

教育成就的省籍與性別差異

駱明慶*

本文討論教育成就的省籍與性別差異，分析差異形成的原因，並初步評估未來的趨勢。首先，我們使用 1990 年『台閩地區戶口普查』的資料，觀察 1935–65 年出生世代的教育成就，結果顯示外省籍男性在各世代都有最高的上大學比例與教育年數，而本省籍女性則有最低的教育成就。教育成就的差異，在此 30 年的世代間有顯著的變化，到了 1965 年出生的世代，省籍內的性別差異已不存在，省籍間的差異雖已逐漸縮小，但仍有顯著差異。接著，我們針對『家庭收支調查』中 1960–74 年出生世代的個體資料進行迴歸分析，結果發現決定子女就讀大學的最重要因素是父、母親教育程度，其次是居住於台北市或其他都市地區，軍公教人員教育補助費的影響則逐漸消失。此外，『家庭收支調查』中 1975–89 年出生世代的家庭背景資料顯示，省籍間父、母教育程度的差異並沒有縮小，外省籍人口往都市地區集中的速度也較本省籍人口為快，未來省籍間教育成就的差異將會持續存在。

關鍵詞：教育成就，省籍，性別，城鄉差距

JEL 分類代號：I21, J16, N35, R58

1 前言

作為所得提高與階級流動的主要機制，教育成就 — 尤其是大學教育，在不同族群與性別間的分配情形，是社會資源分配的重要面向。本文將描述省籍與性別間教育成就的差異，探討這些差異形成的原因，並評估教育成就差異的長期趨勢。

*作者為台灣大學經濟學系助理教授，本文承國科會補助，(計劃編號：NSC 89-2415-H-002-036)，謹此致謝。另外，作者感謝陳建良教授在中央研究院中山人文社會科學研究所於 2000 年 6 月舉辦的「第三屆家庭與社會資源分配學術研討會：家庭與教育資源分配」中對本文提供的意見，並感謝兩位匿名評審的寶貴建議。

經濟論文叢刊 (*Taiwan Economic Review*), 29:2 (2001), 117–152。

國立台灣大學經濟學系出版

影響台灣人口特性的一個重要變動是戰後 1945–50 年間，超過 100 萬的外省籍民衆隨國民政府移民來台 (Barrett and Whyte 1982)。¹ 此一短期間內的大量移民，在戰後的歷史上是少見的案例，也造就了台灣人口的多元性。它對本地社會在經濟、社會與政治等各方面的深遠影響，值得有系統地分析研究。由於資料的特性，本文主要依省籍來進行分析，而無法將本省籍人口進一步依族群區分為閩南、客家與原住民。而籍貫的定義則依循戶籍登記的慣例，以父親的籍貫作為子女的籍貫。因此，父親為外省籍、母親為本省籍，² 而在台灣出生者，其籍別為外省籍。此外，金門、馬祖的人口亦屬於本省籍，而在 1945 年以後福建省其他地區來台者，仍被歸類為外省籍。

人口的大量移入和其中男遠多於女的性別組合，³ 對戰後台灣的人口結構與婚姻市場必然造成不小的衝擊。反映在婚姻市場的現象是許多外省籍男性結婚年齡的延後、外省籍男性與本省籍女性的通婚、以及夫妻間年齡差距的擴大。此外，就個人屬性而言，隨國民政府來台的外省籍人口，相較於同年齡的本省籍人口，有較高的教育程度、有較高比例集中於軍公教等政府部門、而居住地區則集中於台北、高雄等都會地區。

我國高中畢業生繼續升入大學與否，名義上雖然是由「公平」的入學考試來決定，但大學教育在省籍與性別分配上的差異卻是相當顯著的。舉例而言，1992 年的『家庭收支調查』，25 歲以上的人口中，23.3% 的外省籍男性為大學畢業生，本省籍男性的比例為 7.6%，而外省籍與本省籍女性大學畢業的比例則分別為 12.4% 和 3.8%。這樣明顯的差異值得進一步分析與探討。

¹ 根據李棟明 (1968) 引自省民政廳出版的《台灣省戶籍統計要覽》，1946 年底台灣的人口數為 6,090,860。然而，1945–50 年間移居台灣的外省籍人口究竟有多少，始終沒有定論。各種估計的範圍約介於 100 至 150 萬之間，這主要是因為早期軍人不設戶籍，戶政機關沒有詳細資料可查。有關此一大遷徙人數的推估、性別組成、行業與教育程度的分佈，請參見附錄。

² 使用官方統計資料時必須注意的問題之一是，本省籍女性與外省籍男性結婚時籍貫的登錄。根據我們向內政部戶政司查詢的結果，婦女在結婚登記戶籍時，可「選擇」更改為丈夫的籍貫。更改籍貫的情形可由比較同一世代的女性在不同的戶口普查年的人數看出。舉例而言，1956 年的戶口普查中，1949 年出生（當時 7 歲）的外省籍女性有 11,078 人，外省籍男性有 12,343 人。到了 1990 年的戶口普查，1949 年出生（當時 41 歲）的外省女性增加為 18,162 人，外省男性則有 12,259 人。1956 年之後台灣的人口並沒有大量國際移入的情形，這些多出來的外省女性人口，應是本省女性與外省男性結婚而更改籍貫的結果。這也可由同一出生世代本省女性在不同年齡時人數變動的情況得知。1949 年出生的本省籍女性，在 1956 年普查時有 123,593 人，到了 1990 年普查時，同一世代的本省女性只有 108,600 人。

³ 若不考慮歷年來已經死亡或移民人口，以 1990 年『台閩地區戶口普查』中的人口作一初略的估計，1933 年以前出生（1949 年時 16 歲）的外省籍男性有 481,667 人，外省籍女性則只有 139,622 人，男女比例約為 3.5:1。另根據附錄一的估計，包含各年齡之外省籍來台人口，其男女比例約為 3.8:1。

經濟學分析大學教育的差異與長期趨勢的文獻，主要在對人力資本的需求與供給的架構下進行 (Becker 1993, p.108)。對人力資本的需求取決於受教育的邊際報酬率，而報酬率隨投資的增加而遞減。能力較強者可能因學習效果較好，而對教育投資有較高的需求。另一方面，教育投資的供給決定於利率的高低，因家庭背景或獎學金多寡的差異，取得教育基金難易程度不同，而有不同的教育基金的供給。家庭所得較高或成績優異而領有獎學生的學生，可以用較低的利率取得教育基金，因此有較大的教育基金的供給。舉例而言，其他條件不變的情形下，父母所得較高的學生，因為教育資金的供給較大，其均衡的人力資本(或教育程度)將較高；此外，如果擁有高教育程度的父母，其子女有較好的能力，而對人力資本有較大的需求，其均衡教育程度應也較高。

關於族群或性別間教育成就差異的實證研究，主要是在人力資本投資的供需架構下，透過教育報酬率的比較，以及其他因素如歧視、偏好和子女質量的權衡 (quality/quantity tradeoff)，來討論影響教育成就的因素。Chiswick (1988) 研究美國各族群的教育成就，發現少數族群中，華裔、日裔、猶太人和國外出生的黑人，不但有高於平均的教育成就，且有較高的教育報酬率。而美國國內出生的黑人、墨西哥裔、印地安人和菲律賓裔有較低的教育成就和教育報酬率，因此推論族群間教育成就的差異，主要來自於需求面的差異，而不是偏好或教育機會的差異。此外，Chiswick 也發現教育程度較高的族群，其上一代亦有較高的教育成就、有較低的生育率，其婦女在子女年幼時則有較低的勞動參與率。這些族群在子女質與量的取捨上，選擇了較高的人力資本投資與較少的子女數。

此外，在族群間教育成就差異之長期趨勢的變化方面，Kane (1994) 從大學學費、家庭背景和大學教育的投資報酬率，來分析美國黑人自 1970 年以來高中畢業生上大學機率的變動。他發現 1970 年代中期以後，18–19 歲黑人高中畢業生繼續上大學比例下降的主要原因是學費的快速上漲，而 1980 年代後期黑人上大學比例上升的原因，主要是由於其父親教育程度比前一個世代顯著上升所造成。各世代父親教育程度的變化，是影響教育成就變動的重要因素。

至於父母教育程度是透過何種機制來影響子女的教育成就，除了家庭所得與天生能力的差異外，文獻中也提及專職家庭主婦對子女人力資本累積的貢獻。Coleman (1988) 在介紹社會資本 (social capital) 的概念時，以人力資本的形成為例，將家庭內的資本分為財務資本、人力資本和社會資本。父母

除了藉由提供財力去為子女購買高品質的教育，直接傳遞較高的人力資本給子女外，父母還可以透過與子女的密切互動，而以家庭中的社會資本去促進子女教育成就的增進。Coleman 並以高中生輟學的資料來驗證，以單親家庭、兄弟姊妹數和母親對子女的期望教育成就等變數代表的社會資本，對高中生輟學機率的影響，說明社會資本的概念在分析人力資本形成上的應用。

台灣的大學教育長久以來處於求過於供的情況，大學招生與學費都不是由市場機能所決定。低學費政策使得受大學教育的成本遠比畢業後所得提高的效益為低，對於大學教育的超額需求可由大學聯考競爭的激烈看出來。雖然低學費讓每個人面臨的學費成本相差不多，升學競爭的激烈卻使得課後補習或其他相關支出增加。透過對其他增進升學機率之管道的支出，家庭所得對子女教育機會可能反而有較大的影響。高中畢業生是否繼續升學，除了考慮大學學費與其他相關成本，以決定是否參加大學聯考外，錄取與否的唯一決定因素是聯考成績，也就是高中以前教育成就的總驗收。因此，除了家庭背景會影響高中生應考能力外，城鄉間中小學教育品質的差異，應該也會影響高中生升大學的機率。⁴

國內文獻關於教育成就在省籍與性別間差異的實證研究，多屬橫斷面情況的描述，少數觸及世代變化的研究也因受限於樣本的規模而無法討論世代間的差異，並進一步探討長期的趨勢。⁵ Tsai and Chiu (1993) 使用『台灣社會變遷基本調查』和『原住民調查』，比較包含閩南、客家、外省和原住民等各族群的平均受教育年數，他們將樣本依每5年出生世代分成5個世代，來比較世代間的差異，發現原住民、閩南人和客家人相對於外省人有較少的平均教育年數。對1966–70年出生世代而言，雖然原住民和閩南人的教育成就仍處於相對劣勢，客家人已經趕上甚至超越了外省人的教育年數。如果這樣的發現是確實的，將是一個族群差異逆轉的重大發現。可惜的是，由於使用樣本數的稀少，使得他們的發現還需要再被進一步確認，這也限制了他們對長期趨勢進行評估的可能性。⁶ 此外，林忠正與林鶴玲 (1993) 使用1991年的『台灣地區社會意向調查』，在分析各族群的經濟差異時，也報告了教育程度的分

⁴ 省籍升學優劣勢的原因之一是，在早期國語不普遍時，外省籍在「國語」及作文上所佔很大的優勢。感謝審稿人之一提示這個論點。

⁵ 以最常被使用來研究族群問題的『台灣社會變遷基本調查』和『台灣地區社會意向調查』為例，單次調查中的外省人樣本通常在400人以下，若再依世代區分，樣本數通常非常稀少。

⁶ 樣本中1945–50、1951–55、1956–60、1961–65、1966–70年出生的外省人各僅有16、32、28、34、14人，客家人則各僅有28、45、40、40、16人。

布。他們也發現外省人有最高的上大學的比例, 24.6%, 客家人與閩南人的比例則分別為 7.9% 和 7.2%。但同樣地, 因為樣本數過小, 他們並無法進一步依出生世代進行分析。⁷

除了關於教育成就差異現象的描述, 過去文獻也從父母家庭背景, 如父母教育程度、軍公教部門或者城鄉資源差異等角度來討論差異形成的原因。吳乃德 (1997) 主要討論軍公教教育補助費的影響,⁸ 他使用 1994 年『社會意向調查』分析 50 歲以下、下層階級民衆教育成就的決定因素, 發現省籍間教育成就差異的主要原因之一是, 政府對外省人集中的軍公教部門子女的教育補貼。此外, 在控制了性別、年齡、父親教育程度和父親受雇部門為軍公教後, 省籍對教育成就仍有顯著影響。由於資料中並沒有「18 歲前居住地區」的資訊, 無法實證地檢驗城鄉差距的影響, 但因為外省人較集中於都市地區, 吳乃德推測城鄉差距可能也是省籍間教育成就差異的原因之一。⁹ 王宏仁 (1999) 則強調 1950 年代各個家庭社經地位, 如教育程度與職業等原初條件之差異, 探討外省籍的軍人、官僚人士和資本家, 以及本省籍的地主、資本家、佃農、自耕農、雇主、自營商和勞工的處境, 認為不同省籍家庭社經地位對下一代的教育之影響, 應遠比國家的教育補助政策重要。

雖然沒有直接觸及省籍教育成就的差異, Chang (1992) 探討了家庭背景和教育補助費對子女教育成就的影響。他使用 1978–89 年『人力運用調查』的資料, 分析家庭背景對子女進入高中以上學校的影響, 發現家庭背景 — 特別是父、母教育程度, 是決定子女受中上教育的重要因素, 但效果有逐年遞

⁷ 樣本數稀少而勉強做出的推論, 也是趙剛 (1998, p85) 對他們批評的諸多意見之一。

⁸ 國民政府來台後, 除了沿用大陸時期「革命抗戰功勳子女就學免費條例」, 並提供現役軍人及公教子女教育補助費與獎學金外, 確切的辦法訂於 1973 年頒佈的「中央公教人員子女生活津貼支給辦法」。公教子女不僅獲得學雜費減免, 尚可獲得教育補助費, 教育補助費的額度隨學費調整保持 80% 至 85% 的水準 (盧政春 1995)。其後, 雖然教育部於 82 學年度取消公教子女的學雜費減免, 並降低現役軍人子女學雜費減免的幅度, 但另一方面行政院人事行政局也相應地提高軍公教子女教育補助費的額度。自 1994 年以後, 由於教育補助費幾乎不再調整, 隨著學費的提高, 教育補助費占學費的比例正逐年下降中。然而, 在我們分析中所使用資料的年代 (1979–92 年), 政府對教育補助費的政策相當穩定, 並無重大的變動。

⁹ 嚴格來說, 由於歷年來政府對教育補助費政策相當穩定, 其變異的程度不足以用來在迴歸分析中直接檢驗教育補助費的影響。幾乎所有的研究 (包括本文) 均以軍公教就業身分的虛擬變數來代表教育補助費, 而以此虛擬變數的結果來推論教育補助費的影響。但是, 軍公教的就業身份所衡量的, 可能不僅是教育補助費的效果, 還包含了父親的偏好, 如公務員可能比一般人更為風險趨避, 因而對人力資本有較大的需求。此外, 軍公教家庭可能也因較明瞭有關子女升學的細節, 或者能透過人際關係為子女覓得較佳的受教環境, 而有較高的社會資本 (Coleman 1988), 使得軍公教子女有較高的教育成就, 軍公教就業身份的效果可能也包含了社會資本的效果。

減、且隨教育提高而下降的趨勢。學費補助與子女性別對高中與大專入學有影響力，對大學的影響則不顯著。此外，學費補助能提高女性就讀大學的機率，對男性的影響則不顯著。這說明了學費的補助對因家庭資源有限，教育機會較可能受到限制的女性影響較大。薛承泰（1996）則討論國中之後升高中或高職的決定因素。他使用『社會變遷基本調查』第2期、第2、3次調查，分析父、母教育程度、省籍與性別對國中之後升學與分流教育的影響，發現家庭背景對「普通高中」和「職業學校」的選擇有顯著的影響。對於出生於1956年之後的人口，國中畢業後的升學的決定因素中，性別的影響力降低，但外省籍子女進入普通高中的機率較本省籍子女為高。這說明了省籍間升大學的不同機率，其實在高中職階段就已顯現出來了。

另一方面，過去文獻對於教育成就的性別差異並沒有充分的研究。林忠正與林鶴玲（1993）和 Tsai and Chiu (1993) 都沒有將性別分開來討論。Parish and Willis (1993) 使用1988年的『台灣婦女生活狀況調查』，研究婦女教育程度的決定因素，發現父母所得的限制不同程度地影響了兒子和女兒受教育的機會，長女出生在父母生涯初始、所得較低的階段，受教育的機會最容易受到限制。然而，隨著國民所得的提高，女兒因為父母低所得受限於學費成本，而減少升學的機率應會下降。Tsai, Gates and Chiu (1994) 使用1991年的『社會變遷基本調查』，分析男、女性在各個教育程度受教育機會的差異，發現父親教育程度是影響國小升國中、國中升高中、和高中以上升學的最重要因素。雖然在年輕的世代中（1956–71年出生者），男女教育成就已較前面世代平等，但階級與族群間的差異依然存在。閩南女性仍是教育年數最低的一組，客家女性次之。此外，在量化研究之外，林鶴玲與李香潔（1999）討論省籍內、性別間，兩代之資源流動。他們以深度訪談的質化研究法，描述性別與省籍族群背景如何影響個人在家庭的經濟資源分配，發現外省、客家和閩南家庭中的資源配置與兩代間資源流動的性別差異，主要是親代付出與子代回饋之對應關係的結果。

由以上的文獻回顧可知，過去國內文獻不足的地方主要在三方面：(1) 樣本數過小，無法深入探討教育成就差異在不同出生世代的變化，少數勉強為之的研究，所得到的結果也需要被保留；(2) 沒有將與省籍高度相關的家庭背景因素——如父母教育程度、城鄉差距、軍公教教育補助等一併包含在研究中；(3) 沒有未來性，無法評估未來世代的趨勢。雖然我們的資料仍有其他種種限制，我們取得的樣本規模，足夠讓本文以世代為分析的單位，同時使用父

母教育程度、城鄉居住地區和軍公教就業身份等變數來討論教育成就在省籍與性別間的差異。此外，了解過去的差異及差異形成的原因固然重要，對於未來趨勢的評估也是值得探討的課題。本文並將以未來世代之家庭背景變數的演變，試著評估未來教育成就差異的長期趨勢，這是過去研究未曾嘗試回答的問題。

本文除第1節前言外，第2節使用1990年『台閩地區戶口普查』和1979–92年主計處發行的『家庭收支調查』來刻畫大學教育在省籍與性別上的差異，及其在不同世代的演進情況。¹⁰第3節使用合併的1979–92年『家庭收支調查』中18–19歲子女及其家庭背景的資料，從家庭背景如父母教育程度、父親就業於公部門、弟弟與妹妹人數以及居住地區等的差異，來分析決定1960–1974年出生世代之教育成就差異的因素，以及這些因素在不同世代之相對重要性的變化。此外，我們也初步探討1980年代末期以來大學的快速擴張，¹¹對在此新政策開始後到達就讀大學年齡的世代，其教育成就差異的變化。第4節以1979–92年『家庭收支調查』中年齡低於18歲者與其家庭背景的資料，評估1975年以後出生之世代，教育成就的省籍與性別差異的長期趨勢。第5節為結論。

2 教育成就的省籍與性別差異

由於每個資料庫所能提供的資訊和涵蓋的世代並不相同，為求更完整地瞭解省籍與性別間教育成就的差異，以及未來的趨勢，我們將使用幾個不同特性的資料庫。在本節描繪總合的(aggregate)教育成就的部分，我們將以1979–92年歷年的『家庭收支調查』，來觀察各年25歲以上人口的教育成就之差異，並與有類似橫斷面的族群差異資料的美國作一比較。此外，因為本文更有興趣的是這些差異在各世代演進的情況，我們也使用1990年『戶口普查』的資

¹⁰『家庭收支調查』每年調查14,000至16,000個家庭，除了家庭成員個人特性如性別、年齡、省籍、教育程度等基本資料外，也調查極詳細的每個所得者的分項收入與支出，以及無法區分給個人的家庭收入與支出。此外，『家庭收支調查』也調查家庭的電器設備擁有的狀況，及住宅的狀況，是一極為豐富的資料庫。其中1976–78年的資料有明顯的問題，例如家庭總所得變數與各分項所得的加總不同、以及同一家庭中有數額不同的同一項所得，因而不予以採用。1993年起配合政府政策的改變，取消籍貫的問項，因此也無法使用。

¹¹教育部透過專科學校改制和核准新大學的設立，大幅地增加了大學及獨立學院學校數，大學聯考錄取率，及大學在學學生數。舉例而言，公私立大學及獨立學院學校數由1986年的28家增加至1998年的84家；大學在學學生數在同一期間則由184,729人增至409,705人；日間部大學聯招錄取率在1986年為30.7%，1998年則增加為60.4%。

料，描繪1935–65年出生世代的教育成就，以瞭解各世代的長期趨勢。另外，由於『戶口普查』並無法同時獲得父子兩代的資料，我們利用歷次『社會變遷基本調查』中父子兩代教育程度的資料，初步解釋1935–65年出生世代教育成就變化的趨勢。

描述差異的情況後，下一節將探討決定教育成就的因素，個體資料取自1979至1992年各年『家庭收支調查』。我們將篩選各年中18–19歲的子女及其父母的資料，這是為了獲得兩代的訊息，包括省籍、子女教育程度、父母教育程度、父親是否於公部門就業、弟弟妹妹人數、居住地區、家庭所得等資料。選取18–19歲大學學齡的子女主要有兩個理由。首先，趁子女還與父母同住時，獲取父母的資訊。若等子女完成學業時（如25歲時）再選取，可能有些人已成立新的家戶而不與父母同住，如此選到的將是偏誤的樣本。其次，『家庭收支調查』並沒有包含服役中的軍人，這可由20–24歲間男女人數比例遠小於1得知。¹² 選取18–19歲者可避免這個問題。當然，我們在此假設18–19歲已在大學就學者都會順利完成學業，因此其教育年數將為16年。這樣選取的樣本可包含1960年至1974年出生的世代。

首先，我們使用1979至1992年的『家庭收支調查』來描述省籍與性別間教育成就的差異。

圖1畫出歷年25歲以上人口中，大學畢業教育程度佔各組人口的比例。與許多過去的研究一致，我們也發現外省男性有最高的比例為大學畢業生，外省女性次之，本省男性再次之，而本省女性則有最低的比例擁有大學學歷。舉例而言，1992年25歲以上的人口中，23.3%的外省男性為大學畢業生，本省男性的比例為7.6%，而外省與本省女性大學畢業的比例則分別為12.4%和3.8%。這樣的差異程度，可與美國族群間教育成就的差異作一對照。

表1比較美國與台灣族群間教育成就的差異。美國1992年25歲以上的人口中，25.2%的白人男性為大學畢業生，黑人男性的比例為19.1%，而白人女性與黑人女性大學畢業的比例則分別為19.1%和12.0%。換言之，外省男性與白人男性有相近的比例為大學畢業，本省男性大學畢業的比例則遠比黑人男性為低。另一方面，外省與本省女性間的差異也較白人與黑人女性間的差異為大。

¹² 1979–92合併的歷年資料中，年齡20、21、22、23歲的男、女性比例各為47.97%、33.24%、60.85%、87.02%。

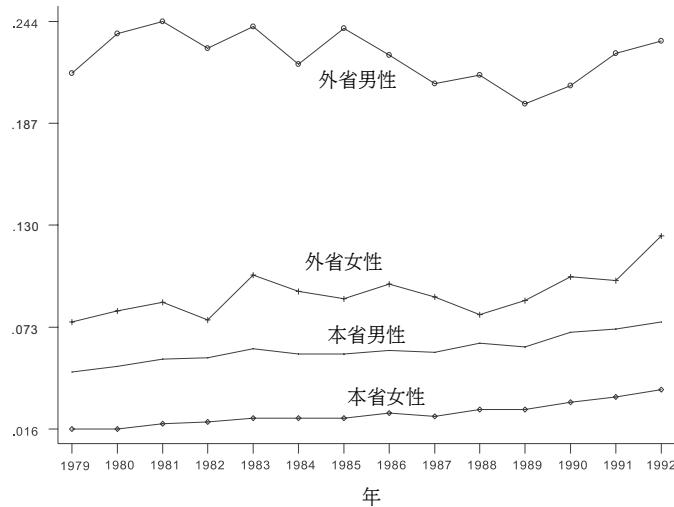


圖 1: 歷年大學畢業者占25歲以上人口比例

資料來源: 歷年『家庭收支調查』。

表 1: 美國與台灣族群間教育成就之比較¹

| | 美國 | | 台灣 | |
|----|-------|-------|-------|------|
| | 白人 | 黑人 | 外省 | 本省 |
| 男性 | 25.2% | 19.1% | 23.3% | 7.6% |
| 女性 | 19.1% | 12.0% | 12.4% | 3.8% |

¹25歲以上人口中大學畢業的比例。

資料來源: U.S. Bureau of Census 及 1992年『家庭收支調查』。

另一個衡量教育成就的方法是教育年數，我們也以歷年的『家庭收支調查』計算出25歲以上人口的平均教育年數。¹³ 省籍與性別間的教育成就的差異也表現在教育年數上。1992年時，外省男性有最高的平均教育年數，為11.3年，其次為外省女性的9.5年與本省男性的9.1年，最後為本省女性的7.3

¹³教育程度與教育年數的轉換為，不識字為0年、自修為3年、國小為6年、國中為9年、高中為12年、專科為14年、大學為16年以及研究所為18年。

年。

橫斷面的歷年資料基本上是各個世代資料的加權平均，並無法清楚看出世代間的差異與演進情況。因此，以下我們使用1990年『台閩地區戶口普查』，以出生世代為分析單位，來觀察不同世代的省籍與性別差異。『台閩地區戶口普查』的優點在於其極大的母體數，主計處提供給公共使用的『戶口普查』資料包含全國除現役軍人以外的所有人口。我們將年齡25歲以上人口，¹⁴依省籍和性別分為四組，再依單一出生年區分為不同的世代。教育成就以大學畢業生占各組人口的比例和教育年數來衡量。由不同出生世代的外省男性、外省女性、本省男性和本省女性的大學畢業生的比例與平均教育年數，我們可看出各組間的相對優勢，以及各世代演進的趨勢。

圖2畫出1935至1965年出生的世代，省籍與性別分組中大學畢業生占該組人口的比例。它清楚地顯示了省籍與性別間教育成就的差異。如果我們以1949年為分界，1949年以前出生者，外省男性相較於外省女性和本省男、女性有絕對高的比例擁有大學學歷。舉例而言，1940年出生者，外省男性有將近35%為大學畢業生，外省女性則只有3.5%。反觀本省籍人口，男性有5.3%，女性則只有0.8%為大學教育程度。

另一方面，1949年以後出生的世代，外省男性相較於其他三組的優勢雖然仍然存在，其趨勢卻與1949年以前出生的世代有所不同。外省男性擁有大學學歷的比例由1949年出生的37.1%降至1965年出生的19.6%，外省女性在同一期間則由12.6%增為19.2%。此外，本省男性大學畢業的比例保持在9%左右，1949年出生者為8.9%，1965年出生者則為8.8%。而本省女性則如同外省女性一般有大幅的增加，由1949年出生的3.9%成長至1965年出生的8.4%。

總的來說，以世代為分析單位呈現與橫斷面資料非常不一樣的教育成就在省籍與性別間分配的面貌。首先，就1965年以前出生的世代而言，省籍內的性別差異正逐漸減少。1949年以後在台灣出生的外省男性在教育成就上的絕對優勢在遞減中，而本省男性上大學的比例則沒有顯著地成長，本省女性有最顯著的增加。其次，雖然省籍內的男女差異逐漸消失，但省籍間的差

¹⁴由於主計處公開提供給研究者使用的戶口普查資料並不包含現役軍人，因此我們將25歲以下的樣本排除，以避免選擇性的偏誤，因為男性服役的時機與其個人教育程度明顯相關。也就是說，20歲服役與23歲服役的男性有相當不同的教育程度。另一個將焦點集中在25歲以上人口的原因是考量完成高等教育的時間，因重考高中與大學聯考而產生的延遲，並不是所有大學畢業生在22歲時就已經完成了大學學業。

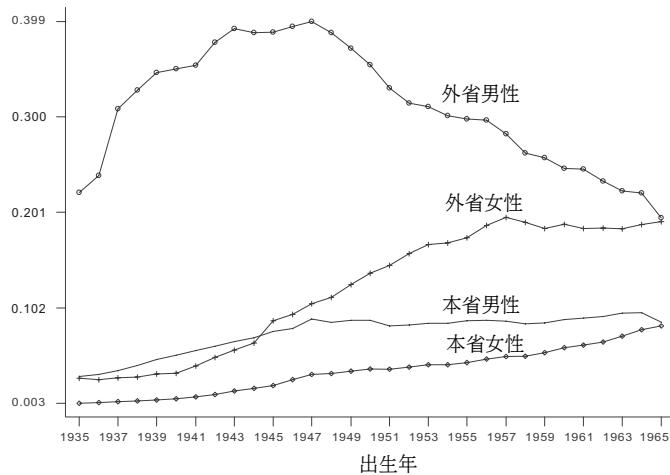


圖 2: 大學畢業者占人口比例, 按出生年

資料來源: 1990 年『台閩地區戶口普查』。

異似乎仍然非常顯著地存在。直到 1965 年出生的世代，本省籍人口受大學教育的比例仍只有約 8.6%，尚不及外省籍人口（約 19.4%）的一半。

接著，我們以平均教育年數來衡量教育成就的差異。圖 3 仍使用 1990 年『台閩地區戶口普查』的資料，以教育年數來衡量教育成就。平均教育年數也顯現與圖 2 中大學畢業生佔人口比例類似的趨勢。外省男性擁有最高的受教育年數，而本省女性有最少的教育年數。1949 年出生的外省男、女性分別受 13.2 與 9.4 年的教育，而本省男、女性的教育年數則分別為 9.2 與 7.4 年。到了 1965 年出生的世代，外省男性教育年數減少，而外省女性教育年數增加，使得外省男、女性教育年數收斂至 12.7 年，男女有相同的平均教育年數；本省男性的教育年數增為 11.4 年，女性則增為 11.2 年。省籍內的男女差異幾乎消失了，而省籍間受教育年數的差異則約為 1.4 年，此一結果與 Tsai *et al.* (1994) 的發現類似。

在進一步使用多變數分析討論各世代教育成就的決定因素之前，我們可先簡單地由性別與省籍兩個面向來討論圖 2 與圖 3 的趨勢。首先，就性別的面向而言，國民所得的提高與低學費政策，使得女性就學的機會較不為父母的低所得所限。考試決定是否升上大學的制度，也使得女性逐漸獲得與男性相當的地位去爭取受大學教育的機會。另一方面，由省籍的面向來看，較晚

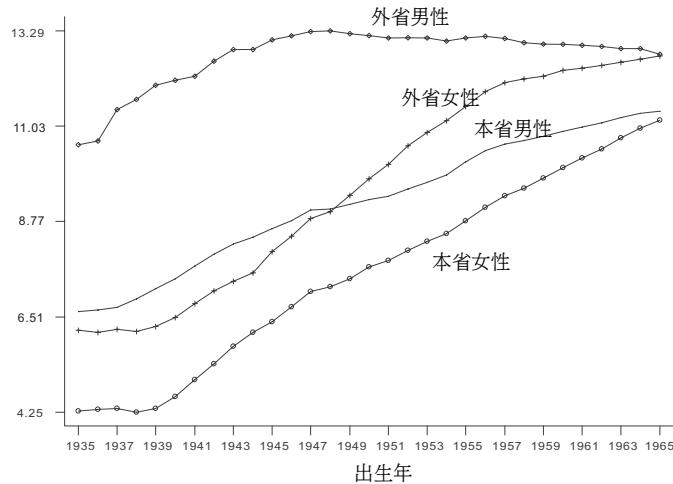


圖 3: 平均教育年數, 按出生年

資料來源: 1990年『台閩地區戶口普查』。

出生世代的外省籍人口 (尤其是男性), 似乎在升學競爭上失去先前世代的優勢, 以至於外省男性上大學的比例逐漸下降。一個可能的原因是, 不同出生世代的外省籍人口, 其父親的教育程度有顯著的差異。也就是說, 由於外省籍人口中男女比例懸殊而造成的婚姻市場的激烈競爭, 使得相對較劣勢 (如教育程度較低) 的外省籍男性較晚結婚,¹⁵ 因此其子女也較晚出生, 而造成較晚出生的外省男性有較低的上大學的比例。

檢驗這個推論的一個方法是, 觀察不同出生世代人口的父親教育程度。由於『家庭收支調查』和『戶口普查』均無法獲得1949–59年出生世代的父親教育程度的資料, 表2使用合併的歷次『社會變遷基本調查』,¹⁶ 算出不同世代出生者的父親教育程度。如同我們的預期, 外省籍的父親教育程度在相近的世代間有很大的變化。1945–52年出生者, 父親大學畢業的比例為27.2%, 而1957–60出生者, 父親為大學畢業教育程度已降為13.9%, 而平均教育年

¹⁵另一個可能同樣重要的制度性因素是, 根據胡台麗(1990), 受「反攻大陸」政策的限制, 未婚來台的士官兵早期在部隊裡不准結婚。1956年以前只有年滿28歲的軍官才能結婚, 1956年起允許有技術(如通訊技術人員)滿28歲的士官結婚, 1959年起所有的士官滿28歲可結婚。至於士兵則要等到1961年以後年滿28歲可結婚。

¹⁶『社會變遷基本調查』中籍貫的定義為本省閩南、本省客家、大陸各省市與原住民。我們將大陸各省市以外者視為本省籍。

表 2: 父親教育程度

| 子女 出生年 | 外省籍 | | 本省籍 | |
|-----------|-------------|----------|-------------|----------|
| | 大學畢業 (%) | 教育 年數 | 大學畢業 (%) | 教育 年數 |
| 1949–52 | 27.2 | 10.0 | 1.29 | 4.24 |
| 1953–56 | 22.2 | 9.49 | 1.31 | 4.46 |
| 1957–60 | 13.9 | 9.04 | 1.35 | 4.96 |
| 1961–65 | 16.0 | 9.27 | 1.44 | 5.43 |

資料來源: 歷次『社會變遷基本調查』。

數則減少了將近 1 年。較晚出生者，其父親教育程度較低，這或許可解釋圖 2 中 1949 年以後出生的外省男性上大學的比例逐漸下降。相對的，表 2 也顯示本省籍的父親教育程度並未隨出生世代而有顯著變化。本省籍父親大學畢業者始終低於 1.5%，而平均教育年數則緩慢穩定增加。

3 教育成就的決定因素

在描述了教育成就的省籍與性別差異之後，我們進一步使用 1979 至 1992 年各年『家庭收支調查』的個體資料來分析教育成就的決定因素。首先我們將篩選各年中 18–19 歲的子女及其父母的資料，這是為了獲得兩代的訊息。我們在此假設 18–19 歲已在大學就學者都會順利完成學業，因此其教育年數將為 16 年。這樣選取的樣本可包含 1960 年至 1974 年出生的世代。

我們進一步將樣本分為 1960–64、1965–69 及 1970–74 等 5 年為一組的出生世代予以分析。表 3 依出生世代和省籍列出相關變數的平均值。因為男性與女性的家庭背景變數值幾乎相同，除了子女的教育程度外，我們未列出依性別計算的變數平均值。

在進一步作迴歸分析前，我們可以看出幾個趨勢。首先，雖然因為我們觀察的是 18–19 歲的人口，¹⁷ 如此算得的教育程度將低估各世代最終的教育程度，我們仍可據以比較各組人口教育程度的相對高低。表 3 中以教育年數和

¹⁷ 我們將 18–19 歲時仍就讀高中的樣本排除，因為無法判斷其是否會繼續升學。我們也假設正就讀於高職與專科者，不會繼續升上大學，並將已就讀大學者的教育年數設為 16 年。

表 3：變數平均值

| | 1960–64 | | 1965–69 | | 1970–74 | |
|-----------------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | 本省籍 | 外省籍 | 本省籍 | 外省籍 | 本省籍 | 外省籍 |
| 教育年數, 男與女 | 10.78 | 12.55 | 11.61 | 12.60 | 12.21 | 12.66 |
| 教育年數, 男 | 10.97 | 12.65 | 11.64 | 12.59 | 12.18 | 12.52 |
| 教育年數, 女 | 10.61 | 12.46 | 11.58 | 12.60 | 12.24 | 12.78 |
| 就讀大學, 男與女 | 0.056 | 0.144 | 0.069 | 0.131 | 0.099 | 0.153 |
| 就讀大學, 男 | 0.058 | 0.159 | 0.069 | 0.128 | 0.105 | 0.147 |
| 就讀大學, 女 | 0.054 | 0.132 | 0.069 | 0.132 | 0.094 | 0.157 |
| 父親教育程度, 國中及以下 | 0.855 | 0.457 | 0.811 | 0.496 | 0.749 | 0.430 |
| 父親教育程度, 高中高職 | 0.098 | 0.267 | 0.128 | 0.223 | 0.168 | 0.271 |
| 父親教育程度, 專科 | 0.028 | 0.103 | 0.031 | 0.117 | 0.039 | 0.106 |
| 父親教育程度, 大學 | 0.019 | 0.173 | 0.030 | 0.164 | 0.044 | 0.193 |
| 父親教育年數 | 6.73 | 10.55 | 7.23 | 10.25 | 8.00 | 10.78 |
| 母親教育程度, 國中及以下 | 0.965 | 0.849 | 0.941 | 0.848 | 0.885 | 0.781 |
| 母親教育程度, 高中高職 | 0.026 | 0.093 | 0.041 | 0.109 | 0.083 | 0.114 |
| 母親教育程度, 專科 | 0.007 | 0.045 | 0.014 | 0.029 | 0.022 | 0.048 |
| 母親教育程度, 大學 | 0.002 | 0.014 | 0.005 | 0.013 | 0.011 | 0.056 |
| 母親教育年數 | 4.42 | 6.35 | 5.17 | 6.60 | 6.35 | 7.58 |
| 出生時父親年齡 | 28.01 | 35.42 | 28.35 | 37.42 | 28.31 | 38.15 |
| 出生時母親年齡 | 25.07 | 24.02 | 24.81 | 23.54 | 24.15 | 23.70 |
| 家庭年所得 ¹ | 361,088 | 425,837 | 531,050 | 575,396 | 750,404 | 777,957 |
| 弟弟人數 ² | 1.14 | 0.93 | 1.03 | 0.85 | 0.91 | 0.79 |
| 妹妹人數 | 1.04 | 0.89 | 0.93 | 0.83 | 0.85 | 0.69 |
| 居住地為台北市 | 0.096 | 0.255 | 0.114 | 0.281 | 0.116 | 0.241 |
| 居住地為都市 ³ | 0.302 | 0.548 | 0.370 | 0.513 | 0.398 | 0.504 |
| 居住地為城鎮 | 0.239 | 0.122 | 0.269 | 0.159 | 0.314 | 0.223 |
| 居住地為鄉村 | 0.363 | 0.075 | 0.247 | 0.047 | 0.173 | 0.032 |
| 父親於公部門工作 ⁴ | 0.154 | 0.474 | 0.143 | 0.420 | 0.135 | 0.359 |
| 樣本數 | 6,208 | 1,011 | 6,149 | 950 | 4,606 | 498 |

¹ 年所得以 1992 年新台幣計。² 所選樣本為 18–19 歲之人口，弟弟、妹妹人數表示家中小於 18 歲之男孩、女孩數。³ 都市、城鎮與鄉村的定義如下：居住於台北市以外，其居住村里中，農、林、漁、牧、礦業之就業比例小於 25%，且服務業就業比例大於或等於 40% 之村里為都市村里；農、林、漁、牧、礦業之就業比例大於 45% 之村里為鄉村村里；其餘為城鎮村里。⁴ 公部門包括公營事業單位和各級政府。

就讀大學的比例所衡量的教育成就，均顯示與圖 2 和圖 3 的趨勢類似，即省籍間的差異逐漸縮小，但外省籍仍佔優勢。外省籍與本省籍平均教育年數的差距由 1960–64 年出生世代的 1.77 年減為 1970–74 年出生世代的 0.45 年，而就

讀大學比例的差距也由 8.8% 減至 5.4%。

另一方面，省籍內男女差異也逐漸縮小，甚至在 1970–74 年出生的世代，本省籍與外省籍女性的平均教育年數均已略微超越男性，而外省籍女性就讀大學的比例也已超越男性。值得注意的是，在 1987 年大學開始大幅擴張之前到達大學就學年齡的 1960–64 年與 1965–69 年出生的世代中，外省男性是唯一就讀大學比例下降的一組。1970–74 年出生的世代則因大學招生人數的擴張，各組就讀大學的比例均提高了。

在家庭背景方面，父親教育程度的省籍差異是非常清楚的。舉例而言，1960–64 生出的世代，外省籍的父親有 17.3% 為大學畢業生，相對於本省籍父親的 1.9%，平均教育年數則為 10.55 與 6.73 年的差距。有趣的是，本省籍父親的教育程度在後面的世代呈穩定增加的趨勢，外省籍父親則是先降後升。這使得省籍間父親教育程度的差異縮小，這應是省籍間子女教育成就差異減少的原因之一。母親的教育程度則不論省籍均呈穩定增加的趨勢，其中外省籍的母親又高於本省籍母親。¹⁸

以出生時父母的年齡而言，外省籍母親比本省籍母親略為年輕，而外省籍父親則遠比本省籍父親年長。這反映了戰後大量移民對婚姻市場的影響，移民中男多於女的性別組成使得外省籍男性結婚年齡延後，也使得夫婦年齡差距加大。外省籍人口出生於 1960–64、1965–69 和 1970–74 年的世代，其父母的年齡差距分別為 11.40、13.88 和 14.45 歲。此外，或許由於父親年齡較高，外省籍子女的弟妹總數比本省籍子女少。而隨著總體生育率的下降，這個差距也漸漸減少。

其次，與許多先前的研究一致，表 3 也顯示外省籍的父親有很大的比例工作於公部門。外省籍 1960–64 年出生的世代，其父親有 47.4% 就業於公部門，相對於本省籍父親的 15.4%。此一比例雖然在較年輕的世代降低了，但仍有 35.9% 的外省籍 1970–74 年出生的人口，父親於公部門工作。至於家庭年所得，以 1992 年的物價水準標準化後，外省家庭平均較本省家庭有較高的所得。

¹⁸ 這裡的「外省籍母親」指的是外省籍父親的妻子。『家庭收支調查』中母親的籍貫並不一定是母親真正的籍貫，樣本中父親為外省籍者，母親被登錄為外省籍的比例為 87.24%，本省籍為 12.76%，此應遠低於實際省籍通婚的比例。舉例而言，根據 1972 年 6 月份《人口統計月刊》的表 12 所顯示，1971 年登記結婚的外省籍新郎中，只有 23.7% 的新娘為外省籍，其餘 76.3% 的新娘均為本省籍。若以合併的歷年『社會變遷基本調查』來看，資料中出生世代為 1960–74 年出生，父親為外省籍者，其母親有 25.57% 為外省籍者，其餘 74.43% 為本省籍。因此，若要研究省籍間通婚情形，『家庭收支調查』並不是適當的資料來源。

考慮外省籍父親較高的教育程度，這是可以理解的結果。¹⁹然而，省籍間家庭年所得的差距逐漸縮小，由1960–64年出生世代外省家庭為本省家庭的1.18倍，降為1965–69年出生世代的1.08倍，再降為1970–74年世代的1.04倍。

最後，就居住地區而言，本省與外省籍人口的居住地區也有顯著的差異。外省籍有約80%居住在台北市或台北市以外的都市地區，²⁰而本省籍只有約50%。

綜合言之，省籍間教育成就的差異，與省籍間家庭背景如父母教育程度、父親就業於公部門、²¹以及居住地區差異而衍生的教育資源分配的不同，都有密切的相關。因此，我們必須透過多變數的迴歸分析來進一步探討，各項因素對省籍與性別的教育成就有何不同的影響，以及對不同世代的影響程度的差異。

表4是以所有1979–92年『家庭收支調查』的家庭中，18–19歲的子女及其父母與家庭背景的資料，作probit迴歸分析的結果，樣本中包含的有1960至1974年出生的世代。若子女正在大學就讀，被解釋變數為1，其他學歷則被解釋變數為0。²²表中數字為估得係數轉換後的邊際效果，括弧中則為t值。

第1組迴歸模型只以省籍與性別為解釋變數。在不使用其他解釋變數的情況下，在我們涵蓋的世代中，外省籍上大學的機率較本省籍高6.82%，但性別間的差異並不顯著。

模型2中加入父母教育程度、父母年齡、家庭年所得與家庭組成等解釋變數。『外省籍』對上大學機率的影響降為1.53%，性別間的差異仍不顯著。父母親教育程度分為國中及以下、高中高職、專科和大學等4組，迴歸中以『國中及以下』作為教育程度中的對照組。父母親教育程度對子女上大學機率有顯著而正面的影響，父親為大學畢業者比父親為國中及以下教育程度者上大學的機率高16.88%，母親為大學畢業的影響則為16.53%。父母屬於其

¹⁹另一明顯而可能造成省籍間所得差異的原因是外省籍父親的平均年齡較高，省籍間父親年齡的差距在8–10歲之間。

²⁰都市、城鎮與鄉村的定義如下：居住於台北市以外，其居住村里中，農、林、漁、牧、礦業之就業比例小於25%，且服務業就業比例大於或等於40%之村里為都市村里；農、林、漁、牧、礦業之就業比例大於45%之村里為鄉村村里；其餘為城鎮村里。

²¹張清溪（1995）根據1990年《中華民國教育統計》和政府公報，以學生人數比例為權數，求得1990年公、私立大學每學期平均學費分別為9,407和28,351元，而相對應的軍公教子女教育補助費占學費比例則分別為80.0%和84.9%。

²²若正就讀專科或高職，我們假設他們不會考入大學，被解釋變數亦設為0，惟正就讀於高中者，因為我們無從判斷其高中畢業後是否會繼續升上大學，我們將2,268個這樣的樣本排除。

表 4: Probit 回歸結果

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---------------|---------------------|---------------------|---------------------|------------------|
| 外省籍 | 0.0682 (11.00)** | 0.0153 (2.25)* | 0.0082 (1.28) | 0.0052 (0.82) |
| 男性 | 0.0045 (1.15) | 0.0019 (0.55) | 0.0024 (0.69) | 0.0027 (0.80) |
| 父親教育程度, 高中高職 | 0.0745 (12.47)** | 0.0656 (11.35)** | 0.0590 (10.07)** | |
| 父親教育程度, 專科 | 0.1577 (13.59)** | 0.1508 (13.28)** | 0.1305 (11.46)** | |
| 父親教育程度, 大學 | 0.1688 (13.39)** | 0.1549 (12.79)** | 0.1388 (11.44)** | |
| 母親教育程度, 高中高職 | 0.0542 (6.65)** | 0.0485 (6.16)** | 0.0502 (6.35)** | |
| 母親教育程度, 專科 | 0.1177 (7.61)** | 0.1111 (7.42)** | 0.1095 (7.34)** | |
| 母親教育程度, 大學 | 0.1653 (6.78)** | 0.1566 (6.57)** | 0.1604 (6.68)** | |
| 出生時父親年齡 | 0.0042 (1.59) | 0.0030 (1.17) | 0.0021 (0.85) | |
| 出生時父親年齡平方/100 | -0.0076 (1.86) | -0.0060 (1.52) | -0.0045 (1.19) | |
| 出生時母親年齡 | 0.0107 (3.20)** | 0.0104 (3.18)** | 0.0108 (3.33)** | |
| 出生時母親年齡平方/100 | -0.0202 (3.11)** | -0.0191 (3.02)** | -0.0198 (3.17)** | |
| log (家庭年所得) | 0.0130 (4.86)** | 0.0082 (3.12)** | 0.0085 (3.22)** | |
| 弟弟人數 | -0.0156 (5.79)** | -0.0146 (5.55)** | -0.0144 (5.46)** | |
| 妹妹人數 | -0.0082 (3.77)** | -0.0072 (3.36)** | -0.0070 (3.29)** | |
| 居住地為台北市 | | 0.0571 (7.12)** | 0.0574 (7.18)** | |
| 居住地為都市 | | 0.0468 (8.19)** | 0.0459 (8.05)** | |
| 居住地為城鎮 | | 0.0274 (4.39)** | 0.0271 (4.35)** | |
| 父親於公部門工作 | | | 0.0177 (3.83)** | |
| 樣本數 | 19,422 | 19,422 | 19,422 | 19,422 |
| Pseudo R^2 | 0.0106 | 0.1299 | 0.1372 | 0.1385 |

[†] 表中數字為 Probit 在各變數平均值求得的邊際效果, 括弧中為 t 值。** 表示在 1% 的顯著水準下估計值顯著異於零, * 表示在 5% 的顯著水準下估計值顯著異於零。

他教育程度者亦對子女就讀大學有顯著影響，其效果隨教育程度與對照組差距的縮小而遞減。父母教育程度解釋了大部分的省籍間的教育成就的差異。

此外，模型 2 也報告了出生時父、母年齡對子女教育成就的影響，出生時父親在其生命循環中的位置並不會影響子女上大學的機率，但出生時母親的年齡對子女教育成就則呈先增後減的影響，頂點約在母親 26.5 歲時。也就是說，在控制了母親教育程度及其他家庭變數後，太早或太晚生育對子女都有負面的影響。而兄弟姊妹間競爭資源的現象的確存在，這可能是兄弟姊妹間競爭升學所需的財務資源，或是因子女數增加而使得父母給予子女關心等社會資本的減少。家中弟弟與妹妹人數對自己上大學機率均有負的影響，其中弟弟人數又較妹妹人數的影響大，1 個弟弟使自己上大學的機率減少 1.56%，1 個妹妹則使機率減少 0.82%。控制了其他變數後，家庭所得則對子女上大學的機率仍有顯著但微小的影響，家庭年所得每增加 10% 可使機率增加約 0.13%。

接著，模型 3 加入居住地區為解釋變數，來探討城鄉差距對教育成就的影響。我們假設 18–19 歲時居住的地區，可以有效地代表個人在 18 歲以前所受初等教育和中等教育的差異，因城鄉對教育資源投入的不同而使得考大學能力有所差距。加入了居住地區之後，其他變數與模型 2 估計的效果類似，但省籍的差異已不顯著了。相對於居住地為鄉村地區，居住於台北市、都市或城鎮均有較高的機會上大學，其中又以居住於台北市的效果最強，達 5.71%。居住於台北市以外的都市地區也較居住於鄉村地區上大學的機率高 4.68%。

模型 4 則再將『父親於公部門工作』加入解釋變數中，以此說明因軍公教子女教育補助費使其教育成本較低，對子女上大學機率的影響。『父親於公部門工作』確實增加 1.77 個百分點的就讀大學的機率，但效果較居住地區的影響為小，其他變數的影響則仍與模型 3 類似。

總的來說，出生於 1960–74 年的人口中，性別間教育成就的差異並不顯著，外省籍有較高的就讀大學比例，我們發現主要的因素是外省籍有較高的父、母教育程度，此與 Tsai *et al.* (1994) 的發現類似，其次是居住地城鄉差距的結果。在控制了其他因素後，家庭所得的效果是微小但顯著的，而父親於公部門工作的教育補助費會提高子女上大學的機會。

接下來，我們分別將樣本依省籍與性別分組，探討各個因素在省籍與性別內是否有不同程度的影響。

表5是迴歸分析的結果，前2欄分別分析本省籍與外省籍人口就讀大學的決定因素。首先，省籍內的性別對上大學機率並沒有影響力。父、母教育程度對不同省籍有類似的效果，其影響程度也大致相同。母親年齡的影響也與對總樣本的影響相仿，家庭所得、弟妹人數、居住地區和父親於公部門工作對本省籍人口上大學的機率有顯著的影響。值得注意的是，有幾個變數對外省籍樣本內的解釋力並不顯著，家庭所得和父親任職於公部門無法解釋外省籍男女之間的差異。弟弟人數顯著降低外省籍上大學的機會，妹妹人數的效果則不顯著。

第3, 4欄則針對性別分組。同一性別內的省籍並無法解釋就讀大學可能性的差異。父母教育程度仍是影響子女上大學機率的主要因素，但其對男女的影響程度稍有不同。父、母親大學畢業對男性的影響較對女性的影響大，父親大學畢業可使兒子上大學的機率提高15.73%，對女兒的影響則為12.23%。母親大學畢業對兒子、女兒上大學的機率的影響分別為19.70%和12.63%。此外，母親年齡只對女兒就讀大學的機率有先增後減的效果，對兒子的影響則不顯著。弟弟與妹妹人數對男性和女性均有降低上大學機率的效果，其中又以對男性有較大的影響。至於居住地區和父親於公部門工作則對男性和女性都有程度類似的影響。

為了探討決定教育成就的各個因素，其相對重要性在不同世代演進的情況，以下我們將樣本依出生世代的先後分組作迴歸分析。表6將樣本分為1960–64、1965–69和1970–74年出生等3個世代，各世代則先只以省籍、性別為解釋變數，再依次加入其他家庭背景、居住地區及父親職業等變數。

各世代的模型1中只以省籍和性別作為解釋變數，結果顯示外省籍上大學的比例顯著高於本省籍，而性別間則沒有差異。值得注意的是，外省籍較高的上大學比例隨著新世代而遞減，由1960–64年出生世代的8.82%降為1965–69年出生世代的6.12%，再降為1970–74年出生世代的5.36%。

模型2加入父母教育程度、父母年齡、家庭所得和弟弟與妹妹人數等家庭背景的變數。外省籍的影響在控制了家庭背景變數後在各世代均不顯著；父母教育程度與子女上大學機率在各世代都成正相關且為最重要的決定因素，雖然其相對大小在各世代有所不同；弟弟、妹妹人數的影響到了1970–74年出生世代已不顯著。最後，模型3再加入居住地區和父親於公部門工作等解釋變數。相對於居住於鄉村地區，居住於台北市或其他都市地區，對1970–74年出生世代的影響力較前面兩個出生世代為大。另一方面，父親於公部門工作的影響力逐漸減弱，到了1970–74年出生世代已經消失了。

表 5: Probit 迴歸結果¹, 依省籍與性別分

| | 省籍 | | 性別 | |
|-----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | 本省籍 | 外省籍 | 男性 | 女性 |
| 外省籍 | | | 0.0059 (0.61) | 0.0049 (0.59) |
| 男性 | 0.0024 (0.69) | 0.0038 (0.29) | | |
| 父親教育程度, 高中高職 | 0.0572 (9.29)** | 0.0500 (2.70)** | 0.0595 (6.83)** | 0.0579 (7.39)** |
| 父親教育程度, 專科 | 0.1418 (10.60)** | 0.1051 (3.95)** | 0.1314 (7.68)** | 0.1272 (8.41)** |
| 父親教育程度, 大學 | 0.1346 (9.08)** | 0.1606 (6.38)** | 0.1573 (8.61)** | 0.1223 (7.59)** |
| 母親教育程度, 高中高職 | 0.0569 (6.46)** | 0.0220 (1.01) | 0.0607 (5.06)** | 0.0405 (3.90)** |
| 母親教育程度, 專科 | 0.1086 (6.37)** | 0.1187 (3.20)** | 0.1055 (4.87)** | 0.1124 (5.49)** |
| 母親教育程度, 大學 | 0.1688 (5.69)** | 0.1638 (3.14)** | 0.1970 (5.31)** | 0.1263 (4.07)** |
| 出生時父親年齡 | 0.0047 (1.40) | 0.0028 (0.33) | 0.0035 (1.07) | 0.0011 (0.30) |
| 出生時父親年齡平方/100 | -0.0091 (1.63) | -0.0071 (0.59) | -0.0070 (1.39) | -0.0027 (0.47) |
| 出生時母親年齡 | 0.00690 (2.15)* | 0.0384 (3.33)** | 0.0074 (1.85) | 0.0146 (2.58)** |
| 出生時母親年齡平方/100 | -0.0126 (1.99)* | -0.069 (3.14)** | -0.0132 (1.67) | -0.0272 (2.52)* |
| log (家庭年所得) | 0.0094 (3.41)** | 0.0003 (0.03) | 0.0101 (2.65)** | 0.0072 (1.96)* |
| 弟弟人數 | -0.0118 (4.51)** | -0.0336 (3.12)** | -0.0162 (4.06)** | -0.0129 (3.67)** |
| 妹妹人數 | -0.0067 (3.12)** | -0.0091 (1.04) | -0.0074 (2.10)* | -0.0067 (2.53)* |
| 居住地為台北市 | 0.0521 (6.48)** | 0.0864 (2.10)* | 0.0566 (4.94)** | 0.0593 (5.31)** |
| 居住地為都市 | 0.0403 (7.30)** | 0.0730 (2.09)* | 0.0376 (4.71)** | 0.0540 (6.64)** |
| 居住地為城鎮 | 0.0243 (4.13)** | 0.0422 (1.00) | 0.0195 (2.25)* | 0.0351 (3.93)** |
| 父親於公部門工作 | 0.0166 (3.27)** | 0.0160 (1.18) | 0.0186 (2.70)** | 0.0167 (2.70)** |
| 樣本數 | 16,963 | 2,459 | 9,282 | 10,140 |
| Pseudo R ² | 0.1383 | 0.1061 | 0.1473 | 0.1323 |

同表4。

表6: Probit 迴歸結果¹, 依出生世代

| | 1960–64 | | | 1965–69 | | | 1970–74 | | |
|---------------|---------------------|--------------------|------------------|--------------------|--------------------|-------------------|--------------------|--------------------|-------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (1) | (2) | (3) | (1) | (2) | (3) |
| 外省籍 | 0.0882 (9.57)** | 0.0173 (1.70) | 0.0048 (0.54) | 0.0612 (6.26)** | 0.0147 (1.28) | 0.0082 (0.75) | 0.0536 (3.59)** | 0.0027 (0.17) | -0.0037 (0.25) |
| 男性 | 0.0064 (1.11) | 0.0034 (0.67) | 0.0048 (0.98) | -0.0009 (0.14) | -0.0011 (0.20) | -0.0006 (0.11) | 0.0091 (1.06) | 0.0074 (0.93) | 0.0078 (0.99) |
| 父親教育程度, 高中高職 | 0.0857 (8.75)** | 0.0590 (6.45)** | | 0.0490 (5.22)** | 0.0368 (3.99)** | | 0.0873 (7.03)** | 0.0816 (6.52)** | |
| 父親教育程度, 專科 | 0.1336 (7.52)** | 0.0956 (5.86)** | | 0.1413 (7.86)** | 0.1145 (6.50)** | | 0.1911 (7.24)** | 0.1882 (6.92)** | |
| 父親教育程度, 大學 | 0.2189 (10.06)** | 0.1648 (8.34)** | | 0.1079 (5.96)** | 0.0884 (5.05)** | | 0.1714 (6.34)** | 0.1654 (6.00)** | |
| 母親教育程度, 高中高職 | 0.0593 (4.11)** | 0.0513 (3.81)** | | 0.0773 (5.33)** | 0.0762 (5.33)** | | 0.0289 (1.95) | 0.0224 (1.54) | |
| 母親教育程度, 專科 | 0.1104 (4.35)** | 0.0945 (4.02)** | | 0.0950 (3.87)** | 0.0899 (3.74)** | | 0.1303 (4.14)** | 0.1259 (4.09)** | |
| 母親教育程度, 大學 | 0.1180 (2.60)** | 0.1232 (2.71)** | | 0.2106 (4.49)** | 0.2084 (4.44)** | | 0.1649 (4.05)** | 0.1484 (3.73)** | |
| 出生時父親年齡 | 0.0052 (1.31) | 0.0032 (0.91) | | 0.0023 (0.53) | 0.0008 (0.18) | | 0.0047 (0.75) | 0.0030 (0.48) | |
| 出生時父親年齡平方/100 | -0.0102 (1.55) | -0.0073 (1.24) | | -0.0043 (0.63) | -0.0020 (0.31) | | -0.0073 (0.79) | -0.0049 (0.54) | |
| 出生時母親年齡 | 0.0055 (1.59) | 0.0054 (1.67) | | 0.0145 (2.24)* | 0.0144 (2.25)* | | 0.0282 (3.04)** | 0.0275 (2.96)** | |

續接下頁

承接上頁

| | 1960–64 | | | 1965–69 | | | 1970–74 | | |
|-----------------------|---------------------|---------------------|--------|---------------------|---------------------|--------|---------------------|---------------------|--------|
| | (1) | (2) | (3) | (1) | (2) | (3) | (1) | (2) | (3) |
| 出生時母親年齡平方/100 | −0.0107 (1.58) | −0.0097 (1.54) | | −0.0286 (2.25)* | −0.028 (2.23)* | | −0.0499 (2.77)** | −0.0482 (2.67)** | |
| log(家庭年所得) | 0.0061 (2.23)* | 0.0014 (0.53) | | 0.0298 (3.80)** | 0.0251 (3.15)** | | 0.0310 (3.15)** | 0.0239 (2.39)* | |
| 弟弟人數 | −0.0132 (3.67)** | −0.0117 (3.47)** | | −0.0209 (4.53)** | −0.0196 (4.30)** | | −0.0071 (1.03) | −0.0053 (0.79) | |
| 妹妹人數 | −0.0052 (1.80) | −0.0037 (1.33) | | −0.0132 (3.57)** | −0.0121 (3.30)** | | −0.0025 (0.45) | −0.0015 (0.27) | |
| 居住地為台北市 | | 0.0674 (5.67)** | | | 0.0297 (2.45)* | | | 0.0768 (3.96)** | |
| 居住地為都市 | | 0.0476 (6.06)** | | | 0.0362 (3.93)** | | | 0.0463 (3.30)** | |
| 居住地為城鎮 | | 0.0209 (2.43)* | | | 0.0216 (2.14)* | | | 0.0298 (1.98)* | |
| 父親於公部門工作 | | 0.0263 (3.94)** | | | 0.0191 (2.49)* | | | −0.0030 (0.29) | |
| 樣本數 | 7,219 | 7,219 | 7,219 | 7,099 | 7,099 | 7,099 | 5,104 | 5,104 | 5,104 |
| Pseudo R ² | 0.0243 | 0.1458 | 0.1640 | 0.0097 | 0.1242 | 0.1303 | 0.0039 | 0.1230 | 0.1283 |

¹ 同表 4

隨著世代的演進，決定子女上大學的因素也有程度不一的變化。到了樣本中最近的1970–74出生的世代，除了父母教育程度仍是重要的因素外，居住地是次一個重要的因素。居住在台北市就佔了7.68%的優勢，而教育補助的影響已不重要。

居住地區逐漸扮演重要角色是一值得注意的現象，尤其1970–74出生世代是樣本中，受到大學大幅擴張政策影響的世代，提高大學錄取率似乎並沒有縮小在城、鄉成長學生上大學機會差距的效果，新開放出來的上大學機會，仍然落在都市學生的身上。城鄉教育投入的差異是值得進一步深入研究的課題。

4 教育成就差異的未來趨勢

上一節我們探討了教育成就差異的決定因素，以及各個因素在不同世代相對重要性的演變。我們發現，到了樣本中最年輕的世代——1970–74年出生者，父母教育程度仍為決定子女上大學機率的最重要因素。其次，居住於台北市以及台北市以外的其他都市地區也是日益重要的因素。而在控制了父母親教育程度與居住地區後，父親於公部門工作的影響已經不顯著。那麼，1975年以後出生的世代，教育成就的差異表現在省籍與性別上將如何演變呢？這是本節所要探討的課題。

首先，可以預期的是，男女間的教育成就的差異應不會再存在。隨著所得的提高、生育數目的減少、以及女性因勞動參與率增加而導致教育報酬率的提高，我們預期父母將教育投資偏向兒子的動機已逐漸消失，這樣的趨勢看不出有任何逆轉的可能性。

至於省籍間的差異，我們可以嘗試從較年輕世代的家庭背景資料來粗略地討論。上一節的分析中，使用到的最年輕樣本為1992年時18歲的1974年出生的世代，因此我們可選取已在1979–92年的『家庭收支調查』中年齡低於18歲，出生世代為1975年以後者的家庭背景與居住地區等解釋變數，例如1992年的『家庭收支調查』中10歲子女的父母資料可用以預測1982年出生世代的教育成就。藉由比較省籍間家庭背景等因素的相對變化情形，我們可以推測省籍教育成就差異的未來趨勢。

表7列出1975–89年出生世代的家庭背景變數的平均值。首先，一個顯著與表3中1975年以前出生世代不同的是父親的年齡。本省籍與外省籍子女

表7：1975–89年出生世代的家庭背景變數¹

| | 1975–79 | | 1980–84 | | 1985–89 | |
|---------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | 本省籍 | 外省籍 | 本省籍 | 外省籍 | 本省籍 | 外省籍 |
| 父親教育程度, 國中及以下 | 0.6509 | 0.3355 | 0.5567 | 0.2255 | 0.4487 | 0.1561 |
| 父親教育程度, 高中高職 | 0.2013 | 0.2563 | 0.2617 | 0.2838 | 0.3292 | 0.3301 |
| 父親教育程度, 專科 | 0.0613 | 0.1358 | 0.0911 | 0.1880 | 0.1171 | 0.2076 |
| 父親教育程度, 大學 | 0.0594 | 0.2474 | 0.0708 | 0.2803 | 0.0906 | 0.2926 |
| 父親教育年數 | 8.71 | 11.50 | 9.62 | 12.38 | 10.65 | 12.91 |
| 母親教育程度, 國中及以下 | 0.7976 | 0.5777 | 0.6762 | 0.3797 | 0.5346 | 0.2500 |
| 母親教育程度, 高中高職 | 0.1491 | 0.2628 | 0.2476 | 0.3846 | 0.3553 | 0.4623 |
| 母親教育程度, 專科 | 0.0335 | 0.0817 | 0.0472 | 0.1242 | 0.0670 | 0.1588 |
| 母親教育程度, 大學 | 0.0198 | 0.0778 | 0.0290 | 0.1115 | 0.0431 | 0.1289 |
| 母親教育年數 | 7.35 | 9.07 | 8.64 | 10.70 | 9.88 | 11.68 |
| 出生時父親年齡 | 29.22 | 37.84 | 29.42 | 34.11 | 30.08 | 32.44 |
| 出生時母親年齡 | 25.55 | 26.66 | 26.09 | 27.40 | 26.89 | 28.21 |
| 父親於公部門工作 | 0.1418 | 0.4135 | 0.1434 | 0.3891 | 0.1419 | 0.3691 |
| 居住地為台北市 | 0.1260 | 0.2659 | 0.1363 | 0.3074 | 0.1482 | 0.3345 |
| 居住地為都市 | 0.3785 | 0.5016 | 0.3823 | 0.5064 | 0.3816 | 0.5007 |
| 居住地為城鎮 | 0.2829 | 0.1699 | 0.2982 | 0.1513 | 0.3076 | 0.1470 |
| 居住地為鄉村 | 0.2126 | 0.0626 | 0.1831 | 0.0348 | 0.1626 | 0.0178 |
| 家庭年所得 | 450,535 | 508,764 | 513,513 | 614,004 | 622,964 | 754,914 |
| 樣本數 | 93,812 | 9,475 | 66,384 | 6,773 | 25,812 | 2,972 |

¹同表3

出生時父親年齡的差距顯著地縮小了，由1975–79年出生世代相差8.62歲，減為1980–84年出生世代相差4.69歲，到了1985–89年出生的世代時，相差僅2.36歲。此外，外省籍父母親年齡的差距也逐漸縮小，到了1985–89年出生的世代時，外省籍父母親年齡的差距已與本省籍父母親的差距相仿。這背後的人口組成的意涵是新世代出生者，父親屬於外省籍第一代的比例快速減少，越來越多的外省籍父親也是屬於1949年以後在台灣出生的外省籍第二代。事實上，如果我們定義外省籍第一代為1949年以前出生者，那麼『家庭收支調查』的資料顯示，1960–64, 1965–69, 1970–74, 1975–79, 1980–84和1985–89年出生世代中，父親屬於外省籍第一代的比例分別為，99.6%，99.6%，97.6%，73.1%，33.8%和10.7%。²³ 1975年恰為此一比例快速下降的

²³對應的本省籍父親出生於1949年以前的比例為，98.1%，98.7%，89.1%，48.1%，15.8%

分水嶺，這造就了1975年之前與之後出生者，父親教育程度演變的趨勢很不相同。

圖1和表2中我們說明了1949–65年間出生的外省人，因為出生世代與父親教育程度之間的關係，使得外省籍的教育程度（尤其是上大學的比例）的優勢逐漸減少，與本省籍的教育程度的差異也逐漸縮小。但是，表7中1975年以後出生世代的父親教育程度，不論是大學畢業比例或教育年數，省籍之間的差距並沒有縮小，甚至在大學畢業比例的差距上有微幅增加的趨勢。到了1985–89年出生的世代，外省籍的父親大學畢業比例仍高出本省籍父親約20個百分點。這主要是因為1975年以前出生的外省籍人口，父親幾乎都屬於1949年以前出生的外省第一代，由於男女比例的懸殊以及早期政府對軍人結婚的限制，使得結婚生子的時間與教育程度呈負相關。反觀在1975年以後出生的世代，父親是1949年後在台灣出生的外省第二代的比例越來越高，其面對的不再是一個性別比例懸殊的婚姻市場，其結婚時間與教育程度呈顯著負相關的情況不復存在。因此，父親教育程度並沒有降低的趨勢。此外，表7也顯示母親教育程度在省籍間的差異也沒有縮小的趨勢，外省籍母親為大學畢業教育程度的比例與教育年數仍明顯地較本省籍母親為高，1985–89年出生世代母親為大學教育程度者，佔外省籍的12.89%，高於本省籍的4.32%。

其次，就影響1970–74世代上大學機率的次重要因素—居住地而言，雖然隨著都市化程度的加深，新世代普遍有越來越高的比例居住於台北市或其他都市地區，但是外省籍人口仍明顯地較本省籍人口集中於都市地區，而且集中的速度似乎有比本省籍人口集中的速度為快。舉例而言，1975–79年出生的世代中，外省籍有25.69%居住於台北市，本省籍則為12.60%，此一比例到了1985–89年出生的世代分別增加為33.45%和14.82%。另一方面，1985–89年出生的世代，居住於鄉村地區的比例，外省籍已降為1.78%，相對於本省籍的16.26%。也就是說，如果表6的結果之一，居住於台北市以及其他都市地區，是影響子女上大學機率越來越重要的因素，那麼從1975年以後世代居住地區的分布看來，在其他條件不變的情況下，省籍之間教育成就的差異應不會縮小，甚至應會逐漸擴大。

最後，表7顯示，雖然省籍間父親任職於公部門比例的差異有略為縮小的趨勢，外省籍父親任職於公部門的比例仍明顯地高於本省籍父親。此外，就

和4.1%。

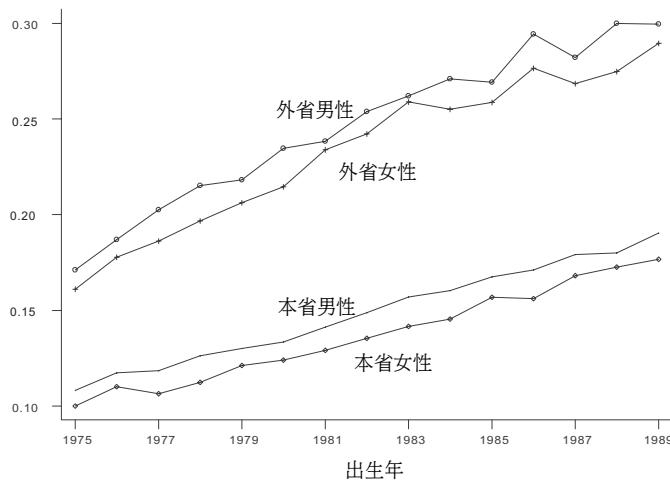


圖 4: 1975–89 年出生世代就讀大學的預期機率

家庭年所得而言，隨著省籍間父親與母親教育程度以及居住於都市地區比例差異的擴大，表中顯示省籍間家庭年所得的差距亦有拉大的趨勢。

以上我們討論了幾個影響子女教育成就的變數在未來世代演變的情況，那麼這些因素對教育成就影響的總合效果為何？換言之，在考慮所有這些因素之後，我們將試圖對未來省籍與性別間教育成就分布的面貌作一預測。我們的做法是，假設決定 1975 年以後出生世代上大學機率的因素與前一世代 1970–74 年出生者相同，²⁴ 以新世代的家庭背景來預測每一個人上大學的機率，²⁵ 然後取同一世代的平均機率作為該世代上大學的預期機率。

圖 4 畫出各世代的預期機率。省籍內性別的差異並不明顯，但省籍間的差距仍然持續存在，甚至有增加的趨勢。1975 年出生的本省男、女性，上大學的預期機率分別為 10.71% 和 9.88%，而外省男、女性的預期機率則分別為 17.13% 和 16.10%。到了 1989 年出生的世代，本省男、女性的預期機率分別增為 19.12% 和 17.70%，外省男、女性則增為 30.24% 和 29.21%。當然，這樣的預測是建立在其他外在結構不變的假設下，我們並未考慮供給面的大學招

²⁴ 我們也試了以 1960–74 年出生的所有樣本作為預測未來的基礎，結果與以 1970–74 年出生世代為基礎的結果類似。

²⁵ Probit 迴歸中包含的解釋變數有省籍、性別、父母親教育程度、出生時父母親年齡及年齡平方項、家庭年所得、居住地區和父親於公部門工作。

生數的變動。一個明顯存在且持續進行的變動是，1980年代末期以來大學錄取率的大幅提高，這將如何影響教育成就的決定因素是值得深入研究的課題，以更準確地推估未來世代上大學機會的省籍差異。但由前面針對1965–1969年與1970–74年出生世代的比較，初步的發現是招生數的擴張反而使得居住地的影響力增強。因此，我們似乎沒有足夠的理由相信城鄉間教育成就的差距，會因大學在1990年代的持續大幅擴張而有所改善。即使大學錄取率增加至70%，由於國中畢業後分流教育的篩選過程，進大學人數占同一出生世代的比例仍為少數。²⁶ 只要中小學教育品質的城鄉差距沒有拉近，²⁷ 大學招生數的擴張應無法縮小城鄉人口升大學比例的差距，那麼相對應的省籍間的差距將會持續存在。

5 結論

作為所得提高與階級流動的主要機制，教育—尤其是大學教育，是社會資源分配的重要面向。教育成就在族群與性別間的分佈狀況，有助於瞭解許多社會分歧的根源。本文首先使用1990年『台閩地區戶口普查』描述教育成就在省籍與性別上的差異，以及這些差異在各世代的演進情況。就最終的教育成就而言，外省籍男性在各世代都有最高的上大學比例與教育年數，其次為外省籍女性，再其次為本省籍男性，本省籍女性則落於最後。到了1965年出生的世代，省籍內的性別差異已不存在，省籍間的差異雖然逐漸縮小，但差異仍然顯著存在。

我們進一步使用1979–92年的『家庭收支調查』中，年齡為18–19歲的子女及其父母與家庭背景的資料，分析1960–74年出生的世代，決定個人就讀大學與否的因素，以探討教育成就差異的原因。迴歸分析的結果發現，自1960年出生的世代起，男、女上大學的機率已沒有差異。決定子女就讀大學的最重要因素是父親與母親教育程度，其次是居住於台北市或台北市以外的其他都市，父親於公部門工作再次之。我們也發現，父親於公部門工作的影響力逐漸遞減，到了1970–74年出生的世代，教育補助費的影響已不顯著。

²⁶ 假設國中畢業生完全升學至高中、高職或五專，分流教育的政策使得升高中的比例限制在30%，那麼70%的大學錄取率隱含的是21%的大學生占同齡人口的比例。

²⁷ 張清溪（1995）表14與15以每班人數、學生教師比及單位學生支出來比較1975–88年間縣市別國小與國中數值的差異，發現縣市間的差異逐年擴大，且貧富縣市間的相對位置並沒有任何改變的跡象。

最後，我們也初步地以 1979–92 年『家庭收支調查』中，1975–89 年出生的子女與其父母教育程度等家庭背景因素的資料，試著從這些變數演變的趨勢來評估新世代教育成就的差異。雖然性別差異已不復存在，資料顯示省籍間父、母教育程度的差異並沒有收斂，甚至在大學畢業比例的差距上有微幅增加的趨勢。父親教育程度差距擴大，不同於先前世代差距縮小的主要原因是父親所屬世代的不同。1975 年以前出生的外省籍人口，父親幾乎都屬於 1949 年以前出生的外省第一代，由於男女比例的懸殊以及早期政府對軍人結婚的限制，使得結婚生子的時間與教育程度呈負相關。反觀外省籍人口在 1975 年以後出生的世代，父親是 1949 年後在台灣出生的外省第二代的比例越來越高，其面對的不再是一個性別比例懸殊的婚姻市場，其結婚時間與教育程度呈顯著負相關的情況不復存在。

此外，就居住地而言，隨著整個社會都市化程度的提高，人口居住於台北市或其他都市地區的比例越來越高。但由於外省籍人口原本已經有較高的比例居住於都會區，1975 年以後出生的世代，外省籍居住於台北市與其他都市地區比例增加的速度，也較本省籍人口增加的速度為快。至於父親工作於公部門的影響，由於教育補助費的重要性在 1970–74 出生世代已不顯著，省籍間父親工作於公部門比例的差異略為減少，應無助於縮小教育成就的差異。

總的來說，如果 1980 年代後期以來大學的快速擴張，並沒有顯著縮小城鄉學生上大學機率差異的效果，那麼由省籍間父母教育程度與居住地區的差異看來，雖然在控制了其他重要變數後，省籍並不是決定教育成就的因素，若對未來世代簡單地以省籍作區分，省籍間教育成就的差異仍將會持續存在。

現存城鄉教育資源的差距，除了硬體經費的差距外，師資品質的差距是另一難以逆轉的問題。由於城鄉整體生活機能的差異，鄉村地區在教師選擇就業地點時也處於劣勢，教育資源的城鄉差距是整體城鄉差距的一環。如果要追求一個教育機會盡可能不與個人家庭背景相關的情況，政策應致力於減弱父母與子女教育成就的相關性，並縮短城鄉教育資源的差距，例如拉平城鄉間每生教育支出的差距，以及提高鄉村地區教師的所得以吸引優秀的師資。城鄉差距將是未來社會分歧的重要根源，值得持續密切觀察。

附錄：戰後由大陸至台灣大遷徙的人數、性別組成與行業分佈

(1) 人數與性別組成

如「前言」所述，戰後外省籍人口遷移至台灣的人數究竟有多少，各種估計的數字介於 100 至 150 萬之間，始終沒有定論。主要的困難在於早期外省籍現役之在營軍人並沒有申報戶籍，外省籍男性軍人只有在退役後申報戶籍，才會在戶籍統計資料中出現。此一限制雖在 1969 年因現役軍人的納入戶籍統計而獲得解決，但使用 1969 年之後的戶籍統計資料將遺漏其間因死亡或移民而減少的外省籍人口。另一方面，外省籍女性的人數，雖然幾乎沒有因為是現役軍人而不被包含在早期戶籍統計資料的問題，但是由於本省籍女性在與外省籍男性通婚時可選擇改從夫籍，人口統計中外省籍女性人數是被高估、並不正確的數字。

本文採取的估算方法是，首先使用 1956 年「戶口普查」中，外省籍人口依來台年份與性別區分的資料，因為該次普查並不包含現役軍人，我們可由此獲得外省籍人口中、非軍人的人數。接著，我們使用歷次戶口普查中，外省籍人口在 1950 年以前出生者的人數，來推估早期因為現役軍人身份、而沒有被包含在戶口普查的外省男性的人數。此外，我們也以退輔會榮民安置的統計資料，來與推估到的軍人數目相比對。

表 A1.1 列出戰後來台外省人中非軍人，依來台年份與性別區分的人數。外省人來台的年份主要集中於 1948、1949 和 1950 等 3 年，約占所有人的 75.5%。1950 年之後少部分外省籍人口陸續遷徙來台，直到 1956 年時只剩 2,917 人。至此，這一波人口大遷移應已大致完成，總計外省人遷台的非軍人人口有 640,072 人，其中男性有 424,724 人，女性則有 215,348 人。

接著，為了估計早期不被包含在戶籍資料中的外省籍軍人，我們使用歷次「戶口普查」中 1950 年以前出生人數的變化來推估外省籍男性軍人人數。雖然，表 A1.1 顯示 1950 年以後仍有外省人來台，但為了避免重複計算於 1950 以後出生於台灣的外省人，且考慮軍人來台時應至少為青少年，以 1950 年為界，應可有效篩選出軍人數目。表 A1.2 列出 1956、1966 和 1970 年「戶口普查」中，本省籍與外省籍人口的男女人數。

在推估外省籍男性軍人人數之前，我們可以先由外省籍女性人數的變化觀察本省籍女性因與外省籍男性通婚而更改籍貫的情形。外省籍女性由 1956

表 A1.1: 戰後來台外省人依來台年份與性別分

| | 男 | 女 | 計 | 比例 |
|------|---------|---------|---------|--------|
| 1945 | 6,822 | 1,093 | 7,915 | 1.2% |
| 1946 | 18,062 | 8,860 | 26,922 | 4.2% |
| 1947 | 23,594 | 10,745 | 34,339 | 5.4% |
| 1948 | 61,679 | 36,901 | 98,580 | 15.4% |
| 1949 | 199,026 | 104,681 | 303,707 | 47.4% |
| 1950 | 58,604 | 22,483 | 81,087 | 12.7% |
| 1951 | 8,465 | 5,099 | 13,564 | 2.1% |
| 1952 | 6,632 | 3,380 | 10,012 | 1.6% |
| 1953 | 13,932 | 5,408 | 19,340 | 3.0% |
| 1954 | 10,829 | 4,022 | 14,851 | 2.3% |
| 1955 | 15,459 | 11,379 | 26,838 | 4.2% |
| 1956 | 1,620 | 1,297 | 2,917 | 0.5% |
| 總計 | 424,724 | 215,348 | 640,072 | 100.0% |

資料來源: 1956年戶口普查報告書, 表11。表中人數
不包含軍人。

年的 259,323 人，增加為 1966 年的 381,716 人，增加了 122,393 人。至 1970 年時又增加了 55,154 人，達到 436,870 人。由此可知，省籍通婚的情形相當普遍。此外，我們可由不包含軍人的 1956 年普查和 1966 年普查的外省籍男性計算出外省籍軍人的數目，應為 $823,084 - 455,274 = 367,810$ 人。若假設外省籍男性與本省籍男性在這 10 年間有相同的死亡率 (3.4%)，那麼外省籍軍人應有 $(823,084 / (1 - 3.4\%)) - 455,274 = 396,780$ 人。這個數目可與退輔會統計的榮民安置數目作一比較。根據退輔會編印的《統計年鑑》所公布的榮民安置概況，1952 至 1994 年間，退輔會退除役軍士官兵共有 443,037 人，但這個數目也包含了本省籍人口服志願役退伍的人口，也包含了少部分的女性軍士官。實際的外省籍男性軍人應少於退輔會安置的總人數。因此，我們估得的人數 396,780 應是一個合理的數目。

表 A1.3 列出我們估計的戰後外省籍人口遷移至台灣的人數及性別組成。遷移至台灣的外省籍人口總計有 1,036,852 人，其中女性有 215,348 人，男性非軍人有 424,724 人，男性軍人有 396,780 人，男女性比例高達 3.81。若以 1946

表 A1.2: 歷次戶口普查中 1950 年以前出生人數

| | 本省籍 | | 外省籍 | |
|-------|-----------|-----------|---------|---------|
| | 男 | 女 | 男 | 女 |
| 1956年 | 3,165,477 | 3,240,894 | 455,274 | 259,323 |
| 1966年 | 3,057,678 | 2,957,221 | 823,084 | 381,716 |
| 1970年 | 2,647,956 | 2,536,366 | 784,830 | 436,870 |

資料來源: 歷次「戶口普查」。1956年普查資料不包含軍人。

表 A1.3: 戰後遷移至台灣的外省籍人數

| | 軍人 | 非軍人 | 計 | 性比例 |
|-----|---------|---------|---------|-----------|
| 男 | 396,780 | 424,724 | 821,504 | 3.81 |
| 女 | | | 215,348 | |
| 總人數 | | | | 1,036,852 |

年底本省籍人口 6,059,139 人計算，外省籍移入人口約使台灣人口增加約 17.1%。

(2) 行業組成

因為直接針對來台外省籍人口行業組成資料的缺乏，本文僅針對一般認為，除了軍人之外，外省籍人口集中的公教部門，比較省籍間在公教部門分佈的差異。表 A2.1列出 1956 年底不包含中央政府的公教人員數占當年「戶口普查」中 25–64 歲非軍人人口的比例。

表 A2.1 顯示，1956 年底總數 118,062 人的公教人員中，約 35.1% 為外省籍。相對於省籍內年齡在 25–64 歲的人口，2.29% 的本省人為公教人員，外省籍人口的比例為 8.03%。此一偏低的比例，主要是因為資料不包含隸屬於中央政府的公教人員，但已可看出外省籍人口較本省籍人口集中於公教人員部門。因為資料的限制，我們也無法再進一步就公教人員職等的高低，進行省籍間差異的比較。

表 A2.1: 公教人員占 25–64 歲人口的比例¹

| | 本省籍 | 外省籍 | 計 |
|------------|-----------|---------|-----------|
| 公教人員數 | 76,616 | 41,446 | 118,062 |
| 1956年普查中 | 3,346,890 | 515,918 | 3,862,808 |
| 25–64 歲人口數 | | | |
| 比例 | 2.29% | 8.03% | 3.05% |

¹ 不包含中央政府的公教人員。

資料來源: 1956年「戶口普查」和《台灣省統計提要》。

表 A3.1: 戶籍登記人口數, 按教育程度分
— 滿 6 歲以上人口

| | 合計 | 大專 | 高中職 | 初中職 | 國小及以下 |
|--------|-----------|--------|---------|---------|-----------|
| 1946年底 | 4,958,038 | 18,910 | 56,552 | 126,176 | 4,756,400 |
| 1951年底 | 6,273,116 | 83,353 | 194,281 | 332,880 | 5,662,602 |
| 增加人數 | 1,315,078 | 64,443 | 137,729 | 206,704 | 906,202 |

資料來源: 《台灣省統計提要》。

(3) 教育程度

來台外省籍人口，與本省籍人口相較有較高的教育程度。與行業組成的分布類似，我們也缺乏直接針對來台外省籍人口的教育程度作分類的資料。我們描繪來台外省人教育程度的方法是，以 1946–1951 年間戶籍登記資料中，總人口教育程度的變化，來觀察外省籍人口的注入，對台灣人口之教育程度的影響。表 A3.1 列出 1946 年和 1951 年底，滿 6 歲以上人口之教育程度的分布。

表 A1.1 分析外省人來台人數時，我們已知外省人來台年份主要集中在 1950 年以前，表 A3.1 清楚地顯示大專教育程度由 1946 年底的 18,910 人，到了 5 年後的 1951 年底，增加為 83,353 人，增加了 64,443 人，這其中當然包含有本省籍人口和在戰後剛完成大專教育程度的人口。根據《中華民國教育統計》，1950 年和 1951 年畢業的專科生和學士僅有 2,888 人，可見這些增加的大專人口，絕大多數是來台的外省籍人口。這也顯示，外省籍移入人口顯著地比本省籍人口有較高的教育程度。

參考文獻

- 王宏仁 (1999), 一九五〇年代的台灣階級結構與流動初探,《台灣社會研究季刊》, 36, 1–35。
- 王甫昌 (1993), 族群通婚的後果: 省籍通婚對於族群同化的影響,《人文及社會科學集刊》, 6:1, 231–267。
- 王德睦、陳宇嘉與張維安 (1986), 教育結構變遷與教育機會均等, 瞿海源與章英華編,《台灣社會與文化變遷》上冊, 353–378, 台北: 中央研究院民族學研究所專刊乙種第16號。
- 台灣省政府主計處 (1971),《台灣省統計提要—自民國三十五年至五十六年台北市改院轄市止》, 台灣省政府主計處。
- 台灣省政府民政廳 (1972),《中華民國台灣人口統計月刊》, 7:6。
- 行政院戶口普查處 (1992),《中華民國七十九年台閩地區戶口及住宅普查報告》, 行政院戶口普查處。
- 行政院國軍退除役官兵輔導委員會 (1994),《行政院國軍退除役官兵輔導委員會統計年鑑》, 行政院國軍退除役官兵輔導委員會。
- 李棟明 (1968),《歷來台灣人口社會增加之研究》, 台灣省衛生處台灣人口研究中心。
- 吳乃德 (1997), 台灣階級流動的族群差異及原因,《台灣社會學研究》, 1, 137–167。
- 林忠正與林鶴玲 (1993), 台灣地區各族群的經濟差異, 張茂桂等著,《族群關係與國家認同》, 101–160, 台北: 業強出版社。
- 林鶴玲與李香潔 (1999), 台灣閩、客、外省族群家庭中之性別資源配置,《人文及社會科學集刊》, 11:4, 475–528。
- 洪永泰、李俊仁與孫瑞霞 (1994), 歷次社會變遷與社會意向調查的籍貫與教育程度分析, 載於伊慶春主編《台灣民衆的社會意向》, 333–361, 台北: 中央研究院中山人文社會科學研究所專刊(33)。
- 胡台麗 (1990), 芋仔與蕃薯—台灣「榮民」的族群關係與認同,《中央研究院民族學研究所集刊》69, 107–132, 轉載於張茂桂等著,《族群關係與國家認同》, 279–325, 台北: 業強出版社。
- 教育部 (1999),《中華民國教育統計》, 教育部統計處。
- 張清溪 (1995), 九十年來的台灣學校教育, 梁國樹編,《台灣經濟發展論文集》, 403–445, 台北: 時報出版社。
- 蔡淑鈴 (1988), 社會地位取得: 山地、閩客、及外省之比較, 楊國樞與瞿海源編,《變遷中的台灣社會》, 1–44, 台北: 中央研究院民族學研究所專刊乙

種第20號。

- (1994), 台灣的婚姻配對模式,《人文及社會科學集刊》, 6:2, 335–371。
- 趙剛 (1998), 錢、「謊言」、統計表 — 體檢族群民族主義的利益政治, 趙剛著,《告別妒恨 — 民主危機與出路的探索》, 71–96, 台北: 唐山。
- 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,《台灣社會學刊》, 20, 49–84。
- 盧政春 (1995), 利益團體與社會福利資源分配 — 透視我國軍公教福利, 林萬億等著,《台灣的社會福利: 民間觀點》, 台北: 五南圖書出版公司。
- Barrett, R.E. and M.K. Whyte (1982), Dependency theory and Taiwan: analysis of a deviant case, *American Journal of Sociology*, 87, 1064–1089.
- Becker, G.S. (1993), *Human Capital*, 3rd. ed., Chicago: The University of Chicago Press.
- Blau, F.D. and A.H. Beller (1992), Black-White earnings over the 1970s and 1980s: gender differences in trends, *Review of Economics and Statistics*, 74:2, 276–286.
- Chang, C.H. (1992), Historical trends in the equality of educational opportunity in Taiwan, *Taiwan Economic Review*, 20:1, 23–50.
- Chiswick, B.R. (1988), Differences in education and earnings across racial and ethnic groups: tastes, discrimination, and investments in child quality, *Quarterly Journal of Economics*, 103, 571–597.
- (1993), The skills and economic status of American Jewry: trends over the last half-century, *Journal of Labor Economics*, 11, 229–242.
- Coleman, J.S. (1988), Social capital in the creation of human capital, *American Journal of Sociology*, 94, S95–S120.
- Gang, I.N. and K.F. Zimmermann (2000), Is child like parent? — educational attainment and ethnic origin, *Journal of Human Resources*, 35, 550–569.
- Haveman, R. and B. Wolfe (1995), The determinants of children's attainments: a review of methods and findings, *Journal of Economic Literature*, 33, 1829–1878.
- Kane, T.J. (1994), College entry by blacks since 1970: the role of college costs, family background, and the returns to education, *Journal of Political Economy*, 102, 878–911.
- Lin, N. (1997), Persistence and erosion of institutional and cultural capital, in *Taiwanese Society in 1990s: Taiwan Social Change Survey Symposium Series II*, 103–145, Taipei: The Preparatory Office of the Institute of Sociology, Academia Sinica.

- Parish, W.L. and R.J. Willis (1993), Daughters, education, and family budgets: Taiwan experiences, *Journal of Human Resources*, 28, 863–898.
- Smith, J.P. (1984), Race and human capital, *American Economic Review*, 74, 685–698.
- Sweetman, A. and G. Dicks (1999), Education and ethnicity in Canada — an intergenerational perspective, *Journal of Human Resources*, 34, 668–696.
- Tsai, S.L. and H.Y. Chiu (1993), Educational attainment in Taiwan: comparisons of ethnic groups, *Proceedings of the National Science Council, ROC*, 3:2, 188–202.
- Tsai, S.L., H. Gates and H.Y. Chiu (1994), Schooling Taiwan's women: educational attainment in the mid-20th century, *Sociology of Education*, 67, 243–263.
- U.S. Bureau of Census (1998), Table A-2. Percent of people 25 years old and over who have completed high school or college, by race, Hispanic origin and sex: selected years 1940 to 1998, internet release, <http://www.census.gov/population/socdemo/education/tablea-02.txt>.

**Differences in Educational Attainment across Ethnic
and Gender Groups in Taiwan**

Ming-Ching Luoh

Department of Economics, National Taiwan University

This paper investigates the differences in educational attainment across ethnic and gender groups in Taiwan, discusses the sources and contemplates the future trend of these differences. Data from the 1990 census shows that Mainlander males have the largest proportion of being college graduates and the highest number of schooling years for cohorts born in 1935–65 while Taiwanese females have the lowest educational attainment. For the cohort born in 1965, the gender difference within ethnic groups have disappeared while the difference between Mainlander and Taiwanese is decreasing but still significant. Using data from the Household Income and Expenditure Survey, probit regressions show that, for cohorts born in 1960–74, the most important determinant of entry to college is parental educational attainment. Grown up in Taipei or other urban area is the next important determinant while the importance of governmental education subsidies to public employees is diminishing. For the cohorts born between 1975 and 1989, since the gap of parental education between ethnic groups does not shrink, and the Mainlanders are moving into urban area faster than the Taiwanese, family background variables indicate that the differences in educational attainment between ethnic groups will persist.

Keywords: Educational attainment, ethnicity, gender, urban/rural discrepancy

JEL classification: I21, J16, N35, R58