

行政院國家科學委員會專題研究計畫 成果報告

刻板印象威脅效果的影響與減除—以台灣樣本為例(第2年)

研究成果報告(完整版)

計畫類別：個別型
計畫編號：NSC 96-2413-H-040-006-MY2
執行期間：97年08月01日至98年10月31日
執行單位：中山醫學大學心理學系(所)(臨床組)

計畫主持人：孫旻暉

計畫參與人員：碩士班研究生-兼任助理人員：謝婉婷
碩士班研究生-兼任助理人員：蔡宗延
大專生-兼任助理人員：林信佑
大專生-兼任助理人員：林承翰
大專生-兼任助理人員：謝光桓
大專生-兼任助理人員：羅婉慈
大專生-兼任助理人員：林暉晨
大專生-兼任助理人員：劉益伶
大專生-兼任助理人員：邱俞鈞
大專生-兼任助理人員：陳宣安
大專生-兼任助理人員：黃文俊
大專生-兼任助理人員：徐開慧
大專生-兼任助理人員：陳怡君

報告附件：出席國際會議研究心得報告及發表論文

處理方式：本計畫涉及專利或其他智慧財產權，2年後可公開查詢

中 華 民 國 99 年 01 月 31 日

行政院國家科學委員會專題研究計畫成果報告

刻板印象威脅效果的影響與減除—以台灣樣本為例

The Impact and Deduction of Stereotype Threat Effects in Taiwan Samples

計畫編號：NSC 96-2413-H-040-006-MY2

執行期限：96年8月1日至98年10月31日（原定期限展延3個月）

計畫主持人：中山醫學大學心理學系暨臨床心理學碩士班 孫旻暉 博士
blake@csmu.edu.tw; blake5477@yahoo.com.tw

參與人員：王瑞興、林信佑、林承翰、林暉晨、邱俞鈞、徐開慧、陳怡君、
陳宣安、黃文俊、劉益伶、蔡宗延、謝光桓、謝婉婷、羅婉慈、
以及96與97學年度修習中山醫大心理系研究專題之學生（以
姓名筆劃排序）

一、中文摘要

刻板印象是指對特定團體成員或事物所具有的僵化且固定不變的信念。自Steele（1997）提出“刻板印象威脅效果（Stereotype Threat Effects, STEs）”並證實刻板印象會降低去價值個體成員（devalued group members）的特定行為表現，國外已有許多研究對此威脅效果進行驗證，並開始探討其潛在中介變項，以及研究如何減除威脅效果。反觀國內，目前極少研究探討此主題，更鮮少具有本土性的研究成果。

故本研究以台灣樣本進行五項實証研究，各項研究所探討之目的及成果分別為：（1）研究一與研究二確認大學生及國

中生樣本存在著典型的性別、種族與原住民刻板印象，並證實接觸假說（contact hypothesis）所提之，互動頻率的確會影響刻板印象的程度；（2）研究三證實性別刻板印象威脅效果的確會造成男大學生較差的縫紉表現；（3）研究四發現不論性別或是原住民刻板印象，均無法在國中生的運動表現上產生威脅效果；（4）研究五成功地證實模糊性別界線的確能減除性別刻板印象威脅效果對男大學生縫紉表現的影響。相關研究細節與討論於內文中呈現。

關鍵詞：刻板印象威脅效果、接觸假說、性別刻板印象、種族刻板印象、原住民刻板印象、縫紉表現、運動表現

Abstract

Stereotypes mean the rigid and fixed beliefs toward specific group members or events. Since Steele (1997) indicates Stereotype Threat Effects (STEs) and proves evidences to support it can cause devalued group members' certain performance impairments, several following researches have conducted experiments and prove STEs. There are several researches, in addition, focus on potential mediators and try to find a deduction method of STEs. However, there are rare STEs studies in Taiwan and few localization stereotypes and findings with Taiwan samples.

Thus, in this research with Taiwan sample, five studies respectively aim at and found: (1) Study 1 and Study 2 indeed found typical gender, ethnicity or indigene stereotypes in university or junior high school student samples, and found evidences to support the contact hypothesis which means more interpersonal interactions between groups can reduce relevant stereotypes one group hold toward another; (2) Study 3 found that gender STE can cause sewing performance impairment in male university students; (3) Study 4 found no gender or indigene STEs in sport performance of repectively female or non-indigenous junior high school students; (4) In Study 5, while male university students generated shared academic characteristics between males and females by experiment manipulation, STEs deduction has been found and the sewing performance of this group are as good same as control group, but better than STE group. Further details have

been discussed.

Keywords: stereotype threat effects, contact hypothesis, sewing performance, sport performance, gender stereotype, ethnicity stereotype, indigenous stereotypes

二、研究動機

觀察人們時，往往很容易發現不同團體間在特別行為上存在著表現上的差異，例如：女性的數理空間能力差、理科學生的語文成績低、黑人的體育表現較佳，或是老年人的活動力不高…等。除了由生理構造與教育制度不同的觀點來解釋外，Claude Steele (1995 & 1997) 進一步以心理學的觀點為基礎提出了“刻板印象威脅效果(STEs)”來解釋造成此差異的原因。

表 2-1、目前已成功驗證具有威脅效果的刻板印象與行表例子

刻板印象類型	對象	行為指標
種族刻板印象 (ethnicity stereotypes)	黑人學生	學業表現
	白人學生	運動表現
性別刻板印象 (gender stereotypes)	女性	數學成績
	男性	語文成績
年齡刻板印象 (age stereotypes)	老年人	記憶力測驗成績
同性戀刻板印象 (homosexuality stereotypes)	同性戀者	人際互動頻率

目前已有許多研究採取各類型的刻板印象、研究對象及特定行為指標，並證實此威脅效果的存在，例如表 2-1 所示：種族刻板印象 (ethnicity/race stereotypes) 與黑人學生的學業表現或白人學生的運動表現、性別刻板印象 (gender stereotypes) 與女性在數學測驗或男性在語文成績的表現

、年齡刻板印象 (age stereotypes) 與老年人的記憶力測驗成績，或者是同性戀刻板印象 (homosexuality stereotypes) 與同性戀者的社會互動頻率…等 (e.g., Gonzales, Blanton, & Williams, 2002; Stone, Lynch, Sjomeling, & Darley, 1999; Levy, 1996; Bosson, Haymovitz, & Pinel, 2004)。上述各項的研究儼然形成如 Keller (2002) 所提出的“刻板印象威脅理論 (Stereotype Threat Theory)”。然而，反觀國內鮮少進行相關研究，更遑論有任何頗具有國內特色的研究主題，例如，以不同族群 (原住民及非原住民) 的學業表現或體育表現來探討…等。

除了檢視各類型的負向刻板印象 (negative stereotypes) 會造成個體行為表現變差，以驗證刻板印象威脅效果的存在外，許多研究也陸續針對其潛在中介變項 (potential moderators) 及如何減除刻板印象威脅效果的顯現及影響進行探討。綜觀先前的研究發現，某些潛在中介變項具有不一致的結果，例如：自陳式 (self-reported) 與非語言式 (non-verbal) 的焦慮指標 (e.g., Aronson, Lustina, Good, & Kenough, 1999; Bosson et al., 2004; Gonzales et al., 2002; Keller & Dauenheimer, 2003; O'Brien & Crandall, 2003; Schmader, 2002; Smith & White, 2002, in exp. 2; Spencer, Steele, & Quinn, 1999, in study3; Steele & Aronson, 1995, in study1, 2, & 4; Steele & Aronson, 1995, in study2; Stone et al., 1999, in exp.1; Stone et al., 1999, in exp.2)。

其中 Suen (2006) 更嘗試性地提出並以研究證實非語文的焦慮指標 (non-verbal anxiety) 為刻板印象威脅效果的中介變項，然而該研究當時所採用的生理記錄僅

為手腕式血壓器 (以測量脈搏進行前後測記錄)，故仍有待加強測量生理指標時的精準性及代表性，並建議應該同時的驗證是否受試的自陳式焦慮指標 (self-reported anxiety) 無法成為刻板印象威脅效果的中介變項。此外，為減除負向刻板印象團體成員所承受的威脅影響，並使其能表現出應有的行為水準，進而降低各團體間的行為表現落差 (performance gaps)，陳皎眉與孫旻暉 (2006) 亦提出多項可能的操弄方式，故值得進一步進行刻板印象威脅效果減除的實證研究探討。

最後，Steele (1997) 與 Pinel (1999) 依其研究成果均提出“擁有典型性刻板印象 (typical stereotypes) 的受試較易受到威脅效果的影響”的說法。但是目前卻極少研究在實驗前先行探討相關刻板印象的存在及瞭解其強度，尤其像是本研究計畫未來若要實際進行一系列的威脅效果的研究，勢必需要取得具有國內特色之刻板印象指標，並建立創新性的行為做為研究指標。因此，本研究計畫率先以台灣樣本為對象，針對普遍存在的刻板印象類型先行確認 (即研究一之前置研究)，並選取特定刻板印象以進一步瞭解其存在的強度 (即研究一與研究二之調查)，進而開始在特定對象及其行為指標上，進行刻板印象威脅效果及中介變項的實證研究 (即研究三與研究四)，最後並進行威脅效果減除的驗證 (即研究五)。

三、文獻整理

本研究將所回顧的國內外文獻依序整理如下：3-1 團體間的行為表現差異；3-2 刻板印象與刻板印象威脅理論；3-3 常見刻板印象類型及對特定行為的威脅影響；3-4

刻板印象的激發方法;3-5 刻板印象威脅效果的潛在中介變項;3-6 刻板印象威脅效果的減除;3-7 國內刻板印象威脅研究現況及研究說明。

3-1 團體間的行為表現差異

生活中存在著許多不同類型的團體（如：男女、文理組學生、以及原住民與非原住民…等），當觀察不同團體間的行為表現時，不難發現多數存在著明顯的差異。以男女兩性在大學科系及職場的工作選擇上來看，於美國 2000 年的統計資料中發現，在數學、物理、電腦等科系的大學畢業生中，女性僅佔 35% (National Science Foundation, 2000)。而國內教育部 90-92 學年度的統計也顯示，大學以上學歷的自然科學、電算科學、工業工程、建築及都市規畫的就學學生中，女性明顯的比男性少，僅佔總數的 26.5%。

此外，男女兩性在學科測驗表現上亦呈現出普遍性的差異。舉例來說，Gallagher、Bridgeman 和 Cahalan (2000) 分析歷年在美國境內常見的標準化數學測驗：SAT (Scholastic Aptitude Test) 與 GRE (Graduated Record Examination) 證實，女性考生不論在 SAT 或 GRE 測驗上所獲得的數學分數均明顯的低於男性考生，例如，在滿分為 800 分的 SAT 測驗中，女性較男性少了將近 39 分（即女性 vs. 男性 = 534 vs. 573）；而在滿分為 800 分的 GRE 測驗裡女性也較男性少了 88 分（即女性 vs. 男性 = 507 vs. 595）。值得注意的是，究竟什麼因素造成這樣的性別差異呢？為什麼男女性會選擇投入不同的學科領域？兩者在學科表現上又為什麼會有所不同呢？

在探討上述團體間的差異時，最常被提及的肇始原因不外乎有天生的生理差異或後天在教育體制中經歷的不同經驗所造成的。前者是有關於生理的差別，正如 Benbow 與 Stanley (1983) 所認為，先天基因上男性的數學能力就比女性來的優良；在成人大腦的重量測量中也發現，男性平均大腦重量比女性約重 11-12% (但男性頭部體積僅比女性大 2% 左右)；其他研究也提出男女兩性在染色體、賀爾蒙及腦部有不同的發展，用以支持生理可能造成兩性間的差異。對於後天教育體制的說法則認為，因兩性在社會化過程中受到的不同對待亦可能造成此性別上的差異。例如，國外研究發現，與數學或科學領域有關的求學過程裡，男性較女性容易受到師長及其他人更多的鼓勵，以致於男性會認同自己適合學術或數理工程領域 (Eccles et al., 1984)；而國內謝臥龍、駱慧文和吳雅玲 (1999) 在觀察課堂中老師與學生的互動情形的研究就發現，當進行自然課與數學課教學時，即使女同學的想法和男同學一樣多，老師還是明顯地較注意男同學，較常請男同學回答或注意男同學的反應，通常還會給男同學較多的時間來思考與回答；唯有在社會課與國語課時，女同學才會得到較多的注意且有較多的機會回答。對此，後天學校教育的差別待遇似乎也成為男女表現相異的重要原因之一。

除依據生理及教育的觀點來說明造團體差異的可能原因，Steele 與 Aronson (1995) 更首度從心理學的角度提出另一項嶄新的原因——**刻板印象威脅效果** (Stereotype Threat Effects, STEs)。簡單來說，Claude M. Steele 及其研究伙伴 (1995 & 1997) 認為個體對某些團體具有特定的社會刻板印象 (social stereotypes) 且會受到其影響，因而提出刻板印象威脅效果，

並以系列的研究加以證實。當負向刻板印象 (negative stereotypes) 中所指稱的去價值團體 (devalued group) 身處在刻板印象被激發 (stereotype activation) 的情境時，會導致此團體成員在相關的行為表現上有明顯變差的現象。舉例來說，當女性受試 (去價值團體成員) 在負向性別刻板印象 (認為女性的數學能力較差) 被激發的情境時，則她們在數學測驗 (特定行為) 的表現就會較刻板印象未被激發時來的差 (得到較低的分數)。

3-2 刻板印象與刻板印象威脅理論

社會心理學家均認同，刻板印象是造成特定團體成員受到歧視 (discrimination) 的原因之一，它是指對特定團體成員所持有的某種特質而相連結的信念 (如陳皎眉，王叢桂和孫蓓如，2006)。McGarty、Yzerbyt 和 Spears (2002) 亦進一步的提出刻板印象具有的三項指導性原則：(1) 刻板印象是人們對外界進行解釋的助力；(2) 刻板印象的使用可節省人們處理事務時的精力；以及 (3) 刻板印象是團體間共有的信念 (beliefs)。

生活中經常充斥著許多與人格特質或是行為表現相關的典型刻板印象，前者有關人格特質的刻板印象包括：女性較溫順、男性較果斷、西方人較個人主義、猶太人較小氣、以及日本人或德國人處事較嚴謹…等；而後者有關行為表現的刻板印象，如：女性的駕駛技術不好、男性的語言或文科測驗表現較差、黑人的體育表現較優秀、老年人的記憶能力較弱，以及原住民的學業表現較不理想，但具有音樂天賦…等。

自從 1995 年 Claude M. Steele 和其研究伙伴率先提出刻板印象威脅效果

(STEs) 以來，愈來愈多的研究投入此主題並對此效果的影響機制加以探索 (e.g., Spencer et al., 1999; Steele, 1997; Steele & Aronson, 1995)。Spencer 等人 (1999) 也具體地界定此威脅是屬於情境式的困境 (a situational predicament)，在此困境中個體會受到所屬團體相關連的負向刻板印象之影響，產生被評價、對待或是自我實現的效果。換言之，這些受到負向刻板印象化的個體 (即去價值團體成員) 身處在一個與自身有關且刻板印象被激發 (或突顯) 的情境時，其特定的行為表現則會受到威脅而表現的不佳。上述現象亦引起許多研究者針對性別或種族刻板印象在數學表現的影響之興趣，並從事相關的實驗研究 (e.g. Ambady, Shih, Kim, & Pittinsky, 2001; Aronson et al., 1999; Cadinu, Maass, Frigerio, Impagliazzo, & Latinotti, 2003, in exp.1; Cheryan & Bodenhausen, 2000; Gonzales et al., 2002; Inzlicht & Ben-Zeev, 2000; Keller, 2002; Keller & Dauenheimer, 2003; Spencer et al., 1999; Marx & Roman, 2002; O'Brien & Crandall, 2003; Quinn & Spencer, 2001; Schmader, 2002; Sekaquaptewa & Thompson, 2002; Shih, Pittinsky, & Ambady, 1999; Shih, Ambady, Richeson, Fujita, & Gray, 2002; Smith & White, 2002)。

以下就以負向性別刻板印象與女性數學表現為例，說明刻板印象的威脅效果，Spencer 等人 (1999, in study1) 的研究發現，女性受測者在傳統的測驗情境中會表現的較男性來的差 (較低的數學成績)。他們的研究 (study2) 亦發現，當這些女性受測者被事先告知將作答的測驗題目在過去的經驗中具有性別差異 (gender difference；即女性的表現劣於男性) 時，結果顯示她們所得到的分數會比

那些告知測驗題目是無性別差異（no gender difference；也就是男女表現相似）時來的更低，這即顯示與數學有關的性別刻板印象威脅效果。重要地是，在接續的研究中（study3）更發現，即使在一般常見或傳統的測驗情緒中（不給予任何有關性別差異或與他人比較之指導語的狀態下），相較於事先告知男女表現相似之操弄，女性受測者仍會表現出較差的測驗結果。總括上述，在一般傳統的測驗情境中，證實能誘發相關的負向性別刻板印象，並產生威脅效果，故使得女性受試者獲得較差的數學測驗分數，此結果即應證 Steele（1997）所認為的威脅效果是無所不在的（a threat in the air, p.613）。

除了性別刻板印象具有威脅效果之外，在與種族相關的刻板印象（ethnicity-related stereotypes）上亦可發現威脅的效果。舉例來說，Aronson 等人（1999）進行種族刻板印象在數學測驗的影響研究，通常人們認為在數學表現上的優劣依序是亞洲人（Asians）最佳，其次是白人（Whites），最後是黑人或拉丁人（Blacks or Latinos）；因此，相對於亞洲人，白人受試在數學表現中可被視去價值團體（或稱負向地種族刻板化團體；a negatively stereotyped ethnic group），其研究（study1）發現當白人受試在進行數學測驗前，閱讀一篇說明亞洲人較白人具有較佳數學表現的文章時，其數學測驗表現明顯的較控制組（無閱讀任何文章）來的差，這即證明種族刻板印象威脅效果的存在。

除了提出並證實刻板印象威脅效果的存在外，Steele（1997, p.617）亦明列五項重要的普遍性特色（general features）來界定此威脅效果：

- (1) 刻板印象是種普遍性的威脅（general threats），它並非只影響心理學所界定的某些特定的去評價/烙印團體（devalued/stigmatized groups），也會影響其他與刻板印象相關連的團體。例如，在老人認知能力較差的年齡刻板印象（age stereotypes）中不僅會影響年紀大的老人，也會影響即使年紀不大但被冠以“祖父母”頭銜的人。
- (2) 刻板印象的威脅機制是與行為表現同時存在的，當受試處在刻板印象的情境，或是個人所屬的團體與其行為表現被連結時，此威脅效果就會產生。
- (3) 此威脅效果在不同的情況或對象時，會有不同的影響效果，例如：男生的數學表現比女生好，而女生的語文表現比男生好，如此女生在上述兩項能力的表現上就會分別受到負向或正向的影響效果。
- (4) 個體未必需要認同/同意該刻板印象，只要處在刻板印象威脅的情境下即會受到其影響，例如：女性受試即使不同意「女生的數學表現比男生差」，當她們身處在刻板印象威脅的情境下，女性受試的數學表現也會變差。
- (5) 縱使負向刻板印象化個體的團體成員（a negatively stereotyped group），努力的去嘗試反抗刻板印象的威脅，但是結果往往是無效的。

除了上述特性外，Keller（2002）也列出誘發威脅效果產生的三項條件：

- (1) 當使用難度（difficulty）愈高的依變項（如數學測驗），來將受試的能力推到極限時。
- (2) 當受試明確地察覺到其行為表現被評價性地監察（evaluative scrutiny）時。

(3) 當負向刻板印象被直接地與依變項（如：數學測驗表現）做有效地連結時。

正由於愈來愈多的研究發現，即使在不同的刻板印象類型中均可驗證威脅效果的存在，故 Keller 並率先以“刻板印象威脅理論 (Stereotype Threat Theory)”來指稱這類的研究。故以下本研究計劃將分別整理出不同刻板印象類型與在特定行為中所發現的威脅效果。

3-3 常見刻板印象類型及對特定行為的威脅影響

過去文獻中清楚地指出，即使不同類型的負向刻板印象在特定團體成員的行為表現上，均產生一致性的威脅效果。以下即簡要地依不同類型之刻板印象及其在特定行為上所產生的威脅效果。

3-3-1 性別刻板印象與男女在不同測驗類型的表現

除了數學測驗外，與智力相關的測驗中，男女受試依所參與的測驗類型不同，亦可分別視為去價值團體並且驗證出性別刻板印象的威脅效果。例如：男性受試在語文測驗 (verbal tests; e.g. Ben-Zeev, Fein, & Inzlicht, 2005)，女性受試在數字與空間能力測驗 (numerical and spatial ability test; e.g. Gonzales et al., 2002) 或是單純在空間能力測驗 (spatial ability tests; e.g. Stangor, Carr, & Kiang, 1998, in exp.1)。除了上述研究中常見的行為指標外，兩性是否在其他更生活化的行為表現上（如：男性的家政能力或女性優勢化的行為…等），仍普遍且一致地存在著性別刻板印象的威脅效果？故這將是本研究計畫將進行探討的目的之一。

3-3-2 種族刻板印象與去價值團體成員的智力測驗表現

與智力有關的種族刻板印象 (ethnicity stereotypes) 指稱在不同種族間存在著智力表現的優劣，依序為亞洲人>白人>黑人 (或拉丁人)。因此，相較於特定種族，威脅效果會顯現在特定的去價值團體成員 (如黑人或拉丁人) 的語文測驗表現上 (verbal tests; e.g., Blascovich, Spencer, Quinn, & Steele, 2001; Marx & Goff, 2005; Steele & Aronson, 1995)、記憶力測驗 (memory tests; e.g. Pittinsky, Shih, & Ambady, 1999)，以及與體育有關的智力測驗 (sport intelligence tests; e.g. Stone et al., 1999)。然而，反觀國內特有的族群人口結構 (即原住民與非原住民)，故未來值得去瞭解國人是否存在著特有的原住民刻板印象 (indigenous stereotypes; 見陳皎眉與孫旻暉, 2006)，並進一步的探討原住民學生在學業表現或是非原住民在體育表現，是否同樣受到負向刻板印象的威脅效果？

3-3-3 運動刻板印象與白人的運動表現

在西方國家中，與體育能力有關的種族刻板印象是指黑人較白人天生就具有較佳的運動表現，即稱之為運動刻板印象 (sport stereotype)。Stone 等人 (1999) 以白人為受試並進行運動刻板印象突顯的實驗，結果發現當相關刻板印象被突顯時，白人受試在高爾夫球運動表現上 (較控制組) 打出較多的桿數 (golf strokes; 即較差的表現)，這似乎證明了在運動表現上亦可清楚的發現刻板印象的威脅效果。相較於國外，台灣本土存在著原住民族群，且人們似乎抱持著“原住民運動表現較非原住民佳”之想法 (或刻板印象)；然而，是否真的存在上述的刻板印象？或進一步探討非原住民學生是否會受到此負

向運動刻板印象之影響，進而產生威脅效果？故本研究計劃亦將進一步地探討之。

3-3-4 學科刻板印象與去價值團體成員的特定作業表現

一般來說，人們對於就讀特定學科的大學生能力亦具有特定的學科刻板印象 (subject stereotypes)。正如 Croizet、Després、Gauzins、Huguet、Leyens 和 Méot (2004) 在法國進行的研究中指稱，人們通常會認為科學學門的學生 (science students) 較心理學學門的學生 (psychology students) 來的聰明且具有較佳的認知表現，故當心理學學生在學科刻板印象突顯的情境時，易較控制組獲得較低的認知測驗分數 (cognitive test；即 the Raven Advanced Progressive Matrices Test)。

3-3-5 同性戀刻板印象與非異性戀者的社會互動觀察

Bosson 等人 (2004) 提出針對同性戀者，人們亦具有特定的刻板印象，他們指稱人們會認為男同性戀者對幼童而言是危險的 (gay men are dangerous to young children; p.248)，這亦可稱之為同性戀刻板印象 (homosexuality stereotypes)。因此，Bosson 等人即用此刻板印象探討其對同性戀者與幼童人際互動表現上的影響，觀察結果發現，當刻板印象透過問卷的填答而被突顯時，較控制組來說，非異性戀受試 (即同性戀與雙性戀受試) 對幼童的照顧表現 (childcare performance) 則明顯地減少，這證實對兒童的照顧行為上，亦存在著同性戀刻板印象的威脅效果。

3-4 刻板印象的激發方法

上述說明不同類型的刻板印象對特定團體成員一致性地產生明顯的威脅效果。而 Steele (1997) 指出此刻板印象威

脅效果是一種“情境式的威脅 (situational threat; p. 614)”，且 Keller (2002) 又指稱此威脅效果的產生需將特定負向刻板印象有效地與實驗情境及測量行為相連結，因此，本研究計畫檢視並整理過去研究所使用的刻板印象激發操弄，並整理出以下六種激發方式：

3-4-1 宣稱所進行的作答是為了瞭解其自我能力 (self ability) 的評價性測驗

先前許多研究採用此方法來激發相關刻板印象，例如：Steele 與 Aronson (1995) 及 Croizet 等人 (2004) 就曾個別地告知受試，在實驗中所進行的測驗是為了評估其閱讀與語文推理的能力 (reading and verbal reasoning abilities)，以瞭解他們的優缺點；或是像 Gonzales 等人 (2002) 告知受試所進行的實驗是一種用於評量個人能力 (personal ability) 的研究。此外，Stone 等人 (1999) 則是告知受試將進行的實驗是設計用來瞭解與天生體能有關的個人特質 (personal factors correlated with personal natural athletic ability) 或用於體育表現的思考能力 (ability to think strategically during an athletic performance；即 sport intelligence ability)。在上述各種激發方法均成功地產生相關的刻板印象威脅效果。

3-4-2 引發受試對其所屬團體的認同

Suen (2006) 指出使用引發受試對其所屬團體認同之誘發方法會依不同年齡層的受試之能力，而採用適性的指導語內容，例如，Shih 等人 (1999 & 2002) 在實驗中請成年的大學受試來閱讀並完成一篇問卷，用以誘發相關的認同團體 (如：性別或種族) 及負向刻板印象，再進行行為的測量。相對地，當 Ambady 等人 (2001) 以幼稚園兒童為受試時，則考量受試表達

能力的限制，而以口語要求幼稚園兒童彩繪指定的圖案以取代其他的閱讀式的指導語，例如：請女性幼童彩繪小女孩抱著洋洋的圖片，以突顯其對性別上的女性認同，並誘發相關的負向性別刻板印象。

3-4-3 宣稱所從事的測驗(題目)具有團體間的差異

此方法是假設當相關的刻板印象在宣稱測驗題目已具有團體間差異時(例如：告知先前男女生受試在此份測驗的成績表現不同，或黑人與白人受試在以往的測驗表現已有差異)，即會被自動化地激發。例如，Spencer 等人(1999, in study2)與 Cadinu 等人(2003, in exp.1)清楚地告知實驗受試，他們所做答的測驗題目在以往的研究結果中顯示了性別差異(但重要的是不告知之男女間的優劣為何)，以致於誘發相關的性別刻板印象。

3-4-4 具體指出團體間在特定行為的優劣關係

此方法即是告知受試有關不同團體成員間在特定表現上的優劣(與刻板印象相符)。正如 Aronson 等人(1999, in study1)在安排的實驗面談中口頭告知白人受試，亞洲學生的數學表現較白人學生好；或者，在他們後續的實驗中(in study2)請受試閱讀一份寫著“亞洲人在標準化的數學測驗上普遍地獲得較白人高的分數”的文章。故不論用口頭或是書面的指導語來傳達不同種族間的能力高低，均能成功地得到刻板印象威脅效果的應證。

3-4-5 進行團體間的比較

此誘發方法是明確地告知受試，在測測完成後，實驗者會將他(她)的測驗成績與相對應的外團體成員做比較。例如，在 Aronson 等人(1999, in study2)的實驗

中，實驗者給予白人學生一份書面的指導語，說明他(她)們在測驗上所獲得的分數，將在實驗結束後被拿來與其他的亞洲學生做比較。

3-4-6 建立一個有其他伙伴陪同的測驗模擬情境

上述五種可以誘發刻板印象的方法均可視為以實驗室為基礎的操弄方式(laboratory-based manipulations)，但是為了讓誘發方式更具有高度的生活真實性，故第六種的誘發方法即是以營造類似測驗情境(testing situation)，並讓受試與事先安排好的伙伴們一同進行測驗的施測，這樣一來就可將相關的行為刻板印象誘發，並塑造出一個讓受試把自己與他人進行比較的情境。正如有些研究者為了誘發性別刻板印象，故把女性受試安排與 3-3 位男性實驗同謀者為伙伴對象一同進行測驗(e.g., Ben-Zeev et al., 2005; Inzlicht & Ben-Zeev, 2000; Sekaquaptewa & Thompson, 2002)。舉例來說，Marx 與 Roman(2002, in study 1)安排男性實驗同謀者給女性受試，並一同進行實驗測試。

故研究三、研究四及研究五即採用部份上述的誘發方式，以進行威脅效果的檢驗。

3-5 刻板印象威脅效果的潛在中介變項

除了驗證威脅效果外，近年來愈來愈多的研究也著眼在探討哪些潛在中介變項(potential mediating factors)可能主導威脅效果的產生，然而卻僅有少數研究真正進行中介變項分析(mediation analysis)以進行考驗(如 Cadinu et al., 2003, exp.2; Croizet et al., 2004; Keller, 2002; Keller & Dauenheimer, 2003; Spencer et al, 1999, in study3)。以下就分別以非刻板印象威脅

效果之中介變項進行說明，再舉屬於不確定之中介變項——如焦慮指標（anxiety indicators）——加以說明。

3-5-1 非刻板印象威脅效果之中介角色的變項

在先前許多實驗曾探討可能的潛在變項，計劃主持人之整理，下列變項似乎在多數研究被證實不是威脅效果的中介變項，例如：與動機有關的指標（motivation-related indicators）、投入程度（involvement），以及對自我行為能力的自信程度（confidence in self ability）。

與動機有關的指標

個體在做任何事時，都存在著相關的行為動機，先前研究為想瞭解威脅效果所導致的行為受損，是否起因於個體行為動機之改變所造成的影響？因此，多項研究利用與動機有關的指標來驗證上述的假設，但結果都一致性地證實動機似乎不是刻板印象威脅效果的中介變項。首先，多數的研究者用測量及分析受試在研究中嘗試作答的測驗題數（the number of attempted test items）為動機指標，但未發現其中介的角色（e.g., Ambady et al., 2001; Shih et al., 1999 in study1 & 2002 in study1; O'Brien & Crandall, 2003），然而只有 Keller 與 Dauenheimer（2003）發現女性受試在威脅情境中會嘗試作答較少的題數。

接下來，第二個動機指標為受試的猜測題數（the number of guessed items）。在 Keller 與 Dauenheimer（2003）的研究中，受試被要求評估自己猜測答案的狀況（如 “How often did you make a guess whenever you were unsure whether you had found the right answer or when you did not find an answer at all?”），此類的動機指標也被

用於其他的研究中，且一致性地被證實並非為威脅效果的中介變項（e.g., Shih et al., 1999, in study 1; Steele & Aronson, 1995, in study2 & 4）。最後一項的動機指標，則是採用李克氏量表（Likert-typed Scale）的自編式題目為自陳式指標，例如 O'Brien 與 Crandall（2003）及 Smith 與 White（2002, exp.1）分別使用的問題如：“How motivated they were to perform well on the test” 與 “to what extent do you feel motivated to perform well on this exam?”。

綜合上述的研究結果，一致性地發現三類的動機指標似乎都證實不是刻板印象威脅效果的中介變項（e.g., Cheryan & Bodenhausen, 2000; O'Brien & Crandall, 2003; Smith & White, 2002, in exp.1）。

投入程度

先前研究一致性地發現受試的實驗投入程度並未能在刻板印象威脅效果裡扮演中介的角色。在將過去常使用的二種自陳式題目中（self-reported questions），第一類是請受試評估在測驗中他們投入多少的努力（見 Steele & Aronson, 1995 in study2 & 4）；或是請受試說明他們投入了多少努力以回答問題（“How much of effort did you make to answer the questions?”；見 Keller, 2002; Keller & Dauenheimer, 2003）。第二類題目則是請受試說明其參與（enjoyed/ participated in）實驗的投入程度（見 Shih et al., 1999 in study1, 2002）。簡單來說，過去研究只針對上述變項進行威脅效果之有無的組間反應進行統計考驗，但多數的結果均呈現無組間的差異，也就是不支持其為中介變項（i.e., Brown & Pinel, 2003; Gonzales et al., 2002; Keller, 2002; Keller & Dauenheimer,

2003; Shih et al., 1999, study1, 2002; Smith & White, 2002, in exp.1; Steele & Aronson, 1995, in study2 & 4; Stone et al., 1999, in exp.1) ; 然而, 唯一例外的是 Aronson 等人 (1999, in study1) 所做的研究, 結果發現組間有威脅效果的差異, 但在其另一個研究中 (study2) 雖用同樣的操弄方式, 卻又沒有組間差異。故多數的研究似乎都支持受試投入於實驗的程度不是刻板印象威脅效果的中介變項。

對自我行為能力的自信程度

先前研究用以瞭解受試對其特定能力之自信程度之自編式題項, 可分為問受試自認在數學的天賦程度 (如 “*how talented the participants are at mathematics*” ; Shih et al, 1999, in study1, 2002, in study1) 及受試者對所做回答的自信程度 (“*how much confidence they had in their answers*” ; e.g. Aronson, et al., 1999)。然而, 多數的研究成果均支持自信程度並不是刻板印象威脅效果的中介變項 (e.g., Brown & Pinel, 2003; Shih et al., 1999, in study1; Spencer et al., 1999; Steele & Aronson, 1995, in study1; Stone et al., 1999)。但 Shih 等人 (2002, in study1) 所提供的研究卻發現, 亞洲受試只有在隱藏式的威脅情境中 (subtle threat condition) 較在控制組時表現出較高的數學自信程度, 但在突顯式威脅情境 (explicit threat condition) 的自信程度卻與控制組相同。

3-5-2 刻板印象威脅效果的不確定中介變項

經文獻整理發現, 多數潛在中介變項的研究似乎呈現出不一致的考驗結果, 例如表現預期 (performance expectancy indicators; 即受試預測自己在實驗中的表現狀況) 指標中, 某些研究支持此預期具

有中介角色 (e.g., Brown & Pinel, 2003; Cadinu et al., 2003; Keller, 2002; Keller & Dauenheimer, 2003; Rosenthal, Crisp, & Suen, in press; Sekaquaptewa & Thompson, 2002; Smith & White, 2002, in exp.1; Steele & Aronson, 1995, in study1; Stone et al., 1999), 但其他研究則有不同的結論 (e.g., Steele & Aronson, 1995; Gonzales et al., 2002; Shih et al., 1999, in study1, 2002; Steele & Aronson, 1995, in study4)。相同地, 在自我跛足策略 (self-handicapping) 指標上, 部份研究發現其在威脅情境中具有中介角色 (e.g., Keller, 2002; Keller & Dauenheimer, 2003; Steele & Aronson, 1995, in study1 & 3), 反之, 在其他研究則無中介效果 (e.g., Steele & Aronson, 1995; Cheryan & Bodenhausen, 2000; Keller & Dauenheimer, 2003; Shih et al., 1999, in study1; Steele & Aronson, 1995, in study2 & 3; Stone et al., 1999, in exp.1)。除上述兩項變項之外, 受試在進行實驗時的自陳式焦慮狀況亦被視為可能的中介變項, 同樣的在過去的研究中卻缺乏一致性的結果。

在刻板印象威脅效果的研究中, 既然認為負向刻板印象會對去價值團體的成員產生威脅 (如 Steele, 1997), 而威脅則可能產生個體的焦慮, 這就不難理解為何研究者把焦慮視為威脅效果的潛在中介變項。然而, 在過去的研究結果中卻無法發現一致性的中介變項結果, 對此 Bosson 等人 (2004) 提出, 可能是因為使用不當的焦慮指標類型所造成的, 故在他們的實驗中分別請受試採自陳式的測量方式 (self-reported measures) 說明其焦慮狀況, 或是觀察受試的相關行為指標來加以探討, 其研究結果亦支持了此說法。故本計畫將文獻整理中有關焦慮的中介變項分為自陳式焦慮 (self-reported anxiety) 指標

及非語言式焦慮 (non-verbal anxiety) 兩類來進行中介變項的考驗。

採用自陳式焦慮指標的研究的確無法證實在有無威脅情境間發現顯著差異。而研究工具上大致有兩種非直接式的問題 (indirected questions) 被用來測量自陳式焦慮狀況，第一種是使用 Spielberger State Anxiety Inventory (STAI) 的量表，研究者常用此來測量受試在實驗中因被評價所產生的焦慮狀況 (e.g., Aronson et al, 1999; Schmader, 2002; Steele & Aronson, 1995, in study2; Stone et al., 1999, in exp.2)。另一種則是用簡單的問題來詢問其焦慮狀態，如 Steele 與 Aronson (1995, in study1 & 4) 請受試評估有多少的程度認為別人會因自己所歸屬的團體 (如：性別或種族) 而被評價 (如 “*I wondered what the experimenter would think of me*”，或 “*How much having to indicate my ethnicity bothered me during the test*”)。另外，Spencer 等人 (1999, in study3) 則是問受試 “是別人會因不佳的表現而看輕自己 (*If I do poorly on this test, people will look down on me*)”，或是 “如果自己無法在此測驗上表現的好，人們將認為我的能力不夠好 (People will think I have less ability if I do not do well on this test)”。許多與這類被他人評價有關的自陳式焦慮指標的研究都發現它並不是威脅效果的中介變項 (見 Aronson et al, 1999; Bosson et al., 2004; Gonzales et al., 2002; Keller & Dauenheimer, 2003; Spencer et al., 1999, in study3; O'Brien & Crandall, 2003; Schmader, 2002; Steele & Aronson, 1995, in study1, 2, & 4; Stone et al., 1999, in exp.2)。

至於另一種用來測量自陳式焦慮的方法，即是以直接式問題 (directed

questions) 來請受試回答，例如 Smith 與 White (2002) 及 Keller 與 Dauenheimer (2003) 分別採用標準化的 Positive and Negative Affect Schedule (PNAS) 與 German version of Revised Worry-Emotionality Scale 來進行。亦有部份研究就只是簡單且直接地請受試評估自己感到挫折或是放棄的程度 (如 Steele & Aronson, 1995, in study2)，或是回答在測量時的感覺為何。重要地是，透過這種直接式問題所測得的焦慮指標，仍無法被證實是刻板印象威脅效果的中介變項 (e.g., Bosson et al., 2004; Keller & Dauenheimer, 2003; Smith & White, 2002, in exp.2; Steele & Aronson, 1995, in study2; Stone et al., 1999, in exp.1)。

不同於上述二類自陳式焦慮的結果，當採用生理測量 (physiological measures) 或行為觀察 (observations of behaviour) 為非語言式焦慮 (non-verbal anxiety) 指標的研究中，文獻整理卻支持性地發現焦慮在刻板印象威脅效果中一致性地扮演著顯著的中介角色。首先，在以生理指標做為瞭解焦慮狀態的研究中，Croizet 等人 (2004) 精準地用實驗儀器來測量受試者的呼吸活動 (respiration activity)、Blascovich 等人 (2001) 測量受試的平均動脈血壓 (mean arterial blood pressure, MAP)，或是 Ben-Zeev 等人 (2005) 紀錄生理激起 (physical arousal) 的狀況來做為焦慮的指標。在 Suen (2006) 的研究中，即使以簡單的手腕式血壓器 (Digital Blood & Pulse Monitor; Model: NAICO HL-168B) 來測量受試的脈搏 (pulse rate) 以做為焦慮的生理指標，其統計結果似乎也支持與焦慮有關的生理指標在威脅效果上扮演中介變項的角色。然而，目前尚未有研究將焦慮分為自陳式及

非口語式指標，並同時在單一實驗中進行測量，尤其在 Suen 的研究中只是短暫地在測驗進行前後進行焦慮的生理測量。

因此，為了更精確的進行驗證，本研究計畫的階段三與階段四中，將同時進行上述兩類焦慮指標的測量，並使用先進的生理測量儀器（即無線藍芽生理回饋儀 NeXus-10），全程紀錄在進行刻板印象威脅的測驗過程中，受試的生理反應變化。

3-6 刻板印象威脅效果的減除

除了證實威脅效果的存在外，為了讓去價值團體成員免於受到負向刻板印象的影響，而能公平地表現出其應有的能力水準，故如何減除相關刻板印象的威脅性就更為必要性了（見陳皎眉與孫旻曄，2006; Marx & Roman, 2002）。回顧以往研究探討減除刻板印象威脅效果的可能方法，以下即分別從「傳統刻板印象的重塑」、「提供不同於傳統刻板印象的角色楷模」、「測驗難度的選擇」及「模糊團體成員間的相異性/界線」四個部份來加以說明。

3-6-1 傳統刻板印象的重塑

要減除刻板印象的威脅影響，首先從刻板印象強度所扮演的角色來談起。Brown 與 Pinel (2003) 證實，對性別刻板印象具有較高認同的女性受試，其所受到威脅效果的影響較低認同者來的明顯（即獲得更低的數學成績）。在用來探討團體偏見（group bias）減除的「接觸假說」（contact hypothesis）中指稱，當個體與特定團體成員能有效且充份地進行團體間接觸或互動，將可降低其對某特定團體的不當偏見（見陳皎眉等人，1996）。換句話說，在學校中如果男女學生能有較多的互動，或是校方落實校園的兩性平等教育，那女生對於男生數學能力較好的想法（或

刻板印象）將可能改變，也期待更進一步減除性別刻板印象所造成的威脅效果。

然而，以往鮮少有研究探討不同團體互動頻率下對個體刻板印象的影響。故在研究三與研究四，參考 Suen (2006) 所使用之自編式問卷，針對以往已成功地被使用的數學刻板印象（或是原住民的學業刻板印象），再加入詢問有關各團體間的互動狀況之自陳式自編題項，用以探討刻板印象的強度反應是否也能應證接觸假設。

3-6-2 提供與傳統刻板印象不同的角色楷模

在 Spencer 等人 (1999) 的實驗中，當受試進行數學測驗前被告知，此測驗題目在過去成績中顯示男女間的表現沒有差異（即不同於傳統女性數學較差的刻板印象），結果發現女性受試的數學表現就和男性受試一樣好。

然而，除了告知受試團體間的表現相似外，是否提供受試有別於傳統刻板印象的角色楷模，亦能減除相關的威脅效果呢？在 Marx 與 Roman (2002) 的系列研究中以精於數學的女性實驗同謀者來擔任女性受試新的角色楷模，並進行互動，之後再接受數學測驗。研究發現，在女性楷模組中受試的數學成績較無楷模組來的高，這顯示角色楷模的存在的確可以減除威脅的效果，並增進她們在數學測驗上的表現。此外，不同於實際的人際互動，McIntyre、Paulson 與 Lord (2003) 只讓實驗組受試閱讀一篇描述在建築、法律、醫學及發明領域上有所成就之“女性”的文章（控制組則閱讀一篇描述在上述四領域成功之“企業”的文章），結果在數學測驗的表現上，實驗組的女性受試較控制組為佳。故顯示即使呈現的女性楷模與數學

領域並沒有直接關係，也能夠增進女性在數學測驗上的表現。

3-6-3 測驗難度的選擇

刻板印象威脅效果唯有在當受試在從事較高難度 (higher difficulty) 的測驗題目時才會清楚地顯現出來 (Keller, 2002)。而且 Spencer 等人 (1999) 更指出，唯有在進行難度較高的數學測驗時，才會顯現出女性較男性表現來的差。對此 Blascovich 等人 (2001) 更進一步將測驗題目依難易程度分為困難、中等及簡單三類，其測驗結果顯示去價值團體受試只有在高難度的題目上才會受到負向性別刻板印象的影響，而在另外兩種難度上則無威脅效果。

3-6-4 模糊刻板印象

先前研究指稱，當去價值團體具較強的負向刻板印象時，他們的行為表現就更易呈現威脅效果的影響 (Brown & Pinel, 2003; Pinel, 1999; Shih et al., 1999)，故當去價值團體成員對團體間的看法被改變時 (即模糊典型的刻板印象)，應該也能減除刻板印象的威脅效果。正如 Rosenthal 與 Crisp (2006) 使用過去已成功用來模糊團體間界線的操弄方法，並成功地達到威脅效果的減除，研究中他們先請受試試舉出男女共同擁有的特徵，用以增加性別間的相似性 (也就是模糊兩性間的差別)，結果發現不論在數學測驗的表現上 (in exp.2) 或是在工作的選擇作業中 (in exp.1)，模糊團體的界線 (即弱化相關的刻板印象) 即可明顯地得到刻板印象威脅效果減除的結果。依上述結果，不難連想到在其他類型的刻板印象 (如：男性的家事作業或原住民的學業表現…等) 或是國內樣本中是否亦有同樣的威脅效果的減除作用呢？因此，研究五將此方法並以實證研究支持刻板印象威脅的減除效果。

3-7 國內刻板印象威脅研究現況及研究說明

檢視國內的社會心理學，雖已有研究投身對刻板印象形成機制 (stereotype formation) 或刻板印象對個體行為影響 (stereotype influence) 的探討，但卻極少數完全聚焦在刻板印象威脅效果 (STEs) 主題的研究 (例如：陳皎眉與周育瑩，2004；周育瑩，2004；邱蜀娟，2004；陳皎眉與孫旻暉，2006)。其中陳皎眉與周育瑩及陳皎眉與孫旻暉主要是透過期刊文章式的整理及敘述，將刻板印象威脅加以介紹，主要是著重在學校教育的應用說明。而周育瑩和邱蜀娟則是以刻板印象威脅為主軸，進行相關的實證研究。

此外，上述實證研究中卻僅以性別刻板印象之激發與否做為操弄的獨變項，但尚未進行其他刻板印象類型的多元化實證探討。正如陳皎眉與孫旻暉 (2006) 所建議，可針對國內特有之刻板印象來進行探討，故本研究其中一部份特地選擇族群 (原住民) 刻板印象進行探討。

正如大家所知，原住民族是構成台灣多族群社會不可或缺的重要部分，從人類學的分類，台灣原住民族屬南島語系族群，有其特殊的歷史與文化。根據民國九十九年行政院原住民委員會的網站，說明原住民族約有 49 萬人，分佈在十二縣三十個山地鄉及二十五個平地原住民鄉 (鎮、市)，佔總人口數的 2%，且經政府認定的原住民族共有：阿美族、泰雅族、排灣族、布農族、卑南族、魯凱族、鄒族、賽夏族、雅美族、邵族、噶瑪蘭族、太魯閣族以及撒奇萊雅族及賽德克等 14 族，各族群擁有自己的文化、語言、風俗習慣和社會結構。

總括上述文獻整理及說明，本研究的主要目的探討內容如下：

1. 確認在台灣樣本中，是否具有典型的性別、種族與原住民（族群）刻板印象。（研究一與研究二）。
2. 接觸假說的考驗（研究一與研究二）。
3. 男性在縫紉作業上，是否受性別刻板印象威脅效果的影響（研究三）。
4. 非原住民學生的體育表現是否受原住民性別刻板印象威脅效果的影響（研究四）。
5. 威脅效果中介變項的確認；及焦慮指標中，比較自陳式焦慮指標與生理指標的角色差異（研究三與研究四）。
6. 模糊性別刻板印象是否成功地減除威脅效果在男性縫紉作業上的影響（研究五）。

四、大學樣本之刻板印象選取（研究一）

4-1 研究目的

日常生活中，團體間常存在著特定行為上的表現差異，例如：女學生的國文科表現較男學生好。Claude Steele (1995 & 1997) 提出「刻板印象威脅效果」來解釋造成此差異的原因，目前已有許多研究針對各類型的刻板印象、研究對象、以及特定行為指標，例如，性別刻板印象 (gender stereotypes) 與女性在數學測驗的表現 (e.g. Spencer, Steele, & Quinn, 1999)，並證實此威脅效果的存在。然而，國內鮮少進行相關研究，更遑論具有國內特色的研究主題，如與族群（原住民及非原住民）有關的刻板印象。因此，透過研究一將瞭解國內刻板印象的內容，並針對國內特定的族群刻板印象進行探討。

本研究內容依序為（一）以受試者生成法編製聯想力問卷，用以搜尋國內的性別、族群、以及文理組學生的刻板印象內容。（二）採取「團體間的比較」與「特定團體的評價」二種方式，瞭解數學表現在性別與種族刻板印象的強度；瞭解與白人不同的接觸頻率及種族刻板印象強度間的關係，以驗證接觸假說。

（一）國內刻板印象的內容

研究方法

研究一共取得 105 份有效樣本，受試主要是以中山醫學大學校園內的學生為主，社會人士為輔，以增加調查結果的樣本代表性。在整個測驗施測過程中，施測者皆為受過訓練的心理系學生，依標準化作業程序執行施測，其中採個別施測進行。

研究材料為研究者自行設計之“聯想力問卷”（開放性問題），共分為三種題目，分別為針對男性與女性、族群中的原住民與非原住民、以及文組與理組學生，進行兩個團體間的差異性描述。如：對一般大眾來說，「女性」與「男性」在那些行為表現、能力表現或特質上有所差異？並請詳述兩者的優與劣（例如：女性的數學表現較男性來的差）。作答方式採受試者自行填答進行，依變項為受試針對每組團體類別所做的填答內容。

結果分析

依受試在聯想力問卷上之作答，並以內在與外顯行為分類方式，加以整理，最終整理成下頁表 4-1，其中已列出各團體成員較明顯擁有的特質（內在行為），以及較屬於各團體成員的表現領域或範疇（外顯行為）。

表 4-1 各團體成員在內在與外顯行為上的差異

受試認為...	內在行為	外顯行為
女性較擅長的行為及較具有的特質為...	細膩、溫柔、耐心、文靜、貼心...等。	語言能力、手工藝、背誦能力等。
男性較擅長的行為及較具有的特質為...	衝動、勇敢、缺乏耐性、大而化之...等。	運動能力、方向感、數理或邏輯能力等。
原住民較擅長的行為及較具有的特質為...	熱情、開朗、冒險性...等。	音樂能力、體育能力、刻苦耐勞等等。
非原住民較擅長的行為及較具有的特質為...	心機重、積極...等	智力、理解力、適應能力、商業頭腦等。
文組學生較擅長的行為及較具有的特質為...	感性、文學氣質、有同情心、和善...等。	語言能力、寫作能力、藝術天份等等。
理組學生較擅長的行為及較具有的特質為...	活潑、陽剛、自信心...等。	數理能力、運動細胞、分析有條理...等。

註：本表摘要出現最多的行為及特質陳述。

(二) 團體間的比較與特定團體的評價 研究方法

受試為台中縣亞洲大學的大學生。施測過程均由研究者（亞洲男性）依標準化程序進行，整個說明及施測流程約需 36 分鐘，共收集有效樣本 90 份。受試的背景資料如下：男性與女性受試人數分別為 41 人（佔 45.60%）與 48 人（佔 53.30%）¹；種族人數分別為 83 位（佔 93.30%）台灣學生及 6 位（佔 6.70%）亞洲學生²。

在研究材料部分，共可分成三項，分別為（1）**團體間比較下的刻板印象**：請受試勾選在不同的性別（男性與女性）與種族團體（白人、亞洲、及台灣學生）間，於三門學科（即歷史、數學及一般科學）上何者的表現較佳。譬如在性別刻板印象中，比較男性與女性學生間，在三門學科中誰的表現較佳；並以數學為目標學科，依變項則為受試的回答。（2）**特定團體評價下的刻板印象強度**：讓受試填答 Likert-typed scale 七點量表（1 表示一點也不，7 表示極端的具有競爭力），並針對特

定團體的數學表現來進行評價，依變項則為受試的評價結果。以性別刻板印象為例，受試須分別針對男性與女性學生在三門學科上的表現來進行評價（仍以數學為主要標的科目，即 target subject）。（3）**受試與白人的互動狀況**：本研究僅針對種族刻板印象來進行接觸假說的檢定，請受試在 3 題有關互動頻率的題目中，依李克氏七點量表（Likert-typed scale，“1”表示“一點也不”，而“7”則表示“非常頻繁”）進行作答。上述 3 題题目的 Cronbach's alpha 值為 0.86。依變項為受試者的自評結果，題項如“*How frequently do you socialize/contact with White people*”。

結果分析

此結果分析部份，將分成：（1）在團體比較的刻板印象上，列出受試認為男女間，或各種族間（即台灣、亞洲及白人學生），何者的數學表現較好。（2）在特定團體評價的刻板印象上，分析與考驗男女間，或種族間（台灣、亞洲及白人學生）所獲得的數學評價差異。（3）在內外團體刻板印象中，將針對男女性受試對於不同性別，以及不同種族受試對台灣、亞洲及白人學生的數學評價是否有所不同等進行

¹一份問卷遺漏性別資料

²一份問卷遺漏種族資料

分析。(4) 探討非白人種族的台灣受試與白人的人際互動狀況上，能否影響台灣受試對於各種族的數學表現評價，以驗證接觸假說的可行性。茲分述如下：

(1) 團體間比較下的刻板印象：結果顯示：(a) 性別在數學表現的比較上，認為男生較佳的有 77.00% (67 人)，僅有 23.00% (20 人) 認為女性表現較佳。在進一步採 Pearson 卡方檢定時發現考驗未達顯著差異 ($\chi^2=0.30$, $df=1$, $p=.583$)。因此，此結果清楚地呈現出典型的「男性數學表現較佳」之數學的性別刻板印象，而且男女受試中均呈現吻合此刻板印象的結果，也就是顯示數學的性別刻板印象的確穩定的存在於兩性之間。(b) 受試在比較不同種族於數學表現上，認為台灣學生較佳的有 62 人 (佔 72.10%)、亞洲學生較佳有 15 人 (佔 17.40%)、而白人學生較佳僅有 9 人 (佔 10.50%)。且在 Pearson 卡方檢定中出現可理解的顯著差異 ($\chi^2=11.95$, $df=2$, $p<.005$)。故顯示亞洲地區學生 (含台灣學生) 的數學表現較白人學生佳，且明顯地台灣學生又被認為較亞洲學生優秀。

(2) 特定團體評價下的刻板印象強度：以不同性別或種族為獨變項，數學表現的評價為依變項進行重複樣本單因子變異數分析，結果顯示 (a) 不同性別團體評價上，男性學生獲得的數學表現評價 ($M=5.39$) 顯著優於女性學生 ($M=4.24$; $F_{(1,88)}=55.86$, $p<.001$)，結果符合數學表現上典型的性別刻板印象 (男性的數學能力較佳)；(b) 不同種族團體的數學表現評價有顯著差異 ($F_{(2,176)}=35.84$, $p<.001$)，其中台灣學生 ($M=5.28$) 及亞洲學生 ($M=5.05$) 的評價均明顯地較白人學生來的高 ($M=3.83$ ，且 $all\ ps<.001$)，但台灣學生和亞洲學生間的評價未有差異，符合數學表現上典型的種

族刻板印象，即在三類中白人學生的數學能力被視為最差。

(3) 內外團體刻板印象：(a) 在性別刻板印象部份，以 2 (受試性別：男 vs. 女) \times 2 (評價對象：男性學生 vs. 女性學生) 之混合樣本二因子變異數分析，結果發現僅在評價對象的主要效果則達顯著差異 ($F_{(1,86)}=54.34$, $p<.001$)，且男性學生在數學表現上所獲得的評價 ($M=5.39$) 較女性學生 ($M=4.23$) 來的高。顯示在數學表現上，男性或女性受試均顯現出典型的性別刻板印象，即男性學生在數學表現被視為較女性學生為佳。進一步來看，男性受試對男性學生 (即內團體刻板印象) 的評價 ($M=5.44$) 明顯較對女性學生的評價 ($M=4.22$) 為佳；反之，女性受試對女性學生 (即內團體刻板印象) 的評價 ($M=4.23$) 則較女性對男性學生的評價 ($M=5.34$) 來的低，故此結果亦吻合典型的內、外團體的性別刻板印象。(b) 在種族刻板印象部份，以 2 (受試種族：亞洲受試 vs. 台灣受試) \times 3 (評價對象：白人學生 vs. 亞洲學生 vs. 台灣學生) 之混合樣本二因子變異數分析，同樣僅在評價對象的主要效果上達顯著差異 ($F_{(2,174)}=12.84$, $p<.001$)，又受試對亞洲學生 ($M=5.38$) 與對台灣學生 ($M=5.18$) 的數學評價相似 ($p>.452$)，且兩者的評價均明顯較白人學生 ($M=3.68$) 來的高 ($all\ ps<.001$)。此結果支持在數學表現的種族刻板印象上，所有受試具有典型的種族刻板印象，即亞洲或台灣學生的數學表現均較白人學生來的好。進一步來看，台灣受試對台灣學生 (即內團體刻板印象) 的評價 ($M=5.27$) 明顯較對白人學生 (即外團體刻板印象) 的評價 ($M=3.86$) 為佳；相同地，在亞洲受試的結果上亦呈現對亞洲學生的評價 ($M=5.33$) 比對白人學生的評價

($M=3.50$) 來的好。

(4) 接觸假說檢定：將測量關於互動狀況的三個題目之評分加總成為受試與白人的「人際互動狀況」($M=6.18$) 以便做後續分析。在針對人際互動狀況與受試對各種族學生的評價上，相關法分析結果顯示：僅在對台灣學生（內團體刻板印象，台灣學生有多好）的分析達顯著（ $r= -.33, p < .005$ ），表示與白人有較多人際互動的受試在評價台灣學生的數學表現時顯得較保守（即傾向不給台灣學生過高的評價，即支持影響對內團體的評價）；反之，在對白人或亞洲學生的評價上則未達統計差異，表示人際互動與對亞洲學生或白人學生並無關連（即不影響其評價外團體的行為）。

總括上述結果，與白人的人際互動程度與受試的內團體的種族刻板印象有明顯的負相關，但卻與外團體的刻板印象無顯著關係，因此也證實接觸假說所指稱的人際間接觸愈多，確實與人們具有較保守的刻板印象有關，且這關係似乎只發生在內團體刻板印象而非外團體刻板印象上。

五、國中樣本之刻板印象選取（研究二）

5-1 研究目的

延續研究一的架構，將受試對象改為國中生樣本，採取「團體間的比較」與「特定團體的評價」二種方式，探討各學科的族群與性別刻板印象是否存在於台灣的國中生中；與原住民不同的接觸頻率及族群刻板印象強度的相關，以驗證接觸假說的可行性。

5-2 研究方法

受試者

受試樣本為南投縣埔里鎮埔里國中³之學生，全部受試皆得到受試本人、級任導師與校方的同意。首先，於在校成績部分，經校方同意且在匿名情況下提供學生各科成績，共計有效樣本為 1,960 位，其中原住民 273 位（佔 13.9 %）與非原住民有 1,676 位（佔 85.5 %）；男性 1002 位（佔 51.1 %）與女性 958 位（佔 48.9 %）。其次，本研究使用自編式“國中學業適應狀況量表”，總計發出 290 份問卷，其中 279 份有效問卷（回收率達 96.20 %）。問卷之施測由受過施測訓練之 4 位研究助理執行（其中心理系 3 位與醫學系 1 位），施測過程遵守標準化流程，施測時間皆於學校早自習時間進行班級團體施測，全程費時約 30 分鐘。有效樣本之背景資料如下：原住民計 34 位（佔 12.2 %），非原住民計 242 位（佔 86.7 %），三人未填答；男性有 132 位（佔 47.3 %），女性有 146 位（佔 52.3 %），一人未填答；平均年齡 14.23 歲。

研究材料

此部主要分成四部分，分別為（一）**在校成績的分析：**研究者自埔里國中取得學生學業表現資料，整理並填入受試之性別、族群、年齡、年級、以及各科成績資料；（二）**團體間比較下的刻板印象：**請受試勾選 14 門各學科（如國文、體育等）上在不同的團體間，何者的表現較佳。如在族群刻板印象上，請受試在原住民、一般學生（非原住民學生）及兩者差不多間，勾選在各類學科中何者的表現最佳，依變項則為受試的回答。（三）**特定團體評價下**

³ 本研究之所以選擇南投縣埔里鎮埔里國中，主要是考量受試的可及性及該校之原住民學生比例較高之原因。

的刻板印象強度：讓受試填答 Likert-typed scale 七點量表（1 表示“一點也不好”，7 表示“非常好”），針對特定團體的學科表現單獨進行評價，依變項則為受試的評價結果。以族群刻板印象為例，受試需分別針對原住民學生與一般學生（非原住民）的各學科表現進行評價。（四）**受試與原住民的互動狀況**：讓受試於 Likert-typed scale 七點量表（1 表示“從不”，7 表示“非常頻繁”）的作答方式，依序回答九題自編式題項，內容皆為與原住民或一般學生（非原住民）互動有關的問題，題例如“在學校裡，您與原住民學生（或一般學生）互動狀況”。針對上述九題之內部一致性信度考驗得知 Cronbach's alpha 值為 0.92，並以受試針對九個题目的自評結果之總和為依變項。

5-3 結果分析

研究二的分析結果同樣分成個五部份說明之：（一）在校成績的比較上，重點摘要不同族群與性別於各學科的表現與差異。（二）團體間比較的刻板印象上，列出受試認為族群中原住民與非原住民學生，以及男女間，在各學科的表現何者較好。（三）在特定團體評價的刻板印象上，分析與考驗族群中原住民與非原住民學生，以及男女學生間所獲得的各學科評價之差異。（四）在內外團體刻板印象中，將針對不同族群受試對於原住民與非原住民學生，以及不同性別的受試對男女學生間的學科評價是否有所不同進行分析。（五）以非原住民受試與原住民學生的人際互動狀況，探討能否影響非原住民受試對於各族群的學科表現評價，以驗證接觸假說的可行性。茲分述如下：

（一）在校成績比較：（1）**族群間比較**：如同本研究事先的預期發現，非原住民學生在多數的學科表現，均優於原住民學

生，如英文、數學…等學科（all $t_s > 2.79$, $p_s < .005$ ），故符合非原住民學生於智力學科表現較佳的典型族群刻板印象。但原住民學生在體育與音樂兩學科，並未呈現較具優勢的族群刻板印象。（2）**性別間比較**：男學生（ $n=229$ ；佔 82.1%，見下頁表 5-1）只在體育的表現上較被視為較女學生好（ $n=7$ ；佔 2.5%；即 $t(1899) = -3.09$, $p < .002$ ），而在其他學科則皆是女學生的表現較好（all $t_s > 5.42$, $p_s < .000$ ），符合一般人認為女性擅長語文類、藝術類等相關科目，以及男性擅長體育科目的典型性別刻板印象。但數學與生物理化的表現，並未符合男學生在理科表現較女學生好的刻板印象。

（二）團體間比較下的刻板印象：

Pearson 卡方檢定的結果顯示，在各學科的比較上，不同族群（all $\chi^2=37.18$, $df=2$, $p_s < .001$ ）與性別（all $\chi^2=25.48$, $df=2$, $p_s < .001$ ）團體皆達顯著差異，表示受試會傾向認為特定族群或性別於某學科的表現會較好、或表現差不多。進一步來看（1）**族群團體比較**：原住民於體育及音樂科目的表現會較好，而非原住民則於與升學相關的學業科目被認為有較好的表現，如英文與數學，呈現出典型的族群刻板印象。此外，兩者表現差不多的有健康教育、美術…等八科。（2）**性別團體間比較**：認為男性學生表現較佳的學科有數學、體育、生物或理化；女性表現較佳的學科有國文、美術、音樂、家政，亦顯現典型的性別刻板印象。此外，以往被認為女性擅長的學科，如英文與社會類學科卻未顯現出女性較具優勢的性別刻板印象。

表 5-1、受試針對不同團體間的學業表現之比較

項目	族群			性別		
	原住民	非原住民	一樣好	男性	女性	一樣好
國文	3 (1.1%)	161 (57.7%)	114 (41.0%)	10 (3.6%)	177 (63.4%)	91 (32.6%)
英文	5 (1.8%)	180 (64.5%)	93 (33.3%)	22 (7.9%)	127 (45.5%)	129 (46.2%)
數學	22 (7.9%)	143 (51.3%)	110 (39.4%)	141 (50.5%)	57 (20.4%)	81 (29.0%)
健康教育	36 (12.9%)	44 (15.8%)	195 (69.9%)	50 (17.9%)	39 (14.0%)	187 (67.0%)
體育	195 (69.9%)	9 (3.2%)	72 (25.8%)	229 (82.1%)	7 (2.5%)	42 (15.1%)
地理	18 (6.5%)	106 (38.0%)	154 (55.2%)	27 (9.7%)	85 (30.5%)	166 (59.5%)
歷史	22 (7.9%)	98 (35.1%)	159 (57.0%)	28 (10.0%)	94 (33.7%)	157 (56.3%)
公民	10 (3.6%)	80 (28.7%)	189 (67.7%)	23 (8.2%)	64 (22.9%)	190 (68.6%)
生物或理化	15 (5.4%)	134 (48.0%)	129 (46.2%)	113 (40.5%)	53 (19.0%)	112 (40.1%)
生活科技	39 (14.0%)	66 (23.7%)	173 (62.0%)	104 (37.3%)	34 (12.2%)	139 (49.8%)
美術	30 (10.8%)	83 (29.7%)	166 (59.5%)	10 (3.6%)	190 (68.1%)	78 (28.0%)
音樂	122 (43.7%)	45 (16.1%)	110 (39.4%)	8 (2.9%)	153 (54.8%)	117 (41.9%)
表演	111 (39.8%)	34 (12.2%)	133 (47.7%)	89 (31.9%)	51 (18.3%)	139 (49.8%)
家政	25 (9.0%)	75 (26.9%)	179 (64.2%)	11 (3.9%)	186 (66.7%)	81 (29.0%)

註：此部份採 Likert Scale 七點量表，括弧內為標準差。

(三) 特定團體評價下的刻板印象：以重複樣本 t 考驗來檢驗受試是否在族群或性別的各學科表現上有所差異，結果如下(參考表 5-2)：(1) 族群評價：原住民學生在體育 ($M=6.22$)、音樂 ($M=5.26$) 和表演 ($M=5.29$) 上所獲得的評價分別比非原住民學生高 ($M=4.96$ ； $M=4.87$ ； $M=4.74$) (all $t_s > 3.86$, $p_s < .000$)；非原住民學生在其他科目，如國文 ($M=4.82$)、數學 ($M=4.62$)、生物理化 ($M=4.62$) 等學科上，獲得較原住民學生高的評價 ($M=4.08$ ； $M=3.85$ ； $M=3.85$ ；all $t_s > -11.24$, $p_s < .000$)。結果符合典型的族群刻板印象，即原住民學生在與運動及歌唱方面的表現有較優異的表現；而非原住民學生則有較佳的學業

表現。(2) 性別評價：男學生在數學 ($M=5.03$)、體育 ($M=6.29$)、生物理化 ($M=4.84$) 和生活科技 ($M=5.13$) 所獲得的評價比女學生高 (分別為 $M=4.61$ ； $M=4.00$ ； $M=4.69$ ； $M=4.59$ ；即 all $t_s > 2.66$, $p_s < .008$)；女學生在國文 ($M=5.30$)、英文 ($M=5.41$)、音樂 ($M=5.68$)、美術 ($M=5.65$) 等學科上，獲得較男學生高的評價 ($M=4.13$ ； $M=4.45$ ； $M=4.14$ ； $M=4.07$) (all $t_s > -17.70$, $p_s < .000$)。結果符合典型的性別刻板印象，即男學生在數理與體育方面有較佳的表現；女學生在語文與藝術相關方面有較佳的表現。

表 5-2、受試針對特定團體在數學表現上的評價

項目	族群		性別	
	原住民	非原住民	男性	女性
國文	4.08 (1.27)	4.82 (1.21)	4.13 (1.26)	5.30 (1.15)
英文	3.88 (1.42)	5.03 (1.28)	4.45 (1.33)	5.41 (1.12)
數學	3.85 (1.55)	4.62 (1.44)	5.03 (1.64)	4.61 (1.24)
健康教育	5.20 (1.24)	5.16 (1.29)	5.31 (1.29)	5.30 (1.21)
體育	6.22 (1.12)	4.96 (1.31)	6.29 (0.92)	4.00 (1.39)
地理	4.34 (1.27)	4.77 (1.23)	4.63 (1.21)	4.95 (1.18)
歷史	4.19 (1.25)	4.76 (1.29)	4.56 (1.25)	5.08 (1.11)
公民	4.51 (1.30)	5.06 (1.28)	4.79 (1.21)	5.25 (1.14)
生物或理化	3.85 (1.43)	4.62 (1.38)	4.84 (1.48)	4.69 (2.71)
生活科技	4.76 (1.46)	4.79 (1.29)	5.13 (1.33)	4.59 (1.26)
美術	4.60 (1.32)	5.09 (1.27)	4.07 (1.37)	5.65 (1.03)
音樂	5.26 (1.52)	4.87 (1.26)	4.14 (1.33)	5.68 (1.08)
表演	5.29 (1.44)	4.74 (1.25)	4.81 (1.42)	4.70 (1.38)
家政	4.63 (1.37)	5.01 (1.16)	3.92 (1.51)	5.73 (1.06)

註：此部份採 Likert Scale 七點量表，括弧內為標準差。

(四) 內外團體刻板印象：

(1) 族群部份：以 2 (受試族群：原住民受試 vs. 非原住民受試) × 2 (評價對象：原住民學生 vs. 非原住民學生) 之混合樣本二因子變異數分析，依變項為國文、英文、數學、體育、音樂和表演學科上所獲得的評分。結果顯示，僅在數學評價上的交互作用效果達顯著 ($F_{(1,271)}=12.69, p<.000$ 表 5-3)，其中原住民受試對原住民學生的評價 (內團體刻板印象； $M=3.38$) 明顯較對非原住民學生低 (即外團體刻板印象； $M=5.09$ ； $F_{(1,33)}=41.30, p<.000$)；相同地，在非原住民受試的結果上亦呈現對非原住

民學生的評價 ($M=4.56$) 比對原住民學生的評價來的好 ($M=3.91$ ； $F_{(1,241)}=34.16, p<.000$)。主要效果僅在評價對象達顯著差異 (all $F_s > 6.26, p_s < .013$)，其中受試對原住民學生在體育 ($M=6.22$)、音樂 ($M=5.26$)、以及表演學科 ($M=5.29$) 的評價上，比非原住民學生得高分 ($M=4.96$ ； $M=4.87$ ； $M=4.74$)；其次，受試對非原住民學生的評比中，在國文 ($M=4.82$)、英文 ($M=5.03$) 及數學學科 ($M=4.62$) 所獲得的評價比原住民學生高 (依序為 $M=4.08$ ； $M=3.88$ ； $M=3.85$)。研究結果證實，對於學業與術科的族群刻板印象的確存在 (即原住民學生的術科表現較非原住民學生好，如體育；非原住民學生的學業表現較原住民學生好，如國文…等)。

表 5-3、不同族群受試對原住民與非原住民學生在學業表現上的評價

項目	學業表現的評價			
	原住民受試		非原住民受試	
評比者	原住民	非原住民	原住民	非原住民
對象	原住民	非原住民	原住民	非原住民
刻板印象類型	內團體刻板印象	外團體刻板印象	外團體刻板印象	內團體刻板印象
國文	4.53 (1.24)	5.26 (1.08)	4.02 (1.27)	4.77 (1.23)
英文	3.74 (1.66)	5.21 (1.23)	3.89 (1.37)	5.01 (1.29)
數學	3.38 (1.76)	5.09 (1.24)	3.91 (1.51)	4.56 (1.47)
健康教育	5.35 (1.32)	5.29 (1.24)	5.19 (1.23)	5.14 (1.30)
體育	6.29 (1.00)	4.88 (1.57)	6.22 (1.14)	4.97 (1.26)
地理	4.47 (1.46)	5.21 (1.09)	4.34 (1.23)	4.72 (1.24)
歷史	4.29 (1.45)	5.32 (1.15)	4.17 (1.22)	4.68 (1.30)
公民	4.56 (1.56)	5.44 (1.08)	4.50 (1.26)	5.01 (1.30)
生物或理化	3.82 (1.62)	5.09 (1.33)	3.86 (1.42)	4.55 (1.38)
生活科技	5.03 (2.08)	5.27 (1.13)	4.74 (1.35)	4.74 (1.30)

項目	學業表現的評價			
	原住民受試		非原住民受試	
	原住民	非原住民	原住民	非原住民
評比對象	原住民	非原住民	原住民	非原住民
刻板印象類型	內團體刻板印象	外團體刻板印象	外團體刻板印象	內團體刻板印象
美術	5.00 (1.26)	5.65 (1.07)	4.55 (1.32)	5.03 (1.26)
音樂	5.59 (1.21)	5.24 (1.12)	5.24 (1.55)	4.83 (1.27)
表演	5.44 (1.33)	5.03 (1.13)	5.27 (1.45)	4.72 (1.26)
家政	5.06 (1.46)	5.30 (1.05)	4.56 (1.35)	4.97 (1.17)

註：此部份採 Likert-typed Scale 七點量表，括弧內為標準差。

(2) 性別刻板印象部份：採取 2 (受試性別：男 vs. 女) × 2 (評價對象：男學生 vs. 女學生) 之混合樣本二因子變異數分析，依變項為國文、英文、數學、體育、生物或理化、音樂、美術及家政學科的評價。結果顯示在交互作用效果上，生物或理化、音樂、美術和家政學科達顯著 (all $F_s > 4.35$, $p_s < .038$)，進一步分析後，發現在音樂、美術和家政學科上，男性受試對女性學生 (外團體刻板印象) 的評價 ($M=5.75$; $M=5.73$; $M=5.76$; 如表 5-4) 皆明顯較對男性學生 (內團體刻板印象) 好 (即 $M=4.38$; $M=4.50$; $M=4.31$; all $F_s > 101.11$, $p_s < .000$)，但男性受試對不同性別學生在生物或理化學科上的評價並沒有顯著差異。反之，女性受試對女性學生 (即內團體刻板印象) 於生物或理化的學科之評價 ($M=4.32$) 則顯著較對男性學生的評價 ($M=4.88$) 低 ($F_{(1,145)} = 15.75$, $p < .000$)；而在音樂、美術、和家政三學科中，對女性學生 (內團體刻板印象) 的評價 ($M=5.64$; $M=5.57$; $M=5.71$) 皆明顯較男性學生 (外團體刻板印象) 好 ($M=3.81$; $M=3.79$; $M=3.56$; all $F_s > 200.29$, $p_s < .000$)，故此結果亦吻合典型的內、外團體的性別刻板印象。在評價對象的主要效果上，男性學

生在數學 ($M=5.03$)、體育 ($M=6.29$) 及生物或理化學科上 ($M=4.84$) 所獲得的評價比女性學生 ($M=4.61$; $M=4.00$; $M=4.69$) 高分；而女性學生則在國文 ($M=5.30$)、英文 ($M=5.41$)、美術 ($M=5.65$)、音樂 ($M=5.68$) 及家政 ($M=5.73$) 得到的評價分數較男性學生為佳 ($M=4.13$; $M=4.45$; $M=4.07$; $M=4.14$; $M=3.92$)。故結果呈現，在各學科表現的性別刻板印象上，不論男女受試均顯現出典型的性別刻板印象，即男性學生會被認為擅長數理學科，女性學生則擅長語文與藝術學科。

表 5-4、不同性別受試對男女學生在學業表現上的評價

項目	學業表現的評價			
	男性受試		女性受試	
	男性學生	女性學生	男性學生	女性學生
評比對象	男性學生	女性學生	男性學生	女性學生
刻板印象類型	內團體刻板印象	外團體刻板印象	外團體刻板印象	內團體刻板印象
國文	4.41 (1.39)	5.46 (1.16)	3.90 (1.07)	5.17 (1.09)
英文	4.74 (1.41)	5.56 (1.08)	4.20 (1.19)	5.30 (1.14)
數學	5.09 (1.63)	4.85 (1.33)	5.01 (1.63)	4.37 (1.09)
健康教育	5.44 (1.28)	5.38 (1.26)	5.19 (1.30)	5.25 (1.14)
體育	6.35 (0.83)	3.95 (1.49)	6.24 (0.99)	4.06 (1.29)
地理	4.89 (1.24)	5.02 (1.28)	4.39 (1.15)	4.99 (1.07)
歷史	4.81 (1.33)	5.17 (1.18)	4.34 (1.14)	5.01 (1.05)
公民	5.05 (1.24)	5.33 (1.18)	4.56 (1.14)	5.19 (1.09)
生物或理化	4.80 (1.46)	4.79 (1.33)	4.89 (1.49)	4.31 (1.06)
生活科技	5.14 (1.26)	4.80 (1.30)	5.15 (1.38)	4.41 (1.20)
美術	4.38 (1.36)	5.75 (1.06)	3.81 (1.29)	5.57 (0.99)
音樂	4.49 (1.36)	5.73 (1.02)	3.81 (1.22)	5.66 (1.11)
表演	4.96 (1.31)	4.86 (1.40)	4.68 (1.48)	4.57 (1.34)
家政	4.31 (1.48)	5.76 (1.05)	3.56 (1.46)	5.72 (1.07)

註：此部份採 Likert-type Scale 七點量表，括弧內為標準差。

(3) **接觸假說檢定**：將九個題目之評分合併成為非原住民受試與原住民的「人際互動狀況 ($M=48.25$) 以進行分析。在針對人際互動狀況與非原住民受試對各族群學生的評價採取相關法分析後發現，在被視為原住民學生表現較差的特定學科上，即對原住民學生的評價（即外團體刻板印象，原住民學生有多好）達統計顯著（依序：國文： $r=.314$ 、英文： $r=.291$ 、數學： $r=.290$, all $ps < .000$ ），也就是指，與原住民學生有較多人際互動的非原住民受試，在評價原住民學生時，較不傾向低估在此學科的表現（即傾向給原住民學生較高的評價）。其次，在對非原住民學生的評價上亦達統計差異（依序為：體育： $r=.171$ 、音樂： $r=.338$ 、表演： $r=.317$, all $ps < .01$ ），即表示與原住民學生接觸的頻率愈高，非原住民受試亦會傾向會給非原住民學生於被視為較弱勢的特定學科上較高的評價，影響其評價內團體的行為。因此，與原住民學生的人際互動程度和非原住民受試的內外團體的族群刻板印象有明顯的正相關，證實接觸假說所指稱的人際間接觸愈多，確實與人們具有較不典型的刻板印象有關，而且這關係同時發生在內外團體的刻板印象。

六、性別刻板印象威脅對男大學生縫紉表現上的影響與中介變項探討（研究三）

6-1 研究方法

研究目的與假設

延伸 Steele 等人 (1995 & 1999) 所提

之刻板印象威脅效果的架構，多數人都認同在手巧能力與心細程度上，普遍存著女優於男的刻板印象，本階段實驗的目的旨在探討性別刻板印象是否對男性大學生的縫紉作業產生威脅效果；又 Keller (2002) 曾提之測驗難度提高，則較易引發威脅效果，故在本研究中亦將進行討論。

本研究進行的同時，為驗證 Bosson (2004) 所提之「焦慮為中介變項之不一致結果可能是使用不當的測量指標」及本計畫所提之「非語言式的焦慮指標為威脅效果的中介變項，但自陳式焦慮指標不是」之意見（見文獻整理五），故在本階段實驗進行的同時將用無線生理紀錄器測量受試的生理反應（如指溫、心跳及脈搏…等），以做為非語言式的焦慮指標；同時，亦參考 Steele 與 Aronson (1995, study 1 & 4) 設計的自陳式 (self-reported) 問題來測量受試的焦慮狀況。然而，在考慮縫紉作業難度的選擇以及其序列效應的影響，所以在正式實驗之前，先進行前置實驗 (pilot study)。綜合前述說明，本研究擬驗證下列五項假設：

1. 前置實驗中，預期受試者在困難作業的表現較簡單作業來的差。
2. 正式實驗中，預期發現工作難度及威脅效果間具有顯著的交互作用效果。
3. 預期男大學生在性別刻板印象威脅組時的女性優勢行為的表現(如：縫紉作業)明顯較控制組來的差，即證實性別刻板印象威脅效果的存在。
4. 預期在困難作業上才有威脅的效果。
5. 在中介變項的探討中，預期發現威脅效果在不同的焦慮測量方式上(即自陳式與非語言式的指標)有相異的影響效果，進一步使用中介變項考驗，預期只有非語言式的焦慮指標才具有威脅效果的中介角色。

受試者

前置實驗中，實驗者在中山醫學大學校園內隨機邀請 36 位男性受試進行縫紉實驗，受試者主要是中山醫學大學校園內的學生為主，另有 6 位社會人士參與實驗，平均年齡約為 22.5 歲。

正式實驗中，受試者的招募方式有兩種，一種是課堂學生自願報名，另一種則是實驗者主動邀請，本實驗共取得 44 份有效樣本，受試主要是以中山醫學大學校園內的學生為主，另有 3 名中興大學的學生與 2 名中國醫藥大學的學生參與。在整個實驗過程中，實驗者皆為受過訓練的心理系學生，依標準化作業程序執行，其中採個別施測進行。

實驗設計

本實驗的縫紉作業要求受試者縫一塊以 18 個圓點圍繞而成的圓形圖，其中難度上的差別在於各圓點的大小：簡單作業如圖 6-1，是由直徑 0.5 公分的圓點組成的圖形；困難作業如圖 6-2，是由直徑 0.25 公分的圓點組成的圖形。受試者需用已穿線的針縫過圖形中的每一個圓點，每一個圓點要進出一次（共有兩個針孔）才算正確，縫針的孔洞若超出圓點外，算計錯誤一次，另外縫線若鬆開或打結也會併於錯誤次數中。

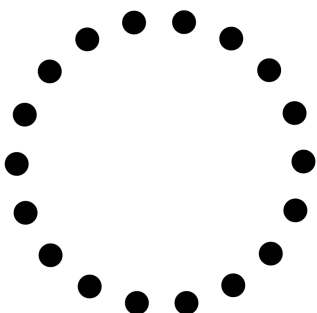


圖 6-1 簡單作業圓點直徑 0.5cm

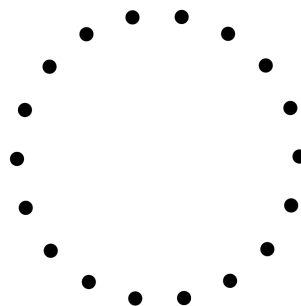


圖 6-2 困難作業圓點直徑 0.25cm

前置實驗：採用 2（作業難度：簡單 vs. 困難） \times 2（縫紉順序：先易後難 vs. 先難後易）二因子混合設計，組內變項為縫紉作業難度：簡單作業需縫紉直徑 0.5 公分的大圓點，困難作業則縫紉 0.25 公分的小圓點。組間變項為縫紉順序（即先簡單再困難或先困難再簡單），目的是避免序列效應（order effect）的影響。依變項為縫紉時所費的時間及縫紉錯誤的次數。

正式實驗：採用 2（性別刻板印象威脅操弄：控制 vs. 威脅） \times 2（作業難度：簡單 vs. 困難）二因子混合實驗設計⁴，組內變項則為性別刻板印象激發與否，分為刻板印象威脅情境與控制情境；威脅情境下要求受試填答有關性別比較的“學生生活調查表”，而控制情境的受試者需填答與生活態度有關的大學生生活調查表。由於考慮到序列效應的影響，不同情境的順序須達到對抗平衡（counterbalancing），所以兩次實驗間隔一星期，隨機分派 22 位受

⁴此實驗設計與前置實驗不同是因為前置實驗的結果發現若以縫紉作業難度為組內變項將會導致非對稱遷移現象（asymmetric transfer）進而影響實驗真正要探討的意涵，因此在正式實驗中將作業難度改為組間變項，分為簡單組與困難組。

⁹均為每次上體育課時請該課之體育老師篩選非原住民且自願的學生參與本實驗。

試先進行控制情境再接受威脅情境，另 22 位相反之。依變項為受試在不同難度作業的完成時間與錯誤數及其生理指標測量。

表 6-1、2x2 混合設計之實驗架構表

18 個圓點		性別刻板印象 (Within)	
		控制情境	威脅情境
縫紉作業 難度 (Between)	簡單組 (直徑 0.50cm)	n=21	
	困難組 (直徑 0.25cm)	n=21	

實驗流程

前置實驗：隨機分派受試到先易後難組或先難後易組，並填寫研究參與同意書，研究者須說明指導語（即“實驗過程中，會進行計時的動作，但仍請受試者依照自己的速度完成實驗；在這塊布上有 18 個圓點，待會要麻煩您用針線在圓點的範圍內來回穿過一次。首先，第一針請您將針頭朝您的方向拉出來後，在圓點的範圍內再穿過去。接著，再前往第二個點，同樣的將針頭朝自己的方向拉出來，再在圓點的範圍內穿過去，請記得每一針都要確實的將線拉到底。以這樣的方法輪完 18 個點，最後，請再回到第一個點重複穿出、穿進的動作，也就是第一點總共要穿四次，這樣實驗才算完成”）。兩組受試都需縫困難與簡單作業，受試者依自己的速度完成實驗，過程中實驗者需計時。

正式實驗：程序分成三階段，第一階段受試者會被隨機分派至簡單組或困難組，他須填寫研究參與同意書、閱讀指導語並進行縫紉練習（如圖 6-3），同時實驗者需裝置生理儀器，並在此階段取得受試者生理指標（即指溫、心跳與動脈壓）的基準值，而後進行第一次血壓測量。第二階段為問卷操弄階段，受試者需花十分鐘填寫

「大學生生活調查表」，在控制操弄下須填答開放性題目，如：“現今大學生最常見的困擾為何？”、“大學生活中讓我覺得最有趣的事情是？”、“我是否贊成現今大學高錄取率的現象？”、“我對於大學通識課程內容的建議為何？”、“在大學教育裡，我覺得最該重視或強調的是？”（請參看附件 1）。威脅操弄下須填答男女行為比較的題目，如：“試舉出三項男性較女性好的能力、行為或特徵？”、“試舉出三項女性較男性好的能力、行為或特徵？”、“試舉出三項男性較適合的工作？”、“試舉出三項女性較適合的工作？”……，其目的旨在激發受試的刻板印象威脅感。此階段生理指標代表受試者所受的威脅程度，十分鐘後實驗者需做第二次血壓測量。第三階段是正式縫紉階段，隨機分派受試者至簡單組或困難組，實驗前受試者需閱讀縫紉指導語，內容詳述研究者將進行時間的測量，但仍請受試者依照自己的速度完成，白布上共有 18 個黑點，請受試者選擇其中任意一個黑點開始，用針線在黑色圓點的範圍內來回穿插，並記得每一針都要確實地將黑線拉到底（如附件 3 與附件 4）。過程中實驗者需測量生理指標（依受試者完成時間而異）且計時，並注意受試者的反應，結束後進行第三次血壓測量。受試離開前要求填寫研究回饋問卷（如：我在乎研究者如何看待自己的表現、在進行縫紉時曾想到自己的性別、別人會因為縫紉表現不好而看輕自己…），其目的是要得知受試者的自陳式焦慮指標。

第二次的實驗流程同上，惟問卷操弄階段有所不同，第一次填控制問卷者第二次要填威脅問卷，反之亦然。第二次實驗結束後由研究者釋疑。

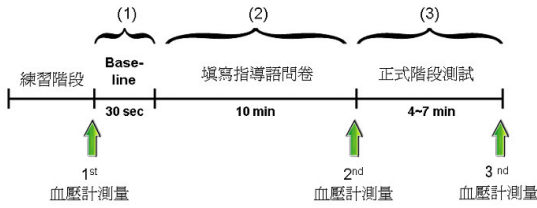


圖 6-3 實驗流程圖

實驗材料

為進行上述研究，故所需的實驗材料有繡框固定好的布段（圖 6-2 與圖 6-3）、大學生生活調查表（附件 6-1 與附件 6-2）、研究回饋問卷（附件 6-3）、無線藍芽生理回饋儀 NeXus-10（圖 6-4），脈衝感應器（Blood Volume Pulse Sensor）與膚溫感應器 BVP（High Resolution Skin Temperature；圖 6-5、圖 6-6，測指溫與心跳），以及手腕式血壓計（圖 6-7，Model: NAICO HL-168B）。



圖 6-4 無線藍芽生理回饋儀 NeXus-10



圖 6-5、脈衝感應器：使用近端紅外線監測手指的相對血流，電腦軟體可由脈衝訊號算出心搏率，亦可用於監控 HR，HRV 及血流等訊號。



圖 6-6、膚溫感應器，高感應度的膚溫感應器可測量到小於 0.0001 度的改變，指溫及體表部位溫度皆可測量。

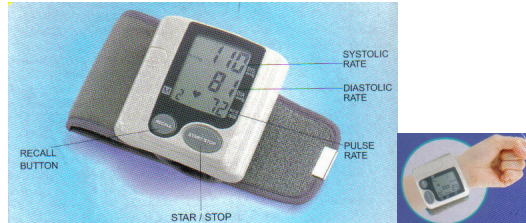


圖 6-7、NAICO 血壓計 (Model: HL-168B; produced by NAICO Corporation)

6-2 結果分析

(一) 前置實驗

前置實驗欲瞭解作業的難度與其順序是否會影響受試縫紉作業時間，遂以難度為受試者內設計（簡單 vs. 控制），順序為受試者間設計（先縫簡單再縫困難 vs. 先縫困難再縫簡單），依變項為原始縫紉時間進行二因子混合變異數分析，發現交互作用達顯著 ($F_{(1,34)} = 27.86, p < .01$ ，如圖 6-8)，進一步分析單純主要效果發現：如實驗之預期，先進行困難作業再進行簡單作業的情況下，縫小圓點（困難作業）的平均時間 ($M=218.72$) 顯著大於縫大圓點（簡單作業）的平均時間 ($M=164.83$; $t_{(17)} = -6.254, p < .01$)，然而先進行簡單作業再進行困難作業的情況下，縫小圓點的平均時間 ($M=193.00$) 與縫大圓點的平均時間 ($M=207.83$) 並無顯著差異 ($t_{(17)} = 1.520, p = .147$)。故此結果顯示，在困難作業中，縫紉難度的順序會影響反應時間。難度的主要效果亦達顯著 ($F_{(1,34)} = 9.00, p < .05$)：困難作業的平均時間 ($M=205.86$) 大於簡單作業的平均時間

($M=186.33$)，故顯示困難作業需要較長的時間來完成。

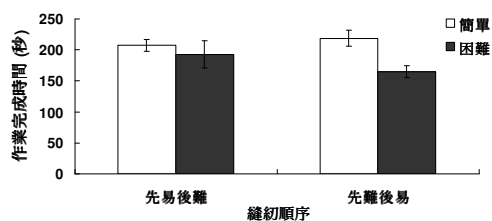


圖 6-8 前置實驗：縫紉作業難度與縫紉順序對原始完成時間的影響

同上述的分析方法，但依變項改成縫紉錯誤次數，結果顯示兩個獨變項之間並無交互作用 ($F_{(1,34)} = 0.87, p = .357$ ；如圖 6-9)，縫紉順序的主要效果亦無顯著 ($F_{(1,34)} = 0.711, p = .901$)，但在難度變項上，困難作業的錯誤次數 ($M=1.67$) 顯著多於簡單組 ($M=0.44$ ； $F_{(1,34)} = 6.93, p < .05$)，代表作業的難度會影響受試者的縫紉表現。

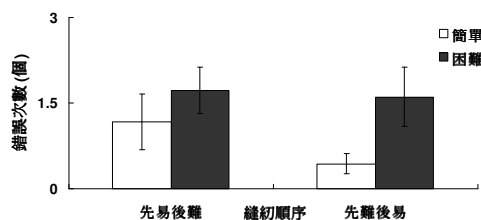


圖 6-9、前置實驗：縫紉作業難度與縫紉順序對縫紉錯誤次數的影響

由於作業完成時間與錯誤次數的結果相反，因此將受試者縫紉的原始完成時間除以 18 個圓點(代表縫紉一個點所需的時間)再乘以受試者縫紉錯誤次數，最後再加上原始完成時間。此方法可將錯誤次數換成秒數，目的是希望能達到依變項的統一。由校正後的依變項進行二因子混合變異數分析，發現交互作用顯著 ($F_{(1,34)} = 16.47, p < .01$ ，如圖 6-10)，進一步在單純主要效果分析中發現：先進行困難作業

再進行簡單作業的情況下，困難作業的平均時間 ($M=235.69$) 顯著大於簡單作業的平均時間 ($M=169.58$ ； $t_{(17)} = -7.36, p < .01$)，然而先進行簡單作業再進行困難作業的情況下，困難作業的平均時間 ($M=210.28$) 與簡單作業的平均時間 ($M=218.45$) 並無顯著差異 ($t_{(17)} = .74, p = .472$)。難度的主要效果亦達統計上之顯著 ($F_{(1,34)} = 16.47, p < .05$) 表示困難作業的平均時間 ($M=222.97$) 大於簡單作業的平均時間 ($M=194.01$)。

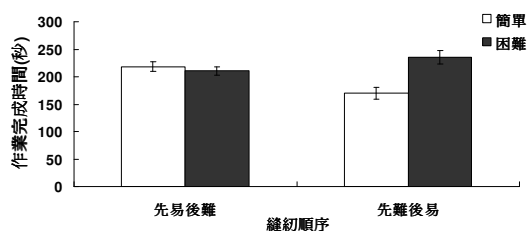


圖 6-10、前置實驗：縫紉作業難度與縫紉順序對校正後時間的影響

由上述分析可以確定，實驗中縫紉直徑 0.25cm 的小圓點會比直徑 0.5cm 的大圓點還要困難，因此難度的選擇並沒有錯，惟縫紉難度的順序會影響作業表現，有非對稱遷移 (asymmetric transfer) 的效果存在 (意即先縫困難作業不同於先縫簡單作業)，故需考慮在正式實驗中進行調整把難度改成受試者間變項。

(二) 正式實驗

縫紉作業表現：

以縫紉難度為受試者間變項、操弄情境為受試者內變項，原始反應時間為依變項進行二因子混合變異數分析。結果顯示，兩個獨變項之間並無交互作用 ($F_{(1,42)} = .003, p = .958$ ；如圖 6-11)，情境變項亦無顯著 ($F_{(1,42)} = .016, p = .901$)，但在難度變項上，困難組的反應時間 ($M=268.82$)

顯著多於簡單組 ($M=232.96$; $F(1,42)=4.568$, $p<.05$)，代表作業的難度的確會影響受試者的縫紉表現。

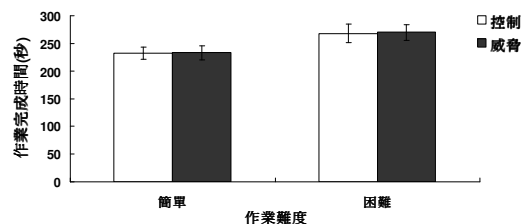


圖 6-11、正式實驗：性別刻板印象操弄與作業難度對原始完成時間的影響

在依變項改為錯誤次數，且經由二因子混合變異數分析時，發現獨變項之間有交互作用 ($F(1,42)=11.12$, $p<.05$; 圖 6-12)，進一步進行單純主要效果分析時顯示，簡單組中刻板印象威脅操弄的錯誤次數 ($M=1.18$) 顯著大於控制操弄 ($M=0.55$; $t(21) = -3.13$, $p<.01$)，困難組亦是：刻板印象威脅組的錯誤次數 ($M=3.41$) 顯著大於控制組 ($M=0.77$; $t(21) = -4.67$, $p<.01$)；但在控制組下簡單作業的錯誤數 ($M=.55$) 與困難作業的錯誤數 ($M=.77$) 並無顯著差別，然而在刻板印象威脅組下，困難組的錯誤次數 ($M=3.41$) 顯著高於簡單組 ($M=1.18$; $t(43) = -3.347$, $p<.01$)。因此，受試者在無刻板印象威脅激發時，作業難度不會影響其縫紉時的錯誤次數，但當有刻板印象威脅存在時，從事困難作業的受試者其錯誤次數會比簡單作業還多，此結果符合假設 2 (即預期發現工作難度及威脅效果間具有顯著的交互作用效果)。此外，兩個獨變項的主要效果亦分達統計顯著：威脅組的錯誤次數 ($M=2.31$) 顯著多於控制組 ($M=.66$; $F(1,42) = 29.78$, $p<.001$)；而困難組的錯誤次數 ($M=2.09$) 顯著多於簡單組 ($M=.86$; $F(1,42) = 8.76$, $p<.05$)。故此結果支持假設 2 與假設 4。

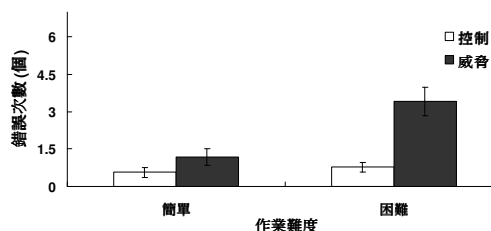


圖 6-12、正式實驗：性別刻板印象操弄與作業難度對縫紉錯誤次數的影響

因考慮到作業完成時間與作業錯誤次數的不一致，故如先前分析合併完成時間與錯誤率為校正後時間，即將受試反應時間除以 18 個縫紉點 (代表一個點所需的時間) 乘以錯誤數加上原始反應時間作為依變項，縫紉難度為組間變項、操弄情境為組內變項進行二因子混合變異數分析顯示：兩個獨變項之間並無交互作用 ($F(1,42) = 2.53$, $p=.119$; 圖 6-13)，但情境變項之主要較果則達統計上的顯著差異 ($F(1,42) = 6.12$, $p<.05$)，意指受試者在威脅情境下的校正反應時間 ($M=283.51$; 即反應時間與錯誤數的加乘) 較控制情境時 ($M=258.38$) 長，此結果符合實驗假設中受試者在刻板印象威脅情境時縫紉表現較一般情境下差；同時在難度變項上，困難組的校正反應時間 ($M=300.11$) 顯著多於簡單組 ($M=244.14$; $F(1,42) = 11.31$, $p<.05$)，故代表作業難度會影響受試者的縫紉表現。

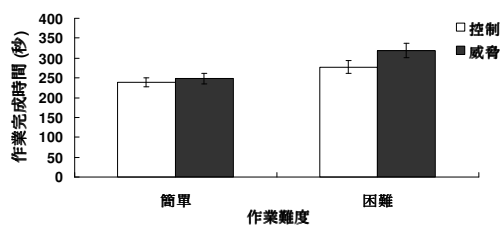


圖 6-13 正式實驗：性別刻板印象操弄與作業難度對校正後秒數的影響

自陳式焦慮指標：

將受試者填答的回饋問卷題目彙

表 6-2、投入程度題目總分與各子題的平均值、標準差

題目	難度	控制 操弄	威脅 操弄
投入程度總分	簡單	15.73 (3.34)	16.32 (2.70)
Involvement subtotall	困難	14.64 (2.28)	14.27 (2.62)
	總和	15.18 (2.88)	15.30 (2.82)
1.最近我的身心狀況是 不錯的	簡單	4.82 (1.62)	5.27 (1.32)
	困難	4.41 (1.44)	4.59 (1.26)
	總和	4.61 (1.53)	4.93 (1.32)
2.平時做事時，我 都是很投入的	簡單	5.14 (1.17)	5.05 (0.99)
	困難	4.73 (1.08)	4.59 (1.14)
	總和	4.93 (1.13)	4.82 (1.08)
3.我很投入本研究的	簡單	5.77 (1.23)	6.00 (1.02)
	困難	5.50 (1.63)	5.09 (1.74)
	總和	5.64 (1.43)	5.55 (1.49)

註：此部份採 Likert-typed Scale 七點量表，括弧內為標準差。

整，分成三部份，第一部分探討**受試者的投入程度**，共有三題，題目包括：“最近我的身心狀況是不錯的”、“平時做事時，我都是很投入的”及“我很投入本研究的”。第二部份是關於**自我行為能力的自信程度**，共四題，包括：“我對自己的能力是具有信心的”、“我的縫紉是較其他人的平均表現好的”、“我的手眼協調能力是不錯的”及“我自認對於縫紉能力是不錯的”。第三部分欲探討**自我陳述式焦慮**，共有八題，題目包括：“我在乎研究者如何看待自己的表現”、“在進行縫紉時曾想到自己的性別”、“別人會因為縫紉表現不好而看輕自己”、“我現在的情緒狀況是焦慮的”、“我現在覺得有些

挫折”、“對於自己的表現覺得有壓力”、“我剛才曾有放棄完成縫紉的念頭”及“我覺得剛才的縫紉作業是有難度的。以下將分項敘述：

(1) **投入程度**：受試者在控制情境下填答投入程度题目的 Cronbach's $\alpha = .476$ ；在威脅情境下的 Cronbach's $\alpha = .537$ 。以作業難度為組間（受試者間）變項，操弄情境為組內變項（受試者內）進行二因子混合變異數分析，依變項為投入程度的題目總和與各題目，結果顯示在投入程度總分只有在作業難度的主要效果考驗上達顯著，即簡單組 ($M=16.02$) 大於困難組 ($M=14.46$ ； $F_{(1,42)} = 4.39$, $p < .05$ ；如表 6-2)，顯示在進行簡單作業時受試自述要為投入；其他之考驗則均未達顯著（即組內 $F_{(1,42)} = 0.097$, $p = .757$ ；組內×組間 $F_{(1,42)} = 1.708$, $p = .198$ ）。然而在各項子題目上亦均未達顯著：第一題“最近我的身心狀況是不錯的”（組間 $F_{(1,42)} = 2.17$, $p = .149$ ；組內 $F_{(1,42)} = 2.26$, $p = .14$ ；組內×組間 $F_{(1,42)} = 0.42$, $p = .52$ ）、第二題“平時做事時，我都是很投入的”（組間 $F_{(1,42)} = 2.18$, $p = .147$ ；組內 $F_{(1,42)} = 0.537$, $p = .468$ ；組內×組間 $F_{(1,42)} = 0.021$, $p = .84$ ）、第三題我很投入本研究的（組間 $F_{(1,42)} = 2.38$, $p = .13$ ；組內 $F_{(1,42)} = 0.20$, $p = .66$ ；組內×組間 $F_{(1,42)} = 2.49$, $p = .120$ ）。此結果印證前人研究：實驗時受試的投入程度並未能在刻板印象威脅效果裡扮演著中介的角色。

(2) **自我行為能力的自信程度**：受試者在控制情境下填答自信程度题目的內部一致性信度考驗 Cronbach's $\alpha = .747$ ；在威脅情境下的 Cronbach's $\alpha = .800$ 。以作業難度為組間（受試者間）變項，操弄情境為組內變項（受試者內）進行二因子混合變異數

表 6-3、男大生縫紉後填答自我行為能力的**自信程度**題目其平均值、標準差

題目	難度	控制 操弄	威脅 操弄
自信程度總分 Confidence subtotall	簡單	17.50 (3.76)	18.05 (3.51)
	困難	18.14 (4.48)	18.18 (4.60)
	總和	17.82 (4.10)	18.11 (4.05)
	困難	18.14 (4.48)	18.18 (4.60)
1. 我對自己的能力是具有信心	簡單	4.77 (1.45)	5.00 (0.82)
	困難	4.82 (1.26)	5.00 (1.11)
	總和	4.80 (1.34)	5.00 (0.96)
	困難	4.82 (1.26)	5.00 (1.11)
2. 縫紉是較其他人的平均表現好的	簡單	4.05 (1.43)	4.27 (1.42)
	困難	4.00 (1.27)	4.27 (1.20)
	總和	4.02 (1.34)	4.27 (1.30)
	困難	4.00 (1.27)	4.27 (1.20)
3. 我的手眼協調能力是不錯的	簡單	4.82 (1.10)	4.68 (0.99)
	困難	4.86 (1.39)	4.77 (1.38)
	總和	4.84 (1.24)	4.73 (1.19)
	困難	4.86 (1.39)	4.77 (1.38)
4. 我自認對於縫紉能力是不錯的	簡單	3.86 (1.55)	4.09 (1.63)
	困難	4.45 (1.44)	4.14 (1.58)
	總和	4.16 (1.51)	4.11 (1.59)
	困難	4.45 (1.44)	4.14 (1.58)

註：此部份採 Likert-typed Scale 七點量表，括弧內為標準差。

分析，依變項為自信程度的題目總和與各題目，結果顯示在自信程度的總分考驗上均未達顯著（如表 6-3；組間 $F_{(1,42)} = 0.11$ ， $p = .745$ ；組內 $F_{(1,42)} = 0.61$ ， $p = .439$ ；組內×組間 $F_{(1,42)} = 0.44$ ， $p = .512$ ）。各題目亦均未達顯著：第一題“我對自己的能力是具有信心”（組間 $F_{(1,42)} = 0.01$ ， $p = .943$ ；組內 $F_{(1,42)} = 1.57$ ， $p = .217$ ；組內×組間 $F_{(1,42)} = 0.019$ ， $p = .89$ ）、第二題“我的縫紉是較其他人的平均表現好的”（組間 $F_{(1,42)} = 0.004$ ， $p = .949$ ；組內 $F_{(1,42)} = 1.693$ ，

$p = .200$ ；組內×組間 $F_{(1,42)} = 0.014$ ， $p = .906$ ）、

第三題“我的手眼協調能力是不錯的”

（組間 $F_{(1,42)} = 0.041$ ， $p = .841$ ；組內 $F_{(1,42)} = 0.563$ ， $p = .46$ ；組內×組間 $F_{(1,42)} = 0.023$ ， $p = .881$ ）、第四題“我自認對於縫紉能力是不錯的”（組間 $F_{(1,42)} = 0.522$ ， $p = .474$ ；組內 $F_{(1,42)} = 0.082$ ， $p = .776$ ；組內×組間 $F_{(1,42)} = 2.947$ ， $p = .093$ ）。此結果同樣印證前人研究：自信程度並不是刻板印象威脅效果的中介變項。惟上述第四題中接近顯著的交互作用效果：故在簡單組中，於威脅操弄下的自評能力（ $M = 4.09$ ）可能高於控制操弄（ $M = 3.86$ ），而在困難組中則無。

（3）**自陳式焦慮**：受試者在控制情境下填答自我陳述式焦慮題目的內部一致性信度考驗 Cronbach's $\alpha = .713$ ；在威脅情境下的 Cronbach's $\alpha = .685$ 。以作業難度為組間（受試者間）變項，操弄情境為組內變項（受試者內）進行二因子混合變異數分析，依變項為自陳述式焦慮的題目總和與各題目，結果發現在自陳述式焦慮總分上未達顯著（如表 6-4；組間 $F_{(1,42)} = 0.24$ ， $p = .627$ ；組內 $F_{(1,42)} = 0.01$ ， $p = .917$ ；組內×組間 $F_{(1,42)} = 0.01$ ， $p = .917$ ）。各題目亦均未達顯著：第一題“我在乎研究者如何看待自己的表現”（組間 $F_{(1,42)} = 1.03$ ， $p = .317$ ；組內 $F_{(1,42)} = 0.67$ ， $p = .418$ ；組內×組間 $F_{(1,42)} = 1.10$ ， $p = .299$ ）、第二題“在進行縫紉時曾想到自己的性別”（組間 $F_{(1,42)} = 2.868$ ， $p = .098$ ；組內 $F_{(1,42)} = 0.01$ ， $p = .921$ ；組內×組間 $F_{(1,42)} = 0.09$ ， $p = .767$ ）、第三題“別人會因為縫紉表現不好而看輕自己”（組間 $F_{(1,42)} = .018$ ， $p = .895$ ；組內 $F_{(1,42)} = 0.00$ ， $p = 1.000$ ；組內×組間 $F_{(1,42)} = 0.00$ ， $p = 1.000$ ）、第四題“我現在的情緒

狀況是焦慮的” (組間 $F_{(1,42)} = 0.57$, $p=.455$; 組內 $F_{(1,42)} = 0.01$, $p=.905$; 組內 \times 組間 $F_{(1,42)} = 0.13$, $p=.722$)、第五題“我現在覺得有些挫折” (組間 $F_{(1,42)} = 0.21$, $p=.651$; 組內 $F_{(1,42)} = 1.86$, $p=.180$; 組內 \times 組間 $F_{(1,42)} = 0.3$, $p=.588$)、第六題“對於自己的表現覺得有壓力” (組間 $F_{(1,42)} = 1.05$, $p=.312$; 組內 $F_{(1,42)} = 0.15$, $p=.703$; 組內 \times 組間 $F_{(1,42)} = 0.04$, $p=.849$)、第七題“我剛才曾有放棄完成縫紉的念頭” (組間 $F_{(1,42)} = 1.13$, $p=.293$; 組內 $F_{(1,42)} = 0.58$, $p=.450$; 組內 \times 組間 $F_{(1,42)} = 0.07$, $p=.801$)、第八題“我覺得剛才的縫紉作業是有難度的” (組間 $F_{(1,42)} = 1.25$, $p=.270$; 組內 $F_{(1,42)} = 3.81$, $p=.058$; 組內 \times 組間 $F_{(1,42)} = 0.06$, $p=.808$)，此結果符合假設 5：自陳式焦慮指標無法證實是刻板印象威脅效果的中介變項。

表 6-4、男大生填答自我陳述式焦慮題目的平均值、標準差

題目	難度	控制 操弄	威脅 操弄
自陳式焦慮總分 Self-reported anxiety subtotal	簡單	19.36 (1.67)	19.18 (5.99)
	困難	18.50 (5.01)	18.50 (4.76)
	總和	18.93 (6.42)	18.84 (5.36)
1.我在乎研究者 如何看待自己的 表現	簡單	3.86 (1.73)	3.82 (1.87)
	困難	4.14 (1.61)	4.50 (1.54)
	總和	4.00 (1.66)	4.16 (1.72)
2.在進行縫紉時 曾想到自己的 性別	簡單	2.59 (1.79)	2.55 (1.57)
	困難	1.86 (1.49)	1.95 (1.05)
	總和	2.23 (1.67)	2.25 (1.35)
3.別人會因為縫 紉表現不好而 看輕自己	簡單	2.45 (1.41)	2.45 (1.06)
	困難	2.41 (1.47)	2.41 (1.22)

題目	難度	控制 操弄	威脅 操弄
	總和	2.43 (1.42)	2.43 (1.13)
4.我現在的情緒 狀況是焦慮的	簡單	2.14 (1.28)	2.23 (1.11)
	困難	2.00 (1.07)	1.95 (0.90)
	總和	2.07 (1.17)	2.09 (1.00)
5.我現在覺得有 些挫折	簡單	1.91 (1.15)	2.23 (1.23)
	困難	1.86 (1.17)	2.00 (0.96)
	總和	1.89 (1.15)	2.11 (1.10)
6.對於自己的表 現覺得有壓力	簡單	2.95 (1.81)	2.82 (1.37)
	困難	2.50 (1.47)	2.45 (1.47)
	總和	2.73 (1.65)	2.64 (1.42)
7.我剛才曾有放 棄完成縫紉的 念頭	簡單	1.41 (0.67)	1.36 (0.66)
	困難	1.27 (0.46)	1.18 (0.50)
	總和	1.34 (0.57)	1.27 (0.59)
8.我覺得剛才的 縫紉作業是有 難度的	簡單	2.05 (1.49)	1.73 (0.83)
	困難	2.45 (1.50)	2.05 (1.00)
	總和	2.25 (1.50)	1.89 (0.92)

註：此部份採 Likert-typed Scale 七點量表，括弧內為標準差

非語言式的焦慮指標：本實驗從無線藍芽生理回饋儀 NeXus-4 的兩個 sensor：脈衝感應器 (Blood Volume Pulse Sensor)、膚溫感應器 (High Resolution Skin Temperature) 得到 BVP、Skin Temp、HR 三項生理指標，又從手腕式血壓計測量到收縮壓、舒張壓及脈搏三項生理指標，因此本實驗的生理指標共有六種，將分別詳述於下頁表 6-5。

表 6-5、各項生理指標的解釋

生理指標	解釋
收縮壓	數值越高代表越緊張，大於 140 有高血壓
舒張壓	數值越高代表越緊張，大於 90 有高血壓
脈搏數/心跳	數值越高代表越緊張
BVP(Blood Volume Pulse)	數值越高代表血流量增加
Skin Temp (指溫)	數值越高代表越放鬆、反之代表越緊張
HR (heart rate)	數值越高代表心跳速率越快，處於焦慮狀態

(1) 練習階段的生理指標考驗

先以練習階段六項生理指標的 baseline 為依變項，縫紉作業的難度為組間變項（受試者間變項），而操弄情境為組內變項（受試者內變項），再進行二因子混合變異數分析，結果顯示上述六項生理指標上均無顯著：收縮壓（組間 $F(1,40) = 0.31, p = .580$ ；組內 $F(1,40) = 0.06, p = .805$ ；組內×組間 $F(1,40) = 0.42, p = .519$ ）、舒張壓（組間 $F(1,40) = 0.02, p = .900$ ；組內 $F(1,40) = 1.26, p = .269$ ；組內×組間 $F(1,40) = 0.43, p = .518$ ）、脈搏（組間 $F(1,40) = 0.26, p = .611$ ；組內 $F(1,40) = 0.32, p = .577$ ；組內×組間 $F(1,40) = 3.61, p = .065$ ）、BVP（組間 $F(1,40) = 0.17, p = .681$ ；組內 $F(1,40) = 0.414, p = .524$ ；組內×組間 $F(1,40) = 2.36, p = .132$ ）、Skin Temp（組間 $F(1,40) = 0.38, p = .542$ ；組內 $F(1,40) = 0.22, p = .645$ ；組內×組間 $F(1,40) = 0.00, p = .938$ ）、HR（組間 $F(1,40) = 0.02, p = .899$ ；組內 $F(1,40) = 0.07, p = .799$ ；組內×組間 $F(1,40) = 0.03, p = .863$ ），代表實驗操弄前，各組之間的生理指標沒有差異。

(2) 問卷操弄階段的生理指標考驗

為了瞭解受試者在問卷操弄階段下是否感到焦慮，遂以問卷階段的六項生理指標為依變項，獨變項為威脅情境與控制

情境，進行相依樣本 t 檢定分析，結果顯示都無顯著：收縮壓 ($t(43) = -.387, p = .700$)、舒張壓 ($t(43) = -.259, p = .797$)、脈搏 ($t(43) = -.601, p = .551$)、BVP ($t(42) = .773, p = .444$)、Skin Temp ($t(43) = .276, p = .784$) 與 HR ($t(42) = -1.455, p = .153$)，代表填寫不同的操弄問卷對受試者的生理指標沒有影響。

(3) 正式縫紉階段的生理指標考驗

以縫紉階段的六項生理指標為依變項，縫紉難度為組間變項、操弄情境為組內變項，進行二因子混合變異數分析，所有考驗均未達統計上之顯著考驗：收縮壓（組間 $F(1,41) = 2.43, p = .127$ ；組內 $F(1,41) = 2.17, p = 1.49$ ；組內×組間 $F(1,41) = 0.03, p = .856$ ）、舒張壓（組間 $F(1,41) = 2.23, p = .143$ ；組內 $F(1,41) = 0.34, p = .566$ ；組內×組間 $F(1,41) = 0.12, p = .732$ ）、脈搏（組間 $F(1,41) = 0.56, p = .459$ ；組內 $F(1,41) = 0.50, p = .483$ ；組內×組間 $F(1,41) = 0.00, p = .987$ ）、BVP（組間 $F(1,41) = 0.24, p = .626$ ；組內 $F(1,41) = 0.55, p = .461$ ；組內×組間 $F(1,41) = 2.7, p = .108$ ）、Skin Temp（組間 $F(1,41) = 0.61, p = .440$ ；組內 $F(1,41) = 0.004, p = .951$ ；組內×組間 $F(1,41) = 0.03, p = .869$ ）及 HR（組間 $F(1,41) = 2.781, p = .103$ ；組內 $F(1,41) = 0.83, p = 0.367$ ；組內×組間 $F(1,41) = 0.20, p = .656$ ），故上述六項生理指標的結果即代表在縫紉作業階段的難度與刻板印象的操弄均不會影響受試者的生理指標。故此結果顯示生理上的焦慮指標似乎不是造成縫紉作業差異的原因

七、性別與族群刻板印象威脅對國中 生運動表現之影響（研究四）

7-1 性別刻板印象威脅效果

實驗目的與假設

為了擴展刻板印象威脅效果之驗證範圍，將採用更多樣化的刻板印象類型及行為指標，來驗證威脅效果影響的普遍性及一致性，本實驗以 Steele 等人（1995 & 1999）所提之刻板印象威脅效果為架構，並探討在運動能力上，是否普遍存在男優於女的刻板印象。此外，不同於研究三，研究者將性別刻板印象的年齡範圍向下延伸，因此本實驗的受試為國中女生，目的是要探討性別刻板印象是否對女性受試者的體育表現產生威脅效果。本實驗擬驗證下列五項假設：

1. 預期發現作業難度 (task difficulty) 及威脅效果間具有顯著的交互作用效果。
2. 預期待別刻板印象威脅組的女國中生在男性優勢行為的表現上（如：體育、體能項目上）明顯較控制組來的差，即證實性別刻板印象威脅效果的存在。
3. 預期在困難作業上可驗證威脅效果的存在。
4. 在中介變項的探討中，預期發現威脅效果在不同的焦慮測量方式上（即自陳式與非語文式的指標）有不同的影響效果；而進一步使用中介變項考驗時，預期只有非語言式的焦慮指標才具有威脅效果的中介角色。

受試者

本研究共計有 7 位中山醫學大學心理系學生擔任研究主試（2 位男性、5 位女性），每位均經過研究操作訓練，共計 7 人；而參與本研究之受試為埔里國中女生同學，平均年齡為 14 歲，有效受試人數為 44 人，均為每節課上課時請該課之體育老師篩選自願者參與實驗。

實驗設計

本研究為女性對於性別刻板印象威脅效果在體育表現上之差異進行實驗。實驗採用 2（性別刻板印象操弄：控制組 vs. 威脅組）× 2（體育難度：簡單組 vs. 困難組）二因子混合樣本實驗設計，其中性別刻板印象操弄為組內變項（受試者內變項），且控制組的受試在進行體育活動前需填寫一份一般版的「國中生生活調查表」，而在威脅組的受試則需填寫與男女間比較有關的「國中生生活調查表」。

此外，體育項目的難易度則為組間變項（受試者間變項）：例如，在**跑步項目**中，簡單組需跑 100m，困難組則需跑 400m；**投籃項目**中簡單組需距離籃板垂直距離 2m 投球，困難組則距離籃板垂直距離 3m 投球；而在**折返跑項目**中，簡單組跑 15m 距離去回共 2 趟（即 60m），困難組需跑 15m 距離去回共 4 趟（即 120m）。此外，為了避免不同刻板印象操作的序列效應（order effect）之干擾，受試在特定難度下，其中總人數一半之受試者先進行控制組再威脅組，另一半反之，而兩次實驗之間需間格至少 7 個日曆天。

依變項為受試在不同體育難度之項目表現（如：跑步、投籃及折返跑三項）及其生理指標。下列將加以詳述：（1）在**跑步項目**中，施測人員會測量受試者跑步所花費的時間，施測人員在終點以揮動碼錶指示受試者開始起跑。（2）在**投籃項目**中，受試者站在指定的距離投籃（距離籃板 2m 或 3m），有 5 次的練習機會，練習完畢後將有 20 次的正式投籃測驗。（3）在**折返跑項目**中，受試者在兩端距離 15m 的跑道上來回折返跑，從起點拿起立在地面上的加油棒，再放置於跑道的另一端，並將放置在另一端的加油棒拿回至原出發點，依此類推，直跑完要求的趟數為止。

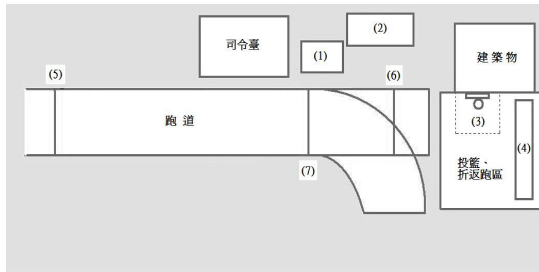


圖 7-1 研究四場地配置圖

備註：

- (1) 等待區 (所有受試等待實驗進行區域)
- (2) 填寫問卷區 (受試閱讀資料與填寫問卷、測量血壓之區域)
- (3) 投籃區 (投籃測驗進行)
- (4) 折返跑跑道 (折返跑測驗進行)
- (5) 100 公尺測驗起跑點
- (6) 100 公尺測驗終點
- (7) 400 公尺測驗起跑點與終點

實驗流程

首先，受試者先於等待區等候實驗進行，由施測人員引導至填寫問卷區進行實驗。實驗開始前會請受試者填寫研究參與同意書。

實驗開始時請受試者閱讀研究說明，閱讀完畢後，若受試者為新的受試，則會詢問其個人基本資料 (身高體重)，之後進行第一次血壓測量 (如圖 7-2)。血壓測量後，施測人員會給受試者「國中生生活調查表」。其中控制組受試所拿到的問卷是一般國中生生活概況調查表，題目包括：“現今國中生最常見的困擾為何？”、“校園生活中讓我覺得最有趣的事情是？”、“我是否贊成取消穿制服上學的規定？”、“我對於學校的教學設備或環境有何建議？”及“在國中教育裡，

表 7-1、2x2 混合設計之實驗架構表

		性別刻板印象 (Within)	
		控制組	威脅組
體育活動 難度 (Between)	簡單組	n=22	
	困難組	n=22	

表 7-2、各體育項目介紹

體育項目	簡單組	困難組	計量標準
跑步	100 m	400 m	速度 (m/sec)
20 球立定投籃 (195cm)	距離 籃板 2 m	距離 籃板 3m	進球數、反應時間
15m 折返跑	2 趟 (共 60 m)	4 趟 (共 120 m)	速度 (m/sec)

我覺得最該重視的是？”；反之，威脅組受試的國中生生活概況調查表則是與性別有關的之題目，其中包括：“試舉出三項男性較女性好的能力、行為或特徵”、“試舉出三項女性較男性好的能力、行為或特徵”、“試舉出三項男性較適合做的工作”及“試舉出三項女性較適合的工作”。因為填寫問卷時間均控制為 5 分鐘，施測人員於填寫前會提醒受試者問卷可填寫 5 分鐘，所以請受試儘量詳細填寫，時間到收回問卷並進行第二次血壓測量。

第二次血壓測量後先請受試者閱讀運動項目指導語，告知如何正確的進行體育活動，以避免過程中犯錯，且達到研究的標準化流程、所有的活動都將進行記錄或計時。閱讀完畢後進行體適能三項體育測驗 (即跑步、投籃及折返跑；如表 7-2)。

測驗的進行是按照標準化程序進行 (先實施跑步測驗，再作投籃測驗，最後實行折返跑測驗)。跑步的部分，簡單組進行 100 公尺測驗 (於場地配置圖中 5、6)，施測人員會站在終點向受試者揮動碼錶示意起跑點的受試者起跑並開始計時；困難測驗組則進行 400m 測驗 (於場地配置圖中編號 7)，受試者跑內側操場一圈。投籃部分 (如場地配置圖中編號 3)，籃框離地面 1.95 公尺，每位受試者皆進行 20 次投籃測驗，測驗前均有 5 次的練習機會，簡單組距離籃框 2 公尺下進行投籃，困難組距離籃框 3 公尺。折返跑部分 (如

場地配置圖中4)，折返跑跑道長為15公尺，兩端點均有加油棒，受試者必須從起跑點拿起立在地面的加油棒，再放置於跑道的另一端，並將另一端的加油棒拿回至原出發點，簡單測驗組進行60公尺測驗（來回2趟）；困難測驗組進行120公尺測驗（來回4趟）。

所有測驗結束後，受試者回到填寫問卷區（如場地配置圖中編號2）進行第三次血壓測量。測量完畢後，施測人員會請受試填寫實驗回饋表，全部完成後再給予禮卷以茲感謝。最後在間隔至少七個日曆天的第二次實驗完成後再加以釋疑（debrief）。

實驗材料

本研究所需的材料有：籃球、球框、自編式國中生活調查表兩個版本、研究回饋問卷及手臂式血壓計乙台。



圖 7-2、AND 數位式手臂血壓計 (AND Model UA631)

結果分析

研究結果將依三個部份來加以說明，第一部份是國中女生在實驗操弄下的運動項目表現；第二部是分析受試填寫的回饋問卷內容，想得知受試者的投入程度、自我行能力的自信程度是否受到刻板印象操弄而影響，並進一步探討是自陳式焦慮指標是否為刻板印象威脅效果的中介變項；最後部份，則是探討不同的威脅操弄是否會造成受試生理指標（即非語言式的焦慮指標），再

者其自陳式威脅報告與生理指標是否有所不同。

運動作業表現：

(1) 欲探討性別刻板印象與作業難度對女國中生的影響，以運動作業難度為組間變項、性別刻板印象操弄為組內變項，依變項為跑步的速度，進行二因子混合樣本變異數分析，結果顯示：兩個獨變項之間並無交互作用 ($F_{(1,43)}=0.51$ ， $p=.480$ ；圖 7-3)，刻板印象操弄變項之主要效果亦未達考驗顯著 ($F_{(1,43)}=1.09$ ， $p=.303$)，但在難度變項上，困難組的跑步速度 ($M=3.03$ m/sec) 顯著低於簡單組 ($M=3.64$ ； $F_{(1,43)}=12.15$ ， $p<.01$)，代表體育項目的難度增加會降低受試者的跑步速度。

(2) 此部份之依變項改為投籃進球數，

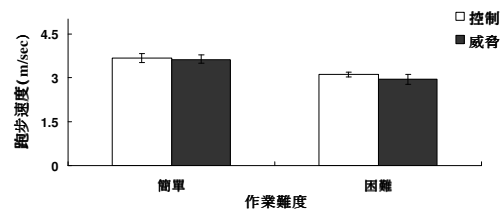


圖 7-3、性別刻板印象操弄與運動難度對跑步速度的影響

運動作業難度為組間變項，而性別刻板印象操弄為組內變項，進行二因子混合樣本變異數分析，發現：兩個獨變項之間並無交互作用 ($F_{(1,43)}=0.59$ ， $p=.446$ ；圖 7-4)，而刻板印象操弄之主要效果亦未達顯著考驗 ($F_{(1,43)}=3.80$ ， $p=.058$)，僅在難度變項之主要效果中，簡單組的投籃進球數 ($M=6.82$) 顯著多於困難組 ($M=3.57$ ； $F_{(1,43)}=25.982$ ， $p<.01$)，代表運動的難度會影響受試者的進球數。

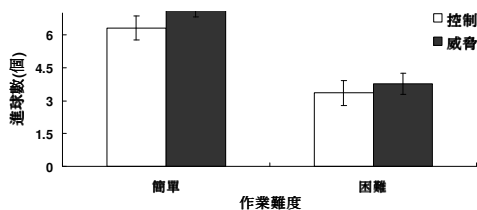


圖 7-4、性別刻板印象操弄與運動難度對投籃進球數的影響

(3) 依變項為投籃 20 球所需之花費時間 (sec)，作業難度為組間變項且性別刻板印象操弄為組內變項，進行二因子混合樣本變異數分析，結果中發現：兩個獨變項之間並無交互作用 ($F_{(1,43)}=0.74, p=.395$ ；圖 7-5)，而刻板印象操弄變項之主要效果亦無考驗顯著性 ($F_{(1,43)}=1.11, p=.299$)，但在難度變項上，困難組的投籃秒數 ($M=124.54$) 顯著多於簡單組 ($M=105.92$ ； $F_{(1,43)}=8.142, p<.05$)，代表作業的難度會影響受試者的投籃秒數。

(4) 依變項為折返跑速度，運動作業難度為組間變項、性別刻板印象操弄為組內變項，進行二因子混合變異數分析，發現：兩個獨變項之間有交互作用 ($F_{(1,43)}=4.3, p<.05$ ；圖 7-6)，進一步之作單純主要效果分析發現，簡單組中威脅操弄與控制操弄中無差別 ($t_{(21)}=-.175, p=.095$)，困難組中亦是 ($t_{(22)}=1.278, p=.215$)；在威脅操弄下簡單作業的速度與困難作業無顯著 ($t_{(43)}=.465, p=.645$)，但在控制操弄下，簡單作業的速度 ($M=2.78$) 顯著

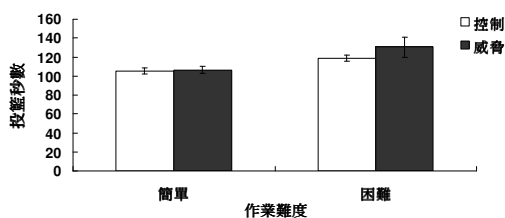


圖 7-5、性別刻板印象操弄與運動難度對投籃秒數的影響

表 7-3、國中女生實驗後填答投入程度題目的平均值、標準差

題目	難度	控制 操弄	威脅 操弄
投入程度總分	簡單	13.68 (2.59)	13.82 (3.46)
Involvement subtotal	困難	12.91 (3.29)	13.61 (2.95)
	總和	13.29 (2.96)	13.71 (3.17)
1.最近我的身心狀況 是不错的	簡單	4.68 (1.49)	4.14 (1.83)
	困難	4.65 (1.43)	4.83 (1.59)
	總和	4.67 (1.45)	4.49 (1.73)
2.平時做事時，我都是 很投入的	簡單	4.82 (1.22)	4.55 (1.60)
	困難	4.04 (1.33)	4.22 (1.13)
	總和	4.42 (1.32)	4.38 (1.37)
3.我很投入本研究的	簡單	4.19 (1.76)	5.14 (1.49)
	困難	4.22 (1.41)	4.57 (1.62)
	總和	4.20 (1.58)	4.84 (1.57)

註：此部份採Likert-typed Scale七點量表，括弧內為標準差

大於困難作業 ($M=2.53$ ； $t_{(43)}=2.477, p<.05$)。此代表在受到性別刻板印象威脅下，體育作業難度不會影響體育表現，然而在控制組中，簡單作業的體育表現卻優於困難作業。兩個主要變項上並無顯著差異：刻板印象操弄 ($F_{(1,43)}=0.02, p=.899$)，難度變項 ($F_{(1,43)}=2.10, p=1.55$)。

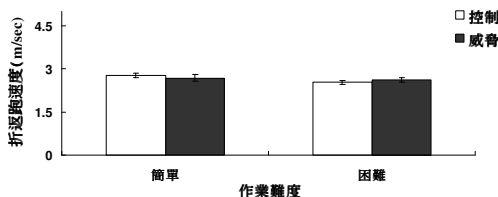


圖 7-6、性別刻板印象操弄與運動難度對折返跑速度的影響

自陳式焦慮指標：將受試者填答的回饋問卷題目彙整，如同上述研究三分成三部份，第一部分探討受試者的**投入程度**（共三題）；第二部份是關於自我行為能力的**自信程度**（共三題）及第三部分欲探討**自我陳述式焦慮**（共有八題）。以下將分項敘述：

(1) **投入程度**：受試者在控制情境下填答有關投入程度的題目，其內部一致性信度考驗之 Cronbach's $\alpha=.434$ ；而在威脅情境註：採 Likert-typed Scale 七點量表，括弧內為標準差。

下的 Cronbach's $\alpha= .415$ 。組間變項為難度，組內變項為操弄情境進行混合樣本二因子變異數分析，依變項為投入程度的題目及投入程度總分。結果顯示在投入程度總分之考驗均未達顯著差異 (all $F_s>.549$, all $p_s>.463$)。在各題的結果顯示只有第三題“我很投入本研究的”操弄變項之主要效果有達顯著 (組內 $F_{(1,43)}=4.27, p<.05$, 威脅組 ($M=4.84$ ；如表 7-3) 大於控制組 ($M=4.20$)；組間 $F_{(1,43)}=0.59, p=.446$ ；組內×組間 $F_{(1,42)}=0.93, p=.341$)，意即受到刻板印象威脅的受試者自我認為其投入程度會大於身處在控制操弄時。其他題目均未達顯著：第一題“最近我的身心狀況是不錯的” (組間 $F_{(1,43)}=0.83, p=.368$ ；組內 $F_{(1,43)}=0.37, p=.547$ ；組內×組間 $F_{(1,43)}=1.38, p=.246$)、第二題“平時做事時，我都是很投入的” (組間 $F_{(1,43)}=3.01, p=.09$ ；組內 $F_{(1,43)}=0.04, p=.835$ ；組內×組間 $F_{(1,43)}=0.9, p=.349$)。

(2) **自我行為能力的自信程度**：受試者在控制情境下填答自信程度題目，其內部一致性信度考驗之 Cronbach's $\alpha=.326$ ；在威脅情境下的 Cronbach's $\alpha=.476$ 。以難度為組間變項，組內變項為操弄情境進行混合

樣本二因子變異數分析，依變項為自信程度的題目，結果顯示在自信程度的總分上，各項考驗均未達顯著 (all $F_s<.078$, all $p_s>.781$)。各子題的考驗均未達顯著，然而在第二題“我的體育能力是較其他人的平均表現好的”之交互作用作用上則接近顯著差異 ($F_{(1,42)}=3.93, p=.054$)，進一步分析發現：再從事簡單作業運動時受試者受威脅操弄 ($M=3.55$ ；如表 7-4) 會比受控制操弄 ($M=2.77$) 更具有自信程度，故在從事困難運動的受試自評在受控制操弄會比受威脅操弄更有自信程度，此結果似乎反映到刻板印象威脅操弄。此外，第三題“我的體育能力是不錯的”操弄變項 (組內 $F_{(1,42)}=3.41, p=.072$) 也是接近顯著：受試在控制組的自信程度 ($M=3.70$) 似乎較威脅組來的自信程度 ($M=3.41$) 來得高，顯示受試者及可能受到性別刻板印象威脅。其它題目的統計考驗則均未達顯著差異：如第一題“我對自己的能力是具有信心” (組間 $F_{(1,42)}=0.12, p=.727$ ；組內 $F_{(1,42)}=0.12, p=.727$ ；組內×組間 $F_{(1,42)}=1.52, p=.225$)、第二題“我的體育能力是較其他人的平均表現好的” (組間 $F_{(1,42)}=0.004, p=.947$ ；組內 $F_{(1,42)}=1.51, p=.227$ ；組內×組間 $F_{(1,42)}=3.93, p=.054$)、第三題“我的體育能力是不錯的” (組間 $F_{(1,42)}=0.03, p=.876$ ；組內 $F_{(1,42)}=3.41, p=.072$ ；組內×組間 $F_{(1,42)}=1.63, p=.208$)。

表 7-4、國中女生實驗後填答自我行為能力的自信程度題目其平均值、標準差

題目	難度	控制 操弄	威脅 操弄
自信程度總分 Confidence subtotall	簡單	10.64 (3.29)	10.50 (3.97)
	困難	10.82 (2.24)	10.77 (2.35)
	總和	10.73 (2.78)	10.64 (3.23)
1.我對自己的能力是 具有信心	簡單	4.09 (1.54)	3.68 (1.76)

表 7-4、國中女生實驗後填答自我行為能力的自信程度題目其平均值、標準差

題目	難度	控制 操弄	威脅 操弄	
	困難	3.91	4.14	
		(1.48)	(1.39)	
	總和	4.00	3.91	
		(1.49)	(1.58)	
	2.我的體育能力是較其他人的平均表現好的	簡單	2.77	3.55
		(1.27)	(1.68)	
	困難	3.27	3.09	
		(1.16)	(1.38)	
	總和	3.02	3.32	
		(1.23)	(1.54)	
	3.我的體育能力是不錯的	簡單	3.77	3.27
		(1.85)	(1.70)	
	困難	3.64	3.55	
		(1.18)	(1.34)	
	總和	3.70	3.41	
		(1.53)	(1.51)	

註：此部份採 Likert-typed Scale 七點量表，括弧內為標準差。

(3) **自陳式焦慮**：受試者在控制情境下填答自我陳述式焦慮題目，其內部一致性信度考驗之 Cronbach's $\alpha=.693$ ；在威脅情境下的 Cronbach's $\alpha=.866$ 。作業難度為組間變項（受試者間變項），而刻板印象威脅操弄為組內變項（受試者內變項）進行混合樣本二因子變異數分析，依變項為自陳述式焦慮的題目，統計考驗發現第七題“我剛才曾有放棄完成體育活動的念頭”的交互作用達顯著（組內×組間 $F_{(1,37)}=6.076, p<.05$ ；組內 $F_{(1,37)}=2.795, p=.103$ ；組間 $F_{(1,37)}=1.013, p=.321$ ），進行單純主要效果分析發現：簡單組中威脅操弄與控制操弄無差別（ $t_{(21)}=.241, p=.812$ ），但困難組中控制操弄（ $M=3.23$ ，如下頁表 7-5）顯著大於威脅操弄（ $M=2.00$ ； $t_{(22)}=2.510, p<.05$ ），在威脅操弄下簡單作業與困難作業無顯著（ $t_{(43)}=1.153, p=.255$ ），控制操弄下，簡單作業的與困難作業亦無顯著（ $t_{(43)}=.766, p=.448$ ）。第八題“我覺得剛才的體育活動是有難度”交互作

用顯著（組內×組間 $F_{(1,37)}=12.03, p<.05$ ；組內 $F_{(1,37)}=5.03, p<.05$ ；組間 $F_{(1,37)}=4.403, p=.529$ ），進一步分析發現在困難作業下控制操弄與威脅操弄無顯著差別（ $t_{(22)}=.358, p=.724$ ），簡單作業下亦是（ $t_{(20)}=-.446, p=.661$ ），在控制情境與威脅情境下簡單作業與威脅作業之間亦未顯著。此外，其他題目之統計考驗均未達顯著：如第一題“我在乎研究者如何看待自己的表現”（組間 $F_{(1,37)}=0.169, p=.684$ ；組內 $F_{(1,37)}=.113, p=.739$ ；組內×組間 $F_{(1,37)}=0.018, p=.894$ ）；第二題“在進行體育活動時曾想到自己的性別”（組間 $F_{(1,37)}=1.32, p=.258$ ；組內 $F_{(1,37)}=0.005, p=.947$ ；組內×組間 $F_{(1,37)}=0.1, p=.755$ ）；第三題“別人會因為體育表現不好而看輕自己”（組間 $F_{(1,37)}=0.643, p=.428$ ；組內 $F_{(1,37)}=1.91, p=.175$ ；組內×組間 $F_{(1,37)}=0.005, p=.946$ ）；第四題“我現在的情緒狀況是焦慮的”（組間 $F_{(1,37)}=0.066, p=.799$ ；組內 $F_{(1,37)}=0.57, p=.46$ ；組內×組間 $F_{(1,37)}=0.957, p=.334$ ）；第五題“我現在覺得有些挫折”（組間 $F_{(1,37)}=0.91, p=.347$ ；組內 $F_{(1,37)}=2.45, p=.126$ ；組內×組間 $F_{(1,37)}=0.58, p=.45$ ）；第六題“對於自己的表現覺得有壓力”（組間 $F_{(1,37)}=0.03, p=.862$ ；組內 $F_{(1,37)}=1.38, p=.26$ ；組內×組間 $F_{(1,37)}=0.20, p=.657$ ）。

表 7-5、國中女生填答自我陳述式焦慮題目的平均值、標準差

題目	難度	控制 操弄	威脅 操弄
自陳式焦慮總分 Self-reportd anxiety	簡單	21.83	22.28
		(8.08)	(9.83)
	困難	24.74	22.13
		(6.76)	(8.00)
	總和	23.46	22.20
		(7.42)	(8.74)
1.我在乎研究者如何看待自己的表現	簡單	4.18	4.12
	(1.55)	(1.58)	

題目	難度	控制 操弄	威脅 操弄
	困難	4.05 (1.68)	3.91 (1.44)
	總和	4.10 (1.60)	4.00 (1.49)
2.在進行體育活動時曾想到自己的性別	簡單	2.76 (1.64)	2.71 (1.72)
	困難	3.32 (2.08)	3.41 (1.84)
	總和	3.08 (1.90)	3.10 (1.80)
3.別人會因為體育表現不好而看輕自己	簡單	3.00 (1.54)	2.59 (1.62)
	困難	3.36 (1.68)	2.91 (1.69)
	總和	3.21 (1.61)	2.77 (1.65)
4.我現在的情緒狀況是焦慮的	簡單	2.24 (1.68)	2.59 (1.46)
	困難	2.55 (1.53)	2.50 (1.26)
	總和	2.41 (1.58)	2.54 (1.33)
5.我現在覺得有些挫折	簡單	2.41 (1.54)	2.18 (1.63)
	困難	3.05 (1.73)	2.36 (1.53)
	總和	2.77 (1.66)	2.28 (1.56)
6.對於自己的表現覺得有壓力	簡單	3.06 (1.75)	2.65 (1.77)
	困難	2.86 (1.64)	2.68 (1.39)
	總和	2.95 (1.67)	2.67 (1.54)
7.我剛才曾有放棄完成體育活動的念頭	簡單	2.06 (1.48)	2.29 (1.79)
	困難	3.23 (1.95)	2.00 (1.20)
	總和	2.72 (1.83)	2.13 (1.47)
8.我覺得剛才的體育活動是有難度的	簡單	1.82 (0.95)	2.88 (1.62)
	困難	2.73 (1.49)	2.50 (1.41)
	總和	2.33 (1.34)	2.67 (1.49)

註：此部份採 Likert-typed Scale 七點量表，括弧內為標準差。

非語言式的焦慮指標：本實驗從手臂式血壓計得到收縮壓、舒張壓、脈搏三項生理指標，並依實驗前階段、操弄階段，以及實驗完成階段之統計結果分別詳述之。

(1) **實驗前階段：**以防實驗前各組間的生理指標已有差異，因此取得受試者在為填答操弄問卷前的生理指標，如果此階段各組均無差異，就可以確定本實驗達到隨機分派的目的。因此，研究者以實驗前的血壓測量為基準線 (baseline)，運動難度為組間變項、操弄情境為組內變項，進行混合樣本二因子變異數分析，結果顯示各考驗均未達顯著差異：收縮壓 (組間 $F_{(1,43)} = 1.73, p = .679$ ；組內 $F_{(1,43)} = .25, p = .62$ ；組內×組間 $F_{(1,43)} = 1.385, p = .246$)、舒張壓 (組間 $F_{(1,43)} = .051, p = .822$ ；組內 $F_{(1,43)} = 3.458, p = .07$ ；組內×組間 $F_{(1,43)} = .483, p = .491$)、脈搏 (組間 $F_{(1,43)} = .04, p = .842$ ；組內 $F_{(1,43)} = 1.363, p = .249$ ；組內×組間 $F_{(1,43)} = .501, p = .483$)，代表實驗操弄前，各組之間的生理指標沒有差異。

(2) **問卷操弄階段：**為瞭解受試者在問卷操弄階段是否產生焦慮，遂以問卷階段的高血壓測量為依變項，獨變項為威脅情境與控制情境，進行相依樣本 t 檢定分析，結果都未達顯著：收縮壓 ($t_{(44)} = 1.877, p = .67$)、舒張壓 ($t_{(44)} = -.473, p = .638$)、脈搏 ($t_{(44)} = .833, p = .409$)，代表填寫不同的操弄問卷對受試者的生理指標沒有影響。

(3) **實驗完成階段：**以運動作業後進行的血壓測量為依變項，運動難度為組間變項、操弄情境為組內變項，進行混合樣本二因子變異數分析，結果顯示除了在脈搏指標上有作業難度的主要效果外，其餘考驗均未達顯著差異：收縮壓 (組間 $F_{(1,43)} = 0.09, p = .772$ ；組內 $F_{(1,43)} = 0.005, p = .946$ ；

組內×組間 $F(1,43)=2.14, p=.151$)、舒張壓(組間 $F(1,43)=0.05, p=.83$; 組內 $F(1,43)=1.93, p=.172$; 組內×組間 $F(1,43)=1.63, p=.208$)及脈搏(組間 $F(1,43)=8.13, p<.05$; 組內 $F(1,43)=1.46, p=.233$; 組內×組間 $F(1,43)=1.18, p=.283$)。對此，脈搏指標有難度的主要效果，而且在困難組的脈搏($M=126.65$)明顯高於簡單組時的脈搏($M=114.50$)，故其可能的肇因是在難度高的作業所需的心肌耐力較大。

7-2 原住民刻板印象威脅效果

研究目的與假設

對西方國家的人們來說，與體育能力有關的種族刻板印象是指黑人較白人天生就具有較佳的運動表現，即與種族有關的運動刻板印象(race-related sport stereotype)。相較於國外，從研究一刻板印象搜尋階段的結果也可看出國內似乎也存在著原住民較非原住民具有較佳的運動表現之想法(或刻板印象)，因此本實驗進一步探討非原住民學生是否會受到此負向運動刻板印象而產生威脅效果的影響。本實驗有兩項假設

1. 受刻板印象威脅操弄的非原住民學生在相關的運動表現上，是否會有表現水準下降的現象。
2. 在中介變項的探討中，是否發現威脅效果在不同的焦慮測量方式上(即自陳式與非語文式的指標)有相異的影響效果，進一步使用中介變項考驗，預期只有非語言式的焦慮指標才具有威脅效果的中介角色。

受試者

本研究共計有 7 位中山醫學大學心理系的研究助理來擔任研究主試(2 男性、5 女性)，每位均經過研究操作訓練；而參

與本研究之受試皆為埔里國中男學生(須為非原住民者)，有效受試人數為 44 人⁹。

實驗設計

本研究為男性對於原住民刻板印象威脅效果在體育表現上之差異進行實驗，實際收集有效資料為 44 位男性非原住民國中生。實驗採用 2(原住民刻板印象：控制組 vs.威脅組)×2(體育難度：簡單 vs.困難)混合樣本二因子實驗設計，其原住民刻板印象為受試者內變項(兩次實驗間格 7 個日曆天，其中半數之受試先進行控制組再威脅組)。各跑步、投籃與折返跑的項目均與研究 7-1 相同，在此不再贅述。至於依變項則分別為受試在不同體育難度之作業表現(如：跑步、投籃及折返跑等)及相關的生理指標。

實驗流程

實驗流程亦與上述實驗 7-1 相同(如圖 7-7)，惟威脅組的操弄指導語有所差別，主要內容詢問受試有關對原住民與非原住民在行為上存在著不同，並要求填答下列問題：例如“試舉出四位你認識的原住民同學”；“試舉出三項您與上述原住民同學不同之處”；“試舉出三項原住民較好的能力、行為或特徵”；“試舉出三項非原住民較好的能力、行為或特徵”。

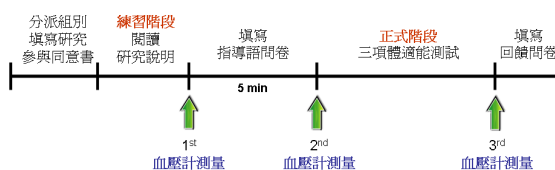


圖 7-7、實驗流程圖

分析結果

以運動作業難度為組間變項、原住民刻板印象操弄為組內變項，依變項為跑步速度，進行混合樣本二因子變異數分析，

發現：兩個獨變項之間並無交互作用 ($F_{(1,42)}=0.05, p=.817$ ；如圖 7-8)，情境變項無顯著 ($F_{(1,42)}=0.24, p=.626$)，難度變項則有顯著的趨勢 ($F_{(1,42)}=3.83, p=.057$)，運動作業的難度可能會影響受試者的跑步速度，且簡單作業 ($M=4.21$) 大於困難作業 ($M=3.76$)。

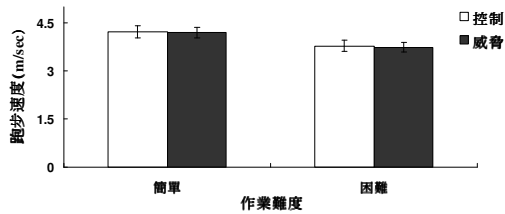


圖 7-8、原住民刻板印象操弄與運動難度對跑步速度的影響

而在投籃的進球數上，混合樣本二因子變異數分析，發現：兩個獨變項之間並無交互作用 ($F_{(1,42)}=0.47, p=.497$ ；如圖 7-9)，情境變項亦無顯著 ($F_{(1,42)}=0.01, p=.923$)，但在難度變項上，簡單組的進球數 ($M=7.86$) 顯著多於困難組 ($M=4.23$ ； $F_{(1,42)}=39.3, p<.01$)，代表體育項目的難度會影響受試者的進球數。

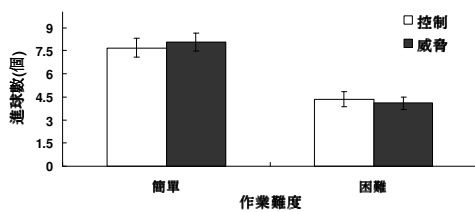


圖 7-9、原住民刻板印象操弄與運動難度對投籃進球數的影響

在投籃 20 球所需的秒數上，混合樣本二因子變異數分析發現：兩個獨變項之間並無交互作用 ($F_{(1,42)}=1.7, p=.199$ ；如圖 7-10)，情境變項亦無顯著 ($F_{(1,42)}=0.32, p=.574$)，但在難度變項上，困難組的投籃秒數 ($M=110.08$) 接近顯著多於

簡單組 ($M=102.01$ ； $F_{(1,42)}=3.52, p=.068$)，作業的難度可能會影響受試者的投籃秒數。

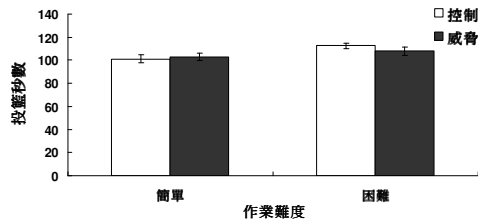


圖 7-10、原住民刻板印象操弄與運動難度對投籃秒數的影響

而在折返跑速度上，混合樣本二因子變異數分析發現：兩個獨變項之間並無交互作用 ($F_{(1,42)}=1.29, p=.263$ ；如圖 7-11)，情境變項未達考驗顯著 ($F_{(1,42)}=1.41, p=.242$)，難度變項亦未達顯著 ($F_{(1,42)}=0.02, p=.891$)。

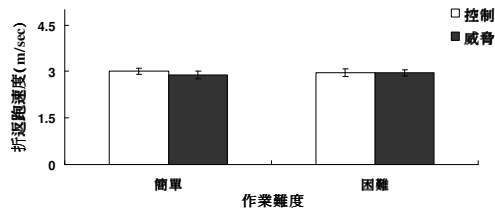


圖 7-11、原住民刻板印象操弄與運動難度對折返跑速度的影響

自陳式指標：與 7-1 相同，將自陳式焦慮指分成投入程度、自我行為能力的自信程度與自陳式焦慮三部份。其中不同於 7-1 的是在自陳式焦慮的八個題目分別為“我在乎研究者如何看待自己的表現”、“在進行體育活動時曾想到自己是非原住民”、“別人會因為體育表現不好而看輕自己”、“我現在的情緒狀況是焦慮的”、“我現在覺得有些挫折”、“對於自己的表現覺得有壓力”、“我剛才曾有放棄完成體育活動的念頭”、“我覺得剛才的體育活動是有難度的”。以下將分項敘述之：

(1) **投入程度**：受試者在控制情境下填答投入程度題目，而其內部一致性信度考驗中 Cronbach's $\alpha=.644$ ；在威脅情境下的 Cronbach's $\alpha=.658$ 。難度為組間變項，操弄情境為組內變項，並進行混合樣本二因子變異數分析，依變項為投入程度的題目。在投入總分的考驗中，各效果均未達顯著 (all $F_s < .422, p > .519$)。此外，各子題亦均未達顯著：第一題“最近我的身心狀況是不錯的” (組間 $F_{(1,41)} = 0.54, p = .468$ ；組內 $F_{(1,41)} = 0.28, p = .602$ ；組內 \times 組間 $F_{(1,41)} = 0.28, p = .602$)、第二題“平時做事時，我都是很投入的” (組間 $F_{(1,41)} = 0.06, p = .809$ ；組內 $F_{(1,41)} = 0.42, p = .522$ ；組內 \times 組間 $F_{(1,41)} = 1.43, p = .238$)、第三題“我很投入本研究的” (組間 $F_{(1,41)} = 0.06, p = .814$ ；組內 $F_{(1,41)} = 2.26, p = .14$ ；組內 \times 組間 $F_{(1,41)} = 1.65, p = .207$)。此結果印證前人的研究：實驗時受試的投入程度並未能在刻板印象威脅效果裡扮演著中介的角色。

7-5、國中男生填答投入程度題目的平均值、標準差

題目	難度	控制操弄	威脅操弄
投入程度總分 Involvement subtotall	簡單	14.77 (3.73)	14.41 (3.10)
	困難	14.76 (3.24)	14.57 (3.22)
	總和	14.77 (3.46)	14.49 (3.59)
	1.最近我的身心狀況是不錯的	4.91 (1.72)	4.91 (1.85)
2.平時做事時，我都是很投入的	困難	5.05 (1.16)	5.33 (1.32)
	總和	4.98 (1.46)	5.12 (1.61)
	簡單	4.68 (1.25)	4.36 (1.43)
1.我對自己的能力是具有信心	困難	4.38 (1.53)	4.48 (1.33)
	總和	4.53 (1.39)	4.42 (1.37)
	簡單	4.82 (1.47)	4.50 (1.63)

題目	難度	控制操弄	威脅操弄
3.我很投入本研究的	簡單	5.18 (1.74)	5.14 (1.64)
	困難	5.33 (1.59)	4.76 (1.76)
	總和	5.26 (1.65)	4.95 (1.69)
	簡單	4.82 (1.47)	4.50 (1.63)

註：此部份採 Likert-typed Scale 七點量表，括弧內為標準差。

(2) **自我行為能力的自信程度**：受試者在控制情境下填答自信程度題目的 Cronbach's $\alpha=.687$ ；在威脅情境下的 Cronbach's $\alpha=.792$ 。自信程度為依變項，在經混合樣本二因子變異數分析考驗，中發現自信程度總分的考驗中，各效果均未達顯著 (all $F_s < 1.234, p > .273$ ，如表 7-6)。此外，各子題目均未達顯著：如第一題“我對自己的能力是具有信心” (組間 $F_{(1,42)} = 0.65, p = .425$ ；組內 $F_{(1,42)} = 1.37, p = .248$ ；組內 \times 組間 $F_{(1,42)} = 0.1, p = .751$)、第二題“我的體育能力是較其他人的平均表現好的” (組間 $F_{(1,42)} = 1.34, p = .253$ ；組內 $F_{(1,42)} = 0.92, p = .344$ ；組內 \times 組間 $F_{(1,42)} = 0.23, p = .635$)、第三題“我的體育能力是不錯的” (組間 $F_{(1,42)} = 0.18, p = .674$ ；組內 $F_{(1,42)} = 0.07, p = .797$ ；組內 \times 組間 $F_{(1,42)} = 0.6, p = .442$)。此結果同樣印證前人研

表 7-6、國中男生填答自我行為能力的自信程度題目其平均值、標準差

題目	難度	控制操弄	威脅操弄
自信程度總分 Confidence subtotall	簡單	12.82 (3.72)	12.55 (4.09)
	困難	13.91 (3.50)	13.23 (2.98)
	總和	13.36 (3.62)	12.89 (3.55)
1.我對自己的能力是具有信心	簡單	4.82 (1.47)	4.50 (1.63)
	困難	5.05 (1.25)	4.86 (1.25)
	總和	4.94 (1.36)	4.68 (1.44)

題目	難度	控制 操弄	威脅 操弄
	總 和	4.93 (1.35)	4.68 (1.44)
2.我的體育能力是較 其他人的平均表現 好的	簡 單	3.91 (1.69)	3.77 (1.48)
	困 難	4.45 (1.65)	4.05 (1.13)
	總 和	4.18 (1.67)	3.91 (1.31)
	簡 單	4.09 (1.72)	4.27 (1.55)
3.我的體育能力是不 錯的	困 難	4.41 (1.44)	4.32 (1.43)
	總 和	4.25 (1.57)	4.30 (1.47)

註：此部份採 Likert-typed Scale 七點量表，括弧內為標準差。

究：自信並不是刻板印象威脅效果的中介變項。

(3) **自陳式焦慮**：受試者在控制情境下填寫自我陳述式焦慮題目的 Cronbach's $\alpha=.843$ ；在威脅情境下的 Cronbach's $\alpha=.745$ 。混合樣本二因子變異數分析發現，在自陳式焦慮總分的考驗中，操弄的主要效果達顯著差異 ($F_{(1,41)}=4.42, p<.05$ ，如表 7-7)，且控制組的焦慮指標 ($M=25.349$) 高於威脅組 ($M=22.349$)；此外，難度的主要效果及交互作用均未達顯著 ($F_{(1,41)}=0.19, p=.663$ ； $F_{(1,41)}=0.21, p=.649$)。此外，結果均未發現達顯著：第一題“我在乎研究者如何看待自己的表現” (組間 $F_{(1,41)}=0.92, p=.344$ ；組內 $F_{(1,41)}=2.4, p=.129$ ；組內×組間 $F_{(1,41)}=0.83, p=.367$)、第二題“在進行體育活動時曾想到自己是非原住民” (組間 $F_{(1,41)}=0.7, p=.349$ ；組內 $F_{(1,41)}=1.37, p=.248$ ；組內×組間 $F_{(1,41)}=0.66, p=.423$)、第三題“別人會因為體育表現不好而看輕自己” (組間 $F_{(1,41)}=0.36, p=.555$ ；組內 $F_{(1,41)}=0.35, p=.558$ ；組內×組間 $F_{(1,41)}=0.03, p=.865$)、第四題“我現在的情緒

狀況是焦慮的” (組間 $F_{(1,41)}=1.7, p=.20$ ；組內 $F_{(1,41)}=2.79, p=.109$ ；組內×組間 $F_{(1,41)}=0.38, p=.54$)、第五題“我現在覺得有些挫折” (組間 $F_{(1,41)}=0.02, p=.878$ ；組內 $F_{(1,41)}=1.91, p=.175$ ；組內×組間 $F_{(1,41)}=0.17, p=.687$)、第六題“對於自己的表現覺得有壓力” (組間 $F_{(1,41)}=1.02, p=.319$ ；組內 $F_{(1,41)}=1.23, p=.275$ ；組內×組間 $F_{(1,41)}=1.23, p=.275$)、第七題“我剛才曾有放棄完成體育活動的念頭” (組間 $F_{(1,41)}=0.13, p=.725$ ；組內 $F_{(1,41)}=0.04, p=.841$ ；組內×組間 $F_{(1,41)}=0.006, p=.94$)、第八題“我覺得剛才的體育活動是有難度” (組間 $F_{(1,41)}=0.68, p=.416$ ；組內 $F_{(1,41)}=3.8, p=.062$ ；組內×組間 $F_{(1,41)}=3.1, p=.062$)。

表 7-7、國中男生填答自我陳述式焦慮題目的平均值、標準差

題目	難度	控制 操弄	威脅 操弄
自陳式焦慮總分 Self-reported anxiety subtotal	簡 單	26.18 (11.35)	22.55 (7.82)
	困 難	24.48 (9.47)	22.14 (7.38)
	總 和	25.35 (10.39)	22.35 (7.52)
	簡 單	4.95 (1.50)	4.18 (1.68)
1.我在乎研究者如 何看待自己的表 現	困 難	4.30 (1.78)	4.10 (1.45)
	總 和	4.64 (1.65)	4.14 (1.56)
	簡 單	3.73 (2.19)	2.91 (1.90)
	困 難	2.95 (1.90)	2.80 (2.07)
2.在進行體育活動 時曾想到自己是 非原住民	總 和	3.36 (2.07)	2.86 (1.96)
	簡 單	3.23 (2.27)	2.95 (1.89)
	困 難	2.90 (1.65)	2.75 (1.45)
	總 和	3.07 (1.98)	2.86 (1.68)
3.別人會因為體育 表現不好而看輕 自己	簡 單	3.23 (2.27)	2.95 (1.89)
	困 難	2.90 (1.65)	2.75 (1.45)
	總 和	3.07 (1.98)	2.86 (1.68)

題目	難度	控制 操弄	威脅 操弄
4.我現在的情緒狀況是焦慮的	簡單	3.41 (2.28)	2.64 (1.26)
	困難	2.75 (1.29)	2.40 (1.10)
	總和	3.10 (1.88)	2.52 (1.17)
5.我現在覺得有些挫折	簡單	2.55 (1.74)	2.27 (1.49)
	困難	2.60 (1.67)	2.10 (1.17)
	總和	2.57 (1.68)	2.19 (1.33)
6.對於自己的表現覺得有壓力	簡單	3.68 (2.10)	3.00 (1.80)
	困難	2.85 (1.84)	2.85 (1.66)
	總和	3.29 (2.00)	2.93 (1.72)
7.我剛才曾有放棄完成體育活動的念頭	簡單	2.18 (1.97)	2.14 (1.83)
	困難	2.35 (1.42)	2.25 (1.65)
	總和	2.26 (1.71)	2.19 (1.73)
8.我覺得剛才的體育活動是有難度的	簡單	2.45 (1.84)	2.45 (1.82)
	困難	3.35 (2.28)	2.45 (1.67)
	總和	2.88 (2.09)	2.45 (1.73)

註：此部份採 Likert-typed Scale 七點量表，括弧內為標準差。

非語言式的焦慮指標：本實驗從血壓計得到收縮壓、舒張壓、脈搏三項生理指標，將分別詳述之。

(1) **實驗前階段：**視實驗前的血壓測量為依變項 (baseline)，運動難度為組間變項、操弄情境為組內變項，進行混合樣本二因子變異數分析，結果顯示都無顯著：收縮壓 (組間 $F_{(1,41)}=0.32, p=.574$; 組內 $F_{(1,41)}=0.56, p=.46$; 組內×組間 $F_{(1,41)}=0.56, p=.46$)、舒張壓 (組間 $F_{(1,41)}=0.13, p=.719$; 組內 $F_{(1,41)}=0.001, p=.982$; 組內×組間

$F_{(1,41)}=0.01, p=.920$)、脈搏 (組間 $F_{(1,41)}=0.42, p=.522$; 組內 $F_{(1,41)}=0.43, p=.516$; 組內×組間 $F_{(1,41)}=0.09, p=.770$)，代表實驗操弄前，各組之間的生理指標沒有差異。

(2) **問卷操弄階段：**為了瞭解受試者在問卷操弄階段下是否感到焦慮，遂以問卷階段的生理指標為依變項，獨變項為威脅情境與控制情境，進行相依樣本 t 檢定分析，結果顯示都無顯著：收縮壓 ($t_{(43)}=-.759, p=.452$)、舒張壓 ($t_{(43)}=-.283, p=.778$)、脈搏 ($t_{(43)}=-.085, p=.933$)，代表填寫不同的操弄問卷對受試者的生理指標沒有影響。

(3) **實驗完成階段：**以運動作業後進行的血壓測量為依變項進行混合樣本二因子變異數分析，結果顯示除舒張壓有交互作用與脈搏有作業難度上的主效應外，其餘都無顯著：收縮壓 (組間 $F_{(1,42)}=0.16, p=.691$; 組內 $F_{(1,42)}=1.455, p=.234$; 組內×組間 $F_{(1,42)}=0.00, p=.989$)、舒張壓 (組間 $F_{(1,42)}=2.951, p=.93$; 組內 $F_{(1,42)}=5.99, p=.019$; 組內×組間 $F_{(1,42)}=7.63, p<.01$)、脈搏 (組間 $F_{(1,42)}=13.08, p<.01$; 組內 $F_{(1,42)}=1.28, p=.264$; 組內×組間 $F_{(1,42)}=0.63, p=.431$)，脈搏指標會因難度不同而有所差異，其可能的原因是在難度高的作業所需的心肌耐力較大。此外針對舒張壓進一步作單純主要效果分析發現，在簡單作業中控制組顯著大於威脅組 ($t_{(21)}=3.33, p<.01$)。

八、男大生在縫紉作業之刻板印象威脅效果解除（研究五）

8-1 研究方法

研究目的與假設

接續先前研究三結果進行此研究五，以探討如何能有效的進行性別刻板印象威脅效果的減除。文獻整理中曾提及「傳統刻板印象的重塑」、「提供不同於傳統刻板印象的角色楷模」、「測驗難度的選擇」及「模糊刻板印象」是可能減除刻板印象威脅的方法，有鑑於研究的可行性，本研究使用模糊刻板印象的方式進行，目的是減除（deduction）相關的刻板印象。此外，在測驗難度的選擇上，Blascovich 等人（2001）發現去價值團體的受試只有在高難度的題目上會受到負向性別刻板印象的影響。故本研究採取難度高的作業，且預期刻板印象威脅效果可透過適當操弄而被減除。

表 8-1、2x2 混合設計之實驗架構表

18 點	性別刻板印象 (Within)		
	控制	威脅	去威脅
縫紉作業 (困難直徑 0.25cm)	n=24		

受試與實驗設計

本研究邀請中山醫學大學 24 名男性。採用受試者內單因子實驗設計【性別刻板印象操弄：控制組（無刻板印象激發）vs.威脅組（性別刻板印象激發）vs.去威脅組（模糊性別刻板印象）】。每次實驗間格 7 個日曆天，為避免受試進行不同階段操弄所產生的序列效應（order effect）之干擾，故採用對抗平衡(counterbalancing)方式讓每個操弄順序都受到控制。

本實驗中性別刻板印象威脅效果的減除（去威脅操弄），採用 Rosenthal 與 Crisp（2006）模糊團體間界線的操弄方法。研究部份請受試試舉出男女共同擁有的特徵，用以增加性別間的相似性，也就是模糊兩性能力或行為間的差異。至於所使用的縫紉作業僅使用與先前研究三的困難組作業，要求受試者縫紉由 18 個直徑 0.25cm 行程的圓點，而依變項則為受試者縫紉完成的秒數與錯誤次數。

實驗流程

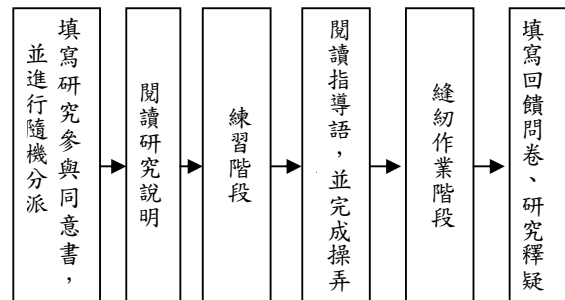


圖 8-1、實驗流程說明

8-2 結果分析

縫紉作業表現

(1) 原始完成時間

如研究三之分析方去，本實驗欲探討不同的刻板印象操弄是否會對受試者帶來不同影響，故組內變項（即受試者內變項）為性別刻板印象操弄（控制 vs.威脅 vs.去威脅），依變項為受試者完成縫紉的時間，進行受試者內單因子 ANOVAs 分析結果發現：實驗操弄顯著 ($F_{(2,46)}=4.69, p<.05$; 圖 8-2)代表不同的刻板印象操弄會對男大生的縫紉作業造成影響；事後比較發現威脅組 ($M=299.92$) 分別與控制組 ($M=273.33, p<.05$)、去威脅組 ($M=268.83, p<.05$) 有差異，而控制組與去威脅組無差異 ($p=.583$)。證實本研究假設，即去刻板印象威脅操弄下的表現會優於刻板印象威脅操弄。

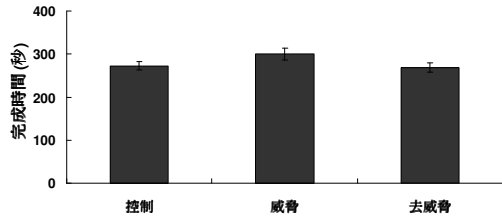


圖 8-2、不同刻板印象操弄困難縫紉作業完成時間之影響

(2) 錯誤次數

性別刻板印象操弄（即控制組 vs. 威脅組 vs. 去威脅組）為組內變項，依變項改為為受試者縫紉作業的錯誤次數，進行受試者內單因子 ANOVAs 分析結果發現：操弄主要效果之考驗雖未達顯著（ $F(2,46) = 2.24, p = 1.32$ ；圖 8-3）；然而，事後比較卻有趣地發現威脅組（ $M = 4.08$ ）與控制組（ $M = 3.29, p = .449$ ），控制操弄與去威脅組（ $M = 2.33, p = .155$ ）間雖無顯著差異，但在去威脅組（ $M = 2.33$ ）與威脅組間（ $M = 4.08$ ）卻有差異（ $p < .05$ ）。此結果似乎仍支持去刻板印象威脅操弄下的表現會優於刻板印象威脅操弄。

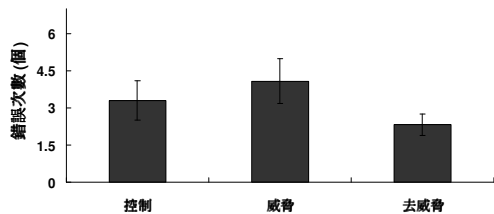


圖 8-3、不同刻板印象操弄困難縫紉作業錯誤次數之影響

(3) 校正後完成時間

當把依變改為受試完成縫紉的時間與錯誤次數合併後的校正完成時間¹⁰，而在進行單因子受試者內 ANOVAs 分析結

¹⁰校正時間 = (各受試反應時間 ÷ 18) × 錯誤數 + 原反應時間。

果發現：操弄之主要效果達顯著（ $F(2,46) = 11.15, p < .01$ ；圖 8-4），這代表不同的刻板印象操弄會對男大生的縫紉作業造成影響。進一步在 Post hoc 事後比較發現，威脅組（ $M = 362.67$ ）分別與控制組（ $M = 316.71, p < .01$ ）及去威脅組（ $M = 302.75, p < .01$ ）間有顯著差異，而控制組與去威脅組則無差異（ $p = .096$ ）。故研究證實在去刻板印象威脅操弄下的縫紉表現會優於刻板印象威脅操弄，也支持了刻板印象減除的效果。

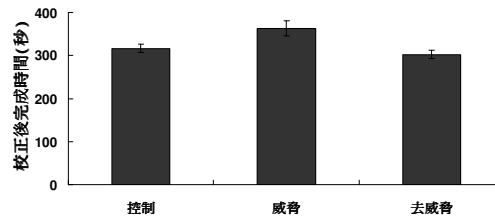


圖 8-4、不同刻板印象操弄困難縫紉作業之校正後完成時間之影響

九、討論與建議

綜合上述五大研究的發現，茲將分項論述相關的研究討論與具體建議如下：

(一) 性別與種族刻板印象的選取（研一與二）

國內刻板印象的確認

本研究發現，當使用開放式調查的方式進行團體間比較及特定團體評價時，皆清楚地證實在不同的性別、種族、族群及文理組學生等團體中，的確存在著預期的刻板印象。例如：

- (1) 有關數學表現的種族刻板印象上，台灣人與亞洲人皆被視為較白人優秀，且台灣人與亞洲人間被視為能

力相當。

- (2) 在性別刻板印象上，國中女性的國文表現的確被視為較國中男性好（亦在學業成績上得到印證），且被視為較細心…等特質；反之，國中男性的數學表現則被認為較女性好，另較擁有勇敢…等特質。
- (3) 在族群刻板印象上，的確發現國中學生確實存在著原住民的體育表現比非原住民好，以及原住民學生擁有較熱情…等特質的信念。此外，非原住民學生的數學表現被視為較原住民學生優異，這也在實際的學業成績表現上獲得印證。

故上述的發現證實台灣樣本中的確存在著種族、性別、以及族群的典型刻板印象。重要地是，此次研究將可提供國內未來在進行相關刻板印象研究的基石，尤其是可以進行屬於台灣本土主題（即原住民刻板印象）的相關研究探討。

內外團體刻板印象的應證

研究一與研究二說明了，特定團體成員對於內團體成員與外團體成員在特定學科的評價結果，的確與典型的刻板印幅相吻合。例如：

- (1) 在不同族群間，原住民學生在體育表現上有較佳的內團體刻板印象，而對於非原住民則有表現較差的外團體刻板印象
- (2) 性別團體上，男性在國文表現上有較差的內團體刻板印象，而對於女性則有表現較佳的外團體刻板印象；
- (3) 在種族團體中，台灣人在數學的表現上有較佳的內團體刻板印象，但對於白人卻有表現較差的外團體刻板印象。

故依據不同屬性的團體成員，本研究不僅區分出內外團體，並證明與族群、性別及種族相關的內外團體刻板印象。此外，並非所有的團體皆表現出典型的內外團體的刻板印象，例如在生物或理化學科中，女性受試有負向的內團體刻板印象、及正向的外團體刻板印象，但男性受試卻沒有。這顯示區分內外團體刻板印象在進行刻板印象影響研究上是重要的。正如 Suen (2006) 的研究中提及，團體成員會由於知覺到的外團體刻板印象而影響其行為表現，故就生物或理化學科來說，性別之不同，也關係到是否會受到外團體刻板印象的影響（即女性受到刻板印象影響的可能性較男性高）。

因此，未來研究可試著進一步討論所探討的是何種性別刻板印象，以釐清內外團體刻板印象對不同團體成員的影響差異。此方式亦可進一步地應用於刻板印象威脅效果的研究，並探討內外團體間相互影響的機制（如：內團體成員的行為表現如何受到外團體刻板印象的影響）。

接觸假說在內外團體刻板印象的驗證

一般來說，接觸假說（contact hypothesis）常被視為可以進行團體偏見（group bias）減除的方法之一，是指當個體與特定團體成員能有效地進行充份地團體接觸或互動，將可降低該成員對此特定團體成員的不當偏見（見陳皎眉等人，1996）。故本研究對接觸假說對內外團體刻板印象的研究結果發現：

- (1) 在相關法的研究中證實，與白人有較多接觸的台灣受試，傾向在數學表現上，給予台灣對象（內團體成員）較低的評價；但對白人對象（外團體成員）的數學表現卻無相關（即仍給予白人相同的評價）。此結果證實接觸

假說會影響具優勢團體成員的內團體刻板印象，亦顯示與白人有較多互動頻率的台灣受試，伴隨著對內團體成員有較低的數學評價，且非伴隨著對外團體成員有較高的數學評價。

- (2) 同樣地，與原住民學生有較多接觸的非原住民國中生，會在原住民表現較差的學科上（或在非原住民表現較差的學科上），伴隨著給與原住民（非原住民）較佳的學科評價。

故接觸假說在針對族群與種族刻板印象的研究中均獲得驗證，只是顯現出的影響方式（指分別針對內外團體刻板印象）卻是不一致地。例如在比較接觸假說對於種族與族群刻板印象的影響後，發現兩者的作用機制是不相同的。首先，針對台灣受試與非原住民受試中，以內團體刻板印象表現較佳的部份來說：台灣受試為降低對內團體的數學評價，以減弱台灣人數學表現較好的種族刻板印象；但非原住民受試則提升對外團體（原住民）的學科評價（如：數學），以減弱原住民學科表現較差的族群刻板印象。此外，在視為原住民表現較佳的學科上（如：體育），非原住民亦是以提升內團體的學科表現，來減低非原住民學生表現較差的族群刻板印象強度，而並非以降低外團體的學科表現來展現。

故由上述比較發現，接觸假說在不同團體成員及不同類型的刻板印象上，似乎有著不同的影響機制：對於種族刻板印象是採用降低內團體的評價；而在族群刻板印象上則是以提升對內外團體的評價。換言之，接觸假說皆能達到減弱刻板印象強度的目的，僅一方用「減分」的方式，另為「加分」的方式來進行。因此，在接觸假說對於內外團體的刻板印象強度的影響

機制上，值得往後的研究注意與探討此部份的不一致機制。

此外，在改變刻板印象的強度時，應該會影響所受刻板印象引發之威脅效果的不同，正如刻板印象強度愈強者，易受威脅效果影響（Brown & Pinel, 2003）。因此，若要消除刻板印象的威脅效果，改變刻板印象的強度則為方法之一。當本研究印證接觸假說的確可以減弱刻板印象的強度，故未來在研究威脅效果的減除時，應能增加受試與外團體間有效的接觸頻率，進而弭平刻板印象威脅效果可能造成行為表現下降的影響。

- (二) 性別刻板印象威脅對男大學生縫紉表現上的影響與中介變項探討（研究三）

由於 Steele 等人（1995 & 1999）提出之刻板印象威脅效果的架構與 Keller（2002）提及測驗難度之提高，較易引發威脅效果的說法，故研究三主要在探討性別刻板印象與作業難度是否對男性大學生的縫紉作業產生威脅效果。另一方面 Bosson（2004）曾提出「焦慮為中介變項之不一致結果可能是使用不當的測量指標」與本計畫所提之「非語言式的焦慮指標為威脅效果的中介變項，但自陳式焦慮指標不是」之意見（見文獻整理五）。以下則將分別整理研究三所提的五項假設進行討論：

- (1) 研究三的前置實驗成功地選出簡單與困難的縫紉作業，且發現在縫紉錯誤次數上，困難作業的錯誤數顯著較簡單作業來的多；但在縫紉完成時間上，卻有難度與作業順序交互作用的效果存在，可能顯示作業難度不應以

組內設計進行。綜合縫紉錯誤次數與完成時間的數據一樣發現有上述交互作用存在，故證實實驗進行時應將作業難度列為組間變項。

- (2) 在研究三的正式實驗的確發現難度與威脅操弄間具有顯著的交互作用（即縫紉錯誤的次數上的確有難度與性別刻板印象操弄的交互作用）；此外，本研究更發現在刻板印象威脅操弄下，困難作業的錯誤次數會大於簡單作業，控制組與操弄組則無顯著差異。這可能意味著當受試者在刻板印象威脅的激發下，困難的作業似乎更難執行了。
- (3) 從男大學生在縫紉的校正完成時間（即錯誤次數合併縫紉錯誤次數）的結果顯示，受試在刻板印象的操弄下，其完成縫紉的時間確實較控制組長，故證實性別刻板印象的威脅效果亦存在於縫紉作業上。此結果創新式地驗證，代表性別刻板印象的威脅效果不只在傳統研究中僅發生在學業或體育成就上，更是被證實亦會影響縫紉的表現上。此外，多數男性受試常被視為是優勢團體，但在屬於女性為佳的縫紉作業上，的確也被證實男性的確也可能成為威脅效果的影響對象。
- (4) 研究三亦證實受試在無刻板印象威脅激發時，作業難度不會影響其縫紉時的錯誤次數，但當有刻板印象威脅存在時，從事困難作業的受試者其錯誤次數會比簡單作業還多；相反地，不論是簡單作業或是困難作業，只要受試者受到刻板印象威脅，其縫紉表現均會劣於控制下的操弄。因此，本研究驗證 Keller（2002）所提出的，刻板印象威脅效果僅發生在較高的難度作業上。

- (5) 至於在中介變項的探討上，本研究不論在自陳式指標（即投入程度、自信程度、自陳式焦慮指標）或非自陳式指標（即焦慮的生理指標）上，均一致性發現，難度與刻板印象威脅操弄並不會對上述兩類焦慮指標產生影響，故也無法進行中介變項之考驗。

總括來看，研究三成功地將性別刻板印象的威脅效果印證在男性手巧能力的作業上，證實男性大學生在受到性別刻板印象的突顯時，其縫紉作業的表現就較差，故多數在性別刻印象中處於優勢角色的男性，亦被驗證在以女性為優勢團體的縫紉作業上成為威脅效果的受害者。此外，男性如果在手工藝方面的表現易受到性別刻板印象的抑制，這是否也扼殺了更多男性投入手工藝活動的機會呢？故本研究建議未來的研究可以再開發更多受到刻板印象威脅的作業表現（task performance）。

關於生理焦慮指標的結果不顯著，可能的原因在於…

（三）性別與族群刻板印象威脅對國中生運動表現之影響（研究四）

性別刻板印象對運動表現的影響

研究四將受試年齡設定在一般國中生，且觀察性別刻板印象對女國中生的體育表現的影響，並提出下列五項結論：

- (1) 不同於 Keller（2002）所指稱威脅效果僅發生在較高難度的作業之說法，本研究有趣地發現，在唯一達統計顯著的折返跑體育項目中，在性別刻板印象突顯的威脅情境中，體育表現並未有變差的現象，反而有趣地發

現簡單作業的體育表現卻優於困難作業。此結果可能代表在性別刻板印象威脅下，女性反而在簡單作業上會與預期之行為表現有相反的效果（即表現出更佳的效果），建議未來可以更具體的探討，是否在特定的情境下，去價值團體反而會有異於威脅效果，而是更正向的提昇效果。

- (2) 在投籃、跑步及折返跑三種體育表現中，性別刻板印象的激發並未證實對國中女生的威脅效果，故亦未造表現變差的結果。但重要且有趣地是，在折返跑的簡單作業下，受試在控制組的表現反而顯現出接近顯著式地（marginally significant）優於威脅組的表現。造成此結果的可能為：（a）即使國中生具有相關的性別刻板印象，但因為其年齡太過小或是學校性別平等教育較落實，故並沒有顯著的性別刻板印象，故也無法顯現出顯著的脅感效果。（b）在青春期的女性多數的身材均較同年齡的男性來的健壯，而體育表現的優劣亦與個體的身型有關，故這也使得本研究的國中女性並未顯現出受到性別刻板印象的影響，並造成體育表現的。
- (3) 在中介變項的探討中，所有的自陳式的指標中發現威脅組的投入程度較高，而在困難作業中威脅組的自信程度較低，而有趣地是在在困難作業中威脅組的自陳式焦慮指標反而較控制組來的低，但上述三項自陳指標仍未能進行威脅效果的中介變項的驗證。至於非語言式的生理指標上，不論是在實驗前階段、操弄階段或是實驗完成階段均未發現有威脅效果的影響，故亦無法進行證實自陳式與非語言式的焦慮指標的差異假設。

原住民刻板印象對體育表現的影響

相對於西方世界有黑人運動員在籃球運動表現較白人運動員為佳的刻板印象，台灣地區似乎也存在著原住民的體育表現優於非原住民的刻板印象。因此，研究四亦探討非原住民學生是否會受到此負向運動刻板印象的影響，以下則將結論列點舉出：

- (1) 結果說明刻板印象的操弄似乎並未反應在非原住民的國中生體育表現，這可能表示：（a）刻板印象威脅操弄並無未達到操弄的效果；（b）或是，埔里國中原住民學生比例較一般學校高（即 2007 的全校原住民比例約佔 15.60%），學生彼此可能在長時間相處互動的情況下，自然形成的接觸假說（contact hypothesis）所指對刻板印象產生減除效果；（c）也可能是因為國中生的年齡過小，故相關的刻板印象尚未具體形成；（d）亦有可能是所取樣之埔里國中校方對營造平等友善的校園或是五育健全發展的教育方針上，有具體且顯著的成效，故在學生的體育表現上並未產生如預期般的威脅效果；（e）在實驗方法部份，也可能是因為研究四主要是在校園的操場裡進行，而非在干擾變項控制嚴謹的實驗室中，故易受到其他因素之干擾（如：氣候、操場上其他上課的學生…等），而無法獲得較嚴謹的控制。
- (2) 如果上述性別的中介變項探討，所有的指標均未顯示出威脅效果的影響，故亦無法進行證實自陳式與非語言式的焦慮指標的差異假設。

對於無法如預期的驗證原住民刻板印象的威脅效果，未來研究對象或許可改由大學生擔任研究樣本，或是找尋不同原住

民學生比例的學校來進一步探討。此外，綜觀台灣地區中，仍存在者其他的原住民刻板印象，有些是可能是優勢化行為（例如：體育、歌唱…等）；也有可能是劣勢化行為（例如：愛喝酒、懶惰…等），故仍可建議未來研究可著重於非原住民學生面對原住民優勢化的行為時是否會產生受威脅效果的探討；或是反過來，看原住民受試在面對負向刻板印象威脅時是否會減損相關的行為表現。

（四）刻板印象威脅效果之解除（研究五）

研究五延用研究三新證實的縫紉作業，來探討對男性大學生的性別刻板印象威脅效果的減除，印證了威脅操弄的確會降低受試者的縫紉表現，然而採用 Rosenthal 與 Crisp（2006）模糊團體間界線的操弄方法來減除刻板印象的威脅效果，重要地證實了受試在去威脅組的表現較威脅組為佳，故成功地證實了受試在受到模糊性別印象的刺激後的確能表現出其較佳的表現。

雖然研究五僅是嘗試性地再次驗證模糊團體間刻板印象的威脅減除效果，然而受到刻板印象威脅後是否真能降低其效果的行為損壞，在研究五中所提供的實驗設計還無法直接應證，因為研究中只是將受試內分成三種操弄情境做比較，並無法證明在受威脅後，所做的威脅減除操弄的確能降低其影響，而使得表現提升的結果。因此，建議未來能再持續進行研究與探討，以具體瞭解刻板印象減除效果的機制。

十、結論

綜觀此次五個研究之成果，具體羅列

出以下幾項結論：（1）由台灣樣本的探討中，具體印證出數學表現的性別與種族刻板印象，以及體育表現的性別與族群（原住民）刻板印象；（2）除了印證接觸假說所指稱之，與外團體成員有愈良好的互動接觸，便會減少相關的刻板印象強度，而且有趣地是，本研究發現接觸假說會因不同種類的刻板印象（如性別與種族刻板印象）而影響不同之內外團體的刻板印象；（3）成功地且證實男性在縫紉作業上會受到性別刻板印象之威脅效果的影響，並證實困難作業較能引發威脅效果的產生；（4）在國中生樣本中，並無法如預期般證實刻板印象的威脅效果；（5）不論在性別或是原住民刻板印象的威脅效果上，均無法取得適當的中介變項，此外，亦無法證實生理上的焦慮指標不同於自陳式的焦慮指標；（6）確實驗證出模糊性別的差異程度，可以造成刻板印象威脅效果的減除。

十一、計畫成果自評

有關研究計畫成果的自評部份，以下將分成幾項加以說明：

（一）研究內容與原計畫相符程度

本研究之成果內容與原預定計畫相近，然而在研究進度上，卻因台灣先前並無相關資料可參考，故研究計畫主持人花費較多的時間進行前置研究，以選取具有難度鑑別度的作業來使用，例如在研究三和研究七的縫紉作業，或是研究四的體育項目。最後，因出國發表成果的日期正好在計畫期滿之後，故考量經費之核銷及豐富成果報告之內容，故依相關規定申請延長研究三個月獲準。

(二) 研究成果在學術與應用上的價值

本研究成果的學術價值主要在：(a) 首先使用台灣樣本確定數學表現的性別與種族刻板印象，以及體育表現的性別與族群（原住民）刻板印象；(b) 嘗試性的提出接觸假說對內外團體刻板印象有不同的影響；(c) 證實男性在縫紉作業上亦會受到性別刻板印象之威脅效果的影響；(d) 在縫紉作業上證實困難作業的確較能引發威脅效果的產生；(e) 證實刻板印象的減除效果的確存在於縫紉作業中。

而本研究成果在應用的價值上則為：(a) 說明原住民刻板印的確存在於台灣的國中生之間，其雖未能在體育表現上造成威脅的效果，但仍應鼓勵各級學校繼續在校園內推廣正確的族群平等教育；(b) 雖然縫紉作業對男性來說並非生活中的重要能力，但在提倡性別平等的學校教育中，應能兼顧各項可能造成男女學生在表現上受到影響的刻板印象，以期能讓該對象表現出較真實的能力表現；(c) 為有效達到刻板印象的減除，應參考接觸假說擬定具體的活動計劃，讓不同團體的成員能有深入且良善的互動；或者是讓個體能清楚體會出不同團體間之相同處，以模糊團體間的界線，進而達到減除特定刻板印象的功效。

(三) 成果發表

- 孫旻暉*、林美蓉、邱敏綺和謝光桓（2008）。數學表現的種族刻板印象確認與接觸假說對刻板印象減除之檢定—以亞裔英國學生、亞洲籍英國留學生及台灣學生為研究參與者之跨國研究。課程與教學改革的理論與實務國際學術研討會暨第十八屆課程與教學論壇論文集。（論文2A-4；國內具編審制度）。
- 孫旻暉（2008.11.01）。第十五章 數學表現的種族刻板印象確認與接觸假說對刻板印象的減除之檢定-以亞裔英國學生、亞洲籍英國留學生及台灣學生為研究參與者之跨國研究。載於白亦方（主編）。課程與教學改革：理論與實務（Theory and Practice of Curriculum and Instruction Reform）。台北：高等教育出版社。（頁 315-337；ISBN：978-957-8148-90-1）
- Suen, Mein-Woei, Wang, Jui-Hsing, & Li, Chia-Hsiu (2009). Stereotype Threats on Males' Sewing Behavior in Taiwan Samples. Have been accepted to do poster presentation at the XIVth European Conference on Developmental Psychology, August 18–22, Vilnius, Lithuania.
- 孫旻暉*、林美蓉、邱敏綺和謝光桓（2008）。數學表現的種族刻板印象確認與接觸假說對刻板印象減除之檢定—以亞裔英國學生、亞洲籍英國留學生及台灣學生為研究參與者之跨國研究。課程與教學改革的理論與實務國際學術研討會暨第十八屆課程與教學論壇（論文口頭發表E0072）。花蓮教育大學。23rd & 24th May。花蓮。台灣。
- Mein-Woei Suen & Wang, Jui Hsing (2008). The importance of test-item sensitivity on stereotype

threat effects. Have been accepted to do poster presentation at the XXIX International congress of psychology, July 20-25, Berlin, Germany.

- 孫旻暉、林美蓉、邱敏綺、謝光桓和蕭瑜婷 (2008)。數學表現的種族刻板印象確認與接觸假說對刻板印象的減除之檢定-以亞裔英國學生、亞洲籍英國留學生及台灣學生為研究參與者之跨國研究。國際學術研討會暨十八屆課程與教學論壇(國立花蓮教育大學, 23-24th May.2008) 口頭報告。
- 謝光桓*、孫旻暉*、蕭瑜婷和謝琬婷 (2007)。測驗難易度的選擇對刻板印象威脅效果產生的影響。台灣心理學會第 46 屆年會(成功大學認知科學所, 6-7th Oct. 2007) 口頭報告。
- 孫旻暉 (2007)。不同種族與性別間的學業表現刻板印象之探討及接觸假說之檢定—以台灣大學生受試為例。第二屆「科技社會中的課程與教學變革學術研討會」(國立暨南國際大學課程教學與科技研究所/師資培育中心主辦, 19th Oct. 2007)。完整論文及口頭報告。國立暨南國際大學。

十二、致謝

有關對於本研究在執行期間提供相關協助者，羅列於下感謝之：

1. 國科會九十六年新進人員二年期專案研究計畫研究補助款(計畫編號：96-2413-H-040-006-MY2)
2. 中山醫學大學九十六、九十七學年度校外計畫研究補助款
3. 南投縣埔里鎮埔里國中全正文校長、郭慶隆教務主任、許可欣資訊組組長及其

他埔里國中協助之師長。

4. 諮詢人員：陳皎眉教授、邱敏綺及王瑞興醫師。
5. 歷年研究助理林信佑、林承翰、林暉晨、邱俞鈞、徐開慧、陳怡君、陳宣安、黃文俊、劉益伶、蔡宗延、謝光桓、謝婉婷、羅婉慈、以及 96 與 97 學年度曾修習中山醫大心理系研究專題之學生。

十三、參考文獻

(一) 國內文獻

- 陳皎眉、王叢桂、孫蓓如 (2006)。社會心理學。台北：雙葉書廊。
- 邱蜀娟 (2004)。Differences in Social Dilemma between Individualist and Collectivist Orientations。國立政治大學心理學系碩士論文，未出版，台北市。
- 周育瑩 (2004)。刻板印象威脅對於女性領導表現之影響。國立政治大學心理學系碩士論文，未出版，台北市。
- 陳皎眉、周育瑩(民 93)。性別刻板印象威脅及其在教育與輔導上之應用。輔導季刊。41 卷，3 期，頁 39-49。
- 陳皎眉、王叢桂、孫蓓如 (2006)。社會心理學。台北：雙葉書廊。
- 陳皎眉、孫旻暉 (2006)。從性別刻板印象威脅談學業表現上的性別差異。教育研究月刊，147，19-30。
- 謝臥龍、駱慧文和吳雅玲 (1999)：從性別平等的教育觀點來探討高雄地區國小課堂中師生互動的關係。教育研究資訊，7(1)，57-80。

(二) 國外文獻

- Aronson, J., Lustina, M.J., Good, C., Keough, K., Steele, C.M., & Brown, J. (1999). When white men can't do math: Necessary and sufficient

- factors in stereotype threat. *Journal of Experimental Social Psychology*, 35, 29–46.
- Ambady, N., Shih, M., Kim, A., & Pittinsky, T.L. (2001). Stereotype susceptibility in children: effects of identity activation on quantitative performance. *Psychology Science*, 12 (5), 385-390.
- Ben-Zeev, T., Fein, S., & Inzlicht, M. (2005). Arousal and stereotype threat. *Journal of Experimental Social Psychology*, 41, 174-181.
- Brown, R.P., & Piel, E.C. (2003). Stigma on my mind: Individual differences in the experience of stereotype threat. *Journal of Experimental Social Psychology*, 39, 626-633.
- Bosson, J.K., Haymovitz, E.L., & Piel, E.C. (2004). When saying and doing diverge: The effects of stereotype threat on self-reported versus non-verbal anxiety. *Journal of Experimental Social Psychology*, 40, 247-255.
- Benbow, C., & Stanley, J. (1983b). Sex differences in mathematical reasoning ability: More facts. *Science*, 222(4627), 1029-1031.
- Blascovich, J., Spencer, S.J., Quinn, D., & Steele, C. (2001). African Americans and high blood pressure: The role of stereotype threat. *Psychological Science*, 12, 225-229.
- Cheryan, S., & Bodenhausen, G.V. (2000). When positive stereotypes threaten intellectual performance. *Psychology science*, 11 (5): 399-402.
- Cadinu, M., Maass, A., Frigerio, S., Impagliazzo, L., & Latinotti, S. (2003). Stereotype threat: The effect of expectancy on performance. *European Journal of Social Psychology*, 33 (2), 267-285.
- Croizet, J.C., Després, G., Gauzins, M.E., Huguet, P., Leyens, J.P., & Méot, A. (2004). Stereotype threat undermines intellectual performance by triggering a disruptive mental load. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 30, 721-731.
- Eccles, J. S. (1984). Sex differences in achievement patterns. *Nebraska Symposium on Motivation*, 32, 97-132.
- Gallagher, A., Bridgeman, B., & Cahalan, C. (2000). The effect of computer-based tests on racial/ethnic, gender, and language groups. NJ: Educational Testing Service.
- Gonzales, P.M., Blanton, H., & Williams, K.J. (2002). The effects of stereotype threat and double-minority status on the test performance of Latino women. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 28, 659-670.
- Levy, B. (1996). Improving memory in old age through implicit self-stereotyping. *Journal of Personality and Social Psychology*, 71, 1092-1107.
- Inzlicht, M., & Ben-Zeev, T. (2000). A threatening intellectual environment: Why females are susceptible to experiencing problem-solving deficits in the presence of males. *Psychological Science*, 11 (5): 365-371.
- Keller, J. (2002). Blatant stereotype threat and women's math performance: Self-handicapping as a strategic means to cope with obtrusive negative performance expectations. *Sex Roles*, 47, 193–198.
- Keller, J., & Dauenheimer, D. (2003). Stereotype threat in the classroom: dejection mediates the disrupting threat effect on women's math performance. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 29, 371-381.
- Marx, D.M. & Goff, P.A. (2005). Clearing the air: the effect of experimenter race on target's performance and subjective experience. *British Journal of Social Psychology*, 44, 645-657.
- Marx, D.M., & Roman, J.S. (2002). Female role models: Protecting women's math test performance. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 28 (9): 1183-1193.

- McIntyre, R. B., Paulson, R. M., & Lord, C. G. (2003). Alleviating women's mathematics stereotype threat through salience of group achievements. *Journal of Experimental Social Psychology, 39*, 83-90.
- McGarty, C., Yzerbyt, Y., & Spears, R. (Eds.) (2002). *The formation of social stereotypes*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- National Science Foundation (2000). *Women, minorities, and persons with disabilities in science and engineering: 2000* (NSF Publication No.00-327). Arlington, VA: Author.
- O'Brien, L.T., & Crandall, C.S. (2003). Stereotype threat and arousal: Effects on women's math performance. *Personality and Social Psychology Bulletin, 29* (6): 782-789.
- Pinel, E.C. (1999). Stigma Consciousness: The psychological legacy of social stereotypes. *Journal of Personality and Social Psychology, 76* (1), 114-128.
- Pittinsky, T.L., Shih, M., & Ambady, N. (1999). Identity adaptiveness: Affect across multiple identities. *Journal of Social Issues, 55*, 503-518.
- Rosenthal, H.E.S., Crisp, R.J., & Suen, M. (in press). Improving performance expectancies in stereotypic domain: Task relevance and the reduction of stereotype threat. *European Journal of Social Psychology*.
- Steele, C.M. (1997). A threat in the air: How stereotypes shape intellectual identity and performance. *American Psychologist, 52*, 613-629.
- Schmader, T. (2002). Gender identification moderates stereotype threat effects on women's math performance. *Journal of Experimental Social Psychology, 38*, 194-201.
- Suen, M-W. (2006). Stereotype-moderated mathematical performance in multiple category contexts. Unpublished PhD thesis, the University of Birmingham, Birmingham, UK.
- Steele, C. M., & Aronson, J. (1995). Contending with a stereotype: African-American intellectual test performance and stereotype threat. *Journal of Personality and Social Psychology, 69*, 797-811.
- Shih, M., Pittinsky, T.L., & Ambady, N. (1999). Stereotype susceptibility: Identity salience and shifts in quantitative performance. *Psychological Science, 10*, 80-83.
- Stone, J., Lynch, C.I., Sjomeling, M., & Darley, J.M. (1999). Stereotype threat effects on black and white athletic performance. *Journal of Personality and Social Psychology, 77*, 1213-1227.
- Shih, M., Ambady, N., Richeson, J.A., Fujita, K., & Gray, H.M. (2002). Stereotype performance boosts: The impact of self-relevance and the manner of stereotype activation. *Journal of Personality and Social Psychology, 83*(3), 638-647.
- Stangor, C., Carr, C., & Kiang, L. (1998). Activating stereotypes undermines task performance expectations. *Journal of Personality and Social Psychology, 75*, 1191-1197.
- Spencer, S.J., Steele, C.M., & Quinn, D.M. (1999). Stereotype threat and women's math performance. *Journal of Experimental Social Psychology, 35*, 4-28.
- Sekaquaptewa, D., & Thompson, M. (2002). Solo status, stereotype threat, and performance expectancies: Their effects on women's performance. *Journal of Experimental Social Psychology, 39* (1), 68-74.
- Smith, J.L., & White, P.H. (2002). An examination of implicitly activated, explicitly activated and nullified stereotypes on mathematical performance: It's not just a woman's issue. *Sex Roles, 47*(3-4), 193-198.

出席國際學術會議心得報告 (3)

計畫編號	NSC 96-2413-H-040-006-MY2
計畫名稱	刻板印象威脅效果的影響與減除—以台灣樣本為例 (第 2 年)
出國人員姓名 服務機關及職稱	中山醫學大學 心理學系 孫旻暉 助理教授
會議時間地點	2009 年 8 月 18 至 22 日 國家：立陶宛 (Lithuania)；城市：維爾紐斯 (Vilnius)，
會議名稱	14th European Conference on Developmental Psychology (2009 ECDP)
發表論文題目	STEREOTYPE THREATS ON MALES' SEWING BEHAVIOUR IN TAIWAN SAMPLES

一、參與行程：

8 月 16 日週日晚間在桃園國際機場搭乘泰航班機經曼谷及德國法蘭克福轉機後，於 17 日晚間抵達立陶宛維爾紐斯。經過一夜短暫的休息之後，隔日一大早上即前往市中心的公車站 (圖一)，搭車至本次舉辦研討會之 Mykolas Romeris University (圖二)，並展開為期五天 (18~22 日) 的 14th European Conference on Developmental Psychology 研討會。



圖一、立陶宛維爾紐斯火車站



圖二、Mykolas Romeris University 之會場

由於 Mykolas Romeris University 離市中心有一段距離，加上當地為非英語語系的國家，故本人在尋找及搭乘公車時有些溝通上的困難，但還好在公車上巧遇同樣參加該研討會的學者們，故大夥共同討論下，才能順利的找到 Mykolas Romeris University。在到達會場外時正好為報到時刻，故亦遇到搭乘研討會之交通車 (下頁圖三)。在會場註冊時，因為參與人數眾多，故大家都排了很長的隊伍，而在歡迎酒會中舉辦單位則準備了許多精心的佈置及美食 (下頁圖四、

圖五)。此外，主辦單位亦安排了許多的參訪活動（圖六），讓所有與會人員均能在空檔時更認識該城市。



圖三、會場外搭乘交通車參與的學者們



圖四、註冊及歡迎會場之佈置（一）



圖五、註冊及歡迎會場之佈置（二）



圖六、研討會活動說明及精美壁畫

在 23 日本人在會場門口與本次的研討會海報合影（圖七）會的壁報發表（題目：STEREOTYPE THREATS ON MALES' SEWING BEHAVIOUR IN TAIWAN SAMPLES；編號：7.26.55）。在壁報之成果發表會中有許多與會者向本人詢問本研究，並表示對此主題感到興趣，當天結束前本人並在會場中留影（圖八、圖九與圖十）。



圖七、本人與研討會之海報合影。



圖八、本人在壁報會場外留影。



圖九、本人在會場休息時留影（一）。



圖十、本人在會場休息時留影（二）。

參與完研討會後，本人亦在充滿獨特人文氣息的立陶宛之城市進行觀光，享受著異國的情調與風情。

二、心得報告：

今年是第一次參與 European Conference on Developmental Psychology 研討會，真得很感謝補助單位的贊助及此次主辦單位對論文成果的肯定，使得本人能夠再次參與這場國際盛事。在此次研討會中，本人覺得最大的收穫是能得到許多國外人士（尤其是歐洲學者）的交流，除了了解他們對本人的研究主題有很具體的建議，也觀摩了國外研究的主軸，並做一些意見的交流，這除了讓本人感到研究道路的不孤單，也透過互動及討論中感受到許多正向且極積的鼓勵。

以舉辦國際研討會來說，ECDP 2009 研討會總計的報名人數約近一萬多人，仍能有效率的呈現各論文發表的場次及進行五天的運做，實屬不易。在這次的參與中，本人透過觀察學習，瞭解如何在場地及職掌分工中加以精緻化，讓整個研討會能更為人性化、互動性及便利性。

三、建議

對此次研討會，本人有幾項建議：首先，此次 ECDP 2009 研討會似乎仍以歐美人士參加為主，反觀亞洲國家的學者與專業人員卻相對較少，當然可能的原因是距離亞洲國家過於遙遠，因此亞洲學者的可及性較低；此外，建議主辦單位增開視訊會議場次，讓不方便參加的學者亦能在網路註冊後，透過主辦單位所提供的網頁平台，得以透過視訊的管道參與。