科學教育學刊
2011, 第十九卷第五期, 461-481

Chinese Journal of Science Education
2011, 19(5), 461-481

邁向科學之路？臺灣中學生性別對科學生涯選擇意向之影響

簡晉龍[1]　**任宗浩**[2、*]

[1]國立政治大學　心理學系
[2]國立臺灣師範大學　科學教育中心

(投稿日期：民國100年2月22日，修訂日期：民國100年9月7日，接受日期：民國100年10月4日)

摘要：本研究目的在瞭解不同性別學生在「科學生涯選擇意向」(science-related career choice intentions)上的差異，並探究造成此差異的相關中介因素。從社會認知生涯理論(social cognitive career theory)及社會構成論(social constructionism)的觀點，性別(gender)背後隱含的社會文化因素，會造成性別在科學生涯選擇上的差異；這些社會文化因素很可能透過科學自我效能、科學結果期待及科學興趣等中介因素，影響不同性別學生的科學生涯選擇意向，也可能有直接的影響。本研究為次級資料分析，資料取自PISA 2006資料庫，樣本為臺灣的15歲在學學生，扣除遺漏值後，共8,812人。潛在平均數比較的結果顯示：男學生在「科學生涯意向」、「科學自我效能」、「科學結果期待」、及「科學興趣」，均顯著高於女學生。路徑模式檢驗的結果顯示：性別對科學生涯意向的影響，大部分是先透過科學自我效能，再經由科學結果期待及科學興趣共同作用，而性別對科學生涯意向也有直接效果。最後，討論本研究之意涵及未來研究方向。

關鍵詞：生涯選擇、次級資料分析、自我效能、社會構成論、結構方程式模型

壹、緒論

性別差異(gender difference)是科學教育的重要議題之一。如何讓不同性別的學生有均等的機會學習科學，引發不同性別的學生在科學學習方面的興趣、信心、意願與成就，進而追求科學相關生涯，一直是從事性別與科學教育研究者多年來的期望與目標(佘曉清，1998；蔡麗玲，2009)。然而，根據教育部(2010)統計，在大學入學科系選擇上，多年來，仍舊存在「男性理工、女性文科」的現象。以九十八學年度來說，大專科系的人數統計，理工學科(如科學、工程)以男性居多，女性佔少數；女性以藝術、社

*通訊作者：任宗浩

會、服務等文組科系為主要選擇。此外，社會上也普遍流傳一種看法，認為女性的數理能力較差，不適合念理工科系(蔡麗玲，2003)。

在女性主義尚未進入科學的論述之前，有關科學領域的性別差異，常常可見充滿性別歧視的解釋，例如：女性的空間能力較差、抽象思考能力不足等，這些說法反映了生物決定論的思維(蔡麗玲，2004)。然而，從生物決定論或本質論(essentialism)的觀點來看性別差異，目前已受到相當多質疑(黃囉莉，2003；Archer & Lloyd, 2002／簡皓瑜譯，2004)。此外，本質論也很可能導致教育無用論。若從社會構成論(social constructionism)的角度[1]出發，考慮社會文化因素的解釋與影響，「教育」得扮演重要的角色。事實上，從近年來國際大型資料庫的科學成就評量來看，臺灣男、女中學生的科學成就表現並無顯著差異(李哲迪，2009；Organisation for Economic Co-operation and Development [OECD], 2007)。因此，以科學成就的高低，基於生物決定論的觀點判定何種性別適合就讀科學領域的說法，已不攻自破。

影響學生是否選擇科學領域作為未來就讀科系的因素非常多(黃幸美，1995)。文獻指出，國中階段是不同性別的學生培養科學興趣的關鍵時期(She, 1998)；對臺灣的高中生而言，生涯決定更是生涯發展的一大課題，因為學生面臨選擇文組或理組，以及決定未來就讀的科系(田秀蘭，2003；Tien, Wang, & Liu, 2009)。因此，瞭解臺灣中學生的「科學生涯選擇意向」(以科學領域作為升學或工作考量的意願，簡稱「科學生涯意向」)有其重要性，此等生涯選擇意向將影響學生實際的選擇行動(Lent, Brown, & Hackett, 1994)、甚至未來的科學學術成就(吳淑敏，2009)。

既然中學女、男學生在客觀科學表現上的差異並不顯著，何以大學理工科系學生會有性別不均的現象？是否在中學時期，男學生和女學生在科學生涯選擇意向上即有差異？若不同性別學生之客觀科學表現沒有差別，卻在科學生涯意向上有所差異，該如何解釋此一現象？本研究嘗試從「社會認知生涯理論」(social cognitive career theory; Lent & Brown, 1996a, 1996b; Lent et al., 1994)及性別的「社會構成論」(黃囉莉，2003；Archer & Lloyd, 2002／簡皓瑜譯，2004)的角度探究此議題。

一、科學生涯意向：從社會認知生涯理論談起

社會生涯認知理論由Lent等學者(Lent & Brown, 1996a, 1996b; Lent et al., 1994)提出，以Bandura的「社會認知理論」(social cognitive theory)為基礎，將社會認知理論的主要概念應用至生涯發展(career development)領域，以解釋個人的生涯興趣(interest)、生涯目標選擇(choice goals)，以及是否付諸行動(activity)及實際的成就表現(performance)等心理與行為(Fouad & Smith, 1996; Fouad, Smith, & Zao, 2002; Lent et al.; Lent, Lopez, Lopez, & Sheu, 2008)。本研究嘗試以社會認知生涯理論解釋中學生在科學領域的生涯選擇目標(生涯選擇意向)。

社會認知生涯理論接受Bandura的三元互動觀(triadic reciprocality)，認為個人、行為、環境三者是相互影響的。因此，生涯發展也是個人、行為、環境交互影響下的動態歷程。受到社會認知理論的影響，社會認知生涯理論特別強調社會認知機制(social cognitive mechanisms)；其中，最重要的有「自我效能」(self-efficacy)、「結果

期待」(outcome expectation)、及「目標」(goals)等三者(Lent & Brown, 1996b; Lent et al., 1994)。「自我效能」指人們對自己是否有能力執行或完成某些行動或任務的信念，關注的是「我是否有能力做到或完成某件事」。「結果期待」指對於行動會帶來什麼(正向)結果的信念，其主要關注「我做這件事會帶來什麼結果」。「目標」則是個人從事某種活動或產生特定結果之意向或意圖。在該理論中，目標指涉投入某種職業或學業領域的意圖，又稱為「生涯選擇目標」或「生涯選擇意向」(Lent & Brown; Lent et al.)。「生涯興趣」是個人對各種生涯及相關事務之喜好(Lent & Brown; Lent et al.)，也是影響個人生涯選擇意向的重要因子之一。

社會認知生涯理論的基本主張是，正向的生涯自我效能(有自信心)會產生正向的結果期待，而自我效能與結果期待均會引發「生涯興趣」，接著，結果期待與生涯興趣均會提升「生涯選擇意向」；其中，生涯興趣是預測生涯意向的最主要因素，而生涯選擇意向則是實際行動與表現的重要預測因子(詳見Lent & Brown, 1996b; Lent et al., 1994)。這樣的理念應用至科學教育領域，可用來解釋中學生的科學生涯選擇意向。當學生覺得有信心學好科學或解決科學問題(科學自我效能)，便會預期從事科學活動會帶來正向結果(結果期待)，而在科學自我效能與結果期待共同作用下，學生會對科學產生興趣(科學興趣)，進而以科學作為其生涯或升學的選擇(科學生涯選擇意向)。

從近來關於動機的相關文獻(Ryan & Deci, 2000a, 2000b)來看，「(科學)結果期待」及「(科學)生涯興趣」分別與「外在動機」(extrinsic motivation)及「內在動機」(intrinsic motivation)的概念有所呼應。Ryan與Deci (2000b)指出，個人從事某種行動，背後的原因可能是「無動機」(amotivation)、「外在動機」或「內在動機」。內在動機定義為「因為內在的滿足而從事某種活動」，例如：從事科學活動是愉悅的。根據Ryan與Deci (2000a, 2000b)的分類，內在動機是一種相當純粹的出自於內在滿足的動力。外在動機則指「因為某些外在(separable)結果而做某些事情」。相較於內在動機，外在動機是更為複雜的概念，有層次之分——從「完全的外在」(例如：從事科學活動是為了逃避懲罰或獲得獎賞)到「部分的內在」(例如：從事科學活動是基於某些重要的價值)。

科學興趣可說是一種內在動機，亦即個人從事科學相關活動是來自於內在的愉快與滿足。科學結果期待意指學生知覺到科學活動可帶來某些正面結果(如：物質利益、社會讚許)。雖然從定義來看，結果期待可以是外在動機，也可以是期待正向的內在結果，但從社會認知生涯理論及相關研究(如：Byars-Winston, Estrada, Howard, Davis, & Zalapa, 2010; Lent et al., 2001)來看，結果期待是較偏向於外在結果，與興趣或喜愛等純粹心理內在的感受有所不同。因此，Lent等(1994)的結果期待較強調行動之後的外在結果(學習好科學可帶來好的結果)，故具有相當程度的工具性與實用性之色彩。在社會認知生涯理論裡，興趣扮演一個關鍵性的中介角色(Lent et al., 1994, 2008)，對生涯意向有最直接、最重要的影響；此外，結果期待也是影響生涯意向的因素之一。

二、性別對科學生涯選擇之影響：社會構成觀點

不論是哪一個學門，關於性別差異的研究都是一個熱門的話題。經常涉及的議題不外乎「男女在哪些心理向度或行為表現上有

差異」及「如何來解釋這樣的差異」。女性和男性究竟在哪些層面有差異，經常是研究的焦點之一；一旦差異被確立存在後，進一步的爭論，便會落在對差異的解釋(Archer & Lloyd, 2002／簡皓瑜譯，2004，頁37)。目前對性別差異的解釋，主要有兩種觀點(黃囉莉，2003)：一種是本質論或生物決定論的觀點，一種是環境論或社會構成論的觀點。黃囉莉指出，在主流心理學中，性別(sex)只是個別差異中的一個變項，研究若發現性別差異，常常歸因於生理性別，然而，這種本質論的看法已受到相當多質疑。表面上，性別看起來是個人變項，是受到生理決定的特徵屬性，但其影響機制卻常常是社會文化的(李哲迪，2009；黃囉莉)。

本研究採取的社會認知生涯理論，較接近社會構成論的觀點。如前所述，社會認知生涯理論(Lent et al., 1994)除了強調社會認知機制的作用，也將個人背景變項、所處的環境脈絡以及學習經驗，納入其解釋生涯發展的模式中，其中也包括性別。Lent等強調性別(gender，而非sex)的社會文化意涵，認為性別對生涯發展或生涯選擇的影響，並非源自於生理因素，而是導因於性別背後隱含的社會文化因素及不同性別在學業與職場領域中的「機會結構」(structure of opportunity)。性別基本上是受到社會建構的(social constructed)，超越了生理上的特徵。性別對生涯選擇意向的作用，一則可能透過學習經驗而影響自我效能及結果期待，進而影響生涯興趣與生涯選擇意向，二則透過機會結構影響生涯選擇及行動(Lent et al.)。

相關研究也指出在女性和男性的科學學習過程中，社會因素扮演了重要角色(例如佘曉清，1998；黃幸美，1995)。黃幸美指出，社會化因素對女性追求數理、科學成就，有顯著的影響力。特別在性別階層化程度低、專業職業領域的性別隔離現象低的社會，有愈多數女性投入數理課程的學習，追求較高的成就表現。社會因素又包括了社會結構及教育經驗(如家庭教育、學校教育)，均會對男性和女性在數理方面的成就與參與程度產生作用。佘曉清也指出，許多研究顯示學生對於科學的態度會受到其對科學與科學家的印象所影響，這些所謂的社會因素不外乎父母、社會、媒體等潛在對科學和科學家的看法。

不同性別的學生對於科學的興趣，國中階段是養成的關鍵時期(佘曉清，1998；She, 1998)，其中，教室互動經驗是重要的影響因素之一。She以臺灣的國中師生為研究對象，發現不同性別的學生在科學課堂與教師的互動有顯著差別，老師與男學生有較多的互動(如：指定男生回答較多問題)，男生也比女生得到較多回饋；老師也認為男生的理解較佳，思考上較具彈性與創造性。當科學教師對不同性別學生有不同的期待(對男生的科學表現有高期待、對女生持低期待)，很可能會形成自我實現預言(self-fulfilling prophecy)，讓科學的性別差異出現或加大。

從以上的討論來看，這些性別背後隱含的種種社會因素及人際互動經驗，很可能會讓女學生內化了女性科學能力較差的信念，覺得自己在科學上不會有好表現(低科學自我效能)；根據社會認知生涯理論，引起的後續效應即是對科學興趣的低落、低度的預期結果，最後，也比較不會考慮以科學做為未來生涯選擇。

此外，由於不同性別所隱含的機會結構不同，同樣也會影響其生涯選擇。所謂的機會結構，包含不同的工作機會、從事某些活動受到不同的支持程度、性別社會化的差別、職場雇用的性別歧視等社會結構上的差異(Lent et al., 1994)。性別在科學領域的機會

結構差異，也和科學本身的論述有關。在科學意識型態上，理性、客觀是科學社群尊崇的科學論述，也是現代科學的基礎；然而，社會上的論述卻宣稱男性較女性來得理性、客觀。兩種論述「相輔相成」，使得科學漸漸成為男性支配的領域(蔡麗玲，2003)。

三、待檢驗之模式

根據相關的文獻，本研究提出待檢驗的路徑模式，命名為「科學生涯性別差異的社會認知生涯模式」(Social Cognitive Career Model for gender difference on science career，簡稱SCCM)。此模式以性別為起始變項，並包括科學自我效能、科學結果期待、科學興趣及科學生涯意向等四個潛在變項，其路徑間的關係如圖1的結構模型。

根據前面的文獻探討，本研究預期(見圖1)，性別在科學興趣的差異，很可能透過

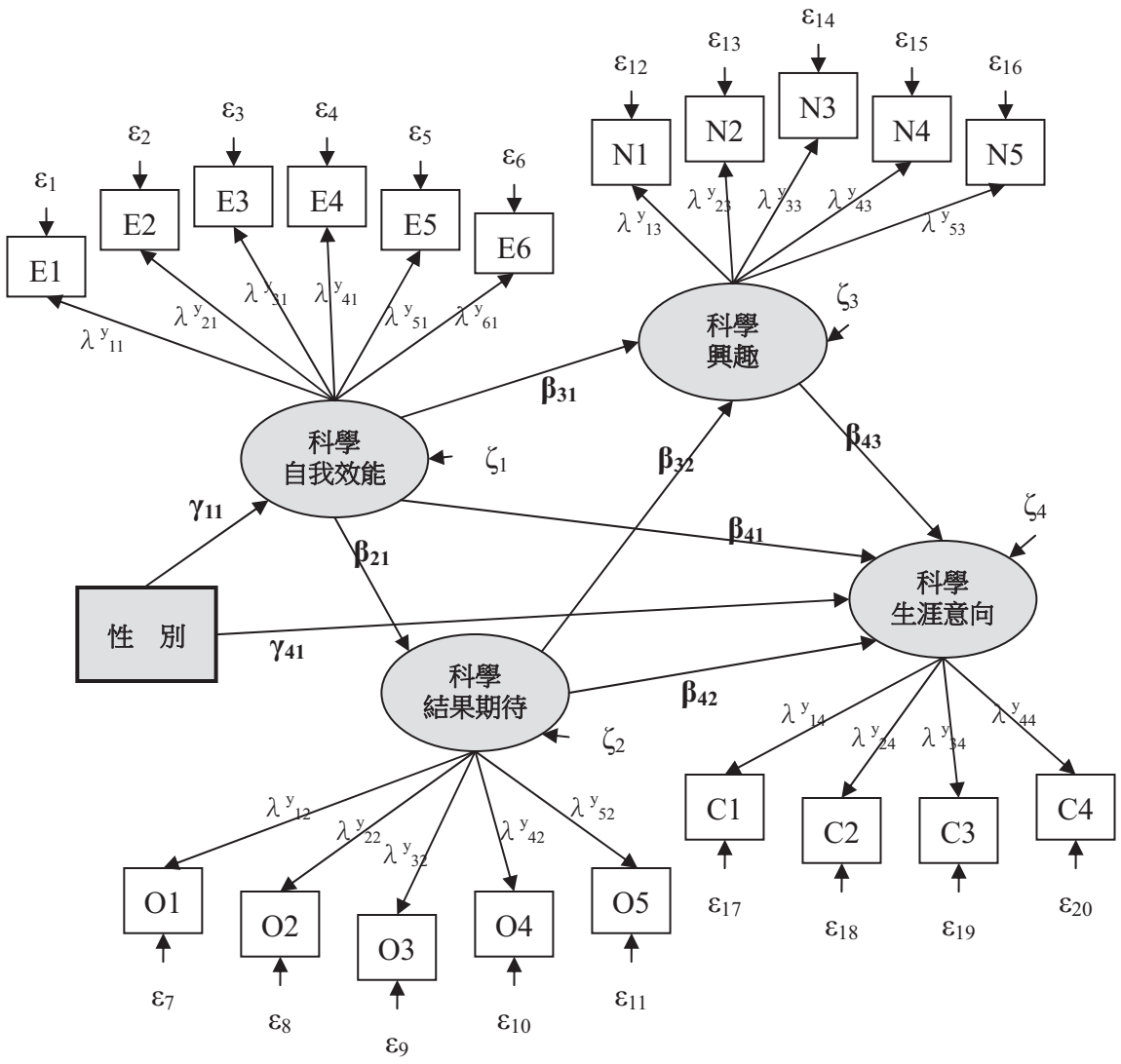

圖1：SCCM模式及待估計之參數

科學自我效能及科學結果期待兩個中介因子而來；更重要地，性別對科學生涯意向的影響，很可能先透過科學自我效能，再經由科學結果期待與科學興趣產生作用形成；由於性別隱含的機會結構不同，性別也可能直接影響生涯意向，而不一定僅透過自我效能等中介因素，故本研究也保留性別直接影響科學生涯意向的可能性。

貳、研究方法

一、資料來源與樣本

本研究為次級資料分析(secondary data analysis)，資料來自於PISA 2006大型資料庫(參見網址http://www.sec.ntnu.edu.tw/PISA/PISA2006/)。該調查於2006年進行，對象為15歲的在學學生，抽樣方法採「兩階段分層抽樣設計」(two-stage stratified sample design; OECD, 2009)。我國受測的學生共計8,815人，皆為中學學生，包括：高中3,642名、高職2,069名、國中2,353名、五專149名、建教合作班71名、實用技能班191名、進修學校340名。依性別分，女生4,192名、男生4,620名、3人不詳；扣除此3名學生資料，本研究的有效樣本共8,812，佔全體樣本的99.97%。

二、測量工具

研究者從PISA 2006學生問卷中，選取適當的題目，作為「科學自我效能」、「科學結果期待」、「科學興趣」、及「科學生涯選擇意向」等潛在變項的觀察變項(觀察指標)。各題項均經過反向計分後，才進行後續統計分析。反向計分後，數字愈大表示愈同意或愈正向。在分析前，選取的題目先經由三位相關領域專家(心理學領域一位、科學教育領域兩位)審核，具有初步的效度證據(專家效度)。量化的效度證據(採確證型因素分析)於後面的篇幅呈現之。以下說明本研究採用之測量工具(題組)及其對應的潛在變項。

(一)科學自我效能

以PISA 2006「科學自我概念」(science self-concept)的題組六題(OECD, 2009)，作為「科學自我效能」的觀察變項，作答方式採四點量尺(1 = 非常同意、2 = 同意、3 = 不同意、4 = 非常不同意)，內部一致性信度(Cronbach's α)為 .93。試題的內容主要詢問學生是否有信心學好或完成科學相關課題，並請學生做同意度判斷，其設計理念與過去研究測量自我效能的工具相仿(Byars-Winston et al., 2010; Jen, Lee, & Chien, 2009; Lent et al., 2001)。相關題目如下：「對我而言，學習高等的自然科學課題很容易」、「我經常能在自然科學課題的考試中有好的應答」、「我很快便學會了自然科學課題」、「對我而言，自然科學課題是簡單的」、「上自然科學課時，我能充分了解所教的概念」及「我很容易了解自然科學的新觀念」。

(二)科學結果期待

以PISA 2006「科學學習工具性動機」(instrumental motivation to learn science)的題組五題(OECD, 2009)，作為「科學結果期待」的觀察變項，作答方式採四點量尺(1 = 非常同意 ~ 4 = 非常不同意)，α值為 .92。相關題目如下：「努力學習自然科學學科是值得的，因為這對我以後想要從事的工作有幫助」、「我在學校所學的自然科學學科是很重要的，因為我以後想要修讀的課程需要這些知識」、「我學習自然科學，因為我知道這對我很有助益」、「對我而言，學習自然

科學學科是很值得的，因為我的所學將會對我的前途有幫助」及「我將會在我的自然科學學科學到許多對我未來就業很有幫助的東西」，與過去研究測量「結果期待」的工具相仿(Byars-Winston et al., 2010; Lent et al., 2001)。

(三)科學興趣

以PISA 2006「享受科學」(enjoyment of science)的題組五題(OECD, 2009)，作為「科學興趣」的觀察變項，作答方式採四點量尺(1 = 非常同意 ~ 4 = 非常不同意)，α值為.91。相關題目如下：「當我學習科學課題時，我通常感到開心」、「我喜歡閱讀科學方面的書籍」、「我樂意作科學的習題」、「我喜愛獲得科學的新知識」及「我對學習科學感到興趣」，與過去研究測量「生涯興趣」的工具相仿(Byars-Winston et al., 2010; Lent et al., 2003)。

(四)科學生涯選擇意向

在PISA 2006裡有四題測量學生從事科學相關生涯(science-related career)的動機(OECD, 2009)，作答方式為四點量尺(1 = 非常同意 ~ 4 = 非常不同意)，相關題目如下：「我想要從事與科學有關的工作」、「中學畢業後，我想要就讀與科學相關的科系」、「我想要終身從事高等科學研究」及「長大成人後，我希望從事科學研究工作」。本研究以此四題(α = .94)作為「科學生涯選擇傾向」的觀察變項，與過去研究測量「生涯選擇意向」的工具相仿(Byars-Winston et al., 2010; Lent et al., 2001, 2003)。

(五)性別

性別為單一測量指標。後續分析中，採虛擬編碼的方式，將女生編碼為0，男生編碼為1。

三、統計分析方法

本研究採用「結構方程式模型」(Structural Equation Modeling, SEM; Jöreskog & Sörbom, 1993)，或稱為「潛在變項模式」(Latent Variable Models, LVM；余民寧，2006)，作為主要的統計方法，統計軟體為LISREL 8.7版。

(一)參數估計方法

嚴格來說，本研究的測量變項屬於次序尺度，故不採用傳統的「皮爾森積差相關」，而以prelis程式計算出「多分差相關」(polychoric correlation)與「多系列相關」(polyserial correlation)係數組成的矩陣(見附錄一)，再以此矩陣輸入LISREL程式及語法進行分析(余民寧，2006；Jöreskog & Sörbom, 1993)。由於各觀察變項大致符合常態分配(見附錄一)，本研究採用最大概似法(maximum likelihood)作為參數估計的方法。

(二)模式評鑑標準

本研究以多項指標作為模式適配度的依據(下面括號內為簡稱及適配理想值)：Goodness-of-Fit Index (GFI > .900)、Standardized Root-Mean-square Residual (SRMR < .080) 、Root-Mean-Square Error of Approximation (RMSEA < .080)、Comparative Fit Index (CFI > .900)、Non-Normed Fit Index (NNFI > .900)、及Critical N (CN > 200.000)，並附上卡方值(χ^2)做為參考[2]；這些指標涵蓋三大類，其中，GFI, SRMR, RMSEA為「整體適配度指標」，CFI, NNFI為「比較適配度指標」，CN屬「精簡適配度指標」(余民寧，2006)。除了模式整體適配情形外，各項參數值與標準誤

是否在合理範圍，也是模式評鑑的考量，如：標準化係數絕對值不大於1、潛在變項及觀察變項的誤差變異數為正值、參數標準誤不能過大(Hair, Anderson, Tatham, & Black, 1998)。

(三)遺漏值處理方式

在遺漏值處理上，由於傳統的技術(如：listwise, pairwise)需遵守較嚴格的假設，本研究採用假設較寬鬆的EM (Expectation Maximization)程序(細節請見Enders, 2006)，將遺漏值替換成適當的數值後，再進行各項統計分析。性別為類別變項，無法以EM處理遺漏值，扣除掉3個遺漏值後，本研究納入分析的樣本共8,812人。

(四)參數(parameter)與抽樣誤差(sampling error)之估計

在「完全隨機抽樣」(completely random sampling)情況下，每個樣本(學生)被抽到的機率相等，故權重(weight)也會相同(等於1)。然而，PISA 2006的抽樣方法採「兩階段分層抽樣設計」，不是完全隨機抽樣，每位學生被抽到的機率不等，故權重也應有所不同。因此，在統計分析前，應對每位學生的資料予以適當加權，才能得出正確的參數估計值，並且能適當地推論至母群(Jen et al., 2009; OECD, 2009)。本研究以PISA 2006提供的「學生權重」(final student weight；在資料檔裡稱為W_FSTUWT)作為加權值，再估算出所有參數估計值($\hat{\theta}$，如：路徑係數、相關、因素負荷量等)。

此外，由於PISA 2006採「兩階段分層抽樣設計」，各校內的學生資料並非完全獨立，亦即會有組內相關(intra-class correlation)存在。此時，若參數估計值的標準誤(即抽樣誤差)仍以全體學生人數(N - 1)作為分母項，標準誤會有受到低估的可能，進而造成統計考驗過度敏感(亦即犯type I error的機率會大幅增加)。因此，本研究採「Fay氏平衡重複取樣法」(Fay's Balanced Repeated Replication, Fay's BRR)來估算各參數估計值的標準誤(OECD, 2009)，此種作法與TIMSS或PIRL採用的「折刀法」(jackknife)類似(見任宗浩、譚克平、張立民，2011；OECD)。本研究中所有母群參數($\hat{\theta}$；包括路徑係數、相關、因素負荷量等)的標準誤($\sigma_{\hat{\theta}}$)之估計，均需利用PISA 2006資料庫所提供的80組加權值(參數名稱為W_FSTR01-W_FSTR80)對所有學生數據進行加權，再將加權後的資料所得到之80組估計參數($\hat{\theta}_i$, i = 1, 2, ..., 80)，按公式(1)計算獲得：

$$\sigma_{\hat{\theta}}^2 = \frac{1}{R(1-\varepsilon)^2}\sum_{i=1}^{R}\left(\hat{\theta}_i - \hat{\theta}\right)^2 \quad ; \qquad (1)$$

其中PISA調查資料分析之重複取樣次數R為80，Fay氏係數ε大小為0.5 (OECD)。

參、研究結果

本研究先以「確證型因素分析」(Confirmatory Factor Analysis, CFA)，確立測量工具(測量模型)的品質(Anderson & Gerbing, 1988)；接著，以SEM的方法，比較不同性別的學生在科學自我效能、科學結果期待、科學興趣以及科學生涯選擇意向等「潛在變項平均數」(latent variable means)上的差異(Thompson & Green, 2006)，以瞭解男、女學生的差異情形；最後，以圖1的模式為理論模型，進行「潛在變項路徑分析」(Path Analysis with Latent Variables, PALV; Jöreskog & Sörbom, 1993)，以檢驗中學生性別對科學生涯意向影響的模式及各種路徑。

一、測量工具品質：確證型因素分析

針對「科學自我效能」、「科學結果期待」、「科學興趣」、以及「科學生涯意向」的觀察變項進行CFA檢驗，以瞭解各觀察變項是否適切地反映背後的潛在構念。在模式敘列(model specification)方面，各觀察變項設定為反映單一潛在變項(詳見「測量工具」)，潛在變項間的相關為自由估計，且觀察變項的測量誤差均為各自獨立。分析結果顯示：除了卡方值容易因為大樣本數達顯著，$\chi^2(164, N = 8{,}812) = 8980.907$, $p < .001$，各項適配指標均位於理想值範圍內(GFI = .908, SRMR = .031, RMSEA = .078, CFI = .987, NNFI = .985, CN = 236.006)，顯示資料符合測量模式的預期。再者，各項因素負荷量介於 .81 ~ .94間，均達顯著水準(*ps* < .001)，且各項測量誤差變異數均為正值，顯示參數值與標準誤都在合理範圍內，且測量工具試題的品質極為良好(Tabachnick & Fidell, 2007)。此外，各潛在變項的相關則介於 .58 ~ .69間，均達顯著水準(*ps* < .001)。整體而言，確證性因素的分析結果顯示本研究測量工具的品質具有良好的構念效度，後續理論模型之分析將以此測量模型作為基礎。

二、科學生涯相關構念之性別差異：潛在平均數比較

以SEM統計技術比較不同群組(如性別)在潛在變項上的差異，目前至少有兩種可行的作法(Thompson & Green, 2006)：一種為「結構平均數模型」(Structured Means Model, SMM)，另一種為「多指標多成因」(Multiple Indicators and MultIple Causes, MIMIC)模型。SMM係利用「多群組CFA」進行，分析時必須分別輸入不同群組的共變數矩陣及觀察變項的平均數(余民寧，2006；Thompson & Green)。採MIMIC模型則將不同群組的資料合併，以全體樣本的共變數矩陣作為輸入的資料型態(不需要觀察變項的平均數)；組別變項採虛擬編碼，以預測欲比較的潛在變項(如自我效能)，且潛在變項的殘差相關開放為自由參數(Thompson & Green)。

本研究將多個觀察變項視為次序尺度，並採用「多分差」與「多系列」相關係數矩陣，不便於計算觀察變項的平均數，故採MIMIC模型來比較不同性別學生在「科學自我效能」、「科學結果期待」、「科學興趣」及「科學生涯意向」上的差異。在模型中，「性別」採虛擬編碼(女生為0，男生為1)，視為次序變項，並以性別預測科學自我效能、科學結果期待、科學興趣及科學生涯意向等四個潛在變項(見圖2)，其中潛在變項殘差則設定為相關。若性別對於潛在變項之預測值(路徑係數)為正且達顯著水準，則表示男生在該潛在變項上顯著大於女生；反之，若預測值為負且達顯著水準，則表示女生在該潛在變項上顯著大於男生。

結果顯示：除了卡方值達顯著，$\chi^2(180, N = 8{,}812) = 9538.235$, $p < .001$，各項適配指標均位於理想值範圍內(GFI = .907, SRMR = .030, RMSEA = .077, CFI = .986, NNFI = .984, CN = 240.852)。性別對科學自我效能($\gamma = .34$, $p < .001$)、科學結果期待($\gamma = .26$, $p < .001$)、科學興趣($\gamma = .33$, $p < .001$)及科學生涯意向($\gamma = .39$, $p < .001$)均有顯著正向效果，表示男性中學生在這四個潛在變項上均高於女性中學生。潛在變項的殘差相關介於 .49 ~ .59之間，均達 .001顯著水準。接著，依照Thompson與Green (2006)建議，計算性別對四個潛在變項的效果量(effect size)，依序為(1)性別→科學自我效能：.36；(2)性別→科學結果期待：.27；(3)性別→科學興趣：

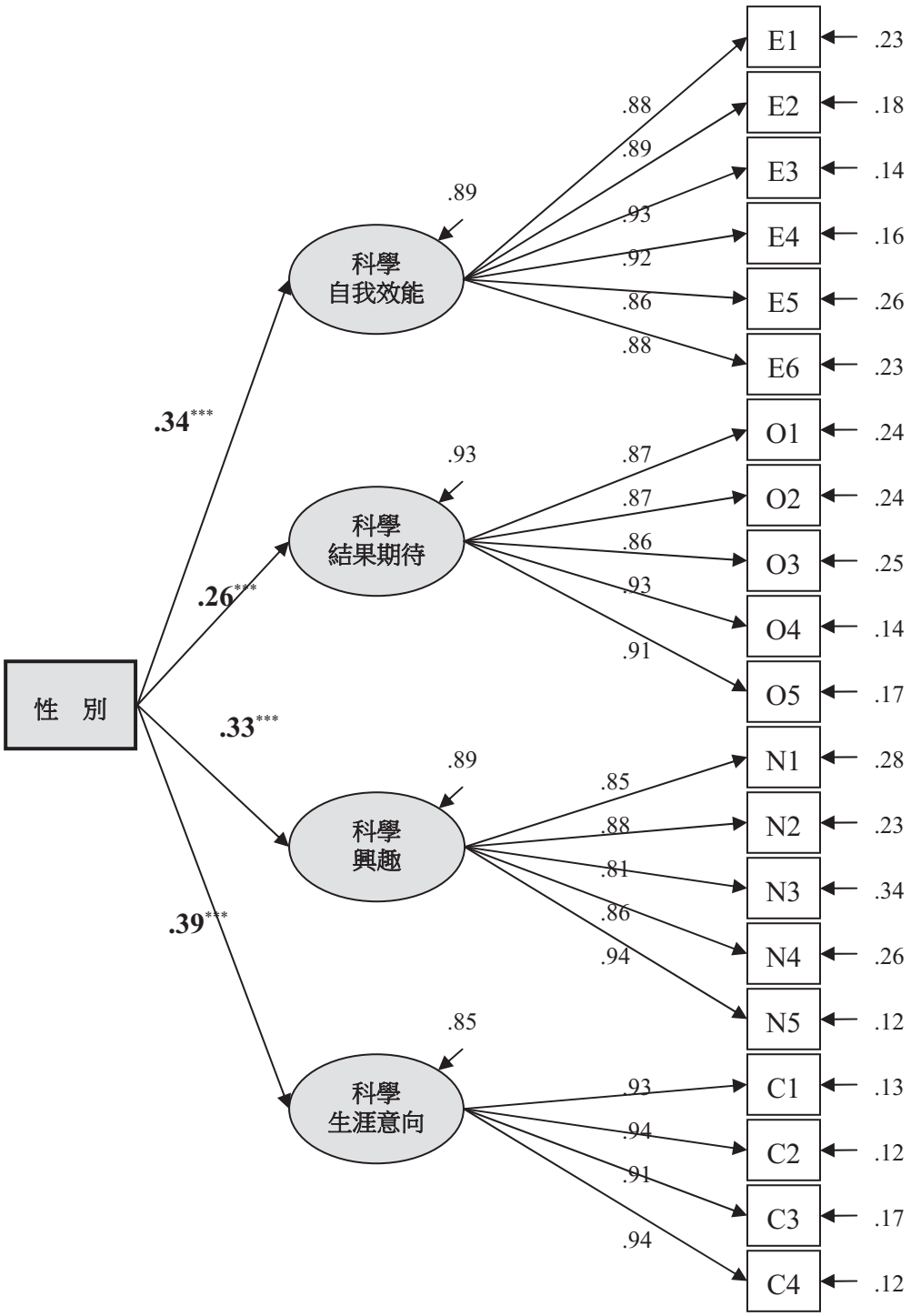

圖2：以MIMIC模式進行性別的潛在平均數比較

註：性別採虛擬編碼，女生為0，男生為1。潛在變項的解釋殘差相關設定為自由估計。簡潔起見，僅標出性別對潛在變項的顯著水準，解釋殘差之相關亦省略。

***$p < .001$

.35；及(4)性別→科學生涯意向：.42。以Cohen (1988)的分類，科學結果期待的性別差異為小(small)效果(已接近中效果 .30)，科學自我效能、科學興趣、及科學生涯意向的性別差異均為中(medium)效果。

三、科學的社會認知生涯性別差異模式之檢驗：潛在變項路徑分析

從CFA的結果顯示，科學自我效能、科學結果期待、科學興趣及科學生涯意向間均有顯著相關；又從「潛在平均數比較」的結果顯示，性別在科學自我效能、科學結果期待、科學興趣及科學生涯意向均有顯著差異，男學生均高於女學生。那麼，性別在科學生涯意向上的差異，是否如圖1所示，可先透過科學自我效能，再經由科學結果期待與科學興趣共同作用造成？以下，研究者以SEM檢驗圖1的SCCM模式。

首先，檢視模式品質。在整體適配度方面，除了卡方值達顯著，$\chi^2(182, N = 8{,}812) = 8557.552$, $p < .001$，各項適配指標均落在理想值的範圍內(GFI = .905, SRMR = .036, RMSEA = .077, CFI = .986, NNFI = .984, CN = 237.092)。進一步檢視各項參數估計值，並未出現任何如因素負荷量大於1.00等不合理的數值(見圖3)；檢視各潛在變項的信度，各潛在變項的組合信度(composite reliability)介於 .94 ~ .96之間，變異數平均解釋量(average variance extracted)介於 .75 ~ .87之間(見表1)，均分別高於理想值 .60及 .50(余民寧，2006)。綜合以上數據判斷，本研究的路徑模式已屬理想。此外，不論是在模型中增加性別到科學結果期待的直接路徑，或增加性別到科學興趣的直接路徑，均未能顯著提升整體模式的適配度(ΔCFIs < .001; Cheung & Rensvold, 2002)，基於簡約性原則(principle of parsimony)，模式中不考慮這兩項效果。

進一步檢視模式中的路徑係數(見圖3及表2)，特別是性別到科學生涯意向的各種直接或間接路徑，所有路徑係數均達顯著水準($p < .010$)。其中性別對科學自我效能有顯著的直接效果($\gamma = .34$, $p < .001$)。此外，性別透過科學自我效能等中介因子，對科學生涯意向的「整體間接效果」(total indirect effect)約為 .20，此整體間接效果可分解成幾項間接效果組成[3]：(1)性別→自我效能→科學生涯意向($\beta = .05$, $Z = 2.59$, $p < .010$)；(2)性別→科學自我效能→科學結果期待→科學生涯意向($\beta = .07$, $Z = 3.28$, $p < .010$)；(3)性別→科學自我效能→科學興趣→科學生涯意向($\beta = .04$, $Z = 3.42$, $p < .001$)；及(4)性別→科學自我效能→科學結果期待→科學興趣→科學生涯意向($\beta = .02$, $Z = 3.42$, $p < .001$)。最後，性別對科學生涯意向也有直接效果($\gamma = .14$, $p < .001$)。綜合所有資料，性別對科學生涯意向的間接效果屬於部分中介(partial mediation)，但間接效果的部分(.20)要比直接效果(.14)來得大。

由於臺灣中學生在PISA科學素養的表

表1：路徑模式之潛在變項組合信度及變異數平均解釋量

潛在變項	組合信度	變異數平均解釋量
科學自我效能	.96	.80
科學結果期待	.95	.79
科學興趣	.94	.75
科學生涯意向	.96	.87

註：組合信度理想值為 .60以上，變異數平均解釋量的理想值為 .50以上。

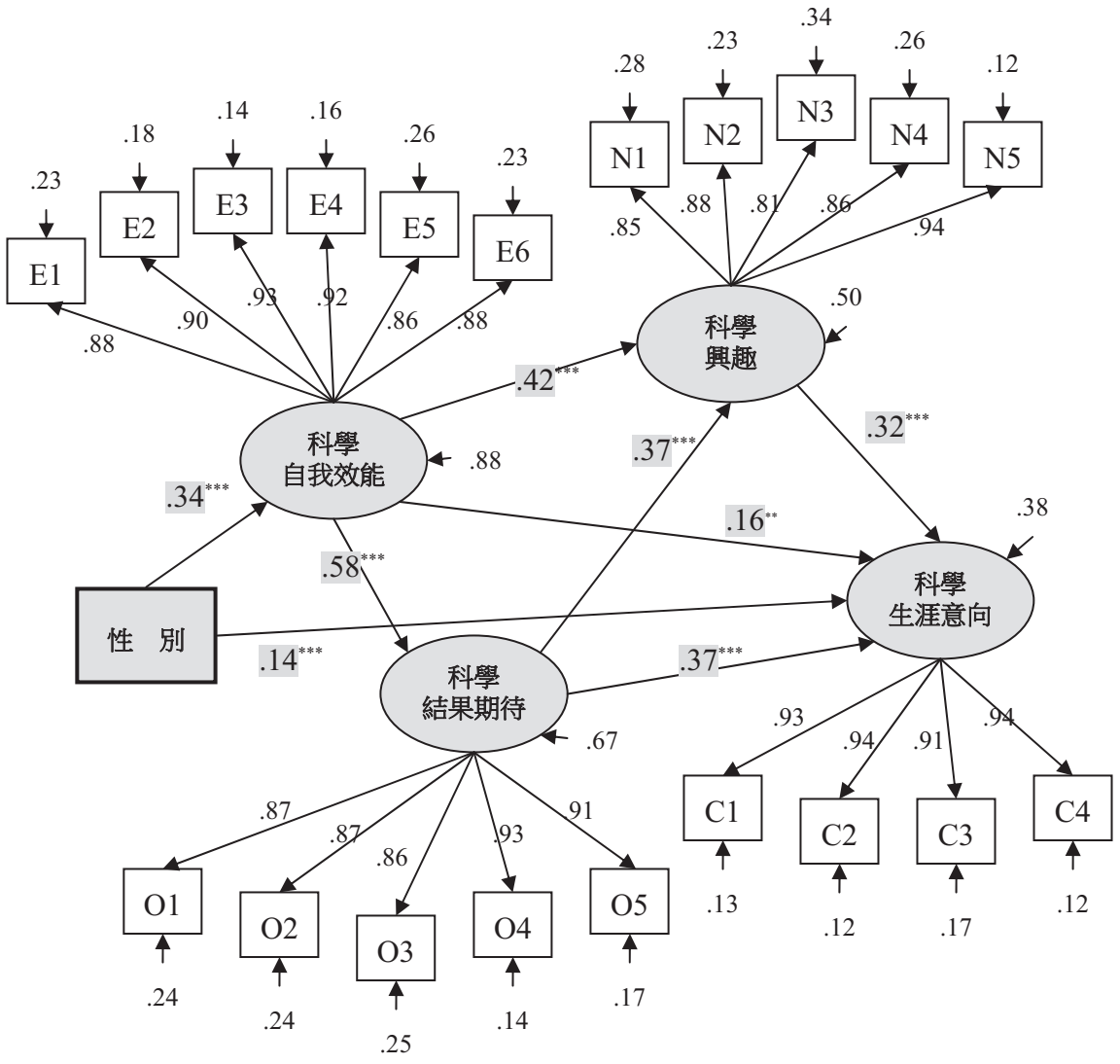

圖3：SCCM模式及標準化參數估計值

註：簡潔起見，僅標出潛在變項之間各項路徑係數(以灰色底標示)的顯著水準。

**p < .010. ***p < .001

現無顯著的性別差異，也就是性別與科學成就之相關很接近零，所以在模型中加入科學成就作為控制變項，理論上並不會影響性別對於各個構念之預測係數。然而，學習成就與情意變項(如：自我效能、學習興趣)很可能是互為因果(簡晉龍、任宗浩、張淑婷，2008)，所以本研究接著在SCCM模型中加入科學成就作為控制變項，檢驗成就因素是否影響研究結果。分析結果顯示：加入此控制變項後，對原來模式中的路徑係數(見圖3)並無改變或改變幅度極小；其中，改變最大的係數為「科學自我效能→科學結果期待」之路徑，僅從 .58(未控制科學成就)微調為 .56(控制科學成就)。再者，模型中加入科學成就作為控制後，適配度雖然亦屬理想：χ^2 (198, N = 8,812) = 9908.562, p < .001, GFI

表2：性別對各潛在外衍變項之直接與間接效果值

路徑	標準化係數	標準誤	*t* 值
對科學自我效能之效果			
性別→效能	.34	.10	3.33***
對科學結果期待之效果			
性別→效能→期待	.20	.06	3.31***
對科學興趣之效果			
性別→效能→興趣	.14	.04	3.36***
性別→效能→期待→興趣	.07	.02	3.28**
對科學生涯意向之效果			
性別→生涯	.14	.01	9.67***
性別→效能→生涯	.05	.02	2.59***
性別→效能→期待→生涯	.07	.02	3.28**
性別→效能→興趣→生涯	.04	.01	3.42***
性別→效能→期待→興趣→生涯	.02	.01	3.42***

註：採Sobel test進行間接效果的檢定(Baron & Kenny, 1986)。效能 = 科學自我效能；期待 = 科學結果期待；興趣 = 科學興趣；生涯 = 科學生涯選擇意向。

**p < .010. ***p < .001

= .893, SRMR = .037, RMSEA = .081, CFI = .984, NNFI = .981, CN = 220.829，但未比原先的模型(圖3)來得好。在模式簡約性之考量下，本研究仍採用原本檢驗之模型。

總言之，性別對科學生涯意向的影響路徑相當多元且複雜，雖然其直接效果及各細項間接效果(如：性別→科學自我效能→科學興趣→科學生涯意向)的預測值均不大，但性別對科學生涯意向的總體影響效果已達中度效果(Cohen, 1988)，這樣的差異不容忽視。

肆、討論與建議

本研究目的在瞭解臺灣中學生「科學生涯選擇意向」的性別差異，並探究造成此差異的可能因素。由於整體的科學表現上，臺灣的男、女中學生並無顯著的差異(李哲迪，2009；OECD, 2007)，因此，不同性別學生在選擇科學生涯時，客觀能力指標應非重要因素。在科學教育的性別議題上，女性位處科學學習邊緣實無庸置疑，唯一具爭議性的部分，在於如何詮(解)釋不同性別間的差異(林靜雯，2009)。乍看之下，本研究似乎屬於「因素研究」，意指「探討造成科學成就與科學參與性別差異的因素，並將女生當成『問題女孩』」(蔡麗玲，2004)的研究，但其實不然。本研究採取社會認知生涯理論與社會構成論的觀點，認為性別在科學生涯意向上的差異，主要來自社會結構、學習環境及學習經驗等因素；這些因素不僅會影響不同性別學生對科學學習的自信心(科學自我效能)，進而影響科學學習動機(結果期待、學習興趣)，最後更會對科學生涯意向產生直接或間接的作用。在本研究中，性別的概念不是生理的(sex)，而是著重在性別(gender)的社會文化意涵(黃囉莉，2003)。此外，由於自我效能、結果期待及學習興趣，都是深受環境與學習經驗影響的構念(Lent & Brown, 1996a, 1996b; Lent et al., 1994)，因此，本研究的發現也具有教育的實務意涵。

一、提升女學生的自我效能

從研究結果可發現，科學自我效能對科學興趣及科學結果期待，都具有相當高的預測值，而科學自我效能對科學生涯意向也有直接而顯著的預測力。整體而言，科學自我效能對科學生涯意向的解釋量將近40%，比起科學成就對科學生涯意向的解釋力[4]，要高出許多。文獻也指出，學生的學科(業)成就對生涯意向的影響不是直接的，而是透過自我效能才會對生涯意向產生影響(Fouad et al., 2002; Lent & Brown, 1996b; Lent et al., 1994)。科學自我效能是學生對自己在科學領域表現的主觀判斷，指涉學生在科學學習上或完成科學任務的信心，而科學成就則是客觀的科學表現指標。由此看來，學生是否願意以科學為生涯選擇，主觀信心比客觀表現重要許多。

在不利的條件下，女性是否能成為優秀的科學家，與其是否及早立志有關(吳淑敏，2009)。從本研究結果來看，若要提高女學生在中學階段的科學生涯選擇意向，可藉由科學學習信心的建立來達成。自我效能的形成，主要有四項來源：個人成就表現(personal performance accomplishments)、替代性學習(vicarious learning)、社會性說服(social persuasion)、以及生理狀態與反應(physiological states and reactions; Lent & Brown, 1996b; Lent et al., 1994)。目前，中學階段的男女學生在科學表現無太大差異，若能多給予女學生正向回饋(社會性說服)並提供傑出女性科學家作為楷模(替代性學習)，或許提升科學自信心是可行方法。

然而，在強調提升女學生的科學學習信心外，研究者也不應忽略「科學本身並非完全客觀中立」此一事實，否則，可能會不小心陷入「責難受害者」(blaming victims)的歸因誤謬。自從現代科學發展以來，科學論述與性別論述即糾纏在一起。在科學論述中，科學受尊崇為理性的、客觀的、不帶情緒的；同時，社會的性別論述認定男性比起女性較為理性與客觀(蔡麗玲，2003)。在此論述下，科學本身即是較不利於女性的，此種科學觀也忽略了直覺與創意在科學進展上扮演的重要性。不過，要討論這樣的議題，需要相當大的篇幅，僅點出此一問題，暫不細究之。

二、生涯選擇：以興趣優先？

在社會認知生涯模式中，生涯興趣是生涯選擇目標的最關鍵因素，而結果期待則相對較為不重要(Lent & Brown, 1996b; Lent et al., 1994)。許多關於此模式的實徵研究也顯示，在數學與科學相關領域，相較於結果期待，生涯興趣對生涯意向具有較高的預測力，而結果期待甚至對生涯意向沒有直接效果[5](Fouad et al., 2002; Lent et al., 2001, 2003, 2008)。

然而，本研究發現，科學結果期待對科學生涯意向的預測值(.37)達顯著，甚至稍高於科學興趣對生涯意向的效果(.32)。由此看來，對臺灣的中學生而言，興趣雖然是選擇科學生涯的原因之一，但科學是否具有工具性或實用上的價值(如：學習科學對未來就業有幫助、學習科學可帶來好的結果)，似乎是更重要的考量因素。這樣的結果，似乎也反映華人實用主義的文化傳統，對知識抱持著一種功利主義傾向。受到儒家思想的影響，華人讀書常常是為了立功、做官、履行職責，甚至留名青史(Yu, 1996)。然而，當學生帶著工具性的考量選填科系時，社會論述卻常強調並鼓勵以興趣作為選系考量，但這種強調內在動機的說法，卻正好與許多學生的考量有所扞格。

在西方的心理學研究，內在動機常被視為較佳的動機，可促進學生的自主學習行為，而外在獎賞(一種外在動機)的出現則可能會使內在動機下降或消失，稱為「過度辯證效果」(overjustification effect；見Aronson, Wilson, & Akert, 1994)。一旦外在獎賞消失，原本自發的學習行為也可能會消失。在此觀點下，外在動機對內在動機有負向效果，也不利於自主學習。但本研究未發現外在動機對內在動機的破壞性，而是外在動機對內在動機有正向效果。若進一步來看，外在動機的構念是複雜的，有不同層次之分(Ryan & Deci, 2000b)。外在獎賞或處罰是最為典型的外在動機，也是最可能造成內在動機下降的因素；雖然在Lent等(1994)的社會認知生涯理論中，結果期待較偏向外在動機，但其所強調之工具性或實用價值，仍具有某種內在(internal)程度(Ryan & Deci, 2000a, 2000b)。因此，不同類型的外在動機不能混為一談。

事實上，在學習任何學科的過程，總是會遇到困難或挫折，特別是，當學習內容屬於高深或進階，許多學習活動本身並不是令人感到快樂或愉悅(Ryan & Deci, 2000a)。在此種情況下，純粹的內在動機可能相當缺乏，或者，學習的興趣容易因為困難或挫折而打折扣；但學生若能瞭解到這些學科或學習活動的實用價值(如：對將來謀職有幫助、對社會大眾有益)，也不失為一項有利於學習的因素，對學生的自發學習行為應有正向的作用。學生若是基於此類的外在動機，作為未來的生涯選擇的考量，對其將來的學習成果或職業表現應當也會有正面助益。

三、未來研究方向

Lent等(1994)提出社會認知生涯模式，目的在解釋個人的生涯選擇與發展。有些研究以學生為樣本，從該模式探討學生在數理(如：科學、數學、工程等)學科領域的生涯發展或選擇(Fouad & Smith, 1996; Fouad et al., 2002; Lent et al., 2001, 2003, 2008)，但該模式卻較少在其他學科領域(如：社會人文)中受檢驗，也較少用來探討成人的職業選擇與發展。Fouad等曾以美國大學生(主要是歐裔白人)為對象，將社會認知生涯模式應用在數理與人文社會(社會、英文及藝術)等學科領域。雖然路徑模式大同小異，但在社會人文領域中，比起興趣對選擇目標的預測力，學科結果期待是更重要的因素。由於理論模式是抽象的、去脈絡化的，若應用到不同學科領域，有時則因學科特性而需要做適度調整或修改(簡晉龍等，2008)。未來研究可探究社會認知生涯模式在不同學科領域適用性，並實際應用至職業生涯的研究。

再者，本研究採社會構成觀點，主張社會文化因素對女性的科學學習較為不利，而造成男、女學生在科學自我效能及科學生涯意向的差異。這些差異都是比較偏向於情意層面的心理向度。然而，同樣不利的社會條件，並沒有讓女學生有較差的科學表現，原因又為何？一個可能性是，華人文化向來有重視「努力」的傳統。在華人社會中，努力不只是一種獲得成就的手段或策略，本身也具有道德上的意涵(黃光國，2004)，亦即努力是學生應盡的本分(義務)。在這種情況下，不論喜不喜歡該科目，不論成績好或壞，作為一個學生都要(會)努力。究竟這樣的推測是否正確，有待進一步檢驗。

最後，本研究採大型資料庫做次級資料分析，為一大樣本的量化研究。本研究捕捉到不同性別學生在科學生涯上的差異，但這些差異也並非絕對。在社會化因素不利的情況下，或許女性較容易有偏低的科學自我效

能及動機，進而導致有較低的科學生涯選擇意願，但仍有不少女學生在逆境中仍選擇以科學為職志(吳淑敏，2009)；反之，在社會化因素較有利的條件下，也有不少男學生對科學興趣缺缺。因此，在社會結構與教育環境之外，尚有哪些微妙的因素在作用著，影響不同性別學生的科學生涯發展，值得進一步探究。

四、研究限制

本研究由理論出發(theory-driven)，檢驗Lent等(1994)的社會認知生涯理論，不但具有理論上的意義，也符合假設－演繹－確證的論證模式。本研究結果只是確證(confirmed)了所提出的SCCM模型，增加該模型的可信度，但無法證明(verified)該模型為真或是具有唯一性，也並不排除其它更佳模式存在的可能性。不同的研究者可能會就同一筆資料嘗試各種可能性，從中找出所謂的「最佳」模式；但這種作法是屬於資料導向(data-driven)，為一種探究性(exploratory)的資料分析方法，除缺乏理論上的意義，在統計檢定的機率值也將有所偏差(Green & Babyak, 1997; MacCallum, Roznowski, & Necowitz, 1992)。因此，許多統計學者並不鼓勵資料導向的探究分析。

誌謝

本研究承蒙行政院國家科學委員會科學教育發展處專案計畫經費補助(計畫編號：NSC97-2511-S-003-045-MY5)。此外，兩位審查者以及主編所提供的專業建議提升本研究的可讀性，特此感謝。

附註

1. 本研究的「社會構成論」之英文為“social constructionism”，因與「社會建構論」(原文為“social constructivism”)意義不同，故採不同中譯名詞以區辨之。社會構成論基本上是反本質主義(anti-essentialism)，認為許多被用來解釋人類外在行為的內在本質——如性格(personality)、非生理的性別(gender)……等等——皆為社會所建構出之構念。相對地，社會建構論者則不排除性格或非生理性別等概念所對應的實體是真實存在的，只不過該實體的養成是在社會互動中或受外在環境所影響的。Lent等(1994)的社會認知生涯理論主張，性別(gender)觀念是社會所建構出來的，因此較接近社會構成論者的觀點。
2. 卡方值可用來檢驗模式與觀察資料間的適配度，但卡方值容易因大樣本(超過200)而過度敏感，幾乎任何模式都會達顯著而被拒絕(Hair et al., 1998, p. 655)，故在模式檢驗時會參照其他指標判斷，而卡方值仍會列出供參考。
3. LISREL報表沒有提供各細項的間接效果值及考驗，本研究採Sobel test的方法計算並考驗之(見Baron & Kenny, 1986)。
4. 若以PISA 2006科學能力的第一個似真值(plausible value)，預測「科學生涯意向」潛在變項，兩者的相關(路徑係數)約為.22 ($p < .001$)，故客觀科學能力對科學生涯意向的解釋量約為5%，遠低於主觀信心(科學自我效能)對科學生涯意向之解釋力。
5. Fouad與Smith (1996)研究數學和科學領域的生涯意向，發現興趣對生涯意向的預測力(.28)小於結果期待(.39)。但就理論而言，社會認知生涯模式確實較強調生涯興趣，且興趣為預測生涯意向的最直接因素(見Lent et al., 1994)。

參考文獻

1. 田秀蘭(2003)。社會認知生涯理論之興趣模式驗證研究。**教育心理學報**，**34**(2)，247-266。
2. 任宗浩、譚克平、張立民(2011)。二階段分層叢集抽樣的設計效應估計：以TIMSS 2007調查研究為例。**教育科學研究期刊**，**56**(1)，33-65。
3. 佘曉清(1998)。科學教育與性別差異的省思。**兩性平等教育季刊**，**2**，51-57。
4. 余民寧(2006)。**潛在變項模式：SIMPLIS的應用**。臺北市：高等教育。
5. 吳淑敏(2009)。傑出女性科學家生涯發展歷程之探討。**特殊教育研究學刊**，**34**(1)，75-103。
6. 李哲迪(2009)。臺灣國中學生在TIMSS及PISA的科學學習成果表現及其啟示。**研習資訊**，**26**(6)，73-88。
7. 林靜雯(2009)。檢視1995-2003年臺灣科學教育研究中的性別議題。**科學教育研究與發展季刊**，**52**，21-50。
8. 教育部(2010)。**性別統計指標：歷年大專校院學生人數——按科系9大領域及性別分**。查詢日期：2010年6月3日，檢自http://www.edu.tw/statistics/content.aspx?site_content_sn=8168。
9. 黃光國(2004)。儒家社會中的生活目標與角色義務。**本土心理學研究**，**22**，121-193。
10. 黃幸美(1995)。數理與科學教育的性別差異之探討。**婦女與兩性學刊**，**6**，95-135。
11. 黃囉莉(2003)。游移於生物決定論與社會建構論之間：心理學中的性別意識。**女學學誌：婦女與性別研究**，**16**，85-120。
12. 蔡麗玲(2003)。科學學習與科學知識是中立的嗎？**兩性平等教育季刊**，**23**，91-97。
13. 蔡麗玲(2004)。朝向性別容納式的科學。**性別平等教育季刊**，**29**，13-26。
14. 蔡麗玲(2009)。在科學裡看見性別。**性別平等教育季刊**，**46**，8-10。
15. 簡晉龍、任宗浩、張淑婷(2008)。跨學科間自我概念與學業成就路徑模式之檢驗——整合模式在數學和科學領域的適用性。**教育心理學報**，**40**(1)，107-126。
16. Archer, J., & Lloyd, B. (2004)。**性與性別**(*Sex and gender*; 2nd ed.；簡皓瑜譯)。臺北市：巨流。(原作出版於2002年)
17. Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1988). Structural equation modeling in practice: A review and recommended two-step approach. *Psychological Bulletin*, *103*(3), 411-423.
18. Aronson, E., Wilson, T. D., & Akert, R. M. (1994). *Social psychology: The heart and the mind*. New York: Harper Collins College.
19. Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, *51*(6), 1173-1182.
20. Byars-Winston, A., Estrada, Y., Howard, C., Davis, D., & Zalapa, J. (2010). Influence of social cognitive and ethnic variables on academic goals of underrepresented students in science and engineering: A multiple-groups analysis. *Journal of Counseling Psychology*, *57*(2), 205-218.
21. Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002).

Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, *9*(2), 233-255.

22. Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
23. Enders, C. K. (2006). Analyzing structural equation models with missing data. In G. R. Hancock & R. O. Mueller (Eds.), *Structural equation modeling: A second course* (pp. 315-344). Greenwich, CT: Information Age.
24. Fouad, N. A., & Smith, P. L. (1996). A test of a social cognitive model for middle school students: Math and science. *Journal of Counseling Psychology*, *43*(3), 338-346.
25. Fouad, N. A., Smith, P. L., & Zao, K. E. (2002). Across academic domains: Extensions of the social-cognitive career model. *Journal of Counseling Psychology*, *49*(2), 164-171.
26. Green, S. B., & Babyak, M. A. (1997). Control of type I errors with multiple tests of constraints in structural equation modeling. *Multivariate Behavioral Research*, *32*(1), 39-51.
27. Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (1998). *Multivariate data analysis* (5th ed.). Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
28. Jen, T.-H., Lee, C.-D., & Chien, C.-L. (2009, July). *A secondary analysis of Taiwanese 8th graders' social relationships in science class and science achievement*. Paper presented at 40th Annual ASERA Conference. Geelong, Australia.
29. Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Chicago, IL: Scientific Software International.
30. Lent, R. W., & Brown, S. D. (1996a). Applying social cognitive theory to career counseling: An introduction. *The Career Development Quarterly*, *44*(4), 307-309.
31. Lent, R. W., & Brown, S. D. (1996b). Social cognitive approach to career development: An overview. *The Career Development Quarterly*, *44*(4), 310-321.
32. Lent, R. W., Brown, S. D., Brenner, B., Chopra, S. B., Davis, T., Talleyrand, R., et al. (2001). The role of contextual supports and barriers in the choice of math/science educational options: A test of social cognitive hypotheses. *Journal of Counseling Psychology*, *48*(4), 474-483.
33. 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*(1), 79-122.
34. 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*(4), 458-465.
35. Lent, R. W., Lopez, A. M., Jr., Lopez, F. G., & Sheu, H.-B. (2008). Social cognitive career theory and the prediction of interests and choice goals in the computing disciplines. *Journal of Vocational Behavior*, *73*(1), 52-62.
36. MacCallum, R. C., Roznowski, M., & Ne-

cowitz, L. B. (1992). Model modifications in covariance structure analysis: The problem of capitalization on chance. *Psychological Bulletin*, *111*(3), 490-504.

37. Organisation for Economic Co-operation and Development. (2007). *PISA 2006: Science competencies for tomorrow's world, Vol. 2: Data*. Paris, France: Author.
38. Organisation for Economic Co-operation and Development. (2009). *PISA 2006 technical report*. Paris, France: Author.
39. Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2000a). Intrinsic and extrinsic motivations: Classic definitions and new directions. *Contemporary Educational Psychology*, *25*(1), 54-67.
40. Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2000b). Self-determination theory and the facilitation of intrinsic motivation, social development, and well-being. *American Psychologist*, *55*(1), 68-78.
41. She, H. C. (1998). Interaction between different gender students and their teacher in junior high school biology classes. *Proceedings of the National Science Council. Part D, Mathematics, Science, and Technology Education*, *8*(1), 16-21.
42. Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics* (5th ed.). Boston, MA: Allyn and Bacon.
43. Thompson, M. S., & Green, S. B. (2006). Evaluating between-group differences in latent variable means. In G. R. Hancock & R. O. Mueller (Eds.), *Structural equation modeling: A second course* (pp. 119-169). Greenwich, CT: Information Age.
44. Tien, H.-L. S., Wang, Y.-F., & Liu, L.-C. (2009). The role of career barriers in high school students' career choice behavior in Taiwan. *The Career Development Quarterly*, *57*(3), 274-288.
45. Yu, A.-B. (1996). Ultimate life concerns, self, and Chinese achievement motivation. In M. H. Bond (Ed.), *The handbook of Chinese psychology* (pp. 227-246). Hong Kong: Oxford University Press.

附錄一：各觀察變項間的相關係數及其偏態與峰度

變項	gd	E1	E2	E3	E4	E5	E6	O1	O2	O3	O4	O5	N1	N2	N3	N4	N5	C1	C2	C4	C4
gd	1																				
E1	.32	1																			
E2	.32	.83	1																		
E3	.30	.81	.84	1																	
E4	.33	.82	.83	.85	1																
E5	.26	.72	.76	.79	.78	1															
E6	.28	.73	.75	.82	.80	.83	1														
O1	.24	.47	.46	.45	.42	.43	.42	1													
O2	.30	.51	.50	.49	.47	.47	.47	.80	1												
O3	.18	.45	.48	.47	.43	.49	.48	.74	.73	1											
O4	.23	.47	.48	.48	.45	.47	.47	.79	.79	.83	1										
O5	.24	.48	.47	.46	.44	.46	.45	.79	.79	.78	.86	1									
N1	.27	.50	.53	.52	.51	.50	.51	.48	.50	.50	.48	.48	1								
N2	.30	.46	.47	.49	.47	.48	.49	.46	.47	.50	.47	.45	.75	1							
N3	.28	.54	.54	.54	.53	.52	.50	.48	.51	.48	.49	.49	.74	.71	1						
N4	.22	.41	.45	.47	.43	.48	.49	.45	.45	.52	.48	.45	.70	.77	.65	1					
N5	.34	.51	.54	.55	.52	.53	.54	.50	.52	.53	.51	.50	.79	.82	.75	.84	1				
C1	.38	.54	.53	.54	.52	.50	.51	.62	.64	.54	.60	.60	.57	.58	.59	.55	.62	1			
C2	.39	.55	.53	.55	.53	.51	.52	.60	.64	.53	.59	.59	.56	.58	.59	.54	.63	.89	1		
C3	.34	.53	.50	.51	.51	.47	.49	.54	.58	.49	.54	.54	.50	.50	.54	.46	.54	.83	.85	1	
C4	.35	.53	.52	.52	.51	.49	.50	.58	.61	.52	.57	.57	.54	.55	.56	.52	.60	.87	.87	.89	1
偏態	—	.36	.18	.17	.39	-.05	.02	-.46	-.23	-.57	-.42	-.38	-.23	-.16	.22	-.55	-.19	.24	.34	.62	.42
峰度	—	.01	-.27	-.29	-.05	-.39	-.47	.07	-.43	.77	.02	-.13	-.20	-.42	-.35	.16	-.50	-.52	-.48	.18	-.29

註：表中相關係數是經過「學生權重」(final student weight)加權計算出的「多分差相關」與「多系列相關」係數，非「皮爾森積差相關」(Pearson's product-moment correlation)。各潛在變項的觀察指標如下：性別gd、科學自我效能E1~E6、科學結果期待O1~O5、科學興趣N1~N5、及科學生涯意向C1~C4。

科學教育學刊
2011, 第十九卷第五期, 461-481

Chinese Journal of Science Education
2011, 19(5), 461-481

Investigating the Impact of Secondary School Students' Gender on Science-Related Career Choice Intentions in Taiwan – The Case in PISA 2006

Chin-Lung Chien[1] and Tsung-Hau Jen[2,*]

[1]Department of Psychology, National Chengchi University
[2]Science Education Center, National Taiwan Normal University

Abstract

The study aimed to investigate gender difference on "Science-related Career Choice Intentions" (SCCI) and the potential variables mediating the effect of gender on SCCI. According to social cognitive career theory and social constructionism, the socio-cultural factors implicated behind the social construct of "gender" may cause gender difference on SCCI, and the gender effect on SCCI may be mediated by science self-efficacy, outcome expectation (external motivation), and science interest (internal motivation). The study used a secondary analysis approach and the data from 8,812 Taiwanese students responses in the PISA 2006 instrument were analyzed. The latent mean analyses showed that boys' SCCI, science self-efficacy, outcome expectation, and science interest were significantly higher than girls'. Most importantly, path analysis with latent variables showed that the gender variable exerts a direct effect on SCCI and indirect effects mediated through science self-efficacy, outcome expectation and science interest. Finally, the implications and directions for future research are discussed.

Key words: Career Choice, Secondary Data Analysis, Self-efficacy, Social Constructionism, Structural Equation Modeling

* Corresponding author: Tsung-Hau Jen