

國立高雄師範大學輔導與諮商研究所

諮商輔導學報—高師輔導所刊

民 99，22 期，1-29 頁

選擇科學職業意圖的性別差異分析— 以 TIMSS 2003 台灣八年級學生為例

余民寧

趙珮晴

國立政治大學
教育系教授

國立政治大學
教育系博士

本研究以社會認知生涯理論作為基礎，旨在透過 TIMSS 2003 台灣資料庫的二級資料分析，企圖建構並驗證一套學生選擇職業意圖的因素結構模型，以探究男女學生在選擇科學職業意圖上的差異，並且比較其中的性別差異涵義。本研究發現，影響未來是否選擇以科學作為職業意圖的因素，呈現性別差異的存在；其中，女學生以科學學習興趣，男學生則要覺知科學的益處和效用，兩性唯一的共同因素是科學有用性，亦即覺知到科學對生活的助益，均是影響學生未來選擇以科學作為職業進路的關鍵因素之一。另外，學生的科學成就必須透過科學自我效能，才能對科學學習興趣產生影響。最後，本研究亦根據研究結果，提出在教育實務應用與未來繼續研究上的建議。

關鍵詞：兩性平等、社會認知生涯理論、國際數學與科學評比、結構方程式模型、選擇職業意圖

壹、緒論

1980年代，台灣興起一股「新女性運動」，啟發了台灣當代的女權意識，並帶動了女性主義的思潮。民間婦運團體「婦女新知基金會」，於1988年進行全國教科書大體檢，即發現國中小及高中教科書在圖文的呈現上，女性出現的機會都遠低於男性，而且內容充滿了性別刻板印象及性別歧視的觀念。自此，女性的地位與能力開始重新被看待、開始受到重視。直至1990年代，政府推出「九年一貫課程」、「十大基本能力」的教育改革，其中，「兩性平等」教育議題亦成爲融入教學的重大決策之一。

余民寧、趙珮晴和許嘉家（2009）等人根據近十多年來（從TIMSS 1995到TIMSS 2003）的國際數學與科學評比（The Trend of International Mathematics and Science Study, TIMSS）數據來看，整體而言，女學生的數學與科學成就有逐漸迎頭趕上男學生的趨勢。根據表1所示，1999年八年級男學生的科學成就確實顯著地比女學生的表現優異，但是在2003年以後，女學生的科學成就已與男學生幾乎不相上下，在在顯示過去女學生的科學學習成就不如男學生的情況已逐漸消弭。由此可知，過去女學生在科學學習成就不如男學生的情勢，在日漸講求兩性平等教育的今日台灣，女學生的科學成就表現已經在改善之中。

然而，根據教育部（2009a）研究所以上的高級人力統計，雖然女學生人數比例有逐年增加的趨勢，但整體而言，女學生人數比例還是差男學生人數比例一大截。再就教育部（2009b）94年高職畢業生人數依學校類別和性別分類顯示，男性高職學生傾向就讀工業類科，而女性則選擇商業、家事或醫護類科者居多；就學生科系的選擇而言，與傳統對性別成就的認知相符，亦即男學生可能的確擅長理工，男學生可能依舊被期待選擇理工科系就讀，而女學生則否。最後，以教育部（2009c）大專生各科系學生人數按科系和性別區分，發現「工程、製造及營建業」類科的男女學生人數比率，已有逐年降低的趨勢，只是女學生人數比率一直是偏低的。而與之相關的「科學」類科相比，男女學生人數比率雖然都有逐年微量增加的趨勢，但在人數比率分佈上，亦是呈現女學生人數比率大約爲男學生人數比率的二分之一左右。

表 1 TIMSS 1999 年與 2003 年台灣男女學生科學成就表現一覽表

年度	年級	學科	男生	女生
1999	八年級	科學	582.26	564.40
2003	八年級	科學	573.55	571.23
	四年級	科學	554.56	549.53

資料來源：作者自行整理。

綜合上述，近年來女學生的科學成就與男學生差距逐漸消弭，但是「理工科技」類科，女學生人數比依舊約為男學生人數比率的二分之一左右，所以國內不斷推行「兩性平等」教育理念的主張與思潮，能否鼓勵更多女性學生投入參與接受培育成高級人力（尤其是增加科學方面的高級人力之培育數量），已成為國內外學術界關注的焦點之一。

因此，本研究目的依據上述教育現況，欲探討學生在選擇職業（尤其是選擇以科學為職業）意圖時，到底深受什麼因素的影響？而這些影響路徑之間是否呈現兩性差異情況？所以影響選擇職業意圖的歷程或理論模型，是值得我們一探究竟的。關於選擇職業意圖的模型，國外有 Lent、Brown 和 Hackett（1994）所發表的社會認知生涯理論（social cognitive career theory, SCCT），本研究將以台灣學生進行 SCCT 驗證，並且進一步比較之間的兩性差異情形。

一、影響職業選擇意圖的相關研究

（一）社會認知生涯理論

學生對未來科系的選擇，其實可以回溯到求學過程中。因為求學過程的學習經驗會促使學生發現自己的興趣所在，並且自我評估未來生涯。當職業意圖稍有定見時，就會汲汲收集相關資料並且試圖轉變自己，使自己能夠順利進入相關學校系所就讀（Ashton, 2008; Lent, Hackett & Brown, 1999）。而國中學生階段，正位於試圖轉變自己心智的年紀，他們會選擇適合自己興趣的課程，這些課程大部分與自我評估的學校科系以及職業有所關連（Turner & Lapan, 2005）。顯然，學生對於未來的意向，其實在國中階段就有所定見，而且會自我內心逐一考慮各種因素後，化成具體行動。

Lent、Brown 和 Hackett（1994）所發表的社會認知生涯理論，係修改自

Bandura (1986) 所提出的社會認知理論(social cognitive theory, SCT)，主要是強調自我效能、結果期待和選擇目標之間的關係，並且，擴增考慮學生及其背景因素對選擇行為的影響，試圖建立起一個從學校求學經驗到未來職業選擇的歷程理論。Lent 等人 (1999) 表示，SCCT 理論最適合解釋學生從學校到工作的轉變過程。

詳細來說，社會認知生涯理論主要由三種模型交織而成：一為興趣模型，自我效能和結果期待可以直接影響學生的興趣，但是學習經驗對興趣的影響微乎其微；二為選擇模型，自我效能和結果期待可以直接影響學生選擇目標，或者透過興趣間接影響；三為職業成就模型，自我效能會直接影響未來職業成就，或者成為學習經驗的中介因素，而影響未來的職業成就；上述三種基本模型的路徑假設，乃經過整合分析(meta analysis)之驗證而得 (Lent, Brown & Hackett, 1994)。至於其他個人先天條件、後天情境支持和情境對選擇目標的影響，則是假設會影響學生的選擇目標和學習經驗，近年來，也有許多研究針對這些變項進行路徑確認中。例如，Lent、Brown 和 Hackett (2000) 以文獻探討情境的助力與阻力對職業選擇的影響，試圖確認情境的助力與阻力在 SCCT 理論中的關係；而 Lent、Brown、Nota 和 Soresi (2003) 則是以六種職業性向高中生進行驗證 (realistic, investigative, artistic, social, enterprising & conventional, RIASEC)，發現情境的助力與阻力對於學生的選擇目標並沒有直接影響，反而是透過學生的自我效能產生間接影響力；Lent 等人 (2003) 以主修機械的大學生進行研究，亦有相同的結論。其他研究亦認為，學生本身對職業科系的選擇即有所定見，主要係透過自我求學經驗已具體內化成實際行動而做出選擇 (Ashton, 2008; Lent et al, 1999; Turner & Lapan, 2005)。

(二) 影響職業選擇意圖的相關因素

國內學者楊龍立教授 (1996)，曾執行過有關科學教育中性別差異的一系列問題研究，並彙整研究所得成為一本學術著作「男女學生科學興趣差異的評析」，該書中鉅細靡遺地陳述男女學生在科學興趣差異的現況：(1) 科學知識方面：男生比女生興趣高，男生偏好物理方面，女生偏好生物方面；(2) 對科學的態度 (喜好部分)：男生比女生態度積極，男生對物理的態度積極，女生對生物的態度積極；(3) 對科學課的態度 (喜好部分)：男生態度比女生積極；(4) 選修科學課：男生人數多於女生，男生傾向物理科目，女生傾向生物科目；(5) 科學事業、生涯志向：男生較多興趣，男生傾向物

質科學，女生傾向生命科學。而造成男女學生科學興趣差異的原因，則有態度、成就、學科知識、教育環境、社會文化、家庭教養等，其背後甚至可以歸納出一個核心因素——即是「性別角色」(sex role)，也就是說，科學、科學家、科學家的人格特質、科學工作等形象，一直被認為是屬於「男性」的形象。此種「性別角色」的刻板印象，造成全國家長、老師、社會文化環境、甚至是女學生本身，都認為「科學是男性的學科」，不適合女孩子學習，是故，產生如楊龍立教授所指稱「科學教育」中的性別差異現象。

早期研究也認為女性易受社會刻板印象的影響，被社會角色束縛而失去選擇職業的自由，對於新興行業（如：科技等），沒有能力和信心勝任這些工作（Hackett & Betz, 1981）。近年來的一些移民國家，也紛紛認為學生在從事選擇職業的同時，依舊深受種族背景的限制（Gill, Timpane, Ross & Brewer, 2001; Koedel, Betts, Rice & Zau, 2009）。

另外，也有諸多學者認為求學過程中的經驗是影響未來職業科系選擇的重要因素。Greene、Miller、Crowson、Duke 和 Akey（2004）指出，高中生上課過程中的三種成就動機因素對於學習認知策略有密切關係，分別是自我效能、成就目標、與知覺到該學習是否具有工具價值，也就是說，個體成就動機將影響自我效能，同時也影響個人後來的學習信念（如：對事物產生興趣）與努力程度，進而影響其未來科系的選擇。Dalgety 和 Coll（2006）則研究學生是否繼續選擇化學課程就讀的因素，將同一批學生分別在每個階段施予化學態度經驗量表（Chemistry Attitudes and Experiences Questionnaire），第一階段到第三階段分別有 126、109 和 84 名學生，其中還抽取 19 名學生進行訪談，結果發現影響學生繼續就讀的因素，包含：自我能有效掌握化學內容的程度、早期的化學受教經驗，還有化學未來的實用價值等，這些因素都會間接影響學生是否繼續就讀化學課程的意願。

有些學者甚至直接指出考試成績和教師評定是職業科系選擇的關鍵因素。Schutz、West 和 Wobmann（2007）與 Wobmann、Ludemann、Schutz 和 West（2007）以經濟合作發展組織（Organisation for Economic Co-operation and Development, OECD）的 37 個會員國進行跨國比較，發現考試成績和教師評定對於學生的職業選擇有顯著影響，至於社會經濟地位則沒有顯著影響。Bifulco、Ladd 和 Ross（2009）也認為，學生會自行評估自己的成就表現，對

於未來科系選擇會試圖與自我的學業成就相呼應，以符合自身水準。

但是，台灣在 TIMSS 評比測驗上表現優異，2003 年八年級學生，科學成績僅次於新加坡，數學成績則僅次於新加坡、南韓和香港 (Mullis, Martin, Gonzales, & Chrostowski, 2004)；至於近期 2007 年的評比結果，八年級的學生表現更是亮眼，科學成績依舊僅次於新加坡，而數學成績甚至位居第一名 (Mullis, Martin, & Foy, 2008)。依據 Greene 等 (2004)、Dalgety 和 Coll (2006) 與 Bifulco 等 (2009) 等人的說法，學生優異的科學學業成就，應該會促使學生未來以科學相關職業科系為選擇目標；所以，台灣的科學人才來源，未來應該是不虞匱乏才對。但是，張裕經、李至寬、黃清信與楊梓青 (2001) 卻表示，我國資訊人力長期以來面臨嚴重不足，所以行政院不斷研擬科技人才培訓及運用方案和計畫；阮炳嵐和陳昱志 (2004) 亦指出，科技產業界遭逢人才招募不易的瓶頸，有關人才培育政策是不容遲緩的課題。這些現象在在顯示，台灣學生在國際上雖然擁有良好的科學和數學學業表現成績，但是學生不一定會選擇繼續精進成為優秀的科技人才，兩性學生在選擇職業意圖上，仍然脫離不了兩性差異的傳統性別角色刻板印象的現象，女學生選擇科技類科的人數仍明顯低於男學生。這現象是否與余民寧和韓珮華 (2009) 所指出的，亞洲國家學生普遍存在著「高成就低興趣」的現象有關？良好的學業成就不一定能引起學生的學習興趣，因而無法產生對職業期望的憧憬，進而無心投入未來的科技行業？還是，學業成就對未來選擇職業意圖的影響原本即為有限？凡此種種現象與這個現象所反映出的潛在涵義，不禁令人開始思索影響兩性職業選擇意圖的因素到底為何？此一待答問題，即被列為本研究的核心問題。

二、本研究模型的擬議

綜合上述，影響學生職業科系選擇的因素，大致可以歸納為社會刻板印象、種族背景、學業成就、自我效能等學習經驗等，所以無法單由一個因素來判斷。因此，本研究參考社會認知生涯理論作為模型建構基礎，不考慮後天情境與先天個人的遺傳因素，也不考量職業選擇後的未來發展成就，僅考慮學生本身在求學過程中，學業成就對日後職業目標選擇之間所產生的影響歷程進行探討。但有，鑑於社會認知生涯理論乃假設學習經驗對選擇目標沒有直接影響，以及學習經驗對興趣沒有直接影響；故，本研究自行增加上述

兩條路徑關係，以企圖針對學業成就在學生日後職業選擇意圖的影響路徑關係中，作個詳細深入的探索與瞭解。本研究所參考的社會認知生涯理論模型原始架構，詳見圖 1 所示。

因此，本研究根據上述文獻探討，最後僅挑選學生的學業成就、自我效能、覺知學科有用性、學習興趣等影響選擇職業意圖的歷程因素進行分析，擬從學生角度來探討影響其未來職業選擇意圖的組成因素。本研究據以提出改良圖 1 所示並企圖去驗證的假想模型，如圖 2 所示。

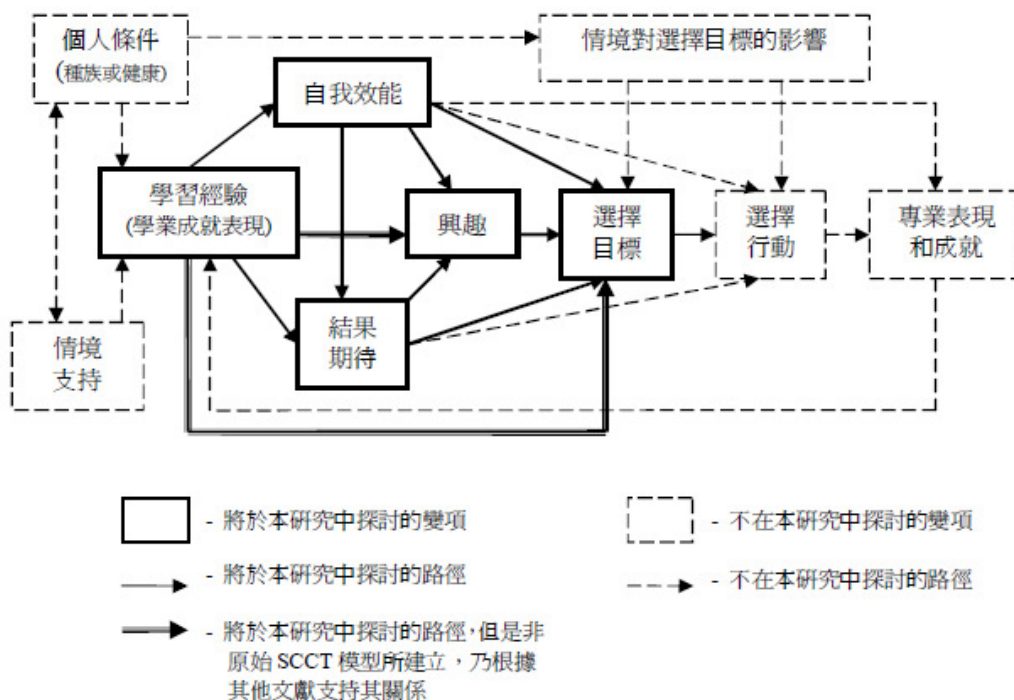


圖 1 社會認知生涯理論模型

資料來源：修改自 Lent、Brown 和 Hackett (1994:93)。

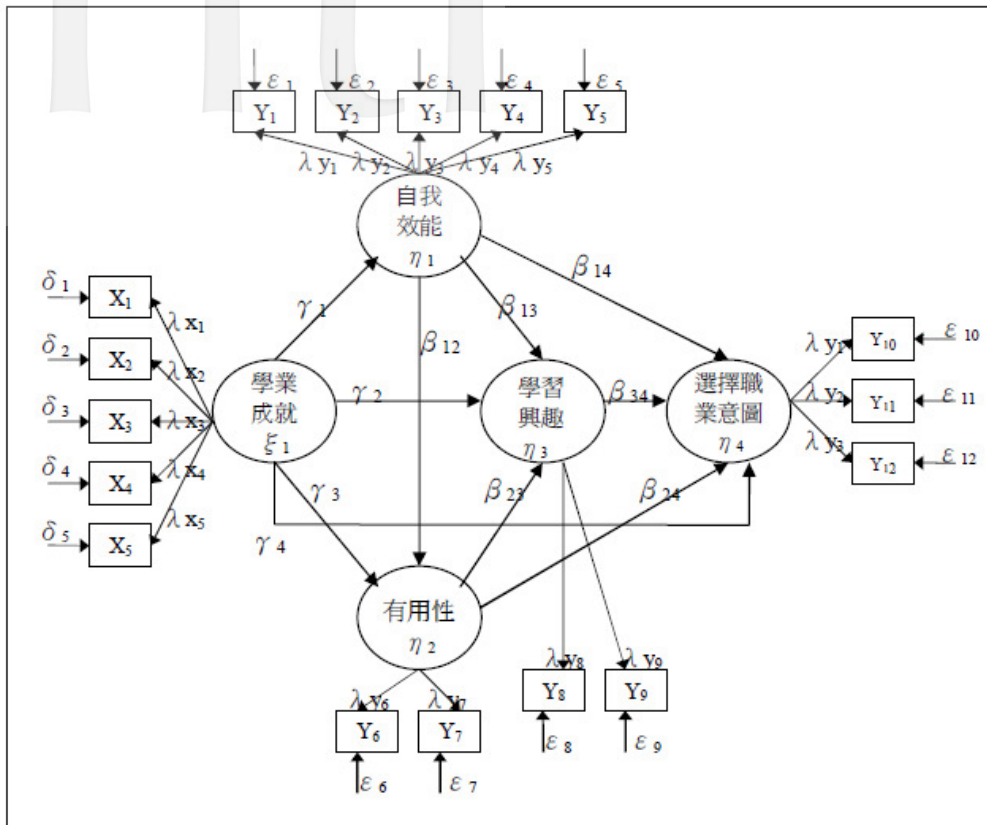


圖 2. 本研究所提出之學生選擇職業意圖的因素結構關係假想模型圖

貳、研究方法

本節將說明本研究所使用的資料來源，如何挑選觀察變項資料，以及如何處理資料。

一、資料來源

自 1959 年以來，國際教育成就評鑑協會（International Association for the Evaluation of Educational Achievement, IEA）開始執行跨國學生學業成就的調查，於 1995、1999 和 2003 年分別進行每 4 年 1 次的調查，目的在於長期追蹤影響學生數學與科學學業成就的課堂活動、家庭背景、和學校環境等相關

因素；研究樣本為八年級和四年級的學生；被調查的國家數逐年增加，2003 年有高達 48 個國家參與此測驗，涵蓋世界五大洲，是諸多國內外學者進行跨國分析比較的良好資料庫（顧海根，2008； Akiba, LeTendre & Scribner, 2007; House, 2006; Schiller, Khmelkov & Wang, 2002）。目前，雖然 2007 年的調查已完畢並公布，但資料尚未正式釋出，至於 2003 年以前的資料則受限於台灣學生尚未進行施測，或者未針對 SCCT 相關變項進行施測，所以僅以 2003 年資料分析之。

因此，本研究資料取自 TIMSS 2003 年的台灣資料庫，並選擇其中的八年級男女學生（共計 5297 名）為分析對象。在所欲分析的資料中，遇有缺漏值時，即以整列刪去法（list-wise deletion）刪除，之後，再依據性別，分別進行影響兩性學生科學成就因素的相關統計分析。此外，為了確認本研究所建構之模型是否具有模型穩定性（model stability）之特質，復以隨機分派方式，將 TIMSS 2003 的男女同學樣本資料，各分成建模樣本（calibration sample）與驗證樣本（validation sample）兩群，其分佈情形如表 2 所示，以作為未來進行交叉驗證分析（cross-validation analysis）之用。一方面除了可以驗證本研究所提出模型的內部一致性外，更可以確認本研究所擬議之模型是否具有推論至不同樣本的模型穩定性。

本研究所擬進行分析的資料數據，全部取自網路上國際官方組織所公告的統計資料與報告書，每項指標數據均是已公開的訊息，這些統計資料即作為本研究擬欲進行分析的數據。本研究取得國際教育成就評比數據資料的來源為：<http://timss.bc.edu/timss2003.html>。

表 2 隨機分派 TIMSS 2003 兩性樣本的分配表

	男生人數（百分比）	女生人數（百分比）	合計人數
建模樣本	1326（50.36）	1307（49.64）	2633（100）
驗證樣本	1375（51.61）	1289（48.39）	2664（100）
合計	2701（50.99）	2596（49.01）	5297（100）

二、測量變項的挑選

本研究參考社會認知生涯理論，根據前述文獻探討結果，提出如圖2所示影響學生選擇職業意圖的因素結構關係模型，以作為本研究所擬檢定之假想模型。因此，僅從TIMSS 2003台灣資料庫中，挑選科學成就測驗和學生問卷兩大項資料，並從中選擇適當的觀察變項來作為本假想模型中潛在變項的測量指標，並分成男女學生樣本群來分析比較其差異情形。

在科學成就測驗方面，科學成就係由五個領域中採用各領域第一可能估計值（first plausible value, 1ST PV）的測驗成績所組成，這五個領域分別為生命科學(X₁)、化學(X₂)、物理(X₃)、地球科學(X₄)和環境科學(X₅)等領域；本研究為使此原始測驗成績可以互相比較起見，先將他們進行轉換成標準分數（即Z分數），再納入本研究的後續分析。在學生問卷方面，構成潛在變項「科學自我效能(η_1)」的觀察變項為：科學表現不錯(Y₁)、科學有點困難(Y₂)、科學一開始無法理解(Y₃)、科學非我擅長科目(Y₄)、和科學學習有效率(Y₅)等五道問卷題目。其中，Y₂、Y₃和Y₄已進行反向計分；構成潛在變項「科學有用性(η_2)」的觀察變項為：科學對日常生活有幫助(Y₆)和科學有助於學習其他科目(Y₇)等二道問卷題目。構成潛在變項「科學學習興趣(η_3)」的觀察變項為：想多上一些(科學)課(Y₈)和喜歡該科目(科學)(Y₉)等二道問卷題目。至於，構成潛在變項「選擇科學職業意圖(η_4)」的觀察變項為：需要該科目(科學)進入理想學校(Y₁₀)、喜歡有關該科目(科學)的工作(Y₁₁)、和需要該科目(科學)得到理想工作(Y₁₂)等三道問卷題目。

本研究先針對各觀察變項的平均數、標準差、偏態和峰度進行計算，結果呈現於表3。根據表3所示可知，女學生平均數介於3.04到-.08之間、標準差介於.95到.76之間、偏態（即 g_1 值）介於.59到-.57之間，和峰度（即 g_2 值）介於.53到-.87之間；男學生平均數介於3.1到-.04之間、標準差介於1.06到.85之間、偏態介於.35到-.69之間，和峰度介於.35到-1.12之間，均符合Kline（2005）所提出之判斷變項資料是否為常態分配之條件：「偏態係數小於3及峰度係數小於10」之標準，所以，表3顯示本研究所擬分析之各觀察變項資料係呈現常態分配；故，可以使用最大概似估計法（maximum likelihood estimation, MLE）來進行參數的估計。

表 3 圖 2 所示模型中各觀察變項資料的描述性統計

潛在變項及觀察變項	女(N=2577)				男(N=2701)			
	M	SD	g_1	g_2	M	SD	g_1	g_2
科學成就(ξ_1)								
X ₁ 生命科學	-.01	.94	-.48	.51	.01	1.06	-.46	.11
X ₂ 化學	.04	.95	-.31	-.04	-.04	1.05	-.23	-.30
X ₃ 物理	-.02	.94	-.42	.22	.02	1.06	-.36	-.03
X ₄ 地球科學	-.08	.93	-.41	.51	.08	1.06	-.46	.26
X ₅ 環境科學	.02	.94	-.42	.53	-.02	1.05	-.51	.35
科學自我效能(η_1)								
Y ₁ 科學表現不錯	2.36	.78	.10	-.41	2.59	.85	-.07	-.62
Y ₂ 科學有點困難	2.64	.84	-.19	-.52	2.67	.94	-.21	-.84
Y ₃ 科學一開始無法理解	3.04	.84	-.55	-.33	3.04	.90	-.62	-.46
Y ₄ 科學非我擅長科目	2.22	.95	.27	-.87	2.51	1.02	-.01	-1.12
Y ₅ 科學學習有效率	2.18	.78	.42	-.05	2.47	.89	.13	-.71
科學有用性(η_2)								
Y ₆ 科學對日常生活有幫助	3.00	.78	-.57	.10	3.10	.82	-.69	.01
Y ₇ 科學有助於學習其他科目	2.36	.80	.29	-.31	2.48	.86	.18	-.63
科學學習興趣(η_3)								
Y ₈ 想多上一些科學課	2.33	.88	.23	-.64	2.54	.97	.00	-.98
Y ₉ 喜歡科學科目	2.40	.89	.11	-.73	2.62	.96	-.13	-.93
選擇科學職業意圖(η_4)								
Y ₁₀ 需要科學進入理想學校	2.41	.91	.23	-.74	2.61	.94	.01	-.95
Y ₁₁ 喜歡有關科學的工作	2.02	.76	.59	.34	2.35	.89	.35	-.58
Y ₁₂ 需要科學得到理想工作	2.21	.89	.42	-.52	2.43	.95	.20	-.87

註：觀察變項 X₁、X₂、X₃、X₄、X₅ 已進行 Z 分數轉換；Y₂、Y₃ 和 Y₄ 已進行反向計分。

三、資料處理

本研究擬以TIMSS 2003年台灣八年級兩性學生資料，進行影響其從事科學職業意圖因素之結構模型的二級資料分析，以探討是否有性別差異存在。由於涉及兩性模型間的比較，本研究採取多樣本結構方程式模型(multi-group structural equation modeling)分析的測量不變性檢驗(measurement invariance)，以比較不同群組(即兩性模型)間的效果差異，估計方法乃使用預設的最大概似估計法。

本研究採取邱皓政(2003)所建議的跨樣本二階段分析程序：第一階段為單樣本的基本模型檢驗，第二階段為多樣本的測量不變性檢驗，逐步釋放兩性模型的自由度參數，然後進行卡方值差異檢驗。模型的檢定程序，復依據Bagozzi與Yi(1988)、Kline(2005)及余民寧(2006)等人的建議，提出

以基本適配度指標、整體適配度指標、比較適配度指標、及內在適配度指標等觀點，作為檢定本擬議模型適配度的依據。

最後，本研究在建模樣本獲得適配後，再加入驗證樣本的分析，以進行模型的交叉驗證工作，同時，採行嚴格複製策略（tight replication strategy）與寬鬆複製策略（loose replication strategy）的檢定作法，一起比較兩者間的卡方值差異，以獲得模型穩定性之證據（余民寧，2006）。

參、結果與討論

本節針對上述研擬之模型圖，說明模型中各參數估計及模型檢定結果，並進行討論如后。

一、多樣本結構方程式模型分析

本研究在進行多樣本結構方程式模型分析時，由於科學科目的潛在變項殘差矩陣的估計，出現非正定（not positive definite）訊息，但此非正定訊息出現於估算誤差矩陣的步驟裡，並非在核心矩陣之估計中；故，可以排除線性相依的狀況，僅採將殘差矩陣限制估計之補救作法（Wothke, 1993）即可，以使程式能夠順利進行估計。

（一）第一階段之基本模型檢驗

第一階段係根據模型假設，分別針對全體樣本、女性建模樣本和男性建模樣本進行模型檢定，所以三個模型將具有相同自由度，以確保為相同模型結構。此階段的目的，乃要求模型必須在基礎模型適配的情形下，才可以進行多樣本之間的比較，基礎模型檢驗結果呈現於表4。模型適配情況以參考卡方值不顯著、RMSEA小於.10，且NNFI、CFI和GFI大於.90以上，作為檢定標準（余民寧，2006；黃芳銘，2002；Bagozzi & Yi, 1988; Kline, 2005）。

表 4 多樣本結構方程式模型之基礎模型檢驗

Model	χ^2	df	p	RMSEA	NNFI	CFI	GFI
全體樣本	1927.46	109	.000	.081	.96	.97	.92
男性建模樣本	1062.84	109	.000	.085	.97	.97	.91
女性建模樣本	929.19	109	.000	.076	.97	.97	.92

本研究模型的卡方值皆達顯著水準，表示理論模型與觀察資料並不適配，但由於卡方檢定對樣本數相當敏感，並且資料須嚴格符合多變量常態分配之假設，一旦樣本過大或資料偏離多變量常態分配，就會造成卡方統計量急遽上升而導致拒絕虛無假設（Jöreskog & Sörbom, 1993）。有鑑於本研究係使用大樣本資料，所以不宜僅以卡方值作為單一的考量，需要再參考其他適配指標。而其他適配指標，如：RMSEA、NNFI、CFI和GFI等，均達到適配的門檻。相較而言，女性樣本似乎有較佳的適配情況；但整體說來，這三個模型之間的差異還算小。

綜合上述，全體樣本、女性建模樣本和男性建模樣本，三者適配指標均達到適配門檻，而且彼此間差異不大，所以可以進行下一階段的多樣本分析。

（二）第二階段之因素與結構的測量不變性檢驗

第二階段的檢定，係根據第一階段已經確定模型的適配性之後，利用多樣本結構分析進行測量不變性的檢驗，以逐步檢定部分參數估計的測量不變性。由於測量不變性假設的模型屬於巢套模型（nested model），所以每開放部分參數則可以進行卡方值差異的顯著性檢驗，以檢驗其測量不變性假設是否存在。以本研究為例，如果卡方值達到顯著，即表示男女樣本在此模型假設中有所差異。另外，亦會參酌其他適配指標考驗不變性假設。

步驟一為基準模型（baseline model），假設男生與女生因素結構完全相等，不必進行測量不變性假設；亦即，以男生與女生兩個建模樣本單獨對模型進行估計。步驟二為假設男生與女生建模樣本在 X 和 Y 因素負荷量具有測量不變性。步驟三則進一步假設男生與女生建模樣本在測量殘差變異具有測量不變性。步驟四則假設男生與女生建模樣本在潛在結構模型具有測量不變性，至此階段，等於是假設因素和結構模型全部均具有測量不變性；亦即，所有參數都被設定為相同估計。所有模型間的比較結果，均呈現於表 5。

表 5 多樣本分析模型適配度評估摘要

科學	χ^2	df	p	RMSEA	NNFI	CFI		
階段一								
全體樣本	1927.46	109	.000	.081	.96	.97		
男性建模樣本	1062.84	109	.000	.085	.97	.97		
女性建模樣本	929.19	109	.000	.076	.97	.97		
階段二							$\Delta\chi^2$	Δdf
步驟一	1992.03	218	.000	.081	.97	.97		
步驟二	2078.96	235	.000	.079	.97	.97	86.93**	17
步驟三	2152.76	252	.000	.079	.97	.97	73.80**	17
步驟四	2177.17	262	.000	.078	.97	.97	24.41**	10

註：* $p < .05$ ；** $p < .01$ 。

適整體來說，配度隨著每個階段測量不變性的限制增加，似乎越顯得適配，但是整體來說，差異不大。步驟一與步驟二的卡方值差異檢定，乃增加因素負荷量測量不變性的假設， $\Delta\chi^2 = 86.93$ ， $\Delta df = 17$ ，顯著水準為.01的卡方分配臨界值為 33.409，本檢定結果達到統計顯著水準，顯示男性和女性在因素負荷量參數有顯著差異。步驟二與步驟三的卡方值差異檢定，乃增加測量殘差變異測量不變性的假設， $\Delta\chi^2 = 73.80$ ， $\Delta df = 17$ ，顯著水準為.01的卡方分配臨界值為 33.409，本檢定結果達到統計顯著水準，顯示男性和女性在測量殘差變異有顯著差異。步驟三與步驟四的卡方值差異檢定，乃增加潛在結構模型測量不變性的假設， $\Delta\chi^2 = 24.41$ ， $\Delta df = 10$ ，顯著水準為.01的卡方分配臨界值為 23.209，本檢定結果達到統計顯著水準；顯示男性和女性在潛在結構模型有顯著差異存在。

二、結構方程式模型之參數估計與適配度檢定

由於多樣本結構方程式模型檢定分析時，已經初步進行整體和比較適配度指標檢定，詳細可參考表 4 和表 5 所示，以下不再贅述。

(一) 基本適配度考驗

表 6 圖 2 所示模型的參數估計顯著性考驗及其完全標準化估計值

	標準化估計值		<i>t</i> 值			標準化估計值		<i>t</i> 值	
	女	男	女	男		女	男	女	男
λ_{x1}	.88	1.03	46.04	47.63	δ_1	.08	.09	17.95	18.04
λ_{x2}	.86	.99	43.00	45.50	δ_2	.15	.13	21.38	21.21
λ_{x3}	.86	1.03	45.52	47.24	δ_3	.09	.10	18.80	18.86
λ_{x4}	.86	1.01	44.49	46.31	δ_4	.11	.12	20.10	20.32
λ_{x5}	.81	.93	38.85	40.52	δ_5	.23	.26	23.24	23.72
λ_{y1}	.78	.83	32.95	32.67	ε_1	.31	.39	18.03	19.30
λ_{y2}	.47	.54	17.59	19.07	ε_2	.68	.80	24.39	24.46
λ_{y3}	.46	.48	17.04	16.72	ε_3	.72	.84	24.47	24.80
λ_{y4}	.67	.69	26.40	25.76	ε_4	.49	.59	22.18	22.91
λ_{y5}	.75	.87	32.48	33.65	ε_5	.30	.37	18.49	18.38
λ_{y6}	.73	.76	23.46	24.00	ε_6	.47	.43	18.66	17.24
λ_{y7}	.79	.78	24.57	24.13	ε_7	.35	.42	14.29	16.62
λ_{y8}	.74	.81	20.29	22.22	ε_8	.40	.39	20.42	20.07
λ_{y9}	.90	.94	19.71	21.49	ε_9	.17	.13	9.28	7.80
λ_{y10}	.82	.81	23.62	25.38	ε_{10}	.33	.34	18.22	19.24
λ_{y11}	.74	.91	23.32	26.19	ε_{11}	.31	.30	19.05	16.49
λ_{y12}	.83	.83	23.98	25.52	ε_{12}	.29	.34	16.81	18.92
γ_1	.42	.44	13.37	14.20	β_{13}	.63	.62	13.15	13.14
γ_2	.07	-.04	2.15	-1.08	β_{14}	-.03	.24	-.51	4.13
γ_3	-.05	-.05	-2.26	-2.09	β_{23}	.30	.37	7.86	9.20
γ_4	.02	.00	.68	-.13	β_{24}	.61	.54	10.79	9.64
β_{12}	.57	.69	13.36	14.66	β_{34}	.27	.12	4.06	1.88

標準化參數估計呈現如表 6 所示，由於經過多樣本結構方程模型檢定分析，卡方值均達顯著差異，所以參數估計要男女分別進行分析。表 6 顯示，兩性測量模型估計參數的因素負荷量（即 λ 值）和誤差變異數皆達顯著水準， t 值的絕對值皆大於 2.54，達到 .01 的統計顯著水準。整體觀之，由表 6 所示基本適配度指標可知，本假設模型是適配的。

（二）內在適配度考驗

表 7 顯示，兩性測量模式的個別信度指標共有 4 個低於 .50 的標準，顯示這四個觀察變項尚隱含較多的測量誤差；潛在變項的組合信度均達「.60 以上」的評鑑標準，顯示這些潛在變項具有良好內部一致性組合信度；最後，在平均變異抽取量方面，除了潛在變項「自我效能」稍微偏低外，其餘潛在變項的變異抽取量亦達 .50 以上之標準，顯示各潛在變項均能抽取滿意的變異量。

整體來說，由表 7 所示內在適配度指標可知，本假設模型大致上是適配的。

表 7 觀察變項之個別指標信度及潛在變項的組合信度與平均變異抽取量

變項	個別變項 信度指標		潛在變項的 組合信度		平均變異 抽取量	
	女	男	女	男	女	男
科學成就(ξ_1)			.965	.973	.847	.877
X ₁ 生命科學	.90	.93				
X ₂ 化學	.83	.88				
X ₃ 物理	.89	.92				
X ₄ 地球科學	.87	.90				
X ₅ 環境科學	.74	.77				
科學自我效能(η_1)			.797	.795	.451	.450
Y ₁ 科學表現不錯	.66	.64				
Y ₂ 科學有點困難	.24	.27				
Y ₃ 科學一開始無法理解	.23	.21				
Y ₄ 科學非我擅長科目	.47	.45				
Y ₅ 科學學習有效率	.65	.67				
科學有用性(η_1)			.738	.736	.585	.583
Y ₆ 科學對日常生活有幫助	.52	.58				
Y ₇ 科學有助於學習其他科目	.63	.60				
科學學習興趣(η_3)			.825	.855	.704	.748
Y ₈ 想多上一些科學課	.56	.65				
Y ₉ 喜歡科學	.81	.88				
選擇科學職業意圖(η_4)			.860	.869	.672	.689
Y ₁₀ 需要科學進入理想學校	.66	.67				
Y ₁₁ 喜歡有關科學的工作	.63	.74				
Y ₁₂ 需要科學得到理想工作	.70	.68				

註：觀察變項 Y₂、Y₃ 和 Y₄ 已進行反向計分。

三、潛在變項之間的效果量分析

除了模型適配之外，尚須進一步比較各潛在變項之間的效果，效果包括直接效果和間接效果，其總合即為總效果，以說明比較線性關係的效果貢獻，結果如表 8 和圖 3 所示。詳述如下：

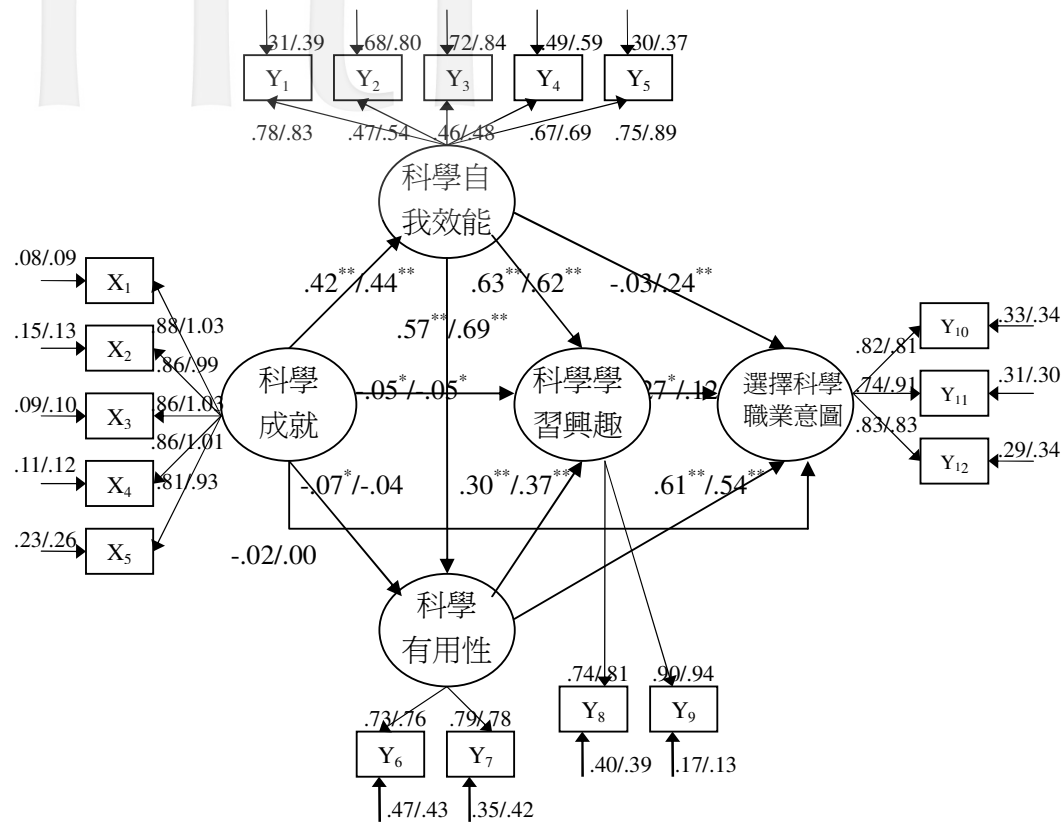
「科學成就」除了能對「科學自我效能」產生比較明顯的直接效果外，對其他潛在變項（如：「科學有用性」、「科學學習興趣」和「選擇科學職業意

圖」)的影響,似乎都是透過間接效果的影響而來,尤其是對「選擇科學職業意圖」的影響,更是全部由間接效果所產生的。接著,「科學自我效能」對「科學有用性」、「科學學習興趣」和「選擇科學職業意圖」都產生顯著的直接效果,對「科學學習興趣」和「選擇科學職業意圖」也都產生顯著的間接效果,但其中,對女學生「選擇科學職業意圖」的影響,幾乎全部來自間接效果的影響。至於「科學有用性」,除了男學生「科學有用性」對「選擇科學職業意圖」沒有間接效果外,「科學有用性」對「科學學習興趣」和「選擇科學職業意圖」均產生顯著的總效果。最後,「科學學習興趣」對女學生「選擇科學職業意圖」產生直接顯著效果,但對男學生的直接效果則未達顯著水準。

表 8 各潛在變項彼此間影響關係之標準化效果量

自變項	依變項 (內衍潛在變項)								
	η_1 科學自我效能		η_2 科學有用性		η_3 科學學習興趣		η_4 選擇科學職業意圖		
	女	男	女	男	女	男	女	男	
外 衍 變 項	ξ_1 科學成就								
	直接效果	.42**	.44**	.07*	-.04	-.05*	-.05*	.02	.00
	間接效果			.24**	.30**	.37**	.36**	.26**	.28**
	總效果	.42**	.44**	.31**	.26**	.31**	.32**	.28**	.28**
內 衍 變 項	η_1 科學自我效能								
	直接效果			.57**	.69**	.63**	.62**	-.03	.24**
	間接效果					.18**	.25**	.57**	.47**
	總效果			.58**	.68**	.83**	.85**	.54**	.70**
	η_2 科學有用性								
	直接效果					.30**	.37**	.61**	.54**
	間接效果							.08**	.04
	總效果					.31**	.36**	.69**	.58**
	η_3 科學學習興趣								
	直接效果							.27**	.12
	間接效果								
	總效果							.27**	.12

註：* $p < .05$ ；** $p < .01$ 。



註：1. * $p < .05$ ；** $p < .01$ 。觀察變項的因素負荷量和測量誤差皆達.01 顯著水準。
2. 數據合併陳列，左邊為女生樣本；右邊為男生樣本。

圖 3 本研究所擬之因素結構關係模型圖的標準化參數估計值圖解

整體來說，影響「選擇科學職業意圖」的因素，在兩性學生之間產生明顯的差異。女學生如果未來要以科學作為職業選擇目標的話，則「科學有用性」和「科學學習興趣」的影響力更是佔有一席之地。至於男學生，則比較是當覺得科學對日常生活有幫助且有助於學習其他科目（即「科學有用性」）時，其「選擇科學職業意圖」的可能性才會提高，但對於是否熱愛科學（即「科學學習興趣」），則沒有那麼大的影響。

四、交叉驗證

表 9 交叉驗證之評估策略適配度評鑑表

		整體模型適配度			建模與驗證樣本					
		$\chi^2(df)$			ECVI	χ^2	%	$\Delta\chi^2$	Δdf	
女性	寬鬆策略	1843.90 (218)			.78	建模樣本	929.19	50.39		
				驗證樣本		914.71	49.61	$\Delta\chi^2$	Δdf	
	嚴謹策略	$\Delta\chi^2$	Δdf	.76	建模樣本	942.89	50.38	13.70	44	
		27.72	44		驗證樣本	928.73	49.62	14.02	44	
男性	寬鬆策略	2141.96(218)			.79	建模樣本	1062.84	49.62		
				驗證樣本		1079.11	50.38	$\Delta\chi^2$	Δdf	
	嚴謹策略	$\Delta\chi^2$	Δdf	.91	建模樣本	1092.10	49.65	29.26	44	
		57.56	44		驗證樣本	1107.41	50.35	28.30	44	

接著，本研究進行模型的交叉驗證，其理由有二：一乃驗證本模型在不同的樣本下，是否仍具有模型穩定性；二乃本研究為大樣本研究，為了避免數據的顯著是由於樣本過大的因素所造成，而有過度推論之嫌，所以拿另一半驗證樣本來進行交叉驗證。首先，採取嚴格複製策略（tight replication strategy），將驗證樣本中的參數值設定與建模樣本相同；其次，採取寬鬆複製策略（loose replication strategy），即除了模式界定相同外，驗證樣本可以自由估計自己的參數值。最後，比較這兩種複製策略下的模式卡方值，以 $\Delta\chi^2$ 值作為判斷，若 $\Delta\chi^2$ 在相對於 Δdf 之下未達顯著水準，即表示測量不變性假設獲得成立，即表示本模型具有模型穩定性之證據。

本研究嚴格策略和寬鬆策略資料分析結果，並列呈現於表 9。結果顯示，女性卡方值差異為 27.72，男性為 57.56，均未達統計顯著水準，顯示測量不變性假設獲得成立，即表示本模型具有模型穩定性之證據。

五、綜合討論

首先，兩性學生在相關的測量變項和測量誤差均缺乏測量不變性，顯見在「科學學業成就」、「科學自我效能」、「科學學習興趣」、「科學有用性」、和「選擇科學職業意圖」等潛在變項的測量題目上，可能有性別差異存在；亦即，有些題目可能男生高於女生或者女生高於男生，需要逐一釋放自由參數估計，才能明確指出到底是哪些題目具有兩性差異。本研究只從整體言之，無法指出問卷測量题目的詳細差異之處。關於測量變項缺乏測量不變性，邱

皓政（2003）指出如果此情況發生，再用一套因素結構測量不同樣本並不適當，因為其測驗分數背後的分數與尺度對於不同性別已經有不同意義了。余民寧（2006）則認為，此現象可以進一步比較其回歸方程式，以探討此兩性差異是由截距或由斜率所造成的：前者表示起始值差異，後者表示成長或下降幅度不同，深具不同意義，所以有待後續細部研究。

其次，「選擇科學職業意圖」會因為性別而有所差異。女學生的「科學成就」要透過「科學學習興趣」才會有可能於未來產生「選擇科學職業意圖」；但是男學生在「選擇科學職業意圖」上，似乎與其「科學學習興趣」無關，反而比較著重在掌握「科學成就」的多寡。本項涵義顯示：女學生必須先喜歡科學且有想要深入探討的動機，男學生則要能知覺到自己對科學科目有掌控的能力，才會選擇科學作為未來職業的進路。此分析結果，如同Schutz、West和Wobmann（2007）與Wobmann、Ludemann、Schutz和West（2007）的發現一致，考試成績和教師評定對於男學生的職業選擇有顯著影響；但是對女生則否。此項結果，或許可以用來解釋為何近年來女學生的科學成就已縮短與男生之間的差距，但卻沒有提高女學生投入「理工科技」行列的人數比例，因為其在校所感受到的「科學學習興趣」未必是很高的，值得後續深入探討。Deci與Ryan（1985）和Wigfield與Eccles（2000）指出，學習動機可以引發個體學習事物的動力，假使男學生因為性別刻板印象而選擇科學，但之後卻失去繼續學習的動力，而沒有在學習科學中產生愉悅的感受，那麼，無疑地，未來也將會失去學習的意義和培育成為科技人才的真諦。

接著，兩性學生的「科學有用性」均會對「選擇科學職業意圖」產生顯著的直接影響效果，亦即，如果學生能知覺到科學是對日常生活有幫助，而且有助於學習其他科目的話，那麼，學生就可能選擇以科學作為未來職業的進路，此結果與Greene等人（2004）和Dalgety和Coll（2006）研究一致，未來的實用價值是影響學生繼續就讀的因素。但由於台灣是一個升學競爭激烈的國家，學業成就常常被視為教育成敗的關鍵，尤其是國中與高中階段的考試科目裡，追求考試成績卓越而忘卻學習的樂趣與意義，在「唯有讀書高」的傳統價值觀下卻顯而易見（Leu & Wu, 2004）。從教師所採取的教學方法中，也可以一探究竟：例如，余民寧和韓珮華（2009）和Chen（2000）的研究發現，建構式教學主要是以提升學生內在心理對學科知覺為核心，而教師中心式教學則主要是提升學科能力知覺，但是多數老師仍採取教師中心式教學，尤其是在亞洲國家十分普遍，因此，台灣學生汲汲於追求成績的同時，

忘卻如何將所學知識應用於日常生活中，無法體會習得知識的喜悅，最後，當學生擁有自主選擇權時，將不容易有「選擇科學職業意圖」產生，這無疑是社會人力資本的一大潛伏損失。所以，未來如果要提升學生選擇科學為職業的人數，教師一定要告知學生學習科學的意義與重要性，而非盲目地追求學業成就。

最後，台灣學生的科學學業成就似乎無法內化成科學學習興趣，亦即，學生雖然容易取得高分，但卻沒有習得愉悅的感覺，甚至未曾想過或者不在乎科學上課內容的價值性與重要性。這種現象，究竟帶給台灣教育什麼啓示呢？其實，在本研究中，雖然「科學學業成就」與「科學學習興趣」之間沒有很高的顯著正相關，甚至還呈現微弱的負相關，但是「科學自我效能」與「科學學習興趣」之間卻有非常顯著的正向關係，且「科學自我效能」與「科學學業成就」之間也呈現很高的顯著正向關係；易言之，科學學業成就可以透過科學自我效能而對科學學習興趣產生影響，也就是說，學生的高科學成就必須先被自己知覺到，進而才能引發科學學習興趣，這與Deci與Ryan(1985)認為學生對自我能力的知覺，進而影響其學習動機之說法類似。本研究推斷，台灣學生雖然是考試高手，但是自己是否有信心掌握學科，卻又是另一回事，如果學生覺得學習並非難事，或許還會樂於學習，但是如果挫折感大於成就感，則老師在教學過程中，沒有Schmakel(2008)所謂的教師感情的投入和尊重平等的對待的話，必然會消耗學生對學習的熱忱。

綜合上述，本研究以社會認知生涯理論為基礎進行應用研究，發現兩性學生在「選擇科學職業意圖」上有差異，也了解科學學業成就和科學學習興趣之間的關係，這或許可以提供相關省思，讓兩性平等觀念真正落實於學生求學過程中，讓女學生不畏懼性別角色的刻板印象，進而選擇科學作為未來職業的進路，並且也避免學生因為過度追求科學成績表現，而失去更重要的求學動力和求知熱忱。

肆、結論與建議

本研究參考社會認知生涯理論作為基礎，根據文獻探討，建立影響學生科學選擇職業意圖的因素結構關係模型圖，並採取邱皓政(2003)所建議的跨樣本二階段分析程序，且依據Bagozzi與Yi(1988)、Kline(2005)及余民寧(2006)等人所建議的適配度指標判定標準，作為檢定本模型適配度的依據。

最後，加入驗證樣本以進行最終適配模型的交叉驗證工作，並獲得模型穩定性之證據。

茲將本研究發現，根據前節的分析結果與討論，提出結論與建議如下。

一、結論

本結論依據社會認知生涯理論，針對其兩個假設模型，一為興趣模型，即「科學自我效能」和「科學有用性」可以直接影響學生的「科學學習興趣」；二為選擇模型，即「科學自我效能」和「科學有用性」可以直接影響學生「選擇科學職業意圖」，或者透過「科學學習興趣」間接影響，分別論述之。最後，再詳細論述「科學成就」對「科學學習興趣」和「選擇科學職業意圖」的影響。

在社會認知生涯理論的興趣模型方面，學生沒有因為性別的不同而產生差異，其影響路徑均符合其假設，即「科學自我效能」和「科學有用性」對「科學學習興趣」均有顯著的直接影響關係，而且「科學自我效能」亦可以對「科學有用性」產生影響。但是「科學成就」僅能影響學生的「科學自我效能」，無法對「科學有用性」產生直接的影響。由此可見，學生的科學學業成就僅可以提升學生對科學自我能力的知覺，無法讓學生體會學習對日常生活的助益，因此，若要提升學生的科學學習興趣，學生必須先知覺到自己對科學學科能力的掌握，同時也要能夠瞭解學習的用意才行，這兩者缺一不可。

至於社會認知生涯理論的選擇模型方面，除了「科學有用性」顯著的直接影響「選擇科學職業意圖」之路徑沒有兩性差異外，「科學自我效能」和「科學學習興趣」對「選擇科學職業意圖」的影響則因為性別的不同而有所差異，女學生對覺知「科學學習興趣」的影響比對男學生的影響大，而男學生對覺知「科學有用性」的影響比對女學生的影響大。由此可見，女學生只要喜歡科學並有想要深入探討的動機，而男學生只要能覺知到學習科學的益處和效用，即有可能產生選擇以科學作為未來職業的意圖。

最後，台灣學生的「科學成就」似乎無法直接內化成「科學學習興趣」，必須透過「科學自我效能」才能對「科學學習興趣」產生影響。至於「科學成就」，也無法直接增加學生的「選擇科學職業意圖」，必須透過其他因素，才能間接產生影響力。由此可見，「科學成就」對「科學學習興趣」和「選擇

科學職業意圖」的影響力，似乎沒有如此的單純與直接，必須透過中間其他因素的輔佐，才能產生效力。

二、建議

(一) 學生要知覺自己能掌握科學並運用於生活中，才能提升科學學習興趣。要提升學生的科學學習興趣，學生必須先知覺到自己對科學能力的掌握，同時也要能夠瞭解學習的用意才行，所以男女學生在求學過程中的科學正向經驗，而非挫敗經驗，以及覺得科學是有助於日常生活而且應用廣泛，才能提升學生的科學學習興趣。因此，本研究希望教師在從事教學的時候，能夠以正向鼓勵的方式，並且嘗試將科學應用於日常生活中，讓學生不要經常對科學感到挫折和無意義，這樣才能提升學生的科學學習興趣，進而在日後有自我選擇能力時，能夠產生選擇科學職業意圖，選擇科技相關類科進行培育，成為日後的高級人才。

(二) 增加女學生的科學學習興趣；強化男學生的科學有用性，才能產生選擇科學職業意圖

影響科學職業意圖的模型乃呈現兩性差異，影響女學生選擇科學職業意圖因素為科學學習興趣，所以欲改善國內女學生選擇科學理工類科人數與男學生差距懸殊的情況，老師在上課過程中必須讓女學生知覺科學是有趣的，並且希望能夠一直學習科學，才能讓女學生以科學為未來進路。因此，此研究發現可以作為教師教學時的參考，讓高科學成就的女學生不要因為缺乏科學學習興趣而卻步，此將造成台灣科技理工人才的損失。

(三) 鼓勵學習興趣，以取代學業成就論高下

台灣學生的「科學成就」似乎無法直接內化成「科學學習興趣」，必須透過「科學自我效能」才能對「科學學習興趣」產生影響，此研究對於台灣應該有所省思，因為台灣是個升學主義導向的國家，教育的成敗常常以學業成就論高下。如果學生學習只是求得成績亮眼，但學習卻陷入一種比較與鬥爭，戰戰兢兢地學習而沒有任何興趣感受的話，則當學生未來有能力從事選擇時，他們便很可能會選擇逃避這種不愉快的學習經驗，這樣一來，對國家人才的培育而言，反而是一種危機。所以，老師應該將學業成就視為教學的過程之一，而不是唯一；應該儘量鼓勵與支持學生從事任何學習，增加其成就感而非挫折感，如此才能增加學生的學習興趣，間接促進數理人才的培育。

(四) 對未來研究的建議

1. 期待以不同資料庫和研究方法驗證探討職業選擇意圖的歷程

本研究僅以 TIMSS 2003 單一年度的評比資料進行兩性選擇科學職業意圖的分析比較，尚缺乏另一批獨立樣本的交叉驗證或其他更高深統計分析方法的使用，以驗證根據 TIMSS 資料所得的模型，是否具有推論到其他母群樣本的效度延展性 (validity extension)。因此，針對未來的研究，建議可以嘗試使用不同的資料庫 (如：國家教育研究院籌備處建置的「臺灣學生學習成就評量資料庫」(簡稱 TASA) 或中研院建置的「臺灣教育長期追蹤資料庫」(簡稱 TEPS)) 或者不同年度的資料進行佐證，或者運用不同的統計分析方法 (如：潛在成長曲線模式(latent growth curve models))，來深入探討本研究模型是否具效度延展性的問題。

2. 詳細探討男女職業意圖潛在結構模型的差異

本研究發現兩性學生在測量變項和測量誤差上均缺乏測量不變性，顯見男女學生在學業成就、自我效能、學習興趣、學科有用性和選擇學科職業意圖等潛在變項的測量題目上，可能真有兩性差異的情況存在。此外，本研究中所提出驗證的假想模型，其對應到 TIMSS 資料庫中可供選用的測量變項個數也偏少，這可能是造成兩性測量模式不完全相同的緣故之一。不過，詳細的差異情形，還需要逐一釋放自由參數估計，才能明確指出哪些題目真的具有兩性差異。因此，本研究建議未來可進一步比較其迴歸方程式，或者，另行自編問卷以收集更詳細的測量變項資料，以形塑更為良好的測量模式，並藉此探討兩性差異到底是由截距或者是由斜率所造成的，以表達各具不同的研究意義。

附註

致謝詞：作者擬感謝國科會補助本研究案的全部經費，補助編號為：

NSC-96-2522-S-004-001-MY2。同時，作者亦要感謝三位匿名評審針對本文初稿提供許多寶貴的建議與修改意見。

參考文獻

- 余民寧 (2006)。潛變項模式：SIMPLIS 的應用。台北：高等教育。
- 余民寧、趙珮晴、許嘉家 (2009)。影響國中小女學生學業成就與學習興趣因素：以台灣國際數學與科學教育成就調查趨勢 (TIMSS) 資料為例。《教育資料與研究雙月刊》，87，79-104。
- 余民寧、韓珮華 (2009)。教學方式對數學學習興趣與數學成就之影響：以 TIMSS 2003 台灣資料為例。《測驗學刊》，56 (1)，19-48。
- 阮炳嵐、陳昱志 (2004)。我國科技人力資源培育的相關研究。載於《新環境、新課題、新策略、2004 年人力資源之創新與蛻變---教育訓練、中小企業、公共政策研討會論文集》(14 頁)。台北市：中華人力資源發展學會。
- 邱皓政 (2003)。結構方程模式-LISREL 的理論、技術與應用。台北市：雙葉書廊。
- 張裕經、李至寬、黃清信、楊梓青 (2001)。資訊軟體進階班人才培訓配合計畫。經濟部工業局委託計畫 (補助編號：9001020144)，未出版。
- 教育部 (2009a)。各級學校學生的性別比例。2009 年 1 月 20 日，取自 http://www.edu.tw/statistics/content.aspx?site_content_sn=8168
- 教育部 (2009b)。94 學年度高職畢業生數----按學校類別及性別分。2009 年 1 月 20 日，取自 http://www.edu.tw/statistics/content.aspx?site_content_sn=8168
- 教育部 (2009c)。歷年大專校院學生人數—按科系 9 大領域及性別分類。2009 年 1 月 20 日，取自 http://www.edu.tw/statistics/content.aspx?site_content_sn=8168。
- 黃芳銘 (2002)。結構方程模式理論與應用。台北：五南。
- 楊龍立 (1996)。男女學生科學興趣差異的評析。台北：文景。
- 顧海根 (2008)。小學生使用電腦的跨國比較研究。《外國中小學教育》，9，1-36。
- Akiba, M., LeTendre, G. K., & Scribner, J. P. (2007). Teacher quality, opportunity gap, and national achievement in 46 countries. *Educational Researcher*, 36(7), 369-387.
- Ashton, R. (2008). Improving the transfer to secondary school: How every child's voice can matter. *Support for Learning*, 23, 176-182.
- Bagozzi, R. P., & Yi, Y. (1988). On the evaluation of structural equation models. *Academic of Marketing Science*, 16, 74-94.

- Bandura, A. (1986). *Social foundations of thought and action: A social cognitive theory*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Bifulco, R., Ladd, H. F., & Ross, S. L. (2009). The effects of public school choice on those left behind: Evidence from Durham, North Carolina. *Peabody Journal of Education, 84*, 130-149.
- Chen, I. J. (2000). Analyzing teachers' teaching styles in technical colleges. *Journal of General Education, 7*, 101-120.
- Dalgety, J., & Coll, R. K. (2006). The influence of first-year chemistry students' learning experiences on their educational choices. *Assessment and Evaluation in Higher Education, 31*, 303.
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (1985). *Intrinsic motivation and self-determination in human behavior*. New York: Plenum.
- Gill, B. P., Timpane, M. P., Ross, K. E., & Brewer, D. J. (2001). *Rhetoric versus reality: What we know and what we need to know about vouchers and charter schools*. Santa Monica, CA: RAND Education.
- Greene, B. A., Miller, R. B., Crowson, H. M., Duke, B. L., & Akey, K. L. (2004). Predicting high school students' cognitive engagement and achievement: Contributions of classroom perceptions and motivation. *Contemporary Educational Psychology, 29*, 462-482.
- Hackett, G., & Betz, N. E. (1981). A self-efficacy approach to the career development of women. *Journal of Vocational Behavior, 18*, 326-339.
- House, J. D. (2006). Mathematics beliefs and achievement of elementary school students in Japan and the United States: Results from the third international mathematics and science study. *The Journal of Genetic Psychology, 167*, 31-45.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: Structural equation modeling with SIMPLIS command language*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling* (2nd ed.). New York: Guilford.
- Koedel, C., Betts, J. R., Rice, L. A., & Zau, A. C. (2009). The integrating and segregating effects of school choice. *Peabody Journal of Education, 84*, 110-129.

- Lent, R. W., Brown, S. D., & Hackett, G. (1994). Toward a unifying social cognitive theory of career and academic interest, choice, and performance. *Journal of Vocational Behavior, 45*, 79-122.
- Lent, R. W., Hackett, G., & Brown, S. D. (1999). A social cognitive view of school-to-work transition. *Career Development Quarterly, 47*, 297-311.
- Lent, R. W., Brown, S. D., & Hackett, G. (2000). Contextual supports and barriers to career choice: A social cognitive analysis. *Journal of Counseling Psychology, 47*, 36.
- Lent, R. W., Brown, S. D., Nota, L., & Soresi, S. (2003). Testing social cognitive interest and choice hypotheses across Holland types in Italian high school students. *Journal of Vocational Behavior, 62*, 101.
- Lent, R. W., Brown, S. D., Schmidt, J., Brenner, B., Lyons, H., & Treistman, D. (2003). Relation of contextual supports and barriers to choice behavior in engineering majors: Test of alternative social cognitive models. *Journal of Counseling Psychology, 50*, 458-465.
- Leu, Y., & Wu, C. (2004, July 14-18). The mathematics pedagogical values delivered by an elementary teacher in her mathematics instruction: Attainment of higher education and achievement. Paper presented at International Group for the Psychology of Mathematics Education, 28th, Bergen, Norway.
- Mullis, I. V. S., Martin, M. O., Gonzales, E. J., & Chrostowski, S. J. (2004). *TIMSS 2003 international mathematics report: Findings from IEA's Trends in International Mathematics and Science Study at the fourth and eighth grades*. Chestnut Hill, MA: Boston College.
- Mullis, I.V.S., Martin, M.O., & Foy, P. (2008). *TIMSS 2007 International Mathematics Report: Findings from IEA's Trends in International Mathematics and Science Study at the Fourth and Eighth Grades*. Chestnut Hill, MA: TIMSS & PIRLS International Study Center, Boston College.
- Schiller, S. K., Khmelkov, V. T., & Wang, X. O. (2002). Economic development and the effects of family characteristics on mathematics achievement. *Journal of Marriage and Family, 64*, 730-742.
- Schmakel, P. O. (2008). Early adolescents' perspectives on motivation and achievement in academics. *Urban Education, 43*, 723.

- Schutz, G., West, M. R., & Wobmann, L. (2007). *School accountability, autonomy, choice, and the equity of student achievement: International evidence from PISA 2003*. OECD education working papers, No. 14.
- Turner, S. L., & Lapan, R. T. (2005). Evaluation of an intervention to increase non-traditional career interests and career-related self-efficacy among middle-school adolescents. *Journal of Vocational Behavior*, 66, 516-531.
- Wigfield, A., & Eccles, J. S. (2000). Expectancy-value theory of achievement motivation. *Contemporary Educational Psychology*, 25, 68-81.
- Wobmann, L., Ludemann, E., Schutz, G., & West, M. R. (2007). *School accountability, autonomy, choice, and the level of student achievement: International evidence from PISA 2003*. OECD education working papers, No. 13.
- Wothke, W. (1993). Nonpositive definite matrices in structural modeling. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 256-93). Newbury Park, CA: Sage.

收稿日期：2010年03月12日

一稿修訂日期：2010年04月16日

二稿修訂日期：2010年04月27日

三稿修訂日期：2010年05月26日

接受刊登日期：2010年06月21日

Gender Differences in Science Career-Choice Intentions – The Example of Taiwan’s Eighth Graders in TIMSS 2003.

Min-Ning Yu

Pei-Ching Chao

Professor, Department of
Education, National
Chengchi University

Master, Department of
Education, National
Chengchi University

ABSTRACT

The purpose of this study is to do the secondary analysis of TIMSS 2003 dataset of Taiwan for investigating the sex differences in science career choice process. A latent variable model based on the social cognitive career theory was proposed, tested, and verified with another split-sample from the same population. The results showed that the science career-choice intentions model would be different by gender. Among them, learning interests would be a main impact factor on females’ science career-choice process, and the self-efficacy in science on males’ model. The common impact factor on gender for science career-choice process was science outcome expectations. The science achievement had an indirect effect on science learning interests, with the science self-efficacy as a mediator. Finally, some conclusions and suggestions for practical applications and future researches were suggested and proposed.

Keywords: gender equity, social cognitive career theory, TIMSS, structural equation modeling, career-choice intentions