

學生為何作弊？以條件化間接效果考驗課室目標結構、個人成就目標、無聊與作弊之關係*

彭淑玲

國立成功大學
師資培育中心

程炳林

國立成功大學
教育研究所

本研究統整成就目標理論與學業情緒理論，並兼顧成就目標理論之個人與情境層面，解釋課室目標結構（classroom goal structure, CGS）、個人成就目標、無聊如何共同預測作弊。據此，本研究目的為：（1）考驗個人成就目標是否透過無聊對作弊產生中介效果，即無聊是否為個人成就目標與作弊之中介變項。（2）考驗學生知覺的兩種 CGS（精熟、表現目標結構）是否調節上述中介效果。本研究以 626 位七至九年級學生為對象，特定數學領域，並以結構方程模式（structural equational modeling, SEM）進行條件化間接效果分析。結果顯示：（1）精熟與表現目標均會透過無聊對作弊產生負向效果，其中以「精熟目標→無聊→作弊」的負向間接效果較強。（2）學生知覺的 CGS 會調節「個人成就目標→無聊→作弊」之間接效果。首先，當個人與情境目標一致時，個人成就目標透過無聊對作弊的抑制效果會隨著 CGS 分數提升而變強（即隨著精熟目標結構分數提升，精熟目標透過無聊而抑制作弊的效果逐漸增強；隨表現目標結構分數提升，表現目標透過無聊降低作弊的效果逐漸增強）。其次，當個人與情境目標不一致時，會隨不同 CGS 類型與得分程度對中介模式產生不同調節效果。當學生知覺高精熟目標結構時，隨著精熟目標結構分數的增加，會強化表現目標透過無聊而誘發作弊的效果；當學生知覺低表現目標結構時，個人精熟目標透過無聊對作弊的抑制效果才可能存在。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：作弊、個人成就目標、條件間接化效果、無聊、課室目標結構

* 1. 本篇論文通訊作者：彭淑玲；通訊方式：doby520@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。

在學業情境中，作弊是極為普遍現象。許多研究指出作弊是橫跨世界各國、每一學習階段、不分各學系或學科領域普遍存在（Anderman & Murdock, 2007; Whitley, 1998; Yang, Huang, & Chen, 2013），且作弊現象會隨著學生就學時間增加而更加嚴重（Finn & Frone, 2004; McCabe, Trevino, & Butterfield, 2001）。當今研究已證實作弊會破壞學習歷程，如導致不公平的成績（Murdock, Hale, & Weber, 2001）、損害評量學生表現的完整性、阻礙學生的後續學習（如學生不再為未來學習或工作預作準備）（Sierra & Human, 2006）；並發現若個體在學習階段已有作弊行為，會增加其在未來工作上行為不端正的可能（Crown & Spiller, 1998; Wowra, 2007）。由此可知，作弊對未來學習與生活帶來負向影響，若研究者能找出影響學生作弊的因素，則有助於教育研究者或教師發展出有效策略來預防或降低作弊的發生。

然而，學生為何作弊？Murdock 與 Anderman（2006）認為作弊是一種動機性行為（motivated behavior），不同動機因素會促使個體決定是否參與作弊。據此，本研究從動機觀點切入，試圖以個人及情境層面的動機因素解釋學生的作弊。在個人因素上，本研究聚焦於成就目標理論的個人層面—採用學生持有的成就目標類型（精熟 vs. 表現），探討不同個人成就目標（personal achievement goals）與作弊之關係。再者，先前研究多從社會-認知模式說明作弊，較忽略情緒在作弊上可能扮演的角色，故依據學業情緒理論內涵，本研究從學生參與學習任務中經驗的情緒感受（即無聊），考驗無聊與作弊的關係。本研究更進一步統整上述三者，解釋個體持有的個人成就目標如何透過無聊對作弊產生效果。

在情境因素上，不少研究已支持成就目標理論的情境層面—課室目標結構（classroom goal structures, CGS）會影響學生的作弊行為（Anderman, Griesinger, & Westerfield, 1998; Anderman & Midgley, 2004; Bong, 2008; Murdock et al., 2001）。當今部分研究已著手探討個人成就目標與 CGS 兩者如何互動，找出不同個體與情境之組合對後續學習歷程與行為/結果產生最佳效果的可能（彭淑玲, 2017; Linnenbrink & Pintrich, 2001; Murayama & Elliot, 2009; Newman, 1998），此為教育心理學一直強調的人-境適配（person-environment fit）觀點。然而，過去研究多將 CGS 視為預測變項，找出不同 CGS 與作弊的關係，較忽略 CGS 亦扮演調節變項（moderator）角色，可能與個人成就目標互動影響學生在學習上產生的情緒感受與作弊行為。因此，本研究加入 CGS 變項，考驗 CGS 如何調節「個人成就目標→無聊→作弊」關係。

綜合之，本研究不僅統整成就目標理論與學業情緒理論，考驗個人成就目標、無聊與作弊三者之關係，更兼顧成就目標理論之個人與情境因素，分析 CGS 如何與個人成就目標互動，進而影響無聊、並透過無聊情緒影響作弊，這些即為本研究欲探討的重點。

一、學習情境的作弊

不同學者對作弊的詮釋有所不同。Ehrlich、Flexner、Garruth 與 Hawkins（1980）將作弊定義為「以不誠實或不公平的方式行為，為了獲得一些利益或優勢」；Merriam-Webster（1993）認為作弊是透過欺騙方式獲得有價值的事物；Cizek（1999）將學習情境的作弊視為「個體在完成學校指派的任務或考試時違反預先設定的規則或標準情境」；Pavlin-Bernardić、Rovan 與 Pavlović（2017）回顧研究後指出，常見的作弊行為有：使用小抄、在考試時抄寫別人的答案、偽造書目、抄襲他人作品/作業、將他人的學業成果作為自己的、或允許他人複製自己的作業等行為。綜合之，本研究主張在學習情境中的作弊即：學生在考試或學習任務/作業情境中主動採取各種違規的問題行為，以獲得利益或有價值的事（如分數）。值得注意的是，作弊是一種獨特行為，與教育心理學常提及的逃避策略（avoidance strategies，如自我設限、逃避新奇或逃避求助）不同。因為逃避策略主要解釋學生為何失敗或為失敗結果找藉口與辯護，但作弊為一種導致成功的策略，儘管此種策略是透過反社會或不被接受的手段達成（Murdock & Anderman, 2006）。

二、作弊原因：動機因素

何種因素會影響學生作弊？Calabrese 與 Cochran (1990) 主張表現的壓力 (pressure for performance) 也許是學生決定是否作弊的主因；Murdock 等人 (2001) 認為作弊如同努力一樣，是增加學業成功的一種手段，與成就動機有關。Murdock 與 Anderman (2006) 則從成就動機觀點出發，提出預測作弊的理論模式，主張學生的「目標」、「達成目標的期望」與「付出的代價」三者會決定其是否作弊。此外，McCabe 與 Trevino (1997) 認為個人 (如成就目標或動機) 與情境變項 (如課室氣氛) 會影響學生的作弊；且 Orosz 等人 (2015) 更指出情境因素對作弊的影響高於個人因素。由此可知，動機是影響個體決定作弊與否的重要原因之一，包含個人與情境兩部分。故本研究從動機觀點切入，探討個人與情境動機因素如何對學生作弊產生效果。

(一) 個人因素

1. 個人成就目標與作弊

個人成就目標主要說明學生參與某項學習任務的理由 (程炳林, 2003)。有關個人成就目標架構之發展，已從二向度 (精熟、表現)、三向度 (精熟、趨向表現、逃避表現)，至今拓展為四向度分類：即趨向精熟：學習主要是理解與精熟學習材料；逃避精熟：學習關注於避免不精熟或不理解學習任務；趨向表現：學習強調證明自己能力優於他人；逃避表現：學習關注的是避免自己的表現較他人差或愚笨 (Elliot & McGregor, 2001)。目前實徵結果支持四向度個人成就目標架構最能解釋個體持有的目標情況與學習結果 (程炳林, 2003; Elliot & McGregor, 2001; Huang, 2012)。

近來研究已證實個人成就目標可解釋個體的作弊行為，例如，Murdock 與 Anderman (2006) 認為學生學習時持有的目標，如精熟與理解材料、獲得高分與證明自己能力、或避免看起來很笨等，會促成學生決定是否參與作弊；Anderman 與 Danner (2008) 主張個人成就目標與學生決定是否作弊有直接關係，當學生關注證明自己有能力、或避免看起來無能時，其著重外在形象，而非在乎是否真的學到東西，故作弊被視為是幫助他達成此目標的適應性手段；反之，當個體在乎學習是為了精熟與培養能力時，作弊無法協助一個真正對學習感興趣者達成學習目標。實徵研究結果已支持個人成就目標與作弊有關，並多同意趨向精熟目標為適應性動機，能負向預測作弊；逃避表現目標為非適應性動機，可正向預測作弊 (如彭淑玲、黃博聖與陳學志, 2019; Bong, 2008; Corrion et al., 2010; Niiya, Ballantyne, North, & Crocker, 2008)。然而，趨向表現目標與作弊關係較不一致，有研究發現趨向表現目標與作弊有正相關 (Corrion et al., 2010; Murdock et al., 2001)，部分研究指出趨向表現目標與作弊為負相關 (Niiya, Ballantyne, North, & Crocker, 2008; Pavlin-Bernardić et al., 2017)，亦有研究顯示兩者無關 (Bong, 2008; Yang et al., 2013)。至於逃避精熟目標與作弊之關係則更少研究探討，目前亦為混合結果，如 Corrion 等人 (2010) 與彭淑玲等人 (2019) 指出逃避精熟目標能負向預測作弊接受度，而 Yang 等人 (2013) 則發現逃避精熟目標與作弊無關。綜合之，到目前為止，趨向精熟與逃避表現目標兩者與作弊關係較為穩定，但趨向表現與逃避精熟目標兩者與作弊關係仍模糊不清。

2. 學業無聊 (academic boredom) 與作弊

學業情緒意指學習者在參與學習或考試情境中經驗到愉悅、希望、生氣、自豪、羞愧、放鬆、無聊、無望、焦慮等多樣性情緒感受 (Pekrun, Goetz, Titz, & Perry, 2002)。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) 研究顯示在大多數科目中，中學生在課堂中感到無聊的時間約 32%；程炳林 (2012) 發現臺灣國中生在國、英、數三科學習時最常經歷的負向情緒是無聊。然而，與生氣 (anger) 及焦慮 (anxiety) 相較下，無聊不引人注目、不具擾亂性質，故常被視為一種沈默、受忽略的情緒 (Macklem, 2015)，但卻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、較高的青少年犯罪與輟學等 (Pekrun et al., 2002; Perkon, Goetz, Daniels, Stupnisky, & Perry, 2010; Tze, Klassen, & Daniels, 2014)。

Fisher (1993) 將無聊視為一種非愉悅、短暫的情感狀態，起因於個體對當前活動缺乏興趣或覺得困難；Putwain、Becker、Symes 與 Pekrun (2018) 主張當個體覺得參與的成就活動沒有價值、且任務需求太高或太低時，個體會感到無聊。當個體感到無聊時，很難專注眼前發生的事，覺得

時間變得漫長難熬，必須花費更多努力來維持參與當前活動、或渴望脫離無聊情境（Fisher, 1993; Macklem, 2015）。依據 Pekrun（2006）觀點，無聊會令人感到不悅、沒有活力，為低活化（low physiological arousal）的負向情緒；且無聊與學習情境中的成就活動有關（如上課、做回家作業），屬於活動情緒（activity emotion）。綜合之，無聊是種「負向—低活化—活動」類型的情緒。

回顧過去研究發現，僅有少數研究從情意層面切入，探討情緒與作弊之關係，如研究指出考試焦慮可能與作弊行為有正相關（Shelton & Hill, 1969; Whitley, 1998）；Tibbetts（1999）發現預期的愉悅能正向預測作弊意圖，預期羞愧則負向預測作弊意圖；Sierra 與 Hyman（2006）研究顯示當個體在決定是否作弊之前，雀躍情緒會加強個體決定採取作弊的意圖。但這些研究並無考驗無聊與作弊關係。另一方面，學業情緒的認知—動機模式（cognitive-motivational model）指出：個體經驗的學業情緒（如無聊）會影響其後續的學習行為與結果（Pekrun et al., 2002）；部分實徵研究亦發現當學生感到無聊時，有較低的教育涉入或生涯規劃（Watt & Vodanovich, 1999）、會撤除對當前活動投注的努力（Jarvis & Seifer, 2002）；且有些學者（Genereux & McLeod, 1995; Hensley, 2013; Whitley, 1998）提及當學生對當前活動或課程感到無聊、無關且無用時，容易引起學生作弊行為；Schraw 等人（2007）也認為當學生對某課程感到懶散或無聊時，可能會採取作弊行為以彌補應付出的努力。綜合之，儘管當今並無研究直接考驗無聊與作弊的關係，但已有學者在概念上主張無聊容易引起作弊。據此，本研究檢驗個體在學習中產生的無聊情緒與作弊行為之關係，並推測當個體在學習上愈覺得無聊，愈可能引起作弊行為。

3. 個人成就目標、無聊與作弊之中介模式建構

上述文獻顯示個人成就目標與無聊可能預測作弊，但兩者如何共同影響作弊？為回答此問題，本研究需先瞭解個人成就目標與無聊的關係。依據控制—價值模式（control-value model），個體持有的成就目標會影響學業情緒（無聊），故個人成就目標與無聊有關（Pekrun et al., 2002）。實徵研究上，少數研究發現：精熟目標對無聊的結果較為穩定，可負向預測無聊，但表現目標似乎無法預測無聊（如彭淑玲，2019；Goetz, Sticca, Pekrun, Murayama, & Elliot, 2016; Pekrun, Elliot, & Maier, 2006, 2009）。由此可知，在理論內涵與實徵結果上均顯示個人成就目標與無聊有關，且不同成就目標可能對無聊的影響不同。然而，這些關係仍需累積更多研究來檢驗之。

綜合之，個人成就目標的確可預測作弊，且不同個人成就目標類型對作弊的效果不同。然而，從前述文獻可知，個人成就目標可能與無聊有關，而無聊亦可能預測作弊。據此，本研究進一步假設個人成就目標對作弊的關係需透過無聊此一變項。換言之，我們整合「控制—價值模式」（個人成就目標可預測學業情緒）的與「認知—動機模式」（學業情緒可預測學習行為）、且根據少數實徵結果，推測個人成就目標會透過無聊進而影響作弊，意即無聊為個人成就目標與作弊之中介變項。據此，本研究以個人成就目標為遠端預測變項，以無聊為近側預測變項，考驗個人成就目標如何透過無聊對作弊產生影響，此為本研究第一個研究目的。

（二）情境因素：CGS 與作弊

CGS 意指學習者處於課室學習情境中，對教學者透過各種教學執行所強調的成就目標之知覺（Ames, 1992），屬於成就目標理論的「情境」研究層面。許多研究將 CGS 區分為二：精熟目標結構（mastery goal structure, MGS）與表現目標結構（performance goal structure, PGS）。前者意指教師強調學習與理解、努力可帶來成功，個體的進步與自我參照標準是評量重點；後者說明學生知覺教師重視高能力與獲得獎賞、贏過他人可帶來成功，社會競爭與常模參照標準是評量重點（林宴瑛、彭淑玲，2015；Ames, 1992; Lau & Nie, 2008）。目前實徵結果多同意：MGS 為適應性動機構念，與較高程度的適應學習組型有關，而 PGS 為非適應動機構念，與較低的適應型或較高的非適應組型連結（Peng, Cheng, Lin, & Kuo, 2018; Wolters & Daugherty, 2007）。

有關 CGS 與作弊之關係，目前研究已支持 CGS 會影響學生作弊行為。大致而言，MGS 可負向預測作弊行為（如 Anderman & Midgley, 2004; Tas & Tekkaya, 2010）或 MGS 可透過間接路徑（如自我效能）對作弊有負向預測效果（Bong, 2008）；而 PGS 雖有部分混合結果，但大多顯示 PGS 會提升學生作弊的可能、促使個體相信作弊是可被接受或合理的（Anderman et al., 1998; Anderman & Midgley, 2004; McCabe et al., 2001; Murdock, Miller, & Goetzinger, 2007）。

三、個人與情境目標之互動對作弊的預測

然而，CGS 不僅被視為預測變項，亦扮演一調節變項角色，可與個人成就目標互動，影響個體後續的學習歷程與行為／結果 (Newman, 1998; Nicholls, 1989)。有關個人成就目標與 CGS 的互動型態，Linnenbrink 與 Pintrich (2001) 提出兩種假設：第一，依據基準目標理論 (normative goal theory)，精熟目標是適應的、表現目標是非適應的，且精熟目標 (個人或情境) 的正向效果可調節或緩衝表現目標 (個人或情境) 的負向效果。因此，若將個人成就目標與 CGS 組合 (P, C)，最適應的型態是 (精熟，精熟)，次為 (精熟，表現) 或 (表現，精熟)，最不適應的為 (表現，表現)，此即為調節假設 (moderate hypothesis)。第二，修正目標理論 (revised goal theory) 認為對於某些學生或結果，表現目標未必是不適應的，個人與情境兩者目標的適配或一致才重要。故個人成就目標與 CGS 最佳組合為 (精熟，精熟) 或 (表現，表現)，次為 (精熟，表現) 或 (表現，精熟)，此即為同步假設 (synchrony hypothesis)。

此外，Murayama 與 Elliot (2009) 亦提出兩個假設，一為適配假設 (match hypothesis)，說明當個人與情境特徵是一致時，會產生最佳效果；但當個人與情境特徵是以逃避焦點為主且一致時，則會惡化結果。另一為不適配假設 (mismatch hypothesis)，又包含三種效果：損害效果 (vitiation effect)：即個人成就目標的效益會因不適配的 CGS 而損害，如個人精熟目標對結果的正向效益會在表現目標結構下受到損害、或個人表現目標對結果的正向效益會在精熟目標結構下降低。緩衝效果 (mitigation effect)：個人成就目標對結果的負向效果，會受到不適配的 CGS 所緩衝，如逃避表現目標的負向效果會受到精熟目標結構所減少。惡化效果 (exacerbation effect)：個人成就目標的負向效果，會因不適配的 CGS 而更加惡化，如逃避表現目標的負向效果會在表現目標結構下更加突顯。

實徵研究上，部分研究已考驗個人與情境之成就目標如何交互作用，進而影響課業求助行為 (Newman, 1998)、學習策略 (宋秋美、程炳林與周啟葦, 2010; 林易慧、程炳林, 2006)、自我調整學習策略 (彭淑玲, 2017)、努力撤離與逃避因應策略 (Lau & Nie, 2008) 等。由於這些研究對學習策略的定義與分類不一，故所得實徵結果各自支持不同假設或有獨特結果：如部分研究支持同步假設之最佳效果 (林易慧、程炳林, 2006)、適配假設的惡化效果 (Newman, 1998)、不適配假設的惡化效果 (Lau & Nie, 2008)，而宋秋美等人 (2010) 與彭淑玲 (2017) 結果則不支持上述任一主張。本研究分析後發現，這些研究均聚焦學習策略 (趨向行為) 變項，忽略個人成就目標與 CGS 兩者學生對學習情緒感受 (即無聊)、及屬於偏差行為的作弊議題探討；再者，這些研究僅探討 CGS 如何調節「個人成就目標→學習策略」的直接效果，未能考驗 CGS 對「個人成就目標→中介變項→效標變項」的間接效果。

據此，本研究欲考驗個人成就目標與 CGS 兩者如何互動，進而透過學業情緒 (無聊) 對作弊產生效果。然而，本研究依據 Ames (1992) 觀點，採取趨向焦點為主的二向度 CGS 架構 (MGS, PGS)。為了使個人成就目標與 CGS 之組合型態的探討更加單純與聚焦，在個人成就目標上，本研究亦聚焦於「趨向焦點」之個人成就目標類型，即趨向精熟與趨向表現目標，以探討趨向焦點之個人與情境之目標的互動型態。綜上所述，本研究採取 Preacher、Rucker 與 Hayes (2007) 提出的條件化間接效果 (conditional indirect effect, CIE) 法，並聚焦於情緒與作弊部分，考驗 CGS 可能扮演的調節角色。將 CIE 法運用在本研究中，不僅可分析「個人成就目標→無聊→作弊」的中介效果是否受到 CGS 調節外 (意即同時考驗中介與調節效果)，亦可保留兩種 CGS 連續變項特質 (無須如先前研究需將 CGS 轉換為高中低不同組別)，解釋兩種個人成就目標透過無聊對作弊的間接效果，如何視學生知覺 CGS 程度不同 (即 CGS 每一得分程度) 而改變。簡言之，本研究採用 CIE 法，建構條件化間接效果模式，考驗兩種 CGS 在「個人精熟/表現目標→無聊→作弊」之間接效果上產生的調節作用，並分析 CGS 與個人成就目標的互動對後續無聊與作弊之效果，符合何種個人與情境目標之互動型態，此為本研究第二個研究目的。

四、本研究目的與假設

本研究目的有二：(1) 考驗個人成就目標是否會透過無聊對作弊產生間接效果；(2) 分析學生知覺的 CGS 在上述間接效果上的調節效果。據此，本研究假設 (1) 假設一：本研究假設個人成就目標會透過無聊對作弊產生間接效果，即無聊為個人成就目標與作弊之中介變項；(2) 假設二：本研究假設上述中介效果需在有條件的情況下成立，即個人成就目標透過無聊對作弊的中介效果會受到 CGS 調節。

方法

一、研究樣本與程序

本研究以臺灣國中生為對象，抽取七至九年級共 26 個班級施測。在刪除少數作答不完整與社會期許量表得分 ≥ 25 分者後（刪除人數佔所有學生比例 1% 以下），獲有效樣本 626 人。其中，男生 296 人，女生 311 人，缺失值 3 人；七年級 306 人，八年級 191 人，九年級 129 人。

本研究以紙筆方式進行團體施測，參與學生均為自願、匿名且獲得家長同意。施測前，施測程序與相關說明已經研究倫理審查會核定。所有施測均透過同一個受過訓練的研究助理以標準化程序執行，並在課堂中完成（學生作答時請教師迴避施測現場）。本研究資料均在同一時間點蒐集，量表施測順序為知覺課室目標結構、個人成就目標、無聊，最後為作弊，施測時間約 20~25 分鐘。再者，由於作弊研究所蒐集的變項較為敏感，學生在填寫時可能具防備心。為確保蒐集資料為學生真實反應，本研究隨機安插社會期許量表題目於題本中，並參考彭淑玲、王佩琪與林宏泰（2017）作法，於資料分析時篩選出社會期許得分 ≥ 25 分者，排除於後續資料分析外。

二、理論模式

（一）中介模式

研究目的為考驗無聊是否為兩種個人成就目標與作弊的中介變項。我們以 Baron 與 Kenny（1986）主張滿足中介效果的四個條件建構中介模式：(1) 條件一：個人成就目標能預測作弊；(2) 條件二：個人成就目標能預測無聊；(3) 條件三：無聊能預測作弊；(4) 當個人成就目標與無聊同時預測作弊時，原個人成就目標對無聊的效果要下降或不顯著。

本研究參考 Fu、Ko、Wu、Cherng 與 Cheng（2007）作法，採用 SEM 考驗中介效果。我們以個人成就目標為單位進行兩次中介模式考驗，每組中介模式包含兩個模式（以精熟目標為例，見圖 1）：模式一與模式二均包含三個潛在變項：精熟目標（ ξ_1 ）、無聊（ η_1 ）與作弊（ η_2 ）。SEM 考驗步驟為：首先，兩個模式的 $\Delta\chi^2$ 達顯著，且模式二比模式一與觀察資料更適配；其次，觀察兩個模式的各項預測值：(1) 模式一假設精熟目標能各自顯著預測無聊與作弊，即考驗上述的條件一與二；(2) 模式二假設無聊能顯著預測作弊，且當精熟目標與無聊同時預測作弊時，精熟目標對作弊的原預測力會下降或變不顯著，即考驗上述條件三與四。

本研究以各量表的題數作為該潛在變項的測量指標，兩個模式各包含 10 個測量指標。由於本研究考驗兩種個人成就目標與其他各變項之關係，但採用四向度個人目標導向架構（程炳林，2003）為測量工具，故將逃避精熟與逃避表現目標者作為控制變項進行統計分析。換言之，本研究參考 Peng 等人（2018）作法，排除每一種個人成就目標與其他兩種個人成就目標之重疊處後得的標準化殘差分數作為該個人成就目標分數。例：以趨向精熟目標三個測量指標為效標變項，以逃避精熟目標與趨向表現目標的六個測量指標為預測變項進行迴歸分析，趨向精熟目標不能被逃避精熟

目標與趨向表現目標所預測的部分儲存為標準殘差分數，並以此三個標準化殘差分數代表趨向精熟目標的三個測量指標。據此，趨向精熟與趨向表現目標的測量指標均透過上述統計方式，所得的三個標準化殘差分數代表之。

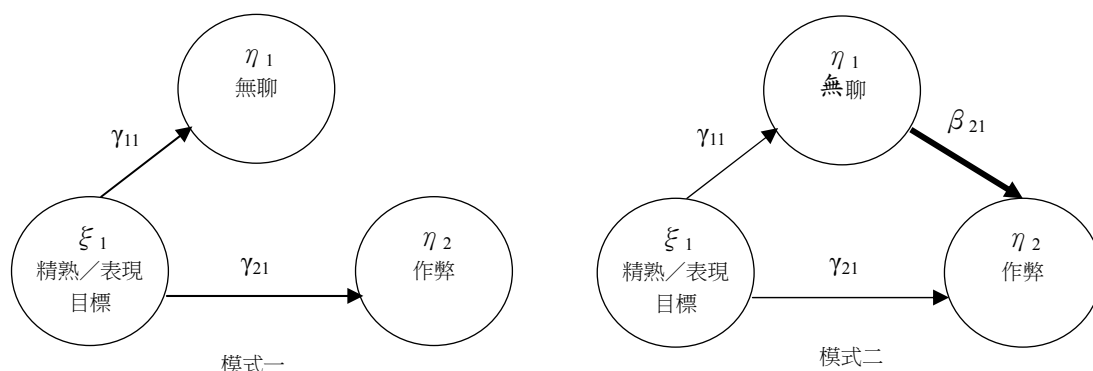


圖 1 中介模式考驗（省略測量指標）

（二）條件化間接效果模式

研究目的二為考驗個人成就目標透過無聊對作弊的間接效果是否因學生知覺不同的 CGS 程度而異。為了同時考驗中介與調節效果，且保留調節變項之連續變項特質，以瞭解某一間接效果強度是如何視調節變項的水準（即每一得分程度）而改變，本研究將研究目的二的考驗簡化成圖 2，並採用 Preacher 等人（2007）的五種條件化間接效果模式中的模式二考驗之。圖 3 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 X 與 W 的交乘項（XW）亦能預測 Y（ a_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。

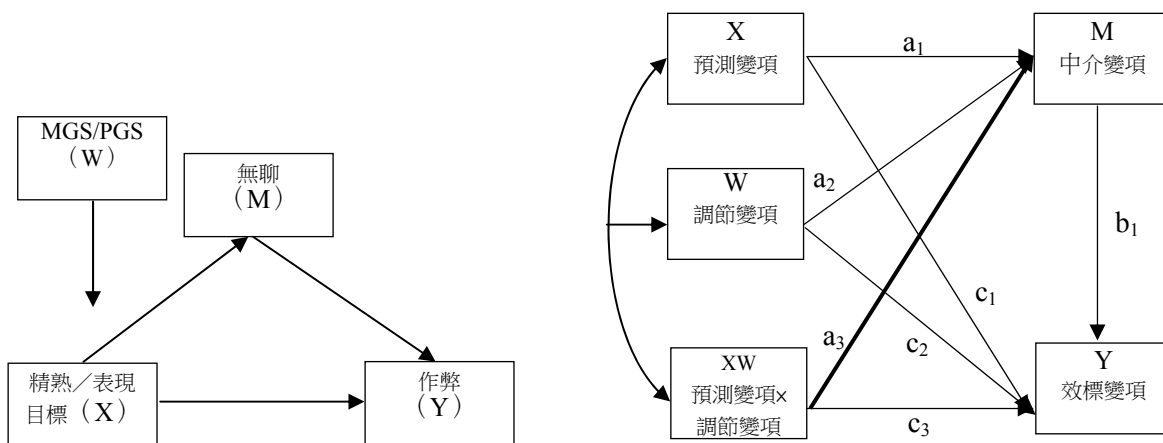


圖 2 本研究建構的條件化間接效果之概念模式圖

圖 3 條件化間接效果模式之模式二

（Preacher 等人，2007，頁 194）

$$CIE = b_1(a_1 + a_3W)$$

$$SE_{CIE} = \sqrt{(a_1 + a_3W)2s_{b_1}^2 + (b_1^2 + s_{b_1}^2)(s_{a_1}^2 + 2s_{a_1} \cdot s_{a_3}W + s_{a_3}^2W^2)}$$

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

本研究針對研究目的一結果符合中介效果的模式，進一步考驗 CGS 在中介模式上的調節效果。本研究以「精熟目標×MGS 條件化間接效果模式」為例，建構條件化間接效果模式（見圖 4）。此模式包含五個潛在變項：精熟目標（ ξ_1 ）、MGS（ ξ_2 ）、精熟目標×MGS（ ξ_3 ）、無聊（ η_1 ）與作弊（ η_2 ）。本研究假設精熟目標可預測無聊與作弊，且精熟目標會透過無聊對作弊有間接效果；若精熟目標×MGS 能顯著預測無聊（ γ_{13} ），表示精熟目標會透過無聊對作弊的間接效果必需視 MGS 的程度而定，即 MGS 對上述間接效果有條件化間接效果。本研究以每一個量表的題目作為該潛在變項的測量指標，而精熟目標×MGS 則為精熟目標與 MGS 兩者的測量指標各自減去平均數後的交乘項。此模式共計 22 個測量指標。

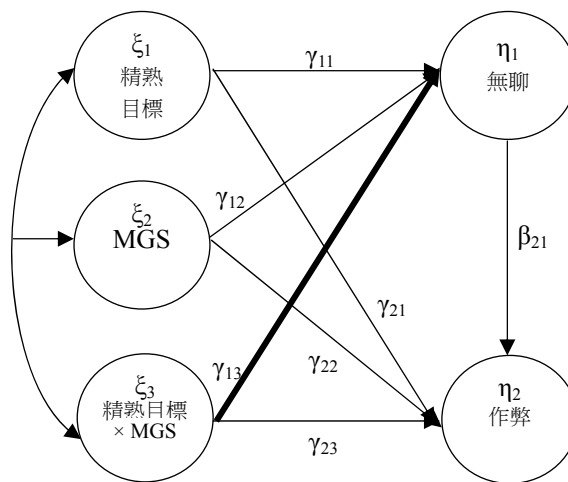


圖 4 個人成就目標×CGS 之條件化間接效果模式

註：以精熟目標、MGS 為例；省略測量指標

三、測量工具

（一）個人成就目標

本研究採用程炳林（2003）編製的四向度個人目標導向量表測量學生在數學科持有的個人成就目標。此量表包含趨向精熟目標（ $\alpha = .84$ ，例：我學習數學的目的是為了增進自己的能力）、逃避精熟目標（ $\alpha = .84$ ，例：研讀數學時，我總是擔心自己沒有徹底瞭解課本上的內容）、趨向表現目標（ $\alpha = .88$ ，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（ $\alpha = .90$ ，例：對我而言，在數學課上避免被視為愚笨的人是很重要的一件事）。原量表共計 24 題，為避免學生填答疲憊狀況，本研究於每個分量表中挑選因素負荷量較高的三題進行施測，作答方式採李克特六點量尺（1 為完全不符合~6 完全符合）。在本研究中，以趨向精熟與趨向表現目標作為本研究主要考驗的兩種個人成就目標構念，以逃避精熟與逃避表現目標作為後續統計分析的控制變項之用。

根據程炳林（2003）採取主軸法抽取因素、最小斜交法進行轉軸的 EFA 分析結果（ $N = 382$ ）顯示，24 個題目可抽取出四個與原量表結構相同的因素，24 題目的組型負荷量介於 .43~.88 之間，共同性在 .39~.77 之間，四個因素可解釋全量表 24 個題目總變異量的 61.80%。本研究以 626 人對此量表進行信、效度分析。首先，CFA 結果顯示： $\chi^2(48, N = 626) = 198.09, p = .00; CFI = .96、NNFI = .95$ ，兩者均高於 .90 標準值，而 $SRMR = .06$ ，小於 .08 標準值（陳正昌、程炳林，2002）。上述結果表示模式與觀察資料適配，適合用來解釋國中生在數學科中持有的成就目標之情況。再者，本研究以 626 人對此分量表進行內部一致性考驗，結果顯示四個分量表的 α 係數介於 .80~.83 之間。

（二）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，測量學習者在參與數學科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。根據程炳林採用主軸法抽取因素、最小斜交法進行轉軸的 EFA 分析結果（ $N = 950$ ）顯示，40 個題目可抽取七個因素，其中自豪與希望此兩種與結果有關的正向情緒聚成同一因素，其餘六個因素與原量表結構一致，分別是無聊、無望、羞愧、焦慮、愉悅與生氣。七個因素斜交轉軸後之組型負荷量絕對值介於 .42~.97 之間，40 個題目的共同性在 .54~.92 之間，而七個共同因素共可解釋全量表 40 個題目總變異量的 77.34% 左右。

本研究以 626 人對無聊分量表進行信、效度分析。首先，CFA 結果顯示： $\chi^2(2, N = 626) = 67.21, p = .00; CFI = .97、NNFI = .92$ ，兩者均高於 .90 標準值，而 $SRMR = .02$ ，小於 .08 標準值（陳正昌、程炳林，2002）。上述結果表示模式與觀察資料適配，適合用來解釋國中生在學習中經驗的無聊感受。其次，本研究以 626 人對無聊分量表進行內部一致性考驗，結果顯示此分量表的 α 係數為 .94。

（三）作弊

本研究採取適應學習組型量表（patterns of adaptive learning scales, PASL）中的作弊分量表（Midgley et al., 2000），並以數學科為領域，測量學生在學習數學時可能參與的作弊行為。此量表共有三題（ $\alpha = .87$ ，例：在數學考試時，我有時會抄襲其他同學的答案）。作答方式採李克特六點量尺（1 為完全不符合~6 完全符合）。

本研究以 626 人對作弊分量表進行信、效度分析。首先，在 CFA 分析上，由於此分量表僅有三題，為避免自由度為 0 而無法進行疊代，本研究將三題的因素負荷量設為相等進行分析，結果顯示： $\chi^2(2, N = 626) = 50.30, p = .00; CFI = .97、NNFI = .95$ ，兩者均高於 .90 標準值，而 $SRMR = .07$ ，小於 .08 標準值（陳正昌、程炳林，2002）。上述結果表示此模式與觀察資料適配，適合用來解釋國中生參與作弊行為情況。其次，本研究以 626 人對作弊分量表進行內部一致性考驗，結果顯示此分量表的 α 係數為 .82。

（四）課室目標結構（CGS）

本研究採用程炳林（2003）編製的課室目標結構量表測量學生知覺到的數學課室目標結構情形。此量表參照 Ames（1992）的二向度課室目標結構定義編製而成，包含 MGS（ $\alpha = .88$ ，例：數學老師認為精熟數學課的學習內容是重要的）與 PGS（ $\alpha = .71$ ，例：數學老師要求我們數學考試要贏過班上大多數的同學）。原量表共計 10 題，為避免學生填答疲憊，本研究於每個分量表中挑選因素負荷量較高的三題進行施測。作答方式採李克特六點量尺（1 為完全不符合~6 完全符合）。根據程炳林（2003）以主軸法抽取因素、最大變異法進行轉軸的 EFA（ $N = 610$ ）結果顯示，CGS 量表可抽取兩個與原量表結構相同的因素，十個題目轉軸後的組型負荷量介於 .53~.81 之間，共同性在 .48~.65 之間，兩個因素可解釋全量表 10 個題目總變異量的 57.45%。

本研究以 626 人對 CGS 量表進行信、效度分析。首先，CFA 結果顯示： $\chi^2(8, N = 626) = 26.79, p = .00; CFI = .99、NNFI = .99$ ，兩者均高於 .90 標準值，而 $SRMR = .02$ ，小於 .08 標準值（陳正昌、程炳林，2002）。上述結果表示模式與觀察資料適配，適合用來解釋國中生在數學科中知覺到兩種 CGS 情況。再者，本研究以 626 人對此 CGS 量表進行內部一致性考驗，結果顯示兩個分量表的 α 係數介於 .70~.85 之間。

(五) 社會期許量表

本研究以林清山與程炳林（1997）修編的社會期許量表測量學生的社會期許程度。此量表根據黃光國與楊國樞於 1972 年的社會期許量表中選取與學校情境相關的題目編製而成，共計五題（例：學校的每一位老師我都很喜歡），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）。在計分方面，為篩選具有明顯社會期許傾向者，本研究參考彭淑玲等人（2017）作法，以每題填答為非常符合者（5 分）以上為標準，故五題總得分 ≥ 25 分者表示該參與者具有明顯社會期許程度，予以刪除。

根據張映芬（2008）研究結果，社會期許量表的信、效度為：EFA 結果（採主軸法抽取因素、最大變異法進行轉軸）共抽出兩個與原量表結構相同因素，5 題的組型負荷量介於 .43~.70 間，共同性在 .19~.53 間，兩個因素可解釋全量表 5 個題目總變異量的 36.16%。信度部分，兩個分量表之 α 係數分別為 .61 與 .51。本研究以 626 人對此量表進行信、效度分析。首先，CFA 結果顯示： $\chi^2(4, N=626) = 10.85, p = .00$ ；CFI = .94、NFI = .92，兩者均高於 .90 標準值，而 SRMR = .03，小於 .08 標準值（陳正昌、程炳林，2002）。上述結果表示模式與觀察資料適配，適合用來解釋國中生的社會期許情況。其次，由於本研究以社會期許量表的五題加總分數作為篩選標準，故本研究以 626 人對全量表進行內部一致性考驗，結果顯示全量表的內部一致性信度為 .66。

四、資料分析

本研究以 LISREL8.80 統計軟體進行資料分析，以 SEM 考驗所有假設。本研究以 χ^2 、RMSEA、SRMR、CFI、 $\Delta\chi^2$ 、 Δ RMSEA、 Δ SRMR 與 Δ CFI（Chen, 2007; Rubio, Berg-Weger, & Tebb, 2001）評估模式適配情況。當 RMSEA < .08、SRMR < .08 與 CFI > .90，表示該理論模式與觀察資料適配；若模式二較模式一的 $\Delta\chi^2$ 達 .05 統計顯著水準， Δ RMSEA > .015、 Δ SRMR > .015 與 Δ CFI > .010 時，表示模式二比模式一與觀察資料更加適配。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

(一) 描述統計與性別、年級差異性考驗

表 1 為本研究理論模式所有測量指標的平均數、標準差與相關係數。本研究以 Hotelling T^2 考驗性別在各測量指標上的得分差異，並以單因子多變量分析考驗年級在各測量指標上的得分差異。

首先，在性別考驗上，結果顯示男女在個人成就目標（Hotelling $T^2 = 37.54, p = .00, \eta^2 = 0.058$ ）、CGS（Hotelling $T^2 = 28.56, p = .00, \eta^2 = .045$ ）與無聊（Hotelling $T^2 = 37.54, p = .04, \eta^2 = 0.02$ ）得分上有差異，但在作弊（Hotelling $T^2 = 1.54, p = .68$ ）上並無不同。95%信賴區間估計結果指出：所有個人成就目標與無聊的測量指標得分區間均包含 0，表示男女生在個人成就目標與無聊得分上無差異；但男女生在 MGS3（ $\eta^2 = 0.02$ ）與 PGS2（ $\eta^2 = 0.03$ ）上得分有差異，即女生在精熟目標結構 MGS3（ $M = 5.12$ ）得分高於男生（ $M = 4.66$ ），男生（ $M = 3.34$ ）在 PGS2 得分高於女生（ $M = 2.93$ ）。

其次，在年級考驗上，結果顯示年級在無聊（Wilks $\Lambda = .99, p = .92$ ）得分上無顯著差異，表示七八九年級在無聊的得分上並無不同；但年級在個人成就目標（Wilks $\Lambda = .95, p = .04, \eta^2 = .02$ ）、CGS（Wilks $\Lambda = .95, p = .004, \eta^2 = .02$ ）與作弊（Wilks $\Lambda = .93, p = .00, \eta^2 = .03$ ）得分上有差異，故本研究進行 95%信賴區間估計，結果指出：所有個人成就目標與 CGS 上的測量指標得分區間均包含 0，表示三個年級在個人成就目標與 CGS 得分上無差異；但不同年級在作弊 1、2 與 3 的得分上有差異（ $\eta^2 = 0.03\sim 0.05$ ），即九年級分別在作弊 1、2 與 3（ $M = 2.18$ 、 $M = 2.52$ 、 $M = 3.42$ ）的得分上高於七年級（ $M = 1.65$ 、 $M = 1.85$ 、 $M = 2.48$ ）。

綜上所述，性別在 CGS 得分上有差異，而年級在作弊得分上有差異。然而，依據 Cohen(1988)，這些效果均屬於低效果量 ($\eta^2 = 0.02\sim 0.058$)，故本研究未將性別與年級作為控制變項進行後續統計分析。

表 1 本研究理論模式之所有測量指標的平均數、標準差與相關

	M	SD	a	b	c	d	e	f	g	h	i	j	k	l	m	n	o	p	q	r	s	
a. 精熟目標 1	0.00	0.99	1.00																			
b. 精熟目標 2	0.00	0.99	0.64	1.00																		
c. 精熟目標 3	0.00	0.99	0.50	.054	1.00																	
d. 表現目標 1	0.00	0.99	-0.06	-0.08	0.11	1.00																
e. 表現目標 2	0.00	0.99	0.05	-0.01	0.16	0.55	1.00															
f. 表現目標 3	0.00	0.99	-0.00	-0.06	0.07	0.49	0.42	1.00														
g. 精熟目標結構 1	4.58	1.36	0.28	0.27	0.19	-0.03	-0.06	-0.03	1.00													
h. 精熟目標結構 2	4.75	1.24	0.33	0.34	0.22	0.04	-0.01	-0.07	0.67	1.00												
i. 精熟目標結構 3	4.88	1.25	0.33	0.38	0.23	-0.00	-0.05	-0.07	0.59	0.74	1.00											
j. 表現目標結構 1	2.27	1.30	-0.25	-0.26	-0.22	0.07	0.05	0.12	-0.46	-0.47	-0.43	1.00										
k. 表現目標結構 2	2.28	1.42	-0.28	-0.30	-0.20	0.07	0.03	0.14	-0.56	-0.59	-0.59	0.54	1.00									
l. 表現目標結構 3	3.13	1.52	-0.16	-0.16	-0.15	0.09	0.09	0.06	-0.39	-0.40	-0.38	0.32	0.45	1.00								
m. 無聊 1	2.98	1.57	-0.17	-0.25	-0.90	-0.16	-0.08	0.18	-0.18	-0.21	-0.23	0.12	0.27	0.15	1.00							
n. 無聊 2	2.97	1.56	-0.25	-0.31	-0.15	-0.17	-0.13	0.19	-0.24	-0.25	-0.26	0.14	0.29	0.16	0.87	1.00						
o. 無聊 3	2.66	1.56	-0.23	-0.30	-0.16	-0.16	-0.11	0.22	-0.31	-0.32	-0.33	0.24	0.37	0.24	0.76	0.82	1.00					
p. 無聊 4	2.90	1.62	-0.23	-0.29	-0.14	-0.19	-0.14	0.22	-0.22	-0.23	-0.26	0.13	0.28	0.20	0.78	0.82	0.82	1.00				
q. 作弊 1	1.87	1.27	-0.11	-0.16	-0.08	-0.07	-0.05	0.13	-0.15	-0.13	-0.08	0.09	0.15	0.10	0.24	0.27	0.30	0.29	1.00			
r. 作弊 2	2.10	1.38	-0.14	-0.18	-0.13	-0.04	-0.06	0.11	-0.08	-0.07	-0.04	0.02	0.10	0.06	0.23	0.26	0.27	0.28	0.70	1.00		
s. 作弊 3	2.86	1.58	-0.06	-0.14	-0.13	-0.09	-0.09	0.07	-0.06	-0.01	0.02	0.01	0.02	-0.01	0.21	0.22	0.22	0.23	0.51	0.61	1.00	

註：|r| > 0.08 表示達 .05 顯著水準

(二) 測量模式考驗

本研究建構一個包含六個變項的測量模式，並以每個量表中的題目作為該潛在變項的測量指標，共計 19 個測量指標（見圖 5）。本研究假定每個潛在變項之間彼此有關，而 19 個測量指標的誤差無關。結果顯示：模式與觀察資料適配良好： $\chi^2(137, N = 626) = 326.73, p = .00$ ； $RMEA = 0.05$ 、 $SRMR = 0.06$ 、 $CFI = 0.99$ ，所有測量指標的因素負荷量均達顯著（ $t_s = 18.76 \sim 163.70, p < .05$ ），且標準化數值均高於 0.56；六個潛在變項的相關介於 $-.89 \sim .67$ 。

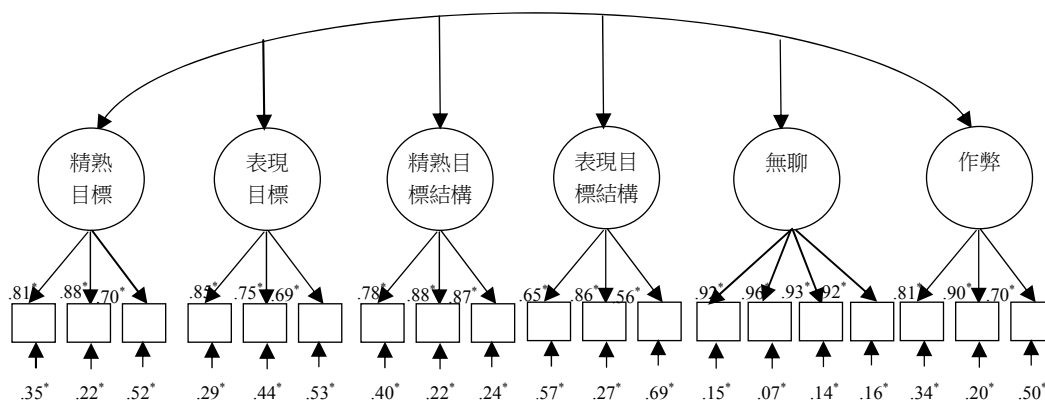


圖 5 測量模式考驗結果

註：□表示該潛在變項之下的各觀察指標

* $p < .05$.

二、中介模式考驗結果

針對研究目的一，本研究考驗無聊是否為個人成就目標與作弊的中介變項。由於 LISREL8.51 版內定的最大似法 (maximum likelihood, ML) 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)，故本研究以 Jöreskog and Sörbom (2001) 的 PRELIS 2.51 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， $\chi^2(2, N = 626) = 1224.20 \sim 1309.20, p < .05$ ，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。

表 2 顯示兩組中介模式的模式一與模式二的 χ^2 差異量均達到顯著， $\Delta\chi^2(1, N = 626) = 48.66 \sim 78.07, p < .05$ ；模式二的絕對適配指標 (RMSEA = 0.05~0.06, SRMR = 0.03~0.04) 與相對適配指標 (CFI = 1.00) 均優於模式一 (RMSEA = 0.07~0.08, SRMR = 0.09~0.11) (CFI = 0.99)。此外，兩個模式的 $\Delta RMSEA > .017 \sim .03$ 、 $\Delta SRMR > 0.05 \sim 0.08$ ，均高於 0.015 標準值。然而，兩個模式的 $\Delta CFI > 0.004 \sim 0.006$ ，未達到於 0.01 標準值。綜合之，除了 ΔCFI 外，其餘模式適配度指標與差量均達到標準值，表示模式二比模式一與觀察資料更適配，無聊應為個人成就目標與作弊的中介變項。

表 2 二個中介效果模式之適配度考驗

	χ^2	df	p	$\Delta\chi^2$	Δdf	RMSEA	$\Delta RMSEA$	SRMR	$\Delta SRMR$	CFI	ΔCFI
精熟目標→無聊→作弊											
模式一	146.24	33	.00	---	---	0.0741	---	0.09	---	0.99	---
模式二	97.58	32	.00	48.66*	1	0.0573	0.0168	0.04	0.05	1.00	0.004
表現目標→無聊→作弊											
模式一	155.58	33	.00	---	---	0.0771	---	0.11	---	0.99	---
模式二	77.51	32	.00	78.07*	1	0.0477	0.0294	0.03	0.08	1.00	0.006

* $p < .05$.

表 3 指出兩個模式一的個人成就目標均能顯著預測作弊 ($\gamma_{21} = -0.21 \sim -0.35$, $t_s = -4.27 \sim -19.98$, $p < .05$) 與無聊 ($\gamma_{11} = -0.47 \sim -0.35$, $t_s = -7.87 \sim -12.05$, $p < .05$), 符合 Baron 與 Kenny (1986) 中介效果的條件一與二。再者, 所有模式二的無聊對作弊的效果達顯著 ($\beta_{21} = 0.33 \sim 0.38$, $t_s = 7.29 \sim 8.96$, $p < .05$), 且個人成就目標對作弊的直接效果呈現下降 (精熟目標→作弊的 γ_{21} 從-0.35 降至-0.13) 或不顯著 (表現目標→作弊的 γ_{21} 從-0.21 降至 0.00), 此滿足 Baron 與 Kenny 中介效果的條件三與四。上述結果顯示精熟與表現目標對作弊的效果均被無聊中介。

表 3 兩個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
精熟目標								
γ_{11} : 精熟目標 (ξ_1) → 無聊 (η_1)	-0.55	0.05	-12.05*	-0.47	-0.45	0.05	-9.63*	-0.38
γ_{21} : 精熟目標 (ξ_1) → 作弊 (η_2)	-0.34	0.04	-19.98*	-0.35	-0.13	0.05	-2.61*	-0.13
β_{21} : 無聊 (η_1) → 作弊 (η_2)	---	---	---	---	0.28	0.04	7.29*	0.33
表現目標								
γ_{11} : 現目標 (ξ_1) → 無聊 (η_1)	-0.40	0.05	-7.87*	-0.35	-0.27	0.05	-5.27*	-0.24
γ_{21} : 表現目標 (ξ_1) → 作弊 (η_2)	-0.19	0.05	-4.27*	-0.21	0.00	0.05	0.08	0.00
β_{21} : 無聊 (η_1) → 作弊 (η_2)	---	---	---	---	0.32	0.04	8.96*	0.38

* $p < .05$.

本研究以 LISREL8.80 電腦統計軟體採用的 Sobel test 考驗中介效果。表 4 顯示精熟目標會透過無聊對作弊有負向間接效果 ($\gamma_{11} \times \beta_{21} = -0.38 \times 0.33 = -0.12$, $t = -5.75$, $p < .05$); 表現目標會透過無聊對作弊有負向間接效果 ($\gamma_{11} \times \beta_{21} = -0.24 \times 0.38 = -0.09$, $t = -4.47$, $p < .05$)。綜合之, 精熟與表現目標均會透過無聊對作弊產生間接效果。

表 4 兩組中介模式的直接與間接效果

潛在自變項	→	潛在依變項	直接效果	間接效果
精熟目標→無聊→作弊				
精熟目標 (ξ_1)	→	無聊 (η_1)	-0.38*	---
	→	作弊 (η_2)	-0.13*	-0.12*
無聊 (η_1)	→	作弊 (η_2)	0.33*	---
表現目標→無聊→作弊				
表現目標 (ξ_1)	→	無聊 (η_1)	-0.24*	---
	→	作弊 (η_2)	0.00	-0.09*
無聊 (η_1)	→	作弊 (η_2)	0.38*	---

* $p < .05$.

三、條件化間接效果模式考驗結果

針對研究目的二，本研究考驗個人成就目標透過無聊對作弊的間接效果是否因學生知覺不同的 CGS 程度而異。首先，考驗 MGS 在兩組中介模式上的調節效果，結果顯示： $\chi^2(2, N=626) = 942.16 \sim 977.26, p < .05$ ，且兩個模式的 CFI = 0.98~0.99，均高於 0.90；RMSEAs = 0.08，符合 RMSEA ≤ 0.08 。其次，本研究考驗 PGS 在兩組中介模式上的調節效果，結果發現： $\chi^2(2, N=626) = 942.16 \sim 1276.65, p < .05$ ，且兩個模式的 CFI = 0.96~0.98，亦高於 .90；而 RMSEAs = 0.08~0.09，部分略高於 0.08。綜合之，上述四個條件化間接效果模式與觀察資料適配狀況介於「可接受~好」程度，可用來說明臺灣國中生資料。

表 5 指出四個條件化間接效果模式之個人成就目標× CGS 對無聊的預測效果均達顯著，即精熟目標× MGS →無聊： $\gamma_{13} = -0.20, t = -6.69, p < .05$ ；表現目標× MGS →無聊： $\gamma_{13} = 0.22, t = 6.05, p < .05$ ；精熟目標× PGS →無聊： $\gamma_{13} = 0.08, t = 2.71, p < .05$ ；表現目標× PGS →無聊： $\gamma_{13} = -0.12, t = -3.97, p < .05$ ，表示 CGS 在此四個中介模式的調節效果成立，本研究進一步計算 CIE、SE_{CIE} 與 *t* 值。

表 5 四個條件化間接效果模式的效果值

效果估計值	WLS 估計值	SE	<i>t</i> 值
精熟目標× MGS 之條件化間接效果模式			
γ_{11} ：精熟目標 (ξ_1) →無聊 (η_1)	-0.24	0.06	-4.32*
γ_{12} ：MGS (ξ_2) →無聊 (η_1)	-0.40	0.06	-7.21*
γ_{13} ：精熟目標× MGS (ξ_3) →無聊 (η_1)	-0.20	0.03	-6.69*
γ_{21} ：精熟目標 (ξ_1) →作弊 (η_2)	-0.19	0.05	-3.68*
γ_{22} ：MGS (ξ_2) →作弊 (η_2)	0.12	0.06	2.09*
γ_{23} ：精熟目標× MGS (ξ_3) →作弊 (η_2)	0.04	0.03	1.51
β_{21} ：無聊 (η_1) →作弊 (η_2)	0.33	0.04	8.16*
表現目標× MGS 之條件化間接效果模式			
γ_{11} ：表現目標 (ξ_1) →無聊 (η_1)	-0.39	0.05	-7.12*
γ_{12} ：MGS (ξ_2) →無聊 (η_1)	-0.50	0.04	-11.38*
γ_{13} ：表現目標× MGS (ξ_3) →無聊 (η_1)	0.22	0.04	6.05*
γ_{21} ：表現目標 (ξ_1) →作弊 (η_2)	0.02	0.06	0.30
γ_{22} ：MGS (ξ_2) →作弊 (η_2)	0.02	0.05	0.47
γ_{23} ：表現目標× MGS (ξ_3) →作弊 (η_2)	0.01	0.04	0.26
β_{21} ：無聊 (η_1) →作弊 (η_2)	0.37	0.04	8.44*
精熟目標× PGS 之條件化間接效果模式			
γ_{11} ：精熟目標 (ξ_1) →無聊 (η_1)	-0.31	0.06	-5.59*
γ_{12} ：PGS (ξ_2) →無聊 (η_1)	0.40	0.06	6.32*
γ_{13} ：精熟目標× PGS (ξ_3) →無聊 (η_1)	0.08	0.03	2.71*
γ_{21} ：精熟目標 (ξ_1) →作弊 (η_2)	-0.16	0.06	-2.85*
γ_{22} ：PGS (ξ_2) →作弊 (η_2)	-0.06	0.06	-1.01
γ_{23} ：精熟目標× PGS (ξ_3) →作弊 (η_2)	-0.02	0.03	-0.54
β_{21} ：無聊 (η_1) →作弊 (η_2)	0.31	0.04	7.52*
表現目標× PGS 之條件化間接效果模式			
γ_{11} ：表現目標 (ξ_1) →無聊 (η_1)	-0.33	0.05	-7.05*
γ_{12} ：PGS (ξ_2) →無聊 (η_1)	0.67	0.06	11.38*
γ_{13} ：表現目標× PGS (ξ_3) →無聊 (η_1)	-0.12	0.03	-3.97*
γ_{21} ：表現目標 (ξ_1) →作弊 (η_2)	0.00	0.05	0.06
γ_{22} ：PGS (ξ_2) →作弊 (η_2)	0.01	0.07	0.16
γ_{23} ：表現目標× PGS (ξ_3) →作弊 (η_2)	-0.01	0.03	-0.26
β_{21} ：無聊 (η_1) →作弊 (η_2)	0.34	0.04	7.59*

* $p < .05$.

本研究考驗 CGS 在四組中介模式上的條件化間接效果估計值。首先，表 6 顯示：精熟目標透過無聊對作弊的負向條件化間接效果，隨學生知覺 MGS 程度的增加而提升（CIEs = -0.14~-0.47， $t_s = -4.36\sim-4.94$ ， $p < .05$ ），表示隨學生知覺教師營造的精熟目標程度愈高，個體持精熟目標、且透過無聊而抑制作弊的可能愈強。其次，當學生知覺 MGS 程度為 1~3 分時，表現目標透過無聊對作弊的條件化間接效果未達顯著（CIEs = -0.06~0.10， $t_s = -0.18\sim1.67$ ， $p > .05$ ），而當學生知覺 MGS 程度為 4~6 分時，趨向表現目標透過無聊對作弊的正向條件化間接效果達顯著（CIEs = 0.10~0.35， $t_s = 2.39\sim3.18$ ， $p < .05$ ），表示當學生知覺到精熟為主的學習氛圍達 4~6 分時，個體持趨向表現目標、且透過無聊對作弊的正向間接效果會隨著知覺 MGS 的分數提升亦逐漸增強。

表 6 MGS 在精熟／表現目標→無聊→作弊之條件化間接效果值

模式	CIE 值 考驗	MGS 得分程度					
		1	2	3	4	5	6
精熟目標× MGS 之條件 化間接效果模式	CIE 值	-0.14	-0.21	-0.27	-0.34	-0.40	-0.47
	SE	0.03	0.05	0.06	0.07	0.08	0.10
	t 值	-4.36*	-4.61*	-4.74*	-4.84*	-4.90*	-4.94*
表現目標× MGS 之條件 化間接效果模式	CIE 值	-0.06	0.02	0.10	0.19	0.27	0.35
	SE	0.03	0.05	0.06	0.07	0.09	0.11
	t 值	-0.18	0.46	1.67	2.39*	2.86*	3.18*

* $p < .05$.

第三，表 7 指出：精熟目標透過無聊對作弊的負向條件化間接效果，僅在學生知覺到 PGS 程度為 1 分時達顯著（CIE = -0.07， $t = -2.56$ ， $p < .05$ ），而當學生知覺 PGS 為 2~6 分時，CIE 值未達顯著（CIEs = -0.05~0.05， $t_s = -1.33\sim0.67$ ， $p > .05$ ），表示只有當學生知覺教師營造以表現目標為主的學習氛圍低至 1 分程度時，學生持精熟目標、且透過無聊而抑制作弊的可能是存在的。最後，表現目標透過無聊對作弊的負向條件化間接效果，隨學生知覺到 PGS 程度的增加而提升（CIEs = -0.15~-0.35， $t_s = -4.62\sim-3.90$ ， $p < .05$ ），意謂當學生知覺教師營造的表現目標氣氛愈強時，其持表現目標、且透過無聊而抑制作弊的可能愈強。

表 7 PGS 在精熟／表現目標→無聊→作弊之條件化間接效果值

模式	CIE 值 考驗	PGS 得分程度					
		1	2	3	4	5	6
精熟目標× PGS 之條件化 間接效果模式	CIE 值	-0.07	-0.05	-0.02	0.00	0.02	0.05
	SE	0.03	0.04	0.05	0.05	0.06	0.07
	t 值	-2.56*	-1.33	-0.54	0.00	0.38	0.67
表現目標× PGS 之條件化 間接效果模式	CIE 值	-0.15	-0.19	-0.23	-0.27	-0.31	-0.35
	SE	0.03	0.04	0.06	0.07	0.08	0.09
	t 值	-4.62*	-4.33*	-4.16*	-4.05*	-3.97*	-3.90*

* $p < .05$.

討論

本研究主要建構「個人成就目標、無聊與作弊中介模式」，檢驗個人成就目標是否透過無聊對作弊產生間接效果，並進一步考驗學生知覺的 CGS 在上述間接效果上的調節效果。以下，本研究依據研究所得結果進行討論。

一、個人成就目標、無聊與作弊之關係考驗結果

針對研究目的一，結果顯示本研究建構的兩個中介模式受到觀察資料支持，並滿足 Barron 與 Kenny (1986) 主張的中介效果條件，表示這兩個模式適合解釋臺灣國中生在數學科持有的個人成就目標、無聊與作弊之狀況。

本研究針對研究結果一進行討論。首先，本結果指出精熟與表現兩種目標均可預測作弊，支持 Murdock 與 Anderman (2006) 及 Anderman 與 Danner (2008) 主張，即個人成就目標的確可用來解釋學生作弊行為。其中，與先前研究結果一致 (彭淑玲等人, 2019; Anderman et al., 1998; Bong, 2008; Murdock et al., 2001)，當學生持精熟目標時，其認為真正理解與精熟學習內容、比先前自己更加進步是學習數學的主要目的，透過違規或不誠實手段取得學習成功，並無法達成精熟目的，因此當學生持精熟目標時會降低採取作弊行為的可能。此結果亦符合成就目標理論觀點，即精熟目標為一適應動機概念，可減少或抑制非適應行為組型 (程炳林, 2003)。另一方面，未如成就目標理論預期表現目標與作弊之正相關 (Anderman & Danner, 2008; Murdock & Anderman, 2006)，本研究結果與 Niiya 等人 (2008) 及 Pavlin-Bernardić 等人 (2017) 結果相似，即表現目標負向預測作弊行為。本研究推測不一致結果可能源自不同學者對表現目標之操作性定義的不同。例如，某些學者將表現目標定義為獲得外在獎賞 (如金錢或分數) (如 Anderman, Maehr, & Midgley, 1999)，而有些學者則將表現目標視為個體在能力上、表現上要贏過他人 (如 Elliot, 1999)。在本研究中，本研究採用第二種概念，將表現目標視為不只是獲得好成績，更重要的是贏過他人的能力證明與展現，如此作弊則無法達本研究對於表現目標者設定的目標，這也許是解釋表現目標與作弊之負相關的原因。

其次，有關個人成就目標與無聊之關係，與先前研究發現 (彭淑玲, 2019; Goetz et al., 2016; Pekrun et al., 2006, 2009) 一致，本研究結果亦顯示：精熟目標可負向預測無聊。分析之，當學生在數學學習上著重理解與精熟學習內容時，傾向將注意力放在如何學會、學好數學材料，希望自己數學能力比先前進步，故在參與數學任務時較不易產生無聊感受。但與上述研究結果不同的是，本研究結果指出：表現目標亦可負向預測無聊。推論之，當學生在數學學習上強調要贏過他人並證明自己具有數學能力時，其或許傾向將注意力放在如何獲得更多數學能力與分數來贏過他人，積極尋求獲得數學能力以贏過他人的技巧/策略，故在參與數學任務時較不易覺得無聊。綜合之，本研究發現符合控制-價值理論之主張，即個人成就目標的確可解釋個體的無聊感受 (Pekrun et al., 2002)。但有關兩者關係的探討，目前仍微乎其微，建議未來應持續考驗，累積更多實徵結果以釐清不同個人成就目標是否對無聊有差異性預測。

第三，就無聊與作弊之關係而言，本研究發現無聊能顯著且正向預測作弊，表示當學生在學習數學上愈感到無聊時，有更多參與作弊行為的可能。此結果符合認知-動機模式主張，即學生經驗的學業情緒 (無聊) 會影響其後續學習行為 (Pekrun et al., 2002)；且呼應先前學者的論點，即當學生對學習課程或活動上感到無聊時，可能會採取作弊行為以彌補應付出的努力 (Schraw et al., 2007)。簡言之，若當學生對學習感到無聊時，其或許很難專注當前活動、沒有動力參與其中、令人感到不悅，且渴望逃離此種無聊情境，因此個體難以付出心力參與當前學習任務，這可能促發其採取作弊來彌補對學習上的不涉入。

最後，本研究統整上述三者關係，結果顯示：趨向焦點的精熟與表現目標均會透過無聊對作弊產生負向預測效果。換言之，學生在數學學習持有精熟或表現目標，均會抑制個體產生無聊感受，進而降低其在數學學習上採取作弊行為的可能。其中，又以精熟目標透過無聊對作弊產生的負向預測效果較強，表示當學生持有精熟目標時，更能降低無聊感、進一步抑制作弊行為。綜合之，上述結果支持本研究假設一，即個人成就目標可透過無聊進而影響作弊。

二、CGS 在「個人成就目標、無聊與作弊中介模式」上的調節效果

針對研究目的二，結果發現 CGS 會調節「個人成就目標→無聊→作弊」的間接效果，即個人成就目標透過無聊對作弊的間接效果，需視學習者知覺不同 CGS 類型及程度而定。此結果支持 CGS 扮演調節變項角色 (Newman, 1998; Nicholls, 1989)，可與個人成就目標互動，影響個體在學習上經驗的無聊感受，進而對作弊行為產生效果。

本研究進一步分析之：首先，精熟目標透過無聊對作弊的負向間接效果，會隨著個體知覺 MGS 程度的增加而提升。換言之，當學生持有精熟目標時，原本就可抑制無聊感受、並減少作弊行為發生。但當配合教師強調精熟目標的程度愈高時，愈能加強「精熟目標→無聊→作弊」的負向間接效果（當學生知覺 MGS 分數 = 6 分，CIE = -0.47，負向間接效果最高）。由此可知，個人與情境層次的精熟目標相互搭配，加乘兩種精熟目標的正向效果下，最可能抑制無聊、並降低作弊行為的可能。其次，表現目標透過無聊對作弊的間接效果，只有在學生知覺 MGS 程度介於 4-6 分時才存在，且原先「表現目標→無聊→作弊」的負向間接效果轉變成正向間接效果。換句話說，原學生持表現目標時，可減少無聊感受、並抑制作弊行為。但此種負向間接效果卻因學生知覺到教師強調高精熟目標程度時 (MGS \geq 4)，使得表現目標透過無聊而提升了作弊可能，且隨著 MGS 分數上升而強化此種正向間接效果 (MGS = 4-6 分時，CIE = 0.19~0.35)。由此可知，在此狀況下，精熟目標並未如基準目標理論主張一定是適應、具正向效益的，當個人與情境層次的目標不一致時，MGS 的加入反而翻轉表現目標對作弊的抑制效果，促使表現目標透過無聊而助長作弊可能。

第三，精熟目標透過無聊對作弊的負向間接效果，只有在學生知覺 PGS 程度低至 1 分時才存在，表示只有當學生知覺教師營造表現目標非常少時，學生持有精熟目標才能透過無聊抑制作弊行為 (PGS = 1 分時，CIE = -0.07)；若當學生知覺教師強調表現目標的程度提高至 2 分程度以上時，「精熟目標→無聊→作弊」的負向間接效果則會消失。由此可知，個人與情境層次的目標不一致，當 PGS 加入且隨著學生知覺 PGS 程度的提升，就會消除精熟目標透過無聊對作弊的抑制效果。最後，表現目標透過無聊對作弊的負向間接效果，會隨著學生知覺 PGS 程度的增加而提升，表示當學生持表現目標時，原就可減少無聊感受、並抑制作弊發生的可能，而此負向間接效果再搭配學生知覺教師強調表現目標的程度增加時，愈能強化「表現目標→無聊→作弊」的負向間接效果（當學生知覺 PGS 分數 = 6 分，CIE = -0.35，負向間接效果最高）。由此可知，個人與情境層次的表現目標相互搭配下，亦能抑制無聊、並降低作弊行為的可能。

本研究綜合討論上述結果：當個人與情境之目標一致或相同時，個人成就目標透過無聊對作弊的負向抑制效果會隨著學生知覺的 CGS 程度上升而增強，即隨著學生知覺的 MGS 程度提升，精熟目標透過無聊而抑制作弊的效果逐漸增強；隨著學生知覺 PGS 程度提升，表現目標透過無聊降低作弊的效果亦逐漸增強。這些結果與林易慧與程炳林 (2006) 研究發現相似、支持 Linnenbrink 與 Pintrich (2001) 的同步假設、及 Murayama 與 Elliot (2009) 的適配假設，即不論學生持有的或教師強調的是精熟或表現目標，只要當個人與情境之目標特徵是相同時，CGS 就能增強個人成就目標透過無聊對作弊的抑制效果。此結果支持修正目標理論觀點，即表現目標不一定是非適應的，個人成就目標與 CGS 之最佳效果組合為 (精熟，精熟) 或 (表現，表現) 之一致性配對。

另一方面，當個人與情境之目標不一致時，個人成就目標透過無聊對作弊的間接效果，會隨不同 CGS 類型與 CGS 得分程度產生不同調節效果。首先，當學生知覺教師營造的精熟目標程度高於四分時，反而翻轉原表現目標透過無聊對作弊的抑制效果，轉為正向促進效果。再者，學生持有的精熟目標透過無聊對作弊的抑制效果，也僅在學生知覺 PGS 低至 1 分的程度下存在。這些結果較符合 Murayama 與 Elliot (2009) 的不適配假設之損害效果，即個人表現目標透過無聊對作弊的抑制效果會在精熟目標結構下消失，反而轉變為促進作弊行為的正向間接效果；或原精熟目標透過無聊而抑制作弊的效果，會在當學生知覺教師強調表現目標的程度提升至 2 分以上時消失。

綜合之，研究二結果支持本研究假設二：個人成就目標透過無聊對作弊的效果，必需視學生知覺不同的 CGS 類型及程度而定，MGS 與 PGS 均能調節「精熟/表現目標→無聊→作弊」關係；且發現個人與情境目標之互動組型支持修正目標理論觀點，即表現目標不一定是非適應的，精熟目標亦不必然是適應的。由此可知，在探討學生的學業情緒與作弊行為下，個人與情境之目標必

須相同與一致時（精熟目標搭配精熟目標結構，表現目標搭配表現目標結構），才能透過無聊對作弊行為的抑制效果發揮最大。

三、建議

（一）教學與輔導建議

本研究發現趨向焦點的精熟與表現目標均可減少個體在學習上產生無聊可能，進而降低作弊行為的發生。其中，又以精熟目標透過無聊對作弊的抑制效果較高。據此，本研究在建議教師進行教學時，以鼓勵學生追求精熟目標為主。教師可根據 Ames（1992）觀點，透過有意義、新奇、多樣性與富有挑戰性的學習活動設計，並讓學生瞭解自己在學習數學上是為了追求真正理解與精熟、強調自己比先前培養更多數學技能，藉此減少學生對學習活動產生無聊感受，進而降低作弊可能。另一方面，若學生追求表現目標的話，可讓其清楚表現目標應強調培養自己具有數學技能與表現以贏過他人，藉此可增加學習活動的參與、而非聚焦於獲得外在獎賞本身。

再者，本研究指出 CGS 會調節「個人成就目標→無聊→作弊」的間接效果，且結果支持修正目標理論觀點，即精熟目標並非是最適應的、表現目標亦不必然非適應的；個人與情境之目標特徵需一致且同步，才能對個體的學業情緒與作弊行為產生最佳效果（Linnenbrink & Pintrich, 2001）。本研究的發現再次肯定教育心理學界強調的「人一境適配」觀點，並具有教育意義：在教學執行上，當面對學生在學習上產生的無聊感受與可能參與的作弊行為議題下，建議教師必須先瞭解學生在學習上持有的成就目標類型後，再決定欲營造的課室情境目標類型。由於個體持有的成就目標並不相同，因此本研究建議可透過評量/認可之教學執行層面，針對不同個體給予不同的評量回饋，據以營造適合不同個體的 CGS。換言之，教師針對同一班級應營造多元的課室目標：若學生持有精熟目標時，教師在評量上應針對其學習表現給予自我參照回饋（強調自己和自己比較），以針對個人營造以精熟為主的學習氛圍；若學生採取表現目標時，教師在評量上應針對其學習表現給予常模參照回饋（強調自己和他人比較），以針對該個體營造以表現為主的學習氛圍。如此，在個人與情境目標同步的搭配下，對減少學生的無聊感受、抑制學生參與作弊行為上才能發揮最大效益。

（二）研究限制與未來研究建議

首先，本研究雖兼顧成就目標理論之個人與情境層面，瞭解個人成就目標與 CGS 如何互動，對後續學生的學業情緒與作弊行為產生效果。然而為了探討個人與情境目標之對應，本研究在個人與情境目標分類上，僅採用趨向焦點的兩種目標類型，探討 2（精熟/表現）× 2（MGS/PGS）之四種配對組合對後續變項的影響。然而，Peng 等人（2018）已參照四向度成就目標理論提出四向度 CGS 架構，故未來研究可進一步聚焦於逃避焦點之成就目標類型與 CGS 類型（逃避精熟/逃避表現）如何互動，以對無聊與作弊帶來不同效果。其次，本研究嘗試從情意層面切入，解釋學業情緒對作弊的預測力。然而，Pekrun（2006）依據價向（valence）與目標焦點（objective focus）兩向度提出多樣性情緒類型，說明學生在參與學習活動中可能經驗的多種情緒感受，但本研究僅採用負向—活動情緒的無聊感受，瞭解無聊在作弊上扮演的角色。故建議未來研究可持續考驗個人與情境因素兩者如何透過各種學業情緒對作弊產生影響。第三，由於本研究以班級為單位進行抽樣，學生被嵌套於班級之中，研究者應考量班級階層效果所造成的影響。然而，本研究僅抽取 26 個班級，班級數過小，所蒐集資料並不適合進行多層次結構方程模式分析（multilevel SEM, MSEM），故建議未來研究可抽取大於 60 個班級數的資料，以利採用 MSEM 分析考驗之。最後，本研究主要從動機角度切入，探討情境/個人目標與無聊情緒對作弊之預測，然而過去研究亦指出學習表現（如 GPA、課程表現）、對成功的期望、知覺分數壓力等因素與作弊有關（Schraw et al., 2007），故建議未來研究可進一步探討上述變項與作弊之關係、抑或將這些變項納入研究中，以瞭解動機因素與這些因素共同對作弊影響的可能。

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**，**42**，99-122。[Sung, C.-M., Cherng, B.-L., & Chou, C.-T. (2010). Moderating effects of classroom goal structures on 4-dimensional goal orientation causal model. *Bulletin of Educational Psychology*, *42*, 99-122.]
- 林易慧、程炳林 (2006)：課室目標線索與個人目標導向對國小學童解題成就及自我調整學習之影響。**教育心理學報**，**37**，231-255。[Lin, Y.-H., & Cherng, B.-L. (2006). The interaction effects between the cues of classroom goal and personal goal orientations on solving mathematics problems and self-regulated learning. *Bulletin of Educational Psychology*, *37*, 231-255.]
- 林宴瑛、彭淑玲 (2015)：以多重目標觀點探討課室目標結構對國中生自我調整學習策略的影響：課室教學實驗研究。**教育心理學報**，**47**(2)，159-178。DOI：10.6251/BEP.20141111 [Lin, Y.-Y., & Peng, S.-L. (2015). Investigating the effects of classroom goal structures on junior high school students' adaptation of self-regulated learning strategies with the perspective of multiple goals: A quasi-experimental study. *Bulletin of Educational Psychology*, *47*(2), 159-178.]
- 林清山、程炳林 (1997)：青少年心理發展與適應：國中生學習行動控制模式之建構與驗證暨教學輔導策略實驗方案效果之研究 (I)。國科會專案研究報告 (NSC86-2413-H-003-010-G10)。[Lin, C.-S., & Cherng, B.-L. (1997). *The verification of action control model and the study of the effects of strategies training programs* (I). (NSC86-2413-H-003-010-G10.)]
- 張映芬 (2008)：國中生動機涉入之建構及其相關因素之探討。國立成功大學教育研究所碩士論文。[Chang, Y.-F. (2008). *Construction and Related Factors of Motivational Engagement for Junior High School Students* (Master's thesis). National Cheng Kung University, Tainan, Taiwan.]
- 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, Taiwan: 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。DOI：10.6251/BEP.20160304 [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 (2019)：知覺教師回饋、個人成就目標、學業自我效能與無聊之關係：中介與條件化間接效果。**教育心理學報**，**51**(1)，83-108。[Peng, S.-L. (2019). Perceived teacher feedbacks, personal

- achievement goals, and academic self-efficacy on boredom: The mediation effect and conditional indirect effect. *Bulletin of Educational Psychology*, 51(1), 83-108.]
- 彭淑玲、王佩琪、林宏泰 (2017)：你求助嗎？個人目標導向與適應/非適應課業求助／避助行為之關係。《教育心理學報》，49(2)，267-293。DOI：10.6251/BEP.2017-49(2).0005[Peng, S.-L., Wang, P.-C., & Lin, H.-T. (2017). Do you ask for help? Exploring the relations between achievement goal orientations and academic adaptive/nonadaptive help-seeking/help-avoidance behaviors. *Bulletin of Educational Psychology*, 49(2), 61-78. DOI: 10.6251/BEP.2017-49(2).0005]
- 彭淑玲、黃博聖、陳學志 (2019)：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。《教育科學研究期刊》，64(4)，87-113。[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*, 64(4), 87-113.]
- 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)*. (NO. NSC101-2410-H006-095)]
- Ames, C. (1992). Classrooms: Goals, structures and student motivation. *Journal of Educational Psychology*, 84(3), 261-271.
- Anderman, E. M., & Danner, F. (2008). Achievement goals and academic cheating. *Revue Internationale De Psychologie Sociale*, 21, 155-180. DOI: 10.3389/fpsyg.2015.00318
- Anderman, E. M., & Midgley, C. (2004). Changes in self-reported academic cheating across the transition from middle school to high school. *Contemporary Educational Psychology*, 29(4), 499-517. DOI: 10.1016/j.cedpsych.2004.02.002
- Anderman, E. M., & Murdock, T. B. (2007). The psychology of academic cheating. In E. M. Anderman & T. B. Murdock (Eds.), *Psychology of academic cheating* (pp. 1-8). Burlington, MA: Elsevier.
- Anderman, E. M., Griesinger, T., & Westerfield, G. (1998). Motivation and cheating during early adolescence. *Journal of Educational Psychology*, 90(1), 84-93.
- Anderman, E. M., Maehr, M. L., & Midgley, C. (1999). Declining motivation after the transition to middle school: Schools can make a difference. *Journal of Research & Development in Education*, 32(3), 131-147.

- 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.
- Bong, M. (2008). Effects of parent-child relationships and classroom goal structures on motivations, help-seeking avoidance, and cheating. *The Journal of Experiment Education, 76*(2), 191-217. DOI: 10.3200/JEXE.76.2.191-217
- Calabrese, R. L., & Cochran, J. T. (1990). The relationship of alienation to cheating among a sample of American adolescents. *Journal of Research & Development in Education, 23*(2), 65-72.
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural equation modeling, 14*(3), 464-504. DOI: 10.1080/10705510701301834
- Cizek, G. J. (1999). *Cheating on test: How to do it, detect it and prevent it*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Cohen, J. (1988). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Corrion, K., D'Arripe-Longueville, F., Chalabaev, A., Schiano-Lomoriello, S., Roussel, P., & Cury, F. (2010). Effect of implicit theories on judgment of cheating acceptability in physical education: The mediating role of achievement goals. *Journal of Sports Sciences, 28*(8), 909-919. DOI: 10.1080/02640414.2010.484065
- Crown, D. F., & Spiller, M. S. (1998). Learning from the literature on collegiate cheating: A review of empirical research. *Journal of Business Ethics, 17*(6), 683-700.
- Ehrlich, E., Flexner, S. B., Garruth, G., Hawkins, J. M. (1980). *Oxford American dictionary*. New York, NY: Avon Books.
- Elliot, A. J. (1999). Approach and avoidance motivation and achievement goals. *Educational Psychologist, 34*(3), 169-189. DOI: 10.1207/s15326985ep3403_3
- 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
- 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: 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., Cherg, 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: 10.1016/j.addbeh.2007.01.003

- Genereux, R. L., & McLeod, B. A. (1995). Circumstances surrounding cheating: A questionnaire study of college students. *Research in Higher Education, 36*(6), 687-704.
- 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: 10.1016/j.learninstruc.2015.10.007
- Hensley, L. (2013). To cheat or not to cheat: A review with implications for practice. *The Community College Enterprise, 19*(2), 22-34.
- 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: 10.1037/a0026223
- Jarvis, S., & Seifer, T. (2002). Work avoidance as a manifestation of hostility, helplessness, and boredom. *The Alberta Journal of Educational Research, 48*(2), 174-187.
- 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.
- 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*, 15-29.
- Linnenbrink, E. A., & Pintrich, P. R. (2001). Multiple goals, multiple contexts: The dynamic interplay between personal goals and contextual goal stress. In S. Volet, & S. Järvelä (Eds.), *Motivation in learning context: Theoretical advances and methodological implications* (pp. 251-269). New York, NY: Pergamon.
- Macklem, G. L. (2015). *Boredom in the Classroom*. In *Addressing Student Motivation, Self-Regulation, and Engagement in Learning*. New York, NY : Springer.
- McCabe, D. L., & Trevino, L. K. (1997). Individual and contextual influence on academic dishonesty: A multicampus investigation. *Research in Higher Education, 38*(3), 379-396.
- McCabe, D. L., Trevino, L. K., & Butterfield, K. D. (2001). Cheating in academic institutions: A decade of research. *Ethics & Behavior, 11*(3), 219-232. DOI: 10.1207/S15327019EB1103_2
- Merriam-Webster. (1993). *Webster's third new international dictionary*. Springfield, MA: Publisher.
- Midgley, C., Maehr, M. L., Hruda, L. Z., Anderman, E. M., Anderman, L., Freeman, K. E., ... Urdan, T. (2000). *Manual for the pattern of adaptive learning scale (PALS)*. Ann Arbor: University of Michigan.

- 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*, 432-447.
- Murdock, T. B., & Anderman, E. M. (2006). Motivational perspectives on student cheating: Toward an integrated model of academic dishonesty. *Educational Psychologist, 41*(3), 129-145.
- Murdock, T. B., Hale, N. M., & Weber, M. J. (2001). Predictors of cheating among early adolescents: Academic and social motivation. *Contemporary Educational Psychology, 26*(1), 96-115. DOI: 10.1006/ceps.2000.1046
- Murdock, T. B., Miller, A. D., & Goetzinger, A. (2007). Effects of classroom context on university students' judgments about cheating: mediating and moderating process. *Social Psychology of Education, 10*(2), 141-169. DOI: 10.1007/s11218-007-9015-1
- Newman, R. S. (1998). Student help seeking during problem solving: Influences of personal and contextual achievement goals. *Journal of Educational Psychology, 90*, 644-658.
- Nicholls, J. G. (1989). *The competitive ethos and democratic education*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Niia, Y., Ballantyne, R., North, M. S., & Crocker, J. (2008). Gender, Contingencies of self-worth, and achievement goals as predictors of academic cheating in a controlled laboratory setting. *Basic and Applied Social Psychology, 30*(1), 76-83. DOI: 10.1080/01973530701866656
- Orosz, G., Tóth-Király, I., Böthe, B., Kusztor, A., Kovács, Z. Ü., & Jánvári, M. (2015). Teacher enthusiasm: A potential cure of academic cheating. *Frontiers in Psychology, 6*, 1-12. DOI: 10.3389/fpsyg.2015.00318
- Pavlin-Bernardić, N., Rován, D., & Pavlović, J. (2017). Academic cheating in mathematics classes: A motivational perspective. *Ethics & Behavior, 27*(6), 486-501. DOI: 10.1080/10508422.2016.1265891
- 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., & 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., & 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. DOI: 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
- Peng, S. L., Cherng, B. L., Lin, Y. Y., Kuo, C. W. (2018). Four-dimensional classroom goal structure model: Validation and investigation of its effect on students' adoption of personal achievement goals and approach/avoidance behaviors. *Learning and Individual Differences, 61*, 228-238.
- 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. DOI: 10.1080/00273170701341316
- Putwain, D. W., Becker, S., Symes, W., & Pekrun, R. (2018). Reciprocal relations between students' academic enjoyment, boredom, and achievement over time. *Learning and Instruction, 54*, 73-81.
- 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: 10.1207/S15328007SEM0804_06
- Schraw, G., Olafson, L., Kuch, F., Lehman, T., Lehman, S., McCrudden, M. T. (2007). Interest and academic cheating. In E. M. Anderman & T. B. Murdock (Eds.), *Psychology of academic cheating* (pp. 59-77). Burlington, MA: Elsevier.
- Shelton, J., & Hill, J. P. (1969). Effects on cheating of achievement anxiety and knowledge of peer performance. *Developmental Psychology, 1*(5), 449-455. DOI: 10.1037/h0028010
- Sierra, J. J., & Hyman, M. R. (2006). A dual-process model of cheating intentions. *Journal of Marketing Education, 28*(3), 193-204. DOI: 10.1177/0273475306291464
- Tas, Y., & Tekkaya, C. (2010). Personal and contextual factors associated with students' cheating in science. *The Journal of Experimental Education, 78*(4), 440-463. DOI: 10.1080/00220970903548046
- Tibbetts, S. G. (1999). Differences between women and men regarding decisions to commit test cheating. *Research in Higher Education, 40*(3), 323-342.
- 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. DOI: 10.1016/j.cedpsych.2014.05.001

- Watt, J. D., & Vodanovich, S. J. (1999). Boredom proneness and psychosocial development. *The Journal of Psychology, 133*(3), 303-314.
- Whitley, B. E. Jr. (1998). Factors associated with cheating among college students: A review. *Research in Higher Education, 39*(3), 235-274.
- Wolters, C. A., & Daugherty, S. G. (2007). Goal structure and teachers' sense of efficacy: Their relation and association to teaching experience and academic level. *Journal of Educational Psychology, 99*, 181-193.
- Wowra, S. A. (2007). Academic cheating. *Ethics & Behavior, 17*(3), 211-214.
- Yang, S. C., Huang, C. L., & Chen, A. S. (2013). An investing of college students' perceptions of academic dishonesty, reasons for dishonesty, achievement goals, and willingness to report dishonesty behavior. *Ethics & Behavior, 23*(6), 501-522. doi.org/10.1080/10508422.2013.802651

收稿日期：2019年08月12日
一稿修訂日期：2019年08月13日
二稿修訂日期：2019年09月18日
三稿修訂日期：2019年09月20日
接受刊登日期：2019年09月20日

Bulletin of Educational Psychology, 2020, 51(3), 387-414
National Taiwan Normal University, Taipei, Taiwan, R.O.C.

Why do students cheat? The conditional indirect effect of perceived classroom goal structures, personal achievement goals, and boredom on cheating

Shu-Ling Peng

Center of Teacher Education

National Cheng Kung University

Biing-Lin Cherng

Institute of Education

National Cheng Kung University

Based on an integration of achievement goal theory and academic emotions theory, the present study explored personal and contextual aspects of the achievement goal theory for disclosing how the perceived classroom goal structures (CGS), personal achievement goals, and boredom jointly have an impact on cheating. Accordingly, the aims of this study were twofold: first, to test whether personal achievement goals have a mediating effect on cheating through boredom (i.e., to validate the mediation role of boredom between personal achievement goals and cheating); second, to test whether the above mediation relationship can be moderated by the two types of perceived classroom goal structures (i.e., mastery and performance goal structures). Methodologically, one large-scale survey in the subject of mathematics was administered to a sample of 626 7th~9th grade Taiwanese students, and the collected data were analyzed using the technique of structural equation modeling (SEM) for validating the conditional indirect effect. The results showed that both the mastery and performance goals have a negative effect on cheating through boredom, but the negative indirect effect of "mastery goals → boredom → cheating" is relatively strong. Also, it was revealed that the perceived classroom goal structures well moderate the indirect effect of "personal achievement goals → boredom → cheating." When the adopted personal goals are consistent with the perceived contextual goals, the negative inhibition effect of the personal achievement goals on cheating through boredom will become stronger as the perceived CGS score increases. That is, as the score of mastery goal structures increases, the effect of the mastery goals on cheating through boredom is gradually enhanced; as the score of performance goal structures increases, the effect of the performance goals on cheating through boredom is gradually enhanced. However, when the adopted personal goals are inconsistent with the perceived contextual goals, different moderating effects will occur as a result of diverse CGS types and the level of CGS scores. That is, when students perceive a high level of mastery goal structure, as the score of mastery goal structure increases, the effect of performance goal on cheating through boredom will be produced. When students perceive a low level of performance goal structure, as the score of mastery goal structures increases, the effect of mastery goal on cheating through boredom is likely to occur. Based on the reported results, several suggestions were proposed to not only inform the instruction and counseling practice of junior high school education, but also shed valuable light for future research.

KEY WORDS: Boredom, Cheating, Classroom goal structures, Conditional indirect effect, Personal achievement goals