

國立臺灣師範大學教育心理與輔導學系
教育心理學報，2012，43 卷，3 期，633-656 頁

雙核心動機模式測量指標的建立 及跨年級的檢驗*

劉政宏

玄奘大學
應用心理學系

劉政宏（2009）提出雙核心動機模式（dual-core motivation model，簡稱 DCM）來說明學習動機包含的成分，及其對學習行為的影響路徑，其中認為學習動機包含價值、預期、情感與執行意志四個不同成分，但其中僅有情感與執行意志兩個核心成分對學習行為有直接影響力，價值與預期等成分則是經由雙核心成分的中介，間接對學習行為產生影響。先前研究顯示 DCM 在概念架構與檢驗證據上仍有改善空間，因此本研究目的在進一步闡述與確定 DCM 中各動機成分的概念與測量指標，並以 1203 位小六至國三學生資料針對修正後的 DCM 進行檢驗與跨年級比較。使用的工具包含「國中小學習動機量表」與「國中小學習行為量表」，資料則透過 LISREL 進行結構方程模式分析。分析結果發現，相較於先前結果，修正後的 DCM 獲得觀察資料的支持，其整體適配度與內在品質皆大幅提昇，同時不同年級的中小學生在 DCM 大多數結構係數上並未有差異。本研究根據研究結果在理論與實務上的涵義進行討論，並提出結果應用及未來研究的建議。

關鍵詞：學習行為、學習動機、雙核心動機模式

對教育相關人員而言，引發學生積極的學習行為是相當重要的課題，因此有關學習動機的研究在教育情境中一直受到許多關注。由於在動機研究中，發展「能保留以往研究所發現的多種複雜動機概念與歷程，但較精簡」的整合性模式，是受期待的研究方向（Wentzel & Wigfield, 2009），同時在實務上，若想有效率引發學生積極學習行為，可能必須先瞭解動機包含的成分，及這些成分對學生學習行為的影響力與影響路徑（劉政宏、張景媛、許鼎延與張瓊文，2005）。因此，劉政宏（2009）提出雙核心動機模式（dual-core motivation model，簡稱 DCM）來歸納以往研究提及的學習動機相關概念與成分，並說明各動機成分與學習行為間的影響路徑關係。然而，由於此研究顯示 DCM 在概念架構與檢驗證據上仍有改善空間，因此本研究希望針對這些值得補強之處進行調整與加強，以提出更精簡、完整與可信的

* 本文通訊方式：liusmallhon@seed.net.tw。

DCM，並有助於後續研究的應用。以下先說明 DCM 相關概念，再依據其不足之處說明本研究企圖調整與延伸檢驗之處。

一、學習動機的界定與成分

學習動機可界定為一種「引起並維持學生自發從事課業學習活動的內在動力」(劉政宏等人, 2005)。在早期研究中, 學者大多由特定或單一角度來界定與探討學習動機, 如 Crandall (1963)、Crandall、Good 與 Crandall (1964) 由外在環境後效強化觀點來解釋學生學習動機的發展。McClelland、Atkinson、Clark 與 Lowell (1953) 及 Maslow (1970) 則傾向由天生內在需求角度對人類動機進行解釋。有些學者則注意到學生主觀認知歸因、評估或信念對學習動機的影響, 如 Atkinson (1964) 認為個人成就需求高低需考慮重要性、成敗預期等認知因素。另外, Weiner (1972) 之自我歸因論 (self-attribution theory)、Bandura (1982, 1986) 之自我效能論 (self-efficacy theory)、Dweck 與 Elliott (1983) 之學得無助論 (learned helplessness theory) 等也都是由認知歸因、評估或信念角度提出的動機理論。

近年來, 許多研究者開始由整合的角度來界定學習動機包含的不同成分 (McCullum & Kajs, 2009), 如 Wigfield 與 Eccles (2000) 提出成就動機之預期價值論 (Expectancy-value theory of achievement motivation), 認為動機包括作業價值 (task values)、能力信念 (ability-related beliefs) 和成功預期 (expectancies for success) 三成分。另外, Pintrich (1989, 2003)、Pintrich 與 Schunk (2002) 則認為學習歷程中的動機因素包含價值 (value)、預期 (expectancy) 和情感 (affective) 等三成分, 而此觀點也被國內外許多研究者在對學習動機概念進行界定與測量時所採用 (如吳靜吉與程炳林, 1992; 施淑慎、曾瓊慧與蔡雅如, 2007; 程炳林, 2002; 程炳林與林清山, 2001; Jacobson & Harris, 2008)。

由於 Pintrich (1989, 2003)、Pintrich 與 Schunk (2002) 的動機成分觀點和 Wigfield 與 Eccles (2000) 預期價值論相較起來, 除了將能力信念與成功預期合併為預期成分外, 也將情感成分獨立為一種動機成分, 因此就學習動機成分架構而言, 顯得較為精簡且完整, 也因此國內研究方面, 劉政宏等人 (2005) 亦以 Pintrich 的架構為基礎, 將學習動機成分區分為價值、預期和情感三成分。在對各動機成分內涵略做修正後, 他們將價值成分界定為「學習者對課業學習重要性與效用性之認知」, 而不涉及興趣概念的界定; 將預期成分界定為「學習者對課業學習能否成功的預期」, 而不涉及能力信念、自我效能信念及控制信念等概念; 將情感成分界定為「學習者對課業學習工作之正、負向情感反應」, 即學習者「喜歡與樂於從事課業學習工作, 並對課業學習產生快樂、愉快或感到有趣等正向情感反應」以及「討厭與厭倦從事課業學習工作, 並對課業學習產生痛苦、煩躁或感到無聊等負向情感反應」, 而不將其界定為與個體在課業方面與自尊需求有關的衍生情緒, 或考試焦慮等情境特定的情緒反應。而在以 576 名小六生為對象所進行的檢驗中, 他們發現此這三個成分確實屬於彼此有所區隔的動機成分。

另外, 近年來「意志」相關概念受到動機研究的重視, 也被許多研究證實其與驅動、完成課業學習行為很有關 (如程炳林與林清山, 2001, 2002; Baumann & Kuhl, 2005; Corno, 1993; Garcia, McCann, Turner, & Roska, 1998; Kuhl, 1984, 1985, 1994a, 1994b)。雖然在自我調整學習領域中, 意志相關概念的界定與測量通常被包含於行動控制、意志控制構念中, 且主要扮演的是驅動、執行及保護動機所引發行動意向的中介角色, 而非直接納入動機成分架構中, 然而若由學習動機的定義來考量 (「引起並維持」學生自發從事課業學習活動的內在動力), 意志相關概念亦應適合界定為學習動機的一個成分。同時, 由於有些研究亦支持將行動控制相關概念納入學習動機概念中測量 (如 Bouffard, Boisvert, Vezeau, & Larouche, 1995), 因此劉政宏 (2009) 在其分析的動機成分架構中再納入此方面概念。值得注意的是, 以往研究界定或測量的行動控制概念包含「特質」(如行動導向; action orientation) 與「策略」(行動控制策略)

兩部分（程炳林與林清山，2001），但有關動機個別差異的概念指涉的應較屬特質層次，同時劉政宏對此方面特質的界定和 Kuhl（1985）、Baumann 與 Kuhl（2005）的行動導向概念仍有差異，為避免和先前研究混淆，因此他將此動機概念稱為「執行意志」（executive volition）。具體而言，此種動機成分指的是「個體在執行課業學習行為時，能否迅速驅動想法付諸行動（去做）、堅持到底（做完）、求善求美（做好）等與意志有關的特質，此種特質越強的個體，不管是在一般情境，或是在有誘惑、干擾、內外阻礙存在的情況下，驅動行動意向付諸行動（該做就去做）、維持行動直到完成（堅持到底）、要求行動達到目標與品質要求（求善求美）的傾向會越強」。

整體而言，劉政宏（2009）將學習動機區分為價值、預期、情感與執行意志四個不同成分，而在以 480 名小六生資料進行一階、二階驗證性因素分析、聚斂與區別效度分析的檢驗後，亦支持這四個成分確實屬於彼此有所區隔的成分，同時也可隸屬於共同的高階學習動機成分中。

二、雙核心動機模式（DCM）的內涵與初步檢驗結果

在將學習動機區分為四個不同成分後，劉政宏（2009）進一步歸納動機與認知心理學相關研究成果提出雙核心動機模式，來說明各種動機成分與學習行為間彼此影響的路徑關係，如圖 1。

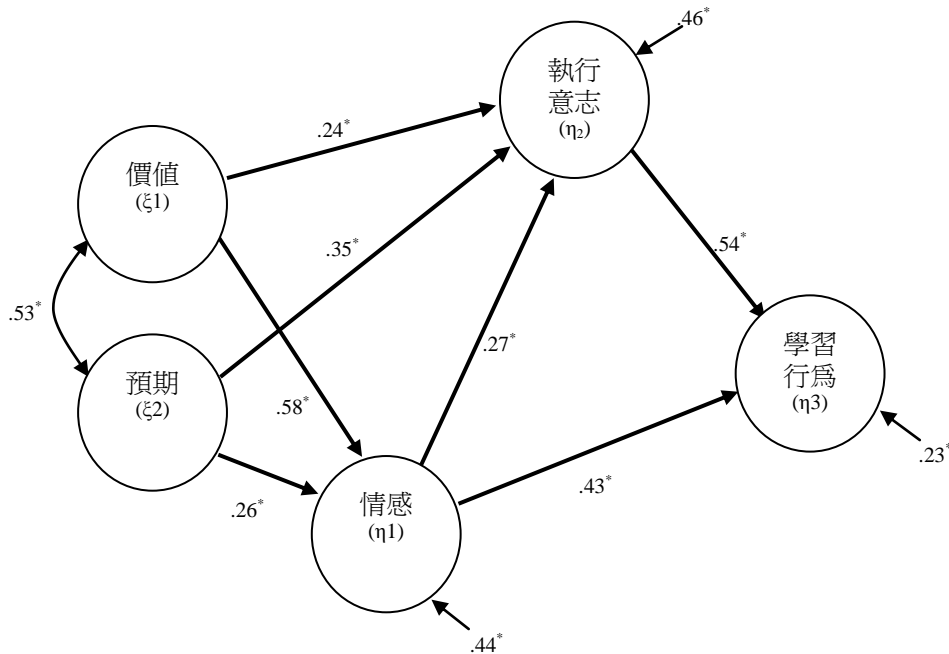


圖 1 劉政宏（2009）提出的雙核心動機模式與標準化徑路係數

（註：以每道測量題目作為潛在變項測量指標，圖中省略測量指標；* $p < .05$ ）

在此模式中，首先，劉政宏（2009）指出由於執行意志成分涉及個體對自己行為有意識的覺察與控制，而不管由訊息處理模式的觀點（屬工作記憶階段運作，如 Atkinson & Shiffrin, 1971; Baddeley, 1986），或依據神經心理學的證據（額葉區的運作，如 Baddeley, 1996），都支持這種處理應會對個體行為產生直接影響。因此個體在課業方面的執行意志，應會直接影響其表現的學習行為。

其次，在情感成分方面，由於有些研究指出個體的情感反應可能在意識覺察外，直接驅動其後續行為（如劉政宏、張文哲、陳學志與黃博聖，2008；Kruglanski, 1975），因此個體對課業的情感反應，亦應會對其表現的學習行為產生直接影響。值得注意的是，由於有些研究指出個體在課業學習中經歷的情感反應，也會對於執行意志成分涉及的相關概念產生影響，例如影響其是否願意接受困難挑戰、是否能夠堅持、投入直到目標完成等（如 Meyer & Turner, 2002; Pintrich, 2003; Wigfield & Eccles, 2000），因此在 DCM 中也認為個體對課業的情感反應，可能透過影響其對課業學習的執行意志，間接影響學習行為。

接著，就價值與預期這兩個具有中、高程度相關的動機成分而言（如 Wigfield, Tonks, & Klaua, 2009），由於個體對課業學習價值的知覺，及自己在課業學習方面能否成功的預期，都是貯存於長期記憶區的一些記憶或想法，因此就訊息處理模式的觀點而言，這些認知上較為靜態的記憶或想法若未經工作記憶階段的運作（執行意志）（Atkinson & Shiffrin, 1971）或情感等其他因素的中介，應不會直接影響其行為。另外，有些研究也發現，在控制了執行意志或情感相關概念後，價值與預期對學習行為相關概念的預測力偏低，例如 Garcia 等人（1998）發現在考量了意志控制的中介效果後，作業價值與自我效能對於許多與學習策略使用有關的學習行為，並無直接效果。劉政宏等人（2005）亦發現在控制情感因素後，價值與預期相關概念對學習行為的預測力偏低。因此 DCM 認為價值與預期兩成分對個體學習行為並無直接預測力，此兩個成分對學習行為的影響一方面可能是透過執行意志相關概念的中介而間接產生，例如影響其是否願意付出努力、是否能夠堅持、投入直到目標完成等（如 Garcia et al., 1998; Pintrich, 1989, 2003; Pintrich & Schunk, 2002; Wigfield & Eccles, 2000）；另一方面亦可能是透過與個體對課業情感反應的連結而間接產生，例如影響其是否對課業學習有正向情感（如劉政宏等人，2005；Ainley, 2006; Bower, 1981; Gagné, Yekovich, & Yekovich, 1993）。

綜言之，DCM 主張的路徑關係有幾個重點：首先，四個動機成分中僅有情感與執行意志兩個核心成分對學習行為有直接影響力，對學習行為越有執行意志或對學習越有正向情感者，不需透過其他因素中介即會引發越正向的學習行為，而其他動機成分對學習行為的效果，皆是透過此兩種成分中介而產生。正因這兩個成分居於動機成分對學習行為產生影響的中心地位，也因此這兩個成分稱為雙核心動機成分。其次，在兩個核心成分間，DCM 認為情感反應亦可能對執行意志產生影響，間接影響學習行為，亦即對學習越有正向情感者，除了可能直接引發其正向學習行為外，也可能讓其變得更有執行意志，間接引發正向學習行為。最後，價值與預期成分不會對學習行為產生直接影響，其對學習行為的影響應是透過執行意志與情感雙核心成分的中介所間接產生。換言之，當個體覺得課業學習越重要、有用或自己越能成功學習時，可能導致其對課業學習越有正向情感與執行意志，而間接引發正向學習行為。在提出以上觀點後，劉政宏（2009）以 480 位小六學生針對 DCM 進行結構方程模式的檢驗，結果發現雖然在部分考驗證據上並未非常理想，但整體來說，大多數考驗證據仍支持 DCM 的觀點可以被接受。

三、不足與值得延伸檢驗之處

先前研究雖顯示 DCM 的概念大致可被接受，然而在其概念架構與檢驗證據方面，似乎都有一些值得補強之處，以下分述其不足與值得延伸調整之處：

（一）值得明確界定各動機成分的次成分（測量指標）

首先，劉政宏（2009）雖然發現 DCM 大致可以被資料所支持，但在整體適配度與內在結構適配度的部分考驗上並未非常理想，例如就整體適配度而言，*GFI* 與調整後的 *AGFI* 分別僅為 .85 與 .83，低於一般能接受的 .90 標準；就內在結構適配度考驗結果而言，尤其在執行意志 8 個測量指標中，有 5 個個別指標信度低於 .50 的標準，其平均變異抽取量（*AVE*）亦低於 .50 的標準。何以會產生此結果？就

整體適配度考驗結果不理想方面而言，研究者認為這或許和 DCM 測量模式不適當有關。換言之，原始 DCM 主要是以測量各動機成分的所有題目為測量指標，而未針對各動機成分概念分析出適當次成分，並據此編製或歸類測量題目（作為潛在變項的測量指標），這可能會是模式與觀察資料適配度偏低的原因之一（Little, Cunningham, Shahar, & Widaman, 2002）。另外，就執行意志測量指標信、效度偏低結果而言，除了以上提及的原因外，此結果也可能是在其研究中，部分執行意志題目的內容陳述並未突顯出執行意志屬於較領域特定特質概念所導致（課業學習領域）。換言之，雖然在進行動機測量時，施測者已明確告知學生題目在針對課業學習相關情形進行調查，但其中有部分執行意志題目的內容並未明確限定於「課業學習」脈絡中，例如以「我會做完該做的事情再休息」、「有該做的事情時，我就會盡快去做」等題目來進行測量，而未適當反映執行意志屬於較領域特定特質的概念，這可能是導致執行意志測量指標信、效度偏低的原因。

因此，對各動機成分界定明確的次成分，並就各個次成分平均編製與歸類能反映各動機次成分概念的測量題目（作為各動機成分測量指標），對 DCM 的發展相當重要。一方面，在為各動機成分確定了明確次成分，並據此發展測量題目與測量指標後，除了能使 DCM 在整體架構與測量上更為明確、精簡與完備外，應也有助於讓 DCM 與實際觀察資料產生更理想的整體與結構適配度（Little et al., 2002）。另外，在各動機成分有了明確、精簡的次成分後，亦應有助於教育實務或後續研究者就 DCM 相關概念進行應用。如若想提升學生學習動機，即能針對 DCM 所界定各動機成分的次成分具體設計課程或教學措施，以提升學生在該成分的學習動機，同時也較能就各動機次成分具體測量與瞭解學生在該動機成分上的改變。簡言之，針對各動機成分確定明確的次成分與測量指標，有助於讓 DCM 更為精簡、完備與可信，也有助於後續的應用。

那麼，價值、預期、情感及執行意志各應包含何種次成分呢？首先，就價值而言，以往多數研究在界定學習動機的價值成分時，多半會包含學習者對課業重要性與有用程度的認知（如 Pintrich, 2003; Wigfield et al., 2009），因此以個體對課業學習認知的重要性與效用性兩個次成分來代表價值成分應是適當的。其次，就預期成分而言，由於能力信念、自我效能信念與控制信念等概念與成功預期有高度的相關（程炳林, 2000, 2001; Bandura, 1986; Schunk, 1989; Wigfield & Eccles, 2000），為求概念精簡與避免混淆，因此 DCM 的成功預期單純指的是個體對於課業學習能否成功的預期，而不涉及能力信念、自我效能信念及控制信念等概念。也因此在此概念上，應可單純以個體對於課業學習的成功與失敗預期作為預期成分的次成分與測量指標。接著，在情感成分方面，DCM 將情感視為一種涵蓋情緒、心情等較為廣泛的概念（Eysenck & Keane, 2000），包含個體對課業學習產生之正、負向情感反應。由於以往有些研究亦會將正、負向情感視為學習動機情感概念的測量指標（如程炳林與林清山, 2001; 侯玫如、程炳林與于富雲, 2004），因此以正、負向情感來代表情感成分應是適當的。最後，在執行意志方面，依據一些相關文獻，可歸納個體在課業方面的執行意志應會表現於個體能否迅速驅動想法付諸行動、維持行動直到完成、要求行動達到目標與品質要求等三個面向（如劉政宏, 2009; Baumann & Kuhl, 2005; Corno, 1993; Garcia et al., 1998; Kuhl, 1985），因此應可將個體在面對課業學習領域相關作業時，能否迅速驅動想法、堅持到底及求善求美等概念作為執行意志的三種次成分。

最後，DCM 中主要的依變項為學習行為，而由於學習行為泛指個體在課堂中或下課後在課業學習方面實際表現的行為（劉政宏, 2009），因此以個體在課堂內與課堂外學習行為作為學習行為測量指標亦應是適當的。整體而言，在針對 DCM 中各潛在變項概念確定了明確次成分後，DCM 所描述各動機成分與學習行為的路徑關係與先前研究並無不同，但在各動機成分與學習行為上都具備了明確的測量指標，如圖 2。

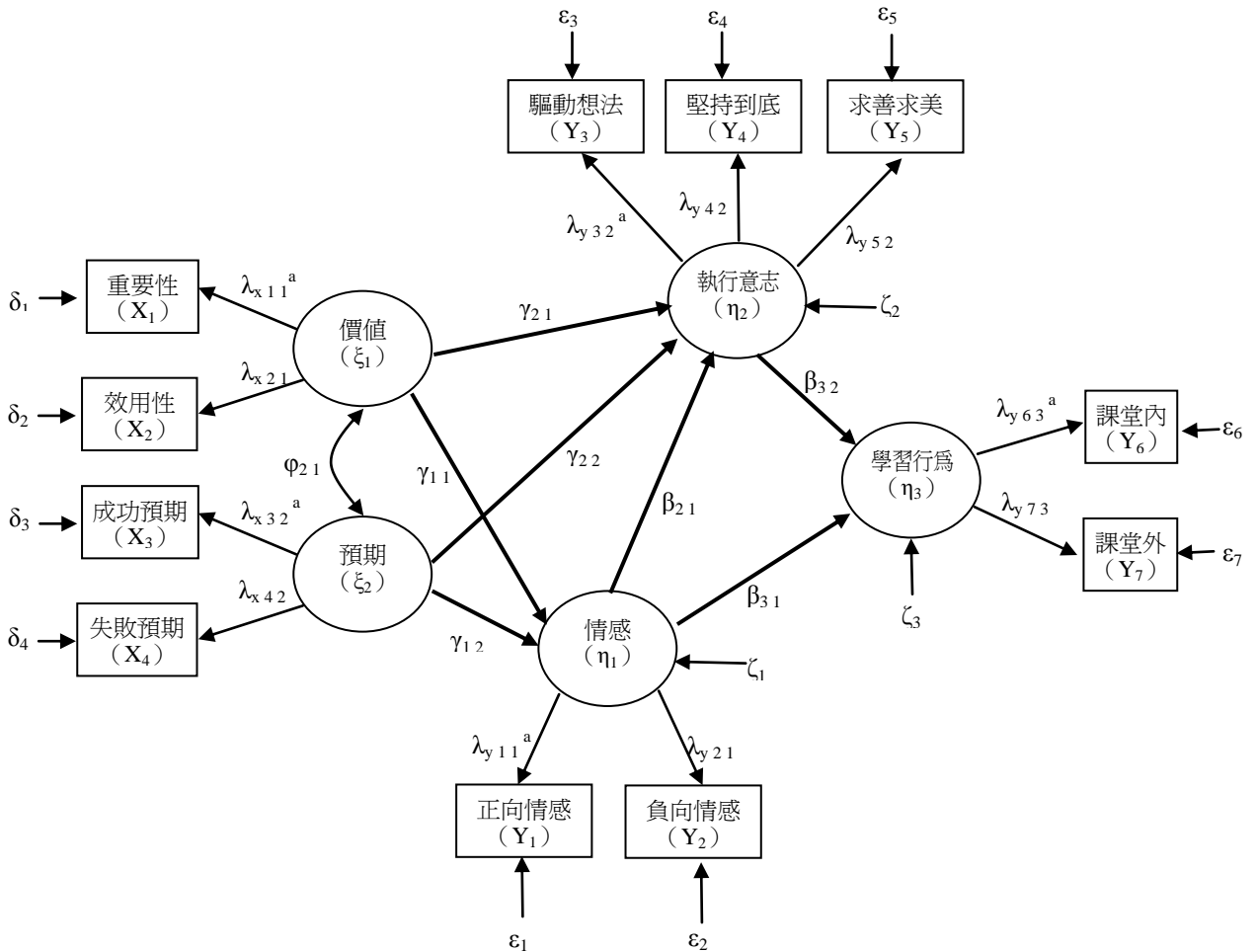


圖 2 以次成分作為測量指標的雙核心動機模式 (註：^a 參照指標)

(二) 值得以更廣泛樣本重複檢驗 DCM

除了值得明確界定各動機成分的次成分之外，由於劉政宏（2009）主要是以小六學生為樣本來檢驗初步的 DCM，然而若想要支持 DCM 的概念確實能夠解釋各成分學習動機與學習行為間的影響路徑關係，那麼應相當值得採用不同學習階段與地區的樣本，針對調整後的 DCM 進行重複檢驗。因此本研究亦希望在先前研究的基礎下，以不同地區小六至國三學生為樣本，來針對 DCM 的概念進行檢驗，希望提供支持 DCM 更周延的檢驗證據。

(三) 針對 DCM 結構係數進行跨年級的比較

最後，瞭解動機隨著學校經驗而產生的發展變化，對於任何動機理論都是相當重要的議題（Graham & Williams, 2009），因此在動機相關研究中，有些研究會傾向由「發展」的角度，來探討學習動機相關概念隨著年紀或年級增長而產生的變化。在這些研究中，許多是在探討隨著年紀或年級增長，學生的學習動機增長或減少的趨勢與原因（Wentzel & Wigfield, 2009），希望有助於從學校環境或學生心理的角度來維持學生的學習動機。例如以往有些研究發現在學校教育環境中，學生會產生隨著年級增高，價值、預期、情感等相關學習動機概念逐漸下降的趨勢（如劉政宏，2003；Covington, 1984；Wigfield & Eccles,

2000; Wigfield et al., 2009)。然而，不同年級學生間的差異是否僅會表現在各動機成分的高低上？有些研究結果指出，各種動機成分對學習行為或表現等概念的影響力，甚至各學習動機成分間的相關強度，也可能因為年紀的增長而有不一樣的變化。例如 Wigfield 等人（2009）指出作業價值、成功預期等動機成分能有效預測學生的學習表現、是否堅持與活動的選擇，而且此種關係在學生小學一年級時就存在，並會隨著年紀增長而加強。另外，他們更明確指出價值與預期動機間呈現正相關的關係，且相關的強度會隨著年紀增長而加劇。例如一年級學童在數學與閱讀等領域中，能力信念與價值相關係數約為 .23，但到六年級時即提升至 .53。簡言之，各種動機成分對學習行為各種影響路徑的影響力及各學習動機成分間的相關，也可能會因為年紀的增長而產生變化。而一方面由於探討各條動機影響路徑隨著發展所產生變化情形的研究目前仍較有限，針對此議題進行探討有助於對相關概念提供進一步的瞭解；另外，瞭解各種影響路徑影響力的發展情形後，也有助於教育相關人員能夠就不同階段學生的特性與需要，針對該階段學生重要，但較弱的影響路徑進行補強，以引發學生積極的學習行為。因此，本研究的另一個目的在針對 DCM 所描繪的各條徑路係數進行跨年級比較，瞭解各種動機成分與學習行為間關係隨著年級增長而產生的變化情形。

四、研究目的

綜上所述，本研究希望針對 DCM 的架構與檢驗證據進行調整與補強，共包含三目的：首先，針對 DCM 的各動機成分界定明確次成分與測量指標，希望能使此模式在概念架構上更為精簡、完備與可信，並有助於後續研究的應用。其次，以不同地區小六至國三學生為樣本重複檢驗 DCM，希望能提供支持此模式更周延的證據。最後，針對 DCM 描繪的各條徑路係數進行小六至國三的跨年級比較，以瞭解各條路徑影響力隨著發展而產生的變化情形。

方 法

一、研究對象

以台灣地區小六至國三學生為對象。在徵得部分中、小學教師同意後，在其協助下抽取其所任教學校的班級作為施測對象。在國中方面，抽取台北市 4 所及台北縣、桃園縣、新竹縣、苗栗縣、花蓮縣各 1 所國中；在國小方面，則抽取台北縣 2 所及新竹市 1 所國小，總計抽取 12 所學校（皆非處於偏遠地區），共 1389 人。在刪除不認真作答、特殊，與在動機與學習行為各分量表有漏答或多重作答情形超過 2 題以上（含 2 題）者後，正式有效樣本為 1203 人，六至九年級依序為 281、354、299、369 人；男生 608 人，女生 595 人。

二、研究工具與研究變項的測量

（一）國中小學習動機量表

由於劉政宏（2009）依據 Wigfield 與 Eccles（2000）、Pintrich（1989, 2003）等人觀點編製的「國小學習動機量表」僅適合小六學生使用，且在其測量各動機成分的量表中，仍未明確確定該動機成分的次

成分，並據此編製題目，而劉政宏、黃博聖、蘇嘉鈴、陳學志及吳有城（2010）則在此理論架構與已編製量表基礎上再進行修正，除了針對其量表中鑑別力與效度較低題目進行修改外，更依據 DCM 各動機成分的內涵（次成分）來平均命題。因此本研究採用其編製的「國中小學習動機量表」作為測量工具。此量表共包含 35 道 Likert 五點量尺形式題目（完全不符合至完全符合），以下分別說明各個部分量表的內容以及信、效度證據：

1. 價值成分

包含重要性和效用性兩個次成分，分別包含 3 題與 4 題，題目分別如「我認為讀課業方面的書是一件重要的事」、「我認為讀課業方面的書對我會有幫助」。兩個次成分的內部一致性 Cronbach α 係數依序為 .83、.83 ($N = 1224$)，間隔四至八週的重測信度係數依序為 .66、.69 ($N = 233$)，和學生自評學習行為積極程度相關係數為 .56、.52 ($N = 1203$)，和教師評定學習行為積極程度相關係數為 .28、.25 ($N = 440$)，和上學期學業成績相關係數為 .20、.19 ($N = 371$)， $ps < .05$ 。

2. 預期成分

包含成功預期和失敗預期兩個次成分，皆包含 3 題，題目分別如「在課業方面的考試中，我會一直有良好的考試成績」、「就課業方面的課程內容而言，我覺得自己會一直學不好」。兩個次成分的內部一致性 Cronbach α 係數依序為 .85、.83 ($N = 1224$)，間隔四至八週的重測信度係數依序為 .72、.64 ($N = 233$)，和學生自評學習行為積極程度的相關係數為 .59、.43 ($N = 1203$)，和教師評定學習行為積極程度的相關係數為 .48、.43 ($N = 440$)，和學生上學期學業成績的相關係數為 .49、.53 ($N = 371$)， $ps < .05$ 。

3. 情感成分

包含正向與負向情感兩個次成分，皆包含 5 題，題目分別如「學習課業讓我覺得快樂」、「一想到要讀課業方面的書，我就覺得煩」。兩個次成分的內部一致性 Cronbach α 係數依序為 .90、.92 ($N = 1224$)，間隔四至八週的重測信度係數依序為 .72、.72 ($N = 233$)，和學生自評學習行為積極程度的相關係數為 .63、.58 ($N = 1203$)，和教師評定學習行為積極程度的相關係數為 .30、.29 ($N = 440$)，和上學期學業成績相關係數為 .24、.27 ($N = 371$)， $ps < .05$ 。

4. 執行意志成分

包含驅動想法、堅持到底及求善求美三個次成分，皆包含 5 題，題目分別如「有什麼應該唸的課業書籍時，我會督促自己馬上去唸」、「就算有人干擾我唸書，我還是會堅持把該唸的書唸完」及「在複習該準備的功課時，我會要求自己複習到很好的水準才停止」。三個次成分的內部一致性 Cronbach α 係數依序為 .80、.79、.82 ($N = 1224$)，間隔四至八週重測信度係數依序為 .71、.73、.76 ($N = 233$)，和學生自評學習行為積極程度的相關係數為 .72、.67、.78 ($N = 1203$)，和教師評定學習行為積極程度的相關係數為 .38、.36、.52 ($N = 440$)，和學生上學期學業成績的相關係數為 .30、.25、.48 ($N = 371$)， $ps < .05$ 。

(二) 國中小學習行為量表

採用劉政宏等人（2010）修改自劉政宏等人（2005）之「國小學習行為量表」所編製之「國中小學習行為量表」作為測量工具。此量表包含「課堂內」與「課堂外」學習行為兩個分量表，皆包含 5 題，主要用來測量學生課堂內及課堂外的課業學習行為，包含其上課時是否會專心聽講、學習、抄筆記，下課時是否會複習、認真寫作業、認真準備考試、閱讀相關資料等學習行為，題目內容分別如「上課時，我會專心聽老師講課」、「放學回家後，我會複習上課時學到的東西」。在信、效度證據方面，兩個分量表的內部一致性 Cronbach α 係數依序為 .85、.82 ($N = 254$)，間隔四至八週的重測信度係數依序為 .73、.75 ($N = 251$)，和教師評定學習行為積極程度的相關係數為 .47、.46 ($N = 434$)，和學生上

學期學業成績的相關係數為 .45、.45 ($N = 364$)， $ps < .05$ 。

三、資料處理

在模式考驗與估計方法，由於發現全體、六、七、八、九年級共五組觀察資料皆不符合常態分配假設，依序為 $\chi^2(2, N = 1203) = 757.52$ ， $\chi^2(2, N = 281) = 275.18$ ， $\chi^2(2, N = 354) = 215.28$ ， $\chi^2(2, N = 299) = 129.54$ ， $\chi^2(2, N = 269) = 109.69$ ， $ps < .05$ ，故改採較不受此假設影響的加權最小平方法 (weighted least-squares; WLS) 做為考驗與估計方法 (Jöreskog & Sörbom, 1993)。

結 果

一、雙核心動機模式 (DCM) 之適配度考驗

本部分在檢驗雙核心動機模式 (DCM) 能否得到支持。由圖 2 可知，DCM 共包含價值 (ξ_1) 與預期 (ξ_2) 兩個潛在自變項，情感 (η_1)、執行意志 (η_2) 與學習行為 (η_3) 三個潛在依變項，各分別包含重要性與效用性 ($X_1 \sim X_2$)、成功預期與失敗預期 ($X_3 \sim X_4$)、正向情感與負向情感 ($Y_1 \sim Y_2$)、驅動想法、堅持到底及求善求美 ($Y_3 \sim Y_5$)、課堂內與課堂外學習行為 ($Y_6 \sim Y_7$) 11 個測量指標。為避免在計算變異數共變數矩陣時產生違反數學運算程序與規則 (如變異數為負值)，而無法求解的非正定 (not positive definite) 問題，因此先將缺失值刪除 (Bagozzi & Yi, 1988)。另外，為避免潛在變項關係難以解釋，在將負向情感與失敗預期兩個指標題目轉碼為正向題並加總後，以 1203 份資料進行考驗。表 1 是 11 個指標的相關係數矩陣，表中 55 個相關係數介於 .24 至 .80 間 ($ps < .05$)，其中多數相關係數介於 .40 至 .60 間，屬中等程度相關。其餘考驗結果說明如下：

(一) 模式適配度考驗

主要參考 Bagozzi 與 Yi (1988)、陳正昌、程炳林、陳新豐與劉子鍵 (2003) 的建議，從基本適配度、整體適配度和內在結構適配度三方面評估，說明如下：

1. 模式基本適配度考驗

由表 2 所顯示 DCM 估計參數考驗與標準化係數值可知，所有的誤差變異 ($\varepsilon_1 \sim \varepsilon_7$ 、 $\delta_1 \sim \delta_4$ 與 $\zeta_1 \sim \zeta_3$) 皆為正值，且皆達顯著水準；因素負荷量介於 .68~.93 間，並無低於 .50 或高於 .95 的情形；估計參數標準誤介於 0.01~0.04 之間，亦無過大標準誤；另外，經計算發現估計參數間最大的相關係數絕對值為 .85，並未高於 .90。結果顯示，理論模式符合基本適配度考驗，無辨認問題存在。

表 1 雙核心動機模式 11 個測量指標的相關係數矩陣 ($N = 1203$)

變項	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1. 正向情感 (Y ₁)	1.00										
2. 負向情感 (Y ₂)	.74*	1.00									
3. 驅動想法 (Y ₃)	.57*	.53*	1.00								
4. 堅持到底 (Y ₄)	.57*	.50*	.77*	1.00							
5. 求善求美 (Y ₅)	.58*	.53*	.71*	.70*	1.00						
6. 課堂內 (Y ₆)	.54*	.51*	.63*	.58*	.68*	1.00					
7. 課堂外 (Y ₇)	.63*	.57*	.70*	.67*	.77*	.71*	1.00				
8. 重要性 (X ₁)	.57*	.48*	.54*	.49*	.51*	.49*	.54*	1.00			
9. 效用性 (X ₂)	.58*	.51*	.51*	.44*	.50*	.44*	.52*	.80*	1.00		
10. 成功預期 (X ₃)	.56*	.45*	.53*	.52*	.64*	.50*	.60*	.43*	.42*	1.00	
11. 失敗預期 (X ₄)	.40*	.45*	.39*	.34*	.45*	.37*	.44*	.24*	.30*	.63*	1.00

註：負向情感與失敗預期兩指標題目先轉碼計分後，再進行加總；* $p < .05$

表 2 DCM 估計參數考驗與標準化係數值

參數	WLS 估計值	標準誤	t 值	標準化 係數	參數	WLS 估計值	標準誤	t 值	標準化 係數
λ_{y11}	1.00	----	----	0.91	φ_{11}	0.81	0.02	40.63*	1.00
λ_{y21}	0.88	0.02	45.52*	0.81	φ_{21}	0.42	0.02	18.65*	0.51
λ_{y32}	1.00	----	----	0.85	φ_{22}	0.86	0.03	28.10*	1.00
λ_{y42}	0.97	0.01	65.08*	0.82	ζ_1	0.33	0.02	14.32*	0.40
λ_{y52}	1.03	0.01	77.11*	0.87	ζ_2	0.23	0.01	15.52*	0.32
λ_{y63}	1.00	----	----	0.79	ζ_3	0.06	0.01	5.57*	0.10
λ_{y73}	1.14	0.02	56.47*	0.90	ε_1	0.17	0.03	4.78*	0.17
λ_{x11}	1.00	----	----	0.90	ε_2	0.35	0.04	9.74*	0.35
λ_{x21}	0.99	0.02	46.46*	0.89	ε_3	0.28	0.03	8.52*	0.28
λ_{x32}	1.00	----	----	0.93	ε_4	0.33	0.03	9.69*	0.33
λ_{x42}	0.73	0.03	25.70*	0.68	ε_5	0.24	0.03	7.25*	0.24
β_{21}	0.30	0.04	8.05*	0.32	ε_6	0.38	0.04	10.82*	0.38
β_{31}	0.13	0.03	4.54*	0.15	ε_7	0.19	0.03	5.83*	0.19
β_{32}	0.78	0.03	25.74*	0.83	δ_1	0.19	0.04	5.29*	0.19
γ_{11}	0.50	0.03	17.75*	0.50	δ_2	0.21	0.04	5.94*	0.21
γ_{21}	0.22	0.03	7.10*	0.23	δ_3	0.14	0.04	3.35*	0.14
γ_{12}	0.39	0.03	12.61*	0.39	δ_4	0.54	0.04	13.83*	0.54
γ_{22}	0.36	0.03	11.17*	0.40					

註：未列標準誤與 t 值者為參照指標。* $p < .05$

2. 模式整體適配度考驗

考驗結果發現，適配度卡方考驗求得 $\chi^2(36, N = 1203) = 340.50, p < .05$ ，顯示模式與觀察資料未適配。然而，Hair、Anderson、Tatham 與 Black (1998) 指出，當樣本數大於 400 人時，幾乎所有模式都可能被拒絕，本研究分析樣本數為 1203 人，或許模式被拒絕是因為人數過多的關係，因此本研究同時參酌其他適配度指數來評鑑模式適配程度。其他指數求得 *GFI* 與調整後的 *AGFI* 指數為 .95 與 .91，高於 .90 標準；*CN* 值為 207.93，高於 200 的標準；*SRMR* 為 .025，低於 .05 的標準；*RMSEA* 為 .084，接近 .08 的可接受標準，這些適配度指數顯示模式的絕對適配度可被接受。此外，*PGFI* 與 *PNFI* 分別為 .52 與 .64，高於 .50 的標準，且五項與基準模式比較而得的適配度指數 *NFI*、*NNFI*、*CFI*、*IFI*、*RFI* 依序為 .98、.98、.98、.98 與 .97，皆大於 .90 標準，顯示理論模式亦有不錯的精簡適配度與增值適配度。結果顯示，DCM 與觀察資料整體適配度相當理想。

3. 模式內在結構適配度考驗

由表 2 可知，所有估計的參數都達顯著水準，符合「所有估計參數應達顯著水準」的評鑑標準。由表 3 所顯示 DCM 的個別指標信度和潛在變項組成信度、平均變異抽取量可知，11 個測量指標中，只有失敗預期的指標信度略低於 .50 (.46)，其餘指標信度介於 .62~.83 之間，皆高於 .50 的標準，算是理想的結果。在潛在變項的信、效度方面，情感、執行意志、學習行為、價值與預期五個潛在變項的組成信度 (composite reliability) 依序為 .85、.88、.83、.89 及 .91，而平均變異抽取量 (average variance extracted; AVE) 分別是 .74、.72、.72、.80 及 .66，都在 .50 以上，這顯示各潛在變項的信、效度相當不錯。綜合以上內在結構適配度考驗結果可知，DCM 的內在品質相當不錯。

綜言之，本研究的觀察資料顯示 DCM 未違反基本適配標準，同時擁有理想的整體適配度與內在品質，雖然整體適配度考驗中 χ^2 值達顯著水準，但是其他方面的評鑑結果大致顯示 DCM 可以解釋中、小學生的觀察資料。

表 3 DCM 的個別指標信度和潛在變項組成信度、平均變異抽取量

變項	個別指標信度	潛在變項的組成信度	潛在變項的平均變異抽取量	變項	個別指標信度	潛在變項的組成信度	潛在變項的平均變異抽取量
情感 (η_1)		.85	.74	學習行為 (η_3)		.83	.72
正向情感 (Y_1)	.83			課堂內 (Y_6)	.62		
負向情感 (Y_2)	.65			課堂外 (Y_7)	.81		
執行意志 (η_2)		.88	.72	價值 (ξ_1)		.89	.80
驅動想法 (Y_3)	.72			重要性 (X_1)	.81		
堅持到底 (Y_4)	.67			效用性 (X_2)	.79		
求善求美 (Y_5)	.76			預期 (ξ_2)		.79	.66
				成功預期 (X_3)	.86		
				失敗預期 (X_4)	.46		

(二) DCM 中各潛在變項的直接、間接與全體效果

圖 3 是 DCM 各變項間的標準化徑路係數，表 4 是各潛在變項間效果值、顯著性考驗及標準化效果值。由圖 3 與表 4 可知，DCM 可解釋學習行為 90% 變異量 ($1 - \zeta_3 = 1 - .10 = .90$)，算是相當高的解釋量。各種效果的考驗結果顯示：

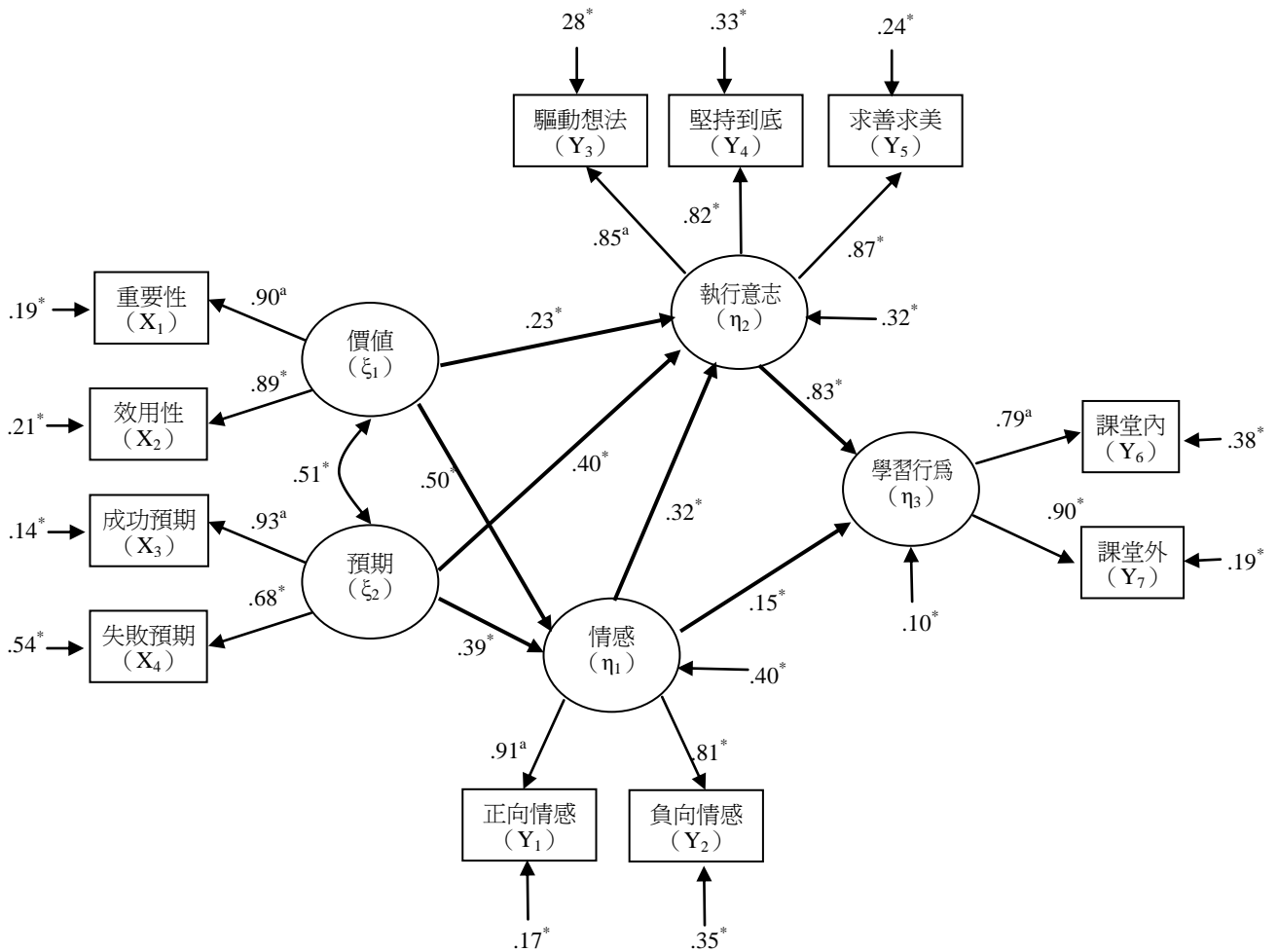


圖 3 DCM 標準化徑路係數

(註：^a參照指標；負向情感與失敗預期兩指標題目先轉碼計分後，再進行加總；* $p < .05$)

首先，執行意志 (η_2) 對學習行為 (η_3) 的全體效果考驗達顯著水準 ($t = 25.74, p < .05$)，全體效果標準化效果值為 0.83，這顯示執行意志越強的學生，其在課業學習方面實際表現的學習行為會越積極，且這樣的效果皆來自於執行意志對學習行為的直接效果 ($\beta_{32} = 0.83$)。其次，情感 (η_1) 對學習行為 (η_3) 的直接、間接與全體效果皆達顯著水準 ($t_s = 4.54, 7.54, 10.71, p_s < .05$)，全體效果的標準化效果值為 0.42，這顯示對於課業學習情感越正向的學生，其在課業學習方面實際表現的學習行為會越積極，而這樣的效果有部分來自情感對學習行為的直接效果 ($\beta_{31} = 0.15$)，有部分則是透過執行意志而間接產生 ($\beta_{21} \times \beta_{32} = 0.32 \times 0.83 = 0.27$)。換言之，對於課業學習情感越正向的學生，可能會使其在課業學習方面有更強的執行意志，而間接導致其表現較積極的學習行為。

表 4 DCM 各潛在變項間之效果值、顯著性考驗及標準化效果值

	直接效果			間接效果				全體效果				
	效果值	標準誤	t 值	標準化效果值	效果值	標準誤	t 值	標準化效果值	效果值	標準誤	t 值	標準化效果值
情感 (η_1) 對執行意志 (η_2)	0.30	0.04	8.05*	0.32	-----	-----	-----	-----	0.30	0.04	8.05*	0.32
情感 (η_1) 對學習行爲 (η_3)	0.13	0.03	4.54*	0.15	0.23	0.03	7.54*	0.27	0.36	0.03	10.71*	0.42
執行意志 (η_2) 對學習行爲 (η_3)	0.78	0.03	25.74*	0.83	-----	-----	-----	-----	0.78	0.03	25.74*	0.83
價值 (ξ_1) 對情感 (η_1)	0.50	0.03	17.75*	0.50	-----	-----	-----	-----	0.50	0.03	17.75*	0.50
價值 (ξ_1) 對執行意志 (η_2)	0.22	0.03	7.10*	0.23	0.15	0.02	7.17*	0.16	0.37	0.03	13.82*	0.39
價值 (ξ_1) 對學習行爲 (η_3)	-----	-----	-----	-----	0.35	0.02	15.09*	0.40	0.35	0.02	15.09*	0.40
預期 (ξ_2) 對情感 (η_1)	0.39	0.03	12.61*	0.39	-----	-----	-----	-----	0.39	0.03	12.61*	0.39
預期 (ξ_2) 對執行意志 (η_2)	0.36	0.03	11.17*	0.40	0.12	0.02	7.31*	0.13	0.48	0.03	15.89*	0.53
預期 (ξ_2) 對學習行爲 (η_3)	-----	-----	-----	-----	0.42	0.03	15.89*	0.50	0.42	0.03	15.89*	0.50

* $p < .05$

其次，價值 (ξ_1) 對學習行爲 (η_3) 的間接與全體效果皆達顯著水準 (皆為 $t = 15.09$, $p < .05$)，全體效果標準化效果值為 0.40，這顯示認為課業學習價值越高的學生，其在課業學習方面實際表現的學習行爲會越積極，而這樣的效果皆非來自價值成分的直接效果，而皆是透過情感與執行意志兩個成分所產生 ($\gamma_{11} \times \beta_{31} + \gamma_{11} \times \beta_{21} \times \beta_{32} + \gamma_{21} \times \beta_{32} = 0.50 \times 0.15 + 0.50 \times 0.32 \times 0.83 + 0.23 \times 0.83 = 0.40$)。換言之，當學生知覺的課業學習價值越高，可能會透過其對課業學習的正向情感及執行意志，而導致其表現的學習行爲越積極。

接著，預期 (ξ_2) 對學習行爲 (η_3) 的間接與全體效果皆達顯著水準 (皆為 $t = 15.89$, $p < .05$)，全體效果標準化效果值為 0.50，這顯示對於課業學習成功預期越高的學生，其在課業學習方面實際表現的學習行爲會越積極，而這樣的效果皆非來自預期成分的直接效果，而皆是透過情感與執行意志兩個成分所產生 ($\gamma_{12} \times \beta_{31} + \gamma_{12} \times \beta_{21} \times \beta_{32} + \gamma_{22} \times \beta_{32} = 0.39 \times 0.15 + 0.39 \times 0.32 \times 0.83 + 0.40 \times 0.83 = 0.50$)。換言之，當學生對於課業學習成功預期越高，可能會透過其對課業學習的正向情感及執行意志，而導致其表現的學習行爲越積極。

最後，雖然在以上考驗中，已針對價值及預期成分對於學習行爲影響的整體間接效果進行考驗，並得到顯著的結果。然而在此考驗中，並未細部針對價值及預期兩個成分分別透過情感與執行意志兩成分，而間接影響學習行爲的四個中介效果進行檢驗，因此再採用 Sobel (1982) 介紹的方法進行中介效果檢驗，結果發現四個中介效果值的考驗皆達到顯著， $ts > 4.27$, $ps < .05$ 。

(三) 競爭模式的考驗

另外，DCM 主張僅有情感與執行意志兩個核心成分對學習行為有直接影響力，價值與預期兩個動機成分對於學習行為並無直接影響。為提供此觀點的進一步檢驗證據，因此再以「納入價值與預期兩成分對學習行為直接影響路徑」的模式作為競爭模式，進行模式考驗。考驗結果發現競爭模式的整體和增值適配度考驗結果和 DCM 差異不大， $\chi^2(34, N = 1203) = 336.98, p < .05$ ，GFI 與調整後的 AGFI 指數為 .95 與 .91，CN 值為 200.97，SRMR 為 .025，RMSEA 為 .086，NFI、NNFI、CFI、IFI、RFI 依序為 .98、.98、.98、.98 與 .97。然而在精簡適配度考驗方面，PGFI 與 PNFI 指數則略微下降為 .49 與 .61。更重要的是，在價值與預期兩成分對學習行為直接影響路徑的考驗方面，兩條路徑皆未顯著 ($\gamma_{31} = 0.01, t = 0.45, p > .05; \gamma_{32} = 0.03, t = 1.15, p > .05$)。此結果顯示相較於競爭模式，DCM 顯得較為精簡，且在考慮了情感與執行意志兩個核心成分後，價值與預期兩個成分對於學習行為應無直接影響力。

二、四個年級在雙核心動機模式 (DCM) 結構係數的差異

為進一步瞭解各動機成分與學習行為間的關係是否會因為年級增長而有所變化，因此針對六至九年級學生在 DCM 結構係數的差異進行比較。表 5 是四個年級在 11 個測量指標上的描述統計與差異比較結果，其中顯示六年級在 11 個測量指標上大致有較國中生正向的趨勢，Wilks $\lambda(3, 1200) = .83, p < .05$ 。95%同時信賴區間檢定結果顯示，尤其在正向情感、驅動想法、堅持到底、求善求美、重要性、效用性、成功預期等測量指標上，六年級會顯著高於某些年級國中生，而國中三個年級間則無顯著差異。另外，四個年級 11 個測量指標的相關係數 (共 220 個) 介於 .17 至 .82 間 ($ps < .05$)，多數屬 .40 至 .60 間的中等程度相關。

表 5 四個年級在 11 個測量指標上的平均數、標準差與差異比較 (N = 1203)

量表名稱	六年級 (n = 281)		七年級 (n = 354)		八年級 (n = 299)		九年級 (n = 269)		Wilks λ 值	95% 同時信賴區間
	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD		
正向情感 (Y ₁)	16.15	5.10	14.12	4.57	14.94	4.36	14.03	4.21		6 > 7, 9
負向情感 (Y ₂)	13.36	5.58	14.40	5.52	13.48	5.16	14.33	4.71		無顯著差異
驅動想法 (Y ₃)	14.60	3.68	12.92	3.72	12.93	3.42	12.32	3.39		6 > 7, 8, 9
堅持到底 (Y ₄)	12.90	3.92	11.13	3.86	11.24	3.54	10.83	3.33		6 > 7, 8, 9
求善求美 (Y ₅)	14.27	3.71	12.97	3.64	12.87	3.54	12.54	3.56		6 > 9
課堂內 (Y ₆)	17.61	4.61	17.29	4.32	17.57	4.07	17.13	4.38	.83*	無顯著差異
課堂外 (Y ₇)	16.73	4.49	15.03	4.45	15.17	4.49	14.84	4.13		無顯著差異
重要性 (X ₁)	12.48	2.66	11.09	2.86	11.52	2.66	11.45	2.71		6 > 7
效用性 (X ₂)	17.52	2.94	15.44	3.42	15.79	3.19	15.31	3.48		6 > 7, 8, 9
成功預期 (X ₃)	10.00	2.80	9.01	2.57	9.10	2.47	8.51	2.56		6 > 9
失敗預期 (X ₄)	6.51	2.92	7.38	2.88	7.13	2.74	7.81	3.08		無顯著差異

註：負向情感與失敗預期兩指標題目並未進行轉碼處理；* $p < .05$

表 6 是四個年級在四個結構參數的差異考驗結果，表中顯示四個年級學生在 B 矩陣、 Γ 矩陣及 Φ 矩陣皆未有顯著差異，但在 Ψ 矩陣上的差異達到顯著， $\Delta\chi^2(9, N = 1203) = 16.96, p < .05$ ，這顯示四個年級學生在潛在依變項殘差的變異數共變數矩陣有顯著差異存在。接著再以 $H_{B\Gamma\Phi}$ 的考驗結果為基準，針對四個年級學生在三個潛在依變項的殘差進行卡方差量法的考驗，結果發現四個年級學生在情感 (η_1)、執行意志 (η_2) 兩個潛在依變項的殘差並無差異存在， $\Delta\chi^2s(3, N = 1203) = 2.4, 5.97, ps > .05$ ，但在學習行為變項的殘差上則有顯著效果， $\Delta\chi^2(3, N = 1203) = 7.88, p < .05$ ，八年級 ($\zeta_3 = .05$) 與九年級 ($\zeta_3 = .05$) 在學習行為上的殘差較低，六年級 ($\zeta_3 = .12$) 居中，九年級 ($\zeta_3 = .16$) 則較高。換言之，DCM 所能解釋八年級與九年級學生學習行為的變異量，有略微高於其他年級的趨勢。整體而言，分析結果發現四個年級學生在 DCM 結構係數的差異情形並不明顯，DCM 中所描繪各種動機成分對學習行為影響路徑的影響力，似乎不會因為年級的增長而有太大變化。

表 6 四個年級在雙核心動機模式四個結構參數的差異考驗

參數	χ^2	df	$\Delta\chi^2$	Δdf	GFI			
					六年級	七年級	八年級	九年級
H_{form}	467.24	144	--	--	.92	.93	.94	.94
H_B	482.53	153	15.29	9	.92	.93	.94	.94
$H_{B\Gamma}$	500.84	165	18.31	12	.92	.93	.94	.94
$H_{B\Gamma\Phi}$	516.58	174	15.74	9	.92	.93	.94	.94
$H_{B\Gamma\Phi\Psi}$	533.54	183	16.96*	9	.92	.92	.94	.93

註： $\Delta\chi^2$ 代表 χ^2 差量， Δdf 代表df差量；* $p < .05$

討 論

本研究針對 DCM 各潛在變項界定明確的次成分（測量指標），並採用能反映各潛在變項次成分概念的題目，再以 1203 名小六至國三學生的資料對 DCM 進行檢驗，結果發現：相較於先前研究結果，DCM 和實際觀察資料產生了最佳的適配度，且不同階段中小學生在 DCM 多數結構係數上，並未有顯著差異。以下針對各部分結果的意義進行討論：

一、DCM 各動機成分包含的次成分

本研究依據相關文獻歸納價值動機包含重要性與效用性兩個次成分，預期動機包含成功預期與失敗預期兩個次成分，情感動機包含正向情感與負向情感兩種次成分，執行意志動機則包含驅動想法、堅持到底及求善求美三種次成分。研究結果顯示，在明確界定 DCM 各潛在變項所包含的次成分，並據此編製題目後，DCM 在整體適配度與內在結構適配度都有相當大的改善，例如 GFI 與調整後的 AGFI 分別提升至 .95 與 .91，同時在 11 個測量指標中，只有預期的失敗預期指標信度略低於 .50，其餘 10 個測量指標及五個潛在變項的平均變異抽取量則都提升至 .50 以上。這顯示本研究所歸納出各學習動機的次成分，應能夠適當代表各動機的潛在概念，因此將這些次成分作為各動機概念的測量指標，並據此編製題目後，能提升 DCM 與實際觀察資料的適配度 (Little et al., 2002)。

值得一提的是，相較於劉政宏（2009）在各動機成分測量指標的信、效度分析結果，本研究的結果主要顯示在執行意志測量指標的品質上，有較大的提升（包含個別指標信度與平均變異抽取量）。何以會產生此結果？本研究認為正如同先前文獻探討處所述，這除了可能是因為本研究已明確以執行意志各次成分作為測量指標，並選擇能反映執行意志各次成分概念的題目外，亦可能由於在本研究中，測量執行意志的題目已更明確將題目內容限定於課業學習脈絡中（如以「有什麼應該唸的課業書籍時，我會督促自己馬上去唸」來測量驅動想法次成分），而改進了先前研究在部分題目內容陳述上，並未明確限定於課業學習脈絡的缺點，因此能大幅提昇執行意志成分測量指標的品質。

整體而言，在本研究針對 DCM 各動機成分的次成分進行明確界定後，除了有助於 DCM 在整體架構概念與測量上更精簡、完備與可信外，應也有助於教育實務者或相關研究就 DCM 相關概念進行後續應用，如教育實務工作者或後續研究即能明確針對 DCM 所界定各動機成分的次成分具體設計課程或教學措施，以提升學生的學習動機，同時也較能就各動機次成分具體測量與瞭解學生在該動機成分上的改變（例如若希望培養學生的執行意志，即可思考如何由驅動想法、堅持到底，求善求美等方向具體設計課程或教學措施來著手進行）。

二、DCM 在理論與實務上的含意

（一）與先前研究成果與理論的比較

本研究在 1203 名小六至國三學生資料的檢驗結果中發現（如圖 3），DCM 對於學習行為的解釋量達 90%（ $1 - \zeta_3 = 1 - .10 = .90$ ），這顯示 DCM 所描繪的動機成分與路徑關係，相當能夠解釋個體在學習行為上的個別差異。而此結果相較於劉政宏（2009）以 480 位小六學生資料進行檢驗的結果有明顯的提升（DCM 可解釋學習行為 77% 的變異量， $1 - \zeta_3 = 1 - .23 = .77$ ，如圖 1），這應是因為本研究明確界定了 DCM 各潛在變項所包含的次成分，並據此編製題目所導致。值得注意的是，由圖 1 與圖 3 所顯示兩個研究結果的標準化係數可發現，兩個研究中大多數的結構係數數值差異並不大，但在執行意志與情感對於學習行為的直接影響力上，卻顯現出較明顯的差異。劉政宏的研究顯示，執行意志與情感對學習行為直接影響力的標準化係數分別為 .54 與 .43，但在本研究中此二核心動機成份的影響力則分別為 .83 與 .15。換言之，執行意志的直接效果明顯提升，但情感的直接效果則明顯下降。何以會產生此結果？本研究認為可能原因或許如以上所述，先前研究在對執行意志進行測量時，有部分題目在內容陳述上並未明確限定於課業學習脈絡中，因此低估了執行意志對學習行為的直接效果，而本研究在將測量執行意志的題目陳述內容聚集於課業學習的脈絡後，自然提升了其對學生課業學習行為的預測力。而或許也正因為如此，先前研究低估了情感對學習行為的間接效果，高估了情感對學習行為的直接效果，因此在本研究由領域特定的角度來對執行意志進行測量後，情感對學習行為的間接效果因而提升（由 .15 提升至 .27），但情感對於學習行為的直接效果則因而下降（由 .43 降為 .15）。

此外，本研究發現個體在課業的執行意志對學習行為有很高的直接效果（標準化係數為 .83），此結果似乎和先前的發現有所差異。在過去有關意志與行動控制的研究中，發現行動控制方面的特質（即行動導向，如思考固著或反覆無常）並未如同行動控制策略可以直接預測學習結果，亦即行動控制方面的特質對於學習結果的預測力較為偏低（如程炳林與林清山，2001；Kuhl, 1985, 1994b）。那麼何以本研究的執行意志也屬於和意志有關的特質，但對學習行為的預測力卻相對較高呢？研究者認為此不一致結果反應的應是執行意志與行動導向概念內涵的差異，尤其是二者在概念內涵所限定範圍的差異所導致。具體而言，本研究將執行意志視為學習動機的成分，因此在界定與測量時都侷限於課業學習行為的範圍（領域特定），而 Kuhl（1985, 1994a, 1994b）、Baumann 與 Kuhl（2005）所界定的行動導向則屬於較領

域廣泛的特質，並未聚集在學習情境或在學習行為範圍內測量，因此本研究的執行意志會顯現出對學習行為較高的直接效果。

接著，DCM 和以往一些探討動機、態度與行為關係的理論，也有一些值得比較與突顯的差異。首先，過去動機相關研究中，普遍認為價值、預期兩個因素對學習行為相當有影響力（如 Atkinson, 1964; Wigfield & Eccles, 2000; Wigfield et al., 2009），但 DCM 卻主張價值、預期兩因素對於學習行為的影響力並非直接產生，而是透過其他因素而中介產生（劉政宏，2009）。此觀點不管在劉政宏或本研究結果中都得到了支持，這顯示正如同 Garcia 等人（1998）及劉政宏等人（2005）的結果，先前有關學習動機的預期價值論似乎高估了價值與預期兩因素對學習行為的直接預測力，而忽略了考慮情感或執行意志等相關概念的中介角色。

除了成就動機的預期價值論外，在決策領域研究中，Edwards（1954）亦提出了著名的預期價值論（expectancy-value theory），其中認為個體主要會依據「各種選擇或可能結果的價值」及「產生各項結果的可能性或預期」的乘積或組合，在各種選擇中進行最有利的決策。雖然此理論被支持能有效預測個體做出的決策，甚至被應用到態度形成，甚至人際吸引相關現象的解釋（Taylor, Peplau, & Sears, 2006），然而此觀點和 DCM 對學習行為的解釋仍存在著一些差異。首先，如同 Taylor 等人（2006）所述，Edwards（1954）在對個體的決策選擇進行解釋時，似乎忽略了情感反應或情緒偏好的影響力，而 DCM 在解釋個體的學習行為時，則考量並納入了個體的情感反應對學習行為的影響力，這顯示 DCM 在對人類行為的解釋與預測上，似乎顯得較為周延。其次，Edwards（1954）主要在由預期與價值的向度來預測個體會做出什麼樣的選擇，這顯示此理論比較適合用以預測個體在面對選擇時，當下會做出什麼樣的決定，卻未必適合用來預測個體必須持續進行，且可能遭遇誘惑、干擾、內外阻礙的學習行為。換言之，個體所表現的學習行為，除了涉及做決定、設定目標等行動意向形成的前決策階段外，亦需要後決策階段中，與意志相關的概念來驅動、執行與保護行動意向才能完成（程炳林與林清山，2001，2002；Kuhl, 1984, 1985）。而 DCM 除了考慮到和個體行動意向形成有關的預期與價值概念外，亦考慮到和驅動、執行與完成行動意向有關的意志概念（執行意志）和情感反應，因此應較預期價值論適合用來解釋與預測學習行為。

此外，DCM 的觀點和 Fishbein 與 Ajzen（1975）的理性行動論（the reasoned action model）也有一些值得比較之處。理性行動論是用來解釋與預測個體廣泛行為的理論，其基本假定是認為，人透過理性方式所計算出來的行為意向（如減肥意向），能有效預測其實際表現出來的行為（如減肥行為），而人的行為意向可以由兩個重要變項來進行預測。第一，是個體對該行為的「態度」（如對減肥行為的好惡評價），這主要是透過個體對該行為執行結果所知覺的價值（減肥是否重要）與預期（減肥成真的可能性）兩個面向所計算得出。第二，是個體對該行為所知覺到的主觀「社會規範」（對於身為特定社會團體一份子應該如何想或做該行為的預期，例如是否應該執行減肥行為），而這個部分主要是由重要他人對行為的贊成程度（如伴侶是否贊成），及自己順從重要他人期望的動機程度（如有多少順從伴侶的動機）所計算得出。此理論被許多社會心理學家所廣為接受，也被證實在解釋與預測人類行為上很有預測力（Taylor et al., 2006）。而 Madden、Ellen 與 Ajzen（1992）更在此研究基礎上，將此理論修正為計畫行為論（theory of planned behavior），亦即納入結果控制知覺的預測變項（自覺自己能否控制結果），結果發現此變項能有效提高對個體行為意向和實際表現行為的預測力，尤其在一些涉及個體必須進行意圖控制的行為上（例如減肥、戒煙）。

DCM 的觀點和此理論有哪些異同之處？首先，DCM 在解釋與預測個體的學習行為時，也考量了個體對課業學習知覺的價值和預期兩個變項。換言之，DCM 在解釋與預測學習行為時，也考量了理性行動論用來預測行為意向態度變項的兩個重要面向。不同的是，在理性行動論中，會傾向認為由此兩個

概念所計算得出的態度變項，對於個體的後續行為有直接的預測力，然而 DCM 卻主張價值、預期兩因素對於學習行為的效果是透過其他變項的中介而產生。其次，在 DCM 所界定的動機成分中，雖然並未明確納入理性行動論或計畫行為論所考量的「社會規範」和「結果控制知覺」兩個預測變項，但事實上，在 DCM 所界定價值和預期動機成分概念中，亦分別涉及了社會規範和結果控制知覺的相關概念。就 DCM 對價值成分的界定而言，其中包含了個體對於課業學習重要性知覺的概念，而此知覺應和個體所知覺有關課業學習的社會規範有關（如知覺社會規範是否認為課業學習是重要的），也因此在本研究測量價值動機（重要性）的題目中，會包含「我認為學生應該要努力念課業方面的書」等涉及社會規範知覺的題目。就預期成分動機而言，DCM 將其界定為對課業學習能否成功的預期，而不涉及能力信念、自我效能信念與控制信念等概念，這主要是因為這些概念與成功預期有高度的相關，許多研究建議可以合併（程炳林，2000，2001；Bandura, 1986; Schunk, 1989; Wigfield & Eccles, 2000）。而結果控制知覺即相當類似於個體自覺有無能力執行該行為的能力信念、自我效能信念與控制信念等概念，因此預期成分的界定應也涵蓋了結果控制知覺的概念。整體而言，在 DCM 動機成分的界定中，也涉及了理性行動論或計畫行為論所考量社會規範和結果控制知覺的相關概念，只是 DCM 並未將此兩個概念獨立作為動機成分的測量指標。未來研究似乎亦可以思考若將此兩個概念分別獨立作為價值與預期成分動機的測量指標，是否有助於讓 DCM 在概念上更為完備與適切。

最後，如先前所述，個體表現的實際行為除了涉及行動意向形成的前決策階段外，也涉及驅動、執行與完成行動意向等後決策階段相關概念。倘若由此角度分析，理性行動論或計畫行為論在解釋與預測個體的行為時，似乎亦較忽略了後決策階段等意志相關概念或情感對行為的預測力。而 DCM 除了認同前決策階段相關概念在學習行為意向形成上的重要性，因此考慮到和個體行動意向形成較有關的預期與價值概念外，亦考慮到和驅動、執行與完成行動意向有關的意志概念和情感反應的影響力，因此應更適合用來解釋學習行為，甚至似乎亦相當有潛力可以應用至解釋與預測其他與學習行為本質相似的行為（亦即個體須持續進行，且可能遭遇誘惑、干擾、內外阻礙的行為，如減肥、戒煙、戒酒、戒毒等）。

（二）四個年級在雙核心動機模式（DCM）結構係數的差異

研究結果發現，雖然六年級在四種動機成分 11 個測量指標上大致上有較國中生正向的趨勢，這和過去研究發現在學校教育環境中，學生會產生隨著年級增高，學習動機下降的趨勢一致（如劉政宏，2003；Covington, 1984; Wigfield & Eccles, 2000; Wigfield et al., 2009），但分析結果發現四個年級在 DCM 結構係數的差異情形並不明顯。在各種結構係數的比較中，僅發現 DCM 能解釋八年級與九年級學生學習行為的變異量有高於其他年級趨勢，但其他結構係數並無明顯差異。此結果顯示 DCM 所描繪各種動機成分間的關係，及其對學習行為影響路徑的影響力，似乎不會因為年級增長而有太大變化，而這樣的結果和 Wigfield 等人（2009）的觀點並不相同。何以會產生此不一致的結果呢？首先，研究者認為這或許是因為本研究比較的年級階段和先前研究不相同所導致。例如在價值與預期兩動機成分相關係數的比較方面，Wigfield 等人（2009）是針對小一與小六的樣本來比較。此兩個階段學生在認知發展的階段差異較大，分屬具體與形式運思期，但本研究比較的階段為小六至國三的樣本，認知發展的階段並無差異，皆屬形式運思期（Piaget, 1950）。換言之，可能是因為本研究比較的樣本年齡階段範圍較小，且認知運作本質接近，因此在 DCM 所描繪各動機成分與學習行為的關係上，並不會有差異。倘若如此，此處結果與解釋似乎也應和 Wigfield 等人（2009）報告的結果呼應，他們指出六年級學生價值與能力信念相關係數約為 .53，和本研究以小六至國三樣本所求得價值與預期的相關係數 .51 相當接近。另外，此結果亦可能是由於本研究選用的樣本屬於不同地區的橫斷性樣本，而非縱貫性資料，因此無法顯現出結構係數在跨年齡階段的差異所導致。整體而言，本研究並未發現小六至國三學生在 DCM 結構係數上存在著明顯差異，雖然本研究提出可能解釋，但未來研究值得以縱貫性樣本或其他階段學生資料來檢驗這些解

釋能否被支持。

(三) 對教育實務的啟示

以上有關 DCM 的研究結果，也有助於提出一些教育相關人員在思考如何提升學生學習動機或引發積極學習行為時，值得思考的啟示與建議。首先，在 DCM 中，將學習動機區分為價值、預期、情感與執行意志四種不同的成分，這顯示要能周延瞭解與預測學生的學習動機與行為時，似乎需要考量不同的學習動機成分，僅著重特定學習動機成分，或是將各學習動機成分視為一整體學習動機構念，應無法周延解釋與預測學生的學習動機與行為。

其次，在 DCM 的架構中，雖然價值與預期兩個動機成分對學習行為沒有直接的預測效果，但並非意味著價值與預期成分就是不重要的動機成分。一方面價值與預期成分對個體的學習行為仍有相當的影響力，其仍會透過情感和執行意志成分間接影響學習行為。一個認為課業學習重要、有用或自己能成功學習的學生，雖然未必會直接導致其表現正向學習行為，但卻可能會透過使其產生較強的執行意志，或具備較正向的情感反應，因而有助於引發其積極的學習行為。另外，雖然國中、小學生在價值與預期方面的學習動機相較於情感與執行意志成分較為正向，且調查結果也多半顯現學生對於課業學習的價值信念，及對自己學習成功的預期多半持著正向態度（程炳林與林清山，2001；劉政宏等人，2005，2010；Kloosterman & Cougan, 1994），但本研究結果亦發現，學生對於課業學習的價值知覺與成功預期有隨著年級增長而衰減的趨勢。因此，雖然價值與預期兩個動機成分對於學習行為沒有直接的預測效果，但提升與維持學生價值與預期成分的學習動機，仍值得教育相關人員的努力。

接著，過去教育相關人員或教改在思考提升學生的學習動機時，讓學生快樂學習，提升學生動機的情感成分，一直是相當受到重視的努力方向，而此努力方向得到了本研究 DCM 的支持。換言之，若能讓學生對學習產生快樂等較正向的情感反應，除了可能會直接驅動其正向學習行為外，也可能讓學生對課業學習產生較強的執行意志，間接有助於引發積極學習行為。因此致力於提升學生學習動機的情感成分，讓學生在課業學習中感受到快樂，確實是值得繼續努力的方向。

值得注意的是，倘若教育相關人員在思考提升學生學習動機時，主要是將焦點置放於讓學生在學習中感受到快樂，對學習產生正向情感，是否是容易且有效率的方式呢？事實上，這似乎相當不容易。換言之，就課業學習的本質而言，學習者所面對的大部分材料，應該都是自己還沒學過的內容，因此在這種情況中，在學習過程必然會遭遇許多困難、挫折、壓力、干擾，甚至會遭遇其他更有趣活動的誘惑（如漫畫、電玩），因此欲由情感成分提升學生的動機實屬不易，而這也和一些研究的調查結果符合，在經歷教改多年的努力後，學生對於課業學習的情感反應似乎不是那麼正向（如劉政宏等人，2005，2010）。那麼，是什麼樣的概念在不容易引發學生對課業學習正向情感的情況下，仍能扮演著驅動來自價值或預期等其他動機成分學習意向，貫徹執行學習行為的角色呢？這或許就必須依賴「執行意志」的運作了。在本研究的結果中發現，執行意志對於學生的課業學習行為有很高的直接效果，因此倘若在學習過程中，能夠培養學生具備執行意志特質的話，那麼學生在面對可能遭遇困難、挫折、壓力、干擾或其他更有趣誘惑的課業學習事件時，即使沒有正向情感來驅動其積極學習行為，亦可能因其具備較強的執行意志特質（即使此時負向的情感反應可能減弱其執行意志傾向），而表現出積極學習行為。可惜的是，在一些研究的調查結果中發現，相較於價值與預期成分的學習動機，國內中小學生對於課業學習的執行意志相關特質似乎顯得較為不足（程炳林與林清山，2001；劉政宏等人，2010），因此正相似於 Garcia 等人（1998）的看法，本研究認為提高學生在課業學習方面的執行意志，應是值得國內教育投入更多關注與努力的方向（例如透過相關課程對此特質進行培養等）。

三、研究限制與建議

除了以上討論處提及的建議外，本研究有一些限制與值得未來研究延伸之處。首先，DCM 界定的動機成分及學習行為在內涵與測量指標上和過去一些研究的界定並不完全相同。例如在預期成分方面，DCM 主要採用成功預期與失敗預期兩個測量指標，雖然以往研究支持成功預期和自我效能信念、控制信念等概念有高相關，但這些概念並不完全等同。又例如在學習行為界定方面，DCM 主要將學習行為界定為學生於課堂內與課堂外實際表現的學習行為，這和 Garcia 等人（1998）所探討有關學習策略使用的學習行為亦不相同。因此 DCM 主張的概念，是否適用於以其他概念作為動機成分測量指標的情況，或是否可以解釋個體在學習策略使用等其他方面的學習行為上，仍值得後續研究的檢驗。第二，DCM 主要是以個體自評的學習行為此種較主觀的效標作為依變項，其中支持執行意志與情感是較有直接影響力的變項，然而以往有些研究指出，倘若就學生實際表現的學習行為（如以教師評定的學習行為來測量）或學業成績等較客觀的效標而言，則發現成功預期可能會是最有預測力的變項（如劉政宏等人，2010；Wigfield et al., 2009）。換言之，未來研究值得以學生實際的學習行為，甚至學業成績等較為客觀的效標為依變項，來檢驗 DCM 的概念是否亦能適用。第三，本研究發現不同年級學生在 DCM 的結構係數上並未有明顯差異，未來研究似乎值得針對高、低成就學生在 DCM 結構係數上的差異進行探討，以瞭解兩類學生在動機成分與學習行為間的路徑關係是否有所差異。第四，本研究特別強調執行意志概念的重要性，未來研究相當值得進一步檢驗執行意志的個別差異，是否是導致個體在價值、預期、情感成分所引發行為傾向衝突的情況下（例如個體面對自覺該做、有能力做，卻情感上不喜歡的事件，或自覺不該做，卻情感上喜歡的事件），會決定做出何種行為的關鍵變項。第五，本研究主要以調查法的方式來進行探討，未來研究值得進一步透過實驗或質性方法，針對本研究的發現與解釋進行深入的瞭解。最後，本研究主要以小六至國三學生為對象，未來研究應可將研究對象擴展至高中及大學生，來瞭解本研究的發現是否適用於其他階段學生上。

參考文獻

- 吳靜吉、程炳林（1992）：激勵的學習策略量表之修訂。**測驗年刊**，**39**，59-78。
- 侯玫如、程炳林、于富雲（2004）：國中生多重目標導向與其自我調整學習之關係。**教育心理學報**，**35**，221-248。
- 施淑慎、曾瓊慧、蔡雅如（2007）：國小學童之成就目標、動機與情感中介歷程以及學業成就間路徑模式之檢驗。**測驗學刊**，**54**，31-57。
- 陳正昌、程炳林、陳新豐、劉子鍵（2003）：**多變量分析方法—統計軟體應用**。台北：五南。
- 程炳林（2000）：認知/意動成分與學習表現之相關研究。**師大學報：教育類**，**45**，43-59。
- 程炳林（2001）：動機、目標設定、行動控制、學習策略之關係：自我調整學習歷程模式之建構與驗證。**師大學報：教育類**，**46**，67-92。
- 程炳林（2002）：大學生學習工作、動機問題與自我調整學習策略之關係。**教育心理學報**，**33**，79-102。
- 程炳林、林清山（2001）：中學生自我調整學習量表之建構及其信效度研究。**測驗年刊**，**48**，1-41。
- 程炳林、林清山（2002）：學習歷程前決策與後決策階段中行動控制的中介角色。**教育心理學報**，**34**，43-60。
- 劉政宏（2003）：考試壓力、回饋方式對國小學生學習表現、自我價值、學習動機之影響。國立台灣師

範大學教育心理與輔導研究所碩士論文。

- 劉政宏 (2009)：對學習行為最有影響力的動機成分？雙核心動機模式之初探。 *教育心理學報*，**41**，361-384。
- 劉政宏、張文哲、陳學志、黃博聖 (2008)：你贊成或反對立場對立者的論點？立場對立情境之論點贊否模式 (CSAAM)。 *中華心理學刊*，**50**，327-346。
- 劉政宏、張景媛、許鼎延、張瓊文 (2005)：國小學生學習動機成分之分析及其對學習行為之影響。 *教育心理學報*，**37**，173-196。
- 劉政宏、黃博聖、蘇嘉鈴、陳學志、吳有城 (2010)：國中小學習動機量表之編製及其信、效度研究。 *測驗學刊*，**57**，371-402。
- Ainley, M. (2006). Connecting with learning: Motivation, affect and cognition in interest processes. *Educational Psychology Review*, *18*, 391-405.
- Atkinson, J. W. (1964). *An introduction to motivation*. Princeton, NJ: Van Nostrand.
- Atkinson, R. C., & Shiffrin, R. M. (1971). The control of short-term memory. *Scientific American*, *225*, 82-90.
- Baddeley, A. D. (1986). *Working memory*. London, UK: Oxford University Press.
- Baddeley, A. D. (1996). Exploring the central executive. *Quarterly Journal of Experimental Psychology*, *49*, 5-28.
- Bagozzi, R. P., & Yi, Y. (1988). On the evaluation of structural equation models. *Journal of the Academy of Marketing Science*, *16*, 74-94.
- Bandura, A. (1982). Self-efficacy mechanism in human agency. *American Psychologist*, *37*, 122-147.
- Bandura, A. (1986). *Social foundations of thought and action: A social cognitive theory*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Baumann, N., & Kuhl, J. (2005). How to resist temptation: The effects of external control versus autonomy support on self-regulatory dynamics. *Journal of Personality*, *73*, 443-471.
- Bouffard, T., Boisvert, J., Vezeau, C., & Larouche, C. (1995). The impact of goal orientation on self-regulation and performance among college students. *British Journal of Educational Psychology*, *65*, 317-329.
- Bower, G. H. (1981). Mood and memory. *American Psychologist*, *36*, 129-148.
- Corno, L. (1993). The best-laid plans: Modern conceptions of volition and educational research. *Educational Researcher*, *22* (2), 14-22.
- Covington, M. V. (1984). The self-worth theory of achievement motivation: Findings and implications. *Elementary School Learning*, *85*, 5-20.
- Crandall, V. C. (1963). Reinforcement effects of adult actions and nonreactions on children's achievement expectations. *Children development*, *34*, 335-354.
- Crandall, V. C., Good, S., & Crandall, V. J. (1964). The reinforcement effects of adult actions and nonreactions on children's achievement expectations: A replication study. *Children development*, *35*, 485-497.
- Dweck, C. S., & Elliott, E. S. (1983). Achievement motivation. In P. H. Mussen (Series Ed.) & E. M. Heatherington (Vol. Ed.), *Handbook of child psychology: Vol 4. Socialization, personality, and social development* (4th ed., pp. 643-691). New York, NY: Wiley.
- Edwards, W. (1954). The theory of decision-making. *Psychological Bulletin*, *51*, 380-417.
- Eysenck, M. W., & Keane, M. T. (2000). *Cognitive psychology: A student's handbook* (4th ed.). Hove, UK: Psychology Press.

- Fishbein, M., & Ajzen, I. (1975). *Belief, attitude, intention, and behavior: An introduction to theory and research*. Reading, MA: Addison-Wesley.
- Gagné E. D., Yekovich C. W., & Yekovich F. R. (1993). *The cognitive psychology of school learning* (2nd ed.). New York, NY: HarperCollins.
- Garcia, T., McCann, E. J., Turner, J. E., & Roska, L. (1998). Modeling the mediating role of volition in the learning process. *Contemporary Educational Psychology*, 23, 392-418.
- Graham, S., & Williams, C. (2009). An attribution approach to motivation in school. In K. R. Wentzel & A. Wigfield (Eds.), *Handbook of motivation at school* (pp. 11-34). New York, NY: Routledge.
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham R. L., & Black, W. C. (1998). *Multivariate data analysis* (5th ed.). Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Jacobson, R. R., & Harris, S. M. (2008). Does the type of campus influence self-regulated learning as measured by the motivated strategies for learning questionnaire (MSLQ). *Education*, 128, 412-431
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1993). *LISREL8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Chicago, IL: Scientific Software International.
- Kloosterman, P., & Cougan, M. C. (1994). Students' beliefs about learning school mathematics. *The Elementary School Journal*, 94(4), 375-388.
- Kruglanski, A. W. (1975). The endogenous-exogenous partition in attribution theory. *Psychological Review*, 82, 387-406.
- Kuhl, J. (1984). Volitional aspects of achievement motivation and learned helplessness: Toward a comprehensive theory of action control. In B. A. Maher & W. B. Maher (Eds.), *Progress in experimental personality research: Normal personality processes* (Vol. 13, pp. 99-171). New York, NY: Academic Press.
- Kuhl, J. (1985). Volitional mediators of cognitive-behavior consistency: Self-regulatory process and action versus state orientation. In J. Kuhl & J. Beckmann (Eds.), *Action control: From cognition to behavior* (pp. 101-128). New York, NY: Springer-Verlag.
- Kuhl, J. (1994a). A theory of action and state orientation. In J. Kuhl & J. Beckmann (Eds.), *Volition and personality* (pp. 9-46). Seattle, WA: Hogrefre & Huber.
- Kuhl, J. (1994b). Action versus state orientation: Psychometric properties of the Action Control Scale (ACS-90). In J. Kuhl & J. Beckmann (Eds.), *Volition and personality: Action versus state orientation* (pp. 47-59). Seattle, WA: Hogrefre & Huber.
- 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, 151-173.
- Madden, T. J., Ellen, P. S., & Ajzen, I. (1992). A comparison of the theory of planned behavior and the theory of reasoned action. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 18, 3-9.
- Maslow, A. H. (1970). *Motivation and personality*. New York, NY: Harper and Row.
- McClelland, D. C., Atkinson, J. W., Clark, R. A., & Lowell, E. L. (1953). *The achievement motive*. New York, NY: Appleton-Century-Crofts.
- McCollum, D. L., & Kajs, L. T. (2009). Examining the relationship between school administrators' efficacy and goal orientations. *Educational Research Quarterly*, 32 (3), 29-46.
- Meyer, D. K., & Turner, J. C. (2002). Discovering emotion in classroom motivation research. *Educational*

- Psychologist*, 37(2), 107-114.
- Piaget, J. (1950). *The psychology of intelligence*. New York, NY: International Universities Press
- Pintrich, P. R. (1989). The dynamic interplay of student motivation and cognition in the college classroom. In C. Ames & M. L. Maehr (Eds.), *Advances in motivation and achievement: Motivation enhancing environments* (Vol. 6, pp. 117-160). Greenwich, CT: JAI Press.
- Pintrich, P. R. (2003). Motivation and classroom learning. In W. M. Reynolds & G. E. Miller (Eds.), *Handbook of psychology: Educational psychology* (Vol. 7, pp. 103-122). Hoboken, NJ: John Wiley & Sons.
- Pintrich, P. R., & Schunk, D. H. (2002). *Motivation in education: Theory research, and applications* (2nd ed.). Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall Merrill.
- Schunk, D. H. (1989). Self-efficacy and cognitive skill learning. In C. Ames & R. Ames (Eds.), *Research on motivation in education* (Vol. 3, pp. 13-44). San Diego, CA: Academic Press.
- Sobel, M. E. (1982). Asymptotic intervals for indirect effects in structural equations models. In S. Leinhardt (Ed.), *Sociological methodology 1982* (pp. 290-312). San Francisco, CA: Jossey-Bass.
- Taylor, S. E., Peplau, A. L., & Sears, D. O. (2006). *Social Psychology* (12th ed.). Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.
- Weiner, B. (1972). *Theories of motivation: From mechanism to cognition*. Chicago, WA: Markham.
- Wentzel K. R., & Wigfield, A. (2009). Introduction. In K. R. Wentzel & A. Wigfield (Eds.), *Handbook of motivation at school* (pp. 1-8). New York, NY: Routledge.
- Wigfield, A., & Eccles, J. S. (2000). Expectancy-value theory of achievement motivation. *Contemporary Educational Psychology*, 25, 68-81.
- Wigfield, A., Tonks, S., & Klauda, S. L. (2009). Expectancy-value theory. In K. R. Wentzel & A. Wigfield (Eds.), *Handbook of motivation at school* (pp. 55-75). New York, NY: Routledge.

收稿日期：2010年08月17日

一稿修訂日期：2010年11月10日

二稿修訂日期：2010年12月14日

接受刊登日期：2010年12月22日

Bulletin of Educational Psychology, 2012, 43(3), 633-656

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

Establishment of Indicators and Cross-grade Comparison for the Dual-Core Motivation Model

Cheng-Hong Liu

Department of Applied Psychology

Hsuan Chuang University

The Dual-Core Motivation Model (DCM) proposed by Liu (2009) suggests that there are four different motivation components of value, expectation, affect, and executive volition. Of the four components, only affect and executive volition which are supposed to be core motivation components influence learning behavior directly. However, the effects of the value and expectation component on learning behavior are indirect and mediated by the two core components. Previous findings showed the DCM could be improved in terms of theoretical structure and supportive evidence. Thus, this study aimed to confirm the subcomponents and indicators for the four motivation components, and test and make cross-grade comparison on the revised DCM. A total of 1203 validated sixth-grade and junior high school students in Taiwan were involved in this study and instruments employed were the "Learning Motivation Scale" and "Learning Behavior Scale" for primary and junior high school students. Data collected were analyzed by structural equation modeling using the LISREL computer program. Results showed that the fit indices of overall model and internal structure of the revised DCM improved obviously. Besides, as to most of the structure coefficients, there were no significant differences among sixth to ninth grade students. Based on the findings, possible implications for educators and suggestions for future research are discussed.

KEY WORDS: learning behavior, learning motivation, the Dual-Core Motivation Model (DCM)