

# 環境目標結構與控制- 價值信念對學業情緒之效果\*

林 宴 瑛  
國立臺灣師範大學  
教育心理與輔導學系

程 炳 林  
國立成功大學  
教育研究所

情緒對於學習十分重要，但相較於認知與動機，學業情緒仍未被廣泛探討。基於此，本研究目的如下：(1) 考驗本研究所建構的「正/負向情緒控制-價值模式」是否受到觀察資料的支持；(2) 分析環境目標結構對控制-價值信念的效果，及其透過控制-價值信念對學業情緒之間接效果；(3) 驗證期望-價值理論主張之價值對於動機歷程影響較期望為大之論點。為完成上述研究目的，本研究抽取台灣地區 635 名國中生，接受「學業情緒量表」、「環境目標結構量表」與「控制-價值信念量表」的測量。所蒐集資料以結構方程模式、模式比較法進行分析。研究結果顯示：(1) 正/負向情緒控制-價值模式具有理想的整體適配度與內在品質，適合用來解釋國中生的資料。(2) 環境目標結構對控制-價值信念具有直接效果，並透過控制-價值信念對學業情緒產生間接效果。(3) 工作價值對正向情緒的效果要比自我效能對正向情緒的效果大；兩者對負向情緒的效果則無不同。本研究根據研究結果在理論及實務上的涵義進行討論，並提出未來研究之建議。

**關鍵詞：**控制-價值信念、學業情緒、環境目標結構

學生在學習的過程中有各種不同的情緒感受，但除了考試焦慮外，在成就脈絡下的學業情緒 (academic emotions) 卻大多被研究者所忽略。事實上，學業情緒具有多樣性，其層面涵蓋學生在學校中經驗到的所有成就情緒，不只包含與成敗攸關的情緒，也包括教學及學習歷程中所產生的情緒 (Pekrun, Goetz, Titz, & Perry, 2002)。此外，學業情緒和學習動機、成就間亦具有密切關聯。例如：情緒能誘發與維持對學習材料的興趣 (Krapp, 2005)、影響注意歷程與認知資源的使用 (Meinhardt & Pekrun, 2003)、促進或抑制學生自我調整學習策略的使用 (Pekrun et al., 2002)，進而影響學習表現。由此可知，情緒對於學習十分重要。雖然近十年來以學業情緒為主題的研究陸續增加 (Pekrun, Elliot, & Maier, 2006)，但相較於認知與動機，學業情緒仍未被廣泛探討。因此，本研究欲就學業情緒進行深入探討。

---

\* 本篇論文通訊作者：林宴瑛，通訊方式：shrimp@alumni.ecu.edu.tw。

基於情緒在成就情境的重要性，了解何種因素影響學業情緒亦顯得相對重要。Pekrun 等人（2002）認為基因傾向（genetic disposition）、生理運作（physiological processes）與認知評估（cognitive appraisals）是影響情緒的主要因素，但前兩者超越教育者可控制的範圍，而認知評估則受環境所形塑。若能了解環境與認知評估間的關聯，或許有助於教育者改善教學品質。基於此，Pekrun 等人整合期望-價值理論與歸因理論，提出學業情緒的「控制-價值理論」（control-value theory）。該理論主張與控制和價值相關的認知評估是影響學業情緒的主要變項，而環境中的因素，如課室教學品質、重要他人信念等，則會影響個人的控制感與價值評估。換言之，環境會透過控制與價值信念對學業情緒產生間接影響。

然而，上述理論少有實證研究之支持。Pekrun 等人（2006）以大學生為對象，將學業情緒區分為享受、無聊、生氣、希望、焦慮、無望、驕傲、羞愧八種，探討其所持有的目標導向與學業情緒間的關連。研究結果顯示目標導向可以預測大學生的學業情緒。然而，目標導向屬於認知評估之一種，此研究直接關注認知評估與學業情緒間的關連，而未考量環境變項之影響。國內研究方面，黃豐茜（2010）則將環境變項納入考量，其研究發現國中生的環境目標結構會透過目標導向對學業情緒產生間接效果。其研究之環境變項同時以教師目標、同儕目標與家庭目標作為觀察指標，並未檢視家庭與學校各別對控制-價值變項及學業情緒之影響。

此外，Pekrun 等人（2002）強調情緒研究的重點應置於學生如何經由社會與學校環境來形成與情緒有關之評估，因此學業情緒應具有領域特定之特性。Goetz、Frenzel 與 Hall（2007）即根據學業情緒領域特定之假設，檢視國中生在數學、物理、德文及英文課所經歷各種學業情緒（包括喜悅、驕傲、焦慮、生氣與無聊）之間的關聯性。研究結果發現：各種情緒介於領域之間的關聯性微弱且不一致，說明學業情緒確實具備領域特定性。基於此，本研究選定國中數學科為特定領域，除驗證 Pekrun 等人所提出之控制-價值模式外，並探討環境目標結構、控制-價值信念與各種學業情緒之間的關係，是為本研究主要目的。

## 一、學業情緒之內涵

學業情緒是指學生在成就情境中，經由認知評估所產生與課業學習有關的所有情緒。因此，學業情緒具有多樣性，是由多種情緒所組成，不只包含與成敗攸關的情緒，也包括學生在教學及學習歷程中所產生的各種情緒（Pekrun et al., 2006）。然而，過去與學業情緒有關的研究多著重在「焦慮」，鮮少探討其他情緒，而且也僅止於單一情緒的探討，少有多種情緒整合的實徵性研究。

有關學業情緒之分類與種類，傳統上採用正、負向價（valance）之二分法（Linnenbrink & Pintrich, 2002）。Pekrun 等人（2002）的研究則發現學生的情感生活是由多種情緒所組成，各種不同情緒除了依據正、負向區分外，亦可依活化（activation）面向之激發（activate）或抑制（deactivate）加以分類。因此，學業情緒可以區分為正向激發（如：喜悅、希望、驕傲）、正向抑制（如：放鬆）、負向激發（如：生氣、焦慮、羞愧）與負向抑制（如：無望、無聊）四類。李俊青（2007）的研究即採用上述分類，編製英語科學業情緒量表，除原有 Pekrun 等人所提之種類外，另根據質性訪談結果，加上緊張、害怕與沮喪三種情緒。

除了上述分類法，Pekrun 等人（2006）另提出他種分類法，以關注焦點（object focus）代替活化面向，則情緒可以區分為與活動相關（activity-related）之情緒（如：喜悅、無聊、生氣）及與結果相關（outcome-related）之情緒。其中，與結果相關之情緒又可依據時間區分為未來

(prospective) 與過去 (retrospective)。未來結果的情緒包含希望、焦慮與無望；過去結果的情緒則包含驕傲與羞愧。

實徵研究方面，李俊青 (2007) 針對學業情緒的分類，建構二階的學業情緒驗證性因素分析模式。其模式以正向激發、正向抑制、負向激發、負向抑制為第一階因素；以正向情緒、負向情緒為第二階因素。研究結果顯示，理論模式與觀察資料有理想的適配度，適合用來解釋國中生資料。綜觀其研究雖同時包含「價×活化」與「正、負向價」之分類，但仍以「正、負向價」作為學業情緒的最大分類。因此，本研究採用情緒的傳統分類，將學業情緒區分為與正向與負向兩類。情緒種類方面，本研究參考 Pekrun 等人 (2002) 與 Pekrun 等人 (2006) 所提出之情緒，採用喜悅、驕傲與放鬆等正向情緒；負向情緒為生氣、焦慮、羞愧、無望、無聊與沮喪。其中，Pekrun 等人所提出之「希望」類似於自我效能的測量，故本研究未加以採用。

## 二、控制-價值信念與學業情緒之關係

Pekrun 等人 (2002) 的控制-價值理論認為「控制」與「價值」是學生用以評估學業情緒的主要來源。「控制」是指個人對其行動與結果知覺之影響力；「價值」則是指學生對其行動與結果主觀珍視的程度 (Pekrun, Goetz, Daniels, Stupnisky, & Perry, 2010)。換言之，當學生知覺可以或無法控制對他們而言是重要的學習活動及結果時，則會經驗到各種不同的情緒。

從理論觀點來看，控制與價值皆可包含於期望-價值理論中。依據期望-價值理論，期望包含個人對本身能力的信念，對成功及失敗的期望及對表現結果的控制感 (Eccles & Wigfield, 2002)。自我效能與控制理論皆以期望作為基礎。價值是指學習者為何從事某項特定工作的理由 (Eccles & Wigfield)。內在動機、興趣與目標理論則是以價值作為基礎。實徵研究發現，期望成分中的自我效能 (self-efficacy) 與價值成分中的工作價值 (task value) 是預測學習策略與表現最有力的變項 (程炳林、林清山, 2002)。因此，本研究以自我效能及工作價值作為控制-價值信念之變項，用來預測學生學習時所經驗之情緒。其中，自我效能是指在特定領域中，個人對於表現能力的信念；工作價值則是指學生從事一項工作的理由及對該工作重要性、興趣及效用之信念 (Eccles & Wigfield, 2002)。

有關控制-價值信念與學業情緒關係的實徵研究，Pekrun 等人 (2006) 發現目標導向可以預測大學生的學業情緒。國內研究方面，黃豐茜 (2010) 同樣發現目標導向可以預測國中生的學業情緒。上述研究結果說明認知評估與學業情緒間具有重要關聯，但卻少有研究探討自我效能、工作價值與學業情緒間的關係。以自我效能研究而言，多數探討其與學業表現間的關係 (Williams & Williams, 2010)；探討自我效能與學業情緒關聯之研究則為少數。Bandalos、Yates 與 Thorndike-Christ (1995) 以大學學生為對象的研究中，發現自我效能可以負向預測統計學的考試焦慮。至於工作價值的研究，多探討工作價值與動機變項 (如：成就目標、選擇、興趣) 間的關係 (Hulleman, Durik, Schweigert, & Harackiewicz, 2008)，而缺少其與學業情緒關聯之研究。

因此，根據期望-價值理論主張期望與價值信念能正向預測學習動機與表現 (Eccles, 1983; Pintrich & Schunk, 2008)，及過去有關控制-價值信念與學業情緒關係的實徵研究，本研究預期自我效能與工作價值能正向預測正向學業情緒；負向預測負向學業情緒。另外，期望-價值理論亦主張價值對於動機歷程影響較大；期望則主要影響學業成就，本研究針對此一論點加以驗證，並預期工作價值對於學業情緒的重要性大於自我效能。

### 三、環境目標結構與控制-價值信念之關係

依據控制-價值理論，環境中重要的因子會影響個人控制感與價值的評估，Pekrun 等人（2002）提出重要的環境變項包括五大類：第一類為課室教學的品質面向；第二類為對學生學習的自主性支持或控制；第三類為藉由重要他人、教育目標結構、課室互動結構傳達給學生的期望與價值；第四類為成就的回饋與結果；最後一類則是在學業互動中的社會關係與支持。綜覽上述各項因素，第一、二類指課室中教師傳達予學生之訊息；第三、四、五類則除了教師外，亦加入重要他人傳達給學生的訊息理念與回饋。因此，上述各項因素皆可包含於環境目標結構中。所謂環境目標結構是指學習者在學習環境中接收有關成就行為之目的與理由的訊息（Midgley, Arunkume, & Urden, 1996）。本研究即以環境目標結構當作控制-價值理論中的環境變項。此外，對國中生而言，重要的學習環境大致可區分為課室與家庭兩面向（吳靜吉，2002），藉由教師與父母傳達重要訊息予學生。因此，本研究以課室目標結構與家庭目標結構作為環境目標結構之代表。

課室目標結構是指學習者於學習情境中，對教師營造學習氣氛所強調重點的主觀知覺（Ames, 1992）。當教師於課室中所傳達的訊息清楚明確時，會形成特殊的目標結構，經由學生主觀的認知與詮釋，進而影響學生的學習行為（Ames & Archer, 1988）。本研究採用基準目標理論（normative goal theory）的二分法，將課室目標區分為精熟目標結構（mastery goal structure）與表現目標結構（performance goal structure）兩種。課室精熟目標傳達給學生的訊息為：學習的重點不在於與他人相比較，學生本身的努力用功是重要的，只要努力就能進步、成功。相對的，課室表現目標結構所傳達給學生為：成功意味著獲得酬賞或證明自己優於他人，因此強調學生間彼此能力比較（Ames & Archer, 1988）。

影響學生學習信念的，除了課室外，最重要的就是家庭。父母可以透過對於孩子成功或失敗的反應，傳達他們對成功的看法，進而影響孩子的信念、感覺及行為（Nelson, Hrudu, & Midgley, 2000）。家庭目標結構如同課室目標結構，可以區分為二：家庭精熟目標（home mastery goal）指學習者感覺到父母對自己的學習期望是強調努力、智能發展及有意義的學習；家庭表現目標（home performance goal）是指學習者感覺到父母期望自己在學習上勝過他人、向他人證明自己的能力，並以考試成績的高低來決定他們對於自己的評價（Midgley & Urden, 2001）。

實徵研究方面，過去有關課室目標結構的研究發現，若學習者知覺課室目標為表現目標結構，會增強其挫折與不滿感，並降低其學業自我效能；若知覺為精熟課室目標結構，則會提升其學業自我效能、對學校的正向情感、歸屬感與對工作的內在興趣（Ames, 1992）。相較於課室目標結構，探討家庭目標的研究相對較少，大多研究將家庭目標與課室目標合併為環境目標結構（楊岫穎，2003；簡嘉菱，2009），其中，簡嘉菱以國中生為對象的研究顯示，環境精熟目標與環境表現目標對自主感、勝任感與聯繫感等心理需求皆具有正向效果。單獨探討家庭目標結構與自我效能、工作價值信念關聯之研究更為少數。本研究推測表現家庭目標結構不一定如表現課室目標結構般，對自我效能、工作價值存在不適應的效果，其對控制-價值變項的效果亦可能為適應性的。因此，家庭目標結構對自我效能與工作價值的效果為本研究所欲進一步探討與釐清的重點之一。

## 四、研究目的與假設

綜合前述，本研究欲檢驗 Pekrun 等人（2002）的控制-價值理論，並以數學科為特定領域，採結構方程模式（structural equation modeling, SEM）的方法，在考量學業情緒的多樣性及和學業情緒動機間的密切關聯後，建構一個包含課室目標、家庭目標、自我效能、工作價值與與多種學業情緒的控制-價值模式。本研究的目的有以下三項：（一）考驗本研究所建構的「正/負向情緒控制-價值模式」與觀察資料的適配度；（二）分析學生知覺的環境目標結構對控制-價值信念的效果，及其透過控制-價值信念對學業情緒之間接效果；（三）驗證期望-價值理論主張之價值對於動機歷程影響較期望為大之論點。

針對研究目的一，本研究根據控制-價值理論與實徵研究結果（Pekrun et al., 2002; Pekrun et al., 2006），假設本研究所建構的學業情緒控制-價值模式將受到觀察資料的支持。就研究目的二，根據過去理論與研究發現（Ames, 1992; Eccles & Wigfield, 2002; Pekrun et al., 2002），本研究認為課室目標與家庭目標可以預測自我效能與工作價值；自我效能與工作價值能預測正、負向學業情緒；課室目標與家庭目標則能透過自我效能與工作價值間接預測正、負向學業情緒。就研究目的三，根據期望-價值理論與實徵發現（Eccles, 1983; Pintrich & Schunk, 2008），本研究預測工作價值對學業情緒之效果比自我效能對學業情緒之效果大。

## 方 法

### 一、研究對象

本研究以國中學生為研究對象，共抽取二批樣本。第一批樣本用以分析本研究自編量表之信、效度，第二批樣本用來考驗研究假設。第一批樣本方面，本研究採用叢集抽樣，自台灣北、中、南三區抽選 3 所國中、8 個班級，刪除少數作答不完整的受試者後，有效樣本人數是 259 人。其中，北部 99 人，中部 66 人，南部 94 人。在第二批樣本上，本研究同樣以叢集抽樣法，自台灣北部抽取 3 所學校、7 個班級、共 217 人；中部抽取 2 所學校、6 個班級、共 186 人；南部抽取 2 所學校、6 個班級、共 232 人。其中，男生 309 人，女生 326 人；國一 216 人，國二 277 人，國三 142 人，總計 635 人。

### 二、研究變項的測量

#### （一）學業情緒

學業情緒量表是本研究依據 Pekrun 等人（2002）所提出之控制-價值理論與學業情緒定義，並參考 Pekrun、Goets 與 Perry（2005）的「成就情緒量表」(Achievement emotions questionnaire, AEQ) 及李俊青（2007）的「學業情緒量表」所編製而成，以數學科為特定領域，用來測量國中生的學業情緒。該量表共分喜悅、驕傲、生氣、焦慮、羞愧、無望、無聊、沮喪與放鬆九個分量表。九個分量各有 5 題，共計 45 題，採用 Likert 六點量表形式作答。受試者得分愈高，表示所持有該種學

業情緒愈強。本量表編製完成後，即以 259 名國中生為樣本進行預試，據以分析量表的信、效度。經探索式因素分析後，九個分量表共保留 42 題。

刪題後的項目分析及信、效度分析說明如下：在項目分析方面，各題與刪除該題後分量表總分的相關係數介於 .57~.91 之間。在因素分析方面，本量表以主軸法抽取因素、最小斜交法進行轉軸。分析結果顯示共可抽取九個因素，分別為因素一的無聊、因素二的羞愧、因素三的放鬆、因素四的生氣、因素五的焦慮、因素六的無望、因素七的驕傲、因素八的喜悅及因素九的沮喪。全量表 42 個題目在其所屬因素上斜交轉軸後之組型負荷量絕對值介於 .44~.90 之間；共同性介於 .58~.90 之間，而九個因素共可解釋全量表 42 個題目總變異量的 74% 左右。信度分析方面，喜悅、驕傲、生氣、焦慮、羞愧、無望、無聊、沮喪與放鬆九個因素的內部一致性 Cronbach  $\alpha$  係數為 .95、.91、.95、.85、.91、.92、.96、.91 與 .93。

本研究以第二批樣本 ( $N=635$ ) 對「學業情緒量表」進行驗證性因素分析 (confirmatory factor analysis, CFA)。結果顯示因素模式與觀察資料可以適配： $\chi^2(783, N=635) = 2899.35, p < .05; RMSEA = .065, GFI = .82, CFI = .98, IFI = .98$ 。學業情緒量表的 42 個測量指標的因素負荷量介於 .64~.95 之間，單一項目信度介於 .40~.91 之間，喜悅、驕傲、生氣、焦慮、羞愧、無望、無聊、沮喪、放鬆九個因素的組成信度分別為 .96、.92、.95、.81、.89、.93、.95、.90 與 .92，前述九個因素的平均變異抽取量分別為 .81、.74、.78、.52、.62、.72、.79、.65 與 .73。

## (二) 環境目標結構

本研究以林宴瑛 (2006) 的「課室目標結構量表」中的「趨向精熟課室目標」與「趨向表現課室目標」分量表及李俊青 (2007) 的「環境目標結構量表」中的「家庭精熟目標」與「家庭表現目標」分量表來測量國中生在數學科目學習所知覺的環境目標結構。課室目標結構部分，兩分量表各為 6 題，為 Likert 六點量表。林宴瑛以 479 名國中生進行探索式因素分析，研究結果顯示：「趨向精熟課室目標」與「趨向表現課室目標」斜交轉軸後之組型負荷量絕對值介於 .58~.88 之間，共同性介於 .39~.71 之間；兩分量表的內部一致性  $\alpha$  係數 ( $N=479$ ) 分別為 .78 與 .75。家庭目標結構方面，兩分量表亦各為 6 題，為 Likert 六點量表。李俊青以 641 名國中生為受試者進行分析，結果顯示：「家庭精熟目標」與「家庭表現目標」斜交轉軸後之組型負荷量絕對值介於 .46~.88 之間，共同性介於 .46~.70 之間；兩分量表的內部一致性  $\alpha$  係數 ( $N=479$ ) 分別為 .87 與 .88。

本研究以第二批樣本 ( $N=635$ ) 對「環境目標結構量表」進行驗證性因素分析。分析結果顯示因素模式與觀察資料可以適配： $\chi^2(246, N=635) = 695.23, p < .05; RMSEA = .054, GFI = .97, CFI = .94, IFI = .94$ 。環境目標結構量表的 24 個測量指標的因素負荷量介於 .54~.90 之間，單一項目信度介於 .32~.81 之間，課室精熟目標、課室表現目標、家庭精熟目標、家庭表現目標四個因素的組成信度分別為 .89、.82、.92 與 .93，平均變異抽取量分別為 .59、.44、.67 與 .70。

## (三) 控制-價值信念

本研究以吳靜吉與程炳林 (1992) 所修編的「激勵的學習策略量表」(MSLQ) 中的「自我效能」與「工作價值」分量表來測量國中生的控制價值信念，兩分量表的題數分別為 5 題與 6 題。依據吳靜吉與程炳林以國中生為對象的驗證性因素分析結果顯示，「自我效能」分量表的因素模式與觀察資料為適配： $\chi^2(5, N=921) = 10.72, p > .05; AGFI = .99, RMR = .04$ ，組成信度與平均變異抽取量則分別為 .83 與 .49。「工作價值」量表的因素模式與觀察資料亦為適配： $\chi^2(6, N=921)$

$= 7.47, p > .05$ ;  $AGFI = .99, RMR = .03$ 。「工作價值」三個因素（興趣、重要、效用）的組成信度為 .80、.63 與 .67；平均變異抽取量則分別為 .66、.46、.51。

本研究以第二批樣本 ( $N = 635$ ) 對「自我效能」與「工作價值」分量表進行驗證性因素分析。「自我效能」分量表分析結果顯示因素模式與觀察資料適配： $\chi^2(5, N = 635) = 17.07, p < .05$ ;  $RMSEA = .061, GFI = .99, CFI = 1.00, IFI = 1.00$ 。自我效能分量表的 5 個測量指標的因素負荷量介於 .77~.93 之間，單一項目信度介於 .59~.86 之間，其組成信度與平均變異抽取量則分別為 .94 與 .75。「工作價值」分量表分析結果顯示因素模式與觀察資料可以適配： $\chi^2(6, N = 635) = 71.85, p < .05$ ;  $RMSEA = .13, GFI = .96, CFI = .98, IFI = .98$ 。工作價值分量表的 6 個測量指標的因素負荷量介於 .76~.95 之間，單一項目信度介於 .58~.90 之間，三個因素的組成信度分別為 .92、.91 與 .77，平均變異抽取量分別為 .87、.84 與 .63。

### 三、模式架構

本研究依據控制-價值理論 (Pekrun et al., 2002) 建構學業情緒控制-價值模式，研究模式如圖 1 與圖 2。根據圖 1 與圖 2，學業情緒控制價值模式共包含 7 個潛在變項，其中 4 個為潛在自變項，分別為課室精熟目標、課室表現目標、家庭精熟目標與家庭表現目標。每個潛在自變項依 Bandelos (2002) 建議的小包法，將單數題與偶數題各別加總平均為 2 個測量指標。潛在依變項方面則有：自我效能、工作價值與正/負向情緒。自我效能變項同樣以小包法，分成單數與偶數題 2 個測量指標。工作價值則依據興趣、重要與效用三個因素分為 3 個測量指標。至於情緒變項方面，首先，由於環境目標結構與控制價值信念可能各自與正、負向情緒有不同的組型關係與歷程，因此本研究參考 Niemiec、Ryan 與 Deci (2009) 的資料處理方式，將正向與負向情緒分成兩個不同模式。因此，本研究之研究模式共有二個，分別為圖 1 的正向情緒控制-價值模式與圖 2 的負向情緒控制-價值模式。其次，雖然 Pekrun 等人 (2002) 強調學業情境中「個別」(discrete) 不同種類的學業情緒，但本研究考量各種學業情緒間具有高相關，如 Pekrun 等人 (2006) 的研究結果顯示，各種學業情緒間的相關皆達顯著，其絕對值介於 .21~.87 之間，因此本研究將喜悅、驕傲與放鬆當成正向情緒此一潛在變項的 3 個測量指標；生氣、焦慮、羞愧、無望、無聊、沮喪則為負向情緒此一潛在變項的 6 個測量指標。然而，為顧及學業情緒的「個別」觀點，本研究在進行變項的效果分析時，亦會針對控制-價值信念與環境目標結構對個別情緒的效果進行說明。

變項關係方面，本研究假定環境目標結構對控制-價值信念具有直接效果；控制-價值信念則對學業情緒具有直接效果。另外，本研究假定課室精熟目標與課室表現目標具有相關；家庭精熟目標與家庭表現目標具有相關；自我效能之殘差與工作價值之殘差具有相關。

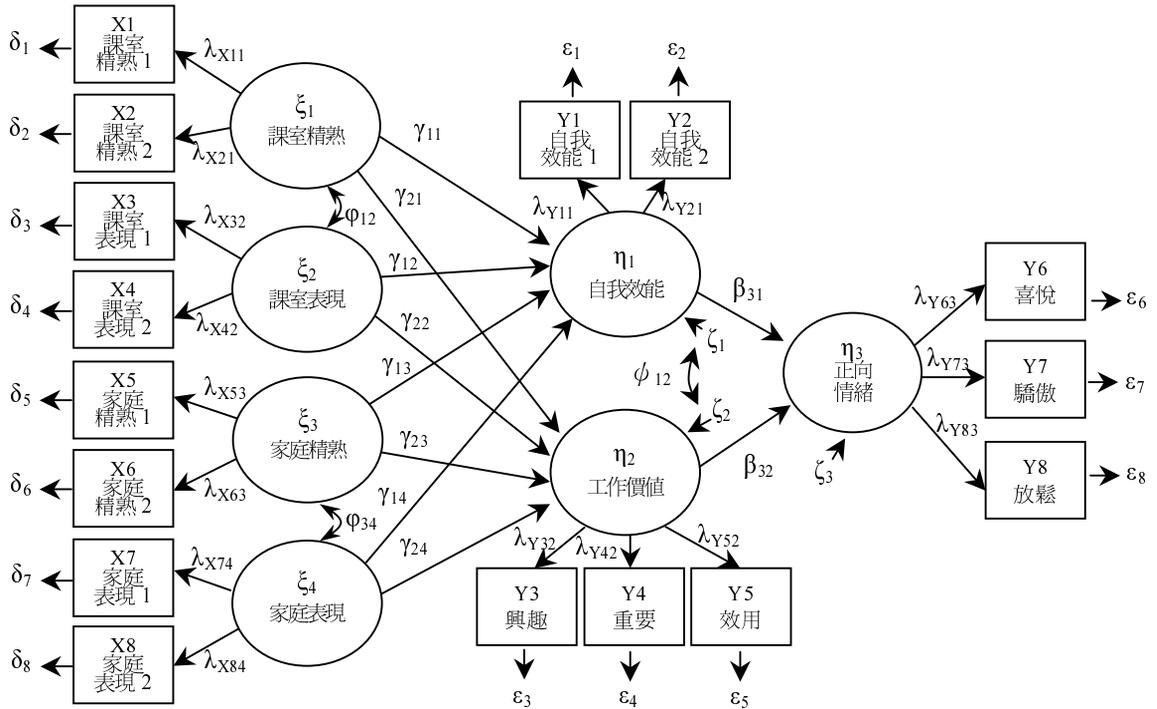


圖 1 正向情緒控制-價值模式

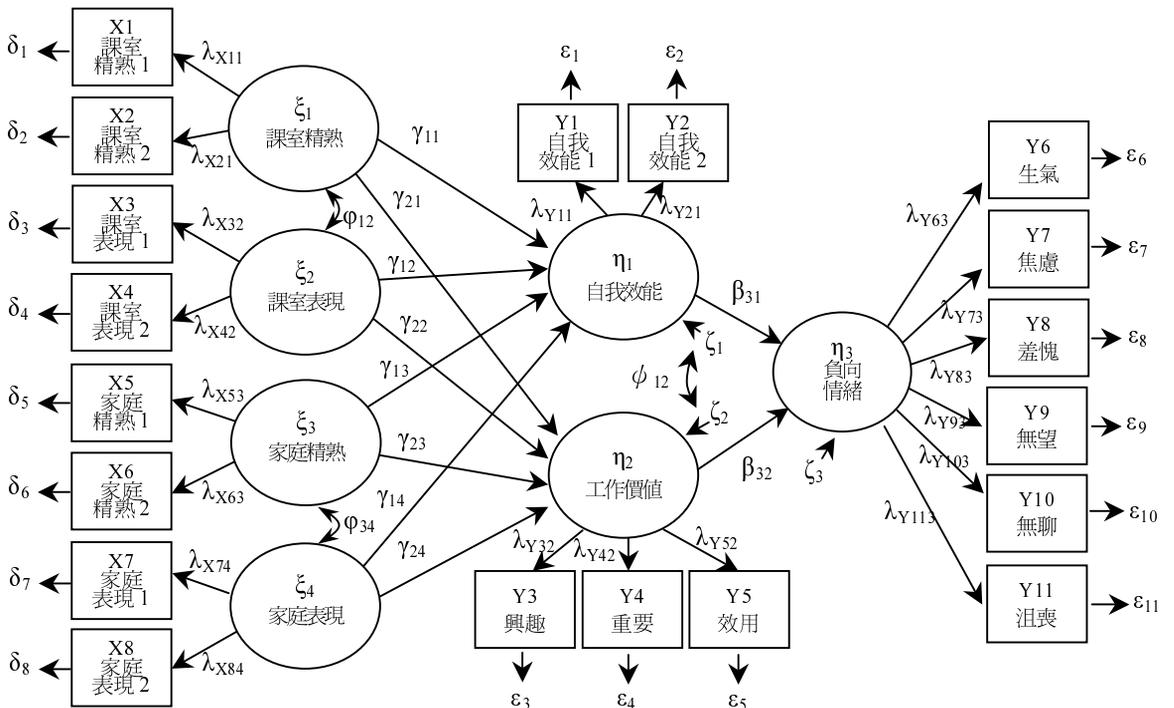


圖 2 負向情緒控制-價值模式

#### 四、資料處理

本研究以 Jöreskog 與 Sörbom (2001) 的 PRELIS2.51 和 LISREL8.51 進行理論模式的考驗與比較。由於資料並未符合多變項常態分配的假設 (Jöreskog & Sörbom, 1999),  $\chi^2 (2, N = 635) = 1489.333, p < .05$ , 所以本研究以加權最小平方法 (weighted least-squares, WLS) 作為參數估計與模式適配度考驗的方法。統計分析的顯著水準定為 .05。

在模式適配度的評鑑方面, 本研究以整體模式適配度評量模式的外在品質, 以內在結構適配度評量模式的內在品質。就整體模式適配度的評鑑而言, 可區分為絕對適配指標 (absolute fit indices) 與相對適配指標 (relative fit indices) 兩種 (陳正昌、程炳林、陳新豐、劉子鍵, 2003)。本研究以「 $RMSEA < .08$ 、 $GFI > .90$ 、 $AGFI > .90$ 」為理論模式的絕對適配標準; 以「 $NFI$ 、 $NNFI$ 、 $CFI$ 、 $IFI$  皆大於 .90」為模式的相對適配標準。內在結構適配標準方面, 本研究以「所估計因素負荷量皆達顯著水準」、「個別指標信度 (individual item reliability)  $> .45$ 」、「潛在變項組成信度 (composite reliability)  $> .60$ 」及「平均變異抽取量 (average variance extracted)  $> .50$ 」此四項指標作為評鑑標準。此外, 本研究也採用模式比較法 (model comparison approach) 分析  $\beta_{31}$  與  $\beta_{32}$  之差異 (Jöreskog & Sörbom, 1993), 以比較自我效能與工作價值對學業情緒效果之差異。

### 結 果

表 1 為受試者在各變項上的平均數、標準差以及變項間之交互相關係數。由表 1 可知: 課室、家庭精熟目標與控制-價值信念、正向情緒間皆為正相關, 與負向情緒之生氣、無望與無聊為負相關; 課室表現目標與所有負向情緒皆為正相關, 與喜悅、放鬆為負相關; 家庭表現目標與自我效能、正向情緒之驕傲、負向情緒之焦慮、羞愧、無聊、沮喪皆為正相關。自我效能、工作價值與所有正向情緒皆為正相關; 與負向情緒皆為負相關; 唯工作價值與羞愧、沮喪相關未達顯著。學業情緒間彼此相關多達顯著, 唯羞愧與喜悅、驕傲、生氣間的相關未達顯著。

表 1 受試者在各變項上的平均數、標準差以及變項間之交互相關係數 ( $N = 635$ )

變項	<i>M</i>	<i>SD</i>	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.	11.	12.	13.	14.	15.
1. 課室精熟	4.52	1.04	1														
2. 課室表現	3.17	1.10	-.21*	1													
3. 家庭精熟	4.28	1.20	.38*	-.03	1												
4. 家庭表現	3.29	1.33	.02*	.34*	-.42*	1											
5. 自我效能	3.54	1.33	.19*	-.04	.11*	.09*	1										
6. 工作價值	3.72	1.35	.28*	-.07	.20*	.05	.71*	1									
7. 喜悅	2.84	1.37	.33*	-.17*	.20*	-.02	.53*	.70*	1								
8. 驕傲	3.09	1.44	.23*	-.03	.15*	.09*	.69*	.65*	.60*	1							
9. 生氣	2.50	1.44	-.29*	.27*	-.14*	.05	-.40*	-.52*	-.54*	-.37*	1						
10. 焦慮	2.62	1.28	-.08	.16*	-.00	.14*	-.27*	-.17*	-.24*	-.18*	.40*	1					
11. 羞愧	2.49	1.23	-.02	.14*	.03	.19*	-.13*	.02	-.04	.01	.06	.53*	1				
12. 無望	2.46	1.42	-.23*	.20*	-.15*	.05	-.61*	-.57*	-.49*	-.47*	.64*	.37*	.26*	1			
13. 無聊	2.93	1.62	-.26*	.25*	-.17*	.12*	-.41*	-.56*	-.62*	-.39*	.69*	.31*	.11*	.69*	1		
14. 沮喪	2.21	1.19	-.01	.17*	.06	.13*	-.21*	.07	-.17*	-.09*	.26*	.61*	.63*	.41*	.28*	1	
15. 放鬆	3.45	1.46	.27*	-.13*	.18*	-.01	.56*	.56*	.63*	.57*	-.50*	-.40*	-.19*	-.52*	-.52*	-.31*	1

\* $p < .05$

性別在各變項平均數差異情形如下：男、女生在正向學業情緒之平均數向量上沒有顯著差異，Hotelling  $T^2 = 5.70$ ， $p > .05$ ；在負向學業情緒之平均數向量上有顯著差異，Hotelling  $T^2 = 24.49$ ， $p < .05$ ， $\eta^2 = .04$ 。本研究以 95%同時信賴區間進行差異比較，顯示男生的生氣情緒 ( $M = 2.65$ ) 高於女生 ( $M = 2.36$ )；女生的羞愧與沮喪情緒 ( $M = 2.62$ 、 $2.33$ ) 高於男生 ( $M = 2.35$ 、 $2.08$ )，在其他負向情緒上則無顯著的性別差異。男、女生在自我效能、工作價值之平均數向量上有顯著差異，Hotelling  $T^2 = 8.86$ ， $p < .05$ ， $\eta^2 = .01$ 。經 95%同時信賴區間比較，結果顯示男生的自我效能 ( $M = 2.67$ ) 高於女生 ( $M = 2.41$ )，工作價值無顯著差異。男、女生在課室精熟、課室表現與家庭精熟目標上無顯著差異， $t(633) = -.85$ 、 $-1.92$ 、 $0.78$ ， $p > .05$ ；在家庭表現目標之平均數上達顯著差異， $t(633) = -2.93$ ， $p < .05$ ，男生 ( $M = 3.44$ ) 高於女生 ( $M = 3.14$ )。總體來說，雖然性別在部分變項上有顯著差異，但解釋力並不高 (低於 4%)，故本研究並未將性別當成控制變項。

## 一、控制-價值模式的適配度考驗

### (一) 整體適配度

表 2 為控制-價值模式的整體適配度考驗結果。在絕對適配度上，雖然正向與負向情緒控制-價值模式的  $\chi^2$  達顯著水準，分別為  $\chi^2(91, N = 635) = 591.50$ ， $p < .05$ ； $\chi^2(139, N = 635) = 1012.27$ ， $p < .05$ ，但是其他整體適配度指標都顯示理論模式與觀察資料具有理想的適配度： $GFI$  分別為 .98 與 .97； $AGFI$  則為 .97 與 .96，皆大於 .90； $RMSEA$  則分別為 .09 與 .10，略高於 .08 的適配標準。就相對適配度而言，正向情緒控制-價值模式的  $NFI$ 、 $NNFI$ 、 $CFI$ 、 $IFI$  皆為 .97；負向情緒控制-價值模式的  $NFI$ 、 $NNFI$ 、 $CFI$ 、 $IFI$  則依序為 .95、.95、.96 與 .96，均大於標準值 .90。

表 2 控制-價值模式整體適配度考驗結果

適配度指標	正向情緒控制-價值模式	負向情緒控制-價值模式
絕對適配指標		
$\chi^2$	591.50	1012.27
$df$	91.00	139.00
$GFI$	.98	.97
$AGFI$	.97	.96
$RMSEA$	.09	.10
相對適配指標		
$NFI$	.97	.95
$NNFI$	.97	.95
$CFI$	.97	.96
$IFI$	.97	.96

綜合言之，本研究所提出的兩個控制-價值模式在整體適配度考驗上，除  $\chi^2$  值達顯著與  $RMSEA$  略高於標準值外，其他各項指標皆甚為理想，顯示控制-價值模式與觀察資料具有合理的整體適配度，適合用來解釋國中生的觀察資料。

### (二) 內部品質

模式內部品質方面，表 3 的評鑑結果顯示，模式一的 9 個因素負荷量參數估計值都達顯著水準，標準化估計值介於 .75~.97 之間；16 個個別指標信度其值介於 .56~.94 之間，皆高於 .45 之標準；課室精熟目標、課室表現目標、家庭精熟目標、家庭表現目標、自我效能、工作價值、

正向情緒七個潛在變項的組成信度依序為 .80、.86、.88、.85、.94、.93、.89，皆高於 .60 之標準；前述七個潛在變項的變異抽取量依序為 .67、.61、.79、.74、.90、.82、.73，亦高於 .50 之標準。

表 3 控制-價值測量模式之內部品質評鑑結果

變項	完全標準化因素負荷量參數 估計值	個別指 標信度	潛在變項 組成信度	潛在變項的 平均變異抽取
模式一正向情緒控制-價值模式				
自我效能 ( $\eta_1$ )			.94	.90
自我效能 1 ( $Y_1$ )	.92 <sup>R</sup>	.85		
自我效能 2 ( $Y_2$ )	.97 <sup>*</sup>	.94		
工作價值 ( $\eta_2$ )			.93	.82
興趣 ( $Y_3$ )	.93 <sup>R</sup>	.87		
重要 ( $Y_4$ )	.87 <sup>*</sup>	.76		
效用 ( $Y_5$ )	.91 <sup>*</sup>	.83		
正向情緒 ( $\eta_3$ )			.89	.73
喜悅 ( $Y_6$ )	.91 <sup>R</sup>	.83		
驕傲 ( $Y_7$ )	.86 <sup>*</sup>	.74		
放鬆 ( $Y_8$ )	.79 <sup>*</sup>	.63		
課室精熟目標 ( $\xi_1$ )			.80	.67
課室精熟 1 ( $X_1$ )	.82 <sup>R</sup>	.68		
課室精熟 2 ( $X_2$ )	.81 <sup>*</sup>	.66		
課室表現目標 ( $\xi_2$ )			.76	.61
課室表現 1 ( $X_3$ )	.81 <sup>R</sup>	.66		
課室表現 2 ( $X_4$ )	.75 <sup>*</sup>	.56		
家庭精熟目標 ( $\xi_2$ )			.88	.79
家庭精熟 1 ( $X_5$ )	.88 <sup>R</sup>	.77		
家庭精熟 2 ( $X_6$ )	.90 <sup>*</sup>	.80		
家庭表現目標 ( $\xi_2$ )			.85	.74
家庭表現 1 ( $X_7$ )	.91 <sup>R</sup>	.82		
家庭表現 2 ( $X_8$ )	.81 <sup>*</sup>	.66		
模式二負向情緒控制-價值模式				
自我效能 ( $\eta_1$ )			.95	.90
自我效能 1 ( $Y_1$ )	.94 <sup>R</sup>	.88		
自我效能 2 ( $Y_2$ )	.96 <sup>*</sup>	.91		
工作價值 ( $\eta_2$ )			.91	.78
興趣 ( $Y_3$ )	.89 <sup>R</sup>	.80		
重要 ( $Y_4$ )	.83 <sup>*</sup>	.70		
效用 ( $Y_5$ )	.91 <sup>*</sup>	.83		
負向情緒 ( $\eta_3$ )			.94	.71
生氣 ( $Y_6$ )	.88 <sup>R</sup>	.77		
焦慮 ( $Y_7$ )	.80 <sup>*</sup>	.64		
羞愧 ( $Y_8$ )	.68 <sup>*</sup>	.47		
無望 ( $Y_9$ )	.95 <sup>*</sup>	.91		
無聊 ( $Y_{10}$ )	.89 <sup>*</sup>	.79		
沮喪 ( $Y_{11}$ )	.94 <sup>*</sup>	.70		
課室精熟目標 ( $\xi_1$ )			.81	.68
課室精熟 1 ( $X_1$ )	.84 <sup>R</sup>	.71		
課室精熟 2 ( $X_2$ )	.81 <sup>*</sup>	.65		
課室表現目標 ( $\xi_2$ )			.80	.61
課室表現 1 ( $X_3$ )	.78 <sup>R</sup>	.61		
課室表現 2 ( $X_4$ )	.78 <sup>*</sup>	.61		
家庭精熟目標 ( $\xi_2$ )			.89	.80
家庭精熟 1 ( $X_5$ )	.88 <sup>R</sup>	.78		
家庭精熟 2 ( $X_6$ )	.90 <sup>*</sup>	.81		
家庭表現目標 ( $\xi_2$ )			.85	.74
家庭表現 1 ( $X_7$ )	.89 <sup>R</sup>	.80		
家庭表現 2 ( $X_8$ )	.82 <sup>*</sup>	.68		

\* $p < .05$ ; <sup>R</sup> 參照指標，是限制估計參數。

模式二方面，12 個因素負荷量參數估計值皆達顯著水準，其標準化估計值介於 .68~ .96 之間；19 個個別指標信度其值介於 .47~ .94 之間，皆高於 .45 之標準；課室精熟目標、課室表現目標、家庭精熟目標、家庭表現目標、自我效能、工作價值、負向情緒七個潛在變項的組成信度依序為 .81、.80、.89、.85、.95、.91、.94，全部達 .60 以上之標準；前述七個潛在變項的變異抽取量依序為 .68、.61、.80、.74、.90、.78、.71，也都高於 .50 之標準。由上述理論模式的內在品質評鑑結果可知，「正向情緒控制-價值模式」與「負向情緒控制-價值模式」應有極佳的內在品質。

## 二、控制-價值模式變項間的效果

表 4 為控制-價值結構模式估計參數的顯著性考驗及標準化係數值，表 5、表 6 為正向及負向情緒控制-價值模式變項間的標準化效果值。以下分三部分陳述。

表 4 控制-價值結構模式估計參數之顯著性考驗及標準化係數值

參數	估計值	標準誤	<i>t</i> 值	標準化係數	參數	估計值	標準誤	<i>t</i> 值	標準化係數
模 式 一 (正向情緒控制-價值模式)					模 式 二 (負向情緒控制-價值模式)				
$\gamma_{11}$	.31	.07	4.71*	.28	$\gamma_{11}$	.26	.06	4.22*	.23
$\gamma_{21}$	.38	.06	6.05*	.34	$\gamma_{21}$	.29	.06	5.22*	.27
$\gamma_{12}$	-.13	.07	-1.87	-.11	$\gamma_{12}$	-.33	.07	-4.98*	-.28
$\gamma_{22}$	-.09	.07	-1.34	-.08	$\gamma_{22}$	-.27	.06	-4.42*	-.23
$\gamma_{13}$	.40	.09	4.43*	.38	$\gamma_{13}$	.15	.09	1.65	.14
$\gamma_{23}$	.42	.09	4.80*	.39	$\gamma_{23}$	.10	.08	1.25	.10
$\gamma_{14}$	.34	.09	3.77*	.33	$\gamma_{14}$	.02	.09	0.26	.02
$\gamma_{24}$	.34	.09	3.99*	.34	$\gamma_{24}$	-.03	.08	-0.40	-.03
$\beta_{31}$	.18	.08	2.22*	.18	$\beta_{31}$	-.31	.08	-3.85*	-.33
$\beta_{32}$	.77	.08	9.91*	.79	$\beta_{32}$	-.51	.09	-5.85*	-.52
$\varphi_{11}$	.68	.04	16.09*	1.00	$\varphi_{11}$	.71	.04	17.21*	1.00
$\varphi_{22}$	.66	.05	12.69*	1.00	$\varphi_{22}$	.61	.04	14.35*	1.00
$\varphi_{33}$	.77	.03	28.31*	1.00	$\varphi_{33}$	.78	.03	29.14*	1.00
$\varphi_{44}$	.82	.03	25.55*	1.00	$\varphi_{44}$	.80	.03	25.96*	1.00
$\varphi_{12}$	-.35	.03	-11.61*	-.53	$\varphi_{12}$	-.35	.03	-11.99*	-.53
$\varphi_{34}$	-.60	.03	-25.55*	-.75	$\varphi_{34}$	-.61	.03	-23.88*	-.77
$\zeta_{11}$	.69	.04	18.32*	.81	$\zeta_{11}$	.69	.03	22.66*	.79
$\zeta_{22}$	.68	.04	16.88*	.78	$\zeta_{22}$	.63	.03	20.92*	.79
$\zeta_{33}$	.08	.02	4.44*	.09	$\zeta_{33}$	.24	.02	11.72*	.32
$\zeta_{12}$	.59	.04	16.22*	.69	$\zeta_{12}$	.56	.03	20.26*	.67

\* $p < .05$

### (一) 控制-價值信念對學業情緒的效果

表 4 之  $\beta$  值即控制-價值信念對學業情緒的直接效果。模式一中，自我效能對正向情緒的直接效果達顯著水準 ( $\beta_{31} = .18, p < .05$ )，顯示自我效能愈高者，愈容易持有正向學業情緒。工作價值對正向情緒的直接效果亦達顯著水準 ( $\beta_{32} = .79, p < .05$ )，顯示工作價值愈高者，愈容易持有正向

學業情緒。而自我效能與工作價值能解釋正向學業情緒總變異量的 91% ( $1 - \zeta_{33} = .91$ )。模式二方面，自我效能對負向情緒的直接效果達顯著水準 ( $\beta_{31} = -.33, p < .05$ )，顯示自我效能愈高者，愈不容易感受負向學業情緒。工作價值對負向情緒的直接效果亦達顯著水準 ( $\beta_{32} = -.52, p < .05$ )，顯示工作價值愈高者，愈不容易感受負向學業情緒。而自我效能與工作價值能解釋負向學業情緒總變異量的 68% ( $1 - \zeta_{33} = .68$ )。

表 5 正向情緒控制-價值模式變項間之標準化效果值

潛在變項→潛在變項	直接效果	間接效果	整體效果
課室精熟目標 ( $\xi_1$ ) 對自我效能 ( $\eta_1$ )	.28*	-	.28*
課室精熟目標 ( $\xi_1$ ) 對工作價值 ( $\eta_2$ )	.34*	-	.34*
課室精熟目標 ( $\xi_1$ ) 對正向情緒	-	.32*	.32*
喜悅 ( $Y_6$ )	-	.29*	.29*
驕傲 ( $Y_7$ )	-	.27*	.27*
放鬆 ( $Y_8$ )	-	.25*	.25*
課室表現目標 ( $\xi_2$ ) 對自我效能	-.11**	-	-.11**
課室精熟目標 ( $\xi_1$ ) 對工作價值	-.08**	-	-.08**
課室精熟目標 ( $\xi_1$ ) 對正向情緒	-	-.08**	-.08**
喜悅	-	-.08**	-.08**
驕傲	-	-.07**	-.07**
放鬆	-	-.07**	-.07**
家庭精熟目標 ( $\xi_3$ ) 對自我效能	.38*	-	.38*
課室精熟目標 ( $\xi_1$ ) 對工作價值	.39*	-	.39*
課室精熟目標 ( $\xi_1$ ) 對正向情緒	-	.38*	.38*
喜悅	-	.34*	.34*
驕傲	-	.32*	.32*
放鬆	-	.30*	.30*
家庭表現目標 ( $\xi_4$ ) 對自我效能	.33*	-	.33*
課室精熟目標 ( $\xi_1$ ) 對工作價值	.34*	-	.34*
課室精熟目標 ( $\xi_1$ ) 對正向情緒	-	.33*	.33*
喜悅	-	.30*	.30*
驕傲	-	.28*	.28*
放鬆	-	.26*	.26*
自我效能對正向情緒	.18*	-	.18*
喜悅	-	.16*	.16*
驕傲	-	.15*	.15*
放鬆	-	.14*	.14*
工作價值對正向情緒	.79*	-	.79*
喜悅	-	.72*	.72*
驕傲	-	.68*	.68*
放鬆	-	.62*	.62*

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

此外，控制-價值信念可經由學業情緒此潛在變項對個別情緒產生間接效果。就模式一而言，自我效能透過正向情緒此一潛在變項對喜悅 ( $\beta_{31} \times \lambda_{y63} = .18 \times .91 = .16$ )、驕傲 ( $\beta_{31} \times \lambda_{y73} = .18 \times .86 = .15$ ) 與放鬆 ( $\beta_{31} \times \lambda_{y83} = .18 \times .79 = .14$ ) 等個別情緒產生間接效果，顯示學生自我效能愈高者，其喜悅、驕傲與放鬆的感受愈強。工作價值亦能透過正向情緒此一潛在變項對喜悅 ( $\beta_{32} \times \lambda_{y63} = .79 \times .91 = .72$ )、驕傲 ( $\beta_{32} \times \lambda_{y73} = .79 \times .86 = .68$ ) 與放鬆 ( $\beta_{32} \times \lambda_{y83} = .79 \times .79 = .62$ ) 產生間接效果，顯示工作價值愈高者，愈容易持有喜悅、驕傲與放鬆之情緒。模式二方面，自我效能透過負向情緒這個潛在變項對生氣 ( $\beta_{31} \times \lambda_{y63} = -.33 \times .88 = -.29$ )、焦慮 ( $\beta_{31} \times \lambda_{y73} = -.33 \times .80 = -.26$ )、羞愧 ( $\beta_{31} \times \lambda_{y83} = -.33 \times .68 = .22$ )、無望 ( $\beta_{31} \times \lambda_{y93} = -.33 \times .95 = -.31$ )、無聊 ( $\beta_{31} \times \lambda_{y103} = -.33 \times .89 = -.29$ )

與沮喪 ( $\beta_{31} \times \lambda_{y113} = -.33 \times .94 = -.31$ ) 等個別情緒產生間接效果，顯示自我效能愈高者，愈不容易感受生氣、焦慮、羞愧、無望、無助與沮喪等情緒。工作價值亦可透過負向情緒這個潛在變項對生氣 ( $\beta_{32} \times \lambda_{y63} = -.52 \times .88 = -.46$ )、焦慮 ( $\beta_{32} \times \lambda_{y73} = -.52 \times .80 = -.42$ )、羞愧 ( $\beta_{32} \times \lambda_{y83} = -.52 \times .68 = -.35$ )、無望 ( $\beta_{32} \times \lambda_{y93} = -.52 \times .95 = -.50$ )、無聊 ( $\beta_{32} \times \lambda_{y103} = -.52 \times .89 = -.46$ ) 與沮喪 ( $\beta_{32} \times \lambda_{y113} = -.52 \times .94 = -.49$ ) 等個別情緒產生間接效果，顯示學生工作價值愈高者，愈不容易持有生氣、焦慮、羞愧、無望、無助與沮喪等情緒。

## (二) 環境目標結構對控制-價值信念的直接效果

表 4 之  $\gamma$  值即環境目標結構對控制-價值信念的直接效果。就模式一的結果而言，課室精熟目標對自我效能 ( $\gamma_{11} = .28, p < .05$ ) 與工作價值 ( $\gamma_{21} = .34, p < .05$ ) 的直接效果達顯著水準，顯示知覺課室精熟目標愈高者，其自我效能及工作價值信念愈高。家庭精熟目標對自我效能 ( $\gamma_{13} = .38, p < .05$ ) 與工作價值 ( $\gamma_{23} = .39, p < .05$ ) 的直接效果達顯著水準，顯示知覺家庭精熟目標愈高者，其自我效能及工作價值信念愈高。家庭表現目標對自我效能 ( $\gamma_{14} = .33, p < .05$ ) 與工作價值 ( $\gamma_{24} = .34, p < .05$ ) 的直接效果亦達顯著水準，顯示知覺家庭表現目標愈高者，其自我效能及工作價值信念亦愈高。四個環境目標結構分別能解釋自我效能與工作價值總變異量的 19% 與 22% ( $1 - \zeta_{11} = .19, 1 - \zeta_{22} = .22$ )。

就模式二的結果而言，課室精熟目標對自我效能 ( $\gamma_{11} = .23, p < .05$ ) 與工作價值 ( $\gamma_{21} = .27, p < .05$ ) 的直接效果達顯著水準，顯示知覺課室精熟目標愈高者，其自我效能及工作價值信念愈高。課室表現目標對自我效能 ( $\gamma_{12} = -.28, p < .05$ ) 與工作價值 ( $\gamma_{22} = -.23, p < .05$ ) 的直接效果達顯著水準，顯示知覺課室表現目標愈高者，其自我效能及工作價值信念愈低。四個環境目標結構則皆能解釋自我效能與工作價值總變異量的 21% ( $1 - \zeta_{11} = .21, 1 - \zeta_{22} = .21$ )。

表 6 負向情緒控制-價值模式變項間之標準化效果值

潛在變項→潛在變項	直接效果	間接效果	整體效果
課室精熟目標 (ξ <sub>1</sub> ) 對自我效能 (η <sub>1</sub> )	.23*	-	.23*
對工作價值 (η <sub>2</sub> )	.27*	-	.27*
對負向情緒 (η <sub>3</sub> )	-	-.22*	-.22*
生氣 (Y <sub>6</sub> )	-	-.19*	-.19*
焦慮 (Y <sub>7</sub> )	-	-.17*	-.17*
羞愧 (Y <sub>8</sub> )	-	-.15*	-.15*
無望 (Y <sub>9</sub> )	-	-.21*	-.21*
無聊 (Y <sub>10</sub> )	-	-.19*	-.19*
沮喪 (Y <sub>11</sub> )	-	-.20*	-.20*
課室表現目標 (ξ <sub>2</sub> ) 對自我效能	-.28*	-	-.28*
對工作價值	-.23*	-	-.23*
對負向情緒	-	.21*	.21*
生氣	-	.19*	.19*
焦慮	-	.17*	.17*
羞愧	-	.14*	.14*
無望	-	.20*	.20*
無聊	-	.19*	.19*
沮喪	-	.20*	.20*
家庭精熟目標 (ξ <sub>3</sub> ) 對自我效能	.14	-	.14
對工作價值	.10	-	.10
對負向情緒	-	-.10	-.10
生氣	-	-.09	-.09
焦慮	-	-.08	-.08
羞愧	-	-.07	-.07
無望	-	-.09	-.09
無聊	-	-.08	-.08
沮喪	-	-.09	-.09
家庭表現目標 (ξ <sub>4</sub> ) 對自我效能	.02	-	.02
對工作價值	-.03	-	-.03
對負向情緒	-	.01	.01
生氣	-	.01	.01
焦慮	-	.01	.01
羞愧	-	.01	.01
無望	-	.01	.01
無聊	-	.01	.01
沮喪	-	.01	.01
自我效能對負向情緒	-.33*	-	-.33*
生氣	-	-.29*	-.29*
焦慮	-	-.26*	-.26*
羞愧	-	-.22*	-.22*
無望	-	-.31*	-.31*
無聊	-	-.29*	-.29*
沮喪	-	-.31*	-.31*
工作價值對負向情緒	-.52*	-	-.52*
生氣	-	-.46*	-.46*
焦慮	-	-.42*	-.42*
羞愧	-	-.35*	-.35*
無望	-	-.50*	-.50*
無聊	-	-.46*	-.46*
沮喪	-	-.49*	-.49*

\*p < .05

### (三) 環境目標結構對學業情緒的間接效果

圖 3 與圖 4 分別為正向情緒控制-價值模式各潛在變項間的直接效果與負向情緒控制-價值模式各潛在變項間的直接效果。由圖 3、4 可以看出，環境目標結構對學業情緒具有間接效果。以下就模式一與模式二分別陳述。

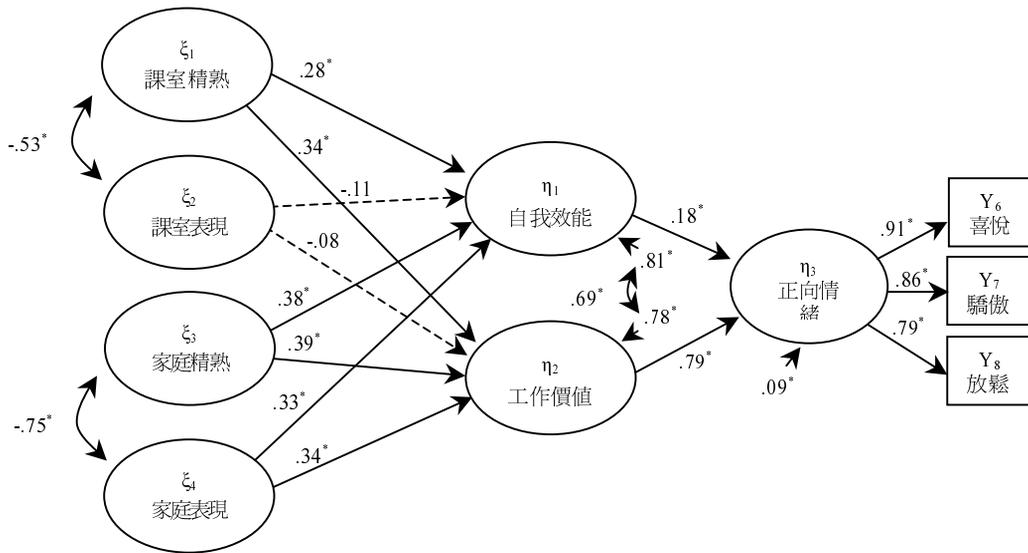


圖 3 正向情緒控制-價值模式各潛在變項間的直接效果

註：省略測量模式部分（學業情緒除外）；虛線箭頭表示效果值未達顯著。

\* $p < .05$

就模式一而言，課室精熟目標透過自我效能 ( $\gamma_{11} \times \beta_{31} = .28 \times .18 = .05$ ) 與工作價值 ( $\gamma_{21} \times \beta_{32} = .34 \times .79 = .27$ ) 對正向情緒產生間接效果，其標準化值共為.32。因此，知覺課室精熟目標較高者，較易持有正向學業情緒。此外，家庭精熟目標 ( $\gamma_{13} \times \beta_{31} = .38 \times .18 = .07$ ,  $\gamma_{23} \times \beta_{32} = .39 \times .79 = .31$ ) 與家庭表現目標 ( $\gamma_{14} \times \beta_{31} = .33 \times .18 = .06$ ,  $\gamma_{24} \times \beta_{32} = .34 \times .79 = .27$ ) 亦透過自我效能與工作價值對正向情緒產生間接效果，其標準化值共分別為.38 與.33。意即，知覺家庭精熟目標與家庭表現目標較高者，皆較易持有正向的學業情緒。

個別情緒方面，課室精熟目標可透過正向情緒此一潛在變項對喜悅 ( $.32 \times \lambda_{y63} = .32 \times .91 = .29$ )、驕傲 ( $.32 \times \lambda_{y73} = .32 \times .86 = .27$ ) 與放鬆 ( $.32 \times \lambda_{y83} = .32 \times .79 = .25$ ) 等個別情緒產生間接效果，顯示知覺課室精熟目標較高者，較易持有喜悅、驕傲與放鬆之情緒。家庭精熟與家庭表現目標亦皆可透過正向情緒此一潛在變項對喜悅 ( $.38 \times \lambda_{y63} = .38 \times .91 = .34$ ,  $.33 \times \lambda_{y63} = .33 \times .91 = .30$ )、驕傲 ( $.38 \times \lambda_{y73} = .38 \times .86 = .32$ ,  $.33 \times \lambda_{y73} = .33 \times .86 = .28$ ) 與放鬆 ( $.38 \times \lambda_{y83} = .38 \times .79 = .30$ ,  $.33 \times \lambda_{y83} = .33 \times .79 = .26$ ) 產生間接效果，顯示知覺家庭精熟與家庭表現目標較高者，愈容易持有喜悅、驕傲與放鬆之情緒。

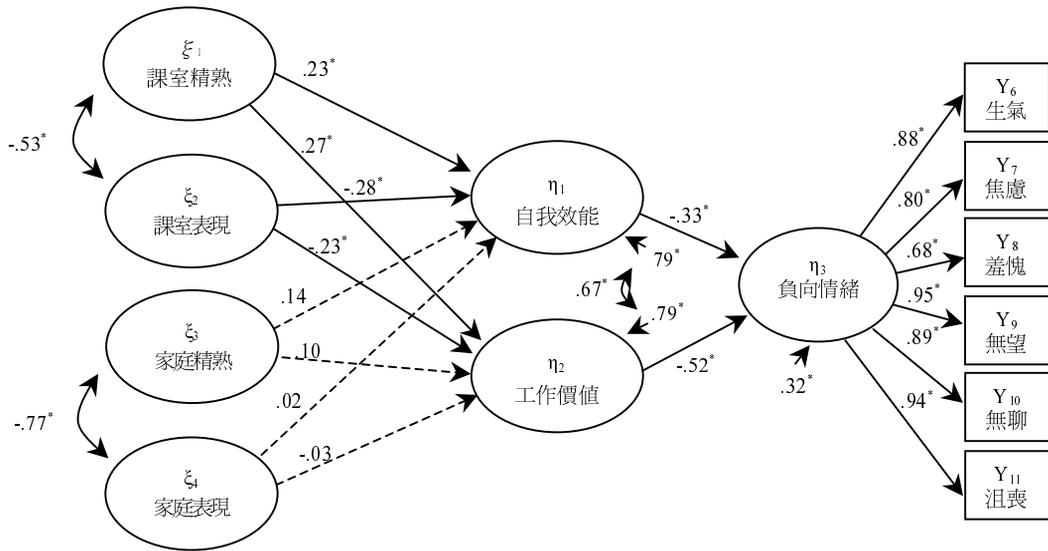


圖 4 負向情緒控制-價值模式各潛在變項間的直接效果

註：省略測量模式部分（學業情緒除外）；虛線箭頭表示效果值未達顯著。

\*  $p < .05$

就模式二而言，課室精熟目標透過自我效能 ( $\gamma_{11} \times \beta_{31} = .23 \times -.33 = -.08$ ) 與工作價值 ( $\gamma_{21} \times \beta_{32} = .27 \times -.52 = -.14$ ) 對負向情緒產生間接效果，其標準化值共為  $-.22$ 。因此，知覺課室精熟目標較高者，較不易感受負向的學業情緒。課室表現目標亦透過自我效能 ( $\gamma_{12} \times \beta_{31} = -.28 \times -.33 = .09$ ) 與工作價值 ( $\gamma_{22} \times \beta_{32} = -.23 \times -.52 = -.12$ ) 對負向情緒產生間接效果，其標準化值共為  $.21$ 。因此，知覺課室表現目標較高者，較易持有負向的學業情緒。

個別情緒方面，課室精熟目標透過負向情緒此一潛在變項對生氣 ( $-.22 \times \lambda_{y63} = -.22 \times .88 = -.19$ )、焦慮 ( $-.22 \times \lambda_{y73} = -.22 \times .80 = -.17$ )、羞愧 ( $-.22 \times \lambda_{y83} = -.22 \times .68 = -.15$ )、無望 ( $-.22 \times \lambda_{y93} = -.22 \times .95 = -.21$ )、無助 ( $-.22 \times \lambda_{y103} = -.22 \times .89 = -.19$ ) 與沮喪 ( $-.22 \times \lambda_{y113} = -.22 \times .94 = -.20$ ) 產生間接效果，顯示知覺課室精熟目標愈高者，愈不容易感受生氣、焦慮、羞愧、無望、無助與沮喪等情緒。課室表現目標亦可透過負向情緒此一潛在變項對生氣 ( $.21 \times \lambda_{y63} = .21 \times .88 = .19$ )、焦慮 ( $.21 \times \lambda_{y73} = .21 \times .80 = .17$ )、羞愧 ( $.21 \times \lambda_{y83} = .21 \times .68 = .14$ )、無望 ( $.21 \times \lambda_{y93} = .21 \times .95 = .20$ )、無助 ( $.21 \times \lambda_{y103} = .21 \times .89 = .19$ ) 與沮喪 ( $.21 \times \lambda_{y113} = .21 \times .94 = .20$ ) 產生間接效果，顯示知覺課室表現目標愈高者，愈容易感受生氣、焦慮、羞愧、無望、無助與沮喪等情緒。

### 三、自我效能與工作價值對學業情緒效果之差異

為驗證工作價值與自我效能對學業情緒的效果何者較大，本研究進一步採模式比較法進行分析。在表 7 中， $M_1$  為本研究建構的理論模式， $M_2$  是將理論模式中自我效能對學業情緒的直接效果 ( $\beta_{31}$ ) 及工作價值對學業情緒的直接效果 ( $\beta_{32}$ ) 設定為相等。根據模式比較原理 (Jöreskog & Sörbom,

1993)，若  $M_2$  和  $M_1$  卡方差量 ( $\Delta\chi^2$ ) 達顯著，即表示自我效能對學業情緒的直接效果及工作價值對學業情緒的直接效果並不相等。

根據表 7 可知，模式一  $M_2$  和  $M_1$  卡方差量達顯著， $\Delta\chi^2(1, N = 635) = 9.05$ ， $p < .05$ ；模式二  $M_2$  和  $M_1$  卡方差量則未達顯著， $\Delta\chi^2(1, N = 635) = .34$ ， $p > .05$ 。上述結果表示受試者自我效能與工作價值對正向學業情緒的效果並不相等，對照表 4 的完全標準化徑路係數值可知，受試者工作價值對正向學業情緒的效果要比自我效能對正向學業情緒的效果大，此一結果支持本研究之推論。另一方面，自我效能與工作價值對負向學業情緒的效果則無不同。

表 7 自我效能、工作價值對正、負向學業情緒之效果值差異考驗

假設	$\chi^2$	df	$\Delta\chi^2$	$\Delta df$
模式一				
$M_1$	591.50	91	—	—
$M_2$	600.55	92	9.05*	1
模式二				
$M_1$	1012.27	150	—	—
$M_2$	1012.61	149	0.34	1

註： $\Delta\chi^2$ 表示 $\chi^2$ 差量， $\Delta df$ 代表自由度差量

\* $p < .05$

## 討 論

以下針對資料分析結果，討論及解釋本研究的三個研究目的，並綜合文獻探討與資料分析結果與發現，針對教育方針與未來研究提出建議。

### 一、正/負向情緒控制-價值模式的適配度考驗

本研究根據 Pekrun 等人 (2002) 的控制-價值理論，考量學業情緒的多樣性及學業情緒和動機間的密切關聯，以數學為特定領域，建構包含課室目標結構、家庭目標結構、自我效能、工作價值、多種學業情緒 (正向情緒/負向情緒) 等成分的控制-價值模式。本研究以國中生為觀察對象所進行的模式適配度考驗結果顯示：正向與負向情緒控制-價值模式的整體適配度均甚為理想，顯示本研究所建構的理論模式可以用來解釋實際的觀察資料。此結果支持 Pekrun 等人所提出的控制-價值理論觀點，即環境中的重要因素能預測個人的控制感與價值評估，控制和價值相關的認知評估則進一步預測學業情緒。本研究結果也說明，對國中生而言，不論是在學校課室或是家庭環境中，父母、師長對其課業學習所傳遞的精熟或表現訊息皆對其自我效能及學業工作價值的評估產生直接效果，並透過此種評估對學習數學時所產生的多種學業情緒產生間接效果。此外，由於本研究所建構的控制-價值模式中，學業情緒是由多種正、負向情緒所組成，此研究結果說明國中生於數學課室中所經歷的學業情緒確實具備多樣性。

## 二、控制-價值模式潛在變項間的效果

### (一) 控制-價值信念對學業情緒的效果

不論正向或負向情緒控制-價值模式，本研究發現自我效能與工作價值皆對正向學業情緒具有正向直接效果；對負向學業情緒具有負向直接效果，符合本研究之預期。此外，自我效能與工作價值可透過正向情緒對喜悅、驕傲與放鬆等個別情緒產生正向間接效果；自我效能與工作價值亦可透過負向情緒對生氣、焦慮、羞愧、無望、無助與沮喪等個別負向情緒產生負向間接效果。過去研究多證實，自我效能有助於學生學習表現 (Williams & Williams, 2010)；工作價值則有益於增強學習動機 (Hulleman et al., 2008)。本研究結果進一步說明，自我效能與工作價值亦對學業情緒具有預測力。與數學有關的自我效能與工作價值將可幫助國中生在學習數學時產生正向的情緒，如喜悅、驕傲與放鬆，並抑制生氣、焦慮、羞愧、無望、無助與沮喪等負向學業情緒的產生。

### (二) 環境目標結構對控制-價值信念的直接效果

就環境目標結構對控制-價值信念的直接效果而言，本研究的分析結果顯示正向學業情緒與負向學業情緒此二個控制-價值模式的效果值並不相同。就正向學業情緒而言，課室目標中，唯有精熟目標結構可以提升學生的自我效能與工作價值，此研究發現與過去研究結果相同 (Ames, 1992)；家庭目標則不論精熟或表現，皆可以提升學生的自我效能與工作價值。此一發現則與基準目標理論認為表現目標對於學習具有不適應效果的主張並不相同，家庭表現目標反而有益於學生的自我效能與工作價值。國內有關家庭目標研究亦有類似發現。楊岫穎 (2003) 的研究發現，國中生知覺的家庭表現目標可以正向預測個人趨向精熟目標，進而抑制其數學科的自我設限行為。同樣以國中生為對象，李俊青 (2007) 以英語科為領域的研究顯示：環境表現目標 (包含教師目標、同儕目標與家庭目標) 與內/外在價值因素、控制變項間存有正向關聯。上述研究皆說明家庭表現目標對於學習歷程具有適應性效果。本研究推測或許是因為在注重關係與集體意識的東方文化中，工作的達成是以促進他人目標為要務 (Markus & Kitayama, 1991)，即使父母注重的是能力證明與成績表現，學生仍以父母的目標為自己的目標，進而努力達成父母要求。亦有研究 (Ng, Pomerantz, & Lam, 2007) 發現東方母親較關心子女的課業表現，或許因為如此，則不論是精熟目標或表現目標，小孩都能感受到父母的關心與對自己課業表現的重視，而對學習歷程有正向效果。未來研究可以針對家庭表現目標透過何種機制而對學習歷程具有正向效果進行深入探討。

### (三) 環境目標結構對學業情緒的間接效果

課室目標方面，本研究發現課室精熟目標能提升自我效能與工作價值，進而促進正向學業情緒並抑制負向情緒；課室表現目標則會降低學生的自我效能與工作價值，進而增強負向情緒。此研究結果說明，若學生知覺教師建構的是精熟的教學環境，則其自我效能與工作價值較高，學習時不只經驗較多的正向情緒，並能抑制負向情緒的產生；但若學生知覺教師強調同儕競爭與能力證明，則其學業自我效能與對數學的工作價值會降低，負面情緒因應而生。上述研究發現與過去研究結果相同 (Ames & Archer, 1988; Linnenbrink & Pintrich, 2002)，即課室精熟目標與正向情感存有正相關、與負向情感存有負相關；課室表現目標則與負向情感存有正相關。惟與過去研究不同在於本研究測量多樣性的學業情緒，過去研究則測量整合性的正向/負向情感，則本研究結果能進一步說明課室目標結構透過自我效能、工作價值與正/負向情感，對個別的學業情緒產生何種間接效果。

另一方面，過去甚少有探討家庭目標與學業情緒關聯之研究。根據本研究之發現，無論精熟或表現之家庭目標，皆能透過自我效能與工作價值，對正向學業情緒產生正向間接效果；對負向學業情緒則無效果。此研究結果說明家庭目標對於國中生學習數學時所經歷的正向情緒十分重要。若孩子知覺父母關心自己的學習狀況，則不論是精熟或表現目標，皆能提升孩子對數學的自我效能與工作價值，進而產生較多正向的學業情緒。值得注意的是，家庭目標與國中生學習數學時的負向情緒無關。本研究推測家庭目標對負向學業情緒的效果可能受到其他因素所調節，此一部分尚待未來更多研究加以釐清。

### 三、自我效能與工作價值對學業情緒效果之差異

本研究亦針對自我效能與工作價值對學業情緒的效果值差異進行考驗。研究結果顯示，工作價值對正向學業情緒之直接效果大於自我效能對正向學業情緒的直接效果；自我效能與工作價值對負向學業情緒的直接效果則無差異。上述有關正向情緒的研究發現符合本研究之預測，即期望-價值理論（Eccles, 1983）觀點觀之，價值較期望對於動機歷程的影響較大。換言之，工作價值與自我效能雖皆對國中生學習數學的正向學業情緒產生直接效果，但工作價值的重要性又大於自我效能。但此發現卻不適用於負向情緒。本研究結果顯示，自我效能與工作價值對於抑制負向情緒同等重要。Pekrun 等人（2010）以單一負向情緒「無聊」為研究依變項，發現控制與價值皆能負向預測無聊（ $\beta = -.21, -.42$ ），兩者效果值似乎亦相差不大，惟 Pekrun 等人並無針對兩效果差值加以考驗。針對此項研究結果，教育者若欲避免國中生學習數學時產生負向情緒，工作價值的強調與自我效能的增強應雙管齊下，如此才能減少學生在學習歷程中產生負向的學習情緒。

### 四、建議

#### （一）教學與學習輔導上的建議

綜合上述研究結果，本研究發現教師與父母對於國中生學習數學時所經驗的各種情緒扮演重要的角色。課室方面，本研究發現課室精熟目標能提升自我效能與工作價值，進而促進正向學業情緒並抑制負向情緒；課室表現目標則會降低學生的自我效能與工作價值，進而提升負向情緒。因此，若欲幫助學生於學習數學時經驗較多正向情緒並減少負向情緒的產生，教師應建構課室精熟目標，即避免強調同儕競爭、能力證明，而是提供多樣化且具挑戰之工作、對於學生努力給予回饋等。

家庭方面，本研究結果顯示，無論精熟或表現之家庭目標，皆能透過自我效能與工作價值，對正向學業情緒產生正向間接效果；對負向學業情緒則無效果。因此，為人父母應盡好責任，時時向子女強調努力、智能發展及有意義的學習，即使是關心考試結果，也能幫助孩子增強學習數學的自我效能及工作價值，進而提升正向的學業情緒。

最後，依據模式比較法分析結果顯示，工作價值對正向情緒的效果要比自我效能對正向情緒的效果大；兩者對負向情緒的效果則無不同。因此，若欲幫助學生經驗正向的學業情緒，父母、師長要幫助孩子了解學習數學之效用及重要性，並培養其自發學習的內在興趣；若欲避免學生學習時產生負向情緒，除了工作價值的強調外，增強國中生對自己數學能力的信心亦同等重要。

## (二) 未來研究建議

本研究發現環境目標結構對正、負向學業情緒的效果值不盡相同，且控制-價值信念對正、負向學業情緒的相對重要性也不相同，這說明正、負向學業情緒確實各自與環境目標結構、控制-價值信念有不同的組型關係與歷程。未來探討學業情緒之研究必須對此加以考量，避免混淆的研究結果產生。其次，本研究發現家庭表現目標不似課室表現目標，反而對自我效能、工作價值與學業情緒具有正向效果。未來研究可以針對家庭表現目標透過何種機制而對學習歷程具有正向效果進行深入探討。此外，學業情緒十分特定 (Goetz et al., 2007; Pekrun et al., 2002)，上述課室、家庭與學業情緒之間的關係在其他領域是否相同，仍待未來更多研究加以證實。最後，本研究發現國中生在學習數學的過程中，確實產生多元的情緒，與 Pekrun 等人 (2002) 的情緒多樣性主張相同。本研究發現這些情緒中又以放鬆 (relief) 的平均數為最高，不同於一般人認為國中生只要遇到數學就頭痛、焦慮的刻板印象。而不少研究證實適應性的動機信念會隨著時間下降，較不適應的動機信念則隨著時間而上升 (Pintrich, 2000)，學業情緒是否存有相同情況？唯本研究所蒐集為橫斷性資料，此種放鬆情緒是否仍能隨著時間持續，他種學業情緒又是如何隨著學習進程開展而變化，則有待未來研究加以釐清。

## 參 考 文 獻

- 李俊青 (2007)：學業情緒歷程模式之分析。國立成功大學教育研究所碩士論文。
- 吳靜吉 (2002)：華人學生創造力的發掘與培育。《應用心理研究》，15，17-42。
- 吳靜吉、程炳林 (1992)：激勵的學習策略量表之修訂。《測驗年刊》，39，59-78。
- 林宴瑛 (2006)：個人目標導向、課室目標結構與自我調整學習策略之關係及潛在改變量分析。國立成功大學教育研究所碩士論文。
- 陳正昌、程炳林、陳新豐、劉子鍵 (2003)：多變量分析方法。台北：五南。
- 程炳林、林清山 (2002)：學習歷程前決策與後決策階段中行動控制的中介角色。《教育心理學報》，34 (1)，43-60。
- 黃豐茜 (2010)：學業情緒歷程模式：探析情緒調整策略的效果。國立成功大學教育研究所碩士論文。
- 楊岫穎 (2003)：國中生自我設限的情境及歷程因素之研究。國立成功大學教育研究所碩士論文。
- 簡嘉菱 (2009)：自我決定動機與學業情緒模式之探討。國立成功大學教育研究所碩士論文。
- Ames, C. (1992). Classroom: Goals, structures, and student motivation. *Journal of Educational Psychology*, 84(3), 261-271.
- Ames, C., & Archer, J. (1988). Achievement goals in the classroom: Students' learning strategies and motivation processes. *Journal of Educational Psychology*, 80(3), 260-267.
- Bandalos, D. L. (2002). The effect of item parceling on goodness-of-fit and parameter estimate bias in structure equation modeling. *Structure Equation Modeling*, 9(1), 78-102.

- Bandelos, D. L., Yates, K., & Thorndike-Christ, T. (1995). Effects of math self-concept, perceived self-efficacy, and attributions for failure and success on test anxiety. *Journal of Educational Psychology, 87*(4), 611-623.
- Eccles, J. (1983) Expectancies, values and academic behaviors. In J. T. Spence (Ed.), *Achievement and achievement motives* (pp. 75-146). San Francisco, CA: Freeman.
- Eccles, J. S., & Wigfield, A. (2002). Motivational, beliefs, values, and goals. *Annual Review of Psychology, 53*, 109-132.
- Goetz, T., Frenzel, A. C., & Hall, N. C. (2007). Between- and within domain relations of students' academic emotions. *Journal of Educational Psychology, 99*(4), 715-723.
- Hulleman, C. S., Durik, A. M., Schweigert, S. A., & Harackiewicz, J. M. (2008). Task value, achievement goals, and interest: An Integrative analysis. *Journal of Educational Psychology, 100*(2), 398-416.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1993). *LISREL-8: User's reference guide*. Chicago, IL: Scientific Software International.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1999). *LISREL-8: New statistical features*. Chicago, IL: Scientific Software International.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (2001). *LISREL (Version 8.51) [Computer software]*. Chicago, IL: Scientific Software International.
- Krapp, A. (2005). Basic needs and the development of interest intrinsic motivational orientations. *Learning and Instruction, 15*, 381-395.
- Linnenbrink, E. A., & Pintrich, P. R. (2002). Achievement goal theory and affect: An asymmetrical bidirectional model. *Educational Psychologist, 37*(2), 69-78.
- Markus, H. R., & Kitayama, S. (1991). Culture and the self: Implications for cognition, emotion, and motivation. *Psychological Review, 98*(2), 224-253.
- Meinhardt, J., & Pekrun, R. (2003). Attentional resource allocation to emotional events: An ERP study. *Cognition and Emotion, 17*, 477-500.
- Midgley, C., & Urdan, T. (2001). Academic self-handicapping and achievement goals: A further examination. *Contemporary Education Psychology, 26*, 61-75.
- Midgley, C., Arunkume, R., & Urden, T. (1996). "If I don't do well tomorrow, there is a reason": Predictors of adolescents' use of academic self-handicapping strategies. *Journal of Educational Psychology, 88*(3), 423-434.
- Nelson, J. M., Hruda, L. Z., & Midgley, C. (2000). *The importance of parent achievement goal goals for their children*. Paper present in annual meeting of the American Educational Research Association, New Orleans, Louisiana.

- Ng, F. F., Pomerantz, E. M., & Lam, S. (2007). European American and Chinese parents' responses to children's success and failure: Implication for children responses. *Developmental Psychology*, 43(5), 1239-1255.
- Niemiec, C. P., Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2009). The path taken: Consequences of attaining intrinsic and extrinsic aspirations in post collage life. *Journal of Research in Personality*, 43, 291-306.
- Pekrun, R., Elliot, A. J., & Maier, M. A. (2006). Achievement goals and discrete achievement emotions: A theoretical model and prospective test. *Journal of Educational Psychology*. 98(3), 583-597.
- Pekrun, R., Goets, T., & Perry, R. P. (2005). *Achievement emotions questionnaire (AEQ) - User's manual*. Munich, Bavaria: Department of Psychology, University of Munich.
- Pekrun, R., Goets, T., & Titz, W. (2002). Academic emotions in students' self-regulated learning and achievement: A program of qualitative and quantitative research. *Educational Psychologist*, 37(2), 91-105.
- Pekrun, R., Goets, T., Daniels, L. M., Stupnisky, R. H., & Perry, R. P. (2010). Boredom in achievement settings: Exploring control-value antecedents and performance outcomes of a neglected emotions. *Journal of Educational Psychology*, 102(3), 531-549.
- Pintrich, P. R. (2000). Multiple goals, multiple pathways: The role of goal orientation in learning and achievement. *Journal of Educational Psychology*, 92(3), 544-555.
- Pintrich, P. R., & Schunk, D. H. (2008). *Motivation in education: Theory, research, and applications* (3rd ed.). Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall Merrill.
- Williams, T., & Williams, K. (2010). Self-efficacy and performance in Mathematics: Reciprocal determinism in 33 nations. *Journal of Educational Psychology*, 102(2), 453-466.

收稿日期：2010年10月27日

一稿修訂日期：2011年05月16日

二稿修訂日期：2011年06月28日

三稿修訂日期：2011年07月11日

接受刊登日期：2011年07月11日

Bulletin of Educational Psychology, 2012, 44(1), 49-72

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

## **The Effects of Environmental Goal Structures and Control-Value Beliefs on Academic Emotions**

**Yen-Ying Lin**

Department of Educational Psychology and counseling  
National Taiwan Normal University

**Biing-Lin Cherng**

Department of Education  
National Cheng Kung University

The impact of emotions on learning is an important topic. Yet, compared to cognition and motivation constructs, academic emotion has not been widely explored. Therefore, the purpose of this study was to: (a) test the fit between empirically observed data and the control-value model of positive/negative emotions proposed by the authors; (b) analyze the effects of environmental goal structures on control-value beliefs and the indirect effects on academic emotions through control-value beliefs; and (c) confirm the proposition that value constructs has greater effect on motivational process than expectancy constructs of the expectancy-value theory. Participants were 635 junior high school students. The instruments used in this study included the Academic Emotion Scale, the Environmental Goal Structure Scale, and the Control-value Belief Scale. Observed data were analyzed by SEM and model comparison approach. Results of this study were as follows: (a) There is adequate fit between the observed data and the theoretical models; (b) The environmental goal structures have direct effects on control-value beliefs, and have indirect effects on achievement emotions through control-value beliefs; (c) Task value has greater effect on positive emotions than self-efficacy; however, both of them have no difference in effects on negative emotions. Implications for theory, instructional intervention and future research are discussed.

**KEY WORDS: academic emotion, control-value belief, environmental goal structure**