

教學思考風格量表編製與師生配對教學成效之探討

陳易芬¹ 陳慧如²

¹ 台中教育大學諮商與應用心理學系

² 高雄市文府國小

摘要

本研究旨在編製一國小教師教學思考風格量表，繼之將本量表與學生學習思考風格量表施測於一批參加適性學習夏令營的師生，並依據教師與學生個人的思考風格進行配對教學，以瞭解不同配對方式的學習成效有無不同。

教師教學思考風格量表信度分析的結果，Cronbach's α 為.83。因素分析結果量表 35 題分成五個因素，分別命名為「程序型」8 題、「評析型」7 題、「自主型」7 題、「微觀型」6 題、「鉅觀型」7 題。驗證性因素分析結果，教師教學思考風格量表適配度考驗的 GFI 均符合接受的最低標準值.90，故本模式與觀察資料的絕對適配度可被接受。之後，將教學思考風格量表及學習思考風格量表應用在國小六年級學童的適性學習夏令營中，以教師及學生個別風格類型將教師與學生配對，繼之進行教學。教材為台中教育大學測統所研究團隊自編之國小六年級國語與數學。在每一次單元教學後進行測驗，予以補救教學後再進行一次測驗。研究結果顯示，就教學後及補救教學後學生的成績而言，相異思考風格類型的師生配對模式優於相同類型的師生配對模式。

關鍵字：思考風格量表、師生配對

Using Thinking Style Scales on pairing of teachers and students to explore the effectiveness of teaching

Yih-fen Chen¹ Hui-ju Chen²

¹National Taichung University of Education

²Wun-fu Elementary School, Kaohsiung

Abstract

This study was first to develop the thinking style scale for the elementary teachers. About the reliability, the internal consistency (Cronbach's α) of the teaching-thinking style scale was .83. The results of confirmatory factor analysis of teaching-thinking style scale indicated that the degree of adaptation GFI attained the minimum acceptable standards to the value of .90, so this model's absolute fit could be accepted. Then, two scales (teacher teaching-thinking style scale and student learning- thinking style scale) were administered in the elementary school 6th grade students' adaptive learning summer camp, and teachers and students were paired according to their thinking styles. After teaching and remedial teaching, students were tested. Generally speaking, students' Chinese and math test scores under different thinking type pairing were better than those of the same type matching.

Key words: thinking style scale, teacher-student pairing

壹、緒論

教育的成功從成功的教學出發，而成功的教學則從尊重學生的個別差異學習開始。學生的學業成就表現不好，不一定代表學生的能力不佳，可能只是學生沒找到學習的方法或者老師的教學方式不適配。Sternberg (1990; 1994; 1997) 認為個人思考風格是否能妥適運用往往影響其學習成效。Sternberg 和 Grigorenko (1997) 的研究指出思考風格之重要，不亞於天資能力，甚至可能比天資還重要。如果能找到合適的老師給予引導協助，對學生的學習將有莫大的幫助。Heimlich 和 Norland (2002) 指出，研究教學風格的目的，是讓每個教育者對其自我的信念能更加清楚地了解，同時理解這些信念是如何和教學行為產生一致性，進而幫助學習者改善其學習的機會。王美珍 (2007) 認為每一位教師都有屬於自己的教學風格，若能瞭解自己的教學風格，並釐清自己教學風格形成的脈絡，找出自己教學風格的優點與缺點，發揮優點改進缺點，教學自能得心應手。

近年來受到少子化的影響，學校教育以發展小班教學為趨勢，學校教育著重個別適性發展，希望學生能因材施教。林寶山 (1990) 認為小班教學的精神，著重學生個別差異，由教師針對學生的獨特性和差異性設計不同的學習計畫，提供適性的教育機會。周玉霜 (2006) 指出，就如同千里馬與伯樂，教師與學生若是思考風格適配，可能教師教學愉快、學生學習成效佳。適性適配的教與學已日漸成為教育上重要的議題。

本研究考量文化背景之差異，依我國實際教育情境，針對國小教師編製教學思考風格量表，期能實際應用在國小教學現場，讓老師自我檢測，協助老師自我探索，了解自己的教學思考風格類型。先前陳易芬、林鎰惠 (2009) 已針對國小高年級學生編製學習思考風格量表。學生若能了解自己的學習思考風格，教師若能了解學生的學習思考風格，可能提高學生的學習成效；而教師與學生的思考風格類型的配對何者才是最佳的模式，是本研究所擬探討的。基於上述研究動機，本研究之研究目的為：

- (一) 編製一適用於國小教師之「教學思考風格量表」。
- (二) 將各思考風格類型的師生進行配對國語科與數學科的教學，找出較佳的配對模式。

貳、文獻探討

風格 (Style) 的研究起源於 Allport 所提出之風格一詞，之後，不少學者陸續衍生出各種關於風格的研究。一般而言，風格可說是個人在問題解決、思考、知覺與記憶時的一種習慣的反應方式 (引自 Grigorenko & Sternberg, 1997)。數十年來風格的相關研究眾多，Grigorenko 與 Sternberg (1995) 將有關風格的理論整理成三種概念，一是以認知為取向 (cognition-centered)，主要是研究認知風格；二是以人格為取向 (personality-centered)，起源自 Jung 的心理類型研究；三是以活動為取向 (activity-centered)，研究學習風格與教學風格。而本研究著重於第三種，探究學習風格與教學風格的類型，以期發展最佳配對量表。

以活動為取向中，教育界常提起的有學習風格與教學風格。學習風格領域中較著名的包括 Dunn & Dunn (1999) 的學習風格理論、Kolb (1984) 的經驗學

習風格理論及 Sternberg (1997)「心智自我管理風格」理論。Dunn & Dunn(1999)認為學習風格係學習者對於環境、情緒、社會、生理與心理等五項刺激所產生的集中、處理、內化、記憶等學習偏好方式。Kolb (1984)認為學習風格係學習者在具體經驗、觀察和反應、形成抽象觀念、行動後獲得新經驗等四種學習階段當中的行為表現。Sternberg (1997)以各種政府功能結合其思考風格提出「心智自我管理風格」理論，並將思考風格分為五個層面十三個類型，分別是：(1)功能層面：包括立法型 (legislative)、行政型 (executive)、司法型 (judicial)；(2)形態層面：包括君主型 (monarchic)、階層型 (hierarchic)、齊頭型 (oligarchic)、無預設立場型 (anarchic)；(3)層次層面：包括整體型 (global)、局部型 (local)；(4)範圍層面：包括內向型 (internal)、外向型 (external)；(5)趨向層面：包括自由型 (liberal)、保守型 (conservative) 等。

雖然研究者對於學習風格有不同的認定和看法，綜合這些理論的觀點可將學習風格定義為：個人在學習過程或情境中，對多方面的刺激所表現出的獨特學習方式或學習偏好。

研究教學風格的學者有 Gregorc (1979)、Fischer & Fischer (1979)、詹士鑫 (1989)、Conti (1989) 等人。Gregorc (1979) 將教師依其教學方式區分為具體序列型、具體隨機型、抽象序列型、抽象隨機型等四型。具體序列型的教師會先讓學生知道目標，給予遵守的方向，希望其循序漸進，實際練習所學的事物，並隨時給予正確的指導；具體隨機型的教師希望學生能擬定假設，提出各種可能的做法，一一嘗試，找出解決問題的方法；抽象序列型的教師希望學生蒐集、閱讀大量的資料，藉由歸納整理的過程形成概念，再由報告的形式呈現結果；抽象隨機型的教師會傾聽學生的意見，再給予回饋，希望學生能用自己的方法經歷整個學習的過程。綜合言之，以「序列—隨機」此層面來看，序列型是以教師為主體，教導學生學習，讓學生按部就班遵守；隨機型是以學生為主體，教師的角色為觀察或引導，給予學生較多自由創造機會。以「具體—抽象」此層面來看，教師則是以具體或抽象的角度去切入，提供學生不同的學習方法或技巧，具體型教師會透過較實際的操作或透過作業給予指導；抽象型教師則是給予大方向，讓學生廣泛的蒐集資料或自由思考。

Fischer 和 Fischer (1979) 將教學風格區分為工作導向型 (task-oriented)、合作計畫型 (cooperative-planner)、學生中心型 (child-centered)、學科中心型 (subject-centered)、感情激動型 (emotionally exciting) 等五個類型。

詹士鑫 (1989) 將教學風格區分為民主嚴格型、民主放任型、權威嚴格型、權威放任型等四型。民主嚴格型的教師雖對學生要求較為嚴格，但不會使用高壓管教的方式，教學時較會考量到學生的需求；民主放任型的教師較不注重權威，師生的關係較為親近，給學生較多自主的空間，對學生的要求較不嚴格；權威嚴格型的教師教學時希望學生能聽從其命令，對學生要求嚴格，師生關係較不親近；權威放任型的教師教學時常對學生使用命令的口氣，但對學生並沒有特別嚴格的要求。綜合來說，以「民主—權威」此層面來看，民主型之教師教學時較會考慮到學生的需要，會聽取學生之意見作為參考；權威型之教師對學生較常使用命令的語氣，常是以教師之想法為主，要求學生遵循。以「嚴格—放任」此層面來看，嚴格型之教師對學生的生活細節較注重，要求較多；而放任型之教師則相對的較不會留意此部分。

Conti (1989) 依據教師在進行教學時，對學習者中心活動、個別化教學、相關經驗、評估學生需求、學習氣氛的建立、學習過程的參與及個人發展的彈性

等七個層面的採用程度，區分教學風格為教師中心型和學生中心型二類（許淑華，2002）。

綜而言之，針對教師的教學策略及班級經營模式進行研究，發現不同教學風格的教師，在教學上會使用不同的策略，進而影響學生的學習活動與成效。

Sternberg 和 Grigorenko（1995）指出學生往往以自己偏好的風格尋找適合自己的學習活動，而老師也會傾向迎合自己的風格來教學。Zhang（2001a）以 76 位香港教師進行研究，發現教師的教學態度會因為他們不同的思考風格，而有不同程度的影響。Zhang（2004a）以中國北京的 348 名大學生（111 名男生、237 名女生）為研究對象，發現學生喜歡的教學方法與他們的思考風格有關。Zhang（2004b）指出，許多研究都顯示教師的風格與學生的風格呈現互動關係，並且會影響學生的學習。周玉霜（2001）指出教師的思考風格和教學效能有關，老師宜瞭解自己和學生的思考風格，活用各種思考風格，靈活運用各種教學方法，讓不同思考風格的學生在學習上均能獲得最大的裨益。李佩芬（2002）表示為了讓每位具不同思考風格的學生在學習上都能達到學習成效，教師可彈性變化自己的教學方式，以利每一位學生的學習。李清榮（2004）、杜永泰（2005）、侯駿廉（2006）等人的研究結果，也都指出學生的學習態度表現，會受到其所知覺到不同教師教學風格類型的影響。

Sternberg（1997）的「心智自我管理風格」理論，認為思考風格會影響個人的做事方法或思考的方式。以此理論基礎所進行的研究，例如：Zhang（2001b）以 789 位平均 20 歲的中國大陸大學生進行思考風格與人格特質的研究，發現思考風格與人格特質有關聯性，這些發現可提供教師作為教學上的參考。Zhang（2005）以上海大學 95 位學生與 2 位教師為研究對象，研究結果顯示在教學上如果能使用多樣性的思考風格，會比單一性的思考風格來得好，學生在自然科技的成績有顯著的進步。Zhang、Huang 與 Zhang（2005）以中國大陸的大學生進行研究，發現學生比較喜歡與自己思考風格相近的教師，而且可以從學生的特質和才能，觀察他們所喜歡的風格類型。Zhang（2006）將 135 位學生與 3 種不同思考風格類型的教師進行配對，發現教師與學生的思考風格適配或不適配，對學生的學科成績有所影響。徐明榮（2006）研究教師的思考風格與其教學風格之間的關係，發現立法型、司法型與保守型三種思考風格類型的老師會展現在教學風格上；其餘類型的老師為因應教學現況，會彈性調整教學方法，因此思考風格不完全會反應在教學風格上。

綜合上述研究可見，教師的教學風格和學生的學習風格均與思考風格有某種程度相關，而且教師的教學行為，足以影響學生的學習表現。因此本研究目的在編製教師教學思考風格量表，將教師教學思考風格量表及學生學習思考風格量表這二份量表作為師生配對的依據，探討各風格類型的師生配對模式下進行教學後學生學習之結果有無差異。

參、研究方法

本研究量表的編製係參考 Sternberg 的量表、Dunn & Dunn、Kolb 等學者的理論架構，針對國小教師編製教學思考風格量表。經研究小組初擬題目並討論後，邀請專家學者、國小教師、教育大學師培生等檢視題目詞句，量表修改後進行預試，經信效度檢驗，成為正式量表。繼之，將教師教學思考風格量表及學生學習思考風格量表施測在國小學童的適性學習夏令營中，將教師與學生配對，進

行教學。教材為台中教育大學測驗統計研究所研究團隊自編之國小六年級國語與數學的電腦化教材與紙本教材；在每一次單元教學後進行測驗，針對學生錯誤的地方教師予以補救教學後再進行一次測驗。

一、教師教學思考風格量表之編製

研究樣本採分層立意抽樣，選取現職的小學教師 275 人（大型學校 120 人、中型學校 125 人、小型學校 30 人）、中部某教育大學師培生 260 人（大一 38 人、大二 30 人、大三 108 人、大四 84 人），共計 535 人進行施測，回收 436 份量表，回收率 81.5%。剔除作答反應完全一樣及部分作答遺漏者，有效量表 420 份進行後續統計分析。

（一）信度分析

本研究使用 SPSS 12.0 為分析工具，以 Cronbach's α 係數作為判斷依據。分別就「功能層面」、「範疇層面」兩部分，求得各題刪除時的 α 值，將高於量表 α 值的題目刪除。原擬定題目有 40 題，其中包括「功能層面」有 24 題，刪除第 38 題後可提高量表信度，故刪除之，其餘 23 題再進行因素分析；「範疇層面」有 16 題，信度分析後全部試題保留進行因素分析。

（二）效度分析

量表經信度分析刪除不適宜的題目後，進行探索性因素分析，刪除無法判斷歸屬於任何因素構面與因素負荷量低於 0.3 之題目，以主軸因子（Principal-axis factoring）萃取因素，透過斜交旋轉法（Promax）轉軸進行因素分析。

功能層面經探索性因素分析後，剩餘 22 個題目，共抽取三個共同因素。量表的抽樣適當性量數（KMO）值等於.830，而 Bartlett 球面性檢定的 χ^2 值等於 2394.789（ $p=.000<.05$ ），達到顯著水準，拒絕虛無假設，表示母群體的相關矩陣間存有共同因素，適合進行因素分析。三個因素層面相對應的解釋變異量為 22.298%、11.866%、8.810%，累積解釋變異量為 42.975%。依照題目內容將三個因素分別命名為「程序型」、「評析型」、「自主型」。「程序型」題目例如：「當要解決問題或執行任務時，我喜歡遵循明確的規則或指示」。「評析型」題目例如：「我喜歡的工作計畫是可以研究和評比不同的想法和觀點」。「自主型」題目例如：「我喜歡試著用自己的方法來解決問題」。

範疇層面經探索性因素分析，剩餘 13 個題目，共抽取二個共同因素。量表的抽樣適當性量數（KMO）值等於.762，而 Bartlett 球面性檢定的 χ^2 值等於 906.854（ $p=.000<.05$ ），達到顯著水準，拒絕虛無假設，表示母群體的相關矩陣間存有共同因素，適合進行因素分析。二個因素層面相對應的解釋變異量為 22.133%、15.876%，累積解釋變異量為 38.009%。依照題目內容將二個因素分別命名為「微觀型」、「鉅觀型」。「微觀型」題目例如：「做事時，我重視做好每個小細節，而不在乎花多少時間」。「鉅觀型」題目例如：「我比較關心工作的整體效果，較不關心細節的處理」。

教師教學思考風格量表全量表共 35 題，分成五個分量表：程序型 8 題，評析型 7 題，自主型 7 題，微觀型 6 題，鉅觀型 7 題。

二、國小學童學習思考風格量表

本研究用以診斷學生之風格類型之工具，係採用林鎡惠、陳易芬（2008）所編製之「國小學童學習思考風格量表」，其適用對象為國小五、六年級學生，量表目的在於幫助學生了解自己之學習思考風格。全量表共 34 題，為一 Likert 式四點量表。該量表之 Cronbach's α 為 .85，各分量表之 Cronbach's α 分別為：自主型 .77、程序型 .77、評析型 .73、鉅觀型 .81、微觀型 .73。在效度考驗方面，驗證性因素分析結果 GFI 為 .92、AGFI 為 .90、RMR 為 .04、RMSEA 為 .05、 χ^2 /DF 為 2.95，顯示此量表有良好之信度與效度。

三、實驗設計

研究樣本為參加台中教育大學教育測驗統計研究所適性學習夏令營國小五年級升上六年級的 104 位學童，及 52 位擔任教學的教師。學童係公開招募而來報名參加，大都是就讀於台中縣市的國小。教師招募自台中教育大學修習過教育學程的學生，並予以教學法訓練一週。報名營隊的學童在營隊教學前先予以學生學習思考風格量表的施測，教師則進行教師教學思考風格量表的施測。兩量表皆事先予以電腦化以節省施測後之計分工作。依受試在電腦上的作答反應決定其風格類型，並據以進行師生配對。

配對模式分成：一位教師指導一位學生（一對一）、一位教師指導兩位學生（一對二）、及一位教師教導一個班級（團班教學）等三種模式，以此三種模式進行 2 週的教學。教學內容為台中教育大學教育測驗統計研究所研究團隊自編之教材，包括國小六年級國語 3 個單元、數學 4 個單元的電腦化教材與紙本教材，以及針對各單元不同錯誤概念所製作的補救教材。為了解師生不同的配對模式對學生國語、數學科學習成就的影響，分別在每個單元教學前進行前測，每一單元課程結束後進行後測，並依學生後測的錯誤概念由教師進行補救教學，最後再進行補救教學後測驗。以前測、後測、補救教學後測驗成績進行共變數分析（ANCOVA），以進一步瞭解哪一種師生配對模式對學生的學習較有幫助。

參加適性學習夏令營的國小六年級學生總人數 104 人，大約分成 3 群，每一單元的教學時學生有三分之一分配在團班教學，三分之一以一對一的方式進行教學，三分之一以一對二的方式進行教學。而本研究是以一對一和一對二的師生配對教學結果進行分析，所以每一次師生配對的學生樣本只有 70 人左右（因為扣除團班人數）。如果將樣本依照程序、評析、自主各類型進行配對，則每一種配對的人數會小於 30 人，無法進行統計比較，所以將學生的國語 3 個不同單元的成績轉換成 Z 分數，使 3 次成績轉換到同一量尺，以便合併比較；在數學方面，亦是將 4 個不同單元的成績轉換成 Z 分數，使 4 次成績轉換到同一量尺，以便進行比較。

肆、結果與討論

以下依教師教學思考風格量表之信度、效度分析及師生配對教學結果分別說明。

一、信度與效度分析

教師教學思考風格量表有 35 題，因素分析結果分成兩個層面：功能層面包

括自主型、程序型、評析型，範疇層面包括鉅觀型、微觀型。信度分析的結果，功能層面的 Cronbach's α 為.83，分量表分別為.77、.79、.78；範疇層面的 Cronbach's α 為.55，分量表分別為.67、.70；總量表 Cronbach's α 為.83。

一般而言，題目愈多，信度愈高（余民寧，2002）。一份量表為單一向度，則具有內部一致性；但當量表之向度愈多，則 Cronbach's α 係數會變小（傅粹馨，2002）。範疇層面包含鉅觀型、微觀型的題目，綜合起來題數雖增加，Cronbach's α 係數卻反而比鉅觀型分量表、微觀型分量表小。可能鉅觀型、微觀型試題間異質性較高，以致範疇層面 Cronbach's α 係數並不是很理想，但還在可接受的範圍（危芷芬譯，1999）。

在效度考驗方面，以 AMOS 7.0 為分析工具，進行驗證性因素分析，探討線性結構模式的適合度評鑑，亦即在評鑑因素分析模式能解釋量表施測所得資料的程度。以下就基本適配度、整體模式適配度進行評鑑。

（一）基本適配度

量表整體模式建構完成後，先檢定模式是否產生違犯估計，再做評鑑模式的整體適配度檢驗。本模式的估計結果皆無負的誤差變異，誤差變異量均達.001的顯著水準，由此可見量表整體模式的基本適配度相當良好。

（二）整體模式適配度

適配度是理論模式預測觀察資料共變數或相關矩陣的程度，在各種適配度指標中，常以 χ^2 值為指標， χ^2 值未達顯著水準則接受理論模式與觀察資料兩個共變數矩陣相等的虛無假設。但研究者（邱皓政，2003；黃芳銘，2002；Hair et al., 1998; Joreskog & Sorbom, 1993; Kline, 1998）指出模式適配度考驗的卡方值會隨著樣本數而波動，樣本人數增大時，通常會達到顯著水準。因此本研究參考其他適配度指標 χ^2/df 、GFI（Goodness of Fit Index）、AGFI（Adjusted Goodness of Fit Index）、RMSEA（Root Mean Square Error of Approximation）來評鑑模式的整體適配度。

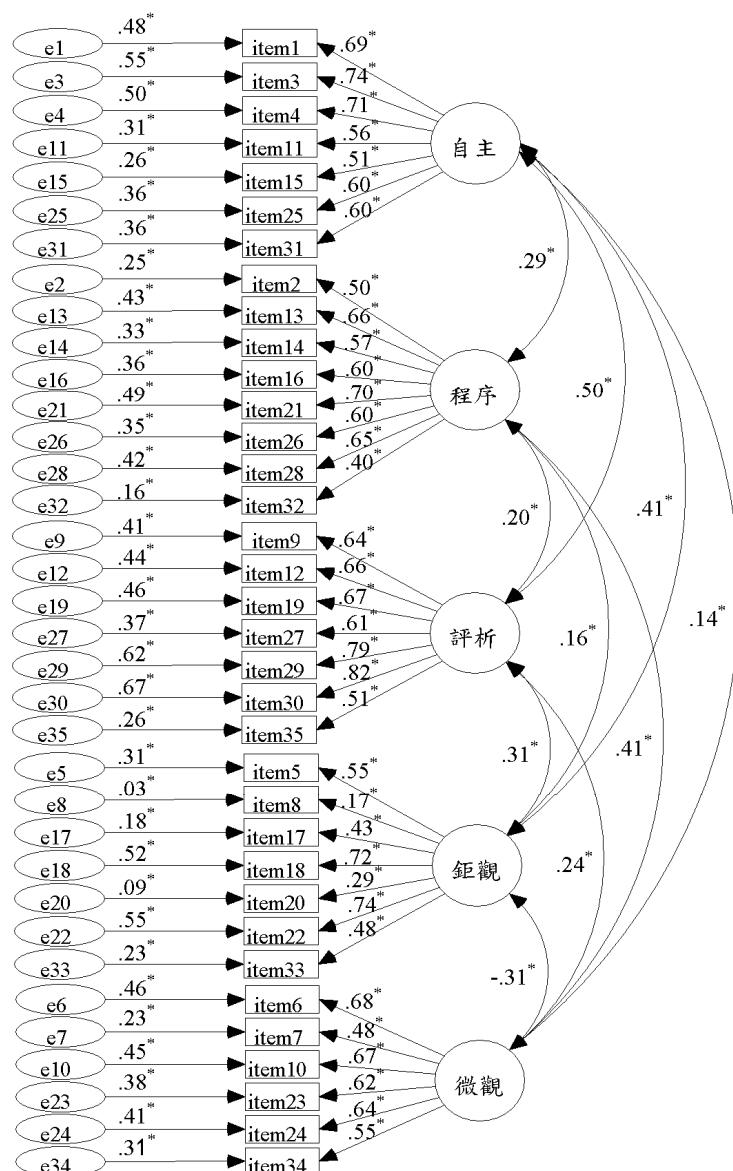


圖 1 「教師教學思考風格量表」因素模式徑路圖及標準化估計值

表 1 顯示教師教學思考風格量表功能層面的 $\chi^2/df=2.52$ ，符合卡方自由度比 <3 的理想值，顯示整體模型契合度理想；GFI=.90，符合接受值.90；AGFI=.87，稍低於接受值.90；RMSEA=.06，雖然大於.05，但仍小於.08，落在合理適配的範圍內。範疇層面的 $\chi^2/df=3.09$ ，大於 3，顯示整體模型的契合度並不理想；GFI=.93，AGFI=.90，均符合接受值.90；RMSEA=.07，落在合理適配的範圍內。整體而言，依據 GFI 與 RMSEA 指標結果，本模式與觀察資料的絕對適配度可被接受。

表 1 教師教學思考風格量表體模式適配度指標摘要表

	功能層面	範疇層面
χ^2	518.47***	197.47***

表 1 教師教學思考風格量表體模式適配度指標摘要表(續)

χ^2/df	518.47/206=2.52	197.47/64=3.09
GFI	.90	.93
AGFI	.87	.90
RMSEA	.06	.07
*** p<.001		

二、師生配對教學結果

104 位學生學習思考風格類型人數如表 2，52 位教師之教學思考風格類型人數如表 3，因參與教學者沒有評析型之教師，因此在師生配對上，無法進行評析型教師對各類型學生的影響之探討。

表 2 學生學習思考風格類型統計

	自主型	程序型	評析型	總計
鉅觀型	15	14	15	44
微觀型	17	15	28	60
總計	32	29	43	104

表 3 教師教學思考風格類型統計

	自主型	程序型	評析型	總計
鉅觀型	23	6	0	29
微觀型	16	7	0	23
總計	39	13	0	52

進行共變數分析之前，要先檢定組內迴歸係數同質性之假定，考驗自變項與共變項間是否有顯著的交互作用，若檢定達顯著水準，表示違反組內迴歸係數同質性之假定，使用 Johnson-Neyman 法；若檢定未達顯著，表示未違反組內迴歸係數同質性之假定，可進行共變數分析。以下就分別以國語、數學的師生配對教學結果進行分析，探討不同配對模式的教學成效，及不同配對模式的補救教學成效。

(一) 國語科師生配對教學結果

就功能層面師生配對教學：程序型教師（程序師）配程序型學生（程序生）、程序型教師配評析型學生（評析生）、程序型教師配自主型學生（自主生）、自主型教師（自主師）配程序型學生、自主型教師配評析型學生、自主型教師配自主型學生。組內迴歸係數同質性考驗結果（配對模式*前測成績）， $F=1.573$ ； $p=.170$ 未達.05 的顯著水準，接受虛無假設，表示六種配對模式迴歸線的斜率相同，符合共變數分析中迴歸係數同質性的假定，繼續進行共變數分析。從表 4 可以得知，排除前測成績對後測成績的影響力後，六種配對模式之後測成績沒有顯著差異，其 $F=1.758$ ； $p=.123$ ，表示不同配對模式的教學成效並沒有顯著差異存在。

表 4 共變數分析摘要

變異來源	平方和	自由度	均方	F
前測成績	36.976	1	36.976	46.840
配對模式	6.937	5	1.387	1.758
誤差	152.357	193	.789	
總數	197.000	199		

就功能層面同異類型師生配對教學：相同類型（程序師配程序生、自主師配自主生）、相異類型（程序師配評析生、程序師配自主生、自主師配程序生、自主師配評析生）。組內迴歸係數同質性考驗結果（配對模式*前測成績）， $F=.067$ ； $p=.795$ 未達.05 的顯著水準，接受虛無假設，表示二種配對模式迴歸線的斜率相同，符合共變數分析中迴歸係數同質性的假定，繼續進行共變數分析。從表 5 可以得知，排除前測成績對後測成績的影響力後，二種配對模式之後測成績有顯著差異，其 $F=5.983$ ； $p=.015$ ，表示後測成績會因配對模式的不同，而有顯著差異存在。表 6 為共變數分析之事後比較摘要表，經比較後可以得知在相異類型的師生配對模式下，學生的後測成績顯著的優於相同類型的師生配對模式，表示當學生遇到不同風格類型的教師，會有較好的學業成績表現。

表 5 共變數分析摘要

變異來源	平方和	自由度	均方	F
前測成績	36.679	1	36.697	46.739
配對模式	4.695	1	4.695	5.983*
誤差	154.599	197	.785	
總數	197.000	199		

* $p<.05$

表 6 事後比較摘要

(I) 相同類型	(J) 相異類型	平均數差異 (I-J)	標準誤
-.244	.117	-.361*	.134

* $p<.05$

就範疇層面之師生配對教學：分成鉅觀型教師（鉅觀師）配鉅觀型學生（鉅觀生）、鉅觀型教師配微觀型學生（微觀生）、微觀型教師（微觀師）配鉅觀型學生、微觀型教師配微觀型學生等四類。組內迴歸係數同質性考驗結果（配對模式*前測成績）， $F=.571$ ； $p=.635$ 未達.05 的顯著水準，接受虛無假設，表示四種配對模式迴歸線的斜率相同，符合共變數分析中迴歸係數同質性的假定，繼續進行共變數分析。從表 7 可以得知，排除前測成績對後測成績的影響力後，四種配對模式之後測成績沒有顯著差異，其 $F=.890$ ； $p=.447$ ，表示不同配對模式的教學成效並沒有顯著差異。

表 7 共變數分析摘要

變異來源	平方和	自由度	均方	F
前測成績	36.941	1	36.941	45.840
配對模式	2.152	3	.717	.890
誤差	157.142	195	.806	
總數	197.000	199		

就範疇層面同異類型師生配對教學：相同類型（鉅觀師配鉅觀生、微觀師配微觀生）、相異類型（鉅觀師配微觀生、微觀師配鉅觀生）。組內迴歸係數同質性考驗結果（配對模式*前測成績）， $F=.335$ ； $p=.564$ 未達.05 的顯著水準，接受虛無假設，表示二種配對模式迴歸線的斜率相同，符合共變數分析中迴歸係數同質性的假定，繼續進行共變數分析。從表 8 可以得知，排除前測成績對後測成績的影響力後，二種配對模式之後測成績沒有顯著差異，其 $F=1.556$ ； $p=.214$ ，表示不同配對模式的教學成效並沒有顯著差異存在。

表 8 共變數分析摘要

變異來源	平方和	自由度	均方	F
前測成績	37.804	1	37.804	47.121
配對模式	1.249	1	1.249	1.556
誤差	158.046	197	.802	
總數	197.000	199		

（二）國語科師生配對補救教學結果

就功能層面師生配對補救教學，組內迴歸係數同質性考驗結果（配對模式*後測成績）， $F=1.576$ ； $p=.169$ 未達.05 的顯著水準，接受虛無假設，表示六種配對模式迴歸線的斜率相同，符合共變數分析中迴歸係數同質性的假定，繼續進行共變數分析。從表 9 可以得知，排除後測成績對補救教學後成績的影響力後，六種配對模式之補救教學後成績沒有顯著差異，其 $F=1.278$ ； $p=.275$ ，表示不同配對模式的補救教學成效並沒有顯著差異存在。

表 9 共變數分析摘要

變異來源	平方和	自由度	均方	F
後測成績	20.022	1	20.022	24.875
配對模式	5.142	5	1.028	1.278
誤差	145.685	181	.805	
總數	171.867	187		

就功能層面同異類型師生配對補救教學，組內迴歸係數同質性考驗結果（配對模式*後測成績）， $F=4.658$ ； $p=.032$ 達.05 的顯著水準，拒絕虛無假設，表示二種配對模式迴歸線的斜率不同，不符合共變數分析中迴歸係數同質性的假定，使用 Johnson-Neyman 法進行分析。從圖 2 可以得知，同異類型的後測成績與補救教學後成績存在著交互作用，亦即當後測成績之 Z 分數在 1.103 以上時，相同類型的補救教學後成績高於相異類型；當後測成績之 Z 分數在 -2.890 以下時，相同類型的補救教學後成績低於相異類型；後測成績之 Z 分數在 -2.890~1.103 之間時，則無顯著差異。而學生後測成績之 Z 分數分佈在 -2.566~1.210 之間，表示後測成績較高的前 18.4% 學生，在相同類型（程序師配程序生、自主師配自主生）的師生配對模式下，學生的補救教學後成績顯著的優於相異類型（程序師配評析生、程序師配自主生、自主師配程序生、自主師配評析生）的師生配對模式，表示成績較高的學生遇到相同風格類型的教師，會有較好的學業成績表現。

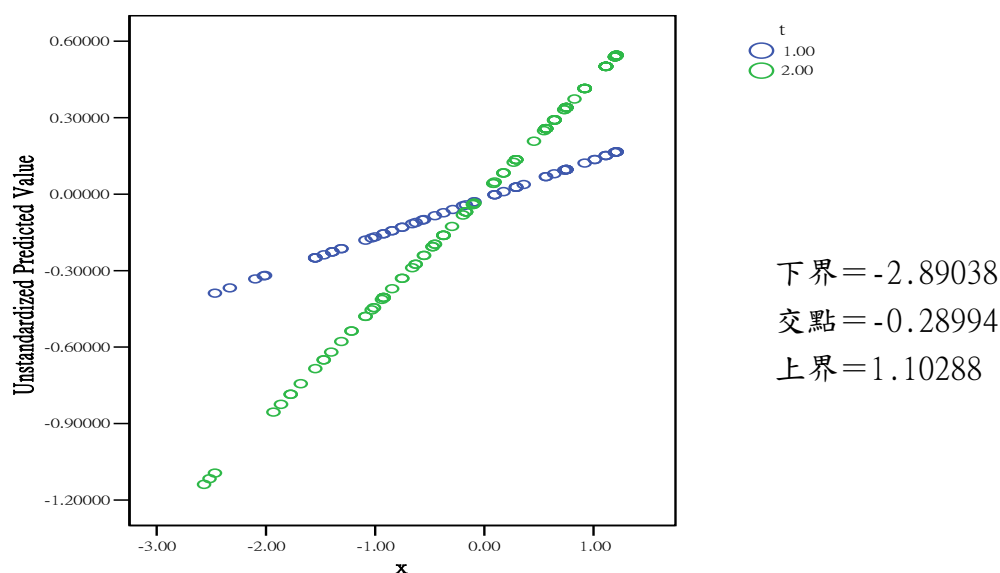


圖2 組內迴歸線交叉點與差異顯著點

就範疇層面師生配對補救教學，組內迴歸係數同質性考驗結果（配對模式*後測成績）， $F=1.528$ ； $p=.209$ 未達.05 的顯著水準，接受虛無假設，表示四種配對模式迴歸線的斜率相同，符合共變數分析中迴歸係數同質性的假定，繼續進行共變數分析。從表 10 可以得知，排除後測成績對補救教學後成績的影響力後，四種配對模式之補救教學後成績沒有顯著差異，其 $F=2.350$ ； $p=.074$ ，表示不同配對模式的補救教學成效並沒有顯著差異存在。

表 10 共變數分析摘要

變異來源	平方和	自由度	均方	F
後測成績	19.970	1	19.970	25.164
配對模式	5.594	3	1.865	2.350
誤差	145.233	183	.794	
總數	171.867	187		

就範疇層面同異類型師生配對補救教學，組內迴歸係數同質性考驗結果（配對模式*後測成績）， $F=1.528$ ； $p=.218$ 未達.05 的顯著水準，接受虛無假設，表示二種配對模式迴歸線的斜率相同，符合共變數分析中迴歸係數同質性的假定，繼續進行共變數分析。從表 11 可以得知，排除後測成績對補救教學後成績的影響力後，二種配對模式之補救教學後成績沒有顯著差異，其 $F=1.839$ ； $p=.177$ ，表示不同配對模式的補救教學成效並沒有顯著差異存在。

表 11 共變數分析摘要

變異來源	平方和	自由度	均方	F
後測成績	21.841	1	21.841	27.056
配對模式	1.484	1	1.484	1.839
誤 差	149.342	185	.807	
總 數	171.867	187		

（三）數學科師生配對教學結果

就功能層面師生配對教學，組內迴歸係數同質性考驗結果（配對模式*前測成績）， $F=1.304$ ； $p=.263$ 未達.05 的顯著水準，接受虛無假設，表示六種配對模式迴歸線的斜率相同，符合共變數分析中迴歸係數同質性的假定，繼續進行共變數分析。從表 12 可以得知，排除前測成績對後測成績的影響力後，六種配對模式之後測成績有顯著差異，其 $F=2.866$ ； $p=.015$ ，表示後測成績會因配對模式的不同，而有顯著差異存在。表 13 為共變數分析之事後比較摘要表，經比較後可以得知在程序師配自主生、自主師配程序生、自主師配評析生的師生配對模式下，學生的後測成績顯著的優於自主師配自主生的師生配對模式。表示自主型的學生遇到程序型的教師，會比配對到自主型的教師有較好的學業成績表現；自主型的教師指導程序型及評析型的學生，會比指導自主型的學生更有成效。

表 12 共變數分析摘要

變異來源	平方和	自由度	均方	F
前測成績	25.675	1	25.675	30.201
配對模式	12.184	5	2.437	2.866*
誤 差	221.884	261	.850	
總 數	261.096	267		

* $p<.05$

表 13 事後比較摘要

(I) 配對模式	(J) 配對模式	平均數差異 (I-J)	標準誤
自主師配自主生	程序師配程序生	-.374	.226
	程序師配評析生	-.392	.223

表 13 事後比較摘要(續)

程序師配自主生	-.608 ^{**}	.226
自主師配程序生	-.409 [*]	.175
自主師配評析生	-.544 ^{***}	.155

* p<.05 ** p<.01 *** p<.001

就功能層面同異類型師生配對教學，組內迴歸係數同質性考驗結果（配對模式*前測成績）， $F=1.440$ ； $p=.231$ 未達.05 的顯著水準，接受虛無假設，表示二種配對模式迴歸線的斜率相同，符合共變數分析中迴歸係數同質性的假定，繼續進行共變數分析。從表 14 可以得知，排除前測成績對後測成績的影響後，二種配對模式之後測成績有顯著差異，其 $F=10.271$ ； $p=.002$ ，表示後測成績會因配對模式的不同，而有顯著差異存在。表 15 為共變數分析之事後比較摘要表，經比較後可以得知在相異類型的師生配對模式下，學生的後測成績顯著的優於相同類型的師生配對模式，表示當學生遇到不同風格類型的教師，會有較好的學業成績表現。

表 14 共變數分析摘要

變異來源	平方和	自由度	均方	F
前測成績	27.021	1	27.021	31.778
配對模式	8.734	1	8.734	10.271 ^{**}
誤差	225.334	265	.850	
總數	261.096	267		

^{**} p<.01

表 15 事後比較摘要

(I) 相同類型	(J) 相異類型	平均數差異 (I-J)	標準誤
-.262	.128	-.390 [*]	.122

^{**} p<.01

就範疇層面師生配對教學，組內迴歸係數同質性考驗結果（配對模式*前測成績）， $F=1.374$ ； $p=.251$ 未達.05 的顯著水準，接受虛無假設，表示四種配對模式迴歸線的斜率相同，符合共變數分析中迴歸係數同質性的假定，繼續進行共變數分析。從表 16 可以得知，排除前測成績對後測成績的影響力後，四種配對模式之後測成績沒有顯著差異，其 $F=.120$ ； $p=.948$ ，表示不同配對模式的教學成效並沒有顯著差異存在。

表 16 共變數分析摘要

變異來源	平方和	自由度	均方	F
前測成績	27.083	1	27.083	30.472
配對模式	.320	3	.107	.120

表 16 共變數分析摘要(續)

誤 差	233.748	263	.889
總 數	261.096	267	

就範疇層面同異類型師生配對教學，組內迴歸係數同質性考驗結果（配對模式*前測成績）， $F=.592$ ； $p=.442$ 未達.05 的顯著水準，接受虛無假設，表示二種配對模式迴歸線的斜率相同，符合共變數分析中迴歸係數同質性的假定，繼續進行共變數分析。從表 17 可以得知，排除前測成績對後測成績的影響力後，二種配對模式之後測成績沒有顯著差異，其 $F=.071$ ； $p=.790$ ，表示不同配對模式的教學成效並沒有顯著差異存在。

表 17 共變數分析摘要

變異來源	平方和	自由度	均方	F
前測成績	26.931	1	26.931	30.498
配對模式	.630	1	.063	.071
誤 差	234.005	265	.883	
總 數	261.096	267		

（四）數學科師生配對補救教學結果

就功能層面師生配對補救教學，組內迴歸係數同質性考驗結果（配對模式*後測成績）， $F=1.119$ ； $p=.351$ 未達.05 的顯著水準，接受虛無假設，表示六種配對模式迴歸線的斜率相同，符合共變數分析中迴歸係數同質性的假定，繼續進行共變數分析。從表 18 可以得知，排除後測成績對補救教學後成績的影響力後，六種配對模式之補救教學後成績沒有顯著差異，其 $F=1.075$ ； $p=.375$ ，表示不同配對模式的補救教學成效並沒有顯著差異存在。

表 18 共變數分析摘要

變異來源	平方和	自由度	均方	F
後測成績	62.705	1	62.705	82.341
配對模式	4.092	5	.818	1.075
誤 差	198.759	261	.762	
總 數	264.000	267		

就功能層面同異類型師生配對補救教學，組內迴歸係數同質性考驗結果（配對模式*後測成績）， $F=3.075$ ； $p=.081$ 未達.05 的顯著水準，接受虛無假設，表示二種配對模式迴歸線的斜率相同，符合共變數分析中迴歸係數同質性的假定，繼續進行共變數分析。從表 19 可以得知，排除後測成績對補救教學後成績的影響力後，二種配對模式之補救教學後成績沒有顯著差異，其 $F=1.578$ ； $p=.210$ ，

表示不同配對模式的補救教學成效並沒有顯著差異存在。

表 19 共變數分析摘要

變異來源	平方和	自由度	均方	F
後測成績	62.246	1	62.246	81.801
配對模式	1.201	1	1.201	1.578
誤 差	201.650	265	.761	
總 數	264.000	267		

就範疇層面師生配對補救教學，組內迴歸係數同質性考驗結果（配對模式*後測成績）， $F=2.959$ ； $p=.033$ 達.05 的顯著水準，拒絕虛無假設，表示四種配對模式迴歸線的斜率不同，不符合共變數分析中迴歸係數同質性的假定，因此將四種配對模式分別兩兩進行檢定。

鉅觀師配鉅觀生與鉅觀師配微觀生：組內迴歸係數同質性考驗結果（配對模式*後測成績）， $F=2.959$ ； $p=.033$ 達.05 的顯著水準，拒絕虛無假設，表示二種配對模式迴歸線的斜率不同，不符合共變數分析中迴歸係數同質性的假定，使用 Johnson-Neyman 法進行分析。從圖 3 可以得知，鉅觀師配鉅觀生、微觀生二種配對模式的後測成績與補救教學後成績存在著交互作用，亦即當後測成績之 Z 分數在 2.721 以上時，鉅觀師配鉅觀生的補救教學後成績高於鉅觀師配微觀生；當後測成績之 Z 分數在-.156 以下時，鉅觀師配鉅觀生的補救教學後成績低於鉅觀師配微觀生；後測成績之 Z 分數在-.156~2.721 之間時，則無顯著差異。而學生後測成績之 Z 分數分佈在-2.700~1.813 之間，表示後測成績較低的 41%學生，在鉅觀師配微觀生的師生配對模式下，學生的補救教學後成績顯著的優於鉅觀師配鉅觀生的師生配對模式，表示成績教差的學生遇到不同風格類型的教師，會有較好的學業成績表現。

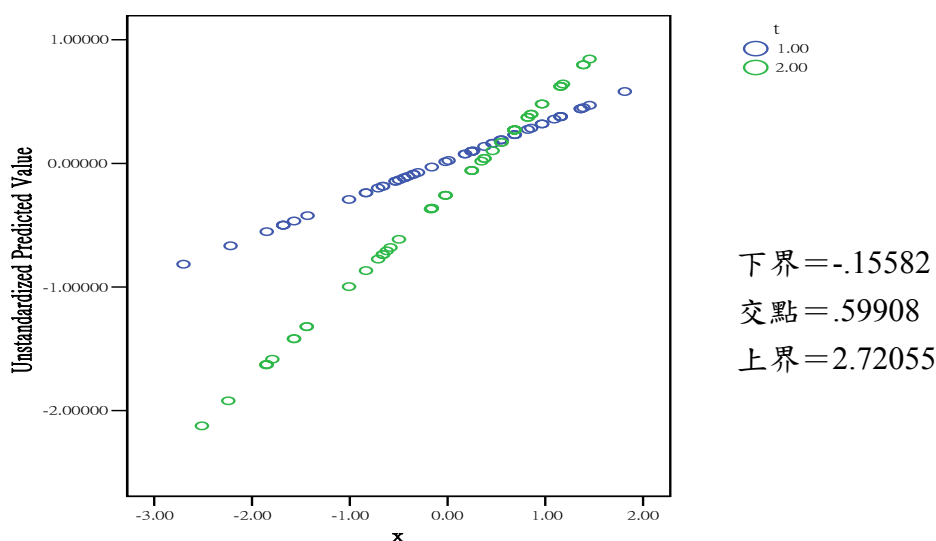


圖3 組內迴歸線交叉點與差異顯著點

鉅觀師配鉅觀生與微觀師配微觀生：組內迴歸係數同質性考驗結果（配對模式*後測成績）， $F=1.799$ ； $p=.182$ 未達.05 的顯著水準，接受虛無假設，符合共變數迴歸係數同質性檢定，繼續進行共變數分析。從表 20 可以得知，排除後測成績對補救教學後成績的影響後，鉅觀師配鉅觀生與微觀師配微觀生之補救教學後成績沒有顯著差異，其 $F=1.217$ ； $p=.272$ ，表示這二種配對模式的補救教學成效並沒有顯著差異存在。

表 20 共變數分析摘要

變異來源	平方和	自由度	均方	F
後測成績	45.736	1	45.736	48.909
配對模式	1.138	1	1.138	1.217
誤差	110.345	118	.935	
總數	157.227	120		

微觀師配鉅觀生與微觀師配微觀生：組內迴歸係數同質性考驗結果（配對模式*後測成績）， $F=1.313$ ； $p=.254$ 未達.05 的顯著水準，接受虛無假設，符合共變數迴歸係數同質性檢定，繼續進行共變數分析。從表 21 可以得知，排除後測成績對補救教學後成績的影響後，微觀師配鉅觀生與微觀師配微觀生之補救教學後成績沒有顯著差異，其 $F=.191$ ； $p=.663$ ，表示這二種配對模式的補救教學成效並沒有顯著差異存在。

表 21 共變數分析摘要

變異來源	平方和	自由度	均方	F
後測成績	18.398	1	18.398	22.184
配對模式	.159	1	.159	.191
誤差	97.858	118	.829	
總數	116.427	120		

微觀師配鉅觀生與鉅觀師配微觀生：組內迴歸係數同質性考驗結果（配對模式*後測成績）， $F=1.799$ ； $p=.182$ 未達.05 的顯著水準，接受虛無假設，符合共變數迴歸係數同質性檢定，繼續進行共變數分析。從表 22 可以得知，排除後測成績對補救教學後成績的影響後，微觀師配鉅觀生與鉅觀師配微觀生之補救教學後成績沒有顯著差異，其 $F=1.276$ ； $p=.260$ ，表示這二種配對模式的補救教學成效並沒有顯著差異存在。

表 22 共變數分析摘要

變異來源	平方和	自由度	均方	F
------	-----	-----	----	---

表 22 共變數分析摘要(續)

後測成績	18.973	1	18.973	33.275
配對模式	.728	1	.728	1.276
誤 差	82.107	144	.570	
總 數	102.019	146		

就範疇層面同異類型師生配對補救教學，組內迴歸係數同質性考驗結果（配對模式*後測成績）， $F=6.055$ ； $p=.015$ 達.05 的顯著水準，拒絕虛無假設，表示二種配對模式迴歸線的斜率不同，不符合共變數分析中迴歸係數同質性的假定，使用 Johnson-Neyman 法進行分析。從圖 4 可以得知，同異類型的後測成績與補救教學後成績存在著交互作用，亦即當後測成績之 Z 分數在.127 以下時，相同類型的補救教學後成績低於相異類型；後測成績之 Z 分數在.127 以上時，則無顯著差異。而學生後測成績之 Z 分數分佈在-3.546~1.813 之間，表示後測成績較低的 43.5%學生，在相異類型（鉅觀師配微觀生、微觀師配鉅觀生）的師生配對模式下，學生的補救教學後成績顯著的優於相同類型（鉅觀師配鉅觀生、微觀師配微觀生）的師生配對模式，表示成績較差的學生配到相異風格類型的教師，在數學補救教學後會有較佳的成績。

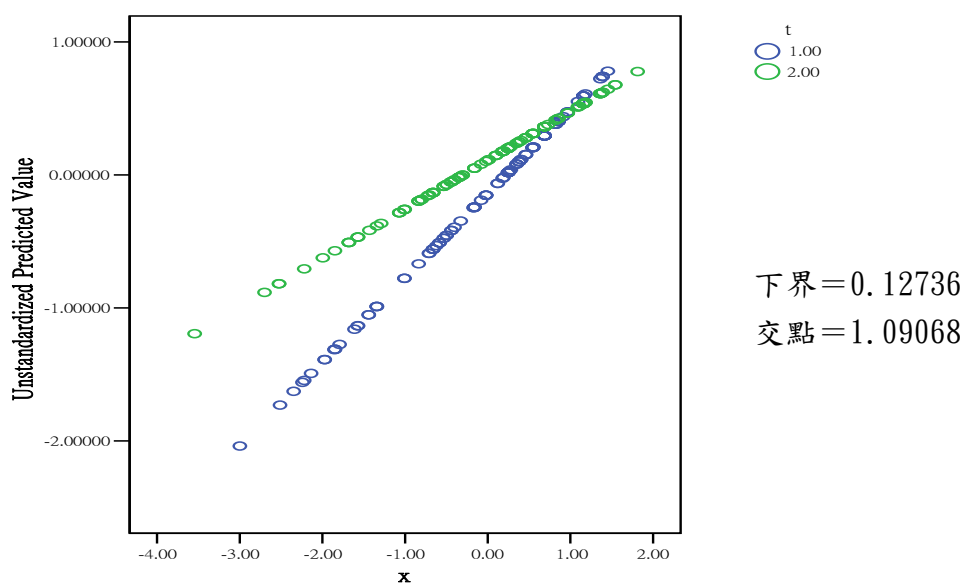


圖4 組內迴歸線交叉點與差異顯著點

二、結論與建議

本研究欲了解在怎樣的師生配對模式下，學生有較佳的學習成效，所以針對國小教師編製教學思考風格量表，並將之與國小高年級學生學習思考風格量表施測後的結果進行師生配對，進行國語科與數學科的教學。以下摘要說明研究結果，再針對未來研究提出建議，作為後續研究的參考。

研究結果顯示國語科教學方面，功能層面相異類型的師生配對模式優於相

同類型的師生配對模式，亦即學生遇到不同類型的教師會有較佳的學習成效。至於國語科補救教學方面，成績較好的學生，功能層面相同類型的師生配對模式優於相異類型的師生配對模式，表示成績較高的學生遇到相同風格類型的教師，會有較好的補救教學成效。

數學科教學方面，功能層面相異類型的師生配對模式優於相同類型的師生配對模式。亦即自主型的學生遇到程序型的教師，比遇到自主型的教師有較好的學業成就表現；自主型的教師指導程序型及評析型的學生，會比指導自主型的學生更有成效。至於數學科補救教學，成績較差的學生，範疇層面相異類型的師生配對模式優於相同類型的師生配對模式。鉅觀型教師配微觀型學生的師生配對模式下，學生的補救教學後成績顯著的優於鉅觀型教師配鉅觀型學生的師生配對模式，表示成績較差的學生遇到不同風格類型的教師，會有較好的補救教學結果。

綜合以上研究結果，大體來說，就教學及補救教學的結果而言，相異類型的師生配對模式優於相同類型的師生配對模式。這樣的結果就範疇層面而言是合理的，因相異類型的師生配對模式有互補的作用，剛好可以補足師生間不同的部分。就功能層面而言，Sternberg (1997) 指出學生與教師的風格類型相近較能發揮其才能，Zhang、Huang 與 Zhang (2005) 發現學生比較喜歡與自己思考風格相近的教師，皆與本研究結果有所差異，其原因需分析師生的訪談內容再進一步了解。此外，因本夏令營隊師生人數的限制，本研究在事先規劃時並未考量參與營隊教師先前的教學經驗及師生配對彼此之性別異同，這可能是影響師生配對教學後學生成績的其中一些因素，例如國小高年級的女生已進入青春期的，若一對一或一對二的教學者是男性教師，是否師生互動會不如與女性教師，以致影響教學成效，這些都是未來之研究可加入考量與探討的。

參考文獻

- 王美珍 (2007)。國小教師教學風格的形塑歷程及其影響因素之研究。國立新竹教育大學人資處課程與教學研究所碩士論文，未出版，新竹。
- 危芷芬譯 (1999)。心理測驗。臺北：雙葉。Anastasi, A. & Urbina, S. (1999). 心理測驗 (危芷芬譯)。臺北：雙葉。(原著出版年：1997年)
- 余民寧 (2002)。教育測驗與評量—成就測驗與教學評量 (第二版)。臺北市：心理。
- 李佩芬 (2002)。台灣地區大學院校舞蹈系學生思考風格及其影響因素之研究—以台灣藝術大學為例。中國文化大學舞蹈研究所碩士論文，未出版，臺北。
- 李清榮 (2004)。高雄市國小教師領導類型、班級氣氛與學習態度之研究。國立高雄師範大學成人教育研究所碩士論文，未出版，高雄。
- 杜永泰 (2005)。華人師生關係測量之研究。國立臺北教育大學教育心理與諮商研究所碩士論文，未出版，臺北。

- 周玉霜 (2001)。國中教師與學生思考風格及其教學互動之關係。國立中山大學教育研究所碩士論文，未出版，高雄。
- 周玉霜 (2006)。成功的教學從尊重學生的個別差異學習開始。《學校行政》，44，110-123。
- 林寶山 (1990)。《教學論—理論與方法》。台北：五南。
- 邱皓政 (2003)。《結構方程式：LISREL 的理論技術與應用》。臺北：雙葉。
- 侯俊廉 (2006)。國小學童學習態度、頓悟思考能力及其對教師教學風格感知之研究。臺北市立教育大學創造思考暨資賦優異教育研究所碩士論文，未出版，臺北。
- 徐明榮 (2006)。國小教師思考風格、教學風格與學生思考風格之關係研究。國立新竹教育大學人資處輔導教學研究所碩士論文，未出版，新竹。
- 許淑華 (2002)。國民小學級任教師教學風格與班級氣氛之相關研究。臺中師範學院國民教育研究所碩士論文，未出版，臺中。
- 陳易芬、林鎡惠 (2009)。國小高年級學童學習思考風格量表之編製。《測驗統計年刊》，17 (2)，55-76。
- 黃芳銘 (2002)。《結構方程模式：理論與應用》。臺北：五南。
- 傅粹馨 (2002)。信度、Alpha係數與相關議題之探究。《教育學刊》，18，163-184。
- 詹士鑫 (1989)。我國國民中學科學教師教學風格之研究。國立臺灣教育學院科學教育研究所碩士論文，未出版，臺北。
- Conti, G. J. (1989). Assessing teaching style in continuing education. *New Directions for Continuing Education*, 43, 3-16.
- Dunn, R., & Dunn, K. (1999). *The complete guide to the learning styles inservice system*. Boston: Allyn and Bacon.
- Fischer, B. B. & Fischer, L. (1979). Styles in teaching and learning. *Educational Leadership*, 36 (4), 245-254.
- Gregorc, A. F. (1979). Learning/Teaching styles : Potent forces behind them. *Education Leadership*, 34 (4), 234-236.
- Grigorenko, E. L. & Sternberg, R. J. (1995). Thinking styles. In D. Saklofske, & M. Zeidner (Eds.), *International handbook of personality and intelligence* (p. p. 205-229). New York: Plenum.
- Grigorenko, E. L. & Sternberg, R. J. (1997). Styles of thinking, abilities, and academic performance. *Exceptional children*, 63 (3), 295-312.
- Hair, J. F. Jr., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (1998). *Multivariate data analysis (5th ed.)*. Englewood Cliffs, NJ : Prentice Hall.
- Heimlich, J. E. & Norland, E. (2002). Teaching Style: Where are we now? *New Directions for Adult and Continuing Education*, 93, 17-25.
- Joreskog, K. G., & Sorbom, D. (1993). *LISREL8 :Structural equation modeling with*

- the SIMPLIS command language*. Chicago : Scientific Software International.
- Kline, R. B.(1998). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York : Guilford Press.
- Kolb, D. A. (1984) . *Experiential learning: Experience as the source of learning and development*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Sternberg, R. J. (1990). Thinking styles: Keys to understanding student performance. *Phi Delta Kappa*, 71, 366-371.
- Sternberg, R. J. (1994). Allowing for thinking styles. *Educational Leadership*, 52(3), 36-37.
- Sternberg, R. J. (1997). *Thinking style*. New York: Cambridge University Press.
- Sternberg, R. J. & Grigorenko, E. L. (1995). Styles of thinking in the school. *European Journal for High Ability*, 6, 201-219.
- Sternberg, R. J. & Grigorenko, E. L. (1997). Are cognitive styles still in style? *American Psychologist*, 52(7), 700-712.
- Zhang, L. (2001a). Approaches and thinking styles in teaching. *The Journal of Psychology*, 135(5), 547-561.
- Zhang, L. (2001b). Thinking styles and personality types revisited. *Personality and Individual Differences*, 31(6), 883-894.
- Zhang, L. (2004a). Do university students' thinking styles matter in their preferred teaching approaches? *Personality & Individual Differences*, 37(8), 1551-1564.
- Zhang, L. (2004b). Thinking styles: university students' preferred teaching styles and their conceptions of effective teachers. *The Journal of Psychology*, 138(3), 233-252.
- Zhang, L. (2005). Does teaching for a balanced use of thinking styles enhance students' achievement? *Personality and Individual Differences*, 38(5), 1135-1147.
- Zhang, L. (2006). Does student-teacher thinking style match/mismatch matter in students' achievement? *Educational Psychology*, 26(3), 395-409.
- Zhang, L., & Huang, J., & Zhang, L. (2005). Preferences in teaching styles among Hong Kong and US university students. *Personality and Individual Differences*, 39(7), 1319-1331.