

知覺教師回饋、個人成就目標、學業自我效能與無聊之關係：中介效果與條件間接化效果分析*

彭淑玲

國立成功大學
師資培育中心

本研究依據探討學業情緒的控制-價值理論, 說明情境(知覺教師回饋)與個人因素(個人成就目標、學業自我效能)如何共同對無聊產生影響。據此, 本研究目的為:(1) 建構「知覺教師回饋、個人成就目標與無聊之中介模式」, 以瞭解個體知覺教師給予的回饋如何形塑其持有的成就目標、進而影響無聊。(2) 考驗學業自我效能在上述中介模式上的調節效果。為完成上述目的, 本研究以 1105 位七年級學生進行施測, 並以數學科為主, 蒐集資料以結構方程模式(structural equational modeling, SEM) 進行中介效果與條件化間接效果分析。研究結果發現:(1) 「自我參照回饋→趨向精熟目標→無聊」與「常模參照回饋→逃避表現目標→無聊」兩個中介模式受到觀察資料支持, 可解釋當學生知覺不同教師回饋類型時, 會形塑不同個人成就目標以對無聊產生間接效果。(2) 學業自我效能會調節「自我參照回饋→趨向精熟目標→無聊」之負向間接效果: 當學生持有的學業自我效能程度逐漸提升時, 自我參照回饋透過趨向精熟目標對無聊的抑制效果會隨之增強。本研究依據研究結果提出建議, 以作為國中教學輔導與未來研究之參考。

關鍵詞：知覺教師回饋、個人成就目標、條件間接化效果、無聊、學業自我效能

* 1. 本篇論文通訊作者：彭淑玲；通訊方式：do bu520@gmail.com。
2. 本研究獲科技部專題計畫研究經費補助（計畫編號：MOST 106-2410-H-006-026-SS3），特此致謝。

學生的學習動機與情緒一直以來是教育研究的重點。其中，無聊 (boredom) 是個體在學習情境中最常產生的情緒之一。Larson 與 Richard (1991) 發現，在大多數的學習科目中，中學生在課堂中感到無聊的時間約 32%；Nett、Goetz 與 Hall (2011) 研究指出，11 年級學生報告約有 58% 的教學時間感到無聊；程炳林 (2012) 發現臺灣國中生在國、英、數三科學習時產生的負向情緒中，無聊分數是最高的。然而，在學業情緒探討中，過去研究多聚焦於考試焦慮，較少關注無聊，故無聊常被視為一種沈默的 (silent)、被受忽略 (neglected) 的情緒 (Macklem, 2015; Pekrun, Goetz, Daniels, Stupnisky, & Perry, 2010)。其次，過去研究顯示無聊對個體的學習有負向影響，如降低學習動機、減少學習策略的使用／學習參與、較低的學業成就等 (Pekrun, Goetz, Titz, & Perry, 2002; Pekrun et al., 2010; Tze, Klassen, & Daniels, 2014)。因此，研究者需聚焦於找出何種因素使個體產生無聊，進而提供現場教師相關策略或教學方案以降低無聊的發生。

Pekrun 等人 (2002) 提出控制－價值理論 (control-value theory, 以下簡稱 CVT)，主要描述遠端的「情境因素」(如任務與學習環境的特徵) 如何透過近側的「個人因素」(如個人成就目標、控制與價值評估) 以對多樣性學業情緒產生間接效果。其中，回饋 (feedback) 與個人成就目標分別扮演影響學業情緒的情境與個人變項，但過去研究強調回饋在學習歷程與情緒扮演的重要性 (Pekrun, Cusack, Murayama, Elliot, & Thomas, 2014)、卻甚少探討教師回饋如何對學習者的情緒產生影響；且先前研究亦未瞭解情境與個人因素如何共同對特定學業情緒－無聊產生作用。據此，本研究同時兼顧情境 (即知覺教師回饋) 與個人變項 (即個人成就目標) 以探討無聊情緒之共同與中介效果，瞭解知覺教師回饋是否會透過個人成就目標對無聊產生間接效果。

再者，過去研究多考驗學業自我效能 (academic self-efficacy, 以下簡稱 ASE) 對無聊之預測效果 (Goetz, Cronjaeger, Frenzel, Lüdtke, & Hall, 2010; Perry, Hladkyj, Pekrun, & Pelletier, 2001; You & Kang, 2014)，但較忽略 ASE 具有調節功能，可與個人成就目標互動以對學習行為 (如自我調整策略、作弊) 產生效果 (彭淑玲、黃博聖、陳學志，出版中；Braten, Samuelstuen, & Strømsø, 2004; Elliott & Dweck, 1988) 之外，是否亦對無聊情緒產生作用？據此，本研究主張 ASE 為一調節變項，考驗 ASE 如何調節「知覺教師回饋→個人成就目標→無聊」之間接效果。綜上所述，本研究建構「知覺教師回饋、個人成就目標與無聊之中介模式」，考驗該模式與觀察資料的適配度，並進一步探討 ASE 在此中介模式上可能產生的調節效果，這些即為本研究欲探討的重點。

一、學業情緒：無聊

成就情緒 (achievement emotions)、或稱學業情緒 (academic emotions)，意指學習者在學習、課室或考試情境中經驗的多樣性情緒，包含愉悅、希望、生氣、自豪、羞愧、放鬆、無聊、無望、焦慮等 (Pekrun et al., 2002)。其中，無聊是個體最常經驗的情緒之一，發生於個體參與活動中或沒有活動可參與時 (Macklem, 2015)。當個體感到無聊時，其很難專注眼前發生的事，對當前任務感到不滿足、無活力，且覺得時間變得漫長 (Macklem, 2015)。Pekrun (2006) 將無聊視為多面向情緒，是一種負向／非愉悅 (negative/unpleasant) (情感層面)、低活化 (low-arousal) (生理層面)、渴望逃脫無聊情境 (動機層面) 與覺得時間緩慢流逝 (認知層面) 的感受。依據 Pekrun 等人 (Pekrun, 2006; Pekrun et al., 2014) 觀點，無聊與在學習情境中表現的成就活動有關 (如上課、做回家作業)，因此屬於活動情緒 (activity emotion)、而非結果情緒 (outcome emotion)。

值得注意的是，無聊並非等同於缺乏興趣 (lack of interest)。Pekrun 等人 (Pekrun, et al., 2010; Pekrun, Hall, Goetz, & Perry, 2014) 將兩個概念進行比較：無聊起因於缺乏興趣，但與之不同。因為缺乏興趣與各種正、負向情緒有關，但不必然與無聊有關。就動機觀點而言，缺乏興趣意味個體不想參與活動，代表其主要是缺乏趨向動機 (approach motivation)，而非拒絕此活動。然而，無聊是說明個體想要逃離當下情境，代表的是逃避動機 (avoidance motivation)。由此可知，缺乏興趣與無聊是屬於情感上不同的分類。

二、無聊的原因

何種因素會促使學習者感到無聊？Fisher（1993）綜合教育科學與人格心理學觀點，認為無聊是受到外在因素（即任務或環境特徵）與內在因素（即人格特質）共同影響：首先，任務或環境中缺乏刺激（lack of stimulation）是引起無聊最常見的外在因素，若能找出讓學習情境不無聊的教學策略營造不無聊的學習情境，就能減少學生感到無聊。然而，Fisher 認為個人因素一如「個體對無聊情境的知覺與詮釋」才是個體感覺無聊與否的重要因素。此外，Goetz 與 Hall（2014）亦將影響無聊的因素分為三類：即環境（如單調的、孤立的與不斷重複性）、個人（如低的控制感或低價值性、無聊傾向）與環境與個人因素的交互作用三種因素。簡言之，影響無聊的原因包含個人與情境兩大因素。

前已述及，Pekrun 等人（2002）提出 CVT，主要從情境與個人因素說明學習者如何在學習中經驗多樣性情緒。Goetz、Pekrun、Hall 與 Haag（2006）則以 CVT 為依據，說明無聊發生於當個體對學習缺乏控制（超過或低於個體能力）與覺得該任務沒有價值時。這些控制與價值評估是基於學習者對環境與其人格因素之評估，與 Goetz 與 Hall（2014）的分類吻合。據此，本研究則以 CVT 為依據，從個體對情境與個人因素的評估說明影響無聊的原因。

（一）控制—價值理論

CVT 整合歸因理論（attribution theory）與期望—價值理論（expectancy-value theory）以探討個體經驗的學業情緒（Goetz et al., 2006）。其主張個體的認知評價是影響學業情緒的近側因素（proximal antecedents），包含主觀控制（subjective control）與主觀價值（subjective value）。前者意指個體對成就活動與結果的知覺控制性（如自我概念、自我效能或知覺的能力等），後者說明個體對成就情境或結果做出主觀性判斷（如興趣、效用或個人成就目標等）。具體而言，個體的認知評價會誘發各種不同的學業情緒，而個體持有的成就目標則會影響學業情緒。其次，環境（例如任務與學習環境的特徵，包含課室氛圍、教學的品質、教師提供的自主支持、教導取向或回饋等）則是形塑學業情緒之遠端因素（distal antecedents），其會透過個人成就目標、進而對學業情緒產生間接效果（Goetz et al., 2006; Pekrun, 2006; Pekrun et al., 2002; Pekrun, Elliot, & Maier, 2006）。簡言之，CVT 主要描述學習情境中的任務或環境特徵如何透過個人成就目標，進而影響學習者的學業情緒。

實徵研究上，已有研究著手考驗 CVT 架構，如 Goetz 等人（2006）考驗家庭環境如何透過認知評價對學業情緒產生間接效果；李俊青與程炳林（2006）及林宴瑛與程炳林（2012）均探討環境目標結構如何透過認知評價進而對正、負向學業情緒產生間接效果；Pekrun、Cusack 等人（2014）採用教學實驗設計，考驗不同的預期回饋對個人成就目標與學業情緒的影響。這些研究均同時考量情境與個人因素對學業情緒的效果，並支持 CVT 之「情境→認知評價／成就目標→學業情緒」主張。

（二）影響無聊的情境與個人因素：知覺教師回饋與個人成就目標

1. 知覺教師回饋與無聊之關係

在情境因素中，過去研究多聚焦課室或家庭情境（如李俊青、程炳林，2006；林宴瑛、程炳林，2012；Goetz et al., 2006）對學業情緒之預測，較忽略回饋的探討。「回饋」意指有關學習者在某一任務或考試上表現的相關訊息（Pekrun, Cusack, et al., 2014）、或描述由一個代理者（agent，如教師、同儕、父母、自己或經驗等）提供有關個體表現的訊息（Hattie & Timperley, 2007）。Pekrun 與 Perry（2014）認為評量學習者成就的方式、抑或學習者接收的回饋類型是影響學業情緒的重要因素；Pekrun、Cusack 等人（2014）亦指出個體在參與學習後接收不同類型的回饋，會影響其後續成就目標的持有與情緒經驗。由此可知，回饋在學習歷程與情緒上扮演的重要。

在課室情境中，教師是提供學生表現回饋的重要人物。有關教師提供的回饋類型，先前研究採用不同定義／名稱的回饋（或評價）進行研究，例如：「表現增進（performance improvement）vs.相對表現（relative performance）」回饋（Butler, 1987）、「成功／正向 vs.失敗／負向」回饋（Senko & Harackiewicz, 2005; Weidinger, Spinath, & Steinmayr, 2016）、「暫時性評價 vs.常模評價」（Butler, 2006）及「自我參照（self-referential）vs.常模參照（normative feedback）」回饋（朱展志、林如瀚，

2011; Pekrun, Cusack et al., 2014) 等, 上述結果指出不同教師回饋對學習歷程與結果有不同影響。本研究分析這些回饋類型後發現, 除了成敗/正負回饋類型之外, 表現增進/暫時性評價/自我參照回饋三者概念相似, 意指教師給予學生的回饋強調個體此次表現與過去表現比較以瞭解進步、穩定或退步情形, 故教師營造的是著重學生改善與進步的學習氛圍; 而相對表現/常模評價/常模參照三者內涵相近, 表示教師給予學生的回饋著重個體此次表現與全部學生表現的比較, 營造的是競爭的學習氣氛。在此, 本研究以 Pekrun、Cusack 等人 (2014) 提出的「自我 vs. 常模參照回饋」作為學生知覺教師回饋之概念, 說明學生在課室中知覺教師針對其表現給予的回饋情況。

過去少數研究顯示回饋與學業情緒有關, 例如當學生接收到失敗回饋時, 其在面對新任務時會產生更多焦慮 (Hill & Eaton, 1997, 引自 Pekrun et al., 2014, p. 116); Pekrun、Cusack 等人 (2014) 發現自我參照回饋較常模參照回饋與無回饋組而言, 有較高的希望與自豪, 而自我參照回饋的放鬆高於常模參照組; 且自我參照回饋較常模參照回饋與無回饋組, 有較低的生氣與無望, 常模參照組的焦慮與羞愧高於其他兩者。然而, 目前研究鮮少針對單一特定的無聊情緒, 考驗不同教師回饋對無聊的影響。本研究聚焦知覺教師回饋與無聊情緒之關係, 並進一步推測: 當學生知覺到教師給予的回饋是自我參照時, 可能促使個體聚焦於自我學習的進/退步狀況, 故較少產生無聊情緒; 反之, 當學生知覺教師給予常模參照回饋時, 可能促使個體著重能力的比較與競爭、而非學習本身, 故較可能對學習感到無聊。簡言之, 教師給予不同的回饋可能在個體學習中產生的無聊感受扮演重要角色。故探討此兩者關係, 為本研究的重點之一。

2. 人成就目標與無聊之關係

在個人因素中, 個人成就目標主要說明學習者從事某項學習工作的理由 (程炳林, 2003)。當前個人成就目標架構已從二向度、三向度, 至今拓展至四向度, 將學習者持有成就目標區分為趨向精熟、逃避精熟、趨向表現與逃避表現四種 (Elliot & McGregor, 2001; Pintrich, 2000), 實徵研究結果支持四向度個人成就目標最能解釋學習者的學習結果 (程炳林, 2003; Huang, 2012)。

有關個人成就目標與學業情緒之關係, 早期研究多探討二向度成就目標與正、負向情感關係, 但所得結果並不一致 (Jang & Liu, 2012; Pekrun, Elliot, & Maier, 2009)。Pekrun 等人 (2006, 2009) 則將三向度成就目標與多樣性學業情緒連結, 並依據 CVT 內涵主張: 精熟目標強調對活動的精熟與活動本身的正向價值, 故其可促進正向活動情緒 (愉悅)、並抑制負向的活動情緒 (生氣、無聊); 以表現為主的目標則聚焦於預期或回溯性的常模成就結果 (normative achievement outcome), 故趨向表現目標可預測與成功相關的結果情緒 (希望、自豪), 逃避表現目標則預測以失敗為主的結果情緒 (焦慮、無望、羞愧與放鬆)。實徵研究上, Huang (2011) 後設分析結果指出, 多數研究均呈現一致性組型, 即正向學業情緒與趨向為主的目標 (趨向精熟、趨向表現) 對應, 而負向情緒則與逃避為主的目標 (逃避精熟、逃避表現) 對應。然而, Putwain、Larkin 與 Sander (2013) 檢視實徵結果後指出, 精熟目標不僅能預測活動情緒、亦對正/負向結果情緒有影響; 逃避表現目標不止對負向結果情緒有效果、亦能預測負向活動情緒 (無聊)。Goetz、Sticca、Pekrun、Murayama 與 Elliot (2016) 回顧過去研究後發現: 精熟目標與愉悅為正相關, 而逃避表現目標與焦慮為正相關; 而成就目標與其他情緒之關係, 研究上多支持 Pekrun 等人 (2006, 2009) 預期的關係, 但個人成就目標與多數情緒之關係的證據仍是不足。

本研究聚焦於個人成就目標與無聊之探討。檢視過去研究後, 本研究發現趨向精熟目標對無聊的結果較為一致, 可負向預測無聊 (如 Goetz et al., 2016; Pekrun et al., 2006, 2009); 趨向表現目標似乎無法預測無聊 (Goetz et al., 2016; Pekrun et al., 2006); 而逃避表現目標對無聊的效果不一致, 有的顯示逃避表現目標可正向預測無聊 (Pekrun et al., 2006), 但有的發現逃避表現目標對無聊沒有效果 (Goetz et al., 2016); 至於逃避精熟目標對無聊的探討則更少研究著手, 僅有 Putwain 等人 (2013) 發現逃避精熟目標可正向預測無聊, 但兩者關係仍需要更多研究進行考驗。根據程炳林 (2003) 研究, 由於趨向精熟目標 (+¹, +) 為適應性動機構念, 本研究認為其應能負向預測無聊; 而逃避表現目標 (-², -) 為非適應性動機構念, 應能正向預測無聊; 至於逃避精熟目標 (-, -)

¹ “+”符號表示該動機類型對學習組型會帶來正向效果。

² “-”符號表示該動機類型對學習組型帶來負向效果。

+) 與趨向表現目標 (+, -) 均包含一正一負效果, 此兩者與無聊的關係仍有待釐清。綜合之, 本研究以四向度成就目標為預測變項, 考驗四種個人成就目標對無聊的影響。

三、「知覺教師回饋、個人成就目標與無聊中介模式」之建構

(一) 知覺教師回饋與個人成就目標之關係

上述文獻顯示知覺教師回饋與個人成就目標兩者可預測無聊, 但此兩變項如何共同對無聊產生影響? 為回答此問題, 須先瞭解知覺教師回饋與個人成就目標之關係。

目前少數研究已支持回饋與個人成就目標之關係, 如 Butler (1987) 結果顯示: 當回饋強調表現增進時, 會促進以精熟為主的歸因與目標; 當回饋著重相對表現時, 則促進以表現為主的歸因與目標。Butler (2006) 發現預期暫時評價會促進精熟目標的持有、預期常模評價會提升表現目標, 而無評價組則會損害兩種目標的持有。Pekrun、Cusack 等人 (2014) 探討預期的回饋 (anticipated feedback) 與三向度成就目標之關係, 發現自我參照回饋會促進精熟目標的持有, 常模參照回饋則形塑趨向表現與逃避表現目標。由此可知, 回饋與個人成就目標之關係是密切的, 且不同回饋會形塑不同的個人成就目標。

(二) 本研究的中介模式

由上可知, 影響無聊的變項包含遠端的情境因素 (知覺教師回饋) 與近側的個人因素 (個人成就目標), 故知覺教師回饋可能會透過個人成就目標對無聊產生間接效果。實徵研究上, Pekrun、Cusack 等人 (2014) 依據 CVT 內涵, 考驗預期回饋 (anticipated feedback, 即透過訊息傳遞讓學生預期即將以何種型式接收表現的回饋) 如何透過個人成就目標對學業情緒產生間接效果, 結果支持個人成就目標的確扮演預期回饋與學業情緒之中介變項。然而, Pekrun、Cusack 等人採用預期回饋, 而並非學生自我知覺或接收真實的回饋進行研究; 且其僅採用三向度成就目標架構, 在多樣性學業情緒中亦未納入無聊此一變項, 故無法瞭解知覺教師回饋是否會透過四種不同個人成就目標對無聊產生間接效果。

綜上所述, 知覺教師回饋會影響個人成就目標與無聊, 個人成就目標亦能預測無聊, 因此個人成就目標應為知覺教師回饋與無聊之中介變項。據此, 本研究以知覺教師回饋 (自我參照回饋、常模參照回饋) 為影響無聊的遠端情境變項, 以個人成就目標 (趨向精熟、逃避精熟、趨向表現與逃避表現) 為預測無聊的近側個人變項, 建構「知覺教師回饋→個人成就目標→無聊中介模式», 以考驗知覺教師回饋如何透過個人成就目標對無聊產生間接效果。依據 Ames (1992) 與 Pekrun、Cusack 等人 (2014) 研究, 由於自我參照回饋主張能力評估是依據個體當前與過去表現的進/退步情況, 此為精熟目標強調的評量準則, 故本研究假設當學生知覺教師給予的回饋是以自我參照為主時, 會形塑個體精熟為主的目標; 而常模參照回饋對能力評估是依據個體與他人表現進行比較為主, 此為表現目標著重的評價依據, 故本研究認為當學生知覺教師給予的回饋以常模參照為主時, 會促進個體持有以表現為主的目標。換言之, 本研究假設知覺自我參照回饋會透過「趨向/逃避精熟目標», 對無聊產生間接效果; 知覺常模參照回饋則透過「趨向/逃避表現目標」對無聊產生間接效果。簡言之, 本研究建構「知覺教師回饋、個人成就目標與無聊之中介模式», 考驗此模式是否與觀察資料適配, 進而瞭解兩種知覺教師回饋如何透過四種個人成就目標對無聊此一情緒產生間接效果, 此為本研究第一個研究目的。

四、學業自我效能在中介模式上的調節效果：條件化間接效果模式

ASE 意指個體對自己學習、發展技能或精熟材料之能力信念 (Bandura, 1997), 屬於 CVT 中認知評價之「主觀控制」概念, 說明個體對於自己在某一任務上的能力評估如何形塑個體的學業情緒 (Pekrun, 2006)。

傳統上，無聊被假設是由於個體缺乏挑戰，源自於高能力與低任務要求的結合狀況。然而後續研究更多發現低能力者較聰明者感到無聊，且經驗無聊的學生亦報告有較低知覺的控制力與學業自我概念 (Pekrun et al., 2010)。從社會認知理論觀之，Bandura (1997) 認為 ASE 是情緒調整的主要機制，主要透過三種方式影響個體的情緒經驗：(1) 思考 (thought)，高自我效能信念會使個體分析與檢索生活事件，以誘發愉悅的情緒經驗，並幫助個體相信自己能控制混亂思緒，進一步激發愉悅的情緒；(2) 行動 (action)，高自我效能信念會促使個體產生一種為環境帶來最佳情緒健康的行為；(3) 情緒導引 (emotion direct)：主張情感導向 (affect-oriented) 的自我效能信念能直接促進更多正向情緒狀態，並認為個體有能力去減少嫌惡的情緒狀態、降低負向情緒經驗。目前實徵研究已支持 ASE 與無聊之關係，並同意高 ASE 者較低 ASE 者在學習中更少產生無聊感受 (Goetz et al., 2010; Pekrun et al., 2010; Perry et al., 2001; You & Kang, 2014)。

然而，ASE 不僅可作為預測無聊程度的預測變項，是否亦可能扮演一調節變項以對無聊產生影響？Boehme、Goetz 與 Preckel (2017) 研究發現：個體的學業自我概念 (主觀控制) 會與興趣 (主觀價值) 產生交互作用以影響考試焦慮 (學業情緒)。由此可知，控制與價值兩種認知評估不僅可分別預測學業情緒，亦能互動以影響學業情緒。據此，本研究的個人成就目標屬於價值成分，ASE 為控制成分，兩者是否亦能互相作用以對無聊產生效果，值得研究進一步探討。再者，過去研究發現 ASE 會調節個人成就目標與學習行為之關係 (彭淑玲等人，出版中；Braten et al., 2004; Elliott & Dweck, 1988; Finn & Frone, 2004)，支持 ASE 為一調節變項；Finn 與 Frone (2004) 及彭淑玲等人 (出版中) 研究顯示高 ASE 為一保護因素，可與個人成就目標互動以降低非適應行為 (如作弊) 發生的可能。然而，上述研究多以個體的學習行為、策略為效標變項，未將學業情緒視為效標變項進行探討，而 ASE 是否調節個人成就目標與無聊之關係，仍不可知。例如，前述研究指出趨向精熟目標者較少產生無聊、逃避表現目標者會產生較多無聊，而這些關係是否會因個體持有不同程度的 ASE 而改變？由於趨向精熟目標與逃避表現目標對無聊的關係較為穩定，故本研究推測若當個體持有的 ASE 程度愈高時，趨向精熟目標與無聊之負向關係可能會加強，逃避表現目標與無聊之正向關係可能會下降；而逃避精熟目標與趨向表現目標兩者與無聊的關係是否受到 ASE 的調節，則有待本研究進一步釐清。

第三，過去研究進行調節變項考驗時，多將調節變項區分為不同程度 (如高、中、低) 的類別變項，並採用迴歸分析或多樣本結構方程模式 (如彭淑玲, 2017; 彭淑玲等人，出版中; Simmons & Ren, 2009; You & Kang, 2014) 考驗變項間的直接效果如何受到高、中、低程度之調節變項的影響。Preacher、Rucker 與 Hayes (2007) 提出條件化間接效果 (conditional indirect effect, CIE) 分析法，此方法主要特點為：(1) 可同時考驗中介與調節效果是否存在；(2) 分析「預測變項→中介變項→效標變項」之間接效果是否受到調節變項影響，而非僅考驗變項之間的直接效果；(3) 不需將調節變項化成類別變項，而是保有調節變項的連續變項特質，因此允許研究者探討某一間接效果的強度是如何視調節變項的水準 (即每一得分程度) 而改變。由此可見，CIE 方法可提供研究者更多訊息來闡述調節效果的重要性。綜合之，本研究採用 CIE 方法，建構條件化間接效果模式，以考驗 ASE 在「知覺教師回饋→個人成就目標→無聊」之間接效果上產生的調節作用，此為本研究的第二個研究目的。

最後，由於成就目標與學業情緒研究均具有領域特定性 (Ames & Archer, 1988; Pekrun et al., 2002)，且數學教育是目前國際關注之 STEM 職業的主要科目 (Glastone, Häfner, Turci, Kneißler, & Muenks, 2018)，故本研究將所有變項特定於數學領域，以考驗知覺教師回饋、個人成就目標與無聊之關係，並瞭解 ASE 在上述關係產生的調節效果。

五、本研究目的與假設

本研究目的為：(一) 建構「知覺教師回饋、個人成就目標與無聊中介模式」，考驗模式與觀察資料的適配度，意即知覺教師回饋會透過個人成就目標對無聊產生間接效果；(二) 分析個體持有的 ASE 在上述中介模式上扮演的調節效果。據此，本研究的假設如下：

假設一：本研究建構的「知覺教師回饋、個人成就目標與無聊中介模式」與國中生觀察資料可以適配，即知覺教師回饋會透過個人成就目標對無聊產生間接效果。

假設二：本研究建構的條件化間接效果模式與國中生觀察資料可以適配，即知覺教師回饋透過個人成就目標對無聊之間接效果會受到 ASE 所調節：當個體的 ASE 分數愈高，自我參照回饋透過趨向/逃避精熟目標對無聊之負向間接效果的強度愈強，而常模參照回饋透過逃避表現目標對無聊的正向間接效果之的強度愈弱。

方法

一、研究樣本

本研究以臺灣七年級學生為研究對象，採用叢集抽樣方式抽取兩批樣本。首先，為考驗知覺教師回饋量表之信、效度，本研究於北中南地區抽取三個班級進行預試（第一批樣本）。在刪除作答缺漏或規律作答者後，有效樣本為 66 人。其中，北部 24 人、中部 21 人、南部 21 人；男生 32 人，女生 34 人。其次，為考驗本研究提出的假設，本研究於北中南地區抽取 46 個班級進行施測（第二批樣本）。在刪除作答缺漏或規律作答者後，有效樣本為 1105 人。其中，北部 439 人、中部 341 人、南部 325 人；男生 556 人，女生 549 人。

二、理論模式建構

(一) 知覺教師回饋、個人成就目標與無聊之中介模式

本研究目的為考驗知覺教師回饋是否透過個人成就目標對無聊產生間接效果。依據 Baron 與 Kenny (1986)，滿足中介效果的條件有四：(1) 條件一：預測變項能預測效標變項 (c 要顯著)；(2) 條件二：預測變項能預測假定的中介變項 (a 要顯著)；(3) 條件三：假定的中介變項能預測效標變項 (b 要顯著)；(4) 當預測變項與中介變項同時預測效標變項時，原預測變項對效標變項的效果 (c) 下降或不顯著 (見圖 1)。檢驗中介效果則需進行三個迴歸模式分析，即預測變項預測效標變項 (迴歸模式一)，預測變項預測中介變項 (迴歸模式二)，預測變項與中介變項同時預測效標變項 (迴歸模式三)。

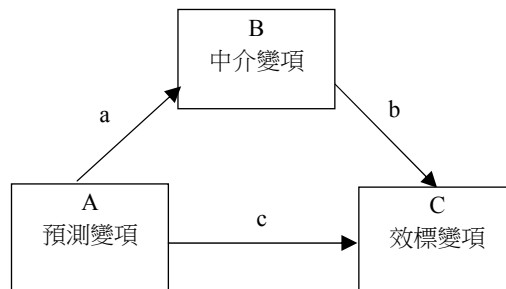


圖 1 迴歸分析之滿足中介效果條件圖 (Baron & Kenny, 1986, p. 1176)

為排除預測變項與效標變項的測量誤差、提高預測變項對效標變項的預測力 (程炳林, 2003)，本研究參考 Fu、Ko、Wu、Cherng 與 Cheng (2007) 技術，採用 SEM 考驗中介效果。本研究建構的中介效果模式包含模式一與模式二，兩個模式各有三個潛在變項：潛在自變項 (知覺教師回饋，

ξ_1)、中介變項(個人成就目標, η_1)與潛在預測變項(無聊, η_2) (見圖 2)。SEM 考驗步驟如下: 首先, 兩個模式的 $\Delta\chi^2$ 是否達顯著, 且模式二要比模式一與觀察資料更加適配; 其次, 觀察兩個模式的各項預測值: (1) 模式一假設知覺教師回饋對學無聊與個人成就目標有顯著預測力(為 γ_{21} 與 γ_{11} 達到顯著), 即滿足 Baron 與 Kenny (1986) 提出的條件一與二。(2) 模式二假設個人成就目標對無聊有顯著預測力(為 β_{21} 達到顯著), 且當知覺教師回饋與個人成就目標同時預測無聊時, 知覺教師回饋對無聊的效果會下降或不顯著(γ_{21} 會下降或不顯著), 此即滿足 Baron 與 Kenny 提出的條件三與四。此外, 本研究以各量表的題目作為該潛在變項的測量指標, 故模式一與二各有 10 個測量指標。

根據前述理論文獻與實徵研究, 本研究假設知覺自我參照回饋能形塑個體的趨向精熟目標與逃避精熟目標, 進而對無聊產生間接效果; 而知覺常模參照回饋則形塑個體的趨向表現目標與逃避表現目標, 進而對無聊產生間接效果。因此, 本研究以四種個人成就目標為單位, 共進行四組中介效果模式考驗, 分別為「自我參照回饋→趨向精熟目標→無聊」、「自我參照回饋→逃避精熟目標→無聊」、「常模參照回饋→趨向表現目標→無聊」及「常模參照回饋→逃避表現目標→無聊」。

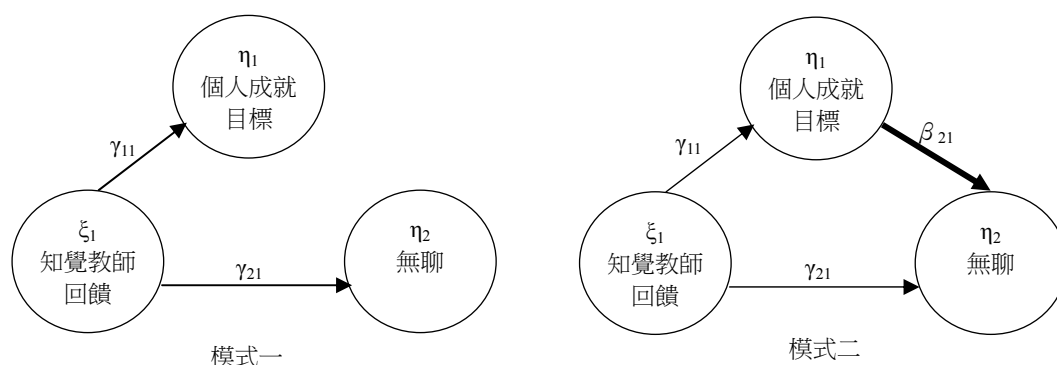


圖 2 本研究建構的中介效果模式圖

(二) 條件化間接效果模式

其次, 本研究目的二為瞭解知覺教師回饋透過個人成就目標對無聊的間接效果是否受到個體持有不同 ASE 程度而改變。本研究將此考驗簡化成圖 3 的概念模式圖, 並採用 Preacher 等人 (2007) 提出的五種條件化間接效果模式中的模式三 (見圖 4) 考驗上述概念。圖 4 指出: 預測變項 (X) 會透過中介變項 (M) 對效標變項 (Y) 有間接效果, 若 M 與 W 的交乘項 (MW) 亦能預測 Y (b_3 必須顯著), 即 W 扮演調節變項角色。換言之, X 透過 M 對 Y 的間接效果強度需視不同 W 程度而定。當條件化間接效果成立時, 研究者需進一步計算 CIE 值、CIE 的測量標準誤 (SE_{CIE}) 與 t 值, 並考驗 CIE 是否顯著。CIE、 SE_{CIE} 與 t 值的計算公式如下所示。

本研究針對研究一結果有符合中介效果條件之模式, 進一步考驗 ASE 在這些中介模式上的調節效果。據此, 本研究建構潛在變項條件化間接效果模式圖 (見圖 5)。圖 5 包含五個潛在變項: 知覺教師回饋 (η_1)、個人成就目標 (η_2)、ASE (η_3)、個人成就目標與 ASE 交乘項 (η_4) 與無聊 (η_5)。本研究假設知覺教師回饋能預測個人成就目標與無聊, 並透過個人成就目標對無聊有間接效果; 且個人成就目標與 ASE 交乘項能顯著預測無聊, 即 ASE 為個人成就目標對無聊之效果的調節變項。換言之, ASE 對知覺教師回饋透過個人成就目標對無聊之關係具有條件化間接效果。在測量指標上, 本研究以每一個量表的題目作為該潛在變項的測量指標, 而個人成就目標 \times ASE 交乘項的測量指標, 則為個人成就目標與 ASE 測量指標各自減去平均數之交乘項, 故此模式共包含 22 個測量指標。

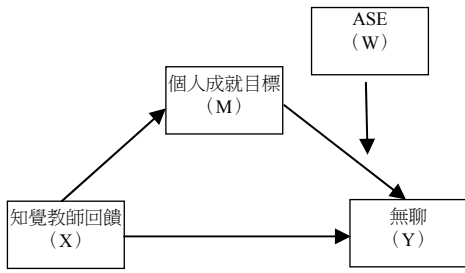


圖 3 本研究建構的條件化間接效果之概念模式圖

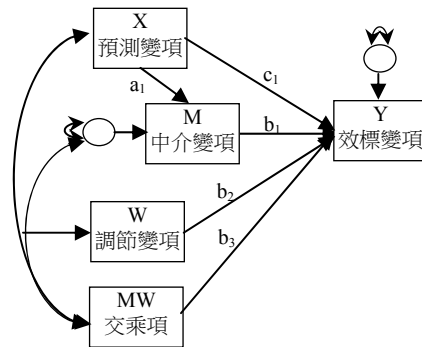


圖 4 條件化間接效果模式之模式三 (Preacher 等人, 2007, 頁 194)

$$CIE = a_1(b_1 + b_3W)$$

$$SE_{CIE} = \sqrt{(b_1 + b_3W)^2 Sa_1^2 + (a_1^2 + Sa_1^2)(Sb_1^2 + 2Sb_1b_3W + Sb_3^2W^2)}$$

$$t = CIE / SE_{CIE}$$

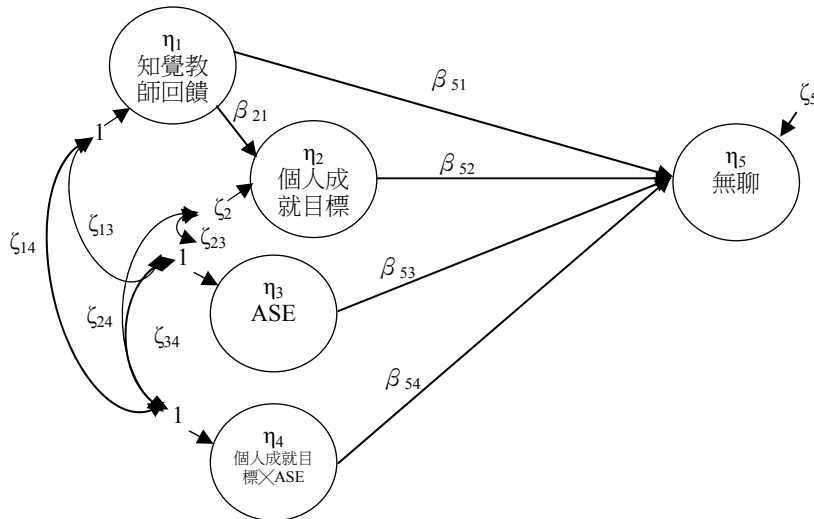


圖 5 本研究建構的潛在變項條件化間接效果模式圖

三、測量工具

(一) 知覺教師回饋

本研究參考 Pekrun、Cusack 等人 (2014) 及朱展志與林如瀚 (2011) 對回饋的定義與分類，以數學科為特定領域，自編國中生知覺的教師回饋量表，測量國中生在學習中知覺到其接收教師給予的不同回饋的程度。該量表包含自我參照回饋（三題，例：數學老師會根據我過去的作業表現，在批改上給我進步或退步的評語）與常模參照回饋（三題，例：發下數學考卷後，老師會公

布全班同學的成績，讓我們知道自己跟其他人成績的差異情形）兩個分量表。全量表共計 6 題，作答採用 Likert 六點量表（1 為完全不符合~6 完全符合）。

本研究以第一批樣本進行探索式因素分析（exploration factor analysis, EFA），結果顯示（以主軸法抽取因素，以最小斜交法進行轉軸）：該量表可抽取兩個特徵值大於 1 的因素（2.79、1.36），兩個因素可解釋全量表 6 題的總變異量 54.67%；因素一為「常模參照回饋」，三題；因素二為「自我參照回饋」，三題。六題轉軸後的組型負荷量絕對值介於 .58~.87，共同性介於 .39~.72。兩個分量表的 Cronbach's α 為 .76 與 .74。本研究以第二批樣本（ $N = 1105$ ）進行驗證性因素分析考驗（confirmatory factor analysis, CFA），結果顯示： $\chi^2(8, N = 1105) = 134.96, p < .01$ ；GFI=.99、AGFI=.96 與 CFI=.96，三者均大於 .90 標準值，而 SRMR = 0.06，小於 .08 標準值（陳正昌、程炳林，2002）。此結果表示二因素模式與觀察資料適配，適合用來解釋國中生於數學課中知覺到教師兩種不同回饋的情況。

（二）個人成就目標

本研究以程炳林（2003）發展的「個人目標導向量表」測量學生在數學科目中持有的個人成就目標。此量表包括趨向精熟目標（六題， $\alpha = .84$ ，例：在數學課中，我認為分數不代表什麼，重要的是可以學到東西）、逃避精熟目標（六題， $\alpha = .84$ ，例：我非常擔憂自己沒有百分之百學會數學老師在課堂上的教學內容）、趨向表現目標（六題， $\alpha = .88$ ，例：我上數學課主要的目的是考試成績要贏過班上多數同學）與逃避表現目標（六題， $\alpha = .90$ ，例：數學課上，我最主要的目的是避免被當成能力很差的人）四個分量表，全量表共有 24 題，作答方式採用李克特六點量尺（1 為完全不符合~6 完全符合）。本研究於各分量表中選取因素負荷量較高的三題進行施測。

本研究以第二批樣本（ $N = 1105$ ）進行 CFA，結果顯示： $\chi^2(48, N = 1105) = 256.41, p < .01$ ；GFI=.99、AGFI=.98、CFI=.98，三者均高於 .90 標準值，而 SRMR = 0.05，小於 .08 標準值（陳正昌、程炳林，2002）。此結果表示四因素模式與觀察資料適配，適合用來解釋國中生持有不同個人成就目標的情況。

（三）無聊

本研究以程炳林（2012）發展的「學業情緒量表」中的無聊分量表，並以數學領域為主，測量學習者在參與學習任務時經驗的無聊程度。無聊分量表有五題（ $\alpha = .84$ ，例：上數學課讓我覺得很無趣），作答方式採用李克特六點量尺（1 為完全不符合~6 完全符合）。本研究於無聊分量表中選取因素負荷量較高的四題進行施測。

本研究以第二批樣本（ $N = 1105$ ）進行 CFA，結果顯示： $\chi^2(2, N = 1105) = 43.60, p < .01$ ；GFI = 1.00、AGFI=.93、CFI = 1.00，三者均大於 .90 標準值，而 SRMR = 0.03，小於 .08 標準值（陳正昌、程炳林，2002）。此結果表示單因素模式與觀察資料適配，適合用來解釋國中生在數學科中所經驗無聊情緒之情況。

（四）學業自我效能

本研究以吳靜吉與程炳林（1992）編製的「激勵的學習策略量表」中的自我效能分量表，測量學生知覺自我在參與數學任務時的能力程度。該量表共包含五題（例：我有信心可以幫同學解答數學上的問題），作答方式採用李克特六點量尺（1 為完全不符合~6 完全符合）。根據吳靜吉與程炳林的 CFA 結果指出： $\chi^2(5, N = 938) = 10.72, p < .05$ ，五題因素負荷量介於 .65 至 .73，個別指標信度在 .43~.54，單因素的成分信度為 .83，平均變異抽取量為 .49。本研究選擇該分量表中因素負荷量較高的三題進行施測。

本研究以第二批樣本（ $N = 1105$ ）生進行 CFA，結果顯示： $\chi^2(1, N = 1105) = 0.00, p > .01$ ；GFI = 1.00、AGFI = 1.00、CFI = 1.00，三者均大於 .90 標準值，而 SRMR = 0.00，小於 .08 標準值（陳正昌、程炳林，2002）。此結果表示單因素模式與觀察資料適配，適合用來解釋國中生對於學業自我效能知覺情況。

四、研究程序

本研究以紙筆測驗進行團體施測，並透過國中教師協助進行。為確保教師能有效協助施測，在寄送量表後，本研究由研究助理以電話方式向所有協助施測的國中教師確認施測內容與程序等相關訊息。施測前，本研究所有參與學生均詳細閱讀完知情同意書後方始作答，且亦獲得其家長同意。其次，教師會清楚說明量表填答方式與流程，確保學生均能清楚作答方式。為鼓勵學生真實填答，施測教師強調學生所有作答反應會受到保密，且收集資料會進行整體、非個別的資料分析。本研究調查共包含四個量表，首先施測知覺教師回饋量表、其次為學業自我效能量表、個人目標導向量表，最後則為無聊量表，施測時間共計 20 分鐘。本研究所有施測程序與相關說明均經過研究倫理審查委員會之核定通過。

五、資料分析

本研究以 LISREL 8.80 統計軟體進行資料分析，以 SEM 考驗本研究所有假設。本研究採用 χ^2 、RMSEA、AGFI、CFI、NNFI 與 Δ RMSEA (Chen, 2007; Rubio, Berg-Weger, & Tebb, 2001) 評估模式適配情況。當 RMSEA < .08, AGFI、CFI 與 NNFI > .90, 且 Δ RMSEA > .015 時，表示模式與觀察資料適配。本研究在進行各項統計分析時，以 .05 為顯著水準。

結果

一、基本統計分析

1 為條件化間接效果模式之測量指標的平均數、標準差與相關係數。本研究以 Hotelling T^2 考驗性別在知覺教師回饋、個人成就目標、無聊與 ASE 等測量指標上的差異。結果指出：不同性別在無聊上並無差異 (Hotelling $T^2 = 4.38, p > .05$)，而在知覺教師回饋 (Hotelling $T^2 = 19.67, p < .05, \eta^2 = .02$)、個人成就目標 (Hotelling $T^2 = 46.34, p < .05, \eta^2 = .04$) 與 ASE (Hotelling $T^2 = 66.95, p < .05, \eta^2 = .057$) 得分上不同。本研究進行 95% 信賴區間估計結果指出：所有個人成就目標的測量指標得分均包含 0，表示男女生在個人成就目標得分上並無不同；而男女生在自我參照回饋 1 (男 = 3.69, 女 = 3.30, $\eta^2 = .01$) 及三個 ASE (男 = 3.41~3.72, 女 = 2.90~3.05, $\eta^2 = .02\sim.05$) 測量指標的得分上有差異，且男生均高於女生。然而，由於性別在上述變項的效果量均介於 .01~.057，低於 .06 (Cohen, 1988)，屬於小效果量與低解釋力，故本研究在後續分析上未將性別納入作為控制變項。

表 1 條件化間接效果模式之測量指標的平均數、標準差與相關係數 (N = 1105)

| 測量指標 | a | b | c | d | e | f | g | h | i | j | k | l | m | n | o | p | q | r | s | t | u | v | w | x | y | |
|-------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|--|
| M | 3.50 | 2.75 | 2.90 | 2.47 | 2.22 | 2.48 | 4.61 | 4.58 | 4.79 | 4.15 | 4.02 | 3.87 | 2.93 | 2.58 | 2.74 | 2.63 | 2.63 | 3.37 | 2.78 | 2.81 | 2.60 | 2.66 | 3.17 | 3.38 | 3.25 | |
| SD | 1.68 | 1.62 | 1.60 | 1.55 | 1.41 | 1.55 | 1.42 | 1.36 | 1.30 | 1.44 | 1.49 | 1.53 | 1.46 | 1.52 | 1.51 | 1.50 | 1.51 | 1.58 | 1.54 | 1.62 | 1.58 | 1.61 | 1.59 | 1.55 | 1.57 | |
| a. 自我參照回饋 1 | 1.00 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| b. 自我參照回饋 2 | .44 | 1.00 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| c. 自我參照回饋 3 | .52 | .52 | 1.00 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| d. 常模參照回饋 1 | .38 | .33 | .34 | 1.00 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| e. 常模參照回饋 2 | .38 | .57 | .44 | .58 | 1.00 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| f. 常模參照回饋 3 | .38 | .38 | .47 | .58 | .59 | 1.00 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| g. 趨向精熟目標 1 | .13 | .10 | .17 | .04 | .06 | .10 | 1.00 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| h. 趨向精熟目標 2 | .07 | .05 | .09 | .04 | .01 | .06 | .45 | 1.00 | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| i. 趨向精熟目標 3 | .15 | .12 | .16 | .05 | .05 | .09 | .59 | .54 | 1.00 | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| j. 逃避精熟目標 1 | .04 | .05 | .08 | .08 | .05 | .05 | .15 | .27 | .20 | 1.00 | | | | | | | | | | | | | | | | |
| k. 逃避精熟目標 2 | .03 | .05 | .09 | .07 | .06 | .08 | .12 | .24 | .16 | .78 | 1.00 | | | | | | | | | | | | | | | |
| l. 逃避精熟目標 3 | .04 | .04 | .08 | .08 | .06 | .07 | .13 | .22 | .19 | .70 | .74 | 1.00 | | | | | | | | | | | | | | |
| m. 趨向表現目標 1 | .17 | .19 | .18 | .22 | .24 | .23 | -.01 | .14 | .06 | .21 | .24 | .19 | 1.00 | | | | | | | | | | | | | |
| n. 趨向表現目標 2 | .10 | .10 | .06 | .15 | .13 | .14 | -.25 | -.02 | -.16 | .17 | .18 | .17 | .50 | 1.00 | | | | | | | | | | | | |
| o. 趨向表現目標 3 | .12 | .12 | .12 | .18 | .16 | .18 | -.11 | .05 | -.02 | .22 | .22 | .21 | .55 | .59 | 1.00 | | | | | | | | | | | |
| p. 逃避表現目標 1 | .07 | .12 | .14 | .19 | .18 | .18 | -.06 | -.01 | -.02 | .18 | .21 | .26 | .40 | .39 | .36 | 1.00 | | | | | | | | | | |
| q. 逃避表現目標 2 | .06 | .10 | .10 | .19 | .18 | .16 | -.13 | -.01 | -.08 | .15 | .21 | .24 | .41 | .43 | .39 | .71 | 1.00 | | | | | | | | | |
| r. 逃避表現目標 3 | .04 | .10 | .10 | .15 | .14 | .10 | -.02 | .08 | .01 | .22 | .22 | .21 | .41 | .33 | .33 | .54 | .58 | 1.00 | | | | | | | | |
| s. 無聊 1 | -.05 | -.01 | -.02 | .05 | .02 | .02 | -.12 | -.16 | -.21 | -.01 | -.02 | .02 | .02 | .13 | .03 | .21 | .18 | .11 | 1.00 | | | | | | | |
| t. 無聊 2 | -.08 | -.03 | -.04 | .07 | .03 | .01 | -.17 | -.20 | -.23 | -.02 | -.01 | .00 | .01 | .10 | .01 | .17 | .16 | .10 | .77 | 1.00 | | | | | | |
| u. 無聊 3 | -.07 | -.04 | -.05 | .08 | .04 | .04 | -.14 | -.21 | -.24 | -.03 | -.04 | .01 | .03 | .13 | .05 | .18 | .18 | .10 | .67 | .83 | 1.00 | | | | | |
| v. 無聊 4 | -.05 | -.00 | -.01 | .07 | .04 | .03 | -.13 | -.20 | -.22 | -.03 | .01 | .03 | .04 | .13 | .04 | .21 | .21 | .11 | .64 | .77 | .77 | 1.00 | | | | |
| w. 學業自我效能 1 | .17 | .12 | .14 | .14 | .14 | .14 | .05 | .17 | .12 | .06 | .03 | -.03 | .25 | .24 | .21 | -.04 | -.03 | .03 | .19 | .19 | .17 | .77 | 1.00 | | | |
| x. 學業自我效能 2 | .18 | .11 | .14 | .14 | .14 | .13 | .08 | .19 | .17 | .04 | .04 | -.01 | .29 | .21 | .21 | -.01 | .02 | .07 | .21 | .24 | -.21 | -.27 | .77 | 1.00 | | |
| y. 學業自我效能 3 | .18 | .15 | .14 | .12 | .14 | .14 | .08 | .23 | .23 | .06 | .01 | -.01 | .29 | .22 | .22 | .00 | .02 | .07 | -.30 | -.29 | -.27 | -.33 | .72 | .75 | 1.00 | |

註：表中省略，|r| > .07 皆達 .05 顯著水準

二、中介模式之適配度考驗

本研究以第二批樣本 ($N = 1105$) 為研究對象，進行中介模式與觀察資料的適配度考驗。由於 LISREL8.80 版內定的 ML (maximum likelihood) 法對大樣本與多變量常態分配的假設有嚴格要求 (陳正昌、程炳林, 2002)，本研究以 Jöreskog and Söbom (2001) 發展的 PRELIS 2.51 統計軟體進行多變項常態分配假設考驗，結果指出本研究蒐集的觀察資料未符合常態分配假設， $\chi^2(2, N=1105) = 1192.37 \sim 1715.82, p < .05$ ，故本研究改以加權最小平方法 (weighted least-squares, WLS) 作為參數估計與模式適配度考驗方法。

(一) 中介模式適配度考驗結果

表 2 顯示「自我參照回饋→趨向精熟目標→無聊」與「常模參照回饋→逃避表現目標→無聊」兩組中介模式的 χ^2 差異量均達到顯著， $\Delta\chi^2(1, N = 1105) = 52.63 \sim 79.20, p < .05$ ，且此兩組中介模式的模式二之 AGFI、CFI 與 NNFI 值均 \geq 模式一，並高於 .90 標準值；此兩組中介模式的模式二之 RMSEA 低於模式一，並小於 .08 標準值，且 $\Delta RMSEA > .015$ ，表示模式二較模式一與觀察資料更適配。上述結果說明趨向精熟目標可能為自我參照回饋與無聊的中介變項，而逃避表現目標可能為常模參照回饋與無聊的中介變項。

表 2 四組中介模式適配度考驗結果

| | χ^2 | df | p | $\Delta\chi^2$ | Δdf | RMSEA | $\Delta RMSEA$ | AGFI | CFI | NNFI |
|----------------------------|----------|----|-----|----------------|-------------|--------|----------------|------|------|------|
| 第一組：「自我參照回饋→趨向精熟目標→無聊」中介模式 | | | | | | | | | | |
| 模式一 | 157.53 | 33 | .00 | --- | --- | 0.0585 | --- | 0.99 | 0.99 | 0.99 |
| 模式二 | 78.33 | 32 | .00 | 79.20* | 1 | 0.0362 | 0.020 | 0.99 | 1.00 | 1.00 |
| 第二組：「自我參照回饋→逃避精熟目標→無聊」中介模式 | | | | | | | | | | |
| 模式一 | 80.94 | 33 | .00 | --- | --- | 0.0363 | --- | 1.00 | 1.00 | 1.00 |
| 模式二 | 80.87 | 32 | .00 | 0.07 | 1 | 0.0372 | -0.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 |
| 第三組：「常模參照回饋→趨向表現目標→無聊」中介模式 | | | | | | | | | | |
| 模式一 | 110.33 | 33 | .00 | --- | --- | 0.0461 | --- | 0.99 | 0.99 | 0.99 |
| 模式二 | 107.02 | 32 | .00 | 3.31 | 1 | 0.0461 | 0.00 | 0.99 | 1.00 | 0.99 |
| 第四組：「常模參照回饋→逃避表現目標→無聊」中介模式 | | | | | | | | | | |
| 模式一 | 139.95 | 33 | .00 | --- | --- | 0.0542 | --- | 0.99 | 0.99 | 0.99 |
| 模式二 | 87.32 | 32 | .00 | 52.63* | 1 | 0.0396 | 0.015 | 0.99 | 1.00 | 1.00 |

$p < .05$.

本研究檢視上述四個模式之模式一、二的各效果值。在模式一部份 (參見表 3)，第一組中介模式顯示：自我參照回饋能預測無聊 ($\gamma_{21} = -0.14, t = -4.10, p < .05$) 與趨向精熟目標 ($\gamma_{11} = 0.32, t = 7.97, p < .05$)。第二組中介模式指出：自我參照回饋能預測無聊 ($\gamma_{21} = -0.07, t = -2.03, p < .05$) 與逃避精熟目標 ($\gamma_{11} = 0.10, t = 2.66, p < .05$)。第三組中介模式顯示：常模參照回饋能預測無聊 ($\gamma_{21} = 0.10, t = 2.83, p < .05$) 與趨向表現目標 ($\gamma_{11} = 0.33, t = 8.94, p < .05$)。第四組中介模式指出：常模參照回饋能預測無聊 ($\gamma_{21} = 0.09, t = 2.77, p < .05$) 與逃避表現目標 ($\gamma_{11} = 0.31, t = 8.88, p < .05$)。由此可知，四個中介模式的模式一均符合 Baron 與 Kenny (1986) 中介效果的條件一與二。

在模式二部分，第一組中介模式顯示：趨向精熟目標能預測無聊 ($\beta_{21} = -0.31, t = -8.88, p < .05$)，且自我參照回饋對無聊的直接效果變為不顯著 (從 -0.14 下降至 -0.01)。第二組中介模式指出：逃避精熟目標無法預測無聊 ($\beta_{21} = -0.07, t = -0.27, p > .05$)，而自我參照回饋對無聊的直接效果變並無改變 (仍維持 0.10)。第三組中介模式顯示：趨向表現目標不能預測無聊 ($\beta_{21} = 0.07, t = 1.86, p > .05$)，而常模參照回饋對無聊的直接效果略微下降 (從 0.33 變為 0.32)。第四組中介模式指出：逃避表現目標能預測無聊 ($\beta_{21} = 0.25, t = 7.37, p < .05$)，且常模參照回饋對無聊的直接

效果變為不顯著（從 0.09 下降至-0.01）。由此可知，只有第一、四組中介模式滿足 Baron 與 Kenny（1986）中介效果的條件三與四。

綜合之，在四個中介模式中，「自我參照回饋→趨向精熟目標→無聊」中介模式與「常模參照回饋→逃避表現目標→無聊」兩個中介模式成立，即自我參照回饋對無聊的效果完全被趨向精熟目標中介，常模參照回饋對無聊的直接效果完全被逃避表現目標所中介。

表 3 知覺教師回饋、個人成就目標與無聊中介效果模式之效果值

| 效果估計值 | 模式一 | | | | 模式二 | | | |
|--|---------|------|-------|-------|---------|------|-------|-------|
| | WLS 估計值 | 標準誤 | t 值 | 標準化係數 | WLS 估計值 | 標準誤 | t 值 | 標準化係數 |
| 自我參照回饋→趨向精熟目標→無聊 | | | | | | | | |
| γ_{11} : 自我參照回饋 (ξ_1) → 趨向精熟目標 (η_1) | 0.33 | 0.04 | 7.97 | 0.32 | 0.26 | 0.04 | 6.29 | 0.24 |
| γ_{21} : 自我參照回饋 (ξ_1) → 無聊 (η_2) | -0.17 | 0.04 | -4.10 | -0.14 | -0.01 | 0.04 | -0.21 | -0.01 |
| β_{21} : 趨向精熟目標 (η_1) → 無聊 (η_2) | --- | --- | --- | --- | -0.35 | 0.04 | -8.88 | -0.31 |
| 自我參照回饋→逃避精熟目標→無聊 | | | | | | | | |
| γ_{11} : 自我參照回饋 (ξ_1) → 逃避精熟目標 (η_1) | 0.12 | 0.05 | 2.66 | 0.10 | 0.12 | 0.05 | 2.65 | 0.10 |
| γ_{21} : 自我參照回饋 (ξ_1) → 無聊 (η_2) | -0.09 | 0.04 | -2.03 | -0.07 | -0.08 | 0.04 | -1.98 | -0.07 |
| β_{21} : 逃避精熟目標 (η_1) → 無聊 (η_2) | --- | --- | --- | --- | -0.01 | 0.03 | -0.27 | -0.07 |
| 常模參照回饋→趨向表現目標→無聊 | | | | | | | | |
| γ_{11} : 常模參照回饋 (ξ_1) → 趨向表現目標 (η_1) | 0.31 | 0.04 | 8.94 | 0.33 | 0.30 | 0.04 | 8.79 | 0.32 |
| γ_{21} : 常模參照回饋 (ξ_1) → 無聊 (η_2) | 0.10 | 0.04 | 2.83 | 0.10 | 0.07 | 0.04 | 1.90 | 0.07 |
| β_{21} : 趨向表現目標 (η_1) → 無聊 (η_2) | --- | --- | --- | --- | 0.08 | 0.04 | 1.86 | 0.07 |
| 常模參照回饋→逃避表現目標→無聊 | | | | | | | | |
| γ_{11} : 常模參照回饋 (ξ_1) → 逃避表現目標 (η_1) | 0.33 | 0.04 | 8.88 | 0.31 | 0.30 | 0.04 | 8.00 | 0.28 |
| γ_{21} : 常模參照回饋 (ξ_1) → 無聊 (η_2) | 0.10 | 0.04 | 2.77 | 0.09 | -0.01 | 0.04 | -0.15 | -0.01 |
| β_{21} : 逃避表現目標 (η_1) → 無聊 (η_2) | --- | --- | --- | --- | 0.25 | 0.03 | 7.37 | 0.25 |

$p < .05$.

(二) 中介模式之間接效果考驗

本研究採用 LISREL 8.80 電腦統計軟體的 Sobel test³考驗上述兩組中介模式的間接效果值。表 4 與圖 6 指出，自我參照回饋會透過趨向精熟目標對無聊產生負向的間接效果 ($\gamma_{11} \times \beta_{21} = 0.24 \times -0.31 = -0.07$, $t = -5.20$, $p < .05$)，而常模參照回饋會透過逃避表現目標對無聊產生正向的間接效果 ($\gamma_{11} \times \beta_{21} = 0.28 \times 0.25 = 0.07$, $t = 5.37$, $p < .05$)。綜合之，不同類型的知覺教師回饋會透過不同個人成就目標對無聊產生間接效果，即趨向精熟目標會完全中介自我參照回饋對無聊之關係，而逃避表現目標會完全中介常模參照回饋對無聊之關係。

表 4 二組中介模式的直接效果與間接效果

| 潛在變項 | → | 潛在變項 | 直接效果 | 間接效果 |
|------------------------|---|---------------------|--------|--------|
| 「自我參照回饋→趨向精熟目標→無聊」中介模式 | | | | |
| 自我參照回饋 (ξ_1) | → | 趨向精熟目標 (η_1) | 0.24* | --- |
| | → | 無聊 (η_2) | -0.01 | -0.07* |
| 趨向精熟目標 (η_1) | → | 無聊 (η_2) | -0.31* | --- |
| 「常模參照回饋→逃避表現目標→無聊」中介模式 | | | | |
| 常模參照回饋 (ξ_1) | → | 逃避表現目標 (η_1) | 0.28* | --- |
| | → | 無聊 (η_2) | -0.01 | 0.07* |
| 逃避表現目標 (η_1) | → | 無聊 (η_2) | 0.25* | --- |

* $p < .05$.

³ Sobel (1982) 提出間接效果考驗公式: $t = ab / S_{ab}$, $S_{ab} = \sqrt{a^2 S_b^2 + b^2 S_a^2 + S_a^2 S_b^2}$

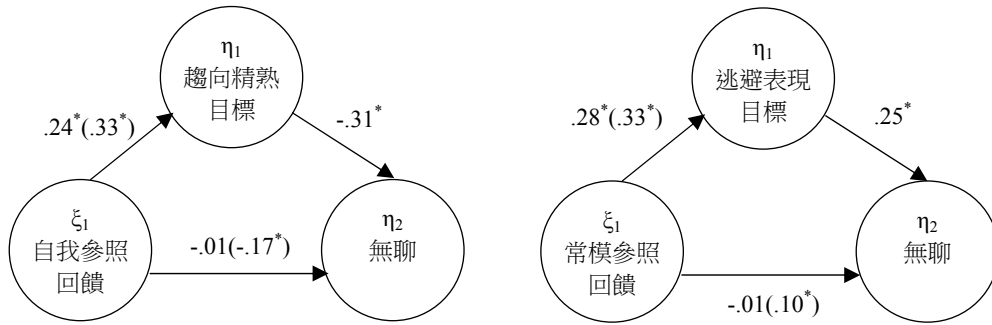


圖 6 二組中介模式效果值

註：括弧內之數值為中介變項尚未加入模式時，模式一之數值。
* $p < .05$.

三、條件化間接效果模式考驗

(一) 條件化間接效果模式適配度考驗結果

本研究進一步考驗 ASE 在上述兩組中介模式上的條件間接化效果。結果指出：兩個條件化間接效果模式的 $\chi^2(202, N = 1105) = 1586.12 \sim 1930.61, p < .05$ ，且兩個模式的 AGFI 均為 0.98、CFI 為 0.98~0.99、NNFI 均為 0.98，皆高於 .90 標準值，表示兩個模式與觀察資料適配，適合用來說明國中學生觀察資料。表 5 與圖 7 指出：趨向精熟目標×ASE 交乘項對無聊的效果達顯著 ($\beta_{54} = -0.08, t = -3.63, p < .05$)，而逃避表現目標×ASE 交乘項對無聊的效果未達顯著 ($\beta_{54} = -0.04, t = -1.89, p > .05$)，表示 ASE 僅在「自我參照回饋→趨向精熟目標→無聊」之間接效果上的調節效果成立，故本研究進一步計算該模式的 CIE、 S_{CIE} 與 t 值。

表 5 兩個條件化間接效果模式的效果值

| 效果估計值 | WLS 估計值 | 標準誤 | t 值 |
|---|---------|------|---------|
| 學業自我效能在「自我參照回饋→趨向精熟目標→無聊」上的條件化間接效果 | | | |
| β_{21} ：自我參照回饋 (η_1) → 趨向精熟目標 (η_2) | 0.15 | 0.02 | 6.63* |
| β_{51} ：自我參照回饋 (η_1) → 無聊 (η_5) | 0.05 | 0.02 | 1.97* |
| β_{52} ：趨向精熟目標 (η_2) → 無聊 (η_5) | -0.29 | 0.04 | -7.68* |
| β_{53} ：學業自我效能 (η_3) → 無聊 (η_5) | -0.25 | 0.03 | -9.15* |
| β_{54} ：趨向精熟目標×ASE (η_4) → 無聊 (η_5) | -0.08 | 0.02 | -3.63* |
| 學業自我效能在「常模參照回饋→逃避目標→無聊」上的條件化間接效果 | | | |
| β_{21} ：常模參照回饋 (η_1) → 逃避表現目標 (η_2) | 0.24 | 0.03 | 9.76* |
| β_{51} ：常模參照回饋 (η_1) → 無聊 (η_5) | 0.08 | 0.03 | 3.06* |
| β_{52} ：逃避表現目標 (η_2) → 無聊 (η_5) | 0.29 | 0.03 | 9.28* |
| β_{53} ：學業自我效能 (η_3) → 無聊 (η_5) | -0.30 | 0.02 | -13.23* |
| β_{54} ：逃避表現目標×ASE (η_4) → 無聊 (η_5) | -0.04 | 0.02 | -1.89 |

* $p < .05$.

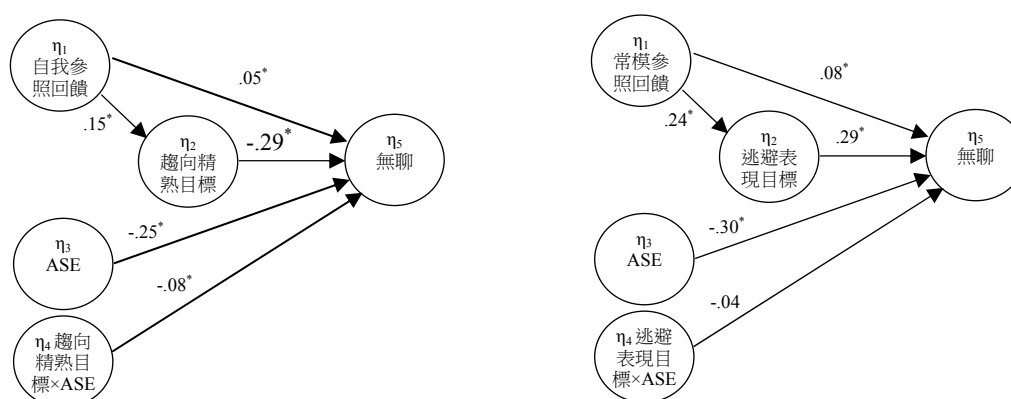


圖 7 二組條件化間接效果模式效果值

註：省略測量指標與潛在變項之相關數值，只呈現模式中各潛在變項的預測效果。

* $p < .05$.

(二) 條件間接化效果值估算

表 6 顯示自我參照回饋透過趨向精熟目標對無聊的負向條件化間接效果，會隨著學生持有不同 ASE 程度的增加（從 1~6 分）而提升（CIEs = -0.05~-0.11， $ts = -3.73 \sim -4.53$ ， $p < .05$ ）。此結果表示自我參照回饋透過趨向精熟目標對無聊的負向間接效果，必須視學生持有不同程度的學業自我效能而定，當學生持有的學業自我效能逐漸提升時，知覺到教師自我參照回饋的情境透過趨向精熟目標對無聊的抑制效果會隨之增加。

表 6 不同程度之 ASE 在「自我參照回饋→趨向精熟目標→無聊」上的條件化間接效果值

| 條件化間 接效果值 | 調節變項：ASE 得分 | | | | | |
|--------------|-------------|--------|--------|--------|--------|--------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| CIE 值 | -0.05 | -0.06 | -0.08 | -0.09 | -0.10 | -0.11 |
| 標準誤 | 0.01 | 0.02 | 0.02 | 0.02 | 0.03 | 0.03 |
| t 值 | -4.53* | -4.23* | -4.04* | -3.91* | -3.81* | -3.73* |

* $p < .05$.

討論

本研究主要參照 CVT 內涵，建構「知覺教師回饋、個人成就目標與無聊中介模式」，檢驗該模式與臺灣國中生的觀察資料適配度，並進一步考驗 ASE 在此中介模式上的調節效果。

一、「知覺教師回饋、個人成就目標與無聊中介模式」與觀察資料的適配度考驗

針對研究目的一，結果顯示本研究建構四組中介模式，其中以「自我參照回饋→趨向精熟目標→無聊」與「常模參照回饋→逃避表現目標→無聊」兩個中介模式，受到七年級生的觀察資料支持，並滿足 Baron 與 Kenny (1986) 提出的中介效果條件，表示這兩個中介模式適合用來解釋七年級學生在數學科目中知覺的教師回饋、個人成就目標與無聊之情況。

本研究針對研究一結果進行討論。首先，就知覺教師回饋與無聊之關係而言，自我參照回饋與常模參照回饋兩者均能顯著預測無聊，表示不論何種知覺教師回饋均可說明學生在學習中的無聊感受，此結果支持 Pekrun、Casack 等人 (2014) 研究發現，即知覺教師回饋與學業情緒的關係是密切的。研究結果進一步指出不同知覺教師回饋類型對無聊的預測有所差異：即自我參照回饋負向預測無聊，而常模參照回饋可正向預測無聊。此結果說明當學生知覺教師給予回饋時著重個體自我的進/退步狀況時（營造以精熟目標為主的課室學習氛圍），學生更少感覺無聊；但當學生知覺教師給予回饋強調同儕之間的相互比較與競爭時（營造以表現目標為主的課室氣氛），則會促使學生對該學習較容易感到無聊。

其次，與 Butler (2006) 及 Pekrun、Casack (2014) 等人研究結果符合，本研究發現不同知覺教師回饋亦可分別預測不同的個人成就目標：當學生知覺教師回饋是以個體此次表現與過去表現相比較時（即自我參照目標），會促使個體將學習焦點至於自己能力是否成長、檢視自己是否比以前更精熟學習內容（趨向精熟目標），抑或使個體著重避免沒有精熟學習內容、避免在學習上犯錯的可能（逃避精熟目標）。換言之，如同本研究預期，自我參照回饋會形塑個體以精熟為主的成就目標。另一方面，當學生知覺教師回饋是將個體表現與全部學生表現相比較時（即常模參照目標），較可能促使個體將學習目的置於如何贏過他人、證明自己能力（趨向表現目標），抑或避免輸他人、或被他人視為愚笨的目標上（逃避表現目標）。由此可知，常模參照回饋較容易形塑個體以表現為主的成就目標。

第三，有關個人成就目標與無聊之關係，本研究發現趨向精熟目標可負向預測無聊，而逃避精熟目標則無法預測無聊。分析之，當學生在學習上強調精熟與理解學習材料時，其在學習時傾向將注意力放在如何學會新的學習內容、或發展自己的能力與技巧，故在參與學習任務時較不容易產生無聊感受。因此，持趨向精熟目標者較不容易產生無聊感受。此結果可呼應 Pekrun 等人 (2009) 與 Goetz 等人 (2016) 的研究發現，即精熟目標與活動情緒關係密切，且趨向精熟目標包含趨向動機與精熟目標兩種正向效益，故能減少個體在學習中產生無聊感受。然而，與 Putwain 等人 (2013) 結果並不相同的是，逃避精熟目標並無法預測無聊。本研究推測逃避精熟目標是由逃避動機與精熟目標所組成，包含一正一負的效益，有可能正負效益相互抵銷，故對無聊無預測效果。

另一方面，本研究也指出逃避表現目標可正向預測無聊，而趨向表現目標則對無聊沒有效果。分析之，當學生在學習上著重避免被視為是無能的、愚笨時，或避免在學習上輸給別人，其在學習時會將注意力放在如何使別人不注意到自己能力不足、而非學習任務本身，故在參與學習任務時更容易覺得無聊。此結果亦可與 Pekrun 等人 (2009) 與 Goetz 等人 (2016) 研究結果相符，即逃避表現目標是由逃避動機與表現目標組成，具有雙重負向效益，故會增加個體在學習中產生無聊感受。此外，與 Pekrun 等人 (2006, 2009) 結果一致的是，趨向表現目標無法預測無聊。相同地，本研究推測由一正一負效益組成的趨向表現目標，有可能趨向動機的正向效益與表現目標的負向效益相抵銷，故其亦無法顯著預測無聊。

最後，就知覺教師回饋、個人成就目標與無聊三者關係而言，結果顯示自我參照回饋對無聊之效果完全被趨向精熟目標所中介，而常模參照回饋對無聊之效果完全被逃避表現目標所中介。依據上述討論結果統整之，當學生知覺教師給予的回饋是強調自己和自己比較時，此即為 Ames (1992) 強調趨向精熟目標結構所使用的自我參照評價，故可促使其形成趨向精熟為主的個人成就目標（精熟、理解學習內容、培養技能為主），進而抑制個體在學習上的無聊感受。換言之，自我參照回饋對無聊的負向效果，是由於自我參照回饋形塑個體趨向精熟目標、進而降低了無聊感發生。另一方面，當學生知覺教師給予的回饋是強調自己和全部同學比較時，此即為 Ames 所謂的

充滿競爭與比較的課室學習氛圍，此情境會使個體感覺無聊，推測是因為常模參照回饋會促使個體將學習目標置於「避免獲得最差成績、不要成為班上表現最差的那幾個人」上，當個體形塑出逃避表現目標時，學習目標已偏離學習任務本身，故其對學習任務更容易覺得無聊。

然而，與本研究結果預期不符的是，自我參照回饋並無法透過逃避精熟目標對無聊產生間接效果，而常模參照回饋亦無法透過趨向表現目標對無聊產生間接效果。將表 3 結果與 Baron 與 Kenny (1986) 主張的滿足中介效果條件對照後可知，此兩模式無法構成中介模式是因為不符合條件三（假設的中介變項能預測效標變項）主張，即逃避精熟目標與趨向表現目標均無法預測無聊。換言之，儘管自我參照回饋與常模參照回饋能分別預測無聊（但預測效果亦不高），但當自我參照回饋形塑出個體持趨向精熟目標、而非逃避精熟目標時，才能進而減少個體無聊感受；且當常模參照回饋形塑個體持逃避表現目標、而非趨向精熟目標時，進而促使個體產生更多的無聊感受。由此可知，不論何種類型的知覺教師回饋均可預測無聊，但當自我參照回饋形塑個體的趨向精熟目標時，自我參照回饋對無聊的負向效果就必須完全透過趨向精熟目標為媒介；且當常模參照回饋形塑個體逃避表現目標時，常模參照回饋對無聊的正向效果就必須完全透過逃避表現目標為媒介。

綜合之，上述結果與 Goetz 等人 (2006)、李俊青與程炳林 (2006) 及林宴瑛與程炳林 (2012) 研究結果一致，並支持 CVT 內涵，即情境與個人因素會同時對學業情緒產生影響，且情境因素必須透過個人因素以形塑個體的學業情緒。然而，本研究更進一步發現僅有自我參照回饋形塑趨向精熟目標時，才會進而對無聊產生負向間接效果；常模參照回饋會透過逃避表現目標，才會對無聊產生正向間接效果。這些結果部分支持本研究假設一。

二、學業自我效能在「知覺教師回饋、個人成就目標與無聊」中介模式上的調節效果

針對研究目的二，本研究結果顯示 ASE 會調節「自我參照回饋→趨向精熟目標→無聊」之間接效果，即知覺教師回饋透過趨向精熟目標對無聊的間接效果會視學習者持有的 ASE 程度而定。分析之，當學習者知覺教師給予以自我參照回主的回饋時，自我比較的原則可形塑個體持有以精熟學習內容、發展能力為主的趨向精熟目標，並將注意力置於學習任務本身，因而可抑制其對該學習產生無聊感受。但這種負向效果的強度又因學習者持有的 ASE 所改變：當學習者持有的 ASE 程度較低時，上述的負向間接效果依然存在，但抑制效果程度較低（對照表 6，ASE = 1 分時，CIE = -0.05）；然而當學習者的 ASE 分數逐漸上升時，此種抑制效果亦逐漸加強，當 ASE 程度最高時，自我參照回饋透過趨向精熟目標對無聊的抑制效果最強（對照表 6，ASE = 6 分時，CIE = -0.11）。由此可知，先前文獻顯示當個體持趨向精熟目標 (Goetz et al., 2016; Pekrun et al., 2006, 2009) 與 ASE (Goetz et al., 2010; Pekrun et al., 2010; Perry et al., 2001; You & Kang, 2014) 兩者分別與無聊的關係為負相關，即持趨向精熟目標及高程度的 ASE 分別能減少個體在學習上的無聊感受，但當兩者共同預測無聊情緒時，兩者對無聊的負向抑制效果產生相加作用 (additive effect)。換言之，當學習者採取趨向精熟目標、又持有高程度的 ASE 信念時，更能抑制其在學習上產生的無聊感受。

另一方面，依據 Finn 與 Frone (2004) 及彭淑玲等人 (出版中) 結果，本研究原先預期當學習者持 ASE 的程度愈高時，常模參照回饋透過逃避表現目標對無聊的正向間接效果能隨之遞減，意即假設愈高程度的 ASE 愈能減緩上述情境與個人變項對促進無聊產生的可能。但本研究結果卻指出 ASE 並無調節「常模參照回饋→逃避表現目標→無聊」之間接效果。分析之，本研究推測常模參照回饋透過逃避表現目標對無聊產生的正向促進效果太強，故高 ASE 在此亦無法發揮功能以降低逃避表現目標對無聊的促進效果。由此可知，當學生知覺教師給予的回饋是以強調個體與他人競爭、比較為主時，易形塑學習者形塑逃避表現目標，此時儘管學習者相信自己有能力完成學習時，亦無法減少在學習上產生的無聊感受。

綜合之，上述研究結果部分支持本研究假設二，即「知覺教師回饋→個人成就目標→無聊」之間接效果的強度必須視 ASE 程度而定，但 ASE 的調節效果僅發生於「自我參照回饋→趨向精熟目標→無聊」之間接效果上。此結果與彭淑玲等人 (出版中)、Elliott 與 Dweck (1988) 及 Braten 等人 (2004) 的研究發現大致相同，即支持 ASE 的確扮演一調節變項角色。然而，對照這些實

徵研究結果後可知，ASE 與個人成就目標兩者互動對不同的依變項之影響效果不一，即對於無聊而言，高 ASE 能增強趨向精熟目標對無聊的負向效果；而彭淑玲等人（出版中）發現高 ASE 減緩逃避表現目標對作弊的正向效果。因此，本研究建議未來研究應持續檢驗 ASE 如何調節不同個人成就目標與學習者不同的認知、情意與行為變項，找出 ASE 與個人成就目標兩者如何互動以對這些變項造成的結果組型。

三、建議

（一）教學與學習輔導建議

首先，本研究結果指出當學生知覺教師給予的回饋是強調自我參照時，會形塑個體持趨向精熟目標，並進而降低無聊感的產生；而當學生知覺教師給予的回饋是強調常模參照時，會形塑個體持逃避表現目標，並進而增加無聊感受。據此，本研究建議教師在依據學生表現給予回饋時，應著重學生將自己的表現與先前表現相比較，以瞭解自身的進步、退步或保持不變之情況，此種回饋即是 Ames (1992) 主張精熟目標結構中採用的自我參照評量標準，強調學生改善與進步的學習狀況，故能形塑個體適應性動機-趨向精熟目標，並減少在學習中產生的無聊感受。另一方面，教師應盡量避免將某一學生表現與全部學生表現相比較，以營造競爭、同儕比較的學習氛圍，如此學生易形成非適應動機-逃避表現目標，促使學生將學習焦點置於避免他人發現自己無能或愚笨的狀況，而非注意學習任務本身，故容易增加其對學習感到無聊的感受。

再者，本研究指出當學習者持趨向精熟目標且 ASE 程度愈高時，對抑制無聊感發生的作用有相加效果的作用。本研究依據 Murdock 與 Anderman (2006) 建議，由於自我效能具有領域特定性，故教師可提供學生在某一特定任務上成功的楷模，透過觀察學習方式讓學生產生自我效能感。如此，當學生具有高程度 ASE、可降低學生在學習上產生無聊可能。

前已述及，由於動機與學業情緒均有領域特定性質，故本研究所得結果之推論與建議均以數學領域為主。綜合之，本研究建議數學教師在給予回饋時應著重個體自我的比較、而非個體之間的競爭，如此學生在數學學習上較易形成趨向精熟目標，進而減少在數學學習上感到無聊的可能。再者，教師應透過具體教學策略以提升學生在數學學習上的自我效能，讓學生相信其是有信心、有能力學習數學。透過形塑趨向精熟目標與高學業自我效能兩者的共同效果下，可促進個體在數學上產生適應性的學習動機與組型，進而協助學生未來在科學、技術、工程等相關科目上的學習與表現。

（二）未來研究建議

首先，儘管本研究指出性別對某些測量指標的解釋力極低，但仍達統計上的顯著差異，故建議未來研究可將性別納入模式中，控制性別可能對無聊的解釋力，亦可進一步思考何者因素與性別產生交互作用以影響無聊。其次，Pekrun (2006) 依據價向 (valence) 與目標焦點兩向度提出多樣性學業情緒概念，說明個體在參與學習中可能經驗的多種情緒感受。然而，本研究僅針對負向與活動情緒的無聊感受進行探討，未來研究可持續檢驗不同情境與個人因素共同對單一特定情緒之效果。第三，本研究為完成前述研究目的，分別建構四個中介模式進行考驗，並根據研究一結果，再進行條件化間接效果分析。此種分析方式主要是想瞭解知覺教師回饋是否透過個人成就目標進而對無聊產生間接效果，且該間接效果強度是否又會受到 ASE 高低所調節。本研究建議未來研究亦可嘗試將兩種知覺教師回饋與四種個人成就目標同時考量，建構一個整合模式，以探討上述變項解釋無聊的聯合效果，且不同知覺教師回饋如何透過不同個人成就目標以預測無聊之多元路徑的可能，以獲得全面性的說明。最後，CVT 亦主張學業情緒之前因後果變項會以交互因果的型式相互連結。換言之，學習者的學業情緒會循環地影響其前因變項，並對上述前因變項產生回饋作用。然而，本研究僅採取橫斷性設計 (cross-sectional design)，僅在同一時間點上蒐集影響學業情緒的各研究變項資料，並假定各個變項可能發生時間的先後順序進行統計分析。此種研究設計並無法真正考驗 C-V 理論提出各研究變項之因果關係與交互影響的論點。故建議未來研究可進一步採用縱貫性設計 (longitudinal design)，將蒐集資料的時間順序 (time-precedence) 納入考量，

並可嘗試採用交叉延宕分析 (cross-lagged analysis) (Goetz et al., 2016; Hall, Sampasiyam, Muis, & Ranellucci, 2016) 以全面檢視 CVT 內涵。

參考文獻

- 朱展志、林如瀚 (2011): 不同參照回饋對低體適能學童成就動機與體適能成績之影響。 **教育與多元文化研究**, 5, 119-137。 [Ju, J. J., & Ling, J. H. (2011). The effects of different kinds of referenced feedback on the achievement motivation and fitness of low-fitness elementary school students. *Journal of Educational and Multicultural Research*, 5, 119-137.]
- 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。 [Wu, J. J., & Cheng, B. L. (1992). A revision of the motivated strategies for learning questionnaire. *Psychological Testing*, 39, 59-78.]
- 李俊青、程炳林 (2006, 10 月): 學業情緒之控制—價值與認知—動機中介模式之分析。東吳大學主辦「台灣心理學會第 45 屆年會」宣讀之論文 (台北)。 [Lin, C. C., & Cherng, B. L. (2006, October). *The analysis of academic emotions process model*. Paper presented at the 45th Annual Meeting of Taiwan Psychological Association, Taipei, Taiwan.]
- 林宴瑛、程炳林 (2012): 環境目標結構與控制—價值信念對學業情緒之效果。 **教育心理學報**, 44 (1), 49-72。 [Lin, Y. Y., & Cherng, B. L. (2012). The effects of environmental goal structures and control-value beliefs on academic emotions. *Bulletin of Educational Psychology*, 44(1), 49-72.]
- 陳正昌、程炳林 (2002): **SPSS、SAS、BMDP 統計軟體在多變量統計上的應用** (第二版)。台北: 五南。 [Chen, C. C., & Cherng, B. L. (2002). *The applications of SPSS, SAS, and BMDP for multivariate statistical analysis* (2nd ed.) Taipei: Wunan.]
- 彭淑玲 (2017): 未來取向之自我調整學習模式暨檢驗課室目標結構的調節效果。 **教育心理學報**, 48 (3), 371-397。 [Peng, S. L. (2017). Test of a model of future-oriented self-regulated learning and an examination of the moderating effect of classroom goal structures in the model. *Bulletin of Educational Psychology*, 48(3), 371-397. DOI: 10.6251/BEP.20160304]
- 彭淑玲、黃博聖、陳學志 (出版中): 學習情境中的個人成就目標與作弊接受度之關係: 以學業自我效能為調節變項。 **教育科學期刊**。 [Peng, S. L., Huang, P. S., & Chen, H. C. (in press). Personal achievement goals and the acceptability of cheating in an academic context: The moderating role of academic self-efficacy. *Journal of Research in Education Sciences*.]
- 程炳林 (2003): 四向度目標導向模式之研究。 **師大學報**, 48 (1), 15-40。 [Cherng, B. L. (2003). Study of the model of 4 dimensions goal orientations. *Journal of Taiwan Normal University Education*, 48(1), 15-40.]

- 程炳林 (2012): 國中生課業情緒的測量、發展與領域特定性 (I)。科技部專案研究報告 (編號: NSC101-2410-H006-095)。[Cherng, B. L. (2012). *The measurement, development, and domain specificity of junior high school students' academic emotions (I)*. (NSC101-2410-H006-095)]
- Ames, C. (1992). Classrooms: Goals, structures and student motivation. *Journal of Educational Psychology, 84*(3), 261-271.
- Ames, C., & Archer, J. (1988). Achievement goals in the classroom: Student's learning strategies and motivation process. *Journal of Educational Psychology, 80*(3), 260-267.
- Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: The exercise of control*. NY: Freeman.
- Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology, 51*(6), 1173-1182.
- Boehme, K. L., Goetz, T., & Preckel, F. (2017). Is it good to value math? Investigating mother's impact on their children's test anxiety based on control-value theory. *Contemporary Educational Psychology, 51*, 11-21. DOI: [org/10.1016/j.cedpsych.2017.05.002](https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2017.05.002)
- Braten, I., Samuelstuen, M. S., & Strømsø, H. I. (2004). Do students' self-efficacy beliefs moderate the effects of performance goals on self-regulatory strategy use? *Educational Psychology, 24*(2), 231-247. DOI: [org/10.1080/0144341032000160164](https://doi.org/10.1080/0144341032000160164)
- Butler, R. (1987). Task-involving and ego-involving properties of evaluation: Effects of different feedback conditions on motivational perceptions, interest, and performance. *Journal of Educational Psychology, 79*(4), 474-482.
- Butler, R. (2006). Are mastery and ability goals both adaptive? Evaluation, initial goal construction and the quality of task engagement. *British Journal of Educational Psychology, 76*, 595-611. DOI: [org/10.1348/000709905X52319](https://doi.org/10.1348/000709905X52319)
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural equation modeling, 14*(3), 464-504. DOI: [org/10.1080/10705510701301834](https://doi.org/10.1080/10705510701301834)
- Cohen, J. (1988). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences* (2nd ed.) Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Elliot, A. J., & McGregor, H. A. (2001). A 2 × 2 achievement goal framework. *Journal of Personality and Social Psychology, 80*(3), 501-519. DOI: [org/10.1037/0022-3514.80.3.501](https://doi.org/10.1037/0022-3514.80.3.501)
- Elliott, E. S., & Dweck, C. S. (1988). Goals: An approach to motivation and achievement. *Journal of Personality and Social Psychology, 54*(1), 5-12.

- Finn, K. V., & Frone, M. R. (2004). Academic performance and cheating: Moderating role of school identification and self-efficacy. *The Journal of Educational Research*, 97(3), 115-121. DOI: org/10.3200/JOER.97.3.115-121
- Fisher, C. D. (1993). Boredom at work: A neglected concept. *Human, Relations*, 46(3), 395-417.
- Fu, A. T., Ko, H. C., Wu, J. Y. W., Cherng, B. L., & Cheng, C. P. (2007). Impulsivity and expectancy in risk for alcohol use: Comparing male and female college students in Taiwan. *Addictive Behaviors*, 32(9), 1887-1896. DOI: org/10.1016/j.addbeh.2007.01.003
- Gladstone, J. R., Häfner, I., Turci, L., Kneißler, H., & Muenks, K. (2018). Associations between parents and students' motivational beliefs in mathematics and mathematical performance: The role of gender. *Contemporary Educational Psychology*, 54, 221-234. DOI: org/10.1016/j.cedpsych.2018.06.009
- Goetz, T., & Hall, N. C. (2014). Academic boredom. In R. Pekrun, & Linnenbrink-Garcia (Eds.), *International handbook of emotions in education* (pp. 311-330). New York: Routledge.
- Goetz, T., Cronjaeger, H., Frenzel, A. C., Lüdtke, O., & Hall, N. C. (2010). Academic self-concept and emotion relations: Domain specificity and age effects. *Contemporary Educational Psychology*, 35, 44-58. DOI: org/10.1016/j.cedpsych.2009.10.001
- Goetz, T., Pekrun, R., Hall, N., & Haag, L. (2006). Academic emotions from a social-cognitive perspective: Antecedents and domain specificity of students' affect in the context of Latin instruction. *Journal of Educational Psychology*, 76(2), 289-308.
- Goetz, T., Sticca, F., Pekrun, R., Murayama, K., & Elliot, A. (2016). Intraindividual relations between achievement goals and discrete achievement emotions: An experience sampling approach. *Learning and Instruction*, 41, 115-125. DOI: org/10.1016/j.learninstruc.2015.10.007
- Hall, N. C., Sampasivam, L., Muis, K. R., & Ranellucci, J. (2016). Achievement goals and emotions: The mediational roles of perceived progress, control, and value. *British Journal of Educational Psychology*, 86, 313-330. DOI: org/10.1111/bjep.12108
- Hattie, J., & Timperley, H. (2007). The power of feedback. *Review of Educational Research*, 77(1), 81-112. DOI: org/10.3102/003465430298487
- Huang, C. (2011). Achievement goals and achievement emotions: A meta-analysis. *Educational Psychology Review*, 23, 359-388.
- Huang, C. J. (2012). Discriminant and criterion-related validity of achievement goals in predicting academic achievement: A meta-analysis. *Journal of Educational Psychology*, 104(1), 48-73. DOI: org/10.1037/a0026223

- Jang, L. Y., & Liu, W. C. (2012). 2×2 achievement goals and achievement emotions: a cluster analysis of students' motivation. *European Journal of Psychology of Education, 27*(1), 59-76.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (2001). *LISREL* (Version 8.51) [Computer software]. Lincolnwood, IL: Scientific Software International.
- Larson, R. W., & Richards, M. H. (1991). Boredom in the middle school years: Blaming schools versus blaming students. *American Journal of Education, 99*, 418-433.
- Macklem, G. L. (2015). *Boredom in the classroom: Addressing student motivation, self-regulation, and engagement in learning*. Manchester, MA: Springer.
- Mrudock, T. B., & Anderman, E. M. (2006). Motivational perspectives on student cheating: Toward an integrated model of academic dishonesty. *Educational Psychologist, 41*(3), 129-145.
- Nett, U. E., Goetz, T., & Hall, N. C. (2011). Coping with boredom in school: An experience sampling perspective. *Contemporary Educational Psychology, 36* (1), 49-59. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2010.10.003>
- 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., & Perry, R. P. (2014). Control-value theory of achievement emotions. In R. Pekrun & L. Linnenbrink-Garcia (Eds.), *International handbook of emotions in education* (pp. 120-141). New York: Taylor & Francis.
- Pekrun, R., Cusack, A., Murayama, K., Elliot, A. J., & Thomas, K. (2014). The power of anticipated feedback: Effects on students' achievement goals and achievement emotions. *Learning and Instruction, 29*, 115-124. <https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2013.09.002>
- 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*, 583-597.
- Pekrun, R., Elliot, A. J., & Maier, M. A. (2009). Achievement goals and achievement emotions: Testing a model of their joint relations with academic performance. *Journal of Educational Psychology, 101*(1), 115-135. <http://dx.doi.org/10.1037/a0013383>
- 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*(2), 91-105.
- Pekrun, R., Goetz, 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 emotion. *Journal of Educational Psychology, 102*(3), 531-549. DOI: 10.1037/a0019243

- Pekrun, R., Hall, N. C., Goetz, T., & Perry, R. P. (2014). Boredom and academic achievement: Testing a model of reciprocal causation. *Journal of Educational Psychology, 106*(3), 696-710. <http://dx.doi.org/10.1037/a0036006>
- Perry, R. P., Hladkyj, S., Pekrun, R. H., Pelletier, S. T. (2001). Academic control and action control in the achievement of college students: A longitudinal field study. *Journal of Educational Psychology, 93*(4), 776-789. <http://dx.doi.org/10.1037/0022-0663.93.4.776>
- Pintrich, P. R. (2000). The role of goal orientation in self-regulated learning. In M. Boekaerts & P. R. Pintrich (Eds.), *Handbook of self-regulation* (pp. 13-39). San Diego, CA: Academic Press.
- Preacher, K. J., Rucker, D. D., & Hayes, A. F. (2007). Addressing moderated mediation hypotheses: Theory, methods, and prescriptions. *Multivariate Behavioral Research, 42*(1), 185-227. <https://doi.org/10.1080/00273170701341316>
- Putwain, D. W., Larkin, D., & Sander, P. (2013). A reciprocal model of achievement goals and learning related emotions in the first year of undergraduate study. *Contemporary Educational Psychology, 38*, 361-374.
- Rubio, D. M., Berg-Weger, M., & Tebb, S. S. (2001). Using structural equation modeling to test for multidimensionality. *Structural Equation Modeling, 8*(4), 613-626. DOI: [org/10.1207/S15328007SEM0804_06](https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0804_06)
- Senko, C., & Harackiewicz, J. (2005). Regulation of achievement goals: the role competence feedback. *Journal of Educational Psychology, 97*(3), 320-336. <http://dx.doi.org/10.1037/0022-0663.97.3.320>
- Simmons, A. L., & Ren, R. (2009). The influence of goal orientation and risk on creativity. *Creativity Research Journal, 21*(4), 400-408. <https://doi.org/10.1080/10400410903297980>
- Tze, V. M. C., Klassen, R. M., Daniels, L. M. (2014). Patterns of boredom and its relationship with perceived autonomy support and engagement. *Contemporary Educational Psychology, 39*(3), 175-187. <https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2014.05.001>
- Weidinger, A. F., Spinath, B., & Steinmayr, R. (2016). Why does intrinsic motivation decline following negative feedback? The mediating role of ability self-concept and its moderation by goal orientations. *Learning and Individual Differences, 47*, 117-128. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2016.01.003>
- You, J. W., & Kang, M. (2014). The role of academic emotions in the relationship between perceived academic control and self-regulated learning in online learning. *Computers & Education, 77*, 125-133. <https://doi.org/10.1016/j.compedu.2014.04.018>

收稿日期：2018年12月18日
一稿修訂日期：2019年02月12日
二稿修訂日期：2019年03月06日
接受刊登日期：2019年03月11日

Bulletin of Educational Psychology, 2019, 51(1), 83-108

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

Perceived Teacher Feedbacks, Personal Achievement Goals, and Academic Self-efficacy on Boredom: The Mediation Effect and Conditional Indirect Effect

Shu-Ling Peng

Center of Teacher Education

National Cheng Kung University

The study, grounded on the control-value theory of academic emotion, examined how the contextual factors (i.e., the perceived teacher feedbacks) and personal (i.e., the personal achievement goals and academic self-efficacy) factor have impact on boredom. Accordingly, the objectives of the present study are twofold: firstly, to construct four mediation models for investigating the relationship among the perceived teacher feedbacks, personal achievement goals, and boredom (i.e., “the perceived self-reference feedbacks → mastery-approach goal → boredom”, “the perceived self-reference feedbacks → mastery-avoidance goal → boredom”, “the perceived normative-reference feedbacks → performance-approach goal → boredom”, and “the perceived normative-reference feedbacks → performance-avoidance goal → boredom”); secondly, to test whether the above mediation relations can be moderated by the academic self-efficacy. Methodologically, a math survey was conducted with 1105 participants of 7th grade students in Taiwan, and the researcher analyzed the collected data using the technique of structural equation modeling (SEM) to test both the mediation effect and conditional indirect effect. The results showed that the two mediation models of “the perceived self-reference feedback → mastery-approach goal → boredom” and “the perceived normative-reference feedback → performance-avoidance goal → boredom” were supported by the observed data, which adequately captures the relationship among the perceived teacher feedbacks, personal achievement goals, and boredom. Specifically, mastery-approach goal fully mediates the prediction of the perceived self-reference feedback on boredom, and performance-avoidance goal fully mediates the prediction of the perceived normative-reference feedback on boredom. Also, it was found that the academic self-efficacy well moderates the negative indirect effect of “the perceived self-reference feedback → mastery-approach goal → boredom.” In other words, when the level of individual’s academic self-efficacy is gradually increasing, the inhibition effect that the perceived self-reference feedbacks with individuals’ adoption of mastery-approach goals pose on boredom increases. Based on the findings, relevant recommendations were proposed for further research, teaching practices, and junior high school counseling

KEY WORDS: Academic self-efficacy, Boredom, Conditional indirect effect, Personal achievement goals, Perceived teacher feedbacks