

國立臺灣師範大學教育心理與輔導學系
教育心理學報，民 95，38 卷，2 期，131—150 頁

技術課程教師對大學生學習型態與職業刻板 印象的影響：示範有利性的角色*

楊 昭 景

國立高雄餐旅學院
中餐廚藝系

邱 文 彬

國立高雄餐旅學院
通識教育中心

本研究目的在於探討高等教育技術課程的合作教學中，技術教師與一般教師在社會學習之示範有利性的差異，以及大學生的職業刻板印象與學習型態是否會受到教師楷模的影響。計有 174 位大一新生參與此項縱貫性研究，研究結果指出，技術教師的示範有利性高於一般教師，意即的合作教學中技術教師較可能成為學生所認同的角色楷模。就學習型態而言，無論大學生認同的角色楷模為技術教師或一般教師，他們對經驗引導的學習型態偏好高於理論引導。交叉延宕方格分析指出，大學生知覺技術教師的示範有利性愈高者，其後來的學習型態偏好愈傾向經驗引導型式，學習型態偏好愈傾向經驗引導型式者，其後來所知覺技術教師的示範有利性也愈高；一般教師的示範有利性與學生對理論引導型式的學習型態偏好具有相似的相互關聯性。角色楷模為技術教師的大學生，其職業刻板印象與技術教師較為一致；反之，角色楷模為一般教師的大學生，其職業刻板印象則與一般教師較為一致。教師示範有利性與學習型態、職業刻板印象的關係在一學期內相當穩定。本文最後討論研究發現，並提出結論與建議。

關鍵詞：大學生、示範有利性、社會學習論、學習型態、職業刻板印象

餐旅業被視為是二十一世紀服務業的主流（洪久賢，民 89），不但被政府規劃為重要的發展產業之一，亦是能與世界接軌交流的產業（台灣日報，民 91）。餐旅產業的競爭力仰賴餐旅教育人力品質的提升，為使餐旅科系畢業生在面對未來職業生涯時能夠配合知識經濟的發展、科技進步、以及適應快速變遷的環境，高等餐旅教育不再只是強調一技在身的技能，更應注重培養具備終身學習、多元知識、科技運用、創新能力、以及全球視野的學生（吳天元，民 90；彭台臨，民 90）。

教師是學生的引航者，學生價值觀的建立、職業生涯的發展與學習成就，教師往往是重要的影響來源（王文科，民 80）。教師的學習歷程、教學態度等都關係著學生學習與教育目標的達成（湯誌龍，民 90）。教師的價值觀，像是與學習表現最密切的能力觀，在教師對待學生的方式上扮演重要角色（林文瑛，民 93）。吳坤璋、黃台珠和吳裕益（民 94）就發現，教師教學會透過對學生的學習環境知覺和科學學習動機的影響，進而對學習成就產生重要的影響。張春興（民 83）替學習型態

* 本研究為行政院國家科學委員會專案補助之計畫（NSC 92-2516-S328-003），謹此致謝。通訊作者為邱文彬（E-mail: seanchiou@mail.nkcc.edu.tw）。

(learning styles) 下了定義，他認為學習型態是學生在多變的學習環境中從事學習活動時，經由其知覺、記憶、思維等歷程，在外顯行為上表現出帶有認知、情意、生理等習慣性特徵。根據社會學習論 (Bandura, 1977, 1986) 的觀點，教師楷模的示範效應 (modeling effect) 可能對於學生的學習型態扮演關鍵的角色 (Carol, 1991; Charkins, O' Toole, & Wetzel, 1985; Honigsfeld & Schiering, 2004; Whittington & Connors, 2005)。在餐旅教育的養成過程中，學生可能透過示範效應學習到教師楷模所示範的學習型態，進而反映在學習成就上面。近年來已有許多研究證實，在不同教育階段中，學習型態與學業成就或學習表現有密切關係 (Cassidy & Eachus, 2000; Collinson, 2000; Snyder, 2000)。對於大學生而言，學習型態不僅與其所選擇的學習經驗有關 (Reading-Brown & Hayden, 1989)，亦會對其學業成就有顯著影響 (Guild & Garger, 1985; Matthews, 1991)。此外，學生的刻板印象同樣和教師楷模有密切關聯 (Fennema, 1990; Keller, 2001; Solomon, 1997)。在生涯信念中，職業刻板印象 (occupational stereotypes) 更與大學學習、未來生涯發展、以及生涯決定等有密切關係 (Kirrane & Ryan, 2000; Nelson, Acker, & Manis, 1996)，它能夠影響學生對於職場工作之性別與專業角色的知覺與印象，進而左右職業活動偏好與職業選擇取向 (黃天中, 民 84)。因此，在高等餐旅教育中，教師對於學生的學習型態與職業刻板印象具有重要的示範作用。

目前國內的餐旅教育大致分為高等教育與技職教育兩大體系，高等教育分佈在所謂綜合大學系統中，主要以專業理論或基礎研究為主，技職教育體系則以培育具備專業技能的人才為目標，兼重理論與實務的結合。為達成此一目的，有些技術性的課程，如餐飲製備與服務、烘焙廚藝課程、觀光行程規劃與導覽等，需要結合所謂技術教師進行合作教學 (collaborative teaching)。在高等技職教育的合作教學中，學校所任用的技術教師多為已在實務界具有相當專業成就與聲譽者，主要的教學任務為負責專業技能的示範與指導學生的實作演練。一般教師則是負責理論與專業知識的講授，由具備專科以上學校教師資格的講師或教授職級的老師擔任 (楊昭景, 民 89)。

為達成全人教育的理念與培育優質餐旅人才的目標，學生應有彈性、多元的學習楷模。然而，在技術課程的合作教學中，學生面臨技術教師與一般教師兩類角色楷模，究竟那一類教師較有可能在合作教學中成為大學生的角色楷模，並透過示範效應影響學生的學習型態偏好與職業刻板印象，將是左右大學生學習成就與未來生涯發展的重要關鍵。因此，本研究乃從競爭楷模的「示範有利性」 (modeling priority) 切入，它是指某一示範者相較於其他示範者而言，成為觀察者所認同之角色楷模的相對優勢。透過比較兩類教師的示範有利性，可以理解並預測那一類教師在技術課程的合作教學中對於學生的示範效應比較顯著。本研究基於合作教學中兩類教師楷模在示範有利性的相對優勢，以縱貫性設計探討技術教師與一般教師對於學生學習型態與職業刻板印象的差異性衝激，主要的研究問題包括：探討合作教學中技術教師與一般教師在示範有利性的差異 (研究問題一)；學生的學習型態 (經驗引導對理論引導) 是否會因兩類教師示範有利性的差異而與所認同的教師楷模一致 (研究問題二)；示範有利性與學習型態是否具有相互關聯性 (研究問題三)；技術教師與一般教師對於學生職業刻板印象的差異性影響 (研究問題四)；教師楷模示範有利性與學生的學習型態、職業刻板印象的關係是否會隨時間而改變 (研究問題五)。

一、社會學習論的示範效應

社會學習論 (Social Learning Theory) 指出個體能在社會情境中觀察別人的行為作為學習的楷模，在社會學習或觀察學習 (observational learning) 時，學習者面對楷模的示範行為進行模仿時，會因學習者當時的心理需求與學習層次進而產生不同型態的模仿 (郭順利, 民 87; Bandura, 1977, 1986)。例如，直接模仿 (direct modeling) 是一種最簡單的模仿學習，以餐旅教育的技術類課程為例，如中餐師傅起爐時習慣在台面上敲打，學生也跟著仿效。綜合模仿 (synthesized modeling) 是指

觀察者經由楷模的諸多相似行爲，綜合而得的行爲學習，例如學習技術教師在烹調食物的一系列動作。象徵模仿 (symbolic modeling) 則強調觀察者並非模仿「楷模」的具體行爲，而是其性格、特質、或其行爲所代表的意義。例如，技術教師對於廚藝的理念與創意，都是學生可能的象徵模仿來源。抽象模仿 (abstract modeling) 意指學習者從觀察學習中學習到的是抽象的原則，而非具體行爲，例如，老師對题目的解答思考原則，會使學生學習到解題的原則 (郭順利，民 97)。

從上述關於社會學習所產生的示範效應可以得知，在餐旅教育的養成過程中，尤其是技術類課程的合作教學中，學生 (觀察者) 不僅可以從技術教師與一般教師所扮演的角色楷模上學習到動作技能，更重要的象徵模仿與抽象模仿，學生可能透過示範效應進而認同或內化兩類教師所示範行爲背後的態度、信念、價值觀等等，誠如本研究所重視的學習型態與職業刻板印象。

二、楷模的示範有利性與其示範效應的關係

(一) 楷模的示範有利性

根據社會學習論的觀點，在社會學習的發生歷程中，觀察者能否注意楷模的示範是觀察學習能否產生的重要基礎。因此，在相同的情境下，觀察者的注意焦點不同，所認同的楷模與習得的行爲也會因此而不同 (羅瑞玉，82；Bandura, 1977, 1986)。影響注意歷程的因素有以下幾點，就「楷模的特性」而言，行爲表現較爲突出的楷模會受到較多的注意，楷模的行爲是否明確、獨特，都會影響觀察者的注意歷程。若從「楷模的特質」而言，示範者的特質與觀察者越類似越能吸引其注意 (郭順利，民 87；萬家春，民 81)。因此，從角色楷模之示範有利性的概念而言，下列應爲決定楷模示範有利性的主要因素：第一，行爲示範者比其他競爭的楷模較爲突出；第二，行爲示範者被觀察者喜歡或尊敬；第三，示範者被觀察者認爲與其本身相似；第四，示範者的行爲被強化 (郭順利，民 87；萬家春，民 81；羅瑞玉，民 82；Bandura, 1977; Sternberg, 2000)。上述四項即是本研究認爲兩類教師在所謂示範有利性上的決定因素，提出示範有利性的概念，有助於了解不同楷模在示範效應上爲何有所差異的原因，而不必間接考量楷模與觀察者在能力、性別、學歷、經驗、職位、年齡、性別地位等特徵的相似性，更能夠直接反映不同楷模在其對觀察者之示範效應的相對優勢與影響力。

(二) 技術教師、一般教師在示範有利性的差異

從前述影響楷模示範有利性的主要因素觀之，首先，技術教師來自於業界，有豐富的職場經驗及實務操作能力，在技術課程中較能攫獲學生的注意力。一般教師在課堂上則以教材內容說明與理論概念的講解爲主，因此，技術教師在技術課程的示範上應比一般教師突出，同時也較一般教師容易獲得學生的尊敬或喜歡。楊昭景 (民 89) 曾對高雄餐旅學院中餐廚藝科的二專部新生進行調查，發現 84% 學生在個人目標的設定上，希望在十年內能夠成爲飯店主廚，這項研究結果指出技術教師與學生未來的職業角色比較相符，學生應傾向認爲自己與技術教師較爲相似。再者，就任教於大專校院的技術教師而言，他 (她) 們通常已在業界享有相當聲譽，在大專技術教師任用條例的規範下，所聘用的技術教師大都具備相當水平的專業成就，技術教師的專業表現也常在各種專業技能競賽中獲得肯定。因此，就示範者行爲是否被強化而言，技術教師在實作技能的表現上，受到強化的情形應該高於一般教師。

在餐旅教育的養成過程中，既然技術教師與一般教師在「行爲示範者比其他競爭者突出」、「示範者被觀察者喜歡或尊敬」、「示範者被觀察者認爲與觀察者相似」、以及「示範者的行爲被強化」等決定示範有利性的因素上有所不同，兩類教師便可能因其示範有利性的差異，使得其中一方較易成爲大學生的角色楷模。在此同時，學生可能因其所認同的角色楷模不同，透過社會學習歷程的示範效應，在餐旅教育的養成過程中，學習到認同楷模所示範的學習型態與職業刻板印象。

三、教師楷模對於學生之學習型態、職業刻板印象的影響及其重要性

教師是學生成長中的重要他人 (significant others)，教師若能成為學生所認同的楷模，教師所示範的學習型態、專業知能、道德規範、甚至生涯信念等都可能成為學生自我評估與人生目標的典範 (王文科, 民 80)。在技術課程的合作教學中，技術教師通常負責實作技能的示範，一般教師則負責概念與學理的說明。因此，兩類教師所強調與示範的學習型態會因其所擔負的教學任務不同而有所差異，Honigsfeld 和 Schiering (2004) 發現教師的學習型態偏好會影響教學風格 (teaching styles)。在高等教育中，Charkins 等人 (1985) 指出教師的學習型態與其教學風格有一致性，當學生與教師的學習型態愈一致時，學生對於學科的態度與成就愈好。陳夏蓮、李薇莉 (民 89) 的研究也顯示當教師和學生的學習型態一致時，學生有較高的滿意度。Carol (1991) 發現教師的學習型態能夠影響學生，因其自身的學習經驗會透過教學示範而對學生產生影響。Haar, Hall, Schoepp 和 Smith (2002) 亦指出教師能夠對學生的學習型態有所影響。倘若在高等餐旅教育的技術課程中，由於兩類教師的養成經驗與彼此在合作教學中的任務有所差異，這將使其在教學過程中示範不同的學習型態與教學風格，並透過社會學習對學生產生不同的示範效應。

基於技術教師與一般教師在示範有利性的差異，學生可能因此差異而較認同其中一類教師做為他們的角色楷模，並經由示範效應進而產生不同的學習型態偏好，這將會對他們的學習態度與學業成就有重要的影響。這是因為 Reading-Brown 和 Hayden (1989) 發現生涯導向的大學生，學習型態會影響他們所選擇的學習經驗。學習型態對於學習成就或表現的影響，在不同教育階段與不同學習領域皆已獲得證實。例如，Collinson (2000) 發現在國民教育階段，不同的學習型態伴隨著不同水平的學業成就。在中等教育方面，Snyder (2000) 的研究結果指出高中生的學習型態與學業成就有關係，Matthews (1996) 亦發現學習型態與高中生所知覺的學業成就有顯著相關。在高等教育中，鍾菁 (民 83) 的研究指出學習型態與學業成績有關，Cassidy 和 Eachus (2000) 的研究發現學習型態是學業成就的顯著貢獻因子之一。由此觀之，在高等餐旅教育技術課程的合作教學中，由於兩類教師楷模在示範有利性的差異，無論學生的學習型態與技術教師或一般教師較為一致，都可能使學生透過示範效應而產生不同的學習型態偏好。

至於教師楷模的職業刻板印象對於學生的影響為何？Fennema (1990) 指出教師可能透過教學而傳遞自己的刻板印象。Solomon (1997) 發現教師的刻板印象會使其在教學中導入不同的角色、觀點、以及活動，如果學生知覺到教師所示範的刻板印象，將使其本身的刻板印象受到影響。Keller (2001) 在控制成就、興趣、自信、年級、學校學程等因素後，發現教師的刻板印象依然顯著影響學生的刻板印象。

技術課程合作教學中的技術教師與一般教師，通常來自於不同的成長與學習歷程，兩者對職業生涯的認知與體會有所不同 (楊昭景, 民 89)，透過示範效應，兩類教師的職業刻板印象應對學生產生重要的示範作用。倘若大學生在餐旅教育的養成過程中，因為教學楷模在示範有利性的相對優勢，將使其選擇其中一類教師做為主要認同的角色楷模，並透過社會學習內化該類教師所示範的職業刻板印象，這將對他們的學習成就與職業生涯發展將有重要影響。因為 Fox 和 Renas (1977) 發現大學生所認同的角色楷模對其生涯信念與未來生涯決策有重要影響。在職業刻板印象與職業生涯發展的關係上，Miller (1960) 亦曾指出就業者的職業興趣和其對於工作性質的了解，受到職業刻板印象的影響大過於對工作的實際知識，Lipton 和 O' Connor (1991) 的研究則證實人們會因職業刻板印象而對中性的工作描述有不同的反應。在 Kirrane 和 Ryan (2000) 針對大學生、管理者、以及企業領導人的大型調查中，發現職業性別刻板印象與生涯期待有關，生涯優先順序也會受到它的顯著影響。Nelson et al. (1996) 的研究則指出職業刻板印象是生涯目標的重要決定因子，即使在假設性的理想狀況下，人

們的生涯目標依舊擺脫不了職業性別刻板印象的影響。上述研究皆指出職業刻板印象與生涯發展有關的變項有密切關係。從教師楷模的示範有利性觀之，較具示範有利性的角色楷模，將對大學生的職業刻板印象和後續生涯發展扮演關鍵性的角色。

方 法

一、研究對象與程序

根據前述研究目的說明，本研究以高雄餐旅學院大學部新生為研究樣本，探討技術教師與一般教師對於學生學習型態與職業刻板印象的差異性影響。由於本研究為縱貫性設計，授課教師與學生的配合將對研究資料有重要的影響，因此採取立意取樣 (purposeful sampling) 的方式，選擇具有高度合作意願的班級。正式樣本包括四技中餐廚藝系一年級「調味科學與實習」乙班、餐飲管理系二專一年級「中餐烹飪」兩班、以及餐飲管理系四技一年級「中餐烹飪」乙班的教師與學生。在上述技術課程中，均有乙位一般教師與乙位技術教師進行合作教學，一般教師擔任理論的講解、說明，技術教師的主要任務則為動作技能的示範。由於每位學生都同時經歷技術教師與一般教師的教學示範，適合本研究探討兩類教師示範有利性與示範效應差異性的目的。以大一新生為樣本，主要是因為他們剛進入大學就讀，更能反映教師楷模在餐旅高等教育的養成過程中，對於學生社會學習的起始影響，研究結果對於教育行政、課程與教學等層面更具啟發性。本研究的有效樣本為 174 位在餐旅高等教育修習技術類課程的大學部新生，而且其認同的教師楷模皆可明確界定為技術教師或一般教師者。

本研究採用調查法蒐集資料，研究者在進行調查前已先和授課教師取得合作共識，學生雖可選擇參與與否或中途退出，但全程參與研究者可以獲得平時成績的額外分數，藉此減少「受試者漏失」，並增加學生的投入程度。由於研究目的在於探討技術教師與一般教師在示範效應有利性的差異、教學楷模示範有利性與學生學習型態、職業刻板印象的關係、以及上述關係是否穩定。因此，適合採取前後測的縱貫性設計蒐集資料。

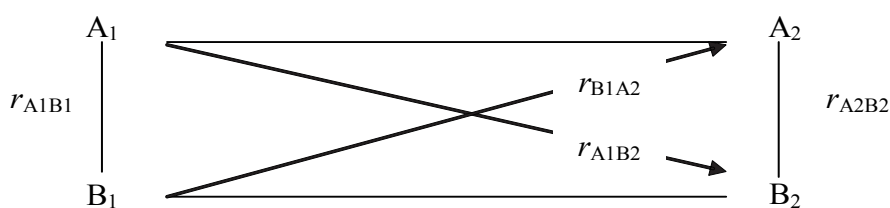


圖 1 示範有利性與學習型態的交叉方格延宕設計

基於兩類教師示範有利性與學習型態的互為因果關係亦為本研究的重要議題之一，「交叉延宕方格設計」(cross-lagged panel design) (Cook & Campbell, 1979) 的資料分析模式，適合在前後測設計的研究中檢驗此類問題。該資料分析模式如圖 1 所示，其中 A 變項為兩類教師在學生（觀察者）所知覺的示範有利性，B 變項為學習型態（變項的下標數字代表測量時間點，其中 1 表示前測，2 表示後測）。在交叉延宕方格分析中，透過同時係數 (synchronous coefficients: r_{A1A2} & r_{B1B2}) 可以瞭解示範有利性與學習型態的關係是否具有穩定性。經由二個變項相互影響之交叉係數 (panel coefficients: r_{B1A2} & r_{A1B2}) 的顯著性與差異性，得以探討二者相互關聯性的方向與大小。

研究於九十二學年度第一學期中進行預試，採取立意取樣，計有高雄餐旅學院四技中廚系乙班、

餐飲管理系乙班、以及烘焙管理系乙班共計 140 位學生為預試對象，總共回收 132 份預試問卷，剔除漏答與明顯反應偏差的問卷後，有效樣本為 114 位。預試目的為進行量表的項目分析，並檢驗其信度與效度。在九十二學年第二學期初，針對正式研究樣本，進行第一次評量（前測），以瞭解學生所知覺的教師示範有利性及其影響變項（學習型態與職業刻板印象）的初始情形。同時，亦針對合作教學中的技術教師與一般教師進行職業刻板印象的評量，以獲得衡量學生與教師在職業刻板印象一致性的參照資料。在第二學期技術課程結束時進行相關變項的第二次測量（後測），並以參與者的身分證字號後四碼做為前後測資料配對的依據。

二、研究工具

（一）角色楷模的示範有利性

根據影響示範有利的因素（包括行為示範者比其他競爭者突出；行為示範者被觀察者喜歡或尊敬；示範者被觀察者認為與觀察者相似；示範者的行為被強化）（郭順利，民 87；羅瑞玉，民 82；Bandura, 1977, 1986）編製量表預測題目，先交由兩位熟悉社會學習論與不知研究目的的獨立評量者，進行專家效度的檢驗，刪去評分不一致的題目。經過專家效度的檢驗後，預試量表包括技術教師與一般教師示範有利性兩個分量表，每個分量表由正、反向敘述題目各十一題所組成，預試量表總計二十二個題目。技術教師示範有利性分量表的題目如：「擁有和技術教師一樣的高超技術，是我追求的梦想」，一般教師示範有利性分量表的題目如：「一般教師的理論說明比技術教師更能說服我」。預試量表施測時，要求受試在李克特式七點量表上（從「非常同意」到「非常不同意」）評量技術教師與一般教師在示範有利性的有利程度，並分別給予七至一分，反向題目計分反之。

預試量表在項目分析時的選題效標為：第一，該題目對於所屬分量表的內部一致性信度有正向貢獻者。第二，根據內部凝聚性的檢驗方式（Anastasi & Urbina, 1996），考驗每一題目得分與分量表總分相關是否達顯著水準。經過項目分析，正式量表包括技術教師分量表的九個題目與一般教師示範有利性分量表的八個題目。在內部一致性信度方面，技術教師示範有利性分量表的信度係數為 .85，一般教師示範有利性分量表的信度係數為 .82，合乎評估團體測驗內部一致性的一般標準（.80; Anastasi & Urbina）。由於採取前後測設計，可以獲得間隔一學期的再測信度資料，技術教師示範有利性分量表的再測信度係數為 .52，一般教師示範有利性分量表的再測信度係數為 .54。

在內部凝聚效度方面（Anastasi & Urbina, 1996），正式量表每個題目與其分量表總分相關皆達 .05 顯著水準，技術教師示範有利性分量表，其內部凝聚的相關係數大小介於 .41 到 .63 之間，一般教師示範有利性分量表，其內部凝聚的相關係數大小介於 .31 到 .61 之間。整體而言，本量表的內部凝聚效度適當。在建構效度方面，以正式施測的前測資料進行「驗證性因素分析」（Confirmatory Factor Analysis，以下簡稱 CFA），應用結構方程模型（structural equation modeling）的測量模式，檢驗兩個分量表（技術教師示範有利性與一般教師示範有利性）與其所屬項目的整體適合度。在參照觀察變項間誤差共變量（error covariance）的建議後，修正後模式的相關指標分別為 GFI = .91，AGFI = .89，NFI = .90，RMSEA = .06，由於模式適合度指標宜在 .90 以上，殘差指標宜在 .05 以下（Hair, Anderson, Tatham, & Black, 2002），本量表 CFA 的結果接近可接受水準。所有題目與其所屬潛在變項的路徑係數皆達 .01 顯著水準（ t 值介於 4.09 到 8.36 之間），技術教師示範有利性分量表之九個題目的路徑係數介於 0.45 到 1.01 之間，一般教師分量表之八個題目的路徑係數介於 0.51 到 1.04 之間。

正式施測時，為了減少「習慣性誤差」（habituation error），技術教師與一般教師示範有利性的題目，採取隨機排列方式呈現。在計分方面，從「非常同意」到「非常不同意」分別給予七至一分，反向題目計分反之。將兩個分量表的總分除以題數，因此，兩類教師示範有利性的得分介於一至七之間，得分愈高表示技術教師或一般教師的示範有利性愈高。在示範有利組的歸類方面，由於每

位受試各有技術教師與一般教師在示範有利性的兩個得分，依照兩個得分差異數之標準差（ $\sigma_{\text{差異分數}} = 1.12$ ），若技術教師示範有利性得分高於一般教師示範有利性的差異分數大於差異分數半個標準差以上，則將受試歸類到「技術教師示範有利組」，反之則歸類於「一般教師示範有利組」。

（二）學習型態

過去研究在測量大學生的學習型態時，較常採用的測量工具為「學習型態量表」（Learning Style Inventory，以下簡稱 LSI; Kolb, 1985），近年來亦有「學習型態指標」（Index of Learning Style，以下簡稱 ILS; Felder & Silverman, 1988）、「學習型態調查」（Learning Style Survey，以下簡稱 LSS; Jester, 2000）以及「學習型態問卷」（Learning Style Questionnaire，以下簡稱 LSQ; Honey & Mumford, 1992）。上述幾個常用來測量學習型態的量表，並非針對餐旅教育的技術類課程所發展。再者，被應用與使用最廣的 LSI，已有實徵研究指出該量表的「預測效度」（predictive validity）不如預期（Loo, 2002）。此外，在最近一篇比較 ILS 與 LSS 兩種學習型態測量工具與學習成就關聯性的研究中，指出這兩個量表的內部一致性信度偏低，並且它們與學習成就無顯著關聯（Bacon, 2004）。Hayes 和 Allinson（1990）在針對 LSQ 的效度檢驗研究中，指出它的「同時效度」（concurrent validity）與「預測效度」仍有問題。由於本研究目的在於探討技術教師、一般教師在餐旅高等教育技術類課程中，對於學生示範效應的影響，基於技術類課程的特性與上述量表並不符合，以及上述量表效度檢驗的結果並非理想，學習型態量表決定採用自編方式，期望量表題目更符合技術類課程的特性並反映技術課程的學習型態。

為符合研究目的，學習型態是根據技術教師與一般教師在知識傳授途徑的差異加以界定。在餐旅教育的專業科目中，通常是由一般教師擔任理論講解、說明，技術教師則負責實作技能的示範、指導、及回饋。因此，從認知處理的兩種模式觀之，一般教師較偏向所謂的「理論引導型式」（theory-driven mode），技術教師則較偏向「經驗引導型式」（experience-driven mode）。本研究關於學習型態偏好的測量乃根據理論引導與經驗引導的概念，分別編寫預試量表的題目，然後先交由兩位不知研究目的的獨立評量者，進行專家效度的檢驗。在評量時，依據本研究關於兩種學習型態的界定，以二元計分量表（「適合」與「不適合」）評量題目與其所屬學習型態的適切性，並刪去評分不一致的題目。經過專家效度的檢驗後，預試量表包括理論引導與經驗引導兩個分量表，每個分量表由正、負向敘述各五個題目所組成，預試量表總計二十個題目。預試時，要求受試在李克特式七點量表上（從「非常同意」到「非常不同意」）評量個人在學習型態上的偏好程度，分別給予七至一分，反向題目計分反之。

預試量表項目分析的選題效標為：第一，該題目對於所屬分量表的內部一致性信度有正向貢獻者。若刪去某題後，其所屬分量表內部一致性增加者，則正式量表不包括該題目。第二，採用「驗證性因素分析」，以結構方程模型的測量模式，檢驗兩個分量表（理論引導與經驗引導）與其所屬題目之間的路徑係數是否達到顯著水準，然後淘汰不佳的量表題目。經過項目分析後，正式量表包括理論引導與經驗引導各七個題目。理論引導分量表的題目如：「我認為多聽理論說明比看專業師父的示範還要重要」，經驗引導分量表的題目如：「我認為未來工作上，技術層面勝過理論層面，所以應著重技術操作」。

在內部一致性信度方面，理論引導分量表的信度係數為 .78，一般教師示範有利性分量表的信度係數為 .80，接近評估團體測驗的一般水準（.80; Anastasi & Urbina, 1996）。前後測的縱貫設計可以獲得間隔一學期的再測信度資料，理論引導分量表的再測信度係數為 .27，經驗引導分量表的再測信度係數為 .32。

在建構效度方面，本量表進行 CFA 所得的模式適合度指標，分別為 GFI = .91，AGFI = .89，NFI = .90，RMSEA = .05，CFA 的結果顯示本量表趨近可接受水準。所有題目與其潛在變項的路徑係數

皆達 .05 顯著水準 (t 值介於 1.89 到 9.59 之間), 理論引導分量表之七個題目的路徑係數介於 0.34 到 1.04 之間, 經驗引導分量表之七個題目的路徑係數介於 0.66 到 1.11 之間。在內部凝聚效度方面, 正式量表每個題目與其分量表總分的相關皆達 .05 顯著水準。在理論引導分量表中, 內部凝聚的相關係數大小介於 .35 到 .53 之間。在經驗引導的分量表中, 內部凝聚的相關係數大小介於 .33 到 .59 之間。整體而言, 本量表的內部凝聚效度適當。

正式施測時, 爲了減少「習慣性誤差」, 理論引導與經驗引導的題目採取隨機排列方式呈現。在計分方面, 從「非常同意」到「非常不同意」分別給予七至一分, 反向題目的計分反之, 兩個分量表的總分介於七至四十九分之間。每位受試分別有理論引導與經驗引導兩種學習型態的得分, 得分愈高表示受試愈認同理論引導或經驗引導的學習型態。

(三) 職業刻板印象

由於餐旅業爲一專業技能導向的行業, 大學生主修領域與職業刻板印象有所關聯 (Daymont & Andrisani, 1984), 餐旅業的職務與性別亦有密切關聯性 (趙珠吟, 民 92)。許多研究亦發現性別與職業刻板印象亦有顯著關聯性 (Marcis & Lawrimore, 1994; Oswald, 2003; Sigelman & Shaffer, 1995; Yoder & Schleicher, 1996), Franken (1983) 與 Reid (1995) 的實徵研究發現透過示範效應與模仿的社會學習, 可以解釋爲何學生傾向選擇與性別刻板印象一致的職業。這些文獻指出職業刻板印象必須包括「專業刻板印象」與「性別刻板印象」兩個部份, 才能契合餐旅教育的特性, 以及餐旅業的生涯發展和職場現況。

在編製職業刻板印象的預試量表時, 專業刻板印象選取紀憲燕 (民 83)「生涯信念檢核表」中與專業刻板印象有關的題目, 包括面子主義兩題, 專業至上兩題, 並針對餐旅行業的特性略做行文修飾, 再編寫五題的專業刻板印象題目, 總計九個題目組成預試分量表, 例如:「從事餐旅行業時, 我會考慮這份工作在社會上的地位與評價」。在性別刻板印象方面, 選取紀憲燕「生涯信念檢核表」中與性別刻板印象有關的題目, 包括性別刻板印象一題, 角色刻板印象一題, 同樣在餐旅行業脈絡下進行修飾, 再編寫六題與職業性別刻板印象有關的題目, 總計八個題目組成預試分量表, 例如:「女性在生涯選擇時, 較容易受到家庭因素的影響」。在預試之前, 兩個預試分量表的題目皆通過專家效度的檢驗。

預試量表施測時, 要求受試在李克特式七點量表 (從「非常同意」到「非常不同意」) 上反應, 分別給予七至一分, 反向題目的計分則反之。項目分析的選題效標爲: 第一, 該題目對於所屬分量表的內部一致性信度有正向貢獻者予以保留。第二, 根據內部凝聚性的檢驗方法 (Anastasi & Urbina, 1996), 考驗每一題目得分與分量表總分相關是否達顯著水準。

經過項目分析後, 計有專業刻板印象八個題目與性別刻板印象七個題目形成正式量表。在內部一致性信度方面, 專業刻板印象分量表的信度係數爲 .84, 性別刻板印象分量表的信度係數爲 .86, 量表的內部一致性符合評估團體測驗一般標準 (.80; Anastasi & Urbina, 1996)。在內部凝聚效度上, 正式量表每個題目與其分量表總分相關皆達 .05 顯著水準。專業刻板印象分量表, 內部凝聚的相關係數大小介於 .41 到 .63 之間。性別刻板印象分量表, 內部凝聚的相關係數大小介於 .31 到 .61 之間。整體而言, 本量表的內部凝聚效度適當。

在建構效度方面, 以正式施測時的前測資料進行 CFA, 模式適合度的相關指標分別爲 GFI = .90, AGFI = .89, NFI = .90, RMSEA = .06, CFA 的結果爲接近可接受水準。所有題目與其所屬潛在變項的路徑係數皆達 .05 顯著水準 (t 值介於 1.61 到 7.30 之間), 專業刻板印象分量表之八個題目的路徑係數介於 0.37 到 1.24 之間, 性別刻板印象分量表之七個題目的路徑係數介於 0.31 到 1.23 之間。

在學生與教師職業刻板印象一致性的計分方面, 以兩類任課教師在本量表的得分, 做爲衡量學生與教師在職業刻板印象一致性的參照基準, 將學生與其所屬任課教師得分差異的「絕對值」, 做爲職

業刻板印象一致性的得分。換言之，每位受試分別有其與技術教師、一般教師職業刻板印象一致性的兩個分數，得分愈低表示與技術教師或一般教師在職業刻板印象上愈接近。

結 果

一、技術教師、一般教師在示範有利性的差異

根據研究問題一，先檢驗技術教師對於學生的示範有利性是否高於一般教師。由於研究樣本的性別比例並不相等（男性 69 人，女性 105 人），在社會學習中，性別為可能影響示範效應的重要因素（羅瑞玉，民 82; Bandura, 1977, 1986），因此，宜先檢驗性別與角色楷模的示範有利性是否具有交互作用。以性別與示範有利性為自變項，學生在兩類教師示範有利性的得分為依變項，其中性別為受試者間因子（between-subjects factor：男性對女性），示範有利性為受試者內因子（within-subjects factor：技術教師對一般教師）。前測與後測之性別與示範有利性的描述統計如表 1。

表 1 性別、示範有利性之前後測的平均數（與標準差）

示範有利性 × 前後測	性別		列平均數（標準差）
	男性 ($n = 69$)	女性 ($n = 105$)	
前測			
技術教師示範有利性	5.66 (0.88)	5.72 (0.72)	5.70 (0.79)
一般教師示範有利性	4.16 (0.83)	4.19 (0.73)	4.18 (0.77)
後測			
技術教師示範有利性	5.34 (0.87)	5.26 (0.82)	5.29 (0.84)
一般教師示範有利性	4.17 (0.78)	4.22 (0.73)	4.20 (0.75)

註：示範有利性得分介於一至七分。

根據表 1，針對前後測的資料，分別進行二因子混合設計的變異數分析，為檢驗示範有利性的性別差異，觀察重點首先在於性別與示範有利性的二因子交互作用是否顯著。在前測方面，二因子交互作用未達顯著水準 ($F(1, 172) = 0.03, ns.$)，顯示前測資料中，兩類教師的示範有利性不因性別而有所差異。在後測方面，二因子交互作用同樣未達顯著水準 ($F(1, 172) = 0.59, ns.$)，顯示後測資料中，兩類教師的示範有利性不因性別而有所差異。因此，針對研究目的，將觀察兩類教師對於學生所知覺的示範有利性上是否有顯著差異。

為控制第一類型錯誤率，將「族系」(familywise) 的整體錯誤設為 .05，每個示範有利性主要效果所分配到的錯誤率（顯著水準）為 .025。在示範有利性的主要效果方面，兩類教師在前測之示範有利性上達顯著水準 ($F(1, 173) = 325.49, p < .025$)，顯示技術教師 ($M_{前測} = 5.70$) 的示範有利性高於一般教師 ($M_{前測} = 4.18$)。在後測的示範有利性方面，兩類教師在示範有利性上亦達顯著水準 ($F(1, 173) = 157.66, p < .025$)，技術教師 ($M_{後測} = 5.29$) 的示範有利性高於一般教師 ($M_{後測} = 4.20$)。

綜合兩類教師在前後測示範有利性差異的考驗結果，在一個學期的時距中，技術教師的示範有利性皆高於一般教師。然而，兩類教師的示範有利性與測量時間的二因子交互作用達顯著水準 ($F(1, 173) = 22.47, p < .001$)，根據兩類教師示範有利性的效果量差異 ($\eta^2_{前測差異} = .65$ 與 $\eta^2_{後測差異} = .48$)，指出技術教師在示範有利性的優勢在一學期後稍微降低。

二、示範有利性對於學習型態的影響及其關係的穩定性

根據研究問題二與研究問題五，在檢驗大學生所偏好的學習型態（經驗引導對理論引導）是否會受其角色楷模所影響、以及這種影響是否會隨時間而改變時，先將樣本區分為「技術教師示範有利組」與「一般教師示範有利組」。每位受試在前測與後測時，分別有理論引導、經驗引導兩種學習型態的得分，示範有利組在學習型態兩個分量表得分之描述統計如表 2。

先以角色楷模為受試者間變項，學習型態與前後測為受試者內變項，進行三因子混合設計的變異數分析，結果發現三因子交互作用未達顯著水準 ($F(1, 172) = 1.92, ns.$)，學習型態與前後測的二因子交互作用亦未達顯著水準 ($F(1, 172) = 0.37, ns.$)，顯示兩種學習型態的得分差異在前後測資料中並未不同。但角色楷模與學習型態的交互作用達顯著水準 ($F(1, 172) = 5.15, p < .05$)，於是依照研究目的，分別就前測與後測的資料，探討角色楷模與學習型態的關係。

表 2 示範有利組在學習型態的平均數（與標準差）

學習型態 × 前後測	角色楷模	
	技術教師示範有利組 ($n = 142$)	一般教師示範有利組 ($n = 32$)
前測		
經驗引導	36.30 (6.44)	34.03 (6.45)
理論引導	30.02 (5.90)	31.50 (4.58)
後測		
經驗引導	35.46 (6.64)	33.68 (6.34)
理論引導	30.79 (4.98)	30.53 (4.48)

註：經驗引導與理論引導的分量表總分介於七至四十二分之間，在某一分量表的得分愈高，表示愈偏好該種學習型態。

以二因子混合設計模式進行變異數分析，其中角色楷模為受試者間變項（技術教師示範有利組對一般教師示範有利組），學習型態受試者內變項（經驗引導對理論引導），分別針對前測與後測資料進行檢定。在前測方面，角色楷模與學習型態的二因子交互作用達顯著水準 ($F(1, 172) = 7.97, p < .01$)，表示不同示範有利組的大學生，其經驗引導與理論引導的差異有所不同。進一步進行單純主要效果考驗，以分別了解兩個示範有利組的大學生，在兩種學習型態得分上的差異。就「技術教師示範有利組」而言，其經驗引導與理論引導的得分有顯著差異 ($F(1, 141) = 117.90, \eta^2 = .45, p < .001$)，認同技術教師為楷模者，經驗引導的學習型態得分 ($M_{前測} = 36.30$) 顯著高於理論引導的學習型態 ($M_{前測} = 30.02$)。就「一般教師示範有利組」而言，其經驗引導與理論引導的得分有顯著差異 ($F(1, 31) = 5.23, \eta^2 = .14, p < .05$)，認同一般教師為楷模者，經驗引導的學習型態得分 ($M_{前測} = 34.03$) 同樣高於理論引導的學習型態 ($M_{前測} = 31.50$)。由上述研究發現可知，無論大學生的角色楷模為技術教師或一般教師，其前測的經驗引導得分皆高於理論引導得分。由於技術教師有利組在兩種學習型態得分差異的效果量 ($\eta^2 = .45$) 顯著大於一般教師有利組 ($\eta^2 = .14$)，二因子交互作用的意義應為，經驗引導得分高於理論引導的情形在角色楷模為技術教師者身上較角色楷模為一般教師者明顯。

在後測方面，角色楷模與學習型態的二因子交互作用未達顯著水準 ($F(1, 172) = 1.03, ns.$)，表示不同示範有利組的大學生，其經驗引導與理論引導的學習型態差異並無不同。接著以單純主要效果分別探討兩個示範有利組的大學生，在兩種學習型態得分上的差異。就「技術教師示範有利組」而言，其經驗引導與理論引導的得分有顯著差異 ($F(1, 141) = 52.59, \eta^2 = .27, p < .001$)，認同技術

教師為楷模者，經驗引導的學習型態得分 ($M_{後測} = 35.46$) 顯著高於理論引導的學習型態 ($M_{後測} = 30.79$)。就「一般教師示範有利組」而言，其經驗引導與理論引導的得分有顯著差異 ($F(1, 31) = 5.94$, $\eta^2 = .16$, $p < .05$)，認同一般教師為楷模者，經驗引導的學習型態得分 ($M_{前測} = 33.68$) 同樣高於理論引導的學習型態 ($M_{前測} = 30.53$)。由上述研究發現可知，無論大學生的角色楷模為技術教師或一般教師，其後測時經驗引導得分皆高於理論引導得分。綜合研究發現指出，技術教師因其示範有利性的相對優勢，他們對於學生學習型態偏好的影響在一學期之內相當穩定。

三、示範有利性與學習型態的互為因果關係

在檢驗示範有利性與學習型態的相互關聯性方面（研究問題三），主要目的在於了解大學生知覺某類教師的示範有利性與其後來學習型態偏好的關係，以及當大學生的學習型態與某類教師所強調者較為一致時，是否也會影響後來對此角色楷模的示範有利性。本研究採取的「交叉延宕方格設計」，可以提供上述研究問題的答案。

依照之前關於「交叉延宕方格設計」的分析模式，A 變項為示範有利性，B 變項為學習型態，同時係數可以瞭解示範有利性與學習型態的關係是否具有穩定性。二個變項相互影響之交叉係數的顯著性與差異性，可以得知二者相互關聯性的因果方向與大小。分別針對技術教師示範有利性與經驗引導型式、一般教師示範有利性與理論引導型式，進行交叉延宕方格分析，為控制整體的第一類型錯誤率，將每個交叉延宕方格分析的整體顯著水準設為 .05，由於此分析包括兩組再測信度、同時係數、以及交叉係數，因此，每一個相關係數所分配到的錯誤率近似 .01，並以此做為每個相關係數顯著與否的判準，這可使交叉延宕方格分析的整體錯誤率控制在 .05 之內，示範有利性與兩種學習型態得分之交叉延宕方格分析的結果如表 3 所示。

表 3 教學楷模示範有利性與學習型態之交叉延宕方格分析

	A ₁	B ₁	A ₂	B ₂
技術教師示範有利性與經驗引導				
A ₁ ：技術教師有利性前測	.80 ^a			
B ₁ ：經驗引導型式前測	.43 ^{b*}	.84 ^a		
A ₂ ：技術教師有利性後測	.52 ^{c*}	.25 ^{d*}	.82 ^a	
B ₂ ：經驗引導型式後測	.36 ^{d*}	.32 ^{c*}	.66 ^{b*}	.85 ^a
一般教師示範有利性與理論引導				
A ₁ ：一般教師有利性前測	.81 ^a			
B ₁ ：理論引導型式前測	.35 ^{b*}	.83 ^a		
A ₂ ：一般教師有利性後測	.54 ^{c*}	.21 ^{d*}	.85 ^a	
B ₂ ：理論引導型式前測	.30 ^{d*}	.27 ^{c*}	.44 ^{b*}	.83 ^a

註：變項下標數字 1 表示前測，2 表示後測；^a 為內部一致性 α 係數，^b 為同時係數，^c 為再測信度，^d 為交叉係數。

* $p < .01$

根據表 3，技術教師示範有利性、經驗引導型式二者之前後測相關係數皆達顯著水準（分別為 $r_{A_1A_2} = .52$, $p < .01$; $r_{B_1B_2} = .32$, $p < .01$ ），顯示本研究技術教師示範有利性分量表與理論引導型式分量表的再測信度適當。技術教師示範有利性與經驗引導型式之同時係數（意指二者關係的穩定性）在前測與後測皆達顯著水準（分別為 $r_{A_1B_1} = .43$, $p < .01$; $r_{A_2B_2} = .66$, $p < .01$ ），顯示技術教師示範有利性與經

驗引導型式有明顯的正向關聯性，二者的相關性在一學期的時距內相當穩定。在交叉係數（變項間的相互影響）方面，前測之技術教師示範有利性與後測之經驗引導型式的相關係數達顯著水準（ $r_{A1B2} = .36, p < .01$ ），前測之經驗引導型式與後測之技術教師示範有利性的相關係數亦達顯著水準（ $r_{B1A2} = .25, p < .01$ ），二個交叉係數之間沒有顯著差異（ $t = 1.13, ns.$ ）。這指出技術教師示範有利性與經驗引導型式二者具有相互影響且預測效力相當的關係，意即大學生認為技術教師示範有利性愈高，其後來的學習型態愈傾向經驗引導型式，而學習型態愈傾向經驗引導型式，其後來認為技術教師的示範有利性也會愈高。

一般教師示範有利性、理論引導型式二者之前後測相關係數皆達顯著水準（分別為 $r_{A1A2} = .54, p < .01$; $r_{B1B2} = .27, p < .01$ ），顯示本研究一般教師示範有利性分量表與理論引導型式分量表的再測信度適當。一般教師示範有利性與理論引導型式之同時係數（意指二者關係的穩定性）在前測與後測皆達顯著水準（分別為 $r_{A1B1} = .35, p < .01$; $r_{A2B2} = .44, p < .01$ ），顯示一般教師示範有利性與理論引導型式有明顯的正向關聯性，二者的關係在一學期的時距內相當穩定。在交叉係數（變項間的相互影響）方面，前測之一般教師示範有利性與後測之理論引導型式的相關係數達顯著水準（ $r_{A1B2} = .30, p < .01$ ），前測之理論引導型式與後測之一般教師示範有利性的相關係數亦達顯著水準（ $r_{B1A2} = .21, p < .01$ ），二個交叉係數的大小沒有顯著差異（ $t = .90, ns.$ ）。這指出一般教師示範有利性與理論引導型式二者具有相互影響且預測效力相當的關係；換言之，大學生認為一般教師示範有利性愈高，其後來的學習型態愈傾向理論引導型式，而學習型態愈傾向理論引導型式，後來認為一般教師的示範有利性也會愈高。

在示範有利性與學習型態兩類變項的區辨係數方面，前測之技術教師示範有利性與理論引導（ $r = -.07, ns.$ ）、前測之一般教師示範有利性與經驗引導（ $r = .05, ns.$ ）、後測之技術教師示範有利性與理論引導（ $r = .06, ns.$ ）、後測之一般教師示範有利性與經驗引導（ $r = -.02, ns.$ ）等相關係數皆未達顯著，這指出技術教師有利性與經驗引導的同時係數並未受到理論引導的干擾，一般教師示範有利性與理論引導的同時係數並未受到經驗引導的干擾。另外，前測之技術教師示範有利性與後測之理論引導（ $r = .11, ns.$ ）、前測之理論引導與後測之技術教師示範有利性（ $r = -.13, ns.$ ）、前測之一般教師示範有利性與後測之經驗引導（ $r = .08, ns.$ ）、前測之經驗引導與後測之一般教師示範有利性（ $r = .30, ns.$ ）等相關係數皆未達顯著水準，表示技術教師有利性與經驗引導的交叉係數並未受到一般技術教師有利性與理論引導的干擾。同時，一般教師示範有利性與理論引導的交叉係數並未受到技術教師有利性與經驗引導的干擾。

四、示範有利性對於職業刻板印象的影響及其關係的穩定性

為探討學生職業刻板印象是否與其所認同的角色楷模的較為一致（研究問題四），以及這層關係是否會隨時間而改變（研究問題五），根據前述關於兩類教師示範有利組的分類，研究樣本中屬於「技術教師示範有利組」為 142 人，屬於「一般教師示範有利組」為 32 人。每位學生按照其歸類組別，分別計算其與兩類教師（技術教師或一般教師）在職業刻板印象的差異分數（取絕對值），角色楷模與職業刻板印象一致性（前後測）的描述統計如表 4。

表 4 示範有利組在職業刻板印象一致性的平均數（與標準差）

一致性 × 前後測	角色楷模	
	技術教師示範有利組 ($n = 142$)	一般教師示範有利組 ($n = 32$)
前測		
與技術教師一致性	12.47 (7.93)	16.75 (10.39)
與一般教師一致性	14.73 (8.53)	12.56 (8.76)
後測		
與技術教師一致性	13.48 (6.97)	15.97 (6.90)
與一般教師一致性	15.84 (10.15)	11.97 (9.22)

註：職業刻板印象一致性的分數為任課教師與學生在量表得分之差異分數的絕對值，分數愈小表示差異愈小，一致性愈高。

先以角色楷模為受試者間變項，學生與教師職業刻板印象一致性與前後測為受試者內變項，進行三因子混合設計的變異數分析，由於三因子交互作用未達顯著水準 ($F(1, 172) = 0.10, ns.$)，表示角色楷模與職業刻板印象一致性的二因子交互作用在前測與後測沒有差異。於是依照研究目的，分別就前測與後測的資料，探討角色楷模與兩類教師職業刻板印象一致性的關係。以二因子混合設計模式進行變異數分析，角色楷模為受試者間變項（技術教師示範有利組對一般教師示範有利組），職業刻板印象一致性為受試者內變項，師生在職業刻板印象之一致性分數為依變數，分別針對前測與後測的資料進行檢定。

在前測方面，角色楷模與職業刻板印象一致性的二因子交互作用達顯著水準 ($F(1, 172) = 9.67, p < .01$)，表示不同示範有利組的大學生，其與兩類教師的一致性有所不同。進一步考驗單純主要效果，就「技術教師示範有利組」而言，他們與兩類教師的職業刻板印象一致性有顯著差異 ($F(1, 141) = 6.59, p < .05$)，認同技術教師為楷模者，其與技術教師在職業刻板印象的一致性 ($M_{前測} = 12.47$) 高於他們與一般教師的一致性 ($M_{前測} = 14.73$)。就「一般教師示範有利組」而言，他們與兩類教師職業刻板印象亦達顯著差異 ($F(1, 31) = 4.58, p < .05$)，認同一般教師為楷模者，其職業刻板印象與一般教師的一致性 ($M_{前測} = 12.56$) 高於他們與技術教師的一致性 ($M_{前測} = 16.75$)。

在後測方面，角色楷模與職業刻板印象一致性的二因子交互作用亦達顯著水準 ($F(1, 172) = 6.74, p < .01$)，表示不同示範有利組的大學生，與兩類教師的一致性在後測時有所不同。單純主要效果的考驗結果顯示，就「技術教師示範有利組」而言，他們與兩類教師的職業刻板印象一致性有顯著差異 ($F(1, 141) = 4.56, p < .05$)，認同技術教師為楷模者，其與技術教師職業刻板印象的一致性 ($M_{後測} = 13.48$) 高於他們與一般教師的一致性 ($M_{後測} = 15.84$)。就「一般教師示範有利組」而言，其與兩類教師的職業刻板印象一致性亦達顯著差異 ($F(1, 31) = 6.27, p < .05$)，認同一般教師為楷模者，其職業刻板印象與一般教師的一致性 ($M_{後測} = 11.97$) 高於他們與技術教師的一致性 ($M_{後測} = 15.97$)。

綜合研究發現，可知角色楷模為技術教師的大學生（屬於技術教師示範有利組），其職業刻板印象與技術教師較為一致；反之，角色楷模為一般教師的大學生（屬於一般教師示範有利組），其職業刻板印象則與一般教師較為一致。兩類教師楷模因其示範有利性的差異，對於學生職業刻板印象的影響在一個學期的時距中相當穩定。

討 論

一、技術教師與一般教師示範有利性的討論

研究結果指出，對於修習餐旅教育技術類課程的大學生而言，他們知覺技術教師的示範有利性高於一般教師。關於示範有利性與學習型態偏好的前測資料指出，學生在經驗引導的偏好得分高於理論引導，這種情況在角色楷模為技術教師的學生身上會比角色楷模為一般教師者明顯。在後測資料中，同樣顯示無論大學生的角色楷模為技術教師或一般教師，其經驗引導的偏好得分皆高於理論引導。上述研究發現符合原先的預測，意即在技術課程的合作教學中，技術教師示範有利性高於一般教師。研究結果亦指出大學生在學習型態的偏好上和技術教師所示範與強調的經驗引導型式較為一致，由此可以看出技術教師因其示範有利性的相對優勢，在合作教學中扮演著重要的示範角色。

本研究根據社會學習論關於楷模示範效應的有關因素中，歸納楷模對於觀察者是否會產生示範效應的四項條件，以「行為示範者比其他競爭者更突出」而言，技術教師豐富的職場經驗及實務操作能力，自然會比一般教師在口頭講解與理論分析較容易獲得學生注意。獲得到大學任教的技術教師，一般都已在業界享有聲譽，甚至輝煌的得獎記錄，其實務技能較容易獲得學生的尊敬或喜歡。技術教師與學生未來期待的職業角色相符（楊昭景，民 89），學生（觀察者）應傾向認為自己與技術教師（示範楷模）較為相似。技術教師的專業表現也常在各種技能競賽中獲得肯定，就示範者的行為的強化而言，技術教師的實作技能會比一般教師更具優勢，這亦是為何研究發現大學生修習餐旅技術課程時，經驗引導型式的學習型態偏好高於理論引導型式的重要原因。

二、教學楷模的示範有利性及其示範效應的討論

交叉延宕方格分析的結果發現大學生知覺技術教師的示範有利性愈高，後來的學習型態愈傾向經驗引導型式，而學習型態愈傾向經驗引導型式，其後來認為技術教師的示範有利性也會愈高。一般教師示範有利性與學生對於理論引導型式的偏好亦具有相互影響且效力相當的關係。在教學楷模對於學生學習型態的影響方面，研究發現學生所偏好的學習型態和其所認同的教師楷模較為一致，這個結果呼應 Carol（1991）的觀點，意即教師的學習型態會在教學過程中透過示範效應而影響學生，同時也與 Honigsfeld 與 Schiering（2004）、Charkins et al.（1985）的研究發現一致，教師的學習型態的確會透過教學過程而對學生有重要影響。更重要的是，研究發現指出教師楷模的示範有利性在教師學習型態對學生的影響扮演重要的角色，因為兩類教師在示範有利性的差異，造成學生的學習型態與較具有示範有利性的教學楷模所示範的型式較為一致。

角色楷模為技術教師的大學生（屬於技術教師示範有利組），其職業刻板印象與技術教師較為一致；反之，角色楷模為一般教師的大學生（屬於一般教師示範有利組），其職業刻板印象則與一般教師較為一致。大學生所認同之教師楷模對其職業刻板印象的影響，在一個學期的時距中相當穩定。研究發現支持原先的推論，意即兩類教師楷模因其示範有利性的不同，使其所示範的職業刻板印象對於學生造成不同程度的影響。就教學楷模職業刻板印象的示範效應而言，研究結果指出學生的職業刻板印象與其所認同的教師楷模一致，一方面呼應 Keller（2001）的研究發現，教師的刻板印象會顯著影響學生在特定科目學習的刻板印象，另一方面也和 Fennema（1990）、Solomon（1997）的觀點一致，在教學過程中，教師所傳遞的刻板印象會使學生的刻板印象受其影響。同時，研究發現意謂在高等餐旅教育技術課程的合作教學中，由於技術教師與一般教師的示範有利性有所差異，學生所觀察學習到的職業刻板印象會和較具示範有利性的教學楷模一致。

在理論層面，研究發現支持示範有利性的新概念可以應用在探討不同教學楷模間示範效應的比

較，教師楷模的示範有利性在其對學生的示範效應中扮演明顯的中介作用（mediating effect），並因此對學生的社會學習產生不同程度的影響。示範有利性不僅為左右楷模示範效應的重要中介變數（mediator variable），同時也是預測不同角色楷模對於觀察者之差異性影響的重要因素。在教育環境裏，並非只有單一角色楷模，而是存在許多潛在楷模的示範，從競爭楷模示範有利性的相對優勢切入，將可提供研究者或教育行政人員進一步釐清示範效應的來源為何，以及為何某些角色楷模比其他楷模較具影響力。

三、結論

（一）合作教學中技術教師的示範有利性高於一般教師

對於餐旅教育的大學生而言，教授廚藝課程技術教師的示範有利性高於一般教師，並且兩類教師在示範有利性的差異在一個學期內相當穩定。

（二）合作教學中大學生學習型態較偏向技術教師所強調的經驗引導型式

大學生修習餐旅技術課程時，無論其角色楷模為技術教師或一般教師，經驗引導的偏好皆高於理論引導，並且這種學習型態的差異性傾向在一個學期的時距中相當穩定。

（三）技術教師、一般教師的示範有利性與學習型態具有相互關聯性

大學生知覺技術教師的示範有利性愈高，後來的學習型態愈傾向經驗引導型式，學習型態愈偏好經驗引導型式，其後來知覺技術教師的示範有利性也愈高。同樣的相互關聯性亦出現在一般教師的示範有利性與學生的理論引導偏好。

（四）修習技術課程大學生的職業刻板印象與其角色楷模一致

角色楷模為技術教師的大學生，其職業刻板印象與技術教師較為一致；反之，角色楷模為一般教師的大學生，其職業刻板印象則與一般教師較為一致。角色楷模對於職業刻板印象的影響在一個學期的時距中相當穩定。

（五）高等技術教育宜審慎因應教師楷模對於學生的影響

由於研究發現指出技術教師容易成為學生所認同的角色楷模，並在教育實務現場上對於學生產生重要的示範效應，技職校院在選購技術教師時，除了重視技術教師的專業成就外，亦應重視他（她）們的人格、態度、信念、價值觀等，以期發揮正向的示範作用。

大學生所認同的教師楷模對於他們的學習型態、職業刻板印象有顯著的影響，而且這種影響有一定程度的穩定性。技職教育應在課程與教學、生涯輔導、以及行政配套措施上，面對這種情形給予通盤的檢討與因應，才能有效提昇提高教學品質與學生的學習成就。

四、建議

（一）研究樣本與研究設計

本研究的預試和正式樣本皆來自於單一學院的大學生，採取立意取樣選擇具有參與意願的研究樣本，雖然該校為餐旅高等教育的代表性學校，但研究結果是否可類推至高等技職教育的所有技術類課程應有所保留。基於研究樣本或許不能全然反映整體母群的特性，未來應考量以取樣地區更廣、更多不同的技術類課程、以及更大樣本的參與者，進行多元樣本的檢驗，將可提高結果的「外在效度」（external validity）。

在研究設計方面，本研究採取的「交叉延宕方格設計」的前後測間隔僅為一個學期，未來可以採取較長時間的縱貫性研究，將更能探究教師楷模示範有利性及其對於大學生的示範效應是否有長期的穩定性，同時亦可能發現影響示範效應穩定性的調節因子（moderators）或中介因子（mediators）。

（二）研究工具

本研究所使用的測量工具皆為針對研究目的所自行編製，以示範有利性量表為例，該量表包括技術教師與一般教師示範有利性兩個分量表，每位評量者在兩類教師的示範有利性上有兩種得分，未來可以進一步改用「相對示範有利性」的方式，以兩類教師為量尺端點，評量該題目所敘述的示範有利性在那一類教師身上較高，這種方式可以提高量表的建構效度，避免所謂「單一方法的偏差」(mono-method bias; Cook & Campbell, 1979)。本量表的建構效度採取內部凝聚性 (Anastasi & Urbina, 1996) 與 CFA 的方式，在 CFA 中，乃針對兩類教師示範有利性的分量表進行檢驗，未來可以針對研究所界定之影響示範有利性的四個因素，進行因素結構 (factor structure) 的檢驗。

本研究針對餐旅教育技術類課程特性所編製的學習型態量表，雖然其內部一致性信度、再測信度並非偏低，但預試樣本與研究樣本人數並非大規模樣本，誠如 Loo (2002) 在針對 LSI 進行整合分析 (meta-analysis) 後的建議，他認為應該採取大樣本的方式進行學習型態量表的信、效度檢驗，才可提昇其效果量 (effect size)。

學習型態量表與職業刻板印象僅針對各分量表與其所屬題目進行 CFA 的考驗，未來可根據「多元特質多重方法模式」(Multitrait-multimethod Model, 以下簡稱 MTMM; Campbell & Fiske, 1959)，將本研究所發展的學習型態量表與其他學習型態的測量工具 (例如，LSI, ILS, LSS, LSQ 等)，在 MTMM 下進行「幅合度」(convergent validity) 與「區辨效度」(discriminant validity) 的檢驗。

(三) 未來研究方向

本研究主要目的之一為比較兩類教學楷模的示範有利性，後續可以進一步檢驗示範有利性與社會學習之保留歷程 (retention process)、行為塑造歷程 (behavior production process)、以及動機歷程 (motivation process) 等相關因素的關聯性，從中建立示範有利性量表的效標關聯效度。在教學楷模的示範效應方面，未來研究可以進一步將學業成就、成就動機、職業興趣、生涯信念、生涯成熟、生涯期待、生涯決策等相關因素納入研究範圍，更能夠全面了解教學楷模對於大學生學習與生涯發展的影響。

由於本研究探討兩類教師對於大學生示範效應的影響乃針對餐旅教育的技術類課程，研究發現無論大學生所認同的角色楷模為技術教師或一般教師，在學習型態上皆較偏向經驗引導型式，這種學習型態的偏好是否會類化到其他非技術類或理論性的課程呢？再者，大學生是否會因課程特性而採取不同的學習型態，也就是有所謂學習型態的後設認知 (metacognition)，這種學習策略的建構、協調及選擇，是否亦可透過教學楷模的示範效應所習得呢？此外，由於影響大學生職業刻板印象的示範效應來源還包括其他管道，例如，父母、同儕、媒體、聲望人士、工作經驗等等，後續亦可探討探討其他楷模與教師間之示範有利性與示範效應的比較。

在課程與教學方面，從事高等教育的相關人員必須審視教學策略與教育環境是否與學生的學習型態契合，如此才能有效提高學生的學習成就 (Dollar, 2001; Harrelson, Leaver-Dunn, & Wright, 1998; Thompson, 1997)。根據教學與學習型態的「契合假說」(match hypothesis)，學習型態與教學活動、訓練者與受訓者學習型態是否配合，將影響學習成就 (Hayes & Allinson, 1996)，後續研究可以在「契合假說」的觀點下，檢驗示範有利性對於課程、學習輔導、以及教材教法與學習成就關係的調節作用 (moderating effect)，有助於找出影響大學生適性學習的關鍵因素。

參 考 文 獻

- 王文科 (民 80)：學習心理學：學習理論導論。臺北：五南。
- 吳天元 (民 90)：美國、歐洲各國與我國技職教育發展趨勢之比較。國立臺北科技大學主辦「技職教育新意涵國際教育學術研討會」宣讀之論文 (臺北)。

- 吳坤璋、黃台珠和吳裕益（民 94）：影響中小學學生科學學習成就的因素之比較研究。教育心理學報，37 卷，2 期，147-171 頁。
- 洪久賢（民 89）：國際觀光旅館餐飲外場服務人員專業之能之分析研究。生活應用科學期刊，1 期，87-104 頁。
- 林文瑛（民 93）：教師的人性觀與教育觀：以能力觀為例。教育心理學報，35 卷，4 期，355-374 頁。
- 紀憲燕（民 83）：大學生生涯決定類型與生涯決定信念之研究。國立臺灣師範大學教育心理與輔導研究所碩士論文。
- 張春興（民 83）：教育心理學：三化取向的理論與實踐。臺北：東華。
- 陳夏蓮、李薇莉（民 89）：護生與臨床教師學習型態對實習成績及教學滿意度影響之探討。護理研究，8 卷，3 期，313-324 頁。
- 郭順利（民 87）：班度拉的社會學習理論及其在國中生活教育上的應用。教育研究，6 期，375-386 頁。
- 黃天中（民 84）：生涯規劃概論：生涯與生活篇。臺北：桂冠。
- 彭台臨（民 90）：知識經濟時代的職業教育政策。國立臺北科技大學主辦「技職教育新意涵國際教育學術研討會」宣讀之論文（臺北）。
- 湯誌龍（民 90）：高職教師評鑑可行方案之探討。國立臺北科技大學主辦「技職教育新意涵國際教育學術研討會」宣讀之論文（臺北）。
- 楊昭景（民 89）：情意領域教學方法於技職教育上之運用與影響。國立臺北科技大學主辦「海峽兩岸高等職業技職教育學術研討會」宣讀之論文（臺北）。
- 趙珠吟（民 92）：觀光旅館餐飲經理人員性別角色刻板印象與兩性平等工作態度之研究。中國文化大學生活應用科學研究所碩士論文。
- 萬家春（民 81）：般度拉的社會學習論。臺北：師大書苑。
- 鍾菁（民 83）：學生學習型態與學業成績關係之研究。國立臺北商專學報，43 期，209-243 頁。
- 羅瑞玉（民 82）：般度拉社會學習理論及其在生活教育上之涵義。高市文教，49 期，15-21 頁。
- 觀光客倍增計畫：國家重要發展產業政策（民國九十一年五月一號）。台灣日報，第 2 頁。
- Anastasi, A., & Urbina, S. (1996). *Psychological testing* (7th ed.). New York: MacMillan.
- Bacon, D. R. (2004). An examination of two learning style measures and their association with business learning. *Journal of Education for Business*, 79, 205-208.
- Bandura, A. (1977). *Social learning theory*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Bandura, A. (1986). *Social foundations of thought and action : A social cognitive theory*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Campbell, D. T., & Fiske, D. W. (1959). Convergent and discriminant validation by multitrait-multimethod matrix. *Psychological Bulletin*, 56, 81-105.
- Carol, M. (1991). Teachers' learning styles: How they affect student learning. *The Clearing House*, 64(4), 225-227.
- Cassidy, S., & Eachus, P. (2000). Learning style, academic belief system, self-report student proficiency and academic achievement in higher education. *Educational Psychology*, 20(3), 307-322.
- Charkins, R. J., O' Toole, D. M., & Wetzal, J. N. (1985). Linking teacher and student learning styles with student achievement and attitudes. *Journal of Economic Education*, 16(2), 111-120.
- Collinson, E. (2000). A survey of elementary students' learning style preferences and academic success. *Contemporary Education*, 71(4), 42-46.

- Cook, T. D., & Campbell, D. T. (1979). *Quasi-experimentation: Design and analysis issues for field settings*. Boston: Houghton Mifflin.
- Daymont, T. N., & Andrisani, P. J. (1984). Job preferences, college major, and the gender gap in earnings. *The Journal of Human Resources, 19*(3), 408-428.
- Dollar, D. (2001). Practical approaches to using learning styles in higher education. *Community College Review, 28*(4), 82-84.
- Fox, H. W., & Renas, S. R. (1977). Stereotypes of women in the media and their impact on women's careers. *Human Resource Management, 16*(1), 28-31.
- Felder, R. M., & Silverman, I. K. (1988). Learning styles and teaching styles in engineering education. *Engineering Education, 78*(7), 674-681.
- Fennema, E. (1990). Teachers' beliefs and gender differences in mathematics. In E. Fennema & G. C. Leder (Eds.), *Mathematics and gender* (pp. 169-187). New York: Teacher College Press.
- Franken, M. W. (1983). Sex role expectations in children's vocational aspirations and perceptions of occupation. *Psychology of Women Quarterly, 8*, 59-68.
- Guild, P. B., & Garger, S. (1985). *Marching to different drummers*. Alexandria, VA: Association for Supervision and Curriculum Development.
- Haar, J., Hall, G., Schoepp, P., & Smith, D. H. (2002). How teachers teach to students with different learning styles. *The Clearing House, 75*(3), 142-145.
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (2002). *Multivariate data analysis* (5th ed.). Upper Saddle River, NJ: Prentice-Hall.
- Harrelson, G. L., Leaver-Dunn, D., & Wright, K. E. (1998). An assessment of learning styles among undergraduate athletic training students. *Journal of Athletic Training, 33*, 50-53.
- Hayes, J., & Allinson, C. W. (1990). Validity of the learning styles questionnaire. *Psychological Reports, 67*(3), 859-866.
- Hayes, J., & Allinson, C. W. (1996). The implications of learning styles for training and development: A discussion of the matching hypothesis. *British Journal of Management, 7*(1), 63-73.
- Honey, P., & Mumford, A. (1992). *The manual of learning styles* (3rd ed.). London, UK: Honey.
- Honigsfeld, A., & Schiering, M. (2004). Diverse approaches to the diversity of learning styles in teacher education. *Educational Psychology, 24*(4), 487-508.
- Jester, C. (2000). *Introduction to the DVC learning style survey for college*. Retrieved May 8, 2003, from <http://www.metamath.com/Isweb/dvclearn.htm>.
- Keller, C. (2001). Effect of teachers' stereotyping on students' stereotyping of mathematics as a male domain. *The Journal of Social Psychology, 141*(2), 165-173.
- Kirrane, M., & Ryan, A. (2000). Career expectations of the new workforce: New beginnings or enduring stereotypes. *Management Research News, 23*, 9-11.
- Kolb, D. A. (1985). *The learning style inventory: Technical manual*. Boston: McBer.
- Lipton, J. P., & O'Connor, M. (1991). Neutral job titles and occupational stereotypes: When legal and psychological realities conflict. *The Journal of Psychology, 125*(2), 129-152.
- Loo, R. (2002). A meta-analysis examination of Kolb's learning style preferences among business majors. *Journal of Education for Business, 77*, 252-256.
- Marcis, J. G., & Lawrimore, K. W. (1994). Current occupational gender stereotypes. *Atlantic Economic*

- Journal*, 22, 87-89.
- Matthews, D. B. (1991). The effects of learning styles on grades of first-year college students. *Research in Higher Education*, 32(3), 253-267.
- Matthews, D. B. (1996). An investigation of learning styles and perceived academic achievement for high school students. *The Cleaning House*, 69, 249-254.
- Miller, K. M. (1960). The measurement of vocational interests by a stereotype ranking method. *Journal of Applied Psychology*, 44(3), 169-171.
- Nelson, T. E., Acker, M., & Manis, M. (1996). Impassible stereotypes. *Journal of Experimental Social Psychology*, 32(1), 13-14.
- Oswald, P. A. (2003). Sex-typing and prestige ratings of occupations as indices of occupational stereotypes. *Perceptual and Motor Skills*, 97(3), 953-959.
- Reading-Brown, M. S., & Hayden, R. R. (1989). Learning styles--Liberal arts and technical training: What's the difference? *Psychological Reports*, 64(2), 507-518.
- Reid, G. M. (1995). Children's occupational sex-role stereotyping in 1994. *Psychological Reports*, 76, 1155-1165.
- Sigelman, C. K., & Shaffer, D. R. (1995). *Life-span human development* (2nd ed.). Pacific Grove, CA: Brooks/Cole.
- Snyder, R. F. (2000). The relationship between learning styles and academic achievement of high school students. *The High School Journal*, 83(2), 11-20.
- Solomon, R. P. (1997). Race, role modeling, and representation in teacher education and teaching. *Canadian Journal of Education*, 22(4), 395-410.
- Sternberg, R. J. (2000). *Pathways to psychology* (2nd ed). Orlando, FL: Harcourt.
- Thompson, T. C. (1997). Learning styles and teaching styles: Who should adapt to whom? *Business Communication Quarterly*, 60(2), 125-127.
- Whittington, M. S., & Connors, J. (2005). Teacher behaviors: Student opportunity to learn. *The Agricultural Education Magazine*, 77(4), 22-24.
- Yoder, J. D., & Schleicher, T. L. (1996). Undergraduates regard deviation from occupational gender stereotypes as costly for women. *Sex Roles*, 34, 171-188.

收稿日期：2006年01月11日

一稿修訂日期：2006年06月03日

二稿修訂日期：2006年07月28日

三稿修訂日期：2006年08月04日

接受刊登日期：2006年08月04日

Bulletin of Educational Psychology, 2006, 38 (2), 131-150

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

The Influence of Teachers on College Students' Learning Styles and Occupational Stereotypes in Technical Courses: The Role of Modeling Priority

Chao-Chin Yang

Department of Chinese Culinary Arts
Kaohsiung Hospitality College

Wen-Bin Chiou

General Education Center
Kaohsiung Hospitality College

The article aimed to investigate the differences in modeling priority between technical teachers and lecturing teachers, and whether the role models affect college students' learning styles and vocational stereotypes in the collaborative teaching of technical courses. One hundred and seventy-four freshmen were recruited as participants in this longitudinal study. Results indicated that the modeling priority of technical teachers was higher than that of lecturing teachers, which means that technical teachers were more likely to be identified as role models by students in collaborative teaching. As to learning styles, the college students significantly preferred the experience-driven mode to the theory-driven mode regardless of whether their role models were technical or lecturing teachers. Cross-legged panel analysis showed that the students perceiving higher modeling priority of technical teachers subsequently exhibited greater preferences for the experience-driven mode. Meanwhile, the students who initially preferred the experience-driven mode also perceived higher modeling priority of technical teachers subsequently. Similar relationships were found between modeling priority of lecturing teachers and students' preferences for the theory-driven mode. For the students who identified technical teachers as role models, their vocational stereotypes were more consistent with technical teachers than with lecturing teachers. In contrast, for students who identified lecturing teachers as role models, their vocational stereotypes were more consistent with lecturing teachers than with vocational teachers. The relationships among teachers' modeling priority, learning styles, and vocational stereotypes were stable over a one-semester period. Research findings were discussed and conclusions and implications were proposed.

KEY WORDS: college students, modeling priority, social learning theory, learning styles, vocational stereotypes