

# 影響教育成就的因素及 九年國民義務教育政策效果評析： 台灣實證

莊奕琦\*

國立政治大學經濟學系教授

賴偉文

國立政治大學經濟學系博士班研究生

本文以「華人家庭動態資料庫」(PSFD) 資料,分析台灣地區家庭環境因素與個人特徵對教育成就的影響,並探討九年國民義務教育政策的施行對性別、城鄉與省籍間教育成就差異的影響效果。實證的結果顯示,個人特徵與家庭環境因素對教育成就有顯著影響,而忽略個人特徵將高估家庭環境因素的影響。在控制個人特徵與家庭環境因素下,本文的研究結果發現,九年國民義務教育的實施,實有助於各別改善台灣地區不同性別、城鄉或省籍間教育成就的差異。但若進一步控制性別、城鄉與省籍間彼此的交互影響下,進行政策對各組教育成就差異的影響效果之多重比較,結果發現台灣地區九年國民義務教育政策的施行,主要的影響效果乃在改善台灣地區之省籍間教育成就差異,約可改善 1.21-1.94 年,而透過縮減省籍間教育成就的差異,局部改善性別及城鄉間教育成就的差異。

關鍵字：國民義務教育、教育成就、政策評估

---

\* 聯繫作者：莊奕琦，國立政治大學經濟學系，台北市文山區指南路二段 64 號。電話：(02) 29387630；傳真：(02) 29390344；E-mail: ycchuang@nccu.edu.tw。

作者感謝兩位匿名評審人的寶貴意見和建議及國科會的經費補助 (NSC 95-2413-H-004-007)。文中若有任何錯誤，概由作者負責。

收稿日期：96 年 4 月 30 日；接受刊登日期：97 年 1 月 4 日

## 壹、緒論

教育的根本在培養人才。從個人角度來看，教育可提升個人的品格涵養，在現實生活中教育程度的高低除代表個人工作能力高低的指標外，更關係著個人的薪資所得收入與社會地位；另一方面，就整個國家而言，教育亦是影響經濟是否能持續成長及社會安定的原動力。<sup>1</sup>

有鑒於此，與教育的相關議題特別受各國政府及學者的關注。如 Shultz (1961: 1-17) 和 Becker (1964) 認為教育是一種人力資本 (human capital) 投資，Becker and Tomes (1986: S1-S39) 指出家庭是人力資本投資的重要決策單位，而 Bowles (1972: S219-S251) 亦認為經由跨代對子女的教育投資，將影響著下一代的所得分配與社會階級流動。因此，教育投資深受家庭因素如家庭背景與家庭結構的影響。近一、二十年來，歐美國家由於許多家庭及教育追蹤資料的建立與發展，研究學者得以更詳細地了解在不同成長階段的家庭環境中子女人力資本累積的狀況，得以運用更合適的實證計量模型來分析家庭因素、環境變數與自我的選擇等對教育成就的影響。<sup>2</sup>

在政府政策方面，為了有效提升國民的教育程度與勞動生產力，國民義務教育也普遍被許多國家政府所推動採用。我國政府亦於 1968 年開始施行九年國民義務教育。然則國民義務教育政策究竟對個人的教育成就有多大影響？其政策效果為何？則是另一個頗值得研究的政策議題。

過去台灣地區的調查資料通常以「戶」為單位，例如主計處的「人力運用調查」或「家庭收支調查」。以戶為單位的個人調查，在受訪者不一定與父母與兄弟姐妹同住之下，較不容易掌握父母的教育程度、兄弟姐妹的正確人數或個人就學期間時的資訊等。除此之外，另一影響教育成就的個人特徵因素，在這些資料中亦沒有相關的選項，因而使得相關研究經常因資料的問題

---

1 有關教育對一國長期經濟成長的影響，可參考 Lucas (1988: 3-42)、Barro and Lee (1993: 363-394)、Benhabib and Spiegel (1994: 143-173)；有關教育可促進社會階級流動與社會安定，可參考 Prior and Mellor (2002: 1-5)、Hauser et al. (1996: 1-49)。

2 對這些因素的一系列研究可參考 Haveman and Wolfe (1995: 1829-1878) 的整理與討論。

而受到限制（駱明慶，2001: 117-152）。<sup>3</sup>

有別於過去的研究，本文使用「華人家庭動態資料庫」，分析台灣地區影響子女的教育成就因素，除了家庭背景因素（包括父母親教育、家庭社經地位、子女個數、生長環境等）外，尚考慮家庭教育資源與個人特徵（如能力、性格、價值觀等）的影響，以更完整探討影響個人教育成就的決定因素。<sup>4</sup> 控制家庭因素和個人特徵下，再進一步分析九年國民義務教育的政策效果，即九年國民義務教育的實行是否會影響城鄉、性別與省籍間個人教育成就的差異。

本文共分為六節。第二節為文獻回顧。第三節為實證模型的建構與估計方法的說明。第四節為變數說明與資料分析。第五節為估計結果。第六節則為結論。

## 貳、文獻回顧

一般而言，影響個人教育成就的家庭背景因素，除了包括家庭社經地位 (socioeconomic status) 如父母本身的教育程度、職業、省籍與族群之外，亦涵蓋家庭結構諸如子女的性別、出生排序、兄弟姐妹人數與生長環境等因素 (如 Butcher and Case (1994: 531-563); Greenhalgh (1985: 265-314); Hauser and Kuo (1998: 644-657); Haveman and Wolfe (1995: 1829-1878); Lillard and Willis (1994: 1126-1166); Huang (2000: 425-450) 等)，而其中尤以家庭的社經地位特別受到重視，而家庭的社經地位則常用父母親的教育程度、父母親的職業及家庭所得等變數來衡量。

父母親的教育程度對個人教育成就的影響方面，國外的文獻中大部分均發現父母親的教育程度對子女之教育成就有顯著正向的影響，但影響程度大

---

3 陳婉琪 (2005: 1-39) 另採用「台灣社會變遷基本調查」的資料分析教育成就的省籍差異，雖然發現教育成就存在省籍差異，但受限於資料之故僅能控制部分家庭背景因素而無法控制個人的特徵。

4 Chu, Tsay, and Yu (2005: 1-29) 與 Chu, Xie, and Yu (2005: 1-28) 雖然亦採用華人家庭動態資料庫，但只著重在家庭背景與家庭結構因素分析。

小卻不一。如 Behrman (1999: 2859-2939)、Maitra (2003: 129-153) 等研究指出母親的教育程度對子女教育成就的影響效果大於父親。而 Chu, Tsay, and Yu (2005: 1-29)、Chu, Xie, and Yu (2005: 1-28) 等研究台灣資料則均發現父親教育程度對子女教育成就的影響較母親的大。Card (1999: 1801-1863) 的綜合文獻分析結果，發現父、母親教育程度對子女教育成就的影響大致相同。Heltberg and Johannesen (2002: 2-4) 則進一步研究發現，母親的教育程度對女兒有較大的影響，而父親的教育程度則對兒子有較大的影響。<sup>5</sup>

至於子女出生排序對教育成就的影響，在文獻上並無一致的結論。主張愈早出生者愈有利，即教育成就與個人出生排序之間呈「負」向的關係，如 Leibowitz (1974: 111-131) 認為父母對子女的照顧有時間的限制，且因為時間無法儲蓄或跨時移轉，若子女愈多，則愈晚出生的子女，所能分配到的照顧教養時間也愈短，所以長子（女）最為有利，而愈晚出生的子女則愈不利。另外，Birdsall (1991: 191-213) 認為子女的表現與父母親投入教養的時間有關，特別是母親投入的時間，第一個出生的小孩不論男女都較受父母重視，且長子（女）在幼年時期，並無其他子女與其競爭父母的時間，父母一般會投入較多時間教導與相處，因此長子（女）在教育成就上表現較佳。

主張愈晚出生者愈有利，即教育成就與個人出生排序呈「正」向的關係，則可從家庭所得生命週期 (family life-cycle earnings) 的角度來解釋。較早出生的子女，因為父母早期所得較低，因此長子（女）通常面臨家庭資源較為不足的情況，父母對長子（女）的教育資源投入相對較少，因此在教育成就上亦較可能受到不利的影響。另外，Behrman and Wolfe (1984: 296-303) 亦提出另一種觀點，他們認為較晚出生的子女，其父母在養育子女上較有經

---

5 Plug and Vijverberg (2003: 611-641) 探討父母的教育程度愈高，其子女受教育年數也會愈多的原因，是因為父母遺傳其能力給子女，或是教育程度高的父母對子女提供了較好環境的關係。其研究結果發現父母智商對子女的教育成就影響顯著為正，但若將其影響分解為父母的遺傳因素和家庭的環境因素則會發現有 70-75% 是由遺傳因素所造成。但父母智商並非唯一決定子女教育成就的因素，在控制其他因素之下，遺傳因素對子女教育成就的重要性則下降為 55-60%。

驗，因此較晚出生的子女能得到父母較佳的照顧與教養，教育成就的表現亦可能相對較佳。

除此之外，亦有另一類研究文獻認為教育成就與個人出生排序乃呈曲線型的關係，由家庭資源分配的角度來看，在子女數目較多的家庭，最早出生的子女，於初就學階段時，並無任何兄弟姐妹與其分享家庭資源，而出生序在中間的子女，於初就學階段時，其兄（姐）亦可能同時處於就學的階段，因此出生序在中間的子女勢必將與兄（姐）共同分享家庭資源，而最後出生的子女，在初就學時，家中的較年長的子女可能已經完成求學的過程，且隨著么子（女）之就學過程的時間經過，其他較年長的兄姐亦將分別完成就學的過程，因此家中的么子（女）所分配的家庭資源將會隨時間而愈來愈多。由此可知出生序在中間的子女，剛好面臨最多的手足競爭分配家庭資源，也最為不利，特別是排行在第 2、3、4 的子女，而這種情況尤其容易發生在子女人數眾多的家庭中。Steelman and Powell (1991: 1505-1529) 以美國資料研究亦發現類似的曲線型結果。<sup>6</sup>

除此之外，個人之成長與受教育的環境亦會影響教育成就。如 De-Fraja and Landeras (2006: 189-213) 認為個人的教育成就取決於學校的教學品質，他們認為學校的聲譽會影響該校的招生，進而使就學學生的能力因選擇而被區分，造成教育成就的差異。Lillard and Willis (1994: 1126-1166) 亦發現家庭環境，例如家居的品質 (housing quality)、學校的易取得性 (school availability) 與城市的居住 (urban residence) 等，對教育成就都有顯著正向的影響。

過去研究台灣地區子女教育成就的各種文獻中，Greenhalgh (1985: 265-314) 曾使用 1978-1980 年台灣北部 80 個家庭的長期追蹤研究 (longitudinal study) 資料，深入探討台灣家庭中子女的性別和家庭教育投資決策之間的關係；她發現在經濟發展過程中，家庭內女兒接受教育的機會逐漸會和兒子均等，但這是因為快速的經濟成長下技術密集的勞動需求增加，使得對女兒的人力資本投資得以在其未出嫁前回收所致。

---

6 有關國內研究子女的排序對教育成就的影響，亦可參閱陳建良 (2002: 1-30)。

其後 Parish and Willis (1993: 863-898) 使用 1989 年內政部、台灣大學與美國芝加哥大學合作之「台灣地區婦女生活狀況調查」的資料，探討家庭中出生排序、兄弟姊妹、性別、組成人數等因素對個人教育成就的影響，其探討的對象為 1929-1963 年出生的婦女及其子女與兄弟姊妹，研究在不同的經濟發展階段，出生排序對女性的教育成就是否有不同影響，並獲得與 Greenhalgh (1985: 265-314) 類似的結論，他們發現在經濟發展早期兄弟姊妹眾多的家庭的女性，較晚出生者較具有優勢，可以得到較多的教育與較好的結婚對象。而由於家庭預算限制，較早出生的女兒，常必須犧牲自己的婚姻與教育機會，提早離家結婚或工作，以減輕家中負擔，將家中資源留給弟妹使用，因此有助於弟妹個人的教育成就。

在省籍的影響方面，駱明慶 (2001: 117-152) 利用 1990 年「台閩地區戶口普查」比較 1935-1965 年對出生世代教育成就的省籍與性別差異，發現外省籍的教育成就高於本省籍，男性教育成就高於女性；而到了 1965 年以後的出生世代，省籍內的性別差異已消失，省籍間差異縮小但仍有顯著差異，但若只以省籍做區分，則省籍間教育成就的差距仍存在，甚至有增加的趨勢。另外他也使用 1979-1992 年「家庭收支調查」資料中的 1960-1974 出生世代，探討決定 18-19 歲青少年大學入學的因素，並預期未來外省籍的教育成就仍將持續高於本省籍。<sup>7</sup> 除此之外，駱明慶 (2001: 117-152, 2002: 113-147) 的研究更指出，台灣地區各教育階段仍存在城市與鄉村之間的差異。

惟相關的台灣研究對個人教育成就多偏向於家庭結構與家庭社經地位因素的探討，本文除了多方面考慮家庭社經地位、家庭結構與成長環境因素外，亦強調家庭教育資源 (family educational resources) 與個人特徵 (personal characteristics) 因素的影響，將之一起納入控制並做更完整深入的討論。

---

7 國內有關省籍差異對教育成就影響的文獻，Tsai, Gates, and Chiu (1994: 243-263) 認為在升學過程的初段時，族群效果愈明顯，而在升學過程中段時，雖然亦有明顯的族群效果，但相對上效果較小。Wang (2001: 328-358) 的研究則發現，在控制父母親教育程度與父親職業之下，外省族群並無明顯的優勢。陳婉琪 (2005: 1-39) 則進一步發現省籍效果在低教育家庭背景中效果相當顯著，而在高教育家庭背景下效果則不明顯。但在控制其他家庭背景因素時，省籍效果會隨時間縮小而至消失。

有關義務教育政策施行的效果方面，國內外文獻上的研究主要在兩個方向，一方面主要探討義務教育的施行是否有助於教育報酬率的提升，如 Wei et al. (1999: 167-187) 研究中國中央與西南鄉村地區收入與教育的關係，發現教育與收入有相當程度的關係，他們認為投資義務教育對中國貧窮農村地區而言相當有利，且勞動者教育程度愈高，其教育報酬率也愈大。Patrinos and Sakellariou (2005: 705-719) 採用委內瑞拉家計單位的資料估計義務教育施行對教育報酬的影響，以教育市場上供給面干預的工具變數 (instrumental variables) 估計教育報酬，發現義務教育對長子的教育報酬相對較其他出生序子女平均的教育報酬為高。<sup>8</sup> 國內文獻方面，黃芳玫 (2001: 91-118) 採用「人力資源運用調查」資料分析台灣地區九年國民義務教育是否影響教育資源的投資，結果發現九年國民教育實施後，教育的投資報酬率明顯地高於九年國民教育實施之前，九年國教之後的世代其平均人力資本相對較高，邊際生產力亦相對較高。

另一方面則在探討義務教育政策的施行對教育成就的選擇，即義務教育政策的施行是否有助於教育成就的提升。McIntosh (2001: 69-90) 以英國、荷蘭、德國與瑞典四個國家的資料，研究男女在國民義務教育結束後對進入較高等教育的需求，發現實施義務教育有助於人們選擇較高等的教育，且對女性而言效果較大。Lleras-Muney (2003: 401-435) 則以美國 1960 年人口普查資料檢測義務教育的施行 (或義務教育年數的增加) 是否為 1915-1939 年間次級教育程度比例大幅成長的影響因素，實證的結果顯示若經由法律規定，每提高義務教育年數一年，會使個人的教育年數增加 5%，且對白人男性和白人女性的影響結果皆相似，但對黑人而言則義務教育的施行效果並不明顯。除此之外，Angrist and Krueger (1991: 979-1014, 1992: 328-336) 研究在就學年齡限制下義務教育法令對就學的影響，以出生日期為工具變數的估計方法分析發現義務教育將可增加 10% 的就學人數。

---

8 有關義務教育對教育報酬率之影響效果的文獻，亦可參閱 Angrist and Krueger (1991: 979-1014)、Cruz and Moreira (2005: 393-410) 與 Sakellariou (2006: 473-481) 等。

## 參、實證模型與估計方法

本文的目的，一方面探討個人特徵與家庭及環境因素對子女教育成就的影響，另一方面則探討九年義務教育政策的施行對性別、城鄉及省籍間教育成就差異的影響。如一般文獻，個人教育成就的基本實證模型設定如下：

$$Y_i = \alpha_0 + \alpha_1 FAM_i + \alpha_2 CHR_i + \alpha_3 GEN_i + \alpha_4 UBN_i + \alpha_5 ETH_i + \alpha_6 COH_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中  $i$  表示個人， $Y$  為受教育的年數， $FAM$  為家庭背景的變數， $CHR$  為個人特徵變數， $GEN$  為性別虛擬變數（1 表示女性，0 表示男性）， $UBN$  為就學時居住城鄉地區虛擬變數（1 表示鄉村，0 表示城市）， $ETH$  為省籍的虛擬變數（1 表示父親為本省籍，0 表示父親為外省籍）， $COH$  為世代或出生年變數， $\varepsilon$  為隨機干擾項。

其次，教育政策的評估為比較九年國民義務教育政策施行前後對教育成就的影響，並考量可能影響不同組間（如性別、城鄉與省籍間）的政策效果（policy effect），故分別設定模型如下列(2)、(3)、(4)式所示：<sup>9</sup>

$$Y_i = \alpha_0 + \alpha_1 Z_i + \alpha_2 GEN_i + \alpha_3 UBN_i + \alpha_4 ETH_i + \alpha_5 POL_i + \alpha_6 POL_i \times GEN_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 Z_i + \beta_2 GEN_i + \beta_3 UBN_i + \beta_4 ETH_i + \beta_5 POL_i + \beta_6 POL_i \times UBN_i + \omega_i \quad (3)$$

$$Y_i = \gamma_0 + \gamma_1 Z_i + \gamma_2 GEN_i + \gamma_3 UBN_i + \gamma_4 ETH_i + \gamma_5 POL_i + \gamma_6 POL_i \times ETH_i + \nu_i \quad (4)$$

其中  $Z$  表示家庭背景、個人特徵與世代變數， $POL$  表教育政策虛擬變數（1 表示受九年國民教育實施之影響，0 表示未受九年國民教育實施之影響）。模型(2)中教育政策與性別交叉項的係數  $\alpha_6$  代表義務教育政策的施行對性別上教育年數差異的影響，若係數為正，表示教育政策有助於縮減女性相對於男

9 原則上九年義務教育政策並未限定只適於某一特定團體，凡我國國民均一體適用，並非可自由選擇接受或不接受義務教育。故本模型的設定無法採用一般政策評估之 Difference-in-Differences 估計法中區分實驗組（treatment group）與控制組（control group）的類似實驗設計（quasi-experimental design）方式，而此處政策與不同群組間之交叉項乃為檢測政策在不同群組中是否具不同的效果。



性的差異，反之若係數為負，則教育政策將擴大男女間教育年數的差異。同理模型(3)與(4)的交叉項係數分別表示政策施行對城鄉及省籍上教育年數差異的政策影響。透過模型(2)、(3)、(4)的估計結果，我們可以比較義務教育政策分別對性別、城鄉或省籍間教育成就差異的政策影響效果。

由於以上分析假設在九年義務教育政策施行前後，政策對性別、城鄉或省籍等各組間的影響均互相獨立，但因為性別、城鄉與省籍之間可能存在交互影響，尤其是對政策的反應，如本省籍女性相對於外省籍男性、居住鄉村女性相對於居住都市男性或居住鄉村本省人相對於居住都市外省人的政策反應可能極不相同。如此則以上述方法所估計的結果將可能會產生偏誤，為了解決這個問題，也同時允許政策可作用在特定的組群，本文進一步將教育政策的施行對性別、城鄉與省籍間的教育成就差異影響進行組群間的多重比較 (multiple comparison)，模型的設定如下式所示：<sup>10</sup>

$$\begin{aligned}
 Y_i = & \alpha_0 + \alpha_1 Z_i + \alpha_2 GEN_i + \alpha_3 UBN_i + \alpha_4 ETH_i + \alpha_5 POL_i & (5) \\
 & + \alpha_6 POL_i \times GEN_i + \alpha_7 POL_i \times UBN_i + \alpha_8 POL_i \times ETH_i + \alpha_9 GEN_i \times UBN_i \\
 & + \alpha_{10} GEN_i \times ETH_i + \alpha_{11} UBN_i \times ETH_i + \alpha_{12} POL_i \times GEN_i \times UBN_i \\
 & + \alpha_{13} POL_i \times GEN_i \times ETH_i + \alpha_{14} POL_i \times UBN_i \times ETH_i \\
 & + \alpha_{15} GEN_i \times UBN_i \times ETH_i + \alpha_{16} POL_i \times GEN_i \times UBN_i \times ETH_i + \mu_i
 \end{aligned}$$

經由(5)式的估計結果與上述(1)–(4)式之結果相比較，將有助於進一步釐清九年國民義務教育政策在性別、城鄉與省籍間的政策效果。

## 肆、變數說明與資料分析

如同本文在第一節指出，過去台灣地區對教育成就分析通常以「人力運用調查」或「家庭收支調查」的資料進行分析，但若以這些資料來處理子女

10 有關政策效果評估的多重比較方法可參考 Meyer (1995: 151-161)。

教育成就的研究，不僅容易發生衡量偏誤（measurement error）的問題，<sup>11</sup>亦無法涵蓋樣本的個人特徵。因此，本文採取「華人家庭動態資料庫」（Panel Study of Family Dynamics，以下簡稱為 PSFD）資料庫進行分析。

PSFD 由 1999 年開始調查，此一調查利用內政部所提供的戶籍資料，以家庭為一基本單位持續追蹤，規畫以成年人口為主樣本，由主樣本延伸，再將其父母、子女、兄弟姐妹納入訪問樣本，藉以建構追蹤資料庫。本文所使用的部分是 PSFD 的三個主樣本的合併樣本，分別為 1999 年針對 1953-1964 年出生的主樣本所進行的訪問（問卷編號為 RI1999，1999 年的年齡為 35-46 歲），樣本數為 999；2000 年針對 1935-1954 年出生者進行訪問（問卷編號為 RI2000，2000 年的年齡為 46-65 歲），樣本數為 1959；及 2003 年針對 1964-1976 年出生者所進行訪問（問卷編號 RI2003，2003 年的年齡為 27-39 歲），樣本數為 1152，三個主樣本之合併樣本總數為 4110。

PSFD 的主樣本問卷內容的架構大致相同，除了包括主樣本的基本資料、教育經驗、工作經驗、婚姻與配偶、父母及兄弟姐妹等相關資料外，還包括家庭價值與態度、居住安排、家庭決策與支出、家庭關係與和諧以及子女生育與教養等社會學與家庭經濟學關心的資料。

值得說明的是，文獻上通常以父母親教育程度、父母親的職業及家庭所得等變數來衡量家庭社經地位，但其中家庭所得雖可反應家庭資源的多寡與家庭的經濟狀況，但因為一般人較不願意透露其實際所得，甚至可能誇大（隱瞞）個人所得，而造成此一變數較難以正確地取得，即使問卷調查中有包含家庭所得的問項，其衡量誤差亦將比較大，且遺漏值也會比較多，而相反地，一般樣本問卷中有關職業的問項，所得到的答案可信度則較高。<sup>12</sup> 另一方面，

---

11 舉例來說，父親的職業為影響子女教育成就的重要因素，若採用「人力運用調查」或「家庭收支調查」所獲得的父親職業，均為所調查之該年度父親的職業，而非子女於就學階段時父親的職業，然而影響子女教育成就者應為父親在子女就學階段時的職業，若採用「人力運用調查」或「家庭收支調查」的資料，容易產生衡量偏誤的問題。

12 文獻上探討父母親所得或家庭所得對子女教育成就之影響皆為正，但並無一致性地顯著水準，例如 Duncan (1994: 20-53)、Hill and Duncan (1987: 39-73)、Huang (2000: 425-450) 等發現家庭所得對子女教育成就無顯著影響；而 Datcher (1982: 32-41) 則認為有顯著正的影響。Aughinbaugh and Gittleman (2003: 416-440) 進一步則發現英、美兩國中

由於職業與所得之間有相當高的相關程度，且職業亦具長期穩定性，可於單一時間點得到較佳的觀察值。除此之外，若選擇以家庭所得來做為子女教育成就的解釋變數，一般較合理方式是採用子女於就學階段時的家庭所得來作為解釋變數，但此類的資料在取得上甚為不易，因此本文採用子女就學階段時父親的職業來代表該家庭的社會經濟地位。<sup>13</sup>

表 1 為本文實證模型所採用之變數說明。個人特徵變數包括能力（學業表現）及影響態度的價值觀念；家庭背景變數包括父母親教育年數、父親職業、母親是否就業、是否為單親家庭、手足結構與家庭教育資源等。對於個人非可觀察的特徵（unobserved characteristics）採代理變數的控制方法：如就學期間曾獲得獎學金主要為代替個人能力（如同一般國外文獻使用 SAT 成績或數理或科學競賽成績）；就學期間曾有工讀經驗主要為代理個人潛在獨立個性的替代變數，特別是在控制家庭社經地位與所得（如父親教育和職業）後；而孝道觀念及光耀家門觀念兩變數主要為代理個人的價值觀。除了省籍與城鄉變數外，並加入世代虛擬變數以控制不同世代的可能環境影響。本文對九年義務教育政策變數的定義，乃以出生年（1956 年前後）做為區分標準，惟 PSFD 的調查問卷上亦有「請問當您小學畢業時，國民義務教育是否已由六年延長為九年？」之問項。本文曾就該問項的結果做為政策變數的區分標準，在比較估計結果後發現兩種政策變數的設定之間幾無差異，故不影響本文實證的結果。

本文所使用的 PSFD 三個主樣本合併資料個數為 4110，扣除各變數之遺漏值與不適用的樣本後，共得到 3636 個樣本資料。有關本文所採用之各變數的樣本個數、平均數及變異數等統計特性請參考表 2。

由表 2 的基本統計資料可知，在個人特徵方面，有 28% 的比例在就學期間曾經打工賺取自己或家庭的生活費，而曾經獲取獎學金（包括成績優異獎

---

父母所得對子女發展有正向而顯著的影響，但所得之影響力比其他家庭背景的影響力相對較小。

13 本文採用職業而不採用所得的另一原因是教育成就受家庭恆常所得的影響遠大於家庭臨時所得的影響，而恆常所得的資料在實證上也較不易取得，參見 Aakvik et al. (2005: 377-394)。

表 1 變數設定

變數名稱	說 明
教育程度	區分為不識字與自修、國小、國中、高中職、專科、大學、碩士及博士八種不同教育層級。
教育年數	以教育程度推算其教育年數，自國小、國中、高中職、專科、大學、碩士至博士分別為 6 年、9 年、12 年、14 年、16 年、18 年、22 年。
個人特徵：	
性別	以虛擬變數表示，女性為 1，男性為 0。
工讀	求學期間是否有打工賺取自己或家庭的生活費，以虛擬變數表示，有為 1，沒有為 0。
學業優異獎學金	讀書過程中是否有領取學業成績優異獎學金，以虛擬變數表示，有為 1，沒有為 0。
清寒獎學金	讀書過程中是否有領取清寒獎學金，以虛擬變數表示，有為 1，沒有為 0。
孝道觀念	子女對「放棄個人的志向，達成父母的心願」觀念的看法，1=不重要，2, 3, 4, 5=絕對重要。
光耀門楣觀念	子女對「做些讓家族感到光彩的事」觀念的看法，1=不重要，2, 3, 4, 5=絕對重要。
家庭教育資源：	
才藝訓練	在求學期間是否參加才藝訓練（例如學習彈鋼琴、畫畫、書法、跳芭蕾舞等），以虛擬變數設定，有為 1，沒有為 0。
課外補習輔導	求學期間是否參加校內課業輔導、校外補習班或家教，以虛擬變數設定，有為 1，沒有為 0。
學業獎勵	父母因成績好而獎勵，0=沒有、1=很少、2=有時、3=經常。
家庭遷移	16 歲之前，父母是否曾經為了幫子女遷至較好的學區或為了子女就學方便而搬家。以虛擬變數設定，有為 1，沒有為 0。
家庭背景因素：	
父親教育年數	以父親教育程度推算其教育年數，例如國小、國中、高中職、專科、大學、碩士與博士分別為 6 年、9 年、12 年、14 年、16 年、18 年、22 年。
母親教育年數	以母親教育程度推算其教育年數，例如國小、國中、高中職、專科、大學、碩士與博士分別為 6 年、9 年、12 年、14 年、16 年、18 年、22 年。
父親職業別	子女於 16 歲時父親所從事的職業，區分為專門技術人員、行政及主管人員、監督及佐理人員、銷售工作者、服務工作人員、農林漁牧狩獵人員及生產操作體力工。以農林漁牧狩獵人員為基準組，設定 6 個虛擬變數。
父親從事公職	子女於 16 歲時父親是否在公家機關工作，以虛擬變數設定，有為 1，沒有為 0。
母親就業	母親是否亦在外工作，是為 1，不是為 0。
單親家庭	子女於 16 歲時，雙親其中之一亡故或不在身邊，是為 1，不是為 0。
城鄉	16 歲以前居住地，以虛擬變數設定，鄉村為 1，城市為 0。城市與鄉村的區別按內政部戶政司資料區分之。
省籍	父親的省籍，區分為本省人（包含原住民、本省閩南人與本省客家人）與外省人，以虛擬變數表示，本省人為 1，外省人為 0。
手足因素：	
子女個數	家庭中子女的個數。
排序	在家中之出生排序。
兄弟姐妹個數	家中兄、弟、姐、妹的個數。
世代：	
老年	出生時間在 1950 以前。
中壯年	出生時間在 1951 年至 1960 年。
青年	出生時間在 1961 年以後。
	以 1950 年以前出生為基準組，設定 2 個虛擬變數。
政策變數	是否有接受九年國民義務教育。以虛擬變數表示，有為 1，沒有為 0。

資料來源：華人家庭動態資料庫（Panel Study of Family Dynamics）

表 2 變數資料基本統計特性

變數名稱	樣本數	平均數	變異數
<b>教育程度：</b>			
不識字與自修	3636	0.0842	0.2781
國小	3636	0.2770	0.4476
國中	3636	0.1337	0.3403
高中職	3636	0.2643	0.4410
專科	3636	0.1194	0.3243
大學	3636	0.1004	0.3006
碩士	3636	0.0182	0.1335
博士	3636	0.0028	0.0524
教育年數	3636	9.7063	4.6054
<b>個人特徵：</b>			
性別	3636	0.5149	0.4998
工讀	3636	0.2808	0.4495
學業優異獎學金	3633	0.1214	0.3266
清寒獎學金	3633	0.0190	0.1365
孝道觀念	3634	3.4188	1.1953
光耀門楣觀念	3635	3.8135	1.1483
<b>家庭教育資源：</b>			
才藝訓練	3635	0.1356	0.3424
課外補習輔導	3633	0.2188	0.4135
學業獎勵	3635	0.0646	0.2459
家庭遷移	3628	0.0510	0.2200
<b>家庭背景因素：</b>			
父親教育年數	3623	4.9095	4.8118
母親教育年數	3630	2.9645	3.8363
父親職業別			
專門技術人員	3598	0.0439	0.2049
行政及主管人員	3598	0.0503	0.2186
監督及佐理人員	3598	0.0675	0.2510
銷售工作者	3598	0.1226	0.3280
服務工作人員	3598	0.0584	0.2345
農林漁牧狩獵人員	3598	0.4341	0.4957
生產操作體力工	3598	0.2232	0.4164
父親從事公職	3633	0.1610	0.3676
母親就業	3636	0.4588	0.4984
單親家庭	3636	0.0784	0.2688
城鄉	3633	0.4646	0.4988
省籍			
原住民	3629	0.0215	0.1450
本省閩南	3629	0.7812	0.4135
本省客家	3629	0.1144	0.3183
外省	3629	0.0829	0.2758
<b>手足因素：</b>			
子女個數	3634	5.2930	2.2238
排序	3635	3.0564	2.0023
兄個數	3635	1.0094	1.2149
弟個數	3635	1.1568	1.1575
姐個數	3635	1.0470	1.2680
妹個數	3635	1.0798	1.2510
<b>世代：</b>			
老年	3636	0.3650	0.4815
中壯年	3636	0.2998	0.4582
青年	3636	0.3353	0.4721
政策變數	3636	0.4450	0.4970

資料來源：華人家庭動態資料庫 (Panel Study of Family Dynamics)，RI1999、RI2000 與 RI2003 合併資料

學金或清寒獎學金) 則占 14%。男性樣本比例占 48.51%，樣本數為 1764，而女性的樣本數則為 1872。在孝道觀念與光耀家門觀念方面，以重視的程度區分 (由最低 1 至最高 5)，平均數分別高達 3.42 與 3.81，除了顯示華人社會對孝道與光耀家門觀念的重視外，亦反應華人社會對此類觀念的普遍價值。

家庭因素方面，在父母的教育年數上，父親教育的平均年數約為 4.91 年，而母親的教育年數則在 3 年左右，這是由於主樣本的父母年紀大多在 45 歲以上，因此父母的教育程度偏低並不令人意外。至於父親的職業別方面，最大的比例為從事農林漁牧狩獵工作，約占 43.41%，其次為生產操作體力工，占 22.32%。這是因為過去台灣地區主要是農業社會，再加上父親的教育程度較低，所以大多從事農業工作或需較少技能的生產體力工。除此之外，父親的從業身分方面，父親在公家機關工作的比例，約為 16.1%。求學時為單親家庭者的比例為 7.84%，而母親亦從事工作者，則占 45.88%。

至於父親的省籍方面，以本省閩南人最多，占 78.12%，其次為本省客家人占 11.44%，外省人占 8.29%，原住民則僅占 2.15%。

在家庭教育資源方面，有接受才藝訓練或課外補習輔導者分別占 13.56% 和 21.88%；父母提供學業獎勵或為了較好學區而遷移者之比例則較少，分別占 6.46% 和 5.10%。

本文所使用樣本的出生年代涵蓋自 1934 年至 1976 年，但不同年代出生者，可能因為經濟發展程度或教育普及的因素，以致其教育成就有顯著不同，為了控制不同出生年世代 (birth cohort) 的效果，本文將樣本依照其出生年代，區分為 1950 年以前出生、1951-1960 年出生及 1961 年之後出生等三個世代。三個世代所占的樣本比例分別為 36.5%、30% 及 33.5%。

至於家庭中子女個數與兄弟姐妹數則相當平均，家中子女個數的平均數為 5.29 人，而兄弟姐妹數分別為 1.01、1.16、1.05 及 1.08，其中樣本為長子(女) 的比例為 25.25%，而身為老么的比例則為 19.53%。

為進一步觀察個人特徵及家庭因素與子女教育成就的關係，本文另將不同個人特徵與家庭因素下之子女教育成就列於表 3。由表 3 中可發現性別在教育成就上，男性平均教育年數為 10.62 年，高於女性平均教育年數的 8.83 年，且男性樣本受高等教育 (大專以上) 的比例也都大於女性受高等教育的

表 3 教育成就特性分析

	教育年數	教育成就						
		國小	國中	高中職	專科	大學	碩士	博士
性別								
男性	10.620 (4.050)	0.233	0.169	0.292	0.133	0.110	0.026	0.005
女性	8.834 (4.890)	0.318	0.100	0.238	0.107	0.091	0.011	0.001
父親教育程度								
低教育程度	8.682 (4.435)	0.340	0.153	0.249	0.088	0.054	0.007	0.002
中教育程度	12.877 (3.142)	0.069	0.083	0.335	0.237	0.229	0.036	0.003
高教育程度	14.144 (3.074)	0.038	0.019	0.260	0.202	0.351	0.115	0.005
省籍								
原住民	7.376 (3.622)	0.482	0.176	0.200	0.035	0.000	0.000	0.000
本省閩南人	9.265 (4.653)	0.298	0.141	0.249	0.108	0.086	0.016	0.003
本省客家人	10.576 (3.891)	0.277	0.130	0.299	0.152	0.097	0.024	0.002
外省人	13.003 (3.161)	0.049	0.081	0.357	0.198	0.263	0.036	0.003
世代								
老年	6.590 (4.452)	0.486	0.108	0.114	0.035	0.050	0.002	0.001
中壯年	10.047 (3.934)	0.306	0.157	0.294	0.104	0.095	0.012	0.004
青年	12.778 (2.705)	0.023	0.141	0.402	0.226	0.160	0.041	0.004
父親從事公職								
公家機關	12.502 (3.776)	0.109	0.080	0.308	0.192	0.236	0.049	0.003
私人部門	9.155 (4.537)	0.310	0.144	0.256	0.105	0.074	0.012	0.003
父親職業別								
專門技術人員	11.520 (4.783)	0.189	0.051	0.214	0.209	0.219	0.051	0.000
行政及主管人員	12.297 (4.399)	0.146	0.059	0.274	0.210	0.164	0.096	0.014
監督及佐理人員	11.548 (4.351)	0.167	0.103	0.267	0.160	0.221	0.036	0.000
銷售工作者	10.735 (4.148)	0.217	0.125	0.322	0.136	0.140	0.015	0.002
服務工作人員	10.782 (4.399)	0.222	0.129	0.238	0.173	0.165	0.020	0.000
農林漁牧狩獵人員	7.311 (4.342)	0.427	0.150	0.180	0.049	0.029	0.002	0.003
生產操作體力工	10.568 (3.887)	0.222	0.143	0.344	0.151	0.090	0.012	0.002
城鄉								
城市	10.797 (4.340)	0.225	0.114	0.293	0.149	0.139	0.027	0.005
鄉村	8.428 (4.546)	0.337	0.156	0.231	0.085	0.056	0.008	0.001
教育政策								
政策前	7.568 (4.510)	0.453	0.114	0.167	0.051	0.062	0.004	0.001
政策後	12.361 (3.036)	0.057	0.158	0.385	0.205	0.148	0.035	0.004

註：括號中為標準差

比例。

以父親教育程度區分，父親的教育程度為低教育程度（國小程度以下（含不識字與自修）、中教育程度（國中或高中職畢業者）及高教育程度（為專科以上（含專科、大學、碩士及博士））者，其子女的平均教育年數分別為 8.68 年、12.88 年及 14.14 年，顯示父親的教育程度愈高，其子女的平均教育年數也愈大，且受高等教育的比例也愈大。

在省籍方面，父親若為外省人，子女的平均教育年數最大，約為 13 年，其次是父親為本省客家人，子女教育年數為 10.58 年，再其次是父親為本省閩南人，子女教育年數為 9.27 年，若父親為原住民，則子女的平均教育年數最小，僅 7.38 年。除此之外，若父親為外省人，其子女受高等教育程度的比例也大於本省客家人、本省閩南人及原住民。

在不同世代下，教育成就亦有所不同。平均教育成就隨不同世代的年輕化而增加，即愈年輕世代的平均教育年數愈大，而愈年長世代的平均教育年數則愈小，三個不同世代之平均教育年數分別為 6.59 年、10.05 年及 12.78 年，且愈年輕世代的子女，受高等教育程度的比例也愈大。<sup>14</sup>

父親的職業身份方面，若父親為公家機關工作者，子女的平均教育年數為 12.5 年，遠大於父親在私人部門工作之子女平均教育年數 9.16 年。此外，在父親的職業分類上，若父親為行政及主管人員，子女的平均教育年數最高，達 12.3 年，而父親為農林漁牧狩獵人員，子女的平均教育年數最低僅 7.31 年，且明顯低於父親從事其他不同職業的子女平均教育年數。除父親為農林漁牧狩獵人員外，父親從事其他職業的子女平均教育年數並沒有太大的差異，但在子女不同教育程度的比例上，則有明顯的差別，其中以父親為行政主管人員或專門技術人員，其子女受高等教育程度的比例相對較高，將近五成的子女有大專以上的學歷。

除此之外，我們由表 3 的資料亦發現台灣地區城市與鄉村間子女教育成

---

14 此項世代差異，若進一步區分性別、省籍與城鄉之教育程度差異，則亦可以發現愈年長的世代，在不同性別、城鄉與省籍間之教育成就差異愈大，而在愈年輕的世代，在不同性別、城鄉與省籍間教育成就差異愈小。



就亦有相當明顯的差異，居住在城市的子女平均教育年數為 10.8 年，而居住在鄉村的子女教育平均年數則只有 8.4 年。至於九年國民義務教育政策，我們發現在九年國民義務教育實施之前，子女的平均教育年數為 7.6 年，而在義務教育實施之後子女的平均教育年數則提升為 12.4 年。義務教育的施行似乎明顯的提升國民的平均教育水準。

表 4 為國民義務教育政策的實行前後，對省籍、城鄉與性別間的平均教育年數變化的交叉分析。由表中我們可以發現在義務教育政策施行之前，城市與鄉村間平均教育年數的差異為 2.13 年，在性別上的差距為 4.44 年，而在省籍上的平均教育年數的差異為最大，達 5.1 年。在義務教育政策施行之後，平均教育年數在城鄉、性別與省籍上的差異，則分別縮減為 1.45 年、0.4 年與 1.36 年。基本上，國民義務教育政策的實行有助於普遍縮減城鄉、性別與省籍上的教育成就差異，尤其是性別上的教育成就差異。其中本省人在城市與鄉村間平均教育年數差距由 1.73 年縮小為 1.29 年(本省閩南人城鄉差距縮小的程度最高，由 2.09 年縮減至 1.37 年，而本省客家人則反而有擴大的現象)，而外省人在城市與鄉村間平均教育年數差距則由 4.27 年縮小為 1.68 年，顯示義務教育政策對縮減城鄉間教育成就的差異上，對外省人的效果相對較對本省人的效果為高；另一方面，城市中省籍間平均教育年數的差距由 4.94 年縮小為 0.99 年，而鄉村中的省籍間平均教育年數的差距則亦由 2.40 年縮小為 0.60 年，顯示義務教育政策有助於縮減省籍間教育成就的差異，尤其對城市的效果相對較鄉村的效果為大。

在性別差異方面，不論男女義務教育均有助於提升不同省籍與城鄉之教育成就，惟在省籍與城鄉之教育成就差異的縮減上，男女的效果則有所不同。在男性樣本方面，省籍差異由 4.17 年縮減至 1.54 年（其中城市的省籍差異由 4.19 縮減至 1.36 年；鄉村的省籍差異由 0.84 縮減至 0.55 年），而城鄉差異則由 1.38 年縮減至 1.17 年（其中外省籍的城鄉差異由 4.36 縮減至 1.77 年；本省籍的城鄉差異由 1.01 縮減至 0.96 年）；在女性樣本方面，省籍差異由 3.01 年縮減至 1.22 年（其中城市的省籍差異由 3.59 縮減至 0.66 年；鄉村的省籍差異則由 0.15 增加至 0.49 年，鄉村女性的省籍差異似有擴大之趨勢），而女性之城鄉差異亦由 0.95 年增加至 1.83 年，顯示義務教育的施行對女性城鄉之

教育成就差異有擴大的趨勢（其中外省籍女性的城鄉差異由 4.03 縮減至 1.88 年；本省籍女性的城鄉差異則由 0.59 增加至 1.61 年）。

總括而言，如表 4 所示，義務教育政策的施行似有助於改善個人教育成就在性別上的差異：在省籍方面，義務教育政策的施行使本省人之教育成就在性別上的差異由 4.39 年縮減至 0.29 年（除原住民似有擴大的趨勢外，本省閩南人與本省客家人皆有大幅縮減的趨勢），而外省人的性別差異則由 5.55 年縮減至 0.71 年，顯示外省籍教育成就在性別上差異縮減的效果高於本省籍；在城鄉方面，義務教育的施行對城市之教育成就在性別上的差異由 4.62 年縮減至 0.2 年，而在鄉村中教育成就在性別的差異則由 4.19 年縮減至 0.86 年，顯示城市之教育成就在性別上差異縮減的幅度大於鄉村之教育成就在性別上差異縮減的幅度。

## 伍、估計結果

本節分別討論個人特徵、家庭因素與環境變數對教育成就的估計結果，並進一步做教育成就的敏感性分析，以及探討九年義務教育之政策效果與多重比較評估。

### 1. 教育成就影響分析

表 5 為教育成就迴歸結果。如欄(1)所示，和國內外大部份研究文獻的結果相同，父母教育年數對子女教育成就均有顯著的正面影響。<sup>15</sup> 可能是因為子女得到父母基因的遺傳或是因教育程度高的父母對子女提供了較好學習環境所致。除此之外，從父母教育年數的估計參數，可以發現父親教育年數的估計參數大於母親，表示對子女教育成就的影響，來自父親的效果大於來自

---

15 相關的文獻可參見如 Haveman and Wolfe (1995: 1829-1878) 和 Card (1999: 1801-1863) 的綜合討論。

表 4 政策前後城鄉及省籍的平均教育年數

政策前	城市	鄉村	城鄉差異	總合	政策後	城市	鄉村	城鄉差異	總合
本省人	<b>8.23</b>	<b>6.50</b>	<b>1.73</b>	<b>7.29</b>	本省人	<b>12.78</b>	<b>11.49</b>	<b>1.29</b>	<b>12.22</b>
原住民	5.88	6.55	-0.67	6.35	原住民	9.33	10.33	-1.00	9.71
本省閩南人	8.18	6.09	2.09	7.08	本省閩南人	12.76	11.39	1.37	12.16
本省客家人	8.99	8.95	0.04	8.97	本省客家人	13.43	12.29	1.14	12.93
外省人	<b>13.17</b>	<b>8.90</b>	<b>4.27</b>	<b>12.39</b>	外省人	<b>13.77</b>	<b>12.09</b>	<b>1.68</b>	<b>13.58</b>
省籍差異	<b>4.94</b>	<b>2.40</b>		<b>5.10</b>	省籍差異	<b>0.99</b>	<b>0.60</b>		<b>1.36</b>
總合	8.68	6.55	2.13	7.57	總合	12.95	11.50	1.45	12.38

## 男性

政策前	城市	鄉村	城鄉差異	總合	政策後	城市	鄉村	城鄉差異	總合
本省人	<b>9.17</b>	<b>8.16</b>	<b>1.01</b>	<b>8.64</b>	本省人	<b>12.84</b>	<b>11.88</b>	<b>0.96</b>	<b>12.40</b>
原住民	5.00	7.80	-2.80	6.83	原住民	10.22	12.00	-1.78	10.55
本省閩南人	9.21	7.81	1.40	8.51	本省閩南人	12.80	11.72	1.08	12.30
本省客家人	9.27	9.99	-0.72	9.68	本省客家人	13.59	13.13	0.46	13.39
外省人	<b>13.36</b>	<b>9.00</b>	<b>4.36</b>	<b>12.81</b>	外省人	<b>14.20</b>	<b>12.43</b>	<b>1.77</b>	<b>13.94</b>
省籍差異	<b>4.19</b>	<b>0.84</b>		<b>4.17</b>	省籍差異	<b>1.36</b>	<b>0.55</b>		<b>1.54</b>
總合	9.55	8.17	1.38	8.86	總合	13.05	11.88	1.17	12.57

## 女性

政策前	城市	鄉村	城鄉差異	總合	政策後	城市	鄉村	城鄉差異	總合
本省人	<b>4.58</b>	<b>3.99</b>	<b>0.59</b>	<b>4.25</b>	本省人	<b>12.72</b>	<b>11.01</b>	<b>1.61</b>	<b>12.01</b>
原住民	6.77	5.22	1.55	5.78	原住民	8.00	9.86	-1.86	9.00
本省閩南人	4.29	3.67	0.62	3.95	本省閩南人	12.73	10.97	1.76	12.01
本省客家人	6.42	5.77	0.65	6.03	本省客家人	13.27	11.46	1.81	12.47
外省人	<b>8.17</b>	<b>4.14</b>	<b>4.03</b>	<b>7.26</b>	外省人	<b>13.38</b>	<b>11.50</b>	<b>1.88</b>	<b>13.23</b>
省籍差異	<b>3.59</b>	<b>0.15</b>		<b>3.01</b>	省籍差異	<b>0.66</b>	<b>0.49</b>		<b>1.22</b>
總合	4.93	3.98	0.95	4.42	總合	12.85	11.02	1.83	12.17

## 性別差異

政策前	城市	鄉村	城鄉差異	總合	政策後	城市	鄉村	城鄉差異	總合
本省人	<b>4.59</b>	<b>4.17</b>	<b>0.42</b>	<b>4.39</b>	本省人	<b>0.12</b>	<b>0.87</b>	<b>-0.65</b>	<b>0.39</b>
原住民	-1.77	2.58	-4.35	1.05	原住民	2.22	2.14	0.08	1.55
本省閩南人	4.92	4.14	0.78	4.56	本省閩南人	0.07	0.75	-0.68	0.29
本省客家人	2.85	4.22	-1.37	3.65	本省客家人	0.32	1.67	-1.35	0.92
外省人	<b>5.19</b>	<b>4.86</b>	<b>0.33</b>	<b>5.55</b>	外省人	<b>0.82</b>	<b>0.93</b>	<b>-0.11</b>	<b>0.71</b>
省籍差異	<b>0.60</b>	<b>0.69</b>		<b>1.16</b>	省籍差異	<b>0.70</b>	<b>0.06</b>		<b>0.32</b>
總合	4.62	4.19	0.43	4.44	總合	0.20	0.86	-0.66	0.40

母親的效果。<sup>16</sup> Chu, Xie, and Yu (2005: 1-28) 認為這是因為在台灣地區一個家庭之生計的來源，主要是來自於父親，且父親的教育程度同時也反應了該家庭的社會地位，因此相較於母親，父親的教育程度對子女教育成就的影響相對也較大。

父親的職業方面，相對於父親為從事農林漁牧工作者，其他職業估計結果均顯著為正，其中以父親的職業為行政主管人員，子女教育年數的效果最大，較父親從事農林漁牧工作者子女教育年數高 2.12 年，其次為銷售工作者，估計效果為 1.63 年。且若父親為從事公職的身分，估計結果亦顯著為正，表示父親從事公職，在子女的教育成就上相對較有利，主要的原因為從事公職可獲得教育補助，降低子女教育投資成本，因此其子女教育成就相對也較高。

但是若母親也同時工作，則其對子女的教育成就估計結果顯著為負，這是因為若母親亦在外工作，對子女在照顧與教養上的時間，相對亦會較少，導致對子女的教育成就會有不利的影響。<sup>17</sup> 除此之外，單親家庭對子女的教育成就估計結果亦為負，但並不顯著。此負向結果和國外的文獻相同，因為單親家庭所得偏低且容易受到財務信用限制，不利於人力資本投資。<sup>18</sup> 而本文估計不顯著原因大致有二，一是因為台灣地區單親家庭的比例相對較歐美的單親家庭比例小；另一個原因則是因為若控制其他家庭經濟資源或父母親教育水準等因素後，則單親家庭對子女教育成就的影響，相對較不顯著。<sup>19</sup>

在手足效果方面，子女個數的效果為顯著負值。表示在其他條件不變下，若兄弟姐妹的人數愈多，對個人教育成就有顯著的負向影響，這是因為家中

---

16 Liu, Hammitt, and Lin (2000: 113-125) 研究台灣資料時亦發現對個人教育報酬的影響，父親教育年數的效果大於母親教育年數的效果。而 Chu, Tsay, and Yu (2005: 1-29)、Chu, Xie, and Yu (2005: 1-28) 選擇以 PSFD 的資料估計父母親的教育程度對個人教育成就的影響，也獲致相同的結果。

17 參見如 Chin and Newman (2002) 和 McLanahan and Sandefur (1994: 85-108) 探討母親工作對子女教育的負面影響的相關討論。

18 參見如 Elliott and Richards (1991: 258-276)、McLanahan and Sandefur (1994: 85-108)、Haveman and Wolfe (1995: 1829-1878) 與 Ermisch and Francesconi (2001: 137-156)。

19 Gregg and Machin (2000: 247-288) 亦發現當控制家庭財務因素下，單親家庭變數的影響效果變為不顯著。

分享資源的子女數目愈多，對於子女教育投資愈不利。出生排序一次項顯著為正，出生排序平方項的估計係數亦是正值，但並不顯著，代表在子女個數固定下，愈晚出生的子女，在教育成就上的表現也愈佳，可能是因為愈晚出生的小孩，於就學時期家境相對較為富裕，因此可以獲得的教育資源與教育投資相對較高。

另外，在個人性別、城鄉與省籍間教育成就的差異上，由表 5 第 1 欄的結果亦可發現，在控制其他家庭背景因素之下，女性的教育年數相對較男性低 1.30 年，而外省籍者的教育年數亦較本省籍者的教育年數高 0.61 年，居住在城市者的教育年數則較居住在鄉村者的教育年數高 0.53 年。此結果顯示鄉村本省籍尤其是女性的教育成就顯著居於劣勢。居住鄉村地區因為教育資源相對較為缺乏，故教育程度相對亦較低。外省族群因為過去大陸逃難經驗，相對較重視可以移動的人力資本投資，故其子女教育成就相對也較高。另外，由於傳統家庭重男輕女觀念，因此女孩相對於男孩的受教育機會也較少，教育成就也因此較低。

由於總體環境的改變或教育的普及化，不同世代的教育成就亦應有所不同，因此本文嘗試以世代 (cohort) 效果來控制總體環境的改變對教育成就的影響。由表 5 的估計結果我們發現，在其他情況不變之下，個人教育成就會因世代的年輕化而提高，亦即愈年輕的世代，教育成就愈高。與老年世代相比，中壯年世代的教育年數相對較老年世代高出 2.28 年，而青年世代的教育年數亦比老年世代高將近 3.56 年。

家庭背景中另外一項重要因素為教育資源的提供。<sup>20</sup> 若考慮家庭教育資源對教育成就的影響，如表 5 第 2 欄所示，本文發現才藝訓練對子女教育成就的影響，其估計結果顯著為正，子女在求學期間有參加過才藝訓練者，其教育年數相較於未參加才藝訓練者高 1.21 年，顯示學習為多元面相的，才藝訓練往往可以啟發和增加個人潛在能力而有助於正規教育的學習。除此之外，補習教育對子女的教育成就的影響亦顯著為正，較未受補習教育的子女

20 Teachman (1987: 548-557) 發現處除了家庭社經地位外，教育資源提供，如自己有獨立的書房、家中有參考書籍或百科全書，亦顯著影響子女的教育成就。

之教育年數高 1.44 年，<sup>21</sup> 這個結果亦顯示台灣地區一切以考試為升學管道的制度造就了補習教育的盛行，而補習教育的結果確實對考試有效。<sup>22</sup>

在加入家庭教育資源的變數後，與表 5 第 1 欄的結果相比較，可發現家庭背景因素對個人教育成就的估計參數都變得較小，表示在未加入家庭教育資源的因素時，家庭背景因素對教育成就的影響，有高估 (overestimate) 的現象。因加入家庭教育資源變數可以抽離家庭背景因素中 (如父母教育程度、家庭社經地位) 所隱含的資源效果。除此之外，分析家庭教育資源與家庭背景因素的解釋能力時，可發現家庭教育資源的解釋能力占 7%，而其他家庭背景因素的解釋能力則占 93%。

除了家庭背景和教育資源變數外，根據人力資本理論個人特徵也是一項影響教育成就的重要因素。若再加入個人特徵變數對教育成就的影響效果，如表 5 第 3 欄所示，在個人特徵方面，於就學期間曾經工讀者或就學期間曾經獲得獎學金 (包括學業優異獎學金與清寒獎學金)，其估計係數均為顯著正值。表示個性較為獨立或求學成績較為優秀者，能力相對較強，教育成就相對亦較高，符合人力資本理論的預期結果。另外在孝道觀念及光耀家門觀念的個人價值觀念上，估計結果顯著為負，表示較重視此兩種傳統觀念者之教育成就反而較低，較可能的原因是因為重視這兩種觀念者，在個人的特徵上相對較具服從性的心態或缺乏自主性，為父母或家族願意犧牲自己，而選擇非按自己真正的興趣與性向發展，因此在求學與教育上的成就相對較易居於劣勢。

在分別加入家庭教育資源與個人特徵因素後，家庭背景變數仍然維持相同的顯著性，且所加入的家庭教育資源與個人特徵變數亦均顯著。一方面表示家庭背景、家庭教育資源與個人特徵均為共同影響個人教育成就的重要變

---

21 黃芳玫、賴慧穎與吳齊殷 (2005: 1-32) 研究補習教育對國中升學的影響發現補習對學生在國中繼續升學高中有顯著正的影響，但不必然補習要愈多才考得上較佳的高中。

22 若將迴歸模型中的補習教育區分為校內輔導，校外補習及家教，則三者的估計係數均為正，除家教不顯著外，校內輔導與校外補習均顯著為正，而其中又以參與校外補習對子女的教育年數之影響效果最大。

數；另一方面表示此三種變數之間並無共線性的疑慮。<sup>23</sup>

另外，考慮男、女教育成就影響的因素效果可能不同，故進一步區分男、女兩組樣本。比較男性與女性樣本在個人特徵、家庭教育資源與家庭背景因素上對個人教育成就的影響，由表 5 第 4 與第 5 欄的結果發現不論男性或女性樣本，解釋變數的顯著性均大致相同，惟其效果有大小之別。在個人特徵方面，求學期間曾經工讀與曾經獲得學業優異獎學金，對女性的教育成就效果較大。<sup>24</sup> 在家庭教育資源方面，對女性教育成就的影響效果亦均大於男性。在傳統重男輕女觀念下，女性教育資源的取得相對少於男性，故在其他情況不變下，增加對女性的家庭教育資源將有較大效果。在家庭背景方面，父母親的教育程度不論對兒子或女兒，均顯著為正，但相對而言，兒子的教育成就受父親教育程度高低的影響較大，而女兒的教育成就則受母親教育程度高低的影響較大，這個結果亦與 Heltberg and Johannesen (2002: 2-4) 的研究相似，父親通常是兒子模仿的模範 (role model)，而母親則是女兒模仿的模範。另外，父親的職業對女兒教育成就的影響大於對兒子教育成就的影響，若父親的職業代表家庭恆常所得及社經地位，則隱含女性在家境較優渥的情況下較具優勢。惟若父親從事公職則對兒子的影響效果較大，而母親若在外工作，不論對兒子或女兒的教育成就均有不利影響，但對女兒的效果則會大於兒子。

在手足效果方面，家庭中子女個數愈多，對子女的教育成就會有不利的影響，但對女兒教育成就的負面效果略大於對兒子的效果。在排序方面，對兒子而言，愈晚出生，其教育成就也愈高，但對女兒而言，則效果並不顯著。<sup>25</sup> 除此之外，在省籍與城鄉方面，由表 5 的結果發現，在控制其他變數之下男性在省籍間的教育成就差異高於女性，而女性在城鄉間的教育成就差異則高

---

23 若變數間存在共線性，則可能易造成變數估計結果的不顯著。另外，經由相關係數的檢測，發現除了父親教育年數與母親教育年數，及子女個數與排序，其相關係數達 0.6 外，其餘家庭背景變數間相關係數均小於 0.3，表示並不存在變數相關性的問題。

24 Dynarski (2005: 1-63)、Angrist and Lavy (2002: 1-40) 與 Angrist, Lang, and Oreopoulos (2006: 1-61) 均發現學業的獎勵或優惠制度，女性比男性有更顯著的效果。

25 此結果亦印證一句台灣民間諺語：么兒較有奶喝。

表 5 教育成就迴歸估計結果

變數名稱	全體樣本	全體樣本	全體樣本	男性樣本	女性樣本
個人特徵因素：					
工讀			1.199*** (0.115)	0.921*** (0.160)	1.370*** (0.165)
學業優異獎學金			2.164*** (0.154)	1.983*** (0.223)	2.258*** (0.210)
清寒獎學金			1.824*** (0.357)	2.207*** (0.521)	1.299*** (0.483)
孝道觀念			-0.213*** (0.044)	-0.158*** (0.061)	-0.244*** (0.062)
光耀家門觀念			-0.089** (0.044)	-0.070 (0.063)	-0.083 (0.061)
家庭教育資源：					
才藝訓練		1.210*** (0.162)	0.875*** (0.155)	0.584** (0.238)	0.910*** (0.202)
補習輔導		1.439*** (0.132)	1.300*** (0.126)	1.271*** (0.169)	1.332*** (0.185)
學業獎勵		1.236*** (0.217)	1.203*** (0.206)	0.842*** (0.306)	1.355*** (0.276)
家庭遷移		-0.111 (0.240)	-0.116 (0.227)	-0.035 (0.310)	-0.132 (0.328)
家庭背景因素：					
父親教育年數	0.236*** (0.017)	0.202*** (0.017)	0.176*** (0.016)	0.183*** (0.023)	0.163*** (0.021)
母親教育年數	0.159*** (0.020)	0.122*** (0.019)	0.115*** (0.018)	0.093*** (0.026)	0.145*** (0.025)
父親職業					
專門技術人員	0.637*** (0.304)	0.384 (0.295)	0.355 (0.281)	-0.144 (0.400)	0.951*** (0.389)
行政及主管人員	2.117*** (0.271)	1.873*** (0.263)	1.864*** (0.250)	1.732*** (0.346)	2.058*** (0.356)
監督及佐理人員	0.955*** (0.282)	0.802*** (0.273)	0.936*** (0.259)	0.664* (0.372)	1.306*** (0.356)
銷售工作者	1.630*** (0.182)	1.416*** (0.177)	1.446*** (0.168)	1.239*** (0.242)	1.628*** (0.230)
服務工作人員	0.579*** (0.276)	0.542** (0.268)	0.479** (0.254)	-0.170 (0.370)	1.026*** (0.344)



生產操作體力工	0.847*** (0.155)	0.772*** (0.150)	0.705*** (0.142)	0.506** (0.203)	0.886*** (0.196)
父親從事公職	0.596*** (0.196)	0.566*** (0.190)	0.485*** (0.180)	0.920*** (0.255)	0.079 (0.252)
母親就業	-0.258*** (0.106)	-0.242** (0.105)	-0.225** (0.105)	-0.171** (0.085)	-0.279*** (0.144)
單親家庭	-0.154 (0.184)	-0.123 (0.155)	-0.104 (0.168)	-0.275 (0.242)	-0.089 (0.263)
手足結構					
子女個數	-0.136*** (0.034)	-0.109*** (0.033)	-0.110*** (0.032)	-0.094** (0.049)	-0.119*** (0.041)
排序	0.217*** (0.083)	0.142** (0.080)	0.163** (0.076)	0.182** (0.08)	0.121 (0.111)
排序平方	-0.007*** (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.006 (0.011)	-0.009 (0.013)
性別	-1.297*** (0.107)	-1.341*** (0.104)	-1.338*** (0.099)		
省籍	-0.609*** (0.219)	-0.511*** (0.212)	-0.494*** (0.201)	-0.580** (0.291)	-0.430 (0.274)
城鄉	-0.529*** (0.116)	-0.402*** (0.113)	-0.372*** (0.107)	-0.034 (0.155)	-0.643*** (0.146)
世代效果：					
中壯年	2.275*** (0.137)	2.140*** (0.133)	1.870*** (0.127)	1.409*** (0.188)	2.238*** (0.170)
青年	3.558*** (0.158)	3.441*** (0.154)	2.828*** (0.151)	2.184*** (0.215)	3.486*** (0.210)
常數	7.254*** (0.330)	6.870*** (0.321)	7.754*** (0.363)	8.017*** (0.523)	6.135*** (0.491)
樣本數	3585	3575	3570	1725	1845
Adj-F2	0.5277	0.5584	0.6033	0.5003	0.6626
F 值	236.54	215.79	209.75	70.03	145.87
解釋能力					
個人特徵因素			10.81%	8.53%	11.71%
家庭教育資源		6.99%	6.99%	4.37%	9.25%
家庭背景因素		93.01%	82.10%	87.10%	79.04%

註：括號中為標準差，\* 表示 10%、\*\* 表示 5%、\*\*\* 表示 1%統計檢定顯著水準。

於男性。代表傳統重男輕女觀念雖不因省籍有不同惟以外省籍較濃，而鄉村則尤有過之。

比較表 5 的結果可以發現，若未考量家庭教育資源與個人特徵，將高估家庭教育背景因素對個人教育成就的影響及其解釋能力。由表 5 的估計結果可發現，對個人教育成就的解釋能力，個人特徵占 10.81%，家庭教育資源占 6.99%，而家庭背景因素則占 82.1%。

由表 5 之教育成就的估計結果我們發現，不同世代之教育成就存在相當顯著的差異。然而，即使在相同世代樣本下，父親的教育程度對個人教育成就的影響可能亦不相同，更進一步來說，即使父親教育程度相同，但因父親所受的教育內涵的不同也可能會影響子女的教育成就。<sup>26</sup> 例如在中壯年世代樣本，他們的父母親是本省籍或是外省籍所受的教育內涵可能完全不同，本省籍受的是日本教育，外省籍是中國教育，即使兩組樣本的父親教育程度相同，如皆是小學畢業，但因父親所受教育強調的內涵不同對子女教育成就的影響亦可能有所差異。為釐清此一疑慮，本文另加入父親教育年數與省籍的交叉項，探討父親所受之教育內涵的不同對子女教育成就的影響是否有異；除此之外，我們亦針對不同世代的樣本分別進行處理，觀察在不同世代之下，不同省籍之父親教育程度對子女教育成就的影響，估計結果列於表 6。

如表 6 第 1 欄所示，省籍的估計結果顯著為負 (-1.6052)，表示本省籍的教育成就較外省籍教育成就低 1.6 年，這是因為外省族群過去曾遭遇戰亂的經驗，較重視可以移動的人力資本投資，所以在本質上外省籍子女的教育成就相對較高；而父親教育年數與省籍的交叉項則顯著為正 (0.127)，表示若父親在相同教育程度之下，本省籍受日式教育的父親對子女教育成就的發展的效果較大，且若父親的教育程度為大學以上者，更可以弭平本質上外省籍子女的教育成就高於本省籍子女的教育成就之差異。這種現象在中壯年世代特別明顯，如表 6 第 3 欄所示。我們進一步觀察中壯年世代的資料可發現，父親教育程度在大學以下者，外省籍子女的教育年數 (12.84 年) 高於本省籍

---

26 感謝一位匿名評審指出父親所受之教育內涵 (中式教育或日式教育) 對子女教育成就可能有不同的影響。

表 6 不同省籍父親教育程度對子女教育成就的影響

	總樣本	老年世代	中壯年世代	青年世代
父親教育年數	0.0648** (2.00)	0.2513*** (3.08)	-0.0100 (-0.19)	0.0407 (1.03)
母親教育年數	0.1167*** (6.44)	0.2052*** (5.11)	0.1126*** (3.51)	0.0848*** (3.93)
省籍	-1.6052*** (-4.50)	-0.4311 (-0.49)	-2.1547*** (-3.93)	-0.5796 (-1.26)
父親教育年數*省籍	0.1270*** (3.82)	-0.0089 (-0.11)	0.1477*** (2.74)	0.0724 (1.46)

註：1. 括號中為標準差，\* 表示 10%、\*\* 表示 5%、\*\*\* 表示 1% 統計檢定顯著水準。

2. 其他控制變數則與表 5 相同。

子女的教育年數 (9.18 年)，但父親教育程度為大學以上者，本省籍父親之子女的教育成就 (14.26 年) 不但追上甚至高於外省籍父親之子女的教育成就 (14.01 年)。推究其可能原因為日據時代時的日式教育，殖民地政府注重教育，且在皇民化的政策下，規範台灣人民必須就讀專長與醫學、教育相關的科系，而這類專業的科系通常必須接受至少大學以上的教育年數，故相對也提高受日式教育之本省籍父親對子女教育成就的重視。至於青年世代與老年世代中，父親的省籍或父親受教育的內涵對子女的教育成就則皆無顯著的影響。這是因為老年世代之樣本的父親相對年齡也較大，因此老年世代樣本的父親幾乎都是受日本教育，而青年世代樣本的父親相對年齡則較輕，所以青年世代樣本的父親則皆是受台灣教育。因這兩世代中父親的教育內容並無不同，故父親教育年數與省籍的交叉項係數並不顯著。

## 2. 教育成就的敏感性分析

為了進一步確認實證估計結果的頑強性 (robustness)，我們考慮幾個不同的方向進行敏感性分析，相關結果列於表 7。首先考慮父母親教育年數的影響可能為非線性，故加入父母親教育年數的平方項，由表 7 第 1 欄的結果發現父親教育年數對其子女教育成就的影響，一次項仍顯著為正，但平方項則顯著為負，表示隨著父親的教育年數增加，子女的教育年數也增加，但是這

表 7 敏感性分析估計結果

變數名稱	基本模型 估計結果	父親職業別細分類 估計結果	以出生年取代 世代變數估計結果
父親教育年數	0.364*** (0.029)	0.354*** (0.029)	0.332*** (0.029)
父親教育年數平方	-0.014*** (0.002)	-0.014*** (0.002)	-0.013*** (0.002)
母親教育年數	0.145*** (0.038)	0.137*** (0.038)	0.134*** (0.038)
母親教育年數平方	-0.003 (0.004)	-0.003 (0.004)	-0.003 (0.003)
父親教育層級			
國小	1.689*** (0.135)	1.637*** (0.136)	1.526*** (0.135)
國中	2.118*** (0.213)	2.006*** (0.215)	1.967*** (0.212)
高中職	2.127*** (0.237)	2.013*** (0.243)	1.877*** (0.236)
專科	2.364*** (0.427)	2.272*** (0.441)	2.183*** (0.424)
大學以上	1.863*** (0.350)	1.698*** (0.363)	1.750*** (0.348)
母親教育層級			
國小	0.788*** (0.136)	0.745*** (0.137)	0.715*** (0.135)
國中	0.891*** (0.258)	0.810*** (0.262)	0.884*** (0.257)
高中職	1.396*** (0.309)	1.358*** (0.313)	1.228*** (0.309)
專科	1.241** (0.654)	1.039 (0.665)	1.040 (0.651)
大學以上	2.032*** (0.711)	1.914*** (0.717)	1.753*** (0.706)
子女個數	-0.049 (0.031)	-0.049 (0.031)	-0.045 (0.031)
兄(有=1)	0.109 (0.114)	0.104 (0.114)	0.094 (0.113)
弟(有=1)	0.000 (0.117)	-0.006 (0.117)	-0.001 (0.116)
姐(有=1)	0.424*** (0.113)	0.420*** (0.114)	0.358*** (0.112)
妹(有=1)	-0.107 (0.114)	-0.092 (0.115)	-0.100 (0.113)
兄個數	-0.021 (0.045)	-0.013 (0.045)	-0.027 (0.045)
弟個數	-0.105** (0.048)	-0.096** (0.048)	-0.098** (0.047)
姐個數	0.120*** (0.042)	0.110*** (0.042)	0.102** (0.041)
妹個數	-0.126*** (0.043)	-0.128*** (0.043)	-0.109** (0.043)

註：括號中為標準差，\* 表示 10%、\*\* 表示 5%、\*\*\* 表示 1% 統計檢定顯著水準。

個效果並非固定而是隨著父親的教育年數增加而遞減，而母親的教育年數對子女教育年數的影響亦顯著為正，而平方項雖仍為負，但並不顯著。另除教育年數外，父母教育階層的影響效果亦可能不同，我們另考慮以父母的教育階層取代教育年數，所得的結果亦大致相同，即父母親的教育程度愈高，對子女教育成就的影響愈大。

在教育成就的手足效果方面，如表 5 所示的結果教育成就與子女排序呈正向關係，表示愈晚出生的子女，教育成就相對較佳，但若僅以排序與排序平方估計教育成就的手足效果，只能看出子女在家中的排行對其教育成就的影響而無法確知不同性別排序組合是否亦有不同影響，因此本文另外採用是否有兄、弟、姐、妹的虛擬變數或擁有兄、弟、姐、妹個數為變數以估計手足結構對教育成就的影響。由表 7 第 1 欄的估計結果發現有姐姐時，估計參數顯著為正 (0.42)，且每增加一個姐姐，教育年數則增加 0.12 年。表示有姐姐者，其教育成就會相對較高，這是因為過去台灣地區在家庭預算限制下，出生排序較前面的女性，常需犧牲自己的婚姻與教育機會，提早工作或延後結婚，以減輕家中負擔，將家中資源留給弟妹使用，因此有助於弟妹個人的教育成就，此結果和 Parish and Willis (1993: 863-898) 的研究發現相同。而有哥哥時，估計參數雖仍為正，但並不顯著，這個似乎也顯示了台灣地區早期父母對子女人力資本的投資有重男輕女現象，特別是長男。

除此之外，父親職業原依一位數分類區分為 7 種，所反映的社會經濟地位可能並不够精確，因此本文亦考慮以二位數職業分類將父親的職業加以細分為 76 種，所得結果如表 7 第 2 欄所示。另一方面，採取出生世代虛擬變數的目的在於控制因世代不同而造成的總體環境差異。惟因世代變數與政策變數可能高度相關，如青年世代變數與政策變數具有高度正相關 (0.793)，而老年世代變數與政策變數具高度負相關 (-0.679)。雖然不至於出現線性重和的問題，但高度相關則有可能會造成估計結果的偏誤和不顯著。本文在估計過程中，比較在加入與未加入世代虛擬變數時的估計結果，發現兩者之間對解釋變數的估計參數差異極小，表示雖然部分世代變數與政策變數具高度相關性，但此相關性並不影響政策變數的顯著性與本文估計的結果。但為求慎重本文另將世代的大分類改為依樣本的出生年為虛擬時間變數，估計結果如表

7 第 3 欄所示。由表 7 的第 2、3 欄的結果發現，不論是採父親職業的細分類或是依樣本出生年的細分類為控制變數，父母教育程度與手足因素對教育成就的影響，顯著性均相同，且效果大小並無太大的差異。<sup>27</sup>

由本小節的敏感性分析結果支持家庭背景、家庭教育資源、個人特徵為影響個人教育成就的重要解釋變數，而忽略個人特徵將高估家庭背景對個人教育成就的影響。

### 3. 九年義務教育政策評析

在控制個人特徵、家庭教育資源與家庭背景因素後，教育成就於性別、省籍、城鄉與政策上的差異，由表 5 的估計結果發現均為顯著，顯示男性的教育成就比女性高出 1.34 年，表示在台灣地區家庭中對子女的教育成就上明顯存在性別差異；在省籍方面，外省籍者其教育成就相對比本省籍高出 0.49 年；至於在城鄉方面的差異，居住在城市者則較居住在鄉村者的教育成就高出 0.37 年。

表 8 中模型 (1) 為控制個人特徵、家庭教育資源與家庭背景因素後，考慮九年國民義務教育政策的施行前後的政策影響，估計結果政策虛擬變數為顯著正值，其他控制變數估計結果和表 5 估計結果相似，因限於篇幅故未予列出。施行九年國民義務教育可增加教育年數 0.75 年。由於九年國民義務教育的施行，除了法令上要求國小畢業的學童必須就讀國中之外，在 1967 年至 1970 年間，政府於全台興建多所國中，國中數目增加 70%，為考慮政策密集度 (policy intensity)，本文另以全台當年國中學校數取代政策虛擬變數進行估計，如表 8 模型 (1') 所示，所得的結果政策密集度變數依然顯著為正。九年國民義務教育有助於國民教育水準的提昇。

九年義務教育理論上雖是在 1968 年全台灣同步實施，但是由於各地興建學校、招募師資的速度不一，各地並非同時且立即將國中學齡國民的就學率提高至 100%。因此 1968 年 12 歲前後的學童（即 1956 年前後出生的人），對

---

27 其他家庭背景、家庭教育資源與個人特徵變數估計結果亦類似，因限於篇幅未予列出，有興趣讀者可向作者索取。

表 8 義務教育政策評估

	模型(1)	模型(1')	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
性別	-1.337*** (0.099)	-1.336*** (0.099)	-1.913*** (0.132)	-1.318*** (0.099)	-1.343*** (0.099)	-0.782 (0.606)
城鄉	-0.371*** (0.107)	-0.373*** (0.107)	-0.351*** (0.106)	-0.772*** (0.137)	-0.387*** (0.107)	-1.325 (1.249)
省籍	-0.471*** (0.200)	-0.473*** (0.200)	-0.484*** (0.199)	-0.516*** (0.200)	-1.695*** (0.304)	-1.399*** (0.477)
政策	0.747*** (0.188)	0.001*** (0.000)	0.074 (0.213)	0.329 (0.208)	-0.961*** (0.371)	-1.169** (0.559)
政策*性別			1.292*** (0.196)			0.036 (0.749)
政策*城鄉				0.931*** (0.199)		1.075 (1.498)
政策*省籍					1.943*** (0.365)	1.211** (0.583)
性別*城鄉						-0.391 (1.522)
性別*省籍						-0.639 (0.637)
城鄉*省籍						1.225 (1.264)
政策*性別*城鄉						-0.513 (2.029)
政策*性別*省籍						1.053 (0.800)
政策*城鄉*省籍						-0.607 (1.525)
性別*城鄉*省籍						-0.645 (1.545)
政策*性別*城鄉*省籍						1.007 (2.071)

註：1. 每個模型均包含表 5 中的個人特徵、家庭教育資源與家庭背景變數。

2. 括號中為標準差，\* 表示 10%、\*\* 表示 5%、\*\*\* 表示 1% 統計檢定顯著水準。

3. 除模型(1') 政策變數為全台當年國中學校數量外，其餘模型均為政策虛擬變數。

九年國民義務教育政策施行效果可能有所不同，而可能造成估計的誤差。<sup>28</sup>舉例而言，1956年前幾年出生的人，可能會進入國中就讀，但政策虛擬變數卻設定為0，即沒有受義務教育影響；而1956年後幾年出生的人，政策虛擬變數雖設定為1，但卻沒有進入國中就讀。這兩部分的人，可能在政策虛擬變數的設定上出現問題，因而造成估計的誤差。但這些人的實際就學情形並無法取得，同時當時全台各地實施義務教育的客觀要件亦頗多差異，為避免此類誤差，本文另將九年國民義務教育政策施行前後五年（即將1953年至1959年出生）的樣本排除，估計的結果與原本的結果類似，表示本文以1956年前後出生的樣本為區隔估計，雖然義務教育政策施行初期其政策效果對當時學童可能有所不同，但這些學童僅只是少數並不影響全體樣本估計的義務教育政策效果。

表8中模型(2)、(3)與(4)分別為九年國民義務教育政策的施行對性別、城鄉或省籍間教育成就差異的影響。在個人特徵、家庭教育資源與家庭背景的變數方面，模型(2)、(3)與(4)的估計結果與模型(1)之基本模型亦無明顯的差異，且估計的顯著情況也均相同。由模型(2)、(3)、(4)的估計結果發現，義務教育政策的施行對性別、城鄉或省籍間教育成就差異的各別影響均非常顯著。

在義務教育政策施行前，教育成就於性別上的差異女性比男性少1.913年，而在義務教育政策施行後，性別間教育成就的差異則縮減為0.621年，模型(2)的結果顯示台灣地區男女間教育成就的差異，會因義務教育的施行而改善67.54%。

在縮減城市與鄉村的差異方面，由模型(3)的估計結果可發現，城鄉間教育成就的估計參數，在義務教育施行前鄉村較城市少0.772，而在義務教育施行後，鄉村較城市差異減少為0.159，且經檢測後未顯著異於零。表示台灣地區城市與鄉村間教育成就的差異，在九年國民義務教育施行後，兩者之間的教育成就幾無差距。

在省籍之教育成就方面，如表8之模型(4)估計結果顯示，義務教育施行

---

28 感謝一位匿名評審指出九年義務教育政策施行初期可能存在不同的政策影響效果。



前，本省人的教育成就本質上相對較外省人低 1.695 年，而在義務教育施行後，本省人的教育成就將反而較外省人的教育成就高 0.258 ( $-1.695+1.943$ ) 年，亦即義務教育政策改善本省人教育成就的效果 (1.943 年)，大於本省人本質上較外省人之教育成就低的現象 (1.695 年)。換言之，九年國民義務教育的施行補償本省人於教育上的劣勢，且將使本省人的教育成就反而高於外省人的教育成就。本省人本質上的教育劣勢我們認為主要為因中國大陸淪陷外省居民孤身來台，歷經戰亂的洗禮與遷徙，因此較重視移動性較高的人力資本，且能來台者除軍人外大部分均屬公教或商人族群，相對於子女教育的投入亦較為重視；而反觀本省居民在台灣早期農業社會時期，子女必須幫忙家中農務，對子女的教育成就相對較不重視，因而造成在義務教育政策施行前，省籍間教育成就存在相當大的本質上差異。事實上，上一節估計結果發現就相同的父親教育年數，受日式教育父親較受中式教育父親對於子女教育成就更具顯著影響。因此，一但義務教育改善本省人本質上較外省人之教育成就為低的差距，本省人教育成就反而較外省人之教育成就為高。

經由模型 (2)、(3) 與 (4) 的政策評估估計結果，我們可以發現，九年國民義務教育的施行似有助於各別改善台灣地區性別、或城鄉、或省籍間教育成就的差異。

為了確實比較義務教育政策的施行對城鄉、性別與省籍間的共同影響，有必要進一步控制性別、城鄉與省籍間的交互影響及義務教育政策對特定群體的影響效果，故本文另採用政策效果多重比較的方法進行估計，所得結果如表 8 模型 (5) 所示。

由表 8 模型 (5) 的結果發現，若考慮政策的施行同時作用在性別、城鄉與省籍之下，除省籍、政策、政策和省籍交叉項等三變數的估計結果為顯著之外，其餘皆不顯著。表示控制可能的性別、城鄉與省籍間的交互作用和政策對省籍的影響後，政策的施行對性別與城鄉之影響效果均不顯著。換言之，在控制政策對省籍的影響下，不論男或女、居住在鄉村或都市，政策的施行均無顯著改善其教育成就的差異。九年國民義務教育政策的主要效果是在改善省籍之間的教育成就本質上的差異，且政策對縮減省籍教育成就差異的效果為 1.21-1.94 年。為了進一步控制世代的總體環境，我們另外選取 1951 年

以前和 1960 年以後出生的樣本(即包含受九年義務教育影響之前 5 年出生者與受九年義務教育影響之後 5 年出生者)，即排除較具爭議的九年義務教育實施前後五年出生的樣本進行迴歸估計，亦得到相似的估計結果。<sup>29</sup>

將模型(5)與模型(2)、(3)與(4)的結果相比較，我們發現對單一特定組群(性別、城鄉或省籍)，九年國民義務教育的施行均有助於教育成就的改善。若考慮同時作用在不同群體的交互作用時，則九年國民義務教育政策僅對省籍的教育成就有顯著的改善效果。此結果表示台灣地區性別與城鄉間教育成就差異的改善，並不是因為義務教育政策施行的效果，而是因為義務教育政策的施行，有效的降低了省籍間教育成就的差異，進而使性別與城鄉間教育成就的差異亦局部獲得改善。另外，性別教育成就的差異也可能受到傳統重男輕女觀念的改變和子女個數減少而改善；城鄉間的教育成就差異也可能受到經濟發展與所得普遍提高而獲得改善。

## 陸、結論

本文採用「華人家庭動態資料庫」(PSFD) 研究台灣地區個人特徵與家庭環境因素對教育成就的影響，並進一步探討九年國民義務教育的施行對性別、城鄉與省籍間教育成就差異的影響效果。

實證的結果顯示，個人特徵與家庭環境因素對教育成就具有顯著的影響效果。總而言之，在個人特徵方面，求學期間曾經半工半讀或曾獲取獎學金者，因較具獨立性格與個人能力故其教育成就相對較高，而重視孝道與光耀門楣觀念者，因缺乏自主性較易放棄個人理想致使其教育成就相對較低。在家庭環境因素方面：(1)父母的教育程度愈高，則子女教育成就相對亦愈高，且來自父親的效果大於來自母親的效果。(2)父親的職業身份象徵家庭社經地位與家庭恆常所得，亦影響子女的教育成就，其中又以父親為行政及主管人員，子女的教育成就相對最高，若父親從事公職，其子女的教育成就亦較高。(3)母親在外工作相對在家照料子女時間減少對子女的教育成就有顯著的負面

---

29 限於篇幅未予列出，有興趣讀者可向作者索取。

影響。(4)才藝訓練、補習教育及對子女學業表現的獎勵，對子女的教育成就亦有正面的影響效果。(5)家庭中子女的人數愈多，因個人在教育資源上的分配也愈少，故教育成就也愈低，且手足結構效果顯示排序較前的姐姐通常會犧牲自己成全弟、妹的教育成就。(6)控制其他因素不變下，台灣地區仍存在顯著的性別、省籍、城鄉間的教育成就差異，女性、本省籍、居住鄉村者的教育成就較低。(7)個人的教育成就隨世代的年輕化而提升，愈年輕的世代，其教育成就也愈高。

除此之外，本文的另一個重點在探討九年國民義務教育政策的施行對性別、城鄉與省籍間教育成就差異的影響效果。實證的結果發現，義務教育政策的施行對各別改善性別、城鄉或省籍間教育成就差異均有顯著正面影響。然而在考量並控制性別、城鄉與省籍間之交互影響下，進一步發現義務教育政策的施行效果主要是體現在省籍教育成就差異本質上的改善。換言之，台灣地區性別與城鄉間教育成就差異的改善，主要並不是因為義務教育政策施行的結果，而是因為義務教育政策的施行，有效的降低了省籍間教育成就的差異，進而使性別與城鄉間教育成就的差異亦獲得局部改善。之所以有這樣的結果，我們認為因中國大陸淪陷外省居民孤身來台，歷經戰亂的洗禮與遷徙，因此較重視移動性較高的人力資本，且能來台者除軍人外大部分均屬公教或商人族群，相對於子女教育的投入亦較為重視；而本省居民在台灣早期農業社會時期，子女必須幫忙家中農務，對子女的教育成就相對較不重視，因而造成在義務教育政策施行前，省籍間教育成就存在相當大的本質上差異。資料顯示(參見表 4)義務教育政策施行前教育成就的差異最大為省籍(5.1 年)，其次為性別(4.44 年)、城鄉(2.13 年)。九年國民義務教育政策的施行，乃是普遍性並未針對特定群體而設計，對及齡學童一律強制必須就讀小學與國中，使省籍間本質上的教育成就差異因而獲致改善。

惟值得一提的是，當父親教育年數相同時，受日式教育父親較受中式教育父親對子女教育成就更具顯著影響，此應和日本殖民政府對台的普遍皇民化政策及限制僅能就讀醫學與教育相關專長的教育政策有關。估計結果顯示同樣大學教育程度，受日式教育父親其子女的教育成就將較受中式教育父親的子女的教育成就為高。

另外，男女和城鄉間教育成就差異尙會因受經濟發展、所得普遍提高、生育率下降與傳統重男輕女觀念等的改變而獲得改善，故純粹因義務教育政策的影響也會較為有限。

## 參考資料

陳建良

- 2002 〈手足組成、出生序與教育年數——以台灣家庭為對象的實證分析〉，第六屆經濟發展學術研討會。台北：國立台北大學。2002年5月11日。

陳婉琪

- 2005 〈族群、性別與階級：再探教育成就的省籍差異〉，《臺灣社會學》10: 1-39。

黃芳玫

- 2001 〈九年國民義務教育之回顧與其教育面、經濟面之影響〉，《臺灣經濟預測與政策》31(2): 91-118。

黃芳玫、賴慧穎、吳齊殷

- 2005 〈家庭背景與個人特性對國中學生教育成就的影響——追蹤調查資料之研究〉，2005年勞動經濟學學術研討會。中壢：中央大學。2005年5月7日。

華人家庭研究計畫

- 1999, 2000, 2003 〈華人家庭動態資料庫〉。台北：中央研究院人文社會科學研究中心。

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、省籍和城鄉差異〉，《經濟論文叢刊》30(1): 113-147。

Aakvik, A., K. G. Salvanes, and I. K. Vaage

- 2005 "Educational Attainment and Family Background," *German Economic Review* 6(3): 377-394.

Angrist, J. D. and A. B. Krueger

- 1991 "Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings?" *Quarterly Journal of Economics* 106(4): 979-1014.  
1992 "The Effect of Age at School Entry on Educational Attainment: An Application of Instrumental Variables with Moments from Two Samples," *Journal of the American Statistical Association* 87(418): 328-336.

Angrist, J. D. and V. Lavy

- 2002 "The Effect of High School Matriculation Awards: Evidence from Randomized Trials," NBER Working Paper No. 9389. Cambridge, New York: NBER.

Angrist, J. D., D. Lang, and P. Oreopoulos

- 2006 "Lead Them to Water and Pay Them to Drink: An Experiment with Services and Incentives," NBER Working Paper No. 12790. Cambridge, New York: NBER.

- Aughinbaugh, A. and M. Gittleman  
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(2): 416-440.
- Barro, R. J. and J. W. Lee  
1993 "International Comparisons of Educational Attainment," *Journal of Monetary Economics* 32: 363-394.
- Becker, G. S.  
1964 *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. Cambridge, New York: NBER.
- Becker, G. S. and N. Tomes  
1986 "Human Capital and the Rise and Fall of Families," *Journal of Labor Economics* 4: S1-S39.
- Behrman, J. R.  
1999 "Labor Markets in Developing Countries," in Orley Ashenfelter and David Card (eds.), *Handbook of Labor Economics* Vol. 3B. Amsterdam: Elsevier.
- Behrman, J. R. and B. L. Wolfe  
1984 "The Socioeconomic Impact of Schooling in a Developing," *Review of Economics and Statistics* 66(2): 296-303.
- Benhabib, J. and M. M. Spiegel  
1994 "The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-country Data," *Journal of Monetary Economics* 34(2): 143-173.
- Birdsall, N.  
1991 "Birth Order Effect and Time Allocation," *Research in Population Economics* 7: 191-213.
- Bowles, S.  
1972 "Schooling and Inequality from Generation to Generation," *Journal of Political Economy* 80: S219-S251.
- Butcher, K. F. and A. Case  
1994 "The Effect of Sibling Sex Composition on Women's Education and Earnings," *Quarterly Journal of Economics* 109: 531-563.
- Card, D.  
1999 "The Causal Effect of Education on Earnings," in Orley Ashenfelter and David Card (eds.), *Handbook of Labor Economics* Vol. 3A. Amsterdam: Elsevier.
- Chin, M. M. and K. S. Newman  
2002 *High Stakes: Time Poverty, Testing and the Children of the Working Poor*. New York: The Foundation for Child Development.
- Chu, C. Y., R. S. Tsay, and R. R. Yu  
2005 "Intergenerational Transmission of Sex-specific Differential Treatments: The Allocation of Education Resources among Siblings," 2005 Conference on

- Panel Study of Family Dynamics, Institute of Economics. (26-27 February 2005, Academia Sinica).
- Chu, C. Y., Y. Xie, and R. R. Yu  
2005 "Effects of Sibship Structure Revisited: Evidence from Intra-Family Resource Transfer in Taiwan," 2005 Conference on Panel Study of Family Dynamics, Institute of Economics. (26-27 February 2005, Academia Sinica).
- Cruz, L. M. and M. J. Moreira  
2005 "On the Validity of Econometric Techniques with Weak Instruments: Inference on Returns to Education Using Compulsory School Attendance Laws," *Journal of Human Resources* 40(2): 393-410.
- Datcher, L.  
1982 "Effects of Community and Family Background on Achievement," *Review of Economics and Statistics* 64(1): 32-41.
- De-Fraja, G. and P. Landeras  
2006 "Could Do Better: The Effectiveness of Incentives and Competition in Schools," *Journal of Public Economics* 90(1-2): 189-213.
- 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.
- Dynarski, S.  
2005 "Building the Stock of College-Educated Labor," NBER Working Paper No. 11604. Cambridge, New York: NBER.
- Elliott, B. and M. P. M. Richards  
1991 "Children and Divorce: Educational Performance and Behaviour before and after Parental Separation," *International Journal of Law, Policy and the Family* 5(3): 258-276.
- Ermisch, J. F. and M. Francesconi  
2001 "Family Matters: Impacts of Family Background on Educational Attainments," *Economica* 68: 137-156.
- Greenhalgh, S.  
1985 "Sexual Stratification in East Asia: The Other Side of Growth with Equity in East Asia," *Population and Development Review* 11(2): 265-314.
- Gregg, P. and S. Machin  
2000 "Child Development and Success or Failure in the Youth Labour Market," in Blanchflower, David G. and Richard B. Freeman (eds.), *Youth Employment and Joblessness in Advanced Countries*, 2000, NBER Comparative Labor Market Series. Chicago and London: University of Chicago Press.
- Hauser, R. M. and H. D. Kuo  
1998 "Does the Gender Composition of Sibling Affects Women's Educational Attainments?" *Journal of Human Resources* 33: 644-657.

- Hauser, R. M., J. R. Warren, M. H. Huang, and W. Y. Carter  
1996 "Occupational Status, Education, and Social Mobility in the Meritocracy," CDE Working Paper No. 96-18. Center for Demography and Ecology, University of Wisconsin-Madison.
- 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.
- Heltberg, R. and N. Johannesen  
2002 "How Parental Education Affects Child Human Capital: Evidence from Mozambique," Discussion Paper. Institute of Economics, University of Copenhagen.
- Hill, M. and G. J. Duncan  
1987 "Parental Family Income and the Socioeconomic Attainment of Children," *Social Science Research* 16(1): 39-73.
- Huang, F. M.  
2000 "The Impact of Childhood Events on Educational Achievement: A Sibling Study," *Taiwan Economic Review* 28(4): 425-450.
- Leibowitz, A.  
1974 "Home Investments in Children," *Journal of Political Economy* 82(8): 111-131.
- Lillard, L. A. and R. J. Willis  
1994 "Intergenerational Educational Mobility, Effects of Family and State in Malaysia," *Journal of Human Resources* 29: 1126-1166.
- Liu, J. T., J. Hammitt, and C. J. Lin  
2000 "Family Background and Returns to Schooling in Taiwan," *Economics of Education Review* 19: 113-125.
- Lleras-Muney, A.  
2003 "Were Compulsory and Child Labor Laws Effective? An Analysis from 1915 to 1939," *Journal of Law and Economics* 45(2): 401-435.
- Lucas, R. E., Jr.  
1988 "On the Mechanics of Economic Development," *Journal of Monetary Economics* 22: 3-42.
- Maitra, P.  
2003 "Schooling and Educational Attainment: Evidence from Bangladesh," *Education Economics* 11(2): 129-153.
- McLanahan, S. and G. Sandefur  
1994 *Growing Up with a Single Parent: What Hurts, What Helps*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- McIntosh, S.  
2001 "The Demand for Post-compulsory Education in Four European Countries," *Education Economics* 9(1): 69-90.

- Meyer, B. D.  
1995 "Natural and Quasi-Experiment in Economics," *Journal of Business and Economic Statistics* 13(2): 151-161.
- Parish, W. L. and R. J. Willis  
1993 "Daughters, Education, and Family Budgets: Taiwan Experiences," *Journal of Human Resources* 28(4): 863-898.
- Patrinos, H. A. and C. Sakellariou  
2005 "Schooling and Labor Market Impacts of a Natural Policy Experiment," *Labour* 19(4): 705-719.
- Plug, E. and W. T. Vijverberg  
2003 "Schooling, Family Background and Adoption: Is It Nature or Nurture?" *Journal of Political Economy* 111: 611-641.
- Prior, W. and S. Mellor  
2002 "The Role of Schools in the Enhancement of Social Tolerance and Cohesion : A Case Study Research Project in the Pacific Region," Paper presented at the Australian Association for Research in Education Conference. (1-5 December 2002, Brisbane, Australia).
- Sakellariou, C.  
2006 "Education Policy Reform, Local Average Treatment Effect and Returns to Schooling from Instrumental Variables in the Philippines," *Applied Economics* 38(4): 473-481.
- Shultz, T. W.  
1961 "Investment in Human Capital," *American Economic Review* 51: 1-17.
- Steelman, L. C. and B. Powell  
1991 "Parental Willingness to Pay for Higher Education," *American Journal of Sociology* 96(6): 1505-1529.
- Teachman, J. D.  
1987 "Family Background, Educational Resources, and Educational Attainment," *American Sociological Review* 52(4): 548-557.
- Tsai, S. L., H. Gates, and H. Y. Chiu  
1994 "Schooling Taiwan's Women: Educational Attainment in the Mid-Twentieth Century," *Sociology of Education* 67(4): 243-263.
- Wang, H. Z.  
2001 "Ethicized Social Mobility in Taiwan: Mobility Patterns among Owners of Small and Medium-Scale Businesspeople," *Modern China* 27(3): 328-358.
- Wei, X., M. C. Tsang, W. Xu, and L. K. Chen  
1999 "Education and Earnings in Rural China," *Education Economics* 7(2): 167-187.



# Educational Achievement and the Evaluation of the Nine-year Compulsory Education Policy: The Case of Taiwan

Yih-chyi Chuang

Professor

Department of Economics,  
National Chengchi University

Wei-wen Lai

Doctoral Student

Department of Economics,  
National Chengchi University

## ABSTRACT

Using data from Taiwan's Panel Study of Family Dynamics (PSFD), this paper investigates the effect of personal characteristics and family background factors on educational achievement and evaluates the Nine-year Compulsory Education policy implemented in 1968. We find that family background and personal characteristics are important factors that affect an individual's educational achievement. Without controlling for personal characteristics, the estimated effect of family background on educational achievement will bias upwards. After controlling for personal characteristics and family background, we also find that the implementation of the Nine-year Compulsory Education policy significantly closed the educational gap across gender, region, and ethnic groups, respectively. However, careful examination of multiple comparisons by allowing for interactions between different groups shows that the effect of the Nine-year Compulsory Education policy has mainly closed the educational gap between Taiwanese and mainland Chinese.

**Key Words:** Nine-year Compulsory Education, educational achievement, policy evaluation