

教育研究集刊

第五十四輯第一期 2008年3月 頁117-149

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

黃毅志、陳俊瑋

摘 要

近年來補習教育大幅成長，但是參與補習對學業成績表現與升學的機會究竟有何效益？補習教育受到家庭社經地位影響所顯現的階層化效應又是如何？則都成為重要的研究問題。雖然學界不乏相關議題的討論，卻仍未見一致的答案。本文先對現有文獻進行了仔細的回顧與檢討，再使用「高等教育資料庫：94 學年度大一新生調查」資料進行分析。分析結果顯示：所有的背景變項對學科補習參與的影響都很小；而學科補習的科數對大學入學考試的學測成績與進入公立大學機率之影響，則都是先升後降的。補習過多，不僅可能在學習方面造成反效果，也可能壓縮了學生準備資料審查與口試的時間。

關鍵詞：學科補習、學測成績、進入公立大學

黃毅志，國立臺東大學教育系教授

陳俊瑋，國立彰化師範大學教育研究所碩士班研究生

電子郵件為：hungeg@nttu.edu.tw; cwchen1314@yahoo.com.tw

投稿日期：2007年9月23日；修正日期：2008年1月3日；採用日期：2008年2月13日

Academic Cram Schooling, Academic Performance, and Opportunity of Entering Public Universities

Yih-Jyh Huang Chun-Wei Chen

Abstract

With the booming of cram schools recently, the effects of cram schooling on academic performance and the opportunity of entering universities are worthy of investigation. Also, whether the cram school participation is stratified by family social economic status needs to be answered. Some studies have touched these research questions. However, no agreements have been reached. In this paper, we first make a careful review of the relevant literature, design adequate variables measurement and statistical technique, and then use “Taiwan Higher Education Data” to re-explore the questions mentioned above. The empirical results show that the effects of all background variables on academic cram school participation are trivial. On the other hand, the effects of academic cram schooling on academic performance and on the opportunity of entering public universities are both significant. Specifically, they both reveal the “ascend first and then descend” pattern. It implies that too much academic cram schooling may worsen students’ academic performance and shorten the time students can use to prepare for the inspections and interviews.

期刊徵稿：<http://www.edubook.com.tw/CallforPaper/BER/?f=oa>

高等教育出版：<http://www.edubook.com.tw/?f=oa>

高等教育知識庫：<http://www.ericdata.com/?f=oa>

Yih-Jyh Huang Chun-Wei Chen Academic Cram Schooling, Academic Performance, and the Opportunity of Entering Public Universities 119

Keywords: academic cram schooling, academic performance, opportunity of entering public universities

壹、緒 論

在臺灣傳統「萬般皆下品，唯有讀書高」的觀念下，受教育年數所代表教育程度不但對職業與收入有很大的影響，而且教育年數本身也是很重要的階層區分（黃毅志，2002）。而學生的學業成績關係到升學與教育年數，學業成績一直是學生與家長十分關心的一件事，而往往想透過補習來提高學業成績。

近十年來，臺灣的升學補習班數量大幅成長（林大森、陳憶芬，2006；劉正，2006）。教育改革實施後，九年一貫課程包含七大領域且內容包羅萬象，使得許多學校教師並未能夠勝任教學，許多學生也就進入補習班補習（劉正，2006：3）；而在「多元入學方案」的實施下，所有考生都要考自然、社會兩科，考生所面對的學科考試科內容較聯考時多，推薦甄選與申請入學的考生又要面對口試，才藝表現也納入成績總分中，而補習班有補才藝，也教導學生如何應付口試（林大森、陳憶芬，2006：46；陳怡靖、陳蜜桃、黃毅志，2006）；這都是升學補習班數量大幅成長的重要原因。家長讓孩子從小學就開始接受各種才藝班與學科補習，臺灣學生上補習班，其年齡層不斷地向下蔓延，從幼稚園階段就開始接受補習；並向上延伸，在大學畢業後為升研究所也要補習（劉正，2006）。

雖然接受補習教育人數大幅成長，但是補習參與對學業成績與升學結果究竟有何效益？補習參與受到出身背景，特別是家庭社經地位影響，所顯示的階層化效應與機會不均等性又是如何？皆成為重要的研究問題。然而，許多研究對以上問題做探討，往往得到不同的答案，除了各研究的變項測量與統計方法不一之外，樣本不同也是重要原因（李敦義，2006；林大森、陳憶芬，2006；孫清山、黃毅志，1996；劉正，2006）。本文在檢討這些研究後，採用適當的變項測量與統計方法，採用彭森明主持的高等教育資料庫「94學年度大一新生調查」（彭森明，2003）的臺灣地區大樣本資料做分析，重新探討以上問題；在補習效益的分析方面，除了分析補習參與對於大學入學考試中很重要的學測成績之影響，也分析先前研究

未探討的補習參與對於是否能升上公立大學之影響。在當前大學聯考錄取率將近100%的情況下，重要的不是能升上大學，而是能升上好學校，如公立大學¹。至於本研究只分析學科補習，未分析才藝補習的原因在於，學科補習與學測成績很可能有密切的關聯，而與升上公立大學的關聯較大；而才藝補習雖然關聯到才藝表現，但是就整體而言，才藝表現只占入學成績的一小部分²。

貳、文獻探討

一、補習教育研究的背景與重要文獻之探討

在眾多探討教育年數取得所涉及機會不平等性的研究中，Wisconsin Model 發展久遠，除了家庭社經地位，包含父母教育、職業與家庭收入之外，並加入許多社會心理的變項，如 IQ、父母對子女教育之激勵、子女抱負來解釋教育取得，釐清了家庭社經地位影響教育年數的因果機制所涉及的機會不平等性（Hauser, Tsai, & Sewell, 1983; Sewell & Hauser, 1975: 92; Sewell, Haller, & Portes, 1969; Sewell, Haller, & Ohlendorf, 1970）；此外，P. Bourdieu 的文化資本理論與 J. S. Coleman 的社會資本理論近年來亦引起了廣泛的討論及經驗檢證，許多研究分析家庭背景對文化資本、社會資本變項的影響，以及文化資本、社會資本變項對教育成就，這包括學業成績與教育年數的影響，進一步釐清了家庭社經地位影響教育成就的因果機制（Bourdieu, 1977, 1984; Burkam, Ready, Lee, & LoGerfo, 2004; Cheng & Powell, 2007; Coleman, 1988; De Graaf, 1986; Dumais, 2002; Kalmijn & Kraaykamp, 1996;

¹ 教育部五百億研究經費補助的大學，除了有以大學入學考試招生的公立大學（含臺大、成大、清大、交大、陽明、中正、中山、中興與政大）之外，還包括私立的長庚與元智（教育部，2007），這些私立大學的社會聲譽與錄取最低分未必低於未獲補助的公立大學，但由於本研究分析之資料並沒有公開大一新生就讀大學名稱，因此無法將上述高聲譽的公、私立大學合併稱為菁英大學，再以菁英大學為依變項進行分析。

² 本研究分析之資料並沒有參與補習才藝科目之題目，因此無法分析參與才藝補習對學測成績、上公立大學之影響。

Lareau, 2002; Wong, 1998)。

以上研究的理論與變項，主要都是根據西方的社會經濟狀況所發展出來的，至於其他國家的教育取得又是如何？Stevenson 與 Baker (1992) 對日本高中生之研究發現，在日本接受補習教育有助大學入學考試之成功，而來自高社經地位家庭的學生，由於家庭有較多資源而有較多機會接受補習教育，並提高大學入學考試成功之機會。

延續 Stevenson 與 Baker (1992) 的研究，孫清山與黃毅志 (1996) 發現，在臺灣補習參與對於國中及高中日後的升學影響有很大的正影響，是所有變項中影響最大者，比文化資本與家庭讀書環境大得多；這項研究的家庭讀書環境為一綜合指標，包括父母因子女成績好而鼓勵子女所代表的社會資本，以及父母出錢買課外讀物給子女、使子女擁有個人的書桌或書櫃、書架所代表的財務資本 (Coleman, 1988)；而在臺灣、日本父母出錢供給子女參與補習教育，補習參與也是很重要的財務資本變項。這項研究也發現，背景因素中如父母教育與父親職業對於補習參與有相當的影響，而女性補習參與低於男性，反映出性別差別待遇，補習參與在當時有相當的階層化效應。該研究是臺灣最早探討補習效益與階層化效應的問題之實證研究，也啟發了對這些問題所做的後續研究，不過由於該研究所使用的「1992 年臺灣地區社會變遷調查社會階層組資料」的樣本，年齡涵蓋當時 20-64 歲的臺灣地區民眾，以平均 42 歲來看，其參與國、高中補習的時間大約是 1962-1968 年，距今大約 40 年，大部分的樣本是透過聯考升學，其研究結果是否還適用於現今的實際情形？則有待後續研究繼續探討。

最近，劉正 (2006) 以「臺灣教育長期追蹤資料庫」(Taiwan Education Panel Survey, TEPS) 於 2001 年 9 月到 2002 年 3 月對臺灣地區國中生做問卷的資料進行分析。他根據迴歸分析發現，隨著補習時間增加，學業成績先升後降，適度的補習會提高成績，不過隨著補習時間增加，提高成績的效益會打折扣，補習時間過長，成績反而會下降。這是一項很重要的發現，他並以邊際效用遞減的普遍定律做解釋，不過對關於造成補習時間對於成績有邊際效用遞減的現象之機制，他並沒有多做解釋。在補習階層化問題方面，他根據邏輯迴歸發現，男女補習參與機率並沒差別，家庭社經地位對補習參與機率的影響很弱，相較於孫清山與黃毅志

(1996) 所發現「早年家庭社經地位對補習參與的影響」已減弱許多，他的解釋是近年臺灣的補習參與已高度普及(劉正，2006：17)，各階層者都有許多機會參與，而縮減家庭社經地位對補習參與的影響。

不過，劉正雖發現，不論父親的職業為何，子女補習參與的機率沒有多大不同；筆者認為這個發現可能由於當時 TEPS 父親職業分類的階層區辨力不足(陳怡靖，2004：351)，而無法顯現父親職業不同所造成的子女補習參與機率之差別。而劉正在估計家庭社經地位對於補習參與的影響時，控制了父母教育期望與學生自我教育期望，很可能有家庭社經地位愈高，父母與學生教育期望高(巫有鎰，2007; Hauser et al., 1983)，進而提高補習參與的間接影響；由於劉正控制了父母與學生教育期望，家庭社經地位的影響只剩下直接影響，很可能低估了家庭社經地位的影響。

林大森與陳憶芬(2006)則以高等教育資料庫「92學年度大一新生調查」資料中，選取以登記分發升上一般體系大學或學院的樣本，來分析高中階段的補習效益與階層化。他根據大一新生所錄取的科系分為人文社會學門與自然科技學門兩組之樣本，發現在「高中三年學科補習總科目(0-24科)」的效益方面，兩組學門的補習科目數對於大學入學學測成績總分都有正向影響；而在「各年級學科補習科目數」的效益方面，人文社會學門的高二補習科目數對學測總分有顯著正影響，不過高一、高三補習科目數的影響卻未達顯著；而自然科技學門則是高二與高三的補習科目數都有顯著影響，不過高一補習科目數的影響卻未達顯著。然而，他們對於為何補習科目數的影響會視年級與學門而定，並未做清楚的解釋。而他們在分析補習效益時，控制了「高中三年學業總平均成績」，很可能有補習科目數愈多，高中平均成績愈高，進而提高學測總分的間接影響；由於他們控制了高中平均成績，補習科目數的影響只剩下直接影響，很可能低估了補習科目數的影響。

至於林大森與陳憶芬(2006)對於補習階層化問題的分析，得到由於補習參與高度普及，導致家庭社經地位與其他背景變項，如性別、族群對補習總科目數影響很弱之結論，這與劉正(2006)的結論類似。不過他們將家庭社經地位與其他背景變項對補習科目數影響的總解釋量 R^2 只有.04，與先前孫清山與黃毅志

(1996) 的.17 相比，認為整體的影響程度較過去小很多，則有些問題；因為他們研究的是高中階段的補習，但拿來做比較的卻是孫清山與黃毅志的國中階段補習，孫清山與黃毅志所發現的高中階段上述變項對補習影響之 R^2 也只有.06，與他們的.04 未有大幅縮減。而他們的研究並未包含推薦甄選與申請入學的樣本，在這些樣本中，背景變項對於學科補習科目數，學科補習科目數對與學測總分究竟有何影響？仍有待進一步研究釐清。

李敦義 (2006) 採用 TEPS 於 2001 年對高中職五專二年級學生調查的資料做分析，這些學生於 2000 年升上高中職五專，當時雖已實施多元入學，不過聯考還在。李敦義發現，只有在推薦甄選與申請入學階段，學科補習次數 (0-4 次) 對於升上出路較好的高中 (而非技職學校)、公立學校 (而非私立學校) 機率有正向直線影響，而非先升後降之非直線影響，就此而言，補習對升學有所效益；不過，在透過聯考與登記分發入學的樣本，學科補習次數對於升上高中、公立學校機率並未有顯著影響；整體而言，補習效益不大。至於為何在推薦甄選與申請入學階段，補習次數對於升上高中機率有正向影響，李敦義的解釋是，補習次數多，會提高入學考試總分所涵蓋的品德、綜合表現、特殊事蹟之評分，但補習次數多會提高品德之評分，實在很沒說服力。

李敦義將透過聯考與登記分發入學的樣本合併做分析，而發現補習全無效益，也很有問題；聯考是上公立高中的最重要管道，而登記分發大都升上高職或私立高中 (陳怡靖等，2006：446，448；陳建州、劉正，2004)，兩種入學方式的考生性質大不相同，卻將透過這兩種入學方式入學者合併做分析，可能因而無法顯現透過聯考入學者，補習次數較多，由於入學考試分數較高，而提高升上公立學校、高中機率的現象。而在此分析中，李敦義控制了入學方式，以估計補習次數的影響時，很可能有補習次數較多，國中在校成績較高，進而提高透過聯考進入公立高中機率的間接影響；由於他控制了入學方式，補習次數的影響只剩下直接影響，很可能低估補習次數對升上高中、公立學校機率的影響。由於李敦義的研究方法與對研究發現的解釋皆有問題，補習效益還有進一步研究釐清的必要。

二、補習效益的進一步文獻探討

前一節只針對探討補習效益與階層化問題的少數重要文獻，依研究時間先後做回顧，以說明這方面研究的發展與限制，以及補習階層化的可能變遷。本節與下一節則對這兩項問題做更完整、系統化的文獻探討；然而，大多數的文獻的補習參與並沒有區分藝文補習或學科補習，如孫清山與黃毅志（1996），補習可能同時含藝文補習與學科補習；不過學科補習與升學機率、教育年數與學業成績的關聯密切多了，補習仍當以學科補習為主。本節所探討的補習效益之文獻如下：

（一）以「升學機率或教育年數」衡量補習效益的研究

多數研究都發現，補習參與有助於提升學生日後的升學機會或教育年數（林大森，2001；孫清山、黃毅志，1996；陳怡靖，2001；陳怡靖、鄭耀男，2000）。其中，孫清山與黃毅志（1996）的研究發現，國初中與高中職階段，參加補習的項數愈多，則日後升學的機率愈高；李敦義則發現補習參與對升高中職五專所上的學校類型影響相當有限。

（二）以「學業成績」衡量補習效益的研究

大部分研究發現，補習參與有助於提升學生的學業成績（巫有鎰，2007；林大森、陳憶芬，2006：58；陳順利，2001；楊肅棟，2001）。江芳盛（2006）的研究則與劉正（2006）類似，發現補習時數對於學業成績的影響呈現先升後降的非直線關係。

三、補習階層化的進一步文獻探討

補習的階層化，可用家庭社經地位與性別、族群等階層背景變項，對補習參與的影響來探討。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，學生補習參與愈高（江芳盛，2006；巫有鎰，1999，2007；林大森，2001；林大森、陳憶芬，2006；孫清山、黃毅志，1996；陳怡靖、鄭耀男，2000）。但也有研究發現，雖然大致而言，家長教育程度愈高，學生補習的機率也愈高，但研究所學歷的家長，學生參與補習的機率反而低於高中職與大專學歷者（劉正，2006），劉正（2006：24）認為可能的解釋是：「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；也有可能是他們基本上較為反對補習這種類似填鴨式的教育」，而降低學生參與補習機率。

在父親職業的影響上，有些研究發現父親職業地位愈高，學生參與補習的機率愈高（林大森，2001；楊肅棟，2001）。不過，劉正（2006：24）卻發現，不論父親的職業為何，子女補習參與的機率沒有多大不同。

過去多數研究發現，父母親教育、職業愈高，學生的補習參與愈高；很可能由於父母教育程度與父親職業地位愈高，對於子女的教育期望也較高，進而提高子女的成就抱負（巫有鎰，2007；Hauser et al., 1983; Sewell et al., 1969; Sewell, Haller, & Ohlendorf, 1970），這都可能增加其補習參與。

在家庭收入的影響上，有些研究發現家庭的收入較高，學生參與補習愈高（林大森、陳憶芬，2006；陳怡靖，2004）。很可能由於收入較高的家庭，所能負擔的補習支出較高，學生參與補習也就愈高。

在性別的影響上，早期的研究（孫清山、黃毅志，1996）發現男性較女性參與較多補習，這可歸因於傳統「重男輕女」的性別差別待遇。不過最近的研究卻發現，在臺灣補習日漸普及之下，男女的補習參與已無差別（林大森、陳憶芬，2006；劉正，2006）。男女的補習參與已無差別，除了補習教育高度普及外，也可歸因於性別差別待遇減低，兩性教育機會日趨均等（黃毅志，1995；駱明慶，2001）。在族群的影響上，許多研究發現，原住民的補習參與低於漢人（巫有鎰，2007，林大森、陳憶芬，2006；楊肅棟，2001）。

參、研究方法

一、研究架構

本研究根據相關文獻所建立的研究架構，一共包含三類變項，如圖 1 所示，其中出身背景變項為性別、族群、父親教育、母親教育、父親職業、家庭收入、家庭完整性、兄弟人數與姊妹人數，中介變項為學科補習參與、學科能力測驗成績總分（簡稱學測總分），依變項為上公立大學；其中家庭完整性、兄弟人數與姊

妹人數，雖然不是階層變項，它們的影響不能代表補習階層化，不過，仍能代表補習參與的機會不均等性，也就仍然納入架構中。本研究的背景變項和林大森與陳憶芬（2006）主要不同在於多了頗為重要的家庭完整性（陳順利，2001；楊肅棟，2001；劉正，2006），族群分為本省閩南、本省客家、外省與原住民四族，比他們只分原、漢兩組更精細，可比較同屬漢人的閩南、客家與外省補習參與之差異。

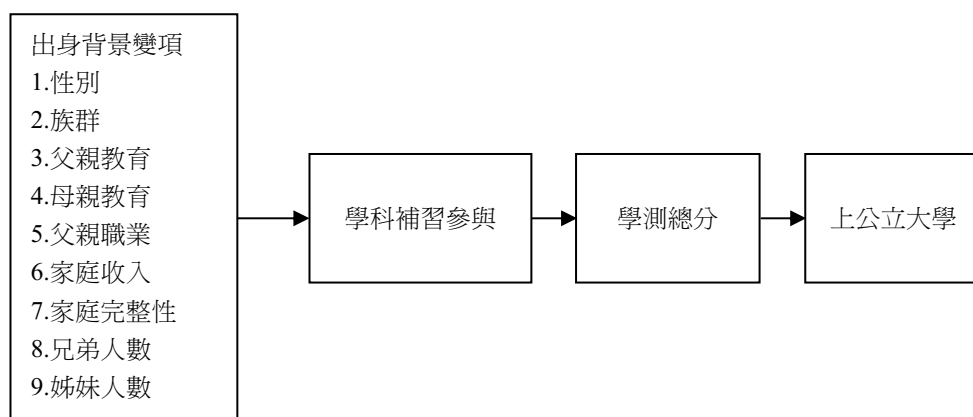


圖 1 研究架構

二、研究假設

根據相關的文獻探討與圖 1 的研究架構，本研究進一步提出下列研究假設：

（一）出身背景變項對學科補習參與的影響

1. 各背景變項對補習參與的研究假設

在性別與族群方面，可提出假設 1.1：男女補習參與沒有差異（林大森、陳憶芬，2006；劉正，2006）；假設 1.2：原住民的補習參與較漢人低（巫有鑑，2007；林大森、陳憶芬，2006；楊肅棟，2001）。

在家庭社經地位方面，可提出假設 1.3：父親教育年數愈高，子女的補習參與愈高；假設 1.4：母親教育年數愈高，子女的補習參與愈高（巫有鑑，1999，2007；林大森、陳憶芬，2006：54；孫清山、黃毅志，1996；陳怡靖、鄭耀男，2000）；假設 1.5：父親職業地位愈高，子女的補習參與愈高（林大森，2001；楊肅棟，2001）；

假設 1.6：家庭收入愈高，子女的補習參與愈高（林大森、陳憶芬，2006：54；陳怡靖，2004）。

在家庭完整性方面，過去研究發現雙親家庭的子女，補習參與比其他家庭高（陳順利，2001；楊肅棟，2001；劉正，2006：23），可能由於雙親家庭的子女，受到父母的關照較多，並提升學生的成就抱負（巫有鎰，2005，2007；陳順利，2001），這都會增加補習參與。因此可提出以下假設：

假設 1.7：雙親家庭的子女，補習參與較其他家庭高。

在兄弟姊妹人數方面，許多研究發現，兄弟姊妹人數愈多，個人的補習參與愈低（林大森、陳憶芬，2006：54；孫清山、黃毅志，1996；陳怡靖、鄭耀男，2000），這可用資源稀釋假設做解釋：兄弟姊妹人數愈多，每個人能從父母分得的資源愈少（Blake, 1985），補習參與也就愈低。因此可提出以下假設：

假設 1.8：兄弟人數愈多，個人的補習參與愈低。

假設 1.9：姊妹人數愈多，個人的補習參與愈低。

（二）補習的效益

1.學科補習參與對學測總分的影響

大部分都發現補習參與有助於提升學生的學業成績（巫有鎰，2007；林大森、陳憶芬，2006：58；陳順利，2001；楊肅棟，2001）。因此在補習參與對學測總分的影響上，本研究提出以下假設：

假設 2.1：補習參與愈多，學測總分愈高。

2.學科補習參與對升上公立大學的影響

在文獻回顧中，發現並沒有研究探討補習對上公立大學的影響，不過根據過去研究發現，高中補習參與有利於學測成績的提升（林大森、陳憶芬，2006：57），而學測成績為推薦甄選與申請入學的重要依據，也做為登記分發入學的門檻；本研究發現又顯示，學測總分與登記分發所依據的大學指定科目考試平均每科分數相關（ r 值）高達.746；就登記分發入學而言，學測總分愈高，也會提高進入公立大學的機會。因此有補習參與愈多，學測總分愈高，進而提高對升上入學標準較高的公立大學之間接影響。本研究提出以下假設：

假設 2.2：學測總分愈高，上公立大學的機率愈高。

假設 2.3：補習參與愈多，上公立大學的機率愈高。

三、資料來源

本研究以「臺灣高等教育資料庫——94 學年度大一新生問卷調查」的資料進行分析，此調查針對 94 學年度大一日間部學生，以 25% 的抽樣比率，抽出 75084 人。再用網路問卷進行調查，合計回收 52315 份問卷，回收率高達 70%。本研究的對象僅限於曾參加學科能力測驗而有學測總分的樣本數 25824 人。

94 學年度的大學多元入學方案，包括「學校推薦」、「個人申請」與「大學考試分發入學」三種入學方式。以下簡單說明三種不同入學方式的實施方式（大學考試入學分發委員會，2005；大學甄選入學彙辦中心，2005）：

（一）學校推薦

報名資格為高中職之普通科應屆畢業生。主要根據在校表現推薦學生，學校對一個學生只能推薦一校一系，錄取方式主要參酌 2 月份進行的學科能力測驗成績、面試，與在校成績單、自傳、讀書計畫、成果作品、師長推薦函、健康檢查表等審查資料。

（二）個人申請

報名資格為高中職應屆畢業或已畢業學生。一個學生最多能申請五校系，錄取方式同學校推薦。

（三）大學考試分發入學

報名資格為高中、高職五專應屆畢業或已畢業學生。錄取方式主要以學科能力測驗成績為門檻，7 月份進行的指定科目考試成績為最後標準。

綜合上述三種入學方式可看到，學科能力測驗成績做為個人申請與學校推薦入學的重要依據³，同時也是大學考試分發入學的門檻；而整體看來，才藝表現並不重要。而通常個人申請入學簡稱為申請入學，大學考試分發入學簡稱為登記

³ 檢視 94 學年度大學甄選入學校系分則資料可以發現，學科能力測驗總分在大部分系所中，占總成績很高的比例，例如：國立臺灣師範大學教育學系 94 學年度的學校推薦與個人申請中，學測總分各占總成績 50%。

分發入學，學校推薦入學簡稱為推薦甄選，如本研究所用的「94學年度大一新生調查問卷」所示。

參加大學入學考試者，不論是推薦甄選、申請入學與登記分發入學皆要參加學科能力測驗；而只有透過登記分發入學者才要參加大學指定科目考試；所以本研究乃採取有學測總分的樣本做分析。

四、變項測量

（一）出身背景變項

1.性別：迴歸與邏輯迴歸分析時做虛擬變項，以男為1，女為0。

2.族群：以父親的籍貫代表學生的族群，分為本省閩南、本省客家、外省與原住民，迴歸與邏輯迴歸分析時做虛擬變項，以本省閩南為對照組。

3.父母教育程度：將父母教育程度轉換為教育年數，如國小為6年、國中9年。

4.父親職業：

（1）在百分比與均數比較分析時：為了簡化分析與說明，將「農林漁牧工作人員」簡稱為農林漁牧；將「技術工」、「機械設備操作工及裝配工」與「非技術工」合併為工人；並將「服務工作人員及售貨員」簡稱為買賣服務；「事務工作人員」與「技術員及助理專業人員」合併為基層白領；「一般專業人員」、「中小學、特教、幼稚園教師」、「高層專業人員」與「民意代表、行政主管、企業主管及經理人員」合併為高層白領；共得5個類別，職業社經地位由高而低，大致依序為高層白領、基層白領、買賣服務、工人、農林漁牧。

（2）在迴歸與邏輯迴歸分析時：依黃毅志（2005：53，59）的六等職業社經地位測量，以「非技術工」與「農林漁牧工作人員」為1，「技術工」、「機械設備操作工及裝配工」與「服務工作人員及售貨員」為2，「事務工作人員」為3，「技術員及助理專業人員」為4，「一般專業人員」、「中小學、特教、幼稚園教師」與「民意代表、行政主管、企業主管及經理人員」為5，「高層專業人員」為6⁴，數

⁴ 父親職業在百分比、均數比較與迴歸、邏輯迴歸分析時採取不同分類方法，這是由於在百分比與均數比較分析時的職業測量是類別變項，在迴歸、邏輯迴歸分析時等

值愈高代表職業社經地位愈高。

5.家庭收入：在迴歸與邏輯迴歸分析時，以少於 50 萬元為 1，50-114 萬元為 2，115-150 萬元為 3，151-300 萬元為 4，301-500 萬元為 5，501 萬元以上為 6，數值愈高代表家庭收入愈高。

6.家庭完整性：以父母皆與自己在家同住為雙親家庭，父母其中一個與自己同住為單親家庭，父母皆不在但祖父母至少一個與自己同住為隔代教養，父母、祖父母皆不與自己同住，而由親友或兄弟姊妹代為照顧或教養者為寄親家庭。迴歸與邏輯迴歸分析時做虛擬變項，以雙親家庭為對照組。

7.兄弟、姊妹數：兄弟數為問卷上所填答兄數加弟數，姊妹數為姊數加妹數。

8.高中職學校屬性

(1) 公私立：在迴歸與邏輯迴歸分析時做虛擬變項，以公立為 1，私立為 0。

(2) 日間部或進修部：迴歸與邏輯迴歸分析時做虛擬變項，日間部為 1，進修部為 0。

9.學校位置：分成臺北市、高雄市、省轄市、一般縣與偏遠縣（含花蓮縣、臺東縣、澎湖縣、金門縣、連江縣）共五區，在迴歸與邏輯迴歸分析時做虛擬變項，以臺北市為對照組。

級為 1 的「非技術工」與「農林漁牧工作人員」無法併類而給與適當的職業名稱；等級為 2 的「技術工」、「機械設備操作工及裝配工」與「服務工作人員及售貨員」也無法併類而給與適當的職業名稱，因此父親職業在百分比、均數比較與迴歸、邏輯迴歸分析時才會採取不同的分類方法，如此在百分比與均數比較時才能給不同的職業類別適當名稱，如將「技術工」、「機械設備操作工及裝配工」與「非技術工」合併稱為工人；而「事務工作人員」與「技術員及助理專業人員」職業社經地位等級雖然不同，不過本研究初步的百分比、均數比較分析都顯示，父親為這兩項職業者，子女學科補習參與、學測成績與上公立大學百分比幾乎沒有差別，也就合併稱為基層白領；至於高層專業人員雖然職業社經地位等級最高，不過父親職業為高層專業人員者只占整體分析樣本的 3.2%，也就與「一般專業人員」、「中小學、特教、幼稚園教師」與「民意代表、行政主管、企業主管及經理人員」合併稱為高層白領。透過如此的併類，也可以簡化百分比、均數比較分析。

（二）學科補習參與

本研究以高中一、二年級有關學測成績的學科補習科數做測量，包括國文、英文、數學、物理、化學、生物、歷史、地理共 8 科，若這 8 科 2 年都沒補，即為 0 科，若這 8 科 2 年都補，即為 16 科。而本研究的補習參與測量還包括是否有參與補習，補習科數 0 即沒有補習；在迴歸分析與邏輯迴歸分析時做虛擬變項，以有補習為 1，沒補習為 0。

（三）學測總分

以 2 月份進行的高三生大學入學考試「學科能力測驗」中，所包含的國文、英文、數學、自然、社會五科總級分做測量，總級分最低 0 級分，最高 75 級分。本研究補習參與測量沒有包含高三學科補習科數，是因為高三的補習有可能是在下學期，而在「學科能力測驗」後進行，不能做為學測總分的解釋變項。

（四）是否上公立大學

在邏輯迴歸分析時，做虛擬變項，以上公立大學為 1，沒上公立大學為 0。

五、分析方法

本研究依圖 1 之研究架構進行量化分析，所運用的統計方法包括百分比交叉分析、均數比較分析、迴歸分析與邏輯迴歸分析。研究架構中雖然包括了自變項、中介變項與依變項，但本研究探討的焦點在出身背景對學科補習參與的影響所顯現的階層化效應，以及學科補習參與對學測總分、上公立大學機率影響所顯現的補習效益，並不分析出身背景透過中介變項，對上公立大學機率的影響機制，也就不做路徑分析（path analysis）⁵。

在背景與學科補習參與的關聯上，首先，以雙變項分析比較不同出身背景學生參與補習百分比與平均補習科數的差異；接著，以邏輯迴歸分析背景變項對於是否參與的影響，以迴歸分析背景變項對於補習科數的影響；最後，比較不同補

⁵ 即使要做路徑分析，在此必須強調的是，根據林清山（1991：245-249）與林南（Lin, 1976：321-326），傳統的路徑分析方法以迴歸來進行；而現在流行用 SEM（structural equation modeling）做分析。本研究不考慮用 SEM 做分析，因為研究架構中包含很多名義變項（nominal variable），以 SEM 很難做處理。

習科數者在平均學測總分、上公立大學百分比的差異，並以迴歸分析補習參與對學測總分的影響，以邏輯迴歸分析補習參與及學測總分對上公立大學的影響。

肆、研究結果

一、出身背景與學科補習參與的關聯

（一）背景與補習參與關聯雙變項分析

由表 1 可以發現，各背景變項與參與補習、補習科數的關聯均達顯著。女生補習參與的比率為 70.2%，高於男生的 68.5%；但在平均補習科數上，男生的 3.11 科，反而高於女生的 2.65 科。在各族群補習參與比率與平均補習科數之比較，都是外省最高，本省客家居次，本省閩南第三，而原住民明顯偏低。父、母親教育程度、父親職業地位與家庭收入愈高，子女補習參與的比率與平均補習科數愈高。兄弟、姊妹人數愈多，補習參與的比率與平均補習科數也愈低。在家庭完整性方面，補習參與比率與平均補習科數，都是寄親家庭補習最高，雙親家庭與隔代教養很接近，單親家庭最低⁶。

綜觀表 1，代表各背景變項與是否參與補習及補習科數關聯強度的 Cramer's V 與 Eta 都很低，最高僅達.156；而不同性別、父母教育、父親職業、家庭收入、兄弟人數、姊妹人數與家庭完整性之背景者，參與補習比率及平均補習科數的差別皆不大。上述不同背景者參與補習比率的差別皆不大，可歸因參與補習已高度普及，全體分析樣本參與補習比率高達 69.5%，不同背景者都有很高比率參與所致；而在不同族群中，本省閩南、本省客家與外省的補習參與比率也都很高，而沒有多少不同，只有原住民明顯低於其他族群，只有一半左右（53.2%）。

⁶ 寄親家庭學生數高達 5744，看來比率過高；本研究所做的進一步分析顯示，學生在填答「有哪些人與您在家裡同住」的九項複選題中，有 1.6%全部沒有勾選，而沒人與他同住；7.1%只有 1 個家人，含父母、祖父母與兄弟姊妹與他同住；47 位學生有 4 個家人與他同住在家裡。可能有許多測量誤差，而造成無親家庭學生比率過高，與無親家庭學生的補習參與最高。

表1 不同背景者的參與補習百分比及平均補習科數（全體分析樣本）

		參與補習		補習科數		
		N	%	Cramer's V	平均數	Eta
全體分析樣本		25824	69.5		2.86	
性別	男	11255	68.5	.018*	3.11	.064*
	女	13354	70.2		2.65	
族群	本省閩南	17962	69.3	.047*	2.82	.041*
	本省客家	3093	70.0		2.90	
	外省	2562	72.4		3.15	
	原住民	365	53.2		1.96	
父親教育	國中以下	6163	58.4	.156*	2.29	.113*
	高中職	8538	68.7		2.74	
	專科以上	9930	76.7		3.29	
母親教育	國中以下	7533	60.0	.148*	2.33	.117*
	高中職	9647	70.5		2.83	
	專科以上	7451	77.3		3.40	
父親職業	農林漁牧	1057	59.6	.120*	2.18	.093*
	工人	4930	63.2		2.54	
	買賣服務	5814	69.9		2.82	
	基層白領	2694	72.9		2.92	
	高層白領	6198	76.4		3.30	
家庭收入	少於 50 萬元	10214	64.3	.105*	2.57	.081*
	50-150 萬元	9587	71.3		2.91	
	151 萬元以上	4698	77.0		3.36	
兄弟人數	0 人	7434	71.9	.040*	3.05	.041*
	1 人	9545	69.5		2.84	
	2 人以上	7640	67.2		2.69	
姊妹人數	0 人	8542	70.7	.031*	2.96	.033*
	1 人	7655	70.3		2.92	
	2 人以上	8424	67.6		2.69	
家庭元整性	雙親	16458	69.7	.050*	2.88	.028*
	單親	1475	60.8		2.48	
	隔代	977	70.0		2.83	
	寄親	5744	71.0		2.90	

說明：*表 $p < .05$

(二) 背景變項對學科補習參與影響之迴歸與邏輯迴歸分析

本文在所有邏輯迴歸分析的 β 為 McKelvey 與 Zavoina 之 β ，此為標準化係數，如迴歸分析的 β ，可代表各自變項的影響大小（鄭旭智、張高哲、潘倩玉、林克明譯，2002：96-97）。由表 2 可以發現，在背景變項對是否參與補習的影響方面，男性參與補習的機率顯著低於女性。原住民參與補習的機率顯著低於本省閩南，本省客家與外省參與補習的機率也都顯著低於本省閩南；整體而言，原住民參與補習的機率低於漢人。父親教育年數、母親教育年數、父親職業地位、家庭收入愈高，會顯著提升子女參與補習的機率。單親家庭參與補習的機率顯著低於雙親家庭，不過隔代家庭、寄親家庭與雙親家庭的差距未達顯著。兄弟人數的增加，會顯著降低參與補習的機率；姊妹人數對參與補習機率的影響未達顯著。雖然由於樣本很大，大部分背景變項的影響皆達顯著，但代表影響力的 β 值均很小，所以整體解釋力 (R^2) 只有.047。

表2 背景變項對補習影響之迴歸與邏輯迴歸分析（全體分析樣本）

		是否補習（邏輯迴歸）		補習科數（迴歸）	
		b	β	b	β
性別	女（對照）				
	男	-.121*	-.032	.410*	.058
族群	本省閩南（對照）				
	本省客家	-.031*	-.005	.040	.004
	外省	-.174*	-.027	-.009	-.001
	原住民	-.564*	-.033	-.660*	-.020
家庭社經地位	父親教育	.057*	.096	.070*	.062
	母親教育	.054*	.090	.073*	.064
	父親職業	.043*	.035	.047*	.020
	家庭收入	.103*	.054	.109*	.030
家庭完整性	雙親（對照）				
	單親	-.322*	-.038	-.324*	-.020
	隔代	-.025	-.003	-.076	-.004
	寄親	.012	.003	-.059	-.007
兄弟人數		-.044*	-.020	-.075*	-.018
姊妹人數		-.010	-.005	-.001	.000
常數		-.627*		.727*	
樣本數		20534		20534	
R2		.047		.025	

說明：*表 $p < .05$ ；是否補習邏輯迴歸的 R^2 ，為 Nagelkerke R^2 。

在背景變項對補習科數的影響方面，男性的補習科數顯著高於女性。原住民的補習科數顯著低於本省閩南，不過本省客家、外省與本省閩南差距未達顯著；整體而言，漢人補習科數高於原住民。父親教育年數、母親教育年數、父親職業地位、家庭收入愈高，會顯著提升子女的補習科數。單親家庭的補習科數顯著低於雙親家庭；不過隔代家庭、無親家庭與雙親家庭差距未達顯著。兄弟人數的增加，會顯著降低個人的補習科數；姊妹人數對補習科數的影響未達顯著。雖然大部分背景變項的影響皆達顯著，但代表影響力的 β 值均很小，所以 R^2 只有.025。

綜合以上分析，補習參與機率及補習科數受到出身背景，特別是家庭社經地位影響所顯示的階層化效應與機會不均等性都很小。

二、學科補習參與與學測總分、上公立大學的關聯

（一）學科補習參與及學測總分、上公立大學關聯雙變項分析

由表 3 可以發現，是否參與補習、補習科數與平均學測總分、上公立大學比率的關聯均達顯著。參與補習者學測總分平均為 50.8 分，高於未參與補習的 45.3 分，Eta 值為.232；參與補習者上公立大學的比率還是較高，為 40.3%，未參與補習為 28.2%，Cramer's V 值為.115。

表3 補習參與與學測總分、上公立大學之關聯性分析（全體分析樣本）

		學測總分			上公立大學	
		N	平均數	Eta	%	Cramer's V
全體分析樣本		25824	49.1		36.6	
補習情形	未參與補習	7873	45.3	.232*	28.2	.115*
	參與補習	17951	50.8		40.3	
補習科數	0 科	7873	45.3	.252*	28.2	.125*
	1-4 科	13354	50.4		40.0	
	5-8 科	2902	53.7		45.3	
	9-16 科	1695	49.3		34.1	

*表 $p < .05$

至於補習科數與學測總分平均、上公立大學比率的關聯，補 0 科者平均學測總分為 45.3 分，1-4 科提高為 50.4 分，5-8 科最高，為 53.7 分，但 9 科以上反而下降，只有 49.3 分，補習科數與平均學測總分為先升後降的非直線關係，Eta 值為.252。在上公立大學的比率上，0 科為 28.2%，1-4 科提高為 40.0%，5-8 科最高，為 45.3%，但 9 科以上反而下降，只有 34.1%，補習科數與上公立大學比率也為先升後降的非直線關係，Cramer's V 值為.125。

（二）學科補習參與對學測總分影響之迴歸分析

表 4 以迴歸分析探討整體分析樣本補習參與對學測總分之影響，補習之外的自變項做為控制變項，如果沒有必要，就不對這些變項的影響做說明。在此必須說明的是，控制變項中的出身背景變項，很可能影響子女補習參與、就讀高中職學校屬性、位置，進而對學測總分有間接影響；由於模型一至模型三中，皆控制了補習參與、高中職學校屬性與學校位置，使得出身背景變項對上公立大學的影響，只剩下直接影響，而有所減弱⁷。

由表 4 可以發現，所有補習參與變項對學測總分都有顯著正影響。從模型一可以看到，補習科數每多一科，可以提高學測總分.25 分（ $b = .25$ ， $\beta = .082$ ），整體解釋力（ R^2 ）為.186。從模型二可以看到，有補習者比沒補習者學測總分高出 3.23 分（ $\beta = .137$ ）， R^2 為.197。模型二的補習只用粗略的二分變項做測量，但比起模型一較為精緻的補習科數（0-16 科）測量，影響力（ β ）竟然更大，這是相當有趣的發現。在模型三可以看到，比起沒有補習者，補 1-4 科者學測總分高出 2.98 分，補 5-8 科者學測總分更是高出 5.09 分，不過，補 9-16 科者學測總分只高出 2.43 分；顯示補習科數對於學測總分的影響為先升後降的非直線關係， R^2 為.201。在模型一用補習科數來對學測總分做迴歸，預設著補習科數與學測總分間為直線關係，這會低估補習對學測總分之影響（ β ）；而模型二的是否補習，並沒有預設其與學測總分間為直線關係，這是模型二是否補習的 β 值高於模型一補習科數的重

⁷ 至於父母教育與學測總分的關聯，本研究進一步的分析將父母教育做虛擬變項，發現父母教育程度愈高，學測總分愈高，而且都以研究所學歷者最高，而呈現直線關係，這與劉正（2006）的發現不同。

要原因⁸。模型三將有補習者再細分為三組，可以顯示有補習者隨補習科數不同而在學測總分不同的現象，因而模型三的 R^2 不僅較高，也可以清楚顯示補習對學測總分影響之非直線關係，為表4的最佳模型。

表4 補習參與對學測總分之迴歸分析（全體分析樣本）

		模型一		模型二		模型三	
		b	β	b	β	b	β
補習科數		.25*	.082				
是否補習	沒補習（對照）						
	有補習			3.23*	.137		
補習科數	0科（對照）						
	1~4科					2.98*	.138
	5~8科					5.09*	.150
	9~16科					2.43*	.055
性別	女（對照）						
	男	.61*	.028	.78*	.036	.69*	.032
族群	閩南（對照）						
	客家	-1.13*	-.035	-1.12*	-.034	-1.11*	-.034
	外省	-1.03*	-.028	-.93*	-.025	-.90*	-.024
	原住民	-5.09*	-.051	-4.83*	-.049	-4.73*	-.048
家庭社會地位	父親教育	.31*	.091	.30*	.085	.29*	.085
	母親教育	.22*	.062	.20*	.057	.19*	.055
	父親職業	.35*	.050	.34*	.048	.33*	.046
	家庭收入	.84*	.076	.80*	.072	.79*	.072
家庭結構	雙親（對照）						
	單親	-.79*	-.016	-.63*	-.013	-.58	-.012
	隔代	-.28	-.005	-.29	-.005	-.25	-.004
	寄親	.04	.002	.03	.001	.06	.002
高中／職學校屬性	兄弟人數	-.02	-.002	-.02	-.002	.03	-.002
	姊妹人數	-.16*	-.014	-.15*	-.014	-.15*	-.013
	私立（對照）						
	公立	6.64*	.266	6.26*	.251	6.16*	.247
學校位置	進修部（對照）						
	日間部	9.59*	.041	9.23*	.040	9.30*	.040
	臺北市（對照）						
	高雄市	-.97*	-.025	-.99*	-.026	-1.12*	-.029
	省轄市	.93*	.033	.90*	.032	.84	.030
	院轄市	-3.31*	-.154	-3.18*	-.147	-3.12*	-.144
常數	偏遠地區	-7.23*	-.116	-7.18*	-.116	-7.20*	-.116
	常數	27.14*		26.60*		26.75*	
樣本數		20317		20317		20317	
R^2		.186		.197		.201	

*表 $p < .05$

⁸ 除了上述非直線關係的影響之外，也有可能是學科補習要勾選的項目太多，所勾選的項數與實際參與的項數有所不同，帶來測量誤差所致。

表 5 以迴歸分析探討以不同方式入學的樣本中，補習對學測總分之影響。表 5 並未將表 4 的補習科數納入分析，理由在於，補習對學測總分的影響為非直線關係。補習之外的自變項做為控制變項，所控制的變項同表 4；由於篇幅限制，表 5 也就未列出控制變項的影響係數。

由表 5 可以發現，所有補習變項對學測總分都有顯著正影響。在登記分發樣本，從模型一可以看到，有補習者比沒補習者學測總分高出 2.30 分， R^2 為.174。在模型二可以看到，比起沒有補習者，補 1-4 科者學測總分高出 2.10 分，補 5-8 科者學測總分更是高出 3.81 分，不過，補 9-16 科者學測總分只高出 1.50 分。補習科數對於學測總分的影響亦為先升後降的非直線關係， R^2 為.178。

在推薦甄選樣本，從模型三可以看到，有補習者比沒補習者學測總分高出 4.71 分， R^2 為.220。在模型四可以看到，比起沒有補習者，補 1-4 科者學測總分高出 4.34 分，補 5-8 科者學測總分更是高出 8.40 分，不過補 9-16 科者學測總分只高出 3.22 分。補習科數對於學測總分的影響仍為先升後降的非直線關係， R^2 為.228。

在申請入學樣本，從模型五可以看到，有補習者比沒補習者學測總分高出 3.10 分， R^2 為.229。在模型六可以看到，比起沒有補習者，補 1-4 科者學測總分高出 2.62 分，補 5-8 科者學測總分更是高出 5.74 分，不過，補 9-16 科者學測總分只高出 3.23 分。補習科數對於學測總分的影響還是先升後降的非直線關係， R^2 為.235。

綜合以上數據，是否補習對學測總分的效益，以推薦甄試樣本最大，比起沒補習者，有補習可以提高 4.71 分；申請入學樣本次之，提高 3.10 分；登記分發樣本最低，只提高 2.30 分；進一步的 t 考驗顯示，推薦甄試樣本的效益顯著高於其他兩者 ($p < .05$)。至於補習科數的效益，仍以推薦甄試樣本最大，比起沒補習者，不同補習科數的組別，高出的分數大都比其他兩者高得多，申請入學樣本居次，登記分發樣本仍最低；t 考驗顯示，推薦甄試樣本不同補習科數組別高出的分數，大都顯著高於其他兩者。

表5 不同入學方式的樣本補習對學測總分影響之迴歸分析

		登記分發樣本				推薦甄選樣本				申請入學樣本			
		模型一		模型二		模型三		模型四		模型五		模型六	
		b	β	b	β	b	β	b	β	b	β	b	β
是否補習	沒補習 (對照)												
	有補習	2.30*	.101			4.71*	.187			3.10*	.136		
0 科 (對照)													
補習科數	1-4 科			2.10*	.104			4.34*	.176			2.62*	.122
	5-8 科			3.81*	.124			8.40*	.190			5.74*	.162
	9-16 科			1.50*	.036			3.22*	.064			3.23*	.079
常數		32.69*		32.78*		20.49*		21.11*		27.24*		27.57*	
樣本數		13682		13682		2042		2042		3683		3683	
R ²		.174		.178		.220		.228		.229		.235	

說明：*表 $p < .05$ ；控制變項同表4。

(三) 學科補習參與對上公立大學影響之邏輯迴歸分析

表 6 以邏輯迴歸分析探討分析整體樣本補習參與對上公立大學之影響，所控制的變項同表 4。從模型一可以看到，補習科數對上公立大學並沒有顯著的影響，且 β 僅.015，這是補習科數對上公立大學有非直線影響所致（見模型三）， R^2 為.124。從模型二可以看到，有補習者上公立大學的機率，顯著高於沒補習者 ($b = .271$, $\beta = .064$)， R^2 為.128。在模型三可以看到，比起沒有補習者，補 1-4 科者上公立大學的機率顯著較高 ($b = .284$)，補 5-8 科者上公立大學的機率高得更多 ($b = .317$, $p < .05$)，不過補 9 科者上公立大學的機率並沒有顯著較高；補習科數對於上公立大學機率的影響為亦先升後降的非直線關係， R^2 為.128。模型四加入學測總分，學測總分對上公立大學的機率有顯著的正向影響， β 值高達.625；比起沒有補習者，補 1-4 科者上公立大學的機率並沒有顯著較高，補 5-8 科者上公立大學的機率反而顯著較低，補 9-16 科者上公立大學的機率也是顯著較低， R^2 為.383。

表6 補習對上公立大學影響之邏輯迴歸分析（全體分析樣本）

		模型一		模型二		模型三		模型四	
		b	β	b	β	b	β	b	β
學測總分								.142*	.625
補習科數		.008	.015						
是否補習	沒補習（對照）								
	有補習			.271*	.064				
0 科（對照）									
補習 科數	1-4 科					.284*	.073	.029	.006
	5-8 科					.317*	.052	-.272*	-.035
	9-16 科					.073	.009	-.225*	-.022
常數		-2.832*		-2.909*		-2.902*		-7.973*	
樣本數		20317		20317		20317		20317	
Nagelkerke R ²		.124		.128		.128		.383	

說明：*表 $p < .05$ ；控制變項同表4。

由於補習科數對於學測總分的影響為先升後降的非直線關係（見表 4 模型三），而學測總分對公立大學機率有很大的正向影響，補習科數對於上公立大學機率的間接影響也就為先升後降的非直線關係；而間接影響即表 6 模型三的 b 值所代表的總影響減去模型四的 b 值所代表的直接影響（Hanushek & Jackson, 1977: 224-227），補 1-4 科間接影響為.255（=.284－.029），5-8 科為.589，9-16 科為.298。但模型四控制了學測總分，補習科數的影響只剩下直接影響，有補習者不僅不會提高上公立大學的機率，補習超過 5 項者，上公立大學的機率反而下降，對於這個現象，本研究在討論中會做進一步解釋。由於補習科數對於上公立大學機率的間接影響為先升後降的非直線關係，與負向直接影響有所抵銷，模型二、三補習參與變項的總影響（b 與 β 值）也就不大；不過間接影響比直接影響（見模型四）大很多，所以模型三所代表的補習科數總影響依然為先升後降的非直線關係。

表 7 以邏輯迴歸分析探討以不同方式入學的樣本中，補習對上公立大學之影響。表 7 並未將表 6 的補習科數與是否補習納入分析，理由在於，補習對上公立大學的影響非直線關係（見表 6），而這兩個變項都不能反映非直線的關係，再加上精簡表格與篇幅限制的考量，也就不將這兩個變項納入分析。補習之外的自變項做為控制變項，所控制的變項同表 4。

在登記分發樣本，從模型一可以看到，比起沒有補習者，補 1-4 科者上公立大學的機率顯著較高 ($b = .235$)，補 5-8 科者上公立大學的機率也顯著較高 ($b = .214$)，不過，補 9-16 科者上公立大學的機率並沒有顯著較高；補習項數對於上公立大學機率的影響有先升後降的非直線關係， R^2 為.102。模型二加入學測總分，學測總分對上公立大學的機率有顯著的正向影響， β 值高達.608，比起沒有補習者，補 1-4 科者上公立大學的機率並沒有顯著較高，補 5-8 科者上公立大學的機率反而顯著較低，不過 b 值為-.284，較其他入學方式的樣本小多了；補 9-16 科者上公立大學的機率也沒有顯著較高， R^2 為.368。

在推薦甄選樣本，從模型三可以看到，比起沒有補習者，補 1-4 科者上公立大學的機率顯著較高 ($b = .418$)，補 5-8 科者上公立大學的機率高得更多 ($b = .676$, $p < .05$)，不過，補 9-16 科者上公立大學的機率並沒有顯著較高；補習科數對於上公立大學機率的影響亦為先升後降的非直線關係， R^2 為.174。模型四加入學測總分，學測總分對上公立大學的機率有顯著的正向影響， β 值高達.799；比起沒有補習者，補 1-4 科者上公立大學的機率並沒有顯著較高，補 5-8 科者上公立大學的機率反而顯著較低 ($b = -.520$)，補 9-16 科者上公立大學的機率低得更多 ($b = -.795$, $p < .05$)， R^2 為.499。

在申請入學樣本，從模型五可以看到，比起沒有補習者，補 1-4 科者上公立大學的機率顯著較高 ($b = .191$)，補 5-8 科者上公立大學的機率高得更多 ($b = .304$, $p < .05$)，不過，補 9-16 科者上公立大學的機率並沒有顯著較高；補習科數對於上公立大學機率的影響仍為先升後降的非直線關係， R^2 為.180。模型六加入學測總分，學測總分對上公立大學的機率有顯著的正向影響， β 值高達.633；比起沒有補習者，補 1-4 科者上公立大學的機率並沒有顯著較高，補 5-8 科者上公立大學的機率反而顯著較低 ($b = -.423$)，補 9-16 科者上公立大學的機率雖也較低 ($b = -.365$)，但沒有達到顯著， R^2 為.443。

表7 不同入學方式的樣本補習對上公立大學影響之邏輯迴歸分析

		登記分發樣本				推薦甄選樣本				申請入學樣本			
		模型一		模型二		模型三		模型四		模型五		模型六	
		b	β	b	β	b	β	b	β	b	β	b	β
學測總分				.149*	.608			.177*	.799			.153*	.633
0 科（對照）													
補習 科數	1-4 科	.235*	.061	.039	.008	.418*	.104	.010	.002	.191*	.047	-.066	-.013
	5-8 科	.214*	.037	-.284*	-.038	.676*	.094	-.520*	-.053	.304*	.045	-.423*	-.049
	9-16 科	.085	.011	-.105	-.010	-.136	-.016	-.795*	-.071	.058	.008	-.365	-.037
常數		-2.660*		-8.472*		-2.730*		-8.955*		-3.091*		-8.555*	
樣本數		13682		13682		2042		2042		3683		3683	
Nagelkerke R ²		.102		.368		.174		.499		.180		.443	

說明：*表 $p < .05$ ；控制的變項同表4

綜合以上數據，不論就登記分發、推薦甄選或申請入學樣本而言，在控制學測總分之前，補習科數對於上公立大學機率的影響為先升後降的非直線（見模型一、三、五），但控制學測總分後，補習科數超過 5 項者，對上公立大學的機率反而較低（見模型二、四、六）。由於補習科數對於學測總分的影響為先升後降的非直線關係（見表 5 模型二、四、六），而學測總分對公立大學機率有很大的正向影響，補習科數對於上公立大學機率的間接影響也就為先升後降的非直線關係；而間接影響即表 7 模型一、三、五的 b 值減去模型二、四、六的 b 值（Hanushek & Jackson, 1977: 224-227）。但模型二、四、六控制了學測總分，補習科數的影響只剩下直接影響，有補習者不僅不會提高上公立大學的機率，補習超過 5 項者，上公立大學的機率反而下降，對於這個現象，本研究在討論中會做進一步解釋。由於補習科數對於上公立大學機率的間接影響為先升後降的非直線關係，與負向直接影響有所抵銷，模型一、三、五補習科數的總影響（b 與 β 值）也就不大，以整體樣本做分析的表 6 模型二、三補習參與變項的總影響也不大；不過間接影響較直接影響大很多，所以表 7 模型一、三、五，表 6 模型三補習科數總影響依然為先升後降的非直線關係。

伍、結論與討論

一、對假設檢證結果之說明與討論

以下根據迴歸與邏輯迴歸分析結果，來說明與討論研究假設檢證的結果：

（一）出身背景對學科補習參與的影響

假設 1.2：「原住民的補習參與較漢人低」，假設 1.3：「父親教育年數愈高，子女的補習參與愈高」，假設 1.4：「母親教育年數愈高，子女的補習參與愈高」，假設 1.5：「父親職業地位愈高，子女的補習參與愈高」，假設 1.6：「家庭收入愈高，子女的補習參與愈高」與假設 1.8：「兄弟人數愈多，個人的補習參與愈低」，都獲得支持，但是也有未獲得支持的假設如下：

假設 1.1：「男女補習參與沒有差異」。研究顯示，男性參與補習機率低於女性，但補習科數卻高於女性，這不支持假設；可能的原因仍有待進一步研究釐清。

假設 1.7：「雙親家庭的子女，補習參與較其他家庭高」。研究顯示，單親家庭參與補習機率與補習科數都較雙親家庭低，這支持假設；不過隔代家庭與寄親家庭，在參與補習參與機率與補習科數上，與雙親家庭的差距都不顯著，這不支持假設；可能的原因仍有待進一步研究釐清。

假設 1.9：「姊妹人數愈多，個人的補習參與愈低」。研究顯示，姊妹人數對參與補習機率與補習科數的影響均未達顯著，這不支持假設；可能的原因是，女性的補習科數較少，搶資源的情形不像兄弟那樣嚴重，因此姊妹人數對補習參與機率與補習科數的影響皆不顯著。

（二）補習的效益

1.學科補習參與對學測總分的影響

假設 2.1：「補習參與愈多，學測總分愈高」。研究顯示，在整體分析樣本中，補習科數對於學測總分的影響為先升後降的非直線關係，這不支持假設；在登記分發、推薦甄選與申請入學的樣本，也都發現補習科數對於學測總分的影響也是先升後降，這也都不支持假設。但這個發現與劉正（2006）的研究發現相似，劉正發現，補習的時間對學測成績有先升後降的影響，補習的時間若過長，對學習

成績的提高效果就會打折扣，甚至於造成成績下降。由於本研究所測量的補習科數很多（0-16 科），補習科數愈多，大致上補習的時間也長，因此本研究的發現也就與劉正的發現類似。可能的原因是，補習科數（8 科以內），雖然可以提高學測總分，但補的科目若過多（9 科以上），除了帶來過度的疲勞，降低補習效果之外，還會佔用到許多複習功課與做作業的時間，因此反而會降低學測總分；這是劉正未提出的解釋。

2. 學科補習參與對上公立大學的影響

假設 2.2：「學測總分愈高，上公立大學的機率愈高」。在整體分析樣本中獲得支持，而且代表學測總分影響的 β 值高達.625。在登記分發、推薦甄選與申請入學樣本也都獲得支持， β 值分別高達.608、.799 與.633。

假設 2.3：「補習參與愈多，上公立大學的機率愈高」。研究顯示，在整體樣本、登記分發、推薦甄選與申請入學的樣本中，補習科數對上公立大學的影響皆為先升後降的非直線關係，都不支持假設。由於在各類樣本中，學科補習科數對於學測總分的影響皆為先升後降的非直線關係，而學測總分對上公立大學都有很大的正面影響，所以學科補習科數對於上公立大學的間接影響亦為先升後降。但在整體分析樣本、推薦甄選與申請入學樣本，控制學測總分後，就補習科數對上公立大學的直接影響而言，與未補習者相較，補習 4 科以內者上公立大學的機率並沒有較高，且補 5 科以上反而上公立大學的機率較低；可能原因為，就推薦甄選與申請入學的樣本而言，要上公立大學除了學測總分外，書面審查與口試成績仍有一定的影響，如果學測總分相同，補 5 科以上反而會降低為提高其他成績所投入的時間、精神與資源，因而降低上公立大學的機率。而不論就推薦甄選或申請入學者而言，由於間接影響皆比直接影響大得多，補習科數對上公立大學的影響仍為先升後降；就登記分發樣本而言，由於直接影響很小，補習科數對上公立大學的影響亦為先升後降；整體樣本補習科數對上公立大學的影響也就為先升後降的非直線關係。

二、進一步討論

（一）由於所有背景變項對學科補習參與機率及補習科數的影響（ β ）都很

小，所以整體解釋力（ R^2 ）都很低，所顯示的補習參與階層化效應與機會不均等性都很小，這是由於補習人數比例偏高，導致不同性別、父母教育、父親職業、家庭收入、兄弟人數、姊妹人數與家庭完整性之背景者，以及同屬於漢人的本省閩南、客家與外省都有許多機會參與，不同背景者參與機會的差距不大所致；不過原住民參與補習的仍只有半數，明顯低於漢人。

（二）本研究發現學科補習科數對學測總分、上公立大學的機率影響為先升後降的非直線關係，以補習科數（0-16 科）對學測總分做迴歸或邏輯迴歸分析，由於預設著補習科數與學測總分間為直線關係，這會低估補習之影響（ b 與 β 值）。林大森與陳憶芬（2006）的研究將高中三年接受所有學科補習科目的總和視為補習總科數，並以直線迴歸估計補習總科數對學測成績的影響，很可能會低估補習科數對學測總分的影響，而造成在許多分析中，補習的影響不顯著。

（三）至於學科補習科數對學測總分的先升後降重要原因，是因補習項數過多，會降低複習課業與做功課的時間，學測總分反而下降的情形。就推薦甄選與申請入學的樣本而言，如果學測總分相同，補習科數過多者反而會降低上公立大學的機率，這是因補習科數過多反而會降低為提高審查與口試成績所做的投入。綜合以上討論，不論就學測總分或上公立大學而言，補習過多反而會降低其他為提高成績所做的投入，因而降低學測總分與上公立大學的機率。

三、建議

（一）對教育實務之建議

本研究發現，學科補習科數對學測總分與上公立大學機率之影響為先升後降的非直線關係，因此建議學生的學科補習應該適量，特別是打算以推薦甄選或申請入學的學生。

（二）對未來研究之建議

1.考慮補習的效益有非直線影響

今後研究在對補習的效益做估計時，應考慮其中有可能存在的非直線關係，以免低估補習對學業成績的效益。

2.補習測量的改變

本研究由於採用次級資料分析的限制，學科補習只以高一與高二是否參加學科補習進行加總的補習科數進行分析。日後研究若能參考孫清山與黃毅志（1996），將補習方式分成參加校內課輔、上補習班與請家教等，並分析背景變項對不同補習方式的影響，與不同補習方式對學生成績與升學結果的影響，可能會得到有意義的新發現。

參考文獻

- 大學考試入學分發委員會（2005）。九十四學年度大學考試分發入學招生簡章。2007年8月20日，取自 <http://www.uac.edu.tw/94data/94recruit.pdf>
- 大學甄選入學彙辦中心（2005）。九十四學年度大學甄選入學招生簡章彙編。2007年8月20日，取自 http://www.caac.ccu.edu.tw/caac94/data/appform_1.doc
- 江芳盛（2006）。國中生課業補習效果之探討。臺北市立教育大學學報：教育類，37（1），131-148。
- 巫有鎰（1999）。影響國小學生學業成就的因果機制——以臺北市和臺東縣做比較。教育研究集刊，43，213-242。
- 巫有鎰（2005）。學校與非學校因素對臺東縣國小學生學業成就的影響：結合教育機會均等與學校效能研究的分析模式。國立屏東師範學院教育行政研究所博士論文，未出版，屏東縣。
- 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（2001）。家庭教育資源對教育分流、教育取得之影響。政大社會學報，31，45-75。
- 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。
- 林清山（1991）。多變量分析統計法。臺北市：東華。
- 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。
- 教育部（2007）。96-99通識教育中程綱要計畫。2008年1月14日，取自 http://hss.edu.tw/upload/user/file/GE/96GE_Intro960420.pdf
- 陳怡靖（2001）。臺灣地區高中／技職分流與教育機會不均等性之變遷。教育研究集刊，

47, 253-282。

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學系博士論文，未出版，高雄市。

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。

陳建州、劉正 (2004)。論多元入學方案之教育機會均等性。《教育研究集刊》，50 (4)，115-146。

陳順利 (2001)。原、漢青少年飲酒行為與學業成就之追蹤調查——以臺東縣關山地區為例。《教育與心理研究》，24，67-98。

彭森明 (2003)。臺灣高等教育資料庫之建置及相關議題之探討。國科會研究計畫。臺北市：作者。

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 (2002)。社會階層、社會網絡與主觀意識：臺灣地區不公平的社會階層體系之延續。臺北市：巨流。

黃毅志 (2005)。教育研究中的「職業調查封閉式問卷」之信效度分析。《教育研究集刊》，51 (4)，43-71。

楊肅棟 (2001)。學校、教師、家長與學生特質對原漢學業成就的影響——以臺東縣國小為例。《臺灣教育社會學研究》，1 (1)，209-247。

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。

鄭旭智、張高哲、潘倩玉、林克明 (譯) (2002)。J. S. Long 著。類別與受限依變項的迴歸統計模式 (Regression models for categorical and limited dependene variubles)。臺北：弘智。

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。

Blake, J. (1985). Number of siblings and educational mobility. *American Sociological Review*, 50, 84-94.

Bourdieu, P. (1977). *Reproduction in education, society and culture*. Beverly Hills: Califi Sage.

Bourdieu, P. (1984). *Distinction: A social critique of the judgment of taste*. Cambridge, Mass: Harvard University Press.

Burkam, D. T., Ready, D. D., Lee, V. E., & LoGerfo, L. F. (2004). Social-class difference in summer learning between kindergarten and first grade: Model specification and estimation.

- Sociology of Education*, 77, 1-31.
- Cheng, S., & Powell, B. (2007). Under and beyond constraints: Resource allocation to young children from biracial families. *American Journal of Sociology*, 112 (4), 1044-1094.
- 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.
- Dumais, S. A. (2002). Cultural capital, gender, and school success: The role of habitus. *Sociology of Education*, 75, 44-68.
- Hanushek, E. A., & Jackson, J. E. (1977). *Statistical methods for social scientists*. New York: Academic Press.
- Hauser, R. M., Tasi, S-L., & Sewell, W. H. (1983). A model of social stratification with response error in social and psychology variables. *Sociology of Education*, 56, 20-46.
- Kalmijn, M., & Kraaykamp, G. (1996). Race, cultural capital, and schooling: An analysis of trends in The United States. *Sociology of Education*, 69, 22-34.
- Lareau, A. (2002). Invisible inequality: Social class and child reading in black families and white families. *American Sociological Review*, 67, 747-776.
- Lin, N. (1976). *Foundations of social research*. New York: McGraw-Hill.
- Sewell, W. H., & Hauser, R. M. (1975). *Education, occupation, and earnings: Achievement in the early career*. New York: Academic Press.
- Sewell, W. H., Haller, A. O., & Portes A. (1969). The educational and early occupational attainment process. *American Sociological Review*, 34, 82-92.
- Sewell, W. H., Haller, A. O., & Ohlendorf, G. W. (1970). The educational and early occupational status attainment process: Replication and revision. *American Sociological Review*, 35, 1014-1027.
- 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), 1639-1657.
- Wong, R. (1998). Multidimensional influences of family environment in education: The case of socialist Czechoslovakia. *Sociology of Education*, 71, 1-22.

期刊徵稿：<http://www.edubook.com.tw/CallforPaper/BER/?f=oa>

高等教育出版：<http://www.edubook.com.tw/?f=oa>

高等教育知識庫：<http://www.ericdata.com/?f=oa>