

# 課室目標結構、自我決定動機及學業情緒之關係

賴英娟\* 巫博瀚\*\*

本研究以學業情緒的控制－價值理論為基礎，探討課室目標結構、自我決定動機及學業情緒之關係。本研究係以臺灣地區 588 名八年級學生為研究樣本，且將所蒐集的資料以 SEM 進行考驗。研究結果顯示：(1) 課室精熟目標結構對自主動機具有直接的影響效果；(2) 課室表現目標結構對受控制動機具有直接的影響效果；(3) 自主動機對正、負向學業情緒均具有直接的影響效果。(4) 受控制動機對正、負向學業情緒均具有直接的影響效果。最後，本研究依據研究結果提出建議，以供學習輔導與未來研究之參考。

關鍵字：自主動機、受控制動機、課室目標結構、學業情緒

\* 賴英娟：南華大學校務及研究發展處副處長

\*\* 巫博瀚：銘傳大學教育研究所助理教授

---

通訊作者：巫博瀚，e-mail: pohan0514@gmail.com

## 壹、緒論

在當代教育心理學領域中，自我決定理論在動機研究乃扮演著關鍵性的角色。此外，近年來研究亦指出自我決定動機不僅對學習者的學業成就有其影響力（Vansteenkiste, Simons, Sheldon, & Deci, 2004; Vansteenkiste, Zhou, Lens, & Soenens, 2005），對於學習者使用逃避策略（林啟超，2012；施淑慎，2009）亦有顯著的預測效果。綜上，學生的自我決定動機不僅會影響其學習成效，更與其學習歷程息息相關。

回顧過去研究探討自我決定動機與學習行為、表現之關係，發現當學習者的自主動機較高者，其會有較多正向的適應性行為與表現；受控制動機較高者，則有較多的不適應性行為與表現（李宜玫、孫頌賢，2010；林啟超，2012；施淑慎，2008；施淑慎，2009；簡嘉菱、程炳林，2013；Ratelle, Guay, Vallerand, Larose, & Senécal, 2007; Ryan & Connell, 1989; Shih, 2008; Vansteenkiste, Sierens, Soenens, Luyckx, & Lens, 2009）。國內研究方面，除江民瑜（2013）曾探討自主動機與受控制動機對正向學業情緒之影響外，並無其他研究同時探究自我決定動機（自主動機與受控制動機）對多樣化學業情緒之影響，更遑論探討課室目標結構透過自主動機與受控制動機的中介，進而影響正、負向學業情緒。根據自我決定理論（self-determination theory, SDT）學者主張，個體自我決定動機是存在於環境因素與個人的調適狀況或成就表現之間的中介變項，惟 SDT 學者所主張的環境變項大抵針對教師自主支持，然而有關課室目標結構對自我決定動機之關係則鮮少予以探討。此外，施淑慎（2009）也曾指出自我決定動機與情緒之相關研究十分稀少，若能加以結合或許會有不同的洞見。

除了自我決定動機對學習者的行為表現有其重要性外，邇來學業情緒在當代教育心理學研究中也逐漸受到重視（Pekrun, Goetz, Titz, & Perry, 2002），根據 Pekrun（1992）主張之學業情緒的控制－價值理論，其假定環境因素對學業情緒之影響，會透過個人的控制與價值評估。然而此一中介歷程僅止於理論觀點的論述，甚少實徵研究針對該理論進行模式歷程之檢驗，故檢驗其歷程模式實為本研究的主要目的。

由於學業情緒理論主張學習者的學業情緒會因不同的學科領域，而產生不同的情緒變化（Pekrun et al., 2002）。此外，Goetz、Cronjaeger、Frenzel、Ludtke 及 Hall（2010）曾以德國 1,710 位 8 至 11 年級的學生為研究對象，發現學生在數學、物理、德文及英文等四個不同學科，其所知覺到的學業情緒感受均有所不同。此外，賴英娟、巫博瀚（2016）亦曾指出數學科往往是令學生困擾與頭痛的學科，且會受到不同的學習情境而產生不同的學業情緒。爰此，本研究是以數學科為特定領域，以探討學生所知覺到的課室目標結構、自我決定動機（自

主動機與受控制動機)對學業情緒之影響。

根據學業情緒之控制－價值理論主張，控制和價值的認知評估是影響學業情緒的主要來源 (Pekrun, Frenzel, Goetz, & Perry, 2007)。此外，個人的控制與價值評估會受到環境變項所影響，換言之，環境變項會透過控制與價值的評估，進而影響學業情緒。由於自主動機與受控制動機與學業情緒之價值評估的概念相近，故可視為價值評估的一環。其次，過去實徵研究中，控制與價值評估變項，大多聚焦於個人成就目標、成就價值等評估變項。再者，過去研究大抵僅探討自主動機對學業情緒之影響，甚少同時將自主動機與受控制動機視為價值評估的一環，進而同時探究正、負向學業情緒之影響。此外，過去對於情緒大抵聚焦於考試焦慮，甚少研究關注多樣化的學業情緒。因此，本研究企圖整合自我決定理論與學業情緒的控制－價值理論，主張課室目標結構會透過自主動機與受控制動機，進而影響個體的學業情緒。

綜合前述研究動機，本研究主要的目的是探討課室精熟目標結構與課室表現目標結構如何透過學習者的自主動機與受控制動機，進而對正、負向學業情緒產生影響效果。因此，本研究的研究問題如后：

- (一) 課室精熟目標結構對自主動機之影響為何？
- (二) 課室表現目標結構對受控制動機之影響為何？
- (三) 自主動機對正、負向學業情緒之影響為何？
- (四) 受控制動機對正、負向學業情緒之影響為何？
- (五) 本研究所建構之「課室目標結構、自我決定動機及學業情緒之影響」理論模式與蒐集的觀察資料是否相適配？

## 貳、文獻探討

### 一、自我決定理論

在動機類型中，介於缺動機與內在動機之間即為外在動機。外在動機依自我決定的高低程度，依序區分為外在調整 (external regulation)、內攝調整 (introjected regulation)、認同調整 (identified regulation) 及統整調整 (integrated regulation) 四種類型 (Ryan & Deci, 2000a, 2000b)。所謂外在調整為自主性最低的外在動機，是指個體產生行為主要係因受到外在力量所控制，例如：學生願意努力學習，主要是為了獲得老師獎賞及避免處罰；其次，內攝調整是自我

決定程度稍高的外在動機，個體從事活動係因內在心理壓力所導致，主要是為了自我強化（self-aggrandizement）和自我價值（self-worth）或者避免感到罪惡與羞愧感，且內攝調整已有些許的內化程度，但仍未完全接受其為自我的一部分。例如：學生參與任務是因為他們覺得應該這麼做，若不這麼做會有罪惡感；再者，認同調整是指學生認同外在價值與活動是重要的，意即個體把外在的價值觀或目標內化成自己的價值觀或目標。例如：個體投入活動，係因其認為該活動對他而言是重要的，雖然認同調整於本質上為外在性，惟其與個體的意志力有關，故趨近於內在動機。最後，統整調整為自主性最高的外在動機，是指個體之所以產生行為係因個體的認同調整已完全的同化到自我，意即個體的認同評估與個體其他的價值和需求是一致的。統整調整與內在動機共享許多特性，但由於個體從事某一行為是為了達成個體認為重要的結果，而非內在的樂趣，故仍屬於外在動機（Ryan & Deci, 2000b）。

根據 Vansteenkiste 等人（2005）指出，由於內在動機、認同調節、內攝調節、外在調整各分量表間具有高度相關，可能產生抑制效果（suppression effects），進而導致研究結果的不正確。因此，在 SDT 相關研究（Vansteenkiste, Lens, & Deci, 2006; Vansteenkiste et al., 2004; Vansteenkiste et al., 2005）中，研究者常將認同調整與內在動機組合成為「自主動機」；而內攝調整與外在調整組合成為「受控制動機」。據此，本研究的自我決定動機共包含自主動機與受控制動機。

## 二、學業情緒之控制－價值理論

Pekrun（1992, 2000, 2006）所提出之學業情緒的控制－價值理論，認為環境因素會透過個人的控制與價值評估，進而對學業情緒產生間接影響。可見，環境因素乃為學業情緒的重要前因變項，且環境因素對學業情緒之影響，主要取決於控制與價值的認知評估。此外，Pekrun 等人（2007）的學業情緒之控制－價值理論係主張環境變項會透過個人的控制與價值評估，進而影響學業情緒，且該理論認為控制和價值的認知評估是影響學業情緒的主要因素。

所謂的控制評估其包含個體對自身能力的評估、因果期望及成敗的因果歸因等評估（Frenzel, Pekrun, Goetz, 2007）。而價值評估則包含個體對內、外在價值的評估（如個體從事活動，是因該活動對其未來是重要的與有價值的，即為外在價值的評估）（Pekrun, 2000; Pekrun et al., 2007）。由於自主動機是指個體意識或認同數學活動的價值或該價值對個人而言是重要的，並基於自主決定進而從事數學活動；而受控制動機則是指個體因受到外在力量的控制，進而從事數學相關活動。綜上可知，自主動機和受控制動機皆指個體進行外在價值的評估，因而從事數學相關活動，故本研究認為自主動機與受控制動機可視為價值評估之一環。

### 三、課室目標結構與自我決定動機之關係

根據學業情緒的控制－價值理論，環境因素是影響控制與價值評估的重要前因變項，Pekrun (2000) 假定學業情緒的前因變項，包含教學、任務、自主支持對控制、期望與目標結構、成就的回饋與結果，以及價值的誘發等六種環境因素。其次，Pekrun 等人 (2002) 修正先前所主張的環境變項，將「任務」刪除，並將「價值的誘發」修正成「社會關係與支持」，修正後的環境變項則包含教學、自主性對控制、期望與目標結構、成就的回饋與結果，以及社會關係與支持五大類。再者，Pekrun (2006) 假定環境變項包含教學品質、價值的誘發、自主支持、目標結構與期望及成就的回饋與結果。可見環境變項能提供學習者重要的訊息，促使學習者進行控制與價值的評估，進而產生學業情緒。綜上可知，環境因素對學業情緒有其重要性。由於學習者在學習歷程中所處環境最久的為學校環境，且根據 SDT 相關研究發現，大多關注教師自主支持對自主動機與受控制動機的關連，而尚未研究探教師所營造的不同學習氛圍將如何影響學生的自我決定動機與學業情緒，故本研究將課室目標結構一併納入考量。

學生所知覺的課室目標結構 (perception of classroom goal structures) 是指學生在課室中，對於成就行為之目的與原因的知覺，即學生覺察到課室內對於從事學習活動所強調的目的 (Ames, 1992; Midgley et al., 2000)。學生所知覺的課室目標結構包含課室精熟目標結構與課室表現目標結構，其中課室精熟目標結構是指學生知覺到教師所營造的學習目標，主要是要求學生理解、精熟學習內容及努力用功，並以強調個人的進步與理解為主要目標；表現目標結構則是指學生所知覺到的課室氣氛是強調證明自己的能力或避免暴露自己的無能力，並覺察到同儕之間會在能力與成就上進行比較與競爭 (Ames, 1992; Kaplan, Gheen, & Midgley, 2002; Meece, Anderman, & Anderman, 2006; Midgley et al., 2000)。綜上，本研究將課室目標結構定義為學習者對教師所欲營造學習氣氛的主觀知覺。

有關課室目標結構對自我決定動機之實徵研究，Urdan 與 Schoenfelder (2006) 指出，近年來研究者大多強調營造一個精熟目標結構的課室環境，而不再強調表現目標結構，主要係因表現目標結構可能會損害個體的動機與成就，當教師所形塑的課室目標結構是強調表現與競爭時，可能會有有害個體的內在動機，進而影響其成就表現。彭淑玲 (2010) 以 913 位國一、二學生為研究對象，發現以精熟導向為主的課室學習環境最能促使個體形成自主動機，而表現導向的課室目標結構則無顯著效果存在，且其更進一步指出教師在營造課室學習環境時，應避免逃避焦點或表現導向可能帶來的負向效益。Kim、Schallert 及 Kim (2010) 以 191 位韓國中學生 (七至九年級) 為研究對象，經結構方程模式進行多樣本分析，發現課室精熟目標結構可正向地預測內在動機與認同調整。雖

已有少數研究探討課室目標結構分別對自我決定動機的四種調整類型均具有影響效果，惟個人所知覺到的課室目標結構對自主動機與受控制動機之影響，乃有待本研究進一步探究。Peng、Cherng、Chen 及 Lin (2013) 研究發現，趨向精熟課室目標結構能正向地預測自主動機；而趨向表現與逃避表現課室目標結構均能正向地預測受控制動機。綜上，本研究假設 H1：課室精熟目標結構對自主動機具有正向的預測效果；假設 H2：課室表現目標結構對受控制動機具有正向的預測效果。

### 四、自我決定動機與學業情緒之關係

自我決定動機被視為動機的重要理論之一，其會引發學習者的學習行為及情緒反應，並在個人的學業情緒認知評估歷程上乃扮演著相當重要的角色。首先，根據自我決定理論，學習者會依其自主程度的不同，以形塑不同程度的自我決定動機類型，當學習者的自主程度較高時，其對學習活動具有高度的認同與內在價值，同時亦會較容易引發正向的情緒；當學習者的受控制動機較高時，其會比較在意活動所帶來的外在價值，也較容易因未完成學習活動而產生負向的情緒（如罪惡或羞愧）(Ryan & Deci, 2000a)。此外，施淑慎（2009）建議，未來研究可將觸角延伸至自我決定動機與情緒面向，以助於瞭解動機與情緒之間的連結機制。因此，本研究認為自我決定動機對學業情緒之間的關聯性，實為值得深入探究的重要議題。

實證研究方面，Standage、Duda 與 Ntoumanis (2005) 以 950 名英國中學生為參與者，研究指出內在動機能正向預測正向情感，對於不快樂的情感則具有負向的預測效果。其次，Dorothea、Dolores 與 Michael (2007) 針對 300 名的大學生以探討內外動機對正向情感之影響，結果指出內在動機能有效預測正向情感。上述研究結果說明內在動機與情緒之間具有重要關聯，但卻少有研究探討自主動機與受控制動機對學業情緒之影響。以自主動機而言，多數探討自主動機與行為投入、因應策略行為及適應性學習及幸福感的關係 (Ryan & Connell, 1989; Shih, 2008; Vansteenkiste et al., 2005)，而有關於自主動機與學業情緒之關係則甚少予以探討。因此，本研究將同時納入自我決定動機的自主動機與受控制動機，以探究其在正、負向學業情緒之控制與價值理論中所扮演的角色為何。

有關自主動機與學業情緒之關連而論，陳嘉成（2010）研究發現，國中生的自主動機能負向地預測數學考試焦慮，換言之，當個體的自主動機愈高，則愈能有效降低其數學考試焦慮。其次，簡嘉菱、程炳林（2013）以 707 位國中八年級學生為研究對象，結果發現自主動機對正向學業情緒（高興、希望）具有正向的預測效果。賴英娟（2013）以 1,723 位國中生為研究對象，發現個體

的自主動機程度愈高，則其能體驗到較多的正向學業情緒，及較少的負向學業情緒。江民瑜（2013）以 656 名國小學生為研究對象，研究顯示國小學童的自主動機能正向地預測正向學業情緒。同時，黃智淵（2016）曾以 435 位國小六年級學生為參與者，結果顯示當國小學童的自主動機愈高，則其會擁有較多的正向學業情緒及較少的負向學業情緒。賴英娟、巫博瀚（2018）以 560 名八年級學生為研究對象，結果發現學生的自主動機愈高，則學生會體驗到較多的正向學業情緒與較少的負向學業情緒。據此，本研究假設 H3：學習者的自主動機能正向地預測正向學業情緒；假設 H4：學習者的自主動機能負向地預測負向學業情緒。

就受控制動機對依變項而論，大多研究探討受控制動機與中輟率、逃避策略、創造力等行為之間的關係（林啟超，2012；施淑慎，2009；Ryan & Connell, 1989；Shih, 2008；Peng et al., 2013），而較缺少探討受控制動機與學業情緒之關係。就國內而言，僅有江民瑜（2013）曾以數學科為研究領域，研究發現國小高年級學童的受控制動機程度較高時，則其會體驗到較少的喜悅與希望。綜上，本研究假設 H5：個體的受控制動機對正向學業情緒具有負向的預測效果；假設 H6：個體的受控制動機對負向學業情緒具有正向的預測效果。

## 參、研究方法

### 一、研究對象

本研究以臺灣地區八年級學生為研究對象，將臺灣地區分為北、中、南三個區域，並以叢集抽樣法，自北區抽取 4 所學校、8 個班級，中區抽取 3 所學校、6 個班級，南區抽取 4 所學校、8 個班級，共計 11 所學校、22 個班級。經刪除填答不完整或與答案成明顯規則形式之受試者後，有效樣本人數為 588 人，樣本中不包含特殊學生。其中，男生 301 人、女生 287 人；北區 226 人，中區 160 人，南區 200 人。

### 二、研究變項的測量

#### （一）課室目標結構

本研究採用程炳林（2003）所編製的課室目標結構量表，來測量學生所知覺到課室中對於從事學習活動所強調的目的。該量表共包含「課室精熟目標結構」與「課室表現目標結構」兩個分量表，每個分量表各 5 題，共計 10 題，並採用 Likert 六點量表形式作答。課室精熟目標結構的題目，例如：在課堂上，數學老師經常告訴我們瞭解數學內容比獲得好成績更重要；課室表現目標結構

的題目，例如：數學老師希望我們班的考試成績能贏過別的數學老師所教的班級。

在信、效度方面，程炳林（2006）曾以 655 位國中生為參與者，經驗證性因素分析結果顯示：RMSEA = .09，GFI = .98，AGFI = .96，NFI = .92，TLI = .91，CFI = .94；量表的因素負荷量分別介於.51～.89 之間，個別指標信度則介於.25～.79 之間；課室精熟目標結構與課室表現目標結構的組成信度分別為.93 與.85；平均變異抽取量分別為.72 與.54。由此可知，課室目標結構量表具有良好的內在品質與建構效度。

本研究以 588 位國中生為研究對象，進行驗證性因素分析，結果顯示： $\chi^2$  (34, N = 588) = 220.72,  $p < .05$ , RMSEA = .097、GFI = .93、AGFI = .89、NFI = .91、NNFI = .90、CFI = .93、IFI = .93。課室目標結構所有題目的因素負荷量介於.49 至.81 之間、個別指標信度介於.24 至.66 之間；課室精熟目標結構與課室表現目標結構二個潛在變項的組成信度分別為.85 與.70，其平均變異抽取量分別為.54 與.32。

## （二）自我決定動機

本研究採用施淑慎（2009）所編製的課業自我調整量表（Academic Self-Regulation Questionnaire, SRQ-A），以測量國中生的自我決定動機的程度。原量表包含「內在動機」、「認同調整」、「內攝調整」及「外在調整」四個分量表，共計 32 題。惟研究者擔心問卷題數過多，易導致受試者有亂填答傾向，因此每個分量表僅各選 4 題以予施測，共計 16 題，採 Likert 六點量表形式作答。由於原量表題目無領域特定科目，因此作者於問卷指導語部分，請同學針對其在學習數學時的經驗與想法，依實際感受與狀況，自陳自我決定動機量表之所有題目。根據 SDT 學者之研究建議（Soenens & Vansteenkiste, 2005; Vansteenkiste et al., 2006），以內在動機與認同調整兩個分量表，代表自主動機的內涵；而受控制動機則是將外在調整與內攝調整兩個分量表，代表受控制動機的內涵。在信度方面，施淑慎（2009）曾以 461 位國中八年級學生進行分析，結果顯示四個分量表的內部一致性信度係數分別為.86、.86、.84 及.77。此外，自主動機與受控制動機的內部一致性信度係數分別為.91 與.86。

本研究以 588 位國中八年級學生，進行驗證性因素分析，結果顯示： $\chi^2$  (98, N = 588) = 580.78,  $p < .05$ , RMSEA = .09、GFI = .89、AGFI = .85、NFI = .94、NNFI = .94、CFI = .95、IFI = .95；所有題目的因素負荷量介於.55 至.88 之間；個別指標信度介於.30 至.77 之間；四個潛在變項的組成信度分別為.54、.55、.61 及.47，四個因素的平均變異抽取量分別為.82、.82、.86 及.78。

### (三) 學業情緒

本研究係採用賴英娟、巫博瀚（2016）所編製而成的「臺灣國中生數學學習情緒量表」（Achievement Emotions Questionnaire-Mathematics, AEQ-M）來測量國中生從事數學學習活動時所產生的多樣化學業情緒。該量表包含「樂趣」、「生氣」、「焦慮」及「無聊」等四個分量表，除生氣分量表為 5 題外，其餘分量表均為 6 題，共計 23 題，並採用 Likert 六點量表形式作答。樂趣的題目，例如：上數學課讓我覺得開心；生氣的題目，例如：學習數學讓我感到生氣；焦慮的題目，例如：上數學課時，我會擔心自己跟不上進度；無聊的題目，例如：學習數學讓我感到無聊。

在信、效度方面，賴英娟、巫博瀚（2016）曾以國中生八年級學生為對象，進行驗證性因素分析，結果顯示：樂趣、生氣、焦慮及無聊四個分量表的內部一致性 Cronbach's 分別為 .95、.92、.91 及 .95；各分量表的再測信度分別為 .81、.71、.69 及 .74。此外，四個分量表的組成信度依序為 .79、.75、.68 及 .79，均顯示本量表有良好的組成信度。在建構效度方面，結果顯示：RMSEA = .07、SRMR = .04、GFI = .87、CFI = .99、NFI = .98、NNFI = .99、IFI = .99、RFI = .98，顯示 AEQ-M 具有良好的建構效度；在效標關聯效度方面，係以自我效能、工作價值及學業成就作為 AEQ-M 之效標，結果顯示兩兩之間的相關絕對值介於 .34 至 .66 之間，顯示其具有不錯的效標關聯效度；複核效度方面，卡方增量未達顯著水準，表示量表具有良好的複核效度。綜上可知，學業情緒量表具有不錯的信、效度。

本研究以 588 位國中生為研究對象，進行驗證性因素分析，結果顯示： $\chi^2$  (224, N = 588) = 1067.51,  $p < .05$ , RMSEA = .08、GFI = .86、AGFI = .83、NFI = .98、NNFI = .98、CFI = .98、IFI = .98；所有題目的因素負荷量介於 .58 至 .95 之間；個別指標信度介於 .34 至 .90 之間；四個潛在變項的組成信度分別為 .95、.93、.92 及 .96，四個因素的平均變異抽取量分別為 .77、.71、.66 及 .79。

### 三、模式架構

本研究以 13 個觀察變項作為 6 個潛在變項的測量指標，分別敘述如下：課室目標結構與正向學業情緒均採用 Bandalos（2002）的小包法，分成單、偶數題二個測量指標。而自我決定動機則根據 SDT 學者主張自主動機是由內在動機與認同調整所組合成，而受控制動機是由內攝調整與外在動機所組合而成。本研究包含兩個潛在自變項（課室精熟目標結構與課室表現目標結構）與四個潛在依變項（自主動機、受控制動機、正向學業情緒及負向學業情緒）。課室精熟目標結構，其以課室精熟目標結構一（X1）與課室精熟目標結構二（X2）兩個測量指標予以估計；課室表現目標則以課室表現目標一（X3）與課室表現目標

二 (X4) 兩個測量指標予以估計；自主動機以內在動機 (Y1) 與認同調整 (Y2) 兩個測量指標予以估計；而受控制動機則以內攝調整 (Y3) 與外在動機 (Y4) 兩個測量指標予以估計。最後，正向學業情緒包含樂趣一 (Y5) 與樂趣二 (Y6)；而負向學業情緒則包含生氣 (Y7)、焦慮 (Y8) 及無聊 (Y9) 三個測量指標。綜上，本研究係以課室精熟目標結構與課室表現目標結構為預測變項；自主動機與受控制動機為中介變項；正、負向學業情緒 (樂趣、生氣、焦慮及無聊) 為效標變項。

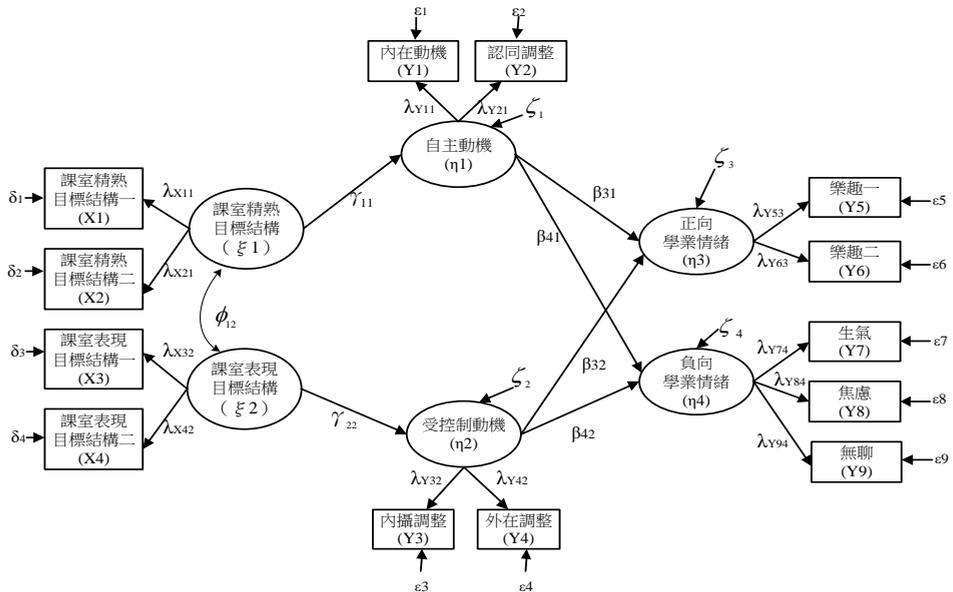


圖 1 本研究建構之課室目標結構、自我決定動機及學業情緒之關係模式

#### 四、資料分析與處理

本研究以 SPSS17.0 進行描述性統計、Pearson 積差相關及信度分析，而驗證性因素分析與 SEM 之各項統計考驗則使用 LISREL 8.52 進行分析，並將統計顯著水準訂為.05。

在評鑑理論模式與觀察資料的適配指標方面，本研究根據陳正昌、程炳林、陳新豐、劉子鍵 (2009) 建議，在評量整體模式適配度時，將從模式的基本適配標準、整體模式適配標準—模式的外在品質及模式內在結構適配度—模式內在品質三大面向進行評估。在整體模式適配標準，又區分為成絕對適配指標 (absolute fit indices)、相對適配指標 (relative fit indices) 及精簡適配指標 (parsimonious fit indices) 三類。本研究以「GFI > .90、AGFI > .90、RMSEA

<.08」為絕對適配標準；相對適配指標以 NFI、NNFI、CFI 及 IFI 為評鑑指標，上述指標的數值越高越好，大於.90 以上是可接受的範圍；而精簡適配標準則以 PGFI 與 PNFI 為評鑑指標，其數值高越好（余民寧，2006）。

## 肆、研究結果與討論

### 一、描述性統計分析

本研究受試者在各變項上的平均數、標準差及相關係數，如表 1。由表中可知，受試者在八個變項上得分最高為課室精熟目標結構（ $M = 4.23$ ），而樂趣（ $M = 2.93$ ）、焦慮（ $M = 2.97$ ）的得分較低。其次，在變項間의 交互相關係數，課室精熟目標結構與自主動機和正向學業情緒呈現正相關，但與負向的學業情緒則呈現負相關。再者，課室表現目標結構與受控制動機和負向學業情緒（生氣、焦慮及無聊）呈現正相關。最後，四種學業情緒之間則呈現中、高程度之關連性。

表 1 各研究變項之平均數、標準差及相關係數（ $N = 588$ ）

研究變項	平均數	標準差	變項間的交互相關係數							
			1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	
1.課室精熟目標結構	4.23	1.20	1							
2.課室表現目標結構	3.24	1.13	-.06	1						
3.自主動機	3.36	1.20	.23*	.06	1					
4.受控制動機	3.35	1.12	.06	.20*	.43*	1				
5.樂趣	2.93	1.38	.26*	.02	.62*	.16*	1			
6.生氣	3.01	1.45	-.19*	.17*	-.41*	.05	-.58*	1		
7.焦慮	2.97	1.45	-.10*	.16*	-.23*	.17*	-.42*	.70*	1	
8.無聊	3.32	1.60	-.19*	.15*	-.51*	.00	-.66*	.81*	.65*	1

\*  $p < .05$

### 二、模式之適配度考驗

#### （一）模式之基本適配度考驗

本研究模式之基本適配度考驗方面，首先，沒有負的誤差變異；再者，誤差變異均達顯著水準，且所有參數之間相關的絕對值均沒有太過於接近 1；此

外，除樂趣二的因素負荷量為 .96 外，其餘觀察指標之因素負荷量為 .51~.94 之間均符合宜介於 .50 至 .95 之間。最後，亦沒有很大的標準誤。

## (二) 整體模式適配度考驗

本研究之整體適配度考驗結果，如表 2 所示。首先，在絕對適配度方面，本研究理論模式與觀察資料之適配度卡方值雖達顯著水準， $\chi^2$  (58, N = 588) = 420.49,  $p < .05$ ，然而導致此結果主要是因 $\chi^2$ 會隨著樣本數過大而容易達顯著水準（陳正昌等人，2009），故余民寧（2006）曾指出，宜參考其他適配度的指標加以考驗。就其它絕對適配度評鑑指標方面，GFI 為 .90；AGFI 為 .84 雖未符合 .90 之檢定水準，但已非常趨近標準。RMSEA 為 .10 略高於 .08 的適配標準。其次，就相對適配度方面，NFI、NNFI、CFI 及 IFI 分別為 .92、.91、.93 及 .93，其值皆大於 .90 之檢定標準。此外，就精簡適配度而言，PNFI 為 .68、PGFI 為 .57 皆大於 .50。

表 2 模式之適配度考驗摘要表

適配度指標	評鑑結果
絕對適配度指標	
$\chi^2$	420.49
<i>df</i>	58
GFI	.90
AGFI	.84
RMSEA	.10
相對適配度指標	
NFI	.92
NNFI	.91
CFI	.93
IFI	.93
精簡適配度指標	
PNFI	.68
PGFI	.57

## (三) 內在品質適配度考驗

由表 3 可知，本研究理論模型的個別指標信度、潛在變項之組成信度及平均變異抽取量中，除內攝調整與外在調整未達檢定標準外，其餘個別指標信度介於 .61 至 .92 之間。其次，潛在變項之組成信度，除受控制動機未達評鑑標準

外，其餘介於.78至.95之間，達.60以上之檢定門檻。此外，潛在變項之平均變異抽取量除了受控制動機為.27外，其餘介於.64至.90之間，達.50之檢定標準。綜上，顯示本研究理論模式具有不錯的內在品質。

表 3 本研究模式之內在品質評鑑結果摘要表

變項	因素負荷量	個別指標信度	潛在變項組成信度	潛在變項之平均變異抽取量
課室精熟目標結構			.88	.79
課室精熟目標結構一	.89	.79		
課室精熟目標結構二	.89	.79		
課室表現目標結構			.78	.64
課室表現目標結構一	.80	.64		
課室表現目標結構二	.80	.64		
自主動機			.82	.69
內在動機	.88	.77		
認同調整	.78	.61		
受控制動機			.43	.27
內攝調整	.53	.28		
外在調整	.51	.26		
正向學業情緒			.95	.90
樂趣一	.94	.88		
樂趣二	.96	.92		
負向學業情緒			.91	.77
生氣	.91	.83		
焦慮	.78	.61		
無聊	.93	.86		

### 三、模式之潛在變項間的效果值

本研究根據模式檢驗的結果，並依據結果進一步討論各潛在變項間的直接與間接效果，以瞭解各潛在變項間的關係。分述如下：

### (一) 各潛在變項之直接效果值

從表 4 與圖 2 可知，在直接效果方面，課室精熟目標結構對自主動機 ( $\gamma_{11} = .26, p < .05$ ) 的直接效果達顯著水準，表示學生所知覺到課室精熟目標愈高者，則其自主動機也會愈高，即假設 H1 獲得支持。意即國中生所知覺到教師所營造的課室環境為精熟課室目標結構，即強調要求學生理解、精熟學習內容及努力用功，並以個人的進步與理解為主要目標的學習氛圍時，則學習者的自主動機亦會較高。此一結果與國內外的研究相一致 (彭淑玲, 2010; 賴英娟, 2013; Kim et al., 2010; Peng et al., 2013; Urdan & Schoenfelder, 2006)，意即教師以精熟目標導向為主的課室學習情境，最能有效誘發學生的自主動機。

其次，課室表現目標結構對受控制動機 ( $\gamma_{22} = .36, p < .05$ ) 的直接效果均達顯著水準，表示知覺到課室表現目標結構愈高者，則其受控制動機也會較高，由此可見假設 H2 亦獲得研究支持。意即國中生所知覺到的學習情境為課室表現目標結構時，則學習者的受控制動機亦會較高。此一發現與國內外研究大抵相同 (Kim et al., 2010; Peng et al., 2013)，意即當學生知覺到教師所營造的環境為強調證明自己的能力或與同儕間的能力比較與競爭時，則個體從事數學相關活動，主要是受到外在力量的控制或外在心理壓力，故其受控制動機程度亦會較高。

再者，國中生的自主動機對正向學業情緒 ( $\beta_{31} = .80, p < .05$ ) 與負向學業情緒 ( $\beta_{41} = -.69, p < .05$ ) 的直接效果亦達顯著水準，可知，H3 與 H4 獲得實徵支持，表示國中生的自主動機愈高，則其會體驗到較多的正向學業情緒；而自主動機愈高者，則其會感受到較少的負向學業情緒。此一結果與國內研究 (江民瑜, 2013; 施淑慎, 2008; 陳嘉成, 2010; 黃智淵, 2016; 賴英娟, 2013; 簡嘉菱、程炳林, 2013) 相印證。具體言之，當個體的自主動機愈高，則其體驗到較多的正向學業情緒，以及較少的負向學業情緒。

最後，受控制動機對正向學業情緒 ( $\beta_{32} = -.31, p < .05$ ) 與負向學業情緒 ( $\beta_{42} = .56, p < .05$ ) 的直接效果亦達顯著水準，即 H5 與 H6 獲得本研究支持，表示國中生的受控制動機愈高，則其會體驗到較少的正向學業情緒；而受控制動機愈高者，則其會感受到較多的負向學業情緒。誠如國內學者江民瑜 (2013) 之研究發現，當個體的受控制動機程度愈高時，則其會體驗到較少的正向學業情緒 (喜悅與希望)。

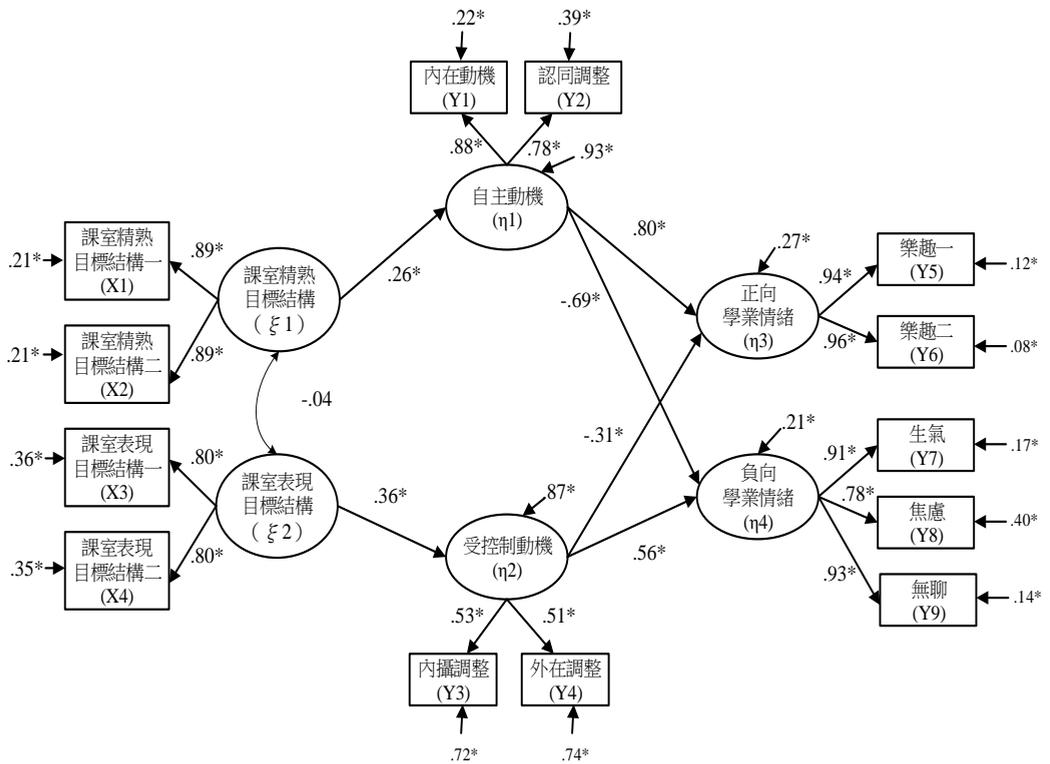


圖 2 課室目標結構、自我決定動機及學業情緒之關係模式圖

## (二) 各潛在變項之間接效果值

就課室精熟目標結構對正向學業情緒之間接效果而言，由表 4 可知，課室精熟目標結構可透過自主動機 ( $\gamma_{11} \times \beta_{31} = .26 \times .80 = .21$ ) 對正向學業情緒產生間接效果，其標準化值為 .21，表示學習者知覺到課室精熟目標結構愈高者，則其會透過自主動機進而對正向學業情緒產生間接效果。而課室精熟目標結構對負向學業情緒之間接效果而論，課室精熟目標結構可透過自主動機 ( $\gamma_{11} \times \beta_{41} = .26 \times -.69 = -.20$ ) 對負向學業情緒產生間接效果，其標準化值為 -.18，表示學習者處於課室精熟目標的學習情境中，則其會透過自主動機進而對負向學業情緒產生間接的影響效果。

就課室表現目標結構對正向學業情緒之間接效果而言，本研究發現課室表現目標結構可透過受控制動機 ( $\gamma_{22} \times \beta_{32} = .36 \times -.31 = -.11$ ) 對正向學業情緒產生間接效果，其標準化值為 -.11。而課室表現目標結構對負向學業情緒之間

接效果而論，課室表現目標結構可透過受控制動機 ( $\gamma_{22} \times \beta_{42} = .36 \times .56 = .20$ ) 對負向學業情緒產生間接效果，其標準化值為 .20，顯示國中生所知覺到的課室表現目標結構愈高者，則其會透過受控制動機進而對負向學業情緒產生間接效果。

表 4 潛在變項之標準化效果值/潛在變項之標準化效果值 (N = 588)

路徑關係	直接效果值 ( <i>t</i> 值)	間接效果值 ( <i>t</i> 值)	全體效果值 ( <i>t</i> 值)
課室精熟目標結構→自主動機	.26* (5.71)	—	.26* (5.71)
課室精熟目標結構→正向學業情緒	—	.21* (5.63)	.21* (5.63)
課室精熟目標結構→負向學業情緒	—	-.18* (-5.56)	-.18* (-5.56)
課室表現目標結構→受控制動機	.36* (5.55)	—	.36* (5.55)
課室表現目標結構→正向學業情緒	—	-.11* (-5.19)	-.11* (-5.19)
課室表現目標結構→負向學業情緒	—	.20* (5.97)	.20* (5.97)
自主動機→正向學業情緒	.80* (20.62)	—	.80* (20.62)
自主動機→負向學業情緒	-.69* (-17.96)	—	-.69* (-17.96)
受控制動機→正向學業情緒	-.31* (-6.71)	—	-.31* (-6.71)
受控制動機→負向學業情緒	.56* (7.95)	—	.56* (7.95)

\* $p < .05$ ; ( ) 內數字為 *t* 值

### (三) 各潛在變項之全體效果值

由表 4 可知，首先，就課室精熟目標結構而言，課室精熟目標結構對自主動機之全體效果值為 .26、課室精熟目標結構對正向學業情緒之全體效果值為 .21、課室精熟目標結構對負向學業情緒之全體效果值為 -.18。其次，就課室表現目標而論，課室表現目標結構對受控制動機之全體效果值為 .36、課室表現目標結構對正向學業情緒之全體效果值為 -.11、課室表現目標結構對負向學業情緒之全體效果值為 .20。再者，就自主動機而言，自主動機對正向學業情緒之全體效果值為 .80、自主動機對負向學業情之全體效果值為 -.69。最後，就受控制動機而論，受控制動機對正向學業情緒之全體效果值為 -.31、受控制動機對負向學業情緒之全體效果值為 .56。

## 伍、結論與建議

### 一、結論

本研究旨在結合自我決定理論與學業情緒之控制與價值理論，以探討自我決定動機在學業情緒的認知評估中介歷程中所扮演的角色。首先，本研究發現課室精熟目標結構對自主動機具有正向且直接的影響效果；課室表現目標結構對受控制動機亦具有正向且直接的影響效果。其次，自主動機對正向學業情緒具有正向的影響效果，而其對負向學業情緒則具有負向的影響效果。再者，受控制動機對正向學業情緒具有負向的影響效果，而其對負向學業情緒則具有正向的影響效果；最後，本研究所建構之「課室目標結構、自我決定動機及學業情緒之影響」理論模式與所蒐集的觀察資料相適配，即適合用來解釋國中生的資料。

### 二、本研究的貢獻與特色

目前探討環境因素對自我決定動機與學業情緒之研究，仍相當有限，本研究的特色在於結合課室目標結構理論、自我決定理論與學業情緒之控制與價值理論，以探討自我決定動機在課室目標結構與學業情緒之間所扮演的角色。研究結果支持此一歷程模式，即課室精熟目標結構對自主動機具有正向的預測效果，而課室表現目標結構對受控制動機亦有正向的預測效果；其次，學習者的自主動機與受控制動機均能有效地預測正、負向學業情緒。再者，課室精熟目標會透過自主動機，進而對正、負向學業情緒產生間接效果；而課室表現目標結構，則會透過受控制動機，進而對正、負向學業情緒產生間接效果。

本研究的學業情緒係屬於多樣化的，其包含樂趣、生氣、焦慮及無聊，能有效釐清不同的課室目標結構、自我決定動機及多樣化學業情緒之間的不同影響機制。其次，過去學業情緒之控制價值理論大都聚焦於闡述理論觀點，缺乏實證研究加以驗證，故本研究提供了實徵的依據。再者，過去研究甚少將學業情緒之控制與價值理論與自我決定理論相結合，本研究發現，課室目標結構會透過自我決定動機（自主動機與受控制動機），進而對學業情緒產生影響，本研究仍提供實證研究之證據。

### 三、建議

#### （一）課程與教學輔導上的建議

##### 1. 教師宜營造精熟導向為主的課室學習情境

從上述研究結果發現，課室精熟目標結構可透過自主動機的中介，進而影

響學業情緒。因此若想強化學生的自主動機與正向的學業情緒，教師在課室中應營造精熟的課室目標結構，而非課室表現目標結構。因為課室精熟目標結構主要是讓學生理解、精熟學習內容及努力用功，並以強調個人的進步與理解為主要目標的課室環境，以避免同儕競爭形成壓力，促使個體產生負面的學業情緒。此外，過去研究亦指出，課室中若重視的是對所學內容的理解、將犯錯視為學習的一部分，強調努力用功，如此較能強化學生的適應性行為與反應。

### 2. 教師宜提升學習者的自主動機，降低其受控制動機

本研究結果顯示，學習者的自主動機能有效地預測正、負向學業情緒，亦即當學習者的自主動機愈高，則其會產生較多的正向學業情緒，以及較少的負向學業情緒。因此，若想要讓學習者體驗到較多的正向學業情緒與降低其負向學業情緒的產生時，則教師宜提升學習者的自主動機，讓個體能夠認同數學活動對自身而言是重要的且有價值的，惟有如此方能夠促使個體自主意志的從事數學相關的學習與活動。

## (二) 研究限制與未來研究建議

### 1. 釐清不同面向的環境變項對自我定動機與學業情緒之關係

本研究在環境變項上，僅探討課室目標結構，然而，環境變項除了課室目標結構外，家庭目標結構等環境變項亦可能在學生的學業情緒中介歷程中，扮演著重要的角色。過去研究曾探討單一面向的環境變項對自我決定動機或學業情緒之影，惟鮮少研究同時包含課室、家庭、教師、同儕等目標結構之環境變項。因此，未來環境變項若能夠同時含括課室、家庭、教師、同儕目標結構，將使得學業情緒之認知評估中介歷程能獲得更全面性的瞭解，以及釐清不同面向環境變項對自我定動機與學業情緒之關係。

### 2. 釐清課室目標結構與自我決定動機對學業情緒的動態變化歷程

由於本研究僅探討課室目標結構對自我決定動機與學業情緒之影響，乃屬於橫斷性研究，並無法說明變項間的因果關係，此為本研究限制一。由於學習者的自我決定動機與學業情緒具有動態變化的特性，亦無法透過實驗的方式進行操弄。因此，本研究建議未來的研究可採用縱貫性研究，以探討課室目標結構與自我決定動機對學業情緒的動態變化歷程，據以釐清課室目標結構對學習動機與學業情緒之間的因果關係。

## 參考文獻

- 江民瑜 (2013)。學業情緒為中介的自我調整學習模式：以數學領域為例。《當代教育研究季刊》，21 (3)，113-150。
- 余民寧 (2006)。潛在變項模式：SIMPLIS 的應用。臺北市：高等教育。
- 李宜玫、孫頌賢 (2010)。大學生選課自主性動機與學習投入之關係。《教育科學研究期刊》，55 (1)，155-182。
- 林啟超 (2012)。高職生之課室自主支持、動機類型與逃避策略間關係之探討。《臺東大學教育學報》，23 (1)，59-90。
- 施淑慎 (2008)。學習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 (2)，1-26。
- 施淑慎 (2009)。國中生使用逃避策略相關因素徑路模式之檢驗。《教育與心理研究》，32 (1)，111-145。
- 陳正昌、程炳林、陳新豐、劉子鍵 (2009)。多變量分析方法/統計軟體應用 (五版)。臺北市：五南。
- 陳嘉成 (2010)。二向度或三向度？國中生之成就目標建構適用性與自主性在學習歷程角色之研究。《教育研究與發展期刊》，6 (4)，137-166。
- 彭淑玲 (2010)。創造力動機歷程模式：未來目標、課室目標結構、自我決定動機、自我調整學習策略與創造力之關係 (未出版之博士論文)。國立臺灣師範大學教育心理與輔導學研究所，臺北市。
- 程炳林 (2003)。四向度目標導向模式之研究。《師大學報：教育類》，48 (1)，15-40。
- 程炳林 (2006)。主觀能力與逃避策略之關係。《師大學報：教育類》，51 (2)，1-24。
- 黃智淵 (2016)。家長自主支持、基本心理需求、自主動機與國小學生學業情緒關係之探究。《教育研究學報》，50 (1)，67-92。
- 賴英娟 (2013)。國中生學業情緒之認知評估中介歷程：二階調節效果 (未出版之博士論文)。國立成功大學教育研究所，臺南市。
- 賴英娟、巫博瀚 (2016)。臺灣國中生「數學學習情緒量表」之發展與現況分析。

測驗學刊, 63 (2), 83-110。

賴英娟、巫博瀚 (2018)。國中生所知覺到的教師自主支持、自我效能及自主動機對學業情緒之影響。課程與教學季刊, 21 (2), 85-110。

簡嘉菱、程炳林 (2013)。環境目標結構、自我決定動機與學業情緒之關係。教育心理學報, 44 (3), 713-733。

Ames, C. (1992). Classrooms: Goals, structures, and student motivation. *Journal of Educational Psychology, 84*, 261-271.

Bandalos, D. L. (2002). The effects of item parceling on goodness-of-fit and parameter estimate bias in structure equation modeling. *Structure Equation Modeling, 9*(1), 78-102.

Dorothea, B., Dolores, P., & Michael, C. (2007). Motivation, interest, and positive affect in traditional and nontraditional undergraduate students. *Adult Education Quarterly: A Journal of Research and Theory, 57*, 141-158.

Frenzel, A. C., Pekrun, R., & Goetz, T. (2007). Perceived learning environment and students' emotional experiences: A multilevel analysis of mathematics classrooms. *Learning and Instruction, 17*, 478-493.

Goetz, T., Cronjaeger, H., Frenzel, A. C., Ludtke, O., & Hall, N. C. (2010). Academic self-concept and emotion relations: Domain specificity and age effects. *Contemporary Educational Psychology, 35*, 44-58.

Kaplan, A., Gheen, M., & Midgley, C. (2002). Classroom goal structure and student disruptive behaviour. *British Journal of Educational Psychology, 72*, 191-211.

Kim, J.-I., Schallert, D. L., & Kim, M. (2010). An integrative cultural view of achievement motivation: Parental and classroom predictors of children's goal orientations when learning mathematics in Korea. *Journal of Educational Psychology, 102*, 418-437.

Meece, J. L., Anderman, E. M., & Anderman, L. H. (2006). Classroom goal structure, student motivation, and academic achievement. *Annual Review of Psychology, 57*, 487-503.

- Midgley, C., Maehr, M. L., Hruda, L. Z., Anderman, E., Anderman, L., Freeman, K. E., & Urdan, T. (2000). *Manual for the Patterns of Adaptive Learning Scales (PALS)*. Ann Arbor, MI: University of Michigan.
- Pekrun, R. (1992). Expectancy-value theory of anxiety: Overview and implications. In D. G. Forgays, T. Sosnowski, & K. Wresniewski (Eds.), *Anxiety: Recent developments in cognitive, psychophysiological and health research* (pp. 23-41). Washington, DC: Hemisphere.
- 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. (2006). The control-value theory of achievement emotions: Assumptions, corollaries, and implications for educational research and practice. *Educational Psychology Review, 18*, 315-341.
- Pekrun, R., Frenzel, A. C., Goetz, T., & Perry, R. P. (2007). The control-value theory of achievement emotions: An integrative approach to emotion in education. In P. A. Schutz & R. Pekrun (Eds.), *Emotion in education* (pp. 13-36). San Diego, CA: Elsevier Inc.
- Pekrun, R., Goetz, T., Titz, W., & Perry, R. P. (2002). Academic emotions in students' self-regulated learning and achievement: A program of qualitative and quantitative research. *Educational Psychologist, 37*, 91-105.
- Peng, S. L., Cherng, B. L., Chen, H. C., & Lin, Y. Y. (2013). A model of contextual and personal motivations in creativity: How do the classroom goal structures influence creativity via self-determination motivations? *Thinking Skills and Creativity, 10*, 50-67.
- Ratelle, C. F., Guay, F., Vallerand, R. J., Larose, S., & Senécal, C. (2007). Autonomous, controlled, and a motivated types of academic motivation: A person-oriented analysis. *Journal of Educational Psychology, 99*, 734-746.
- 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.

- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2000a). Intrinsic and extrinsic motivations: Classic definitions and new directions. *Contemporary Educational Psychology, 25*, 54-67.
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2000b). Self-determination theory and the facilitation of intrinsic motivation, social development, and well-being. *American Psychologist, 55*, 68-78.
- Shih, S. S. (2008). The relation of self-determination and achievement goals to Taiwanese eight graders' behavioral and emotional engagement in schoolwork. *The Elementary School Journal, 108*, 313-334.
- Soenens, B., & Vansteenkiste, M. (2005). Antecedents and outcomes of self-determination in 3 life domains: The role of parents' and teachers' autonomy support. *Journal of Youth and Adolescence, 34*, 589-604.
- Standage, M., Duda, J. L., & Ntoumanis, N. (2005). A test of self-determination theory in school physical education. *British Journal of Educational Psychology, 75*, 411-433.
- Urduan, T., & Schoenfelder, E. (2006). Classroom effects on student motivation: Goal structures, social relationships, and competence beliefs. *Journal of School Psychology, 44*, 331-349.
- Vansteenkiste, M., Lens, W., & Deci, E. L. (2006). Intrinsic versus extrinsic goal contents in self-determination theory: Another look at the quality of academic motivation. *Educational Psychologist, 41*, 19-31.
- Vansteenkiste, M., Sierens, E., Soenens, B., Luyckx, K., & Lens, W. (2009). Motivational profiles from a self-determination perspective: The quality of motivation matters. *Journal of Educational Psychology, 101*, 671-688.
- Vansteenkiste, M., Simons, J., Sheldon, K. M., & Deci, E. L. (2004). Motivating learning, performance, and persistence: The synergistic effects of intrinsic goal contents and autonomy-supportive contexts. *Journal of Personality and Social Psychology, 87*, 246-260.
- Vansteenkiste, M., Zhou, M., Lens, W., & Soenens, B. (2005). Experiences of autonomy and control among Chinese learners: Vitalizing or immobilizing? *Journal of Educational Psychology, 97*, 468-483.

# **The Relationship of Classroom Goal Structures, Self-Determination Motivation, and Achievement Emotions**

**Ying-Chuan Lai\* Po-Han Wu\*\***

Based on the control-value theory of achievement emotions, this study investigated the relationship of classroom goal structures, self-determination motivation, and academic emotions. Participants were 588 eighth grade students in Taiwan. The data were analyzed by Structural Equation Modeling (SEM). The results were summarized as follows: (a) Classroom mastery goal structure has direct effects on autonomous motivation; (b) Classroom performance goal structure has direct effects on controlled motivation; (c) Autonomous motivation has direct effect on positive academic emotions and negative academic emotions. (d) Controlled motivation has direct effect on positive academic emotions and negative academic emotions. Based on the results, this study provides several implications and suggestions for educational practice and future research.

Keywords: achievement emotions, autonomous motivation, classroom goal structures, controlled motivation

\* Ying-Chuan Lai, Associate Vice President, Office of Research and Development, Nanhua University

\*\* Po-Han Wu, Assistant Professor, Graduate School of Education, Ming Chuan University

---

Corresponding Author: Po-Han Wu, e-mail: pohan0514@gmail.com

