

# 原漢族群、補習教育與學業成績關聯之研究——以臺東地區國中二年級生為例

林慧敏\* 黃毅志\*\*

## 摘 要

多元入學方案與九年一貫實施後，全國參與補習之學生增加許多。參與補習對學業成績真的有助益嗎？出身背景對參與補習又有多大影響？原漢學業成績不同，有多少可歸因於參與補習之不同？這都成為很值得探究的問題。本研究運用2005年「臺東縣教育長期追蹤資料庫」的國二學生與家長樣本調查資料，做路徑分析。研究發現顯示，臺東地區國中生的參與學科補習項數對學業成績有很大的正影響；才藝補習項數則對學業成績的影響不顯著；而出身背景對參與學科補習項數的影響相當大，這可歸因於臺東縣是臺灣地區社經地位最低、原住民比率最高的縣市，仍有許多出身背景不佳者，少有補習機會，如低社經背景、原住民學生，不同出身背景者，參與學科補習機會仍有許多差別。原住民平均成績低於漢人許多，約有三分之一可歸因於原住民參與學科補習較

---

\* 林慧敏，國立臺東大學教育學系博士班研究生  
電子郵件：gfahra@gmail.com

\*\* 黃毅志，國立臺東大學教育學系教授（通訊作者）  
電子郵件：hungeg@nttu.edu.tw

投稿日期：2009年2月11日；修正日期：2009年7月9日；接受日期：2009年9月4日

漢人少。

關鍵詞：原漢族群、學科補習、才藝補習、學業成績

Contemporary Educational Research Quarterly  
Sept., 2009, Vol.17 No.3, pp. 41-81

## The Study on Relationship among the Aborigines and Hans, Cram Schooling and the Academic Achievement: The Example of the Eighth Graders in Taitung

Hui-Min Lin\* Yih-Jyh Hwang\*\*

### Abstract

After the implementation of multiple entrance program and Nine-Year integrated curriculum, students' participation of cram schooling has been largely increasing. Is it beneficial to participate in cram schooling to enhance the academic achievement? How does background influence on the participation of cram schooling? How does the difference of academic achievement between aborigines and Hans result from the difference of participating in cram schooling? Those questions are worthy for further investigation. The data was adapted from "Taitung Educational Panel Survey" which filled by eighth grade students and parents in 2005, and analyzed utilizing path analysis. Some major findings were as follow. First, academic cram schooling was greatly positively influenced on academic

---

\* Hui-Min, Lin, Ph. D Student, Department of Education, National Taitung University  
E-mail: gfiahra@gmail.com

\*\* Yih-Jyh Hwang, Professor, Department of Education, National Taitung University  
E-mail: hungge@nttu.edu.tw

Manuscript recieved: Feb. 11, 2009; Modified: July 9, 2009; Accepted: Sept. 4, 2009

achievement, but art cram schooling did not significantly influence on academic achievement. Second, students' background showed great impact on academic cram schooling due to the lowest socioeconomic status and the highest percentage of aboriginal population in Taitung among all counties in Taiwan. As a result, the opportunity of attending cram schooling was limited in those students who are disadvantageous background, such as low socioeconomic background and aboriginal students. Therefore, there are still many differences for diverse background students attending academic cram schooling. Finally, the average academic score of Hans is greater than that of Aborigine, and that roughly one-third of the overall contributing factor could be assigned to the Aborigines' less opportunities of academic cram schooling compared to Hans.

**Keywords:** Aborigines and Hans, academic cram schooling, art cram schooling, academic achievement

## 壹、緒論

九年一貫實施後，課程包含七大領域且內容包羅萬象，使得許多學校教師之前所受專業訓練未必能夠勝任教學，許多學生也就選擇到補習班補習（劉正，2006：3），而在多元入學方案的實施後，甄選與申請入學的考生除了要面對筆試外，口試與才藝表現也會納入成績總分中，而在補習班裡不但可以補學科，也補才藝，還會教導學生如何應付口試；在九年一貫與多元入學方案的實施後，全國參與補習之學生增加許多（林大森、陳憶芬，2006；陳怡靖、陳蜜桃、黃毅志，2006；劉正，2006）；然而，參與補習對教育成就真的有助益嗎？有多大助益？出身背景對參與補習又有多大影響？參與補習是出身背景影響教育成就的重要中介變項嗎？這些是很值得探究的問題。而教育社會學通常將出身背景影響教育成就視為教育機會不均等（黃毅志、陳怡靖，2005）。

在臺灣，雖然有許多研究顯示，參與補習有助於提升教育成就，包括：學業成績、升學與受教育年數（巫有鎰，1999，2007；林大森、陳憶芬，2006；孫清山、黃毅志，1996；陳怡靖、鄭耀男，2000；陳順利，2001；劉正，2006），不過，仍許多人認為，補習有礙學生身心發展，而給予嚴厲的批評（何福田，2005；彭秉權，2006）；然而，由於近年補習教育高度普及，不同出身背景者都有許多機會參與補習，出身背景對參與補習影響減弱（林大森、陳憶芬，2006；黃毅志、陳俊瑋，2008；劉正，2006），由此看來，補習已不是整個臺灣地區出身背景影響教育成就的重要中介變項。

國內探討參與補習對教育成就的助益，與出身背景對參與補習影響的研究雖然很多，不過，筆者尚未看到探討原漢國中生參與補習存在多少差異，並探討如此差異對於原漢學業成績的差距有多少解釋力的問題之研究。

基於以上的研究背景，本研究針對臺灣地區各縣市中，社經地位最低、

原住民比率約佔三分之一而最高（內政部，2005a，2005b；行政院主計處，2005a，2005b）且學生成績特別低落的臺東縣國中生做研究，研究目的在探討下列研究問題：

一、在臺東參與補習對學業成績真的有助益嗎？有多大助益？出身背景對參與補習又有多大影響？參與補習是出身背景影響教育成就的重要中介變項嗎？

二、原漢國中生參與補習有多少差異？此差異對於原漢學業成績的差距有多少解釋力？

很可能由於臺東縣社經地位最低、原住民比率最高，仍有許多出身背景不佳者，少有補習機會，例如：低社經背景、原住民學生，補習仍是出身背景，特別是原漢族群影響教育成就的重要中介變項。本研究採用問卷調查研究方法，運用2005年「臺東縣教育長期追蹤資料庫」的國二學生與家長樣本問卷調查資料做路徑分析，探討族群等背景變項（包括社經背景、兄弟姐妹數……等）透過參與補習（分學科、才藝補習）對學業成績影響之因果機制，並試著回覆上述研究問題。

## 貳、文獻探討

### 一、財務資本理論、文化資本理論與補習教育

本文探討補習教育的相關理論，目的是要說明補習教育屬於什麼資本，以及這些資本對教育成就的影響，而不在於對各項資本理論的內容詳加說明，因為如此的說明大多與補習教育無關。

Coleman（1988）的財務資本指的是，家庭透過財富或收入的運用，以利於學生學習，例如：家裡有固定的地方可以讀書、提供有助於學習的教材，而

財務資本除了表現在有形的物質資源外，其他的教育投資也會受到父母財力的影響，例如：在臺灣或日本，父母出錢供給子女接受補習教育，就是很重要的財務資本變項（黃毅志、陳怡靖，2005；Stevenson & Baker, 1992）。

Bourdieu是當代文化資本理論最具代表性的人物，其文化資本指的是，人們對於上層文化所能掌握的程度，而人們對上層文化掌握愈多，生活風格愈接近上階層，如談吐氣質、藝文品味愈接近上階層，則文化資本愈高。Bourdieu認為，上層文化是影響子女學業成功的重要因素，上階層子女有較高的文化資本，較容易為崇尚上階層文化的教師所喜愛，認為他們比較有氣質、聰明，而給與較多的注意和教學關照，也影響教師打分數，使其獲得高分，進而有利於升學及未來的職位取得，促成代間的階級再製（Bourdieu, 1977, 1984）。

依Bourdieu對文化資本的定義，才藝補習屬於文化資本變項，學生經由學習才藝可獲得文化資本，提升自我藝文品味、氣質，且受教師喜愛進而有利於學業成績；不過，若依Coleman財務資本的定義，除了學科補習外，才藝補習也屬於財務資本。

## 二、探討補習教育、文化資本對教育成就影響之研究

根據Stevenson與Baker（1992）在日本的研究發現，參與學科補習愈多的高中生升上大學的機會較高，而國內以學科補習檢證財務資本對教育成就影響的研究中，除了李敦義（2006）的研究發現，參與補習會因入學方式（推薦及申請或聯考及登記分發）與依變項（升普通vs.技職體系、升公立vs.私立學校）的不同而有不同的效用之外，大部分的研究發現，補習項數對教育成就有顯著正面影響（林大森、陳憶芬，2006；孫清山、黃毅志，1996；陳怡靖、鄭耀男，2000；陳順利，2001）。江芳盛（2006）、黃毅志與陳俊瑋（2008）、劉正（2006）的研究則發現，中學生補習時間與學業成績為先升後降的非直線關

係，劉正並以邊際效用遞減的定律做解釋，至於為何補習的效用會遞減，劉正並沒有做深入的解釋。黃毅志與陳俊瑋的解釋則為，補習效益遞減可能的原因是，補習時間太長造成學生身心過度疲勞，導致學習效果下降，而且補習時間過長也會佔用做功課、複習功課的時間，這些都會降低學業成績，然而，上述有些研究在分析背景變項對補習項數之影響時，並未嚴格區分是學科補習或才藝補習，例如：孫清山與黃毅志（1996）、陳怡靖與鄭耀男（2000），不過，他們所分析的補習大多當仍屬學科補習。

Bourdieu的文化資本，有助於提升教育成就，在國外許多實證研究中已得到支持（Burkam, Ready, Lee, & LoGerfo, 2004; DiMaggio, 1982; Dumais, 2002; Kalmijn & Kraaykamp, 1996; Orr, 2003; Wong & Sin, 1998）；DiMaggio（1982）對美國高中學生的研究發現顯示，文化資本對數學有顯著的正影響，雖然學生文化資本與數學內容無關，不過很可能文化資本較高者，仍得到教師較多關照，而得到高分，不過，也有許多研究無法證實文化資本對教育成就有重要的影響（De Graaf, 1986; Katsillis & Rubinson, 1990; Robinson & Garnier, 1985）。國內的研究也有許多無法證實文化資本對教育成就有重要影響（如孫清山、黃毅志，1996；陳怡靖、鄭耀男，2000），原因可能是，他們對文化資本的測量太過粗糙，例如：孫清山與黃毅志用家裡是否有收音機、音響、電視、報紙、雜誌等做為測量項目，不易顯現上階層的文化品味，也無法測出文化資本理論概念的精髓。

在國內外探討文化資本影響教育成就的研究，常用的文化資本指標有學生聽音樂會、參觀藝術表演（陳怡靖、鄭耀男，2000；DiMaggio, 1982; Dumais, 2002），以及喜愛古典樂、歌劇等藝文品味（巫有鎰，1999；張善楠、黃毅志，1999；DiMaggio & Mohr, 1985），而才藝補習檢證文化資本對學業成就的研究，國外並不多見；在國內研究中，單以才藝補習檢證學業成績



的研究也不多，不過，巫有鎰（1999）發現，臺東小學五年級學生參與才藝班對國語、數學成績有正面顯著影響；而王麗雲與游錦雲（2005）則發現，暑假參加語文、才藝補習班對於數學成績有助益。而近年來，由於多元入學，才藝表現也會納入總分，才藝補習有愈來愈受大眾重視的趨勢，而是否如文化資本論所言，參與才藝補習會提高學業成績，也就很值得探究。

### 三、探討背景因素對參與補習影響之研究

#### （一）父母教育程度

在父母教育程度的影響上，多數研究發現，父母教育程度愈高者，子女接受的補習項目愈多（江芳盛，2006；林大森、陳憶芬，2006；孫清山、黃毅志，1996；陳怡靖、鄭耀男，2000）。不過，近年的研究指出，大致而言，父母教育程度愈高，子女參與補習機率也較高，但研究所以以上及國中以下學歷的父母，其子女參與補習機率，卻低於中段學歷家庭的子女，可能原因是，教育程度特別高的父母，較願意自己協助解決子女課業上的問題，也可能是他們較反對類似填鴨式的補習教育（劉正，2006），這點與過去的研究發現大不相同。

#### （二）父親職業

在父親職業的影響上，多數研究發現，父親職業愈高，子女參與補習愈多（孫清山、黃毅志，1996；陳怡靖、鄭耀男，2000），不過，劉正（2006）的研究發現卻是，不論父親是何種類型職業，子女參與補習的機率並沒有太大的不同，這可能是劉正所用資料的父親職業階層區辨力不足所致（陳怡靖，2004：351）。

#### （三）家庭收入

在家庭收入的影響上，多數研究發現，家庭收入愈高，子女參與補習愈

多（林大森、陳憶芬，2006；Stevenson & Baker, 1992）。近年的研究有不同的發現，中等收入家庭的子女補習機率最高，收入特高或特低的家庭則沒什麼差別（劉正，2006）。

劉正（2006）、林大森與陳憶芬（2006）的研究指出，近年來，子女參與補習會受社經背景（包含：父母親教育程度、父親職業、家庭收入）影響的階層化現象有減弱的趨勢，他們的解釋是，現在補習教育高度普及，不同社經背景者都有許多機會參與補習，因此社經背景對補習的影響力自然下降。

#### （四）兄弟姐妹數

從資源稀釋假設（Blake, 1985）來看，兄弟姐妹人數多，家庭財務資本會被稀釋，對個人參與補習有負向影響。孫清山與黃毅志（1996）發現，兄弟姐妹人數愈多，補習項數愈少，而近年來，林大森與陳憶芬（2006）仍發現，兄弟姐妹數對個人參加補習項數有負面的影響。

#### （五）學校所在地區

研究發現，居住地（或學校所在地）都市化程度愈高，參與的補習愈多（陳怡靖、鄭耀男，2000；劉正，2006；Stevenson & Baker, 1992）。孫清山與黃毅志（1996）的研究發現，出生地的都市化程度愈高，參與補習班或請家教的機會愈高，參加校內課業輔導的機會則愈低，這是因為都市化程度愈高，參加補習班或請家教的機會愈大，因而取代了參加校內課輔的機會。

#### （六）性別

早期研究顯示，女生參與補習的機會較男生低（孫清山、黃毅志，1996；謝小苓，1992），所反映的是，臺灣社會重男輕女的性別差異。最近的研究則指出，男生與女生補習的機會基本上是一樣（林大森、陳憶芬，2006；劉正，2006），這可歸因於性別差別待遇減低，兩性教育機會已日趨均等（黃毅志，1995；駱明慶，2001）。

### (七) 原漢族群

行政院原住民族委員會(2004)指出,原住民家庭在收入及職業上,均較漢人為低,而且原住民的失業率較高。在臺東,陳順利(2001)對國一生的研究發現,原住民學生的父母大多教育、職業地位、家庭收入較漢人低;加上兄弟姐妹數偏高,使家庭有限資源稀釋得更嚴重,而每個家庭的原住民學生所能分配到的資源也非常有限,這都可能會降低原住民參與補習的機會。此外,偏遠地區的補習班、家教班數目相對較都市地區稀少,也可能會降低原住民學生參與補習的機會。對臺東小六生的研究發現也顯示,原住民學生參與才藝與學科補習低於漢人,不過,在控制其他背景變項後,原漢學生參與才藝補習並沒差異,然而,原住民學生參與學科補習仍低於漢人(巫有鎰,2007)。

### 四、有關背景變項對學業成績直接影響的研究

根據前面的文獻探討可知,背景因素很可能會透過影響參與補習,進而間接影響學業成績;不過,根據國內外的研究指出,出身背景還可能會透過參與補習以外的文化資本、社會資本(包含:父母教育投入、父母期望、教師期望、同儕抱負)對學業成績產生顯著正面的影響(巫有鎰,1999,2007;張善楠、黃毅志,1999;陳建志,1998;陳順利,2001;黃毅志、陳怡靖,2005; Dumais, 2002; Orr, 2003; Sewell & Hauser, 1975),而這些資本變項並未納入本研究架構中(見下一節),在本研究中,背景變項會透過它們對成績的影響即直接影響。由於本文探討焦點是補習教育與相關聯的文化資本、財務資本理論且受到篇幅限制,也就不針對社會資本理論與相關研究多做說明。

## 參、研究方法

### 一、研究架構

在本研究架構中，背景變項包含：原漢族群、性別、社經背景、學校所在地區、兄弟姐妹數等，其中社經背景包含：父母親教育程度、父親職業，以及全家收入；中介變項為參與補習，包含參與才藝及學科補習；依變項為學業成績（如圖1所示）。

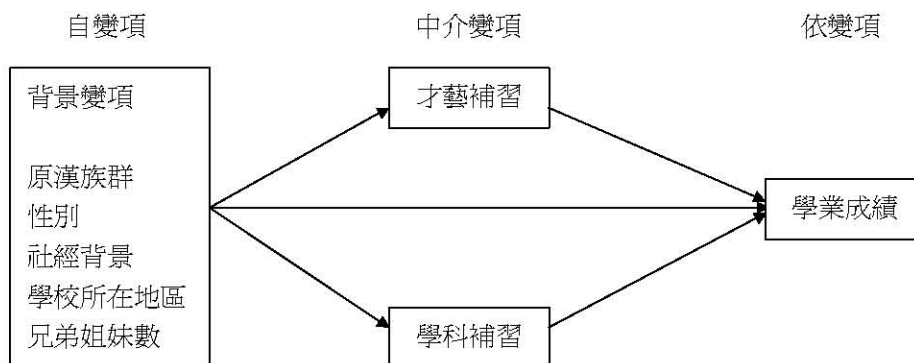


圖 1 研究架構圖（因果模型）

### 二、研究假設

#### （一）參與補習對學業成績的影響

假設1-1：參與才藝補習項數愈多，學業成績愈高。

假設1-2：參與學科補習項數愈多，學業成績愈高。

假設1-3：學科補習時數與學業成績兩者之間，為先升後降的非直線關係。

## (二) 背景變項對參與學科補習項數的影響

假設2-1：父親教育程度愈高，子女參與學科補習項數愈多。

假設2-2：母親教育程度愈高，子女參與學科補習項數愈多。

假設2-3：父親職業地位愈高，子女參與學科補習項數愈多。

假設2-4：家庭收入愈高，子女參與學科補習項數愈多。

假設2-5：兄弟、姊妹數愈多，參與學科補習項數愈少。

假設2-6：學校所在地區的都市化程度愈高，參與學科補習項數愈多。

假設2-7：在控制其他出身背景後，原住民學生學科補習項數低於漢族學生。

假設2-8：男女生學科補習項數沒有不同。

## (三) 背景變項對學業成績的直接影響

假設3-1：父親教育程度愈高，學業成績愈高。

假設3-2：母親教育程度愈高，學業成績愈高。

假設3-3：父親職業地位愈高，學業成績愈高。

假設3-4：家庭收入愈高，學業成績愈高。

假設3-5：兄弟、姐妹數愈多，學業成績愈低。

假設3-6：原住民學生的學業成績低於漢族學生。

## 三、資料來源

本文採用問卷調查研究方法，根據臺東縣教育局委託臺東大學進行調查的「臺東縣教育長期追蹤資料庫」之2005年國二學生與家長問卷資料做分析<sup>①</sup>，

① 本研究只以「臺東縣教育長期追蹤資料庫」的2005年國二生資料進行分析的理由是：首先，「臺東縣教育長期追蹤資料庫」不是每年都施測，國一時並未施測且國三時的樣本也只有搜集學業成績，而沒有蒐集補習資料，而這些學生現在大多已升上高中職，但是並沒對他們做追蹤調查；其次，之所以採用2005年的資料是因為，

此為近年針對臺東縣學生的學習狀況與心理健康的大樣本普查，有效樣本為2,760人，並對他們進行問卷調查與標準化學科能力測驗（黃毅志、侯松茂、巫有鎰，2005）。

#### 四、變項測量

##### （一）背景變項

###### 1. 族群

以父親的族群為依據，分為漢人與原住民兩大族群，在迴歸分析時做虛擬變數，以原住民學生為1，漢人學生為0。

###### 2. 性別

在進行迴歸分析時將性別做虛擬變項，以男生為0，女生為1。

###### 3. 學校所在地區

本研究參考巫有鎰（1999）針對臺東各鄉鎮都市化程度的劃分，並參考最近侯佩君、杜素豪、廖培珊、洪永泰、章英華（2007）對全國性鄉鎮市區的分類，將臺東縣內國中所在地都市化程度分為四級：(1)原住民鄉、(2)一般非原住民鄉鎮、(3)關山鎮、池上鄉、(4)臺東市，數值愈大，代表都市化程度愈高。

###### 4. 社經背景

---

樣本正好為國二時準備升學階段，補習可能會發揮很大效益；再則，先前2003年的調查，這些樣本還是小六生，巫有鎰（2007）曾對比2003年的小六生做過研究，發現參與補習雖有助於提高學業成就，但效益很小；而巫有鎰（1999）也指出，國小階段的補習以安親、照顧為主，與國中階段的升學補習性質大不相同，因此發現補習的效益也很小，所以，國小的補習並不適合納入國中階段一起探討分析。基於上述理由與資料的限制，本研究未能從一個長時效觀點，而運用多次追蹤調查的多時間點補習與成績資料做分析，來探討補習教育累積的長期效益。

(1)父母教育程度：為提高測量精確度，以受訪學生父母問卷所填的為主；若家長未填答者，則採用學生所填問卷，以提高樣本數（黃毅志，2000）。為使教育測量合乎迴歸分析，將其轉換成教育年數，如小學6年、大學16年。

(2)父親職業：以受訪學生父母問卷所填的為主；若家長未填答者，則採用學生所填的問卷。本研究依黃毅志（2003）的職業測量，各項職業類別社經地位高低依序為：A上層白領（含主管人員、專業人員）、B基層白領（含半專業人員、事務工作人員）、C買賣服務工作人員、D勞動工人、E農林漁牧人員；此外，也將無職業的失業者納入分析。在迴歸分析時，對這六類做虛擬變項，以勞動工人做為對照組。

#### 5.全家收入

在家長卷中，以家長所勾選的全家每月平均收入為據。嚴格來說，此為順序尺度，每差一個等級，月收入約相差1萬元，數值愈大，代表收入愈高。

#### 6.兄弟姐妹數

由於兄弟人數對學業成績的負面影響，比姐妹數的負面影響大，這可歸因於仍有重男輕女的現象，兄弟比較會搶奪資源，因此，兄弟數對資源稀釋的影響比姐妹大（巫有鎰，1999，2007）。故本研究將兄弟、姊妹數分開計算，分別分析兄弟和姊妹數對學業成績的影響。

### （二）中介變項

#### 1.才藝補習

依受訪學生勾選，放學後是否參加校外才藝補習，包括：電腦班、學樂器、書法、繪畫及其他。迴歸分析時做虛擬變項，以參加各項才藝補習為1，沒有參加才藝補習為0；另外，將參加才藝補習的項數加總，得到參加才藝補習項數，都沒有為0，最高為5，而有關原住民的特殊才藝，主要指的是體育、

歌唱、舞蹈方面的突出表現（洪建智，2007；簡明雄，2008），本研究的才藝補習所測的是校外補電腦、學樂器、書法、繪畫等文化資本變項，與原住民的特殊才藝有所不同。

## 2. 學科補習

依受訪學生勾選，放學後是否參加學科補習<sup>②</sup>，包括：校內的課業輔導、校外（主要指補習班）的英語補習、校外學科（例如：國語、數學……等）補習、請家教。於迴歸分析時做虛擬變項，以有參加某項學科補習為1，沒有參加學科補習為0；另外，將參加學科補習的項數加總，得到參加學科補習項數，都沒有為0，最高為4，並測量一個星期參加學科補習時數。

## （三）依變項

學業成績：以學生在「2005年學科基本能力測驗」的標準化測驗國文、英文、數學三科各科成績平均分數做測量，國文、英文、數學各科滿分都是100分。

## 五、分析方法

本研究在影響學業成績因果模型的引導下，進行量化分析，並依此檢證相關的理論假設，所採用的統計方法包括：均數比較分析、百分比交叉分析、迴歸分析與路徑分析。先以雙變項均數比較與百分比交叉分析，比較不同出身背景者在補習項數與學業成績的差異，以及原漢學生在其他背景變項上的差異；並在因果模型的引導下，以迴歸方式進行路徑分析，以檢證相關假設，找出背景因素對學業成績之影響路徑，此即因果機制。

---

② 對於臺東地區的學科補習現象，依據筆者電訪四家補習班與面訪三所國中各兩位學生關於校外補習與校內課輔的科目得知，臺東地區國中生的學科補習，不管是參與校外補習或校內課輔，主要的補習科目仍以英、數為主，理化次之。



## 肆、結果與討論

### 一、背景變項、補習行為與學業成績之關聯性雙變項分析

#### (一) 背景變項、中介變項的學業成績關聯之均數比較分析

由表1可知，在族群方面，漢人學生參與才藝補習平均項數(.15項)顯著( $p < .05$ )高於原住民學生(.11項)，代表族群與才藝補習平均項數關聯性的Eta只有.04，這可歸因於不論原漢，才藝補習平均項數都很少；漢人學生參與學科補習平均項數(1.26項)，也顯著高於原住民學生(.57項)，Eta高達.31；漢人學生平均學業成績55.53分，亦顯著高於原住民學生(42.75分)，Eta高達.31。女生補習才藝、學科平均項數都顯著高於男生，學業成績也顯著高於男生。在學校所在地區方面，大致有都市化程度愈高，才藝補習、學科補習平均項數與學業成績愈高的現象。在父母親教育程度方面，大致有父母親教育程度愈高，子女參與才藝補習、學科補習平均項數與學業成績愈高的現象。在父親職業方面，有父親職業地位愈高，才藝補習、學科補習平均項數與學業成績愈高的現象，最低的是父親失業者。在家庭收入方面，有家庭收入愈高，才藝補習、學科補習平均項數與學業成績愈高的現象。在兄弟、姐妹數方面，有兄弟、姐妹數愈多，參與學科補習平均項數與學業成績愈低的現象。整體而言，不同族群與社經背景者，參與學科補習的機會仍有許多差別。

再依才藝、學科補習項數之不同來比較平均學業成績。就才藝補習方面，大致而言，才藝補習項數愈高，學業成績愈高，Eta為.18；不過，補3項者成績不如補2項者，很可能是補3項人數太少( $N=4$ )所致，而沒有人補4項以上。就學科補習而言，有學科補習項數愈多，學業成績愈高的現象，Eta高達.52。就補習總項數而言，大致有補愈多項，學業成績愈高，Eta高達.52；不

表 1 背景變項、補習變項與學業成績關聯性均數比較分析

背景變項	依變項	樣本數	才藝補習項數		學科補習項數		學業成績	
			平均數	F 考驗 與 Eta	平均數	F 考驗 與 Eta	平均數	F 考驗 與 Eta
族群	(1)漢人	1,595	.15	.04*	1.26	.31*	55.53	.31*
	(2)原住民	659	.11		.57		42.75	
性別	(1)男生	1,481	.12	.06*	.97	.06*	48.41	.15*
	(2)女生	1,271	.17		1.08		54.14	
學校 所在 地區	(1)原住民鄉	87	.16	.08*	.58	.27*	41.00	.25*
	(2)一般非原住民 鄉鎮	669	.09		.62		44.78	
	(3)關山、池上	239	.13		1.04		48.69	
	(4)臺東市	1,566	.16		1.22		54.79	
父親 教育 程度	(1)國小以下	322	.09	.18*	.62	.30*	43.00	.39*
	(2)國初中	692	.07		.78		44.38	
	(3)高中職	1,074	.15		1.12		53.01	
	(4)大專以上	430	.28		1.56		64.80	
母親 教育 程度	(1)國小以下	418	.08	.21*	.61	.31*	42.54	.39*
	(2)國初中	724	.08		.79		45.09	
	(3)高中職	1,059	.15		1.22		54.87	
	(4)大專以上	317	.35		1.58		65.67	
父親 職業	(1)上層白領	107	.37	.20*	1.59	.31*	68.72	.36*
	(2)基層白領	382	.25		1.50		61.55	
	(3)買賣服務人員	402	.16		1.29		54.92	
	(4)勞動工人	806	.10		.87		47.30	
	(5)農林漁牧人員	336	.09		.95		48.86	
	(6)失業者	259	.07		.57		43.70	
家庭 收入	(1)0~2 萬	567	.07	.18*	.62	.37*	42.66	.36*
	(2)2~5 萬	866	.11		.94		51.14	
	(3)5 萬以上	573	.21		1.50		59.00	
	(4)10 萬以上	114	.31		1.71		64.81	
兄弟 數	(1)0 個	776	.16	.05	1.14	.16*	54.06	.21*
	(2)1 個	1,191	.14		1.08		52.30	
	(3)2 個	437	.11		.82		46.41	
	(4)3 個以上	125	.10		.59		38.77	
姐妹 數	(1)0 個	928	.16	.05	1.15	.13*	53.13	.14*
	(2)1 個	1,036	.14		1.02		51.85	
	(3)2 個	415	.11		.90		47.69	
	(4)3 個以上	151	.13		.67		44.01	

表 1 背景變項、補習變項與學業成績關聯性均數比較分析 (續)

背景變項	依變項	樣本數	才藝補習項數		學科補習項數		學業成績	
			平均數	F 考驗 與 Eta	平均數	F 考驗 與 Eta	平均數	F 考驗 與 Eta
才藝 補習 項數	(1)0 項	2,252					50.01	.18*
	(2)1 項	274					57.76	
	(3)2 項	33					70.51	
	(4)3 項	4					69.17	
學科 補習 項數	(1)0 項	928					41.79	.52*
	(2)1 項	900					49.46	
	(3)2 項	439					61.21	
	(4)3 項	283					70.68	
	(5)4 項	11					74.91	
補習 總項 數	(1)0 項	960					41.64	.52*
	(2)1 項	894					48.65	
	(3)2 項	493					58.28	
	(4)3 項	302					68.85	
	(5)4 項	74					70.18	
	(6)5 項	16					84.07	
	(7)6 項	4					81.00	

說明：\*表  $p < .05$

過，補6項者成績不如補5項者，很可能是補6項人數太少 ( $N=4$ ) 所致。補習項數與成績的關係，可視為直線關係。

## (二) 原漢族群與其他背景變項關聯之均數比較與百分比交叉分析

依表2可知，原漢與性別的關聯性不顯著。在學校所在地區方面，漢人學生就學臺東市的百分比，遠高於原住民學生，而原住民學生就學一般非原住民鄉鎮、原住民鄉的百分比均高於漢人許多，至於就學關山、池上地區原漢學生的比率則差不多。整體而言，漢人學校所在地區的都市化程度高於原住民，代表族群與就學地區關聯的Cramer's V高達.38 ( $p < .05$ )。在父母教育方面，漢人的父親教育平均年數，顯著較原住民父親高許多；漢人母親教育平均年數，也

表 2 原漢族群與其他背景變項關聯性之百分比交叉分析

		漢人學生	原住民學生	卡方考驗 與 Cramer's V	F 考驗 與 Eta
性別	(1)男生	51.6 %	48.9 %	.03	
	(2)女生	48.4	51.1		
學校所 在地區	(1)原住民鄉	0.4%	10.4%	.38*	
	(2)一般非原住民鄉鎮	20.3	43.2		
	(3)關山、池上	9.5	9.3		
	(4)臺東市	69.8	37.1		
父親教育平均年數		11.31	9.60		.27*
母親教育平均年數		10.98	9.00		.30*
父親職業	(1)上層白領	4.6%	3.6%	.26*	
	(2)基層白領	21.2	7.0		
	(3)買賣服務人員	19.9	10.8		
	(4)勞動工人	29.8	46.0		
	(5)農林漁牧人員	15.9	14.0		
	(6)失業者	8.7	18.6		
家庭平均收入		6.57	4.53		.25*
兄弟平均數		.89	1.25		.18*
姐妹平均數		.85	1.15		.15*

說明：\*表  $p < .05$

顯著較原住民母親高許多。在父親職業方面，漢人父親為上層白領、基層白領、買賣服務人員、農林漁牧人員的百分比，都高於原住民的父親，但原住民父親為勞動工人的百分比，則遠高於漢人學生的百分比，原住民學生父親為失業者的百分比，也遠高於漢人學生的百分比。在家庭收入方面，漢人平均收入顯著較原住民高出許多。在兄弟、姐妹平均數方面，原住民之兄弟平均數顯著高於漢人；原住民之姐妹平均數也顯著高於漢人。

### (三) 原漢族群和參與各項學科補習百分比之關聯性分析

本研究不說明原漢參與才藝補習差異的原因是，參與才藝補習的人數很少，原漢與參與才藝補習項數的關聯性Eta值只有.04（見表1），且才藝補習項數對學業成績的影響不顯著（見表4），且又有篇幅限制的考量。

從表3可知，原漢族群與各個學科補習變項、補習總時數的關聯都達到顯著。就各項學科補習而言，漢人參與校內課輔佔51.5%，略高於原住民（38.9%）；漢人參與校外補英文佔36.2%，遠高於原住民（9.3%）。此外，漢人有34.1%，參與校外學科補習，亦遠高於原住民（7.4%）；在請家教方面，原漢族群參與的百分比都很低，漢人有4.5%，略高於原住民（1.3%）。在補習時數方面，漢人一週補習平均時數為5.08小時，遠高於原住民（3.11小時）。

表3 原漢族群與中介變項關聯之百分比交叉及均數比較分析表

變項名稱	族群	族群		卡方考驗 與 Cramer's V	F 考驗 與 Eta
		漢人學生	原住民學生		
學科補習	(1)校內課輔	51.5%	38.9%	.12*	
	(2)校外補英文	36.2	9.3	.27*	
	(3)校外補學科	34.1	7.4	.28*	
	(4)請家教	4.5	1.3	.08*	
每週學科補習 平均時數		5.08	3.11		.20*

說明：\*表  $p < .05$

## 二、背景變項透過參與補習對學業成績影響之因果機制

### (一) 影響學業成績因素迴歸分析

由表4的學業成績迴歸分析可知，影響臺東縣國中二年級生學業成績的因素。模式一未控制其他變項，原住民學業成績低於漢人12.77分（ $b = -12.77$ ），

表 4 影響學業成績因素迴歸分析

自變項		依變項：學業成績									
		模式一		模式二		模式三		模式四		模式五	
		b	$\beta$	b	$\beta$	b	$\beta$	b	$\beta$	b	$\beta$
族群	(1)漢人(對照組)										
	(2)原住民	-12.77*	-.31	-6.47*	.16	-3.77*	-.09	-3.70*	-.09	-4.37*	-.11
性別	(1)男生(對照組)										
	(2)女生			6.29*	.17	5.36*	.14	5.56*	.15	5.89*	.16
學校所在地區	(1)原住民鄉										
	(2)一般非原住民鄉鎮			-2.79	-.03	-2.20	-.02	-1.76	-.02	-3.96	-.04
	(3)關山、池上			-2.79*	-.07	-1.92	-.02	-.88	-.02	-1.86*	-.04
	(4)臺東市(對照組)			-2.25	-.04	-2.44*	-.04	-2.68*	-.04	-2.18	-.03
父親教育程度				.82*	.13	.68*	.10	.68*	.10	.73*	.11
母親教育程度				.92*	.14	.72*	.11	.69*	.11	.75*	.12
父親職業	(1)上層白領			9.03*	.10	7.25*	.08	7.31*	.08	8.41*	.09
	(2)基層白領			6.50*	.13	4.88*	.09	4.78*	.10	5.01*	.10
	(3)買賣服務人員			2.23*	.04	1.54	.03	1.40	.03	1.32	.03
	(4)勞動工人(對照組)										
	(5)農林漁牧人員			2.47*	.05	2.02	.04	1.98	.04	2.28*	.04
	(6)失業者			.11	.00	1.09	.02	1.09	.02	.37	.01
家庭收入				.29*	.06	.02	.00	.02	.00	.11	.02
兄弟數				-2.00*	-.09	-1.67*	-.08	-1.72*	-.08	-1.78*	-.08
姐妹數				-.67	-.03	-.35	-.02	-.35	-.02	-.50	-.02
才藝補習項數						1.42	.03				
學科補習項數						6.74*	.36				
才藝補習	(2)校外電腦班							1.40	.01		
	(3)校外學樂器							1.54	.02		
	(4)校外書法班							3.91	.01		
	(5)校外繪畫班							-.97	-.01		
	(6)其他才藝班							2.60	.02		
	學科補習	(2)校內課輔							5.64*	.15	
(3)校外補英文								8.59*	.21		
(4)校外補學科								6.70*	.16		
(5)請家教								.61	.01		
(1)0小時(對照組)											
補習時數	(2)1~5小時									5.99*	.15
	(3)6~10小時									13.30*	.29
	(4)11~15小時									15.59*	.18
	(5)16小時以上									11.25*	.07
常數		55.53*		32.02*		28.64*		29.17*		29.62*	
R <sup>2</sup>		.095		.275		.380		.386		.345	
N		2,254		2,076		2,068		2,068		2,076	

說明：\*表  $p < .05$

整體模型解釋力 ( $R^2$ ) 就有.095。在模式二加入其他背景變項後，原住民學業成績比漢人低6.47分，大約縮減了一半，原漢成績不同，約有一半可歸因於原漢在其他背景變項之不同；而其他背景變項的影響，女生顯著較男生成績高6.29分；一般非原住民鄉鎮的學生成績顯著比臺東市低2.79分；父親教育程度愈高 ( $\beta = .13$ )、母親教育程度愈高 ( $\beta = .14$ )、家庭收入愈高 ( $\beta = .06$ )、兄弟數愈少 ( $\beta = -.09$ )，學業成績顯著愈高；與父親職業為勞動工人相較，父親為上層白領、基層白領、農林漁牧人員、買賣服務人員者，學業成績分別顯著高出9.03分、6.50分、2.47分、2.23分。模式二 $R^2$ 提高到.275，姐妹數對學業成績的影響則不顯著，從模式二與表2可知，原住民就學一般非原住民鄉鎮的百分比高於漢人，父母教育程度、父親職業、家庭收入不如漢人，兄弟數多於漢人，導致原住民成績不如漢人。

模式三再控制了才藝補習項數與學科補習項數，但才藝補習項數的影響不顯著，而學科補習項數對學業成績有正向影響， $\beta$ 值高達.36；原住民學業成績比漢人低3.77分，比模式二又縮減了將近一半，這顯示，原住民學業成績較漢人差，原住民參與學科補習項數較少是重要原因。此外，男女生成績差距縮小，但女生成績仍顯著高出男生5.36分 ( $b = 5.36$ )；一般非原住民鄉鎮學生與臺東市學生成績的差異變得不顯著，不過，關山、池上學生成績變得顯著比臺東市學生低2.44分，差異變得顯著；父親教育程度愈高 ( $\beta = .10$ )、母親教育程度愈高 ( $\beta = .11$ )、兄弟數愈少 ( $\beta = -.08$ )，學業成績顯著愈高，不過，影響都縮減了；與父親職業為勞動工人相較，父親為上層白領、基層白領者學業成績顯著高出7.25分、4.88分，不過，差距都縮減了，而農林漁牧人員、買賣服務人員與勞動工人的差距都變得不顯著，不過，大致有父親職業愈高，學業成績愈高的現象。家庭收入也對成績的影響變得不顯著，姐妹數的影響仍不顯著； $R^2$ 提高到.380。在控制學科補習後，大多背景變項的影響都縮減，有些

還縮減許多，這些背景變項對學業成績的影響，很可能是以學科補習為中介，下一節將做進一步分析。

在模式四中，分析是否參與各項才藝、學科補習對學業成績的影響。與未參與補習者相較，參與校內課輔者顯著高出5.64分，參與校外補英文者成績顯著高出8.59分，參與校外補學科者成績顯著高出6.70分，參與家教的影響則不顯著，此可歸因於參與家教者太少（見表3）；參與各項才藝補習對學業成績的影響也不顯著。與模式三相較， $R^2$ 略為提升到.386，其他背景變項的影響則沒有太大的變化。

最後在模式五可看到，與沒補習者相較，補1~5小時者成績高出5.99分，補6~10小時者成績顯著高出13.30分，補11~15小時者成績顯著高出15.59分，補16小時以上者成績顯著高出11.25分，可見補習時數對學業成績影響先升後降，而 $R^2$ 為.345，對學業成績的解釋力，仍比不上模式三、四。隨後，將根據模式三、四對背景變項直接影響成績的假設檢證結果進行探討。

在模式三中，學科補習項數對學業成績的影響（ $\beta$ ）高達.36，比臺灣地區補習項數對教育成就影響（孫清山、黃毅志，1996；陳怡靖、鄭耀男，2000）高出許多，這是否因為臺東地區的社經背景最低，特別是父母教育程度最低所造成的？由於臺東地區國中生學科補習項數對學業成績的影響很大，很可能臺東地區國中生的父母，大部分為高中職以下的教育程度，而低教育程度的父母較沒有能力協助、輔導子女學業上的問題，因此，在參與校內課輔、校外補英文、校外補學科對學業成績的效果很大，而父母教育程度為大專以上者，較有能力協助、輔導子女學業上的問題，檢視學科補習對學業成績的影響，其子女參與補習的效果較小；臺東地區父母教育程度較低，也許這就是學科補習項數對學業成績影響（ $\beta$ 值）高達.36的原因。

為了檢證以上論點，由於母親為家中子女的最主要照顧者，相較於父



親，母親也更常參與子女的學習活動 (Kalmijn, 1994: 260)，而且根據本研究採用的2005年「臺東縣教育長期追蹤資料庫」所做的進一步分析也顯示，母親為家中主要照顧者的比率高達80.7%。本研究就將受訪學生依其母親教育分成大專以上教育程度與高中職以下教育程度兩組，比較兩組樣本學科補習對學業成績的影響。由表5模式一可看到，母親教育程度為高中職以下者，學科補習項數對學業成績的影響 ( $b=7.10$ ) 與  $\beta$  值 (.39) 均高於母親教育程度為大專以上者許多 ( $b=4.22$ ,  $\beta=.25$ )；進一步  $t$  考驗顯示，兩組  $b$  值的差異達顯著。在各學科補習項目參與方面，母親教育程度為高中職以下者，參與校內課輔 ( $b=5.72$ )、校外補英文 ( $b=9.41$ )、校外補學科 ( $b=7.12$ )，與未參加補習者之差距效果，也都高於母親教育程度為大專以上者 ( $b$  值分別為 5.29、3.75 與 4.44)。

## (二) 背景變項對學科補習影響迴歸與邏輯迴歸分析

本節以迴歸分析探討背景因素對參與學科補習的影響，由表6學科補習項數模式一可知，原住民較漢人參與學科補習的項數少了.69項 ( $b=-.69$ )， $\beta$  值高達-.31， $R^2$ 為.097。

模式二控制其他變項後，原住民比漢人參與學科補習的項數較少 ( $b=-.40$ )， $b$  值降低了將近一半，原漢參與學科補習項數不同，部分可歸因於原漢在其他背景變項之不同；女生比男生參與較多的學科補習 ( $b=.12$ )；就學一般非原住民鄉鎮學生比臺東市學生參與較少的學科補習 ( $b=-.27$ )；母親教育程度愈高 ( $\beta=.08$ )、家庭收入愈多 ( $\beta=.14$ )、姐妹數愈少 ( $\beta=-.05$ )，參與學科補習項數愈多；與父親職業勞動工人相較，大致而言，有父親職業地位愈高，補習項數愈多的現象；父親為失業者 ( $b=-.14$ )，參與學科補習項數則低於勞動工人子女， $R^2$ 提高到.216；不過，父親教育程度、兄弟數對學科補習項數影響不顯著。此外，原住民在就學一般非原住民鄉鎮的百分比高於漢人，

表 5 不同母親教育程度樣本參與補習對學業成績影響迴歸分析

自變項		依變項：學業成績							
		模式一： 母親教育程度 高中職以下樣本		模式二： 母親教育程度 大專以上樣本		模式三： 母親教育程度 高中職以下樣本		模式四： 母親教育程度 大專以上樣本	
		b	$\beta$	b	$\beta$	b	$\beta$	b	$\beta$
族群	(1)漢人（對照組）								
	(2)原住民	-4.15*	-.11	-2.70	-.05	-4.06*	-.10	-2.91	-.06
性別	(1)男生（對照組）								
	(2)女生	5.49*	.15	4.71*	.13	5.78*	.16	4.10	.11
學校所在地區	(1)原住民鄉	-.81	-.01	-27.33*	-.16	-.37	.00	-26.82*	-.16
	(2)一般非原住民鄉	-.56	-.01	-5.74	-.10	-.50	-.01	-5.68	-.10
	鎮								
	(3)關山、池上	-2.37*	-.04	-1.74	-.02	-2.63*	-.04	-1.96	-.03
	(4)臺東市（對照組）								
父親教育程度		.69*	.10	.55	.07	.70*	.10	.58	.08
母親教育程度		.52*	.07	.99	.07	.50*	.07	1.17	.08
父親職業	(1)上層白領	5.83*	.04	8.47*	.19	5.60*	.04	8.17*	.18
	(2)基層白領	4.78*	.09	4.69	.12	4.87*	.09	5.31	.14
	(3)買賣服務人員	1.48	.03	3.08	.06	1.28	.03	3.68	.07
	(4)勞動工人（對照組）								
	(5)農林漁牧人員	2.03	.04	-2.41	-.02	1.98	.04	-4.37	-.04
	(6)失業者	.52	.01	4.64	.06	.55	.01	4.53	.06
家庭收入		-.07	-.01	.10	.02	-.06	-.01	.09	.02
兄弟數		-1.55*	-.08	-3.73*	-.14	-1.59*	-.08	-3.60*	-.13
姐妹數		-.42	-.02	-.73	-.03	-.40	-.02	-.75	-.03
才藝補習項數		1.48	.03	.59	.02				
學科補習項數		7.10*	.39	4.22*	.25				
才藝補習	(2)校外電腦班					.85	.01	25.62	.09
	(3)校外學樂器					.62	.01	2.31	.05
	(4)校外書法班					7.92	.02	-1.98	-.02
	(5)校外繪畫班					-.72	.00	-.23	.00
	(6)其他才藝班					3.79	.03	-5.14	-.06
	學科補習	(2)校內課輔					5.72*	.16	5.29*
(3)校外補英文						9.41*	.23	3.75	.10
(4)校外補學科						7.12*	.17	4.44	.12
(5)請家教						.41	.00	2.24	.03
常數			30.26*		34.03*		30.60*		30.66*
R <sup>2</sup>		.347		.248		.356		.260	
N		1,814		254		1,814		254	

說明：\*表  $p < .05$

表 6 背景變項對學科補習項數影響迴歸分析

自變項	學科補習項數				
	模式一		模式二		
	b	$\beta$	b	$\beta$	
族群	(1)漢人(對照組)				
	(2)原住民	-.69*	-.31	-.40*	-.18
性別	(1)男生(對照組)				
	(2)女生			.12*	.06
學校所在地區	(1)原住民鄉			-.05	-.01
	(2)一般非原住民鄉鎮			-.27*	-.12
	(3)關山、池上			.02	.01
	(4)臺東市(對照組)				
父親教育程度			.02	.05	
母親教育程度			.03*	.08	
父親職業	(1)上層白領			.23*	.04
	(2)基層白領			.23*	.08
	(3)買賣服務人員			.11	.04
	(4)勞動工人(對照組)				
	(5)農林漁牧人員			.08	.03
	(6)失業者			-.14*	-.04
家庭收入			.04*	.14	
兄弟人數			-.04	-.04	
姐妹人數			-.05*	-.05	
常數	1.26*		.53*		
R <sup>2</sup>	.097		.216		
N	2,362		2,177		

說明：\*表  $p < .05$

母親教育程度、父親職業、家庭收入不如漢人，姐妹數多於漢人，也導致原住民參與學科補習項數不如漢人。

由於才藝補習項數、請家教對學業成績的影響並不顯著（見表4），也不

是背景變項影響學業成績的中介，因此，本研究不分析背景變項對於參與才藝補習與請家教的影響，同時也顧慮到篇幅的限制。

至於背景變項對於參與家教以外各項學科補習機率的影響， $\beta$ 即標準化係數，可比較各自變項的影響力大小（王濟川、郭志剛，2004：139-146）。由表7模式一顯示，原住民參與校內課輔的機率比漢人低（ $b = -.51$ ）， $R^2$ 只有.018。模式二控制了其他變項後，原漢參與校內課輔的差異維持不變；女生參與校內課輔機率高於男生（ $b = .60$ ）；就學原住民鄉的學生參與校內課輔機率高於臺東市學生（ $b = .58$ ）；其他變項的影響都不顯著， $R^2$ 只有.061。在校外補英文方面，模式一顯示，原住民參與校外補英文的機率比漢人少（ $b = -1.71$ ）， $R^2$ 為.118。模式二控制其他變項後，原住民比漢人參與校外補英文的機率仍較少（ $b = -1.00$ ），但差距縮小將近一半，原漢參與校外補英文機率不同，部分可歸因於原漢在其他背景變項之不同；而就學原住民鄉（ $b = -1.69$ ）、一般非原住民鄉鎮的學生（ $b = -.76$ ），參與校外補英文的機率低於臺東市學生；母親教育程度愈高（ $\beta = .17$ ）、家庭收入愈多（ $\beta = .16$ ）、兄弟數愈少（ $\beta = -.08$ ）、姐妹數愈少（ $\beta = -.11$ ），參與校外補英文的機率愈高；就父親職業而言，大致有父親職業愈高，參與校外補英文機率愈高的現象，且 $R^2$ 達.271，其他背景變項的影響則不顯著，原住民在就學原住民鄉，一般非原住民鄉鎮的百分比高於漢人，母親教育程度、父親職業、家庭收入不如漢人，兄弟數、姐妹數多於漢人，也導致原住民參與校外補英文不如漢人。

在校外補學科方面，模式一顯示，原住民參與校外補學科的機率顯著比漢人少（ $b = -1.86$ ）， $R^2$ 為.126。模式二控制其他變項後，原住民比漢人參與校外補學科的機率仍顯著較少，但影響已減弱許多（ $b = -1.17$ ），原漢參與校外補學科機率不同，部分可歸因於原漢在其他背景變項之不同；而就學原住民鄉（ $b = -1.47$ ）、一般非原住民鄉鎮的學生（ $b = -1.03$ ），參與校外補學科的機率

表 7 背景變項對中介變項之邏輯迴歸分析

自變項	校內課輔		校外補英文		校外補學科	
	模式一	模式二	模式一	模式二	模式一	模式二
	b	(β)	b	(β)	b	(β)
族群						
(1)漢人(對照組)						
(2)原住民	-0.51*	(-.13)	-0.51*	(-.13)	-1.71*	(-.43)
性別						
(1)男生(對照組)						
(2)女生		.60*		(.16)		-0.05 (-.01)
學校						
(1)原住民鄉		.58*		(.06)		-1.69*(-.17)
(2)一般非原住民鄉鎮		-0.05 (-.01)				-0.76*(-.18)
(3)關山、池上		.11 (.02)		.41 (.07)		
(4)臺東市(對照組)						-0.18 (-.03)
父親教育程度		.01 (.02)		.04 (.06)		.07* (.11)
母親教育程度		.01 (.01)		.11* (.17)		.10* (.16)
父親職業						
(1)上層白領		.36 (.04)		.41 (.04)		.08 (.01)
(2)基層白領		.03 (.01)		.38* (.07)		.28 (.05)
(3)買賣服務人員		-0.12 (-.02)		.28 (.05)		.42* (.08)
(4)勞動工人(對照組)						
(5)農林漁牧人員		.18 (.03)		.27 (.05)		-0.07 (-.01)
(6)失業者		-0.31 (-.05)		-0.31 (-.05)		-0.73* (-.12)
家庭收入		.02 (.03)		.08* (.16)		.05* (.11)
兄弟數		-0.04 (-.02)		-0.16* (-.08)		-0.10 (-.05)
姐妹數		-0.03 (-.02)		-0.22* (-.11)		-0.14 (-.07)
常數	.06	-0.46	-.57*	-2.45*	-.66*	-2.60*
R <sup>2</sup>	.018	.061	.118	.271	.126	.280
N	2,364	2,179	2,364	2,179	2,364	2,179

說明：\*表  $p < .05$ 

顯著低於臺東市學生；父親教育程度愈高 ( $\beta = .11$ )、母親教育程度愈高 ( $\beta = .16$ )、家庭收入愈多者 ( $\beta = .11$ )，參與校外學科補習的機率顯著愈高；父親為買賣服務人員者 ( $b = .42$ ) 參與校外學科補習的機率顯著高於勞動工人子女，父親為失業者 ( $b = -.73$ ) 參與校外學科補習的機率顯著低於勞動工人子女， $R^2$  達 .280，其他背景變項的影響則不顯著。原住民在就學原住民鄉，一般非原住民鄉鎮的百分比高於漢人，父親教育程度、母親教育程度、父親職業、家庭收入不如漢人，導致原住民參與校外補學科不如漢人。

綜合以上分析，不論用 $b$ 、 $\beta$ 或 $R^2$ 來做比較，整體而言，在參與各項學科補習的機率皆受到背景變項影響方面，校外補英文、補學科受到各項背景變項的影響較大，相較於漢人，原住民的弱勢主要在於校外補英文、補學科不如漢人。加上請家教的人數很少，表4背景變項對於學科補習項數的影響，主要可歸因於背景較佳者校外補英文、補學科較多。

### 三、假設檢證結果之討論

本研究分析背景變項參與補習與學業成績的關聯，所假設1-2、1-3、2-2、2-4、2-7、3-1、3-2、3-4、3-6，得到支持，假設2-3、3-3大致得到支持。以下對未得到支持的假設做說明與討論：

#### (一) 補習教育對學業成績的影響

假設1-1：「參與才藝補習項數愈多，學業成績愈高」。研究顯示，參與才藝補習項數，對學業成績的影響不顯著，不管是參與校外電腦班、校外學樂器、校外書法班、校外繪畫班或其他才藝班，對於提高學業成績均沒有影響，因此假設1-1未得到支持，而不支持假設可能的原因是，臺東地區國中生參與才藝補習的人數太少外，降低了變異所致。

#### (二) 背景變項對補習教育的影響

假設2-1「父親教育程度愈高，子女參與學科補習項數愈多」。研究顯示，父親教育程度高低，對子女學科補習項數的影響並不顯著，此結果與過去的研究不符（孫清山、黃毅志，1996；陳怡靖、鄭耀男，2000），因此，假設2-1未得到支持，而不支持假設可能的原因是，近年來，性別差異日減，女性受教機會大增（黃毅志，1995；駱明慶，2001），母親教育程度普遍提高；加上在家庭中，母親扮演教子的角色，與子女接觸頻繁，更增強母親對子女參與補習的影響力，相對而言，父親的影響力下降，父親教育程度的影響也就不顯著。

假設2-5：「兄弟、姊妹數愈多，參與學科補習項數愈少」。研究顯示，兄弟數對學科補習項數沒有顯著的影響，但姊妹數對學科補習項數有顯著的影響。假設2-5部分得到支持，不支持原因何在仍有待進一步的研究釐清。

假設2-6：「學校所在地區都市化程度愈高，參與學科補習項數愈多」。研究顯示，就學於臺東市的學生，參與學科補習項數較一般非原住民鄉鎮多，假設2-6得到部分支持；不過，臺東市的學生參與學科補習項數並未顯著高於原住民鄉，關山、池上之學生，則不支持假設。原住民鄉學生參與學科補習項數未顯著的原因，可從表7學科補習被拆成三種補習方式得知，原住民鄉在模式一的「校內課輔」是正向顯著影響，即參與校內課輔機率高於對照組臺東市，模式二、三的「校外補英文」、「校外補學科」是負向顯著影響，而原住民鄉在三項正負影響有所不一樣下，抵銷了影響力，導致表6相較於臺東市，原住民鄉參與學科補習項數沒顯著差異。臺東市參與校外補英文、學科雖高於原住民鄉，不過，參與校內課輔仍低於原住民鄉，臺東市參與學科補習項數也就沒高於原住民鄉很多。

假設2-8：「男女生學科補習項數沒有不同」。研究顯示，女生參與才藝、學科補習項數均較男生多，此結果與過去的研究（林大森、陳憶芬，2006；劉正，2006）不符，假設2-8未得到支持。再進一步探究各項學科補習參與則發現，男女生參與校外補英文、校外補學科、請家教的機率沒有差異，有差異的是，女生參與校內課輔機會顯著高於男生許多。筆者認為可能的原因是，女生較聽話而願意接受學校課輔。

### （三）背景變項對學業成績的直接影響

假設3-5：「兄弟、姐妹數愈多，學業成績愈低」。研究顯示，兄弟數愈多，學業成績愈差；但姐妹數對學業成績的影響並不顯著，假設3-5只得到部分支持。不支持假設可能的原因是，現在仍存有重男輕女現象，兄弟數對補習

以外的社會資本，例如：父母教育投入稀釋的程度，仍比姐妹們嚴重（巫有鎰，2007）。

#### 四、綜合討論

以下對於參與學科補習與學業成績的關係，可分成兩個方面來討論：

##### （一）學科補習項數與學業成績的關係

過去對於臺灣地區補習的研究發現，補習項數對教育成就有顯著的正影響，不過影響大都不大（李敦義，2006；林大森、陳憶芬，2006；孫清山、黃毅志，1996；陳怡靖、鄭耀男，2000；劉正，2006），相較於臺灣地區研究的發現，臺東地區國中生學科補習項數對學業成績的影響則非常大， $\beta$ 值高達.36，這可歸因於，臺東地區國中生的母親大多為高中職以下的教育程度，與母親為大專以上的教育程度者相比，較無能力教導子女學業上的問題，因而導致學科補習的效益非常大，而本研究只以國二補習探討補習效益，採取一個時間點橫斷面資料的分析方式，很可能仍會低估補習累積的長期效益，若能加入國一與國三，甚至於高中職的補習與成績資料，所估計補習累積的長期效益可能會更大，而本研究未採用多個時間點資料做分析，主要是受限於研究資料不足。

在國內的補習教育研究中，探討重點大多放在「是否有補習」、「補習項數」或「補習時數」對升學、教育年數、學業成績的影響上（巫有鎰，1999，2007；林大森、陳憶芬，2006；陳怡靖、鄭耀男，2000；黃毅志、陳俊瑋，2008；劉正，2006），這些補習變項測量，其實包含了許多細項（校內課輔、校外補英文、校外補學科、請家教），若不探討細項的影響，就無法判斷是哪一項補習影響了學業成績，將有礙於進一步瞭解補習效益的全貌，本研究即依此考量，先分析補習項數對學業成績的影響，並進一步分析各細項補習的效



益，而本研究發現，參與校內課輔較低可提高成績5.64分，校外補英文提高成績8.59分，校外補學科提高成績6.70分，雖然臺東地區國中生參與各細項學科補習的效益有所不同，不過大都對提高學業成績有很大的效益，至於家教則無顯著助益，不過這可能是參與家教者太少所致。

本研究發現又顯示，參與學科補習時數與學業成績之間為先升後降的非直線關係，這和黃毅志與陳俊瑋（2008）、劉正（2006）的研究發現類似。

## （二）背景變項對補習的影響

在臺東地區出身背景對參與學科補習項數的影響相當大， $R^2$ 為.216（見表6）；這與最近林大森與陳憶芬（2006）、黃毅志與陳俊瑋（2008）、劉正（2006）的研究發現，臺灣地區出身背景變項對補習參與影響很小，有很大的不同，這可歸因於，臺東縣是臺灣地區社經地位最低、原住民比率最高的縣市，仍有許多出身背景不佳者，少有補習機會，如低社經背景、原住民學生，而不同出身背景者，參與學科補習機會仍有許多差別（參見表1）。

## （三）背景變項透過參與學科補習對學業成績的影響

在臺東，由於背景變項對參與學科補習的影響相當大，參與學科補習對於學業成績的影響又非常大，有別於整個臺灣地區，因此，在臺東參與補習仍是出身背景影響教育成就的重要中介變項。

# 伍、結論與建議

## 一、結論

### （一）補習項數對學業成績的影響

本研究發現，學科補習項數對學業成績有顯著的正影響， $\beta$ 值高達.36，是所有變項中對學業成績影響最大的變項，才藝補習項數對學業成績則無顯著

影響。校內課輔、校外補英文、校外補學科均有助於提高學業成績，而請家教對學業成績無顯著影響；各項才藝包括：校外電腦班、校外學樂器、校外書法班、校外繪畫班、其他才藝班，也對學業成績無顯著影響；至於補習時數與學業成績的關係，為先升後降的非直線關係。

## （二）背景變項透過學科補習項數對學業成績的影響

1. 母親教育程度：母親教育程度愈高，子女參與學科補習項數也愈多，這也有助於提高學業成績。

2. 父親職業：父親為上層白領、基層白領，子女參與學科補習項數多於勞動工人者，大致有父親職業愈高，子女參與學科補習項數愈多的現象，這也有助於提高學業成績。

3. 家庭收入：家庭收入愈高，子女參與學科補習項數愈多，這也有助於提高學業成績。

4. 姐妹數：姐妹數愈少，參與學科補習項數愈多，這也有助於提高學業成績。

5. 學校所在地區：就學一般非原住民鄉鎮學生，參與學科補習項數低於臺東市學生，這將不利於提高學業成績。

6. 性別：女生參與學科補習項數多於男生，這有助於提高學業成績。

7. 原漢族群：在控制了其他背景變項後，原住民參與學科補習項數仍較漢人少，這將不利於原住民的學業成績。

母親教育程度、父親職業、家庭收入愈高，姐妹數愈少，學科補習項數愈多，就學臺東市學生補習項數較多，原住民補習項數較少，主要可歸因於這些背景變項對參與校外補英文、補學科的機會影響較大。

## （三）原漢族群參與學科補習不同對學業成績差距的解釋力

臺東縣原漢國中生學業成績有很大差距，漢人學生平均分數55.53分，比

原住民學生42.76分，高出12.77分。根據路徑分析結果，在控制了其他背景變項與學科補習變項後，原漢成績差距縮小到3.77分，代表本研究已找到造成原漢成績不同的主要機制。在此機制中，學科補習扮演的中介角色分述如下：

#### 1.原漢族群透過參與補習對學業成績的影響機制

在控制其他背景變項後，原住民學生參與學科補習項數仍較少，因而造成學業成績較漢人差。

#### 2.原漢族群在其他背景變項上的不同，而透過學科補習對學業成績的影響

原住民學生的學科補習項數低於漢人，除了有原住民參與補習項數較少的影響外，原住民社經背景較漢人差、姐妹較漢人多、就學一般非原住民鄉鎮學校的百分比比較高，也是造成其參與學科補習項數比漢人低的原因之一。

#### 3.原漢族群參與學科補習差異對於原漢學業成績差距所能解釋的百分比

以增加一項學科補習可提高成績6.74分做計算（見表4），原住民平均學科補習0.57項，比漢人（1.26項）少了0.69項（見表1），造成原住民於學科補習項數成績低於漢人4.65分，佔原漢平均學業成績差距（12.77分）的36.4%；單單參與學科補習項數就能解釋原漢成績差距相當大的百分比，這可歸因於，在臺東的學科補習對學業成績有很大影響力，以及背景變項對學科補習的影響也相當大。

## 二、建議

### （一）加強校內課輔，降低原漢學業成績的差距

本研究發現，參與學科補習可提高學業成績，而參與校內課輔可提高成績5.64分，雖比不上校外補英文可提高成績8.59分，校外補學科可提高成績6.70分，不過，也具有不錯的效益。學生爲了提高學業成績，除了認真投入學校課程的學習外，可考慮參與效益較高的校外補英文、校外補學科，若不想花

費太高又要有成效，參與校內課輔則是最佳選項。

此外研究也顯示，家庭收入是影響參與校外補習的重要家庭背景變項，對於高收入家庭子女而言，參與校外補習是提高學業成績的重要策略；而原住民學生參與較少的校外補習，家庭收入較低是重要的原因之一，導致學業成績較漢人差。根據本研究的發現，原住民學生參與校內課輔比率也只佔38.9%，低於漢人（51.5%），由此可見，校內課輔的參與還有很大成長的空間，因此，原住民學生應多參與費用低廉、效果不錯的校內課輔，以提高學業成績；同時未來教育與學校當局應力圖推動原住民學生參與校內課輔，使得原住民在參與校內課輔比率能超過漢人，以克服或降低原住民出身背景的劣勢。

有鑑於校內課輔能有效提高學生成績，因而有必要擴大深入辦理，以縮小城鄉補習班及原漢成績差距的問題；若能再提升教師的教學專業技能，使參與校內課輔者的成績等同，甚至超越校外補英文、校外補學科者，或許這是降低學生對校外補習依賴與減緩補習班成長的對策。

## （二）對未來研究的建議

1. 影響國中生參與學科補習的變項，除了本研究的族群、性別、社經背景、學校所在地區、兄弟姐妹數等變項外，在控制其他出身背景之後，原住民補習項數仍比漢人少.40項（見表6），這可能是因為原住民缺乏漢人重視教育的文化傳統，而導致原住民學生的父母教育期望及學生的教育抱負都比漢人來得低（巫有鎰，2007），未來對於國中生參與補習的解釋變項仍可加入其他變項，例如：父母期望、教師期望、同儕抱負、學生本人抱負等（Sewell & Hauser, 1975），很可能期望愈高，抱負愈高，參與學科補習愈高，而加入這些變項將可加強對參與學科補習的解釋力。

2. 建議未來補習研究可將時間軸線拉長，可從國一樣本追蹤到國三樣本，乃至於高中職樣本，同時蒐集各年級的補習與成績資料做分析，這樣所估計的

多時間點累積之補習效益可能更大，不僅有助於檢討先前研究者的研究成果，更能提出有力的證據與觀點和先前採單一時間點補習資料來分析補習效益的研究（巫有鎰，1999，2007；劉正，2006）進行對話。

3.由於本研究使用的是次級資料分析，學科補習細項的劃分，受到原題目設計的限制，只能將校外補英文獨立出來，至於校外補學科則無法細分，也無法進一步分析各科補習的效益。對於未來補習研究的題目設計，在校外學科補習方面，除了校外補英文之外，仍有必要將數學、理化科目獨立出來；在才藝補習方面，若欲探討原住民的特殊才藝補習，也有必要在題目設計時，加入體育、歌唱與舞蹈的項目，才較能對補習教育做更寬廣、深入的研究，特別是探討原住民是否能透過特殊才藝補習達成向上流動。

## 參考文獻

- 內政部 (2005a)。人口靜態統計：現住原住民人口數。2008年1月5日，取自 <http://sowf.moi.gov.tw/stat/month/m1-04.xls>
- 內政部 (2005b)。人口靜態統計：現住人口數。2008年1月5日，取自 <http://sowf.moi.gov.tw/stat/month/m1-06.xls>
- 王濟川、郭志剛 (2004)。Logistic迴歸模型：方法與應用。臺北：五南。
- 王麗雲、游錦雲 (2005)。學童社經背景與暑期經驗對暑期學習成就影響之研究。教育研究集刊，51 (4)，1-41。
- 江芳盛 (2006)。國中學生課業補習效果之探討。臺北市立教育大學學報，37 (1)，131-148。
- 行政院主計處 (2005a)。臺灣地區家庭收支調查。2007年7月9日，取自 <http://fies2.tpg.gov.tw/doc/result/94/212/13-36.xls>
- 行政院主計處 (2005b)。人力資源統計年報。2007年10月29日，取自 <http://www.stat.gov.tw/ct.asp?xItem=17286&ctNode=517>
- 行政院原住民族委員會編 (2004)。九十一年臺灣原住民族統計年鑑。臺北：原住民族委員會。
- 何福田 (2005)。課後學習才是課業壓力的主因。師苑鐸聲，22 (5)，1-5。
- 巫有鎰 (1999)。影響國小學生學業成績的因果機制——以臺北市和臺東縣做比較。教育研究集刊，43，213-242。
- 巫有鎰 (2007)。學校與非學校因素對臺東縣原、漢國小學生學業成就的影響。臺灣教育社會學研究，7 (1)，29-67。
- 李敦義 (2006)。補習有助於升學嗎？分析補習、多元入學與教育取得間的關係。教育與心理研究，29 (3)，489-516。
- 林大森、陳憶芬 (2006)。臺灣高中生參加補習之效益分析。教育研究集刊，52 (4)，35-70。
- 侯佩君、杜素豪、廖培珊、洪永泰、章英華 (2007)。臺灣鄉鎮市區類型之研究：「臺灣社會變遷基本調查」第五期計畫之抽樣分層效果分析。調查研究——方法與應用，23，7-32。
- 洪建智 (2007)。從人口變遷談原住民體育政策。淡江體育期刊，10，145-152。
- 簡明雄 (2008)。談原住民樂舞教育發展現況。原教界，19，6-7。

- 孫清山、黃毅志 (1996)。補習教育、文化資本與教育取得。**臺灣社會學刊**，19，95-139。
- 張善楠、黃毅志 (1999)。臺灣原漢族群、社區與家庭對學童教育的影響。載於洪泉湖、吳學燕 (主編)，**臺灣原住民教育** (頁149-178)。臺北：師大書苑。
- 陳怡靖 (2004)。**臺灣地區高中多元入學與教育階層化關聯性之研究**。國立高雄師範大學教育研究所博士論文，未出版，高雄。
- 陳怡靖、陳蜜桃、黃毅志 (2006)。臺灣地區高中多元入學與教育機會的關聯性之實證研究。**教育與心理研究**，29 (3)，433-459。
- 陳怡靖、鄭耀男 (2000)。臺灣地區教育階層化之變遷——檢證社會資本論、文化資本論及財務資本論在臺灣的適用性。**國家科學委員會研究彙刊：人文及社會科學**，10 (3)，416-434。
- 陳建志 (1998)。族群與家庭背景對學業成就的影響模式——以臺東縣原漢學童作比較。**教育與心理研究**，21，85-106。
- 陳順利 (2001)。原、漢青少年飲酒行為與學業成就之追蹤調查——以臺東縣關山區為例。**教育與心理研究**，24 (上)，67-98。
- 彭秉權 (2006)。教改與社區教育產業化芻議：批判教育學的觀點。**國教學報**，18，3-28。
- 黃毅志 (1995)。臺灣地區教育機會不平等性之變遷。**中國社會學刊**，18，243-273。
- 黃毅志 (2000)。教育研究中的學童自陳問卷信、效度分析。**調查研究**，5，5-32。
- 黃毅志 (2003)。「臺灣地區新職業聲望與社經地位量表」之建構與評估。**教育研究集刊**，49 (4)，1-31。
- 黃毅志、侯松茂、巫有鎰 (2005)。**臺東縣教育長期資料庫之建立：國中小學生學習狀況與心理健康追蹤調查**。臺東縣政府委託專題研究第三年成果報告，臺東：國立臺東大學教育學系。
- 黃毅志、陳怡靖 (2005)。臺灣的升學問題：教育社會學理論與研究之檢討。**臺灣教育社會學研究**，5 (1)，77-118。
- 黃毅志、陳俊瑋 (2008)。學科補習、成績表現與升學結果——以學測成績與上公立大學為例。**教育研究集刊**，54 (1)，117-149。
- 劉正 (2006)。補習在臺灣的變遷、效能與階層化。**教育研究集刊**，52 (4)，1-33。
- 駱明慶 (2001)。教育成就的省籍與性別差異。**經濟論文叢刊**，29 (2)，117-152。
- 謝小芩 (1992)。性別與教育機會——以兩所北市國中為例。**國家科學委員會研究彙**

刊：人文及社會科學，2（2），179-201。

- Blake, J. (1985). Number of siblings and education mobility. *American Sociological Review*, 50, 84-94.
- Bourdieu, P. (1977). *Reproduction in education, society, culture*. Beverly Hills, CA: Sage.
- Bourdieu, P. (1984). *Distinction: A social critique of the judgement of taste*. Cambridge, Mass: Harvard University Press.
- Burkam, D. T., Ready, D. D., Lee, V. E., & LoGerfo, L. F. (2004). Social-class differences in summer learning between kindergarten and first grade: Model specification and estimation. *Sociology of Education*, 77, 1-31.
- Coleman, J. S. (1988). Social capital in the creation of human capital. *American Journal of Sociology*, 94, 95-120.
- De Graaf, P. M. (1986). The impact of financial and cultural resources on educational attainment in the Netherlands. *Sociology of Education*, 59, 237-246.
- DiMaggio, P. (1982). Cultural capital and school success: The impact of status culture participation on the grades of U. S. High school students. *American Sociological Review*, 47, 189-201.
- DiMaggio, P., & Mohr, J. (1985). Cultural capital, Educational attainment, and marital selection. *American Sociological Review*, 90, 1231-1261.
- Dumais, S. A. (2002). Cultural capital, gender, and school success: The role of habitus. *Sociology of Education*, 75, 44-68.
- Kalmijn, M. (1994). Mother's occupational status and children's schooling. *American Sociological Review*, 59, 257-275.
- Kalmijn, M., & Kraaykamp, G. (1996). Race, cultural capital, and schooling: An analysis of trends in the United States. *Sociology of Education*, 69, 22-34.
- Katsillis, J., & Rubinson, R. (1990). Cultural capital, student achievement, and educational reproduction: The case of Greece. *American Sociological Review*, 55, 270-279.
- Orr, A. J. (2003). Black-white differences in achievement: The importance of wealth. *Sociology of Education*, 76, 281-304.
- Robinson, R. V., & Garnier, M. A. (1985). Class reproduction among men and women in France: Reproduction theory on its home ground. *American Journal of Sociology*, 91(2), 250-280.



- Sewell, W. H., & Hauser, R. M. (1975). *Education, occupation, and earnings: Achievement in the early career*. New York: Academic Press.
- Stevenson, D. L., & Baker, D. P. (1992). Shadow education and allocation in formal schooling: Transition to university in Japan. *American Journal of Sociology*, 97(6), 1639.
- Wong, R., & Sin, K. (1998). Multidimensional influences of family environment in education: The case of socialist Czechoslovakia. *Sociology of Education*, 71, 1-22.