

環境目標結構、自我決定動機與學業情緒 之關係*

簡嘉菱

國立嘉義高工
國文科

程炳林

國立成功大學
教育研究所

本研究試圖結合環境目標結構、自我決定理論與學業情緒的認知-動機模式建構自我決定動機歷程模式，目的在驗證此模式是否與觀察資料適配，並分析環境目標結構、自我決定動機與學業情緒之關係。為達研究目的，本研究抽取台灣地區 11 所學校共 707 名八年級國中生為研究樣本。本研究的發現如下：一、自我決定動機歷程模式可用來解釋國內國中生的觀察資料；二、就兩種環境目標結構對於自我決定動機歷程、學業情緒歷程及學業成就的效果值而言，精熟目標結構比表現目標結構有較大的影響；三、在自我決定動機歷程中，勝任感對自主動機的全體效果最大；四、自主動機對學業情緒、認知-動機變項、學業成就有正向的全體效果；五、學業情緒對認知-動機變項、學業成就有正向的全體效果；而認知-動機變項對學業成就亦有正向的全體效果。本研究根據研究結果提出建議，以提供未來研究及國中教學輔導之參考。

關鍵詞：心理需求、自我決定動機、學業情緒、環境目標結構

在學習歷程中，動機扮演著關鍵角色，故關於動機的研究，在教育心理學領域中一直佔有非常重要的地位，而動機研究中的兩個主要焦點為自我決定理論（self-determination theory, SDT）（Deci & Ryan, 1985, 1991）與目標導向理論（goal orientation theory）（Ames, 1992; Deci & Ryan, 2000; Wolters, 2004）。

自我決定理論主張個體自我決定動機可能會受到學習環境影響，個體可經由對學習環境的知覺達到不同的心理需求滿足程度，進而形成不同的自我決定動機，且會影響個體的學業成就（Deci & Ryan, 1985）。目標導向意指學習者在面臨成就情境時，所產生不同的參與或趨向的一種整合性信念組型（Ames, 1992）。由目標導向理論發展而來的環境目標結構（environmental goal structure），探討的是學習環境的目標結構對學習者學習歷程的影響。Midgley、Arunkumar 與 Urdan（1996）將環境目標結構定義為學習者在課室及家庭的學習情境中，所接收到有關成就行為之目的或理由的訊息。課室中此等訊息的傳遞者包含教師及同儕，而家庭中則為父母。

* 本篇論文通訊作者為程炳林，通訊方式：blcherng@mail.ncku.edu.tw，本研究所承國科會補助研究經費，計畫編號為 NSC-98-2410-H-006-005-MY3，特申謝忱。

除動機相關理論外，Pekrun、Goetz、Titz 與 Perry (2002) 指出，學業情緒 (academic emotions) 與動機、興趣、意願和努力有密切關係，也會影響學生的認知歷程與學習表現，Pekrun 等人進一步以學業情緒的認知-動機模式來描述學業情緒如何透過學習者的認知運作與動機涉入而影響學習表現。由此可知，學業情緒對於個體的學習歷程亦扮演著重要角色。

由上述可見，自我決定理論、環境目標結構與學業情緒皆與學生的學習歷程息息相關，然卻鮮少研究將這三個理論統整探討。本研究欲以自我決定理論為核心，結合環境目標結構以及學業情緒的認知-動機模式，進而建構自我決定動機歷程模式，以國文科作為特定領域，驗證該理論模式與國中生觀察資料的適配度，並探討模式中各個變項間的關係，這是本研究最主要的目的。以下說明模式所涉及的變項之理論基礎以及模式建構。

一、自我決定理論

根據自我決定理論意涵，學習環境、心理需求以及自我決定動機會影響學習者的學習歷程 (Deci & Ryan, 1985, 1991)，而這三者之間有密切的關係。學習者所知覺到的學習環境會影響其心理需求，並透過心理需求影響其自我決定動機。當學習環境能滿足學習者的心理需求時，個體自我決定程度便會提升，進而導致其自我決定動機逐漸內化為內在動機 (Deci & Ryan, 2002)。

根據自我決定程度不同，動機可分內在動機 (intrinsic motivation)、外在動機 (extrinsic motivation)、和缺動機 (amotivation)。Deci 與 Ryan (1985) 又指出，外在動機依內化 (internalization) 調節的程度由低到高，包含外在調節 (external regulation)、投射調節 (introjected regulation)、認同調節 (identified regulation) 與統合調節 (integrated regulation)，此四種形式以連續的向度呈現，該向度的兩端分別代表著控制動機 (投射調節與外在調節) 與自主動機 (內在動機與認同調節)，統合調節則因在青少年時期較少出現 (Deci, Ryan, & Williams, 1996)，而相關的實徵研究亦較少採用統合調節 (Vallerand, Fortier, & Guay, 1997; Shu-Shen Shih, 2008; Guay, Chantal, & Ratelle, 2010)，故在本研究中也未採用統合調節。

自我決定理論中的動機受心理需求是否滿足影響，而心理需求包括自主感 (autonomy)、勝任感 (competence) 與聯繫感 (relatedness) (Deci & Ryan, 2000)。自主感是指人們感覺他們的行為是自發性，完全出自於自己的選擇 (Deci & Ryan, 1985)；勝任感是指個體在與社會環境持續的互動中，感覺與社會環境形成有效的聯結，並在其經驗的活動中展現個體的能力 (Deci, 1975)；聯繫感是指個體感覺自己與別人有關聯，在意別人同時也希望受到在意 (Deci & Ryan, 2002)。此三種心理需求滿足與否，端視學習者是否從學習環境知覺到這三種心理需求。

二、心理需求與環境目標結構之關係

目標導向理論主張，除個人目標導向外，學習環境的目標結構對個人學習歷程的影響力也不容忽視。過去研究者對學習情境的研究多數皆將研究重心置於學校或課室環境，研究發現許多有關成就行為之目的與理由的訊息，常經由教師傳遞，課室中的學生會對此訊息有所察覺，甚而在學習歷程上受其影響 (Ames, 1992)。本研究參考上述研究，將環境目標結構定義為學習環境中，學習者所接收到的有關成就行為之目的或理由的訊息，並會對學習歷程造成影響。過去對環境目標結構的研究中，大多將焦點放在課室環境的目標結構上，並將課室目標結構區分為課室精熟目標結構 (classroom mastery goal structure) 與課室表現目標結構 (classroom performance goal structure) (Ames, 1992)。本研究根據自我決定理論的內涵，發現影響學習表現的環境應同時包含教師、同儕以及家庭，且 Midgley 與 Urdan (2001) 亦建議將課室、家庭及同儕共同納入環境目標結構中。故本研究根據上述考量，將環境目標結構分成精熟目標結構與表現目標結構兩類，並將教師、家庭及同儕三個向度共同納入環境目標結構中。

環境目標結構探討學習環境對學習歷程的影響，又根據上述自我決定理論意涵，學習者心理需求的滿足受學習環境影響，進而形塑不同程度的自主動機，因此本研究認為環境目標結構會影響自我決定理論中的心理需求。

整理環境目標結構實徵研究發現，個體知覺到以表現目標為主的環境目標結構，則會盡量去展現自己的能力，或是盡力不讓別人知道自己能力不足 (Midgley & Urdan, 2001; Urdan, Midgley, & Anderman, 1998)。再者，學習者若知覺學習環境為表現目標結構時，會降低其學業自我效能感，而自我效能感之概念與勝任感相近；然而，若學習者知覺學習環境呈精熟目標時，則會提升其學業自我效能感及歸屬感 (Ames, 1992; Nitsche, Dickhauser, & Fasching, 2011)。此外，環境精熟目標結構對社會關係目標有正向的直接效果，環境表現目標結構則對社會關係目標無直接效果 (陳虹瑾, 2007)，而社會關係目標之概念亦與聯繫感相近。由上述研究可見環境目標結構所傳遞的訊息可能影響學習者三種心理需求的滿足。

職此，本研究欲將環境目標結構與自我決定理論連結，以學生所知覺的環境目標結構做為自我決定理論中的社會環境變項，並考量教師、同儕、家庭三面向，探討其與三種基本心理需求之關係。

三、自主動機與學業情緒之關係

學業情緒對於學習歷程，扮演著重要角色。所謂學業情緒是指學習者在學習時所產生的各種情緒，包括課堂聽課、閱讀教科書、準備考試及寫作業所產生的各種情緒。Pekrun (2000) 將學業情緒依照價向 (valence) 分為正向 (positive)、負向 (negative) 和中立。若依參考的時間點，情緒可分為現在的 (current) 情緒，即學習進行中的情緒；回顧的 (retrospective) 情緒，即學習後產生的情緒；預想的 (prospective) 情緒，即學習前評估學習相關活動或結果所產生的情緒。

Pekrun (1992) 也提出學業情緒的認知-動機模式 (cognitive-motivational model)，用來說明學業情緒如何透過認知與動機機制的中介，進而影響學業成就。認知機制包括動機 (motivation)、學習策略 (strategies for learning)、認知資源 (cognitive resources) 和自我調整 (self-regulation)。在 Pekrun 等人 (2002) 所提出的動機機制，較偏向興趣與努力。本研究參考李俊青 (2007) 的研究，將認知-動機機制中所提及的動機視為動機涉入 (motivation engagement)。本研究基於學業情緒的產生，乃在自我調整與動機涉入兩個機制之前，因此採用學習前評估學習相關活動或結果所產生的預想情緒。又根據李俊青 (2007) 的研究，在探討學業情緒歷程模式各潛在變項間的全體效果時發現，正向學業情緒對認知-動機機制的全體效果最高，因此本研究以預想情緒中個體預期的高興、希望兩種正向情緒，作為學業情緒的觀察變項。

根據自我決定理論，學習環境會對個體的學習造成影響，此影響乃經由三種心理需求的滿足，形塑不同程度的自我決定動機，若是自我決定動機的自主程度越高，則越容易產生正向的學業情緒，且學業情緒的研究亦須考慮學習情境 (施怡如, 2011)，因此本研究認為自我決定理論與學業情緒之間有相當的關聯。此外，本研究考量自主動機與控制動機之間的自我決定程度有很大的差別，基於潛在變項測量指標必須單向度的原則 (Anderson & Gerbing, 1988)，故選擇自我決定程度較高的內在動機與認同調節所組成的自主動機，用來代表自我決定動機。

綜觀自我決定理論相關的實徵研究，已有研究以學業情緒作為理論中學習成果的觀察變項 (Ryan & Connell, 1989)。然而根據學業情緒中的認知-動機模式，學業情緒會經由認知-動機的機制影響學業成就，因此本研究認為有必要進一步結合自主動機與學業情緒的認知-動機模式，探討兩者的關連。

四、模式建構

本研究整合自我決定理論、環境目標結構以及學業情緒認知-動機模式，建構自我決定動機歷程模式（參見圖 1），並進行理論模式與觀察資料的適配度考驗。模式之建構如下述：

依據自我決定理論（Deci & Ryan, 2000），自主動機受自主感、勝任感、聯繫感三種內在心理需求影響，因此，本研究假定學習者的自主動機受到自主感、勝任感與聯繫感的影響。

本研究探討自我決定理論，發現該理論亦著重對環境因素的探討（Deci & Ryan, 1985）。動機研究中另一個主要研究焦點為目標導向理論，而從目標導向理論中衍伸出來的環境目標結構，重視的即是學習環境的目標結構對學習者學習歷程的影響（Midgley, Arunkumar, & Urdan, 1996）。因此，本研究以環境目標結構為自我決定動機歷程模式中的社會環境變項，假定學習者的自主感、勝任感與聯繫感，受到精熟目標結構與表現目標結構的影響。

另外，本研究從自我決定理論及相關的實徵研究中發現，自我決定動機對學業成就、學業情緒以及學習歷程中的諸多變項有影響。而根據學業情緒理論中的認知-動機模式（Pekrun, 1992），學業情緒是透過認知-動機變項來影響學業成就。因此，綜合自我決定理論、學業情緒的認知-動機模式以及現有實徵研究的結果，本研究假定自主動機對學業情緒的認知-動機模式有影響，亦即自主動機會影響學業情緒及認知-動機變項，而學業情緒會影響認知-動機變項，且認知-動機變項會進一步對學業成就產生影響。

再者，綜觀現有自我決定理論實徵研究中，部分研究以各科的綜合表現（Fortier, Vallerand, & Guay, 1995）或是單科表現（Lavigne, Vallerand, & Miquelon, 2007）作為學習結果的測量指標；也有學者將自我決定理論應用於科技融入教學上（Sorebo, Halvari, & Gulli, 2009; Zhao Ling, Lu Yaobin, & Wang Bin, 2011）；亦有研究以體育科作為研究時的特定領域（Katartzi & Vlachopoulos, 2011）。在國內研究方面，則有以數學科為研究特定領域者（施淑慎, 2008；陳秀惠, 2009）。從上述可知，自我決定理論的實徵研究中，鮮少以語文科作為特定領域進行研究。然而，語文是人類的重要行為；它不僅是人際間傳達意見表達感情的工具，而且更重要的是，人類世世代代的經驗、思想、知識等累積形成的文化，幾乎全靠語文為媒介傳給下一代。因此，無論學校教育的目的與形式如何隨時代而改變，語文學習永遠是最重要的（張春興、林清山, 1986）。職此，本研究乃以語文領域中的本國語文作為研究的特定領域。

方法

一、研究對象

本研究以台灣地區 11 所國中的八年級學生為研究對象，依據教育部教育統計所列各縣市國中生的分布比率（北、中、南三個區域大約為 6：4：5）進行抽樣，抽樣方法採分層叢集抽樣，共抽取兩批樣本。第一批樣本作為分析研究工具的信、效度之用，共抽取 518 人，其中北部男生 123 人，女生 103 人；中部男生 57 人，女生 59 人；南部男生 83 人，女生 93 人；樣本總計男生 263 人，女生 255 人。第二批樣本作為考驗本研究之研究假設用，共抽取 707 人，其中北部男生 160 人，女生 146 人；中部男生 76 人，女生 76 人；南部男生 122 人，女生 127 人；樣本總計男生 358 人，女生 349 人。

二、自我決定動機歷程模式架構

(一) 潛在變項

本研究所建構自我決定動機歷程模式(圖 1)包含九個潛在變項,分別為精熟目標結構(ξ_1)、表現目標結構(ξ_2)、自主感(η_1)、勝任感(η_2)、聯繫感(η_3)、自主動機(η_4)、學業情緒(η_5)、認知-動機變項(η_6)、學業成就(η_7)。其中,精熟目標結構與表現目標結構為潛在自變項,其餘則為潛在依變項。

本研究對上述幾個潛在變項的假定是:精熟目標結構對自主感、勝任感、聯繫感與學業成就有直接效果;表現目標結構對自主感、勝任感、聯繫感與學業成就有直接效果。另一方面,自主感、勝任感與聯繫感對自主動機有直接效果;自主動機對學業情緒以及認知-動機變項有直接效果;學業情緒對認知-動機變項有直接效果;而認知-動機變項對學業成就有直接效果。

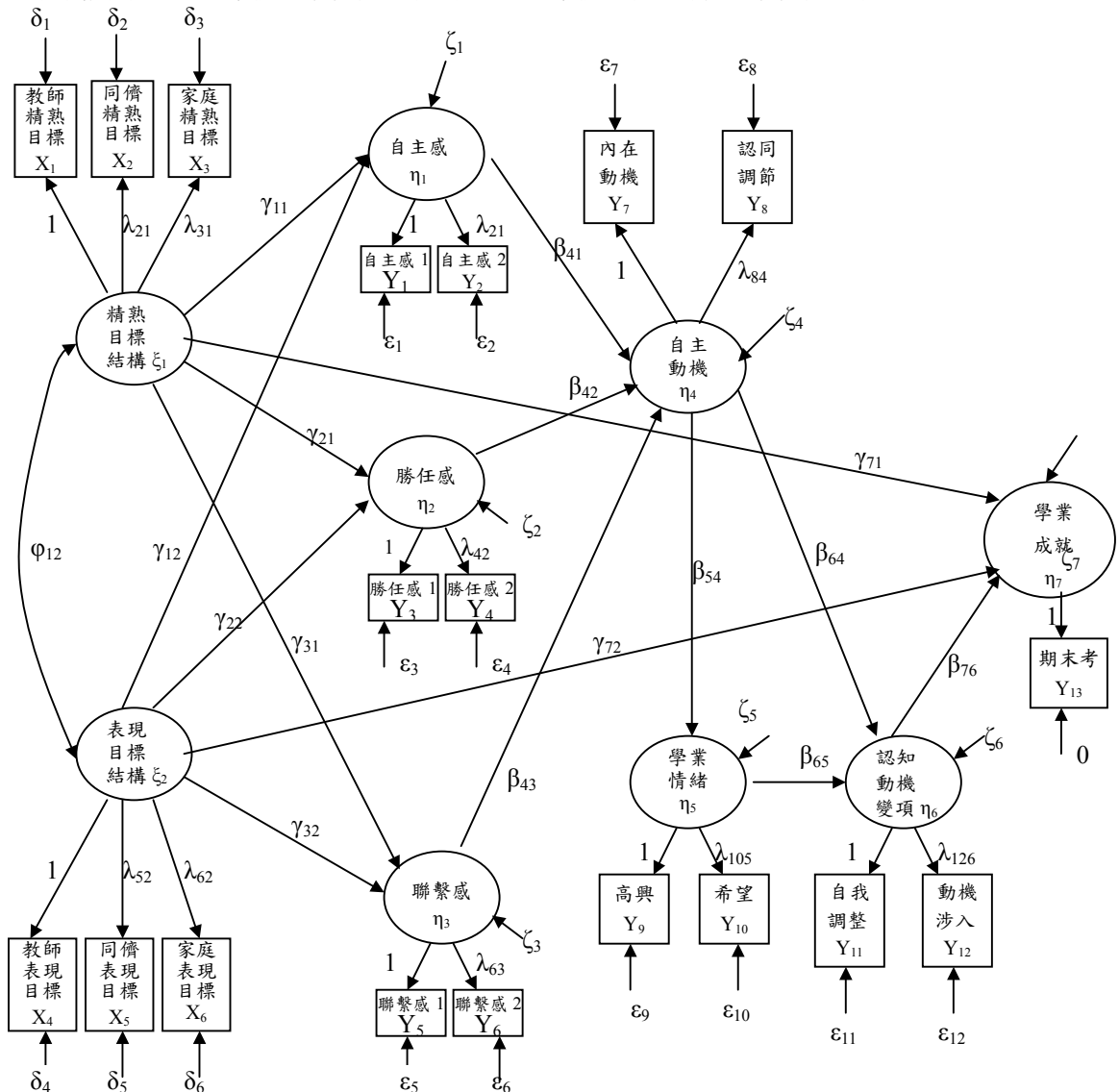


圖 1 本研究之自我決定動機歷程模式架構

(二) 觀察變項

根據相關文獻及研究結果，本研究使用 19 個觀察變項作為九個潛在變項的觀察指標。精熟目標結構 (ξ_1) 包含三個觀察指標，分別為教師精熟目標 (X_1)、同儕精熟目標 (X_2)、家庭精熟目標 (X_3)；表現目標結構 (ξ_2) 包含三個觀察指標，分別為教師表現目標 (X_4)、同儕表現目標 (X_5)、家庭表現目標 (X_6)。自主感 (η_1)、勝任感 (η_2) 以及聯繫感 (η_3) 因為都只有一個分量表，屬於單一指標，故以 Bandalos (2002) 建議的小包法 (parceling technique) 將自主感分為自主感 1 (Y_1)、自主感 2 (Y_2) 兩個觀察指標；勝任感 (η_2) 分為勝任感 1 (Y_3)、勝任感 2 (Y_4) 兩個觀察指標；聯繫感 (η_3) 分為聯繫感 1 (Y_5)、聯繫感 2 (Y_6) 兩個觀察指標。自主動機 (η_4) 選取內在動機 (Y_7) 與認同調節 (Y_8) 作為觀察變項。根據李俊青 (2007) 的研究，在探討學業情緒歷程模式各潛在變項間的全體效果時發現，正向學業情緒對認知-動機機制的全體效果最高，因此本研究的學業情緒 (η_5) 以預想情緒中個體預期的高興 (Y_9)、希望 (Y_{10}) 兩種正向情緒，作為學業情緒的觀察指標。認知-動機變項 (η_6) 方面，根據李俊青 (2007) 的研究結果，自我調整與動機涉入兩個機制，扮演著學業情緒與學業成就的中介變項，而學習策略與認知資源則在學業情緒與學業成就中介變項的假定中並沒有獲得支持。因此本研究以自我調整 (Y_{11})、動機涉入 (Y_{12}) 作為認知-動機變項的觀察變項；學業成就 (η_7) 則以期末考成績 (Y_{13}) 作為觀察指標，但由於學業成就之觀察變項為單一指標，故期末考成績 (Y_{13}) 的測量誤差設為 0。

三、研究變項的測量

(一) 環境目標結構

本研究採用李俊青 (2007) 所編製的「環境目標結構量表」來測量學生所知覺的環境目標結構。該量表分為「教師精熟目標」(如：國文科老師認為有學到東西比考試名次更重要)、「同儕精熟目標」(如：班上同學認為瞭解國文科課程內容比獲得好成績更重要)、「家庭精熟目標」(如：父母要我們去瞭解國文科課程內容，而不是死背它)、「教師表現目標」(如：老師很注意班上同學國文科成績的排名)、「同儕表現目標」(如：我覺得班上同學喜歡互相比較國文科考試分數)、「家庭表現目標」(如：我的父母很在意我的國文科成績在班上的排名) 六個分量表，全量表共 36 題，採六點計分。本研究以國文科為特定領域，受試者在各分量表得分越高，表示其從事國文科學習時知覺到該種環境目標訊息程度越高，反之則越低。

根據李俊青的研究 ($N = 641$)，環境目標結構量表具有理想的信、效度：以主軸法抽取因素、以最優斜交法進行轉軸的因素分析結果顯示可抽取六個與原量表結構完全一致的因素，轉軸後之組型負荷量 (pattern loading) 絕對值都在 .46 以上，36 個題目的共同性在 .46 ~ .70 之間，六個因素共可解釋 36 個題目總變異量的 58.21% 左右；而環境目標結構量表六個分量表的內部一致性 α 係數介於 .82 ~ .88 之間。

除了前述信、效度證據外，本研究另以 518 名受試者分別進行精熟目標結構以及表現目標結構的驗證性因素分析。就精熟目標結構的分析結果而言： $\chi^2(132, N = 518) = 359.19, p < .05$ ；RMSEA = .06、GFI = .97、AGFI = .96、NFI = .89、NNFI = .92、CFI = .93，量表題目的因素負荷量介於 .67 ~ .84 之間、個別指標信度在 .41 ~ .71 之間；教師精熟目標、同儕精熟目標與家庭精熟目標的組成信度分別是 .87、.87 與 .90，這三個因素的變異抽取量依序為 .53、.53 與 .62。再就表現目標結構的分析結果而言： $\chi^2(132, N = 518) = 588.59, p < .05$ ；RMSEA = .08、GFI = .98、AGFI = .98、NFI = 1.00、NNFI = 1.02、CFI = 1.00，量表題目的因素負荷量介於 .51 ~ .79 之間、個別指標信度在 .26 ~ .63 之間；教師表現目標、同儕表現目標與家庭表現目標的組成信度分別是 .80、.82 與 .88，這三個因素的變異抽取量依序為 .40、.43 與 .55。

(二) 基本心理需求

本研究採用陳秀惠(2009)所編製的「基本心理需求量表」來測量學生基本心理需求的滿足程度。該量表分成「自主感需求」(如:我可以自行決定要如何完成國文作業)、「勝任感需求」(如:我認爲我是班上國文能力最好的那幾個)與「聯繫感需求」(如:我與國文老師相處的很融洽)三個分量表,全量表共15題,採六點計分。本研究以國文科爲特定領域,受試者在各分量表得分越高,表示其從事國文科學習時基本心理需求的滿足程度越高,反之則越低。

根據陳秀惠的研究($N = 395$),基本心理需求量表具有理想的信、效度:以主軸法抽取因素、以最小斜交法進行轉軸的因素分析結果顯示可抽取三個與原量表結構完全一致的因素,轉軸後之組型負荷量絕對值都在.37以上,15個題目的共同性在.28~.82之間,六個因素共可解釋15個題目總變異量的51.43%左右;而基本心理需求量表三個分量表的內部一致性 α 係數介於.82~.88之間。

除了前述信、效度證據外,本研究也以518名受試者進行驗證性因素分析,分析結果顯示: $\chi^2(87, N = 518) = 858.20, p < .05$; RMSEA = .13、GFI = .96、AGFI = .94、NFI = .92、NNFI = .93、CFI = .94,量表題目的因素負荷量介於.45~.88之間、個別指標信度在.21~.77之間;自主感、勝任感與聯繫感的組成信度分別是.88、.80與.77,這三個因素的變異抽取量依序爲.65、.44與.34。

(三) 自主動機

本研究採用Shih(2008)修訂的「課業自我調整量表(Academic Self-Regulation Questionnaire, SRQ-A)」來測量學生的自主動機,該量表分爲「內在動機」(如:做回家功課很好玩)、「認同調節」(如:做回家功課是件很重要的事)、「投射調節」(如:做回家功課是因爲我希望老師認爲我是個好學生)、「外在調節」(如:做回家功課是因爲我被告知要這麼做)四個分量表,全量表共32題。根據Shih的研究($N = 343$),內在動機、認同調節、投射調節與外在調節四個分量表的 α 係數依序爲.86、.86、.86及.77。

除了前述信、效度證據外,本研究另以518名受試者對內在動機與認同調節兩個分量表進行驗證性因素分析,結果顯示: $\chi^2(75, N = 518) = 893.26, p < .05$; RMSEA = .14、GFI = .98、AGFI = .97、NFI = 1.00、NNFI = 1.01、CFI = 1.00,量表32個測量指標的因素負荷量介於.58~.77之間、個別指標信度在.33~.59之間;認同調節與內在動機的組成信度分別是.86與.87,這兩個因素的變異抽取量爲.47與.50。

(四) 學業情緒

本研究採用李俊青(2007)所編製的「學業情緒量表」來測量學生的學業情緒。該量表有12個分量表,本研究只採用學習前評估學習相關活動或結果所產生的預想情緒,即「高興」(如:寫國文科作業時,我感到很喜悅)和「希望」(如:閱讀國文科教科書時,我覺得很有希望)兩個分量表。「高興」分量表有七題,「希望」分量表有八題,採六點計分。本研究以國文科爲特定領域,受試者在各分量表得分越高,表示其從事國文科學習時高興、喜悅的程度越高,反之則越低。

根據李俊青的研究($N = 806$),學業情緒量表具有理想的信、效度:以主軸法抽取因素、以最優斜交法進行轉軸的因素分析結果顯示可抽取十二個與原量表結構完全一致的因素,轉軸後之組型負荷量絕對值都在.56以上,15個題目的共同性在.64~.85之間,而原量表12個因素共可解釋95個題目的總變異量77.28%左右;而學業情緒量表中「高興」和「希望」兩個分量表的內部一致性 α 係數依序是.93以及.97。

除了前述信、效度證據外,本研究另以518名受試者進行驗證性因素分析,學業情緒量表分析結果顯示: $\chi^2(87, N = 518) = 559.94, p < .05$; RMSEA = .11、GFI = 1.00、AGFI = 1.00、NFI = 1.00、NNFI = 1.00、CFI = 1.00,量表15個測量指標的因素負荷量介於.68~.87之間、個別指標信度在.46~.75之間;高興學業情緒與希望學業情緒的組成信度分別是.93與.94,這兩個因素的變異抽取量依序爲.67與.67。

(五) 自我調整

本研究採侯玫如、程炳林與于富雲（2004）編製的「認知量表」中的「後設認知策略分量表」（如：我會安排讀書計畫，按部就班地學習國文）來測量學生的自我調整。該分量表共 18 題，採六點計分，受試者得分越高表示其學習時越常使用後設認知策略，反之則越少使用。

根據侯玫如等人（2004）的研究（ $N = 341$ ），認知量表具理想的信、效度：以主軸法抽取因素、以最小斜交法進行轉軸的因素分析結果顯示可抽取兩個與原量表結構完全一致的因素，轉軸後之組型負荷量絕對值都在 .37 以上，原量表 36 個題目的共同性在 .30 ~ .69 之間，兩個因素可解釋 36 個題目總變異量的 45% 左右。

除了前述信、效度證據外，本研究另以 518 名受試者針對後設認知策略分量表進行驗證性因素分析，結果顯示： $\chi^2(135, N = 518) = 901.71, p < .05$ ；RMSEA = .12、GFI = .99、AGFI = .99、NFI = 1.00、NNFI = 1.01、CFI = 1.00，量表測量指標的因素負荷量介於 .61 ~ .80 之間、個別指標信度在 .49 ~ .63 之間，組成信度是 .96，變異抽取量為 .55。

(六) 動機涉入

本研究採用賴美璇（2005）所編製的「動機涉入量表」來測量學生的動機涉入程度。該量表分成「努力」（如：你覺得自己在國文科這門課的用功程度如何）、「堅持」（如：我不會因為讀不懂國文課本，就放棄學習）、「工作選擇」（如：我希望以後可以讀和國文科有關的科系）和「工具性尋求協助」（如：當我做國文科習題時遇到困難，我先請同學給我一點提示，然後再自己做做看）四個分量表，全量表共 21 題，採六點計分。本研究以國文科為特定領域，受試者在各分量表得分越高，表示其從事國文科學習時動機涉入的程度越高，反之則越低。

根據賴美璇的研究（ $N = 753$ ），動機涉入量表具有理想的信、效度：以主軸法抽取因素、以最小斜交法進行轉軸的因素分析結果顯示可抽取四個與原量表結構完全一致的因素，轉軸後之組型負荷量絕對值都在 .44 以上，21 個題目的共同性在 .42 ~ .81 之間，四個因素共可解釋 21 個題目總變異量的 70.30% 左右；而動機涉入量表四個分量表的內部一致性 α 係數介於 .62 ~ .92 之間。

除了前述信、效度證據外，本研究另以 518 名受試者進行階驗證性因素分析，動機涉入量表分析結果顯示： $\chi^2(185, N = 518) = 779.67, p < .05$ ；RMSEA = .08、GFI = .99、AGFI = .98、NFI = 1.00、NNFI = 1.01、CFI = 1.00，量表 21 個測量指標的因素負荷量介於 .61 ~ .92 之間、個別指標信度在 .37 ~ .85 之間；努力、堅持、工作選擇和工具性尋求協助的組成信度分別是 .91、.90、.91 與 .71，這四個因素的變異抽取量依序為 .66、.61、.62 與 .45。

(七) 學業成就

本研究採受試者於 97 學年度上學期的國文科期末考成績作為受試者的學業成就。本研究以班級為單位，將受試者的成績轉換成 z 分數。

四、資料分析

本研究以 LISREL8.72 及 SPSS for Windows 15.0 統計套裝軟體分析所得資料。統計方法上，則以結構方程模式（structural equation modeling, SEM）考驗本研究所建構的自我決定動機歷程模式與蒐集的觀察資料適配，統計考驗以 .05 作為顯著水準。由於 LISREL 電腦套裝軟體內定的參數估計法為最大似法（maximum likelihood, ML），而 ML 法對大樣本與多變項常態分配（multivariate normality distribution）的假設有嚴格要求（Bollen, 1989）。因此本研究在進行模式適配度考驗之前，先以 Jöreskog 和 Sörbom（2001）所發展的 PRELIS 2.51 版電腦統計套裝軟體進行多變項常態分配假設的考驗。結果發現本研究所蒐集的觀察資料並未符合多變項常態分配的假設： $\chi^2(2, N = 707) = 1190.85, p < .05$ 。因此，本研究採加權最小平方法（weighted least square, WLS）作為參數估計與模式適配度的考驗方法。

模式適配度的評鑑方面，依據程炳林（2001, 2003）的觀點，從模式的基本適配標準、整體適配度以及內在結構適配度三方面來評鑑理論模式與觀察資料的適配情形。基本適配標準方面，本研究參考 Bagozzi 和 Yi（1988）等學者的建議，訂為不能有負的誤差變異、誤差變異必須都達

顯著水準、估計參數之間相關係數的絕對值不能大於 .90、因素負荷量應介於 .50~.95 間、估計參數的標準誤不能太大。整體適配度方面，本研究參考 Hair、Anderson、Tatham 與 Black (1998) 和程炳林 (2001, 2003) 等學者的建議，將整體模式適配度分成絕對適配度 (measures of absolute fit)、相對適配度 (relative fit indices) 和精簡適配度 (parsimonious fit measures) 三方面的評鑑。絕對適配度考驗的評鑑標準訂為 χ^2 不顯著、GFI 值大於 .90、AGFI 值大於 .90、RMSEA 值小於 .08；相對適配度考驗的評鑑標準訂為 NFI 值大於 .90、NNFI 值大於 .90、CFI 值大於 .90；而精簡適配度考驗的評鑑標準訂為 PGFI 值大於 .50。最後，在模式內在結構適配度上，根據 Bagozzi 和 Yi (1988)、Hair 等人 (1998) 及 Rubio、Berg-Weger 與 Tebb (2001) 之建議，本研究將適配指標訂為所有估計的因素負荷量都達顯著水準、個別項目信度都在 .45 以上、潛在變項的組成信度 (composite reliability) 都在 .60 以上、潛在變項的平均變異抽取量 (average variance extracted) 都在 .50 以上。

結果

一、基本統計分析

表 1 顯示受試者在各變項上得分之平均數、標準差，以及各變項間的相關。其中 18 個變項的平均數介於 1.31~4.88 之間 (學業成就為 z 分數)；標準差方面，各變項介於 .95~1.45 之間；19 個變項間的相關係數幾乎都達顯著水準。

表 1 自我決定動機歷程模式 19 個測量指標的平均數、標準差及相關矩陣 ($N = 707$)

變項	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	
1. TM	1.00																			
2. CM	.26	1.00																		
3. FM	.32	.35	1.00																	
4. TP	-.22	-.06	-.09	1.00																
5. CP	-.06	.03	-.05	.43	1.00															
6. FP	-.06	.01	-.37	.33	.37	1.00														
7. AN1	.24	.12	.22	-.15	-.14	-.14	1.00													
8. AN2	.29	.15	.27	-.12	-.14	-.15	.65	1.00												
9. CN1	.16	-.02	.12	-.01	.11	.10	.25	.24	1.00											
10. CN2	.28	.19	.28	-.10	.04	.04	.33	.35	.54	1.00										
11. RN1	.39	.13	.18	-.28	-.07	-.04	.23	.23	.20	.35	1.00									
12. RN2	.29	.18	.39	-.13	-.13	-.18	.23	.30	.14	.25	.36	1.00								
13. IM	.27	.18	.23	-.07	.06	.00	.28	.24	.27	.47	.32	.27	1.00							
14. IR	.30	.24	.32	-.10	-.03	-.07	.38	.41	.26	.51	.33	.38	.61	1.00						
15. JE	.32	.19	.21	-.13	.06	.04	.28	.26	.33	.57	.45	.25	.67	.58	1.00					
16. HE	.29	.18	.24	-.12	.02	.04	.33	.30	.42	.61	.40	.31	.59	.57	.79	1.00				
17. ME	.28	.18	.26	-.08	.01	-.03	.35	.34	.35	.51	.33	.31	.52	.65	.61	.66	1.00			
18. MO	.32	.18	.26	-.18	-.04	-.05	.39	.38	.40	.54	.39	.31	.52	.59	.65	.68	.78	1.00		
19. ZG	.22	-.07	.10	-.17	-.18	-.11	.30	.32	.30	.21	.17	.14	.19	.31	.23	.28	.39	.40	1.00	
<i>M</i>	4.59	4.15	4.30	3.19	2.92	3.16	4.64	4.88	3.16	3.62	3.81	4.72	3.12	1.31	3.19	3.33	3.68	3.58	3.58	.05
<i>SD</i>	.97	1.01	1.24	1.04	1.16	1.29	1.45	1.31	1.35	1.22	1.09	1.11	1.31	1.19	1.23	1.23	1.15	.98	.95	

註 1：TM = 教師精熟目標；CM = 同儕精熟目標；FM = 家庭精熟目標；TP = 教師表現目標；CP = 同儕表現目標；FP = 家庭表現目標；AN = 自主感；CN = 勝任感；RN = 聯繫感；IM = 內在動機；IR = 認同調節；JE = 高興；HE = 希望；ME = 自我調整；MO = 動機涉入；ZG = 學業成就。

註 2：學業成就為 z 分數。

註 3：表中相關係數絕對值在 .10 以上者，達 .05 顯著水準。

本研究進一步考驗男女生在 19 個變項的差異情形，發現不同性別的國中生只在同儕表現目標、家庭表現目標、自主感、自我調整以及動機涉入五個變項有顯著差異，在其餘 14 個變項上並無顯著差異。然而，性別在五個有顯著差異的變項上之效果量僅介於 .03~.05，依據 Cohen (1997) 提出的標準來檢視，性別在上述變項的效果量並不高。根據前述，性別在本研究所探討的變項上並無明顯的差異，固本研究未將性別視為控制變項。

二、模式適配度考驗

以下分別就本研究自我決定動機歷程模式的基本適配度、整體適配度以及內在結構適配度作討論。

表 2 自我決定動機歷程模式估計參數的顯著性考驗及標準化數值(N = 707)

參數	WLS 估計值	標準誤	t 值	標準化 估計值	參數	WLS 估計值	標準誤	t 值	標準化 估計值
λ_{11}^y	1.00	--	--	.80	δ_1	.58	.05	11.71	.58*
λ_{21}^y	1.07	.04	24.76	.85*	δ_2	.80	.05	17.30	.80*
λ_{32}^y	1.00	--	--	.32	δ_3	.46	.05	9.01	.46*
λ_{42}^y	1.41	.06	21.98	.94*	δ_4	.50	.06	8.80	.50*
λ_{53}^y	1.00	--	--	.72	δ_5	.59	.05	11.06	.59*
λ_{63}^y	1.01	.05	19.68	.72*	δ_6	.53	.05	9.76	.53*
λ_{74}^y	1.00	--	--	.81	γ_{11}	.95	.06	14.69	.77*
λ_{84}^y	1.09	.03	42.12	.88*	γ_{21}	.87	.06	13.70	.85*
λ_{95}^y	1.00	--	--	.92	γ_{31}	.93	.06	15.90	.84*
λ_{105}^y	1.00	.02	62.09	.93*	γ_{71}	.08	.10	0.76	.05
λ_{116}^y	1.00	--	--	.91	γ_{12}	.10	.06	1.59	.09
λ_{126}^y	1.01	.02	62.09	.93*	γ_{22}	.34	.05	6.19	.36*
λ_{11}^x	1.00	--	--	.65	γ_{32}	.02	.05	0.29	.02
λ_{21}^x	.69	.05	13.49	.45*	γ_{72}	-.24	.06	-3.86	-.17*
λ_{31}^x	1.14	.05	20.92	.74*	β_{41}	.17	.05	3.40	.16*
λ_{42}^x	1.00	--	--	.71	β_{42}	.63	.05	12.17	.52*
λ_{52}^x	.90	.06	15.41	.64*	β_{43}	.36	.06	6.02	.32*
λ_{62}^x	.96	.06	15.92	.68*	β_{54}	1.07	.03	39.67	.94*
E ₁	.36	.05	7.11	.36*	β_{64}	.66	.15	4.55	.59*
E ₂	.27	.05	5.26	.27*	β_{65}	.34	.13	2.69	.34*
E ₃	.56	.05	11.20	.56*	β_{76}	.52	.06	8.44	.47*
E ₄	.12	.05	2.24	.12*	ζ_{11}	.29	.03	9.66	.45*
E ₅	.49	.05	9.09	.49*	ζ_{22}	.19	.02	8.18	.43*
E ₆	.48	.05	8.94	.48*	ζ_{33}	.16	.03	5.25	.31*
E ₇	.35	.05	7.59	.35*	ζ_{44}	.16	.02	9.30	.25*
E ₈	.23	.04	5.07	.23*	ζ_{55}	.10	.02	5.15	.12*
E ₉	.15	.04	3.59	.15*	ζ_{66}	.13	.02	7.37	.16*
E ₁₀	.14	.04	3.42	.14*	ζ_{77}	.68	.05	14.10	.68*
E ₁₁	.17	.04	3.94	.17*	φ_{12}	-.21	.02	-9.04	-.45*
E ₁₂	.14	.04	3.41	.14*	φ_{11}	.42	.03	13.10	1.00*
					φ_{22}	.50	.04	12.05	1.00*

註 1：未列標準化估計值者為參照指標。

註 2：* $p < .05$

(一) 自我決定動機歷程模式的基本適配度考驗

表 2 顯示 Y 變項、X 變項的測量誤差以及潛在依變項的殘餘誤差，介於 .02 ~ .06 之間，沒有出現負的誤差變異，且均達 .05 的顯著水準。其次，所有估計參數之間相關係數的絕對值介於 .00 ~ .85 之間，並未超過 .90。再者，測量模式的因素負荷量大部分都介於 .45 ~ .93 之間，只有一個測量指標小於 .50 ($\lambda_{21}^x = .45$)。此外，估計參數的標準誤均介於 .02 ~ .15 之間，並沒有出現很大的標準誤。

(二) 自我決定動機歷程模式的整體適配度考驗

表 3 可見自我決定動機歷程模式的整體適配度考驗結果。首先，在絕對適配度方面，雖然 χ^2 (137, $N = 707$) = 626.67, $p < .05$ ，但 χ^2 會隨著樣本人數越大越容易達到顯著 (Jöreskog & Sörbom, 1993)。然而，在其他適配度指標方面，本研究所得的 GFI 指數為 .97，AGFI 指數為 .96，皆大於 .90。再者，本研究所得之 RMSEA 指數為 .07，低於 .08。因此，從絕對適配度考驗結果可以發現本研究建構的自我決定動機歷程模式與觀察資料是適配的。

其次，在相對適配度方面，本研究的 NFI、NNFI、CFI 及 IFI 值依序是 .94、.94、.95、.95，皆大於 .90。因此，從相對適配度考驗結果可以發現本研究建構的自我決定動機歷程模式與觀察資料是適配的。

最後，在精簡適配度方面，PNFI 值為 .75，PGFI 值為 .70，兩者皆大於 .50。前述結果顯示本研究建構的自我決定動機歷程模式應是一個精簡模式。

表 3 自我決定動機歷程模式的整體適配度考驗結果 ($N = 707$)

Goodness of Fit Statistics	
絕對適配度	Degrees of Freedom = 137 Minimum Fit Function Chi-Square = 626.67 (P = 0.0) Goodness of Fit Index (GFI) = .97 Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = .96 Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = .07
相對適配度	Normed Fit Index (NFI) = .94 Non-Normed Fit Index (NNFI) = .94 Comparative Fit Index (CFI) = .95
精簡適配度	Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = .70 Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = .75

綜合言之，本研究所提出的自我決定動機歷程模式在整體適配度的考驗上，除了 χ^2 值因樣本數較大而達顯著外，其他各項指標都顯示出理論模式與觀察資料有相當理想的適配度。這些結果都一致顯示自我決定動機歷程模式應可用來解釋實際的觀察資料。

(三) 自我決定動機歷程模式的內在結構適配度考驗

表 2 是自我決定動機歷程模式估計參數的顯著性考驗及標準化係數之摘要表。從表中顯示所有估計的因素負荷量 (即 λ 值) 都達顯著水準， t 值介於 13.49 ~ 62.09 之間， $p < .05$ ，符合「因素負荷量應達顯著水準」的評鑑標準 (Bagozzi & Yi, 1988; Hair et al., 1998)。其次，自我決定動機歷程模式中 19 個測量指標的個別指標信度 (潛在變項預測測量指標 X、Y 的 R^2 值)，只有勝任感 1 (.44)、教師精熟目標 (.42)、同儕精熟目標 (.20)、同儕表現目標 (.41) 低於 .45 的標準 (Rubio et al., 2001)，其餘 15 個測量指標信度皆介於 .45 與 .90 之間，是理想的結果。第三，自我決定動機歷程模式的八個潛在變項的組成信度依序為 .81、.79、.75、.75、.92、.92、.65、.56 (學業成就除外)，其中除了表現目標結構的組成信度在 .60 以下，其餘潛在變項的組成信度都達 .60 以上的評鑑標準。第四，在變異抽取量上，理論模式的八個潛在變項的變異抽取量分別是 .69、.67、.52、.72、.86、.84、.39 以及 .46，其中除了自主感、精熟目標結構、表現目標結構的變異抽取量在 .50 以下，其餘潛在變項的變異抽取量都達 .50 以上的評鑑標準。

整體而言，自我決定動機歷程模式的內在品質評鑑方面，有四個測量指標（勝任感 1、教師精熟目標、同儕精熟目標、同儕表現目標）的個別指標信度低於 .45 的標準，有一個潛在變項（表現目標結構）的組成信度在 .60 以下，三個潛在變項（自主感、精熟目標結構、表現目標結構）的變異抽取量在 .50 以下，其餘的模式內在適配度的評鑑結果，大致都顯示自我決定動機歷程模式具有理想的內在品質，應可用來解釋國中生的觀察資料。

三、各變項間的效果值

本研究除評鑑此理論模式的整體模式適配度及其在品質外，亦將進一步比較各變項之間的關係與效果。由圖 1 可知，兩個潛在變項精熟目標結構與表現目標結構之間有顯著負相關 ($\phi_{12} = -.45$)。而潛在變項間的效果包括直接效果 (direct effect)、間接效果 (indirect effect) 和全體效果 (total effect) 三方面 (Bollen, 1989; Jöreskog & Sörbom, 1993)。以下分別說明之。

(一) 自我決定動機歷程模式各潛在變項間直接效果

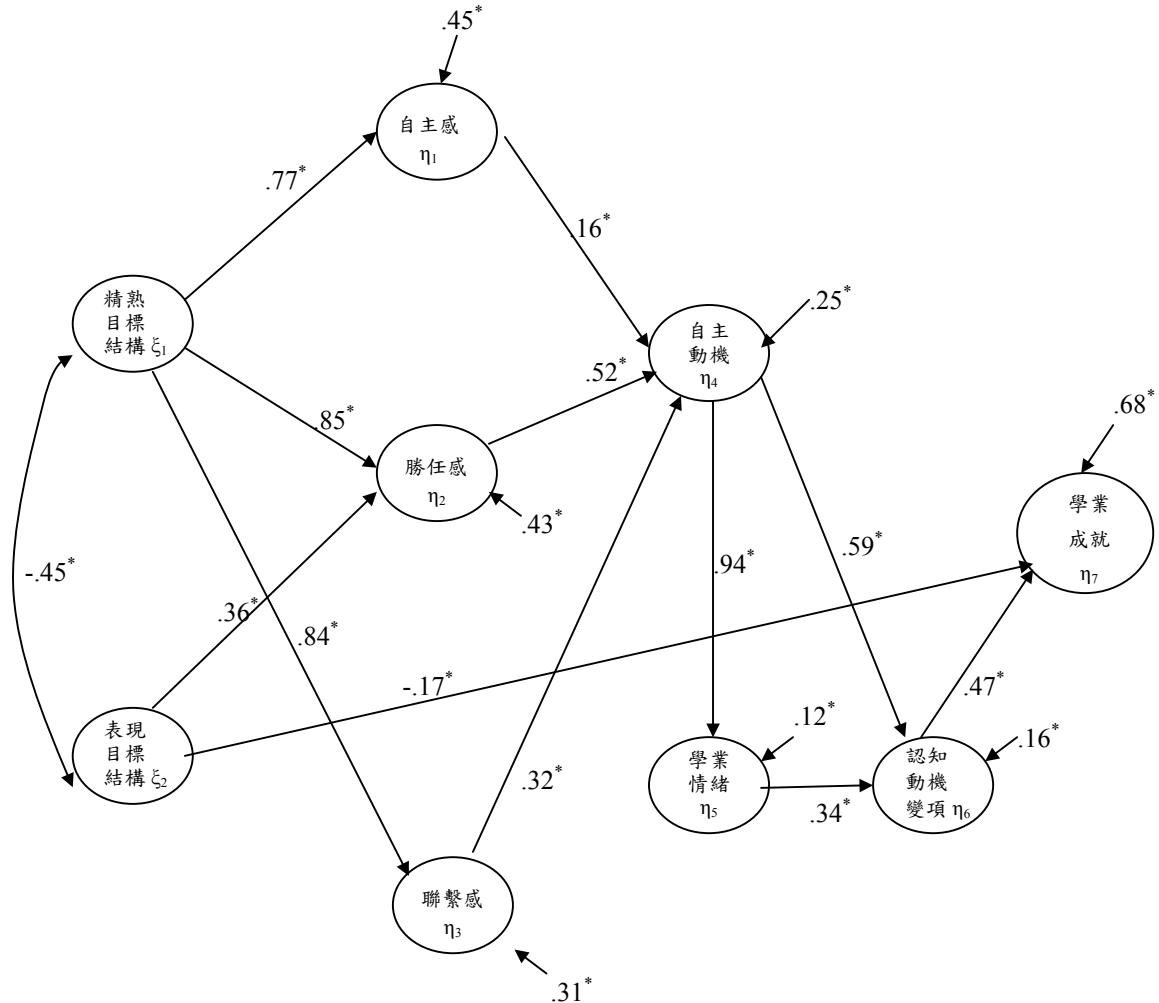


圖 2 自我決定動機歷程模式 (註：省略測量模式及未達顯著之結構參數，* $p < .05$)

圖 1 顯示理論模式中各變項之間的直接效果（即細列的徑路係數）。其中潛在自變項對潛在依變項的直接效果方面，精熟目標結構對自主感（ $\gamma_{11} = .77, p < .05$ ）、勝任感（ $\gamma_{21} = .85, p < .05$ ）、聯繫感（ $\gamma_{31} = .84, p < .05$ ）的直接效果達顯著水準，表示精熟目標結構對自主感、勝任感與聯繫感有正向的效果；而表現目標結構對勝任感（ $\gamma_{22} = .36, p < .05$ ）的直接效果達顯著水準，但是對自主感（ $\gamma_{12} = .09, p > .05$ ）、聯繫感（ $\gamma_{32} = .02, p > .05$ ）的直接效果則未達顯著水準，表示表現目標結構僅對勝任感有正向的效果。

另外，精熟目標結構對學業成就（ $\gamma_{71} = .05, p > .05$ ）直接效果未達顯著水準，而表現目標結構對學業成就（ $\gamma_{72} = -.17, p < .05$ ）的直接效果達顯著水準，表示表現目標結構對學業成就有負向的效果。

在潛在依變項對潛在依變項的直接效果方面（圖 2），自主感對自主動機（ $\beta_{41} = .16, p < .05$ ）、勝任感對自主動機（ $\beta_{42} = .52, p < .05$ ）以及聯繫感對自主動機（ $\beta_{43} = .32, p < .05$ ）的直接效果都達顯著水準，表示三種心理需求對自主動機皆有正向的效果，其中以勝任感的效果最大。

另外，自主動機對學業情緒（ $\beta_{54} = .94, p < .05$ ）、自主動機對認知-動機變項（ $\beta_{64} = .59, p < .05$ ）、學業情緒對認知-動機變項（ $\beta_{65} = .34, p < .05$ ）以及認知-動機變項對學業成就（ $\beta_{76} = .47, p < .05$ ）的直接效果達皆顯著水準，表示自主動機對學業情緒及認知-動機變項有正向的效果，而學業情緒對認知-動機變項、認知-動機變項對學業成就有正向的效果。

（二）自我決定動機歷程模式各潛在變項間間接效果

潛在自變項對潛在依變項的間接效果方面，精熟目標結構對自主動機的間接效果（ $EF = .84, t = 18.60, p < .05$ ）、精熟目標結構對學業情緒的間接效果（ $EF = .79, t = 19.33, p < .05$ ）、精熟目標結構對認知-動機變項的間接效果（ $EF = .76, t = 18.78, p < .05$ ）、精熟目標結構對學業成就的間接效果（ $EF = .36, t = 7.61, p < .05$ ）、表現目標結構對自主動機的間接效果（ $EF = .21, t = 4.60, p < .05$ ）、表現目標結構對學業情緒的間接效果（ $EF = .19, t = 4.61, p < .05$ ）、表現目標結構對認知-動機變項的間接效果（ $EF = .19, t = 4.60, p < .05$ ）、表現目標結構對學業成就的間接效果（ $EF = .09, t = 3.96, p < .05$ ）皆達顯著。

綜合以上結果可知，無論是精熟目標結構或是表現目標結構，對自主動機、學業情緒、認知-動機變項以及學業成就的間接效果皆有達顯著，然而值得注意的是，精熟目標對自主動機、學業情緒、認知-動機變項以及學業成就的間接效果遠大於表現目標結構。

潛在依變項對潛在依變項的間接效果方面，表 4 顯示自主感、勝任感以及聯繫感對學業情緒的間接效果（ $EF_s = .15、.49、.30, t_s = 3.66、12.48、6.04, p_s < .05$ ）皆達顯著。自主感、勝任感以及聯繫感對認知-動機變項有顯著的間接效果（ $EF_s = .15、.48、.29, t_s = 3.66、12.39、6.04, p_s < .05$ ）自主感、勝任感以及聯繫感對學業成就有顯著的間接效果（ $EF_s = .07、.22、.14, t_s = 3.22、6.93、5.19, p_s < .05$ ）。自主動機對認知-動機變項有顯著的間接效果（ $EF = .32, t = 2.71, p < .05$ ）。自主動機對學業成就有顯著的間接效果（ $EF = .43, t = 8.18, p < .05$ ）。學業情緒對學業成就有顯著的間接效果（ $EF = .16, t = 2.60, p < .05$ ）。

綜合以上結果可知，無論是自主感、勝任感或是聯繫感，對學業情緒、認知-動機變項以及學業成就的間接效果皆有達顯著，然而值得注意的是，勝任感對學業情緒、認知-動機變項以及學業成就的間接效果最大，其次為聯繫感，間接效果最小的是自主感。此外，自主動機對認知-動機變項與學業成就亦有顯著的間接效果，而學業情緒對學業成就亦有顯著的間接效果。

（三）自我決定動機歷程模式各潛在變項間的全體效果

全體效果是由直接效果加上間接效果而得，表 4 呈現自我決定動機歷程模式九個潛在變項間的標準化效果值。

在潛在自變項對潛在依變項的全體效果方面，精熟目標結構對自主感、勝任感、聯繫感這三個潛在依變項之標準化全體效果值皆達顯著（ $EF_s = .77、.85、.84, t_s = 14.69、13.70、15.9, p_s < .05$ ）。其次，精熟目標結構對自主動機、學業情緒與認知-動機變項這三個潛在依變項之標準化全體效果值皆達顯著（ $EF_s = .84、.79、.76, t_s = 18.6、19.33、18.78, p_s < .05$ ）。最後，精熟目標結構對學業成就的全體效果亦達顯著（ $EF = .41, t = 9.83, p < .05$ ）。

表 4 自我動機歷程模式潛在變項之標準化效果值(N = 707)

潛在變項 → 潛在變項	直接效果 (t 值)	間接效果 (t 值)	全體效果 (t 值)	
精熟目標結構 (ξ ₁)	對自主感 (η ₁)	.77* (14.69)	----- .77* (14.69)	
	對勝任感 (η ₂)	.85* (13.70)	----- .85* (13.70)	
	對聯繫感 (η ₃)	.84* (15.90)	----- .84* (15.90)	
	對自主動機 (η ₄)	-----	.84* (18.60)	.84* (18.60)
	對學業情緒 (η ₅)	-----	.79* (19.33)	.79* (19.33)
	對認知-動機 (η ₆)	-----	.76* (18.78)	.76* (18.78)
	對學業成就 (η ₇)	.05 (0.76)	.36* (7.61)	.41* (9.83)
表現目標結構 (ξ ₂)	對自主感 (η ₁)	.09 (1.59)	----- .09 (1.59)	
	對勝任感 (η ₂)	.36* (6.19)	----- .36* (6.19)	
	對聯繫感 (η ₃)	.02 (0.29)	----- .02 (0.29)	
	對自主動機 (η ₄)	-----	.21* (4.60)	.21* (4.60)
	對學業情緒 (η ₅)	-----	.19* (4.61)	.19* (4.61)
	對認知-動機 (η ₆)	-----	.19* (4.60)	.19* (4.60)
	對學業成就 (η ₇)	-.17* (-3.86)	.09* (3.96)	-.08 (-1.81)
自主感 (η ₁)	對自主動機 (η ₄)	.16* (3.67)	----- .16* (3.67)	
	對學業情緒 (η ₅)	-----	.15* (3.66)	.15* (3.66)
	對認知-動機 (η ₆)	-----	.15* (3.66)	.15* (3.66)
	對學業成就 (η ₇)	-----	.07* (3.22)	.07* (3.22)
勝任感 (η ₂)	對自主動機 (η ₄)	.52* (12.16)	----- .52* (12.16)	
	對學業情緒 (η ₅)	-----	.49* (12.48)	.49* (12.48)
	對認知-動機 (η ₆)	-----	.48* (12.39)	.48* (12.39)
	對學業成就 (η ₇)	-----	.22* (6.93)	.22* (6.93)
聯繫感 (η ₃)	對自主動機 (η ₄)	.32* (6.02)	----- .32* (6.02)	
	對學業情緒 (η ₅)	-----	.30* (6.04)	.30* (6.04)
	對認知-動機 (η ₆)	-----	.29* (6.04)	.29* (6.04)
	對學業成就 (η ₇)	-----	.14* (5.19)	.14* (5.19)
自主動機 (η ₄)	對學業情緒 (η ₅)	.94* (39.67)	----- .94* (39.67)	
	對認知-動機 (η ₆)	.59* (4.55)	.32* (2.71)	.91* (37.24)
	對學業成就 (η ₇)	-----	.43* (8.18)	.43* (8.18)
學業情緒 (η ₅)	對認知-動機 (η ₆)	.34* (2.69)	----- .34* (2.69)	
	對學業成就 (η ₇)	-----	.16* (2.60)	.16* (2.60)
認知-動機 (η ₆)	對學業成就 (η ₇)	.47* (8.44)	----- .47* (8.44)	

**p* < .05

就表現目標結構方面來看，表現目標結構對自主感、勝任感、聯繫感這三個潛在變項之標準化全體效果值只有勝任感達顯著 ($EF = .36, t = 6.19, p < .05$)，至於表現目標結構對自主感以及聯繫感的全體效果並未達顯著 ($EFs = .09, .02, t_s = 1.59, 0.29, p_s > .05$)。其次，表現目標結構對自主動機、學業情緒與認知-動機變項之標準化全體效果值皆達顯著 ($EFs = .21, .19, .19, t_s = 4.6, 4.61, 4.6, p_s < .05$)。最後，表現目標結構對學業成就的全體效果為並未達顯著 ($EF = -.08, t = -1.81, p > .05$)。

潛在變項對潛在變項的全體效果上，自主感、勝任感、聯繫感對自主動機之標準化全體效果值皆達顯著 ($EFs = .16, .52, .32, t_s = 3.67, 12.16, 6.02, p_s < .05$)。其中以勝任感的效果值最大，其次為聯繫感以及自主感。

其次，自主感、勝任感、聯繫感對學業情緒之標準化全體效果值皆達顯著 ($EFs = .15, .49, .30, t_s = 3.66, 12.48, 6.04, p_s < .05$)。其中以勝任感的效果值最大，其次為聯繫感以及自主感。自主感、勝任感、聯繫感對認知-動機變項之標準化全體效果值皆達顯著 ($EFs = .15, .48, .29, t_s = 3.66, 12.39, 6.04, p_s < .05$)。其中以勝任感的效果值最大，其次為聯繫感以及自主感。自主感、勝任

感、聯繫感對學業成就之標準化全體效果值皆達顯著 ($EFs = .07$ 、 $.22$ 、 $.14$ ， $t_s = 3.22$ 、 6.93 、 5.19 ， $p_s < .05$)。其中以勝任感的效果值最大，其次為聯繫感以及自主感。

自主動機對學業情緒、認知-動機變項與學業成就之全體效果達顯著 ($EFs = .94$ 、 $.91$ 、 $.43$ ， $t_s = 39.67$ 、 37.24 、 8.18 ， $p_s < .05$)。學業情緒對認知-動機變項與學業成就之全體效果達顯著 ($EFs = .34$ 、 $.16$ ， $t_s = 2.69$ 、 2.60 ， $p_s < .05$)。認知-動機變項對學業成就之全體效果達顯著 ($EF = .47$ ， $t = 8.44$ ， $p < .05$)。

討論

本研究的目的是在結合自我決定動機、環境目標結構與學業情緒的認知-動機模式，建構自我決定動機歷程模式，並驗證該理論模式與國中生觀察資料的適配度，以及探討模式中各個變項間的關係。以下針對研究結果進行討論。

一、自我決定動機歷程模式適配情形

本研究中的自我決定動機歷程模式在各項適配度的考驗上，都顯示出理論模式與觀察資料有相當理想的適配度。這樣的結果表示自我決定動機歷程模式應可用來解釋實際的觀察資料。

在教育心理學領域中，自我決定動機、環境目標結構與學業情緒對於學生的學業成就影響甚鉅，然現有的實徵研究中，大部分都是分別討論這三種理論與學業成就的關係 (Wolters, 2004; Pekrun et al., 2002)，幾乎沒有相關的實徵研究同時結合這三種理論做探討。本研究考量影響學生學習歷程的因素甚多，而由研究結果也發現，學業成就的高低確實受到環境目標結構、基本心理需求、自主動機、學業情緒以及認知-動機變項的影響，由此可見，一個有效的學習環境的經營，需同時考量這些因素，方能提高學生的學習效能。

二、心理需求與自主動機之關係

本研究發現自主感、勝任感、聯繫感對自主動機之標準化全體效果值皆達顯著，其中以勝任感對自主動機的效果值最大，其次為聯繫感，最後為自主感。

綜觀西方自我決定動機的實徵研究，大部分將心理需求的研究重點置於自主感與勝任感上，較少將聯繫感納入心理需求的觀察變項 (Vallerand et al., 1997)。然而，回歸自我決定理論的主張，每個個體皆同時需要三種心理需求的滿足，以促進自我決定動機的產生 (Deci & Ryan, 2000)，故動機的研究者對聯繫感應給予更多的重視才是。由本研究的研究結果得知，聯繫感確實對學習歷程扮演重要的角色，其重要性甚至高於自主感。因此，當運用自我決定理論來解釋學習歷程時，應重視聯繫感扮演的角色。

勝任感在三種基本心理需求中，對自主動機的全體效果最大，甚至高於自我決定理論中強調的自主感 (Deci & Ryan, 2002)。由此研究結果得知，勝任感不僅在西方社會中受到重視而已，在重視集體主義的東方文化脈絡中，它對學習者的學習歷程亦扮演重要的角色。故在學習環境的營造上，教師以及家長應注意環境的經營、學習任務的安排、課程內容的實施，是否能滿足學習者的勝任感，如此一來，方可幫助學生達到良好的學習成效。

三、環境目標結構與心理需求、學業成就之關係

本研究結果顯示，精熟目標結構與表現目標結構為負相關，意指學習者在學習環境中知覺到的精熟目標結構越高，其知覺到的表現目標結構越低，此與環境目標結構理論相符（Ames, 1992）。再者，精熟目標結構對自主感、勝任感、聯繫感這三個潛在依變項之標準化全體效果值皆達顯著。而表現目標結構對自主感、勝任感、聯繫感這三個潛在依變項之標準化全體效果值只有勝任感達顯著，此種結果乃因表現目標結構強調的是能力的展現，故能滿足個體的勝任感，進而產生自主動機。學業成就方面，精熟目標結構對學業成就的全體效果達顯著，然表現目標結構對學業成就有負向的直接效果，且在全體效果上未達顯著。

上述結果與環境目標結構相關研究（Ames & Archer, 1988; Midgley & Urdan, 2001）符合，意指教師、同儕以及家庭三個面向的學習環境所共同形成的精熟環境，是促進學習成效的重要條件，若欲讓學習者從環境中知覺到心理需求的滿足，進而提升學業成就，無論教師或家長，皆須致力營造強調理解、精熟以及自我能力的提升的學習環境。教師與家長在對孩子表達期望時，應該強調努力、智力發展以及有意義的學習，並引導孩子在同儕之間，重視自我成長而非互相比較。

四、自主動機與學業情緒認知-動機模式之關係

根據本研究的研究結果，研究者發現國中生的自主動機對其學業情緒以及認知-動機變項都有正向的全體效果。和以往研究相同的是，自主動機的程度越高，學習者越容易產生正向的學業情緒（Vallerand et al., 1997），然不同於以往研究的是本研究結合自我決定動機、環境目標結構以及學業情緒認知-動機模式，形成自我決定動機歷程模式，而自主動機在該模式中居於樞紐地位，環境目標結構經由三種心理需求的滿足影響自我決定動機中的自主動機，而自主動機又透過學業情緒、認知-動機變項，進而對學業成就產生影響。職此，教師或是家長在學生的學習歷程中，應致力於學生自主動機的提升，鼓勵學生自發性的學習，如此一來，學生才會在學習歷程中產生正向的學業情緒，並且積極的投入學習之中，主動使用自我調整以及動機涉入等學習策略，對學習成效的提升，將有很大的效果。

五、研究建議

除前述討論所提及的建議外，此處進一步提出幾點的建議。首先，西方社會向來非常強調的自主感在自我決定理論中的地位。在本研究中，無論是環境目標結構對自主感的全體效果，或是自主感對自主動機的全體效果，都較勝任感與聯繫感小，造成此一現象的原因是否真的因為國情的不同，或是在環境目標結構與三種心理需求之間、三種心理需求與自我決定動機之間有其他因素作用，以致自主感與其它變項間的效果不高，有待後續深入研究。

其次，基於模式精簡原則（Jöreskog & Sörbom, 1993），本研究於自我決定動機歷程模式中將教師精熟目標、同儕精熟目標及家庭精熟目標斂成精熟目標結構；將教師表現目標、同儕表現目標以及家庭表現目標斂成表現目標結構。然而，在個別指標信度上，教師精熟目標、同儕精熟目標、同儕表現目標低於評鑑標準。此種情形與楊岫穎與程炳林（2003）、李俊青（2007）的研究結果相似，當把教師精熟目標、同儕精熟目標及家庭精熟目標當成環境精熟目標結構的測量指標；把教師表現目標、同儕表現目標及家庭表現目標當成環境精熟目標結構的測量指標時，單一指標信度有偏低情形。由此推估，教師精熟目標、同儕精熟目標及家庭精熟目標三者或許並非單向度；而教師表現目標、同儕表現目標及家庭表現目標可能亦非單向度，建議未來研究可針對兩種環境目標結構的向度性作更進一步的探討。

另外，本研究僅選取自主動機作為潛在變項，並以內在動機與認同調節為其觀察變項。然而，自我決定動機實包含了外在調節、投射調節、認同調節、內在動機以及統合調節，若將四種動機皆納入自我決定動機的觀察變項，或是將控制動機納入觀察變項，或許將有不同的發現，有待未來研究更進一步的探討。此外，根據自我決定理論，依自我決定程度不同，動機可分內在動機、外在動機以及缺動機，而情境因素要求及控制與個體的缺動機有關。然而，本研究並未探討情境因素需求與控制對缺動機之關係，建議在未來研究中持續探討此一議題。

最後，本研究在自我決定動機歷程模式中，將學業情緒定位於預想的情緒，乃因該學業情緒的產生是在認知-動機變項之前，且採取正向情緒作為學業情緒指標。然而，根據 Pekrun (2000) 對於預想的情緒的劃分，預想情緒尚包含負向的學業情緒，亦即憂慮與無望，若將這些學業情緒皆納入自我決定動機歷程模式中，或許將有不同的發現，此處亦有待未來研究更進一步的探討。

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。
- 施怡如 (2011) : **國中生個人目標導向與考試情緒之關係：知覺的測驗威脅與情緒調整之調節效果分析**。國立成功大學教育研究所碩士論文。
- 施淑慎 (2008) : **學業情境中之自主支持與國中生成就相關歷程間關係之探討**。 **教育與心理研究**, 31, 1-26。
- 侯玫如、程炳林、于富雲 (2004) : **國中生多重目標導向與其自我調整學習之關係**。 **教育心理學報**, 35, 221-248。
- 程炳林 (2001) : **動機、目標設定、行動控制、學習策略之關係：自我調整學習歷程模式知建構及驗證**。 **師大學報：教育類**, 46, 67-92。
- 程炳林 (2003) : **四向度個人目標導向模式之研究**。 **師大學報：教育類**, 48 (1), 15-40。
- 張春興、林清山 (1986) : **教育心理學**。台北：東華。
- 陳秀惠 (2009) : **國中生自我決定動機之發展模式及其相關因素之探討**。國立成功大學教育研究所碩士論文。
- 陳虹瑾 (2007) : **國中生社會目標歷程分析：環境—社會與成就目標模式之檢驗**。國立成功大學教育研究所碩士論文。
- 楊岫穎、程炳林 (2003, 10 月) : **國中生自我設限的情境及歷程因素之探討**。輔仁大學舉辦之「中國心理學會第 42 屆年會」宣讀之論文 (台北)。
- 賴美璇 (2005) : **動機調整策略榮入英語科之教學效果**。國立成功大學教育研究所碩士論文。
- Ames, C. (1992). Classrooms: Goals, structures, and student motivation. *Journal of Educational Psychology*, 84, 261-271.
- Ames, C., & Archer, J. (1988). Achievement goals in the classroom: Students' learning strategies and motivation processes. *Journal of Educational Psychology*, 80, 260-267.

- Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1988). Structural equation modeling in practice: A review and recommends two-step approach. *Psychological Bulletin*, *103*(3), 411-423.
- Bagozzi, R. P., & Yi, Y. (1988). On the evaluation of structural equation models. *Academic of Marketing Science*, *16*, 74-94.
- Bandalos, D. L. (2002). The effects of item parceling on goodness-of-fit and parameter estimate bias in structural equation modeling. *Structural Equation Modeling*, *9*, 78-102.
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York, NY: Wiley.
- Cohen, J. (1997). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Deci, E. L. (1975). *Intrinsic motivation*. New York, NY: Plenum.
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (1985). *Intrinsic motivation and self-determination in human behavior*. New York, NY: Plenum.
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (1991). A motivational approach to self: Integration in personality. *Nebraska Symposium on Motivation*, *38*, 237-288.
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (2000). The “what” and the “why” of goal pursuits: Human needs and the self-determination of behavior. *Psychological Inquiry*, *11*, 227-268.
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (2002). *Handbook of self-determination research*. New York, NY: University of Rochester.
- Deci, E. L., Ryan, R. M., & Williams, G. C. (1996). Need satisfaction and the self-regulation of learning. *Learning and Individual Differences*, *8*, 165-183.
- Fortier, M. S., Vallerand, R. J., & Guay, F. (1995). Academic motivation and school performance toward a structural model. *Contemporary Educational Psychology*, *20*, 257-274.
- Guay, F., Chanal, J., & Ratelle, C. F. (2010). Intrinsic, identified, and controlled types of motivation for school subjects in young elementary school children. *British Journal of Educational Psychology*, *80*, 711-735.
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (1998). *Multivariate data analysis*. Upper Saddle River, NJ: Prentice-Hall.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Chicago, IL: Scientific Software International.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (2001). *LISREL (Version 8.51) [Computer software]*. Chicago, IL: Scientific Software International.
- Katartzis, E. S., & Vlachopoulos, S. P. (2011). Motivating children with developmental coordination disorder in school physical education: The self-determination theory approach. *Research in Developmental Disabilities: A Multidisciplinary Journal*, *32*, 2674-2682.

- Lavigne, G. L., Vallerand, R. J., & Miquelon, P. (2007). A motivational model of persistence in science education: A self-determination theory approach. *European Journal of Education, 22*, 351-369.
- Midgley, C., Arunkumar, R., & Urdan, T. (1996). "If I don't do well tomorrow, there's a reason": Predictors of adolescents' use of self-handicapping strategies. *Journal of Educational Psychology, 88*, 423-434.
- Midgley, C., & Urdan, T. (2001). Academic self-handicapping and achievement goals: A further examination. *Contemporary Education Psychology, 26*, 61-75.
- Nitsche, S., Dickhauser, O., & Fasching, M. S. (2011). Rethinking teachers' goal orientations: Conceptual and methodological enhancements. *Learning and Instruction, 21*, 574-586.
- Pekrun, R. (1992). The impact of emotions on learning and achievement: Towards a theory of cognitive/motivational mediators. *Applied Psychology, 41*, 359-376.
- Pekrun, R. (2000). A social cognitive, control-value theory of achievement emotions. In J. Heckhausen (Ed.), *Motivational psychology of human development* (pp. 143-163). Oxford, England: Elsevier.
- Pekrun, R., Goetz, T., Titz, W., & Perry, R. P. (2002). Academic emotions in students' self-regulated learning and achievement: A program of quantitative and qualitative research. *Educational Psychologist, 37*, 91-106.
- Rubio, D. M., Berg-Weger, M., & Tebb, S. S. (2001). Using structural equation modeling to test for multidimensionality. *Structural Equation Modeling, 8*, 613-626.
- Ryan, R. M., & Connell, J. P. (1989). Perceived locus of causality and internalization: Examining reasons for acting in two domains. *Journal of Personality and Social Psychology, 57*, 749-761.
- Shu-Shen Shih (2008). The relation of self-determination and achievement goals to taiwanese eighth graders' behavioral and emotional engagement in schoolwork. *The Elementary School Journal, 108*, 313-334.
- Sorebo, O., Halvari, H., & Gulli, V. F. (2009). The role of self-determination theory in explaining teachers' motivation to continue to use e-learning technology. *Computers and Education, 53*, 1177-1187.
- Urdan, T., Midgley, C., & Anderman, E. M. (1998). The role of classroom goal structure in the students' use self-handicapping strategies. *American Education Research, 35*, 101-122.
- Vallerand, R. J., Fortier, M. S., & Guay, F. (1997). Self-determination and persistence in a real-life setting: Toward a motivational model of high school dropout. *Journal of Personality and Social Psychology, 72*, 1161-1176.
- Wolters, C. A. (2004). Advancing achievement goal theory: Using goal structures and goal orientations to predict students' motivation, cognition, and achievement. *Journal of Educational Psychology, 96*, 236-250.

Zhao, Ling., Lu, Yaobin., & Wang, Bin. (2011). What makes them happy and curious online? An empirical study on high school students' internet use from a self-determination theory perspective. *Computers and Education*, 56, 346-356.

收稿日期：2011年11月01日

一稿修訂日期：2012年03月15日

二稿修訂日期：2012年04月02日

三稿修訂日期：2012年05月18日

四稿修訂日期：2012年06月14日

接受刊登日期：2012年06月14日

Bulletin of Educational Psychology, 2013, 44(3), 713-734

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

The Relation of Environmental Goal Structure, Self-determined Motivation and Academic Emotions

Chia-Ling Chien

Chinese Teacher

National Chia-Yi Industrial Vocational High
School

Bing-Lin Cherng

Institute of Education

National Cheng Kung University

This present study included environmental goal structure, self-determination theory and the model of academic emotions cognitive-motivational that constructed the self-determined motivation process model. The aims of this study were to test if the data-model fit the data observed and to examine the relationships among environmental goal structure, self-determined motivation and academic emotions. In order to fulfill the goal, participants included 707 eighth grade junior high school students from 11 schools in Taiwan. The results of this study were: (a) The self-determined motivation process model constructed in this study could be used to well explain the empirically observed data in this sample of students in Taiwan. (b) The data analyses showed that Mastery goal structure, compared to performance goal structure, had more positive total effects on the self-determination motivation process, the process of academic emotion process, and academic outcomes than Performance goal structure. (c) Students' sense of competence had the strongest effect on the autonomous motivation. (d) The Autonomous motivation had positive total effect on the academic emotions, cognitive-motivational variables, and academic outcomes. (e) The Academic emotions had positive total effect on cognitive-motivational variables and academic outcomes, and cognitive-motivational variables had positive total effect on academic outcomes. Based on the findings of this study, suggestions were made for future research, as well as implications for junior high school teaching and educational guidance.

KEY WORDS: academic emotion, environmental goal structure, psychological need, self-determined motivation

