

成就目標和課室目標對情境興趣的直接影響 與課室目標的潛在調節效果分析

吳中勤*

國立屏東大學幼兒教育學系

本研究旨在檢視成就目標和課室目標對情境興趣的直接影響，並探討課室目標對成就目標和情境興趣間關係的潛在調節效果。研究對象為來自 52 所國中的 2,334 名學生。研究會檢視成就目標、課室目標和情境興趣間關係的三個假設效果：直接效果、一致的增強調節效果和不一致的削弱調節效果。研究發現：（1）個人精熟目標和二向度課室目標對情境興趣具直接影響效果；（2）課室精熟目標對個人精熟目標和情境興趣間關係具一致的增強效果；（3）課室表現目標對個人表現目標和情境興趣間關係具一致的增強效果；（4）課室表現目標對個人精熟目標和情境興趣間關係具不一致的削弱效果；（5）包含了直接影響效果和調節效果的整體模式解釋了情境興趣約 70% 的總變異。

關鍵詞：成就目標；課室目標；情境興趣；潛在調節效果；潛在調節結構方程模式

緒論

學習者的成就動機對學習興趣有重要的影響，而教師與學生的教學互動亦是形塑學習興趣的重要因素（Schunk, Pintrich, & Meece, 2008）。研究者指出，相較於強調精熟學習內容的小學，學習者升上中學後，會面臨較為競爭的學習環境和較多的升學壓力，主要原因是在校課業表現會視為未來升學考試的智育成績，學生為了提高在校表現，會更加着重各科的分數，導致沉重的心理壓力和被動的學習態度（周祝瑛、劉豫敏、胡祝惠，2013），可能經驗到較不利於動機和學習表現的環境（Eccles et al., 1993; Rolland, 2012），因此，了解國民中學（下稱國中）學生個人動機（成就目標）及知覺到的學習情境（課室目標）如何影響學習興趣，對促進學習與教學有重要性。

成就目標和課室目標是影響學習興趣的重要因素。回顧相關研究發現，當前研究

* 通訊作者：吳中勤（minin-72704@yahoo.com.tw）。

主要着重探討成就目標、課室目標對個人興趣的影響，較少探討對情境興趣的影響。少數探討課室目標對成就目標和個人或情境興趣間關係的調節效果之相關研究，在分析階段未考量變項的潛在特性對研究結果的可能影響，使得相關研究對課室目標的調節效果有不同發現和主張。鑑於課室目標在成就目標和情境興趣間扮演的潛在調節角色仍不明確，並考量當前研究在分析方法上的可能限制，本研究採潛在調節結構方程式，檢視成就目標、課室目標對情境興趣的影響關係，及課室目標對成就目標和情境興趣間關係的潛在調節效果。

文獻探討

成就目標理論

成就動機理論是了解學習者學習信念、行為和表現的重要依據。研究者提出成就目標理論來概念化成就動機，使成就動機能夠明確測量（Elliot, 2005）。在成就目標理論發展之初，學者提出精熟和表現目標之二向度成就目標理論觀點，主張學習者從事學習活動背後的原因可能有二：一是透過精熟學習任務來發展學業能力（精熟目標）；二是為了在學業表現上贏過別人，藉此向他人展現自己的學業能力（表現目標）（Pintrich, 2000）。

後來，成就目標理論學者主張，植基於趨向導向和逃避導向的表現目標，是兩種不同的成就目標，因此主張把成就目標分為精熟目標、趨向表現目標和逃避表現目標（Elliot & McGregor, 1999）。Elliot & McGregor（2001）進一步認為，除了趨向表現目標和逃避表現目標外，精熟目標亦可以根據趨向／逃避動機導向區分，因而提出四向度成就目標理論，主張學習者的成就目標可分為趨向精熟、逃避精熟、趨向表現和逃避表現目標。

成就目標與興趣的關係

成就目標可能對學習興趣產生不同影響。學習興趣又可區分為個人興趣和情境興趣（Ainley, 2006）。個人興趣反映了相對穩定的傾向，使個人持續投入某種學習活動，若課程內容本身吸引學習者，將有助維持或發展個人興趣。情境興趣則是由某種教學情境或教學設計所引發（Harackiewicz, Barron, Tauer, Carter, & Elliot, 2000），例如有趣的授課方式。回顧過去研究發現，絕大多數研究着重探討成就目標對個人興趣的影響，忽略它對情境興趣的影響。研究發現，精熟目標能正向預測個人興趣（Butler, 1992; Harackiewicz, Barron, Carter, Lehto, & Elliot, 1997; Harackiewicz, Barron, Tauer, Carter, et al., 2000; Harackiewicz, Barron, Tauer, & Elliot, 2002; Harackiewicz &

Elliot, 1993; Hulleman, Durik, Schweigert, & Harackiewicz, 2008; Schiefele, 1991; Senko & Harackiewicz, 2005a; Shen, Chen, & Guan, 2007)，而表現目標則與個人興趣無關（Harackiewicz, Barron, Carter, et al., 1997; Harackiewicz, Barron, Tauer, Carter, et al., 2000; Senko & Harackiewicz, 2005b）；部分研究甚至指出，表現目標對學習興趣有負向影響（Rawsthorne & Elliot, 1999）。情境興趣的促發是學習者養成穩定個人興趣的重要前階段。具體來說，成就目標可能先透過影響情境興趣，再影響個人興趣，例如：當教師教學活動設計能有效引起學生學習興趣時，專注於精熟學習任務的學習者便可能同時從學習過程與學習內容獲得學習樂趣（情境興趣），進而養成對特定課程學習長久穩定的個人興趣。因此，當學習者對學科學習並未有高度個人興趣時，教師可透過教學設計來促發學習者的情境興趣，並透過持續的教學互動（Hidi & Renninger, 2006），使情境興趣轉化為發展完備的個人興趣（Renninger, 2000），顯示出成就目標對情境興趣的可能影響。

近年來，少數研究一致發現，個人精熟目標有助提升學習者的情境興趣，而表現目標則對情境興趣缺乏預測效果（Tanaka & Murayama, 2014; Tapola, Jaakkola, & Niemivirta, 2014），與成就目標對個人興趣的影響相似。由上述研究可知，個人精熟目標和表現目標對個人興趣和情境興趣有不同的預測效果，但過去研究多着重探討成就目標對個人興趣的影響，忽略了對個人成就目標與情境興趣間關係的討論，台灣更缺乏相關研究的討論。根據近來研究證據，應可推論個人精熟目標對情境興趣有正向預測效果，而個人表現目標則對情境興趣缺乏預測力。然而，由於外國探討成就目標和情境興趣的研究較少，研究證據不足；而且當前外國研究是以大學生（Tanaka & Murayama, 2014）和小學生（Tapola et al., 2014）為對象，對國中學習者而言，成就目標對情境興趣的影響是否亦如是仍屬未知。鑑於上述，從外國有限研究證據所作的推論仍有待檢視。

課室目標與興趣的關係

課室目標，又稱課室目標結構，是指教師透過教學活動傳遞出某些教學要求，形成某種課室氛圍，進而影響學生的學習結果（Ames, 1992）。由於情境興趣是由某種教學情境或教學設計所引發，顯示出課室目標可能是影響情境興趣重要的脈絡因素。根據課室目標理論，學習者可能知覺到課室精熟和課室表現兩種不同的課室目標（Lau & Nie, 2008）。其中，課室精熟目標是指學習者知覺到教師透過教學活動和學習任務的設計，強調學習者對學習任務的精熟；課室表現目標則是指學習者知覺到教師在教學歷程中強調與他人的競爭比較（Meece, Anderman, & Anderman, 2006）。

過去，較少研究探討課室目標對情境興趣的影響。一般認為，課室精熟目標與許多適應性的學習結果有關，課室表現目標則與不適應性的學習結果有關（Anderman

& Maehr, 1994; Meece et al., 2006; Urdan, 2004)。例如，Murayama & Elliot (2009) 發現，課室精熟目標正向預測內在動機，而課室表現目標則對內在動機有負向影響。少數探討課室目標對個人興趣影響效果的研究指出，課室精熟目標能夠正向預測個人興趣 (Ames & Archer, 1988; Kaplan & Midgley, 1999; Ohtani, Nakaya, Ito, & Okada, 2012)，而課室表現目標對個人興趣則有負向影響 (Ames & Archer, 1988; Anderman et al., 2001; Kaplan & Midgley, 1999)。由於學習內容的意義和對學習活動的投入是促發情境興趣的兩個重要因素 (Mitchell, 1993)，因此，在強調學習任務精熟與學習活動參與的課室精熟目標情境中，能夠有效促發並維持個人的情境興趣，當學習情境持續強調精熟的學習氛圍時，便可能有助於令情境興趣發展成為個人興趣。

薛韶葳 (2009) 的研究發現，課室精熟目標對情境興趣和個人興趣有正向影響，但未發現課室表現目標對情境興趣的預測力。甚至有部分研究發現，課室表現目標對情境興趣有負向影響 (Brophy, 2005)。亦有研究者主張，即使在強調表現目標的課室情境中，若課室情境能有效誘發學習者追求挑戰的心理，以及學習對現實生活的價值 (Senko, Durik, Patel, Lovejoy, & Valentiner, 2013)，仍可有效增進情境興趣。據此推論，若教師強調學習內容的外在價值 (例如在學科表現上贏過別人可能有助於未來進入較好的學校就讀) 或效用，可能有效令學習者專注於學科學習，有助發展和維持情境興趣 (Linnenbrink-Garcia, Patall, & Messersmith, 2013; Tanaka & Murayama, 2014)。

由此可知，當學習者知覺到教師強調對學習內容的理解和精熟，學習者較能專注於該任務上，有助促發情境興趣和維持個人興趣，這顯示課室精熟目標對情境興趣可能有正向影響。然而，當教師在教學活動中強調與他人競爭比較時，這一課室表現目標對個人情境興趣有何影響仍未有一致結論。雖然當前有限的證據指出課室表現目標對情境興趣的不同預測關係，但薛韶葳 (2009) 的研究探討課室目標對國中學生國文課的情境興趣之影響，未強調國文科競爭比較的價值成分，致使其研究結果較難類推至適用於本研究強調的數學科課室目標與情境興趣間的關係。Senko et al. (2013) 以大學生為研究對象，透過實驗同時操弄精熟目標和表現目標，將研究情境設定在解決數學問題的學習情境，接着再進行調查研究，而不論是實驗研究還是調查研究，都支持表現目標對情境興趣的正向影響。

綜上可知，當前少有以國中學生為研究對象，同時以數學科學習為特定情境的研究，着重探討國中課室目標對學生數學情境興趣的影響。部分以大學生和小學生為對象的研究，學習者的學習環境跟國中的不同。在評分標準上，大學和小學採用效標參照標準，且在兩種學習情境中，學習者不需面對升學的競爭壓力；但對國中學習者來說，在校成績會是未來升學的依據，而該依據為常模參照標準，學習者為了進入較好的高中，必須在各科追求較佳的課業表現，而教師除了需強調精熟外，還要鼓勵

學生追求最佳的表現（周祝瑛等，2013）。由此可知，相較於大學和小學，國中學習者所面臨的學習情境更具競爭性，他們需要透過與他人競爭，爭取進入較佳學校的機會，以至於當教師強調在數學學習表現上贏過他人時，國中學習者所知覺到的外在價值會較高，因此應可預期課室表現目標對情境興趣的正向預測效果。

成就目標與課室目標的交互作用效果

Nicholls（1989）指出，課室目標與個人成就目標會產生交互作用，進而影響學習者的學習組型，即課室目標和個人目標可能互為調節，這即「調節」（moderated）取向（如 Newman, 1998）。根據課室目標與個人成就目標的調節取向，Linnenbrink & Pintrich（2001）進一步提出調節假設（moderated hypothesis）和同步假設（synchrony hypothesis）。調節假設植基於二向度課室目標理論觀點，意指具正向效益的課室精熟目標，可減低個人表現目標對學習結果的負向影響；另一方面，當抱持精熟目標的學習者來到表現目標的課室情境中，其個人精熟目標可能調節課室表現目標的負向影響。同步假設則指，課室目標與個人目標導向一致是最具適應性的學習組型。

在探討成就目標與課室目標交互作用對結果變項影響的研究中，Wolters（2004）發現，課室精熟目標與個人精熟目標的交互作用對努力和後設認知策略具正向預測效果，而課室表現目標與個人精熟目標的交互作用則對努力和後設認知策略有負向影響。Linnenbrink（2005）探討個人與課室目標交互作用對結果變項的影響時，提出緩衝（buffer）和符合（match）的假設：緩衝假設認為課室精熟目標會緩衝個人表現目標對學習結果的負向影響；而符合假設認為，當課室目標結構與個人目標一致時，最能幫助追求個人目標和表現。Linnenbrink 的研究顯示，個人成就目標與課室目標無交互作用，意即個人成就目標對學習結果的影響不會因為課室目標結構而有所不同，因此緩衝和符合假設皆未獲支持。Murayama & Elliot（2009）除檢視符合假設外，亦提出不符合（mismatch）假設，其研究發現，個人表現目標是內在動機的正向預測指標，而重視與他人比較的課室情境會增強個人表現目標對內在動機的正向預測關係，因此 Murayama & Elliot 認為，當課室目標與個人目標一致時，可能對適應性的學習結果有助益。此外，Murayama & Elliot 亦發現，在高度強調精熟學習任務的課室情境中，表現目標反而與內在動機無關，顯示當課室目標與個人目標不一致時，可能無助於提升甚至有可能削弱適應性的學習結果。

Lau & Nie（2008）探討個人成就目標與課室目標交互作用對個人興趣的影響時，同時檢視疊加（additive）、增強（reinforcing）和平衡（counterbalancing）三個假設。疊加的假設指成就目標和課室目標分別對個人興趣具直接影響效果，但沒有交互作用；增強的假設與符合假設相同，而平衡的假設則與不符合假設相同。然而，Lau & Nie 並未發現個人成就目標與課室目標的交互作用，僅有疊加的假設得到支持。

從上述研究可知，探討個人成就目標與課室目標交互作用的研究中，部分研究發現個人成就目標與課室目標存在交互作用，但部分研究則否，而以內在動機和個人興趣為變項的研究結果亦相當不一致，且未有以情境興趣為主的研究。因此，成就目標與課室目標交互作用對情境興趣的影響仍有待更多研究的討論。雖然當前較缺乏相關研究探討課室目標與個人目標交互作用對情境興趣的影響，但由於內在動機和個人興趣兩者跟情境興趣有相當程度的相關（Tsai, Kunter, Lüdtke, Trautwein, & Ryan, 2008），因此，根據過去研究結果推論，成就目標和課室目標對情境興趣除了可能有疊加的影響，亦可能存在交互作用，產生個人與課室目標一致的增強效果，以及個人與課室目標不一致的削弱效果。個人目標與課室目標一致的增強效果是指，當情境目標與個人目標一致時，個人精熟或表現目標對情境興趣的影響關係會受情境效果的正向提升。至於不一致的削弱效果，則可根據 Murayama & Elliot (2009) 的研究解釋，當課室精熟目標與個人表現目標不一致時，精熟情境可能削弱個人表現目標對情境興趣的影響。另一方面，雖然個人精熟目標可能正向影響情境興趣，但由於課室表現目標所傳遞出的教學要求與個人的精熟目標不一致，因此課室表現目標可能對精熟目標與情境興趣間關係產生負向影響。最後，綜觀當前探討成就目標與課室目標交互作用的相關研究，在分析上普遍存在方法學上的問題，可能增加不一致研究結果背後的複雜性，因此檢視成就目標與課室目標交互作用時，需一併考量方法學上的問題。

方法學的考量

當前探討課室目標對成就目標與結果變項間關係之調節效果的相關研究，多將預測變項和結果變項的多個觀察變項聚合成單一指標（Lau & Nie, 2008; Linnenbrink, 2005; Murayama & Elliot, 2009; Wolters, 2004），或根據連續變項的中數將潛在變項區分為不連續的水準（discrete level），以進行變異數分析或多元迴歸分析（宋秋美、程炳林、周啟葶，2010）。但研究指出，這些非潛在變數的分析取向未能在分析階段考量多個測量誤差的影響，可能降低信度、統計檢定力和解釋變異程度，並導致交互作用的估計和詮釋問題（MacCallum, Zhang, Preacher, & Rucker, 2002; Marsh, Wen, Hau, & Nagengast, 2013）。由於個人成就目標、課室目標和情境興趣皆為潛在變項，因此必須把各個變項視為潛在變項，並考量測量誤差的影響（Marsh, Wen, & Hau, 2004）。此外，當潛在變項之間存在交互作用，結構方程模式（structural equation modeling，下稱 SEM）取向對主要效果和交互作用效果的估計較傳統多元迴歸方法有較高的統計檢定力（Jaccard & Wan, 1995）。

研究者提出潛在調節結構方程式（latent moderated structural equations，下稱 LMS），用以探討潛在變項間的交互作用對結果變項的影響（Klein & Moosbrugger, 2000）。LMS 不同於當前研究所採用的分析方法（如多元迴歸取向的調節分析，

moderated multiple regression) 之處主要在於，LMS 在估計具有多個潛在交乘項的潛在調節模式時，是採用最大概似估計法，直接估計潛在變項的交乘項，而非觀察變項間的交乘項。再者，LMS 可進行對數概似比檢定 (log-likelihood ratio test)，比較未納入潛在交乘項前的結構模式與納入潛在交乘項後的結構模式間的相對適配度 (Klein & Muthén, 2007)。研究結果顯示，LMS 可在參數估計過程中將測量誤差納入考量，提供較為精確的參數估計值，對數概似比檢結果亦相當可信 (Klein & Moosbrugger, 2000)，可有效增加研究的統計檢定力 (Maslowsky, Jager, & Hemken, 2015)。因此，LMS 被認為是估計潛在交互作用模式最佳的方法 (Kline, 2011)。但回顧台灣和外國相關研究卻發現，至今仍未有研究者採用 LMS 來檢視課室目標對成就目標與情境興趣間關係的潛在調節效果。

綜上所述，本研究考量當前探討成就目標與課室目標潛在交互作用的相關研究仍不足，結論亦相當不一致，以情境興趣為結果變項的研究更是缺乏，且未考量方法學上的問題，更增加不一致研究結果的複雜性。因此，本研究考量研究議題與方法上的限制，採用 LMS，主要目的在於：

1. 探究課室目標與成就目標對情境興趣的直接影響；
2. 檢視課室目標對成就目標與情境興趣間關係的潛在調節效果。

研究方法

研究對象

本研究在選取研究對象上，主要以國中學生為對象，但在考量到七年級和九年級學生可能分別受甫入學而學習情境轉換或課業及競爭壓力的影響，最後選擇八年級學生為研究對象。本研究採二階段分層叢集抽樣方式，選取北部和中部地區國中學生為研究對象。第一階段從北部和中部地區選出 52 所國中（北部 23 所，中部 29 所），第二個階段在各國中內隨機選取 3 個班級，共計 156 班，並以所選班級內所有學生為對象。在刪除遺漏值和明顯呈現規律作答的資料後，共有 2,334 位八年級學生的資料納入統計分析。在這些研究對象中，男生有 1,148 人，女生有 1,186 人，平均年齡為 13.58 歲，平均每個班級抽取 14.96 位學生，平均每所學校選取 44.88 位學生。

研究工具

課室目標量表

本研究參考宋秋美等 (2010) 的課室目標結構量表，編制二向度課室目標量表。

宋秋美等的課室目標結構量表採用二向度課室目標理論架構，將課室目標區分成課室精熟和課室表現目標，兩個因素各以四題項測量，量表信度和建構效度俱佳。在課室目標量表題項內容的編制上，除了參考宋秋美等的課室目標量表外，亦考量可能影響目標測量的因素（Elliot & Murayama, 2008）。以下是量表編制上的考量因素：

1. 在題項內容的描述上，着重於單一目標的參照焦點，並避免在相同題項中互斥的課室目標描述，以及與課室目標無關的內容及情感成分，例如：老師會告訴我們了解數學概念很重要（課室精熟目標題項）。
2. 避免社會動機混合成就動機的測量。關於社會動機的描述，過去較常在課室趨向／逃避表現目標焦點中，以「害怕被他人嘲笑」或「有面子或沒面子」等內容描述，不僅參雜了社會動機成分，更可能誘發情感反應，因此本研究在課室表現目標題項中，單純着重於認知評估，例如：老師會告訴我們在數學考試中要努力贏過別人（課室表現目標題項）。

在量表編制上以數學教學為特定情境，以符合特定情境原則。課室目標量表中的課室精熟目標和課室表現目標各以 3 個題項測量，共計 6 個題項。量表皆採 Likert 六點計分，從 1（完全不符合）至 6（完全符合）。得分愈高表示個人知覺到的課室目標愈強烈。本研究課室目標量表中的課室精熟目標和課室表現目標分量表信度分別為 .93 和 .89。

成就目標量表

本研究採用的課室目標量表，主要參考程炳林（2003）以數學科為特定情境所編制的成就目標量表。程炳林的成就目標量表包含趨向精熟目標、趨向表現目標、逃避精熟目標和逃避表現目標四個向度，信度係數分別為 .84、.84、.88 和 .90，驗證性因素分析結果顯示該理論模式與觀察資料的適配度良好（ $\chi^2 = 808.66$, RMSEA = .06, GFI = .97, AGFI = .96, TLI = .93, CFI = .94），顯示該量表具有良好的信、效度。

由於精熟和課室表現目標皆為趨向導向目標（Ames, 1992），因此本研究參考程炳林（2003）成就目標量表中的趨向精熟目標和趨向表現目標分量表，分別代表精熟和表現之二向度成就目標，每個分量表各有 3 個題項，皆採 Likert 六點計分，從 1（完全不符合）至 6（完全符合）。得分愈高表示個人抱持的特定成就目標愈強。題項內容以數學科為特定情境，編寫過程中同樣考量研究者對成就目標量表測量內容的評析（Elliot & Murayama, 2008），在量表的題項內容上作相應修正，以下針對修正內容說明。首先，在題項內容的描述上，着重於單一目標的參照焦點，並避免互斥的成就目標描述，以及與成就目標無關的內容及情感成分，例如：我了解正確解決數學問題的方法（精熟目標題項）。此外，在題項內容中避免呈現雙重目標焦點，

造成填答及解釋結果上的困難，並去除比較基準、強度和頻率等參照點不一致的描述，又避免社會動機混合成就動機的測量內容，例如：在班上的數學考試中，我想贏過其他同學（表現目標題項）。本研究之二向度成就目標內部一致性信度係數分別為 .90 和 .93。

情境興趣量表

情境興趣量表是參考 Harackiewicz, Barron, Tauer, Carter, et al. (2000) 的研究，以 6 個題項來測量學習者對數學課的情境興趣，題項如：「我認為數學課是有趣的。」題項皆採 6 點計分，得分愈高表示學習者對數學學習具有較高的情境興趣。探索性因素分析顯示萃取出一個因素，累積解釋變異量為 74.54%，各題項的標準化因素負荷量分別為 .85、.85、.90、.88、.76 和 .78，組合信度為 .93，平均變異萃取量為 .70。6 個題項的內部一致性信度為 .93。

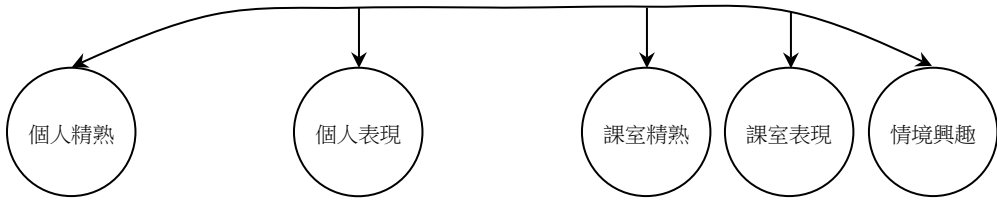
資料分析

由於本研究蒐集到的資料有層級結構，因此在進行統計分析前，先檢視各觀察變項的組內相關係數 (intraclass correlation coefficient, 下稱 ICC)，評估是否需考量層級結構所可能導致的相似性對分析結果的影響，若各觀察變項的 ICC 大於 .10，在分析階段便須將層級結構納入考量 (Hox, 2010)。分析結果顯示，除了個人精熟目標其中一個測量題項的 ICC 為 .12 外，其餘各觀察變項的 ICC 介於 .029-.096，均小於 .10，因此本研究在後續分析中忽略資料的班級層次，採用單一層次 SEM 分析。

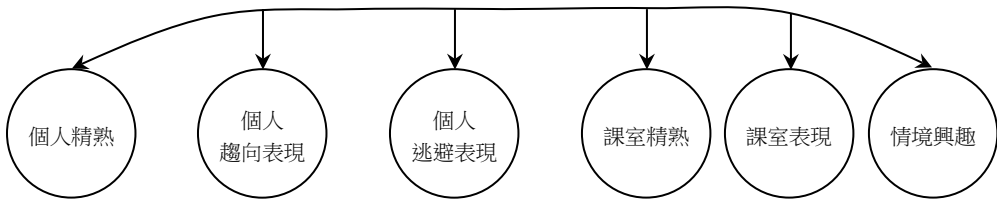
SEM 取向的潛在調節效果分析類似於一般的 SEM 分析，在模式估計上必須先確認測量模式與觀察資料的適配情形。本研究採用兩步驟 (two-step) 的 SEM 分析取向 (Anderson & Gerbing, 1988; Kline, 2011)，檢視測量模式的整體適配情形。由於學者對成就目標理論有不同的理論主張，因此本研究在設定測量模式時，分別設定二向度、三向度和四向度成就目標理論模式，並將不同的成就目標模式與課室目標和情境興趣的測量模式整合 (如圖一至圖三所示)，進一步比較各模式在整體模式的適配度和簡效性。

理論模式與觀察資料的適配度評估，是以卡方統計量 (χ^2)、RMSEA、CFI、TLI 和 SRMR (standardized root mean square residual) 為評估模式適配度的標準。由於卡方值容易受樣本數影響，導致虛無假設被拒絕 (Mehta & Neale, 2005)，因此亦參考其他常用於評估模式適配度的指標來評估。在這些其他指標中，RMSEA 值 .06 以下為優良 (Hu & Bentler, 1999)，.06-.08 為可接受之範圍 (Jöreskog & Sörbom, 1993)，並據 90% 信賴區間來判斷 RMSEA 值是否超過模式適配標準的最低要求 (Hox, 2010)。CFI

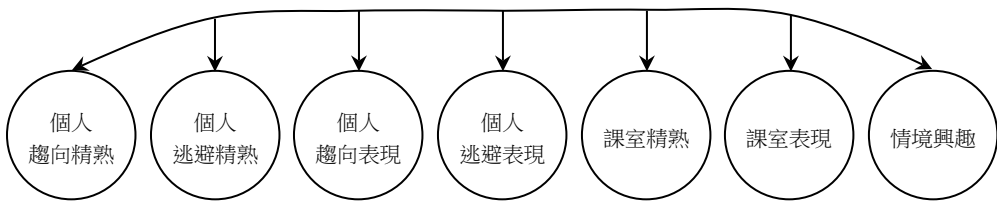
圖一：二向度成就目標、課室目標和情境興趣整體測量模式（省略觀察變項）



圖二：三向度成就目標、課室目標和情境興趣整體測量模式（省略觀察變項）



圖三：四向度成就目標、課室目標和情境興趣整體測量模式（省略觀察變項）



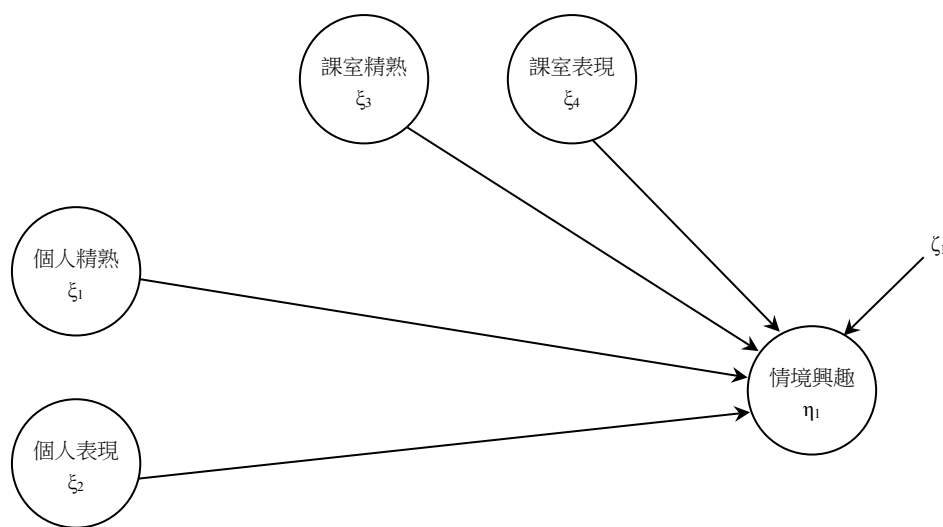
和 TLI 值介於 .90-.95 為可接受，.95 以上代表模式適配度佳，1 則為完美適配。SRMR 是反映模式整體殘差的指標，數值低於 .08 表示模式適配度佳 (Hu & Bentler, 1999)。此外，為了解因素間是否具有區別性，本研究先採用拔靴法 (bootstrap method) 計算潛在變項間相關係數的 95% 信賴區間，若未包含 1，則可提供潛在變項間具有區別效度的初步證據 (Torkzadeh, Koufteros, & Pflughoeft, 2003)。此外，亦採用 Wald 檢定，檢視兩個潛在變項間的相關係數是否為 1，若檢定結果顯著，則可提供進一步證據支持潛在變項間具有相當程度的區別性。最後，研究者建議可以 AIC (Akaike information criterion) 和 BIC (Bayesian information criterion) 為評估模式簡效性的標準，愈小的 AIC 和 BIC 值，表示該模式的簡效性愈佳 (Klein & Muthén, 2007)。

當測量模式與觀察資料適配良好，便進一步評估整體結構模式的適配度和結構關係。結構模式的估計依兩個步驟進行。在第一個步驟，先根據較具簡效性的測量模式設定潛在變項間的結構關係，並估計未包含交互作用項的結構模式 (模式一)。以二向度成就目標理論為例 (如圖四所示)，若經模式比較結果顯示包含二向度成就

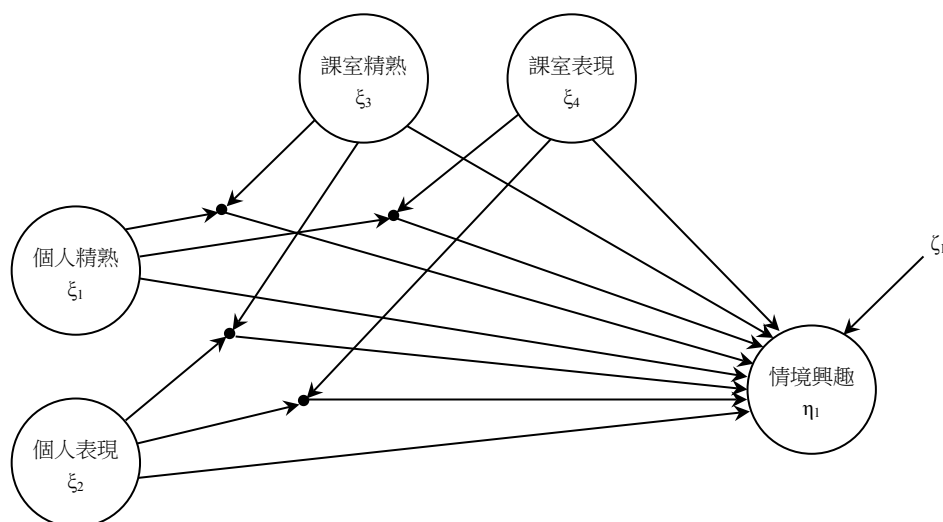
目標的整體模式較具簡效性，便以此測量模式進一步設定結構模式，在結構模式中，分別設定個人精熟目標、個人表現目標、課室精熟目標、課室表現目標對情境興趣的預測關係。當整體結構模式與觀察資料適配，便進行第二個步驟。

第二個步驟是估計包含交互作用項的結構模式（模式二），在這個模式中會提供最終的迴歸係數及潛在交互作用的顯著性。以二向度成就目標、課室目標與情境興趣的關係為例，圖五為完整的 LMS 模式。在圖五中，除了模式一中既有的外衍潛在變項對內衍潛在變項的預測關係外，又納入了 4 個潛在交互作用效果（圖五中的潛在交互作用項是以 4 個黑點延伸到情境興趣的黑線表示）。

圖四：未納入交互作用項之結構模式（省略觀察變項）



圖五：LMS 模式（省略觀察變項）



在結構模式適配度評估上，一般用於評估測量模式的適配度指標（如 RMSEA、CFI、TLI）不適用於 LMS 模式的結構模式適配度評估。因此，需透過模式一和模式二間的對數概似比檢定(log-likelihood ratio test)，檢視模式二與觀察資料的相對適配度。檢定方式是透過模式一的對數概似值跟模式二的對數概似值相減後再乘上 -2，接着再根據兩模式自由估計參數個數的差值，評估概似比檢定的顯著性。若模式一與觀察資料的適配度良好，而概似比檢定結果顯示，較為複雜的模式二，其卡方值顯著低於模式一，則表示模式二同樣是適配的模式(Maslowsky et al., 2015)。此外，根據精簡適配度中的 AIC 和 BIC 為模式簡效性的評估指標(Wang & Wang, 2012)。

一旦納入潛在交互作用項的結構模式與觀察資料的適配度良好，便可討論結構係數的意義。本研究除了根據標準化結構係數探討可能的意涵外，又分別探討未納入和納入潛在交互作用項的潛在調節模式對情境興趣總變異的解釋力，亦即計算兩模式的 ΔR^2 ，以了解納入潛在交互作用項後對解釋情境興趣總變異的貢獻量。本研究以 Mplus 7.0 進行資料處理與統計分析，參數估計方法採用適用於分析多元常態和非多元常態分配資料的 MLR (maximum likelihood parameter estimates with standard errors) 估計法，這估計法在參數估計上較 ML 估計法有更佳表現(Wang & Wang, 2012)。

研究結果

整體測量模式適配度

各變項的描述性統計量如表一所示。在檢視結構模式的整體適配度前，先探討成就目標、課室目標和情境興趣的測量模式與觀察資料的適配度。表二呈現不同向度的成就目標、課室目標和情境興趣測量模式整體適配情形。從表二可知，從包含了不同成就目標的整體模式適配情形來看，測量模式中包含了二向度成就目標、課室目標和情境興趣的整體模式卡方值達顯著， $\chi^2(125, N = 2334) = 1106.56, p < .05$ ，RMSEA 為 .058 (90% CI 介於 .055-.061)，CFI 和 TLI 分別為 .96 和 .95，SRMR 為 .031，顯示包含了二向度成就目標的整體測量模式與觀察資料適配度佳。測量模式中包含了三向度成就目標、課室目標和情境興趣的整體模式卡方值亦達顯著， $\chi^2(174, N = 2334) = 1403.88, p < .05$ ，RMSEA 為 .055 (90% CI 介於 .052-.058)，CFI 和 TLI 分別為 .96 和 .95，SRMR 為 .032，顯示出包含了三向度成就目標的整體模式與觀察資料適配度佳。測量模式中包含了四向度成就目標、課室目標和情境興趣的整體模式卡方值亦達顯著， $\chi^2(231, N = 2334) = 1609.41, p < .05$ ，RMSEA 為 .051 (90% CI 介於 .048-.053)，CFI 和 TLI 分別為 .96 和 .95，SRMR 為 .031，顯示出包含了四向度成就目標的整體模式與觀察資料適配度佳。

表一：觀察變項的描述性統計量

	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>mg1</i>	<i>mg2</i>	<i>mg3</i>	<i>pg1</i>	<i>pg2</i>	<i>pg3</i>	<i>ci1</i>	<i>ci2</i>	<i>ci3</i>	<i>ci4</i>	<i>ci5</i>	<i>ci6</i>	<i>cm1</i>	<i>cm2</i>	<i>cm3</i>	<i>cp1</i>	<i>cp2</i>	<i>cp3</i>	
<i>mg1</i>	4.82	1.39	—																		
<i>mg2</i>	4.44	1.52	.60	—																	
<i>mg3</i>	4.57	1.45	.60	.59	—																
<i>pg1</i>	4.20	1.69	.34	.35	.35	—															
<i>pg2</i>	4.39	1.59	.36	.37	.37	.50	—														
<i>pg3</i>	4.06	1.62	.36	.39	.38	.46	.61	—													
<i>ci1</i>	4.04	1.46	.46	.52	.28	.31	.29	.32	—												
<i>ci2</i>	3.82	1.41	.44	.54	.27	.30	.28	.31	.84	—											
<i>ci3</i>	4.30	1.44	.49	.52	.26	.33	.34	.33	.76	.73	—										
<i>ci4</i>	4.44	1.66	.49	.52	.16	.30	.31	.30	.71	.70	.77	—									
<i>ci5</i>	4.55	1.68	.43	.47	.20	.29	.30	.28	.61	.60	.68	.71	—								
<i>ci6</i>	3.99	1.86	.44	.49	.17	.28	.28	.31	.70	.73	.66	.66	.57	—							
<i>cm1</i>	4.60	1.78	.26	.30	.48	.18	.23	.22	.37	.36	.38	.40	.37	.38	—						
<i>cm2</i>	4.89	1.75	.27	.27	.47	.17	.19	.17	.31	.27	.33	.36	.35	.33	.63	—					
<i>cm3</i>	4.68	1.61	.26	.28	.51	.18	.19	.21	.33	.33	.36	.39	.34	.38	.63	.70	—				
<i>cp1</i>	3.98	1.56	.14	.19	.51	.15	.20	.21	.22	.25	.22	.21	.19	.26	.30	.27	.30	—			
<i>cp2</i>	4.27	1.53	.17	.21	.46	.15	.21	.22	.23	.26	.23	.23	.22	.26	.37	.34	.35	.47	—		
<i>cp3</i>	3.38	1.66	.15	.19	.46	.13	.18	.22	.23	.26	.21	.18	.16	.25	.22	.13	.17	.49	.39	—	

表二：不同測量模式整體適配度

	χ^2	<i>df</i>	RMSEA (90% CI)	CFI	TLI	SRMR
2AG、CG、SI	1106.56*	125	.058 (.055–.061)	.96	.95	.031
3AG、CG、SI	1403.88*	174	.055 (.052–.058)	.96	.95	.032
4AG、CG、SI	1609.41*	231	.051 (.048–.053)	.96	.95	.031

* $p < .05$

註：2AG、CG、SI 表示整體測量模式中包含了二向度成就目標、課室目標和情境興趣。3AG、CG、SI 表示整體測量模式中包含了三向度成就目標、課室目標和情境興趣。4AG、CG、SI 表示整體測量模式中包含了四向度成就目標、課室目標和情境興趣。

比較三個整體測量模式的相對適配度可知，包含了二向度和三向度成就目標的整體測量模式，兩者的卡方差量為 297.32，在自由度差量為 49 的情況下，兩模式具有顯著差異 ($p < .05$)，顯示模式複雜度較高的三向度成就目標、課室目標和情境興趣之整體模式，可能因模式複雜度增加而明顯導致模式適配度變差。同樣，比較包含二向度和四向度成就目標的整體測量模式發現，兩模式的卡方差量為 502.85，在自由度差量為 106 的情況下，兩模式同樣具有顯著差異 ($p < .05$)，顯示模式複雜度較高的四向度成就目標、課室目標和情境興趣之整體模式，模式適配情形較差。

此外，從精簡適配度指標來看，包含二向度成就目標的整體測量模式，其 AIC 為 135692.24，BIC 為 136060.58；包含三向度成就目標的整體測量模式，其 AIC 為 157993.90，BIC 為 158442.81；包含四向度成就目標的整體測量模式，其 AIC 為 180473.73，BIC 為 181008.98。其中，包含二向度成就目標的整體測量模式，AIC 和 BIC 值均為最小。由此可知，包含二向度成就目標的整體測量模式有較佳的簡效性，因此將根據此模式作後續分析。

在包含了二向度成就目標的整體模式中，個人精熟目標和個人表現目標間的相關為 .64，95% 信賴區間介於 .59–.68，未包含 1。進一步進行 Wald 檢定，檢視個人精熟目標和表現目標相關為 1 的虛無假設，結果顯示個人精熟目標和個人表現目標的 Wald 值為 32.26 ($df = 1, p < .05$)，表示兩潛在變項間具有相當程度的區別性。課室精熟目標和課室表現目標間的相關為 .50，95% 信賴區間介於 .44–.56，未包含 1，Wald 檢定結果顯示課室精熟目標和課室表現目標的 Wald 值為 38.10 ($df = 1, p < .05$)，表示兩潛在變項間具有相當程度的區別性。

從表三可知，成就目標測量模式的內在結構適配度指標中，標準化因素負荷量介於 .63–.79 之間，皆達顯著水準 (t 值介於 41.03–75.19, $p < .05$)；個別指標信度

表三：課室目標、成就目標和情境興趣測量模式之內在結構適配度

潛在變項	觀察變項	標準化因素負荷量	個別指標信度	組合信度	平均變異抽取量
個人精熟目標	Y ₇	.76*	.58	.82	.60
	Y ₈	.79*	.62		
	Y ₉	.77*	.59		
個人表現目標	Y ₁₀	.63*	.40	.77	.53
	Y ₁₁	.78*	.61		
	Y ₁₂	.77*	.59		
課室精熟目標	Y ₁	.77*	.59	.85	.66
	Y ₂	.82*	.67		
	Y ₃	.84*	.71		
課室表現目標	Y ₄	.74*	.55	.71	.46
	Y ₅	.66*	.44		
	Y ₆	.62*	.38		
情境興趣	Y ₁₃	.88*	.77	.93	.71
	Y ₁₄	.88*	.77		
	Y ₁₅	.87*	.76		
	Y ₁₆	.85*	.72		
	Y ₁₇	.75*	.56		
	Y ₁₈	.80*	.64		

* $p < .05$

介於 .40–.62；精熟目標和表現目標兩個潛在變項的組合信度分別為 .82 和 .77，顯示觀察變項皆能有效測得潛在變數；潛在變項的平均變異抽取量分別為 .60 和 .53。由表三亦可發現，課室目標測量模式的標準化因素負荷量介於 .62–.84 之間，皆達顯著水準（ t 值介於 35.17–89.62， $p < .05$ ）；個別指標信度介於 .38–.71；課室精熟目標和課室表現目標兩個潛在變項的組合信度分別為 .85 和 .71，顯示觀察變項皆能有效測得潛在變數；潛在變項的平均變異抽取量分別為 .66 和 .46。最後，情境興趣測量模式的內在結構適配度指標中，標準化因素負荷量介於 .75–.88 之間，皆達顯著水準（ t 值介於 74.24–153.49， $p < .05$ ）；個別指標信度介於 .56–.77；潛在變項的組合信度為 .93；潛在變項的平均變異抽取量為 .71。綜上可知，從模式的整體適配度指標、Wald 檢定結果和內在結構適配度可知，二向度成就目標、課室目標和情境興趣的測量模式具有良好的信度和建構效度，成就目標和課室目標各自的兩個潛在變項間亦具有良好的區別性。

結構模式適配度

估計未納入交互作用項的整體結構模式（模式一）發現，該模式的卡方值達顯著，

χ^2 (125, $N = 2334$) = 795.25, $p < .05$, RMSEA 為 .048 (90% CI 介於 .045-.051), CFI 和 TLI 分別為 .96 和 .95, SRMR 為 .031, 顯示未納入交互作用項的整體結構模式與觀察資料適配度良好。模式一的對數概似卡方值為 -67782.119, 自由估計參數個數為 64, 至於納入交互作用項的結構模式 (模式二) 之對數概似卡方值為 -48384.845, 自由估計參數個數為 68, 據此計算而得之 -2 倍對數概似卡方差量為 38794.55, 在自由估計參數個數之差為 4 的情況下, 兩模式有顯著差異 ($p < .05$)。從精簡適配度來看, 模式一的 AIC 值為 135692.24、BIC 值為 136060.58, 模式二的 AIC 值為 96905.69、BIC 值為 97297.05。由此可知, 模式二的 AIC 和 BIC 都較小, 表示納入交互作用項的整體結構模式, 其模式複雜度雖然稍高, 但在適配度上卻較佳, 顯示納入潛在交互作用項的結構模式亦為適配的模式, 可用來解釋變項間的結構關係。

表四分別呈現納入潛在交互作用項和未納入潛在交互作用項的兩個結構模式之參數估計值。從表四可知, 在未納入潛在交互作用的結構模式中 (模式一), 個人精熟目標、課室精熟目標和課室表現目標都能正向預測情境興趣, 標準化結構係數分別為 .65、.18 和 .10 ($p < .05$), 但個人表現目標對情境興趣則缺乏預測力 ($\gamma_2 = -.03$, $p > .05$)。亦即是說, 當個人專注於學習任務精熟, 以及在教師強調精熟學習任務並與他人競爭比較的課室情境中, 較有助於促發個人對數學的學習興趣; 反之, 若個人着重跟別人比較, 則可能無法促使個人對數學產生正向的態度或情感。進一步檢視各結構係數的差異顯著性, 結果顯示個人精熟目標對情境興趣的正向影響 ($\gamma_1, \xi_1 \rightarrow \eta_1$), 皆大於課室精熟目標對情境興趣的正向影響 ($\gamma_3, \xi_3 \rightarrow \eta_1$) (Wald 檢定統計量為 82.39, $p < .05$) 和課室表現目標對情境興趣的正向影響 ($\gamma_4, \xi_4 \rightarrow \eta_1$) (Wald 檢定統計量為 182.06, $p < .05$), 而課室精熟目標對情境興趣的正向影響則大於課室表現目標對情境興趣的正向影響 (Wald 檢定統計量為 4.84, $p < .05$)。上述結果表示, 相較於課室目標, 個人精熟目標對情境興趣有較重要的影響; 而在課室目標中, 相較於課室表現目標, 課室精熟目標對情境興趣有較重要的影響。在未納入交互作用項的結構模式中, 個人精熟目標、個人表現目標、課室精熟目標和課室表現目標共可解釋情境興趣約 60% 的總變異。

由於納入交互作用項後的模式二亦適配於觀察資料, 因此可進一步探討其中的結構關係 (圖六呈現標準化係數之 LMS 模式)。從表四和圖六可知, 納入個人精熟與課室精熟目標、個人精熟與課室表現目標、個人表現與課室精熟目標、個人表現與課室表現目標等四個潛在交互作用項後, 個人精熟目標 ($\gamma'_1 = .79$, $p < .05$)、課室精熟目標 ($\gamma'_3 = .20$, $p < .05$) 和課室表現目標 ($\gamma'_4 = .15$, $p < .05$) 對情境興趣皆仍有正向影響效果。進一步探討潛在交互作用發現, 個人精熟目標與課室精熟目標的潛在交互作用對情境興趣有顯著正向影響 ($\gamma_5 = .22$, $p < .05$), 個人精熟目標與課室表現目標的潛在交互作用則對情境興趣有顯著負向影響 ($\gamma_6 = -.24$, $p < .05$)。至於個人表現

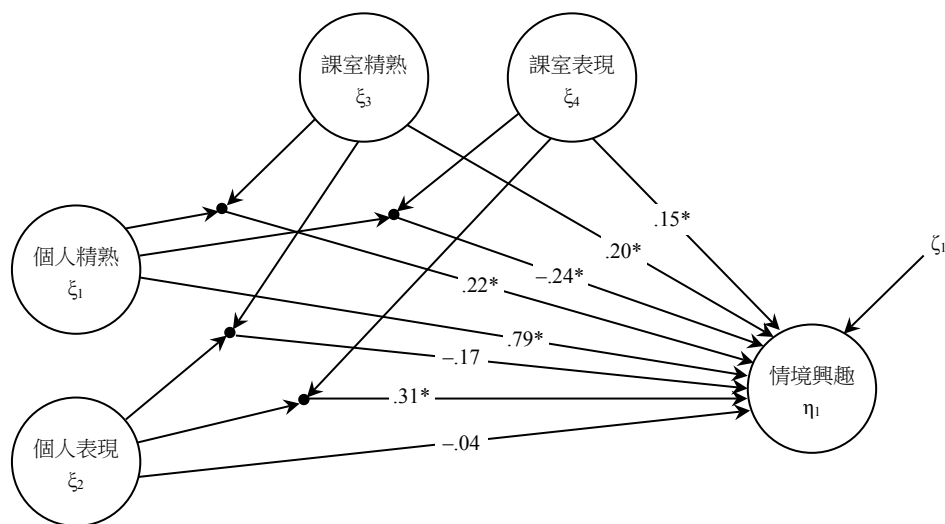
表四：結構模式參數估計摘要

	模式一		模式二	
	標準化係數	標準誤	標準化係數	標準誤
個人精熟目標 → 情境興趣 $\gamma_1 (\xi_1 \rightarrow \eta_1)$.65*	.03	.79*	.04
個人表現目標 → 情境興趣 $\gamma_2 (\xi_2 \rightarrow \eta_1)$	-.03	.03	-.04	.05
課室精熟目標 → 情境興趣 $\gamma_3 (\xi_3 \rightarrow \eta_1)$.18*	.03	.20*	.03
課室表現目標 → 情境興趣 $\gamma_4 (\xi_4 \rightarrow \eta_1)$.10*	.03	.15*	.04
個人精熟 × 課室精熟 → 情境興趣 $\gamma_5 (\xi_1 \xi_3 \rightarrow \eta_1)$	—	—	.22*	.06
個人精熟 × 課室表現 → 情境興趣 $\gamma_6 (\xi_1 \xi_4 \rightarrow \eta_1)$	—	—	-.24*	.07
個人表現 × 課室精熟 → 情境興趣 $\gamma_7 (\xi_2 \xi_3 \rightarrow \eta_1)$	—	—	-.17	.09
個人表現 × 課室表現 → 情境興趣 $\gamma_8 (\xi_2 \xi_4 \rightarrow \eta_1)$	—	—	.31*	.10
ζ_1	.39*	.02	.29*	.02
R^2	.61		.70	

* $p < .05$

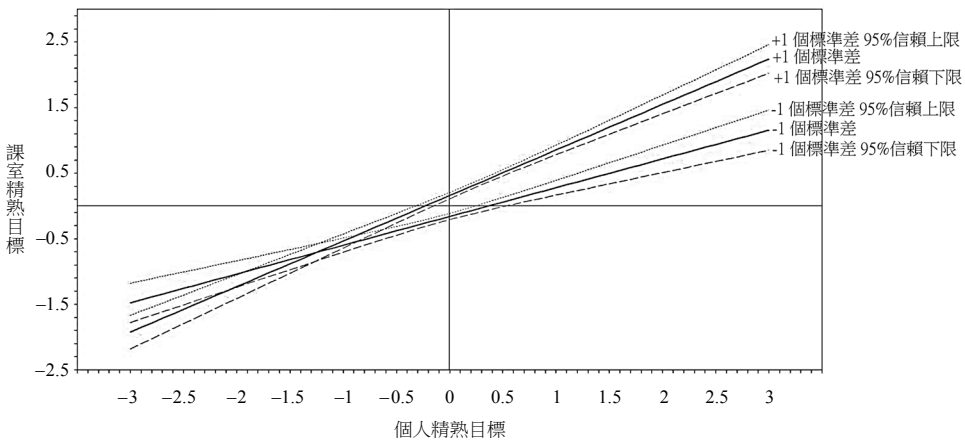
註：模式一和模式二分別指未納入和納入潛在交互作用項的結構模式。

圖六：標準化係數之 LMS 模式（省略觀察變項）

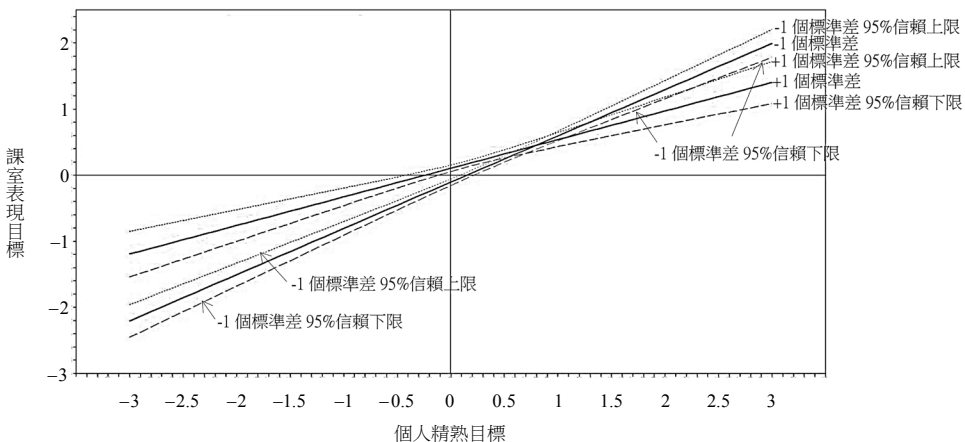


目標與課室精熟目標的潛在交互作用對情境興趣無顯著影響 ($\gamma_7 = -.17, p > .05$)，但個人表現目標與課室表現目標的潛在交互作用對情境興趣則有正向影響 ($\gamma_8 = .31, p < .05$) (圖七和圖八分別呈現課室精熟目標與課室表現目標對個人精熟目標與情境興趣間關係的潛在調節效果；圖九和圖十則分別呈現課室精熟目標與課室表現目標對個人表現目標與情境興趣間關係的潛在調節效果)。由此可知，當個人成就目標與課室目標一致時 (如個人精熟目標與課室精熟目標的潛在交互作用)，強調精熟學習內容的課室情境會增強個人精熟目標對情境興趣的正向影響；另一方面，雖然個人表現目標無助於情境興趣 ($\gamma'_2 = -.04, p > .05$)，但若教師在教學設計中強調與他人競爭比較的元素，或適當地強調競爭比較對升學的價值，可能有助於增進對數學的情境興趣，顯示出一致的增強調節效果 (γ_5 和 γ_8)。相反，當個人目標與課室目標

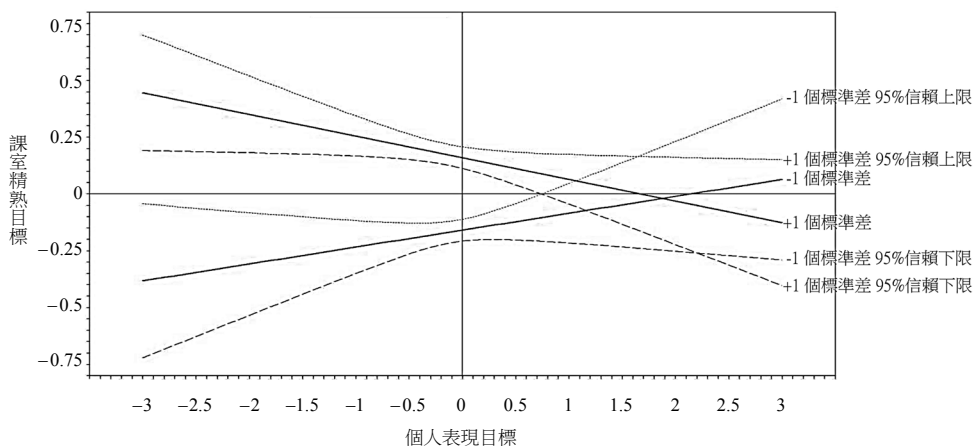
圖七：課室精熟目標對個人精熟目標與情境興趣間關係之潛在調節效果



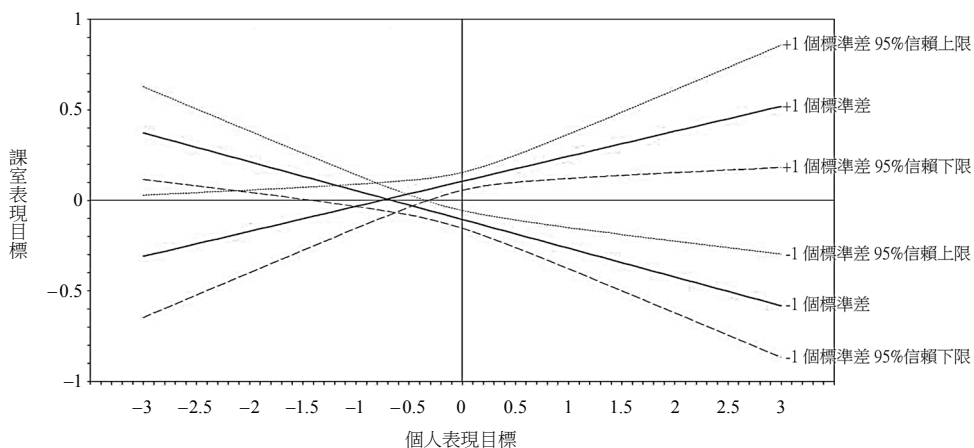
圖八：課室表現目標對個人精熟目標與情境興趣間關係之潛在調節效果



圖九：課室精熟目標對個人表現目標與情境興趣間關係之潛在調節效果



圖十：課室表現目標對個人表現目標與情境興趣間關係之潛在調節效果



不一致時，對情境興趣則會產生不同的影響效果。具體來說，強調與他人比較的課室情境會削弱個人精熟目標對情境興趣的正向影響 (γ_6)，但強調學習內容精熟的課室情境則不會改變個人表現目標對情境興趣的影響關係 (γ_7)。進一步檢視 γ_5 和 γ_8 兩個一致的增強調節效果發現，兩者的效果強度相當 (Wald 檢定值為 1.27, $p > .05$)。最後，從表四亦可發現，納入潛在交互作用項後的結構模式可解釋情境興趣約 70% 的總變異，與未納入交互作用項的結構模式比較可知，交互作用項額外解釋了情境興趣約 10% 的總變異。

討論

過去研究較少探討成就目標、課室目標與情境興趣三者間的關係，且少數研究在探討交互作用效果時，忽略變項的潛在特性，亦沒有注意採用適當分析方法對研究

結果的重要。首先，本研究透過模式比較發現，二向度成就目標可能是較適合的測量模式，並根據此模式進一步分析。本研究又克服過去研究在分析上的限制，採用 SEM 分析取向來探討成就目標和課室目標對情境興趣的直接影響，以及課室目標對成就目標與情境興趣間的潛在調節效果，研究結果發現了與過去研究一致和不一樣的結果。下文根據本研究結果討論成就目標、課室目標與情境興趣的關係。

成就目標與課室目標對情境興趣的直接影響效果

與過去研究發現一致，個人精熟目標確實對情境興趣有正向預測效果（Butler, 1992; Harackiewicz, Barron, Carter, et al., 1997; Harackiewicz, Barron, Tauer, Carter, et al., 2000; Harackiewicz, Barron, Tauer, & Elliot, 2002; Harackiewicz & Elliot, 1993; Hulleman et al., 2008; Schiefele, 1991; Senko & Harackiewicz, 2005a; Shen et al., 2007）。同樣，課室精熟目標亦能正向預測情境興趣（Ames & Archer, 1988; Kaplan & Midgley, 1999）。然而，相較之下，個人精熟目標對情境興趣的影響比課室精熟和表現目標對情境興趣的影響大，而課室精熟目標對情境興趣的影響又比課室表現目標大。另一方面，本研究並未發現個人表現目標對情境興趣的負向預測效果，這跟 Rawsthorne & Elliot（1999）的研究發現不同，反而是發現個人表現目標與情境興趣無關（Harackiewicz, Barron, Carter, et al., 1997; Harackiewicz, Barron, Tauer, Carter, et al., 2000; Senko & Harackiewicz, 2005b）。

此外，課室表現目標亦並非如過去研究所言，與不適應的學習結果或組型有關（Anderman & Maehr, 1994; Meece et al., 2006; Urdan, 2004），更不若過去研究發現對學習興趣有負向影響（Ames & Archer, 1988; Anderman et al., 2001; Kaplan & Midgley, 1999）。本研究結果反而支持課室表現目標對情境興趣的正向助益，與薛韶葳（2009）的研究發現不同。研究結果整體顯示出，個人精熟目標和課室目標對情境興趣有直接影響效果，但由於個人成就目標和課室目標有潛在調節效果，因此個人成就目標對情境興趣的直接影響效果會因為課室目標而有所不同，研究結果並未支持 Lau & Nie（2008）的疊加假設。

另一方面，從研究結果和上述討論可知，個人精熟目標和課室精熟目標對情境興趣的正向影響與多數研究結果相符，顯示當個人着重於學習任務的精熟時，不僅有助於個人興趣，亦可能因課室情境的影響萌發情境興趣；同樣，當教師在教學活動過程中強調學習任務的精熟，可能容易令學習者經驗到愉悅感（Lau & Nie, 2008），進而萌發對數學學習的情境興趣。相反，當學習者在參與數學學習的過程中專注於與他人比較，希望藉此展現自己的能力時，可能較不容易知覺或經驗到數學課程中的樂趣（Brophy, 2005），但當教師透過課程設計，適當引入競爭比較的課程活動，並輔以具挑戰性或有意義的學習內涵，可能有助於引起學習者的學習動機和學習興趣

(Senko et al., 2013)。不過，仍須注意過度強調競爭比較對未來學習興趣或學習結果可能產生的長期影響；亦即是說，若情境興趣未能轉化為個人興趣，一旦未來相關課程設計中並未納入競爭比較的元素，是否可能導致學生對相關學科學習缺乏興趣，值得進一步追蹤和討論。

課室目標的一致性增強調節效果

本研究除了發現成就目標和課室目標對情境興趣的直接影響外，亦發現當課室目標與個人目標一致時，對情境興趣有增強效果，這與 Murayama & Elliot (2009) 的研究結果相似，支持其符合假設和 Lau & Nie (2008) 的增強假設。本研究的結果顯示，不僅當個人專注於精熟學習任務時能對情境興趣有正向影響，當課室情境同時強調精熟學習時，對於精熟目標對情境興趣的正向影響更具有增益效果。此外，雖然在直接影響效果中並未發現着重於跟他人比較能對數學學習的情境興趣有正向助益或負向影響，但這關係卻可能受課室情境影響，因此不可一概而論；亦即是說，一旦教師適時在教學活動設計中融入競爭比較的元素，同樣可以有效提升學習者對數學學習的情境興趣，但若單純強調精熟學習內容，則無助於促進個人表現目標與情境興趣間的正向關係。儘管強調競爭比較對情境興趣可能存在益處，但教師仍須注意過度強調競爭比較是否可能忽略數學學習的精熟本質。

課室目標的不一致性削弱調節效果

本研究發現課室表現目標和個人精熟目標的負向潛在調節效果，與 Murayama & Elliot (2009) 發現的不符合效果相似。此外，本研究並未發現課室精熟目標和個人表現目標的潛在調節效果，顯示課室精熟目標並未能增益個人表現目標與情境興趣間的關係，某程度上表示課室精熟目標對個人表現目標和情境興趣並沒有緩衝效果，這與 Linnenbrink (2005) 的研究結果相似。

綜合而言，本研究以過去成就目標和課室目標研究中較少探討的情境興趣為變項，並以 SEM 和 LMS 分析，彌補過去研究未考量測量誤差對研究結果的影響。研究結果提供初步證據，支持單向度成就目標（精熟目標）和二向度課室目標對情境興趣的直接影響效果，並確認了課室目標對成就目標與情境興趣間關係的一致性增強調節效果，及課室表現目標對精熟目標與情境興趣間關係的不一致性削弱調節效果，在研究結果上支持過去研究者主張的增強／符合假設和平衡／不符合假設，並未支持疊加假設。其中，不符合假設又顯示，當課室精熟目標與個人成就目標不一致時可能不具緩衝或增強效果，甚至可能有負向影響。

最後，包含了直接效果和潛在調節效果的整體 LMS 解釋了情境興趣約 70% 的總變異，其中，直接效果模式解釋了情境興趣約 60% 的總變異，而潛在調節效果又額外解釋了情境興趣中約 10% 的總變異。整體而言，顯示該模式對情境興趣有高度的解釋力。

建議

對未來研究的建議

雖然課室表現目標有助於情境興趣，但是否能夠維持並轉化為內在、持續的個人興趣，有待未來研究討論。此外，雖然本研究發現課室表現目標對個人表現目標與情境興趣間關係有正向增強效果，但仍需注意過度強調競爭比較的課室情境是否會對學習結果產生長期負向影響。亦即是說，當課程未能有效融入課室表現目標特徵，是否可能無助於甚至有害學習者產生情境興趣，有待未來研究者進行縱貫研究探究。

本研究不同於過去研究，在當前研究中將課室目標和成就目標皆視為潛在變項，並進一步探討潛在交互作用對情境興趣的影響，克服過去研究在探討交互作用時，將課室目標視為觀察變項而忽略課室目標構念的潛在特性；本研究又測量誤差對研究結果的可能影響，研究結果支持部分外國研究者的研究假設，為當前不一致的研究結果提供跨文化研究的補充證據。但由於台灣較少有相關研究探討成就目標、課室目標與情境興趣間的關係，在方法學上又未見相關研究採用 LMS 分析，再加上本研究以國中學生為對象，因此未來仍需更多研究以相同或不同學習者為對象，採用 LMS 探討成就目標、課室目標與情境興趣間的關係，增進相關研究對話的機會。另一方面，當前仍未有研究證據指出共同方法變異對相關研究的可能影響，加上 LMS 分析採用數值積分的演算法，在分析上極為耗時，當模式複雜度增加，不僅可能增加分析時間，亦容易導致模式參數估計上的問題（Maslowsky et al., 2015），因此共同方法變異對相關研究結果的可能影響，需要未來研究檢視。

在分析取向上，除了可採用 LMS 外，由於學習者可能同時知覺到多重課室目標（如高精熟／低課室表現目標），而近來個人取向的分析方法——混合分析（如潛在類別或潛在剖面分析）的發展，可根據一些客觀評估指標，將研究對象依據知覺到的課室目標組型，區分為群內同質、群間異質的次群體，並同時考量測量誤差，提供課室目標分類較為正確客觀的依據，因此未來研究可採用混合模式分析方法，探討成就目標與課室目標交互作用對結果變項的影響。最後，由於當前研究發現的實徵證據仍有限，又缺乏跨文化實徵研究證據支持，因此未來可進行跨文化研究，據以探討研究結果的可推論性及其跨文化或特定文化的意涵。

對教學實務的建議

對於教學實務工作而言，教師除了強調學習內容的精熟外，亦可在課程中適當加入競爭比較的元素，可能有助提升學習者對數學學習的情境興趣，但教師仍應思考如何將情境興趣轉化為個人興趣。由於課室精熟目標可能對個人興趣有正向助益，而研究者曾指出教學實務工作者可分別根據學習任務（task）、教師專業（authority）、認同（recognition）、分組（grouping）、評量（evaluation）和時間安排（time）（T.A.R.G.E.T）等六個層面來形塑課室目標（Schunk et al., 2008），因此教師在教學實務工作上可運用專業知識，安排多元且富知識性的教學活動，令學生知覺到學習是有趣的並樂於參與學習活動。在學習過程中，教師亦須隨時針對學生學習表現給予適度回饋，提供建議，協助學生修正錯誤，或給予肯定，以幫助學生將情境興趣轉化為長期穩定的個人興趣。此外，教師可讓學生透過分組合作來完成任務，並與學生共同討論學習內容，又允許學生有彈性時間來完成學習活動，如此便可能有效型塑精熟的課室情境，增進學生的個人興趣。若教師在課程設計中納入競爭比較的元素，亦需思考這樣的設計在課程中扮演的角色，不宜過於強調競爭的本質，而應以競爭的活動來提升學習者精熟學習任務的動機或興趣，以避免課室表現目標的課程特徵可能對抱持精熟目標學習者的情境興趣或個人興趣產生負向影響。

參考文獻

- 宋秋美、程炳林、周啟葶（2010）。〈課室目標結構對個人目標導向的調節效果〉。《教育心理學報》，第42卷第1期，頁99–121。
- 周祝瑛、劉豫敏、胡祝惠（2013）。〈從「國中畢業生自願就學輔導方案」看「十二年國教」〉。《教育資料與研究》，第109期，頁79–106。
- 程炳林（2003）。〈四向度目標導向模式之研究〉。《師大學報：教育類》，第48卷第1期，頁15–40。
- 薛韶葳（2009）。《國中生學習興趣及其相關因素探討》（未出版碩士論文）。國立成功大學，台南，台灣。
- Ainley, M. (2006). Connecting with learning: Motivation, affect and cognition in interest processes. *Educational Psychology Review*, 18(4), 391–405. doi: 10.1007/s10648-006-9033-0
- Ames, C. (1992). Classrooms: Goals, structures, and student motivation. *Journal of Educational Psychology*, 84(3), 261–271. doi: 10.1037/0022-0663.84.3.261
- Ames, C., & Archer, J. (1988). Achievement goals in the classroom: Students' learning strategies and motivation processes. *Journal of Educational Psychology*, 80(3), 260–267. doi: 10.1037/0022-0663.80.3.260

- Anderman, E. M., Eccles, J. S., Yoon, K. S., Roeser, R. W., Wigfield, A., & Blumenfeld, P. (2001). Learning to value mathematics and reading: Relations to mastery and performance-oriented instructional practices. *Contemporary Educational Psychology, 26*(1), 76–95. doi: 10.1006/ceps.1999.1043
- Anderman, E. M., & Maehr, M. L. (1994). Motivation and schooling in the middle grades. *Review of Educational Research, 64*(2), 287–309. doi: 10.3102/00346543064002287
- Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1988). Structural equation modeling in practice: A review and recommended two-step approach. *Psychological Bulletin, 103*(3), 411–423. doi: 10.1037/0033-2909.103.3.411
- Brophy, J. (2005). Goal theorists should move on from performance goals. *Educational Psychologist, 40*(3), 167–176. doi: 10.1207/s15326985ep4003_3
- Butler, R. (1992). What young people want to know when: Effects of mastery and ability goals on interest in different kinds of social comparisons. *Journal of Personality and Social Psychology, 62*(6), 934–943. doi: 10.1037/0022-3514.62.6.934
- Eccles, J. S., Midgley, C., Wigfield, A., Buchanan, C. M., Reuman, D., Flanagan, C., & Mac Iver, D. (1993). Development during adolescence: The impact of stage-environment fit on young adolescents' experiences in schools and in families. *American Psychologist, 48*(2), 90–101. doi: 10.1037/0003-066X.48.2.90
- Elliot, A. J. (2005). A conceptual history of the achievement goal construct. In A. J. Elliot & C. S. Dweck (Eds.), *Handbook of competence and motivation* (pp. 55–72). New York, NY: Guilford Press.
- Elliot, A. J., & McGregor, H. A. (1999). Test anxiety and the hierarchical model of approach and avoidance achievement motivation. *Journal of Personality and Social Psychology, 76*(4), 628–644. doi: 10.1037/0022-3514.76.4.628
- Elliot, A. J., & McGregor, H. A. (2001). A 2 × 2 achievement goal framework. *Journal of Personality and Social Psychology, 80*(3), 501–519. doi: 10.1037/0022-3514.80.3.501
- Elliot, A. J., & Murayama, K. (2008). On the measurement of achievement goals: Critique, illustration, and application. *Journal of Educational Psychology, 100*(3), 613–628. doi: 10.1037/0022-0663.100.3.613
- Harackiewicz, J. M., Barron, K. E., Carter, S. M., Lehto, A. T., & Elliot, A. J. (1997). Predictors and consequences of achievement goals in the college classroom: Maintaining interest and making the grade. *Journal of Personality and Social Psychology, 73*(6), 1284–1295. doi: 10.1037/0022-3514.73.6.1284
- Harackiewicz, J. M., Barron, K. E., Tauer, J. M., Carter, S. M., & Elliot, A. J. (2000). Short-term and long-term consequences of achievement goals: Predicting interest and performance over time. *Journal of Educational Psychology, 92*(2), 316–330. doi: 10.1037/0022-0663.92.2.316
- Harackiewicz, J. M., Barron, K. E., Tauer, J. M., & Elliot, A. J. (2002). Predicting success in college: A longitudinal study of achievement goals and ability measures as predictors of

- interest and performance from freshman year through graduation. *Journal of Educational Psychology*, 94(3), 562–575. doi: 10.1037/0022-0663.94.3.562
- Harackiewicz, J. M., & Elliot, A. J. (1993). Achievement goals and intrinsic motivation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 65(5), 904–915. doi: 10.1037/0022-3514.65.5.904
- Hidi, S., & Renninger, K. A. (2006). The four-phase model of interest development. *Educational Psychologist*, 41(2), 111–127. doi: 10.1207/s15326985ep4102_4
- Hox, J. J. (2010). *Multilevel analysis: Techniques and applications* (2nd ed.). New York, NY: Routledge.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1–55. doi: 10.1080/10705519909540118
- Hulleman, C. S., Durik, A. M., Schweigert, S. B., & Harackiewicz, J. M. (2008). Task values, achievement goals, and interest: An integrative analysis. *Journal of Educational Psychology*, 100(2), 398–416. doi: 10.1037/0022-0663.100.2.398
- Jaccard, J., & Wan, C. K. (1995). Measurement error in the analysis of interaction effects between continuous predictors using multiple regression: Multiple indicator and structural equation approaches. *Psychological Bulletin*, 117(2), 348–357. doi: 10.1037/0033-2909.117.2.348
- Jöreskog, K., & Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Chicago, IL: Scientific Software International.
- Kaplan, A., & Midgley, C. (1999). The relationship between perceptions of the classroom goal structure and early adolescents' affect in school: The mediating role of coping strategies. *Learning and Individual Differences*, 11(2), 187–212. doi: 10.1016/S1041-6080(00)80005-9
- Klein, A., & Moosbrugger, H. (2000). Maximum likelihood estimation of latent interaction effects with the LMS method. *Psychometrika*, 65(4), 457–474. doi: 10.1007/BF02296338
- Klein, A., & Muthén, B. O. (2007). Quasi-maximum likelihood estimation of structural equation models with multiple interaction and quadratic effects. *Multivariate Behavioral Research*, 42(4), 647–673. doi: 10.1080/00273170701710205
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling* (3rd ed.). New York, NY: Guilford Press.
- Lau, S., & Nie, Y. (2008). Interplay between personal goals and classroom goal structures in predicting student outcomes: A multilevel analysis of person-context interactions. *Journal of Educational Psychology*, 100(1), 15–29. doi: 10.1037/0022-0663.100.1.15
- Linnenbrink, E. A. (2005). The dilemma of performance-approach goals: The use of multiple goal contexts to promote students' motivation and learning. *Journal of Educational Psychology*, 97(2), 197–213. doi: 10.1037/0022-0663.97.2.197
- Linnenbrink, E. A., & Pintrich, P. R. (2001). Multiple goals, multiple contexts: The dynamic interplay between personal goals and contextual goal stresses. In S. Volet & S. Järvelä (Eds.),

- Motivation in learning contexts: Theoretical advances and methodological implications* (pp. 251–269). New York, NY: Pergamon.
- Linnenbrink-Garcia, L., Patall, E. A., & Messersmith, E. E. (2013). Antecedents and consequences of situational interest. *British Journal of Educational Psychology, 83*(4), 591–614. doi: 10.1111/j.2044-8279.2012.02080.x
- MacCallum, R. C., Zhang, S. B., Preacher, K. J., & Rucker, D. D. (2002). On the practice of dichotomization of quantitative variables. *Psychological Methods, 7*(1), 19–40. doi: 10.1037/1082-989X.7.1.19
- Marsh, H. W., Wen, Z. L., & Hau, K. T. (2004). Structural equation models of latent interactions: Evaluation of alternative estimation strategies and indicator construction. *Psychological Methods, 9*(3), 275–300. doi: 10.1037/1082-989X.9.3.275
- Marsh, H. W., Wen, Z. L., Hau, K. T., & Nagengast, B. (2013). Structural equation models of latent interaction and quadratic effects. In G. R. Hancock & R. O. Mueller (Eds.), *Structural equation modeling: A second course* (2nd ed., pp. 267–308). Charlotte, NC: Information Age.
- Maslowsky, J., Jager, J., & Hemken, D. (2015). Estimating and interpreting latent variable interactions: A tutorial for applying the latent moderated structural equations method. *International Journal of Behavioral Development, 39*(1), 87–96. doi: 10.1177/0165025414552301
- 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. doi: 10.1146/annurev.psych.56.091103.070258
- Mehta, P. D., & Neale, M. C. (2005). People are variables too: Multilevel structural equations modeling. *Psychological Methods, 10*(3), 259–284. doi: 10.1037/1082-989X.10.3.259
- Mitchell, M. (1993). Situational interest: Its multifaceted structure in the secondary school mathematics classroom. *Journal of Educational Psychology, 85*(3), 424–436. doi: 10.1037/0022-0663.85.3.424
- Murayama, K., & Elliot, A. J. (2009). The joint influence of personal achievement goals and classroom goal structures on achievement-relevant outcomes. *Journal of Educational Psychology, 101*(2), 432–447. doi: 10.1037/a0014221
- Newman, R. S. (1998). Students' help seeking during problem solving: Influences of personal and contextual achievement goals. *Journal of Educational Psychology, 90*(4), 644–658. doi: 10.1037/0022-0663.90.4.644
- Nicholls, J. G. (1989). *The competitive ethos and democratic education*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Ohtani, K., Nakaya, M., Ito, T., & Okada, R. (2012). Do classroom goal structures moderate effects of the academic contingency of self-worth? Influence on intrinsic interest and self-regulated learning strategies. *Japanese Journal of Educational Psychology, 60*(4), 355–366. doi: 10.5926/jjep.60.355

- Pintrich, P. R. (2000). An achievement goal theory perspective on issues in motivation terminology, theory, and research. *Contemporary Educational Psychology, 25*(1), 92–104. doi: 10.1006/ceps.1999.1017
- Rawsthorne, L. J., & Elliot, A. J. (1999). Achievement goals and intrinsic motivation: A meta-analytic review. *Personality and Social Psychology Review, 3*(4), 326–344. doi: 10.1207/s15327957pspr0304_3
- Renninger, K. A. (2000). Individual interest and development: Implication for theory and practice. In C. Sansone & J. M. Harackiewicz (Eds.), *Intrinsic and extrinsic motivation: The search for optimal motivation and performance* (pp. 373–404). New York, NY: Academic Press.
- Rolland, R. G. (2012). Synthesizing the evidence on classroom goal structures in middle and secondary schools: A meta-analysis and narrative review. *Review of Educational Research, 82*(4), 396–435. doi: 10.3102/0034654312464909
- Schiefele, U. (1991). Interest, learning, and motivation. *Educational Psychologist, 26*(3–4), 299–323. doi: 10.1080/00461520.1991.9653136
- Schunk, D. H., Pintrich, P. R., & Meece, J. L. (2008). *Motivation in education: Theory, research, and applications* (3rd ed.). Upper Saddle River, NJ: Pearson/Merrill Prentice Hall.
- Senko, C., Durik, A. M., Patel, L., Lovejoy, C. M., & Valentiner, D. (2013). Performance-approach goal effects on achievement under low versus high challenge conditions. *Learning and Instruction, 23*, 60–68. doi: 10.1016/j.learninstruc.2012.05.006
- Senko, C., & Harackiewicz, J. M. (2005a). Achievement goals, task performance, and interest: Why perceived goal difficulty matters. *Personality and Social Psychology Bulletin, 31*(12), 1739–1753. doi: 10.1177/0146167205281128
- Senko, C., & Harackiewicz, J. M. (2005b). Regulation of achievement goals: The role of competence feedback. *Journal of Educational Psychology, 97*(3), 320–336. doi: 10.1037/0022-0663.97.3.320
- Shen, B., Chen, A., & Guan, J. M. (2007). Using achievement goals and interest to predict learning in physical education. *Journal of Experimental Education, 75*(2), 89–108. doi: 10.3200/JEXE.75.2.89-108
- Tanaka, A., & Murayama, K. (2014). Within-person analyses of situational interest and boredom: Interactions between task-specific perceptions and achievement goals. *Journal of Educational Psychology, 106*(4), 1122–1134. doi: 10.1037/a0036659
- Tapola, A., Jaakkola, T., & Niemivirta, M. (2014). The influence of achievement goal orientations and task concreteness on situational interest. *The Journal of Experimental Education, 82*(4), 455–479. doi: 10.1080/00220973.2013.813370
- Torkzadeh, G., Koufteros, X., & Pflughoeft, K. (2003). Confirmatory analysis of computer self-efficacy. *Structural Equation Modeling, 10*(2), 263–275. doi: 10.1207/S15328007SEM1002_6

- Tsai, Y. M., Kunter, M., Lüdtke, O., Trautwein, U., & Ryan, R. M. (2008). What makes lessons interesting? The role of situational and individual factors in three school subjects. *Journal of Educational Psychology, 100*(2), 460–472. doi: 10.1037/0022-0663.100.2.460
- Urduan, T. (2004). Predictors of academic self-handicapping and achievement: Examining achievement goals, classroom goal structures, and culture. *Journal of Educational Psychology, 96*(2), 251–264. doi: 10.1037/0022-0663.96.2.251
- Wang, J., & Wang, X. (2012). *Structural equation modeling: Application using Mplus*. Chichester, England: Wiley.
- 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*(2), 236–250. doi: 10.1037/0022-0663.96.2.236

Analyzing Direct Effects of Achievement Goals and Classroom Goals and Latent Moderated Effects of Classroom Goals on Situational Interest

Chung-Chin WU

Abstract

This study aimed to: (1) examine the direct effect of achievement goals and classroom goals on situational interest; (2) investigate the latent moderated effect of classroom goals on the relationship between achievement goals and situational interest. Three hypotheses of the relationships among achievement goals, classroom goals, and situational interest were proposed and examined in order — direct effect, congruent reinforcing effect of moderation, and incongruent weakening effect of moderation. Results showed that: (1) single achievement goal (mastery goal) and two-dimensional classroom goals (classroom mastery and performance) exerted direct effects on situational interest; (2) classroom mastery goal had a congruent reinforcing effect on the relationship between mastery goal and situational interest; (3) classroom performance goal had a congruent reinforcing effect on the relationship between performance goal and situational interest; (4) classroom performance goal had an incongruent weakening effect on the relationship between mastery goal and situational interest; (5) the latent moderated structural equation modeling, consisting of both direct and moderated effects, explained about 70% variation of situational interest.

Keywords: achievement goals; classroom goals; situational interest; latent moderated effect; latent moderated structural equation