

人口學刊  
第 34 期，2007 年 6 月，頁 109-143  
Journal of Population Studies  
No. 34, June 2007, pp. 109-143

## 家庭背景與教育成就： 五個出生世代的比較分析

吳慧瑛\*

---

\* 中國文化大學經濟系副教授，e-mail hwu@faculty.pccu.edu.tw。作者感謝匿名審查人與編輯委員之指正與寶貴意見。

收稿日期：2006/07/11；接受刊登：2007/06/05

## 中文摘要

本文使用「華人家庭動態調查資料」，探討在不同的經濟發展階段之下的五個出生世代（1930-39、1940-49、1950-59、1960-69、以及 1970-79），家庭背景對個人教育成就的影響。文中發現對出生於 1930-39、1940-49、以及 1950-59 的世代而言，性別是影響個人的教育成就最重要的變數，其次為家庭社經地位（以父母親教育年數與父親職業為代表）。到了 1960-69 與 1970-79 的出生世代，家庭社經地位對個人教育成就的影響已高於性別的影響。雖然家庭社經地位一直是解釋個人教育成就的重要變數，但其解釋能力卻是逐代下降。此外，手足人數之負向影響，以 1950-59 與 1960-69 出生世代最為顯著。出生序則隨台灣的經濟發展階段而對個人教育成就有不同的影響。一般而言，手足人數與出生序，對女性有較大的影響。再者，姊姊有助於個人教育成就的現象主要存在於 1940-49 之前的出生世代，對於 1950-59 以後的出生世代，不管是哥哥、姊姊、弟弟、或妹妹皆扮演家中資源競爭者的角色。最後，控制其他家庭背景因素解釋變數後，族群差異主要存在於 1940-49 與 1950-59 的出生世代，其後差異已不顯著。

**關鍵詞：**家庭社經地位、教育成就、族群差異、性別差異、出生序

## 壹、前言

教育為人力資本投資中最重要的一項，關鍵著一個國家的經濟是否能持續成長。從個人角度來看，教育程度的高低不只關係著一個人的所得收入，同時也是社會地位的表徵。因此，教育的相關議題，備受政府與社會大眾的關注。許多學者已指出家庭是人力資本投資的核心決策單位（Becker 1981; Becker and Tomes 1986）。而父母對子女的人力資本投資行為，更影響著下一代的所得分配與社會流動（Bowles 1972）。因此，研究家庭背景因素如何影響個人的教育成就可說是一項重要工程。

決定個人教育成就高低的因素，可分為家庭與非家庭因素。家庭因素包含遺傳基因與家庭環境（即本文之家庭背景）兩類變數（Taubman 1976）。<sup>1</sup>雖然個人能力受到遺傳基因之影響，但其養成亦與幼年及求學期間的家庭背景密切相關。常見家庭環境變數包括家庭的社經地位（social economic status, SES）、性別、兄弟姊妹人數、年齡與性別組成、出生序（birth order）、族群、未成年時的居住地等變數（Butcher and Case 1994; Greenhalgh 1985; Hauser and Kuo 1998; Haveman and Wolfe 1995; Lillard and Willis 1994; Huang 2000），這些變數中又以家庭的社經地位特別受到重視。<sup>2</sup>非家庭因素則包含學校品質、同學、鄰居等變數。然廣義而言，學校品質、同學、鄰居等因素亦是間接決定於父母居住地之選擇（即子女學區之選擇）。

家庭的社經地位則常用父母親的教育程度、父親的職業、家庭所得等變數來衡量。其中家庭的社會地位可由父、母親的教育程度代表，而家庭的經濟地位則與家庭所得密切相關。然家庭所得雖可反映

---

1 Taubman (1976: 858) 將遺傳基因與家庭環境兩種影響稱之為家庭效果（family effect）。

2 若忽略個人能力解釋變數，將使家庭背景之參數估計值有高估之疑。

家庭資源的多寡與家庭的經濟地位，但因為一般人較不願意透露其所得（即使問卷調查含有此問項），其衡量誤差較大，且遺漏值也較多。相反地，職業問項得到的答案可信度較高。而職業與所得之間有相當高的相關程度，與所得相比，職業且具長期穩定性，可於單一時點得到很好的觀察值。<sup>3</sup> 所得則變異較大，單一時點得到的觀察值，並不一定具代表性。因此，過去文獻中，使用家庭所得來衡量家庭經濟地位的頻率，反而低於使用職業的頻率。過去研究一般發現父、母親的教育程度顯著地影響子女的教育程度（Haveman and Wofe 1995）。<sup>4</sup> 而所得較高的家庭，其子女入學率與教育年數也較高（DeTray 1988; King and Lillard 1987）。

另一方面，Strauss and Thomas（1995）提出三個原因來解釋「重男輕女」現象的存在。首先，在現實社會中，兒子的教育報酬率常高於女兒，使得父母親較願意對兒子做人力資本投資。其次，許多國家存在嫁妝制度，使得女兒的養育成本較高。第三個原因則是女孩上學的機會成本高於男孩，因為年輕女孩如果沒上學，可以在家幫忙照顧小孩或做其他家事。Behrman（1988）研究開發中國家（印度），其發現「重男輕女」的現象主要發生在資源不足的家庭，應該只是家庭投資策略所造成的現象。<sup>5</sup>

此外，關於出生序效果的存在，經濟學者與心理學者曾有不同的解釋。心理學者 Zajonc and Markus（1975）、Zajonc（1976）曾提出 "confluence model"，他們認為小孩智商的發展受到家庭中其他成員智商的影響，如果家庭中其他成員以成年人居多，則小孩智商會發展較快（因為成年人智商比小孩高）。第一個出生的小孩除了前述因素之

3 Hauser and Warren（1997: 198）指出 1975 年至 1992-1993 年間，男性（女性）在這期間職業的相關係數為 0.57（0.71）。相同的 17 年間，男性年所得的相關係數為 0.38，女性則為 0.51。

4 更多的相關文獻可參考 Haveman and Wofe（1995）的文章。

5 Behrman（1988）發現在歉收的季節，父母會傾向投資兒子；但在豐收的季節，父母會投資較多的資源在女兒身上，以避免女兒被不公平對待。

外，也可從教導比他（她）年幼的弟妹的過程中，得到較多的學習。這兩個因素解釋了為什麼比起其他出生序的小孩及獨子，第一個出生的小孩在學校會表現較好。

經濟學者則嘗試由家庭的生命週期（life-cycle）及預算限制（budget constraint or financial constraint）來解釋這現象，家庭生命週期的初期，所得較低但小孩也較少，財務限制尚未出現。隨著小孩數目增加，所得雖也增加但其速度比不上小孩數目增加的速度，因此有了財務限制，此時平均每個小孩所獲得的資源減少。除了上述理論之外，Birdsall（1991）認為小孩的表現與父母親投入的時間有關，特別是母親投入的時間。第一個出生的小孩不論是男孩或女孩，都較受父母重視，且在較小的時候，並無其他小孩與其競爭父母的時間，父母一般投入較多時間教導或相處，因此長子（女）的表現較佳。同樣的道理，出生序在中間的小孩因為父母同時要照顧多個小孩，每個小孩分配到較少的父母時間，因此表現低於另外兩者。除了上述原因之外，也有可能是因為長子（女）或么子（女）在父母年齡增長後，常與父母保持較密切的關係，父母因此願意投入較多資源在他們身上。

關於教育成就的省籍族群差異的研究，經濟學者駱明慶（2001）利用1990年「台閩地區戶口普查」比較1935-1965年出生世代教育成就的省籍與性別差異，其發現，以平均值而言，外省籍的教育成就高於本省籍，到了1965年出生世代，省籍間差異縮小。社會學者也發現在1967-1979年出生世代中，省籍族群差異已不存在於高等教育中（蔡淑鈴2004），或只存在於低教育家庭背景子女中，特別是1940與1950兩出生世代（陳婉琪2005）。<sup>6</sup>

Parish and Willis（1993）曾使用1989年內政部、台大、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

6 蔡淑鈴（2004）與陳婉琪（2005）分別使用2000年與1990-2002年的「台灣地區社會變遷基本調查」探討省籍與性別對上大學機會的影響。

出生序、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，其研究結果發現出生序對女性的教育成就有顯著的影響，在兄弟姊妹眾多的家庭（經濟發展早期）的女性，較晚出生比較好，可因此得到較多的教育與較好的結婚對象。由於家庭預算限制，出生序較前面的女性，常需犧牲自己的婚姻（例如嫁給學歷較低、年紀較大、或社經地位較差的人）與教育機會，藉由結婚或工作提早離家，以減輕家中負擔，將家中的資源留給弟妹用，因此有助於弟妹個人的教育成就。近年來，Weinstein *et al.*（2004）重新檢視此一問題，研究結果發現對年輕的出生世代而言，姊妹人數已不再影響其兄弟的教育成就，而且男女教育成就差異也已縮減。

本文採用 Parish and Willis（1993）的分析架構（含資料處理與迴歸分析方法），探討在不同經濟發展階段之下，家庭背景因素如何影響個人的教育成就。由於 Parish and Willis（1993）主要探討家庭資源與婦女的地位，其在教育方面的文字敘述，只占一頁半（pp. 875-877）。因此，本文延伸 Parish and Willis（1993）在教育方面的討論，文章重點放在比較 1930-39、1940-49、1950-59、1960-69、1970-79 等五個出生世代間，家庭背景變數對個人教育成就影響的變化。希望藉此整合過去相關文獻，以提供一個較詳盡的分析。

與 Parish and Willis（1993）相比，本文除了討論重點不同之外，使用的資料亦不同。Parish and Willis（1993）使用的資料為「台灣地區婦女生活狀況調查」，只有婦女受訪者。而本文的資料來源—「華人家庭動態調查」（Panel Study of Family Dynamics, PSFD），不只有女性受訪者，也有男性受訪者，且還包括了 1967 年以後出生的年輕世代。前者有助於我們深入研究性別差異，後者則有助於我們了解新的趨勢。此外，Parish and Willis（1993）在族群方面只分 Mainland and Taiwan 兩群，本文則分外省、閩南、客家、與原住民四類，這使得本文得以從事更詳盡的族群、性別、與出生世代的交叉分析。

在研究結果方面，本文的實證分析得到一些與 Parish and Willis (1993) 相近的結論包括：家庭社經地位仍是解釋個人教育成就的重要變數，且其解釋能力逐代下降；手足人數之影響仍是負向顯著，其估計值以 1950-59 與 1960-69 出生世代最為顯著。除了上述發現外，本文也有一些新發現。首先，在出生序方面，Parish and Willis (1993: 875, part 2) 主要觀察到較年長的出生世代，出生序與個人教育成就呈現正的線形關係。本文則進一步發現出生序隨台灣的經濟發展階段而有不同的影響。即對於 1930-39、1940-49 兩個出生世代，兩者呈現正的線形關係；對於 1950-59、1960-69 兩個出生世代，兩者呈現 U 型的非線形關係；對於 1970-79 出生的年輕世代，出生序對個人教育成就已轉為負的線形關係，但其影響已不顯著。

其次，相對於 Parish and Willis (1993) 觀察到姊姊的存在助於個人的教育成就，本文發現姊姊人數也隨著台灣的經濟發展階段而有不同的影響，這個姊姊效應持續到 1940-49 出生世代，但已減弱。對於 1950-59 以後的出生世代，家中小孩數目持續減少，姊姊已轉為家中資源的競爭者。本文利用 Chow-test 檢定也發現，對這五個出生世代而言，家庭背景因素對教育成就之影響有非常顯著的結構性變化，其中又以 1940-49 到 1950-59 出生世代的改變最為顯著。再者，若將男性與女性樣本分別估計，本文發現父親教育年數對兒子的影響高於對女兒的影響，且一般而言，手足人數與出生序，對女性有較大的影響。最後，在控制其他家庭背景因素解釋變數後，我們發現族群差異主要存在於 1940-49 與 1950-59 的出生世代，對 1960-69 (含) 以後的出生世代而言，除了原住民仍處弱勢之外，其他三種族群的差異已不顯著。

## 貳、資料來源與分析

由於台灣過去的調查常以戶為單位，例如主計處「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姊妹同住之下，常難以掌握父母的教育程度或正確的兄弟姊妹人數等資訊，因此相關研究常限於 18~19 歲的樣本。<sup>7</sup> 本文使用的「華人家庭動態調查」資料，其以家庭為單位而非以家戶為單位的資料，因此可避開此一問題，幫助我們清楚地了解家庭因素究竟如何影響個人的教育成就，以及這些影響是否隨著社會變遷的腳步而有所改變。

「華人家庭動態調查」利用內政部所提供之戶籍資料，針對 35~65 歲年齡群隨機抽取 3000 個主樣本。大約每十歲，有 1000 個樣本。1999 年首先對 35~45 歲年齡群開始進行訪查（R I 1999），實際所得樣本數為 994。次（2000）年再針對 46~65 歲年齡群開始進行訪查（R I 2000：），實際所得樣本數 1959。同（2000）年對 35~45 歲年齡群受訪者之父母與兄弟姊妹做追蹤調查（P I 2000、S I 2000），實際樣本數分別為 260 與 271。同（2000）年也對 35~65 歲年齡群主樣本之 16~22 歲子女做追蹤調查（C I 2000），實際樣本數為 1379。目前，每年仍持續對主樣本做追蹤調查。在第一次訪查時，主樣本亦提供了其兄弟姊妹與（主樣本）子女的年齡與教育程度等資料。

本文資料處理採用 Parish and Willis（1993）的方法，使用「華人家庭動態調查」35~65 歲年齡群之主樣本、及由主樣本問卷中所得到的（主樣本）兄弟姊妹、及（主樣本）子女。<sup>8</sup> 並將其分為五個出生世代：1930-39、1940-49、1950-59、1960-69、1970-79。扣除遺漏值（missing values），五個出生世代樣本數分別為 1227、2740、3979、

7 以「人力運用調查」為例，18~19 歲的樣本大多數仍與父母同住，雖可在同一戶內取得父母的教育程度等資訊，但卻無法得知正確的兄弟姊妹人數，特別是當年長的兄姊已離家單獨成戶時，或尚有未滿 15 歲的年幼弟妹。後者因尚非人力資源調查對象，不在調查資料中。而駱明慶（2001）探討決定 18~19 歲青少年大學入學的因素，其使用 1979-92 年「家庭收支調查」資料時，亦只用弟妹人數，而未用兄姊人數。

8 對於 1970-79 出生世代，其在問卷調查時至少已滿 20 或 21 歲，本文採用 22 歲（含）以上樣本。另經由主樣本中的一個問項（子女部份）—是否已畢業，可得知其是否仍在學。仍在學者，不在本文樣本中。

3423、與 2353。<sup>9</sup>表 1 列出全體樣本之基本特徵，表 2 與表 3 則分別列出男性與女性樣本特徵。

表 1 顯示兄弟姊妹人數 (=家中小孩數- 1) 由 1930-39 出生世代的 5.77 人逐漸減少為 1970-79 出生世代的 2.53 人，此一現象反映出台灣生育率的快速下降。<sup>10</sup>另一方面，父親的教育年數由 1930-39 出生世代的 2.33 年逐漸增加為 1970-79 出生世代的 8.13 年，母親的教育年數亦呈現同樣的趨勢，增加幅度則以 1970-79 出生世代為最大。自身的教育年數由 1930-39 出生世代的 5.04 年逐漸增加為 1970-79 出生世代的 12.91 年，此反映了台灣教育水準的提升。而增加幅度則以 1950-59 出生世代的 2.57 年為最大，此一大幅提升應是實施九年國教之結果。到了 1970-79 出生世代，平均教育年數只比 1960-69 出生世代增加 1.45 年。

表 4 與表 5 列出按性別與族群分組的平均教育年數與 t-檢定值，<sup>11</sup>我們發現過去 1930-69 出生的男性平均教育程度都高過女性，在較年長的出生世代中（含 1930s-1950s），性別差異之統計顯著性依序為閩南、客家、外省，且性別差距已隨時間縮小。<sup>12</sup>在較近的 1970-79 出生世代已出現客家女性的教育程度平均高過男性 0.58 年（見表 5 中的 t 值），其他族群的性別差異亦已不顯著。<sup>13</sup>雖然資料來源不同，本文

9 雖然 PSFD 登錄了受訪者的五個兄弟姊妹與（受訪者的）四個子女資料，但因有些受訪者不記得（或未回答）他們的教育程度，使其資料成為遺漏值。而有些受訪者也可能只有一至二位（或更少）兄弟姊妹或子女。此外，本文樣本主要按分出生世代分組，同一家庭子女並不一定出生在同一出生世代。考慮這些因素之後，表 1 中樣本數約為家庭數之 1.65 至 2.27 倍，表示平均十年期間，同一家庭約有 1.65~2.27 個子女樣本。

10 此一資料處理方法，主樣本兄弟姊妹數較多者，同一家庭進入樣本的人數也較多。Parish and Willis (1993: 870) 曾提到 "Respondents from large families are necessary over-represented, thus inflating averages for sibsize, birth order, older brothers, etc. while at the same time deflating education and occupation." 因此，表 1 中兄弟姊妹人數的平均值會有高估傾向。特別是 1970-79 的年輕世代，許多樣本可能是來自兄弟姊妹數較多的家庭，但其出生序在較後面。

11 本文的族群省籍分組，以父親之族群省籍為主，此做法與蔡淑鈴（2004）一致。

12 此一結果可能是因為戰後女性的教育報酬率高於男性，使得女性對教育的需求持續提高，見吳慧瑛（2003）。

13 以下文中「顯著」一詞代表「統計性顯著」。

表 1 樣本特徵（平均值與標準差）

出生世代	1930-1939	1940-1949	1950-1959	1960-1969	1970-1979
2000 年時的年齡	63.94 (2.40)	55.19 (2.94)	45.51 (2.87)	35.60 (3.11)	25.88 (2.60)
男性 (%)	48.98	47.85	50.01	50.51	53.85
教育年數	5.04 (4.31)	7.26 (4.54)	9.83 (4.18)	11.46 (3.24)	12.91 (2.74)
父親教育年數	2.33 (3.55)	3.59 (4.23)	5.11 (4.42)	6.18 (4.13)	8.13 (3.90)
母親教育年數	0.87 (2.35)	1.73 (3.24)	2.93 (3.70)	3.78 (3.69)	6.54 (3.79)
父親職業 (ISEI)	31.42 (12.69)	33.76 (13.89)	34.62 (16.12)	25.90 (20.39)	28.37 (22.53)
手足人數	5.77 (2.49)	5.64 (2.09)	4.77 (1.86)	3.59 (1.56)	2.53 (1.17)
哥哥人數	0.67 (1.03)	0.89 (1.10)	1.07 (1.12)	0.89 (0.99)	0.60 (0.76)
姊姊人數	0.63 (1.01)	0.94 (1.12)	1.15 (1.17)	1.11 (1.17)	0.70 (0.98)
弟弟人數	2.28 (1.60)	1.94 (1.43)	1.31 (1.15)	0.81 (0.86)	0.64 (0.73)
妹妹人數	2.22 (1.68)	1.87 (1.51)	1.24 (1.26)	0.77 (0.98)	0.59 (0.81)
族群分類 (%)					
原住民	2.12	1.42	2.19	2.69	2.72
閩南	82.23	81.53	76.88	75.69	76.41
客家	13.61	12.92	11.26	10.46	13.43
外省	2.04	4.12	9.68	11.16	7.44
樣本數	1,227	2,740	3,979	3,423	2,353
家庭數	743	1,415	1,750	1,523	1,185

表 4 不分族群的男、女性平均教育年數與 Weinstein *et al.* (2004, Table 2) 之結果十分相近。

表 4 與表 5 同時也顯示族群差異也在縮減中。從表 4 列出的族群別平均教育年數，顯示在較早的出生世代 (1930-39) 中，外省族群最

表 2 男性樣本特徵（平均值與標準差）

出生世代	1930-1939	1940-1949	1950-1959	1960-1969	1970-1979
2000 年時的年齡	63.95 (2.41)	55.18 (2.98)	45.50 (2.90)	35.46 (3.17)	25.91 (2.59)
教育年數	6.26 (4.27)	8.40 (4.34)	10.61 (4.02)	11.82 (3.18)	12.87 (2.81)
父親教育年數	2.46 (3.59)	3.61 (4.20)	5.19 (4.51)	6.19 (4.15)	8.13 (3.92)
母親教育年數	0.91 (2.43)	1.74 (3.21)	2.89 (3.71)	3.88 (3.73)	6.57 (3.82)
父親職業 (ISEI)	31.35 (12.15)	33.63 (14.05)	35.00 (16.30)	26.28 (20.52)	28.23 (22.56)
手足人數	5.88 (2.52)	5.47 (2.15)	4.63 (1.86)	3.34 (1.53)	2.35 (1.07)
哥哥人數	0.66 (1.08)	0.89 (1.12)	1.11 (1.17)	0.86 (0.98)	0.60 (0.75)
姊姊人數	0.57 (0.98)	0.90 (1.11)	1.17 (1.19)	1.13 (1.18)	0.69 (0.97)
弟弟人數	2.37 (1.67)	1.87 (1.43)	1.19 (1.12)	0.67 (0.81)	0.54 (0.70)
妹妹人數	2.29 (1.72)	1.82 (1.52)	1.14 (1.16)	0.67 (0.86)	0.52 (0.71)
族群分類 (%)					
原住民	1.66	1.37	1.51	2.31	2.45
閩南	83.19	81.39	76.43	78.08	76.48
客家	13.48	13.12	11.16	9.66	14.13
外省	1.66	4.12	10.90	9.95	6.95
樣本數	601	1,311	1,990	1,729	1,267
家庭數	457	926	1,264	1,168	896

高、客家族群次之、兩者皆高於閩南族群、原住民最低。此一現象一直持續到 1960-69 出生世代。到了 1970-79 出生世代，外省族群的平均教育年數與客家族群已無顯著差異（見表 5 中的 t 值），但兩者的平均教育年數仍高於閩南族群約 0.60~0.75 年。客家族群常被認為是刻苦耐勞的一群，在個人的教育成就上，平均表現都比閩南族群佳。

表 3 女性樣本特徵（平均值與標準差）

出生世代	1930-1939	1940-1949	1950-1959	1960-1969	1970-1979
2000 年時的年齡	63.93 (2.38)	55.19 (2.90)	45.52 (2.84)	35.74 (3.05)	25.84 (2.62)
教育年數	3.86 (4.01)	6.22 (4.47)	9.06 (4.20)	11.09 (3.27)	12.95 (2.66)
父親教育年數	2.20 (3.50)	3.57 (4.26)	5.02 (4.33)	6.17 (4.12)	8.13 (3.87)
母親教育年數	0.84 (2.27)	1.72 (3.27)	2.98 (3.69)	3.67 (3.65)	6.50 (3.76)
父親職業 (ISEI)	31.49 (13.21)	33.87 (13.74)	34.25 (15.93)	25.51 (20.26)	28.53 (22.50)
手足人數	5.67 (2.45)	5.78 (2.03)	4.91 (1.85)	3.83 (1.54)	2.74 (1.25)
哥哥人數	0.68 (0.99)	0.90 (1.09)	1.02 (1.07)	0.91 (1.00)	0.61 (0.76)
姊姊人數	0.69 (1.03)	0.97 (1.13)	1.13 (1.15)	1.09 (1.17)	0.72 (0.99)
弟弟人數	2.19 (1.53)	2.00 (1.42)	1.43 (1.17)	0.95 (0.90)	0.75 (0.75)
妹妹人數	2.16 (1.65)	1.91 (1.50)	1.33 (1.35)	0.88 (1.08)	0.66 (0.91)
族群分類 (%)					
原住民	2.56	1.47	2.87	3.07	3.04
閩南	81.31	81.67	77.33	73.26	76.34
客家	13.74	12.74	11.36	11.28	12.62
外省	2.40	4.13	8.45	12.40	8.01
樣本數	626	1,429	1,989	1,694	1,086
家庭數	460	968	1,264	1,079	779

此為單純平均值之比較，控制其他家庭背景變數後之族群比較，則見後面迴歸分析之討論。

表 6 依出生序列出平均教育年數，比較第一個出生（first-borns）、中間出生（middle-borns）、最晚出生的小孩（last-borns）之教育年數。平均而言，出生序中間的小孩教育年數最低。1950-59 出

表 4 平均教育年數，按出生世代、性別、族群分

	原住民	閩南	客家	外省	不分族群
<b>1930-1939</b>					
男性	a	5.92	7.59	12.10	6.28
女性	a	3.55	4.94	8.33	3.86
不分性別	a	4.72	6.23	9.84	5.04
<b>1940-1949</b>					
男性	5.83	7.91	9.86	14.44	8.41
女性	6.00	5.75	7.23	12.37	6.22
不分性別	5.92	6.78	8.51	13.36	7.26
<b>1950-1959</b>					
男性	8.07	10.15	10.87	13.94	10.61
女性	6.82	8.66	9.41	13.04	9.06
不分性別	7.25	9.40	10.14	13.55	9.83
<b>1960-1969</b>					
男性	9.98	11.63	12.13	13.46	11.82
女性	8.25	10.90	11.75	12.30	11.09
不分性別	9.00	11.28	11.93	12.82	11.46
<b>1970-1979</b>					
男性	11.29	12.81	13.16	13.42	12.87
女性	10.91	12.82	13.74	13.71	12.95
不分性別	11.09	12.82	13.41	13.57	12.90

註 a：樣本太少。

生世代，可能因九年國教之實施，么子（女）的平均教育年數高過第一個出生的小孩。<sup>14</sup> 若依家中小孩人數分別看平均教育年數，從表 7 我們發現，除了 1930-39 與 1940-49 兩出生世代中小孩總數少於三人以外的家庭，家中小孩人數愈多者，平均每個小孩的教育年數愈低。

表 8 列出父母與子女教育程度的相關係數。若不分出生世代（1930-1979），子女與父親的教育程度相關係數為 0.572、子女與母親的相關係數為 0.529。女兒與父親（0.587）或母親（0.550）的相關

14 獨子（女）在本文視為第一個出生的小孩。但獨子（女）的樣本數只有 91 個，約占全部樣本之 0.66%，對參數估計值影響不大。

表 5 平均教育年數之性別與族群差異檢定 (表中數字為 t 值)

1. 性別差異 t-檢定 (男性 vs. 女性)					
	1930-39	1940-49	1950-59	1960-69	1970-79
原住民	a	a	1.67	2.66	0.54
閩南	9.26	11.96	10.16	5.78	-0.09
客家	4.36	6.63	4.18	1.11	-2.03
外省	a	2.65	2.93	3.75	-0.66
不分族群	10.16	12.97	11.90	6.60	-0.76
2. 族群差異 t-檢定 (不分性別)					
	1930-39	1940-49	1950-59	1960-69	1970-79
原住民 vs. 閩南	a	-1.42	-5.79	-6.72	-4.83
客家 vs. 閩南	4.37	7.53	3.83	3.59	3.78
外省 vs. 閩南	NA	15.96	24.20	9.02	3.24
客家 vs. 外省籍	NA	-10.72	-14.46	-3.83	-0.58
3. 族群差異 t-檢定 (男性)					
	1930-39	1940-49	1950-59	1960-69	1970-79
原住民 vs. 閩南	a	a	-3.46	-3.37	-3.28
客家 vs. 閩南	3.40	6.03	2.77	1.93	1.59
外省 vs. 閩南	NA	11.40	16.36	7.80	1.75
客家 vs. 外省籍	NA	-7.23	-9.59	-4.02	-0.66
4. 族群差異 t-檢定 (女性)					
	1930-39	1940-49	1950-59	1960-69	1970-79
原住民 vs. 閩南	a	a	-3.96	-5.98	-3.53
客家 vs. 閩南	3.20	5.07	2.77	3.40	4.16
外省 vs. 閩南	NA	11.77	17.67	5.84	2.92
客家 vs. 外省籍	NA	-8.48	-10.75	-1.69	0.07

註 a：樣本太少。

係數皆高於兒子與父親 (0.565) 或母親 (0.516) 的相關係數。其中女兒與雙親的教育程度相關程度高於兒子的現象主要集中在 1940-49 與 1950-59 兩個較年長的出生世代。而父親與母親的相關係數約為 0.587~0.696，反映出學歷相近的婚姻配對是個普遍現象。

上述資料顯示，若不分出生世代 (1930-1979)，子女與父親教育年數的相關程度大過與母親的相關程度，女兒與雙親的相關程度高於

表 6 平均教育年數，按出生序分

出生世代	1930-39	1940-49	1950-59	1960-69	1970-79
長子、女	5.18	7.66	10.25	11.95	13.41
中間出生子女	4.93	7.08	9.57	11.08	12.56
么子、女	5.15	7.67	10.64	11.86	12.82
平均	5.04	7.26	9.83	11.46	12.91
t-檢定 (表中數字為 t 值)					
長子(女) vs. 中間出生子女	0.97	2.84	3.99	6.12	6.49
么子(女) vs. 中間出生子女	0.43	1.56	5.23	6.04	1.85

表 7 平均教育年數，按出生世代與家中小孩人數分

出生世代	1930-39	1940-49	1950-59	1960-69	1970-79
家中小孩人數					
1-3	4.43	6.85	11.03	12.40	13.30
4-5	5.40	8.12	10.77	11.41	12.60
>= 6	5.01	7.05	8.96	10.52	11.14

表 8 跨代教育年數之相關係數，按出生世代分

出生世代	1930-39	1940-49	1950-59	1960-69	1970-79	1930-79
小孩與父親	0.469	0.526	0.519	0.426	0.407	0.572
小孩與母親	0.427	0.450	0.445	0.414	0.377	0.529
父親與母親	0.587	0.662	0.660	0.609	0.658	0.696
兒子與父親	0.489	0.523	0.511	0.459	0.417	0.565
兒子與母親	0.426	0.414	0.449	0.440	0.389	0.516
女兒與父親	0.466	0.557	0.539	0.399	0.394	0.587
女兒與母親	0.458	0.504	0.462	0.388	0.363	0.550

註: 全部的相關係數都在 1% 顯著水準之下顯著地異於 0。

兒子與雙親的相關程度。這些現象與美國的情形相類似。Hauser *et al.* (2000, Table 8.4) 利用 1994 年 General Social Survey 分析跨代教育相關係數，發現兒子與父親的相關係數約為 0.41~0.42，兒子與母親的相

關係數約為 0.35~0.38，女兒與父親的相關係數約為 0.47，女兒與母親的相關係數約為 0.32~0.40，父親與母親的相關係數約為 0.57~0.69。與美國的情形相比較，我們進一步發現子女與父母教育程度的相關係數，台灣高於美國。父親與母親的相關係數，台灣則與美國差不多。

表 8 同時顯示，若分出生世代，我們發現子女與雙親的教育程度相關係數隨著出生世代的年輕化逐漸降低。<sup>15</sup> 然因為年長者教育年數的衡量誤差（measurement errors）較大（Bowles 1972），父母親教育年數對子女的影響之低估程度在年長的出生世代可能較為嚴重。因此，實際的跨代教育相關係數的降低程度可能比表 8 顯示的數字來得大。

## 參、研究方法

本文研究方法參照 Parish and Willis（1993）的文章，使用下列迴歸式估計家庭背景因素個人教育成就的影響：

$$S_{ij} = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 Z_{ij} + \alpha_i + \varepsilon_{ij}。$$

式中下標  $i, j$  代表第  $i$  個家庭的第  $j$  個小孩； $S$  為自身的教育年數； $X$  為共同家庭背景解釋變數，同一家庭的小孩所面對的相同環境變數，包括省籍、父母親的教育年數、兄弟姊妹人數、父親的職業； $Z$  為其他隨個人特質而改變的解釋變數，例如同一家庭的小孩，雖有共同的父母，但有不同的出生序、不同數目的哥哥（或弟妹）、父母親生產時的年齡亦不同（多胞胎例外）； $\varepsilon$  為殘差項； $\alpha_i$  為第  $i$  個家庭效果。

在早期，婦女就業較不普遍時，常用父親的職業代表家庭的經濟

15 根據 1984、1990、1994 三次「台灣地區社會變遷基本調查」所做的研究，陳寬政、劉正（2004）認為結構變遷（例如九年國教的實施與近年來高等教育的擴張）是造成過去二十年教育流動的主要原因。

地位。而職業所代表的經濟地位高低，則以量尺（scale）方式呈現。過去常用的職業分類量尺，<sup>16</sup> 包括 Duncan（1961）提出之 Duncan Socio-Economic Index（Duncan SEI, 或稱 Duncan scale）、Hollingsworth Index 及 Ganzeboom, DeGraaf and Treiman（1992）提出之 International Socio-Economic Index（ISEI）。其中 Duncan SEI 為根據各類職業的尊卑貴賤（prestige）、所得、及教育程度，計算得到的一個綜合指標，常被經濟學者使用來衡量父親的職業地位，例如 Griliches and Mason（1972: S80）與 Taubman（1976, Table 1）。本文採用得以與國際比較的 ISEI，ISEI 職業指標值介於 10-90 之間。<sup>17</sup> 而 Parish and Willis（1993: 871）關於父親職業地位之衡量，則採用簡單的十分類，以 1 代表務農者，以 10 代表專業技術人員。

針對這種資料型態，如用一般最小平方法估計，雖可得不偏的參數估計值，但因變異數不齊一（heteroskedasticity）的問題，使其參數估計值的變異數不一定是最小。因此，Parish and Willis（1993）採用最小平方法估計上列迴歸式時，同時以 Huber（1967）and White（1980）方法調整參數估計值的標準誤（robust standard errors），以降低參數估計值的標準誤。此外，由於本文實證資料中，同一家庭平均約有兩個觀察值，而屬於同一家庭的子女，其觀察值常不是獨立的，考慮了這些因素之後，本文在使用 STATA 統計軟體中的迴歸分析時，加入 cluster 與 robust 兩個選項。<sup>18</sup>

16 由於 Duncan SEI（或稱 Duncan scale）是建構在美國 1950 年與 1960 年的人口普查職業分類基礎上（Blau and Duncan, 1967），Hauser 與 Featherman（1977）曾更新 Duncan SEI 使 1970 年的人口普查職業分類得與 1960 年分類比較，Stevens and Featherman 於 1981 年，針對 1970 年人口普查的職業分類，提出 MSEI2（針對男性）與 TSEI2（不分性別）。其後 Stevens and Cho 於 1985 年、Nakao and Treas 於 1994 年，再次針對美國 1980 年人口普查的職業分類，更新職業分類量尺。有關職業分類量尺的詳細演進，請參閱 Hauser and Warren（1997）。

17 Ganzeboom *et al.*（1992）文章中已列出計算好的各種職業分類之 ISEI 指標值，因為 PSFD 之職業分類與 Ganzeboom *et al.*（1992）之文章相同，本文直接引用他們已計算好的 ISEI 指標值。

18 有關迴歸分析中，cluster 與 robust 兩個選項之詳細說明，請見 STATA 7.0 Reference Manual（2001），Volume 3: Q-St 中的 "regress"（pp. 87-88）。

## 肆、研究結果討論

本文根據前述之迴歸式估計父母親的教育年數、父親的職業、性別、兄弟姊妹總人數、出生序、哥哥（姊、弟、妹）的數目、省籍等家庭背景因素對個人教育成就的影響，估計結果列於表 9。此外，本文更進一步分別估計男性樣本與女性樣本，以探討家庭背景對兒子與女兒是否有不同的影響，迴歸分析結果列於表 10 與表 11。以下我們分別就各項因素討論。

### 一、性別（虛擬變數，男性=1，女性=0）

對於較年長的出生世代而言（例如，1930-39、1940-49、1950-59），性別是表 9 所有解釋變數中最顯著的，男性明顯地比女性有優勢，其對個人教育成就的影響比父、母親的教育年數的影響大許多。此一結果反映出，在較年長的出生世代中，有嚴重的「重男輕女」的觀念，即使是父、母親受過較高教育也無法排除「重男輕女」的觀念。但性別的影響隨著時間下降，到了 1960-69 的出生世代，其顯著性已低於父、母親的教育年數，但仍是男性較具優勢。到了最近的 1970-79 出生世代，性別出現與過去不同的影響，其參數估計值符號由正轉為負，顯示出在年輕的出生世代，女性反而較具優勢。

此一變數參數估計值的變化，正反映出台灣五十年來，快速的社會變遷及子女數減少之下，改變了「重男輕女」的觀念（Weinstein *et al.* 2004）。女性出外工作已普遍被社會接受，提高教育程度一般而言會對薪水有增加的作用，因此父母與女性自身皆有誘因從事人力資本投資。如果女性接受較多的教育，但卻無法出外工作（或只能找到薪水較低的工作），那麼父、母親對女兒做人力資本投資的意願也會較低。這也解釋了為什麼在較年長的出生世代，父、母親較願意對兒子做人力資本投資，因為可以從兒子身上得到較多的回饋，以達「養兒

表 9 家庭背景影響之迴歸結果(被解釋變數為教育年數)

出生世代	1930-39	1940-49	1950-59	1960-69	1970-79
出生於 1956 年之後 <sup>2</sup>			0.692		
(虛擬變數)			(6.08)		
性別(男性 =1)	2.368 (11.10)	2.154 (15.30)	1.316 (12.15)	0.497 (5.26)	-0.181 (-1.74)
父親教育年數	0.257 (5.17)	0.289 (9.90)	0.271 (11.83)	0.188 (9.17)	0.177 (8.30)
母親教育年數	0.370 (5.75)	0.210 (6.27)	0.194 (7.72)	0.199 (8.89)	0.114 (5.16)
父親職業	0.079 (6.66)	0.073 (9.57)	0.037 (7.14)	0.014 (4.49)	0.008 (2.55)
手足人數	-0.048 (-0.86)	-0.120 (-2.71)	-0.324 (-7.30)	-0.347 (-7.05)	-0.197 (-2.92)
出生序	0.165 (2.51)	0.182 (3.99)	0.194 (4.74)	0.164 (4.10)	-0.014 (-0.26)
族群分類 (閩南為參考組)					
原住民	0.488 (0.73)	-1.727 (-2.69)	-2.286 (-6.15)	-2.187 (-6.27)	-1.543 (-3.51)
客家	0.890 (2.69)	1.034 (4.46)	0.599 (2.74)	0.225 (0.99)	0.131 (0.81)
外省	0.411 (0.45)	2.111 (5.18)	1.205 (5.23)	0.293 (1.40)	-0.075 (-0.33)
常數項	0.234 (0.49)	2.338 (6.63)	6.479 (25.1)	9.681 (46.5)	11.154 (43.2)
R <sup>2</sup>	0.368	0.405	0.379	0.272	0.208
樣本數	1,227	2,740	3,979	3,423	2,353
家庭數	743	1,416	1,750	1,523	1,185

註 1：括弧內為 t 值。

2：九年國教實施於 1968 年，大約適用於 1956 年以後出生者。

防老」的目的。

## 二、父、母親的教育年數、父親的職業地位

對於較年長的出生世代而言（例如 1930-39、1940-49、1950-59），父、母親的教育年數是表 9 中除了性別以外，最顯著的解釋變數。到

表 10 家庭背景影響之迴歸結果—男性樣本

出生世代	1930-39	1940-49	1950-59	1960-69	1970-79
出生於 1956 年之後 (虛擬變數)			0.651 (4.16)		
父親教育年數	0.315 (5.31)	0.314 (7.97)	0.258 (9.09)	0.197 (8.63)	0.190 (6.58)
母親教育年數	0.318 (4.34)	0.138 (3.09)	0.178 (5.69)	0.199 (7.70)	0.126 (4.58)
父親職業	0.077 (4.93)	0.059 (6.10)	0.030 (4.75)	0.016 (4.08)	0.009 (2.34)
手足人數	-0.071 (-0.92)	-0.099 (-1.72)	-0.315 (-5.33)	-0.340 (-5.44)	-0.158 (-1.60)
出生序	0.174 (1.91)	0.110 (1.67)	0.149 (2.74)	0.146 (2.57)	0.013 (0.17)
族群分類 (閩南為參考組)					
原住民	1.813 (1.58)	-2.866 (-3.84)	-2.574 (-5.56)	-1.661 (-3.95)	-1.019 (-1.83)
客家	0.956 (2.14)	1.232 (3.85)	0.482 (1.78)	0.100 (0.37)	-0.111 (-0.49)
外省	0.701 (0.58)	2.940 (5.51)	1.139 (3.87)	0.459 (1.88)	-0.323 (-0.98)
常數項	2.636 (4.23)	5.030 (11.5)	8.280 (24.7)	10.099 (45.0)	10.632 (33.3)
R <sup>2</sup>	0.314	0.339	0.334	0.285	0.211
樣本數	601	1,311	1,990	1,729	1,267
家庭數	457	926	1,264	1,168	896

註：括弧內為 t 值。

了 1960-69 與 1970-79 的出生世代，其顯著性已高於性別的影響。然而，從其參數估計值大小的變化，我們也看到父、母親教育年數對子女的影響，逐代下降。例如，父親教育年數的參數估計值，從 1940-49 出生世代的 0.289，下降到 1950-59 出生世代的 0.271，再減低為 1960-69 出生世代的 0.188 與 1970-79 出生世代的 0.177。母親教育年數對子女的影響，也出現類似的趨勢，但對 1940-69 出生世代而言，

表 11 家庭背景影響之迴歸結果—女性樣本

出生世代	1930-39	1940-49	1950-59	1960-69	1970-79
出生於 1956 年之後 (虛擬變數)			0.717 (4.27)		
父親教育年數	0.197 (2.62)	0.270 (7.41)	0.284 (9.38)	0.178 (6.35)	0.163 (6.24)
母親教育年數	0.430 (4.19)	0.273 (6.56)	0.211 (6.45)	0.196 (6.55)	0.100 (3.26)
父親職業	0.081 (5.15)	0.086 (9.01)	0.043 (6.33)	0.013 (3.06)	0.006 (1.45)
手足人數	-0.030 (-0.45)	-0.136 (-2.38)	-0.331 (-5.66)	-0.351 (-5.39)	-0.232 (-2.81)
出生序	0.141 (1.50)	0.232 (3.84)	0.238 (4.13)	0.180 (3.25)	-0.061 (-0.81)
族群分類 (閩南為參考組)					
原住民	-0.338 (-0.36)	-0.767 (-0.96)	-2.100 (-4.40)	-2.600 (-5.43)	-2.029 (-3.97)
客家	0.815 (1.88)	0.838 (2.93)	0.749 (2.68)	0.334 (1.05)	0.450 (2.13)
外省	0.153 (0.13)	1.198 (2.31)	1.333 (3.98)	0.158 (0.57)	0.130 (0.43)
常數項	0.243 (0.40)	1.840 (4.20)	5.978 (17.8)	9.765 (34.6)	11.584 (34.3)
R <sup>2</sup>	0.321	0.406	0.383	0.244	0.214
樣本數	626	1,429	1,989	1,694	1,086
家庭數	460	968	1,264	1,079	779

註: 括弧內為 t 值。

其下降幅度較緩和。<sup>19</sup>

父、母親的教育年數對子女的影響，雖然下降，但對 1960-69 與 1970-79 出生世代而言，其仍是所有解釋變數中最顯著的。一般而言，不同的出生世代皆顯示父親的教育年數對子女的影響持續大於母親的

19 Bowles (1972) 指出由於父母親教育年數的衡量誤差大於子女教育年數的衡量誤差，因此，父母親的教育年數對子女的影響可能會被低估。

影響。此外，父親的職業地位對子女教育成就的影響力也逐漸下降。綜合上述，對於 1930-39、1940-49、1950-59、1960-69、1970-79 這五個出生世代，我們發現家庭社經地位對子女教育成就的影響力逐漸下降，個人教育成就可以被經濟模型解釋的部份（以  $R^2$  衡量）逐代下降，而無法被經濟模型解釋的殘差部份（residuals，以  $1-R^2$  衡量）則是逐代增加。

此一結果與 Parish and Willis（1993）、駱明慶（2001）的發現相去不遠。<sup>20</sup> Parish and Willis（1993）指出家庭社經地位對子女教育成就的影響力逐漸下降是全世界共同的現象，可能是高等教育的日益普羅化所致。我們以為過去台灣較為均化的所得分配，也可能使家庭社經地位的影響力下降。當一個社會家庭所得分配較不均時，家庭社經地位的影響力可能就會增加。

若進一步將樣本分為男性樣本與女性樣本（見表 10 與表 11），我們發現父親教育年數對兒子的影響高於對女兒的影響。關於母親教育年數與父親的職業地位的影響，對於 1930-39、1940-49、1950-59 三個年長的出生世代而言，其對女兒的影響高於對兒子的影響，之後 1960-69 與 1970-79 兩個出生世代，其對兒子的影響反而高於對女兒的影響。換言之，1960-69 與 1970-79 兩個較年輕的出生世代，兒子教育成就受家庭社經地位的影響程度比女兒高。

### 三、手足人數（=家中小孩數目-1）

除了性別、父母親的社經地位以外，手足人數對個人的教育成就有相當顯著的負影響。過去文獻指出因為家庭中的資源是有限的，當兄弟姊妹總人數增加時，每個小孩平均能分配到的父母親的投入時間與家中資源也會愈少。因此，手足人數增加會不利於個人的教育成

20 駱明慶（2001）使用 1979-92 年「家庭收支調查」資料，其發現對於 1960-1974 年出生世代的青少年而言，父母親的教育程度為決定子女是否進入大學的最重要因素。此外，他也發現在控制其他家庭背景變數之後，省籍間已無顯著差異。

就。表 9 至表 11 結果亦支持此一論點，但這個變數的參數估計值變化並沒有一個清楚的時間趨勢。

以台灣的情形來看，婦女生育率逐年下降，平均一個家庭中的小孩數目也逐年減少，直覺上手足人數對個人教育成就的影響可能也隨著出生世代的年輕化而下降。但表 9 迴歸結果告訴我們此一影響先上升後下降，其參數估計值（為負值）之絕對值由 1940-49 出生世代的 0.120，增加到 1950-59 出生世代的 0.324 與 1960-69 出生世代的 0.347，然後才減少為 1970-79 出生世代的 0.197。

Parish and Willis (1993) 曾以機會成本解釋為何手足人數對個人教育成就的影響並未隨著兄弟姊妹人數減少（出生世代的年輕化）而下降。其認為台灣隨著經濟起飛，就業機會與薪水都增加，使得父母與子女皆面對是否繼續升學而放棄就業的選擇（特別是當 1950-59 與 1960-69 出生世代面臨高中畢業的時候）。換言之，當繼續升學的機會成本已大為提高時，父母可能希望較年長的子女去工作賺錢，而將家中有限資源留給其他較年幼的子女用。

因此，在快速的經濟發展之下，手足人數雖減少，但其對個人教育成就的影響並未下降反而上升。然而，Parish and Willis (1993) 這個解釋並不適用於 1960-69 以後的出生世代，表 9 顯示到了 1970-79 出生世代，手足人數的（負向）影響並未持續上升而是減弱許多。這或許是因為，對於 1970-79 出生世代者而言，此時台灣快速的經濟發展已告一段落，家中所得已顯著提高，在手足人數減少與高等教育急速擴張之下，繼續升學已成為普遍的選擇。

若將樣本分為男性樣本與女性樣本，表 10 與表 11 顯示，除了 1930-39 出生世代不顯著外，手足人數對女性有較大且較顯著的負影響。

#### 四、出生序

雖然出生序對個人教育成就的影響已被不同領域的學者廣泛地討

論過，然而過去文獻關於出生序對個人教育成就的影響，究竟是線形或非線形，並無一致的結論。Parish and Willis (1993) 認為此兩者之間只存在微弱的非線形關係，因此其文章正文中只採簡單的線形函數關係。本文針對出生序的影響，採三種設定解釋變數的方法：(1) 出生序一次式（見表 9 至表 11）；(2) 出生序一次式與其平方項（見表 12）<sup>21</sup>；(3) 仿 Kessler (1991) 之做法，設虛擬變數，將出生序分為長子女、么子女、與中間出生三類，以中間出生者為參考組（見表 13），迴歸結果分別列於表 9 至表 13。

綜合表 9 至表 13 的估計結果，我們得到下列可能結論：對於 1930-39、1940-49 兩個出生世代，由於處在經濟發展快速時期，愈晚

表 12 出生序之影響（被解釋變數為教育年數）

出生世代	1930-39	1940-49	1950-59	1960-69	1970-79
全體樣本					
出生序	0.109 (0.70)	0.073 (0.64)	-0.059 (-0.56)	-0.128 (-1.12)	-0.172 (-1.11)
出生序平方項	0.007 (0.38)	0.014 (1.08)	0.034 (2.55)	0.045 (2.63)	0.030 (1.06)
男性樣本					
出生序	0.032 (0.14)	0.019 (0.11)	0.033 (0.28)	-0.103 (-0.64)	-0.273 (-1.27)
出生序平方項	0.017 (0.69)	0.012 (0.58)	0.015 (1.07)	0.039 (1.63)	0.054 (1.40)
女性樣本					
出生序	0.199 (0.70)	0.103 (0.68)	-0.321 (-1.94)	-0.172 (-1.03)	-0.022 (-0.10)
出生序平方項	-0.008 (-0.20)	0.017 (0.97)	0.078 (3.57)	0.054 (2.18)	-0.007 (-0.18)

註 1：括弧內為 t 值。

註 2：其他解釋變數包括常數項、是否出生於 1956 年後之虛擬變數、父、母親教育年數、父親職業、手足人數、與族群分類；性別虛擬變數只包括在全體樣本中。

21 若出生序平方項之參數估計值顯著地不等於零，則為非線形關係。

表 13 出生序之影響（被解釋變數為教育年數）

出生世代	1930-39	1940-49	1950-59	1960-69	1970-79
全體樣本(中間出生者為參考組)					
長子、女	-0.181 (-0.94)	-0.179 (-1.14)	0.062 (0.46)	0.019 (0.16)	0.110 (0.97)
么子、女	0.745 (1.58)	0.816 (2.64)	0.290 (1.82)	0.235 (2.29)	-0.011 (-0.1)
男性樣本					
長子	0.036 (0.12)	0.033 (0.14)	0.022 (0.11)	0.033 (0.18)	0.099 (0.58)
么子	0.681 (0.91)	0.799 (1.83)	0.227 (1.08)	0.093 (0.65)	-0.091 (-0.55)
女性樣本					
長女	-0.342 (-1.27)	-0.328 (-1.49)	0.101 (0.52)	0.014 (0.09)	0.132 (0.81)
么女	0.797 (1.35)	0.740 (1.68)	0.429 (1.62)	0.418 (2.47)	0.088 (0.46)

註 1：括弧內為 t 值。

註 2：其他解釋變數包括常數項、是否出生於 1956 年後之虛擬變數、父、母親教育年數、父親職業、手足人數、與族群分類；性別虛擬變數只包括在全體樣本中。

出生的小孩常受益於快速的經濟發展，而有較高的教育成就，因此出生序與個人教育成就呈現正的線形關係。對於 1950-59、1960-69 兩個出生世代，資源不足所造成的預算限制仍存在，使得出生序與個人教育成就呈現 U 型的非線形關係。即長子女與么子女皆比中間生子女有較高的教育成就。對於 1970-79 出生的年輕世代，經濟發展已趨於穩定，家中小孩人數減少，愈晚出生的小孩，其教育成就反而較低，此一發現與 Behrman and Taubman (1986, Table 4) 之結果相近，此時出生序與個人教育成就已轉為負的線形關係，但其影響已不顯著。換言之，出生序對個人教育成就的影響，可能會因不同的經濟發展階段而呈現不同的關係。

若做不同出生世代間的比較，出生序之影響以 1940-49、1950-59、與 1960-69 出生世代最為顯著。若將樣本分為男性樣本與女

性樣本，由表 10 至表 13 之參數估計值與 t 值，我們發現出生序對女性教育成就的影響高於對男性的影響。

## 五、兄弟姊妹性別組成與人數（哥、姊、弟、妹人數）

表 14 迴歸結果顯示姊妹人數對個人教育成就的影響亦隨著台灣的經濟發展階段而有不同的影響。在台灣經濟發展的早期階段（1930-39 出生世代），姊姊的存在（特別是年齡相差較遠的姊姊），可以藉由結婚或工作，提早離家減輕家中負擔，而將家中的資源留給弟妹用，因此有助於個人的教育成就（Parish and Willis 1993）。這個姊姊效應持續到 1940-49 出生世代，但已減弱。此一結果與 Parish and Willis（1993）之發現類似，即姊姊有助於個人的教育成就。然而對於 1950-59 以後的出生世代，家中小孩數目持續減少，姊姊已轉為家中資源的競爭者。此外，弟弟或妹妹的存在，一般而言不分出生世代，皆是家中資源的競爭者，不利於個人的教育成就。Weinstein *et al.*（2004）曾分別檢視男性與女性兩樣本，發現對年輕的出生世代而言，姊妹人數已不再影響其兄弟的教育成就。

本文更進一步將樣本分為男性樣本與女性樣本，表 14 結果顯示 1930-39 出生世代姊姊的存在對提升妹妹教育成就有較顯著的影響（與對弟弟的幫助相比）。對於 1950-59（含）以後的出生世代而言，不管是對男性或對女性，一般而言，在家庭資源競爭上，弟妹的存在（特別是弟弟）都比兄姊的存在具威脅性。此外，到了 1970-79 的年輕世代，兄、弟、姊、妹人數增加，對女性仍有顯著的不利影響，然而對男性之影響已減弱（甚或已不顯著）。

## 六、族群

表 9 的迴歸結果顯示，控制其他家庭背景因素解釋變數後，族群的差異主要存在於 1940-49 與 1950-59 的出生世代。此兩出生世代，外省族群最具優勢、客家族群次之、兩者皆高於閩南族群。對 1960-69

表 14 哥哥、姊姊、弟弟、妹妹人數之影響（被解釋變數為教育年數）

出生世代	1930-39	1940-49	1950-59	1960-69	1970-79
全體樣本					
哥哥人數	-0.025 (-0.22)	0.011 (0.14)	-0.184 (-2.94)	-0.277 (-4.27)	-0.321 (-3.30)
姊姊人數	0.284 (2.40)	0.112 (1.40)	-0.088 (-1.55)	-0.131 (-2.42)	-0.183 (-2.51)
弟弟人數	-0.039 (-0.46)	-0.117 (-1.81)	-0.404 (-6.18)	-0.372 (-4.46)	-0.329 (-3.27)
妹妹人數	-0.027 (-0.34)	-0.124 (-2.09)	-0.268 (-4.52)	-0.361 (-6.04)	-0.157 (-1.96)
男性樣本					
哥哥人數	-0.020 (-0.14)	-0.079 (-0.79)	-0.233 (-3.11)	-0.272 (-3.59)	-0.122 (-1.04)
姊姊人數	0.265 (1.43)	0.111 (1.08)	-0.110 (-1.46)	-0.147 (-2.26)	-0.161 (-1.69)
弟弟人數	-0.024 (-0.22)	-0.109 (-1.35)	-0.413 (-4.79)	-0.320 (-3.41)	-0.198 (-1.55)
妹妹人數	-0.091 (-0.78)	-0.079 (-0.99)	-0.237 (-2.84)	-0.375 (-4.49)	-0.125 (-0.98)
女性樣本					
哥哥人數	-0.050 (-0.30)	0.088 (0.79)	-0.120 (-1.34)	-0.281 (-2.86)	-0.602 (-4.45)
姊姊人數	0.290 (1.92)	0.098 (0.91)	-0.070 (-0.92)	-0.119 (-1.61)	-0.226 (-2.43)
弟弟人數	-0.079 (-0.69)	-0.114 (-1.38)	-0.392 (-4.40)	-0.417 (-3.52)	-0.514 (-3.66)
妹妹人數	0.045 (0.48)	-0.165 (-2.21)	-0.289 (-3.85)	-0.353 (-4.72)	-0.214 (-2.34)

註 1：括弧內為 t 值。

註 2：其他解釋變數包括常數項、是否出生於 1956 年後之虛擬變數、父、母親教育年數、父親職業、與族群分類；性別虛擬變數只包括在全體樣本中。

（含）以後的出生世代而言，除了原住民仍處弱勢之外，其他三種族群的差異已不顯著。此一結果與駱明慶（2001, Table 6）、<sup>22</sup> 蔡淑鈴

22 請參見本文註 20。

(2004) 的發現相近。

在控制其他家庭背景因素解釋變數後，外省族群與閩南族群的差異由 1940-49 出生世代的 2.111 年，下降至 1950-59 出生世代的 1.205 年，其後更持續縮減至 1960-69 出生世代的 0.293 年（此時的差異已不顯著）。<sup>23</sup> 同一時期客家族群與閩南族群的差異也是縮減中。然原住民與閩南族群的差異卻由 1940-49 出生世代的 1.727 年，擴大至 1950-59 出生世代的 2.286 年，直至 1970-79 出生世代此一差距才有明顯的縮減。

## 七、結構性變化之檢定

本文依據 Chow test 計算 F 值，以檢定家庭背景因素對教育成就之影響是否存在結構性變化。Chow test 之 F 值為 308.84，自由度為 (9,13677)，<sup>24</sup> 顯示這 1930-39、1940-49、1950-59、1960-69、1970-79 五個出生世代，家庭背景因素對教育成就之影響有非常顯著的結構性變化。若只看兩個連續出生世代的變化，則 1930-1949（含 1930-1939 與 1940-1949 兩出生世代）、1940-1959、1950-1969、1960-1979 之 Chow test F 值（與自由度 d.f.）分別為 16.21 (d.f.=9,3949)、43.04 (d.f.=9,6701)、32.90 (d.f.=9,7384)、與 10.86 (d.f.=9,5758)。其中又以 1940-49 到 1950-59 出生世代的改變最為顯著，可能原因為 1968 年實施之九年國教。

23 早期外省族群與閩南族群的差異，可能來自語言使用的優勢 (Parish and Willis 1993; Tsay 2006)。Tsay (2006) 指出台灣與其他國家移民經驗不同，可能原因是國民政府遷台後，官方語言為外省族群使用的語言（國語），但當時台灣社會較熟悉的語言為日語、閩南語、或客語。另一可能的解釋為早期外省族群以軍公教人員為多數，常享有子女教育補助費的福利。

24 做結構性變化之 F 檢定時，1950-59 出生世代解釋變數並未放入是否出生於 1956 年之後的虛擬變數，以求解釋變數項目之一致性。

## 伍、結論

本文使用「華人家庭動態調查資料」，探討在不同的經濟發展階段之下的五個出生世代（1930-39、1940-49、1950-59、1960-69 以及 1970-79），家庭背景因素如何影響個人的教育成就。文中發現台灣經濟發展的早期（例如 1930-39、1940-49、1950-59 出生世代），性別是影響個人的教育成就最重要的變數，其次為家庭社經地位（以父母親教育年數與父親職業為代表）。到了台灣經濟發展起飛以後（例如 1960-69 與 1970-79 出生世代），家庭社經地位對個人的教育成就的影響已高於性別的影響。此時，家庭社經地位對兒子的影響也高於對女兒的影響。我們也發現，雖然家庭社經地位一直是解釋個人教育成就的重要變數，但其解釋能力卻是逐代下降，另一方面，個人教育成就無法被經濟模型解釋的殘差部份則是逐代增加。

然而這些結論不一定適用於更年輕的世代，因為根據台灣的經濟發展軌跡，在 1990 年代以前，快速經濟成長伴隨著均化的所得分配，因此父母親的社經地位對子女教育成就的影響力是下降。隨著知識經濟的興起（所得分配不均惡化）與大學入學方式的改變（被視為公平的聯考不再是唯一的入學途徑），到了 1990 年代中期以後，父母親的社經地位對子女教育成就的影響力是否會增加？這些問題將留待新資料的出現再做解答。

此外，本文也發現手足人數之負向影響，以 1950-59 與 1960-69 出生世代最為顯著。且出生序對個人教育成就的影響，可能隨台灣的經濟發展階段而有不同的影響。換言之，對於 1930-39、1940-49 兩個出生世代，因處於經濟發展快速時期，出生序與個人教育成就呈現正的線形關係。對於 1950-59、1960-69 兩個出生世代，資源不足所造成的預算限制仍存在，使得出生序與個人教育成就呈現 U 型的非線形關係。對於 1970-79 出生的年輕世代，經濟發展趨於穩定，且家中小孩

人數減少，出生序與個人教育成就已轉為負的線形關係，但其影響已不顯著。一般而言，手足人數與出生序，對女性的影響較大。

本文進一步指出姊姊有助於個人教育成就的現象主要存在於台灣經濟發展的早期，到了 1950-59（含）以後的出生世代，不管是哥哥、姊姊、弟弟、或妹妹皆扮演家中資源競爭者的角色，不利於個人的教育成就。最後，本文也發現控制其他家庭背景因素解釋變數後，族群的差異主要存在於 1940-49 與 1950-59 的出生世代，其後差異漸縮。此兩出生世代，外省族群最具優勢、客家族群次之、兩者皆高於閩南族群。對 1960-69（含）以後的出生世代而言，除了原住民仍處弱勢之外，其他三種族群的差異不再顯著。

## 參考文獻

- 吳慧瑛（2003）二十年來教育發展之經濟評估，1978 - 2001，臺灣經濟預測與政策，33(2): 97-130。
- 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。
- 陳寬政、劉正（2004）台灣的教育發展與教育流動：結構流動的分析，人口學刊，29: 71-94。
- 蔡淑鈴（2004）高等教育的擴張對教育機會分配的影響，臺灣社會學，7: 47-88。
- 駱明慶（2001）教育成就的省籍與性別差異，經濟論文叢刊，29: 117-152。
- Becker, G. S. 1981. *A Treatise on the Family*. Cambridge: Harvard University Press.
- Becker, G. S. and N. Tomes. 1986. "Human Capital and the Rise and Fall of Families." *Journal of Labor Economics* 4 (3, part 2): S1-S39.
- Behrman, J. R. 1988. "Intrahousehold Allocation of Nutrients in Rural India: Are Boy Favored? Do Parents Exhibit Inequality Aversion?" *Oxford Economic Papers* 40: 32-54.
- Behrman, J. R. and P. Taubman. 1986. "Birth Order, Schooling, and Earnings." *Journal of Labor Economics* 4 (3, part 2): S121-S145.
- Birdsall, N. 1991. "Birth Order Effects and Time Allocation." *Research in Population Economics* 7: 191-213.
- Blau, P. M. and O. D. Duncan. 1967. *The American Occupational Structure*. New York: Wiley.
- Bowles, S. 1972. "Schooling and Inequality from Generation to Generation." *Journal of Political Economy* 80 (3, part 2): S219-S251.

- Butcher, K. F. and A. Case. 1994. "The Effect of Sibling Sex Composition on Women's Education and Earnings." *The Quarterly Journal of Economics* 109: 531-563.
- DeTray, D. 1981. "Government Policy, Household Behavior, and the Distribution of Schooling: A Case Study of Malaysia." In *Research in Population Economics, Volume 6, Greenwich*, edited by T. P. Schultz. CI: JAI Press.
- Duncan, O. D. 1961. "A Socioeconomic Index for All Occupations." Pp. 109-138 in *Occupations and Social Status*, edited by A. J. Reiss Jr. New York: Free Press.
- Ganzeboom, H. B., P. M. DeGraaf, and D. J. Treiman. 1992. "A Standard International Socio-Economic Index of Occupational Status." *Social Science Research* 21: 1-56.
- Greenhalgh, S. 1985. "Sexual Stratification: The Other Side of "Growth with Equity" in East Asia." *Population and Development Review* 11: 265-314.
- Griliches, Z. 1979. "Sibling Models and Data in Economics: Beginnings of a Survey." *Journal of Political Economy* 87 (5, part 2): S37-S64.
- Griliches, Z. and W. M. Mason 1972. "Education, Income, and Ability." *Journal of Political Economy* 80 (3, part 2): S74-S103.
- Hauser, R. M. and Hsiang-Hui Daphne Kuo. 1998. "Does the Gender Composition of Sibling Affects Women's Educational Attainment?" *Journal of Human Resources* 33: 644-57.
- Hauser, R. M., J. R. Warren, Min-Hsiung Huang, and W. Y. Carter. 2000. "Occupational Status, Education, and Social Mobility in the Meritocracy." Pp. 179-229 in *Meritocracy and Economic Inequality*, edited by K. Arrow, S. Bowles, and S. Durlauf. Princeton: Princeton University Press.
- Hauser, R. and M. J. R. Warren. 1997. "Socioeconomic Indexes for Occu-

- pations: A Review, Update, and Critique." *Sociological Methodology*, 177-298.
- Hauser, R. M. and D. L. Featherman. 1977. *The Process of Stratification: Trends and Analyses*. New York: Academic Press.
- Haveman, R. and B. Wolfe. 1995. "The Determinants of Children's Attainments: A Review of Methods and Findings." *Journal of Economic Literature* 33: 1829-78.
- Huang, Fung-Mey. 2000. "The Impact of Childhood Events on Educational Achievement: A Sibling Study." *Taiwan Economic Review* 28: 425-450.
- Huber, P. J. 1967. "The Behavior of Maximum Likelihood Estimates Under NonStandard Conditions." *Proceedings of the Fifth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability* 1: 221-233.
- Kessler, D. 1991. "Birth Order, Family Size, and Achievement: Family Structure and Wage Determination." *Journal of Labor Economics* 9: 413-426.
- King, E. M. and L. Lillard. 1987. "Education Policy and Schooling Attainment in Malaysia and Philippines." *Economics of Education Review* 6: 167-81.
- Lillard, L. A. and R. J. Willis. 1994. "Intergenerational Educational Mobility, Effects of Family and State in Malaysia." *Journal of Human Resources* 29: 1126-45
- Parish, W. and R. J. Willis. 1993. "Daughters, Education, and Family Budgets, Taiwan Experiences." *Journal of Human Resources* 28: 863-98.
- Stata Corporation. 2001. *Stata 7.0 Reference Manual*, Vol. 3, College Station, TX: Stata Press.
- Strauss, J. and D. Thomas. 1995. "Human Resources: Empirical Modeling of Household and Family Decisions." Pp. 1883-2023 in *Handbook of Development Economics*, edited by J. Behrman and T. N. Srinivasan. Am-

- sterdam, Netherlands: North-Holland.
- Taubman, P. 1976. "The Determinants of Earnings: Genetics, Family, and Other Environments; A Study of White Male Twins." *American Economic Review* 66: 858-70.
- Tsay, Wen-Jen. 2006. "The Educational Attainment of Second-Generation Chinese Immigrants in Taiwan." *Journal of Population Economics* 19: 749-767.
- Weinstein, M., Ming-Cheng Chang, J. Cornman, R. Hassan, and M. Stark. 2004. "Did Taiwanese Sisters Subsidize the Education of Their Brothers?" *Journal of Population Studies* 29: 1-34.
- White, H. 1980. "A Heteroskedasticity - Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity." *Econometrica* 48: 817-838.
- Zajonc, R. B. 1976. "Family Configuration and Intelligence." *Science* 192 (16 April): 227-236.
- Zajonc, R. B. and G. B. Markus. 1975. "Birth Order and Intellectual Development." *Psychological Review* 82: 74-88.

# Family Background and Educational Achievement in Taiwan: Changing Trends in Five Cohorts

Huoying WU\*

## Abstract

This paper examines the impact of family background upon a child's educational achievement over five cohorts: 1930-39, 1940-49, 1950-59, 1960-69, and 1970-79. The data are taken from the Panel Study of Family Dynamics. Our empirical results suggest that (1) among all the variables related to family background, parents' social economic status plays an important role in determining their children's educational achievement, yet its influence declines over time; (2) the inverse relation between sibship size and a child's schooling accentuates for the cohorts 1950-59 and 1960-69; (3) the relationship between birth order and a child's schooling varies along different stages of economic development; (4) the effect of older sisters upon a child's educational achievement becomes negative after the 1950-59 cohort; and (5) ethnical differences mainly exist among the 1940-49 and 1950-59 cohorts.

***Key words: Social economic status, educational achievement, gender gap, birth order***

---

\* Associate Professor, Department of Economics, Chinese Culture University. E-mail hwu@faculty.pccu.edu.tw

