

行政院國家科學委員會專題研究計畫 成果報告

女生科學學習的觀念雛形、認知歷程及社會影響的動態歷程研究--科學自我概念與科學評價對兩性科學學習之影響
(第2年)

研究成果報告(完整版)

計畫類別：整合型
計畫編號：NSC 97-2511-S-152-008-MY2
執行期間：98年08月01日至99年10月30日
執行單位：國立臺北教育大學初等教育學系

計畫主持人：張郁雯

計畫參與人員：碩士班研究生-兼任助理人員：陳愷欣
碩士班研究生-兼任助理人員：鍾婷婷
大專生-兼任助理人員：林玟慧
大專生-兼任助理人員：蕭凱亭
大專生-兼任助理人員：張仲賢

處理方式：本計畫可公開查詢

中華民國 100 年 01 月 06 日

目錄

| | |
|---|-----|
| 目錄 | I |
| 摘要 | II |
| Abstract | III |
| 前言 | 1 |
| 發展的趨勢 | 3 |
| 期望價值理論 (Expectancy Value Model) | 3 |
| 能力自我概念 (self-concept of ability) | 3 |
| 主觀的學習價值 | 4 |
| 研究目的 | 6 |
| 研究方法 | 6 |
| 以臺、日、港、韓在 PISA 2006 研究探討兩性科學表現之差異 | 6 |
| 資料來源和樣本 | 7 |
| 研究變項 | 7 |
| 資料分析 | 8 |
| 自然相關科系之大學生其科系選擇、數理能力、數理興趣與數理自我概念之關係 | 9 |
| 資料來源和樣本 | 9 |
| 研究變項 | 10 |
| 資料分析 | 10 |
| 結果與討論 | 11 |
| (一) 以臺、日、港、韓在 PISA 2006 研究探討兩性科學表現之差異 | 11 |
| 各項統計指標顯示亞洲四國兩性之科學成就型態相似性多於相異性 | 11 |
| 科學興趣、科學價值和科學自我評價存在顯著性別差異 | 13 |
| 價值期望理論之驗證 | 14 |
| (二) 自然相關科系之大學生其科系選擇、數理能力、數理興趣與數理自我概念之關係 | 21 |
| 學科能力的性別差異 | 21 |
| 數理自我概念與興趣之性別差異 | 23 |
| 長期追蹤資料之分析 | 23 |
| 影響科系選擇各變項之相對影響力 | 23 |
| 結論與建議 | 26 |
| 參考文獻 | 27 |
| 計畫成果自評 | 31 |

摘要

從 PISA2006 的資料，以多項統計指標檢視科學表現之性別差異，結果發現無顯著性別差異。然而，由高等教育資料庫分析大學入學新生在數學與科學學測的表現，則不論是 92 還是 94 學年度均有顯著性別差異。TIMSS 的資料則顯示，高分組與低分組在多項統計指標上均有顯著性別差異。抽樣與測量工具很可能是造成 PISA 結果與其他資料庫發現不同的原因。PISA 和高等教育資料庫的分析均顯示男生在科學自我概念與科學評價上均顯著大於女生。大一新生，控制了科學能力之後，科學自我概念與科學評價仍舊對選讀數理相關科系有顯著之影響。然而，長期追蹤資料卻顯示，進入大學學習後，數理自我概念雖有提升，數理興趣卻下降了，這個發現值得科學教育相關工作者加以注意。本研究第一年檢視 PISA2006 台、港、日、韓四國學生在科學表現、自我概念及評價之性別差異。依照科學表現之分數，將受測者分成四個人數相等的能力群組。檢視四組學生在平均值、標準差以及人數比例上的性別差異。結果發現，四個國家的男女學生四組之科學表現平均值大部分無顯著差異。僅有日本的最高分組是男性表現優於女性，韓國的最低分組，女性表現優於男性。然而，在表現最好的前 25%，除了韓國，其餘三國均是男性人數遠多於女性。在科學自我概念以及科學評價上，均出現男性優於女性的現象。台灣與香港的組型較為接近，在科學評價上高於國際平均值，但科學自我概念卻低於國際平均值。日本與韓國不論是科學自我概念還是科學評價均低於國際平均值。結構方程模式分析結果顯示四國的資料均符合期望價值理論模式，各國之兩性在測量與結構關係上均無明顯差異，顯示此一理論跨國跨性別之適用性。第二年以台灣高等教育資料庫，探討大一數理相關科系之新生，其數理能力、數理自我概念以及數理興趣的性別差異。結果發現 92 與 94 學年之學生，在數學與自然兩科的學測成績、數理自我概念以及興趣上都是男生顯著高於女生。影響是否選擇數理相關科系比較重要的因素，依序為自然科學測成績、工作機會、數理興趣、數學科學測成績。顯示數理興趣對科系選擇之相對重要性。然而，長期追蹤的資料顯示，經過一年多的學習，兩性在數理自我概念上均有顯著上升，但他們對數理的興趣卻呈現下降的趨勢。

關鍵字：科系選擇、科學自我概念、科學評價、期望價值理論、性別差異

Abstract

PISA data 2006 from Taiwan, Hong Kong, Japan, and Korea were analyzed to investigate gender differences in science performance, self-concept, and subjective science values as well as the relationship among those variables in the first- year study. Each student was assigned to one of quartile groups based on his/her science performance. For each group, gender differences in central tendency, standard deviation, and numbers were examined. The results indicate that gender differences are generally small. Males outnumber females substantially among high performing group in all countries except Korea. Males have higher science self-concept and science values than female in all countries. The expectancy-value model is supported by the data from the four countries. National Higher Education Data System in

Taiwan collected in 2003 and 2005 were used to examine the gender differences in science and math scores of college entrance exam. In addition, science self-concept and interest were compared. The subjects are those who majored in science-related department including engineering. The results from both years consistently show that males have significantly higher test scores as well as attitude measures than females. The most important factors that affect the choice of major are science test score, job opportunity, science interest, and math test score. However, longitudinal study shows that junior students' science self concept increase, but their science interest decrease. The implications for science educators are discussed.

Keywords: major choice, science self-concept, subjective science values, expectancy-value model, gender differenc

前言

兩性在數學與科學學習上的差異一直是許多研究者關注的議題。近年的研究顯示兩性在科學成就上的差異縮小了，甚至女生表現得比男性優異。表 1 呈現國際數學與科學教育成就趨勢調查 (Trends in International Mathematics and Science Study, 以下簡稱 TIMSS 於 1999 和 2003 台灣以及國際兩性在科學以及各內容領域的量尺分數。表 1 顯示不論是國際或台灣兩性科學表現 2003 年兩性有統計顯著差異的內容領域卻變多了，這是因為 TIMSS 1999 在進行兩性差異檢定時運用了 Bonferroni 檢驗控制多重比較的 α rate，因為國家眾多，因而得到極端保守的估計。如果從分數的差距來看，兩性量尺分數的差距似乎有縮小的趨勢。TIMSS 兩個循環的成就表現真的反應了兩性在科學能力上差距更接近了嗎？還是因為兩屆測量工具的問題？在 TIMSS 的報告中說到：

「對於每個 TIMSS 的評量，檢視題目統計量以偵測任何的性別偏見是選題的重要階段。因此如果任何顯著差異存在，可以合理地假設差異來自表現而不是題目情境利於特定性別」(Martin, Mullis, Gonzalez, & Chrostowski, 2004, p.120)。

然而細看技術報告試題分析與檢視一章(Martin, Mullis, & Chrostowski, 2004)，並未提及有關性別偏誤的檢視過程。因此，測量問題仍有可能是造成兩性能力表現接近的因素之一。

表 1 TIMSS 各次調查八年級學生科學成就之性別差異

| | 生命科學 | | 化學 | | 物理 | | 地球科學 | | 環境科學 | | 科學總分 | | |
|------|------|------|------|------|-----|-----|------|-----|------|-----|------|-----|------|
| | 女 | 男 | 女 | 男 | 女 | 男 | 女 | 男 | 女 | 男 | 女 | 男 | |
| 1999 | 台灣 | 529 | 546 | 543 | 557 | 542 | 563 | 555 | 571 | 555 | 579 | 561 | 578 |
| | | 7.4 | 7.0 | 3.8 | 6.5 | 6.6 | 6.8 | 4.1 | 8.3 | 6.7 | 4.9 | 3.9 | 5.7 |
| | 國際 | 479 | 496* | 487 | 488 | 477 | 498* | 480 | 495* | 481 | 494* | 480 | 495* |
| | | 1.1 | 1.1 | 1.0 | 1.1 | 1.1 | 1.1 | 1.1 | 1.1 | 1.1 | 1.2 | 0.9 | 0.9 |
| 2003 | 台灣 | 563 | 562 | 589* | 579 | 568 | 571 | 542 | 554* | 561 | 558 | 571 | 572 |
| | | 3.6 | 3.4 | 4.3 | 4.6 | 3.6 | 3.8 | 3.2 | 3.9 | 3.5 | 3.2 | 3.8 | 3.8 |
| | 國際 | 476* | 473 | 474 | 474 | 468 | 480* | 466 | 482* | 472 | 476* | 471 | 477* |
| | | 0.6 | 0.6 | 0.6 | 0.6 | 0.6 | 0.6 | 0.6 | 0.6 | 0.6 | 0.6 | 0.7 | 0.7 |

*顯著大於另一性別

表格整理自 Martin et al., 2000；2004

如果兩性科學能力表現真的拉近了，那麼在科學相關工作領域上，兩性的比例是否較先前接近呢？表 2 呈現的是作者根據教育部統計處所公布的 87 學年度與 98 學年度大學生、碩士生以及博士生在學人數的數據（教育部，2010），計算出主修與科學相關科系人數佔該性別人數的百分比。我們可以發現，兩性差異最大的領域為工程學類，在 98 學年度所有的男博士班在學生中有近半數（48.5%）攻讀工程學類而女性博士生只有 14.3% 攻讀工程學類，兩者的差距雖然比起 87 學年度接近，但仍有相當的差距。98 學年度在博士班階段，男女差距較先前拉近了些，然而在大學部兩性的差距並沒有縮小。在數學及電算機科學類和自然科學類，兩性的差距也沒有太大的改變。表 2 說明了經過 11 年，兩性在就讀科學相關科系上的差距改變不大。這與美國 National Science Foundation (2007) 的統計結果類似：女性比男性更少選擇數學與科學相關職業的現象並沒有隨著兩性科學能力的拉近而產生大的變化。如果兩性的科學能力已經接近，然而女性最終在科學相關工作領域人數與男性仍舊不成比例，那麼原因是什麼呢？

表 2 大學以上主修科學各領域男女學生數佔同級、同性別學生數之比例

| | 87 學年度 | | | | | | 98 學年度 | | | | | |
|-----------|--------|-----|------|-----|------|-----|--------|------|------|-----|------|-----|
| | 博士班 | | 碩士班 | | 大學生 | | 博士班 | | 碩士班 | | 大學生 | |
| | 男 | 女 | 男 | 女 | 男 | 女 | 男 | 女 | 男 | 女 | 男 | 女 |
| 自然科學類 | 7.8 | 5.6 | 7.0 | 4.7 | 4.1 | 1.4 | 7.1 | 4.6 | 3.5 | 2.0 | 2.4 | 0.8 |
| 數學及電算機科學類 | 3.0 | 2.5 | 4.4 | 3.8 | 8.1 | 5.5 | 3.1 | 2.5 | 5.6 | 3.1 | 9.5 | 5.5 |
| 工程學類 | 50.4 | 9.5 | 46.1 | 9.2 | 34.7 | 4.8 | 48.5 | 14.3 | 40.9 | 8.8 | 39.9 | 5.5 |

學者將兩性在數學、科學、工程與科技工作領域比例懸殊，女性人數過少的現象比喻成有漏洞的管線 (leaky pipeline)，在學習階段一路洩漏，到生涯抉擇時，女性所剩無幾 (Blickenstaff, 2005)。如果兩性的科學能力已經接近，然而女性最終在科學相關工作領域人數與男性仍舊不成比例的原因是什麼呢？

原因之一可能是要進入科學相關工作領域，其科學能力必須達到某種水準，是否可能兩性的科學成就平均值雖然接近，但分數分佈的情形不相同而有不同的選擇。PISA 的研究報告指出雖然兩性的科學成就平均值差異不大，但是校內間的性別差異仍是值得持續關注的議題 (OECD, 2007, p25)。過去國內使用 TIMSS 1999 和 2003 的台灣地區資料進行兩性成就表現的探討，都是進行平均值的差異檢定 (如吳琪玉，2005)。從 TIMSS 1999 和 2003 的報告顯示女生在 2003 年科學總平均進步 10 分而男生退步 6 分，那麼在各個四分位數，兩性的比例是否有明顯的變化，這是研究想探討的第一個議題。

Jacobs (2005) 在針對性別與種族在數學與科學生涯選擇上差異進行過去 25 年的文獻回顧指出數學、科學以及資訊科技生涯選擇的性別差異仍舊存在，即使兩性在標準化的測驗分數相同，兩性仍舊有不同的生涯選擇，除了能力之外，學科自信、對學科的價值與興趣也許對生涯選擇也扮演著重要的角色。Blickenstaff (2005) 歸納過去學者對女性在科學表現不佳的原因，也指出在大學中轉出科學相關主修的女性，其學業表現 (GPA) 並未比留在原系的女學生差，他認為兩性對科學的態度、課程、教學方式、教師期望等顯然是重要因素。Linver & Davis-Kean (2005) 以中學生為研究對象指出學科自我概念的性別差異而不是成就差異是影響生涯選擇的最重要的因素。

國內利用 TIMSS 資料探討影響科學學習成就的主要因素也指出科學學習信心以及科學評價的

重要性（鄭士鴻，2006；陶韻婷，2007；陳政帆，2007；張翠萍，2007；陳麗妃，2006）。因此，探討女學生的科學學習除了學習成就之外，應進一步探討科學自我概念與科學評價等動機因素。由於科學自我概念與科學成就成正相關，過去的研究在探討兩性的科學自我概念與科學評價之差異時，未能控制兩性科學成就變項，換言之，男性較喜歡科學可能是因為男性有較高的科學成就。因此，本研究想探討的第二個議題為控制科學成就之情況下，性別能否進一步解釋科學自我概念與科學評價之性別差異。本計畫案第一年對 PISA2006 資料進行分析，這是台灣首度參加由 OECD 所主導的國際教育評比研究，PISA 2006 研究中蒐集詳盡的學生科學態度資料，而且資料顯示，台灣科學成就表現性別差異雖不大，但在科學自我概念上兩性的差異，台灣科學成就表現性別差異雖不大，但在科學態度上，有好幾項指標，如，科學自我概念、科學自我效能、未來學習科學的動機，兩性的差異在 57 個國家中差異最大的，因此，運用 PISA 2006 的資料可以詳盡探討這些變項間的關係，供科學教育教學與政策的參考依據。第二年使用台灣高等教育資料庫，因為該資料庫調查大一新生入學時在大學學科測驗與大學指定考試，同時也要求學生自評其學科能力，因此，可以瞭解科學表現相同的男女學生，其科學自我概念是否有所差異，對大學科系的選擇之影響。

發展的趨勢

早期研究認為能力信念的性別差異到青春期早期會出現，但晚近的研究指出能力信念與價值的差異在小學階段即出現（陳麗妃，2006；Eccles, Wigfield, et al., 1993; Marsh, 1989, Wigfield et al., 1997）。過去的研究指出學科的能力知覺和價值隨著年齡而逐漸下降而且兩性間的差距有逐漸縮小的趨勢（Jacob et al., 2002；Wigfield et al., 1997）。國內尚未有研究探討學生科學自我概念與科學評價的性別差異，本研究利用 PISA 2006 的資料，以及台灣高等教育資料庫探討國中生與大一學生的科學自我概念和科學評價兩性差異的變化情形。再加上過去作者對 TIMSS 的四年級與國中二年級的學生資料，可以提供一個發展橫斷面的圖像。

期望價值理論 (Expectancy Value Model)

Eccles 等人（1983）提出期望價值理論，主張事實（如，過去的成功與失敗等）並非影響學習成就與學習選擇行為的主要因素，而是個人對成敗的歸因、重要他人的影響、個人對需求、價值、性別認同以及學習活動特性之知覺的重影響。這些因素決定學習行為的期望與價值。圖 1 呈現此一模式新近的完整版本。本研究乃整合型計畫的子計畫，欲以國際評比資料，探究女性科學學習的狀況，受限於國際評比的研究設計，因此，研究焦點置於此一模式的成功預期以及主觀學習價值對科學成就的影響。根據過去的研究顯示在青春期之前，模式中的成功預期與能力信念是無法適當區隔的（Eccles & Wigfield, 2002），以下說明此二理論構念。

能力自我概念 (self-concept of ability)

是指個人對自己能完成特定任務的自我評量。行為的預期直接受到能力自我概念和對學習難度估計的影響，而過去的成敗經驗和文化因素則經由個人對這些事件的解釋而間接影響行為的期望。能力自我概念與學習難度的估計這兩個影響行為期望的因素又以能力自我概念最為關鍵。

過去許多研究結果指出自我能力信念是實際成就表現的重要中介變項 (Eccles, Wigfield, & Schiefele, 1998) 早期的研究再測量上偏向整體的自我能力信念與成就之關係，晚近的研究與理論（如 Byrne, 1996; Eccles et al., 1998; Harter, 1998; Marsh, 1993）則著重於探討特定領域的能力信念與特定成就與表現間的關係。研究顯示控制了先前能力之後，自我能力信念仍與成就相關（Eccles,

1987; Eccles, Adler, & Meece, 1984; Eccles, Wigfield, Harold, & Blumenfeld, 1993; Wigfield, Eccles, Mac Iver, Reuman, & Midgley, 1991)。

主觀的學習價值

學習某學科的價值受到四種主要成分的影響(1)是興趣價值：從事此項學習的樂趣。(2)實用價值：學習有助於實現短期或長期的目標。(3)成就價值：良好的學習能肯定其對自我的看法，例如，學生認為自己是聰明的，聰明的人該學科學。因此學好科學就有成就價值。(4)代價：選擇某項學習得放棄某種選擇或接受某些負向經驗。研究發現對特定領域的重視能夠預測個體當時與未來的活動選擇(Eccles & Harold, 1991; Eccles & Wigfield, 1995; Wigfield, 1994)。有關學習價值的性別差異則呈現不一致的結果，因為學習價值的測量不同而有不同的結果。若測量包含興趣與重要性信念，則研究顯示兩性對數學與科學的評價無差異(Jacobs et al., 2002)，但若將學習價值分開檢視，則會發現男生給予數學較高的成就價值(Andre et al., 1999; Simpkins, Davis-Kean & Eccles, 2006)。

成就行為的選擇、表現和持續，主要受到能力信念和主觀的評價兩個變項的影響。回顧國內過去利用TIMSS資料探討科學自我概念、科學評價與科學成就的關係之研究，多半利用積差相關探討兩兩間的關係或是利用多元迴歸找出對科學成就較有預測力的變項，未能同時考慮這三個變項間的關係，本研究計畫在第一年以PISA 2006的資料透過結構方程模式(structure equating modeling)驗證Eccles等人所提出的期望價值理論(expectancy value model)(Eccles et al., 1983)中科學自我概念、科學評價、科學自我效能、科學成就與科學活動變項間之關係。此外這個研究將進一步比較亞洲四個國家地區之科學學習之動機因素之性別差異。在PISA 2006的研究中，仔細調查學生對學習科學的態度，包含對學習科學的一般興趣、學習科學的樂趣、學習科學的工具性價值、未來選擇學習科學的動機、科學的自我效能、自我概念、科學的一般價值、科學的個人價值、從事科學相關活動等。每個概念大約有4-8個題目加以測量，此時運用結構方程模式能夠同時處理測量誤差以及變項間的結構模式。在本研究中，學生對學習科學的一般興趣、學習科學的樂趣、學習科學的工具性價值、科學的一般價值、科學的個人價值屬於此一模式的主觀學習價值，而科學的自我效能、自我概念，屬於科學能力概念，科學成就分數、從事科學相關活動以及未來選擇學習科學的動機，則是成就相關的選擇與表現。透過結構方程模式進行資料的分析能探討科學自我概念、科學主觀價值以及科學成就與相關選擇間的因果關係，以檢驗期望價值理論變項間的關係。

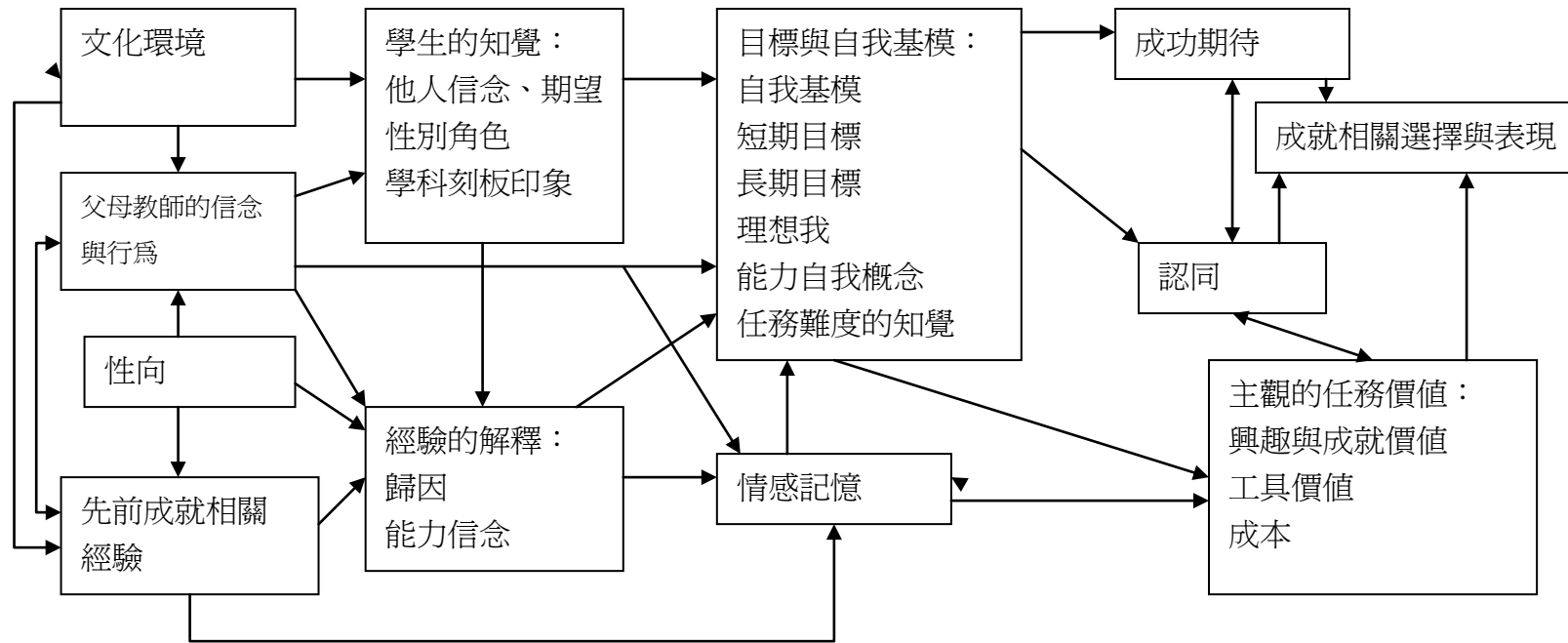


圖 1 Eccles (2005) 成就相關選擇之期望價值

理論以及過去研究指出能力自我概念提高會使得對學科學習興趣與評價提升，因而投入更多的學習時間，學習時間增加，能力跟著提升；而能力提升後，自我概念隨之提高，一個良性的循環於焉形成。(Jacobs & Eccles, 2000; Jacobs et al., 2002)。然而，在 PISA 中並未有未來學習選擇的資料，因此，本研究第二年將以台灣高等教育資料庫（台灣高等教育資料庫整合計畫，2006）進一步探討兩性在科學興趣與科學能力自評上的差異，同時也驗證科學自我概念、科學興趣與科系選擇的關係。

研究目的

本研究為二年期計畫第一年研究則透過 PISA 2006 的資料，比較亞洲四個國家地區：韓國、日本、香港和台灣，15 歲學生學習科學之動機因素，PISA 2006 首次仔細調查學生對學習科學的態度，包含對學習科學的一般興趣、學習科學的樂趣、學習科學的工具性價值、未來選擇學習科學的動機、科學的自我效能、自我概念、科學的一般價值、科學的個人價值、從事科學相關活動等。每個概念大約有 4-8 個題目加以測量，且經過 IRT 分數轉換成指標，能細緻探討期望價值模式中科學自我概念、科學評價以及科學能力間的關係是否因性別而有所不同。這幾個亞洲國家雖然文化相近，但仍有其獨特處，在相近的文化脈絡下探討科學態度對科學學習之影響，更有借鏡的價值。具體的研究目的如下：

- (1) 亞洲各國兩性之科學成就分配，在各個四分位數（PR25 以下、PR26-PR50、PR51-PR75、PR76 以上）兩性之比例是否有不同的組型？
- (2) 控制科學成就分數後，性別因素能解釋存在科學自我概念與科學評價之性別差異的變異的比例在亞洲各國是否不同？
- (3) 透過結構方程模式，比較各國科學自我概念、科學評價、科學自我效能、科學能力與科學活動間的關係之性別差異。

第二年研究利用台灣高等教育資料庫中的 94 年度大一問卷資料，以期望價值理論為基礎，檢視數理能力、數理興趣、數理自我概念三者對選擇數理科系的相對影響力。具體的研究目的為：

- (1) 主修自然科學類、數學及電算機科學類、以及工程學類的男女學生，其數理相關科目的測驗表現是否有差異？
- (2) 主修自然科學類、數學及電算機科學類、以及工程學類的學生男女學生，其數理相關科目的學習興趣與能力自評是否有差異？有相同測驗表現的男女學生，其數理能力自評與學習興趣是否相同？
- (3) 探討兩性數理能力、數理學習興趣與科系選擇之關係。

研究方法

本節分述兩年計畫之資料來源與樣本、研究變項與統計分析方法，在各段再指出各年特定的資料變項與分析方法。

以臺、日、港、韓在 PISA 2006 研究探討兩性科學表現之差異

資料來源和樣本

PISA 2006 研究的調查對象為15歲學生。抽樣設計採兩階段的分層叢聚取樣（two-stage stratified cluster sample design），第一階段是運用「等比率機率抽樣」（probability proportional to size, PPS）的原則先抽取150 所以上學校。第二階段則從被抽到的學校當中符合的學生中隨機抽取35人以上。剔除在研究變項上作答不完整之受試後，各國受測人數呈現於表3。

表3 本研究四國之受測學生樣本數

| | 台灣 | 香港 | 日本 | 韓國 |
|----|------|------|------|------|
| 男生 | 4480 | 1783 | 2897 | 2553 |
| 女生 | 4084 | 1871 | 2860 | 2519 |

研究變項

PISA 2006 的主要變項有性別、科學能力、科學自我概念、科學自我效能、科學評價和科學相關活動。以下逐一說明。

（一）科學能力：包含形成科學議題能力、解釋科學現象能力以及科學舉證能力。

（二）科學自我概念是由以下六個題目加以測量：

1. 學習進階的科學主題對我是容易的。
2. 在科學考試上，我通常答題答得很好。
3. 與自然科學有關的事我學得很快。
4. 科學對我是容易的。
5. 學習科學概念時，我對概念的理解相當好。
6. 我能很快理解新的科學觀念。

（三）科學自我效能是詢問學生自覺獨自從事下列八項活動之容易度：

1. 從報紙對健康議題的報導中，找出科學問題。
2. 解釋為何某地區比其他地區地震較為頻繁。
3. 描述抗生素在治療疾病所扮演的角色。
4. 辨識與垃圾處理相關的科學議題。
5. 預測環境的改變如何影響某些生物的生存。
6. 解釋食物標示所提供的科學訊息。
7. 討論新的證據如何引導你改變對火星是否存在過生物的理解。
8. 指出造成酸雨形成兩個較佳的解釋。

（四）科學評價：包含科學興趣、學習科學的樂趣、學習科學的實用價值、科學的一般價值、科學的個人價值以及科學生涯動機六個面向。

A 科學興趣：詢問對學習科學各領域的興趣含對物理、化學、植物、人體生物、天文、地質、科學家設計實驗方法、科學解釋要件的興趣。

B 科學樂趣：是由以下五個題目加以測量

1. 學科學時，我覺得有趣。
2. 我喜歡閱讀科學相關資料。
3. 做科學的題目我覺得很快樂。
4. 我喜愛獲得科學新知。
5. 我對學習科學感興趣。

C 科學實用價值：是由以下五個題目加以測量

1. 努力學科學是值得的，因為對我日後的工作有所幫助。
2. 科學的學習是重要的因為對我日後的學習有幫助。
3. 我學科學因為我知道它對我是有用的。
4. 我覺得學習科學是值得的，因為對我生涯前景有助益。
5. 我在科學相關科目可以學到許多事對我找工作有幫助。

D 科學一般價值：是由以下五個題目加以測量

1. 科技的進展會改善人們的生活狀況。
2. 科學對幫助我們理解自然世界是重要的。
3. 科技通常能促進經濟。
4. 科學對社會是有價值的。
5. 科技的進展通常帶來社會益處。

E 科學個人價值：是由以下五個題目加以測量

1. 科學的某些概念幫助我瞭解我與他人的關係。
2. 我成年後，在很多方面我都會用到科學。
3. 科學與我息息相關。
4. 我發現科學能幫助我瞭解周邊的事。
5. 離開學校後，會有很多機會用到科學。

F 科學生涯動機：是尤以下四個題目加以測量

1. 我想要從事科學相關的工作。
2. 大學我想要唸科學相關科系。
3. 我想一輩子從事先進的科學工作。
4. 成年後，我想要做科學計畫。

(五) 從事科學相關活動：學生自主性的從事科學相關活動。問卷中調查六項活動：

1. 觀看科學相關電視節目。
2. 借閱或購買科學相關書籍。
3. 瀏覽科學相關網站。
4. 收聽科學相關廣播節目
5. 閱讀科學雜誌或報紙的科學文章。
6. 參加科學社團。

資料分析

(一) 亞洲各國兩性在科學表現分配上之差異

本研究以四分位數將受測者分為四組，從多元統計指標檢視兩性表現之差異，其資料處理方式以六個步驟加以說明。

- 第一、 資料與變項的選擇：選取台灣、韓國、日本、香港地區資料，並選擇學生識別碼、加權值、Jackknife 法須使用得 80 個 replicate weights、性別以及科學成就五個似真值變項。
- 第二、 計算四分位數，進行能力分組：樣本經加權後，計算出四分位數，以四分位數為切截點，可以區隔出四個能力組。四分位數的計算是以各國分數為準，因為本研究想探討的是兩性在不同分配位置之差異。接著，根據受測者的似真值分數，將他分入對應之能力組。由於每個受測者有五

個似真值，而每個似真值所計算出來的四分位數並不相同，因此，最後，每位受測者都會產生五個對應的分組變項。

第三、 計算五個似真值之統計量與抽樣變異：將所選取的各國資料匯入 WesVar 5.1 軟體 (Westat, 2007)。研究者之所以選擇 WesVar 軟體，是因為 WesVar 能夠處理大型教育資料之抽樣與似真值問題且其可根據評量資料抽樣的性質，自行產生適當的 replicate weights。PISA 的資料在抽樣上略不同於 TIMSS。在抽樣變異的估算上是採用 balanced repeated replication (BRR)，並使用 Fay 的修正程序 (OECD, 2009)。本研究將資料匯入 WesVar 5.1 軟體 (Westat, 2007) 後，使用資料庫已產生的 replicate weights 進行分析。

第四、 計算最終統計量和差補變異 (imputation variance)：研究者再將五個似真值所計算出來的平均值、標準差、人數加以平均，獲得最終統計量估計值。接著，計算五次統計量之變異，即為所謂的差補變異。

第五、 計算統計量之最終變異：最後，依據 TIMSS 2003 技術報告 (Martin et al., 2004) 所建議之方法將抽樣變異與差補變異合併，計算出統計量之變異。其公式如下：

$$\text{Var}(T) = U + (1 + M^{-1})B_M$$

Var(T) 是統計量的變異，U 是透過 Jackknife 法計算出來的五次抽樣變異之平均值， B_M 從五個似真值計算而得之差補變異，M 是似真值的個數。

第六、 計算效果量、SDR 以及 M/F 值：效果量的計算是以該能力水準男女平均值差異除以該組整體分數的標準差。SDR 的統計檢定是先計算男女生的變異數比值，再進行 F 檢定，其自由度分子為該組的男生人數減 1，分母為女生人數減 1。

(二) 控制了科學表現分數，性別因素能解釋存在科學自我概念與科學評價之性別差異的變異的比例在亞洲各國是否不同？

首先，以 t 檢定檢視各國科學自我概念與科學評價之性別差異，其次，進行迴歸分析，以科學自我概念和科學評價為依變項，先以科學表現為自變項，然後再加入性別變項，檢視加入性別變項後， R^2 增加的比例在亞洲各國是否相同。科學表現有五個似真值，WesVar 軟體能夠將五個似真值分析結果加以整合得出統計值。

(三) 透過結構方程模式，比較各國科學自我概念、科學評價、科學自我效能、科學能力與科學活動間的關係之性別差異。

由於 PISA 2006 之技術報告已經對科學自我概念、科學評價、科學自我效能與從事相關科學活動量表題目進行因素結構的檢視，並以 IRT 模式估計潛在分數，報告各量表的信度。本研究根據其因素結構設定測量模式，然後根據 Eccles (2005) 之期望價值理論，設定結構關係。逐步檢驗兩性之測量因素結構、因素負荷、以及結構關係是否相等。

自然相關科系之大學生其科系選擇、數理能力、數理興趣與數理自我概念之關係

資料來源和樣本

本研究的資料取自台灣高等教育資料庫 92 大一、94 大一以及 94 大三對外公開學生資料檔。此一資料取樣方式為依學校、科系四碼 (採教育部統計處標準) 及身份別分層，抽樣比例為 25%。各學門人數至少抽取 30 人而各校人數至少 100 人，共計預定抽出 75,084 人，實際回收問卷 52,315 份。

在此資料庫中，學生的科系共分為 18 個學門，本研究挑選有大學學測成績資料的公、私立大學 (學院) 的學生，並從中挑出與數理相關較高的三個學門：自然科學、數理/電算機、工程的學生，剔除漏答學測成績、數理能力以及興趣資料的學生。為了方便研究報告的呈現，本研究將研究結果以資料屬性分成三個部分：

(1) 92 大一新生學生資料。三個學門的學生共有共 4559 人，男生 3369 人，女生 1990 人。

(2) 94 大一新生學生資料。男生 4444 人，女生 1791 人，共 6235 人。

(3) 合併 92 大一新生及 94 大三學生的長期追蹤資料。共 3144 人，男生 3595 人，女生 1279 人。

(1) 和 (2) 的分析著眼於比較不同年度學生所得結果的可類推性。(3) 則欲瞭解經過一年多的學習，兩性在自評數理能力與興趣之縱貫發展情形。

研究變項

第二年研究的主要變項為性別、科系選擇、數理能力、數理興趣與數理自我概念。其中科學能力來自調查學生對大學學科能力測驗的國文、英文、數學、自然與社會科自我報告之級分分數。**數理興趣**主要從問卷中

「您對下列領域的興趣如何？」這個問題下的兩個子項目加以界定

◇ 研讀數學/生物/理化方面的課程、書籍或雜誌

◇ 運用數學來解決實際問題

量尺的信度為.77(92 大一)，.78(94 大一)，不同年度學生的信度一致性接近。

數理自我概念以下面兩個問題加以界定

您認為自己在下列各方面的能力如何？數理邏輯、分析

您對下列領域的能力如何？

◇ 研讀數學/生物/理化方面的課程、書籍或雜誌

◇ 運用數學來解決實際問題

量尺的信度為 .60(92 大一)，.66(94 大一)，不同年度學生的內部一致性些微變動。

科系選擇界定為選讀數理相關科系與否。

選擇就讀相關科系各因素之重要性：

1 父母、家人的影響或建議

2 師長的影響或建議

3 朋友、同學、學長（姐）的影響或建議

4 自己的興趣

5 自己的學（術）科能力

6 延續高職時期就讀的類科

7 獎學金

8 為了進這所學校（選校不選系）

9 生涯發展的潛力

10 工作機會

11 考試分數落點

資料分析

（一） 學科性別能力差異

以五科學測成績為依變項，性別和科系（自然、數學電算機、工程）為自變項，針對 92 年度和 94 年度大一新生進行 MANOVA 分析。

（二） 數理自我概念與興趣之性別差異

以數理興趣以及數理自我概念為依變項，性別和科系（自然、數學電算機、工程）為自變項，針對 92 大一新生進行 MANOVA 分析。

(三) 長期追蹤資料之分析

以數理興趣和數理自我概念為依變項，以性別、科系、時間點為自變項，進行重複量數的 MANOVA。

(四) 影響科系選擇各變項之相對影響力

預測變項為五科學測的成績、數理興趣、數理自我概念、性別以及選擇就讀相關科系的各因素的重要性評估(共有 10 個項目)共 18 個自變項，依變項為是否選擇數理相關科系，分析方法為二元 logistic regression。採用逐步迴歸的方式選擇進入方程式的自變項。

結果與討論

(一) 以臺、日、港、韓在 PISA 2006 研究探討兩性科學表現之差異

各項統計指標顯示亞洲四國兩性之科學成就型態相似性多於相異性

表 4 到表 7 分別成現亞洲四個國家(區域):台灣、香港、日本和韓國的各四分位數之科學表現男、女生之平均值、標準差、平均值差異之 t 檢定、標準差比值(女生標準差/男生標準差)、各組之男女的人數百分比，以及人數比值。

表 4 台灣 PISA 2006 樣本依能力分組所得的各項統計數字及性別差異指標

| Group | Gender | Mean | SD | t | SDR | Percent | F/M |
|-------|--------|--------|-------|-------|------|---------|-----|
| 1 | F | 406.95 | 43.69 | 1.08 | .97 | 49.58 | .98 |
| | M | 404.06 | 45.12 | | | 50.42 | |
| 2 | F | 504.98 | 20.98 | 0.08 | 1.00 | 49.56 | .98 |
| | M | 504.90 | 20.88 | | | 50.44 | |
| 3 | F | 570.48 | 17.94 | -0.78 | 1.00 | 47.28 | .90 |
| | M | 571.29 | 17.97 | | | 52.72 | |
| 4 | F | 647.21 | 34.63 | -0.53 | .96 | 44.06 | .79 |
| | M | 648.77 | 36.00 | | | 55.94 | |
| Total | F | 528.72 | 93.00 | -1.20 | .97 | 47.62 | .91 |
| | M | 535.85 | 95.63 | | | 52.38 | |

台灣學生在 PISA 2006 之科學表現沒有性別差異。以四分位數將受試者分成四組，四組內也均無性別差異。女生與男生分數的標準差比值在四組也相近。不過，最低分組和最高分組分數的分散情形，遠比中間 50% 大得多。值得注意的是男女生人數比例，在低分組女生略多於男生，全體學生女男比是 .91。平均值以下的兩組，女男比為 .98 略高於全體比值。最明顯的差異在最高分組，女生人數明顯的少於男生，比值為 0.79。

表 5 香港 PISA 2006 樣本依能力分組所得的各項統計數字及性別差異指標

| Group | Gender | Mean | SD | t | SDR | Percent | F/M |
|-------|--------|--------|-------|-------|------|---------|------|
| 1 | F | 422.45 | 46.88 | 1.32 | .89 | 51.27 | 1.05 |
| | M | 417.16 | 52.44 | | | 48.73 | |
| 2 | F | 517.15 | 19.23 | -0.37 | 1.0 | 54.60 | 1.20 |
| | M | 517.83 | 19.18 | | | 45.40 | |
| 3 | F | 577.77 | 17.30 | -0.07 | 1.02 | 50.50 | 1.02 |
| | M | 577.90 | 17.02 | | | 49.50 | |
| 4 | F | 650.50 | 32.45 | -1.80 | .85 | 46.42 | .87 |
| | M | 655.82 | 38.07 | | | 53.58 | |
| Total | F | 538.91 | 88.07 | -1.38 | .93 | 50.69 | 1.03 |
| | M | 545.61 | 95.13 | | | 49.31 | |

香港的結果與台灣類似。香港學生在 PISA 2006 之科學表現沒有性別差異。以四分位數將受試者分成四組，四組內也均無性別差異。最低分組和最高分組分數的分散情形，遠比中間 50% 大得多。女生與男生分數的標準差比值，和整體相較，低分組和高分組均出現女生變異略小於男生，亦即分數較男生集中。男女生人數比例，全體學生女男比是 1.03。在 25th-50th 這一組，女生略多於男生，女男比為 1.20 略高於全體比值。最明顯的差異還是在最高分組，女生人數明顯的少於男生，比值為 0.87。

表 6 日本 PISA 2006 樣本依能力分組所得的各項統計數字及性別差異指標

| Group | Gender | Mean | SD | t | SDR | Percent | F/M |
|-------|--------|--------|--------|--------|-----|---------|------|
| 1 | F | 401.36 | 52.49 | 1.23 | .92 | 48.81 | .95 |
| | M | 395.34 | 57.21 | | | 51.19 | |
| 2 | F | 504.27 | 20.98 | 0.14 | .99 | 52.54 | 1.11 |
| | M | 504.06 | 21.23 | | | 47.46 | |
| 3 | F | 569.75 | 18.20 | -.42 | .99 | 53.33 | 1.12 |
| | M | 570.26 | 18.34 | | | 47.67 | |
| 4 | F | 649.80 | 38.39 | -2.88* | .92 | 45.81 | .85 |
| | M | 655.30 | 41.54 | | | 54.19 | |
| Total | F | 529.76 | 95.63 | -0.44 | .92 | 49.87 | .99 |
| | M | 533.01 | 104.38 | | | 50.13 | |

日本學生在 PISA 2006 之科學表現沒有性別差異。以四分位數將受試者分成四組，最高分組出現性別差異，男生表現優於女生達統計顯著水準。和台灣和香港相同，最低分組和最高分組分數的分散情形，遠比中間 50% 大得多。在女生與男生分數的標準差比值方面，日本是居中的兩組兩性的標準差較接近。男女生人數比例，全體學生女男比是 .99。在中間兩組，女生略多於男生，女男比為 1.11 和 1.12 略高於全體比值。最明顯的差異還是在最高分組，女生人數明顯的少於男生，比值為 0.85。

表 7 韓國 PISA 2006 樣本依能力分組所得的各項統計數字及性別差異指標

| Group | Gender | Mean | SD | t | SDR | Percent | F/M |
|-------|--------|--------|-------|-------|------|---------|------|
| 1 | F | 408.46 | 60.91 | 2.10* | .91 | 47.31 | .90 |
| | M | 399.59 | 67.25 | | | 52.69 | |
| 2 | F | 495.96 | 47.39 | 0.31 | .98 | 51.91 | 1.08 |
| | M | 495.52 | 48.51 | | | 48.09 | |
| 3 | F | 555.10 | 46.58 | -0.52 | 1.01 | 50.15 | 1.01 |
| | M | 555.74 | 46.25 | | | 49.85 | |
| 4 | F | 631.99 | 50.90 | -0.77 | .93 | 47.81 | .92 |
| | M | 634.29 | 54.90 | | | 52.19 | |
| Total | F | 523.09 | 86.03 | 0.34 | .92 | 49.3 | .97 |
| | M | 521.23 | 93.85 | | | 50.7 | |

韓國學生在 PISA 2006 之科學表現沒有性別差異。以四分位數將受試者分成四組，最低分組出現性別差異，女生表現優於男生，達統計顯著水準。和其他三國不同的是，沒有出現最低分組和最高分組分數的分散情形，遠比中間 50% 大得多的現象，中間兩組的標準差和其他三國比起來明顯的大。在女生與男生分數的標準差比值方面，和整體相較，居中兩組的標準差比值，兩性較接近。男女生人數比例，全體學生女男比是 .97。在中間兩組，女生略多於男生，女男比為 1.08 和 1.01，略高於全體比值。和其他三國較不相同的是在最高分組或最低分組，女生人數雖少於男生，但與整體男女比例值相差在 5-7%，並不像其他三國在高分組兩性人數比例值與整體兩性比例值相差超過 10% 以上。

從四國的分析看來，在科學表現上，男女兩性整體而言無差異，以四分位數將受試者分成四組，僅有日本的最高分組是男性表現優於女性，韓國的最低分組，女性表現優於男性。男生分數的離散略大於女生。各組男女生的比例在各國呈現不同的風貌。不過，各國都是在最高分組，女生人數少於男生，此一情形在台灣、香港和日本特別明顯。

科學興趣、科學價值和科學自我評價存在顯著性別差異

表 8 呈現兩性之科學評價與科學自我概念之差異。表 8 顯示了值得深思的幾個問題。第一，在自我概念上，四國的平均值均低於國際平均，參考 PISA 2006 的報告 (OECD, 2007) 表 3.4，亞洲四國學生的科學自我概念，排在分數最低的五名，日本最低，次為韓國、其次為台灣，香港是倒數第五。女性的自我概念分數均顯著低於男生。在科學評價上，對科學的一般價值、個人價值以及實用價值之認同，均以台灣最高、次為香港，高於國際平均值，韓國第三，日本最低，日本均低於國際平均值。在興趣指標方面，香港最高，台灣次之，高於國際平均值，日本和韓國均低於國際平均值。樂趣方面，也是香港和台灣高於國際平均，韓國和日本低於國際平均。在各項科學評價的評分，也是男生顯著高於女生，韓國男、女生在興趣上無差異是唯一的例外。

不少學者認為學習成就是影響科學學習態度的重要因素，但是 PISA 2006 的資料卻顯示，儘管兩性科學表現無異，男性對學習科學的價值與興趣顯著高於女性。在科學自我概念上亦如此。值得注意的是，香港和台灣傾向認為科學學習非常重要，也有興趣，但自我概念卻遠比國際平均低。

表 8 科學自我概念與科學評價之性別差異

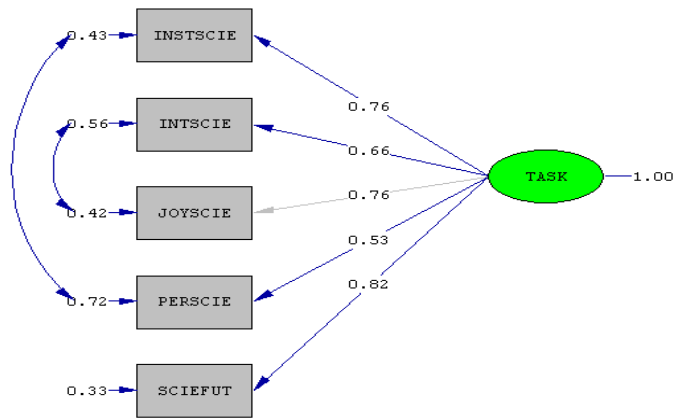
| | | 台灣 | | 香港 | | 日本 | | 韓國 | |
|------|---|------------|----------|------------|----------|------------|----------|------------|---------|
| | | 平均值 標準誤 | t 值 | 平均值 標準誤 | t 值 | 平均值 標準誤 | t 值 | 平均值 標準誤 | t 值 |
| 自我概念 | 女 | -.66(.018) | -22.77** | -.47(.031) | -12.18** | -.11(.021) | -14.45** | -.85(.024) | -8.11** |
| | 男 | -.17(.02) | | -.03(.024) | | -.64(.026) | | -.57(.028) | |
| 興趣 | 女 | -.07(.021) | -10.35** | .11(.027) | -6.53** | -.22(.031) | -4.25** | -.27(.025) | -1.65 |
| | 男 | .23(.021) | | .38(.023) | | -.04(.026) | | -.21(.026) | |
| 樂趣 | 女 | -.07(.015) | -20.33** | .27(.026) | -8.76** | -.51(.026) | -14.21** | -.3(.026) | -6.65** |
| | 男 | .38(.019) | | .59(.02) | | -.02(.027) | | -.04(.032) | |
| 實用價值 | 女 | .09(.017) | -16.83** | .05(.023) | -7.83** | -.54(.033) | -5.85** | -.34(.025) | -4.91** |
| | 男 | .44(.016) | | .28(.021) | | -.33(.029) | | -.18(.018) | |
| 一般價值 | 女 | .63(.023) | -5.80** | .54(.027) | -2.48* | -.33(.026) | -9.16** | .22(.024) | -2.48* |
| | 男 | .80(.022) | | .63(.029) | | -.03(.024) | | .31(.025) | |
| 個人價值 | 女 | .44(.016) | -13.61** | .49(.025) | -3.57** | -.38(.021) | -10.69** | -.15(.023) | -5.88** |
| | 男 | .74(.015) | | .62(.022) | | -.08(.02) | | .03(.026) | |

由於科學成就與科學自我概念互為因果，而研究顯示四個國家男女生之科學能力無差異，因此，科學自我概念與評價之性別差異不能歸諸於兩性能力上之差異。科學價值、科學自我評價、科學相關活動和科學表現間之關係存在何種關係，是下一節探討的重點。

價值期望理論之驗證

本研究以 Eccles(2005)之期望價值理論為架構，以結構方程模式探討科學評價、科學自我評價、科學相關活動和科學表現間之關係。潛在變項分別為科學自我概念、科學評價、科學表現、科學自我效能（成功期待）和科學相關活動選擇。在 Eccles 的理論中科學價值包含興趣價值、工具價值、成就價值與成本，從問卷資料的初步分析顯示各種價值之間確實存在中度以上相關，因此，在結構方程模式的分析中，本研究將科學興趣、科學樂趣、科學實用價值、科學生涯動機、一般價值與個人價值作為科學評價的指標變項。四個國家的分析方式相似，以下以台灣資料說明分析的步驟，然後，呈現四個國家分析的結果。

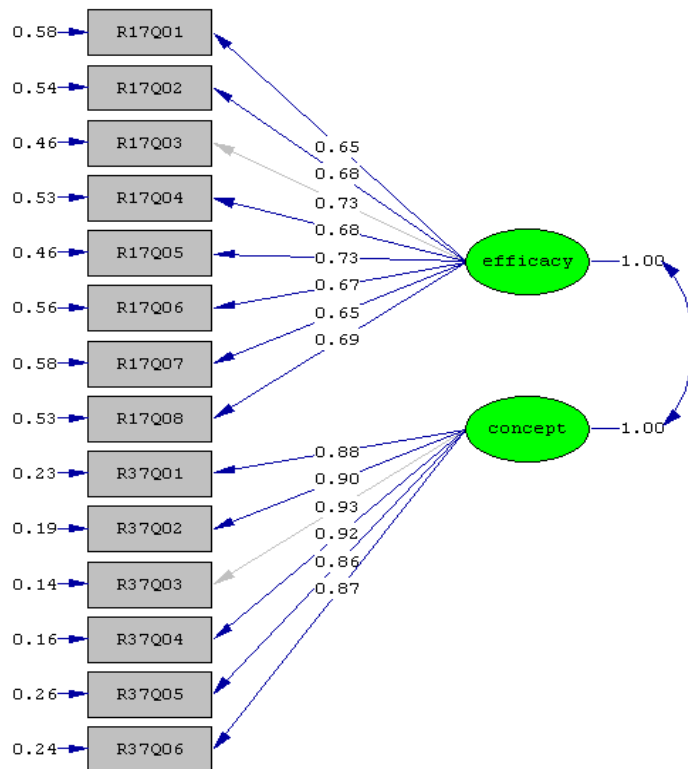
首先，確認科學評價的測量模式。前節的資料分析顯示，科學興趣、科學評價和科學自我評價存在著性別差異。因此，將男女資料分開分析，以驗證性因素分析驗證興趣、樂趣、實用價值、生涯動機、一般價值與個人價值是否構成科學價值單一向度。驗證性因素分析的結果，GFI=.87, CFI=.87, RMSEA=.22，顯示資料與模式不符合。進一步根據修正指標，使部分變項之誤差項相關，仍無法使資料與模式符合。由於一般價值除了與個人價值相關較高外，與其他價值變項的相關均低。因此，排除一般價值變項後，再次進行驗證性分析。最後，獲得科學評價之測量模式，如圖 1，科學評價之信度為.84。在誤差項相關的部分，台灣的資料顯示科學樂趣與科學興趣的誤差相關（同屬興趣價值），個人價值與實用價值的誤差相關。其他三個國家/地區，則是個人價值與實用價值誤差相關，實用價值與生涯動機誤差項相關（同屬工具價值）。



quare=141.10, df=3, P-value=0.00000, RMSEA=0.073

圖 1 科學價值之測量模式

接著，驗證科學自我效能與科學自我概念的測量模式。資料吻合理論模式，呈現兩個潛在變項。GFI=.93, CFI=.98, 但 RMSEA 的數值略超出可接受範圍。科學自我效能之信度是.88，科學自我概念之信度高達.96。其測量模式如圖 2。



Chi-Square=4522.60, df=76, P-value=0.00000, RMSEA=0.083

圖 2 科學能力自我評價之測量模式

接著先建立男女個別的基礎模式，再進一步檢驗兩性的測量模式是否相同。本研究採弱的因素恆等模式 (Meredith & Teresi, 2006)，亦即要求男女的資料在各潛在變項的因素負荷量是相等的。如此，方能確保問卷題目在兩性所測的潛在變項是相似的，比較兩性的差異方有意義。分析時，先檢驗測量之因素數目在兩性是否相同；若資料與模式適配佳，進一步，設定兩性因素負荷量相等。若資料與因

素負荷量相等模式適配度佳，則設定兩性之潛在變項間結構關係相等，進行模式檢驗。表 9 統整四國的結構方程模式驗證之適合度指標結果，而各國的期望價值模式之估計結果呈現於圖 3 到圖 6。

表 9 兩性期望價值模式不變性評估結果

| 模式 | χ^2 | df | GFI | CFI | NNFI | RMSEA | |
|--------|-----------|-----|-----|-----|------|-------|-----------------------------|
| 台灣 | | | | | | | |
| 基準模式 | F:6125.57 | 342 | .90 | .98 | .97 | .064 | |
| | M:6093.05 | 342 | .91 | .98 | .98 | .061 | |
| 因素數目相等 | 12218.63 | 684 | | .98 | .98 | .063 | |
| 因素負荷相等 | 12256.62 | 707 | | .98 | .98 | .062 | $\Delta\chi^2_{23}=37.99^*$ |
| 因果結構 | 12309.07 | 713 | | .98 | .98 | .062 | $\Delta\chi^2_6=52.45$ |
| 香港 | | | | | | | |
| 基準模式 | F:2778.24 | 342 | .90 | .98 | .98 | .062 | |
| | M:2824.84 | 342 | .90 | .97 | .97 | .064 | |
| 因素數目相等 | 5603.08 | 684 | | .98 | .97 | .063 | |
| 因素負荷相等 | 5622.27 | 707 | | .98 | .98 | .062 | $\Delta\chi^2_{23}=19.19^*$ |
| 因果結構 | 5627.35 | 713 | | .98 | .98 | .061 | $\Delta\chi^2_6=5.08^*$ |
| 日本 | | | | | | | |
| 基準模式 | F:4629.51 | 342 | .90 | .97 | .97 | .066 | |
| | M:5458.97 | 342 | .88 | .97 | .97 | .072 | |
| 因素數目相等 | 10088.48 | 684 | | .97 | .97 | .069 | |
| 因素負荷相等 | 10177.67 | 707 | | .97 | .97 | .068 | $\Delta\chi^2_{23}=89.19^*$ |
| 因果結構 | 10197.71 | 713 | | .97 | .97 | .068 | $\Delta\chi^2_6=20.04^*$ |
| 韓國 | | | | | | | |
| 基準模式 | F:4544.68 | 342 | .89 | .97 | .97 | .070 | |
| | M:3960.42 | 342 | .90 | .98 | .98 | .064 | |
| 因素數目相等 | 8505.06 | 684 | | .98 | .97 | .067 | |
| 因素負荷相等 | 8535.19 | 707 | | .98 | .98 | .066 | $\Delta\chi^2_{23}=30.13^*$ |
| 因果結構 | 8548.83 | 713 | | .98 | .98 | .066 | $\Delta\chi^2_6=13.64^*$ |

表 9 結果顯示基準模式、限制因素數目相等模式、限制因素負荷量相等到限制結構關係模式相等之模式，資料與模式之各項適配度指標。從表 9 可以發現，資料可以符合各種不同限制條件的模式，從基準模式到限制最多的模式均可。進一步檢視不同模式間的適配度變化，雖然模式間的卡方差異值均達顯著水準。限制參數數目多以及大樣本均容易造成卡方值顯著 (Marsh, Balla, & McDonald, 1988)。因此，宜以其他適配度指標作為資料與模式符合程度之判準。從表中其他適配度指標來看，進階限制模式與前一模式適配度差異極其微小，許多指標值未改變或適配度微幅改善。也就是說，四國兩性在各潛在變項的因素數目相似，在各因素之負荷量也可視為相等。潛在變項間的結構關係也相似。基於簡化模式的原則，兩性採用相同模式。以下呈現各國的期望價值模式。

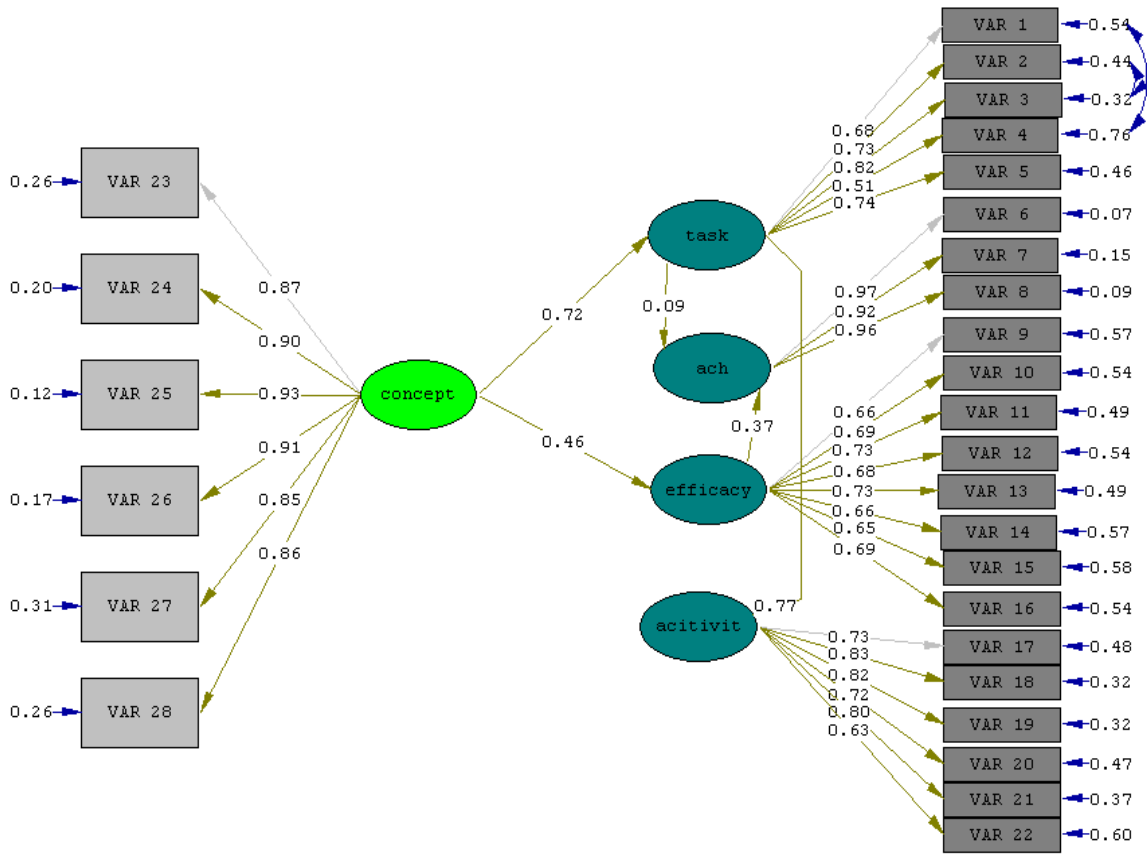
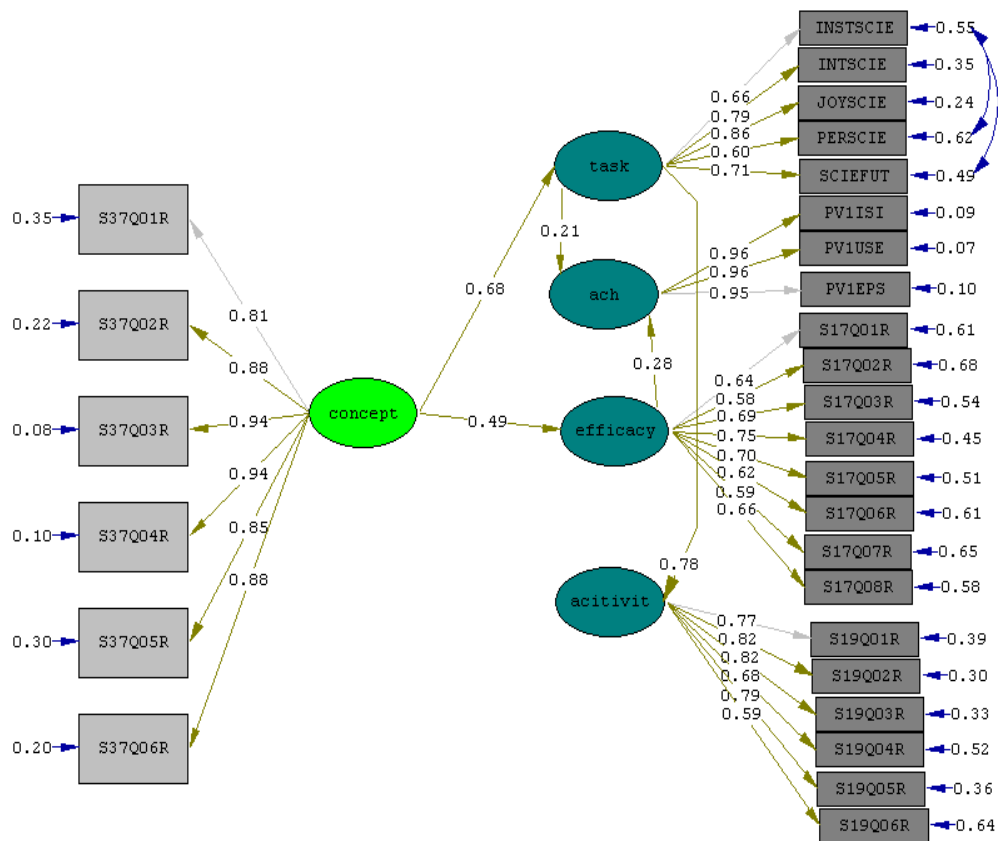


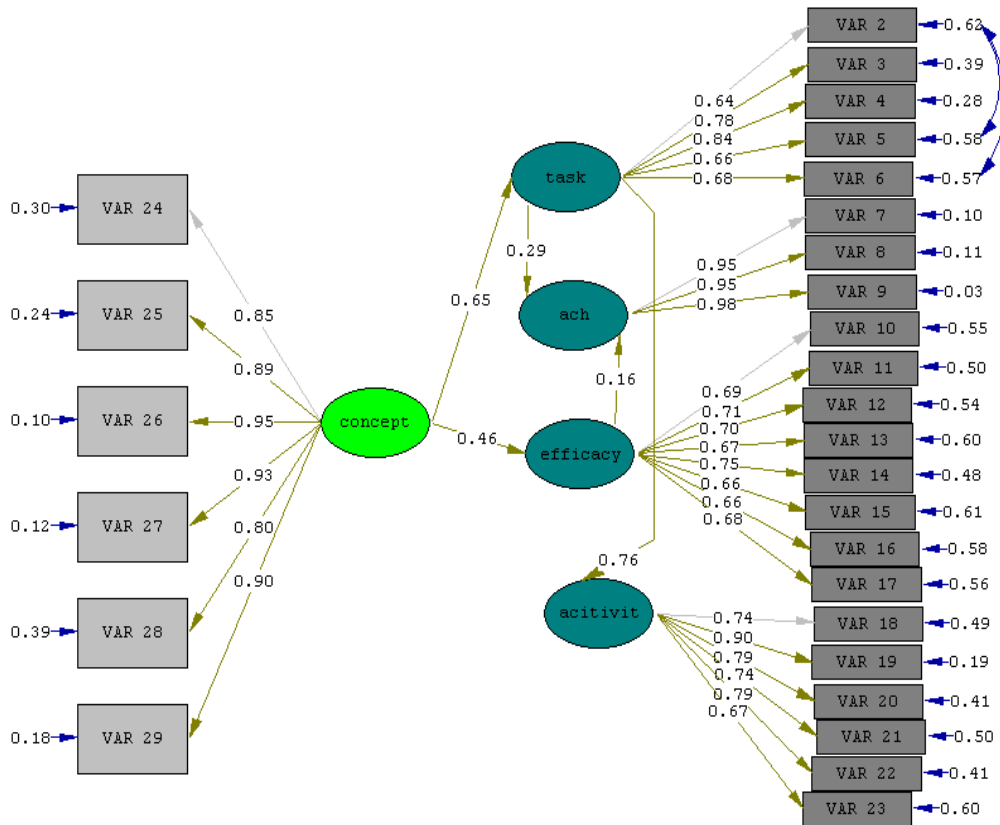
圖 3 台灣期望價值模式

台灣 PISA2006 之科學資料驗證了期望價值模式。科學自我概念直接影響學生對科學評價，係數為.72；而對科學自我效能的係數為.46。科學自我概念透過科學評價以及科學自我效能對科學表現產生之間接影響效果為.24。同時，科學自我概念也透過科學評價間接影響學生自主地從事科學相關活動，其總效果為.56。從資料顯示，自我概念對科學學習之影響，主要來自正向自我概念對科學評價產生正向影響，而對科學之正向評價，進一步影響學生自主選擇科學相關活動。相對於對學生自主性科學活動選擇之影響，科學自我概念透過自我效能以及科學評價對科學成就之影響效果較弱。



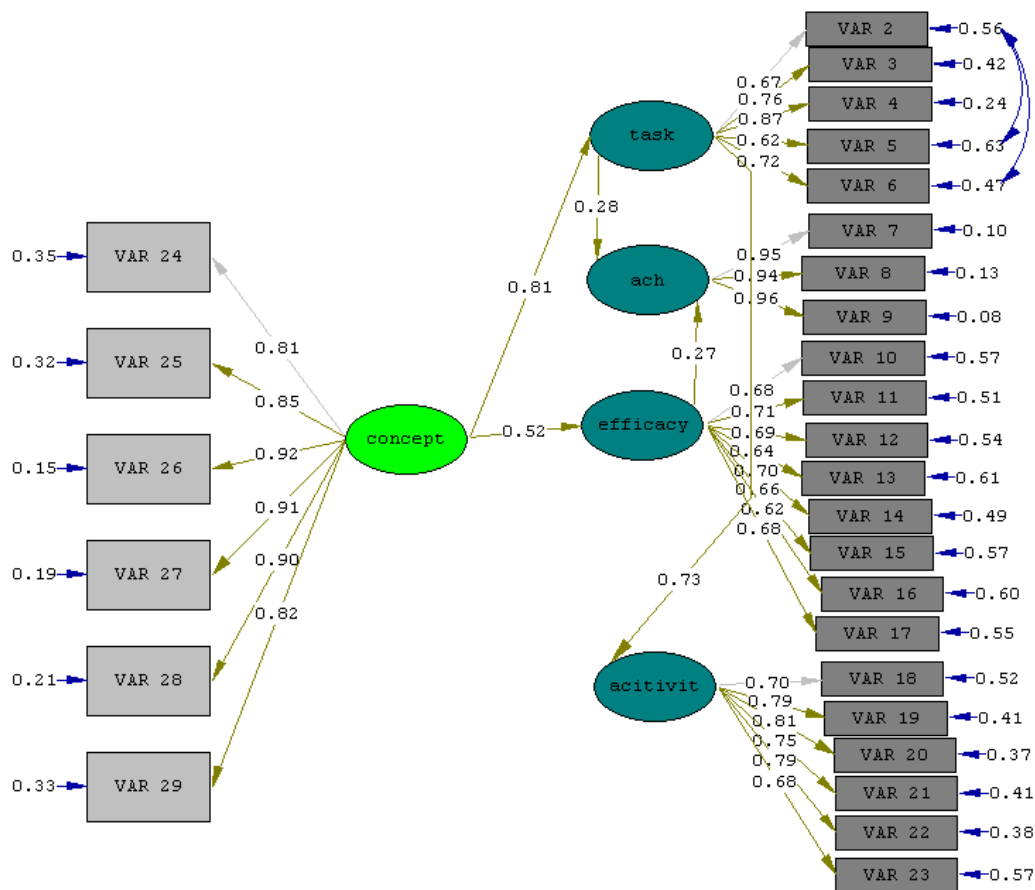
圖四 香港期望價值模式

香港期望價值模式所估計出來的結構係數組型，與台灣的模式十分相似。科學自我概念對科學評價之係數為.68；而對科學自我效能的係數為.50。科學自我概念透過科學評價以及科學自我效能對科學表現產生之間接影響效果為.28。和台灣比較不同的是香港的科學評價對科學表現之影響係數為.21，台灣的係數只有.09。同時，科學自我概念也透過科學評價間接影響學生自主地從事科學相關活動，其總效果為.53。從資料顯示，自我概念對科學學習之影響，主要來自正向自我概念對科學評價產生正向影響，而對科學之正向評價，進一步影響學生自主選擇科學相關活動。相對於對學生自主性科學活動選擇之影響，科學自我概念透過自我效能以及科學評價對科學成就之影響效果較弱。



圖五 日本期望價值模式

日本期望價值模式所估計出來的結構係數組型，在科學自我概念對科學評價、科學表現、科學自我效能以及自主性科學相關活動的選擇上之總影響量與台灣和香港十分相似，其值分別為.65, .27, .47和.50。和台灣比較不同但與香港比較相似的是科學評價對科學表現之影響係數為.30，台灣的係數只有.09。從資料顯示，自我概念對科學學習之影響，主要來自正向自我概念對科學評價產生正向影響，而對科學之正向評價，進一步影響學生自主選擇科學相關活動。相對於對學生自主性科學活動選擇之影響，科學自我概念透過自我效能以及科學評價對科學成就之影響效果較弱。



圖六 韓國期望價值模式

韓國期望價值模式所估計出來的結構係數組型，與其他三國的模式相似。不過，科學自我概念對科學評價、科學表現、科學自我效能以及自主性科學相關活動的選擇上之總影響量相對於各國較高，分別為.82, .37, .52, .60。科學價值對科學表現、科學自我效能以及自主性科學活動選擇之係數分別為.28, .27 和.73。結果顯示，自我概念對科學學習之影響，主要來自正向自我概念對科學評價產生正向影響，而對科學之正向評價，進一步影響學生自主選擇科學相關活動。相對於對學生自主性科學活動選擇之影響，科學自我概念透過自我效能以及科學評價對科學成就之影響效果較弱。

四個國家之資料均驗證了期望價值理論，顯示此一理論適用於亞洲教育情境。各構念間關係的相對重要性，在各國呈現一致的組型，雖然絕對大小有所不同。科學自我概念對科學評價以及自主性科學相關活動選擇的影響最大，其次為對自我效能的影響，而對科學表現的影響相對較低。科學評價對自主性選擇從事科學相關活動的係數在各國都在.70 以上。

綜合三個研究問題的分析結果，亞洲四國兩性在科學表現、科學評價、科學自我能力評價相似處為，整體而言，兩性之科學表現無性別差異，但男性在科學評價與科學自我能力評價顯著高於女性。在高分群組，男性人數比例多於女性，這也許可以解釋何以越來越多的研究顯示兩性學生的科學表現無差異，然而，各國科學相關領域仍舊是以男性居多的現象。由於選擇大學主修科系受到學科能力以及學科態度的影響。兩性整體的科學表現雖無差異，但是高分組才是從事科學相關工作的潛在人力。雖然高分組兩性的表現在三個國家無差異，但女性人數相對較少，而且女性的科學評價、科學自我能力評價較男性低，若高分組女性其他方面能力也不錯，其選擇科學相關工作的機率相對變低。

從期望價值理論預測科學自我概念影響科學評價，此一模式在四國均得到驗證。在科學自我概念

上，日本與韓國平均值較低，導致其科學評價也較低。台灣和香港的情況較為相似，對科學有較高的評價與興趣，但在科學自我概念上仍有加強的空間。台灣科學評價對科學成就之影響在四國中相對較低，此一發現是否為穩定之現象，值得未來研究進一步探究，並找出可能的潛在原因。

本研究驗證期望價值理論模式時，原欲透過樣本加權求得相關矩陣，再進行結構方程模式分析，然部分國家樣本無法得出加權的相關矩陣。因此，所有的分析均以未加權的相關矩陣為本。此外，涉及科學成就的部分，依照技術手冊之建議，宜以五個似真值進行五次分析，然後加以平均，估算測量誤差。此一部份尚待後續研究加以改進。

(二) 自然相關科系之大學生其科系選擇、數理能力、數理興趣與數理自我概念之關係

學科能力的性別差異

92 和 94 學年度數理相關學門之大一男女學生在大學學測各科成績之描述統計呈現於表 10。以五科學測成績為依變項，性別和科系（自然、數學電算機、工程）為自變項，針對 92 年度大一新生進行 MANOVA 分析，結果發現性別效果顯著 Hotelling's Trace=.08, $F_{5, 4549}=76.83, p<.001, \eta^2=0.08$ ，科系的效果也達顯著水準，Hotelling's Trace=.07, $F_{10, 9096}=29.53, p<.001, \eta^2=0.03$ ，性別與科系之交互作用不顯著。

進一步進行各科之單因子變異數分析，發現兩性在國文科差異最大($\eta^2=0.02$)，次為數學與英文($\eta^2=0.01$)，再其次為自然($\eta^2=0.009$)，差異最小的為社會科($\eta^2=0.002$)。在國文和英文科成績是女性高於男性；在數學和自然科則是男生高於女生。以 REGWQ 進行各數理相關群組各科成績之事後比較顯示，在國文、英文和社會三科學測成績，自然科學相關科系顯著大於工程和數學電算機相關科系，在數學科則是自然科學和工程相關科系顯著高於數學電算機相關科系。在自然科則是自然科學顯著高於工程，而工程又顯著高於數學電算機相關科系，所有事後比較的 p 值都小於 0.5。

以五科學測成績為依變項，性別和科系（自然、數學電算機、工程）為自變項，針對 94 年度大一新生進行 MANOVA 分析，結果發現性別的主要效果達顯著水準 Hotelling's Trace=.13, $F_{5, 6225}=159.3, p<.001, \eta^2=0.11$ ，科系的效果顯著，Hotelling's Trace=.11, $F_{10, 12450}=68.04, p<.001, \eta^2=0.05$ ，性別與科系之交互作用顯著 Hotelling's Trace=.004, $F_{10, 12450}=3.71, p<.05, \eta^2=0.002$ 。

事後比較發現交互作用主要出現於英語($F_{2, 6229}=91.71, p<.05$)與自然($F_{2, 6229}=35.65, p<.05$) 兩科。檢視性別與科系平均值可以發現，交互作用主要是因為三個不同數理相關學系之女生英文平均值以自然科學高於工程，數學/電算機最低，兩兩間差距接近；而男生英文平均值的排序雖與女生相同，但是自然科學與工程間的差距小於工程與數學/電算機學系間的差距。在自然科，則是男生之平均值以自然科學高於工程，而以數學/電算機最低，兩兩間差距接近；但在女生成績平均值的排序雖相似於男生，不過，工程與數學/電算機學系兩者間的差距卻比較大。以性別為自變項的各科單因子變異數分析，顯示兩性在國文科差異最大 ($\eta^2=0.04$)，次為數學 ($\eta^2=0.02$)，再其次為自然與英文($\eta^2=0.01$)，差異最小的為社會科($\eta^2=0.004$)。

兩個年度顯示選讀數理相關科系的學生，兩性在數學科的差異略大於自然科，但都沒有國文科的差異來得大。在國文和英文科成績是女性高於男性；在數學和自然科則是男生高於女生。不同數理相關群組，各科成績也有顯著差異。自然科學相關科系在各科的成績顯著高於工程和數學電算機相關科系。

表10 大一數理相關學門男女生在各學測成績之描述統計

| 科目 | 性別 | 學門 | 92 學年度 | | 94 學年度 | |
|----|----|--------|--------|------|--------|-------|
| | | | 平均值 | 標準差 | 平均值 | 標準差 |
| 國文 | 男 | 自然科學 | 11.27 | 1.99 | 11.03 | 1.96 |
| | | 數學、電算機 | 10.86 | 2.05 | 10.33 | 2.01 |
| | | 工程 | 10.86 | 2.02 | 10.62 | 1.97 |
| | 女 | 自然科學 | 12.02 | 1.80 | 12.05 | 1.77 |
| | | 數學、電算機 | 11.38 | 1.88 | 11.06 | 1.87 |
| | | 工程 | 11.61 | 1.96 | 11.46 | 1.91 |
| 英文 | 男 | 自然科學 | 9.60 | 3.03 | 9.88 | 3.02 |
| | | 數學、電算機 | 9.09 | 3.21 | 8.82 | 3.15 |
| | | 工程 | 9.34 | 3.04 | 9.46 | 3.13 |
| | 女 | 自然科學 | 10.54 | 2.90 | 10.97 | 2.73 |
| | | 數學、電算機 | 9.82 | 2.77 | 9.25 | 2.95 |
| | | 工程 | 10.10 | 3.13 | 10.09 | 3.08 |
| 數學 | 男 | 自然科學 | 9.91 | 3.04 | 10.44 | 2.77 |
| | | 數學、電算機 | 9.16 | 3.41 | 9.66 | 3.10 |
| | | 工程 | 9.90 | 3.03 | 10.23 | 2.89 |
| | 女 | 自然科學 | 9.21 | 2.98 | 9.69 | 2.80 |
| | | 數學、電算機 | 8.24 | 3.30 | 8.78 | 3.08 |
| | | 工程 | 9.05 | 3.38 | 9.42 | 3.03 |
| 社會 | 男 | 自然科學 | 12.42 | 1.70 | 11.88 | 1.61 |
| | | 數學、電算機 | 11.90 | 1.88 | 11.17 | 1.80 |
| | | 工程 | 11.96 | 1.91 | 11.38 | 1.829 |
| | 女 | 自然科學 | 12.18 | 1.77 | 11.70 | 1.75 |
| | | 數學、電算機 | 11.86 | 1.72 | 10.81 | 1.77 |
| | | 工程 | 11.72 | 1.88 | 11.17 | 1.88 |
| 自然 | 男 | 自然科學 | 12.64 | 1.75 | 13.02 | 1.48 |
| | | 數學、電算機 | 11.39 | 2.14 | 11.62 | 2.01 |
| | | 工程 | 12.08 | 1.96 | 12.30 | 1.83 |
| | 女 | 自然科學 | 12.24 | 1.83 | 12.69 | 1.66 |
| | | 數學、電算機 | 10.84 | 2.06 | 10.94 | 2.09 |
| | | 工程 | 11.69 | 1.96 | 11.99 | 2.10 |

數理自我概念與興趣之性別差異

以數理興趣以及數理自我概念為依變項，性別和科系（自然、數學電算機、工程）為自變項，針對 92 大一新生進行 MANOVA 分析，結果發現性別效果顯著 Hotelling's Trace=.04 $F_{2, 4867}=10.20, p<.001, \eta^2=0.004$ 科系的效果也達顯著水準，Hotelling's Trace=.03 $F_{4, 12450}=18.51, p<.001, \eta^2=0.015$ 別與科系之交互作用不顯著。

進一步進行各依變項之單因子變異數分析，結果發現兩性在數理自我概念的差異($\eta^2=0.004$)比數理興趣上的差異大($\eta^2=0.002$)。以 REGWQ 進行各數理相關群組在數理自我概念和數理興趣之事後比較結果和學科成績結果呼應。不論在數理興趣或數理自我概念上，自然相關科系顯著高於工程，而工程又顯著高於數學電算機相關科系。所有事後比較的 P 值都小於 0.5。

以數理興趣以及數理自我概念為依變項，性別和科系（自然、數學電算機、工程）為自變項，針對 94 年度大一新生進行 MANOVA 分析，結果發現性別效果顯著 Hotelling's Trace=.01, $F_{2, 6228}=23.15, p<.001, \eta^2=0.007$ ，科系的效果也達顯著水準，Hotelling's Trace=.01, $F_{4, 12450}=18.51, p<.001, \eta^2=0.006$ ，性別與科系之交互作用不顯著。

進一步進行各依變項之單因子變異數分析，結果發現兩性在數理自我概念的差異($\eta^2=0.007$)比在數理興趣上的差異大($\eta^2=0.002$)。以 REGWQ 進行各數理相關群組在數理自我概念和數理興趣之事後比較顯示和學科成績互相呼應。在數理興趣上，以自然相關科系顯著高於工程，而工程又顯著高於數學電算機相關科系。在數理能力上，則是自然和工程相關科系顯著高於數學電算機相關科系，所有事後比較的 p 值都小於 0.5。

兩個年度的資料均顯示，在數理興趣與數理自我概念上，兩性的差異與數理學科成績互相呼應，都是男生得分略高於女生。在數理自我概念的差異上比數理興趣的差異來得大。不同數理相關科系其數理興趣與自我概念也有所差異。

長期追蹤資料之分析

以數理興趣和數理自我概念為依變項，以性別、科系、時間點為自變項，進行重複量數的 MANOVA。性別主要效果達顯著水準，Hotelling's Trace=.005 $F_{2, 3137}=7.25, p<.001, \eta^2=0.005$ 。科系主要效果達顯著水準，Hotelling's Trace=.033 $F_{4, 6272}=25.66, p<.001, \eta^2=0.016$ 。性別與科系之交互作用未達顯著水準。由於兩個年度資料分別分析時，性別與科系主要效果均達顯著，因此，在追蹤資料得到此一結果並不令人意外。男生在數理自我概念與興趣上，顯著地高於女生。自然科學相關科系在數理自我概念與興趣上顯著高於工程相關學系，工程相關學系顯著高於數學/電算機學系。因此，在數理態度方面的性別差異和數理學科之學測成績的性別差異組型互相呼應。

受試者內變項大一到大三的時間對數理態度的影響達顯著水準，Hotelling's Trace=.039 $F_{2, 3137}=60.91, p<.001, \eta^2=0.037$ 。時間變化與性別、科系交互作用均不顯著。單因子變異數分析顯示，數理自我概念與興趣從大一到大三均有顯著變化。數理自我概念的變化 $F_{1, 3138}=34.35, p<.001, \eta^2=0.028$ 大於數理興趣的變化 $F_{1, 3138}=6.32, p<.01, \eta^2=0.002$ 。進一步分析變化的趨勢，卻發現兩者的變化方向不同。不論性別，大三時數理自我概念均提升了，顯示學生自覺在大學的學習使得數理相關能力增進了。然而，在數理興趣方面，卻下降了。這是個值得注意的警訊，雖然學生自覺數理能力在學習過程有所提升，但他們對數理方面的興趣卻不升反降。

影響科系選擇各變項之相對影響力

為了清楚對照選擇數理相關科系的影響因素，在這個分析中，納入了教育、藝術、人文法律與大眾傳播相關科系的學生作為對照組稱為「非數理相關科系」。所有受測者人數為 11952 人，男生 5889

人，女生 6063 人。預測變項為五科學測的成績、數理興趣、數理自我概念、性別以及選擇就讀相關科系的各因素的重要性評估（共有 10 個項目）共 18 個自變項，依變項為是否選擇數理相關科系，分析方法為二元 logistic regression。採用逐步迴歸的方式選擇進入方程式的自變項。

統計程式保留了 13 個自變項，然而從 $-2\log$ likelihood、Nagelkerke R^2 的數值變化以及正確分類的百分比三個指標來看，第十一個自變項加入，指標數值的改變相當微小。因此，研究者以 10 個自變項作為預測科系選擇之模式。 $-2\log$ likelihood = 7917.38, Nagelkerke R^2 = .687。各變項的 B 值以及 exp(B) 值如表 11。

表 11 顯示，相對而言，對選讀數理相關科系影響比較大的因素分別為性別、自然科學測成績、科系未來工作機會、數理興趣、數學學測成績。在控制了能力、興趣以及其他選系相關因素後，男生選擇數理相關科系的勝算 (odds) 是女生的 2.9 倍。控制其他相關因素，自然學測分數每增加一級分，選擇數理相關科系的勝算是選擇非數理相關科系勝算的 1.9 倍。在選擇科系時，對未來工作機會重視每增加一個等級，其選擇數理相關科系的勝算是選擇非數理相關科系勝算的 1.6 倍。數理興趣較高者，選擇選擇數理相關科系的勝算是選擇非數理相關科系勝算的 1.4 倍。數學學測分數每增加一級分，選擇數理相關科系的勝算是選擇非數理相關科系勝算的 1.3 倍。此一模式能正確預測受測者是否選擇數理相關科系的比率為 87%。

表11 預測科系選擇之二元 logistic regression模式各預測變項係數值

| | B | S.E. | Wald | df | Exp(B) |
|---------|-------|------|---------|----|--------|
| 數理興趣 | .344 | .019 | 311.746 | 1 | 1.410 |
| 學科能力重要性 | -.309 | .041 | 58.054 | 1 | .734 |
| 選校 | -.184 | .033 | 30.592 | 1 | .832 |
| 工作機會 | .445 | .038 | 135.347 | 1 | 1.561 |
| 國文 | -.205 | .019 | 121.012 | 1 | .815 |
| 英文 | -.136 | .012 | 132.108 | 1 | .873 |
| 數學 | .242 | .013 | 331.362 | 1 | 1.273 |
| 社會 | -.476 | .019 | 619.111 | 1 | .621 |
| 自然 | .663 | .020 | 1.054E3 | 1 | 1.941 |
| 性別 | 1.068 | .060 | 314.064 | 1 | 2.909 |

所有的B都達顯著水準 $p < .001$

由於即便納入了學科能力、興趣以及諸多與科系選擇相關的變項，性別因素仍舊對科系選擇有相當的影響力。因此，研究者進一步探討不同性別其科系選擇因素是否有所不同。

男女性別分開分析，研究者考慮了統計指標與可比較性，仍舊選擇了 10 個自變項作為預測科系選擇之模式。女生模式之 $-2\log$ likelihood = 3909.52, Nagelkerke R^2 = .61。依照迴歸模式預測是否選擇數理相關科系，其正確率為 87%。各變項的 B 值以及 exp(B) 值呈現於表 12。男生模式之 $-2\log$ likelihood = 3949.91, Nagelkerke R^2 = .56。依照迴歸模式預測是否選擇數理相關科系，其正確率也是 87%。各變項的 B 值以及 exp(B) 值呈現於表 12。

對女生而言，影響是否選擇數理相關科系比較重要的因素，依序為自然科學測成績、工作機會、數理興趣、數學科學測成績、數理自我概念。在男生方面則依序為自然科學測成績、工作機會、數理

興趣、數學科學測成績。兩性在科系選擇上，能力（學科成績）、工作機會、以及數理興趣均是重要因素。兩性在選擇時，主要差異在於女生除了受到數理學科成績影響外，其數理自我概念高低也是影響是否選擇數理相關科系之重要因素。而先前之分析顯示女生數理自我概念比男生低。

表 12 科系選擇之預測迴歸方程式各變項之迴歸係數及其統計檢定

| 自變項 | B | S.E. | Wald | Exp(B) |
|-----------|-------|------|---------|--------|
| 女生 | | | | |
| 數理興趣 | .336 | .031 | 118.990 | 1.399 |
| 數理自我概念 | .223 | .069 | 10.535 | 1.250 |
| 學科能力重要性 | -.343 | .060 | 32.276 | .710 |
| 選校 | -.201 | .048 | 17.542 | .818 |
| 工作機會 | .426 | .057 | 56.814 | 1.531 |
| 國文 | -.148 | .027 | 29.815 | .863 |
| 英文 | -.183 | .018 | 106.841 | .833 |
| 數學 | .225 | .020 | 130.636 | 1.252 |
| 社會 | -.466 | .027 | 297.648 | .628 |
| 自然 | .708 | .030 | 564.196 | 2.030 |
| 男生 | | | | |
| 數理興趣 | .295 | .028 | 108.756 | 1.343 |
| 學科能力重要性 | -.171 | .065 | 6.970 | .843 |
| 選校 | -.186 | .047 | 15.537 | .830 |
| 工作機會 | .498 | .053 | 87.284 | 1.645 |
| 國文 | -.254 | .026 | 95.705 | .776 |
| 英文 | -.094 | .016 | 34.478 | .910 |
| 數學 | .246 | .018 | 182.016 | 1.279 |
| 社會 | -.474 | .027 | 297.837 | .622 |
| 自然 | .621 | .028 | 477.303 | 1.860 |
| 數理興趣 | -.218 | .066 | 10.871 | .804 |

本研究利用高等教育資料庫探討兩性選讀科系的相關因素。受限於該資料庫資料取得的方式是透過受訪者自行填答，因此，受訪者對學科成績之填答是否正確，影響本研究之推論。另外，受測者漏答比例過高，影響樣本之代表性。在上述之限制下，科系選擇分析樣本達上萬人，各年度的學科能力比較也有 5000 人以上的樣本，仍具相當的參考價值。

從選擇數理相關科系與否的迴歸分析顯示，數理學科能力越高、選擇科系時越重視工作機會、數理興趣越高，則選擇數理相關科系的機率越大。與男生不同的是女生對數理能力之自我概念越高，也越可能選擇數理相關科系。從兩個年度大學學測的成績分析，顯示選讀數理相關科系的女生少於男生，而且其數學與自然科學測成績顯著低於男生。相對的，其數理興趣與數理自我概念也低於男生。學科

能力和學科態度之雙重效應使得選讀數理相關科系的女生遠少於男生。

若高等教育資料庫與大學入學考試中心能相互協調，在受測者的同意下，從大考中心讀取受測者的學測與指定考科之成績，則能增進此一資料庫的可信度與可用性。在 92 年度調查時，學生之性別資料，由學生填寫，結果有不少遺失值與填答錯誤。94 年度的調查，性別資訊直接由大學提供，資料遺失問題則因之大幅改善。

結論與建議

兩性在科學表現上是否存在性別差異，受到受測者年齡和能力水準之影響。PISA 2006 之 15 歲男女學生的科學表現並無明顯差異，這個現象在亞洲四個國家皆然。過去針對 TIMSS 八年級學生所做的分析也無兩性差異（張郁雯、林文瑛、王震武，審查中）。然而，在高分組，通常得到男生人數比例高於女生。大學新生在學測成績的表現分析，發現男生分數顯著高於女生。大學生是篩選過的樣本，且本研究選擇了數理相關科系作為分析樣本，在樣本上趨向高分群，因而得到男生表現優於女生的結果。

這個結果意味著進行兩性差異研究時，能力水準是重要的調節變項，不同能力水準將獲致不同的結論。過去兩性科學表現的研究得到不一致的結論，可能的原因之一是不同研究所抽樣的受試者，其能力水準不同。如果抽測到的是中間能力水準的，容易得到無性別差異的發現。如果是以能力表現較佳者為受測者，則可能得到男性表現優於女性的結果。若以在學學生為研究對象，應注意學制上對於樣本篩選所造成的結果，區隔發展與樣本的篩選效果影響。

其次，在比較兩性表現差異時，不宜只檢視平均值之差異，應使用多元統計指標，如標準差、人數比例、變異比值等。當兩性分數分配的變異比值增大時，微小的平均值差異，也能造成在高分族群兩性人數出現極為懸殊的比例（Hedges & Friedman, 1993）。科學教育領域所關注的兩性平等問題，從事科學相關工作的兩性比例是最受關注的眾多指標之一。要拉近科學相關領域的兩性比例，就不能忽略科學能力高分族群的兩性比例。

不論兩性科學能力是否有差異，女學生對科學能力的自我評價以及對科學評價都比男學生低。在 PISA 2006 的調查研究，科學表現兩性無差異，然而，科學能力的自我評價以及對科學評價仍舊是女生低於男生。顯然，除了關注兩性的科學能力表現之外，應致力於科學自我概念形成歷程之探究。研究也發現兩性在科學自我概念上的差異大於在科學興趣上的差異。

亞洲各國 PISA 2006 的科學調查資料都能驗證期望價值理論，顯示這個理論能類化到跨國的教育場域。科學自我概念高，則對科學評價高，進而較可能自主性從事科學相關活動，也有較佳的科學成就表現。科學自我概念也透過對自我效能的影響，進而影響科學表現。大學生選擇科系分析結果顯示，在影響科系選擇的因素中，數理興趣之重要性僅次於自然學科成績和未來工作機會。在女生群中，數理自我概念為影響科系選擇之第五個重要因素。這些結果指向若要提升女性從事科學相關工作之比例，應更加重視科學自我概念與科學評價形成歷程之探究。在此一研究中雖然納入了長期追蹤的資料，可惜的是，大二的資料並無科學能力的測量，因此，無從驗證先前數理自我概念與科學興趣對往後科學表現之影響。

在兩性科學表現差異的發展面向上，TIMSS 的研究發現，隨著年級上升，男女生的差距在兩個極端組有些許擴大的現象。但男女整體平均值的變化，不是沒有改變，就是和過去的印象相反，在四年級是達顯著差異，到八年級卻沒有明顯差異（張郁雯、林文瑛、王震武，審查中）。PISA 2006 的資料所得的結果和 TIMSS 的結果並不一致，各項指標均顯示兩性的科學表現差異微小。不過，以選讀自然科系大學生所做的分析，兩性的數理學科卻存在顯著的差異。就目前的資料，似乎上歸結究竟隨著發

展，兩性科學表現是擴大還是無差異。觀察發展的改變，會受到諸多因素之影響，如樣本代間差異，測量工具的可比較性問題，樣本篩選問題，使得發展趨勢的檢視相當困難。然而，TIMSS 的測量與大學學科測驗，在屬性上比較以課程內容為本，而 PISA 則主要在測科學素養。這種測量性質與性別差異可能存在的交互作用，值得未來研究加以探究。

PISA 研究兩階段的分層叢聚取樣，並以 matrix sampling 的方式分派測試題本。因此，對資料庫進行次級分析須顧及這兩個特性所衍生的統計問題，所有涉及科學表現分數之分析，須以五個似真值進行五次分析，再求取平均值與測量誤差，此外，尚須。本研究的資料分析方式能做為將來欲以相似資料庫進行次級分析研究者之參考。

參考文獻

台灣高等教育資料庫整合計畫(2006)。台灣高等教育資料庫整合計畫：<http://www.cher.ed.ntnu.edu.tw/>。
檢索日期：民 96 年 9 月 4 日。

吳琪玉(2005)由 TIMSS 2003 的結果分析各國八年級學生科學學習成就與影響因素以及探討我國不同特質的活動。國立台灣師範大學科學教育研究所碩士論文。

鄭士鴻(2006)。由 TIMSS2003 的結果分析各國八年級學生科學學習成就與影響因素以及探討我國不同特質的活動。國立台灣師範大學化學研究所碩士論文。

陶韻婷(2007)。國中生科學成就與學生背景、學校規模及城鄉之關聯性探討---以 TIMSS 2003 為例。國立臺灣師範大學生命科學研究所碩士論文。

張郁雯、林文瑛、王震武(審查中)。兩性科學表現的差異—以不同統計指標對不同能力群組所做的細部分析。NSC 96-2522-S-152 -007；NSC 97-2511-S-152 -008 -MY2

張翠萍(2007)。TIMSS 2003 六國國小四年級學生在科學認知領域表現及其相關因素之研究。國立新竹教育大學人資處應用科學系教學碩士班

陳政帆(2007)。我國八年級學生在 TIMSS 2003 中之科學自信心、價值觀及課堂活動分析。國立台灣師範大學化學研究所碩士論文。

陳麗妃(2006)。TIMSS 2003 國小四年級學生背景、家庭環境、科學興趣、自信與科學成就關係之比較分析：以七國為例。國立新竹教育大學進修部課程與教學碩士論文。

羅珮華(2004)。從「第三次國際科學與數學教育成就研究後續調查(TIMSS 1999)」結果探討國中生學習成就與學生特質的關係：七個國家之比較。國立台灣師範大學科學教育研究所碩士論文。

教育部統計處(2006)。教育部統計處：http://www.edu.tw/EDU_WEB/Web/STATISTICS/index.php 檢索日期：民 99 年 9 月 4 日。

Andre, T., Whigham, M., Hendrickson, A., & Changers, S. (1999). Competency beliefs, positive affect, and gender stereotypes of elementary students and their parents about science versus other school subjects. *Journal of Research in Science Teaching*, 36,719-747.

Blickenstff, J. C. (2005). Women and science careers: leaky pipeline or gender filter? *Gender and*

Education, 17, 369-386.

- Byrne, B. M. (1996). Academic self-concept: Its structure, measurement, and relation to academic achievement. In B. A. Bracken (Ed.). *Handbook of self-concept* (pp. 287-316.) New York: Wiley.
- Davis-Kean, P. E. (2005). The influence of parent education and family income on child achievement: The indirect role of parental expectation and the home environment. *Journal of Family Psychology, 19*, 294-304.
- Eccles, J. S. (1987). Gender roles and achievement patterns: An expectancy value perspective. In J. M. Reinish, L. A. Rosenblum, & S. A. Sanders (Eds.). *Masculinity/femininity: Basic perspectives* (pp. 240-280). New York: Oxford University Press.
- Eccles, J. S., Adler, T. F., Futterman, R., Goff, S. B., Kaczala, C. M., Meece, J., & Midgley, C. (1983). Expectancies, values, and academic behaviors. In J. T. Spence (ed.), *Achievement and achievement motivation*. New York: Freeman.
- Eccles, J. S., Adler, T. F., & Meece, J. L. (1984). Sex differences in achievement: A test of alternative theories. *Journal of personality and social psychology, 46*, 26-43.
- Eccles, J. S., & Harold, R. D. (1991). Gender differences in sport involvement: Applying the Eccles' expectancy-value model. *Journal of Applied Sport Psychology, 3*, 7-35.
- Eccles, J. S., Midgley, C., Wigfield, A., Buchanan, C. M., Reuman, D., Flanagan, C., & Mac Iver, D. (1993). Development during adolescence: The impact of stage environment fit on young adolescents' experiences in schools and families. *American Psychologist, 48*, 90-101.
- Eccles, J. S & Wigfield, A. (1995). In the mind of the actor: The structure of adolescents' achievement tasks values and expectancy-related beliefs. *Personality and Social Psychology Bulletin, 21*, 215-225.
- Eccles, J. S & Wigfield, A. (2002). Motivational, beliefs, values, and goals. *Annual Review of Psychology, 53*, 109-132.
- Eccles, J. S & Wigfield, A., Harold, R., & Blumenfeld, P. (1993). Age and gender differences in children's achievement self-perceptions during the elementary school years. *Child Development, 64*, 830-847.
- Eccles J. S & Wigfield, A., Schiefele, U. (1998). Motivation to succeed. In N. Eisenberg (Ed.), W. Damon (series Ed.), *Handbook of child psychology: Vol 3. Social, emotional, and personality development* (5th ed., pp.1051-1071). New York: Wiley.
- Goldstein, H. (1995). *Multilevel Statistical Models (3rd Edition)*. London, Edward Arnold: New York, Halstead Press.
- Harter, S. (1998). The development of self-representations. In N. Eisenberg (Ed.), W. Damon (Series Ed.), *Handbook of child psychology: Vol. 3. Social, emotional, and personality development* (5th ed., pp. 553-617). New York: Wiley.
- Hedges, L. V., & Nowell, A. (1995). Sex differences in mental test scores, variability, and numbers of high-scoring individuals. *Science, 269*, 41-45.
- International Association for the Evaluation of Educational Achievement (2006). IDB analyzer.

- Jacobs, J. E. (2005). Twenty-five years of research on gender and ethnic differences in math and science career choices: What have we learned? *New Directions for child and adolescent development, 110*, 85-94.
- Jacobs, J. E., & Eccles, J. S. (2000). Parents, task values, and real-life achievement related choices. In C. Sansone & J. M. Harackiewicz (Eds.), *Intrinsic motivation* (pp. 405-439). San Diego, CA: Academic Press.
- Jacobs, J. E., Lanza, S., Osgood, E. W., Eccles, J. S., & Wigfield (2002). Changes in children's self-competence and values: Gender and domain differences across grades one through twelve. *Child Development, 73*, 509-527.
- Linver, M. R. & Davis-Kean, P. E. (2005). The slippery slope: What predicts math grades in middle and high school? *New Directions for Child and Adolescent Development, No. 110*, 49-64.
- Marsh, H.W., Balla, J. R., & McDonald, R. P. (1988). Goodness-of-fit indexes in confirmatory analysis: The effect of sample size. *Psychological Bulletin, 103*, 391-410.
- Marsh, H. W. (1989). Age and sex effects in multiple dimensions of self-concept: Preadolescence to early adulthood. *Journal of Educational Psychology, 81*, 417-430.
- Marsh, H. W. (1993). Academic self-concept: Theory, measurement and research. In J. Suls (Ed.), *Psychological perspectives on the self* (Vol 4, pp. 59-98). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Martin, M. O., Mullis, I. V. S. & Chrostowski, S. J. (2004). *TIMSS 2003 Technical Report, pp 256-261*. TIMSS & PIRLS International Study Center, MA: Boston College.
- Martin, M. O., Mullis, I. V. S. Gonzalez, E. J. & Chrostowski, S. J. (2004). *TIMSS 2003 International Science Report: Findings from IEA's Repeat of the Third International Mathematics and Science Study at the Eighth Grade*. TIMSS & PIRLS International Study Center, MA: Boston College.
- Martin, M. O., Mullis, I. V.S., Gonzalez, E. J. Gregory, K. D. Smith, T. A. Chrostowski, S. J., Garden, R. A., O'Connor, K. M. (2000). *TIMSS 1999 International Science Report: Findings from IEA's Repeat of the Third International Mathematics and Science Study at the Eighth Grade*. Chestnut Hill, MA: TIMSS & PIRLS International Study Center.
- Raudenbush, S. W. & Bryk, A. S. (2002). *Hierarchical linear models: Applications and data analysis methods (2nd ed.)*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Meredith W, & Teresi J.A. (2006). An essay on measurement and factorial invariance, *Medical Care, 44*(11), S69-77.
- National Science Foundation (2007). *Women, minorities, and persons with disabilities in science and Engineering*. Arlington VA: National Science Foundation. Retrieved Sep. 4, 2007, from <http://www.nsf.gov/statistics/wmpd/start.htm>
- Organization for Economic Co-operation and Development (2007). *PISA 2006, Vol 2: Data*. Retrieved Dec 24, 2007, from <http://www.pisa.oecd.org>.
- Organization for Economic Co-operation and Development (2009). *PISA 2006 Technical Report*. Retrieved March 17, 2009, from <http://www.pisa.oecd.org>.

- Simpkins, S. D., Davis-Kean, P. E., & Eccles, J. S. (2006). Math and science motivation: A longitudinal examination of the links between choices and belief. *Developmental Psychology, 42*, 70-83.
- Westat (2007). *WesVar 4.3 User's Guide*. Retrieved September 5, 2008 from http://www.westat.com/westat/statistical_software/WesVar/index.cfm
- Wigfield, A. (1994). Expectancy-value theory of achievement motivation: A developmental perspective. *Educational Psychology Review, 6*, 49-78.
- Wigfield, A., Eccles, J. S., Mac Iver, D., Reuman, D. A., & Midgley, C. (1991). Transitions during early adolescence: Changes in children's domain specific self-perceptions and general self-esteem across the transition to junior high school. *Developmental Psychology, 89*, 451-469.
- Wigfield, A., Eccles, J. S., Yoon, K. S., Harold, R. D., Arbreton, A. J. A., & Blumenfeld, P. C. (1997). Changes in children's competence beliefs and subjective task values across the elementary school years: A three-year study. *Journal of Educational Psychology, 89*, 451-469.

計畫成果自評

本研究計畫順利達成計畫原定目標。使用 PISA 以及高等資料庫之資料，探討兩性科學成就之差異以及科學自我概念、科學價值、科學成就、科系選擇間之關係。

研究成果之重要貢獻為：第一，這是國內第一個使用全國代表性資料，以多元統計指標，系統性探究不同科學成就水準的性別差異之研究。研究結果顯示統計指標、樣本以及能力水準在探討科學成就之性別差異上皆是不可忽略之因素。對未來性別與科技領域的探究有著重要之意涵。第二，以四國的資料驗證科學自我概念、科學價值、科學成就間關係之期望價值理論，該理論具跨國、跨性別之適用性。進一步探討了這幾個變項間影響之相對重要性。第三，高等教育資料庫的研究結果顯示，選讀數理相關科系的大學生，男生的數理學科能力、數理自我概念及興趣均顯著高於女生。再次說明探討兩性科學表現與態度差異研究時，樣本與工具可能造成之影響。第四，控制科學能力水準下，探討大學生科系選擇之影響因素。第五，本研究之資料分析方式，詳加說明如何考慮及運用資料庫所提供的樣本加權、抽樣方式以及似真值，採用適當的統計技術。本研究之成果，能提供未來研究者，進行次級分析的參考。最後，研究中同時使用了國內外資料庫，研究過程中，發現國內資料庫資料之建置仍有進步之空間，此一結果能提供未來資料庫建置之重要參考。

國科會補助計畫衍生研發成果推廣資料表

日期:2010/12/18

| | |
|-----------|---|
| 國科會補助計畫 | 計畫名稱: 科學自我概念與科學評價對兩性科學學習之影響 |
| | 計畫主持人: 張郁雯 |
| | 計畫編號: 97-2511-S-152-008-MY2 學門領域: 國科會與教育部目標導向計畫 |
| 無研發成果推廣資料 | |

97 年度專題研究計畫研究成果彙整表

| 計畫主持人：張郁雯 | | 計畫編號：97-2511-S-152-008-MY2 | | | | | |
|--|-------------|----------------------------|-----------------|------------|------|-------------------------------------|-----|
| 計畫名稱：女生科學學習的觀念雛形、認知歷程及社會影響的動態歷程研究--科學自我概念與科學評價對兩性科學學習之影響 | | | | | | | |
| 成果項目 | | 量化 | | | 單位 | 備註（質化說明：如數個計畫共同成果、成果列為該期刊之封面故事...等） | |
| | | 實際已達成數（被接受或已發表） | 預期總達成數（含實際已達成數） | 本計畫實際貢獻百分比 | | | |
| 國內 | 論文著作 | 期刊論文 | 0 | 3 | 100% | 篇 | |
| | | 研究報告/技術報告 | 2 | 0 | 100% | | |
| | | 研討會論文 | 1 | 3 | 100% | | |
| | | 專書 | 0 | 0 | 100% | | |
| | 專利 | 申請中件數 | 0 | 0 | 100% | 件 | |
| | | 已獲得件數 | 0 | 0 | 100% | | |
| | 技術移轉 | 件數 | 0 | 0 | 100% | 件 | |
| | | 權利金 | 0 | 0 | 100% | 千元 | |
| | 參與計畫人力（本國籍） | 碩士生 | 2 | 2 | 100% | 人次 | |
| | | 博士生 | 0 | 0 | 100% | | |
| 博士後研究員 | | 0 | 0 | 100% | | | |
| 專任助理 | | 0 | 0 | 100% | | | |
| 國外 | 論文著作 | 期刊論文 | 0 | 0 | 100% | 篇 | |
| | | 研究報告/技術報告 | 0 | 0 | 100% | | |
| | | 研討會論文 | 0 | 0 | 100% | | |
| | | 專書 | 0 | 0 | 100% | | 章/本 |
| | 專利 | 申請中件數 | 0 | 0 | 100% | 件 | |
| | | 已獲得件數 | 0 | 0 | 100% | | |
| | 技術移轉 | 件數 | 0 | 0 | 100% | 件 | |
| | | 權利金 | 0 | 0 | 100% | 千元 | |
| | 參與計畫人力（外國籍） | 碩士生 | 0 | 0 | 100% | 人次 | |
| | | 博士生 | 0 | 0 | 100% | | |
| 博士後研究員 | | 0 | 0 | 100% | | | |
| 專任助理 | | 0 | 0 | 100% | | | |

| | |
|--|----------|
| <p>其他成果 (無法以量化表達之成果如辦理學術活動、獲得獎項、重要國際合作、研究成果國際影響力及其他協助產業技術發展之具體效益事項等，請以文字敘述填列。)</p> | <p>無</p> |
|--|----------|

| | 成果項目 | 量化 | 名稱或內容性質簡述 |
|---|-----------------|----|-----------|
| 科 教 處 計 畫 加 填 項 目 | 測驗工具(含質性與量性) | 0 | |
| | 課程/模組 | 0 | |
| | 電腦及網路系統或工具 | 0 | |
| | 教材 | 0 | |
| | 舉辦之活動/競賽 | 0 | |
| | 研討會/工作坊 | 0 | |
| | 電子報、網站 | 0 | |
| | 計畫成果推廣之參與(閱聽)人數 | 0 | |

國科會補助專題研究計畫成果報告自評表

請就研究內容與原計畫相符程度、達成預期目標情況、研究成果之學術或應用價值（簡要敘述成果所代表之意義、價值、影響或進一步發展之可能性）、是否適合在學術期刊發表或申請專利、主要發現或其他有關價值等，作一綜合評估。

1. 請就研究內容與原計畫相符程度、達成預期目標情況作一綜合評估

達成目標

未達成目標（請說明，以 100 字為限）

實驗失敗

因故實驗中斷

其他原因

說明：

2. 研究成果在學術期刊發表或申請專利等情形：

論文： 已發表 未發表之文稿 撰寫中 無

專利： 已獲得 申請中 無

技轉： 已技轉 洽談中 無

其他：（以 100 字為限）

已投稿期刊，論文審查中

兩性科學表現的差異——以不同統計指標對不同能力群組所做的細部分析（教育科學研究期刊）

準備撰寫第二篇台、港、日、韓四國在 PISA 2006 科學表現、科學自我概念與科學評價之研究

第三篇 我國數理相關科系大學生數理能力與選系因素之兩性差異研究

3. 請依學術成就、技術創新、社會影響等方面，評估研究成果之學術或應用價值（簡要敘述成果所代表之意義、價值、影響或進一步發展之可能性）（以500字為限）

本研究計畫順利達成計畫原定目標。使用 PISA 以及高等資料庫之資料，探討兩性科學成就之差異以及科學自我概念、科學價值、科學成就、科系選擇間之關係。

研究成果之重要貢獻為：第一，這是國內第一個使用全國代表性資料，以多元統計指標，系統性探究不同科學成就水準的性別差異之研究。研究結果顯示統計指標、樣本以及能力水準在探討科學成就之性別差異上皆是不可忽略之因素。對未來性別與科技領域的探究有著重要之意涵。第二，以四國的資料驗證科學自我概念、科學價值、科學成就間關係之期望價值理論，該理論具跨國、跨性別之適用性。進一步探討了這幾個變項間影響之相對重要性。第三，高等教育資料庫的研究結果顯示，選讀數理相關科系的大學生，男生的數理學科能力、數理自我概念及興趣均顯著高於女生。再次說明探討兩性科學表現與態度差異研究時，樣本與工具可能造成之影響。第四，控制科學能力水準下，探討大學生科系選擇之影響因素。第五，本研究之資料分析方式，詳加說明如何考慮及運用資料庫所提供的樣本加權、抽樣方式以及似真值，採用適當的統計技術。本研究之成果，能提供未來研究者，進行次級分析的參考。最後，研究中同時使用了國內外資料庫，研究過程中，發現國內資料庫資料之建置仍有進步之空間，此一結果能提供未來資料庫建置之重要參考。