

認知策略、心情沉靜狀態、課室專注力與學業 成就之關聯：以台灣一所高級職業學校為例

楊雅婷

國立成功大學教育研究所

陳奕樺

貴州財經大學教育技術學系

課室專注力是學生理解教學訊息的基礎，現今科技聲光媒體充斥，學生課室專注力不佳的問題急待解決。本研究從過往文獻歸納出與課室專注力關聯密切的變項，建構認知策略、心情沉靜狀態、課室專注力與學業成就關聯的解釋模型，並檢驗課室專注力在其中扮演的中介角色。研究者以台灣一所高級職業學校 254 名一年級學生為對象，並以心電訊號進行心率變異性分析，測得學生於三堂物理課中的心情沉靜狀態。本研究經過模型比較，選擇出最佳的模型架構進行後續的模型適配度考驗，結果顯示關係模型與實徵資料適配情況良好，模型的路徑顯示：學生認知策略運用得愈多，課室專注力愈高；心情愈為沉靜，課室專注力愈高；學生的課室專注力愈高，學業成就愈高；課室專注力在認知策略與心情沉靜狀態對學業成就的影響中，均具有中介效果。綜合而論，本研究除驗證了認知策略與心情沉靜狀態對於課室專注力具正向影響外，更發現認知策略對於課室專注力的效果大於心情沉靜狀態帶來的影響，亦確認課室專注力的中介效果。根據結果，研究者提出三點未來研究建議：（1）心率變異性分析的擴大應用；（2）認知策略的測量時間要更為即時；（3）調整模型，納入學習動機與學業成就組別變項。

關鍵詞：認知策略；心情沉靜狀態；課室專注力；學業成就；心率變異性

研究背景與目的

課室專注力的重要性與當前的問題

課室專注力（concentration in the classroom）是指學生把注意力聚焦在課室教師

教學活動的程度。從訊息處理理論的觀點，只有學生能先專注於教師的教學，知識才能繼續進行後續的訊息處理（Castle & Buckler, 2009）；換言之，課室專注力是一切學習的基礎。然而，隨着科技聲光媒體的發展，愈來愈多家長擔心學生只對聲光效果驚人與節奏快速的數位遊戲有興趣，除了進行遊戲外，寫功課或閱讀等其他日常活動較不易吸引其注意（Miller, 2012）。這種憂慮亦出現在學校教師身上，許多教師抱怨：「學生上課的注意力都不集中」、「學生的注意力都沒在我的教學上」、「學生上課真的很不專注」。《親子天下》雜誌於 2008 年以台灣地區國中、小學導師為對象，採取分層比率抽樣法進行問卷調查，結果顯示高達 94% 受訪教師認為學生的專注力不足（許芳菊，2008），表明學生課室專注力不足儼然成為一大問題。

注意力與專注力的關聯與差異

雖然上述調查顯示課室專注力的研究議題應值得更多關注，但是過去的實徵研究多從心理學角度出發，聚焦在學生一般情況下的注意力功能，甚少探討學生的課室專注情況（楊雅婷、陳奕樺，2013）。注意力與專注力是日常生活常用名詞，而兩者的意義相當容易造成混淆。注意力是一種心智功能，指當個體對應眾多刺激訊息時，在認知資源有限的情況下，須透過選擇特定刺激訊息的方式對之進行過濾篩選，並聚焦於所選訊息上，整個過程是用來增進心智處理外在刺激訊息的效率（林玉雯、黃台珠、劉嘉茹，2010；Castle & Buckler, 2009）。最新的研究顯示注意力的功能至少包含三個主要面向：專注、選擇（selective attention）與分散（divided attention），其中專注是指在一段時間內，個體有意識地運用其注意力的資源持續於特定的情境活動上（Moran, 2012）。由此可知，專注力主要是注意力的持續功能展現，具有情境的特定性。

專注力具有情境的特定性，而情境中的任何環境刺激物都可能會影響個體的專注情況，這亦是課室情境較實驗室情境更為複雜的原因，因此學生課室專注力研究的執行難度高於實驗室情境下所進行的注意力功能研究。雖然如此，課室專注力的研究仍有必要進行，因為過去研究（楊雅婷、陳奕樺，2013）發現，學生的視覺注意力功能與課室專注力之關聯為 0.41，解釋量僅為 16%，可知只探討實驗室情境下的注意力無法完全捕捉學生於課室情境中的專注情況，亦突顯出必須區分注意力與課室專注力兩個概念，並針對後者作更多實徵研究探討。

影響課室專注力的可能因素

課室專注力研究源於心理學注意力的研究（林玉雯等，2010；楊雅婷、陳奕樺，2013），因此透過回顧過去研究文獻，有助掌握更多與課室專注力相關的重要變項。

Tang & Posner (2009) 指出注意力可通過訓練而得到提升，又歸納過去的注意力實徵研究，將注意力訓練區分為認知功能取向與身心狀態取向 (attention state training) 兩類。認知功能取向的訓練主軸在於給受試者反覆執行需運用認知功能的訓練活動，而身心狀態取向的訓練旨在透過各種活動 (例如靜坐、正念、冥想等)，令受試者心情沉靜，達到身心的理想狀態。Tang & Posner 還指出，未來研究可進一步探討這兩種訓練活動的哪些層面會影響學生課室中的行為。林宜親等 (2011) 亦提出相似看法，建議未來應將目前實驗室情境為主的注意力訓練研究擴展至教育場域。

誠然，在教學進度的壓力下，教師要在課堂中給學生從事上述兩種注意力訓練，實務上並不容易進行，但是從另一角度思考，這兩種訓練活動之所以可以提升受試者的注意力功能，應是訓練的活動涵蓋了相關的關鍵元件，而這些元件亦即影響個體注意力功能的可能變項。同理，課室專注力既然是注意力的持續功能展現，因此從認知功能取向與身心狀態取向的注意力訓練內涵中，應可找到影響課室專注力的可能變項。本研究的主要動機在於透過文獻探討，歸納出可能會影響課室專注力的變項，並以實徵資料作驗證。

研究目的

綜合上述，學生課室專注力不佳是當前重要的教育議題，如能找到與課室專注力相關聯的變項，並確認彼此之關係，教師便可據之發展課室專注力的改善方案。據此，研究者呼應 Tang & Posner (2009) 和林宜親等 (2011) 的觀點，首先透過文獻探討，提出與過去心理學注意力訓練 (認知功能取向與身心狀態取向注意力訓練) 內涵關係密切的兩個對應變項：認知策略與心情沉靜狀態；其次，以結構方程模式 (structural equation modeling, SEM) 建構一個統合模型，同時納入認知策略、心情沉靜狀態、課室專注力及學業成就等變項，檢驗這些變項之間的關聯性。值得一提的是，為了能測得學生於真實課室情境下的心情沉靜狀態，本研究採心率變異性分析 (heart rate variability) 的方式，即時並精確地測得其內在心理狀態，期望透過測量工具的精進，提升研究的內在效度。

文獻探討

本節第一、第二部分會依序從認知功能取向與身心狀態取向注意力訓練進行文獻探討，據以提出認知策略和心情沉靜狀態與課室專注力之關聯性的理論基礎。第三部分則論述課室專注力與學業成就的關聯，並進一步探討在認知策略與心情沉靜狀態對學業成就的影響關係中，課室專注力可能具有的中介效果。最後，研究者說明心率變異性分析在心情沉靜狀態測量上的應用。

認知策略與課室專注力的關聯

根據台灣國家教育研究院「雙語詞彙、學術名詞暨辭書資訊網」：「個體在解決問題時，運用既有的知識經驗，以達到目的的一切心智活動統稱為『認知策略』」（<http://terms.naer.edu.tw/detail/1313454/?index=1>）；由此定義可見，認知策略在不同問題情境下會有各自對應的策略內涵。認知策略在過去心理學領域的認知功能取向注意力訓練中有着重要的角色，因為許多這種取向的研究便是要求學生反覆執行認知策略的活動，以求提升工作記憶（Holmes & Gathercole, 2014; Holmes et al., 2010），或是改善課室專注力（王乙婷、何美慧，2003；林鉉宇、周台傑，2010；簡吟文、孟瑛如，2009）。由於工作記憶的運作涉及注意力功能的控制與分配（Kane & Engle, 2003），故在 Tang & Posner（2009）的回顧研究中，將這些類型的研究都歸於認知功能取向的注意力訓練範疇。

由於認知策略的內涵會隨適用情境而有所差異，因此過去的實徵研究所探討的認知策略差異頗大。例如在 Holmes 等人（Holmes & Gathercole, 2014; Holmes et al., 2010）的研究中，是給學生反覆操作電腦化的訓練軟體（Cogmed Working Memory Training），該軟體是為了改善受試者注意力功能障礙的問題而設計。受試學生需要運用注意力的功能，辨識螢幕中出現的刺激物特徵，並作出正確反應。受試者在這種訓練中所使用的認知策略，主要是運用認知功能（工作記憶）對訊息的辨識與記憶，較少涉及到學科知識的部分。相較上述的訓練活動，另外有些研究則是將訓練與學科知識結合，受試學生在這種訓練活動中所使用的認知策略，就包含教師所教導的學業知識，例如王乙婷、何美慧（2003）利用每次上課前的 5 至 10 分鐘時間，教導學生使用自我教導（self-instruction）策略（包括持續傾聽、上課不東張西望等），時間持續三週，結果顯示能有效改善三名國小中、低年級患注意力不足過動症學生的課室專注力；簡吟文、孟瑛如（2009）對五位國小五年級學習障礙學童進行訓練，實驗教學時間共八次，每次 10 分鐘，給受試者反覆執行圖案觀察、區辨與文字變化、聽力造句、詞語歸類等認知策略活動，結果顯示五位受試者中有三位學生的課室專注力有所改善；林鉉宇、周台傑（2010）發展數字計算、圖畫對照、聽力追蹤等認知策略活動的注意力改善方案，用以增進學生上課的專注力。

綜合過去的認知功能取向注意力訓練研究，可發現給學生反覆執行認知策略，有助改善注意力功能障礙或課室專注力不佳的問題，顯見認知策略的運用與注意力功能之間應具有密切關聯，不過這策略的內涵隨學生參與的訓練活動而有異。在學生課室學習的過程中，較常運用到的認知策略是作筆記、組織思考與整理摘要（張新仁，2006），因此根據以上的文獻探討結果，研究者假設：學生愈常在課室中使用知識理解、組織與意義化等內涵的認知策略，應有更高的課室專注力。

另外，必須注意的是，除了上述這些以實驗操弄方式的實徵研究可作本研究假設的理論基礎外，張新仁、傅粹馨（2008）曾以問卷調查方式，發現學生用於增進其學習成效的認知策略與課室專注力具有 0.3 至 0.4 的正向關聯存在。不過張新仁、傅粹馨的研究屬於研究報告性質，並非登於正式的學術期刊；目前仍不多見採問卷分析方式以檢驗認知策略與課室專注力關聯的實徵研究。

心情沉靜狀態與課室專注力的關聯

本研究探討心情沉靜狀態的構想源自於心理學身心狀態取向注意力訓練。身心狀態取向注意力訓練承自東方禪學傳統的一種身心狀態訓練，是用不同的感覺刺激輸入，使個體身心達到理想的平衡狀態；當達到這種狀態，個體便能敏銳地覺察周遭事物（林宜親等，2011；Tang & Posner, 2009）。這種取向的訓練雖然有各種不同形式（例如靜坐、冥想等），但是這些活動的內涵背後，共通的原則皆在於使個體的心情狀態沉靜，進而觸發（trigger）自律神經以調節腦功能的運作，使得職司專注的注意力功能持續進行監控與調整，敏覺地偵測內在、外在環境的變化（Desbordes et al., 2012; Luu & Posner, 2003）。

在實徵研究中，已經累積許多證據顯示，透過身心狀態取向的注意力訓練，在心情沉靜後，個體的注意力較能集中。例如，Lutz, Slagter, Dunne, & Davidson（2008）從腦功能的生理證據顯示，靜坐訓練有助於注意力的集中與維持；Hodgins & Adair（2010）的研究發現，較常進行靜坐訓練的受試者（一週超過三次）比起幾乎不曾作過靜坐訓練的受試者，在需要專注的任務上有更佳表現，並較少分心。綜合上述，目前的研究結果顯示，接受靜坐訓練有助於使自己的心情狀態沉靜，進而能使注意力集中，顯見心情沉靜狀態可能是影響注意力的重要變項。雖然現時還缺乏直接對於心情沉靜狀態與課室專注力關聯的探討，但是研究者仍根據過去身心狀態取向注意力訓練的研究結果，假定當學生心情狀態愈為沉靜，課室專注力愈高。

課室專注力與學業成就的關聯以及課室專注力之中介效果

在心理學辭典上，學業成就指學業方面的學習成果展現（張春興，2001）。就一般的邏輯經驗而言，學生上課的專注程度會對其學業成就表現影響甚鉅。顏永森、胡學誠、柯天盛（2011）的研究結果顯示，國小學生於數位學習中的專注力與學業成就有顯著正相關；張新仁、傅粹馨（2008）以國中生為對象的研究，發現學生課室專注力與學業成就具顯著正相關。據此，根據目前的實徵研究結果，研究者假定學生課室專注力愈高，學業成就表現愈好。

除了上述課室專注力與學業成就之間的關聯外，本研究更進一步檢驗課室專注力在認知策略與心情沉靜狀態對於學業成就影響關係中所可能扮演的中介變項角色。中介變項是指預測變項對於效標變項的影響效果會在納入中介變項後產生改變 (Baron & Kenny, 1986)。在本研究中，研究者提出的假設是：作為預測變項的認知策略與心情沉靜狀態對於效標變項 (學業成就) 的影響，都會在納入中介變項 (課室專注力) 後有所改變。以下說明課室專注力可能扮演中介變項的理由。

就認知策略的部分，當學生使用屬於為了增進課室學習效率的認知策略 (例如作筆記) 時，實徵研究顯示對於學業成就有直接助益，例如楊坤原、鄭湧涇 (1997) 以高一學生為研究對象，發現認知策略較好的學生，其學業成就顯著優於認知策略較差者，且認知策略與學業成就有顯著的正相關；張新仁、傅粹馨 (2008) 針對國中生所進行的問卷分析結果顯示，學生的認知策略與其學業成就具有明顯的正向關聯。雖然從上述實徵研究結果來看，認知策略對於學業成就有直接影響，然而因為上述研究均未將課室專注力納入考量，因此不能排除如把它納入考量時，原先認知策略對於學業成就的直接影響效果可能產生改變。事實上，就既有實徵研究結果來看，張新仁、傅粹馨的研究顯示，認知策略對於課室專注力亦具有直接的正向影響；而顏永森等 (2011) 亦指出課室專注力對於學業成就具有直接的正向影響。綜合這些變項的關聯性，已經符合 Baron & Kenny (1986) 對於中介變項成立的論述，顯見值得進一步驗證課室專注力的中介效果，故本研究假定認知策略會透過課室專注力而對於學業成就有間接影響。

就心情沉靜狀態而言，即使學生心情沉靜下來，邏輯上並不意味他們就能在學業成就上有好表現，除非他們願意在心定後將注意力聚焦在教師的教學。由此可見，課室專注力的確有可能在心情沉靜狀態與學業成就的關係中扮演中介角色。Ramsburg & Youmans (2014) 給大學生在接受教學前先靜坐六分鐘，之後再由教師進行講述法教學，結果發現接受靜坐訓練的學生相較於在那六分鐘休息 (閉眼睛) 的學生，其學業成就表現較高；可是，該實徵研究並未將課室專注力的變項納入考量，因此無法確認課室專注力是否具有中介效果。Beauchemin, Hutchins, & Patterson (2008) 以判定為患上學習障礙的青少年作對象，發現這些受試者在接受靜坐訓練後，不但上課更為專注，且從教師的角度來看，學生的學業成就表現亦有顯著提升；然而，該研究所採用的研究方法 (單組前後測設計) 並無法進一步分析課室專注力是否可能存在中介效果。綜合上述可知，雖然就邏輯上，課室專注力應該在心情沉靜狀態與學業成就的關係上扮演中介角色，但是既有的研究都是以實驗研究方式分析在進行靜坐訓練的操弄後對於學生學業成就的影響，並未檢驗在加入課室專注力的變項後會否產生中介效果。據此，研究者依據邏輯經驗，假設心情沉靜狀態會透過課室專注力而對於學業成就具有間接影響。

心情沉靜狀態的測量：心率變異性分析的應用

心情沉靜狀態是內在的心理狀態，不易透過外在觀察來測量，且因為心情是變動的，即使以學生自陳問卷的方式，亦會因為需要多次填寫而對於課室的專注反而造成不良影響，因此應用心率變異性分析於心情沉靜狀態的即時測量相當有必要。依據歐洲心臟學會與北美心率電生理學會的定義（Task Force of the European Society of Cardiology and the North American Society of Pacing and Electrophysiology [Task Force of ESC & NASPE], 1996），常見的心率變異性計算以五分鐘為一個時間單位，可以產生一組代表該五分鐘的參數數值。參數計算共分為非線性分析、時域分析及頻域分析等，其中在 Chen et al. (2010) 與 Chiang, Chen, Yang, & Wang (2012) 的實徵中發現，非線性分析的參數 SD_2 值（非線性分析中龐卡萊圖 [Poincaré plot] x_2 軸向上資料分布的標準差）能敏感地反映個體的心情沉靜狀態，當 SD_2 值愈低時，表示個體的心情狀態愈為沉靜；Selvaraj et al. (2008) 檢驗受試者從事瑜珈活動時的心率變異性參數變化，結果顯示當進行激烈的瑜珈活動時，受試者的 SD_2 值會明顯上升；在 Dehghanpour & Moharreri (2014) 以音樂和緩受試者情緒的研究中， SD_2 是非線性分析的參數值中最能有效反映情緒變化的指標。

SD_2 在非線性分析方法上的意義為：連續且較長時間的心率變異性變化。計算方式是先將受試者每五分鐘之心跳速率序列以龐卡萊圖的形式呈現，用以計算每個相鄰發生的心跳時間間距的關聯性，其中 x 軸為第 i 個心跳的間距時間 R_i ，而 y 軸為第 $i + 1$ 個心跳的間距時間 R_{i+1} 。其次，將龐卡萊圖以順時針 45 度的方向旋轉出新的軸向 (x_1 及 x_2) 後，即可算出心率變異性非線性參數 SD_1 及 SD_2 。 x_1 、 x_2 與 R_i 、 R_{i+1} 的轉換算式如下：

$$\begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \cos \theta & -\sin \theta \\ \sin \theta & \cos \theta \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_i \\ R_{i+1} \end{bmatrix}$$

其中旋轉角 $\theta = \pi/4$ 弧度 (radius)。 SD_2 即為轉換後新的資料點分布於 x_2 軸向上的標準差，反映了心率變異的起伏，數值愈低表示此五分鐘內心率變異愈小，呈現心率穩定且不隨時間有任意起伏的現象；相反，數值愈高則代表此五分鐘內心率有較明顯的快慢變化，表示受測者在此五分鐘內心情無法達到穩定的沉靜狀態。

迄今為止，雖然過去實驗室情境下的研究已經清楚顯示，以心電訊號進行心率變異性分析可以有效判斷出個體的心情變化狀況 (Chen et al., 2010; Chiang et al., 2012; Dehghanpour & Moharreri, 2014; Selvaraj et al., 2008)，但是在教育場域中應用這種分析的研究仍非常少見，因此存在相當大的發展空間。

研究方法

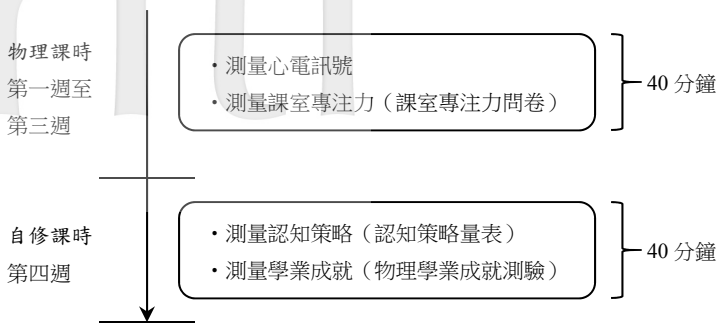
研究對象

研究者以立意取樣的方式，挑選台灣一所高級職業學校（下稱高職）一年級四個班級的學生參與研究，該所學校一年級新生的國中基測 PR 值約在 30 至 45 之間。在研究開始前，研究者先以中國行為科學出版社出版的高級中等學校能力測驗進行受試學生的智力檢測，結果顯示四個班級學生的智力沒有明顯差異（ $F(3, 178) = 1.62, p = 0.19$ ）。本研究配合的研究場域為該校物理課，四個班級由同一名物理教師授課。扣除問卷填答不全以及心電訊號測量時發生訊號異常或資料遺漏的受試者，共得有效樣本 254 名為資料分析對象，其中男生 78 名，女生 176 名。本研究已經通過台灣國立成功大學醫學院附設醫院的人體試驗委員會（Institutional Review Board）審查，且所有受試者已經完成人體試驗委員會通過的同意書簽署（由於受試者未滿 18 歲，故同意書同時要求受試者的法定監護人簽名），受試者亦獲告知於資料蒐集過程中，可依其意願隨時退出心電感測器的測量。

研究流程

本研究共進行四週，受試者參與研究的流程分成兩部分（參照圖一）：（1）心情沉靜狀態與課室專注力的測量——心情沉靜狀態與課室專注力的測量是在每週一次的物理課堂中進行，共測得連續三週的資料。為了利用心電訊號進行心率變異性的測量，物理課於電腦教室中進行。物理課開始前，在研究助理協助下，受試者完成心電感應貼片的黏貼，以及感測器與電腦連結的測試。在物理課程中，受試者佩戴心電感測器以測量其心情沉靜狀態，並於每堂物理課結束時立即填寫課室專注力問卷。本研究中，心電訊號由台灣某國立大學電機系開發的心電感測器記錄而得（感測器大小與一般市售的 mp3 隨身聽裝置體積相仿，相關規格見附錄一），待測量完畢後心電訊號資料儲存在感測器的記憶卡中，再由研究助理與研究者將資料傳輸至電腦中以利後續使用程式進行心率變異性分析。為了符合歐洲心臟學會與北美心率電生理學會（Task Force of ESC & NASPE, 1996）對臨床分析的要求，本研究所錄製的心電訊號取樣頻率（sampling rate）設定為 200 赫茲（Hz）；（2）認知策略與學業成就的測量——受試者在班級導師協助下，於第三次物理課結束後隔一週的自修課時，進行認知策略量表與物理學業成就測驗施測，分別作認知策略與學業成就的測量變項。其中，認知策略的測量在量表指導語中有註明是請學生回憶並自評過去三週以來，上物理課時運用認知策略於課室學習的狀況。

圖一：研究流程圖



測量變項

認知策略

在本研究中，認知策略的運用情境定位在學生用以增進課室的學習效率。研究者參考張新仁、傅粹馨（2008）所編製學習策略量表中的子量表「認知策略量表」的內涵，自行發展認知策略量表，題項的內容包括知識的理解、組織與意義化等，例如「我會思考老師講解的課程內容」（理解）、「我會在紙上作筆記，組織自己的學習」（組織）、「我會把課本上的重點，用自己的話說出來」（意義化）。本研究的認知策略量表為單一因素結構，採李克特氏 6 點自陳量表的計分形式，共 5 題，分數由 5 分至 30 分，得分愈高表示學生愈能於課堂中運用認知策略。信度和效度分析的部分，研究者以未參與研究的 212 名高職生進行探索性因素分析，檢驗認知策略量表效度，結果顯示量表可萃取單一因素，符合量表的構念，解釋量達 70.26%，且 Cronbach's α 為 0.92，兩個數值均高於一般效度與信度考驗所建議的標準（即 60% 與 0.70）。

心情沉靜狀態

在本研究中，心情沉靜狀態是指學生於物理課時所測得的每堂課平均心率變異性非線性分析參數 SD_2 值。具體的計算方式為，在一堂物理課的 40 分鐘當中，會有 8 個 SD_2 值（一個 SD_2 值為 5 分鐘的取樣時間），研究者將這 8 個 SD_2 值予以平均，代表學生每堂物理課中平均的心情沉靜程度。由於不同個體間的心率變異需要標準化後才能進行比較，故研究者將三堂物理課所測得的 SD_2 平均值，以線性映射的方式映射至 1-15 分的區間中（即共得三次映射後的 SD_2 ），分數愈高代表學生在該堂課中心情愈為沉靜。

本研究的線性映射計算方式如下。首先，檢視本研究受試者的 SD_2 值的分布，發現介於 10 至 150 之間。其次，過去的研究指出，受試者心情愈為沉靜， SD_2 值愈低

(Chen et al., 2010; Chiang et al., 2012; Dehghanpour & Moharreri, 2014)，因此研究者界定 SD_2 數值小於或等於 20 為映射後的 SD_2 分數 15 分， SD_2 數值大於或等於 100 則為映射後的 SD_2 分數 1 分。最後，將 SD_2 數值介於 20 至 100 區間使用線性映射公式 $y = \frac{(100-x)}{80} \times 14 + 1$ 進行分數轉換，其中 y 代表映射後的 SD_2 分數， x 代表 SD_2 數值。透過上述的計算方式，可以將本研究所有受試者的 SD_2 平均值映射至 1-15 的分數區間內。

課室專注力

在本研究中，課室專注力是指受試學生在研究者自編的課室專注力問卷上的分數（共三次的課室專注力問卷）。課室專注力問卷為單一因素結構，問卷題項給受試者自評其課室專注的程度，例如：「我可以專心聽老師上課」、「我上課能專心，很少分心想其他的事」。課室專注力問卷共 5 題，採李克特氏 6 點自陳量表的計分形式，分數愈高表示學生上課愈為專注。研究者以學生三次的課室專注力問卷作答結果進行探索性因素分析，發現三次的結果相當一致，每次均萃取單一因素，解釋量分別為 66.82%、65.69% 與 65.23%，Cronbach's α 分別為 0.88、0.90 與 0.90。綜合上述顯示，課室專注力問卷的信度和效度均良好。

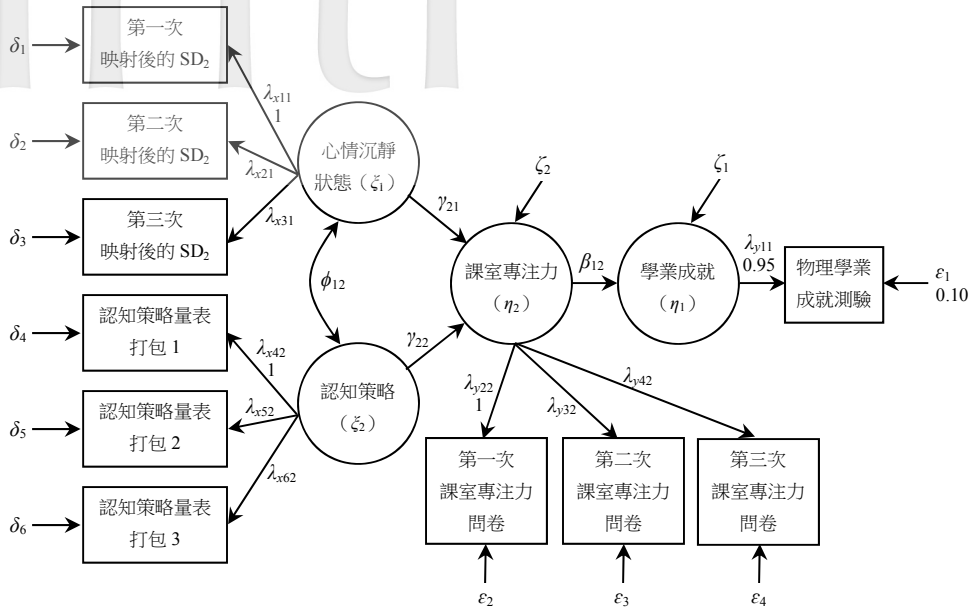
學業成就

在本研究中，學業成就是指受試學生在物理學業成就測驗上的得分。物理學業成就測驗是研究者與授課的物理教師依據三次物理課堂所教授的教材內容，以雙向細目表進行編製，故具有內容效度。測驗題型為選擇題與配對題，得分由 0 至 100，分數愈高表示學生的學業成就愈高。為了確保物理學業成就測驗難易度恰當，研究者在進行物理學業成就測驗施測前，以未參與研究的該校同年級學生 ($n = 104$) 作預試，篩選出難度與鑑別度大於 0.50 以上的題項供本研究對象進行施測。

關係模型與研究假設

研究者經過文獻探討後，提出圖二的關係模型，模型說明如下：潛在變項部分，本模型計有兩個潛在自變項（認知策略與心情沉靜狀態）與兩個潛在依變項（課室專注力與學業成就）；測量變項部分，模型共有六個外行測量變項（認知策略量表打包 1-3 與第一至第三次映射後的 SD_2 ）和四個內行測量變項（第一次至第三次課室專注力問卷與物理學業成就測驗）。

圖二：關係模型圖



本模型在設定上有兩點須注意：(1) 認知策略量表的打包——Little, Cunningham, Shahar, & Widaman (2002) 認為在單一潛在構念的條件下，透過打包法 (item parceling)，以三個測量指標對應一個潛在構念是理想的處理方式。本研究的認知策略量表為單一潛在構念，符合 Little et al. 所提的條件，故研究者將五題的認知策略量表以打包法分成三個測量指標 (題數分別為 2、2、1)。(2) 物理學業成就測驗的測量模型設定——由於物理學業成就測驗為單一測量指標，故研究者參考 Petrescu (2013) 對於單一測量指標在 SEM 上的設定建議，將 λ_{y11} 設定為 0.95， ϵ_1 設定為 0.10。本關係模型共計 10 個測量變項，因此將產生 55 個測量資料數 ($DP = 1/2 \times 10 \times 11$)。由圖二可知，本模型中的估計參數有 23 個，因此 $t < 105$ 過度辨識 (over identification)，符合 Bollen (1989) 的 t 法則 (t -rule) 檢定標準。

本研究首先確認模型與實徵資料的整體適配度，其次檢驗各係數 (研究假設) 的顯著性，其中研究者假設認知策略與心情沉靜狀態對於課室專注力具有直接的正向影響，課室專注力對於學業成就具直接的正向效果。除了直接效果的假設外，研究者亦假設認知策略與心情沉靜狀態會透過課室專注力而對於學業成就具有間接的正向效果，相關的研究假設如表一所示。

表一：研究假設一覽

| 變項關聯探討 | 研究假設 |
|-------------------|---------------------------------------|
| • 認知策略與課室專注力的關聯 | • 研究假設 1：認知策略運用得愈多，課室專注力愈高。 |
| • 心情沉靜狀態與課室專注力的關聯 | • 研究假設 2：心情愈為沉靜，課室專注力愈高。 |
| • 課室專注力與學業成就的關聯 | • 研究假設 3：課室專注力愈高，學業成就愈高。 |
| • 認知策略與學業成就的關聯 | • 研究假設 4：認知策略會透過課室專注力而對學業成就具間接正向效果。 |
| • 心情沉靜狀態與學業成就的關聯 | • 研究假設 5：心情沉靜狀態會透過課室專注力而對學業成就具間接正向效果。 |

資料分析與處理

本研究以 SPSS 15.0 與 LISREL 8.80 版的統計套裝軟體進行資料分析。研究者所使用的分析方法依序為描述性統計與 SEM 分析。描述性統計用以檢驗實徵資料是否符合常態分配，以確認後續 SEM 分析的估計法選擇。

由於本研究模型所引述的部分文獻理論基礎是相關性而非因果研究，故模型中的潛在變項位置可能存在着非研究者所預期的模型架構，在此情況下，以下的 SEM 分析會先採取 Jöreskog & Sörbom (1993) 的模型比較 (model comparison) 取向，比較依據不同觀點所建構各種模型的 AIC (Akaike information criterion) 值，在確認實徵資料所支持的最佳模型後，再針對該模型進行結構模型適配度考驗，並進一步針對潛在變項的效果，決定研究假設是否獲得支持。

研究結果

描述性統計結果

LISREL 以最大概似估計法 (maximum likelihood) 為預設的估計法，若違反常態分配的假設時，則應採用加權最小平方法 (generally weighted least squares) (余民寧，2006)，因此研究者在進行 SEM 分析前，先檢驗觀察資料是否符合常態分配，並以 Kline (1998) 的標準為判斷依據：當偏態 (skewness) 的絕對值小於 3.0，峰度 (kurtosis) 的絕對值小於 10.0 時，可視為單變量常態分配。由表二可知，本研究的 10 個測量變項無論是偏態或峰度均符合檢定標準。基於此，本研究採用最大概似估計法來進行 SEM 分析。

表二：測量變項描述性統計結果

| 測量變項 | 平均數 | 標準差 | 偏態 | 峰度 |
|-------------------------|-------|------|-------|-------|
| 物理學業成就測驗 | 81.11 | 9.43 | -1.45 | 2.89 |
| 第一次課室專注力 | 3.93 | 0.94 | -0.12 | 0.05 |
| 第二次課室專注力 | 3.95 | 0.89 | 0.14 | -0.19 |
| 第三次課室專注力 | 3.96 | 0.87 | 0.23 | -0.13 |
| 第一次映射後之 SD ₂ | 6.77 | 3.01 | -0.12 | -1.00 |
| 第二次映射後之 SD ₂ | 6.68 | 3.40 | -0.13 | -1.04 |
| 第三次映射後之 SD ₂ | 7.56 | 3.38 | -0.13 | -0.72 |
| 認知策略量表打包 1 | 3.82 | 1.09 | -0.39 | 0.31 |
| 認知策略量表打包 2 | 3.87 | 1.08 | -0.27 | 0.08 |
| 認知策略量表打包 3 | 4.14 | 1.14 | -0.57 | 0.17 |

模型比較

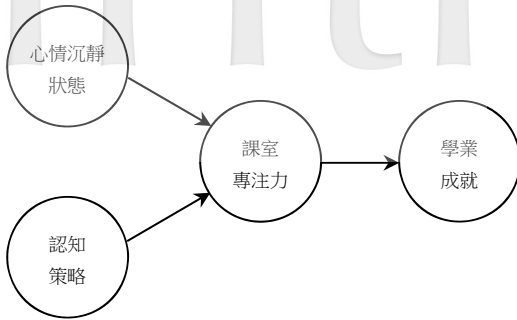
本研究所分析的潛在變項，包括學業成就、課室專注力、心情沉靜狀態與認知策略。從邏輯經驗而論，課室專注力會影響該堂課的學業成就，而就資料測量的時間點而言，本研究中心心情沉靜狀態的測量是在課室專注力與學業成就等變項之前（參見前述的研究流程），課室專注力的測量在學業成就之前。據此可知，從邏輯經驗與資料測量的時間點作判斷，學業成就、課室專注力與心情沉靜狀態的相互影響關係是較為確定的部分，而認知策略變項的位置才是影響不同模型架構的關鍵，故以下是針對三種認知策略變項的擺放位置，說明模型比較的結果。

圖三為三種模型的比較結果，其中模型一是本研究的考驗模型，是依據文獻探討後所提出的架構；模型二是雙中介模式，是以認知策略與課室專注力為心情沉靜狀態與學業成就關聯中的兩個中介變項；模型三是序列模式，是潛在變項按序列影響另一變項的模型架構。結果顯示模型一的 AIC 值最低（108.53），故從實徵資料的角度而言，本研究所欲考驗的模型是這幾種可能模型中最佳的解釋架構。

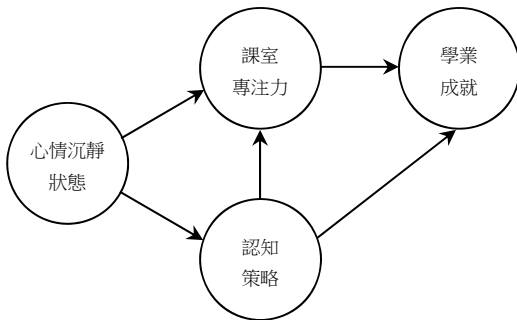
結構模型適配度考驗結果

在進行結構模型適配度考驗前，研究者先行計算本研究關係模型的統計考驗力，以虛無假設 $\epsilon = 0.05$ 、對立假設 $\epsilon = 0.10$ 、樣本數 = 254、自由度 = 32 進行估算，得到統計考驗力達 0.98，顯示模型具有高的統計考驗力。本研究的結構模型適配度考驗根據 Bagozzi & Yi (1988) 的主張，以違犯估計考驗、整體適配度考驗與內在適配度考驗三方面來評鑑模型與實徵資料的適配度。

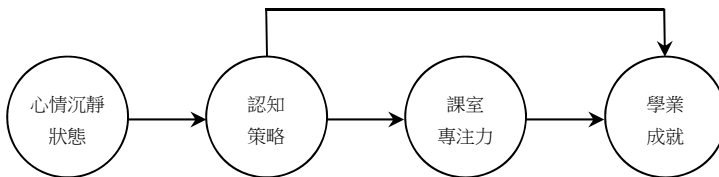
圖三：模型比較結果



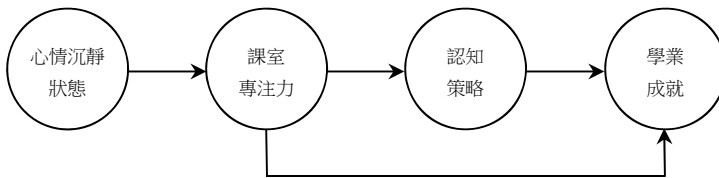
模型一：本研究架構
 RMSEA：0.061
 SRMR：0.038
 AIC：108.53



模型二：雙中介模式
 (不論是認知策略影響課室專注力或是課室專注力影響認知策略，評估指標均相同)
 RMSEA：0.063
 SRMR：0.038
 AIC：110.49



模型三：序列模式
 RMSEA：0.067
 SRMR：0.050
 AIC：114.43



模型三：序列模式
 RMSEA：0.062
 SRMR：0.040
 AIC：108.89

違犯估計考驗

就違犯估計考驗的部分，模型所有的參數估計結果沒有出現負的誤差變異（參照表三），符合「模型沒有出現負的誤差變異」的評估標準（Bagozzi & Yi, 1988）。此外，模型所有的因素負荷量皆大於 0.50，符合估計考驗標準。

表三：模式參數結果

| 參數 | SS 解 | 標準誤 | t 值 | SC 解 | 參數 | SS 解 | 標準誤 | t 值 | SC 解 |
|-----------------|------|------|-------|------|--------------|------|------|------|------|
| λ_{y11} | 0.95 | | | 0.95 | ϵ_1 | 0.10 | | | 0.10 |
| λ_{y22} | 0.87 | | | 0.87 | ϵ_2 | 0.24 | 0.03 | 7.36 | 0.24 |
| λ_{y32} | 0.88 | 0.06 | 17.93 | 0.88 | ϵ_3 | 0.23 | 0.03 | 7.14 | 0.23 |
| λ_{y42} | 0.85 | 0.06 | 17.09 | 0.88 | ϵ_4 | 0.28 | 0.03 | 8.14 | 0.28 |
| λ_{x11} | 0.81 | | | 0.81 | δ_1 | 0.35 | 0.05 | 7.27 | 0.35 |
| λ_{x21} | 0.75 | 0.08 | 12.12 | 0.75 | δ_2 | 0.43 | 0.05 | 8.63 | 0.43 |
| λ_{x31} | 0.87 | 0.08 | 13.01 | 0.87 | δ_3 | 0.25 | 0.05 | 5.19 | 0.25 |
| λ_{x42} | 0.88 | | | 0.88 | δ_4 | 0.23 | 0.03 | 8.27 | 0.23 |
| λ_{x52} | 0.95 | 0.05 | 22.04 | 0.95 | δ_5 | 0.10 | 0.02 | 4.40 | 0.10 |
| λ_{x62} | 0.86 | 0.05 | 18.93 | 0.86 | δ_6 | 0.26 | 0.03 | 8.76 | 0.26 |
| γ_{21} | 0.13 | 0.06 | 2.25 | 0.13 | ζ_1 | 0.85 | 0.09 | 9.79 | 0.85 |
| γ_{22} | 0.62 | 0.06 | 9.82 | 0.62 | ζ_2 | 0.56 | 0.06 | 7.80 | 0.57 |
| β_{12} | 0.50 | 0.08 | 5.83 | 0.39 | ϕ_{12} | 0.21 | 0.05 | 2.91 | 0.21 |

註：SS 為標準化係數解 (standardized solution)，SC 為完全標準化係數解 (completely standardized solution)。

整體適配度考驗

整體配度考驗包含絕對適配度 (absolute fit)、精簡適配度 (parsimonious fit) 及增量適配度 (incremental fit) 等三方面的評估 (余民寧, 2006)，結果見表四。

表四：整體適配度考驗結果

| 指標類型 | 指標名稱 | 檢定值 | 檢定標準 | 結果 |
|---------|-------|------------|--------------------|-----|
| 絕對適配度指標 | 卡方值 | 62.53 (顯著) | 不顯著 | 不理想 |
| | 卡方自由度 | 1.95 | < 3.00 | 理想 |
| | GFI | 0.95 | > 0.90 | 理想 |
| | SRMR | 0.04 | < 0.08 | 理想 |
| | RMSEA | 0.06 | < 0.08 | 理想 |
| 精簡適配度指標 | PGFI | 0.55 | > 0.50 | 理想 |
| | AIC | 108.53 | < 獨立 AIC (2117.82) | 理想 |
| 增量適配度指標 | NNFI | 0.98 | > 0.90 | 理想 |
| | CFI | 0.98 | > 0.90 | 理想 |

一、絕對適配度考驗

就絕對適配度考驗部分，本研究所建構之模型的卡方值 (62.53) 達顯著，不符合應不顯著的標準，卡方自由度值為 1.95，符合小於 3.00 的標準；GFI 為 0.95，符合大於 0.90 的檢定標準；SRMR 指數為 0.04，符合小於 0.08 的標準；RMSEA 為 0.06，符合小於 0.08 的標準。

二、精簡適配度考驗

就精簡適配度考驗，PGFI 為 0.55，達大於 0.50 的檢定標準，且理論模型 AIC 為 108.53，比獨立模式的 2117.82 還小，符合理論模型 AIC 必須小於獨立模式 AIC 的標準。

三、增量適配度考驗

在增量適配度考驗部分，NNFI 為 0.98，CFI 為 0.98，兩者均符合大於 0.90 的檢定標準。

綜合上述絕對適配度考驗、精簡適配度考驗與增量適配度考驗的研究結果，發現本研究所建構的關係模型，除了在卡方值的指標不符合標準外，其餘均達一般建議的標準。由於卡方值易隨樣本數大小而有所波動，多數學者建議仍須參照其他指標才能適當地評鑑模型適配度（余民寧，2006），由此可知，本模型與實徵資料呈現良好的適配。

內在適配度考驗

就內在適配度考驗而言（結果見表五），首先，本模型所有因素負荷量的估計結果均達 0.05 的顯著水準，符合「因素負荷量應達顯著」的評鑑標準。其次，本研究的測量變項中，觀察指標信度介於 0.56 與 0.90 之間，符合大於 0.50 的檢定標準。再者，課室專注力、認知策略與心情沉靜狀態等潛在變項的平均變異抽取量（average

表五：內在適配度考驗結果

| 變項 | 因素負荷量 | 觀察指標信度 | 平均變異抽取量 | 建構信度 |
|-------------------------|-------|--------|---------|------|
| 學業成就 (η_1) | | | | |
| 物理學業成就測驗 | 0.95 | 0.90 | | |
| 課室專注力 (η_2) | | | 0.77 | 0.91 |
| 第一次課室專注力問卷 | 0.87 | 0.76 | | |
| 第二次課室專注力問卷 | 0.88 | 0.77 | | |
| 第三次課室專注力問卷 | 0.85 | 0.72 | | |
| 心情沉靜狀態 (ζ_1) | | | 0.66 | 0.85 |
| 第一次映射後的 SD ₂ | 0.81 | 0.66 | | |
| 第二次映射後的 SD ₂ | 0.75 | 0.56 | | |
| 第三次映射後的 SD ₂ | 0.87 | 0.76 | | |
| 認知策略 (ζ_2) | | | 0.82 | 0.93 |
| 認知策略量表打包 1 | 0.88 | 0.77 | | |
| 認知策略量表打包 2 | 0.95 | 0.90 | | |
| 認知策略量表打包 3 | 0.86 | 0.74 | | |

註：學業成就 (η_1) 因為是單一測量指標，故無法計算平均變異抽取量和建構信度。

variance extracted) 高於 0.50 的檢定標準。最後，本研究中潛在變項成分信度，介於 0.85 與 0.93 之間，均高於 0.60 的檢定標準，顯示本研究的潛在變項具有良好信度。綜合上述結果，本研究模型具有良好的內在品質。

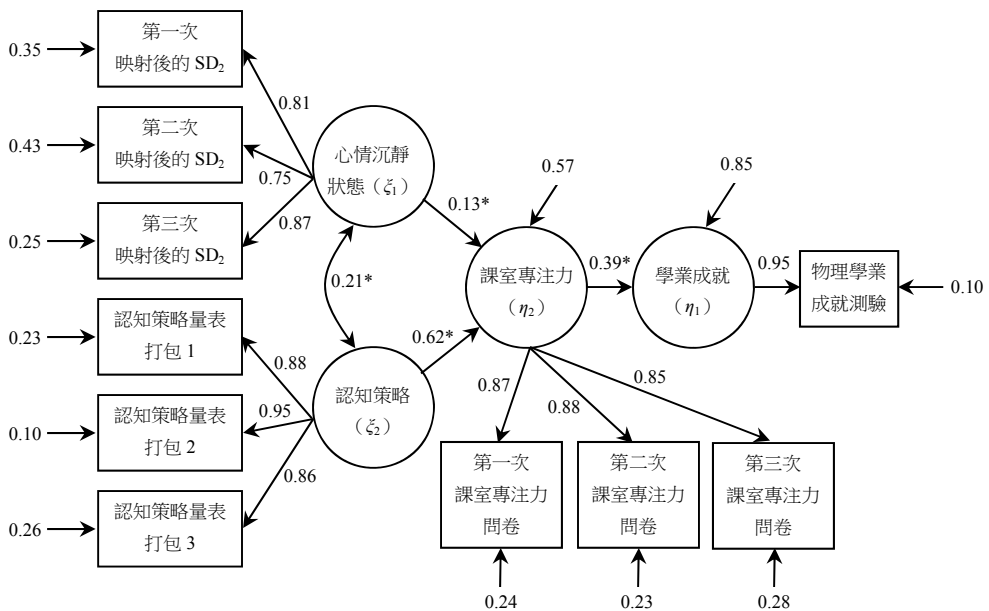
研究假設考驗結果

透過前述的模型考驗，結果顯示本研究所建構的關係模型與實徵資料適配良好，因此可再針對模型內各係數的估計作分析，以回答本研究的假設。以下從潛在變項的直接與間接效果說明。

直接效果（研究假設 1 至 3）

在本研究的五個研究假設中，有三個假設是關於兩個潛在自變項對於一個潛在依變項的直接效果，結果如表六與圖四所示。由圖四可知，認知策略與心情沉靜狀態皆對於課室專注力具有顯著的直接效果 ($r = 0.62, t = 9.78, p < 0.05; r = 0.13, t = 2.33, p < 0.05$)，顯示當學生在課堂中愈會使用認知策略，以及心情愈為沉靜，課室專注力會愈高，研究假設 1 與研究假設 2 獲得支持。其次，結果亦顯示當學生課室專注力愈高時，反映在該堂課的學業成就亦愈高，直接效果值達 0.39 ($t = 5.84, p < 0.05$)，研究假設 3 獲得支持。

圖四：關係模型圖結果



表六：直接效果摘要

| 變項關聯探討 | 研究假設 | 效果值 | 結果 |
|-----------------|---------------------------|------|----|
| 認知策略與課室專注力的關聯 | 研究假設 1：認知策略運用得愈多，課室專注力愈高。 | 0.62 | 支持 |
| 心情沉靜狀態與課室專注力的關聯 | 研究假設 2：心情愈為沉靜，課室專注力愈高。 | 0.13 | 支持 |
| 課室專注力與學業成就的關聯 | 研究假設 3：課室專注力愈高，學業成就愈高。 | 0.39 | 支持 |

間接效果（研究假設 4 與 5）

由於在 Shrout & Bolger (2002) 的研究中已經不把預測變項對於效標變項的影響列為中介效果存在的必要條件（即認知策略與身心沉靜狀態對學業成就的影響毋須有直接效果存在，課室專注力在當中仍可能具有中介效果），故以下的分析可不需針對該部分的條件作檢驗。由圖四可知，在 Baron & Kenny (1986) 陳列的其他中介效果成立條件：（1）預測變項（認知策略與心情沉靜狀態）可顯著預測中介變項（課室專注力）；（2）中介變項（課室專注力）可顯著預測效標變項（學業成就），皆屬成立的狀態，故可再透過 LISREL 的 Sobel test 檢驗中介效果是否存在。表七結果顯示，認知策略與心情沉靜狀態均會透過課室專注力而對學業成就產生間接正向影響（ $r = 0.24$, $t = 5.25$, $p < 0.05$; $r = 0.05$, $t = 2.19$, $p < 0.05$ ），亦即學生的認知策略與心情沉靜狀態會先影響自己上課時的專注力，而當上課專注了，才有較佳的學業成就表現，研究假設 4 與 5 獲得支持。

表七：間接效果摘要

| 變項關聯探討 | 研究假設 | 效果值 | 結果 |
|----------------|-------------------------------------|------|----|
| 認知策略與學業成就的關聯 | 研究假設 4：認知策略會透過課室專注力而對學業成就具間接正向效果。 | 0.24 | 支持 |
| 心情沉靜狀態與學業成就的關聯 | 研究假設 5：心情沉靜狀態會透過課室專注力而對學業成就具間接正向效果。 | 0.05 | 支持 |

研究者除了使用上述 LISREL 內建的間接效果檢定方式外，亦參考王臆婷、程炳林 (2012) 的方式，透過對於模型設定不同方式，比較預測變項（認知策略與心情沉靜狀態）對效標變項（學業成就）的影響效果是否會因為中介變項（課室專注力）的納入而受到影響。結果顯示，當不將課室專注力對於學業成就的影響納入估計時，認知策略與心情沉靜狀態對於學業成就的影響分別為： 0.28 ($t = 4.08$, $p < 0.05$) 與 -0.05 ($t = -0.65$, $p > 0.05$)，而再加入課室專注力對於學業成就的影響後，兩個係數分別

改變為 0.01 ($t = 0.11, p > 0.05$) 與 -0.11 ($t = -1.58, p > 0.05$)。上述結果顯示，課室專注力在認知策略對於學業成就影響的中介效果相當明顯，課室專注力對於學業成就的直接影響由顯著降為不顯著，屬於完全中介的狀況；相較而言，課室專注力的中介效果在心情沉靜狀態與學業成就之間的關聯，較無法透過這種檢定方式看出。

討 論

本研究因引述的部分文獻是相關性而非因果研究，故先進行模型的比較，透過實徵資料來選擇最適當的模型架構。結果顯示根據邏輯經驗與資料測量時間所建構的三種可能模型，其模型適配度均符合標準，但是在 AIC 值上是以本研究所探討的架構為最佳。據此，以下的討論是針對本研究依據文獻探討所建構的模型來說明。

認知策略、心情沉靜狀態與課室專注力的關聯

本研究發現學習策略範疇下的認知策略運用與心情沉靜狀態均與課室專注力具有直接的正向關聯。首先，就認知策略與課室專注力的部分，本研究的結果大致呼應過去以實驗操弄方式的認知功能取向注意力訓練研究（王乙婷、何美慧，2003；林鉉宇、周台傑，2010；簡吟文、孟瑛如，2009；Holmes & Gathercole, 2014; Holmes et al., 2010），這些研究顯示受試者持續使用適合特定任務情境的認知策略後，課室專注力（注意力的持續功能）或工作記憶（注意力的持續、選擇功能）有顯著提升，可見認知策略是影響學生注意力的關鍵變項。本研究是以問卷調查方式測量認知策略與課室專注力的關聯，雖然未如上述研究那樣以實驗操弄方式要求學生在課堂中反覆持續使用認知策略的活動，但是因為學生在課堂中本身就常會使用知識的理解、組織與意義化等認知策略（張新仁，2006），因此即使教師未引導學生進行這些認知策略的活動，實務上許多學生仍會主動使用這些認知策略，故本研究所發現的認知策略與課室專注力存在正向關聯的結果，除了是驗證過去的實徵研究外，更是進一步將此結果擴展至課室場域中。

其次，針對心情沉靜狀態與課室專注力的關係，本研究的結果回答了 Tang & Posner（2009）文中提出未來值得持續探究的問題：甚麼因素能使身心狀態取向的注意力訓練產生理想身心狀態的效果。研究者在比較眾多身心狀態取向注意力訓練研究後，發現雖然不同訓練活動的主題有異，但其設計皆有透過深層呼吸使個體心情沉靜的步驟，因此假定心情沉靜是這些訓練活動可提升注意力的原因，而這假定在本研究中獲得支持：學生心情愈沉靜，課室專注力愈高。更進一步而言，過去研究已經顯示教師在進行教學前先給學生進行靜坐活動，有助於其後續的課室專注（王文環，2009；陳彥好，2005；Beauchemin et al., 2008; Hodgins & Adair, 2010; Lutz et al., 2008;

Ramsburg & Youmans, 2014)，而針對這些研究的實驗操弄效果（靜坐訓練活動），本研究提供了可能的解釋因素，即靜坐訓練活動為何對於課室專注力具有正向影響，可能的原因之一就是靜坐訓練使心情沉靜的緣故。再則，本研究雖然並未如上述研究那樣採取教師引導學生先進行靜坐以促進上課專注的實驗操弄，不過在心率變異性分析的輔助下，本研究可以掌握到每名受試學生的心情沉靜狀態，這些學生在未經實驗操弄下，心情沉靜狀態有高有低，所形成的分布資料可與透過問卷調查形式的課室專注力之間形成正向關聯，一方面顯示這兩個變項在不同測量方法下仍具有顯著的相關，避免共同方法變異的混淆疑慮；另一方面亦因為這研究未進行實驗的操弄，符合學生的真實狀況，相較於過去的研究更具有生態效度（ecological validity）。

課室專注力與學業成就的關連及其扮演的中介變項角色

本研究除驗證了顏永森等（2011）的研究結果（學生的課室專注力與學業成就具有正向關聯），更重要的發現是認知策略與心情沉靜狀態對學業成就的影響中，課室專注力均扮演中介變項的角色。首先，針對認知策略與學業成就關聯的部分，本研究結果進一步延伸過去研究認為認知策略對學業成就有正向影響的結論（張新仁、傅粹馨，2008；楊坤原、鄭湧涇，1997），亦即是說，本研究發現當納入課室專注力對學業成就的影響後，認知策略對學業成就的效果就會顯著降低。然而，受限於本研究資料測量的時間，研究者認為不宜針對此部分作過多解釋。因為本研究的認知策略量表是在三週課程結束後隔一週的自修課時，著學生回憶前三週課程中使用認知策略的狀況，不像課室專注力問卷是在每堂課結束時立即填寫，故有可能造成所測得的課室專注力與學習的關聯，其強度比起要透過事後回憶來作測量的認知策略與學習的關聯更為直接。

其次，課室專注力在心情沉靜狀態與學業成就的關係中具中介效果。關於這點，研究者認為須從課室專注力的性質作解釋。Knudsen（2007）指出注意力不僅是由下而上地因環境中的刺激訊息而加以注意，亦會由上而下受到個體對於特定訊息的偏好影響；換言之，課室專注力除了包含學生對於教師教學訊息的注意之外，亦包括對於教師教學訊息的偏好，即對於教師教學，學生的動機應會影響自己的課室專注程度。從這個角度看，當學生心情沉靜時，固然能不受自己其他思緒干擾，而可注意到教師的教學訊息（即注意力由下而上的刺激過濾功能），符合 Swanson & Howell（1996）認知干擾的觀點。但是，假如學生對於教師的教學沒有太高動機（即由上而下的訊息偏好），則即使處於心情沉靜狀態，亦無法保證能專注於教師的教學，學業成就便不一定能有好表現。據此，相較於心情沉靜狀態，課室專注力與學業成就之間的關聯更為密切，因此當納入課室專注力對於學業成就的影響後，心情沉靜狀態對學業成就的影響屬於間接效果是相當合理的結果。

結論與建議

課室專注力是學生理解教師教學訊息的基礎，現今科技聲光媒體充斥，學生課室專注力不佳已是急待解決的問題。過去的實徵研究多從心理學角度出發，聚焦於學生一般情況下的注意力功能，甚少探討學生的課室專注情況。本研究從過去心理學注意力訓練的文獻中，歸納出與課室專注力關聯密切的變項（即認知策略與心情沉靜狀態），建構認知策略、心情沉靜狀態、課室專注力及學業成就關聯的解釋模型，並檢驗課室專注力在當中扮演的中介角色。值得一提的是，本研究以心電訊號進行心率變異性分析，能在不干擾學生上課的情況下，即時測得其上課時的心情沉靜狀態，不僅在研究工具上有所創新，增加研究效度，更重要是將注意力相關研究擴展至真實課室情境的專注力研究，突破過去注意力實徵研究局限於實驗室情境的限制。據研究者所知，本研究是台灣第一個將心率變異性分析（樣本數大於 200 人）大規模應用於真實課室場域的實徵研究，別具意義。

本研究經過模型比較，選擇出最佳的模型架構進行後續的模型適配度考驗，結果顯示關係模型與實徵資料適配情況良好，模型的路徑顯示：學生認知策略運用得愈多，課室專注力愈高；心情愈為沉靜，課室專注力愈高；課室專注力愈高，學業成就愈高；學生的認知策略透過課室專注力而對學業成就具正向間接影響效果；學生的心情沉靜狀態透過課室專注力而對學業成就具正向間接影響效果。綜合研究結果，本研究除驗證了認知策略與心情沉靜狀態對於課室專注力具直接正向影響外，更發現認知策略對於課室專注力的效果大於心情沉靜狀態帶來的影響，且亦確認課室專注力具有中介效果。根據結果，下文提出三點未來研究建議。

心率變異性分析的擴大應用

本研究聚焦在學生心情沉靜狀態與課室專注力的關聯探討，只給學生在進行物理課期間佩戴心電感測器。既然本研究這種應用心率變異性分析的方式可以獲得具顯著意義的心電訊號與學生量表問卷作答資料關聯的統計結果，再加上心率變異性分析沒有侵入性，卻有即時且精確的資料測量特性，於教育場域中實具有豐富的應用潛力，因此建議未來的研究可以擴大心率變異性的應用，給學生佩戴心電感測器的時間點不單在課室教師教學的情境，而可進行更多元主題的探究。舉例而言，學生在進行學業成就測驗時就可以佩戴心電感測器，以進一步分析心情沉靜程度與測驗表現之間的直接關聯性。由於目前探討焦慮與學業成就測驗表現的研究大多是以學生事後回憶的方式，測量學生一段時間以來的平均焦慮情緒，故此如果改為採用即時性的心率變異性分析，可以有效改善資料蒐集的精準度，進而增進研究效度。

認知策略的測量時間要更為即時

本研究雖然是使用具信度和效度的認知策略量表，但是相較於課室專注力問卷與心情沉靜狀態都是在課堂中測量，認知策略量表則採取學生事後回想的填寫方式（與物理課程間隔時間達一週），而這種事後回憶的測量有可能會產生一些混淆因素，例如：學生對於之前上課時使用認知策略的情節性記憶，其精確程度就有可能干擾到認知策略測量的正確性。除了可能產生的干擾因素外，學生使用認知策略時連帶可能亦會啟動腦中職司注意力功能的部位，因此認知策略測量的時間性可能會影響其與課室專注力甚至學業成就之間的關聯。雖然在本研究中，研究者已經採用模型比較的取向選擇出最佳的模型架構，不過為了能追求研究方法的精進，建議未來研究可採用更簡短的量表工具（或課後立即進行簡單訪談），在每堂課結束後立即測量該堂課所使用的認知策略狀況，檢驗是否會有與本研究一樣的結果。

模型的調整：納入學習動機與學業成就組別變項

本研究採用 SEM 分析方式，為了盡可能控制會影響模型中潛在變項的外在干擾因素，研究者先進行四個班級的智力測驗考驗，並且令四個班級的物理課均由同一名物理教師上課，排除智力與不同教師所可能帶來的混淆效果。不過，在本研究的討論中發現學習動機可能是需要另外加以控制的一個變項，因為課室專注力之所以在心情沉靜狀態對於學業成就的影響中具有中介效果，或許是因為課室專注力涵蓋了部分的學習動機元素，使得課室專注力與學業成就的關聯較心情沉靜狀態與學業成就的關聯更為密切。由此可見，學習動機可能扮演課室專注力對學業成就影響的調節變項。據此，建議未來研究可以另外納入學習動機的變項，檢驗其是否具有調節課室專注力對學業成就影響的效果存在。此外，本研究以學生的學業成就為作出解釋的主要依變項，這裏的學業成就指學生在經過三堂物理課教學後的學業表現。從結果來看，這變項得到具統計顯著性的解釋。然而，過去的研究顯示，高學業成就的學生往往使用較多的認知策略（張新仁、傅粹馨，2008；楊坤原、鄭湧涇，1997），亦即可能原先就有着較高學業成就的學生，其在課堂中會使用較多認知策略，而因為認知策略的運用與注意力功能關係密切，亦連帶有較高的課室專注力。以此觀點來看，模型可以考慮不僅只是包含學生三堂物理課結束後的學業成就，亦可納入在進行物理課前的學業成就表現分組變項；建議未來研究可以應用 SEM 多群組分析方式，針對高低學業成就表現的學生建構分屬的模型。

鳴謝

作者感謝科技部提供高瞻計畫研究補助（計畫編號：NSC 100-2514-S006-001）及中華電信與國立成功大學提供合作研究案補助（契約編號：MAC000298-1），亦誠摯感謝計畫團隊所有專任及兼任研究助理並合作學校師生的參與和協助。

參考文獻

- 王乙婷、何美慧（2003）。〈自我教導策略增進 ADHD 兒童持續性注意力之效果〉。《特殊教育學報》，第 18 期，頁 21-54。
- 王文環（2009）。《中度智能障礙高職學生實施靜坐練習對腦波及注意力之影響》（未出版碩士論文）。樹德科技大學，高雄，台灣。
- 王臆婷、程炳林（2012，10 月）。〈學業自尊和自我設限之關係：學業情緒中介效果分析〉。論文發表於台灣心理學會第 51 屆年會，台中，台灣。
- 余民寧（2006）。《潛在變項模式：SIMPLIS 的應用》。台北，台灣：高等教育出版社。
- 林玉雯、黃台珠、劉嘉茹（2010）。〈課室學習專注力之研究——量表發展與分析應用〉。《科學教育學刊》，第 18 卷第 2 期，頁 107-129。
- 林宜親、李冠慧、宋玟欣、柯華蕓、曾志明、洪蘭、阮啟弘（2011）。〈以認知神經科學取向探討兒童注意力的發展和學習之關聯〉。《教育心理學報》，第 42 卷第 3 期，頁 517-541。
- 林鉉宇、周台傑（2010）。〈國小兒童注意力測驗之編製〉。《特殊教育研究學刊》，第 35 卷第 2 期，頁 29-53。
- 張春興（2001）。《教育心理學——三化取向的理論與實踐》。台北，台灣：東華。
- 張新仁（2006）。〈學習策略的知識管理〉。《教育研究與發展期刊》，第 2 卷第 2 期，頁 19-42。
- 張新仁、傅粹馨（2008）。《不同教育階段學生學習策略量表之編製（II）》。行政院國家科學委員會專題研究計畫成果報告（計畫編號：NSC 95-2413-H-017-006）。
- 許芳菊（2008）。〈打造專注力〉。《親子天下》，第 2 期，頁 116-144。
- 陳彥妤（2005）。《靜坐介入方案執行或開放教育程度差異對幼兒神經生理表現之探討》（未出版碩士論文）。樹德科技大學，高雄，台灣。
- 楊坤原、鄭湧涇（1997）。〈高一學生遺傳學解題表現與解題策略之研究〉。《科學教育學刊》，第 5 卷第 4 期，頁 529-555。
- 楊雅婷、陳奕樺（2013）。〈課室專注力量表之建構〉。《教育研究與發展期刊》，第 9 卷第 4 期，頁 1-28。doi: 10.3966/181665042013120904001
- 簡吟文、孟瑛如（2009）。〈注意力訓練對國小學習障礙學生在課堂學習時注意力影響之探討〉。《特殊教育與復建學報》，第 20 期，頁 25-52。
- 顏永森、胡學誠、柯天盛（2011）。〈數位學習注意力對學習成效影響之研究〉。《T&D 飛訊》，第 112 期，頁 1-21。

- Bagozzi, R. P., & Yi, Y. (1988). On the evaluation of structural equation models. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 16(1), 74–94. doi: 10.1177/009207038801600107
- 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. doi: 10.1037/0022-3514.51.6.1173
- Beauchemin, J., Hutchins, T. L., & Patterson, F. (2008). Mindfulness meditation may lessen anxiety, promote social skills, and improve academic performance among adolescents with learning disabilities. *Complementary Health Practice Review*, 13(1), 34–45. doi: 10.1177/1533210107311624
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York, NY: John Wiley.
- Castle, P., & Buckler, S. (2009). *How to be a successful teacher: Strategies for personal and professional development*. London, England: Sage.
- Chen, C. Y., Wang, C. J., Chen, E. L., Wu, C. K., Yang, Y. K., Wang, J. S., & Chung, P. C. (2010, October). *Detecting sustained attention during cognitive work using heart rate variability*. Paper presented at 2010 Sixth International Conference on Intelligent Information Hiding and Multimedia Signal Processing, Darmstadt, Germany.
- Chiang, W. C., Chen, I. H., Yang, Y. T. C., & Wang, J. S. (2012, June). *Evaluation of sustained attention using feature parameters extracted from ECG signal*. Paper presented at 2012 National Symposium on System Science and Engineering, Keelung, Taiwan.
- Dehghanpour, P., & Moharreri, S. (2014). The effect of music on linear and nonlinear parameters of HRV. *Indian Journal of Scientific Research*, 1(2), 34–39. Retrieved from <http://www.ijsr.in/upload/65475740Microsoft%20Word%20-%20Copy%20of%20IJSR6.pdf>
- Desbordes, G., Negi, L. T., Pace, T. W. W., Wallace, B. A., Raison, C. L., & Schwartz, E. L. (2012). Effects of mindful-attention and compassion meditation training on amygdala response to emotional stimuli in an ordinary, non-meditative state. *Frontiers in Human Neuroscience*, 6, article 292. doi: 10.3389/fnhum.2012.00292
- Hodgins, H. S., & Adair, K. C. (2010). Attentional processes and meditation. *Consciousness and Cognition*, 19(4), 872–878. doi: 10.1016/j.concog.2010.04.002
- Holmes, J., & Gathercole, S. E. (2014). Taking working memory training from the laboratory into schools. *Educational Psychology: An International Journal of Experimental Educational Psychology*, 34(4), 440–450. doi: 10.1080/01443410.2013.797338
- Holmes, J., Gathercole, S. E., Place, M., Dunning, D. L., Hilton, K. A., & Elliott, J. G. (2010). Working memory deficits can be overcome: Impacts of training and medication on working memory in children with ADHD. *Applied Cognitive Psychology*, 24(6), 827–836. doi: 10.1002/acp.1589
- Jöreskog, K., & Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Chicago, IL: Scientific Software International.
- Kane, M. J., & Engle, R. W. (2003). Working-memory capacity and the control of attention: The contributions of goal neglect, response competition, and task set to Stroop

- interference. *Journal of Experimental Psychology: General*, 132(1), 47–70. doi: 10.1037/0096-3445.132.1.47
- Kline, R. B. (1998). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York, NY: Guilford Press.
- Knudsen, E. I. (2007). Fundamental components of attention. *Annual Review of Neuroscience*, 30, 57–78.
- Little, T. D., Cunningham, W. A., Shahar, G., & Widaman, K. F. (2002). To parcel or not to parcel: Exploring the question, weighing the merits. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 151–173. doi: 10.1207/S15328007SEM0902_1
- Lutz, A., Slagter, H. A., Dunne, J. D., & Davidson, R. J. (2008). Attention regulation and monitoring in meditation. *Trends in Cognitive Sciences*, 12(4), 163–169. doi: 10.1016/j.tics.2008.01.005
- Luu, P., & Posner, M. I. (2003). Anterior cingulate cortex regulation of sympathetic activity. *Brain*, 126(10), 2119–2120. doi: 10.1093/brain/awg257
- Miller, C. (2012). *Do video games cause ADHD? Why kids with attention problems are so focused — even fixated — on the screen*. Retrieved from <http://www.childmind.org/en/posts/articles/adhd-and-video-games>
- Moran, A. (2012). Concentration: Attention and performance. In S. M. Murphy (Ed.), *The Oxford handbook of sport and performance psychology* (pp. 117–130). New York, NY: Oxford University Press.
- Petrescu, M. (2013). Marketing research using single-item indicators in structural equation models. *Journal of Marketing Analytics*, 1(2), 99–117. doi: 10.1057/jma.2013.7
- Ramsburg, J. T., & Youmans, R. J. (2014). Meditation in the higher-education classroom: Meditation training improves student knowledge retention during lectures. *Mindfulness*, 5(4), 431–441. doi: 10.1007/s12671-013-0199-5
- Selvaraj, N., Shivplara, N. B., Bhatia, M., Santhosh, J., Deepak, K. K., & Anand, S. (2008). Heart rate dynamics during Shambhavi Mahamudra — A practice of Isha yoga. *Journal of Complementary and Integrative Medicine*, 5(1), article 22. doi: 10.2202/1553-3840.1137
- Shrout, P. E., & Bolger, N. (2002). Mediation in experimental and nonexperimental studies: New procedures and recommendations. *Psychological Methods*, 7(4), 422–445. doi: 10.1037/1082-989X.7.4.422
- Swanson, S., & Howell, C. (1996). Test anxiety in adolescents with learning disabilities and behavior disorders. *Exceptional Children*, 62(5), 389–397.
- Tang, Y. Y., & Posner, M. I. (2009). Attention training and attention state training. *Trends in Cognitive Sciences*, 13(5), 222–227. doi: 10.1016/j.tics.2009.01.009
- Task Force of the European Society of Cardiology and the North American Society of Pacing and Electrophysiology. (1996). Heart rate variability: Standards of measurement, physiological interpretation, and clinical use. *Circulation*, 93(5), 1043–1065. doi: 10.1161/01.CIR.93.5.1043

附錄一

本研究中心電感測器的規格說明

心電感測器包含一心電訊號放大／濾波電路、一微控制器模組、一無線傳輸模組及一資料儲存模組。心電訊號放大／濾波電路由一儀表放大器、一高通濾波器、一低通濾波器及一帶斥濾波器所組成，儀表放大器用來蒐集心臟跳動時產生的差模訊號，並濾除肌電訊號等人體產生的共模雜訊，本儀器的共模拒斥比（CMRR）可達 90Db；高通濾波器、低通濾波器及帶斥濾波器則用來濾除發生在心電訊號之外頻率的雜訊，其中訊號頻率大於 100Hz、小於 0.05Hz 及市電頻率 60Hz 等頻率的訊號會被這模組濾除。心電感測器使用 Microchip® PIC24FJ64GA002 為微控制器。心電訊號的取樣率設定為 200Hz，訊號解析度設為 12-bit，額定消耗電流為 12mA。

附錄二

測量變項的相關係數矩陣

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 |
|--------------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 1 物理學業成就測驗 | 1 | | | | | | | | |
| 2 第一次課室專注力問卷 | 0.295* | 1 | | | | | | | |
| 3 第二次課室專注力問卷 | 0.338* | 0.744* | 1 | | | | | | |
| 4 第三次課室專注力問卷 | 0.329* | 0.736* | 0.741* | 1 | | | | | |
| 5 第一次映射後的SD ₂ | -0.077 | 0.166* | 0.136* | 0.192* | 1 | | | | |
| 6 第二次映射後的SD ₂ | 0.044 | 0.129* | 0.147* | 0.267* | 0.608* | 1 | | | |
| 7 第三次映射後的SD ₂ | 0.039 | 0.197* | 0.202* | 0.253* | 0.701* | 0.650* | 1 | | |
| 8 認知策略量表打包1 | 0.208* | 0.439* | 0.465* | 0.430* | 0.090 | 0.171* | 0.085 | 1 | |
| 9 認知策略量表打包2 | 0.232* | 0.551* | 0.548* | 0.564* | 0.172* | 0.225* | 0.168* | 0.831* | 1 |
| 10 認知策略量表打包3 | 0.213* | 0.499* | 0.423* | 0.468* | 0.131* | 0.180* | 0.145* | 0.778* | 0.812* |

* $p < .05$

**Examining the Relationship Between Cognitive Strategies, Calmness,
Classroom Concentration, and Academic Achievement:
Taking a Vocational School in Taiwan as an Example**

Ya-Ting YANG & I-Hua CHAN

Abstract

Students' concentration in the classroom is fundamental to understanding what teachers instruct. However, in this era of too much audiovisual stimulus, low classroom concentration of students is an urgent problem to be resolved. After reviewing the literature of attention training, this study proposed a model to explain the relationship between cognitive strategies, calmness, classroom concentration, and academic achievement. Also the mediation effect of classroom concentration was examined. A total of 254 senior vocational students in one vocational high school in Kaohsiung participated in this study. To measure students' calmness, heart rate variability analysis was used in three classes of physics. After model comparison, one model that had better fit index (Akaike information criterion) was chosen and was further examined. Results showed that the model fit well with empirical data and all hypotheses were supported: (a) the more cognitive strategies were used, the higher classroom concentration; (b) the more calmness, the higher classroom concentration; (c) the higher classroom concentration, the higher academic achievement; (d) the mediation effect of classroom concentration was found in both the relationship between cognitive strategies and academic achievement as well as between calmness and academic achievement. This study not only suggested that cognitive strategies and calmness positively influence classroom concentration, but also found that the effect of the former is larger than the latter. Suggestions for future studies were also provided.

Keywords: cognitive strategies; calmness; classroom concentration; academic achievement; heart rate variability