

臺灣與中國大陸深圳地區大學生學習動機與學習成效關係發展之比較：以學習模式為中介變項

何希慧、彭耀平*

過往西方研究多以東方文化檢視亞洲地區學生，然而，相同的文化情境卻可能因不同的社會體制，導致教與學結果的差異。本研究試圖從心理動機角度，檢視臺灣與中國大陸學生的學習動機類型，並評估其學習模式與學習成效間關係比較。樣本調查對象以兩岸大學商學院學生為主，研究變數之操作性定義改編自 Li 等人（2007）、Nasir 等人（2009）、Philip 等人（2008）、Pike 等人（2011）及 White 等人（2008）所開發之研究量表，以李克特 5 點尺度進行測量，取樣方式採立意抽樣，問卷填答者以樣本學校之二、三、四年級學生為主。臺灣有效問卷數計 378 份，中國大陸為 273 份，以 AMOS 軟體進行結構方程模式（SEM）分析兩群組樣本在研究路徑關係之比較。研究結果顯示，臺灣學生在應用型學習的認知程度高於大陸學生，但在學業認同的認知程度則低於大陸學生。另在路徑分析部分，臺灣學生在角色認同對於探索型及應用型學習的正向影響，及應用型學習對認知獲益與非認知獲益的正向影響皆優於大陸學生。

關鍵詞：兩岸大學生、高等教育、學生學習成效、學習動機、學習模式

何希慧：臺北市立大學教育行政與評鑑研究所副教授

* 彭耀平：玄奘大學企業管理學系助理教授（通訊作者：s91370001@mail2000.com.tw）

A Comparative Study on the Relationship Between Learning Motivations and Outcomes of College Students in Taiwan and Shenzhen Region of Mainland China: Learning Modes as Mediators

Sophia Shi-Huei Ho & Yao-Ping Peng*

Previous studies in the relationship of learning motivation and outcome were mostly conducted on research samples in Asia from the perspective of oriental culture; however, under the same cultural background, different social systems might lead to different teaching and learning outcomes. Therefore, this study examines the learning motivation patterns of Taiwan and Mainland China college students from the perspectives on psychological motivation, and investigates the relationship between learning modes and learning outcomes. Adopting judgmental sampling, a total of 651 valid questionnaires were collected from cross-strait business college sophomore, junior, and senior students. The measurement scales were developed by Li et al. (2007), Nasir et al. (2009), Philip et al. (2008), Pike et al. (2011), White et al. (2008), and all measures were 5-point Likert-type scales. The path relationship of the two groups was examined through structural equation modeling (SEM) using AMOS. The results showed that exploitative learning was perceived as more effective by the college students in Taiwan as compared to those in Mainland China. In terms of academic identity, the contrary is the case. However, in path analysis, Taiwanese students were superior to Chinese students in regard to the positive influence of role identity on exploitative and explorative learning and the positive influence of exploitative learning on cognitive and non-cognitive gains.

Keywords: *cross-strait college students, higher education, learning modes, learning motivation, student learning outcome*

Sophia Shi-Huei Ho: Associate Professor, Graduate School of Educational Administration and Evaluation, University of Taipei

* Yao-Ping Peng: Assistant Professor, Department of Business Administration, Hsuan Chuang University (corresponding author: s91370001@mail2000.com.tw)

臺灣與中國大陸深圳地區大學生學習動機與學習成效關係發展之比較：以學習模式為中介變項

何希慧、彭耀平

壹、緒論

高等教育人才培育是經濟發展的基礎，亦是國家展現競爭力與移動力的關鍵（Choi & Rhee, 2014）。臺灣高教政策改革雖提供更多學生接受教育的機會，卻也因此衍生學習成效低落和就業條件不足等問題，進而成為大學辦學績效評估的隱憂（Marginson, 2011；Shin & Harman, 2009）。近年來，臺灣與中國大陸的競爭，不僅存在於政治、經濟、產業發展等層面，教育品質與國際聲望亦成為雙方交流與評比的焦點。在臺灣高教部分，大學校院數量急速擴增，導致升學錄取率不斷攀升，部分學生學前成績低落且缺乏學習動機（learning motivation），致使存有輕鬆念書即可畢業的消極心態。相對地，中國大陸近年雖也廣設高等教育學校（簡稱高校），入學率亦逐年提升，但受限於入學名額供給數遠低於學生入學需求數，及多所高校開展“大學生素質拓展計畫”和“大學生研究訓練計畫”，以提高其教育品質（陳羿君，2012），學生為爭取進入北大、清華等名校，均存有強烈的學習企圖心。本研究彙整兩岸高等教育機構入學率之相對成長情形如圖 1 所示，顯示臺灣與大陸高教政策的發展，導致學生在學習動機的差異，具有探討之必要性。

另根據內政部統計處（2014）調查，臺灣生育率逐年下滑，總生育率從 2000 年的 1.68 人降至 2013 年的 1.065 人，其人口結構已走向大陸十多年前一胎化政策的人口發展路徑。在臺灣與大陸的比較研究裡發現，中國在一胎化政策下，孩子受到家族與社會高度的期待，再加上就業競爭激烈，導致其求學態度與學習動機可能高於臺灣學生（陳羿君，2012）。準此，臺灣在面對高入學率、低生育率的現況下，高等教育的發展將更重視績效產出和精緻特色的改革；如何提供適當的課程規劃與教學模式，或透過啟發學生學習動機與學習方法，以強化其專業知能及社會適應力，進而提升其

學習成效，以面對未來國際競爭壓力和全球移動挑戰，已成為我國高教政策、大學及其教師亟需探究及改善的問題。

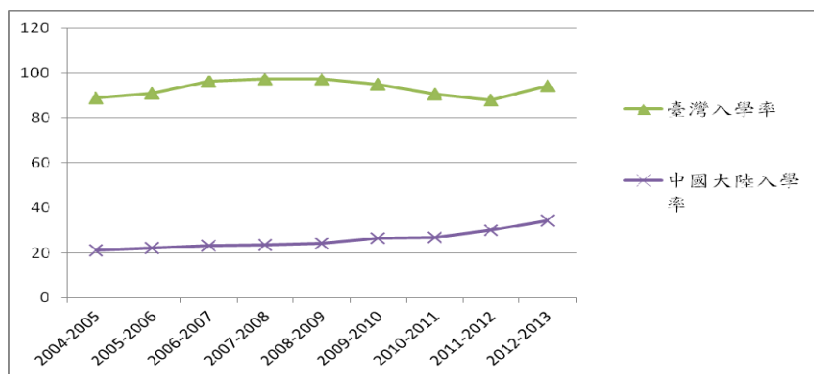


圖 1 臺灣與中國大陸大學入學率比較

在大學教育裡，影響學生學習最關鍵的因素，除提供學生學習歷程中需要的經驗與知識外，更重要的是引發其自主參與和投入學習的積極態度（Pike, Smart, & Ethington, 2012）。其中，學習投入的方法即成為學生是否真正獲得經驗，並將之內化成自身知能的關鍵（Campbell & Cabrera, 2014；Duff, Boyle, Dunleavy, & Ferguson, 2004；Oleson & Hora, 2014）。研究證實，學生學習的方法充分反應教師教學的本質與內涵（Oleson & Hora, 2014），因為教師多以理論知識或實務應用的授課內容來檢視學生學習結果。故本研究以二元性（duality）分類方式，將學習模式區分為「探索型學習」（explorative learning）和「應用型學習」（exploitative learning），來探討臺灣與中國大陸學生在不同學習模式的運作下，以較完整的研究架構，分析其與學生學習成效（student learning outcomes）的關係。

高等教育相關研究指出，學生學習成效可藉由教學品質的改進、課程設計的創新和資源設備的優化而顯著提升（Maringe & Sing, 2014；Pike, Kuh, McCormick, Ethington, & Smart, 2011；Pike et al., 2012），卻鮮少研究探討學生心理特質或學習動機（Chen, Wang, Wei, Fwu, & Hwang, 2009；Hummel & Randler, 2012）。Cole、Field 與 Harris（2004）認為，學習動機是學習有效性和高度學習成效的重要預測指標，亦即引發學生投入學習的心理因素將影響其學業表現（Brackney & Karabenick, 1995）。因此，瞭解大學生學習誘因，進而擴大其學習參與和投入，是大學教師在課程規劃與教學過程中亟欲解決的重要議題。

學者對動機的定義不盡相同，但皆強調個體行為是因特定生理或心理目標的內在思考歷程所引發（Deci & Ryan, 2002；Hummel & Randler, 2012），係採取「刺激—反應—增強」的模式。近年西方學者嘗試從成就動機（achievement motivation）的角度，探討人類的學習心理與行為（Deci & Ryan, 2000；Wigfield & Eccles, 2000），且跨文化研究漸獲重視。多項研究指出，非西方社會的學生在追求成就的心理歷程與行為，與西方建立的理論架構具有顯著差異（Chang, Mak, Li, Wu, Chen, & Lu, 2011；Chen et al., 2009）；亦即西方的學習成就動機理論主要集中在個人自主自決的動機形式，強調學生對學業的內在興趣與能力感（陳舜文、魏嘉瑩，2013）。而面對東方學生學習動機情境時，Chen 等人（2009）則提出「華人成就目標理論架構」；該研究在探討臺灣大學生追求成就動機時發現，臺灣學生除考量自發興趣或自主認同的動機外，亦會顧及社會期許和相對應的義務感或角色認同感。由於跨文化研究是理論一般化（generalization）需考量的因素，縱使在相同的文化裡，不同的環境背景亦可能產生不同的研究結果。臺灣與大陸雖同屬東方文化，但社會體制的差異可能造成學生學習上的各項迥異。

因此，本研究以學習動機理論為基礎，探討臺灣與中國大陸學生學習動機、學習模式及學習成效間之關係是否具有顯著差異。研究待答問題為：(1)探討兩岸大學生在學習動機（角色認同與學業認同）、學習模式（探索型學習與應用型學習）和學習成效（認知獲益與非認知獲益）上的差異為何？(2)釐清「探索型學習」與「應用型學習」在學習動機與學習成效間是否扮演重要的角色？及(3)瞭解臺灣與中國大陸學生在學習動機→學習模式→學習成效的整體架構中，變數與變數間關係的差異為何？

透過驗證兩岸大學生在學習動機、方法投入和成效間關係的比較，本研究之貢獻在分析影響大學生學習成效的因素，並以周延的概念性架構探討學習動機理論，以延伸該理論的豐富性和一般化程度。另外，研究結果亦可做為大學提升學生學習成效，將學習動機和學習模式做為課程設計與教學改進之參考依據；亦即參酌不同情境因素，尋找最適條件，以強化臺灣大學生學習成就與表現。

貳、文獻探討

一、理論背景

過往探討學生學習動機相關研究，多參酌 Deci 與 Ryan（1985）所提出之「自我

決定理論」(Self-determination theory)為立論基礎並加以延伸，該理論強調個體具有只為滿足興趣而行動的心理內在動機(intrinsic motivation)；相對地，個體為避免外在賞罰、限制、社會期許或要求等因素而從事的行為，則為外在動機(extrinsic motivation)(Zepke & Leach, 2010)。研究指出(Deci & Ryan, 2000, 2002)，基於內在動機所從事的行為，其過程本身就是行動的目的，並假設個體存在三個基本需求：自主性(autonomy)、能力感(competency)和社會歸屬/關聯性(social relatedness)；當這些基本心理需求被滿足時，將引發個體適應性的結果，如幸福感、活力與高自尊，但若需求得不到回饋時，則會導致個體產生不適應情形，如焦慮和沮喪。

由於自我決定理論整合許多影響最適學習、投入與幸福感的社會情境因素和個人心理變項(Guay, Ratelle, & Chanal, 2008)，故自提出後已有數百篇實證研究發展出更多理論基礎與貢獻，並廣泛地應用在教育、健康醫療領域中。Vallerand、Fortier 與 Guay (1997)更依據該理論，提出內在與外在動機階層模式，該模式說明個體行為的動機發展過程，強調「社會情境→心理中介→動機型態→行為結果」的歷程，並在學生學習的研究中發現，自我決定會正向地影響學習過程，其行為結果與學習產出則集中在學生學習成效上(Hummel & Randler, 2012)。此外，Chang 等人(2011)指出，東西方文化差異會影響個體對學習風格與學習行為的選擇，進而導致不同層面的批判思考與問題解決方式，故運用西方動機理論探究東方學生樣本時，應考量文化差異並加以驗證。因此，本研究根據 Vallerand 等人(1997)之動機模式和 Chen 等人(2009)之成就目標理論為基礎，據以提出兩岸大學生學習動機理論模型，進一步探討影響學生學習成效之因素結構。

學習成效是判斷學生學習成果的指標，衡量成效的目的在使學生瞭解其自身學習狀況，並做為教師和學生改善教與學效能的依據(Guay et al., 2008)。研究顯示，學習是一種經由活動或經驗促使行為產生演進的歷程，亦即藉由課程的參與和師生或同儕的互動，進而產生一種強烈的社會化影響力，及學生參與學習活動後，在某種評量指標的表現(Pike et al., 2011, 2012)。此外，學習成效的評量可以是正式、標準化的測驗，亦可是教師或學生非正式、主觀的認知(Chen et al., 2009)，或某種行為的改變(Guay et al., 2008)。

Pike 等人(2011)在探討高等教育機構的教育支出和學生投入程度會影響其學習表現時，即提出兩項衡量學生學習成效的變數：「認知獲益」(cognitive gains)與「非認知獲益」(non-cognitive gains)。認知獲益係指學生的大學學習經驗有助於通識教

育、專業知能、寫作與口語表達、和分析批判思考等學習成果；而非認知獲益則是檢驗學生對自我認識、與他人合作、道德標準、和公民及社區參與等面向的反應。雖然學者對學習成效的衡量方式不盡相同，但 Pike、Smart、Kuh 與 Hayek (2006) 指出，過去的研究多在不同的時間點檢驗學生的學習表現，如新生、大二、大三及大四，然在單一的分析中結合這些學生，可能會對研究結果產生偏誤，亦即變數間的關係會因年級的不同而有學習成效差異的問題。因此，本研究為滿足此問題，將受測學生年級進行控制，以降低其變數在樣本間的變異程度，並參酌 Pike 等人 (2011) 的衡量方式，以認知獲益和非認知獲益做為衡量兩岸大學生學習成效的指標。

二、學習動機

個體在學習能力與學習動機上的差異，往往被視為學習與訓練有效性的重要預測因子 (Cole et al., 2004)。學習動機即為學生參與和投入學習方案的意願，而該意願會影響學習過程中所決定的方向及重點，且任何程度的努力都可視為一項學習活動 (Noe, Wilk, Mullen, & Wanek, 1997)。由於學生在學習歷程中的自我知覺將決定學習的有效性，並能預測其個人表現的優劣程度 (Cole et al., 2004)，故學習動機衡量的焦點多集中在心理認知層面 (Chen et al., 2009)，Deci 與 Ryan (2000) 的自我決定理論即是代表之一。

根據自我決定理論，個體對自己的學業興趣和能力的瞭解與認同程度，係屬個體「自我認同」(self identity) 的一環，亦可稱之為個體的「學業認同」(academic identity) (陳舜文、魏嘉瑩，2013；Anctil, Ishikawa, & Scott, 2008；Deci & Ryan, 2000)。西方研究顯示，學生對學業的自主興趣與能力感是形成其學業認同的重要成份，且學業認同、學習動機、投入程度和學習成就間有所關聯 (Abes, Jones, & McEwen, 2007)。然而，西方的研究結果未必能全部套用在亞洲學生上，其核心差異就在文化問題。故為提升理論的一般性並提供更深層的解釋，實有必要在同一理論基礎下，驗證亞洲學生在構面間關係的變化 (Chang et al., 2011)；例如，根據認知理論，模糊容忍度和情境依賴在東西方文化的差異，可能是全面、辯證的，或相對是分析、決定論的 (Nisbett, Peng, Choi, & Norenzayan, 2001)，亦即學生在文化上的認知差異會影響其學習動機與學習投入的呈現方式。

為瞭解亞洲國家學生追求成就目標的社會心理與行為，Chen 等人 (2009) 整合過去對成就動機與生活目標的觀點，具體提出「華人成就目標理論架構」，針對華人

社會成就目標的性質與類型進行分析。該研究認為，西方文化崇尚個人主義，強調自主性會正向地影響個人發展成就目標的過程（Chang et al., 2011）；但從文化差異的角度來探討動機理論時，則不能僅考量自發興趣或自主認同的動機來源，亦須顧及社會期許和相對應的義務感或角色認同（role identify）等面向（D'Ailly, 2003）。

由於自我決定理論（Deci & Ryan, 1985, 2000, 2002）將社會期許視為外在動機因素之一，並未深入探討角色義務對於個體追求成就之心理與行為的影響，亦未考慮文化意義，故 Chen 等人（2009）提出華人學業成就動機源自於「社會期許」（social expectations）和「自主興趣」（autonomous interests）；這兩項動機來源分別牽涉到個體的義務感與自主性，並影響華人追求學業目標的行為（陳舜文、魏嘉瑩，2013；D'Ailly, 2003），此即與西方成就動機理論相較差異之處。準此，根據 Vallerand 等人（1997）之自我決定動機模式和 Chen 等人（2009）之成就目標理論等相關文獻，本研究歸納出「角色認同」和「學業認同」兩項學生學習動機因素，用以探討其對兩岸大學生追求學業目標之心理與行為的影響。

（一）角色認同

Stryker（1987）指出，個體會因自己在社會中佔有的角色地位不同，而產生不同的自我認知。尤其是個體對自我表述常視為是各項認同的集體，除反應人們在社會結構中所位居的角色地位外（White, Thomas, Johnston, & Hyde, 2008），亦可視為一組行為傾向、意圖和社會期望，據以引導出符合他人認為適當的行為模式（Simon, 1997）。若將此概念建構在高等教育學習情境裡，當學生成為學習團體的一份子時，他們必須察覺自己的角色，進而負起應盡的角色義務，故在學習歷程中隱含著個人認同的改變，其過程包含「發現自己」或「建構自己」（Volman & ten Dam, 2007）。

研究發現，教師的社會期望會形塑學生自覺的角色認同（Regan, 2012）。教師透過指定隱含在課程教材中的學習活動或日常作業，以師生互動方式做為傳遞學生規範與價值觀的管道，要求學生遵循規定與執行任務，並藉由指導來傳授正確的價值信念（Reveles & Brown, 2008; Thomas, 2007）。透過學習參與或課業表現，學生對學習動機、參與和成就產生影響，進而形成個別化角色認同（Chavez, 2007）。此外，學生的角色認同亦受到內團體成員（如父母、家庭（族）、同儕）認知應遵循的角色義務和責任所影響，致使產生對自己的期許。綜上所述，本研究定義「角色認同」為個體受社會脈絡影響後，在認知上對自己身為學習者或學生角色的認同程度。

（二）學業認同

Chen 等人（2009）透過成就目標方法對學生學習動機做進一步說明，他們認為個體的目標係由一組受到高度認可的共同價值觀所組成，故個體會從廣泛的專業領域中，選擇並定義實現目標的內容和準則，其中包括學業的自主興趣。除自我決定理論外，Wigfield 與 Eccles（2000）提出「預期－價值理論」（expectancy-value theory），並從個體認知層面探討成就動機。該理論認為，個體自我能力感、對成功的預期感、和對目標的主觀價值，都會影響個體的表現及選擇。成就動機的影響因素很多，其中包含正向與負向要素，如工作完成量、積極性與自信心、失落與焦慮感、缺乏有效教學的設施與環境等，皆可能對學生學習成效造成影響（Tella, 2007）。Wentzel（1998）即認為，學生對學業活動的興趣會提高其形成學習目標的可能性，並促使其投入更多的時間與心力來達成目標。換言之，學生對各項學習任務會因個人的主觀價值認定，而產生不同的成就目標；亦即目標的難易度和達標的成就感，將受到本身對該任務的興趣與熱衷程度所影響。故本研究定義「學業認同」為學習者對自己課業學習和能力表現之瞭解程度，藉由成就目標的設定，以評估自身對課程學習的參與意願和學習有用性。

（三）小結

學者主張動機是學習的必要因素，若學習缺乏動機時，則難以產生滿意的學習效果，故當大學關心辦學成效議題時，即應考量有效學習的重要層面，並瞭解如何激發大學生學習動機（Tella, 2007）。過往研究對於何種動機能驅使學生主動學習並沒有一致的看法（Zepke & Leach, 2010），然而教育的本質在協助學生建構知識（Krause & Coates, 2008），相信學生擁有學習原動力，並有能力達成目標（Yorke & Knight, 2004），而自我信念（self-belief）則是動機的關鍵特質。為達到有意義、有效能的學習，熟練地掌握其概念取決於個人渴望學習某項知識內在且強烈的決定因子，使學生能接觸到更廣泛的專業知能（Campbell & Cabrera, 2014）。Deci 與 Ryan（2000）即證實，鼓勵學生展現內在動機，可以提升其正向心理功能，包括學習滿意度、投入程度、創造力、適應力及幸福感等。

從心理學角度，學生的學習行為取決於背後所涵蓋的政治、社會與學業動機（Tella, 2007）；亦即角色與學業的認同感皆有助於激發和維持學生對學習的興趣，並促使其深入思考知識的本質與意涵。Yorke 與 Knight（2004）即發現，自我理論學習者會自

已進入學習，並且影響其學習的動機、動力與投入，甚至會衡量目標達成的可能性；若目標是不可行或無法達成時，其學習動機便會降低，連帶減少其學習投入。因此，Llorens、Schaufeli、Bakker 與 Salanova（2007）規劃出一套「個人資源－效能－投入」迴圈；他們發現，當學生相信自己擁有個人資源且能完成一項任務時，其自我效能便會提升，進而願意投入在學習情境裡。亦即當學生清楚地瞭解自身所需，並感受到學習的重要與樂趣時，他們就會傾向參與相關的學習活動，進而提升其學習效果。

三、學習模式

在學生學習相關研究裡，學者們立基於大量已知的知識，建構更新、更豐富的理解與論述，特別是透過他人行為的觀察，學習者開始嘗試完成一項特定任務時所需的知識庫（Oleson & Hora, 2014）。這些知識學習活動的形塑，可能透過學校/家庭的影響、學習法與教材內容、或課堂上實務知能的獲取（Pike et al., 2012）。更重要的是，學習方法與學習信念在教師進入課堂前，即已真實地存在學生的思想中。在初步學習階段，學生如同學徒般不斷地觀察教師的行為，但他們不會系統地進行研究或模仿，反而會藉由情節記憶的回憶，提供一組可接受的行為劇本（Nespor, 1987）。因此，發展學生學習目標就要提升其對學習活動的參與投入程度，以利其運用全部的學習潛力。而教師在啟發學生學習和投入過程中，應從教師主導、被動的教學法，轉換成以學習者為中心、主動的活動設計，並承諾將學生的學習帶到更深層的理解意涵中，使學生把學習到的真實範例運用在不同的情境裡（Tagg, 2003）。

再者，大學與業界具有高度緊密的聯繫與合作關係，在學生進入職場前，應透過學習以獲取就業該具備的知識與技能（Corbett, 2005；Philip, Unruh, Lachman, & Pawlina, 2008）。該些知能可分為兩類（Hmelo-Silver, Duncan, & Chinn, 2007），一是實務應用能力，即對形象思維具有高度靈敏性，強調對組織、溝通、環境適應與機會掌握的軟實力（Li, Greenberg, & Nicholls, 2007；Corbett, 2005）；二是學術探究能力，即為高度的邏輯思考能力，強調論證、歸納及理論創新的演繹過程。由於工作職場人才需求和畢業生就業條件，皆與上述兩種能力密不可分，故本研究根據二元性分類，從理論與實務觀點，將學習模式區分為「探索型學習」和「應用型學習」。探索型學習意指學生透過參與調查，從事專業知識理論探究、試驗等活動（Hmelo-Silver et al., 2007），並學習專業學科的推理知識和應用於實務的分析技能（Philip et al., 2008）；而應用型學習則是一種面對真實世界運作的學習模式，即藉由經驗轉換將知識內化的

過程，並對已知的知識進行提煉、體驗或經驗式的承襲常規，以更高的效率或方法來解決問題（Corbett, 2005; Hmelo-Silver et al., 2007; Li et al., 2007）。

探索型學習與探究式學習（inquiry learning）的本質相同，強調在學習學科專業的知識與技能上，促進學生擁有提出問題、收集、分析資料及建構實證基礎評論的能力（Hmelo-Silver et al., 2007）。由於探索型學習能加強學生在專業學科的問題檢驗與探究，故側重於專業領域知識的結合與創造，希冀對原有的理論提出新知識和新見解。而應用型學習則與經驗學習（experiential learning）、問題導向學習（problem-based learning）理論相似，重視有意識的感官認知歷程，學習者藉由個體與環境互動、衝突和問題解決的結果，將經驗轉換為個人知識（Kolb, 1984）。由於 Corbett（2005）認為個體的知識存量是靜態概念，唯有透過一種認知機制將知識投入學習活動，始能創造知識。因此，應用型學習偏重於學生接收不同來源的經驗與實務，從體驗、反應、思考與行動模式加以整合，形成個體獨有的新見解與新知識，以增強其面對真實世界時的彈性與適應力。準此，本研究認為，在學生學習過程中，探索型和應用型學習對於學生學習成效皆有正向影響，不論是學生學習模式或課程教學建構，皆涵蓋此兩種學習方法（Hmelo-Silver et al., 2007）；因此在定義的本質或操作上，兩者僅在於投入比例和優先順序之差異。

總之，學生學習相關研究指出，學生在教育情境中進行學習工作，教師可透過教學內容、教學方法、態度養成和師生互動等方式，設計具體可行的課程及實施方案（Corbett, 2005；Hmelo-Silver et al., 2007）。因此，本研究在學習模式的分類，係設定理論知識探索和實務經驗應用為基礎的教育情境，以探討學習模式與學習成效間之關係，其結果應有助於學校及其教師瞭解最適之課程規劃與活動安排。

參、實徵研究

一、研究架構

本研究以學習動機理論之自我決定觀點，建立在不同社會體制因素下，探討學習動機、學習模式與學習成效間之關聯性，以釐清臺灣和中國大陸大學生在學習過程中的差異。其中，學習動機參酌 Chen 等人（2009）所提出之「華人成就目標理論架構」，

推論兩個影響學生學習的心理動機因素：「角色認同」與「學業認同」。學習模式則是以二元論，將其區分為「探索型學習」和「應用型學習」。而學生學習成效的衡量則為「認知獲益」與「非認知獲益」，研究架構如圖 2 所示。

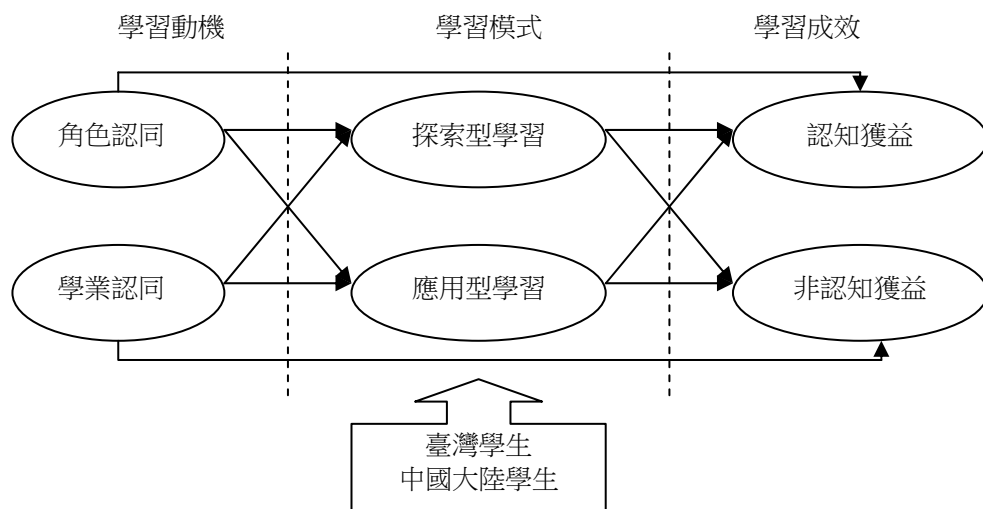


圖 2 研究架構

二、研究方法

(一) 研究參與者

本研究定義學習模式所描述的母群為接觸實務與理論知識的大學生，在研究抽樣部分，由於臺灣與中國大陸大學的專業學門分類多元，為降低不同專業領域之差異所帶來的影響，取樣方式採立意抽樣。本研究以社會科學領域之教學型大學的商學院學生為問卷發放對象，問卷填答者以該些學校之二、三、四年級學生為主，其理由乃因教學型大學學生具有實務為主、理論為輔之特性，符合本研究所定義的母群，另外，一年級新生剛進學校，對大學學習的感受較不明顯，故特別排除大一學生。

在臺灣部分，研究者針對北中南地區各選一所教學型大學進行抽樣，每所學校發放 300 份問卷，共計 900 份，回收 392 份，在剔除 14 份無效問卷後，總計回收有效問卷 378 份，有效回收率 42%。在中國大陸部分，則於深圳地區選取二所教學型大學

施測，共發放 600 份問卷，回收 304 份，在剔除 31 份無效問卷後，有效問卷數為 273 份，有效回收率 45.5%，學生樣本結構分析如表 1 所示。

表 1 本研究之樣本結構分析

		臺灣學生(N=378)		中國大陸學生 (N=273)		總計(N=651)	
		人數	百分比	人數	百分比	人數	百分比
性別	男生	82	21.7	74	27.1	156	24.0
	女生	296	78.3	199	72.9	495	76.0
年級	二年級	143	37.8	119	43.5	262	40.2
	三年級	211	55.8	150	55.0	361	55.5
	四年級	24	6.3	4	1.5	28	4.3
工讀經驗	是	202	53.4	43	15.8	245	37.6
	否	176	46.6	230	84.2	406	62.4
每週課堂 外自學時 數	5 小時以下	232	61.4	148	54.2	380	58.4
	6-10 小時	101	26.7	65	22.7	163	25.1
	11-15 小時	30	7.9	34	12.5	64	9.8
	16-20 小時	6	1.6	13	4.8	19	2.9
	21 小時以上	9	2.4	16	5.9	25	3.8

(二) 量表工具

本研究在問卷設計上分為三大主題，包括學習動機、學習模式與學習成效。其中學習動機之「學業認同量表」係採 Nasir、McLaughlin 與 Jones (2009) 所衡量的 4 個題項，要求受測者指出對學業興趣與學業發展之認知程度，如「我認為學系的課程安排符合我的學習需求」。「角色認同量表」則採 White 等人 (2008) 發展的 5 個題項，用以衡量學生參與學業課程，達到學業成就目標時所持有之角色認同信念的同意程度，如「我應該參與學校及老師所安排的學習活動」。在學習模式部分，「探索型學習」採用 Philip 等人 (2008) 所提出之量表題項，由於原題目係針對醫學系學生所涉及之專業科目設計，本研究為增加量表的一般性程度，將原有量表 10 個題項彙整成 8 個，如「我瞭解自身專業知識發展的程度」。「應用型學習」則採 Li 等人 (2007) 提出之量表，包含職涯準備、時間管理、個人投入及滿意等構面，共計 10 個題項，如「想像自

己在現實世界中，我能處理好職務工作”。而「學生學習成效量表」則分為「認知獲益」與「非認知獲益」兩個層面，本研究採 Pike 等人（2011）所提出之量表；認知獲益量表包含 9 個題項，要求受測者指出在學校學習經驗過程中進步的程度高低；非認知獲益則是來自受測者對自我瞭解、團隊作業、道德標準、及公民/社群參與的認知和反應，共計 7 個題項。所有題項的衡量均採李克特七點尺度量表（1=非常不同意；7=非常同意），茲將各研究構面之衡量題項彙整如附錄 1 所示。

（三）實施程序

本研究根據學者所發展的量表，運用於測量臺灣與中國大陸學生的各項學習與動機認知。由於量表陳述皆為外文題項，為使衡量題項能準確符合構念意涵，本研究第一階段進行雙向翻譯，以建立各構面的初步量表；第二階段則邀請專家學者針對量表進行評定與修改，以建立專家效度；第三階段則隨機抽取 50 名商學院學生進行前測，藉由項目分析（如信度分析、因素分析及項目分析）結果，剔除不適切題項，以確認正式施測問卷的清晰度與完整性。

正式施測過程中，研究者先以電話與電子郵件聯絡有意願接受問卷調查之學校及其教師，經確認問卷填寫時間後，再據此寄交紙本問卷，請教師協助施測。臺灣的問卷發放與回收期間為 2014 年 10-11 月，中國大陸為 2014 年 11 月至 2015 年 1 月。隨後，為瞭解臺灣與中國大陸學生在各項學習、動機和成效上的差異，本研究採用多變量變異數分析（multivariate analysis of variance, MANOVA）和多樣本結構方程模式（Multi-group SEM）對回收樣本資料進行分析。

三、分析與結果

（一）量表信效度檢驗

本研究採用結構方程模式（SEM）進行分析，其樣本數達 651 份，符合 SEM 分析之樣本數要求，除提升模式的穩定性與配適度外，亦增加研究的一般化程度。在驗證各項路徑關係前，本研究先以 378 份臺灣學生樣本檢驗測量模式與變數之信度與效度，以確認該模式之可解釋程度。

本研究以驗證性因素分析（CFA）衡量構面的「組合信度」、「收斂效度」和「區別效度」（Anderson & Gerbing, 1988），並參考 Fornell 與 Larcker（1981）評估收斂效度的標準：(1)所有標準化項目負荷量要大於.50 且達顯著水準；(2)潛在變項的組合

信度值 (Composite Reliability, CR) 要大於 .70；和(3)平均變異萃取量 (Average Variance Extracted, AVE) 要大於 .50。結果顯示，CFA 測量模式配適度指標大致符合建議標準 (Chi-Square/df=2.106；GFI=.835>.80；AGFI=.807>.80；CFI=.921>.90；RMR=.072<.08；RMSEA=.054<.08)。由於角色認同第 4 題和非認知獲益第 2 題之因素負荷量小於 0.5，顯示該觀察變項缺乏信度，為求模式精簡，予以刪除，所有測量指標之標準化因素負荷量皆大於 .50 (詳見附錄 1)。另如附錄 1 所示，本研究各構面的 AVE 介於 .42~.62 間，雖部分變數 AVE 值偏低，惟皆達 0.4 以上，符合 Slater、Olson 與 Hult (2006) 認為可接受的標準，且 CR 值介於 .74~.93 間，顯示研究模式各變數具有良好的收斂效度。

再者，本研究參考 Capron (1999) 評估區別效度的標準，即當 AVE 的開根號值大於該構面相關係數的其他係數之絕對值時，即支持區別效度的存在。由表 2 得知，各構面間具有正向相關且係數皆未超過 0.8，因此共線性問題不大 (Maruyama, 1998)，另 AVE 的開根號值均大於相關係數表上直欄橫列的其他係數之絕對值，故本研究具有區別效度。

表 2 構面平均數、標準差及相關係數分析表

	1	2	3	4	5	6
1. 角色認同	(.70)					
2. 學業認同	.42**	(.69)				
3. 探索型學習	.50**	.32**	(.79)			
4. 應用型學習	.52**	.35**	.78**	(.74)		
5. 認知獲益	.41**	.38**	.66**	.71**	(.69)	
6. 非認知獲益	.43**	.33**	.63**	.65**	.64**	(.69)
平均數	5.31	5.21	4.99	4.83	4.92	5.21
標準差	.81	1.01	.86	.90	.83	.84

** $p < .001$ ，對角線數值為 AVE 開根號數值

(二) 複核效度檢測

本研究雖已確認測量模式具備穩定性，然為避免模式架構與理論流於資料驅動以偏概全之疑慮，接續採納 Hair、Black、Babin 與 Anderson (2010) 建議，利用多群組

多重模式搭配 Bootstrap 法對臺灣與中國大陸兩群樣本，逐步限制兩群組結構模式參數，由寬至嚴進行限制模式、測量加權模式、結構加權模式、結構共變模式、結構殘差模式之設定，利用各限制條件下形成的巢套模型（nested models）間 χ^2 差異量進行顯著性檢定，以判定上述參數在限制兩群組相等時是否合理（李仁豪、余民寧，2014），檢測結果如表 3 所示。分析結果發現，各組結構模式之 χ^2/df 值介於 2~3 間，RMSEA 介於 0.48~0.51 間，ECVI 都落在彼此的 90%信賴區間內。另從表 3 之巢套模式比較結果得知，除結構殘差模式 χ^2 值增加量之 p 值已達顯著水準外，其餘三種模式（測量加權模式、結構加權模式、結構共變模式） χ^2 值增加量之 p 值皆大於 0.05，表示本研究模式具有良好的組間不變性。此外，各模式間之 NFI 增加值亦均小於 0.05，符合 Little（1997）之建議標準。因此，臺灣與中國大陸學生的結構模式可視為相等，且本研究提出之架構模式具有跨樣本的穩定性，有利於後續運用本模型進行臺灣與中國大陸在結構模式參數之比較。

表 3 複核效度檢驗

模式	χ^2	df	χ^2/df	p	RMSEA	NFI	ECVI	0.9CI
1.未限制模式	1235.59	474	2.61	.000	.050	.888	2.292	(2.138~2.458)
2.測量加權模式	1251.76	492	2.51	.000	.049	.887	2.262	(2.107~2.428)
3.結構加權模式	1254.92	500	2.51	.000	.048	.887	2.42	(2.087~2.408)
4.結構共變模式	1561.04	503	2.51	.000	.048	.886	2.242	(2.087~2.409)
5.結構殘差模式	1400.15	527	2.66	.000	.051	.873	2.382	(2.217~2.559)
2-1	16.171	18		.581		.001		
3-1	19.326	26		.822		.002		
4-1	25.446	29		.655		.002		
5-1	164.556	53		.000		.015		

（三）臺灣與大陸學生之差異性分析

研究者針對臺灣與中國大陸學生進行差異性分析，運用 MANOVA，以瞭解兩岸大學生在角色認同、學業認同、探索型學習、應用型學習、認知獲益與非認知獲益上之差異。研究結果如表 4 所示，臺灣與大陸學生在各構面間之差異分析，除角色認同

($F=.06; p>.10$)、探索型學習 ($F=1.55; p>.10$)、認知獲益 ($F=0.02; p>.10$) 與非認知獲益 ($F=1.44; p>.10$) 均不顯著外，大陸學生對學業認同 ($F=21.05; p<.01$) 的認知程度顯著高於臺灣學生，但臺灣學生在應用型學習 ($F=3.87; p<.05$) 的認知程度，則顯著高於大陸學生，意味著社會體制差異在某個層面上，如馬克思主義或儒家思想（陳羿君，2012），可能影響學生在學習動機、學習模式與學習成效的發展。

表 4 臺灣學生與中國大陸學生之差異比較

	角色 認同	學業 認同	探索型 學習	應用型 學習	認知 獲益	非認知 獲益
臺灣學生 (N=378)	5.31 (.805)	5.21 (1.011)	4.99 (.860)	4.83 (.901)	4.92 (.823)	5.21 (.839)
中國大陸學生 (N=273)	5.33 (.830)	5.57 (.935)	4.90 (.868)	4.69 (.896)	4.91 (.878)	5.29 (.857)
比較結果	$F=.06$	$F=21.05^{***}$ 中國大陸>臺灣	$F=1.55$	$F=3.87^{**}$ 臺灣>中國大陸	$F=.02$	$F=1.44$

* $p<0.1$ ，** $p<0.05$ ，*** $p<0.01$

（四）探索型學習與應用型學習之中介效果分析

本研究運用 SEM 檢測模式內各變數間關係，在考量某些構面量表之題項較多，若以單題做為觀察指標進行分析，模式將變得複雜，分析所需樣本數相對亦會膨脹，再加上有些題目可能會明顯偏離常態分配，導致配適度偏低，故本研究參酌相關文獻，採用項目組合(item parceling)來進行 SEM(Hau & Marsh, 2004; Little, Cunningham, & Shahar, 2002)。亦即分別將各研究構面題項中負荷量最高與最低的題項合併，次高與次低的題項合併，以此類推。

本研究認為，在高等教育情境下之學生學習過程，其學習動機與學習成效間仍需透過完整的學習模式，以呈現更具解釋能力的學習模型。因此，為瞭解探索型學習與應用型學習之中介角色，本研究將構面的直接、間接，與總效果之標準化和未標準化效果值，整理如表 5 所示。SEM 中各構面間直接效果顯示，學業認同對探索型學習 ($\beta=.003; p>.10$) 與應用型學習 ($\beta=.043; p>.10$) 的影響未達顯著水準，但對學習成效之認知獲益與非認知獲益具顯著影響，故學習模式在學業認同與學習成效間不具中介效果。

另一方面，角色認同對認知獲益與非認知獲益之直接效果未達顯著水準，其透過學習模式影響認知獲益與非認知獲益之間接效果為 0.446 與 0.404。因此，本研究參酌 Shrout 與 Bolger（2002）建議，以間接效果和總效果之比值，作為間接效果強度之評估指標，得間接效果強度遠大於直接效果-0.038 和-0.014，表示間接效果扮演重要的角色，亦確認探索型學習和應用型學習在角色認同與學習成效間的完全中介效果。另為進一步檢驗中介效果，本研究採用 Sobel test 進行驗證（Sobel, 1982），並根據 Preacher 與 Hayes（2004）建議，以路徑係數和標準誤計算之，亦即當 Z 值大於 1.96 時，代表中介效果顯著。研究結果發現，探索型學習（ $Z=3.358$; $Z=3.816$ ）與應用型學習（ $Z=4.986$; $Z=4.448$ ）確實在角色認同和學習成效間具有顯著的中介效果。

表 5 構面的直接、間接與總效果之標準化與未標準化效果值

構面	效果	探索型學習	應用型學習	認知獲益	非認知獲益
角色認同	直接效果	.575 (.802)	.586 (.876)	-.038 (-.052)	-.014 (-.018)
	間接效果	----	----	.446 (.605)	.404 (.518)
	總效果	.575 (.802)	.586 (.876)	.408 (.553)	.390 (.500)
學業認同	直接效果	.003 (.003)	.043 (.040)	.203 (.170)	.167 (.131)
	間接效果	----	----	.024 (.020)	.018 (.014)
	總效果	.003 (.003)	.043 (.040)	.227 (.190)	.185 (.145)
探索型學習	直接效果	----	----	.224 (.218)	.291 (.268)
	間接效果	----	----	----	----
	總效果	----	----	.224 (.218)	.291 (.268)
應用型學習	直接效果	----	----	.541 (.491)	.403 (.346)
	間接效果	----	----	----	----
	總效果	----	----	.541 (.491)	.403 (.346)

註：括弧內數據為未標準化效果值

（五）臺灣與大陸學生於各構面間路徑關係之比較

本研究以 SEM 驗證研究架構的模式配適度，從樣本群組中提出三個結構模式，分別為臺灣、中國大陸及整體樣本。在模式配適度的檢定，本研究以八項指標進行整

體模式配適度評鑑（Jöreskog & Sörbom, 1993）。結果如表 6 所示，三個結構模式之配適度應為可接受範圍。

表 6 總和研究結構模式之配適度分析

衡量指標	臺灣	中國大陸	整體合併 樣本
χ^2 與其自由度(degrees of freedom)的比值	2.192	2.139	2.519
配適度指標(goodness of fit index, GFI)	.898	.846	.928
調整後配適度指標(adjusted goodness of fit index, AGFI)	.871	.829	.906
漸近誤差均方根(root mean square error of approximation, RMSEA)	.056	.065	.048
規準配適度指標(normed fit index, NFI)	.924	.878	.945
比較配適度指標(comparative fit index, CFI)	.957	.931	.966
增值配適度指標(incremental fit index, IFI)	.957	.931	.966
簡約調整後規準配適指標(parsimony-adjusted NFI, PNFI)	.794	.760	.787

經由 Multi-group SEM 估計各構面間的路徑關係，其路徑值係採標準化係數，以驗證臺灣與中國大陸學生結構模式的八條路徑。兩群組結構模式各依變數的變異解釋力 (R^2) 分別為：探索型學習 (.246 ; .367)、應用型學習 (.271 ; .380)、認知獲益 (.614 ; .657)、非認知獲益 (.457 ; .579)，顯示其兩群組自變數對依變數具有良好的變異解釋力。路徑係數如表 7 所示，分別為：角色認同→探索型學習 (.606 ; .419)；角色認同→應用型學習 (.617 ; .478)；學業認同→認知獲益 (.133 ; .243)；學業認同→非認知獲益 (.131 ; .152)；探索型學習→認知獲益 (.201 ; .218)；探索型學習→非認知獲益 (.270 ; .288)；應用型學習→認知獲益 (.575 ; .485)；應用型學習→非認知獲益 (.461 ; .355)。由臺灣與中國大陸學生的路徑關係中發現，變數間的關係皆呈現正向顯著。

由於樣本資料係依臺灣與大陸學生進行分群，為進一步檢驗路徑關係是否有顯著差異，本研究依照 Tsang (2002) 建議，採用聯合 t 檢定來判別模式間路徑關係的顯著性，其 t 值運算過程如下列方程式所示。結果亦如表 7 所示，所有路徑關係比較，

除「學業認同→認知獲益」($t=-22.23, p<.001$)、「學業認同→非認知獲益」($t=-4.15, p<.001$)、「探索型學習→認知獲益」($t=-2.82, p<.001$)及「探索型學習→非認知獲益」($t=-2.78, p<.001$)為負向統計顯著外，其他路徑皆顯示為正向顯著。 t 值負向顯著意指臺灣學生在該路徑關係的認知表現低於中國大陸學生，而當 t 值數值愈高時，則代表大陸學生對其路徑關係的認知更為強烈。這些結果顯示，臺灣與大陸學生在部分構面間的路徑關係強度上具有顯著差異，這可能是受到社會體制之中心思想、社會文化或人口結構影響所致。透過強化臺灣學生的學習動機（角色認同）或學習模式（應用型學習）的運作，可能會刺激或導引其獲致正面的學習成效。

$$S_{pooled} = \sqrt{\frac{N_1-1}{N_1+N_2-2} * SE_1^2 + \frac{N_1-1}{N_1+N_2-2} * SE_2^2} \quad t = \frac{PC_1 - PC_2}{S_{pooled} * \sqrt{\frac{1}{N_1} + \frac{1}{N_2}}}$$

S_{pooled} ：標準差的聯合估計值；SEi：樣本標準誤；

PCi：路徑係數值；Ni：樣本數； t ： t 檢定係數值

表 7 臺灣學生與大陸學生之路徑比較

路徑關係	路徑係數值		路徑關係比較之 t 值
	臺灣學生	中國大陸學生	
角色認同→探索型學習	.606***	.419***	18.34***
角色認同→應用型學習	.617***	.478***	12.85***
學業認同→認知獲益	.133***	.243***	-22.23***
學業認同→非認知獲益	.131***	.152**	-4.15***
探索型學習→認知獲益	.201***	.218***	-2.82***
探索型學習→非認知獲益	.270***	.288***	-2.78***
應用型學習→認知獲益	.575***	.485***	13.87***
應用型學習→非認知獲益	.461***	.355***	16.03***

** $p<0.05$, *** $p<0.01$

肆、討論與建議

本研究參酌自我決定與成就目標文獻，建立學習動機－學習模式－學習成效之學

習發展模型，以瞭解促進臺灣大學生學習成就之相關因素。本研究採用 SEM 來分析研究架構中主要變項間的整體關聯，檢視兩岸學生個人學習動機（角色認同與學業認同）的效果、在學習內容範疇上所延伸的不同學習法（探索型學習與應用型學習）產生的效果、及探索型學習和應用型學習在不同學習動機與學習成效（認知獲益與非認知獲益）間扮演的中介角色。

一、臺灣與大陸學生在本研究模型中各構面之差異

跨文化研究係為檢視理論脈絡一般化程度的重要因素，然而，即使在相同的文化裡，社會體制的不同有可能對研究結果產生間接的影響。因此，本研究針對相同文化但不同社會體制下之大學生進行研究調查，以瞭解臺灣與中國大陸學生在高等教育學習過程中，是否能適性學習，進而提升其學習成效，實有其探究的價值性。

本研究分析兩岸大學生對於學習歷程存在不同的認知，以 MANOVA 驗證其在學習動機、學習模式與學習成效間的差異。研究結果顯示，僅學業認同和應用型學習具有顯著差異，其餘變數皆無明顯差異。在學業認同部分，大陸學生的認知程度相較臺灣學生來得高，這可能是因為大陸學生在面對升學競爭壓力，對於取得不易的入學機會，將促使其擁有較高的學習意願與求知態度。但在應用型學習部分，臺灣學生的認知程度高於大陸學生，其原因可能是近年臺灣高教政策推動教學品保和教學卓越計畫，致使大學課程規劃與教學設計較為多元創新，且重視理論與實務結合。再透過大學課程分流、案例教學、實作體驗、見習實習、志工服務等課程安排，確實有助於提升臺灣學生的學習興趣與經驗連結，進而強化其自主性與創新能力。

二、學習動機與學習模式之關係

針對臺灣與大陸學生族群，本研究模型之路徑關係結果發現，在不同社會環境下，兩岸學生的角色認同對探索型學習和應用型學習皆具有正向顯著影響；亦即代表學生愈瞭解並認同身為學習者的角色與義務時，將有助於增進其在各項學習活動的參與。其結果和 Petersen、Louw 與 Dumont（2009）之研究相同，即強調社會期待所導致的自我決定動機導向、自尊、知覺壓力等重要個人因素，將有助於其從事課業學習等行為。該結論亦可做為大學擬定教學策略之調整方向，即透過增強學生對社會期待的感知程度及其學習責任感，來取代外在獎酬制度，以利其自主自發地參與不同情境的學習內容。

此外，本研究發現，不論是臺灣或大陸學生，學業認同對於探索型學習和應用型學習不具有顯著的直接效果，此結果與西方成就動機理論不完全一致，但卻符合「華人成就動機理論架構」之觀點。換言之，透過心理學所建立的學習動機理論，必須將跨文化層面因素與特性納入研究考量（Chang et al., 2011）。本研究認為，對華人學生而言，追求學業成就通常需負起某種程度的角色義務；雖然華人學生仍可能對學業目標發展出自主興趣或效能感，但相對於西方學生，在選擇學業成就目標的自主程度方面，仍受到不同來源社會期許的限制。

在聯合 *t* 檢定的研究結果中發現，臺灣學生的角色認同與探索型學習和應用型學習間關係的強烈程度高於大陸學生，其結果與 Chen 等人（2009）所提出之成就動機概念相同。兩岸學生在面對家族或父母的社會期許，皆能知覺到較高度度的個人義務感，故易察覺自己應扮演的角色，對於各項學習活動的參與投入，皆具有正向影響。惟大陸學生擁有較高的自主性和積極的學習態度，在進入大學後更是專注於知識吸取，故強化了學業認同感而弱化角色認同的影響，導致其角色認同對於學習投入的影響程度，相對於臺灣學生薄弱些。

此外，兩岸學生的學業認同對於認知與非認知獲益的影響具有顯著差異。結果顯示，大陸學生展現出高度的學習興趣與熱忱，對於學習成效的影響顯著高於臺灣學生。透過跨社會體制思維來探討學生的自我能力感、對成功的預期，及對目標的主觀價值之差異性，本研究發現，大陸學生擁有較高的社會支持與資源投入，如研究基本資料顯示，臺灣學生工讀比率（53.4%）高於大陸學生（15.8%），意即大陸學生能自主掌控時間管理、課業規劃與學業興趣，對於學習成效提升相對較高。另外，臺灣學生擁有較高的自我期許和自我目標設定的程度，故在遭受挫折時，有可能產生較高的失落與焦慮感，導致弱化個人的積極性和自信心，進而影響其學習表現與學習活動的選擇。

三、學習模式與學習成效之關係

本研究探討臺灣與大陸學生學習模式（探索型學習與應用型學習）和學習成效（認知獲益與非認知獲益）間關係。研究結果指出，兩岸學生的探索型學習和應用型學習對認知獲益具有正向且統計顯著影響；意味著在知識獲取的歷程中，兩種學習模式在其間皆扮演重要的角色，並帶有一種控制反饋機制，能不斷地修正錯誤的學習過程，並藉由有意識或無意識的學習，以更新學生的個體記憶，進而促進其探索型和應用型

學習的運用，使學生透過專業知識的理解、理論的深究，及培養學生實務經驗、操作體驗等知能（Hmelo-Silver et al., 2007；Li et al., 2007），從而加強其認知獲益的成效。

另一方面，兩岸學生皆能透過參與應用型學習活動來加強其非認知獲益；亦即在學生情意發展、社會服務與價值觀建立部分，大學教師能透過課程規劃與教學內容來增進學生面對課外人事物的互動與應變能力，並給予其正向的處事態度、社會適應力養成和品德規範的建立（Pike et al., 2011, 2012；Zepke & Leach, 2010）。由此可知，學校持續地提供學生吸收各項實務經驗的機會，帶領其探討實務問題的本質與內涵，將有助於學生累積日後專業應用的基礎，進而對技能操作有較高的熟練度與創造力。

在聯合 *t* 檢定的結果指出，大陸學生在探索型學習與認知獲益及非認知獲益間關係的強烈程度高於臺灣學生；亦即大陸學生在獲得大量理論知識的情況下，透過正、反、合的辯證歷程，不斷地累積屬於自己的經驗法則，重覆修正並調整自己的思考模式，進而強化其專業知能與核心價值。雖然如此，在應用型學習對學習成效影響部分，臺灣學生對其關係的認知程度顯著高於大陸學生，其理由可能為臺灣各大學開始重視體驗學習、產學合作等課程改革，促使教師重視跨領域整合及理論實務連結，強調反思機會與實踐應用，並教導學生運用成本效率方法解決課堂內外問題，以降低問題解決誤差的可能性及評估各項決策可能的風險，進而促進學生擁有較佳的認知獲益與非認知獲益。

四、學生學習模式之中介角色

藉由 SEM 間接效果與 Sobel test 檢驗探索型學習和應用型學習的中介效果，研究發現，兩種學習模式在角色認同和學習成效間存在完全中介效果，但在學業認同和學習成效間不具有任何中介效果。換言之，學習動機未必能顯著提升學生學習成效，而是透過學習模式的使用或學習相關活動的涉入等學習特質與情境（Petersen et al., 2009），始能達到學習成效之目的。

研究結果亦顯示，應用型學習在學習動機和學習成效間扮演重要的協調與轉換機制，其理由應是大學教師教學除重視學理知識外，理論的應用和知識背後賦予實務經驗的意涵更重要。畢竟大學辦學目標之一就是要培養學生於畢業時，具備擁有核心知識和關鍵技能的就業力；因此，在學期間，學生不僅要習得理論知識的內涵，更要學會面對一個現象或問題時，能思考其源起及其背後的意義，再搭配理論知識來定義該些狀況，進而配合知識操作以解決問題，如此才能增進其職場準備與競爭條件。

五、實務意涵

本研究從心理層面的動機因素探討臺灣學生的學習歷程，結果發現，角色認同是影響學習模式的關鍵，而學生角色認同的形塑，教師具有相當的影響力。臺灣學生雖瞭解身為學習者應負的角色義務與責任，並在課業上追求表現以符合父母、家族的期待，然可能因課程內容的困難度或學習疲乏感，降低對達到成就目標的自信心，而導致學生產生放棄或缺乏自信等負面態度。故本研究建議，學校教師可透過合作學習、經驗分享等課程活動設計，來提升學生對學科知識的瞭解與熟悉，引導其對自我學習特質的認識，以鞏固滿足重要他人社會期許的心理基礎。

此外，學校及其教師應強化大學生對學業認同的認知程度，培養其對學習的渴望與需求。研究指出，大陸學生在學業認同所表現的關係，相較臺灣學生更為強烈，其原因可能是臺灣學校所塑造的穩定學習氛圍和安逸環境，致使減緩學生對學習壓力的感知；學生雖亦能自主學習並規劃學習進度，但難以形成高度的學業認同所連結的高度學習投入。因此，本研究建議學校及其教師應建立同儕互動與競合關係的學習環境，導入全球人才移動資訊及就業職場競爭態勢，以激發學生的學習興趣與求知慾。再者，大學生入學科系的選擇可能受到父母家人或社會環境的影響，未必是依照自我興趣的最適選擇，建議學校能規劃相關課程，協助學生進行專業領域知識探索和自我職涯定位，以利其發展學業興趣及修讀第二專長或跨領域學習的動機。

研究結果發現，臺灣大學生不論在應用型學習的認知程度或應用型學習對學習成效的影響層面，皆優於大陸學生。從個別或整體樣本結構模式結果得知，應用型學習對認知獲益與非認知獲益的影響效果皆大於探索型學習，意即臺灣的大學在教學活動與課程設計有利於學生在自我信念、實務能力、專業倫理的學習與應用機會，亦為臺灣學生及其學校擁有的競爭優勢所在。故本研究建議，臺灣的學校應持續加強學生實作學習與生涯發展機制，開設職涯規劃課程，引導學生自我探索、生涯籌劃，鼓勵教師掌握社會發展與職場脈動，強調跨領域知識整合與創新，增加案例引導與實務分享。另外，學校應致力於強化學生在校學習歷程與職場體驗的連結，除誘發學生自主學習和興趣動機外，同時提升其問題解決、決策判斷和批判思考等能力的養成。

總之，臺灣與大陸學生在本研究架構下，各層面皆有可取之處，如臺灣學生具有多元想法、實務應用經驗豐富，但卻缺乏明確的求學目標和積極的學習態度；大陸學生則抱有強烈的學習動力、有效的知識探究方法，但在問題解決和創造力部分則略顯

不足。因此，若能加強兩岸師生交流，透過短期進修、觀摩學習、學術競賽等活動，針對教師課程教學與學生學習成效進行廣泛且深入的討論，將有助於彼此在教與學方面截長補短，相互學習與成長，進而提升兩岸大學生的學習效能與競爭優勢。

六、研究限制與未來研究方向

本研究雖對跨社會體制的學生觀點、自我決定、成就目標理論和學生學習成效有所貢獻，惟仍存在某些限制值得未來研究者進一步釐析，以彌補理論不足之處。首先，過往動機理論較少研究投入在高等教育情境裡，探討學生學習動機與學習成效間之關係，雖然本研究以自我決定和成就目標理論建構其學習動機構面，其研究結果亦對學生學習理論提出重要發現，然仍有其他動機理論適用在解釋如何誘發華人學生學習，如歸因理論、自我效能理論、需求層級理論等。因此，建議未來研究可參照不同理論模式，建構影響大學生學習成效之相關動機構面。其次，本研究要求受測者回憶填答學業成績做為學業表現指標，主要是因為實際學業成績屬個人隱私不易取得。然回憶自陳之表現可能有所誤差，未來若能在顧及研究倫理的條件下，蒐集兩岸大學生的實際學業成績，或許能更瞭解學習動機與學業表現間的關聯。再者，受限於時間與空間因素，本研究在臺灣與大陸抽樣學校僅 5 所，且部分學校問卷回收不易，致使樣本回收率皆低於 50%，僅得 651 份有效問卷。建議未來研究除擴大樣本以改善研究代表性外，亦可延伸至其他不同學門領域、國家或社會體制進行探究分析，以對相關教育制度、比較教育提出深入的見解。

誌 謝

研究者感謝《教育實踐與研究》審查委員、編輯委員及執行編輯提出諸多寶貴指正與建議，使本文得以不斷修正，更具學術內涵。另亦感謝中國大陸深圳地區二所大學協助收集問卷，使研究順利完成，在此一併致謝。

參考文獻

- 內政部統計處（2014）。內政統計年報。取自 <http://sowf.moi.gov.tw/stat/year/list.htm>
[Department of Statistics in Ministry of the Interior (2014). *Statistical yearbook of interior*.
Retrieved from <http://sowf.moi.gov.tw/stat/year/list.htm>.]
- 李仁豪、余民寧（2014）。臺灣中老年人外向性及神經質人格，社會支持與主觀幸福
感關係之模型建構及其結構係數比較。《教育心理學報》，45（4），455-474。
- [Li, R. -H., & Yu, M. -N. (2014). Modeling extraversion and neurotic personality, social
support, and subjective well-being of the middle-aged and older people in Taiwan:
Comparison of structural models. *Bulletin of Educational Psychology*, 45(4), 455-474.]
- 陳羿君（2012）。兩岸大學生對教師教學領導能力認知之比較分析。《教育心理學報》，
43（4），763-782。
- [Chen, I. -J. (2012). College students' cognition of teachers' instructional leadership:
Analyzing and comparing with the cross across the Taiwan straits. *Bulletin of
Educational Psychology*, 43(4), 763-782.]
- 陳舜文、魏嘉瑩（2013）。大學生學習動機之「雙因素模式」：學業認同與角色認同
之功能。《中華心理學刊》，55（1），41-55。
- [Chen, S. -W., & Wei, C. -T. (2013). A two-factor model of learning motivation for Chinese
undergraduates: On the function of academic identity and role identity. *Chinese
Journal of Psychology*, 55(1), 41-55.]
- Abes, E. S., Jones, S. R., & McEwen, M. K. (2007). Reconceptualizing the model of
multiple dimensions of identity: The role of meaning-making capacity in the
construction of multiple identities. *Journal of College Student Development*, 48(1),
1-22.
- Anctil, T. M., Ishikawa, M. E., & Scott, A. T. (2008). Academic identity development
through self-determination successful college students with learning disabilities.
Career Development for Exceptional Individuals, 31(3), 164-174.
- Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1988). Structural equation modeling in practice: A
review and recommended two-step approach. *Psychological Bulletin*, 103(3), 411.
- Brackney, B. E., & Karabenick, S. A. (1995). Psychopathology and academic performance:
The role of motivation and learning strategies. *Journal of Counseling Psychology*,

- 42(4), 456.
- Campbell, C. M., & Cabrera, A. F. (2014). Making the mark: Are grades and deep learning related? *Research in Higher Education*, 55(5), 494-507.
- Capron, L. (1999). The long-term performance of horizontal acquisitions. *Strategic Management Journal*, 20, 987-1018.
- Chang, L., Mak, M. C., Li, T., Wu, B. P., Chen, B. B., & Lu, H. J. (2011). Cultural adaptations to environmental variability: An evolutionary account of East-West differences. *Educational Psychology Review*, 23(1), 99-129.
- Chavez, M. M. (2007). The orientation of learner language use in peer work: Teacher role, learner role and individual identity. *Language Teaching Research*, 11(2), 161-188.
- Chen, S. -W., Wang, H. -H., Wei, C. -F., Fwu, B. -J., & Hwang, K. -K. (2009). Taiwanese students' self-attributions for two types of achievement goals. *The Journal of Social Psychology*, 149(2), 179-194.
- Choi, B. K., & Rhee, B. S. (2014). The influences of student engagement, institutional mission, and cooperative learning climate on the generic competency development of Korean undergraduate students. *Higher Education*, 67(1), 1-18.
- Cole, M. S., Feild, H. S., & Harris, S. G. (2004). Student learning motivation and psychological hardiness: Interactive effects on students' reactions to a management class. *Academy of Management Learning & Education*, 3(1), 64-85.
- Corbett, A. C. (2005). Experiential learning within the process of opportunity identification and exploitation. *Entrepreneurship Theory and Practice*, 29(4), 473-491.
- D'Ailly, H. (2003). Children's autonomy and perceived control in learning: A model of motivation and achievement in Taiwan. *Journal of Educational Psychology*, 95(1), 84.
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (1985). *Intrinsic motivation and self-determination in human behavior*. New York, NY: Plenum.
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (2000). The "what" and "why" of goal pursuits: Human needs and the self-determination of behavior. *Psychological Inquiry*, 11(4), 227-268.
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (2002). *Handbook of self-determination research*. Rochester, NY: University Rochester Press.
- Duff, A., Boyle, E., Dunleavy, K., & Ferguson, J. (2004). The relationship between personality, approach to learning and academic performance. *Personality and Individual Differences*, 36(8), 1907-1920.

- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Structural equation models with unobservable variables and measurement error: Algebra and statistics. *Journal of Marketing Research*, 18(3), 382-388.
- Guay, F., Ratelle, C. F., & Chanal, J. (2008). Optimal learning in optimal contexts: The role of self-determination in education. *Canadian Psychology/Psychologie Canadienne*, 49(3), 233.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010). *Multivariate data analysis: A global perspective*. Upper Saddle River, NJ: Prentice-Hall.
- Hau, K. T., & Marsh, H. W. (2004). The use of item parcels in structural equation modelling: Non-normal data and small sample sizes. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 57(2), 327-351.
- Hmelo-Silver, C. E., Duncan, R. G., & Chinn, C. A. (2007). Scaffolding and achievement in problem-based and inquiry learning: A response to Kirschner, Sweller, and Clark (2006). *Educational Psychologist*, 42(2), 99-107.
- Hummel, E., & Randler, C. (2012). Living animals in the classroom: A meta-analysis on learning outcome and a treatment-control study focusing on knowledge and motivation. *Journal of Science Education and Technology*, 21(1), 95-105.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Hillsdale, NJ: Scientific Software International Inc.
- Kolb, D. A. (1984). *Experiential learning: Experience as the source of learning and development*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.
- Krause, K. L., & Coates, H. (2008). Students' engagement in first-year university. *Assessment & Evaluation in Higher Education*, 33(5), 493-505.
- Li, T., Greenberg, B. A., & Nicholls, J. (2007). Teaching experiential learning: Adoption of an innovative course in an MBA marketing curriculum. *Journal of Marketing Education*, 29(1), 25-33.
- Little, T. D. (1997). Mean and covariance structures analyses of cross-cultural data: Practical and theoretical issues. *Multivariate Behavioral Research*, 32(1), 53-76.
- Little, T. D., Cunningham, W. A., & Shahar, G. (2002). To parcel or not to parcel: Exploring the question, weighing the merits. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 151-173.
- Llorens, S., Schaufeli, W., Bakker, A., & Salanova, M. (2007). Does a positive gain spiral

- of resources, efficacy beliefs and engagement exist? *Computers in Human Behavior*, 23(1), 825-841.
- Marginson, S. (2011). Higher education and public good. *Higher Education Quarterly*, 65(4), 411-433.
- Maringe, F., & Sing, N. (2014). Teaching large classes in an increasingly internationalising higher education environment: Pedagogical, quality and equity issues. *Higher Education*, 67(6), 761-782.
- Maruyama, G. M. (1998). *Basics of structural equation modeling*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Nasir, N. S., McLaughlin, M. W., & Jones, A. (2009). What does it mean to be African American? Constructions of race and academic identity in an urban public high school. *American Educational Research Journal*, 46(1), 73-114.
- Nespor, J. (1987). The role of beliefs in the practice of teaching. *Journal of Curriculum Studies*, 19(4), 317-328.
- Nisbett, R. E., Peng, K., Choi, I., & Norenzayan, A. (2001). Culture and systems of thought: Holistic versus analytic cognition. *Psychological Review*, 108(2), 291-310.
- Noe, R., Wilk, S., Mullen, E., & Wanek, J. (1997). Employee development: Construct validation issues. In J. Ford (Eds.) *Improving training effectiveness in work organizations* (pp. 153-189). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Oleson, A., & Hora, M. T. (2014). Teaching the way they were taught? Revisiting the sources of teaching knowledge and the role of prior experience in shaping faculty teaching practices. *Higher Education*, 68(1), 29-45.
- Petersen, I. h., Louw, J., & Dumont, K. (2009). Adjustment to university and academic performance among disadvantaged students in South Africa. *Educational Psychology*, 29(1), 99-115.
- Philip, C. T., Unruh, K. P., Lachman, N., & Pawlina, W. (2008). An explorative learning approach to teaching clinical anatomy using student generated content. *Anatomical Sciences Education*, 1(3), 106-110.
- Pike, G. R., Kuh, G. D., McCormick, A. C., Ethington, C. A., & Smart, J. C. (2011). If and when money matters: The relationships among educational expenditures, student engagement and students' learning outcomes. *Research in Higher Education*, 52(1), 81-106.

- Pike, G. R., Smart, J. C., & Ethington, C. A. (2012). The mediating effects of student engagement on the relationships between academic disciplines and learning outcomes: An extension of Holland's theory. *Research in Higher Education*, 53(5), 550-575.
- Pike, G. R., Smart, J. C., Kuh, G. D., & Hayek, J. C. (2006). Educational expenditures and student engagement: When does money matter? *Research in Higher Education*, 47(7), 847-872.
- Preacher, K. J., & Hayes, A. F. (2004). SPSS and SAS procedures for estimating indirect effects in simple mediation models. *Behavior Research Methods, Instruments, & Computers*, 36(4), 717-731.
- Regan, J. A. (2012). The role obligations of students and lecturers in higher education. *Journal of Philosophy of Education*, 46(1), 14-24.
- Reveles, J. M., & Brown, B. A. (2008). Contextual shifting: Teachers emphasizing students' academic identity to promote scientific literacy. *Science Education*, 92(6), 1015-1041.
- Shin, J. C., & Harman, G. (2009). New challenges for higher education: Global and Asia-Pacific perspectives. *Asia Pacific Education Review*, 10(1), 1-13.
- Shrout, P. E., & Bolger, N. (2002). Mediation in experimental and non experimental studies: New procedures and recommendations. *Psychological Methods*, 7(4), 422-445.
- Simon, R. W. (1997). The meanings individuals attach to role identities and their implications for mental health. *Journal of Health and Social Behavior*, 38(3), 256-274.
- Slater, S. F., Olson, E. M., & Hult, G. T. M. (2006). The moderating influence of strategic orientation on the strategy formation capability-performance relationship. *Strategic Management Journal*, 27(12), 1221-1231.
- Sobel, M. E. (1982). Asymptotic confidence intervals for indirect effects in structural equation models. in Leunhart, S. (Ed.). *Sociological methodology* (pp. 290-312). San Francisco, CA: Jossey-Bass.
- Stryker, S. (1987). Identity theory: developments and extensions. In T. Honess & K. Yardley (Eds.), *Self and identity: Psychosocial perspectives* (pp. 89-103). London, UK: John Wiley.
- Tagg, J. (2003). *The learning paradigm college*. Bolton, MA: Anker Publishing.
- Tella, A. (2007). The impact of motivation on student's academic achievement and learning outcomes in mathematics among secondary school students in Nigeria. *Eurasia Journal of Mathematics, Science & Technology Education*, 3(2), 149-156.

- Thomas, E. (2007). Student engagement and learning in a community-based arts classroom. *The Teachers College Record*, 109(3), 770-796.
- Tsang, E. W. (2002). Acquiring knowledge by foreign partners from international joint ventures in a transition economy: Learning-by-doing and learning myopia. *Strategic Management Journal*, 23(9), 835-854.
- Vallerand, R. J., Fortier, M. S., & Guay, F. (1997). Self-determination and persistence in a real-life setting: Toward a motivational model of high school dropout. *Journal of Personality and Social Psychology*, 72(5), 1161.
- Volman, M., & ten Dam, G. (2007). Learning and the development of social identities in the subjects care and technology. *British Educational Research Journal*, 33(6), 845-866.
- Wentzel, K. R. (1998). Social relationships and motivation in middle school: The role of parents, teachers, and peers. *Journal of Educational Psychology*, 90(2), 202.
- White, K. M., Thomas, I., Johnston, K. L., & Hyde, M. K. (2008). Predicting attendance at peer-assisted study sessions for statistics: Role identity and the theory of planned behavior. *The Journal of Social Psychology*, 148(4), 473-492.
- Wigfield, A., & Eccles, J. S. (2000). Expectancy-value theory of achievement motivation. *Contemporary Educational Psychology*, 25(1), 68-81.
- Yorke, M., & Knight, P. (2004). Self-theories: Some implications for teaching and learning in higher education. *Studies in Higher Education*, 29(1), 25-37.
- Zepke, N., & Leach, L. (2010). Improving student engagement: Ten proposals for action. *Active Learning in Higher Education*, 11(3), 167-177.

投稿收件日：2015 年 9 月 9 日

接受日：2016 年 5 月 25 日

附錄 1 本研究構面之衡量題項

衡量題項	平均數	因素負荷量	t-value
學業認同 (AVE=0.49; CR=0.78)			
1. 我瞭解自己的學業方向並有良好的表現	5.36	.81	8.22***
2. 我認為學系的課程安排符合我的學習需求	5.08	.87	8.24***
3. 我很重視自己對學科領域的學業興趣	5.50	.51	-
4. 我能感受到學校的學習氣氛並認知大學生應有的本份	4.92	.53	8.95***
角色認同 (AVE=0.42; CR=0.74)			
1. 出席上課對身為學生的我是重要的	6.06	.67	7.21***
2. 我應該參與學校及老師所安排的學習活動	5.10	.67	7.20***
3. 學業表現與課程參與對我來說並不重要(反)	5.24	.64	-
4. 我沒有感受到身為學生應盡的角色與義務(反)	4.66	-	-
5. 我認為自己是個認真的學生	5.51	.60	6.93***
探索型學習 (AVE=0.62; CR=0.93)			
1. 我瞭解專業知識的定義	5.15	.75	13.02***
2. 我瞭解自身專業知識發展的程度	5.11	.77	13.45***
3. 我知道專業知識發展的相關科目	5.16	.83	14.31***
4. 我知道在面對專業問題時所需的檢測方式	4.92	.85	14.61***
5. 在面對專業領域問題時，我能明確地定義預期價值及其所需成本	4.70	.84	14.37***
6. 在面對專業領域問題時，我會使用不同的問題診斷模式	4.72	.84	14.37***
7. 在面對專業領域問題時，我能考量各種情境以提出有效的解決方法	4.96	.80	13.87***
8. 我有能力判斷問題的嚴重程度	5.17	.68	-
應用型學習 (AVE=0.55; CR=0.93)			
1. 我能習得未來進入職場所需的技能	4.85	.78	12.86***
2. 想像自己在現實世界中，我能處理好職務工作	4.99	.80	13.03***
3. 我熟悉實務運作所需的資料	4.94	.81	13.14***
4. 我瞭解多種實務運作模式	4.87	.82	13.33***
5. 我能改善專業領域的實務能力	5.04	.79	12.93***
6. 我能體悟到高等教育的整體價值	4.78	.72	11.99***
7. 我能有效地運用課堂時間進行學習	4.74	.69	13.09***
8. 我能有效地管理自己的時間	4.71	.66	13.98***
9. 我能高度投入實務議題	4.65	.70	15.01***
10. 我滿意自己在課堂的實作表現	4.69	.64	-

附錄 1 本研究構面之衡量題項（續）

衡量題項	平均數	因素負荷量	t-value
認知獲益 (AVE=0.47; CR=0.89)			
1. 我能從通識課程中獲得廣泛的知識與技能	4.80	.50	9.69***
2. 我能獲得未來工作所需的知能	4.90	.81	8.88***
3. 我具備清楚的寫作表達能力	4.82	.71	8.98***
4. 我具備清晰的口語表達能力	4.69	.72	9.13***
5. 我具備分析批判的思考能力	5.13	.74	8.57***
6. 我能從數據中分析問題	4.74	.66	7.39***
7. 我能使用電腦資訊科技	5.21	.51	9.18***
8. 我能有效地掌握自己的學習	4.96	.76	8.89***
9. 我能解決複雜的現實問題	4.83	.70	-
非認知獲益 (AVE=0.47; CR=0.84)			
1. 我能有效地與他人工作	5.37	.66	-
2. 我能在地方選舉和國家選舉時去投票	4.63	-	-
3. 我瞭解自己	5.05	.65	10.76***
4. 我能理解不同宗教或政治傾向背景的人	5.28	.63	10.54***
5. 我能發展個人的價值觀與道德觀	5.70	.74	12.10***
6. 我能對整個社會福祉有所貢獻	4.89	.75	12.07***
7. 我能獲得深入的靈感	4.97	.69	11.20***

資料來源：本研究整理。

