

2005 年臺灣人口學會學術研討會
「二十一世紀的臺灣人口發展：趨勢與挑戰」

家庭背景與個人特性對國中學生教育成就的影響

黃芳玫

賴慧穎*

吳齊殷

摘要

本文採用大台北地區於 1996 年入學之國一新生為主的追蹤調查(unbalanced panel data)來仔細檢驗家庭背景或個人特質與其教育成就之關係。我們發：(1) 前幾志願高中生的努力程度相對於非就學生而言，其正向的影響效果會比其他非前幾志願高中生的大，而子女在校努力程度對其最後成為公立高職生的影響效果又比其最後成為私立高職生的大(均相對於非就學生而言)。(2) 補習時間雖對學生在國中升學階段的繼續升學有著其一定的重要性，但不必然補習要越多才越能考上明星學校的前幾志願。(3) 本省籍的父親籍貫會對其子女最後繼續升學有顯著為正的影響，但母親籍貫在子女不同升學選擇間的影響力並不顯著。(4) 父母對子女的學業成就期望誘使子女成為前幾志願高中生的邊際影響力，顯著且正向的高於其對子女成為其他非前幾志願高中生的影響力。(5) 家庭所得對子女成為高中生與五專生都有顯著為正的影響，此現象又以家庭所得對前幾志願高中生正向影響力最大。(6) 原本學生自我學業成就期望對學生三年在校成績有顯著為正的影響效果，但在這兩個變數間的內生關係被解開後，學生自我學業成就期望對學生三年在校成績表現的影響效果就變得不顯著。

* 東吳大學經濟系副教授及研究生，Email: fhuang@scu.edu.tw。吳齊殷: 中研院社會所副研究員。

一、 研究動機

教育此一議題在經濟學中多由對人力資本的探討來做切入。而人力資本的多寡，對個人而言不只是傳訊著其個人工作能力高低之指標外，亦實質地影響其生產力與薪資所得；同時，對國家而言，亦是影響其社會安定與經濟內生成長的原動力。有鑑於此，父母親以及各國政府部門皆積極地在子女人力資本的形成上扮演重要地角色，此可由家庭及政府對子女的支出的快速成長及教育部門的大幅擴張可得之，¹因此家庭背景以及教育政策對人力資本累積之影響大小及方向是長久以來許多人文社會科學者觀注的重點之一。近一、二十年來歐美國家由於許多家庭及教育追蹤資料或雙胞胎資料的發展，研究學者得以更詳細地了解子女在不同成長階段的家庭環境的變化以及子女人力資本累積的狀況，同時得以利用更適切的計量方法來確認(identify)各個人、家庭、及環境變數對子女教育成就之影響，Haveman and Wolfe (1995)對這些研究做了一整理與討論。台灣由於國民義務教育只至九年，學生在 15 歲時即面對了人生中的第一次升學選擇，同時由於我們教育制度的雙國道政策，使得升學的選擇除了普通高中之外還有職業學校體系，且此二體系之互通性並不高，因此學生在此時所做的升學選擇即相對重要。由於考試成績是影響學生選擇高中、職業學校或不繼續升學的一重要因素，然而是那些因素顯著地影響了學生在此一時期的學業表現，國內研究仍相對稀少，且由於個人追蹤資料的缺乏，使得我們無法確認各變數對學生教育成就之影響大小。本文採用 1996 年對大台北地區國一生所做的長期追蹤調查資料，試圖探討個人因素及家庭因素對國中生的教育成就之影響。

國外文獻中探討個人與家庭背景變數中，主要偏重在種族、性別、出生次序、父母教育程度、父母所得(或家庭所得)、家庭結構(是否單親家庭?是否有繼父母?)、父母職業、父母是否工作?(特別是母親)、是否領取社會救濟金?、兄弟姊妹個數、居住地的都市化程度、父母親對小孩的教育期望等。其中父母親教育程度對子女之教育成就有顯著正向影響為大部份歐美文獻所發現，然影響程度大小卻不一(Behrman et al

¹ Haveman and Wolfe(1995) 以美國為例，計算出其家庭部門及政府部門對小孩的支出金額，包括直接的食衣住行育樂的支出，同時包括間接的時間成本。

1980；Datcher, 1982；Hill and Duncan 1987；Krein and Beller, 1988；Duncan 1994；Haveman, Wolfe, and Spaulding, 1991；Manski et al. 1992；Sandefur, et al 1992；Huang 2000；Pons and Gonzalo 2002)。Plug and Vijverberg(2003)進一步探討當父母的教育程度越高其子女受教年數也會越多此現象的成因，是父母遺傳其能力給子女，還是受教程度較高的父母對子女提供了較好環境的關係？也就是天生的自然狀況或後天的教養因素。結果發現父母智商對孩子的影響很顯著為正，若將其影響分解成「遺傳因素」和「環境因素」，則會發現有 70-75%的部分是由「遺傳因素」所造成，但父母智商並不是決定孩子教育成就的唯一因素，家庭所得也很重要。在控制住家庭所得後則會發現：「遺傳因素」對孩子教育成就的重要性下降為 55-60%。

父母親所得或家庭所得對孩子教育成就之影響亦為正，然並無一致性地顯著水準，例如 Behrman et al 1980；Duncan 1994；Hill and Duncan 1987；Krein and Beller 1988；Brooks-Gunn et al 1993；Haveman, Wolfe, and Spaulding 1991；Huang 2000 等發現家庭所得對孩子教育成就無顯著影響；而 Datcher, 1982；Sandefur, et al 1992 則認為有顯著正影響。Aughinbaugh and Gittleman(2003)檢視美、英兩國中「父母所得」對子女發展之效果，結果發現英、美兩國之所得對子女的發展(主要在認知評分上)都有正向而顯著的影響，但所得之影響力比其他家庭背景變數的影響力相對較小。

由於歐美的單親家庭比例高，因此單親家庭的影響亦是學者研究的重點，同時，大部份文獻都發現單親家庭對子女有顯著地負向影響(Ribar 1991；Astone and McLanahan 1991；Manski et al 1992；Haveman, Wolfe, and Spaulding 1991；Sandefur, et al 1992；Brooks-Gunn et al 1993；Huang 2000)，而此負向影響主要來自經濟上及父母教育水準的劣勢上。父母親對子女的教育期望或子女對自己的教育期望顯著地正向影響著子女的教育表現，此亦發現在少數的文獻上(Datcher 1982；Astone and McLanahan 1991；Sandefur, et al 1992)。其他變數則較無一致性地影響方向或無一致性地顯著影響。

國內文獻在家庭背景上所探討的變數與歐美文獻大致相同。林荔華(1980)、楊瑩(1987)、黃弘毅(1989)、Chang(1992)、周新富(1998)、Liu, Hammitt and Lin(2000)、陳

永欽(2001)、李巧琳(2001)、駱明慶(2001)等文獻亦發現父母教育程度對子女教育程度的影響力顯著為正，然父親教育程度對子女教育程度的影響力較母親的大(黃弘毅 1989、陳永欽 2001、Chang 1992、Liu, Hammitt and Lin 2000、駱明慶 2001)。父母親所得、任職於公家機關或管理階級的職位亦顯著為正。在性別，早期父母對子女人力資本的投資有重男輕女現象，林荔華(1980)、黃蕙如(2000)、陳建良(2002)等文獻所得結果一致，而楊瑩(1987)、李巧琳(2001)則表示過去那種重男輕女的人力資本投資行為已逐漸隨教育的普及而消弭。省籍因素亦是國內文獻探討的重點之一，駱明慶(2001，2002)在控制其他重要變數(省籍間父母教育程度與居住地的差異)之後，省籍並非決定教育成就的因素，但若只以省籍做劃分，省籍間教育成就的差距仍存在，甚至還有增加的趨勢。此外各教育階段仍都存在著城鄉的差異(駱明慶 2001，2002)。

一般國內探討子女教育成就的文獻多著墨於高等教育階段(大學)，本文則嘗試由中高等教育階段來探究：是否在升學競爭環境的第一個階段(國中升高中、高職、五專)中，子女升學的多重選擇結果已明顯受到家庭背景差異所影響？本文對中高等階段不同升學選擇之探討，除了可與國內研究高等教育之結果做一比較外，也可與國外有關子女教育成就的文獻做出比較，看是否在不同的升學方式與不同的義務教育年限下，子女教育成就受家庭背景與個人特質因素的程度影響亦會有所不同？

另外由於一般國內文獻所引用的變數較少包括難以觀察到的個人特性，且多利用橫斷面的資料來做剖析，本文特別利用長期追蹤資料(panel data)，希望能控制觀察不到的個人特質，而推論出更精準的結果。另外因本文的變數中有可能存在內生關係的變數，故本文特別對「學生對自我教育成就期許」與「學生國中三年在校成績」這兩個容易具有內生性關係的變數做探討，在消除了這兩個變數間內生性後的結果。

本文內容共分為五節。下一節為資料來源、資料與變數的處理與說明、以及變數之基本統計量與由這些統計量所看出的現象。第三節為實證模型，會分別介紹兩種實證模型，也說明為何選用這兩種模型的理由。第四節為實證結果分析，對於模型的實證結果做深入的探討與分析。第五節為結論與建議，總結本研究所獲得之成果，並對將來可進行之研究方向提出建議。

二、資料來源、選取與處理

本文所採用的資料為中央研究院社會學研究所「青少年個人生活學業評量」問卷調查資料，此資料包含三個部分：分別為學生問卷、家長問卷、以及老師問卷，而問卷調查的主要對象為大台北地區於 1996 年入學之國一新生，追蹤調查至 2002 年這些問卷披露了許多不同層面的特性，其中的家庭背景變數包括：父母親教育程度、籍貫、職業、對子女教育成就的期望、年齡、婚姻狀況與家庭平均所得；而學生個人特性的變數則包含：學生性別、參加校外補習的時間、青少年對本身教育成就的期許、升國三時準備功課時間之增減、在校平均考試成績、在校努力程度等。

所取得之資料一共有第一到第七年(1996-2002 年)的三部分(學生、家長、及老師)問卷，但由於所獲得之學生落點資訊，只包括國中升高中(職)、五專及非就學此階段的升學資料，故本文只採用前 3 年(即學生樣本就讀國一至國三的 1996 到 1998 年)較為完整的資料來做分析。第一年的原始觀察值有 1434 筆、第二年為 1434 筆、第三年為 1449 筆，三年合併後的樣本一共有 1566 筆。²但扣掉其中沒有落點學校資訊的 238 個學生後，最終之有效樣本數為 1328 筆觀察值。

這份「青少年個人生活學業評量」資料的問卷設計型態並非每年完全相同，其中也有某些問項只出現了兩年或一年，若屬與生俱來不會改變或不太可能更改的變數(如學生性別、父母籍貫、父母教育程度等)，則可將其中的缺失值依其他可獲得相關線索的問項，將這三年的資料填補得更加齊全，否則也可用一年的資料為代表，但若變數並不具有與生俱來不會變動的特性(如學生三年在校成績、學生努力程度等)，為不使資料失去原本的真實性，則無法填補缺失值使其更加完整。各重要變數的說明與處理過程詳列於【表一】。

本文旨在探討家庭背景與個人特性對「學生不同就學選擇」以及「學生三年在校成績」的影響，所以在變數選取上主要仍是以家庭背景特性與學生本身特質為主，但除此原則外本文在變數選取上仍有一些資料上的限制，以下歸納出幾點本文選取變數的大原則：(1) 依照過去文獻中所提到的重要變數來挑選。(2) 若為過去文獻並沒有提

²在這期間內受訪班級學生有轉班或轉校進出之情形，是以樣本數會有所變動。

到的變數，則以經濟直覺來看此變數是否會影響學生的學業成就，且放入本文一同探討。(3) 在變數挑選上，若該變數的缺失值太多則不選入本文，因此若有問項所代表的意義相類似時則選取缺失值較少的變數。(4) 在固定效果模型中，由於許多重要的家庭背景變數都只有一年的問卷有，在固定效果模型中並沒有加入這些家庭變數。

B. 變數意義與基本統計量

本節將針對被解釋變數為「學生落點」的 1328 筆有效樣本為分析對象，先比較高中、高職、五專與非就學等四種學生落點的基本統計量，然後再進一步將高中部分細分為前幾志願高中與其他高中；將高職部分細分為公立與私立高職，以探討這樣的細分是否能看出一些不一樣的結果或明顯的趨勢。【表二】列出各變數之基本統計量概況，以下在基本統計量中的敘述大部份是相對於總樣本比例而言。

一、父親籍貫

由【表二】中可看出父親籍貫為本省閩南為最大多數，佔總樣本的 71%；若與其子女在各升學類別之比例來比較，父親籍貫為本省閩南者就讀高中較不具優勢而進入高職就讀具有優勢。雖對其子女進入高中就讀不具有特定優勢，但在高中類別中進入前幾志願高中比對進入其他高中具有優勢；而其子女進入高職就讀就具有優勢的這部分，發現其對子女進入公立高職的優勢比對子女進入私立高職的優勢更大。父親籍貫為大陸各省的表現呈現兩極化，較易進入高中就讀或成為非就學者。客家子女則較易進入五專就讀；而原住民子女，其非就學的比例較高。

二、母親籍貫

在整個有效樣本中母親籍貫為「本省閩南」占過半數為 72.9%、再來分別是「大陸各省」占 16.6%、「客家」占 7.8%、「原住民」占 1.3%、「其他」則占 1.5%，由【表二】中可看出母親籍貫為本省閩南、客家與大陸各省的子女，其非就學比例相對而言低於其樣本比例。母親籍貫為原住民與其他的子女，其非就學比例相對而言高於其樣本比例。在各種子女就學類別的比較中發現：在子女就讀高中的母親籍貫中，以母親籍貫為大陸各省的子女所占比例高於其樣本比例；在就讀高職類別中母親籍貫為本省閩南、原住民與其他類別的比例高於其樣本比例；就讀五專，以母籍貫為客家、和大

陸各省較具優勢。

因子女進入高中就讀以父母籍貫為大陸各省者最具優勢，而高中是進入大學的最直接管道，也表示學生在面對中學階段不同的升學選擇時，已有了初步的篩選情形，此結果與駱明慶(2002)中述說學生籍貫為外省籍者有成為台大學生優勢的情形大致類似。

三、父母婚姻狀況

我們將父母婚姻狀況概分為完整的「父母同住家庭」與「非父母同住家庭」(包括離婚、喪偶等)，設虛擬變數以 1 代表父母同住的完整家庭、0 代表非父母同住的不完整家庭。整體樣本的父母同住比例為 85.1%，這項數字大致符合內政部統計處所公佈的「臺閩地區有偶人口離婚率」(91 年有偶人口離婚率在台北市男女性的平均離婚率為 13%，亦即夫妻同住的完整家庭比例略低於 87%)。比較就讀各種不同體系學校學生家庭的完整狀況，發現其中以高中生與五專生的父母同住比例最高，皆為 88.9%；國中畢業後就沒有再繼續唸書的非就學生父母同住的比例最低為 64.9%；高中生的父母同住情形中，又以前幾志願高中生的家庭更為完整(前幾志願高中生父母同住的比例為 90.5%，其他高中生父母同住的比例為 88.4%)，而公立高職生的父母同住比例與私立高職生父母同住的比例相差不多，分別為 81.3%與 81.5%。

四、父母教育程度

通常教育程度越高的父母對子女的受教情形也會越重視，而在本文研究中以父母受教年數來代表父母的教育程度情形。對選擇就讀不同體系的學生做比較，就發現高中生的父親受教年數最長為 13.3 年，五專生父親的受教年數次之為 11.4 年，再來是高職生和非就學生的父親受教年數(分別為 10.1 年與 8.9 年)。再比較前幾志願高中生父親的受教年數和其他非前幾志願高中生的父親受教年數，前幾志願高中生的父親受教年數較高；而公立高職生父親的受教年數比私立高職生父親的受教年數高。母親的受教年數之排序與父親相同。

父親的平均受教年數高於母親的平均受教年數，在總樣本裡依序為 11.8 年與 11.0 年。而高中生、高職生與五專生的父親受教年數比母親受教年數都還高；若再進一步

將高中細分為前幾志願高中和其他高中、將高職細分為公立高職和私立高職來看，同樣也是有父親受教年數高於母親受教年數的情況。但非就學生中，的母親受教年數比父親的受教年數多。

五、父母年齡

通常父母年齡越大則累積的財富越多，相對而言也能給子女較好的學習環境，因此藉由這個變數我們想要探討父母年齡與子女就學選擇間的相關性，但所得出的結果沒有多大差異，初步顯示父母年齡對子女最後是選擇就讀高中、高職、五專或非就學並沒有太大影響，但父親年齡都大於母親的年齡，顯示台灣社會的夫妻結構大概還是丈夫年齡會約略高於妻子的年齡。

六、家庭平均月收入

一般來說家庭平均收入越高代表家裡環境越好，父母也較有能力提供子女將來高等就學的基金，因此在中學教育階段就會提早為子女將來教育成就鋪路，所以家庭平均收入對子女的教育成就直觀上會有所影響，此變數是以千元的新台幣為單位。很明顯的由【表二】可看出高中生家庭收入最高平均為每月 76,932 元、再來是五專生的家庭平均月收入為 65,959 元、高職生的家庭平均月收入為 54,503 元、非就學生家庭平均每月收入為 46,676 元。

若進一步劃分成前幾志願高中跟其他高中生的比較，會發現就讀前幾志願高中學生的家庭月收入較其他高中生的高(前幾志願高中生的家庭平均月收入為 82,774 元>其他高中生的家庭平均月收入為 75,224 元)；而公立高職生家庭收入也比私立高職生的高(公立高職生的家庭平均月收入為 55,514>私立高職生的平均家庭月收入為 54,059 元)，由此項變數可看出家庭收入很明顯的會是子女不同就學選擇間的重要因素，而且存在著高中生的平均家庭月收入高於五專生高於高職生與非就學生，且經細分後的情形會更明顯。

七、父母對子女的學業成就期望

父母要是對自己下一代的期望越高，往往會越用心栽培小孩，對孩子的課業成績也會特別關注，而孩子也會因為害怕父母失望或責罵而不敢讓成績太差。在總樣本

中，父母對子女的學業成就期望還是大部份都期望子女可以唸到大學畢業，總樣本中期望子女唸到大學畢業者所占比例為 60.8%，超過半數。

在父母期望子女至少唸到大學畢業的類別中，以高中生所占比例最高，再來是五專生、非就學生和高職生；而父母希望其子女唸到高中、高職或五專的類別中，以高職生所占比例最高，再來是非就學生、五專生與高中生；在父母只希望子女唸完國中就不用再繼續唸書的情形下，則是以非就學生所占比例最多。若再加以細分則會發現前幾志願高中生的父母期望又比其他高中的更高，公立高職生的父母期望又比私立高職生的高；在父母期望子女至少唸到大學畢業的類別，前幾志願高中生、其他高中生、公立高職生與私立高職生比例分別是 93.8%、85.6%、47.8%與 19.5%。

八、子女對自我的學業成就期望

通常對自己期許越高的人也會表現在他的課業成績上，因為具有這種人格特質者自視較高且不容許自己的表現不盡理想，對整體樣本與對不同體系的學校分別檢視，可看出一些明顯的結果：整體而言子女對自己的學業成就期許在高中、高職與五專占絕大多數為 52.4%、在大學以上次之為 45.5%，再來是唸到國中的 2.1%。在期望自己唸到高中、高職與五專的類別中，以高職生、五專生與非就學生所占的比例較總樣本所占比例高。而前幾志願高中生期望自己唸到高中、高職與五專所占比例為 13%低於其他高中生，公立高職生期望自己唸到高中、高職與五專所占比例低於私立高職生。

期望自己唸到大學以上的學生裡，只有高中生期望自己唸到大學畢業以上的比例為 69.9%，高於總樣本期望比例。若進一步細分則可看出：前幾志願高中生期望自己唸到大學畢業以上所占比例為 86.3%又比其他高中生期望自己唸到大學畢業以上的比例(65.2%)更高；公立高職生期望自己唸到大學畢業以上所占比例為 26.1%>私立高職生期望自己唸到大學畢業以上所占的比例為 12%。以上結果顯示出一個大致的情形：一般而言高中生對學業成就的自我期許最高，其次依序分別為五專生、高職生和非就學生。

父母期望普遍看來比小孩對自己的期望還高(父母期望和子女對自我的期望在各類別中分別是：期望子女唸到國中的比例有 0.5%<期望自己念到國中的比例占 2.1%、

期望子女唸到高中、高職或五專的比例占 38.6%<期望自己念到高中、高職或五專所占的比例 52.4%、期望子女唸到大學以上所占比例為 60.8%>期望自己唸到大學以上所占的比例 45.5%)。

九、性別

由【表二】中可發現在 1328 筆有效觀察值中，男生所占比例是 49.9%、而女生占的比例則有 50.1%，男女生的比例大約各佔一半。就讀高中生裡男生比例會比女生略高，前幾志願高中生的男生比例亦超過其他高中生的男生比例。高職與五專的男生則比女生少，然公立高職的男生比例大於私立高職生的男生比例。非就學的男女生比例差異最為明顯，非就學男生所占比例為 67.6%，女生的比例則佔 32.4%，相差的幅度在為 35.2%。此結果顯示出男性學生比女性學生容易進入前幾志願的高中生和成為公立高職生，但男性學生也比女性學生容易成為非就學生，也就是說在不同性別學生的學業成就表現上，有兩極的現象。

十、子女在校成績

不論是志願就學或聯招考試，觀察學生的在校成績通常都可以大概的預測出這些學生的落點大約會在哪些志願之間，因為平時課業成績就可看出實力的累積，也往往能預知最後的落點結果，我們想藉由此變數來觀察做出不同就學選擇的學生裡，有哪些體系的學生是平常在校成績就名列前茅的。

總樣本的學生在校成績平均為 75.357 分，在中高等教育階段的不同體系學生裡，高中生國中時期的在校成績表現最好，其平均成績為 82.887 分、其次是五專生的國中在校成績表現為平均 74.331 分、再來則是高職生的國中平均在校成績為 58.820 分和非就學生的國中平均在校成績為 47.838 分。若更仔細的看進一步的分類則發現：前幾志願高中生的平均國中在校成績為 91.054 分遠超是其他高中生的 80.514 分；而公立高職生平均國中在校成績為 71.665 分亦遠高於私立高職生的 53.194 分。

十一、子女在校努力程度

雖然一分耕耘不一定代表就有一分收穫，不過努力通常會跟成果有正向關係，在此我們就看看平均而言選擇就讀高中、高職、五專與非就學這些學生的努力程度如

何，在本文研究中原本的變數設定為努力程度為 1-7，數字越大則代表努力程度越高，在此設定一虛擬變數為努力程度在中等以上，有就是努力程度大於 4 者，即設定努力程度在中上程度此一變數為 1，在此努力程度的大小是老師對學生的評量，評量的期間為國一到國三的三年。

由此變數大約可看出情形為：學生在校努力程度以高中生最高、其次為五專生、高職生與非就學生，而更進一步細分則發現前幾志願高中生的在校努力程度高於其他高中生的在校努力程度，公立高職生的在校努力程度高於私立高職生的在校努力程度，這樣的結果似乎在告訴我們努力程度的大小跟學生學業成就的表現有正向相關性，但由於一般師長容易依學生成績好壞。來當做學生努力程度高低的依據，所以是否努力跟收穫間的關係真如本節基本統計量所列示的，仍有可議之處。

十二、補習時間

通常補習有兩種情形較為普遍，一是跟不上進度而想去參加補習；再者則是希望自己能更上一層樓而去補習，此變數的探討想看出補習時間的多寡在子女不同就學選擇間的大致情形。同樣由【表二】的基本統計量可看出這群學生在國三那年的平均補習時間，其中平均補習時間最長的一群人是五專生(平均一週補習 6.947 小時)、其次為高中生(平均一週補習 6.925 小時)、高職生(平均一週補習 3.989 小時)與非就學生(平均一週補習 2.278 小時)。更進一步看前幾志願高中生與非前幾志願高中生的補習時間，則發現前幾志願的高中生補習時間反而比其他高中生的補習時間少，可能的原因是這些學生也許比較懂得自己念書進修，而較不需仰賴補習班的督促就能考上競爭激烈的前幾志願高中。

C. 探討影響學生學業成績變數意義與基本統計量

由於在做固定效果模型時，主要分析的是學生三年在校成績以及學生對自己的學業成就期望這兩個變數，所以本節所利用的樣本與上一節有些不同，刪除那些沒有回答「在校成績」以及缺漏「學生自我期望」變數的觀察值，最後剩下能用來分析的觀察值則有 4104 個，此節與先前不同的是將許多原先以虛擬型態表示的變數做數值的表達，【表三】列出各變數的平均數、標準差與觀察值個數。

一、家庭背景特性變數

在整體樣本中父親籍貫與母親籍貫為本省籍者所占比例最多(分別為 70.6%和 72.8%)，其次為父母親籍貫為外省籍和客家者(所占比例分別為外省籍：19.4%和 16.7%、客家：8.1%和 7.9%)，而父母省籍為山地及其他者所佔比例就非常的少(所占比例分別為山地：1.0%和 1.3%、其他：1.0%和 1.4%)。平均而言夫妻同住的比例頗高約為 88.0%，與上一節樣本的結果非常相似，且更符合內政部統計處所公佈的「臺閩地區有偶人口離婚率」(91 年有偶人口離婚率在台北市男女性的平均離婚率為 13%，亦即夫妻同住的完整家庭比例為 87%左右)。由【表三】可看出平均的母親年齡為 42 歲、父親年齡平均是 46 歲，普遍而言的父親年齡還是比母親年齡約高出 3 到 4 歲左右，若再推算當時平均約為 12-15 歲的國中生年紀，母親大約是 28 歲而父親大約是 31 歲生育這個小孩的，這也反應出現在父母生育小孩的年齡已經不像從前農業社會那麼早了。平均而言父親的受教年數為 11.9 年、母親的受教年數為 11.1 年，都相當於唸到高中職的學歷，而父親的受教年數還是比母親高了一些，本節樣本的家庭平均月收入為 67,840 元(新台幣)，平均而言父母期望子女接受 15.0 年教育。

二、個人特性變數

本節樣本中的學生性別約為男女各半，子女三年在校成績的平均數為 72.761 分，比及格分數的門檻值還高出近 13 分左右，顯示一般國中學生的在校成績表現都比一般及格分數的要求還高出許多。而學生在學校努力程度之平均數為 4.4 高於努力程度設定為 1 到 7 的平均數 3.5，顯示在本研究的大台北地區國中生樣本中，平均而言他們的在校努力程度都在中等以上且都還算得上是努力用功的學生(該變數是老師評量的)。

學生平均參加校外補習的時間為每週 5.807 個小時，若參加補習的時間為一次 3 個小時，則學生平均而言一週參加 2 次補習。學生在國三時增加的唸書時間平均而言一週有 1.979 個小時，以一個星期的時間來看在國三那年變得更用功的程度並不算太多。子女對自己的學業成就期望，大概是希望在目前環境下可接受平均約為 14.447 年的學校教育，也就是相當於五專畢業的學歷，由此情形可看出本研究中的學生樣本

對自己的學業成就期望還有高等教育的程度，顯示在當前社會下追求高學歷已經變成一種普遍的現象。

三、實證模型

在本文中我們探討中等教育時期之二個教育成就，一為國中畢業後之落點，另一為國中三年之在校成績。由於國中畢業後之落點為多重選擇，我們將之區分為四種(非就學、高中、高職、五專)或六種選項(非就學、前幾志願高中、其他高中、公立高職、私立高職、五專)，在實證上我們採用 Multinomial Logit 模型。而由於國中三年之在校成績為三年 panel 之資料，我們可利用 fixed-effects 模型來控制個人不可觀察之變數，同時我們亦考慮三年之在校成績與個人期望之間所可能產生之內生性。以下分別對此二模型詳加敘述。

A. Multinomial Logit 模型

Multinomial Logit 模型可視為一般效用極大化模型之特例，若特定的第 i 個個人面臨了 $J+1$ 種選擇，其中假設第 j 個選擇的效用型態為：

$$U_{ij} = \beta_j' x_{ij} + \varepsilon_{ij}$$

在現實的情形裡若我們觀察到第 i 個人最後選擇了第 j 個選項，則表示第 j 個選擇情形對第 i 個人而言具有最高效用，故第 i 個人選擇第 j 個選項的機率可表示為：

$$\text{Prob}(u_{ij} > u_{ik}) \quad , \forall k \neq j$$

假定干擾項(ε)間存在 iid(independently identically distributed)的關係，且具極值分配(extreme-value distribution)，則根據 Mcfadden(1973)所做出之證明，可得 Y 之機率分配會有如下形式：

$$P_j = \text{Prob}(Y_i = j) = \frac{\exp(x_i' \beta_j)}{\sum_{k=0}^J \exp(x_i' \beta_k)} \dots\dots\dots(1)$$

此稱之為 Multinomial Logit Model (MNL)。

方程式(1)表示第 i 個個人選擇第 j 個選項之機率，此時可供選擇的情形一共有 $J+1$ 種($k=0, \dots, j$)， x_i 為第 i 個個人解釋變數(如性別、父母教育程度、學生在校努力程度等)， β_j 代表各解釋變數的估計係數。雖然一共有 $J+1$ 種選項，但為能確認(identify)估計係數之值，其中要有一組做為比較的基準組，也就是要令 $\beta_0 = 0$ ，故機率函數之型態為：

$$prob(Y_i = j) = \frac{\exp(x_i' \beta_j)}{1 + \sum_{k=1}^J \exp(x_i' \beta_k)}$$

且 $prob(Y_i = 0) = \frac{1}{1 + \sum_{k=1}^J \exp(x_i' \beta_k)}$

MNL 模型之邊際效果則可表示為：

$$\frac{\partial P_j}{\partial x_i} = P_j [\beta_j - \sum_{k=1}^J P_k \beta_k]$$

這代表每單位 x_i 的微小變動，會對個人選取第 j 個選擇機率的邊際影響力。

B. 聯立方程式之結構式加入 fixed-effects 群組效果分析

本小節主要是針對子女「國中三年在校成績」做分析，由於子女「國中三年在校成績」和子女「自我學業成就期望」可能存在內生性，亦即「自我學業成就期望」可能影響其「在校成績」，同時「在校成績」亦反過來可能影響其「自我學業成就期望」；由於是追蹤調查資料我們可以再進一步控制住個人特性效果。

聯立方程式再加入個人特性因子後的模型設定如下：

$$\begin{cases} y_1 = x_1 \beta_1 + \alpha_1 y_2 + \gamma_1 + \varepsilon_1 \\ y_2 = x_2 \beta_2 + \alpha_2 y_1 + \gamma_2 + \varepsilon_2 \end{cases} \dots\dots\dots(2)$$

經運算得出 y_1 和 y_2 的縮減式(reduced form)如下：

$$y_1 = \frac{1}{1 - \alpha_1 \alpha_2} (\beta_1 x_1 + \alpha_2 \beta_2 x_2 + \gamma_1 (1 + \alpha_2) + (\varepsilon_1 + \alpha_2 \varepsilon_2)) \dots\dots\dots(3)$$

$$y_2 = \frac{1}{1 - \alpha_1 \alpha_2} (\alpha_1 \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \gamma_2 (1 + \alpha_1) + (\varepsilon_2 + \alpha_1 \varepsilon_1)) \dots\dots\dots(4)$$

在此 y_1 和 y_2 分別代表子女「國中三年在校成績」和子女「自我學業成就期望」，此時 y_1 和 y_2 可各自分開估計。完成了第一個階段的估計後會得出預測的參數和 \hat{y}_1 與 \hat{y}_2 ，接著把 \hat{y}_1 與 \hat{y}_2 分別帶入方程式(2)中，代替等號右邊的 y_1 和 y_2 ，將其當成不具相互影響效果的一般解釋變數，將這兩條聯立方程式分開估計，並重新估計得出最後的估計結果。在這個固定效果模型中， x_1 和 x_2 等解釋變數都具有變動特性，在第五章實證部分

中會對這些變數有更詳盡的介紹。

四、 實證結果與分析

本文主要是研究子女學業成就和家庭背景與個人特性的關係，故以家庭背景與個人特性兩大方向變數來探討其對子女就學選擇與學業成績的影響，首先在 Multinomial Logit 模型中以「子女中學階段落點」為被解釋變數，探討的是子女不同的就學選擇受前述各解釋變數的影響效果；固定效果模型的運用則是以「子女國中三年在校成績」和「子女的自我學業成就期望」為被解釋變數，探討子女學業成績受前章所述的變數影響情形。

A. MNL 模型探討子女之多重升學選擇情形

本研究以升學選擇中的「非就學」為基準組，其他組別的升學選項都是相對於非就學組來做比較，【表四】與【表五】分別為四種落點與六種落點分類之迴歸結果，此二表的欄(1)呈現著只放單一變數之迴歸結果，此結果與節二中之基本統計量所呈現的結果是一致的，欄(2)與欄(3)則分別放入個人特質與家庭背景因素，欄(4)為最後的迴歸結果。而【表六】與【表七】分別為利用此二表中欄(4)之結果所計算出之邊際效果，以下就這兩種落點的分類方式，分別探討各重要變數之影響效果：

一、性別

由【表四】的結果發現，相對於非就學生而言，性別這項變數對成為高中生、高職生與五專生有顯著為負的影響，表示身為男性相對於女性比較不容易成為高中生、高職生與五專生，而是較容易成為非就學生，然加進其他重要變數時，性別對學生不同就學選擇的影響方向並沒有變動，但受到其他變數的影響，性別對於學生的不同就學選擇影響效果並不顯著。若將高中細分為前幾志願高中與其他高中、將高職細分為公立高職與私立高職，就會發現此項性別的變數只在私立高職的類別中具顯著為負的影響，可看出相對於非就學生，男性顯著不易成為私立高職生。

在邊際影響效果上，將落點區分為四類的型態中，性別這項變數對學生不同就學選擇間的邊際影響力並不顯著；但在將落點區分為六類，性別這項變數對學生成為前幾志願高中生、公立高職生與私立高職生有顯著的邊際影響效果，亦即男性相對於女

性有 0.024 的機率較容易成為前幾志願高中生，有 0.062 的機率較容易成為公立高職生，而有 0.056 的機率較不容易成為私立高職生。

二、學生期望自己唸到大學以上

在此設定虛擬變數為學生期望自己唸到大學畢業為 1，否則就是 0，藉著對此一變數的來探討學生對其本身的教育成就期望，是否會對其不同的就學選擇有所影響。結果發現相對於非就學生來說，該變數對學生成為高中生與五專生有顯著為正的影響(如【表四】欄(1)所示)。在【表四】欄(5)顯示：控制了其他變數後，學生期望自己至少唸到大學畢業以上只對其成為高中生有顯著為正的影響力。

若進一步將高中跟高職做細分，則控制了其他變數後，學生期望自己至少唸到大學畢業以上對其成為其他非前幾志願的高中生有顯著為正的影響(【表五】欄(5))。

三、子女在校努力程度為中等以上

本變數將子女在校努力程度為中等以上為 1，否則就是 0，由本變數可看出較為一致的趨勢，即相對於非就學生而言，子女在校努力程度為中等以上會對學生最後成為高中生、高職生與五專生有顯著為正的影響，若比較係數大小可看出子女在校努力程度以高中生的正向影響效果最為明顯，其次則為五專生與高職生。在加入家庭特性與個人特性變數的最後迴歸結果中，子女在校努力程度為中上者仍對其成為高中生、高職生與五專生有顯著為正的影響力(如【表四】欄(4)所示，係數分別為：高中生為 3.357、高職生為 1.843 與五專生為 2.825)。由【表四】的欄(1)欄(3)和欄(4)來看，子女在校努力程度為中等以上這項變數的影響力，會隨放入模型中的變數越多而影響力越小。

在六種落點分類中，子女在校努力程度為中等以上的變數，相對於非就學生而言對所有就學生亦都有顯著為正的影響力。不同體系學校學生與非就學生間的努力程度差異，以前幾志願高中生的最多，其次為其他高中生、公立高職生、五專生與私立高職生。該項變數在前幾志願高中生類別中的係數，會比只探討高中類別的係數還大，顯示出前幾志願高中生與非就學生間的在校努力程度差異會更大；在公立高職生類別的係數上，亦比只探討高職生類別的係數還大，表示若將高中細分為前幾志願高中與

其他非前幾志願高中，將高職細分為公立高職與私立高職，則能看出前幾志願高中生的努力程度比高中生來得更高，而公立高職生的努力程度比高職生的努力程度來得高。

在邊際效果的部分則可看出努力程度由中等以下躍升為中等以上對其成為高中生增加 0.304 的機率，而減少了 0.3 的機率成為高職生，亦減少了 0.018 的機率成為的非就學生。

四、子女參加校外補習的時間

就單一變數的影響力而言有明顯而一致的趨勢，即所有就學生(包括高中生、高職生與五專生)與非就學生相較，有繼續升學學生參加校外補習的時間越多，都對成為高中生、高職生與五專生有顯著為正的影響。但加入其他變數之後，則發現參加校外補習的時間只對學生成為高中生與五專生有顯著為正的影響力。再進一步細分，則補習時間的多寡對學生成為前幾志願高中生、其他高中生、與五專生有顯著為正的影響力。

從邊際效果的影響力來看，增加一單位的補習時間會增加成為高中生的機率為 0.008，成為五專生的機率為 0.005，成為高職生的機率為-0.012，而成為非就學生的機率為-0.001。若進一步細分，則成為其他高中之機率為 0.007，而成為前幾志願高中生之機率幾乎為 0.00。此情形與前面基本統計量所看出的一些事實相符合，表示會考上前幾志願高中的學生，可能比較會自我管理的唸書來考上競爭激烈的好學校，也可能是因為他們的家庭能夠提供較好的教育資源或環境來幫助他們考上較好的學校。

五、父親籍貫為本省籍

就單一變數來探討，相對於非就學生，本省閩南籍的父親籍貫會對其子女成為高中生、高職生與五專生有顯著為正的影響。控制了其他變數之後，如【表四】欄(4)所示，本省籍的父親籍貫會對子女成為高中生、高職生與五專生(相對於非就學生)仍具有優勢。若進一步將學生落點細分為 6 類的區別方式，本省籍的父親籍貫仍對其子女成為前幾志願高中生、其他高中生、公立高職生、私立高職生與五專生有顯著為正的影響。亦即學生的父親籍貫若為本省閩南籍，則會對子女繼續升學有顯著為正的影

響。本省籍的父親籍貫對其子女成為非就學生的機率為-0.009。

六、母親籍貫為本省籍

在學生落點資料為四類或六類的分法中，不論是單就一個變數探討，或是加入家庭背景與個人特性等變數一併探討，母親籍貫對其子女的不同就學選擇之影響效果並不顯著。由邊際效果來看，除了在公立高職生有顯著為正的影響效果外，本省閩南籍的母親籍貫，其邊際影響力的係數大都不顯著。

七、父、母親教育程度

本節中父、母親的教育程度是以其實際的學校受教年數來表示，其中父親教育程度對學生不同的就學選擇都有顯著為正的影響，表示相對於非就學生而言，有繼續升學的學生其父親接受學校教育的年數都比較高，由【表四】可看出父親接受學校教育的年數對其子女成為高中生、高職生與五專生都具有顯著為正的影響力。加入了其他變數之後，父親受教年數對其子女成為高中生、高職生與五專生仍顯著為正，在四類的落點分類型態中，我們可以說父親受教年數越多，其子女越有優勢繼續升學。若細分高中為前幾志願高中與其他高中就能看出：父親受教年數對其子女成為前幾志願高中生的影響效果為顯著的大於父親受教年數對子女成為高中生的影響力為顯著，這表示父親受教年數對其子女最後成為前幾志願高中生的影響效果會比單單探討對子女成為高中生的影響效果更大。但母親的受教年數對子女的不同就學選擇，就沒有顯著的影響效果存在。

從邊際效果來看，則會發現父親受教年數增加 1 年對子女成為高中生之機率顯著增加了 0.026，成為非就學生的機率顯著減少了 0.002，成為高職生的機率顯著減少 0.011，成為五專生的機率顯著減少 0.014。若進一步將高中與高職加以細分則會發現：父親受教年數對對成為前幾志願高中生的邊際影響效果為 0.008、對成為其他高中生的邊際影響效果為 0.017。母親受教年數對其子女成為高中生與非就學生沒有顯著的邊際影響力，但對子女成為五專生則會有顯著為正的邊際影響效果，若母親受教年數增加 1 年對其子女成為五專生的機率為 0.013。

八、父母期望子女至少唸到大學以上

父母對子女的學業成就期望在大學以上的這項變數，就單一變數對其子女成為高中生與五專生有顯著為正的影響效果，控制了其他變數之後，只對其子女成為高中生具有顯著為正的影響力。若進一步將學生落點資料細分為6類，則這項變數，會對子女成為「前幾志願高中生」與成為「其他非前幾志願高中生」都有顯著為正的影響。然而父母期望子女至少唸到大學畢業的這項變數，相對於非就學生而言，會對子女成為私立高職生有顯著為負的影響力。表示若父母期望子女唸到大學以上時，其子女會有優勢成為前幾志願高中生與其他非前幾志願高中生，而不容易成為私立高職生。

就邊際效果來看，父母期望子女至少唸到大學畢業的這項變數會對其成為高中生有顯著的0.463的邊際影響力，對其子女成為高職生與五專生則有顯著為負的-0.362與-0.096邊際影響效果。若進一步將高中區分為前幾志願高中生與其他高中生，將高職生區分為公立高職生與私立高職生，則父母期望子女至少唸到大學畢業的這項變數，會對其子女成為前幾志願高中生以及其他高中生都有顯著為正的邊際影響力，但父母期望子女至少唸到大學畢業的條件，則會對子女成為公立高職生、私立高職生與五專生有顯著為負的邊際影響力。

九、家庭平均月收入

比較不同就學選擇間學生的家庭平均月收入差異，相對於非就學生的情況則可看出以下結果：若單單只探討家庭平均月收入這一項變數時，家庭平均月收入對學生最後成為高中生、高職生與五專生的影響效果會分別顯著的為0.049、0.018和0.038；從最後的迴歸結果則可看出家庭所得對子女最後成為高中生與五專生的影響效果則又分別是顯著的0.025與0.020。進一步細分會發現家庭平均月收入會對子女成為前幾志願高中生、其他高中生與五專生有顯著為正的影響力。前幾志願高中生、其他高中生與五專生的家庭背景相對優於非就學生。

家庭平均月收入增加1000元對子女成為高中生之機率提升了0.003，但對成為高職生之機率則減少0.003，細分後的情形也是如此。

B. 子女學業成績的探討

本節以學生三年的在校成績為被解釋變數，探討學生在校成績的變化會受到哪些

重要的解釋變數所影響，在三年內具有變動特性的變數包括：子女三年在校成績、子女自我的學業成就期望、子女在校努力程度、父母親的婚姻狀況(父母是否同住)、母親年齡與父親年齡。

由於其中「子女三年在校成績」與「子女自我的學業成就期望」這兩項變數會互相影響，即有內生性的關係存在，故本節的第一個步驟並沒有在解釋變數的部分放進「子女三年在校成績」與「子女自我的學業成就期望」，而是在第二個步驟裡放進第一個步驟中所估計出的值，也就是以第一個步驟中預測出的「子女三年在校成績」當做第二個步驟中估計「子女自我學業成就期望」的一個解釋變數；以第一個步驟中預測出的「子女自我學業成就期望」當做第二個步驟中估計「子女三年在校成績」的一個解釋變數以得出最後的估計結果。

一、個人特質變數

在最小平方方法(OLS)中，本研究發現「學生自我學業成就期望」對本身在校成績有顯著為正的影響(如【表八】欄(1)所示之 β 值為 1.280)，表示若個人希望自己所接受的教育年數越多，則其國中三年在校成績表現會越好，然而在討論「學生自我學業成就期望」與「學生三年在校成績」間具內生性情形下(如【表八】欄(4)所示)，「學生自我學業成就期望」對「學生三年在校成績」的影響效果則變得不顯著，這也表示學生的三年在校成績主要是受那些觀察不到的個人特質所影響，所以在利用固定效果模型控制觀察不到的個人特質時，學生自我學業成就期望的解釋能力就變得不顯著了。(由【表八】欄(1)裡的 β 係數從顯著的 1.280 變成欄(4)裡不顯著的-4.909)。

不論在模型中是否有加入個人效果，或者是否考慮「學生自我學業成就期望」與「學生三年在校成績」兩變數間的內生關係，子女在校努力程度一直都對學生三年在校成績有顯著為正的影響力(如【表八】欄(1)到欄(4)的 β 係數，分別為顯著的 6.144、6.899、1.010、1.787)，也就是說若學生在校努力程度越高，則一般來說他們在學校的學業成績表現也會越好。在 OLS 計量方法中，補習時間對學生三年在校成績表現會有顯著為正的影響力(如【表八】欄(1)和欄(2)所示之 β 係數分別為顯著的 0.411 和 0.462)，也就是說補習時間越多通常學生三年在校成績會越好。

二、家庭背景變數

在 OLS 計量方法中父、母親受教年數對子女三年在校成績表現會有顯著為正的影響力(如【表八】欄(1)和欄(2)中父親受教年數之係數為顯著的 0.208 和 0.303、母親受教年數為顯著的 0.531 和 0.642)，家庭所得對子女三年在校成績有顯著為正的影響力(如【表八】欄(1)和欄(2)所示之 β 係數分別為顯著的 0.051 和 0.061)，也就是說父母教育程度越高和家庭所得越多的家庭背景條件，都是對子女在校成績表現有利的家庭背景條件。

父親年齡對子女在校成績表現的影響力並不顯著，但母親年齡對子女在校的成績表現則有顯著為負的影響力，如【表八】所示母親年齡對子女三年在校成績一直都有顯著為負的影響力，在【表八】的欄(1)到欄(4)中母親年齡的 β 值分別為顯著的 -0.071、-0.089、-3.134、-2.884，結果均顯示出母親年齡越大，對子女在校的成績表現越不利，本文推究其原因可能是：母親一但歲數越大，管教子女或注意子女成績的心力越不如年輕的媽媽，所以依本研究樣本所顯示出的情形為母親年齡越大則子女在校成績越差。

本節的固定效果模型並沒有加入許多重要的家庭背景或個人特質變數，主要的原因在於這些變數都只有一年的資料，無法從資料中觀察到這些變數的變動情形，因此能放入固定效果模型中的變數就只剩下三年內有變動特性的變數了。

五、 結論

本節簡單討論顯著的迴歸結果，以及探討所有變數對子女學業成就與就學選擇的影響效果，且進一步說明和推論該現象的可能原因。

一、個人特性對學生就學選擇的影響

本文發現相對於非就學生而言，學生性別為男性會對他們成為私立高職生有顯著不利的影響。而學生自我學業成就越高，相對於非就學生而言就越容易成為高中生，但進一步細分時則會發現學生的自我學業成就期望會對其成為其他高中生有顯著為正的影響力。觀察子女在校努力程度對其在不同升學選擇間的影響，結果發現高中

生、高職生與五專生在國中時的努力程度都顯著的比非就學生高，也就是說一般而言在國中越努力的學生，最後越會選擇繼續升學，而該變數又以對高中生的邊際影響效果最大，其次則為五專生與高職生。

比較前幾志願高中生與其他非前幾志願高中生的努力程度，以及公立高職生與私立高職生的努力程度(均相對於非就學生而言)，結果發現前幾志願高中生的努力程度相對於非就學生而言，其正向的影響效果會比其他非前幾志願高中生的大，而子女在校努力程度對其最後成為公立高職生的影響效果又比其最後成為私立高職生的大(均相對於非就學生而言)，若進一步細分會發現前幾志願高中生的努力程度比其他高中生的努力程度更高，公立高職生的努力程度比私立高職生的努力程度高，表示努力程度的高低似乎對學生學校落點的好壞有正相關，但由於該變數是老師評量，且努力程度通常有些抽象，並沒有一定的衡量標準，所以這裡的努力程度對學生學業成就好壞的正向解釋關係也可能是老師依據學生在校成績表現所做的回答，不必然代表學生真實的努力情形。

補習時間越長的國中生，相對於非就學生而言越容易成為高中生與五專生，細分會發現：補習時間對學生成為前幾志願高中生、其他高中生與五專生會有顯著為正的影響力，但前幾志願高中生的補習時間平均而言並沒有其他高中生的補習時間多，顯示補習時間雖對學生在國中升學階段的繼續升學有著其一定的重要性，但不必然補習要越多才越能考上明星學校的前幾志願。本文推論該結果是因為前幾志願高中生比較具有自習進修的能力，而不見得要靠補習時間的長短來決定其最後的就學成績表現。

二、家庭背景對學生就學選擇的影響

本省籍的父親籍貫會對其子女最後繼續升學有顯著為正的影響，也就是說非本省籍父親的子女在國中階段繼續升學的選擇中有不利的影響。但母親籍貫在子女不同升學選擇間的影響力並不顯著，本文推究其原因在於台灣夫妻間存在著高度的婚配關係，也有可能是台灣比較偏屬於一個以父權為重的社會，家庭主要的影響力還是來自於父親，母親所扮演的角色則無足輕重。而父親教育程度會對子女最後成為高中生、高職生與五專生有顯著為正的影響力，顯示若父親受教年數越多，其子女越容易選擇

繼續升學，通常教育水準越高的家長越會重視子女的受教情形，也因此會對子女繼續升學有顯著為正的影響效果，但本文中母親教育程度對子女不同就學選擇間的影響效果並不顯著。

高中生的父母期望會顯著的比非就學生的高，也就是說一般而言父母對子女的學業成就期望若是越高，子女最後越容易進入高中就讀，而若是父母對子女的學業成就不夠重視，那麼子女往往就容易在此升學階段中選擇不繼續升學，在更細項的落點分類中，父母對子女的學業成就期望誘使子女成為前幾志願高中生的邊際影響力，顯著且正向的高於其對子女成為其他非前幾志願高中生的影響力，也就是說相對於非就學生而言，前幾志願高中生的父母期望會比其他非前幾志願高中生的高。而父母對子女學業成就期望越高，反而會對子女成為私立高職生有越不利的影響，也就是非就學生的父母期望會比私立高職生的父母期望還來得高。

家庭所得對子女成為高中生與五專生都有顯著為正的影響，顯示家庭收入較高的學生比較不容易在國中階段中斷升學路徑，此現象又以家庭所得對前幾志願高中生正向影響力最大，顯示家庭所得越高會對學生最後成為前幾志願高中生具有利的影響。

三、對子女在校成績的探討

母親年齡越大會對子女三年的在校成績表現越不利，本文推論其主要原因是年紀越大的媽媽體力和心力大不如前，相對上越無力花心思去關注子女的在校學業成績表現。子女在校努力程度會對其在校成績表現有顯著為正的影響效果，也就是說通常在學校越努力用功的學生，其在學校的學業成績表現通常也會越好，顯現出努力與收穫間的明顯正向關係。

原本學生自我學業成就期望對學生三年在校成績有顯著為正的影響效果，但在這兩個變數間的內生關係被解開後，學生自我學業成就期望對學生三年在校成績表現的影響效果就變得不顯著，也就是說學生三年在校成績表現主要是受到那些觀察不到的個人特性所影響，且在本文中同時聯立方程式之結構式加入固定效果的模型來表現此一現象。

從基本統計量與實證結果大概看出就讀高中、高職、五專與非就學的學生，其家

庭背景似乎有明顯的差距存在，這樣的現象也提醒著我們：現行的教育環境似乎還是對那些處在邊緣(或家庭背景較差)的青少年很不利，家庭背景的劣勢確實已經對他們受教育或與人競爭的條件減少了。

參考文獻

一、中文部分

- 林荔華(1980)，「教育與經濟公平-教育機會、家庭背景與個人所得之分析」，台灣大學經濟研究所碩士論文。
- 楊 瑩(1987)，「台灣地區教育擴展過程中不同家庭背景子女受教機會差異之研究」，台灣師範大學教育研究所博士論文。
- 黃弘毅(1989)，「家庭背景對個人升學機會之影響」，台北大學經濟研究所碩士論文。
- 游慧媚(1992)，「台灣省公私立高中學生家庭教育經費之研究調查」，高雄師範大學教育研究所碩士論文。
- 薛承泰(1996)，「影響國初中後教育分流得時證分析：性別、省籍、與家庭背景的差異」，第 20 期，頁 49-84。
- 周新富(1998)，「國中生家庭背景、家庭文化資源、學校經驗與學習結果關係之研究」，高雄師範大學教育學研究所博士論文。
- 黃蕙如(2000)，「台灣家庭人力資本投資之決策行為」，暨南國際大學經濟學研究所碩士論文。
- 曾天韻(2000)，「臺灣地區出身背景對高等教育入學機會」，台東師範學院教育研究所碩士論文。
- 陳永欽(2001)，「家庭背景對子女教育成就之影響」，暨南國際大學經濟學研究所碩士論文。
- 李巧琳(2001)，「人力資本的代間移轉—家庭背景對子女教育成就的影響」，暨南國際大學經濟學研究所碩士論文。
- 李玟愔(2002)，「家庭背景對人力資本投資報酬的影響-台灣實證」，暨南國際大學經濟學研究所碩士論文。
- 洪瑞瑩(2002)，「人力資本的代間移轉與手足效果-台灣實證」，暨南國際大學經濟學研究所碩士論文。
- 駱明慶(2001)，「教育成就的省籍與性別差異」，經濟論文叢刊，第 29 卷第 2 期。
- 駱明慶(2002)，「誰是台大學生?-性別、省籍與城鄉差異」，經濟論文叢刊，第 30 卷第 1 期。
- 陳建良(2002)，「人力資本的跨代移轉-家庭背景對 18-19 歲子女教育成就的影響」，暨南國際大學實證經濟研討會會議論文。

二、英文部分

Astone, N. M. and McManahan, S. S. (1991) "Family Structure, Parental Practices, and High

- School completion,” *American Sociological Review*, 56(3), 309-320.
- Aughinbaugh, A. and Gittleman, M. (2003) “Dose Money Matter? A Comparison of the Effect of Income on Child Development in the United States and Great Britain,” *Journal of Human Resources* 38, 416-440.
- Behrman, J. R. et al. (1980) *Socioeconomic Success: A Study of the Effects of Genetic Endowments, Family Environment, and Schooling*. Amsterdam and New York: Horht-Holland
- Chang, C. H. (1992) “Historical Trends in the Equality of Educational Opportunity in Taiwan,” *Economic Literature Review* 20, 23-50.
- Datcher, L. (1982) “Effects of Community and Family Background on Achievement,” *Review of Economics and Statistics*, 64(1), 32-41.
- Duncan, G. J. (1994) “Families and Neighbors as Sources of Disadvantage in the Schooling Decisions of White and Black Adolescents,” *American Journal of Education*, 103(1), 20-53.
- Haveman, R., Wolfe, B. and Spaulding, J. (1991) “Childhood Events and Circumstances Influencing High School Completion,” *Demography*, 28(1), 133-157.
- Haveman, R. and Wolfe, B. (1995) “The Determinants of Children’s Attainments: A Review of Methods and Findings” *Journal of Economic Literature* 33, 1829-1878.
- Hill, M. and Duncan, G. J. (1987) “Parental Family Income and the Socioeconomic Attainment of Children,” *Social Science Research*. 16(1), 39-73.
- Huang, F. M. (2000a) “The Impact of Childhood Events on Educational Achievement: A Sibling Study,” *Economic Literature Review* 28, 425-450.
- Huang, F. M. (2000b) “Teenage Participation in Economic Activities: True State Dependence or Heterogeneity?” *Economic Literature* 28, 43-66.
- Krein, S. F. and Beller, A. H. (1988) “Educational Attainment of Children from Single-Parent Families: Differences by Exposure, Gender, and Race,” *Demography*, 25(2), 221-234.
- Liu, J. T. and Hammitt, J. K. and Lin, C. J. (2000) “Family Background and Returns to Schooling in Taiwan,” *Economics of Education Review* 19, 113-125.
- Maddala, G. S. ”Limit Dependent and Qualitative Variables in Economics” 13-78.
- Manski, C. et al. (1992) “Alternative Estimates of the Effect of Family Structure during Adolescence on High School Graduation,” *Journal of American Statistic Association*, 87(417), 25-37.
- Murray, C. (2002) “IQ and Income Inequality in a Sample of Sibling Pairs from Advantaged Family Backgrounds,” *American Economic Review* 92, 339-343.
- Pons, E. and Gonzalo, M. T. (2002) “Returns to Schooling in Spain: How Reliable are Instrumental Variable Estimates?” *Labour* 16, 747-770.
- Plug, E. and Vijverberg, W. (2003) “Schooling, Family Background, and Adoption: Is It Nature or Is It Nurture?” *Journal of Political Economy* 111, 611-641.

Ribar, D. C. (1993) "A Multinomial Logit Analysis of Teenage Fertility and High School Completion," *Economics of Education Review*, 12(2), 153-164.

Sandefur, G. D., McLanahan, S. and Wojtkiewicz, R. (1992) "The Effects of Parental Marital Status during Adolescence on High School Graduation," *Social Forces*, 71(1), 103-121.

【表一】變數名稱、變數意義與說明

變數名	問卷內之選項	變數處理與說明
學校落點分四類(只依學校體制分)	(0)非就學 (1)高中 (2)高職 (3)五專	以第四年落點學校為主，缺失值由第五、六年的落點資料補進此變數中。
學校落點分六類(依學校體制與排名分)	(0)非就學 (1)前幾志願高中 (2)其他高中 (3)公立高職 (4)私立高職 (5)五專	前幾志願高中包括：建中、北一女、師大附中、成功、中山、松山。
母親年齡	有缺失值的部分，根據三年中所獲得之資訊填補缺失值。	依前三年問卷填答人身份為父母的「本人年齡」與「配偶年齡」問項為標準。
父親年齡	處理原則同上。	同上
母親籍貫	同上	同上。
父母同住	(1)夫妻同住 (2)因某緣故沒住一起 (3)正辦理離婚或協議分居 (4)已離婚仍同住 (5)已離婚或未婚但與別人同住 (6)分居中 (7)離婚後未再婚 (8)離婚後再婚 (9)喪偶但未再婚 (10)喪偶後再婚 (11)其他	重設虛擬變數，1代表「夫妻同住」、0代表「非夫妻同住」，來看是否父母的婚姻幸福美滿會對孩子的就學成就有所影響。
父親教育程度	(1) 小學以下 (2)小學 (3)國中 (4)高中 (5)高職 (6)專科 (7)大學或學院 (8)研究所以上	將父親教育程度以年數表示，分別轉換為3、6、9、12、12、14、16、19年。
母親教育程度	同上	設定同上。
家庭平均月所得之三年平均數(以千元新台幣計)	若第1到3年中有三年資訊者則取其三年的平均；若只有兩年則取兩年平均數為代表；若只有一年則以該年為代表。	由於此變數以三年來看缺失值太多，故才創造此平均值變數來代表每月家庭平均所得的一般情形。
父母期望子女至少應達何種教育程度？	(1) 國中畢業 (2)高中、職畢業 (3)專科畢業 (4)大學或技術學院畢業 (5)碩士畢業 (6)博士畢業 (7)其他	此問項只出現在第三年，故以第三年的回答為代表。設虛擬變數：1為大學或技術學院畢業及以上。(在固定效果模型中該變數之設定為：以期望的就學年數表示，相對應於左欄問卷的選項分別=9、12、14、16、18和23年。)
就目前環境和能力子女自覺可以讀到什麼程度？	同上(1)至(6)	同上
子女性別	(1)男性 (2)女性	設為虛擬變數，1為男性0為女性。

學生段考或學期成績	(1)90-100 分 (2)80-89 分 (3)70-79 分 (4)60-69 分 (5) 0-59 分	在固定效果模型中以連續的分數型態表示，對應於左欄選項分別設為 95、85、75、65 和 30 分。
此學生的努力程度如何	(1)很不足夠 (2)不足夠 (3)有點不足夠 (4)還好 (5)有點足夠 (6)足夠 (7)很足夠	設定虛擬變數：1 為努力程度為中上者，包含(4)(5)(6)(7)，0 為其他。(在固定效果模型中以數值代表努力程度的強弱)。此為老師回答。
參加校外補習時間 (包含家教)	此問項只有第三年存在，並以該年為代表，若為 0 則視為沒有參加校外補習。	我們想由此變數看出學生在中學階段不同就學選擇間補習多寡的情形。

※本表分類之依據為「北區 90 年學測簡訊」中的「台北區九十學年度高中職登記分發入學委員會額滿志願最低錄取加權總分一覽表」。

【表二】MNL 模型樣本的基本統計量

	總樣本	高中	高職	五專	非就學	前幾志願高中	其他高中	公立高職	私立高職
父親籍貫為本省	0.710	0.687	0.771	0.678	0.514	0.707	0.681	0.786	0.764
父親籍貫為客家	0.078	0.079	0.071	0.099	0.054	0.068	0.082	0.086	0.065
父親籍貫為外省	0.192	0.223	0.130	0.205	0.351	0.204	0.229	0.107	0.140
父親籍貫為山地	0.010	0.005	0.013	0.006	0.081	0.007	0.004	0.014	0.012
父親籍貫為其他	0.010	0.006	0.015	0.012	0.000	0.014	0.004	0.007	0.019
母親籍貫為本省	0.729	0.706	0.781	0.678	0.703	0.721	0.702	0.829	0.760
母親籍貫為客家	0.078	0.074	0.078	0.094	0.054	0.082	0.072	0.057	0.087
母親籍貫為外省	0.166	0.201	0.104	0.205	0.135	0.170	0.210	0.093	0.109
母親籍貫為山地	0.013	0.006	0.017	0.012	0.081	0.007	0.006	0.014	0.019
母親籍貫為其他	0.015	0.012	0.020	0.012	0.027	0.020	0.010	0.007	0.025
父母同住	0.851	0.889	0.814	0.889	0.649	0.905	0.884	0.813	0.815
期望子女唸到大學以上	0.608	0.875	0.283	0.509	0.300	0.938	0.856	0.478	0.195
父親受教年數	11.832	13.310	10.097	11.406	8.906	14.384	12.994	10.511	9.917
母親受教年數	11.038	12.268	9.370	11.135	9.313	13.199	11.994	9.876	9.150
母親年齡	42.191	42.709	41.487	42.151	41.818	42.831	42.673	41.551	41.460
父親年齡	45.577	45.968	44.956	45.227	47.966	46.275	45.877	45.303	44.810
家庭平均月收入(千元)	66.792	76.932	54.503	65.959	46.676	82.774	75.244	55.514	54.059
學生性別	0.499	0.513	0.476	0.471	0.676	0.585	0.492	0.556	0.441
期望自己唸到大學以上	0.455	0.699	0.163	0.384	0.162	0.863	0.652	0.261	0.120
在校平均成績	72.357	82.887	58.820	74.331	47.838	91.054	80.514	71.655	53.194
在校努力程度為中上	0.736	0.897	0.539	0.791	0.135	0.973	0.875	0.775	0.435
補習時間	5.772	6.925	3.989	6.947	2.278	6.721	6.984	4.725	3.665
有效觀察值個數	1327	652	466	172	37	147	506	142	324

※【表二】中的數字為變數之平均數，括號內的數字代表該變數的有效觀察值個數。

【表三】固定效果模型中重要變數之基本統計量概況

變數名稱	平均數	標準差	有效觀察值數
父親籍貫為本省閩南	0.706	0.456	3973
父親籍貫為客家	0.081	0.273	3973
父親籍貫為大陸各省	0.194	0.396	3973
父親籍貫為原住民	0.010	0.097	3973
父親籍貫為其他	0.010	0.097	3973
母親籍貫為本省閩南	0.728	0.445	3964
母親籍貫為客家	0.079	0.270	3964
母親籍貫為大陸各省	0.167	0.373	3964
母親籍貫為原住民	0.013	0.112	3964
母親籍貫為其他	0.014	0.118	3964
父母同住	0.880	0.325	3594
父母對子女學業成就期望	15.014	2.049	3554
父親受教年數	11.907	3.663	3954
母親受教年數	11.068	3.490	3951
母親年齡	42.209	4.079	3840
父親年齡	45.615	5.350	3791
家庭平均月收入(以千元計)	67.840	34.214	4072
學生性別	0.507	0.500	4104
自我學業成就期望	14.447	3.324	4104
子女在校成績	72.761	20.772	4104
子女在校努力程度	4.353	1.563	4061
參加校外補習時間	5.807	5.941	3987

【表四】MNL 模型迴歸結果-落點區分為 4 類

變數名稱		(1)只放單獨的一個變數	(2)主要放基本家庭特性變數	(3)主要討論個人特性變數	(4)最後的迴歸結果	(5)以自我期望取代父母期望
高中						
個人特性	學生性別	-0.682* (0.360)		-0.341 (0.388)	-0.591 (0.413)	-0.464 (0.411)
	期望自己唸到大學以上	2.482*** (0.454)		1.600*** (0.481)		1.209** (0.523)
	努力程度為中等以上	4.008*** (0.498)		3.412*** (0.515)	3.357*** (0.529)	3.397*** (0.528)
	補習時間	0.216*** (0.050)		0.161*** (0.050)	0.112** (0.048)	0.117** (0.047)
家庭背景	父親籍貫為本省籍	0.714** (0.340)	1.508*** (0.415)		1.419*** (0.435)	1.396*** (0.437)
	母親籍貫為本省籍	-0.014 (0.370)	-0.349 (0.448)		-0.516 (0.476)	-0.436 (0.474)
	父親教育程度	0.352*** (0.042)	0.288*** (0.073)		0.280*** (0.075)	0.293*** (0.074)
	母親教育程度	0.291*** (0.044)	-0.048 (0.074)		-0.057 (0.075)	-0.058 (0.074)
	期望子女唸到大學以上	2.930*** (0.399)	2.300*** (0.419)		1.575*** (0.457)	
	家庭平均月收入(千元)	0.049*** (0.009)	0.027*** (0.009)		0.025*** (0.009)	0.025*** (0.009)
高職						
個人特性	學生性別	-0.828** (0.363)		-0.603 (0.375)	-0.586 (0.394)	-0.614 (0.393)
	期望自己唸到大學以上	0.007 (0.463)		-0.538*** (0.483)		-0.524 (0.519)
	努力程度為中等以上	2.011*** (0.490)		1.893*** (0.505)	1.843*** (0.512)	1.830*** (0.510)
	補習時間	0.114** (0.050)		0.089*** (0.049)	0.059 (0.047)	0.056 (0.046)

※ 括號內的數值代表標準差

【表四】MNL 模型迴歸結果-落點區分為 4 類(續)

變數名稱		(1)只放單獨的一個變數	(2)主要放基本家庭特性變數	(3)主要討論個人特性變數	(4)最後的迴歸結果	(5)以自我期望取代父母期望
家庭背景	父親籍貫為本省籍	1.120*** (0.347)	1.407*** (0.397)		1.313*** (0.407)	1.290*** (0.411)
	母親籍貫為本省籍	0.362 (0.376)	-0.244 (0.434)		-0.360 (0.452)	-0.328 (0.450)
	父親教育程度	0.116*** (0.040)	0.201*** (0.070)		0.192*** (0.071)	0.189*** (0.070)
	母親教育程度	0.063 (0.042)	-0.099 (0.071)		-0.103 (0.071)	-0.100 (0.070)
	期望子女唸到大學以上	0.142 (0.397)	-0.074 (0.413)		-0.447 (0.443)	
	家庭平均月收入(千元)	0.018** (0.009)	0.012 (0.009)		0.010 (0.009)	0.010 (0.009)
五專						
個人特性	學生性別	-0.850** (0.383)		-0.567 (0.404)	-0.701 (0.426)	-0.662 (0.424)
	期望自己唸到大學以上	1.168** (0.473)		0.357 (0.499)		0.137 (0.538)
	努力程度為中等以上	3.185*** (0.516)		2.852*** (0.533)	2.825*** (0.541)	2.802*** (0.540)
	補習時間	0.216*** (0.051)		0.168*** (0.051)	0.127*** (0.048)	0.126*** (0.048)
家庭背景	父親籍貫為本省籍	0.674* (0.367)	1.286*** (0.430)		1.225*** (0.452)	1.186*** (0.455)
	母親籍貫為本省籍	-0.132 (0.395)	-0.495 (0.462)		-0.678 (0.491)	-0.643 (0.490)
	父親教育程度	0.209*** (0.044)	0.158** (0.075)		0.145* (0.077)	0.145* (0.076)
	母親教育程度	0.199*** (0.046)	0.025 (0.076)		0.019 (0.078)	0.015 (0.077)
	期望子女唸到大學以上	1.158*** (0.412)	0.715* (0.431)		0.054 (0.469)	
	家庭平均月收入(千元)	0.038*** (0.009)	0.022** (0.009)		0.020** (0.009)	0.019** (0.009)

【表五】MNL 模型迴歸結果-落點區分為 6 類

變數名稱		(1)只放單獨的一個變數	(2)主要放基本家庭特性變數	(3)主要討論個人特性變數	(4)最後的迴歸結果	(5)以自我期望取代父母期望
前幾志願高中						
個人特性	學生性別	-0.390 (0.389)		0.169 (0.424)	-0.064 (0.449)	-0.570 (0.404)
	期望自己唸到大學以上	3.434*** (0.504)		2.570*** (0.531)		-0.003 (0.017)
	努力程度為中等以上	-0.003 (0.008)		4.573*** (0.681)	4.673*** (0.695)	-0.003 (0.009)
	補習時間	0.030** (0.013)		0.149*** (0.052)	0.102** (0.050)	0.032** (0.014)
家庭背景	父親籍貫為本省籍	0.004 (0.041)	1.725*** (0.460)		1.638*** (0.484)	0.077 (0.201)
	母親籍貫為本省籍	0.001 (0.042)	-0.164 (0.492)		-0.251 (0.524)	0.000 (0.050)
	父親教育程度	0.004*** (0.001)	0.376*** (0.082)		0.362*** (0.084)	0.166** (0.066)
	母親教育程度	0.003*** (0.001)	-0.007 (0.083)		-0.007 (0.085)	-0.163** (0.066)
	期望子女唸到大學以上	3.752*** (0.504)	2.897*** (0.527)		2.170*** (0.560)	
	家庭平均月收入(千元)	0.053*** (0.009)	0.027*** (0.010)		0.025*** (0.009)	0.018*** (0.003)
其他高中						
個人特性	學生性別	-0.766** (0.362)		-0.285 (0.393)	-0.501 (0.418)	-0.763** (0.379)
	期望自己唸到大學以上	2.271*** (0.456)		1.492*** (0.481)		1.010*** (0.138)
	努力程度為中等以上	1.677*** (0.162)		3.295*** (0.517)	3.269*** (0.531)	1.299*** (0.173)
	補習時間	0.004** (0.002)		0.164*** (0.050)	0.114* (0.048)	0.003* (0.002)
家庭背景	父親籍貫為本省籍	-0.004 (0.012)	1.465*** (0.417)		1.393*** (0.441)	0.000 (0.011)
	母親籍貫為本省籍	-0.006 (0.032)	-0.344 (0.451)		-0.471 (0.482)	-0.006 (0.037)

【表五】MNL 模型迴歸結果-落點區分為 6 類(續)

變數名稱		(1)只放單獨的一個變數	(2)主要放基本家庭特性變數	(3)主要討論個人特性變數	(4)最後的迴歸結果	(5)以自我期望取代父母期望
家庭背景	父親教育程度	0.002*** (0.001)	0.271*** (0.073)		0.263*** (0.075)	0.163** (0.066)
	母親教育程度	0.002*** (0.001)	-0.050 (0.074)		-0.056 (0.075)	-0.161** (0.066)
	期望子女唸到大學以上	2.764*** (0.402)	2.201*** (0.421)		1.596*** (0.458)	
	家庭平均月收入(千元)	0.048*** (0.009)	0.026*** (0.009)		0.024*** (0.009)	0.012*** (0.003)
公立高職						
個人特性	學生性別	-0.508 (0.390)		0.012 (0.413)	0.015 (0.433)	-0.423 (0.403)
	期望自己唸到大學以上	0.599 (0.485)		-0.095 (0.509)		0.001 (0.019)
	努力程度為中等以上	0.961*** (0.220)		3.015*** (0.537)	2.913*** (0.544)	1.081*** (0.226)
	補習時間	0.003 (0.003)		0.102** (0.052)	0.062 (0.049)	0.004 (0.003)
家庭背景	父親籍貫為本省籍	-0.004 (0.012)	1.394*** (0.443)		1.339*** (0.465)	-0.002 (0.011)
	母親籍貫為本省籍	-0.006 (0.032)	0.103 (0.484)		0.025 (0.512)	-0.005 (0.037)
	父親教育程度	0.001** (0.001)	0.185** (0.076)		0.180** (0.077)	0.121* (0.071)
	母親教育程度	0.001** (0.001)	-0.062 (0.077)		-0.069 (0.078)	-0.120* (0.071)
	期望子女唸到大學以上	0.994** (0.418)	0.797* (0.436)		0.283 (0.470)	
	家庭平均月收入(千元)	0.021** (0.009)	0.011 (0.010)		0.007 (0.009)	0.000 (0.002)
私立高職						
個人特性	學生性別	-0.970*** (0.369)		-0.787** (0.380)	-0.757* (0.399)	-1.049*** (0.379)
	期望自己唸到大學以上	-0.347 (0.478)		-0.738 (0.492)		0.001 (0.018)

【表五】MNL 模型迴歸結果-落點區分為 6 類(續)

變數名稱		(1)只放單獨的一個變數	(2)主要放基本家庭特性變數	(3)主要討論個人特性變數	(4)最後的迴歸結果	(5)以自我期望取代父母期望
個人特性	努力程度為中等以上	0.001 (0.009)		1.426*** (0.509)	1.402*** (0.516)	0.002 (0.010)
	補習時間	0.001 (0.001)		0.083* (0.050)	0.058 (0.047)	0.002 (0.001)
家庭背景	父親籍貫為本省籍	-0.003 (0.012)	1.409*** (0.405)		1.310*** (0.413)	-0.001 (0.011)
	母親籍貫為本省籍	-0.006 (0.032)	-0.380 (0.441)		-0.488 (0.459)	-0.006 (0.037)
	父親教育程度	0.002*** (0.001)	0.207*** (0.071)		0.197*** (0.072)	0.166** (0.066)
	母親教育程度	0.002*** (0.001)	-0.115 (0.072)		-0.113 (0.072)	-0.165** (0.066)
	期望子女唸到大學以上	-0.347 (0.409)	-0.557 (0.425)		-0.775* (0.451)	
	家庭平均月收入(千元)	0.017* (0.009)	0.013 (0.009)		0.010 (0.009)	0.000 (0.002)
五專						
個人特性	學生性別	-0.850** (0.383)		-0.443 (0.408)	-0.559 (0.429)	-0.813** (0.397)
	期望自己唸到大學以上	1.168** (0.473)		0.437 (0.498)		0.026 (0.194)
	努力程度為中等以上	1.055*** (0.208)		2.868*** (0.533)	2.856*** (0.542)	1.034*** (0.220)
	補習時間	0.002 (0.001)		0.169 (0.051)	0.127*** (0.048)	0.002 (0.002)
家庭背景	父親籍貫為本省籍	-0.003 (0.012)	1.293*** (0.431)		1.244*** (0.455)	-0.001 (0.011)
	母親籍貫為本省籍	-0.005 (0.032)	-0.473 (0.463)		-0.613 (0.495)	-0.005 (0.037)
	父親教育程度	0.003*** (0.001)	0.159** (0.075)		0.146* (0.077)	0.067 (0.070)
	母親教育程度	0.003*** (0.001)	0.027 (0.076)		0.025 (0.078)	-0.065 (0.070)

【表 5-2】MNL 模型迴歸結果-落點區分為 6 類(續)

變數名稱		(1)只放單獨的一個變數	(2)主要放基本家庭特性變數	(3)主要討論個人特性變數	(4)最後的迴歸結果	(5)以自我期望取代父母期望
家庭背景	期望子女唸到大學以上	1.158*** (0.412)	0.728* (0.432)		0.161 (0.468)	
	家庭平均月收入(千元)	0.038*** (0.009)	0.022** (0.009)		0.019** (0.009)	0.009** (0.004)

※ 括號內的數值代表標準差

【表六】MNL 模型邊際效果-落點區分為 4 類

變數名稱	非就學	高中	高職	五專
性別	0.004(0.003)	0.006(0.036)	0.006(0.034)	-0.016(0.024)
努力程度為中等以上	-0.018(0.006)***	0.304(0.046)***	-0.300(0.039)***	0.015(0.030)
補習時間	-0.001 (0.000)*	0.008(0.003)***	-0.012(0.003)***	0.005(0.002)***
父親籍貫為本省籍	-0.009(0.004)**	0.038(0.044)	-0.010(0.042)	-0.019(0.029)
母親籍貫為本省籍	0.003(0.003)	-0.014(0.045)	0.043(0.042)	-0.032(0.029)
父親教育程度	-0.002(0.001)**	0.026(0.007)***	-0.011(0.006)*	-0.014(0.005)***
母親教育程度	0.000(0.000)	0.001(0.007)	-0.015(0.007)**	0.013(0.005)***
父母期望子女唸到大學以上	-0.004(0.003)	0.463(0.038)***	-0.362(0.034)***	-0.096(0.025)***
家庭平均月收入(千元)	0.000(0.000)*	0.003(0.001)***	-0.003(0.001)***	0.000(0.000)

※ 括號內的數值代表標準差

【表七】MNL 模型邊際效果-落點區分為 6 類

變數名稱	非就學	前幾志願 高中	其他高中	公立高職	私立高職	五專
性別	0.003 (0.003)	0.024** (0.011)	-0.017 (0.034)	0.062*** (0.022)	-0.056** (0.026)	-0.017 (0.025)
努力程度為中等以上	-0.020*** (0.007)	0.110*** (0.023)	0.178*** (0.045)	0.007 (0.027)	-0.275*** (0.029)	-0.001 (0.032)
補習時間	-0.001* (0.000)	0.000 (0.001)	0.007*** (0.003)	-0.005** (0.002)	-0.007*** (0.002)	0.005*** (0.002)
父親籍貫為本省籍	-0.009** (0.004)	0.017 (0.014)	0.019 (0.042)	-0.001 (0.028)	-0.007 (0.032)	-0.019 (0.031)
母親籍貫為本省籍	0.003 (0.003)	0.010 (0.014)	-0.023 (0.042)	0.058** (0.030)	-0.013 (0.032)	-0.035 (0.031)
父親教育程度	-0.002** (0.001)	0.008*** (0.003)	0.017*** (0.007)	-0.006 (0.004)	-0.005 (0.005)	-0.014*** (0.005)
母親教育程度	0.000 (0.001)	0.003 (0.003)	-0.002 (0.007)	-0.002 (0.004)	-0.012** (0.005)	0.013** (0.005)
父母期望子女唸到大學以上	-0.005 (0.003)	0.086*** (0.018)	0.370*** (0.038)	-0.061*** (0.023)	-0.287*** (0.026)	-0.104*** (0.027)
家庭平均月收入(千元)	0.000* (0.000)	0.000** (0.000)	0.002*** (0.001)	-0.001*** (0.000)	-0.002*** (0.001)	0.000 (0.000)

※ 括號內的數值代表標準差

【表八】以子女三年在校成績為被解釋變數的實證結果

變數名稱		(1)假設無內生性，也不考慮個人效果的 OLS	(2)假設有內生性，但不考慮個人效果的 OLS	(3)不考慮內生性但有個人效果之 Fixed effect	(4) 考慮個人效果和內生性的 Fixed effect	(5) 考慮個人效果和內生性的 Fixed effect
個人特質	學生性別	-0.111(1.463)	0.318(0.501)			
	自我期望	1.280(0.486)***		0.126(0.076)*		
	子女努力程度	6.144(0.079)***	6.899(0.160)***	1.010(0.201)***	1.030(0.201)***	
	補習時間	0.411(0.162)***	0.462(0.042)***			
家庭背景	父親為本省籍	-0.325(0.041)	-0.792(0.607)			
	母親為本省籍	0.572(0.589)	0.981(0.619)			
	父親受教年數	0.208(0.601)**	0.303(0.099)***			
	母親受教年數	0.531(0.096)***	0.642(0.103)***			
	家庭所得	0.051(0.100)***	0.061(0.008)***			
	母親年齡	-0.071(0.008)**	-0.089(0.029)***	-3.134(0.522)***	-3.128(0.522)***	0.308(0.663)
	父親年齡	0.031(0.028)	0.030(0.024)	1.191(0.533)**	1.188(0.533)**	-0.030(0.450)
	夫妻是否同住	-1.343(0.023)**	-1.248(0.658)*	-1.283(0.653)**	-1.250(0.653)*	0.074(0.153)

※ 上述的內生性是指「子女三年在校成績」與「子女自我的學業成就期望」這兩項變數的相互影響關係，若假設有內生性則不放入自我學業成就期望變數來探討，但若假設無內生性則把自我學業成就期望一併放入迴歸式裡探討，【表八】的欄(5)是以子女自我學業成就期望為被解釋變數。

【表九】探討子女學業成績模型的解釋力好壞

解識力好壞指標	(1)假設無內生性，也不考慮個人效果的 OLS	(2)假設有內生性，但考慮個人效果的 OLS	(3)不考慮內生性但有個人效果之 Fixed effect	(4) 考慮內生性和個人效果的 Fixed effect
R-squared	0.463	0.425	0.873	0.664
Adjusted R-squared	0.462	0.423	0.733	0.440