別作用，未考慮其餘個人特質因素或環境因素對防禦性悲觀可能所造成的影響；未探討在不同結果回饋的操作下，防禦性悲觀策略的使用情形；以及防禦性悲觀在學習成功或失敗後，對往後策略採取的穩定情形？這皆是值得後續研究持續探討的相關議題，如此亦可豐富此類主題的實證研究成果。

針對本文之任何回應、回饋或意見，請直接聯繫：李介至，356 苗栗縣後龍鎮溪洲里砂崙湖 79-9 號，聯絡電話：037-726848，e-mail：lje64@yahoo.com.tw。

收件日期：2004 年 9 月 15 日

通過日期：2005 年 1 月 5 日



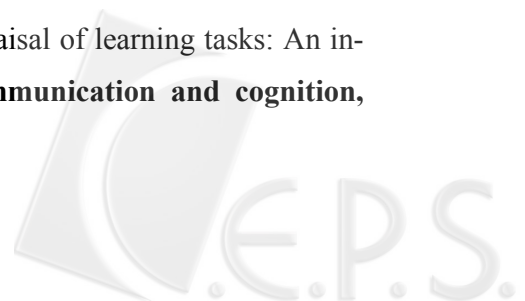
伍、參考文獻

一、中文部分

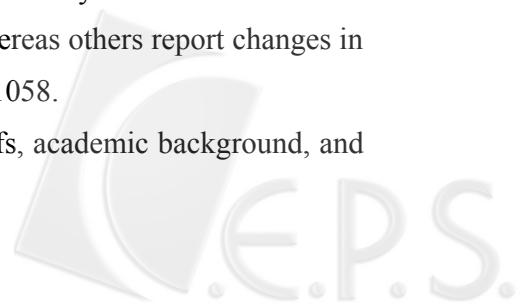
- 李介至 (2003)。班級教室結構對護理科學生成就目標導向、自我調節學習與學業成就之影響。《技術及職業教育學報》，7，85-98。
- 李介至 (2004)。護專學生的自我跛足策略及在教學上之啓示。《慈濟護理》，3 (2)，14-18。
- 李茂能 (2003)。圖解式結構方程模式軟體 AMOS 之簡介與應用。《國民教育研究學報》，11，1-39。
- 林清文 (2002)。線性結構方程統計軟體應用。發表於彰化師範大學輔導與諮商學系主辦，小型學術研討會。91年5月，彰化縣：國立彰化師範大學。
- 邱皓政 (2003)。結構方程式。台北：雙葉。
- 黃芳銘 (2004)。社會科學統計方法學-結構方程式。台北：五南。
- 許麗齡 (2001)。問題導向學習於護理教育上之應用。《護理雜誌》，48 (4)，31-36。
- 陳正昌、程炳林、陳新豐、劉子鍵 (2003)。多變量分析方法-統計軟體應用。台北：五南。
- 教育部統計處編 (2004)。中華民國教育統計。台北：教育部。
- 程炳林 (2002)。多重目標導向、動機問題與調整策略之交互作用。《師大學報：教育類》，47 (1)，39-58。
- 劉綦 (2003)。全面品質管理在護理教育之應用。《長庚護理》，14 (4)，396-401。

二、英文部分

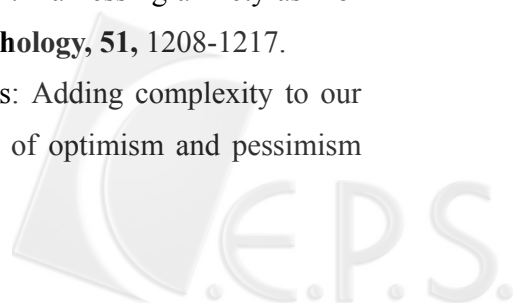
- Ainley, M. D. (1993). Styles of engagement with learning: Multidimensional assessment of their relationship with strategy use and school achievement. *Journal of Educational Psychology*, 85 (3), 395-405.
- Boekaerts, M. (1987). Individual differences in the appraisal of learning tasks: An integrative view on emotion and cognition. *Communication and cognition*, 20(2/3), 207-224.



- Brown, J. D., & Marshall, M. A. (2001). Great expectations: Optimism and pessimism in achievement settings. In E. C. Chang (Eds.), **Optimism & pessimism: Implications for theory, research, and practice** (pp.77-100). Washington, DC: APA.
- Coopersmith, S. (1967). **The antecedents of self-esteem**. San Francisco: W. H. Freeman.
- Covington, M. V. (1992). **Making the grade: A self-worth perspective on motivation and school reform**. NY: Cambridge University Press.
- Dahlback, O. (1990). Personality and risk-taking. **Personality and Individual Differences, 11**, 1235-1242.
- Drexler, L. P. (1995). The affective consequences of self-handicapping. **Dissertation Abstracts International, 33**(3), MAI998.
- Dorman, J. P., Adams, J. E., & Ferguson, J. M. (2002). Psychosocial environment and student self-handicapping in secondary school mathematics classes: A cross-national study. **Educational Psychology, 22**(5), 499-511.
- Edwards, J. A., Weary, G., & Reich, D. A. (1998). Causal uncertainty: Factory structure and relation to the big five personality factors. **Personality and Social Psychology Bulletin, 24**, 451-462.
- Elliot, A. J., & Church, M. A. (1997). A hierarchical model of approach and avoidance achievement motion. **Journal of Personality and Social Psychology, 72**, 218-232.
- Eronen, S., Nurmi, J., & Salmela-Aro, K. (1998). Optimistic, defensive pessimistic, impulsive and self-handicapping strategies in university environments. **Learning and Instruction, 8**, 159-177.
- Hair, J. F. Jr., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (1998). **Multivariate date analysis**. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Harter, S., & Whitesell, N. R. (2003). Beyond the debate: Why some adolescents report stable self-worth over time and situation, whereas others report changes in self-worth. **Journal of Personality, 71**(6), 1027-1058.
- House, J. D. (1997). The relationship between self-beliefs, academic background, and



- achievement of adolescent Asian-American students. **Child Study Journal**, **27**, 95-110.
- Martin, A. J., Marsh, H. W., & Debus, R. L. (2001a). Self-handicapping and defensive pessimism: Exploring a model of predictors and outcomes from a self-protection perspective. **Journal of Educational Psychology**, **93**(1), 87-102.
- Martin, A. J., Marsh, H. W., & Debus, R. L. (2001b). A quadripolar need achievement representation of self-handicapping and defensive pessimism. **American Educational Research Journal**, **38**(3), 583-610.
- Martin, A. J., Marsh, H. W., Williamson, A., & Debus, R. L. (2003). Self-handicapping, defensive pessimism, and goal orientation: A qualitative study of university students. **Journal of Educational Psychology**, **95**(3), 617-628.
- Meltzer, L., Reddy, R., Pollica, L. S., Roditi, B., Sayer, J., & Theokas, C. (2004). Positive and negative self-perceptions: Is there a cyclical relationship between teachers' and students' perceptions of effort, strategy use, and academic performance? **Learning Disabilities Research & Practice**, **19**(1), 33-45.
- Nicholls, J. G., & Miller, A. T. (1984). Reasoning about the ability of self and others: A developmental study. **Children Development**, **55**(6), 1990-1999.
- Norem, J. K. (2001). Defensive pessimism, optimism, and pessimism. In E. C. Chang (Eds.), **Optimism & pessimism: Implications for theory, research, and practice** (pp.77-100). Washington, DC: APA.
- Norem, J. K. (1996). **Cognitive strategies and the rest of personality**. Paper presented at the Midwestern Psychological Association, Chicago, IL.
- Norem, J. K. (2002). **The positive power of negative thinking**. New York: Basic Books.
- Norem, J. K., & Cantor, N. (1986). Defensive pessimism: Harnessing anxiety as motivation. **Journal of Personality and Social Psychology**, **51**, 1208-1217.
- Norem, J. K., & Chang, E. D. (2001). A very full glass: Adding complexity to our thinking about the implications and applications of optimism and pessimism



- research. In E. C. Chang (Eds.), **Optimism & pessimism: Implications for theory, research, and practice** (pp.347-367). Washington, DC: APA.
- Norem, J. K., & Illingworth, K. S. S. (1993). Strategy-dependent effects of reflecting on self and tasks: Some implications of optimism and defensive pessimist. **Journal of Personality and Social Psychology, 65**, 822-835.
- Nurmi, J. E., Aunola, K., Salmela-Aro, K., & Lindroos, M. (2003). The role of success expectation and task-avoidance in academic performance and satisfaction: Three studies on antecedents, consequences and correlates. **Contemporary Educational Psychology, 28**, 59-90.
- Peres, C., Cury, F., Famose, J., & Sarrazin, P. (2002). When anxiety is not always a handicap in physical education and sport: Some implications of the defensive pessimism strategy. **European Journal of Sport Science, 2**(1), 1-9.
- Pintrich, P. R. (2000). Multiple goals, multiple pathways: The role of goal orientation in learning and achievement. **Journal of Educational Psychology, 92**, 544-555.
- Rao, N., Moely, B. E., & Sachs, J. (2000). Motivational bellies, study strategies, and mathematics attainment in high- and low-achieving Chinese secondary school students. **Contemporary Educational Psychology, 25**, 287-316.
- Robert, V. K., & Daryle, W. M. (1970). Determining sample size for research activities. **Educational and psychological measurement, 30**, 607-610.
- Schunk, D. H., & Zimmerman, B. J. (1998). **Self-regulated learning from teaching to self-reflective practice**. New York: Guilford Press
- Spielberger, C. D., Gorsuch, R., & Lushene, R. (1970). **Manual for the state-trait anxiety inventory**. Palo Alto, California: Consulting Psychologist Press.
- Thompson, T., & Jonathan, H. (2003). Causal uncertainty, claimed and behavioral self-handicapping. **British Journal of Educational Psychology, 73**, 247-266.
- Thompson, T., & Le Fevre, C. (1999). Implications of manipulating anticipatory attributions on the strategy use of defensive pessimists and strategic optimists. **Personality and Individual Difference, 26**, 887-904.
- Thompson, T., & Richardson, A. (2001). Self-handicapping status, claimed

- self-handicaps and reduce practice effort following success and failure feedback. **British Journal of Educational Psychology**, **71**, 151-170.
- Thompson, T. (2004). Re-examining the effects of noncontingent success on self-handicapping behavior. **British Journal of Educational Psychology**, **74**, 239-260.
- Tice, D. M. (1991). Esteem protection or enhancement? Self-handicapping motives and attributions differ by trait self-esteem. **Journal of Personality and Social Psychology**, **60**(5), 711-725.
- Urduan, T. C., Midgley, C., & Anderman, E. M. (1998). The role of classroom goal structure in students' use of self-handicapping strategies. **American Educational Research Journal**, **35**, 101-122.
- Weary, G., & Edwards, J. A. (1994). Individual differences in causal uncertainty. **Journal of Personality and Social Psychology**, **67**, 308-318.
- Yamawaki, N. N., Tschanz, B. T., & Feick, D. L. (2004). Defensive pessimism, self-esteem instability, and goal strivings. **Cognition & Emotion**, **18**(2), 233-250.
- Zuckerman, M., Kieffer, S. C., & Knee, C. R. (1998). Consequences of self-handicapping: Effects on coping, academic performance, and attainment. **Journal of Personality and Social Psychology**, **74**, 1619-1628.



Evaluating the Effect of Nursing College Students' Defensive Pessimist on Learning Anxiety and Master Involvement

Jie-Zhi Lee

Jen-Te Junior College of Medicine, Nursing, and Management

According to self-worth theory and the characteristic of nursing education, this study attempted to build a path model including defensive pessimist, learning anxiety and master involvement. Data were collected from 411 students and analyzed by structural equation modeling and simultaneous analysis of several groups. The results of this study were as follows: (1) The research model fitted the observed data well. (2) Relative to low academic self-esteem, high academic self-esteem subjects using defensive reflectivity restrained learning anxiety and involved more effort to get higher grade. Implications for theory, practice and research are discussed.

Key words: nursing college students, defensive pessimist, learning anxiety, master involvement.

