

# 台灣國中學生個人特質、家庭背景與學業成績 — 追蹤調查資料之研究

黃芳玫·吳齊殷\*

本文採用台北地區於 1996 年入學之國一新生的 3 年長期追蹤調查資料, 仔細檢驗家庭背景或個人特質對其學業成績之影響。結果顯示家庭背景與個人不可觀察之影響因子, 仍顯著地影響著 1980s 出生世代之學業成績, 其影響力早在國中時期即已形成。其中, 家庭月收入平均值與不可觀察之影響因子有高度正相關。在控制了所得隨機效果後, 父、母親之教育程度之正向影響, 隨著父、母親教育程度的提高而增大, 其影響程度以父親為大。父親籍貫為外省籍之正向影響, 主要來自其所得與教育水準之優勢。父母離異在控制了不可觀察之隨機效果後仍顯著為負。在個人特質上, 1980s 出生世代, 其學業成績之性別差異已不存在, 宗教參與之頻率與其學業成績有顯著之負相關。

**關鍵詞:** 國中學生, 個人特質, 家庭背景, 學業成績

**JEL 分類代號:** I20, I21, J10

## 1 前言

教育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

---

\*國立台灣大學農業經濟學系與中央研究院社會學研究所。黃芳玫為通訊作者。本研究感謝賴慧穎對資料收集上的貢獻, 同時感謝陶宏麟教授、簡錦漢教授及二位匿名審查人之對本文所提供之寶貴意見, 文中若有任何缺失, 悉由作者們共同負責。

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知。<sup>1</sup> 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共同關注的重點之一。近一、二十年來，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之變化，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) 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，而教育制度的雙軌道政策，使得升學的選擇除了普通高中之外還有職業學校體系，在此二體系之互通性不高之下，學生在此時所做的升學選擇即相對重要。在此升學制度下，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學業成績之影響。

國外文獻中探討個人與家庭背景之變數，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

---

<sup>1</sup>Haveman and Wolfe (1995) 以美國為例，詳細地估算出1992年美國家庭部門及其政府部門，對0-18歲小孩 (佔總人口的27%) 的支出金額下限 (lower bound) 為899億美元，佔該年美國GDP的15%。其中父母親對小孩的支出為616億美元，而政府對小孩的支出為333億美元。父母親對小孩的支出，除了包括直接的食衣住行育樂的支出 (504億美元) 外，亦包括間接的時間成本 (112億美元) 在估計間接的時間成本時，作者們利用1992CPS資料來估算婦女勞動供給狀態及家庭大小，進而估算因養育子女所付出的時間機會成本。政府對小孩的支出中以中小學之教育支出為最多，為235億美元，佔政府部門對小孩支出的71%。若除以0-18歲小孩的總人口數，則1992年美國家庭部門及其政府部門平均對每個小孩之支出最少有13,515美元。近期雖無文獻如Haveman and Wolfe (1995) 般，整體性地估算家庭及政府對子女支出，然而從1992年數據已可了解其支出是相當可觀的。

台灣的政府統計或文獻並無家庭部門及其政府部門對0-18歲小孩支出之估算，若以家庭收支調查資料顯示，台灣家庭平均每人對教育與研究費用之支出亦是逐年增加，從2001年的12,386台幣增加至2005年的13,968台幣。

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, 此為大部份歐美文獻所發現, 然影響程度大小卻不一 (Behrman et al., 1980; Datcher, 1982; Duncan, 1994; Haveman et al., 1991; Hill and Duncan, 1987; Huang, 2000b; Krein and Beller, 1988; Manski et al., 1992; Pons and Gonzalo, 2003; Sandefur et al., 1992)。Plug and Vijverberg (2003) 進一步探討當父母的教育程度越高時, 其子女受教年數也會越多的成因, 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%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 (1993)、Haveman et al. (1991)、Huang (2000a) 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, 大部份文獻都發現單親家庭對子女有負向影響 (Astone and McLanahan, 1991; Brooks-Gunn, 1993; Haveman et al., 1991; Huang, 2000a; Manski et al., 1992; Ribar, 1993; Sandefur et al., 1992), 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, 正向地顯著影響著子女的教育表現, 此亦發現在少數的文獻上 (Astone and McLanahan, 1991; Datcher, 1982; 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主要在父母教育程度、父母職業、家庭所得、省籍、及性別等。楊瑩 (1994), Chang (1992), 薛承泰 (1996), Liu et al. (2000), 駱明慶 (2001, 2002, 2004), 吳慧瑛 (2007), 周新富 (2008) 等文獻亦發現台灣父母之教育程度對子女教育程度的影響力顯著為正, 然父、母親教育程度對子女教育程度之影響力何者較大, 無一致之結果。父母親所得、任職於公家機關或管理階級職位之影響亦顯著為正。在性別上, 早期父母對子女人力資本的投資有重男輕女現象, 然而, 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 (吳慧瑛, 2007; 楊瑩, 1994; 駱明慶, 2002; 薛承泰, 1996; Liu et al., 2000)。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 Tsay (2006) 與吳慧瑛 (2007) 利用「華人家庭動態調查資料」(PSFD) 亦發現外省籍的第二代子女相較於本省籍子女有較高之教育成就。

本文之研究貢獻有二 第一, 一般國內外探討子女教育成就的文獻多著墨於高等教育階段 (大學) 或已完成學業進入勞動市場後,<sup>2</sup> 然而, 在台灣升學制度下, 國中時期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, 因此, 對此時期之探討有其政策上之重要性, 國內對此時期之研究仍舊不足 (周新富, 2008; 薛承泰, 1996) 本文嘗試探討國中時期之學業成績, 討論在升學競爭的第一個階段中, 子女的學業成績是否已明顯受到其個人與家庭背景差異所影響? 假若答案是肯定的, 是那些因素顯著地影響了學生在此一時期的學業表現, 由於台灣的國中教育主要是由公立學校所提供, 若能確認此一時期影響學生學業表現之個人與家庭背景因素, 政府能提早適切地透過教育政策, 彌補學生因家庭背景差異所造成的學業表現之差異, 進而縮小學生日後教育成就之不均等程度。

第二, 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, 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下, 而推論更精準的結果。追蹤調查資料

---

<sup>2</sup>經濟文獻中對高等教育階段之教育成就, 主要探討: 是否高中畢業? 是否進入大學? 學業年數、以及大學畢業後之薪資與就業等。

是一組樣本持續觀察多年的資料，同時具有橫斷面及時間序列二個面向。我們的國中生追蹤調查資料相較於傳統橫斷面資料或時間序列資料有如下之優勢 (Hsiao, 1986): (1) 增加統計估計的有效性。由於追蹤調查資料提供大量樣本點，增加估計的自由度，進而降低解釋變數之間的線性重合。(2) 能夠建構及檢定較複雜的經濟行為模型，此為傳統橫斷面資料或時間序列資料所無法做到的。例如，學生的家庭所得愈高者其學業成績亦愈高，此現象隱含了二種假設：其一、提高學生的家庭所得的確會增進其學業成績；其二、提高學生的家庭所得並不會增進其學業成績，只是家庭所得高者反應了能力高、積極性大等特性者，是這些不可觀察之學生或家庭特質增進其學業成績，而非家庭所得本身。欲驗證此二假設何者為真，傳統橫斷面資料無法做到，只有透過同一學生多年的觀察，假若此期間內學生家庭所得之提高 (降低) 伴隨著其學業成績之提高 (降低)，則前者之假設為真；反之，後者之假設為真。(3) 提供解決或減輕實證估計上常遇到的 omitted-variables bias 之方法。如前項所言，透過同一學生多年的觀察，得以控制不可觀察之學生特質 (如學生能力、學生學習動機、學生學習之積極性等) 的影響，假若此不可觀察之特質與解釋變數間有相關，追蹤調查資料之估計方法得以避免 omitted variables 之估計問題，進而確認學生個人與家庭特性對學生學業成績之影響，以做為教育政策之參考。

本文內容共分為6節。下一節為中等教育政策之探討，進一步說明國中畢業選擇進入高中、高職或五專之重要性。第3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。第4節為實證模型，針對本文所採用的 ordered probit 及 random-effect ordered probit 模型做一說明。第5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6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。

## 2 國中升高中職之背景及其重要性

我國的國民義務教育自1968年起正式延長至9年，至今已41寒暑。其間，每年所有15歲之國中畢業生都面臨著其人生中的第一個重要的選擇，此一選擇的重要性在於：第一、此選擇對大部份青少年而言，將決定其日後

是走高中、大學的升學路線，還是高職、技術學院的升學路線，亦或提早進入勞動市場，此三條路線的互通性很弱。第二，受教育及受何種教育雖然是個人選擇，然而在教育資源有限的條件下，各人教育選擇的結果往往受限於教育供給面的學校數及其招生人數。因此，在教育需求面（如：青少年個人及其家人對其升學的規劃）與教育供給面（教育政策）的差距下，青少年由國中升高中職壓力大，可想而知以下將前述二點詳述之。

## 2.1 高中與技職教育互通性弱

我們以台北地區於1996年入學之國一新生所做的「青少年個人生活學業評量」長期追蹤調查資料的第4年（國中畢業後1年）至第7年（高中職畢業後1年）落點資料，刪除遺漏樣本後，計算出進入高中職及五專學生，於國中畢業後第4年的各種升學路徑或就業之比率，總樣本數為1,024人，其結果呈現於表1中。資料顯示：高中畢業生中有0.74之比率進入普通大學，進入科技大學的只有0.04，補習的卻有0.11，出去工作者有0.02。高職生畢業後進入普通大學的只有0.04，進入科技大學、專科學校，以及高職還沒畢業之比率高達0.51，而出去工作者有0.18。五專生進入科技大學與繼續在專科就讀之比率高達0.96。國中畢業後就進入就業市場者，有0.74比率持續在工作或待在家裏，沒有人進入普通大學，日後考入高中的有0.13。表1資料顯示出國中畢業後，進入高中、高職、五專或工作，對其日後進入何種就學體系有決定性的影響。

## 2.2 教育的需求與教育供給有落差

我國高中職校數與招生人數一直是由政府教育政策所掌握。自政府遷台後，我國中等教育政策基本上有二個重要轉變。其一為1960年代後期至1970年代初期，此期之重要教育政策包括：1968年的延長國民義務教育至9年；停辦初職及5年制高職，高職招收國中及初中畢業生，修業3年，成立專科職業教育司（1973年改名技術及職業教育司）同時，為因應經濟社會發展之需求，培養基層建設人才，積極發展職業教育，將高中、高職及五專在學人數之比例由當時的6:4改變為3:7，並於1973年設立第1所技職體系的大學校院，確立了一般大學和技職教育雙軌發展的政策。此一發展政策

表 1: 高中高職升大專院校及就業之比率

	普大	技職	專科	高中	高職	工作	補習	其他 <sup>2</sup>
高中	0.736	0.039	0.002	0.035	0.006	0.019	0.111	0.052
高職	0.044	0.336	0.020	0.056	0.155	0.178	0.096	0.114
專科	0.008	0.150	0.805	0.000	0.008	0.008	0.015	0.008
工作	0.000	0.043	0.000	0.130	0.087	0.522	0.000	0.217
補習	0.500	0.000	0.000	0.500	0.000	0.000	0.000	0.000
其他 <sup>1</sup>	0.000	0.000	0.111	0.000	0.222	0.333	0.111	0.222

註: 1. 其他包含: 在家裡唸書準備重考、結婚了而待在家裡、就待在家裡、拒答等項目。

2. 其他包含: 在家裡唸書準備重考、正在找工作、就待在家裡、服役、其他、拒答等項目。

3. 本表格是刪除遺漏項選項後所做出的比率, 樣本數為 1024。

資料來源:「青少年個人生活學業評量」長期追蹤調查資料的第 4 年至第 7 年落點資料計算。

在 1990 年代有了第二個重要轉變, 此期為因應社會經濟環境的改變, 培養創新的高級知識人力, 重要政策包括: 1991 年決議高中、高職學生比例將調整為 4:6; 1995 年確立高中職比例在 21 世紀前將調整為 5:5, 未來高中學制將以綜合高中為主流。1996 年起輔導績優專科學校改制技術學院並附設專科部、技術學院改制為科技大學等。2001 年度起推動高中職社區化, 高中、高職及五專聯招將同步廢除, 改以 1 年舉辦多次「國中基本學力測驗」取代, 並採多元入學。

此二時期的重要教育政策, 所造成全國高中職及專科就學人數之變化, 可由圖 1 略見端倪。1970 年代在培養基層建設人才下, 高中就學人數幾乎停滯不前, 高職及專科生則快速膨脹。此一趨勢在 1990 年代有了改變, 高中生人數增加快速, 而高職與專科生在 1998 年後有了戲劇性地減少, 因此, 高中高職生人數在 2001 年時幾乎相等, 至 2005 年全國高中、高職、專科生之比例轉變為 49:39:12。由於台北地區學生選擇升學之區域主要集中在北區 5 縣市 (包括臺北市、臺北縣、桃園縣、宜蘭縣、及基隆市), 為與我們的資料做一比較, 我們從教育部統計資料中, 整理出北區高中職及五專校數

表 2: 北區歷年高中、高職、五專校數及人數比率

	高中		高職		五專	
	校數	人數	校數	人數	校數	人數
1992	0.409	0.266	0.409	0.531	0.182	0.203
1993	0.398	0.272	0.432	0.531	0.170	0.197
1994	0.449	0.279	0.383	0.531	0.168	0.190
1995	0.462	0.289	0.374	0.522	0.164	0.189
1996	0.480	0.301	0.362	0.510	0.158	0.189
1997	0.489	0.321	0.357	0.494	0.154	0.185
1998	0.525	0.339	0.350	0.478	0.125	0.183
1999	0.557	0.363	0.335	0.455	0.108	0.182
2000	0.598	0.395	0.337	0.430	0.065	0.175
2001	0.633	0.430	0.311	0.399	0.056	0.171
2002	0.667	0.459	0.294	0.380	0.039	0.161
2003	0.672	0.486	0.289	0.369	0.039	0.145
2004	0.684	0.505	0.288	0.372	0.028	0.123
2005	0.685	0.523	0.276	0.381	0.039	0.096
2006	0.691	0.518	0.275	0.386	0.034	0.096

資料來源: 教育部統計處教育統計資料庫。

註: 北區包括台北縣市、桃園縣、基隆市、以及宜蘭縣。

與人數之分佈詳列於表 2 中。<sup>3</sup> 表 2 資料顯示 2005 年北區高中、高職、專科生之比例為 52:38:10, 其高中人數比率較全國高中人數比率略高一些。此一培養創新的高級知識人力之教育政策, 是否滿足了學生個人及其家長的期望? 表 3 是 1998 年台北地區國三生之家長與學生本人, 對其國中畢業後能進入何種教育體系就讀之期望, 此資料亦根據台北地區於 1996 年入學之國一新生所做的「青少年個人生活學業評量」長期追蹤調查資料的第 3 年(國三)的問卷計算而得。由表 3 得知, 父母期望子女能進入高中的比例比學生本人的期望還高, 進高職之比例則是學生之期望高於父母期望, 學生之期望與其父母期望有落差。同時, 在比較表 3 之家庭期望與表 2 該年

<sup>3</sup>在教育部統計資料中, 只有此 5 縣市高中職校數與人數, 並無五專資料, 我們逐一核對專科學校校址, 納入位於此 5 縣市之五專學校校數與就學人數。

表 3: 台北地區1998年國三生父母與個人對其期望進入高中、高職、五專之比率

	國中畢業後, 你父母對你的期望如何?	國中畢業後, 你對你自己的期望如何?
升高中 (含出國唸書)	0.662	0.610
升高職	0.108	0.175
升五專	0.062	0.096
其他	0.169	0.119

資料來源:「青少年個人生活學業評量」長期追蹤調查的第3年(國三)資料計算。

實際高中職與專科之學生比例, 無論是家長還是學生本人, 對期望進入高中就讀之比例皆超過60%, 而實際高中生人數只有34%, 在高中快速擴張下, 高中生比例2005年增加到52%, 此一比例仍比不上家庭的期望, 臺灣教育的需求與教育供給之差距仍大。

### 3 資料來源、選取與處理

#### 3.1 資料來源

本文所採用的資料為1996年開始之「青少年個人生活學業評量」問卷調查資料, 此調查為中央研究院社會學研究所執行, 內容包含三個部分: 分別為學生問卷、家長問卷、以及老師問卷, 問卷調查的主要對象為台北地區於1996年入學之國一新生, 追蹤調查至2002年。此調查資料顯現了許多不同層面的特性, 其中, 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等; 而學生個人特性的變數則包含: 學生性別、青少年對本身教育成就的期許、在校段考或學期成績、學生宗教信仰及其參與程度、學生健康狀況等。

由前節可知, 國中升高中職是每個學生的第一個重要的教育選擇, 本文的重點在探討國中時期的個人特質與家庭背景對學業成績之影響, 故只採用前3年(即學生就讀國一至國三1996到1998年)的學生、家長、及老師問卷資料來做分析第1年的原始觀察值有1,434筆、第2年為1,434筆、第

3年為1,449筆,<sup>4</sup>3年合併後的樣本一共有1,566筆。扣掉其中沒有落點學校資訊的238個樣本,以及一些重要變數3年皆沒有資訊之樣本,最後所使用之學生樣本數為1,286人,每人3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,其中有某些問項只出現了兩年或一年,但為了要充份利用此資料之長期追蹤之特性進行分析,除了父親籍貫及個人宗教信仰為1年之資料外,其他變數皆取3年皆有問項之變數。變數中遺漏值之處理大致上歸納為以下二點:第一、若屬於與生俱來不會改變或俱一致性的變數(如學生性別、父母教育程度等),則可將其中的缺失值依3年中可獲得的資訊,將這3年的資料填補得更加齊全。第二、若變數並不具有與生俱來不會變動的特性(如學生3年在校成績、家庭所得、父母婚姻狀況等),但在學生、父母或老師問卷中有相似問項,則由學生、父母或老師問卷中相似問項填補與驗證。<sup>5</sup>

在學業成績的資訊上除了第1年至第3年問卷中的段考或學期成績外,亦加入學生升學落點學校資訊,此升學落點資訊主要以第4年(高一)問卷中是否就學及在那一學校就讀為主,少數第4年沒有回答落點資訊者,可由第5年或第6年學校及其年級加以推算出。由於前3年問卷中的國中學期成績分成5類:100-90分、89-80分、79-70分、69-60分及59-0分等5

<sup>4</sup>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。

<sup>5</sup>由於學生3年在校成績、家庭所得、父母婚姻狀況等變數,若有遺漏值則由學生、父母或老師問卷中相似問項填補,因此,此三方面問卷相似問項填答的一致性程度,關係著實證結果之可信度。本研究對學生、父母或老師問卷填答的一致性程度做如下之衡量。(一)學生三年在校成績:老師問卷中只有第1年有學生成績資料,第2、3年則為學生填報之成績資料。為確認學生填答之誤差大小,我們將第1年老師問卷及學生問卷之成績取5分類,並去掉各自的遺漏值之後,老師與學生皆回答之樣本有910人,其中,二者回答成績相同之比率有86%。若將二者取相關係數,其值高達0.93,因此學生填答之成績資料有一定之可信度。(二)父母婚姻狀況:主要以學生以及父母問卷為主,第1、2、3年學生以及父母對此變數皆回答之樣本數分別為1,072、1,244、1,225人;其中回答一樣者分別占95%、95%、95%。此變數填答的一致性程度相當高。(三)家庭所得:主要亦以學生以及父母問卷為主,父母問項為3年之資料,學生問項只有國三1年之資料,父母與學生回答不一致時,以父母問卷為主。家庭所得變數依其需要性分成13類別,國三學生以及父母對此變數皆回答之樣本數為1,008人,其中回答一樣者佔20%,若加入回答相差一類別者佔50%。可預期地,家庭所得變數填答的一致性程度較低,但由於,本研究假設父母親對家庭所得之訊息較學生準確,父母與學生回答不一致時,以父母問卷為主應屬適當。

類，爲了將升學落點學校與國中學期成績做一連結，將個人升學落點學校轉換成該學生高中職落點學校之最低錄取原始總分，並將其分成與學業成績對等之5分類：300–270分、269–240分、239–210分、209–180分及180分以下。各學校最低錄取原始總分之資料來源包括：「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」、補習班、及國中教務處收集之資料。至此學生學業成績有四個時點資訊，此四個時點資訊包括國一上學期段考成績、國一下學期平均成績、國二下學期平均成績以及高中職落點成績。爲分析上之需要，本文之學業成績變數包括國一下學期平均成績、國二下學期平均成績以及高中職落點成績。

本文旨在探討家庭背景與個人特性對學生成績的影響，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爲主，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) 若爲過去文獻沒有提到的變數，則以經濟意涵來判斷此變數是否會影響學生的學業成就，且放入一同探討。(3) 若變數遺漏值太多且無法填補則不選入本文，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。所有學生成績、個人特性對及家庭背景變數之定義與處理皆詳述於附表中。

### 3.2 升學落點的基本統計量

本小節將以學業成績中升學落點成績的5分類爲主，分別計算出各變數之基本統計量，並將其結果呈現於表4中。

#### 3.2.1 學生特性變數

##### (1) 性別

在總樣本中，男女生的比例大約各佔一半。若將樣本依高中職入學成績分類後，顯示出女性學生比男性學生較多比例落在最高與最低二級分。而男性國中相對於女性國中則較多比例落在269–210分的級距中。

表 4: 基本計量

	高中職五專聯合登記分發入學成績				
	300-270分	269-240分	239-210分	209-180分	180分以下
在校國一、國二平均學業成績	3.799	3.240	2.772	2.143	0.957
學生特性:					
學生性別	0.545	0.444	0.435	0.503	0.509
健康狀況	2.376	2.253	2.299	2.281	2.330
無宗教信仰	0.485	0.440	0.379	0.369	0.332
佛教徒	0.406	0.483	0.466	0.497	0.555
其他宗教	0.050	0.034	0.069	0.067	0.065
基督教	0.059	0.044	0.086	0.067	0.048
多久會去廟裡拜拜或上教堂?	0.960	1.101	1.181	1.321	1.535
家庭背景:					
家庭月收入	7.053	6.006	5.415	4.640	3.960
父親籍貫為本省	0.713	0.681	0.685	0.680	0.730
父親籍貫為外省	0.208	0.222	0.241	0.183	0.166
父親籍貫為客家	0.059	0.092	0.056	0.109	0.067
父親籍貫為山地	0.010	0.000	0.000	0.010	0.021
父親籍貫為其他	0.010	0.005	0.017	0.019	0.016
父親國中及以下程度 <sup>#</sup>	0.089	0.169	0.198	0.282	0.417
父親高中(職)畢業 <sup>#</sup>	0.129	0.188	0.233	0.321	0.302
父親專科畢業 <sup>#</sup>	0.198	0.203	0.203	0.189	0.092
父親大學及以上程度 <sup>#</sup>	0.545	0.391	0.302	0.144	0.081
母親國中及以下程度 <sup>#</sup>	0.119	0.213	0.289	0.362	0.507
母親高中(職)畢業 <sup>#</sup>	0.257	0.319	0.310	0.397	0.300
母親專科畢業 <sup>#</sup>	0.168	0.193	0.168	0.131	0.067
母親大學及以上程度 <sup>#</sup>	0.426	0.222	0.177	0.064	0.037
父或母已去逝	0.000	0.019	0.027	0.032	0.046
父母離異	0.063	0.053	0.099	0.094	0.143
父母婚姻完整	0.937	0.928	0.874	0.874	0.811
觀察個數(學生數)	303 (101)	621 (207)	696 (232)	936 (312)	1,302 (434)

註: <sup>#</sup> 國三時之父、母親教育程度。表中的數字為變數之平均數。

## (2) 學生健康狀況

健康狀況變數是一自我主觀填報之變數, 其衡量如下: 1 = 極佳, 2 = 很好, 3 = 好, 4 = 還可以, 5 = 不好, 意即健康狀況值愈高, 代表學生自認健康狀況愈不好。表 4 顯示台北市國中生平均而言認為自己的健康介於很好

與好中間，且較趨近於很好，其中高中職入學成績最高及最低之二級距學生自認為健康狀況相對較差，而高中職入學成績在中間級距學生自認為健康狀況相對較好，尤其是269–240分級距學生自認為健康狀況相對最好。

### (3) 學生宗教信仰

宗教信仰之衡量主要以該國中生有何種宗教信仰，以及參加宗教活動之頻率為主。在宗教信仰的種類中分為4大類，分別以四個虛擬變數代表之：無宗教信仰、佛教徒、其他宗教及基督教，其中基督教變數包括基督教與天主教，其他宗教變數包括道教、回教、一貫道與天帝教。<sup>6</sup> 此四個變數顯示台北市青少年之宗教信仰主要是無宗教信仰與佛教，此二者各半，合起來約佔了88%，且互為消長。參加宗教活動之頻率變數分為下列5類：4 = 1星期1次以上，3 = 1星期1次，2 = 1個月1–3次，1 = 1個月1次以下，0 = 從未或沒有宗教信仰。此變數顯示台北市青少年平均參加宗教活動之次數介於1個月1–3次與1個月1次以下，平均而言，國中時期參加宗教活動之頻率與其高中職入學成績有負向的關係。

#### 3.2.2 家庭背景變數

##### (1) 家庭月收入

理論上，家庭月收入越高之父母越有能力提供子女受教的環境，對子女之教育成就有其重要性。文中將此變數分為13類：1 = 30,000元以下，2 = 30,000–49,999元，3 = 50,000–59,999元，4 = 60,000–69,999元，5 = 70,000–79,999元，6 = 80,000–89,999元，7 = 90,000–99,999元，8 = 100,000–109,999元，9 = 110,000–119,999元，10 = 120,000–129,999元，11 = 130,000–139,999元，12 = 140,000–149,999元，13 = 150,000元以上。由表4可看出高中職入學成績愈高之學生其在國中3年時之平均家庭收入相對較高；反之，高中職入學成績低之學生其在國中3年時之平均

<sup>6</sup>在宗教信仰的衡量中，我們是以確切認定自己是何種信仰者相對其他，其他包括無宗教信仰者與不確定自己的宗教信仰者（即遺漏者），其中，無宗教信仰者佔大部份（有487人），而不確定自己的宗教信仰者（即遺漏者）只有7人，而此7人當中，有5人回答1個月內去廟裡拜拜或上教堂的次數在1次以下。

家庭收入相對較低。例如：高中職入學考試高達270分以上者，其在國中3年時之平均家庭收入為9–10萬元。而高中職入學考試在180分以下者，其在國中3年時之平均家庭收入為3.96，即5–6萬元。

## (2) 父母教育程度

教育程度越高的父母對子女的受教情形也會越重視，在本文研究中分別以四個不同教育程度之虛擬變數來衡量父親教育程度及母親教育程度，他們是國中及以下程度、高中(職)畢業、專科畢業、以及大學以上程度。高中職入學考試270分以上者，父親教育是大學及以上之比例高達55%，而父親教育是專科畢業、高中(職)畢業、國中及以下只有20%–9%，逐次遞減；同樣地，母親教育是大學及以上之比例亦高達43%，而母親教育是國中及以下、高中(職)畢業、專科畢業只有12%–26%。高中職入學考試成績在269–240分者，父親教育與前者趨勢相同，只是各教育水準間之差距不若前者大；在此級距者其母親教育差異不大。反之，高中職入學考試成績在209分以下者，父親教育程度低所佔比例較大，父親教育程度高所佔比例較小。尤其是高中職入學考試成績在180分以下者有高達42%的比例父親教育程度為國中及以下，而父親教育程度為大學及以上者只有8%。母親教育亦有相同之趨勢，在高中職入學成績低之級距中，母親教育程度之差距反而大於父親教育程度之差距。

## (3) 父親籍貫

家庭的籍貫主要以父親籍貫為代表。由表4中可看出父親籍貫為本省閩南者為最大多數，佔總樣本的70%；若與其子女在各升學成績類別之比例來比較，父親籍貫為本省閩南者表現較為極端，高中職入學考試高達270分以上者有高達71%的比例父親籍貫為本省閩南；同時，高中職入學考試在180分以下者亦有高達73%的比例父親籍貫為本省閩南，其他成績類別者父親籍貫為本省閩南者之比例不到70%。父親籍貫為原住民者高中職入學考試成績落在180分以下者比例最高，人數亦最多，但亦有一、二個學生高中職入學考試高達270分以上。

#### (4) 家庭結構

家庭結構的衡量有三個變數：父或母已去逝、父母離異以及父母婚姻完整，此三變數為彼此互斥之虛擬變數。其中父母離異變數包含父母親分居、離婚、已離婚仍同居、正辦離婚或協議分居等狀態，父母婚姻完整變數代表已婚，此二變數父母皆健在表 4 顯示學生高中職入學成績較低之群組，國中時有經歷父或母已去逝或父母離異事件之比例較高，人數亦較多；反之，高中職入學成績較高之群組，國中時父母婚姻完整之比例較高。例如：高中職入學考試高達 270 分以上者，其在國中 3 年時父母婚姻完整之比例高達 94%，父母離異之比例有 6%，父或母已去逝之比例為 0。相較之下，高中職入學考試在 180 分以下者，父母婚姻完整之比例只有 81%，父母離異達 14%，而父或母已去逝之比例亦有 5%。

### 4 估計模型

在本文中我們探討中等教育時期之學業成績。由於每年問卷訪問期間為上學期，成績資料除了國一問卷為問卷訪問時的前一次段考成績，國二、國三問卷中之學業成績則分別為國一、國二下學期之學期成績，為求一致，我們採用國一、國二下學期之學期成績加上國中畢業後之升學落點成績形成 3 年的學業成績變數。由於學生學業成績為按成績高低排列之有次序的 5 分類變數，且為 3 年之追蹤資料，因此在估計上我們首先採用 pooled ordered probit 模型 同時，亦利用 random-effect ordered probit 模型來控制個人不可觀察之變數，以下分別對此二模型詳加敘述。

#### 4.1 Pooled Ordered Probit 模型

定義  $y_{it}^*$  為學生無法觀察到的實際學業成績分數， $X_{it}$  為一組解釋變數，包括個人特質與家庭背景變數等。假設第  $i$  個學生之  $y_{it}^*$  與  $X_{it}$  有如下之線性關係：

$$y_{it}^* = X_{it}\beta + u_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, n; t = 1, \dots, T, \quad (1)$$

其中  $u$  是殘差項。由於資料中學生實際的學業成績分數是觀察不到的，資

料中觀察到的則是學生實際的學業成績分數落在那個區間;<sup>7</sup> 例如: 學期成績落在 90–80 分或 60 分以下, 而升學落點分數落在 270 分以上或 269–240 分。意即假若  $y_{it}^*$  滿足下列條件, 學生  $i$  在  $t$  年之實際的學業成績分數落在第  $j$  個區間, 文中總共分爲 5 個有次序的區間,  $J = 5$ 。

$$y_{it} = j, \quad \text{if } \alpha_j < y_{it}^* < \alpha_{j+1}, \quad j = 0, 1, 2, \dots, J-1,$$

其中  $\alpha_0 = -\infty$ ,  $\alpha_J = \infty$ , 由於上下界  $\alpha$  與常數項類似, 令  $\alpha_1 = 0$  影響參數之估計。假定殘差項 ( $u_{it}$ ) 間存在 iid (independently identically distributed) 的關係, 且具標準常態分配。則  $y_{it} = j$  的機率爲

$$P(y_{it} = j | X_{it}) = \Phi(\alpha_{j+1} - X_{it}\beta) - \Phi(\alpha_j - X_{it}\beta), \quad (2)$$

其中  $\Phi$  爲標準常態分配之累積機率函數。在此 pooled ordered probit 估計模型中, 式 (1)、式 (2) 與  $u_{it}$  之假設隱含了  $P(y_{it} = j | X_{it}, y_{i,t-1}, X_{i,t-1}, \dots) = P(y_{it} = j | X_{it})$ , 此條件機率在不同學生與不同期間之間彼此相互獨立。定義指數函數  $I(y_{it} = j) = 1$ , 假若學生實際的學業成績分數  $y_{it}^*$  落在第  $j$  個區間, 則指數函數值  $I = 1$ ; 反之  $I = 0$ , 則此模型之概似函數爲

$$L = \prod_{i=1}^N \prod_{t=1}^T \prod_{j=0}^{J-1} [\Phi(\alpha_{j+1} - X_{it}\beta) - \Phi(\alpha_j - X_{it}\beta)]^{I(y_{it}=j)}。$$

取 log 之後, 極大化 log 概似函數, 即可估得模型中之數 ( $\beta$  與  $\alpha$ ) 的估計值。

<sup>7</sup>基於下列理由, 我們沒有採用 interval regression model 及 random-effects interval regression model。(1) 我們的學業成績除了包含 0–100 分的學期成績外, 亦包括 0–300 分之高中職落點學校之最低錄取成績。由於滿分是 300 分, 爲與學期成績之 100 滿分相對應, 將高中職落點學校之最低錄取原始總分分爲下列 5 類: 4 = 300–270 分, 3 = 269–240 分, 2 = 239–210 分, 1 = 209–180 分, 0 = 179–0 分。相對應之學期成績則爲爲下列 5 類: 4 = 100–90 分, 3 = 89–80 分, 2 = 79–70 分, 1 = 69–60 分, 0 = 59–0 分。因此, 區間雖相同, 學期成績與高中職落點學校之最低錄取成績之上下界卻不同。(2) 比較 interval regression 之 log-likelihood 值與 ordered probit 之 log-likelihood 值, ordered probit 之 log-likelihood 值較大, 其參數估計可得較大 likelihood 值。

#### 4.2 Chamberlain's Random-effect Ordered Probit 模型

為控制不可觀察變數之影響, 模型 (1) 中之殘差項  $u$  分為二項, 一為個人不可觀察且隨時間不會變動之個人特質  $\gamma_i$ , 另一為隨時間變動之干擾項  $\varepsilon_{it}$ , 假定  $\varepsilon_{it}$  間存在 iid 關係, 且具標準常態分配。則 (1) 式轉變為

$$y_{it}^* = X_{it}\beta + \gamma_i + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

其中  $\gamma_i$  為一隨機效果變數, 假設  $\gamma_i$  服從常態分配, 此為傳統 random-effect 模型。<sup>8</sup> 在此模型下, 不可觀察隨機變數  $\gamma_i$  (如個人能力與企圖心等) 與解釋變數  $X_{it}$  是不相關的, 然此假設在大部份情況下不合理。為克服此問題, Chamberlain (1980, 1982) 假設  $\gamma_i$  與解釋變數  $X_{it}$  之時間方向的加總 ( $\sum_{i=1}^T X_{it}$ ) 或平均值 ( $X_i$ ) 有一線性關係。亦即假設

$$\gamma_i / X_i \sim N(\varphi + \bar{X}_i \xi, \sigma_a^2),$$

其中  $\bar{X}_i = \sum_{t=1}^T X_{it}$ ,  $\sigma_a^2$  為迴歸式  $\gamma_i = \varphi + \bar{X}_i \xi + a_i$  之變異數。令指數函數  $I(y_{it} = j) = 1$ , 則此模型之概似函數為

$$L = \prod_{i=1}^N \int_{-\infty}^{\infty} \prod_{t=1}^T \prod_{j=0}^{J-1} [\Phi(\alpha_{j+1} - \beta'x_{it} - \xi'x_i - a_i) - \Phi(\alpha_j - \beta'x_{it} - \xi'x_i - a_i)]^{I(y_{it}=j)} \phi(a_i) da_i.$$

取 log 之後, 極大化 log 概似函數, 即可在控制個人隨機效果之下, 估得模型中之數 ( $\beta$ ,  $\alpha$ ,  $\xi$  與  $\sigma_a^2$ ) 估計值。

<sup>8</sup>本文估計上採用 random-effects ordered probit 模型而沒有採用 fixed-effects ordered probit 模型, 最主要原因是在此有次序的區間資料 (ordered) 的迴歸模型, 在 fixed-effects 估計過程中無法去掉個人特性參數  $\gamma_i$ , 因此,  $\beta$  的估計會受  $\gamma_i$  之估計影響。由於每個人觀察的期間數很短且為固定,  $\gamma_i$  之估計為 inconsistent, 此為 incidental-parameter problem (Neyman and Scott, 1948), 由於  $\beta$  的估計會受  $\gamma_i$  之估計影響, 因而  $\beta$  的估計亦為 inconsistent (Hsiao, 1986; Maddala, 1987) 而在 ordered probit 模型中 random-effects 的估計是 consistent。

### 4.3 模型配適度之衡量

對此非線性迴歸模型配適度之衡量, 本文採用二種衡量; 一為 McFadden's  $\bar{R}_{\text{McF}}^2$  (McFadden, 1974), 另一為 McFadden et al. (1977) 對整體成功預測個數的衡量指標 McFadden's  $\bar{R}_{\text{McF}}^2$  衡量公式如下:

$$\bar{R}_{\text{McF}}^2 = 1 - \frac{\ln \hat{L}_{\text{full}} - K^*}{\ln \hat{L}_{\text{intercept}}}$$

其中  $\hat{L}_{\text{full}}$  與  $\hat{L}_{\text{intercept}}$  分別為完整模型與只放入常數項之概似函數估計值,  $K^*$  則為所欲估計之參數個數。

由於本文之被解釋變數為區間資料 (categorical data), 各區間的成功推估樣本數之多寡是一重要指標, 據此, 對整體成功推估個數的衡量指標為 Adjusted Count  $R^2$ :

$$R_{\text{AdjustedCount}}^2 = \frac{\sum_{j=1}^J n_{jj} - \max_j (n_{j+})}{N - \max_j (n_{j+})}$$

其中  $n_{jj}$  為實際上是第  $j$  區間而又成功地推估為第  $j$  區間之個數,  $n_{j+}$  為第  $j$  區間之實際觀察個數 (實際邊際觀察個數),  $\max_j (n_{j+})$  為所有區間中之實際邊際觀察個數最大者。本文利用此二衡量來比較不同模型之配適度。

## 5 迴歸結果與分析

本節呈現及探討以 Ordered Probit 模型估計出的學生學業成績 (包括國一下、國二下及高中職入學考試成績) 之決定因子。表5-表7中呈現與比較不同模型設定下之迴歸結果。表5主要考量個別之個人特性與家庭特性之各組變數對學生學業成績之影響, 表6中分別控制了家庭所得與父母教育變數, 進一步探討個人特性、父親籍貫、以及父母親家庭中出席狀態對學生學業成績之影響。由於這是3年的追蹤調查資料, 為了控制國一至國三不同年的不同特性 (例如: 隨著年級的增加, 課程內容愈來愈難), 表5-表7皆

加入了時間虛擬變數，國一為對照年。表7中則分別為隨機效果 (random effect) 模型及 Chamberlain 隨機效果模型。在 Chamberlain 隨機效果模型中，假設隨機效果  $\gamma_i$  與解釋變數  $x_{it}$  之時間方向的平均值有相關，假若這些平均值有顯著異於零之影響，顯示隨機效果與解釋變數有相關，此時傳統 random effect 之假設明顯不合理。此外，由於所抽取的學生樣本分別來自台北市的33個學校，為控制不同學校的不同特質 (例如：校長及師資的不同、校風的不同與地區的不同等)，表7之隨機效果 (random effect) 模型及 Chamberlain 隨機效果模型亦加入了學校特質變數，選取任一學校為對照組，由於，學校特質非本文探討之重點，學校特質之估計沒有呈現在表7中。

在不考慮其他變數的影響下，表5分別呈現了各組變數之迴歸係數。表5顯示在不考慮其他變數的影響下，男女國中生之學業成績並無顯著差異，且學生之健康狀況變數並無顯著影響學業成績，然而，學生宗教信仰、家庭所得、父母親教育程度、父親籍貫以及父母親在家庭中的出席狀態皆顯著影響國中生之學業成績。在宗教信仰、父母親教育程度、父親籍貫以及父母親在家庭中的出席狀態的組變數中，本文分別以無宗教信仰、父母親教育程度為國中小畢業、父親籍貫閩南以及完整家庭為對照組。在不考慮家庭背景的影響下，具有佛教信仰之國中生相較於無宗教信仰之國中生有較低之學業成績，反之，具有基督教信仰之國中生較無宗教信仰之國中生有較高之學業成績。同時，在國中時期參加宗教活動愈頻繁其學業成績愈低。在不考慮其他變數的影響下，家庭所得與父母親教育程度皆顯著正向地影響其子女之學業成績，父親為外省籍貫較父親為閩南籍貫之國中生有較高之學業成績，反之，具有山地籍貫之國中生有較低之學業成績。單親家庭不論其單親來源是父母去逝或父母離異，其子女皆較完整家庭之子女有較低之學業成績。

由於個人特質變數與家庭背景變數之間有相互關係，學生宗教信仰、父親籍貫、以及父母親在家庭中的出席狀態特別會與家庭所得以及父母親教育程度有相關，其對國中生學業成績之影響可能會透過家庭所得以及父母親教育來影響，因此，在表6中分別控制家庭所得以及父母親教育，進一步探討學生宗教信仰、父親籍貫以及父母親在家庭中的出席狀態對國中生

表 5: 學業成績之迴歸估計 (一)

	迴歸一	迴歸二	迴歸三	迴歸四	迴歸五
個人特性:					
性別	0.041 (0.034)				
健康狀況	-0.006 (0.018)				
佛教	-0.105 (0.038)**				
基督	0.191 (0.079)**				
其它宗教	-0.029 (0.075)				
參加宗教活動頻率	-0.185 (0.018)***				
家庭背景:		0.098 (0.005)***			
家庭月收入			0.247 (0.050)***		
父親高中(職)畢業#			0.539 (0.063)***		
父親專科畢業#			0.763 (0.068)***		
父親大學及以上程度#			0.161 (0.048)**		
母親高中(職)畢業#			0.366 (0.068)***		
母親專科畢業#			0.644 (0.077)***		
母親大學及以上程度#				0.142 (0.043)**	
父親籍貫為外省				0.050 (0.064)	
父親籍貫為客家				-1.113 (0.194)***	
父親籍貫為山地				-0.254 (0.142)*	
父親籍貫其它					-0.550 (0.100)***
父或母已去世					-0.418 (0.057)***
父母離異					
時間效果					
P-value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
McFadden's $\bar{R}^2$	0.030	0.045	0.079	0.023	0.025
AdjCount R	0.093	0.085	0.122	0.083	0.085

說明: 1. 樣本數為 1,286 人, 每人 3 年資料。2. 時間效果之估計沒有表列出來。3. \*\*\* 表示 1% 顯著水準, \*\* 表示 5% 顯著水準, \* 表示 10% 顯著水準。4. P-value 為針對整體估計係數是否顯著異於 0 之 Likelihood Ratio (LR) test 之  $\chi^2$  統計量之 p-value。  
5. #: 國三時之父、母親教育程度。

表 6: 學業成績之迴歸估計 (二)

	迴歸一	迴歸二	迴歸三	迴歸四	迴歸五	迴歸六
個人特性:						
性別	0.087(0.035)**	0.054 (0.035)*				
健康狀況	0.007(0.018)	0.001 (0.018)				
佛教	-0.094(0.038)**	-0.033 (0.038)				
基督	0.122(0.079)	-0.094 (0.081)				
其它宗教	0.027(0.075)	0.126 (0.076)				
參加宗教活動頻率	-0.164(0.018)**	-0.129 (0.018)**				
家庭背景:						
家庭月收入	0.095(0.006)**		0.096 (0.006)**		0.093 (0.006)**	
父親高中(職)畢業#		0.243 (0.050)**		0.237 (0.050)**		0.213 (0.050)**
父親專科畢業#		0.525 (0.063)**		0.538 (0.063)**		0.507 (0.063)**
父親大學及以上程度#		0.747 (0.068)**		0.775 (0.068)**		0.740 (0.068)**
母親高中(職)畢業#		0.153 (0.048)**		0.168 (0.048)**		0.164 (0.048)**
母親專科畢業#		0.364 (0.069)**		0.389 (0.068)**		0.353 (0.068)**
母親大學及以上程度#		0.629 (0.078)**		0.663 (0.077)**		0.641 (0.077)**
父親籍貫為外省			0.048 (0.044)			
父親籍貫為客家			0.028 (0.064)			
父親籍貫為山地			-1.040 (0.194)**			
父親籍貫其它			-0.215 (0.143)			
父母或母已去世						
父母離異						
時間效果						
P-value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
McFadden's	0.054	0.085	0.048	0.082	0.048	0.082
AdjCount R	0.103	0.123	0.088	0.129	0.096	0.122

註: 說明: 1. 樣本數為 1,286 人, 每人 3 年資料。2. 時間效果之估計沒有表列出來。3. \*\*\* 表示 1% 顯著水準; \*\* 表示 5% 顯著水準; \* 表示 10% 顯著水準。4. P-value 為針對整體估計係數是否顯著異於 0 之 Likelihood Ratio (LR) test 之  $\chi^2$  統計量之 p-value。5. # : 國三時之父、母親教育程度。

學業成績之影響。表6之迴歸一、二顯示在個人特性組變數上,若控制了家庭所得之影響,基督教信仰之顯著正影響消失不見,若控制了父母親教育之影響,佛教信仰之顯著負影響與基督教信仰之顯著正影響皆消失不見。此隱含著佛教信仰之顯著負影響主要來自於其父母親教育水準較低所致,同樣地,基督教信仰之顯著正影響主要來自於其家庭所得以及父母親教育較優勢所致。在父親籍貫之組變數上(表6之迴歸三、四)我們亦發現,若控制了家庭所得之影響,父親外省籍貫之顯著正影響消失不見,若控制了父母親教育之影響,父親外省籍貫之顯著正影響轉而變為顯著負影響。此亦隱含著父親外省籍貫之顯著正影響主要來自於其家庭所得較高以及父母親教育水準較高所致。父母親在家庭中的出席狀態組變數上,表6之迴歸五、六呈現著在控制家庭所得以及父母親教育之後,父母去逝或父母離異皆顯著負向影響其子女學業成績,其影響大小較無控制家庭所得或父母親教育之前為小,此亦隱含著父母去逝或父母離異之顯著負向影響一部份來自於其家庭所得以及父母親教育水準之影響。

為詳實檢驗個人特質與家庭背景對國中學生學業成績之影響,本文進一步利用隨機效果模型來控制個人隨時間不變之不可觀察因子之影響,特別是 Chamberlain 隨機效果模型,此模型允許隨機效果  $\gamma_i$  與解釋變數  $x_{it}$  之時間方向的平均值有相關。因此,本文中隨之隨機效果  $\gamma_i$  設定為重要解釋變數(家庭月收入平均值、以及健康狀況平均值)之線性函數。<sup>9</sup> 同時,表7中迴歸模型配適度顯示 Chamberlain 隨機效果模型配適度最好,以下迴歸模型之分析主要以 Chamberlain 隨機效果模型為主。表7中 Chamberlain 隨機效果模型一致顯示:影響國中生學業成績之不可觀察之個人變數(如能力與企圖心),與家庭月收入平均值有高度正相關。家庭月收入平均值愈高該國中生隨機效果愈大,亦即平均家庭所得平均值越高者,其個人不可觀察之因子越正面,該國中生學業成績亦越高。個人健康狀態與隨機效果則無顯著相關。

男女性別變數之係數估計在表7中雖一致的為正,然大多不顯著,此顯示男女國中學生在成績上控制了可觀察與不可觀察之變數後並無顯著差異。在宗教信仰的種類中,無宗教信仰為對照組,控制了不可觀察之隨機

<sup>9</sup>家庭月收入平均值取其連續變數之平均值。

表 7: 學業成績之迴歸估計 (三)

	隨機效果模型	Chamberlain 隨機效果模型
隨機效果 (random effects):		
健康狀況平均值		0.056 (0.082)
家庭月收入平均值		0.008 (0.002)***
個人特性:		
性別	0.140 (0.137)	0.184 (0.137)
健康狀況	-0.016 (0.031)	-0.030 (0.034)
佛教	-0.140 (0.135)	-0.159 (0.134)
基督	-0.173 (0.285)	-0.177 (0.285)
其它宗教	0.160 (0.273)	0.159 (0.275)
參加宗教活動頻率	-0.249 (0.067)***	-0.263 (0.068)***
家庭背景:		
家庭月收入	-0.014 (0.014)	-0.044 (0.016)***
父親高中(職)畢業 <sup>#</sup>	0.403 (0.186)**	0.365 (0.187)*
父親專科畢業 <sup>#</sup>	0.946 (0.229)***	0.865 (0.228)***
父親大學及以上程度 <sup>#</sup>	1.488 (0.240)***	1.369 (0.238)***
母親高中(職)畢業 <sup>#</sup>	0.140 (0.179)	0.061 (0.178)
母親專科畢業 <sup>#</sup>	0.607 (0.247)***	0.517 (0.244)**
母親大學及以上程度 <sup>#</sup>	1.130 (0.277)***	0.884 (0.273)***
父親籍貫為外省	-0.418 (0.168)***	-0.418 (0.167)***
父親籍貫為客家	0.108 (0.244)	0.104 (0.246)
父親籍貫為山地	-2.430 (0.582)***	-2.411 (0.578)***
父親籍貫其它	-0.257 (0.640)	-0.133 (0.626)
父或母已去逝	-0.346 (0.289)	-0.271 (0.283)
父母離異	-0.348 (0.142)***	-0.310 (0.141)**
時間效果	v	v
學校效果	v	v
<i>P</i> -value	0.000	0.000
Mcfadden's $\bar{R}_{McF}^2$	0.183	0.184
Adjusted Count $R^2$	0.121	0.130

說明: 1. 樣本數為 1,286 人, 每人 3 年資料。2. 時間虛擬變數與學校虛擬變數之估計沒有表列出來。3. \*\*\* 表示 1% 顯著水準; \*\* 表示 5% 顯著水準; \* 表示 10% 顯著水準。4. *P*-value 為針對整體估計係數是否顯著異於零之 Likelihood Ratio (LR) test 之  $\chi^2$  統計量之 *p*-value。5.#: 國三時之父、母親教育程度。

效果後, 信仰佛教或基督教之國中生在學業成績上與無宗教信仰之同儕並無顯著差異, 此結果顯示原基督教信仰之國中生有較高學業成績之現象, 主要來自於其家庭背景之優勢以及較高之個人不可觀察因子, 一旦控制了可觀察與不可觀察之家庭變數後, 有宗教信仰之國中生與無宗教信仰之同儕並無顯著差異。此外, 控制了可觀察與不可觀察之家庭變數後, 參加宗教活動之頻率仍對國中生之學業成績變數有顯著負向影響, 此結果顯示「參加宗教活動之頻率」本身的確會影響國中生之學業成績, 頻率愈高此國中生學業成績會愈低。

表7顯示家庭所得平均值顯著地正向影響其個人不可觀察之隨機效果, 家庭月收入平均值愈高該國中生隨機效果愈大, 亦即平均家庭所得平均值越高者, 其個人不可觀察之因子越正面, 該國中生學業成績亦越高。控制了隨機效果之影響後, 家庭所得之變動反而對其子女學業成績有負向影響; 亦即家庭所得對其子女學業成績之正向影響, 主要來自於平均所得之正向影響, 短期家庭所得之波動對其子女學業成績反而有負向影響。

教育程度越高的父母對其子女的受教情形也會越重視, 其影響亦愈大。表7顯示控制了所得隨機效果之影響後, 父親高中職以上學歷對其子女學業成績之影響, 相對於國中小程度之父親有顯著差異, 而母親專科以上學歷對其子女學業成績有顯著正向之影響。其中, 父親具大學以上教育程度以及母親具大學以上教育程度對其子女學業成績有較大之影響力。若比較父親教育與母親教育之影響, 父親教育程度對其子女學業成績之影響大於母親教育程度之影響。

在5個父親籍貫變數中, 迴歸模型以本省閩南籍為對照組, 控制了隨機效果之影響後, 父親籍貫為客家對其子女學業成績之影響與本省閩南籍之父親無顯著性差異; 然而, 相對於本省閩南籍, 父親籍貫為外省籍卻有顯著為負的影響, 此結果顯示著父親籍貫為外省籍對其子女學業成績之正向之影響, 主要來自外省籍父親之較高教育程度與較高之家庭所得。此研究結果與駱明慶 (2001, 2002) 與 Tsay (2006) 之研究結果有所不同, 其差異性主要來自於研究方法與研究對象不同所致。本文利用長期追資料控制個人不可觀察之隨機效果, 而先前之文獻所使用之資料皆為橫斷面資料, 無法控制個人不可觀察之影響因子。在研究對象上, 先前文獻之樣本主要為大

學生或已完成學業進入勞動市場之樣本 (吳慧瑛, 2007; Tsay, 2006); 其中, 駱明慶 (2001, 2002) 之樣本是台大學生, 是經過二次學科嚴格篩選的大學生, 而本研究之樣本則為國中生隨機樣本。此外, 駱明慶 (2001, 2002) 與 Tsay (2006) 之樣本主要含蓋外省籍的第二代子女, 而本研究主要含蓋外省籍的第三代子女, 第三代子女之行為可能有所不同。在控制了可觀察與不可觀察之變數之後, 父親籍貫為山地對其子女學業成績之影響仍顯著為負。

家庭結構變數以父母婚姻完整之家庭為對照組, 表7顯示父或母已去世對其子女學業成績之影響顯著為負, 然此負顯著性在控制了其個人不可觀察之變數後消失了, 此意味著父或母已去世本身並不影響其子女學業成績, 其負向影響主要來自於不可觀察之影響隨機效果。相較之下, 在控制了家庭所得、父母親教育及不可觀察之影響因子後, 父母離異仍顯著為負。此結果與國外文獻之發現相當一致。

## 6 結論

結論中討論顯著的變數對國中生學業成績的影響效果, 說明和推論該現象的可能原因, 且進一步說明其政策意涵, 以及未來之研究發展。

在國內文獻上, 一致認為較早出生世代之男女有顯著之教育差異, 然此差異性已逐漸隨教育的普及而消弭 (吳慧瑛, 2007; 楊瑩, 1994; 駱明慶, 2002; 薛承泰, 1996; Liu et al., 2000), 本研究亦發現1984-1985出生之年輕世代已不存在性別之教育差異。健康狀況的變動亦無顯著影響其學期成績, 此與國外文獻有所差異, 其原因可能是本研究之樣本是國中生, 大多數國中生認為自己的健康狀況趨近於「很好」, 差異不大所致。控制了可觀察與不可觀察之影響因子後, 有宗教信仰之國中生, 其學業成績與無宗教信仰之同儕無顯著差異, 此結果亦與國外文獻有所差異, 在國外文獻中大致上認同宗教信仰對學業成就之正向影響, 本文之不同結果可能來自宗教信仰變數與其學業成績之內生關係, 是宗教信仰影響其學業成績? 或是學業成績影響其信仰了某種宗教? 此主題需多期宗教信仰資料進一步檢驗。參加宗教活動之頻率變數在控制了不可觀察之變數後, 仍對其學業成績有顯著反向之影響, 此值得家長及教育當局注意。

文獻中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，本研究發現平均家庭所得與個人不可觀察之變數（能力、企圖心等）有強烈正向關係，其平均家庭所得越高者，個人不可觀察之變數越正面且其學業成績亦越高。家庭所得對其子女學業成績之正向影響，主要透過個人不可觀察之變數來影響。國內文獻利用橫斷面資料發現父母教育程度對子女教育程度的影響力顯著為正（吳慧瑛，2007；周新富，2008；楊瑩，1994；駱明慶，2001，2002，2004；薛承泰，1996；Chang，1992；Liu et al.，2000），本研究利用長期追資料發現，控制了所得隨機效果之影響後，教育程度越高的父母對其子女的學業成績影響愈大。其中，父親具大學以上教育程度以及母親具大學以上教育程度對其子女學業成績有較大之影響。若比較父親教育與母親教育之影響，父親教育程度對其子女學業成績之影響大於母親教育程度之影響。在父親籍貫變數上，相對於本省閩南籍之父親，父親籍貫為外省籍對子女學業成績有顯著為負的影響，此結果與駱明慶（2001，2002），Tsay（2006）與吳慧瑛（2007）對省籍教育成就之研究結果有所差異，其差異性可能來自於研究方法與研究對象不同所致，此議題未來研究上應進一步以更多資料來驗證。父親籍貫為山地對其子女學業成績之影響顯著為負，且其影響係數遠大於外省籍父母的負向影響。家庭結構變數對其子女學業成績之影響結果與國外文獻之發現大致上一致。父或母已去逝對其子女學業成績並無顯著影響。相較之下，在控制了家庭所得、父母親教育及不可觀察之變數後，父母離異仍顯著為負。

綜合以上之討論，本研究發現不同學業成績級距的學生，其家庭背景有明顯的差距存在，而此家庭背景之影響在第一個升學過程中已顯著浮現出來。本研究之結果有如下之政策意義。(1) 個人不可觀察之因子顯著地影響學生學業成績，而家庭所得顯著影響此一不可觀察之因子，對家庭背景較弱之學生，政府可透過公部門之資源強化此類學生之個人不可觀察特性，進而影響其學業成績。(2) 學校當局對單親家庭學生之輔導方式，應針對其不同單親來源而有不同，父或母在國中時期去逝之學生，其負向影響主要來自於家庭所得減少、喪失父或母親教育之影響。相較之下，父母由已婚轉而離異之學生，其負向影響只有部份來自家庭所得與父母親教育之相關因子，父母離異本身所隱含的不安全感、爭吵、沒有溫暖對國中時期

之學生有顯著負向影響。(3) 在控制了可觀察與不可觀察之變數後，父親籍貫為山地之子女，其學業成績仍顯著低於其他族，未來應對山地籍貫之學生做更深入之質性了解。

附表：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
學業成績 (五分類)	第1年資料：第2年學生問卷中的國一下學期平均成績。 第2年資料：第3年學生問卷中的國二下學期平均成績。 第3年資料：高中職聯合分發落點學校最低錄取總分（說明如下）。 第1、2年之學期平均成績為學生填答資料。老師填答之學生成績只有國一某段考成績。	變數定義：4 = 「100-90分」，3 = 「89-80分」，2 = 「79-70分」，1 = 「69-60分」，0 = 「59-0分」 為確認學生填答之誤差大小，我們將第1年老師問卷及學生問卷之成績取5分類並去掉各自的遺漏值之後取相關係數，其值高達0.93。
高中職聯合分發落點學校最低錄取總分 (五分類)	此變數為該學生高中職落點學校之最低錄取原始總分，並將其分成與學業成績對等之5分類。各學校最低錄取原始總分之資料來源包括：「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」、補習班、及國中教務處收集之資料。	以第4年落點學校為主，缺失值由第5、6年的落點資料補進此變數中。由於滿分是300分，為與學期成績之100滿分相對應，此原始總分分為下列5類：4 = 「300-270分」，3 = 「269-240分」，2 = 「239-210分」，1 = 「209-180分」，0 = 「179-0分」。
學生特性：		
性別	(1) 男性 (2) 女性	虛擬變數，0 = 男性，1 = 女性。
健康狀況	(1) 極佳 (2) 很好 (3) 好 (4) 還可以 (5) 不好。3年之間項。	依問卷之5分類。

續接下頁

承接上頁

變數名	問卷內之選項	變數處理與說明
無宗教信仰 佛教徒 其他宗教 基督教	此組學生個人宗教信仰之變數乃由學生國一問卷中之有無宗教信仰, 若有宗教信仰, 其宗教信仰為何種宗教之問項所建構。宗教信仰之分類如下: (1) 佛教 (2) 道教 (3) 回教 (4) 基督教 (5) 天主教 (6) 一貫道 (7) 天帝教 (8) 其他。	虛擬變數, 1 = 「沒有」, 0 = 「有」 虛擬變數, 1 = 「佛教」, 0 = 其他 虛擬變數, 1 = 「道教回教、一貫道與天帝教」, 0 = 其他 虛擬變數, 1 = 「基督教與天主教」, 0 = 其他
參加宗教活動頻率	你多久會去廟裡拜拜或上教堂? (1) 一星期 1 次以上 (2) 一星期 1 次 (3) 一個月 1-3 次 (4) 一個月 1 次以下 (5) 從未 (6) 遺漏 (即沒有宗教信仰)	變數定義: 4 = 「一星期 1 次以上」, 3 = 「一星期 1 次」, 2 = 「一個月 1-3 次」, 1 = 「一個月 1 次以下」, 0 = 「從未或沒有宗教信仰」
家庭背景:		
家庭月收入 (新台幣)	此變數由下列三個問項所形成: 父母問卷: 您家庭每月平均收入大約? 元 您家庭每月平均支出大約? 元 學生問卷: 家庭每月大約收入 父母問項為 3 年之資料, 學生問項只有國三 1 年之資料, 有缺失值的部分, 根據以上三問項中所獲得之資訊填補缺失值。父母與學生回答不一致時, 以父母問卷為主。父母問項中填答實際金額, 學生問項填答右格中之 13 類別, 為求統一以及考慮實際金額較誤差較大, 因此此變數一以 13 類別定義之	1 = 「30,000 以下」, 2 = 「30,000-49,999」, 3 = 「50,000-59,999」, 4 = 「60,000-69,999」, 5 = 「70,000-79,999」, 6 = 「80,000-89,999」, 7 = 「90,000-99,999」, 8 = 「100,000-109,999」, 9 = 「110,000-119,999」, 10 = 「120,000-129,999」, 11 = 「130,000-139,999」, 12 = 「140,000-149,999」, 13 = 「150,000 以上」

續接下頁

承接上頁

變數名	問卷內之選項	變數處理與說明
父親籍貫為本省 父親籍貫為外省 父親籍貫為客家 父親籍貫為山地	此組父親籍貫之變數乃由家長問卷中之問卷填答人、填答人及其配偶之籍貫所建構。父親的籍貫包括: (1) 本省閩南 (2) 客家 (3) 大陸各省 (4) 原住民 (5) 其他	虛擬變數, 1 = 「本省閩南」, 0 = 「非本省閩南」 虛擬變數, 1 = 「大陸各省」, 0 = 「非大陸各省」 重設虛擬變數, 1 代表「客家」, 0 代表「非客家」 虛擬變數, 1 = 「原住民」, 0 = 「非原住民」
父、母親國中及以下程度 父、母親高中 (職) 畢業 父、母親專科畢業 父、母親大學及以上程度	此組父、母親教育程度之變數乃由家長問卷中之問卷填答人及其配偶之教育程度所建構。教育程度之分類: (1) 小學 (2) 國 (初) 中 (3) 高中 (職) (4) 專科 (5) 大學或學院 (6) 研究所及以上。此變數為該學生國三之資料。	虛擬變數, 1 = 「國 (初) 中或小學」, 0 = 其他 虛擬變數, 1 = 「高中 (職)」, 0 = 其他 虛擬變數, 1 = 「專科」, 0 = 其他 虛擬變數, 1 = 「大學或研究所」, 0 = 其他
父或母已去逝	父親或母親存歿 (1) 存 (2) 歿	虛擬變數, 1 = 「父或母歿」, 0 = 其他
父母離異 父母婚姻完整	此二變數由下列三個問項所形成: 父母問卷: 您目前的婚姻為何? 學生問卷: 你爸媽的婚姻狀況為何? 你目前是否與爸媽同住? 此變數為 3 年之資料, 有缺失值的部分, 根據以上三問項中所獲得之資訊填補缺失值。父母與學生回答不一致時, 以父母問卷為主。3 年之問項	虛擬變數, 1 = 「父母親分居、離婚、已離婚仍同居、正辦離婚或協議分居等」, 0 = 其他 虛擬變數, 1 = 「父母健在且已婚」, 0 = 其他

## 參考文獻

- 吳慧瑛 (2007), “家庭背景與教育成就: 五個出生世代的比較分析”, 《人口學刊》, 34, 109–143。
- 周新富 (2008), “社會階級對子女學業成就的影響: 以家庭資源為分析架構”, 《臺灣教育社會學研究》, 8(1), 1–43。
- 楊瑩 (1994), “臺灣地區不同家庭背景子女受教機會差異之研究”, 《教育研究資訊》, 2(3), 1–22。
- 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。
- (2002), “誰是台大學生? 性別、省籍與城鄉差異”, 《經濟論文叢刊》, 30(1), 113–147。
- (2004), “升學機會與家庭背景”, 《經濟論文叢刊》, 32(4), 417–445。
- 薛承泰 (1996), “影響國初中後教育分流的實證分析: 性別、省籍、與家庭背景的差異”, 《臺灣社會學刊》, 20, 49–84。
- Astone, N. M. and McLanahan, S. S. (1991), “Family structure, parental practices, and high school completion”, *American Sociological Review*, 56, 309–320.
- Aughinbaugh, A. and Gittleman, M. (2003), “Does 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., Hrubec, Z., Taubman, P., and Wales, T. J. (1980), *Socioeconomic Success: A Study of the Effects of Genetic Endowments, Family Environment, and Schooling*, Amsterdam: Elsevier B. V.
- Brooks-Gunn, J. E. (1993), “Do neighborhoods influence child and adolescent development?”, *American Journal of Sociology*, 99, 353–395.
- Chamberlain, G. (1980), “Analysis of covariance with qualitative data”, *Review of Economic Studies*, 47, 225–238.
- (1982), “Multivariate regression models for panel data”, *Journal of Econometrics*, 18, 5–46.
- Chang, C. H. (1992), “Historical trends in the equality of educational opportunity in Taiwan”, *Taiwan Economic 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, 20–53.
- 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.
- Haveman, R., Wolfe, B., and Spaulding, J. (1991), "Childhood events and circumstances influencing high school completion", *Demography*, 28, 133–157.
- Hill, M. and Duncan, G. J. (1987), "Parental family income and the socioeconomic attainment of children", *Social Science Research*, 16, 39–73.
- Hsiao, C. (1986), *Analysis of Panel Data*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Huang, F. M. (2000a), "The impact of childhood events on educational achievement: A sibling study", *Taiwan Economic Review*, 28, 425–450.
- (2000b), "Teenage participation in economic activities: True state dependence or heterogeneity?", *Academia Economic Papers*, 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, 221–234.
- Liu, J. T., 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. (1987), "Limited dependent variable models using panel data", *The Journal Of Human Resources*, 22, 307–338.
- Manski, C. F., Sandefur, G. D., McLanahan, S., and Powers, D. (1992), "Alternative estimates of the effect of family structure during adolescence on high school graduation", *Journal of the American Statistical Association*, 87, 25–37.
- McFadden, D. (1974), "Conditional Logit analysis of qualitative choice behavior", in P. Zarembka (ed.), *Frontiers in Econometrics*, 105–142, New York: Academic Press.
- McFadden, D., Puig, C., and Kirschner, D. (1977), "Determinants of the long-run demand for electricity", *Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economics Section*, 109–117.

- Neyman, J. and Scott, E. L. (1948), "Consistent estimates based on partially consistent observations", *Econometrica*, 16, 1–32.
- 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.
- Pons, E. and Gonzalo, M. T. (2003), "Returns to schooling in Spain: How reliable are instrumental variable estimates?", *Labour*, 16, 747–770.
- Ribar, D. C. (1993), "A multinomial Logit analysis of teenage fertility and high school completion", *Economics of Education Review*, 12, 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, 103–121.
- Tsay, W. J. (2006), "The educational attainment of second-generation mainland chinese immigrants in Taiwan", *Journal of Population Economics*, 19, 749–767.

投稿日期: 2005年8月31日, 接受日期: 2009年12月18日

Individual Characteristics, Family Backgrounds, and Educational Outcomes of Taiwanese Junior High School Students — Panel Data Analysis

Fung-Mey Huang

*Department of Agricultural Economics, National Taiwan University*

Chyi-In Wu

*Institute of Sociology, Academia Sinica*

This paper investigates the associations between individual characteristics, family backgrounds and educational outcomes for Taiwanese youths. The results show that observed and unobserved factors play a significant role on the early development of the youths. We find that the average size of the income of the family is a significant indicator of individual unobserved factors. After controlling for unobserved factors, parental education is positively associated with youths' educational outcomes; while parental separation reveals a negative association. The father's education shows a larger impacts on youths' academic outcomes. We further identify the father's economic and educational advantage as the main causes for a positive relationship between the youth's educational outcome and having a mainland father. Gender differences in educational outcomes vanished for the 1984–1985 birth cohort. Frequent attendance of religious activities when they were between ages 13 and 15 was a negative factor on the educational outcomes of the youths.

Keywords: Junior high school students, Individual characteristics, Family backgrounds, Educational outcomes

JEL classification: I20, I21, J10