DOI: 10.6277/TER.201712_45(4).0003

性別偏好與出生排序效果: 重新檢視台灣家戶對子女教育資源之配置

魯慧中*

本文利用「華人家庭動態資料庫」的合併樣本, 以 Ejrnæs and Pörtner (2004) 所提出之「固定效果下有序羅吉特模型」進行「性別偏好」與「出生排序」的實證分析。我們發現「重男輕女」普遍存在於當時的台灣社會, 且外省籍家庭「重男輕女」的程度並非所有族群中最輕微的。出生排序越後面子女的教育程度會越高, 但是出生排序越後面的兒子與女兒間之教育成就差異則較低。前後手足的生育間隔對於該子女的教育成就具有「非對稱效果」: 與相鄰兄姐的生育間隔愈大, 愈有利於該子女的教育成就; 與相鄰弟妹的生育間隔愈大, 反而對該子女的教育成就有不利的影響。最後, 雙胞胎的身份會降低該子女的教育成就。

關鍵詞: 性別偏好, 出生排序, 固定效果下有序羅吉特模型
JEL 分類代號: I25, J13

1 前言

自從 Gary S. Becker 提出「利他學說」之後, 父母對子女的資源配置成爲許多經濟文獻的研究焦點。父母基於利他性, 擔負起教養子女之責任; 然而在有限的家庭資源之下, 子女數目的多寡卻可能影響到父母對每個子女所能配置到的教育資源, 進而影響子女未來的發展。因此, 父母在其一生

*作者爲輔仁大學經濟學系教授。魯慧中爲通訊作者。本文感謝國科會專題研究計畫的經費補助 (計畫編號: NSC98-2410-H-030-021-MY2)、陳妍蒨教授、兩位匿名審查人、以及台灣經濟學會 2013 年年會與會者的寶貴意見。文中如有任何疏漏, 悉由作者負責。

經濟論文叢刊 (*Taiwan Economic Review*), 45:4 (2017), 579–637。
國立台灣大學經濟學系出版

臺灣大學期刊資料庫

中必須面對「生育」及「子女人力投資」間的取捨, 這就是 Becker (1991) 所提出「質量轉換模型」(quality-quantity model)。

在傳統的「質量轉換模型」中, 父母對每個孩子均投入相同的「品質」(即「人力投資」), 主要焦點在於生育決策和每個子女平均人力投資之間的取捨, 分析不同家庭在代與代間的所得流動 (intergenerational income mobility), 進而觀察父母背景 (教育程度、社經地位) 與子女成就 (教育程度、所得能力) 之間的關連性, 如: Becker and Tomes (1976), Becker and Tomes (1979), and Becker and Tomes (1984)、Lillard and Willis (1994) 等學者提出的研究。然而在真實社會中, 父母對於每個子女的人力投資卻可能因爲某些主、客觀因素而有高低差異, 導致來自同一個家庭中的孩子卻有不同的發展成就。因此,「質量轉換模型」建構在每位子女擁有相同人力投資的簡化假設下, 忽略父母對子女進行差異性資源配置的可能性。

從家庭內部資源配置的差異性來看, 父母可能基於子女的稟賦 (聰明才智)、性別以及出生排序而做出不同的分配決策。Becker (1991) 認爲父母根據子女稟賦的不同而可能會有「替代」及「互補」(或是「強化」) 型態的人力投資配置: 前者是指父母爲使各個子女未來能平均發展, 因此對稟賦較差的子女做出較多的人力投資; 後者則是在「規模報酬遞增」的前提下, 父母會投資較多在較聰明的子女身上。Ejrnæs and Pörtner (2004) 一文中指出, 從菲律賓 Laguna 省的資料顯示, 家庭對子女的教育投資差異除了來自於各個家庭間的差異之外, 家庭內部的差異也佔有相當的重要性, 因此在分析過程中不應忽略家庭內部的資源配置。從各國的資料中顯示, 造成家庭內部資源配置不均的原因可能來自文化及心理層面, 其中「性別偏好」(sex preference) 及「出生排序」(birth order) 是造成同一家庭不同子女間資源配置不均等的最主要因素。

本文主要是以「華人家庭動態調查資料」(Panel Study of Family Dynamics; PSFD) 進行實證研究, 分析台灣父母對於子女的人力投資決策是否存在「性別偏好」及「出生排序」效果。雖然文獻上對於此議題的實證研究成果十分豐碩, 然而隨著計量方法的發展, 本文的重點將放在追蹤性資料 (panel data) 屬性之「固定效果下有序羅吉特模型」(ordered logit model with fixed effect) 的應用, 以及「出生排序」和「生育結構」變數的設定, 與

臺灣大學學術期刊資料庫

先前文獻的實證結果進行比對, 並觀察在各種不同模型的設定下, 重新檢視「性別偏好」及「出生排序」對於家庭內部子女教育資源的配置是否具有顯著的影響力。

本文的章節安排如下: 第1節說明本研究的研究動機及目的。第2節是「性別偏好」和「出生排序」相關文獻的回顧。第3節是介紹過去文獻所設定之各種型態的「出生排序」變數, 並說明其優缺點。第4節介紹「華人家庭動態資料庫」的資料特性以及說明本文的樣本選取過程。此外, 根據該資料庫的特性, 我們納入家庭中子女的年齡結構 (生育間隔), 以凸顯「性別偏好」、「出生排序」與手足間資源競爭壓力或同儕互助效果的關係。第5節介紹在追蹤型資料之下「固定效果下有序羅吉特模型」的計量方法, 並建立我們欲檢定的若干假設。第6節針對各種模型估計出來的實證結果進行分析說明。最後一節則是結論與展望。

2 文獻回顧

自古以來, 不論是在西方或東方社會中均普遍存在著「重男輕女」(son preference) 的觀念。西方社會隨著經濟制度的演變, 此觀念有逐漸淡化的趨勢; 然而在東方或是開發中社會, 重男輕女的觀念卻仍然顯著存在, 因此引起經濟、社會或人口學家的重視。「重男輕女」觀念的存在, 除了影響到父母的生育行爲之外, 同時也會影響到父母對子女的人力投資分配: 若父母有著強烈的「重男輕女」觀念, 會傾向對兒子有較高的人力投資, 此時兒子和女兒之間應會呈現高度的教育不均度; 反之, 則兒子和女兒的教育水準應無太大差異。Behrman (1988a)、Parish and Willis (1993)、Sudha (1997) 和 Buchmann (2000) 等研究亦指出, 家庭內資源分配高度不均的現象經常出現在開發中的國家, 這也反映出「性別偏好」觀念較盛行於經濟發展程度較低的社會。Behrman, Pollak, and Taubman (1986) 則認爲, 父母之所以會重男輕女的主因在於勞動市場中男女薪資存在明顯的差異, 因此會對兒子投資較多人力資本, 以期在未來獲得較高的報酬率。Butcher and Case (1994) 則由美國出生於1920–1965年代的資料中發現, 女性的教育程度深受手足性別結構的影響, 但是男性的教育程度則不會有相同的影響; Chen, Chen, and Liu (2008) 利用台灣資料也發現, 在1978年以前出生的女性能

臺灣大學學術期刊資料庫

否就讀大學, 與其手足性別結構是有密切關係的。然而, 並非所有研究均認爲性別偏好普遍存在於各個社會中。從 Lhila and Simon (2008) 的研究結果中得知, 若父母在懷孕過程中已知腹中胎兒的性別時 (可利用超音波檢查得知性別), 在美國多數民衆並未顯示出對男孩有較多的營養或健康照料, 這也反映出在懷孕過程中美國父母並未有「重男輕女」的健康投資行爲表現。

除了「性別偏好」的議題之外, 亦有爲數不少的經濟文獻探究「出生排序」與家庭內部資源分配的關連性。所謂「出生排序效果」(birth-order effect) 是指, 在同一個家庭中不同出生排序的孩子在教育成就和勞動市場的表現上存在明顯的差異性, 而孩子間之不均等的資源配置是造成的可能主因。在理論上,「出生排序」對子女資源配置之影響可區分爲四種成因, 分別是「預算限制」(constraints)、「家庭環境變遷」(household environment)、「生物特性」(biological effect) 及「社會文化」(cultural effect)。第一、從「預算限制」的觀點來看, Birdsall (1991) 認爲, 由於時間資源無法進行跨期借貸, 因此母親必須根據其可運用時間的多寡決定其配置在每個子女身上的時間投入。一般說來, 有工作的母親由於大部分的時間會花在職場上, 故「出生排序」效果較不明顯; 然而沒有工作的母親則會隨著孩子數目的增加, 配置在每個孩子的時間將隨之減少, 因此排行較前的孩子可得到母親較多的時間照顧。另一方面, Parish and Willis (1993) 則從「金錢」資源限制的觀點分析, 認爲父母的所得會隨年齡增長而有所成長, 或是年長的孩子步入勞動市場後可提高家庭的總收入, 因此認爲排行較後面的孩子反而可獲得較多的 (金錢) 資源照顧。第二、從「家庭環境變遷」的觀點解釋, Zajonc (1976) 認爲較年長的孩子可利用其智慧或教育程度的優勢主導家中的資源配置, 因此最年長的子女將得到最多的資源、最年幼者次之, 而排行居中的子女則最居劣勢。第三、從「生物特性」的觀點來看, 排行較後的子女通常是在母親年齡較長的時候出生, 因此會導致較多遺傳基因或生產上的風險而使得資源分配上有所差異。第四、從「社會文化」的觀點來看, 在一個「長子繼承權」的社會中父母會給予排行較長的兒子較多的資源, 以期望能儘早經濟獨立維繫家族命脈, 如: Chu (1991)。

一般而言, 父母對子女的人力投資形式可包括: 營養 (健康照料)、教

臺灣大學學術期刊資料庫

育支出 (含才藝或補習) 或照顧時間投入等。傳統文獻多以子女的「教育成就」作爲父母人力投資的決策變數, 原因在於「教育成就」相較於其他變數有較高的可得性。「教育成就」屬於「存量」(stock) 性質的資料, 通常是在子女成年或進入勞動市場之後, 我們便可觀察其「已完成」的教育程度爲何; 而「營養支出」、「教育支出」或「時間投入」則屬於「流量」(flow) 性質的資料, 它可以每期進行觀察, 並可比較在同一年齡的子女是否會因性別或出生排序而有不同的支出金額, 進而檢驗子女資源配置是否存在差別待遇。雖然從每期父母對子女的各項支出金額或時間配置狀況, 可大致瞭解父母在每期對子女人力投資的決策; 但從生命循環的角度來看, 由於「出生排序」在理論上具有「預算限制」及「家庭環境變遷」之特性 (Zajonc, 1976), 因此難以判斷父母對子女間的資源配置是否真的存在「不均」的現象。「教育程度」的高低可反映出各期累積人力資本的最終成果, 較能完整呈現父母對子女各期人力投資的整體表現, 這也是爲何傳統文獻中普遍使用子女的「教育程度」作爲檢驗「性別偏好」或是「出生排序」效果的被解釋變數。

過去實證文獻分別從子女的教育成就、時間配置以及健康投資中檢視「出生排序」效果, 其中以「教育成就」爲分析對象的研究數量最爲豐碩。Hanushek (1992) 使用美國資料觀察「出生排序」與「學習成就」的關係; Birdsall (1991) 根據哥倫比亞都會區的資料, Black, Devereux, and Salvanes (2005) 使用挪威的人口普查資料, 以及 Booth and Kee (2009) 利用英國家戶追蹤型資料 (British Household Panel Survey), 分別檢視「出生排序」與子女教育程度的關係; Price (2008) 利用「美國時間運用調查」(American Time Use Survey) 觀察「出生排序」和「父母對於子女的時間配置」之關係; Behrman and Taubman (1986)、Behrman (1988b) 和 Horton (1988) 則利用印度和菲律賓的資料, 觀察「出生排序」對子女間健康狀態及營養吸收狀況的差異性。綜合以上的實證結果發現,「出生排序」與「子女資源配置」之間並不存在單調或一致性的關係, 而會依據不同國家的資料呈現出正向、負向、U 型甚或不顯著的統計相關性。[1]

[1]跨國實證結果支持「負向」出生排序效果 (亦即, 排序愈前面之子女, 教育成就較高) 的有 Behrman and Taubman (1986)、Black, Devereux, and Salvanes (2005)、Price (2008)、

臺灣大學學術期刊資料庫

Parish and Willis (1993) 利用出生於西元1940–1979年的台灣資料, 檢視手足性別結構以及出生排序對於家庭內教育資源分配不均的影響。將受訪者依照出生年代區分爲四個世代,[2] 使用「已完成教育年數」作爲父母對不同子女人力投資配置的代理變數, 主要得到下列結論: 第一、從手足性別結構觀察, 姊姊對於弟妹教育資源的取得有正向的助益, 但是哥哥則無明顯的影響; 兄弟之間的資源配置普遍具有負向影響, 但女性則僅會受到妹妹的負面威脅。第二、手足數目愈多, 會因家庭資源稀釋而減少教育年數。第三、出生排序愈後面的子女, 其教育年數愈高。

各國實證研究大多支持「性別偏好」和「出生排序」對於子女的資源配置 (健康、營養狀態或是教育成就) 存在高度的相關性, 如: Steelman and Powell (1989)、Rubalcava and Contreras (2000)、Downey (2001) 以及 Conley and Glauber (2006) 等。而 Yu and Su (2006)、Chu, Xie, and Yu (2007) 和 Chu, Tsay, and Yu (2008) 分別使用「華人家庭動態調查資料」(PSFD) 研究台灣家庭中子女教育不均度與子女性別、年齡結構、以及排行的關係, 認爲中國傳統文化價值觀所形成的「長子繼承」或「重男輕女」觀念是影響家庭內教育分佈不均度的關鍵所在。因此, 不論是從經濟學、社會學、人口學或是心理學的觀點出發,「性別偏好」和「出生排序」均是分析家庭內部資源配置的重要因素, 而父母對子女資源分配的方式不僅會影響到下一代的個別發展, 也會影響到社會階層結構的變遷。我們從過去相關文獻的探討中, 足以可見此議題在學術地位上的重要性。

3 出生排序變數

在給定子女性別、子女數目等家庭組成結構之下, 出生排序可能以「連續變數」或以「虛擬變數」(dummy variable) 的方式設定, 有些研究則是在同時考量性別和出生排序的模式下進行合併設定,[3] 因此估計結果將隨著各

Booth and Kee (2009); 支持「正向」出生排序效果 (排序愈後面之子女, 教育成就較高) 的有 Ejrnæs and Pörtner (2004); 呈現 U 型關係 (第一個和最後出生之子女的教育成就較高) 的則有 Hanushek (1992); 而「不顯著」或是「很微弱」的出生排序效果則有 Kessler (1991)。

[2]Parish and Willis (1993) 依照受訪者的出生年代區分爲1940–49、1950–59、1960–69、1970–79四個世代。

[3]如: Conley and Glauber (2006) 就針對「長男」和「次男」進行「手足人數」對「入私

臺灣大學學術期刊資料庫

國資料或模型設定的不同而呈現明顯的差異性: 有些研究支持出生排序與子女教育程度間呈現負相關、正相關或U 型關係, 有些則呈現不明確的關係。

以「連續變數」的設定而言, 傳統文獻多使用「絕對出生排序」(absolute birth order; ABO) 進行「出生排序效果」的檢驗, 如: Horton (1988)、Behrman (1988a) and Behrman (1988b) 或是 Birdsall (1991) 等。所謂「絕對出生排序」是將子女的出生排序直接設定在變數中, 如: 老大設爲1, 老二設爲 2, $\cdots$, 以此類推; 然而, 子女數目愈多的家庭將造成「絕對出生排序」有較高的變異程度。由於「出生排序」與「生育決策」(即「子女數目」) 之間存在高度的相關性, 以「絕對出生排序」作爲變數設定的模式, 往往無法捕捉到「出生排序」對於家庭內子女教育資源配置的真正面貌, 因此後續的研究多提出不同的出生排序變數, 以修正「子女數目」及「出生排序」間高度相關所導致的估計偏誤。

Ejrnæs and Pörtner (2004) 提出「相對出生排序」(relative birth order; RBO) 來修正「絕對出生排序」所產生的問題, 使得各個家庭的子女排行變異程度都能介於0和1之間。RBO 之定義如下所示:

$$\text{RBO} \equiv \frac{\text{ABO} - 1}{N - 1}。$$

其中 ABO 爲「絕對出生排序」, N 爲「子女數目」。Booth and Kee (2009) 則提出「出生排序指標」(birth order index; BOI) 進行修正, 將各個家庭出生排序變數的平均數標準化爲1, 同時更加降低其與「子女數目」間的相關性。BOI 之定義如下:

$$\text{BOI} \equiv \frac{\text{ABO}}{\overline{\text{BO}}},$$

其中 $\overline{\text{BO}} = (N+1)/2$ 爲「平均出生排序」。由於 BOI 與子女數目之間的相關係數較低, 若在模型中欲同時觀察「子女數目」(生育決策) 及「出生排序」對於子女間教育資源配置的效果評估將較爲適當。因此本文的實證分析, 我們將採用「出生排序指標」(BOI) 作爲「出生排序變數」的設定方式。

校就讀」和「科目重修」的效果分析; Butcher and Case (1994) 和駱明慶 (2001) 則將手足區分爲哥哥、姊姊、弟弟、妹妹的人數。

臺灣大學學術期刊資料庫

4 資料來源

本文採用「華人家庭動態資料庫」(以下簡稱爲「PSFD」) 的樣本作爲分析對象。PSFD 的抽樣調查主要以「家庭」爲受訪單位, 針對受訪者 (主樣本) 的家庭背景進行追蹤性調查, 這包括了垂直方向 (主樣本的父母及其子女) 以及水平方向 (主樣本的兄弟姊妹) 進行基本瞭解, 因此有助於進行跨代間各種議題的分析。基本上, 受訪的主樣本在年齡上均滿足「已成年」的條件, 因此我們視其在問卷中所填答的教育程度爲「已完成」的狀態; 若主樣本在受訪時仍爲就學狀態時, 則可視爲該樣本對其自身的人力投資, 而非父母對子女的教育投資, 此時將以先前已完成學歷作爲該樣本之教育程度的依據。本資料庫主要針對西元 1935 年至 1976 年 (民國 24 年至民國 65 年) 出生的樣本進行三階段的抽樣調查, 分別於 1999、2000、2003 三個年度針對 1953–1964、1935–1954 以及 1964–1976 年次出生之族群進行第一次訪查, 其問卷代號分別爲 RI1999、RI2000 以及 RI2003。雖然 PSFD 在日後對各個抽樣年群進行數次追蹤性訪查, 但由於本研究的主要目的在於觀察各年群樣本在其原生家庭中與其手足間的教育資源配置狀況, 因此並未納入各年群樣本的後續追蹤資料, 而僅採用第一次訪查的問卷內容作爲變數來源。

我們將 PSFD 中 RI1999、RI2000、RI2003 等資料庫進行合併, 利用各年期隨機抽樣之主樣本資料作爲家戶中的子女樣本, 透過主樣本的問卷內容, 進而瞭解其出生排序、性別、個人屬性以及其父母的社經地位、出生年代對於家庭中教育資源配置的關係。對應於子女的解釋變數, 我們主要利用 BOI 作爲出生排序變數, 另外也考慮子女的性別、出生年代、是否曾接受九年國民義務教育等變數的影響。[4] 我們將子女的出生年代區分爲「抗戰勝利前」和「抗戰勝利後」: 以民國 34 年爲界線, 民國 35 (含) 年以後出生者爲「出生於戰後」, 令其爲 1; 民國 34 年以前出生者爲「出生於戰前」, 則令其爲 0。此外, 針對戰後出生者, 我們又以「九年國民義務教育」的實施點做區分: 出生於民國 45 年 (含) 以後者會接受國民義務教育, 然而隨著教育資源的普及化和學校軟硬體設施逐漸完備, 接受國民義務教育卻在不

[4] 九年國民義務教育實施於民國 57 年, 因此假設出生於民國 45 年 (含) 以後的人均可接受國民義務教育, 此時令對應的虛擬變數設爲 1。

臺灣大學學術期刊資料庫

同年份出生的人應會享受到不同的教育資源, 因此我們採用「九年國民義務教育 × 出生年份」的變項以凸顯不同出生年份的子女在國民義務教育實施之後的差別性。

另一方面, 對應於父母的解釋變數則包含父母的教育年數、父母的出生年代, 至於父親的省籍則區分爲「閩南籍」、「客家籍」、「外省籍」以及「原住民和其他」。[5] 其次, 我們也希望能透過父親的職業 (務農及任職公家機關) 或是母親是否爲家庭主婦、以及父母是否曾爲子女就學而遷學區或搬家的經驗等變數,[6] 以進一步瞭解不同屬性的父母對於子女教育投資的配置是否具有性別偏好或出生排序效果。關於詳細的變數設定內容請參見附錄中的「變數定義」。

「出生排序」只能說明該子女在家庭生育歷程中的「序數位置」(ordinal position), 爲能深入刻畫家庭完整的生育決策 (結構), 有別於過去文獻僅放入傳統的生育結構變數, 如: 子女數目、是否爲雙胞胎等, 我們另外增加各個子女之間的生育間隔 (birth spacing) 作爲解釋變數。根據 Price (2008) 之估計結果顯示,[7] 以兩個子女的家庭爲例, 若兩個子女的生育間隔年數愈長, 父母配置在長子相較於次子的照顧時間差距會愈大。Chu, Xie, and Yu (2007) 所進行的台灣實證研究中則指出, 年齡差距較大的手足 (尤其是弟妹) 對於女性教育資源取得的負面影響較大。[8] 綜合而言, 手足間的「生育

[5]在「華人家庭動態資料庫」的相關實證文獻中, 對於「族群」變數的設定有些以「原住民及其他」作爲對照組, 如: Chu, Xie, and Yu (2007), 也有些以「閩南籍」作爲對照組, 如: 謝志龍 (2013), 因此以樣本最多之「閩南籍」作爲對照組的設定方式並未一致性地被採用。本文在族群變數的設定上採用 Chu, Xie, and Yu (2007) 的作法, 區分爲「閩南籍」、「客家籍」、「外省籍」、「原住民及其他」四組, 並以「原住民及其他」爲對照組。由於前三種族群之間性別偏好的差異性比較是過去文獻中關注的焦點, 因此將「原住民及其他」作爲對照組, 其主要目的便是可直接觀察這三種族群的重男輕女程度。

[6]對應在「父親務農」的變數定義, 我們採用問卷中之問項:「父親從事最久之職業名稱」; 若職業編碼介於6000 至6291 者代表從事「農業相關職業」, 則令其爲 1, 其他則令爲 0;「父親任職公家機關」的問項爲:「父親從事最久之工作」下「b. 他當時是在爲誰工作?」, 若回答「爲政府機構工作」者令爲 1, 其他爲 0;「母親從事最久之職業名稱」, 若職業編碼爲 0005 者, 表示母親爲「家庭主婦」則令其爲 1, 其他職業編碼則爲 0;「曾在求學階段搬家」的問卷問項:「您十六歲之前, 您父母是否曾經爲了幫子女遷至較好的學區, 或爲了子女就學方便而搬家?」若回答「是」者爲 1,「否」則爲 0。

[7]見 Price (2008, 頁 256) 之 Table 7。

[8]Chu, Xie, and Yu (2007) 所設定的生育間隔變數, 主要是以樣本與其前、後手足的年

臺灣大學學術期刊資料庫

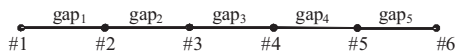


圖 1: 子女生育間隔

間隔」應會是影響子女間資源配置的重要因素之一。由於 PSFD 的問卷可以獲取同一家庭中各個子女的出生年份, 因此利用該資料特性可計算出相鄰子女間的間隔年數, 並可深入探究家庭生育結構對於子女教育資源的配置。

令第 i 和第 $i+1$ 個子女之間的生育間隔爲 gap_i, 則我們可以用圖1表示一個家庭子女的生育分布情形。根據 PSFD 之主樣本資料內容, 我們得知該家戶中所有 (或部分) 手足的出生年份; 然而, 如遇到手足資料的流失, 我們僅能以推估方式進行計算。例如: 主樣本的出生排序爲第三, 若問卷中僅填寫排序第一手足之出生年份, 而未填寫排序第二手足之出生年份, 則假設 $\text{gap}_1 = \text{gap}_2 =$ (第三出生年份 $-$ 第一出生年份)/2; 同理, 若登錄資料中某些手足之出生年份有遺漏者, 我們將以平均值的方式取代之, 亦即 $\text{gap}_i = \text{gap}_{i+1} = \cdots = \text{gap}_{i+k} = (\text{year}_{i+k+1} - \text{year}_i)/(k+1)$, 其中 year_i 爲出生排序第i子女之出生年份。此外, 礙於問卷表格 (RI1999, RI2000, RI2003) 的限制, 每個主樣本 (成年子女) 最多僅可問到五個健在 (依長幼順序) 手足的年齡 (出生年份) 及教育程度, 因此我們最多只能觀察到該家戶中六個出生子女及五個生育間隔的資料。[9] 綜合 PSFD 問卷內容的特性, 我們訂定出家戶中子女生育間隔 (gap_i) 資料的蒐集原則如下:

(1) 主樣本的原生家庭中必須有兩個 (含) 以上子女。

(2) 爲方便進行各個生育間隔 (gap) 的估算, 問卷資料中必須含有老大 (出生排序第一) 和老么 (出生排序恰爲子女個數) 的出生年份。

(3) 若出生年份和排序不吻合者將予以刪除, 例如: 排行老二和老三的

齡差距是否超過四歲爲基準, 區分爲「年齡較近」(spaced closely) 及「年齡較遠」(spaced apart) 兩個類別變數。

[9]有五位健在的兄弟姊妹並不表示家中只有六個小孩,因此資料中仍會包含小孩個數大於六的家戶樣本。

臺灣大學學術期刊資料庫

子女, 但是出生年份卻爲民國45年和42年, 則此將此家戶樣本全數刪除, 以免產生錯誤認定。

爲凸顯不同生育間隔所導致之手足間的「資源競爭效果」(負向) 或「同儕互助效果」(正向), 我們定義「主樣本與第 i 個手足年齡差距之倒數」爲「第 i 個手足之競爭壓力」,[10] 這表示與主樣本年齡差距 (生育間隔) 愈小之手足, 其帶給主樣本的資源競爭效果或同儕互助效果就愈大。另一方面, 任何一個子女對於前後手足的壓力並不一定具有「對稱性」, 因此我們將壓力變數區分爲「排行之前」與「排行之後」。令 Gap_before 和 Gap_after 分別爲「與前一手足的生育間隔 (年齡差距) 」和「與後一手足的生育間隔 (年齡差距) 」, 則其對應的壓力變數分別爲 Press_before (「前一手足的壓力」) 和 Press_after (「後一手足的壓力」), 亦即:

$$\text{Press_before} = \frac{1}{\text{Gap_before}} \quad \text{和} \quad \text{Press_after} = \frac{1}{\text{Gap_after}}。$$

壓力變數的設定可反映生育間隔較小的手足, 彼此間家庭資源的競爭壓力相對較大 (稱爲「資源競爭效果」); 但也有可能在生育間隔較小的情形下, 手足之間會有較高的良性互動 (稱爲「同儕互助效果」), 此時反而會提高學習或人力資本累積的正面效果。由於我們無法事前認定生育間隔的大小對於子女間教育資源配置的淨效果將會是正向或是負向, 因此必須透過實證結果來進一步驗證。

一般而言, 老大 (排行第一者) 並無兄姐的資源競爭壓力, 老么 (排行最後者) 則無弟妹的資源競爭壓力, 故我們令排行老大的 Press_before 和老么的 Press_after 均爲0。此外, 若有兩個以上的子女具有相同的出生年份,[11] 可視爲「雙胞胎或多胞胎」的情形, 則令此雙 (多) 胞胎手足間的生育間隔 gap 爲0.1, 以反映雙 (多) 胞胎手足間會存在較高的「資源競爭效

[10]我們並未直接使用與各個手足間的「年齡差距」作爲解釋變數, 而採用「年齡差距之倒數」, 主要是當考慮排行爲老大或老么時, 我們無法定義其前、後手足的生育間隔, 但是卻可利用「年齡差距之倒數」的概念定義出老大和老么所對應的前、後手足壓力爲0 (假設此種情形所對應的生育間隔爲「無窮大」)。此外, 這個定義也較適合進行前、後手足「整體」競爭壓力效果的加總計算。

[11]我們僅能從資料中觀察到各手足的出生年份, 而無月份的詳細資訊, 因此若有同一年度中年初及年尾出生的手足, 我們將認定爲「雙胞胎樣本」。

臺灣大學學術期刊資料庫

果」或「同儕互助效果」, 而此時所對應的「雙胞胎」虛擬變數則令爲 1。另一方面, 前、後緊鄰手足的壓力固然較大, 但是也不可忽略其他手足的資源競爭壓力, 因此若要觀察前、後手足的「整體」競爭壓力, 我們另外定義 Sum_Press_before 和 Sum_Press_after 兩個變數, 分別表示在樣本前和樣本後之手足對其競爭壓力的總和如下:[12]

$$\text{Sum_Press_before} \equiv \sum_{i=1}^{n_b} \frac{1}{\text{Gap_before}_i},$$

$$\text{Sum_Press_after} \equiv \sum_{i=1}^{n_a} \frac{1}{\text{Gap_after}_i},$$

其中 n_a 和 n_b 分別爲排行在後面及前面的手足個數。

對應在同一家庭中各個子女的出生排序就像是一個樣本對應在不同時間點上的觀察, 因此我們可以利用「追蹤型資料」(panel data) 的屬性作進一步探究。依據 Ejrnæs and Pörtner (2004) 的資料處理原則, 我們必須將僅有一名子女的家戶樣本予以刪除, 如此才能具備「追蹤型資料」的屬性。出生排序可反映出一個家庭的生育決策, 往往會與家庭中一些無法觀察到的因素存在高度的相關性; 而當這些無法觀察到的因素同時也是資源配置決策的影響因子時, 則將使得家庭內子女教育資源配置與生育決策之間存有「同時性」(simultaneity) 的問題。解決這個問題的方法之一, 便是利用「家戶固定效果」(household fixed effects) 來控制這些無法觀察到的家戶特徵因素。然而, 一旦設定「家戶固定效果」之後, 來自同一個家戶的子女樣本因此對應著相同的家戶特性變數, 故使得許多家戶特性變數無法直接設定在模型中, 而難以觀察這些家戶特性與子女教育資源配置之間的關係, 例如: 父母的教育程度、出生年代、父親的職業型態 (務農或任職公家機關)、父親省籍以及家庭教育觀念等。[13] 爲解決上述問題, 我們依據 Ejrnæs and Pörtner (2004) 的作法, 採用變數的相乘項設定於模型中, 以間接觀察這些家戶特性的影響性, 如: 子女性別與出生排序之交叉項 (兒子 × BOI)、父親省籍與子女性別之交叉項 (「客家籍 × 兒子」、「外省籍 × 兒子」或「閩南

[12]由於每個家庭的子女人數可能不同, 所以無法設定成每個出生排序手足對該樣本的壓力變數, 因此只得以「壓力總和」的形式表現之。

[13]我們可將「父母是否曾爲子女就學而遷學區或搬家」的經驗視爲父母對子女教育的重視程度。

臺灣大學學術期刊資料庫

籍 × 兒子」)、父母教育年數、父母出生年代與子女性別或出生排序之交叉項等。由於我們必須瞭解家戶內每位子女的教育資訊, 因此刪除子女個數在七個 (含) 以上的家戶樣本, 並將家戶中尚未完成教育的子女 (弟妹) 樣本亦予以刪除, 總計可獲得1,569戶以及6,301筆樣本。[14] 在表1的第二、三欄中, 我們列出所篩選出來的樣本下各個變數所對應的平均數及標準誤。

根據表2和圖2, 我們大致可從敘述統計量中觀察 PSFD 資料所呈現的「出生排序」、「子女性別」和「教育資源配置」之間的關係。我們發現, 子女的出生排序與其教育年數之間大致呈現著「單調性」關係: 給定子女個數之下, 排行愈後面的子女, 其所接受的教育年數亦愈高 (見表2–1和圖2–1); 若將子女性別加以區分, 則發現除了子女個數爲3的家庭之外, 兒子的平均受教育年數均顯著高

於女兒 (見表2–2和圖2–2)。因此, 若從敘述統計量的結果初步觀察, 台灣父母在教育資源的分配上似乎存在著「重男輕女」的觀念, 且顯示出正向的「出生排序效果」。不過, 上述結果並無法歸納這是因爲父母對於兒子有較多的教育資源配置, 抑或是男孩本身的教育成就先天高於女孩所致。此外, 敘述統計量的結果 (圖2和表2) 也呼應「稀釋模型」(dilution model) 的說法: 在家庭資源有限的前提下, 子女個數愈多的家庭, 每位子女能分到資源必將減少, 因此每位子女的平均教育年數將隨著手足個數的增加而下降 (見 Downey (1995) and Downey (2001))。在下一節中, 我們將以較嚴謹的計量迴歸模型進行估計, 在控制其他家庭背景變數之下, 重新檢驗「性別偏好」和「出生排序」效果是否顯著存在於台灣家庭之中。

[14]追蹤型資料必須使用到家戶內每個子女的教育程度資訊, 礙於問卷對於手足人數的調查限制, 我們無法獲知兄弟姊妹超過五人以上家庭中各手足教育配置及生育間隔的情形。爲避免因忽略某些家庭中較年幼或出生排序較後手足的教育配置資訊, 導致年長手足的樣本涵蓋率高於實際情況, 進而發生估計偏誤的情形, 我們只採計子女人數在2至6的家戶樣本進行追蹤型資料的估計。此外, 在特定家戶資料中, 由於某些手足的年齡尚未成年或者仍繼續就學, 因此若該手足年齡未達23歲者, 則我們定義:「在調查年度中實際年齡」大於「樣本對應學歷應達到之年齡」兩年以上者視爲「已完成教育」之樣本; 若該手足樣本已達23歲者, 則其填答的教育程度均視爲「已完成教育」; 無法達成上述條件之樣本, 則將予以剔除。例如: 調查時年齡爲18歲, 受教育年數爲12年 (表示該樣本學歷爲「高中、職」, 因此完成該學歷年齡應爲18歲), 因兩者之間差距爲0 (小於2), 因此我們將此樣本視爲未完成教育者, 並予以刪除。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 1: 敘述統計量

變數	平均值	標準誤
子女變數		
教育年數	11.4495	3.9932
未受教育或自修	0.0348	—
小學	0.1379	—
國、初中	0.1584	—
高中、職	0.3304	—
專科	0.1500	—
大學	0.1506	—
研究所以上	0.0379	—
出生於民國 34 年以前	0.0832	—
出生於民國 35 至 45 年	0.2352	—
出生於民國 46 至 55 年	0.2449	—
出生於民國 56 年以後	0.3174	—
九年國民義務教育	0.7054	—
兒子	0.5206	—
絕對出生排序 (ABO)	2.6853	1.4016
父母變數		
閩南籍	0.7707	—
客家籍	0.1062	—
外省籍	0.1090	—
原住民及其他省籍	0.0141	—
父親出生於民國以前	0.0436	—
父親出生於民國 1 至 33 年	0.8197	—
父親出生於民國 34 年以後	0.1366	—
母親出生於民國以前	0.0168	—
母親出生於民國 1 至 33 年	0.7107	—
母親出生於民國 34 年以後	0.2725	—
父親教育年數	6.3652	4.4763
母親教育年數	4.1977	3.9861
父親務農	0.2752	—
父親任職公家機關	0.1478	—

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

變數	平均值	標準誤
母親爲家庭主婦	0.5569	—
曾爲就學而遷學區或搬家	0.0759	—
生育結構變數		
子女個數	4.4012	1.1723
雙胞胎	0.0117	—
與前一手足的生育間隔	2.0138	1.8902
與後一手足的生育間隔	2.0366	1.9332
前一手足的壓力	0.3620	0.3012
後一手足的壓力	0.4549	0.9674
年長手足的壓力總和	0.5860	0.8703
年幼手足的壓力總和	0.5875	0.8623
家戶數	1,569	
樣本數	6,301	

註: 未標示標準誤者均屬於虛擬變數。

表 2–1: 平均受教育年數 (按子女出生排序)

	出生排序						
子女個數	1	2	3	4	5	6	家戶數
2	12.3893	12.6641					131
3	12.6916	12.7247	12.9888				454
4	11.6970	12.0746	12.3388	12.4224			429
5	10.1534	10.4345	11.0994	11.4502	11.8428		313
6	8.5000	8.5041	9.1743	10.1125	10.4226	11.3540	242
總計							1,569

註: 由於 PSFD 僅問最年長的五位手足資料, 若家中孩子數目大於 6 時, 將無法計算出生排序在第六位以後的平均教育年數, 因此本表僅統計小孩個數在 2 至 6 人的家庭。

5 計量模型之設定

過去實證文獻對於「教育程度」有兩種不同的設定方式: 第一是將「教育程度」視爲連續變數, 因此利用「教育年數」作爲應變數, 採用 OLS 或 2SLS

臺灣大學學術期刊資料庫

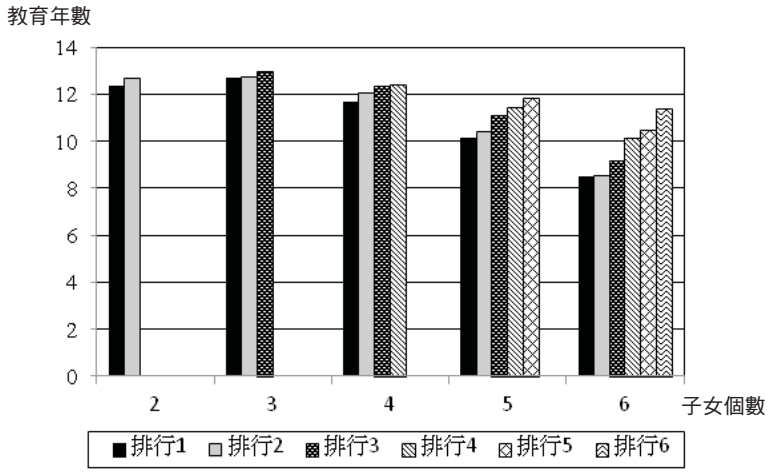


圖 2–1: 平均受教育年數 (按子女出生排序)

表2–2: 平均受教育年數 (按子女性別)

子女個數	兒子	女兒	家戶數
2	12.9024	11.8980	131
3	12.7431	12.8845	454
4	12.1772	12.0798	429
5	11.2696	10.7452	313
6	10.2561	9.0912	242
總計			1,569

進行「家庭組成」、「出生排序」或是「性別偏好」等因素對父母教育投資的實證研究, 如: Parish and Willis (1993)、Chu, Xie, and Yu (2007) 及 Chu, Tsay, and Yu (2008) 等。[15] 第二則主張「教育程度」是一種「接續性的不連續變數」(an inherently discrete variable), 採用「教育階段」作爲應變數, 並使用「有序羅吉特」(ordered logit) 或是 ordered probit 模型進行估計, 如: Lillard and Willis (1994)、Ejrnæs and Pörtner (2004)。一般而言,「教育階

[15]Parish and Willis (1993) 爲了解決家庭內未能觀察到因素所導致的估計偏誤問題, 採用 Huber (1967) 和 White (1980) 的估計方法進行修正。

臺灣大學學術期刊資料庫

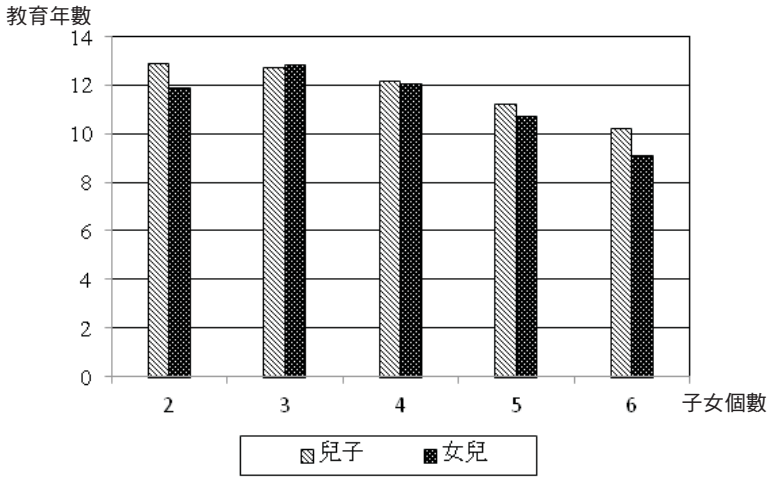


圖 2–2: 平均受教育年數 (按子女性別)

段」比「教育年數」更能反映教育的質量, 因此我們將採用「教育階段」作爲本實證分析的應變數。[16]

在資料的蒐集過程中, 我們發現仍有許多樣本處在「就學」狀態, 因此若是以已觀察到的教育資料作爲教育程度的變數, 便極可能發生估計偏誤或是錯估父母對子女間的人力投資不均度。針對此問題, 文獻上有兩種處理方式: 一是將所有的樣本侷限在「已完成教育階段資料」(completed duration data), 透過對子女年齡的限制 (如: 必須年滿 23 歲或是 28 歲以上的子女) 來確認該子女是否已完成教育,[17] 進而使用「有序羅吉特模型」

[16]若我們以二元變數「是否念大學 (或其他教育程度)」作爲教育階段的設定, 採用 probit 或 logit 進行估計, 將無從深入觀察父母在子女教育配置上的各種可能性。舉例來說, 考慮50年代、一個擁有四名成年子女的家庭, 其子女的教育程度分別是: 小學、初中、高中、高職, 若我們以「念大學」作爲分析對象, 則這個家庭中四名子女均無法達到大學學歷, 因此無法觀察到其父母對於不同子女間教育資源配置的差異性。反之, 若是一個 90 年代、擁有三名成年子女的家庭, 其子女的教育程度分別是: 大學、碩士、博士, 若以「念大學」作爲分析對象, 則這個家庭中三名子女均可達到大學程度; 但同樣地, 我們也無法從實證結果中觀察到其父母對於不同子女間教育資源配置的差異性。由於我們的子女樣本出生年代涵蓋範圍大 (樣本 (含手足) 的出生年份分布於民國 14 年到 74 年之間), 不同家庭的教育分布情形便有很大的差異, 此時採用教育階段二分法的 probit 或 logit 便會有很大的瑕疵。

[17]年滿23 歲的子女多已完成大學學歷; 若考慮繼續升學, 則 28 歲以上者多數已完成碩士學位。

臺灣大學學術期刊資料庫

(ordered logit model) 來驗證父母對各個子女的人力投資決策; 另一則是涵蓋「未完成教育階段資料」(uncompleted duration data), 此時就必須將「有序羅吉特模型」延伸爲「設限有序羅吉特模型」(censored ordered logit model) 的應用。

給定「已完成教育階段」的樣本作爲本研究的資料來源, 當我們採用追蹤型資料屬性作爲分析對象時, 處理家庭內各個子女教育投資之決策時必須考慮特定家庭的「固定效果」, 則此時將使用「固定效果下有序羅吉特模型」(ordered logit model with fixed effects) 進行估計。以下, 我們將介紹 Booth and Kee (2009) 的「單調性檢定」(monotonic test) 和 Ejrnæs and Pörtner (2004) 所提出之「固定效果下有序羅吉特模型」。

5.1 單調性檢定

假設y^* 爲「理想的教育年數」(desired level of schooling), 並滿足連續變數的特性。令「兒子」爲「子女性別變數」, 其中兒子爲1, 女兒爲 0; BOI 爲「出生排序指標」, 而 x 爲其他解釋變數, ε 爲殘差項。則 y^* 的決定可寫爲下式:

$$\begin{aligned} y_i^* &= x_i\beta + +\alpha_1 \cdot \text{兒子}_i + \alpha_2 \cdot \text{BOI}_i + \varepsilon_i \\ &\equiv X_i\tilde{\beta} + \varepsilon_i, \end{aligned} \tag{1}$$

其中 $X \equiv [x, \text{兒子}, \text{BOI}]$, 爲所有解釋變數合併後所對應的矩陣。

在 (1) 的設定模式之下, 由於 BOI 是以線性型態出現在迴歸式中, 因此我們僅能觀察到「出生排序」對於教育資源配置的單調特性; 換言之, 這種設定僅能檢定「出生排序」對於教育資源配置的「遞增」或「遞減」現象, 而排除「先遞增再遞減」或是「先遞減再遞增」的非單調特性。爲能進一步瞭解父母對於子女間的資源配置是否呈現「非單調性」(non-monotonicity), Kessler (1991) 和吳慧瑛 (2007) 同時考慮性別及出生排序, 將子女樣本區分爲「長子、女」、「中間出生者 (令爲參考組) 」以及「么子、女」三組, 以虛擬變數的設定進行迴歸分析, 然而上述設定方式無法區分出考慮性別之後子女的實際出生排序, 以致無法勾勒出生排序效果的真正面貌。[18] 爲能

[18]例如: 若家中連生三女之後得一子, 此時長子排序爲第四, 甚至落於么女的排序之後。

臺灣大學學術期刊資料庫

修正這個變數設定上的缺失, 我們採用 Booth and Kee (2009) 的設定方式, 以進行出生排序對於資源分配間的「單調性檢定」。在不考慮子女的性別之下, Booth and Kee 將出生排序劃分爲三個階段:「前段位」(BOI $<$ 0.8)、「中段位」(0.8 $<$ BOI $<$ 1.2) 以及「後段位」(BOI $>$ 1.2),[19] 並設定兩個對應的虛擬變數 D_1 和 D_2, 分別表示子女的出生排序在「前段位」或「後段位」: 當 BOI $<$ 0.8, $D_1 = 1$, 其他情況下則 $D_1 = 0$; 當 BOI $>$ 1.2 時, $D_2 = 1$, 其他情況下則 $D_2 = 0$。根據第 (2) 式的設定, 我們可透過 D_1 和 D_2 所估計出的係數檢視, 排行較前的子女在資源分配上是否顯著異於排行較後的子女。

$$y_i^* = x_i\beta + +\alpha_1 \cdot \text{兒子}_i + \gamma_1 \cdot D_{1i} + \gamma_2 \cdot D_{2i} + \varepsilon_i。 \tag{2}$$

在第 (2) 式中, 若 γ_1 和 γ_2 的估計值符號相反, 表示父母親對於子女排序間的教育資源分配滿足「單調性」: 其中若 $\gamma_1 > 0$ 且 $\gamma_2 < 0$ 表示教育配置較多在排行較前的子女; 而若 $\gamma_1 < 0$ 且 $\gamma_2 > 0$ 表示教育配置較多在排行較後的子女。反之, 若 γ_1、γ_2 均爲正值 (或負值), 則表示排行中間的子女獲得較少 (或多) 的教育資源, 呈現出「非單調性」的資源配置決策。

5.2 固定效果下有序羅吉特模型

由於我們無法觀察到「理想的教育年數」y^*, 而只能獲得樣本的「已完成教育程度」y (即爲「接續性的不連續變數」), 因此 y 應滿足下式:

$$y = \begin{cases} 0 & \text{if} \quad y^* \le \theta_1, \\ 1 & \text{if} \quad \theta_1 < y^* \le \theta_2, \\ & \vdots \\ K & \text{if} \quad \theta_K < y^*, \end{cases} \tag{3}$$

[19]根據 Booth and Kee (2009) 的設定, 令 N 爲子女個數, 若子女個數爲奇數時 ($N \ge 3$ 且 $N = 2k + 1$), 排行在正中間的子女所對應之 BOI 恆爲 $[(N+1)/2]/[(N+1)/2] = 1$; 若子女個數爲偶數時 ($N \ge 4$ 且 $N = 2k$), 則排行在中間者須取兩位, 分別對應之 BOI 爲: $(N/2)/[(N+1)/2] = N/(N+1)$ 和 $(N/2+1)/[(N+1)/2] = (N+2)/(N+1)$。由於子女個數爲偶數時, BOI 之變異程度將隨 N 之增加而降低, 因此取 $N = 4$ 時, 中段位 BOI 的最大範圍 [0.8, 1.2], 故令0.8和1.2作爲出生排序三階段之區分界限。

臺灣大學學術期刊資料庫

其中 θ_j 爲每一個教育程度所對應的臨界水準, 而 K 則是最高教育程度。假設 ε 滿足「羅吉斯分配」(logistic distribution), 而 $\Lambda(\cdot)$ 則爲所對應的累積機率分配函數, 如下所示:

$$\Lambda(\varepsilon) = \frac{\exp(\varepsilon)}{1+\exp(\varepsilon)}。 \tag{4}$$

根據 Ejrnæs and Pörtner (2004) 的說明, 採用 Anderson (1997) 連續性迴歸模型 (continuation regression model) 的估計方法, 並將子女樣本限定在已完成教育階段者。令 y_{ij} 爲第 j 個家庭中第 i 個孩子的最終教育程度, 其中 $y_{ij} \in \{0, \cdots, K\}$。理想的受教育年數可用「潛藏變數」(latent variable) y^*_{ij} 表示, 對應在 k 的教育水準下, 我們可將原始模型轉換爲 K 個不同的「二元羅吉特模型」(binary logit model), 並以兩個步驟完成估計。第一個步驟我們用「條件羅吉特模型」(conditional logit approach) 估計 $\beta^{(k)}$; 第二個步驟則利用「最小距離法」(minimum distance method) 估計合併後的 β。根據上述兩個步驟, 我們可寫爲下列模型:

$$y_{ij} = \begin{cases} 0 & \text{if} \quad y^*_{ij} \le \theta_1, \\ 1 & \text{if} \quad \theta_1 < y^*_{ij} \le \theta_2, \\ & \vdots \\ K & \text{if} \quad \theta_K < y^*_{ij}, \end{cases} \tag{5}$$

$$y^*_{ij} = x_{ij}\beta^{(k)} + \mu_j + \varepsilon_{ij},$$

其中 x_{ij} 爲解釋變數矩陣, μ_j 是「家戶特定效果」(household specific effect), 而 ε_{ij} 則是殘差項。在給定 x_{ij} 和 μ_j 之下, ε_{ij} 的累積機率分配應滿足 (4) 式, 則此時形成「(標準) 有序羅吉特模型」(standard ordered logit model)。另一方面, 令 s^k_{ij} 爲「二分變數」(binary variable): 當 $y_{ij} \le k$ 時, $s^k_{ij} = 1$; 反之則 $s^k_{ij} = 0$。對應在先前所設定的K個教育程度下將會有 $s^0_{ij}, s^1_{ij}, \cdots, s^{K-1}_{ij}$ 等變數符合「二元羅吉特模型」, 如下所示:[20]

[20]根據 Chamberlain (1980) 和 Anderson (1973) 之證明, 使用 s^k_{ij} 二分變數的好處是較可能由「條件下之最大概似法」(conditional maximum likelihood estimation) 得到 logit model 中 $\beta^{(k)}$ 的一致性估計式。

臺灣大學學術期刊資料庫

$$\Pr\left(s_{ij}^{k}=1\right)=\Pr\left(y_{ij}\leq k\right)=\Lambda\left(\theta_{k+1}-x_{ij}\beta^{(k)}-\mu_{j}\right),$$
$$k=0,\cdots,K-1。 \tag{6}$$

第二個步驟是使用「最小距離法」估計出 β 的最佳估計式。令 $\delta=(\hat{\beta}^{(0)'},\hat{\beta}^{(1)'},\cdots,\hat{\beta}^{(K-1)'})'$, 則我們可以極小化下列數式以求得 β:

$$(\delta-\iota_{n}\otimes\beta)'W(\delta-\iota_{n}\otimes\beta), \tag{7}$$

其中 ι_k 是 K 維度的單位向量, W 是「正定矩陣」(positive definite matrix), 而 β 的共變異矩陣則爲:[21]

$$V(\beta)=[(\iota_{n}\otimes I)'W(\iota_{n}\otimes I)]^{-1}(\iota_{n}\otimes I)'WV(\delta)$$
$$\times W(\iota_{n}\otimes I)[(\iota_{n}\otimes I)'W(\iota_{n}\otimes I)]^{-1}。 \tag{8}$$

綜合過去理論及實證文獻的成果, 本文建立下列假設, 並於下一節中進行檢定, 以比對現有文獻的實證結果。

假設 1. 從「教育投資」的觀點而言, 台灣家庭存在「重男輕女」的觀念; 且不同省籍的父親對於子女的教育投資決策存在差異性。

假設 2. 出生排序對於家庭內教育資源配置具有 (非) 單調的關係。

假設 3. 出生排序與家庭內教育資源配置有顯著 (正或負) 的關係。

假設 4. 父母的教育程度會影響不同性別及出生排序之孩子的教育資源配置。

假設 5. 父母的出生年代會影響不同性別及出生排序之孩子的教育資源配置。

假設 6. 母親是否爲家庭主婦會影響不同排行子女的教育成就。

假設 7. 家庭的生育結構或雙胞胎身份會影響子女間的教育資源配置。

[21] β 共變異矩陣的設定形式可參考 Brant (1990) 及 Ejrnæs and Pörtner (2002)。

臺灣大學學術期刊資料庫

6 估計結果及分析

我們採用「固定效果下有序羅吉特模型」進行實證分析, 藉以瞭解台灣家庭的父母在子女間的人力投資配置決策上是否存在「性別偏好」或是「出生排序」效果, 並且比對過去文獻的研究成果。

由於來自於同一家庭之子女擁有相同的家庭特質或是其他未能觀察到的因素, 因此必須控制各家戶樣本的「固定效果」。我們利用「固定效果下有序羅吉特模型」, 並以「Chamberlain 兩階段估計法」進行估計。[22] 來自同一個家庭的子女具有相同的出生背景及父母屬性, 因此屬於所有子女的共有變數 (如: 父母的教育程度、出生年代、省籍、職業等) 將無法單獨使用, 而僅能以家戶固定效果的型態呈現; 面對此種限制, 我們只能將子女性別 (兒子) 和出生排序 (BOI) 變數搭配各種家庭特質進行交叉 (乘) 項的設定, 以進一步觀察各種家庭特性對於「性別偏好」和「出生排序效果」的影響。

6.1 「單調性檢定」之估計結果

過去文獻多數採用單一出生排序變數進行出生排序效果的迴歸分析。在此設定之下, 主要是先驗假設子女的出生排序與教育資源配置存在「單調性」的關係; 然而, 出生排序與子女教育配置卻可能存在「非單調性」關係。[23] 因此, 我們先以 (2) 式中的 D_1 (出生排序前段) 和 D_2 (出生排序後段) 的設定方式進行「單調性假設」的檢驗, 避免採用單一出生排序變數所可能造成的錯誤判讀。我們將單調性檢定的估計結果列於表3。

在表3中, 我們提供兩個模型觀察「單調性檢定」是否成立: 其中模型3-1將生育結構設定在「雙胞胎」、「前一手足之壓力」和「後一手足之壓力」三項變數之上, 而模型3-2則是包含「年長手足之壓力總和」和「年幼手足之壓力總和」兩項生育結構變數的設定。由於「單調性檢定」主要目的在於檢視出生排序效果是否存有「非單調性」, 因此表3的估計結果暫且忽略

[22]「未受限下之最大概似法 (unconditional maximum likelihood estimation)」在樣本追蹤時間較長時會有較好的估計效率。由於我們的樣本追蹤時間 (子女個數) 最多僅到6, 並不滿足一致性估計式的假設 (見 Greene (2007) and Greene (2008)), 因此我們以「Chamberlain 兩階段估計法」修正此估計所導致之「小時間偏誤」(small T bias)。

[23]不同國家或實證資料所呈現的出生排序效果並非絕對是單調性的, 相關實證研究請參考註腳1的說明。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 3: 單調性檢定

解釋變數	模型3-1	模型3-2
出生於戰後	0.6914***	0.7538***
	(5.08)	(5.58)
九年國民義務教育 × 出生年份	0.0093***	0.0104***
	(4.54)	(5.11)
雙胞胎	−1.0561**	
	(−2.20)	
前一手足的壓力	−0.3237***	
	(−3.31)	
後一手足的壓力	0.1140**	
	(2.25)	
年長手足的壓力總和		−0.0225
		(−0.71)
年幼手足的壓力總和		0.0083
		(0.25)
兒子	0.4782***	0.4699***
	(9.93)	(9.78)
●單調性檢定:		
出生排序前段 (D1)	−0.4239***	−0.2889***
	(−6.16)	(−5.02)
出生排序後段 (D2)	0.1820***	0.1640***
	(3.14)	(2.84)
家戶數	1,569	1,569
樣本數	6,301	6,301

註: ***、** 和 * 分別表示1%、5%和10%的顯著水準; 數值爲估計的迴歸係數, 括號內爲 t 檢定值。

「性別偏好」及「出生排序」的設定及討論, 並把家庭特性的影響以「家戶固定效果」詮釋之。

根據表3, 我們發現模型3-1和3-2均得到 $\hat{\gamma}_1 < 0$ (對應「出生排序前段」之變數 D_1) 且 $\hat{\gamma}_2 > 0$ (對應「出生排序後段」之變數 D_2), 且呈現著統計顯著性, 這意謂著父母對於子女之間教育資源的配置滿足「正向單調」

臺灣大學學術期刊資料庫

的傾向; 換言之, 出生排序較後的子女顯著接受較多的教育資源。[24] 因此, 在單調性檢定的估計中, 我們可以排除台灣父母對於不同出生排序的子女教育資源配置存在「非單調性」的可能性。故在後續的實證分析中, 我們將以單一出生排序變數 BOI 作爲出生排序效果的設定形式, 並考慮 BOI 與其他家庭特性變數之交叉項的分析。

6.2 檢視「性別偏好」效果

在接續的表 4 至表 7 中, 我們依照家庭生育結構變數及解釋變數項目的不同設定, 共列出 10 個模型: 其中對應在各表中模型 1 至 5 的家庭生育結構變數包含「雙胞胎」、「前一手足之壓力」和「後一手足之壓力」等三項, 而模型 6 至 10 則建立在「年長手足之壓力總和」和「年幼手足之壓力總和」兩個家庭生育間隔變數的設定之上。

從表 2 敘述統計量的觀察中, 我們發現兒子相對於女兒普遍具有較多的教育年數; 而在控制家戶固定效果及其他變數之下, 表 4 中模型 4-1 和 4-6 顯示著對應於子女性別 (兒子) 的估計係數顯著異於 0, 這意謂著針對出生於民國 14 至 74 年 (西元 1925 至 1985 年) 的台灣世代而言,「重男輕女」的現象仍顯著存在於當時的社會中。

6.2.1 省籍與性別偏好

將父親省籍區分爲「閩南籍」、「客家籍」、「外省籍」和「原住民及其他」四個群組, 並令「原住民及其他」爲參考群組。[25] 由於我們想進一步瞭解不同省籍的父親是否存在不同程度的性別偏好, 因此利用交叉項「閩南籍 × 兒

[24] Booth and Kee (2009) 的估計結果爲 $\hat{\gamma}_1 > 0$ 且 $\hat{\gamma}_2 < 0$, 並且顯著異於0。該結果反映出英國家戶資料支持年長子女獲得較多家庭資源的配置。

[25] 我們曾嘗試以佔樣本最大比例的「閩南籍」作爲參考群組, 但以「Chamberlain 兩階段估計法」無法像以「原住民及其他」爲參考群組般地成功收斂。其關鍵在於模型中的變數設定並非依照「族群」的虛擬變數進行迴歸, 而是由「族群 × 兒子」的交叉項進行迴歸, 因此自然會有不同的估計結果。其次,「Chamberlain 兩階段估計法」不同於傳統 ordered logit 一階段估計方法, 其第一階段是根據所有教育程度分別進行 binary logit 的估計。若我們以「閩南籍」作爲對照組時, 由於「原住民及其他」在「小學 (含) 以下」及「研究所以上」的樣本數目過少, 因此發生不收斂的情形; 但若以「原住民及其他」作爲對照組時, 則其他三種族群的樣本數目皆夠大, 因此並無不收斂的情形發生。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 4: 固定效果下有序羅吉特的估計結果

解釋變數	模型4-1	模型4-2	模型4-3	模型4-4	模型4-5
出生於戰後	0.5800***	0.5696**	0.5776***	0.5729***	0.5833***
	(4.10)	(4.01)	(4.06)	(4.03)	(4.11)
九年國民義務教育 × 出生年份	0.0065***	0.0062***	0.0064***	0.0065***	0.0064***
	(2.96)	(2.84)	(2.88)	(2.95)	(2.90)
雙胞胎	−1.3050**	−1.2853**	−1.2702**	−1.3100**	−1.2687**
	(−2.55)	(−2.49)	(−2.46)	(−2.55)	(−2.48)
前一手足的壓力	−0.2808***	−0.2838***	−0.2796***	−0.2773***	−0.2831***
	(−3.10)	(−3.14)	(−3.09)	(−3.06)	(−3.13)
後一手足的壓力	0.1335**	0.1349**	0.1331**	0.1349**	0.1319**
	(2.50)	(2.51)	(2.47)	(2.52)	(2.47)
• 重男輕女 (性別偏好) 效果:					
兒子	1.0863***		1.4018***	1.0618***	1.0829***
	(7.11)		(7.51)	(6.92)	(7.08)
閩南籍 × 兒子		0.8364***	−0.3606***		
		(5.72)	(−3.02)		
客家籍 × 兒子		1.1033***		0.2118	
		(5.37)		(1.35)	
外省籍 × 兒子		1.1528***			0.2762*
		(5.37)			(1.70)
父親務農 × 兒子	0.5108***	0.6059***	0.5314***	0.5079***	−0.5313***
	(4.05)	(4.83)	(4.19)	(4.01)	(4.19)
父親教育年數 × 兒子	0.0273*	0.0290*	0.0182	0.0261*	0.0214
	(1.83)	(1.91)	(1.19)	(1.75)	(1.40)
母親教育年數 × 兒子	−0.0336**	−0.0296*	−0.0313*	−0.0334**	−0.0321**
	(−2.11)	(−1.85)	(−1.96)	(−2.09)	(−2.00)
曾爲就學而遷學區或搬家 × 兒子	−0.1092	−0.1153	−0.1123	−0.1161	−0.1055
	(−0.62)	(−0.65)	(−0.36)	(−0.66)	(−0.60)
• 出生排序效果:					
BOI	1.3415***	1.2865***	1.3346***	1.3355***	1.3449***
	(9.68)	(9.31)	(9.60)	(9.63)	(9.68)
父親教育年數 × BOI	−0.0110	−0.0111	−0.0109	−0.0108	−0.0111
	(−0.71)	(−0.72)	(−0.715)	(−0.71)	(−0.73)
母親教育年數 × BOI	−0.0335**	−0.0343**	−0.0336**	−0.0339**	−0.0335**
	(−2.12)	(−2.17)	(−2.13)	(−2.15)	(−2.13)
母親爲家庭主婦 × BOI	0.0947	0.0962	0.0946	0.0932	0.0944
	(0.97)	(0.98)	(0.97)	(0.95)	(0.97)
父親任職公家機關 × BOI	−0.3802***	−0.3894***	−0.3802***	−0.3760***	−0.3833***
	(−2.81)	(−2.87)	(−2.80)	(−2.78)	(−2.83)
曾爲就學而遷學區或搬家 × BOI	−0.3617**	−0.3562**	−0.3602**	−0.3509**	−0.3727**
	(−2.05)	(−2.02)	(−2.04)	(−1.99)	(−2.12)
• 性別偏好與出生排序效果的交互作用:					
兒子 × BOI	−0.7644***	−0.6404***	−0.7488***	−0.7502***	−0.7538***
	(−6.95)	(−6.05)	(−6.89)	(−6.91)	(−6.94)
家戶數	1,569	1,569	1,569	1,569	1,569
樣本數	6,301	6,301	6,301	6,301	6,301

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

解釋變數	模型4-6	模型4-7	模型4-8	模型4-9	模型4-10
出生於戰後	0.6416***	0.6306***	0.6385***	0.6339***	0.6449***
	(4.57)	(4.47)	(4.53)	(4.50)	(4.58)
九年國民義務教育 × 出生年份	0.0080***	0.0077***	0.0078***	0.0079***	0.0078***
	(3.67)	(3.55)	(3.59)	(3.65)	(3.61)
年長手足的壓力總和	−0.0458	−0.0416	−0.0409	−0.0438	−0.0437
	(−1.43)	(−1.30)	(−1.27)	(−1.37)	(−1.36)
年幼手足的壓力總和	0.0180	0.0215	0.0212	0.0196	0.0192
	(0.53)	(0.63)	(0.62)	(0.57)	(0.56)
• 重男輕女 (性別偏好) 效果:					
兒子	1.0962***		1.4190***	1.0716***	1.0928***
	(7.117)		(7.60)	(6.98)	(7.14)
閩南籍 × 兒子		0.8437***	−0.3683***		
		(5.77)	(−3.09)		
客家籍 × 兒子		1.1205***		0.2204	
		(5.47)		(1.41)	
外省籍 × 兒子		1.1627***			0.2768*
		(5.41)			(1.71)
父親務農 × 兒子	0.5413***	0.6369***	0.5622***	0.5386***	0.5617***
	(4.30)	(5.10)	(4.45)	(4.27)	(4.45)
父親教育年數 × 兒子	0.0277*	0.0294*	0.0183	0.0265*	0.0218
	(1.86)	(1.94)	(1.20)	(1.77)	(1.43)
母親教育年數 × 兒子	−0.0334**	−0.0296*	−0.0311*	−0.0332**	−0.0319**
	(−2.09)	(−1.84)	(−1.94)	(−2.08)	(−1.99)
曾爲就學而遷學區或搬家 × 兒子	−0.0976	−0.1026	−0.1008	−0.1043	−0.0937
	(−0.55)	(−1.58)	(−0.57)	(−0.59)	(−0.53)
• 出生排序效果:					
BOI	1.2555***	1.1996***	1.2483***	1.2501***	1.2583***
	(9.12)	(8.75)	(9.05)	(9.08)	(9.13)
父親教育年數 × BOI	−0.0123	−0.0126	−0.0122	−0.0121	−0.0125
	(−0.80)	(−0.82)	(−0.79)	(−0.79)	(−0.81)
母親教育年數 × BOI	−0.0364**	−0.0373**	−0.0365**	−0.0368**	−0.0364**
	(−2.32)	(−2.37)	(−2.32)	(−2.34)	(−2.32)
母親爲家庭主婦 × BOI	0.0991	0.1018	0.0994	0.0981	0.0991
	(1.02)	(1.04)	(1.02)	(1.01)	(1.02)
父親任職公家機關 × BOI	−0.3703***	−0.3778***	−0.3695***	−0.3655***	−0.3731***
	(−2.74)	(−2.79)	(−2.72)	(−2.70)	(−2.76)
曾爲就學而遷學區或搬家 × BOI	−0.3722**	−0.3665**	−0.3707**	−0.3611**	−0.3834**
	(−2.12)	(−2.09)	(−2.11)	(−2.06)	(−2.18)
• 性別偏好與出生排序效果的交互作用:					
兒子 × BOI	−0.7791***	−0.6637***	−0.7730***	−0.7751***	−0.7781***
	(−7.20)	(−6.30)	(−7.14)	(−7.16)	(−7.19)
家戶數	1,569	1,569	1,569	1,569	1,569
樣本數	6,301	6,301	6,301	6,301	6,301

註: ***、** 和 * 分別表示1%、5% 和10% 的顯著水準; 數值爲估計的迴歸係數, 括號內爲 *t* 檢定值。

臺灣大學學術期刊資料庫

子」、「客家籍 × 兒子」、「外省籍 × 兒子」設定之。雖然在模型4-1和4-6對應於「兒子」的估計係數顯著支持著台灣社會存在重男輕女的觀念, 不過, 若將「兒子」的變項刪除, 而改以閩南籍、客家籍和外省籍與兒子的交叉項進行設定, 則模型4-2和4-7的估計係數顯示著外省籍父親在子女間教育資源的配置上,「重男輕女」的程度高於非外省籍族群 (亦即, 外省籍 > 客家籍 > 閩南籍 > 原住民及其他)。另一方面, 爲能細微刻劃各省籍群組的性別偏好效果, 模型4-3至4-5 (或模型4-8至4-10) 嘗試將父親省籍區分爲兩類, 分別對應的參考群組爲「非閩南籍」、「非客家籍」以及「非外省籍」。從模型4-3至4-5 (或模型4-8至4-10) 的估計結果中發現, 除了重男輕女的觀念仍顯著存在之外, 其中閩南族群在重男輕女的態度上明顯低於其他族群 (模型4-3和4-8), 而客家族群在性別偏好上則與其他族群無顯著差異 (模型4-4和4-9), 但是外省籍父親對兒子的教育投資卻具有顯著較高的性別偏好 (模型4-5和4-10)。因此從父親省籍和性別偏好的交叉效果來看, 外省籍家庭中兒子與女兒的教育成就差異較大, 而閩南籍家庭中兒子與女兒的教育成就差異則較小。

根據表4的估計結果, 我們推得「外省籍父親比較重男輕女, 而閩南籍父親性別偏好的程度較低」之結論; 而這個結果與 Tsai, Gates, and Chiu (1994)、林鶴玲與李香潔 (1999) 和陳婉琪 (2005) 等研究認爲閩、客族群的性別不平均程度高於外省族群的論點是截然不同的。

在過去探討省籍與性別不均度的實證文獻中, 大多並未設定「父親務農」的職業變數, 然而這是否爲導致不同結論的重要原因, 我們可藉由表5的實證結果觀察比較之。根據表5所示, 當「父親務農」刪除之後, 模型5-2和5-7 (相較於模型4-2和4-7) 顯示省籍間性別偏好之程度的排序略有更動, 轉變爲「客家籍 > 外省籍 > 閩南籍 > 原住民及其他」; 因此我們發現, 在刪除「父親務農」變數之後, 客家籍父親的重男輕女程度是所有族群中最高的。另外, 若以二分法定義省籍族群時, 雖然客家籍和外省籍父親的性別不均度並不一定顯著異於其他族群, 但是模型4-3和4-8 (或模型5-3和5-8) 中「閩南籍父親重男輕女程度較低」的結論卻仍然維持。綜合表4和表5的估計結果,「父親務農」變數的加入並非是導致省籍間「性別偏好」排序與傳統文獻不同的關鍵因素, 而傳統文獻認爲「外省族群較不重男輕

臺灣大學學術期刊資料庫

表 5: 固定效果下有序羅吉特的估計結果 — 刪除「父親務農」

解釋變數	模型5-1	模型5-2	模型5-3	模型5-4	模型5-5
出生於戰後	0.5519***	0.5340**	0.5484***	0.5438***	0.5539***
	(3.90)	(3.76)	(3.86)	(3.83)	(3.91)
九年國民義務教育 × 出生年份	0.0060***	0.0056***	0.0058***	0.0060***	0.0059***
	(2.73)	(2.57)	(2.65)	(2.72)	(2.66)
雙胞胎	−1.3483***	−1.3536***	−1.3201***	−1.3556***	−1.3211***
	(−2.63)	(−2.61)	(−2.55)	(−2.63)	(−2.58)
前一手足的壓力	−0.2922***	−0.2974***	−0.2911***	−0.2884***	−0.2941***
	(−3.23)	(−3.29)	(−3.22)	(−3.19)	(−3.25)
後一手足的壓力	0.1420***	0.1462***	0.1422***	0.1436***	0.1410***
	(2.66)	(2.72)	(2.64)	(2.68)	(2.64)
• 重男輕女 (性別偏好) 效果:					
兒子	1.3020***		1.5991***	1.2748***	1.3054***
	(9.04)		(8.83)	(8.81)	(9.06)
閩南籍 × 兒子		1.0617***	−0.3309***		
		(7.64)	(−2.79)		
客家籍 × 兒子		1.3212***		0.2162	
		(6.59)		(1.38)	
外省籍 × 兒子		1.2956***			0.2078
		(6.10)			(1.29)
父親教育年數 × 兒子	0.0180	0.0213	0.0093	0.0169	0.0134
	(1.22)	(1.41)	(0.62)	(1.14)	(0.88)
母親教育年數 × 兒子	−0.0430***	−0.0411***	−0.0412***	−0.0426***	−0.0422***
	(−2.73)	(−2.60)	(−2.61)	(−2.70)	(−2.67)
曾爲就學而遷學區或搬家 × 兒子	−0.1378	−0.1526	−0.1435	−0.1451	−0.1361
	(−0.78)	(−0.86)	(−0.81)	(−0.82)	(−0.77)
• 出生排序效果:					
BOI	1.3408***	1.2777***	1.3349***	1.3350***	1.3427***
	(9.70)	(9.29)	(9.64)	(9.65)	(9.70)
父親教育年數 × BOI	−0.0117	−0.0119	−0.0117	−0.0116	−0.0119
	(−0.77)	(−0.77)	(−0.76)	(−0.75)	(−0.77)
母親教育年數 × BOI	−0.0325**	−0.0332**	−0.0325**	−0.0329**	−0.0325**
	(−2.06)	(−2.10)	(−2.06)	(−2.09)	(−2.06)
母親爲家庭主婦 × BOI	0.0987	0.0986	0.0976	0.0965	0.0988
	(1.01)	(1.01)	(1.00)	(0.99)	(1.01)
父親任職公家機關 × BOI	−0.3653***	−0.3736***	−0.3653***	−0.3609***	−0.3664***
	(−2.70)	(−2.75)	(−2.68)	(−2.66)	(−2.70)
曾爲就學而遷學區或搬家 × BOI	−0.3581**	−0.3471**	−0.3567**	−0.3468**	−0.3656**
	(−2.04)	(−1.97)	(−2.03)	(−1.97)	(−2.08)
• 性別偏好與出生排序效果的交互作用:					
兒子 × BOI	−0.7483***	−0.6152***	−0.7425***	−0.7437***	−0.7471***
	(−6.91)	(−5.84)	(−6.85)	(−6.86)	(−6.90)
家戶數	1,569	1,569	1,569	1,569	1,569
樣本數	6,301	6,301	6,301	6,301	6,301

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

解釋變數	模型5-6	模型5-7	模型5-8	模型5-9	模型5-10
出生於戰後	0.6155***	0.5971***	0.6112***	0.6065***	0.6174***
	(4.39)	(4.24)	(4.34)	(4.31)	(4.39)
九年國民義務教育 × 出生年份	0.0075***	0.0072***	0.0073***	0.0075***	0.0074***
	(3.46)	(3.31)	(3.38)	(3.45)	(3.40)
年長手足的壓力總和	−0.0454	−0.0414	−0.0406	−0.0431	−0.0437
	(−1.43)	(−1.30)	(−1.27)	(−1.36)	(−1.38)
年幼手足的壓力總和	0.0202	0.0241	0.0234	0.0219	0.0212
	(0.60)	(0.71)	(0.69)	(0.64)	(0.63)
• 重男輕女 (性別偏好) 效果:					
兒子	1.3259***		1.6301***	1.2988***	1.3293***
	(9.21)		(9.01)	(8.97)	(9.22)
閩南籍 × 兒子		1.0827***	−0.3380***		
		(7.78)	(−2.85)		
客家籍 × 兒子		1.3527***		0.2261	
		(6.77)		(1.44)	
外省籍 × 兒子		1.3153***			0.2043
		(6.20)			(1.27)
父親教育年數 × 兒子	0.0179	0.0213	0.0089	0.0167	0.0133
	(1.22)	(1.41)	(0.59)	(1.13)	(0.88)
母親教育年數 × 兒子	−0.0433***	−0.0417***	−0.0416***	−0.0430***	−0.0426***
	(−2.75)	(−2.63)	(−2.64)	(−2.73)	(−2.70)
曾爲就學而遷學區或搬家 × 兒子	−0.1274	−0.1409	−0.1332	−0.1344	−0.1256
	(−0.72)	(−0.80)	(−0.76)	(−0.76)	(−0.71)
• 出生排序效果:					
BOI	1.2485***	1.1834***	1.2422***	1.2432***	1.2498***
	(9.11)	(8.69)	(9.05)	(9.07)	(9.11)
父親教育年數 × BOI	−0.0130	−0.0135	−0.0130	−0.0129	−0.0133
	(−0.85)	(−0.88)	(−0.85)	(−0.84)	(−0.87)
母親教育年數 × BOI	−0.0356**	−0.0364**	−0.0356**	−0.0360**	−0.0355**
	(−2.27)	(−2.32)	(−2.26)	(−2.29)	(−2.26)
母親爲家庭主婦 × BOI	0.1037	0.1050	0.1030	0.1020	0.1040
	(1.06)	(1.08)	(1.06)	(1.05)	(1.07)
父親任職公家機關 × BOI	−0.3545***	−0.3607***	−0.3535***	−0.3494***	−0.3552***
	(−2.62)	(−2.66)	(−2.60)	(−2.58)	(−2.62)
曾爲就學而遷學區或搬家 × BOI	−0.3684**	−0.3570**	−0.3670**	−0.3568**	−0.3760**
	(−2.10)	(−2.04)	(−2.09)	(−2.04)	(−2.14)
• 性別偏好與出生排序效果的交互作用:					
兒子 × BOI	−0.7735***	−0.6389***	−0.7673***	−0.7691***	−0.7719***
	(−7.17)	(−6.09)	(−7.10)	(−7.12)	(−7.15)
家戶數	1,569	1,569	1,569	1,569	1,569
樣本數	6,301	6,301	6,301	6,301	6,301

註: ***、** 和 * 分別表示1%、5% 和10% 的顯著水準; 數值爲估計的迴歸係數, 括號內爲 t 檢定值。

臺灣大學學術期刊資料庫

女」或「閩、客族群較爲重男輕女」的結論在表4、表5的實證結果中是不成立的。

另一方面, 我們考慮加入父、母出生年份 (代) 的變數設定, 進而檢視不同省籍間「性別偏好」的差異性是否仍然存在, 並可由表6和表7的估計結果觀察之。當增加父母的出生年份與兒子、BOI 的交叉項於模型之中, 由表6的估計結果可得到: 在沒有「兒子」的變項設定之下, 模型6-2和6-7呈現出父親省籍對於性別偏好的邊際效果排序爲:「客家籍 > 閩南籍 > 外省籍 > 原住民及其他」; 然而, 若是加入「父、母親的出生年代」與兒子、[26] BOI 的交叉項, 則表7中模型7-2和7-7性別偏好的邊際效果排序則爲:「客家籍 > 外省籍 > 閩南籍 > 原住民及其他」, 這均與表4中模型4-2和4-7的邊際效果排序是不同的。雖然省籍對於性別偏好的邊際效果呈現不同的排序, 但是在數字上卻未呈現顯著的差距, 因此我們不能據此做出何種省籍的父親具有較高重男輕女傾向的結論。當我們改採加入「兒子」變項並以兩類別省籍進行估計時, 模型6-3至6-5和模型6-8至6-10均呈現出, 各族群間對於子女教育投資的性別不均度上並無顯著的差異性; 而模型7-3和7-8則呈現出閩南籍父親的性別偏好程度仍顯著低於其他族群的現象。綜合以上結果得知, 父親務農、父母的出生年份或出生年代等因素對於不同省籍間性別偏好度的差異雖具有影響力, 且其估計結果會因爲模型設定的不同而異, 但傳統文獻上普遍主張「外省族群較不重男輕女」的結論在此仍然無法成立。[27]

6.2.2 父母的教育程度、父母的出生年份 (代)、父親職業與性別偏好

擁有較高教育程度的父母通常擁有較好的社經地位, 往往較重視子女的教育投資, 因此子女的平均教育水準也較高。若將父母的教育年數視爲家庭經濟條件的代理變數, 我們從表4的估計結果中觀察父母親的教育年數 (社

[26]由於放入母親的出生年代與兒子的交叉項之後, 將會導致模型無法收斂, 因此我們在表7中並未放入此交叉項, 而僅放入父親的出生年代與兒子的交叉項。

[27]針對表6 (加入「父、母出生年份」) 和表7 (加入「父、母出生年代」) 的估計結果, 我們亦做了刪除「父親務農 × 兒子」變數設定的觀察, 請參見附錄中表 A1和表 A2的估計結果。刪除「父親務農 × 兒子」之後, 表 A1中模型 A1-2、A1-7及表 A2中模型 A2-2、A2-7的估計係數均呈現客家籍父親重男輕女程度最高; 然而省籍若以二分類設定, 則不同族群間性別偏好的差異並不明顯。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 6: 固定效果下有序羅吉特的估計結果 — 加入「父母出生年份」

解釋變數	模型6-1	模型6-2	模型6-3	模型6-4	模型6-5
出生於戰後	0.3941**	0.3655**	0.3928**	0.3912**	0.3924**
	(2.33)	(2.18)	(2.31)	(2.31)	(2.32)
九年國民義務教育 × 出生年份	0.0044*	0.0041*	0.0043*	0.0044*	0.0044*
	(1.86)	(1.74)	(1.82)	(1.85)	(1.83)
雙胞胎	−1.4633***	−1.4718***	−1.4615***	−1.4683***	−1.4761***
	(−2.82)	(−2.81)	(−2.81)	(−2.83)	(−2.84)
前一手足的壓力	−0.2631***	−0.2688***	−0.2616***	−0.2610***	−0.2623***
	(−2.89)	(−2.96)	(−2.87)	(−2.86)	(−2.88)
後一手足的壓力	0.1500***	0.1514***	0.1506***	0.1510***	0.1503***
	(2.77)	(2.78)	(2.78)	(2.79)	(2.77)
• 重男輕女 (性別偏好) 效果:					
兒子	2.3625***		2.4590***	2.3408***	2.3718***
	(11.86)		(10.96)	(11.69)	(11.86)
閩南籍 × 兒子		1.8185***	−0.1268		
		(9.88)	(−0.97)		
客家籍 × 兒子		1.9658***		0.1309	
		(8.54)		(0.81)	
外省籍 × 兒子		1.7040***			−0.1442
		(6.72)			(−0.74)
父親務農 × 兒子	0.2871**	0.4428***	0.2908**	0.2882**	0.2792**
	(2.21)	(3.47)	(2.22)	(2.21)	(2.14)
父親教育年數 × 兒子	0.0256*	0.0426***	0.0227	0.0252*	0.0285*
	(1.67)	(2.73)	(1.46)	(1.65)	(1.81)
母親教育年數 × 兒子	−0.0027	−0.0052	−0.0025	−0.0031	−0.0034
	(−0.16)	(−0.31)	(−0.15)	(−0.19)	(−0.20)
父親出生年份 × 兒子	−0.0068	−0.0160	−0.0033	−0.0076	−0.0116
	(−0.60)	(−1.23)	(−0.27)	(−0.66)	(−0.88)
母親出生年份 × 兒子	−0.0462***	−0.0302**	−0.0487***	−0.0453**	−0.0426***
	(−4.05)	(−2.48)	(−4.16)	(−3.95)	(−3.44)
曾爲就學而遷學區或搬家 × 兒子	−0.0066	−0.0307	−0.0090	−0.0081	−0.0064
	(−0.04)	(−0.17)	(−0.05)	(−0.04)	(−0.04)
• 出生排序效果:					
BOI	1.8183***	1.7364***	1.8116***	1.8148***	1.8207***
	(8.61)	(8.29)	(8.57)	(8.59)	(8.62)
父親教育年數 × BOI	−0.0076	−0.0077	−0.0074	−0.0076	−0.0077
	(−0.49)	(−0.49)	(−0.48)	(−0.49)	(−0.49)
母親教育年數 × BOI	−0.0321**	−0.0316**	−0.0320**	−0.0323**	−0.0316**
	(−1.99)	(−1.96)	(−1.98)	(−2.00)	(−1.96)
父親出生年份 × BOI	−0.0135	−0.0137	−0.0138	−0.0137	−0.0134
	(−1.22)	(−1.24)	(−1.25)	(−1.24)	(−1.22)
母親出生年份 × BOI	−0.0032	−0.0034	−0.0029	−0.0031	−0.0034
	(−0.29)	(−0.31)	(−0.26)	(−0.28)	(−0.31)
母親爲家庭主婦 × BOI	0.0210	0.0299	0.0197	0.0211	0.0218
	(0.21)	(0.30)	(0.20)	(0.21)	(0.22)
父親任職公家機關 × BOI	−0.4515***	−0.4688***	−0.4547***	−0.4502***	−0.4508***
	(−3.13)	(−3.26)	(−3.15)	(−3.12)	(−3.13)
曾爲就學而遷學區或搬家 × BOI	−0.3667**	−0.3431*	−0.3635**	−0.3605**	−0.3641**
	(−2.05)	(−1.92)	(−2.03)	(−2.02)	(−2.04)
• 性別偏好與出生排序效果的交互作用:					
兒子 × BOI	−0.8083***	−0.6409***	−0.8048***	−0.8067***	−0.8080***
	(−7.30)	(−5.95)	(−7.26)	(−7.28)	(−7.29)
家戶數	1,569	1,569	1,569	1,569	1,569
樣本數	6,301	6,301	6,301	6,301	6,301

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

解釋變數	模型6-6	模型6-7	模型6-8	模型6-9	模型6-10
出生於戰後	0.4398***	0.4105**	0.4377***	0.4364***	0.4379***
	(2.61)	(2.45)	(2.59)	(2.58)	(2.59)
九年國民義務教育 × 出生年份	0.0057**	0.0054**	0.0056**	0.0057**	0.0056**
	(2.42)	(2.30)	(2.38)	(2.41)	(2.39)
年長手足的壓力總和	−0.0493	−0.0484	−0.0474	−0.0483	−0.0499
	(−1.53)	(−1.50)	(−1.46)	(−1.49)	(−1.54)
年幼手足的壓力總和	0.0180	0.0201	0.0194	0.0189	0.0178
	(0.52)	(0.58)	(0.56)	(0.54)	(0.51)
• 重男輕女 (性別偏好) 效果:					
兒子	2.3721***		2.4744***	2.3501***	2.3817***
	(11.91)		(11.04)	(11.74)	(11.92)
閩南籍 × 兒子		1.8248***	−0.1333		
		(9.90)	(−1.02)		
客家籍 × 兒子		1.9785***		0.1363	
		(8.61)		(0.85)	
外省籍 × 兒子		1.7107***			−0.1442
		(6.74)			(−0.74)
父親務農 × 兒子	0.3188**	0.4746***	0.3230**	0.3200**	0.3107**
	(2.46)	(3.73)	(2.48)	(2.46)	(2.39)
父親教育年數 × 兒子	0.0260*	0.0431***	0.0230	0.0256*	0.0289*
	(1.70)	(2.75)	(1.47)	(1.67)	(1.84)
母親教育年數 × 兒子	−0.0028	−0.0054	−0.0026	−0.0033	−0.0035
	(−0.17)	(−0.33)	(−0.16)	(−0.20)	(−0.21)
父親出生年份 × 兒子	−0.0073	−0.0165	−0.0036	−0.0081	−0.0120
	(−0.64)	(−1.28)	(−0.30)	(−0.71)	(−0.92)
母親出生年份 × 兒子	−0.0455**	−0.0294**	−0.0482***	−0.0446**	−0.0420***
	(−4.00)	(−2.42)	(−4.12)	(−3.89)	(−3.39)
曾爲就學而遷學區或搬家 × 兒子	0.0049	−0.0180	0.0023	0.0035	0.0050
	(0.03)	(−0.09)	(0.01)	(0.19)	(0.02)
• 出生排序效果:					
BOI	1.7639***	1.6822***	1.7581***	1.7612***	1.7672***
	(8.34)	(8.02)	(8.31)	(8.32)	(8.35)
父親教育年數 × BOI	−0.0086	−0.0088	−0.0085	−0.0086	−0.0087
	(−0.55)	(−0.57)	(−0.54)	(−0.55)	(−0.56)
母親教育年數 × BOI	−0.0250**	−0.0345**	−0.0349**	−0.0352**	−0.0345**
	(−2.18)	(−2.15)	(−2.17)	(−2.19)	(−2.14)
父親出生年份 × BOI	−0.0129	−0.0131	−0.0132	−0.0131	−0.0128
	(−1.18)	(−1.19)	(−1.20)	(−1.19)	(−1.17)
母親出生年份 × BOI	−0.0047	−0.0049	−0.0044	−0.0045	−0.0049
	(−0.42)	(−0.45)	(−0.39)	(−0.41)	(−0.45)
母親爲家庭主婦 × BOI	0.0247	0.0343	0.0235	0.0350	0.0255
	(0.25)	(0.34)	(0.24)	(0.25)	(0.26)
父親任職公家機關 × BOI	−0.4431***	−0.4591***	−0.4458***	−0.4415***	−0.4424***
	(−3.08)	(−3.20)	(−3.10)	(−3.07)	(−3.08)
曾爲就學而遷學區或搬家 × BOI	−0.3741**	−0.3503**	−0.3711**	−0.3679**	−0.3715**
	(−2.10)	(−1.97)	(−2.08)	(−2.07)	(−2.09)
• 性別偏好與出生排序效果的交互作用:					
兒子 × BOI	−0.8387***	−0.6695***	−0.8351***	−0.8371***	−0.8384***
	(−7.60)	(−6.24)	(−7.56)	(−7.58)	(−7.59)
家戶數	1,569	1,569	1,569	1,569	1,569
樣本數	6,301	6,301	6,301	6,301	6,301

註: ***、** 和 * 分別表示1%、5% 和10% 的顯著水準; 數值爲估計的迴歸係數, 括號內爲 *t* 檢定值。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 7: 固定效果下有序羅吉特的估計結果 — 加入「父母出生年代」

解釋變數	模型7-1	模型7-2	模型7-3	模型7-4	模型7-5
出生於戰後	0.3976***	0.3819**	0.4020***	0.4010***	0.3976***
	(2.65)	(2.57)	(2.68)	(2.67)	(2.65)
九年國民義務教育 × 出生年份	0.0055**	0.0052**	0.0055**	0.0056**	0.0054**
	(2.41)	(2.29)	(2.38)	(2.43)	(2.36)
雙胞胎	−1.2859**	−1.2607**	−1.2100**	−1.2296**	−1.2767**
	(−2.51)	(−2.46)	(−2.38)	(−2.42)	(−2.49)
前一手足的壓力	−0.2581***	−0.2559***	−0.2620***	−0.2604***	−0.2586***
	(−2.83)	(−2.81)	(−2.87)	(−2.85)	(−2.84)
後一手足的壓力	0.1323**	0.1325**	0.1263**	0.1273**	0.1316**
	(2.47)	(2.48)	(2.36)	(2.39)	(2.46)
• 重男輕女 (性別偏好) 效果:					
兒子	2.4162***		2.5118***	2.3545***	2.4142***
	(6.10)		(6.29)	(6.00)	(6.08)
閩南籍 × 兒子		1.0375***	−0.2044*		
		(3.76)	(−1.68)		
客家籍 × 兒子		1.2143**		0.1327	
		(3.95)		(0.84)	
外省籍 × 兒子		1.1499***			0.0333
		(3.73)			(0.20)
父親務農 × 兒子	0.4605***	0.5716***	0.4774***	0.4635***	0.4619***
	(3.63)	(4.53)	(3.74)	(3.65)	(3.62)
父親教育年數 × 兒子	0.0327**	0.0378**	0.0265*	0.0310**	0.0321**
	(2.16)	(2.44)	(1.71)	(2.05)	(2.06)
母親教育年數 × 兒子	−0.0188	−0.0190	−0.0174	−0.0180	−0.0190
	(−1.16)	(−1.16)	(−1.07)	(−1.11)	(−1.16)
父親出生於民國 1 至 33 年 × 兒子	−1.3067***	−0.1630	−1.2376***	−1.2737***	−1.3050***
	(−3.51)	(−0.62)	(−3.37)	(−3.46)	(−3.50)
父親出生於民國 34 以後 × 兒子	−2.3137***	−1.1329***	−2.2066***	−2.2725***	−2.3063***
	(−5.83)	(−3.78)	(−5.60)	(−5.79)	(−5.78)
曾爲就學而遷學區或搬家 × 兒子	−0.0712	−0.0830	−0.0734	−0.0720	−0.0728
	(−0.40)	(−0.46)	(−0.41)	(−0.40)	(−0.41)
• 出生排序效果:					
BOI	2.6927***	2.5615***	2.7381***	2.7474***	2.6905***
	(4.26)	(4.22)	(4.30)	(4.29)	(4.27)
父親教育年數 × BOI	−0.0035	−0.0027	−0.0043	−0.0041	−0.0036
	(−0.23)	(−0.17)	(−0.27)	(−0.27)	(−0.23)
母親教育年數 × BOI	−0.0294*	−0.0294*	−0.0289*	−0.0291*	−0.0292*
	(−1.83)	(−1.83)	(−1.79)	(−1.81)	(−1.82)
父親出生於民國 1 至 33 年 × BOI	−1.0492***	−0.9953***	−1.0306***	−1.0363***	−1.0527***
	(−2.67)	(−2.76)	(−2.63)	(−2.65)	(−2.67)
父親出生於民國 34 以後 × BOI	−1.4917***	−1.4491***	−1.4698***	−1.4770***	−1.4952***
	(−3.43)	(−3.56)	(−3.39)	(−3.41)	(−3.43)
母親出生於民國 1 至 33 年 × BOI	−0.2416	−0.2465	−0.3183	−0.3221	−0.2360
	(−0.37)	(−0.39)	(−0.48)	(−0.49)	(−0.36)
母親出生於民國 34 年以後 × BOI	−0.3049	−0.3044	−0.3793	−0.2813	−0.3000
	(−0.46)	(−0.47)	(−0.57)	(−0.57)	(−0.45)
母親爲家庭主婦 × BOI	0.0329	0.0362	0.0314	0.0304	0.0333
	(0.33)	(0.36)	(0.32)	(0.31)	(0.33)
父親任職公家機關 × BOI	−0.4405***	−0.4596***	−0.4403***	−0.4363***	−0.4415***
	(−3.20)	(−3.34)	(−3.19)	(−3.17)	(−3.20)
曾爲就學而遷學區或搬家 × BOI	−0.3615**	−0.3536**	−0.3539**	−0.3486*	−0.3621**
	(−2.03)	(−1.98)	(−1.98)	(−1.95)	(−2.13)
• 性別偏好與出生排序效果的交互作用:					
兒子 × BOI	−0.7846***	−0.6386***	−0.7691***	−0.7706***	−0.7836***
	(−7.13)	(−5.97)	(−6.99)	(−7.00)	(−7.12)
家戶數	1,569	1,569	1,569	1,569	1,569
樣本數	6,301	6,301	6,301	6,301	6,301

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

解釋變數	模型7-6	模型7-7	模型7-8	模型7-9	模型7-10
出生於戰後	0.4591***	0.4358***	0.4562***	0.4554***	0.4591***
	(3.08)	(2.95)	(3.06)	(3.05)	(3.08)
九年國民義務教育 × 出生年份	0.0069***	0.0065***	0.0067***	0.0068***	0.0068***
	(3.03)	(2.86)	(2.96)	(3.01)	(2.98)
年長手足的壓力總和	−0.0425	−0.0399	−0.0393	−0.0409	−0.0420
	(−1.33)	(−1.25)	(−1.22)	(−1.27)	(−1.31)
年幼手足的壓力總和	0.0157	0.0189	0.0179	0.0170	0.0160
	(0.46)	(0.55)	(0.52)	(0.50)	(0.47)
• 重男輕女 (性別偏好) 效果:					
兒子	2.3740***		2.5172***	2.3559***	2.3734***
	(6.03)		(6.28)	(5.98)	(6.01)
閩南籍 × 兒子		1.0253***	−0.2118*		
		(3.71)	(−1.74)		
客家籍 × 兒子		1.2116**		0.1414	
		(3.94)		(0.89)	
外省籍 × 兒子		1.1403***			0.0350
		(3.69)			(0.21)
父親務農 × 兒子	0.4913***	0.5993***	0.5058**	−0.4915***	0.4927***
	(3.89)	(4.76)	(3.98)	(3.88)	(3.87)
父親教育年數 × 兒子	0.0323**	0.0378**	0.0263*	0.0311**	0.0316**
	(2.13)	(2.44)	(1.70)	(2.05)	(2.03)
母親教育年數 × 兒子	−0.0179	−0.0187	−0.0170	−0.0177	−0.0181
	(−1.10)	(−1.15)	(−1.04)	(−1.09)	(−1.11)
父親出生於民國 1 至 33 年 × 兒子	−1.2643***	−0.1390	−1.2216***	−1.2609***	−1.2638***
	(−3.42)	(−0.52)	(−3.31)	(−3.41)	(−3.41)
父親出生於民國 34 以後 × 兒子	−2.2732***	−1.1131***	−2.1935***	−2.2635***	−2.2671***
	(−5.76)	(−3.71)	(−5.55)	(−5.73)	(−5.71)
曾爲就學而遷學區或搬家 × 兒子	−0.0622	−0.0726	−0.0657	−0.0640	−0.0638
	(−0.35)	(−0.40)	(−0.37)	(−0.36)	(−0.36)
• 出生排序效果:					
BOI	2.6724***	2.4973***	2.6760***	2.6878***	2.6692***
	(4.21)	(4.11)	(4.20)	(4.19)	(4.21)
父親教育年數 × BOI	−0.0056	−0.0042	−0.0057	−0.0056	−0.0057
	(−0.36)	(−0.27)	(−0.36)	(−0.36)	(−0.36)
母親教育年數 × BOI	−0.0314**	−0.0317**	−0.0312*	−0.0316**	−0.0313*
	(−1.97)	(−1.98)	(−1.95)	(−1.97)	(−1.95)
父親出生於民國 1 至 33 年 × BOI	−1.0318***	−0.9940***	−1.0293***	−1.0348***	−1.0344***
	(−2.64)	(−2.75)	(−2.63)	(−2.64)	(−2.64)
父親出生於民國 34 以後 × BOI	−1.4791***	−1.4579***	−1.4771***	−1.4841***	−1.4816***
	(−3.42)	(−3.59)	(−3.41)	(−3.42)	(−3.42)
母親出生於民國 1 至 33 年 × BOI	−0.3208	−0.2555	−0.3295	−0.3356	−0.3148
	(−0.49)	(−0.40)	(−0.50)	(−0.51)	(−0.48)
母親出生於民國 34 年以後 × BOI	−0.4010	−0.3330	−0.4102	−0.4143	−0.3956
	(−0.60)	(−0.52)	(−0.61)	(−0.62)	(−0.59)
母親爲家庭主婦 × BOI	0.0345	0.0395	0.0332	0.0325	0.0349
	(0.35)	(0.40)	(0.34)	(0.33)	(0.35)
父親任職公家機關 × BOI	−0.4310***	−0.4516***	−0.4318***	−0.4281***	−0.4317***
	(−3.14)	(−3.29)	(−3.14)	(−3.11)	(−3.14)
曾爲就學而遷學區或搬家 × BOI	−0.3591**	−0.3604**	−0.3570**	−0.3511**	−0.3600**
	(−2.02)	(−2.03)	(−2.01)	(−1.97)	(−2.02)
• 性別偏好與出生排序效果的交互作用:					
兒子 × BOI	−0.7986***	−0.6626***	−0.7948***	−0.7966***	−0.7975***
	(−7.29)	(−6.21)	(−7.25)	(−7.26)	(−7.27)
家戶數	1,569	1,569	1,569	1,569	1,569
樣本數	6,301	6,301	6,301	6,301	6,301

註: ***、** 和 * 分別表示1%、5% 和10% 的顯著水準; 數值爲估計的迴歸係數, 括號內爲 t 檢定值。

臺灣大學學術期刊資料庫

經地位) 與性別偏好的交叉效果, 雖然不見得所有模型均具有統計上顯著性, 但我們發現父、母的教育年數對於性別偏好呈現「不對稱」的關係: 父親的教育年數愈高通常反映較強烈的重男輕女觀念; 然而教育程度愈高的母親反而會降低子女間的性別不均度。

一般而言, 父母重男輕女的觀念會隨其出生年份 (代) 愈晚而弱化。從表6中, 我們發現父母的出生年份與兒子的交叉項均呈現負相關, 然而僅有母親的出生年份具有統計顯著性。這個結果反映出母親的性別偏好態度會隨著時代演進而改變, 而父親的性別偏好態度則較不會隨其出生時代較晚而有顯著的變化。導致這個結果之因也許是在父系社會中, 男性仍然是家庭經濟來源的主要提供者, 同時也擔負著傳宗接代的任務, 因此父親對於重男輕女觀念改變的顯著度較不及於母親。此外, 女性的教育程度隨時間成長的情形較男性顯著, 而教育程度的提升往往也是改變傳統「重男輕女」觀念的重要因素, 因而得到母親出生年份對於性別偏好的影響顯著度遠高於父親的結論。

爲避免出生年份與教育年數間之高度正相關所導致的估計模糊化, 我們將父母的出生年份更改爲三個不同出生年代的設定:「民國以前」(清朝)、「民國1至33年」(日本殖民時期或是對日抗戰時期) 以及「民國34年 (含) 以後」(光復台灣之後)。由於三個年代分別象徵著不同的成長背景 (屬質變數), 因此可得到不同於出生年份 (屬量變數) 的意涵, 我們將此估計結果列於表7。根據表7, 我們又可得到與表6略爲不同的估計結果: 相較於出生於民國以前的父親, 出生在抗戰之後 (民國34年以後) 和出生於抗戰以前 (民國1至33年) 的父親明顯降低其重男輕女的程度。

綜合上述估計結果可發現, 在不考慮父母的出生年份 (代) 之下, 各族群間重男輕女的程度可能存在差異性, 但當模型中加入父母的出生年份 (表6) 或父親的出生年代 (表7) 之後, 各省籍間性別不均度的差異隨之縮小。推論其原因可能在於不同省籍父親的出生年份 (代) 或教育程度的分布有著極大的差異, 若我們在模型中控制了父、母親的出生年份 (代) 之後, 將會弱化族群間的性別偏好差異程度。這也間接說明, 過去文獻普遍認爲外省族群是所有族群中最不具重男輕女觀念的結論未必是正確的, 而導致這個結論的主因可能在於模型中未能控制父母親的出生年代、教育程度以

臺灣大學學術期刊資料庫

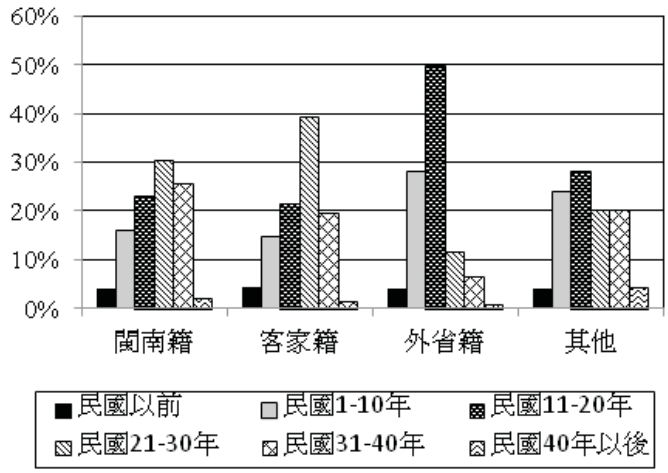


圖 3–1: 父親出生年代分布 (依父親省籍區分)

及職業型態等因素。由表 4 至表 7 的估計結果推論, 父親的省籍 (文化) 背景並不是導致族群間性別不均度差異的唯一因素, 父母的出生年份 (代)、教育水準和父親的職業 (務農身份) 均是影響族群之間重男輕女觀念具有差異性的可能原因。

圖 3 是依據 1,569 個家戶樣本針對父親省籍進行分類的長條圖, 我們可觀察到樣本資料中父、母親的出生年代以及教育程度分佈上呈現顯著的差異。以圖 3–1 和 3–3 爲例, 外省籍父親絕大多數是出生在民國 20 年以前, 且平均教育水準遠高於其他族群, 而這些外省籍父親的出生地多在中國大陸, 因此接受的教育形式也不同於土生土長在台灣的族群。[28] 此外, 從圖 3–5 和 3–6 得知外省籍父親務農的比例非常低, 而任職公家機關的比例卻異常地高; 至於閩南籍和客家籍父親在務農比例上則是不分軒輊的。根據父親的省籍進行屬性觀察, 我們發現抗戰勝利後移民至台灣的外省籍人口多屬於「高教育、年齡較大、軍公教、低務農」的特性, 也因此在控制父親教育程度、出生年代、職業 (務農) 等變數之下的分析結果, 族群間性別不均度的

[28] 日本殖民時期, 出生在台灣的閩南、客家及原住民族群接受日本教育, 與傳統中國社會的思想或文化習俗上必定存在差異性。

臺灣大學學術期刊資料庫

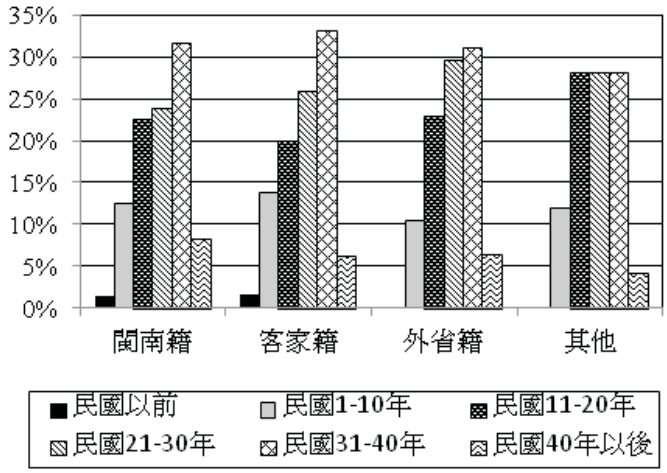


圖 3–2: 母親出生年代分布 (依父親省籍區分)

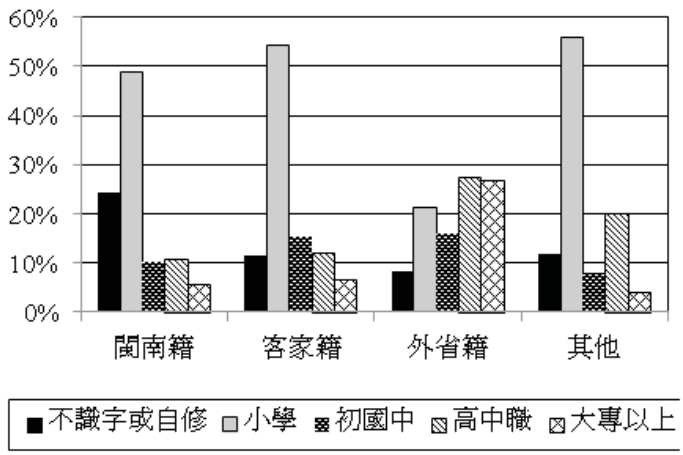


圖 3–3: 父親教育程度分布 (依父親省籍區分)

差異與傳統文獻的看法會有很大的出入。[29]

Lin (1995) 曾指出, 由於務農家庭對於子女勞動力的需求較高, 因而讓子女求學對家庭經濟所造成的機會成本也較高, 故務農的父親會減少子女

[29]關於省籍與教育成就的相關文獻比對, 請參見附錄中的表 A3。

臺灣大學學術期刊資料庫

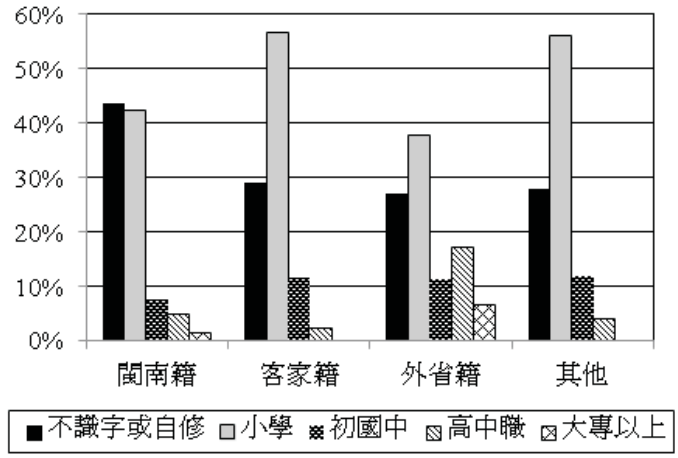


圖 3–4: 母親教育程度分布 (依父親省籍區分)

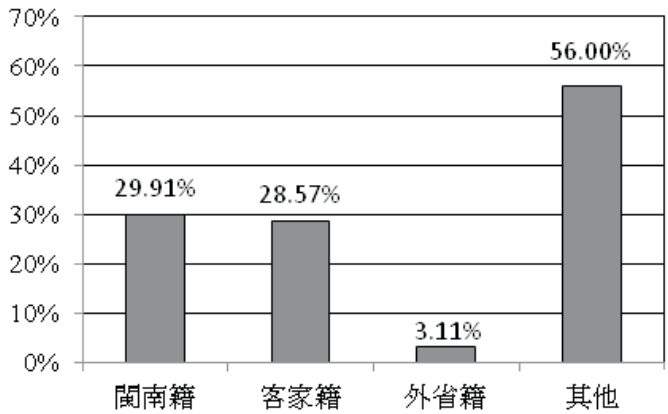


圖 3–5: 父親務農比例 (依父親省籍區分)

的教育成就, 也反映出農家較不重視子女的教育投資。雖然務農的父親可能會較不重視子女的教育投資, 但在表4、表6和表7中我們卻可發現, 性別偏好與父親的務農身份呈現顯著的正相關, 這意謂著務農家庭在子女的教育投資決策上仍會有較顯著的「重男輕女」傾向。此外, 曾在子女求學階段遷學區或搬家的父母, 雖然象徵著父母對於子女教育環境的重視, 然而卻不會因此顯著降低其性別偏好的程度。

臺灣大學學術期刊資料庫

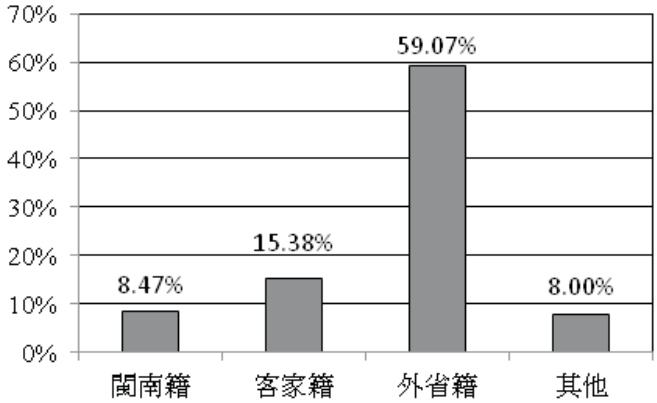


圖 3–6: 父親任職公家機關比例 (依父親省籍區分)

6.3 檢視「出生排序」效果

從「出生排序效果」(BOI) 觀察, 表 4 至表 7 所有模型的估計結果均顯示父母的確會將較多資源放在排行較後之子女身上, 使其獲得較高的教育成就, 此與 Parish and Willis (1993) 的估計結果一致。另一方面, 從估計係數的方向觀察, 雖然父、母親的教育年數均可能弱化出生排序效果, 使得不同出生排序的子女在教育程度較高父母的家庭中可獲得較爲平均的教育資源; 亦即, 高學歷的父母對於不同排行的子女較傾向一視同仁地對待。然而, 母親教育年數淡化出生排序效果的統計顯著性卻遠高過父親教育年數的影響力。

當模型考慮父、母親的出生年份之後 (表6), 父、母親的出生年份愈晚雖會降低出生排序效果, 但卻不顯著。然而, 若以父、母親的出生年代設定之 (表 7), 愈後期出生的父親 (民國 34 年以後) 相對於民國以前和民國 1 至 33 年出生的父親, 其出生排序效果顯著下降; 至於母親的出生年代對於出生排序效果則無顯著的影響力。此外, 母親爲家庭主婦的身份並不會影響對不同排行子女的人力資源 (照料時間) 投入, 因此 Birdsall (1991) 所提出之「時間預算限制」對於「家庭主婦的負向出生排序效果」之推論, 在我們的實證研究中是不成立的。

父親任職於公家機關對於出生排序效果會有負向的效果。由於公家部

臺灣大學學術期刊資料庫

門可能會有子女教育補助、學雜費減免等福利措施, 因此有助於子女教育資源的獲得。對於有多名子女的家庭而言, 公部門教育補助的措施可減少父母對子女人力投資的金錢負擔, 因而降低其出生排序效果。另一方面, 曾在子女求學階段遷學區或搬家的父母, 象徵著父母對於子女教育環境的重視, 從估計結果觀察將會降低其出生排序效果, 亦即各子女間的教育成就差異較小。

6.4 檢視「性別偏好」和「出生排序」之交叉效果

在控制家戶固定效果之後, 表4至表7的各種模型設定之下,「兒子 × BOI」均呈現顯著爲負的結果。這個交叉項的估計結果可從兩個層面解讀:[30] 第一、從「出生排序變數」(BOI) 的角度來看, 由於實證結果顯示著 BOI 的正係數遠大於「兒子 × BOI」的負係數, 這表示兒子之間雖存在正的出生排序效果, 但相較於女兒之間的出生排序效果會小一些; 換言之, 相對於女兒, 父母對於不同出生排序兒子之間的教育資源配置會較平均, 但女兒的教育資源配置則會因爲出生排序而有較大的差異。第二、從「子女性別」的角度來看, 實證結果反映「兒子」的正係數亦大過「兒子 × BOI」的負係數, 表示出生排序越後面的兒子與女兒間的教育成就差異會較低, 也意謂著父母對於出生排序愈後面的孩子較不會顯現出「重男輕女」的差別對待; 或是出生排序較後面的孩子, 其教育成就較無性別上的明顯差異。

6.5 家庭生育結構與子女教育成就之關係

由表4至表7的前五個模型之估計結果發現, 在給定家戶固定效果之下, 相鄰兄姐的生育間隔愈小 (前一手足的壓力愈大) 或是雙胞胎身份均不利於個人教育成就, 但是與相鄰弟妹的生育間隔愈小 (後一手足的壓力愈大) 反而有利於個人教育成就的提升。此外, 若將所有前後手足的競爭壓力予以加總後, 由表4至表7的後五個模型之估計結果發現, 雖然「年長手足的壓

[30]對應於「兒子 × BOI」之估計值爲泰勒展開式交叉項的係數, 亦即:

$$\partial^2 y/(\partial \text{兒子} \partial \text{BOI}) = \partial(y_{\text{兒子}} - y_{\text{女兒}})/\partial \text{BOI} = (\partial y/\partial \text{BOI})_{\text{兒子}} - (\partial y/\partial \text{BOI})_{\text{女兒}} < 0,$$

其中 y 和 BOI 爲連續變數,「兒子」則爲二分變數 (1 爲兒子, 0 爲女兒)。

臺灣大學學術期刊資料庫

力總和」愈大將不利於個人教育成就, 而「年幼手足的壓力總和」愈大則愈有利於個人教育成就, 但兩者均不具有統計顯著性。綜合上述結果, 我們可以推知, 前、後相鄰手足的資源競爭效果 (或同儕互助效果) 對於個人教育資本的累積具有顯著的「非對稱效果」, 但是生育間隔較大手足的影響力則漸漸式微。[31]

與年長兄姐的生育間隔愈小, 雖然可能會有年齡相近、同儕學習的正面外部性, 但另一方面卻必須與兄姐同時面對家庭教育資源的瓜分競爭, 同時也無法享受到 (較年長) 兄姐進入勞動市場改善家庭經濟狀況的好處。在正、負效果的雙重考量之下, 年長手足的壓力變數 (包含「前一手足的壓力」和「年長手足的壓力總和」) 呈現顯著爲負, 也反映出負面駕凌正面的結果, 這個推論應符合早期社會中台灣家庭的寫照 (Parish and Willis, 1993)。至於與鄰近弟妹的生育間隔愈小 (即「後一手足的壓力」愈大) 對於個人的教育成就可產生正向的效果, 相信是因爲以兄姐身份照料弟妹的同儕互助效果駕凌資源競爭效果, 讓其在成長過程中有更多的歷練, 進而提升日後的學習能力及教育成就。此外, 由於雙胞胎的生育間隔極小, 使得家庭金錢和時間資源的配置上產生極大的衝突, 因此降低該子女的教育成就應屬於合理的現象。

6.6 子女出生年代與子女教育成就之關係

從子女的出生年代觀察, 出生於戰後的子女由於在相對安定的社會環境中成長, 因此普遍享有較高的教育資源以及個人教育成就。而在實施九年國民義務教育之後, 隨著教育資源的普及化和學校軟硬體設施逐漸完備, 愈後期出生的子女亦可享受到較多教育資源, 進而有著較高的教育成就。最後, 在控制家戶固定效果之下, 子女的出生年份及九年國民義務教育的施行與子女教育資源的配置之間雖呈現的正向顯著性, 但將會隨著父、母親出生年份 (代) 的加入而略爲降低 (表6和表7), 推想此可能是因爲子女出生年份與父母出生年份間存在正相關所致。[32]

[31]在家庭內部教育資源的配置上, 父母是主要的決策者, 但是我們觀察到各個子女的教育成就, 則是「父母決策」、「個人努力」、「環境」與「機運」等各項主、客觀因素綜合而得, 因此本文對於估計結果採取較寬廣的的詮釋。

[32]一般而言, 除了晚婚或是其他因素 (如: 外省籍老兵戰後在台成家), 父母的出生年代

臺灣大學學術期刊資料庫

6.7 綜合分析

傳統文獻以橫斷面資料進行實證分析僅能看到「家庭間」的平均差異, 而無法看到「家庭內」資源分佈的差異性。本研究利用追蹤型資料的屬性進行「固定效果下有序羅吉特模型」的實證分析, 發現部分估計結果與傳統文獻的看法存有若干差異。在給定家戶固定效果之下, 來自同一個家庭的子女樣本之父、母親屬性變數以及成長背景是相同的, 因此可以真正觀察到「家庭內」子女教育的資源配置情形。以下, 我們將表4至表7的主要估計結果與第5節所建立之七項假設進行對照分析及綜合整理。

結果1. 從「教育投資」的觀點而言,「重男輕女」的現象普遍存在於樣本出生年代的台灣社會。此外, 外省籍家庭「重男輕女」的程度並非所有族群中最輕微的。

在家戶固定效果的控制之下, 整體社會「重男輕女」的現象仍顯著存在的; 而各省籍家庭間的性別偏好差異度則會隨著模型的設定而有所不同。然而, 不論我們採取何種估計結果進行解讀, 都無法支持傳統實證文獻中「外省籍家庭比較不重男輕女」的觀點。

結果2. 子女的出生排序對於家庭內教育資源配置不具有「非單調」關係。

採用 Booth and Kee (2009) 的出生排序變數設定, 並利用 D_1 (排行前段) 和 D_2 (排行後段) 的虛擬變數進行「單調性檢定」。根據單調性檢定的估計結果顯示, 我們可排除子女出生排序與其教育成就間存在「先遞增再遞減」或是「先遞減再遞增」的非單調性關係。

結果3. 子女的出生排序與家庭內教育資源配置之間呈現正相關。此外, 兒子的「出生排序效果」低於女兒, 而出生排序愈後面的孩子較不會顯現出「重男輕女」的差別對待。

當我們以「教育階段」作爲被解釋變數時, 估計結果大致支持著: 子女的出生排序與其教育程度間呈現顯著的正相關; 這表示愈年幼的子女, 其教育程度愈高。此外, 從表4至表7各種模型設定下估計出 BOI 的正係數

應和子女的出生年代呈現正相關。

臺灣大學學術期刊資料庫

大於「兒子 × BOI」的負係數, 這表示出生排序越後面的子女教育程度會越高, 但是兒子排序較後面的增幅則較小; 換言之, 相對於女兒, 父母對於不同出生排序兒子之間教育資源的配置會較平均, 但女兒的教育資源配置則會因爲出生排序而有較大的差異。另一方面, 正向的「兒子」效果大於負向的「兒子 × BOI」交叉效果, 則反映出生排序越後面的兒子與女兒之間的教育成就差異會較低; 換言之, 出生排序較後面的孩子, 其教育成就較無性別上的顯著差異。上述結論與 Parish and Willis (1993) 的看法是一致的。

結果4. 高教育水準的父母會淡化出生排序對子女間教育資源配置的差異性; 然而, 父親的教育水準與性別偏好間呈現正相關, 但是母親的教育水準愈高卻可能降低家庭中的性別不均度。

在給定家戶固定效果之下, 教育程度愈高的父母比較沒有出生排序上的配置差異; 高教育水準的父親反而可能助長重男輕女的觀念, 但是較高教育水準的母親卻可能降低子女在教育成就上的性別不均度。Tsai, Gates, and Chiu (1994) 曾指出, 父親的教育程度對於子女的教育成就扮演最關鍵的角色; 這隱含著不同教育程度的父親可能因不同的觀念或是經濟能力而對子女的教育投資決策存在顯著的差異性。然而我們的實證結果卻發現, 教育程度較高的父親反而有較強的「重男輕女」觀念, 受過良好教育的母親或許才是弭平社會中性別偏好迷思的重要來源。另一方面, Parish and Willis (1993) 則認爲經濟條件較佳的家庭, 不同出生排序子女之間的教育年數較無顯著差異。若我們將父母的教育水準視爲家庭經濟條件的代理變數, 則我們的實證結果亦可驗證 Parish and Willis 的觀點。

結果5. 出生年份愈晚的母親, 其重男輕女的觀念較爲淡化; 父親的出生年份對於性別偏好則無顯著影響。然而, 若將父母的出生年代區分爲三個階段, 相對於民國以前出生的父親, 抗戰勝利後出生的父親有較低的性別偏好及出生排序效果。

出生年代的早晚可反映出父母思想觀念的改變, 愈晚出生的父母所受的平均教育水準較高, 對於子女的教育態度也可能由傳統觀念傾向現代思維。由於出生年份與教育年數呈現高度正相關, 爲避免變數間的線性重合

臺灣大學學術期刊資料庫

而導致估計偏誤, 可將出生年份改爲三個不同的出生年代:「民國以前」(清朝)、「民國1至33年」(日本殖民時期或是對日抗戰時期) 以及「民國34年以後」(光復台灣之後)。由於三個年代分別象徵著不同的成長背景, 因此可以得到不同於出生年份的意涵。

結果6. 前、後手足的生育間隔對於該子女的教育成就會有「非對稱效果」: 與相鄰兄姐的生育間隔愈小, 愈不利於該子女的教育成就; 然而與相鄰弟妹的生育間隔愈小則有利於該子女的教育成就。此外, 雙胞胎身份會降低該子女的教育成就。

家庭子女數愈多將會稀釋家庭的有限資源, 使得每位子女能獲得的資源相形趨少, 因而降低每個子女的平均教育成就。從金錢預算的角度而言, 在家庭資源有限的情形下, 透過稀釋效果將會呈現負向的「資源競爭效果」; 同時生育間隔愈小, 資源競爭效果愈大。另一方面, 從 Parish and Willis (1993) 的觀點詮釋, 生育間隔差距愈大的兄姐較可能在其進入勞動市場後, 一方面提高家庭總收入, 二方面降低父母的支出負擔, 也因此排行後面的弟妹能獲得較多的教育資源, 進而「間接」提高弟妹教育成就, 這便是所謂「兄姐的 (正向) 同儕互助效果」。若與弟妹的生育間隔較小, 此時年齡相差不多的兄姐較難提供金錢資源上的奧援, 只能在教育過程中提供同儕互動、學習的好處, 這便是「弟妹的 (正向) 同儕互助效果」。

在給定家戶固定效果之下, 與相鄰兄姐的生育間隔愈小, 實證結果反映出兄姐的 (正向) 同儕互助效果會低於 (負向) 手足間的資源競爭效果, 因此將不利於該子女的教育成就。當與兄姐的生育間隔較大 (年長手足的壓力總和較小) 時, 較年長的兄姐甚至可以投入勞動市場賺取所得以供養弟妹的教育投資, 此正向效果極爲符合早期台灣社會的樣貌。另一方面, 與相鄰弟妹的生育間隔較小, 由於照顧弟妹的 (正向) 同儕互助效果會高於 (負向) 手足間的資源競爭效果, 因此反而有利於該子女的教育成就。上述實證結果與 Parish and Willis (1993) 和 Chu, Xie, and Yu (2007) 的結論是極爲一致的。

多數實證文獻將雙胞胎作爲「控制組」與「對照組」的對比分析, 但在我們的研究中, 主要在於觀察雙胞胎的身份是否會增加手足之間競爭家庭資源 (含金錢及時間資源) 的壓力。雙胞胎在成長的過程中, 會直接面對有

臺灣大學學術期刊資料庫

限家庭資源的負面影響, 但另一方面, 卻也可獲得手足間互相砥礪競爭的正面能量, 在這正、負效果的加總之後, 我們可得到負的淨效果; 亦即雙胞胎的身份會降低該子女的教育成就。

結果7. 母親爲家庭主婦的身份對於出生排序效果無顯著的影響。

根據 Birdsall (1991) 的推論, 有工作的母親由於大部分的時間花在職場上, 故「出生排序效果」較不明顯; 然而沒有工作的母親則會隨著孩子數目的增加, 配置在每個孩子的時間將隨之減少, 因此排行較前的孩子可得到母親較多的時間照顧。然而, 在我們的實證結果中並無法支持 Birdsall 的推論。

7 結論與展望

本文從實證角度檢視, 台灣家庭對於不同性別或出生排序的子女是否會存有教育資源配置的差異性。在傳統文獻中, 父母對於子女間資源配置的實證文獻頗爲豐碩, 然而大多數的研究是以「橫斷面資料」進行父母對於子女之教育投資決策的分析, 但是這樣的分析只能觀察到「家庭間」的平均差異, 卻無法刻畫「家庭內」的資源配置情形。本文主要根據 Ejrnæs and Pörtner (2004) 所採用之「固定效果下有序羅吉特模型」, 將「華人家庭動態資料庫」家戶樣本中所有子女視爲「追蹤型資料」進行估計。當考慮家戶固定效果之後, 其部分觀察會異於傳統橫斷面資料的估計結果, 這也凸顯出「追蹤型資料」的實證研究具有其重要性。此外, 爲能進一步掌握生育決策與家庭內部資源配置的關聯性, 本文亦將「生育結構變數」做了較細緻的刻畫與設定, 因此可同時觀察到個別子女的出生排序與手足之間的生育間隔對家戶內教育資源配置的影響。

我們的實證結果顯示, 子女的性別、出生排序以及家庭生育結構的確會影響各個子女的教育成就。排行愈後面的子女, 愈可能會有較高的教育成就, 造成主因可能來自於父母經濟條件的改善。其次, 根據 PSFD 合併樣本 (約出生於民國20至70年代) 的實證結果發現,「重男輕女」的現象普遍存在於當時的台灣社會, 雖然不同省籍的家庭可能會有不同的性別偏好程度, 然而其間的差異性並不十分顯著。與現有文獻最大的不同之處是, 我

臺灣大學學術期刊資料庫

們的實證結果並無法支持: 外省籍家庭「重男輕女」的程度是所有族群中最低的結論。

我們也發現, 雖然出生排序效果顯著爲正, 但是兒子與出生排序之間卻存在顯著爲負的交叉效果, 這個結果意謂著出生排序越後面的子女教育程度會越高, 但是兒子排序較後面的增幅則較小; 另一方面, 正向的「兒子」效果與負向的「兒子 × BOI」交叉效果, 則可反映出生排序越後面的兒子與女兒之間的教育成就差異會較低。此外, 父母教育程度愈高, 出生排序效果也隨之降低; 換言之, 教育程度較高的父母對子女的教育態度較爲「一視同仁」, 對於不同出生排序的子女不會有明顯的差別對待。在給定家戶固定效果之下, 通常與相鄰兄姐之間的生育間隔對於資源分配上具有顯著的負向作用, 而與相鄰弟妹之間的生育間隔則具有非對稱的正向作用; 亦即, 與兄姐的生育間隔愈小會對該子女的教育資源配置上有較不利的效果, 但與弟妹的生育間隔愈小則反可提升其教育成就。

Ejrnæs and Pörtner (2004)、Conley and Glauber (2006)、Chen, Chen, and Liu (2008) 和 Lee (2008) 等研究中曾指出, 在家庭內部資源配置的模型中若忽略生育或家庭規模的「內生性」(endogeneity) 時, 家庭中資源分配的估計或推論將可能產生嚴重的偏誤, 因此應考慮將生育決策予以內生化。若父母對於子女的性別偏好亦會影響到生育決策時 (Teachman and Schollaert, 1989; Tsay and Chu, 2005), 男、女的出生排序將可能因此受到影響, 此時應不能將子女性別和出生排序視爲彼此獨立的變數。例如: 存有重男輕女觀念的父母在現有孩子性別均爲女性的前提下, 爲嘗試生兒子而提高懷孕的機率, 致使兒子易出現在較高的胎次。爲解決此內生性問題, 子女的出生排序可能須以「工具變數法」(instrumental tool method) 處理, 而生育間隔和子女個數亦不能簡化以外生變數設定之。由於本文的焦點放在「出生排序」變數的設定以及「追蹤型資料」的應用, 因此並未處理「生育決策」內生性的問題, 而將「出生排序」、「子女個數」及「生育間隔」等生育決策變數以外生變數的方式設定, 故「內生化生育決策」可作爲本文未來修正及延伸探討的方向。

本文的實證方法和估計結果可作爲跨文化及跨社會間家庭內部決策之比較, 也可檢視父母是否對於不同性別和出生排序的子女是否會有差別待

臺灣大學學術期刊資料庫

遇, 進而驗證台灣家庭是否在教育資源的配置上存有「重男輕女」、「長子繼承」或「偏愛幼子 (女)」的觀念, 藉此可深入探究台灣家庭在經濟發展過程中父母對於家庭內部資源配置的變遷情形。

附錄

變數定義

子女變數	
教育年數	受教育年數;
小學 (含) 以下	小學及以下 (包含未受教育或自修) 爲1, 其他爲 0【參考群組】;
國、初中	國 (初) 中爲 1, 其他爲 0;
高中、職	高中 (職) 爲 1, 其他爲 0;
專科	專科 (含五專、二專及三專) 爲 1, 其他爲 0;
大學	技術學院及大學爲 1, 其他爲 0;
研究所以上	研究所 (含碩士及博士) 爲 1, 其他爲 0;
九年國民義務教育	曾接受過九年國民義務教育爲 1, 其他爲 0;
出生於民國 34 年以前	出生於民國 34 年 (含) 以前爲 1, 其他爲 0;
出生於民國 35 至 45 年	出生於民國 35 至 45 年之間爲 1, 其他爲 0;
出生於民國 46 至 55 年	出生於民國 46 至 55 年之間爲 1, 其他爲 0;
出生於民國 56 年以後	出生於民國 56 年 (含) 以後爲 1, 其他爲 0;
出生年份	子女的民國出生年份
出生於戰後	子女出生於民國 35 年 (含) 以後者爲 1, 其他爲 0;
兒子	兒子爲 1, 女兒爲 0;
絕對出生排序 (ABO)	出生排行位置;
出生排序指標 (BOI)	即 $\mathrm{BOI} = \mathrm{ABO}/\overline{\mathrm{BO}}$ 且 $\overline{\mathrm{BO}} = (N+1)/2$。
父母變數	
父親出生年份	父親出生的民國年份;
母親出生年份	母親出生的民國年份;
父親出生於民國以前	父親出生於民國元年 (含) 以前爲 1, 其他爲 0【參考群組】;
父親出生於民國 1 至 33 年	父親出生於民國 1 至 33 年之間爲 1, 其他爲 0;

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

父親出生於民國 34 年以後	父親出生於民國 34 年之後;
母親出生於民國以前	母親出生於民國元年 (含) 以前爲 1, 其他爲 0【參考群組】;
母親出生於民國 1 至 33 年	母親出生於民國 1 至 33 年之間爲 1, 其他爲 0;
母親出生於民國 34 年以後	母親出生於民國 34 年之後;
閩南籍	父親爲閩南籍爲 1, 其他爲 0;
客家籍	父親爲客家籍爲 1, 其他爲 0;
外省籍	父親爲外省籍爲 1, 其他爲 0;
原住民及其他	父親爲原住民或其他【參考群組】;
父親教育年數	父親的受教育年數;
母親教育年數	母親的受教育年數;
父親務農	父親務農爲 1, 其他爲 0;
父親任職公家機關	父親任職公家機關者爲 1, 其他爲 0;
母親爲家庭主婦	母親是家庭主婦爲 1, 其他爲 0;
曾爲就學而遷學區或搬家	父母曾在子女十六歲之前爲就學而搬家者爲 1, 其他爲 0。
生育結構變數	
子女個數	生育子女的數目;
雙胞胎	本身是雙胞胎爲 1, 其他爲 0;
生育間隔	第 i 和第 $(i+1)$ 個子女之間的生育間隔年數 $(= \text{gap}_i)$;
前一手足的生育間隔	與前一個手足的生育間隔 (= Gap_before);
後一手足的生育間隔	與後一個手足的生育間隔 (= Gap_after);
前一手足的壓力	與前一個手足的競爭壓力 (= 1/Gap_before);
後一手足的壓力	與後一個手足的競爭壓力 (= 1/Gap_after);
年長手足的壓力總和	第 j 個子女與年長手足的壓力總和 $(= \sum_{i=1}^{j-1} 1/\text{gap}_i)$;
年幼手足的壓力總和	第 j 個子女與年幼長手足的壓力總和 $(= \sum_{i=j}^{n-1} 1/\text{gap}_i)$。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 A1: 固定效果下有序羅吉特的估計結果 — 加入「父母出生年份」及刪除「務農」

解釋變數	模型A1-1	模型A1-2	模型A1-3	模型A1-4	模型A1-5
出生於戰後	0.3832***	0.3451***	0.3813**	0.3799**	0.3816**
	(2.26)	(2.06)	(2.25)	(2.24)	(2.25)
九年國民義務教育 × 出生年份	0.0042*	0.0037	0.0041*	0.0042*	0.0041*
	(1.76)	(1.58)	(1.72)	(1.75)	(1.73)
雙胞胎	−1.4961***	−1.5287***	−1.4975***	−1.5016***	−1.5110***
	(−2.88)	(−2.91)	(−2.87)	(−2.89)	(−2.90)
前一手足的壓力	−0.2694***	−0.2784***	−0.2677***	−0.2672***	−0.2681***
	(−2.95)	(−3.07)	(−2.94)	(−2.93)	(−2.94)
後一手足的壓力	0.1556***	0.1606***	0.1564***	0.1567***	0.1560***
	(2.87)	(2.95)	(2.88)	(2.89)	(2.88)
• 重男輕女 (性別偏好) 效果:					
兒子	2.5279***		2.6142***	2.5075***	2.5344***
	(13.6)		(12.2)	(13.4)	(13.6)
閩南籍 × 兒子		2.0393***	−0.1117		
		(11.7)	(−0.86)		
客家籍 × 兒子		2.1750***		0.1273	
		(9.74)		(0.79)	
外省籍 × 兒子		1.8654***			−0.1782
		(7.47)			(−0.92)
父親教育年數 × 兒子	0.0206	0.0373**	0.0180	0.0202	0.0244
	(1.36)	(2.40)	(1.17)	(1.33)	(1.56)
母親教育年數 × 兒子	−0.0070	−0.0124	−0.0069	−0.0074	−0.0076
	(−0.43)	(−0.76)	(−0.42)	(−0.45)	(−0.47)
父親出生年份 × 兒子	−0.0038	−0.0136	−0.0006	−0.0045	−0.0097
	(−0.33)	(−1.05)	(−0.05)	(−0.40)	(−0.75)
母親出生年份 × 兒子	−0.0507***	−0.0346***	−0.0529***	−0.0498***	−0.0461***
	(−4.51)	(−2.86)	(−4.58)	(−4.41)	(−3.75)
曾爲就學而遷學區或搬家 × 兒子	−0.0200	−0.0532	−0.0224	−0.0215	−0.0193
	(−0.11)	(−0.29)	(−0.12)	(−0.12)	(−0.11)
• 出生排序效果:					
BOI	1.8117***	1.7260***	1.8060***	1.8089***	1.8155***
	(8.59)	(8.26)	(8.55)	(8.57)	(8.60)
父親教育年數 × BOI	−0.0079	−0.0081	−0.0078	−0.0079	−0.0080
	(−0.51)	(−0.52)	(−0.50)	(−0.51)	(−0.52)
母親教育年數 × BOI	−0.0320**	−0.0313*	−0.0319**	−0.0322**	−0.0315**
	(−1.99)	(−1.95)	(−1.98)	(−2.00)	(−1.95)
父親出生年份 × BOI	−0.0137	−0.0142	−0.0140	−0.0139	−0.0136
	(−1.24)	(−1.29)	(−1.27)	(−1.26)	(−1.24)
母親出生年份 × BOI	−0.0028	−0.0027	−0.0024	−0.0026	−0.0030
	(−0.25)	(−0.25)	(−0.22)	(−0.23)	(−0.27)
母親爲家庭主婦 × BOI	0.0225	0.0300	0.0208	0.0222	0.0233
	(0.23)	(0.30)	(0.21)	(0.22)	(0.23)
父親任職公家機關 × BOI	−0.4417***	−0.4576**	−0.4450***	−0.4402***	−0.4410***
	(−3.06)	(−3.18)	(−3.08)	(−3.05)	(−3.06)
曾爲就學而遷學區或搬家 × BOI	−0.3662**	−0.3396*	−0.3631**	−0.3598**	−0.3629**
	(−2.05)	(−1.91)	(−2.03)	(−2.02)	(−2.03)
• 性別偏好與出生排序效果的交互作用:					
兒子 × BOI	−0.8052***	−0.6241***	−0.8019***	−0.8038***	−0.8054***
	(−7.27)	(−5.81)	(−7.24)	(−7.26)	(−7.27)
家戶數	1,569	1,569	1,569	1,569	1,569
樣本數	6,301	6,301	6,301	6,301	6,301

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

解釋變數	模型A1-6	模型A1-7	模型A1-8	模型A1-9	模型A1-10
出生於戰後	0.4296***	0.3914**	0.4268**	0.4258**	0.4276**
	(2.55)	(2.34)	(2.53)	(2.52)	(2.53)
九年國民義務教育 × 出生年份	0.0055**	0.0050**	0.0054**	0.0055**	0.0054**
	(2.33)	(2.16)	(2.29)	(2.32)	(2.30)
年長手足的壓力總和	−0.0489	−0.0483	−0.0471	−0.0478	−0.0497
	(−1.52)	(−1.51)	(−1.46)	(−1.48)	(−1.54)
年幼手足的壓力總和	0.0195	0.0223	0.0208	0.0204	0.0191
	(0.56)	(0.65)	(0.60)	(0.59)	(0.55)
• 重男輕女 (性別偏好) 效果:					
兒子	2.5564***		2.6479***	2.5357***	2.5634***
	(13.8)		(12.3)	(13.6)	(13.8)
閩南籍 × 兒子		2.0642***	−0.1170		
		(11.8)	(−0.90)		
客家籍 × 兒子		2.2058***		0.1326	
		(9.89)		(0.83)	
外省籍 × 兒子		1.8868***			−0.1824
		(7.54)			(−0.94)
父親教育年數 × 兒子	0.0205	0.0373**	0.0177	0.0201	0.0244
	(1.36)	(2.40)	(1.15)	(1.33)	(1.56)
母親教育年數 × 兒子	−0.0076	−0.0132	−0.0075	−0.0080	−0.0083
	(−0.46)	(−0.84)	(−0.46)	(−0.49)	(−0.50)
父親出生年份 × 兒子	−0.0039	−0.0140	−0.0006	−0.0047	−0.0100
	(−0.35)	(−1.08)	(−0.05)	(−0.41)	(−0.77)
母親出生年份 × 兒子	−0.0505***	−0.0342***	−0.0529***	−0.0496***	−0.0458***
	(−4.50)	(−2.82)	(−4.58)	(−4.40)	(−3.73)
曾爲就學而遷學區或搬家 × 兒子	−0.0099	−0.0414	−0.0123	−0.0111	−0.0091
	(−0.05)	(−0.23)	(−0.07)	(−0.06)	(−0.05)
• 出生排序效果:					
BOI	1.7539***	1.6677***	1.7491***	1.7517***	1.7589***
	(8.30)	(7.97)	(8.28)	(8.29)	(8.32)
父親教育年數 × BOI	−0.0089	−0.0093	−0.0088	−0.0090	−0.0091
	(−0.58)	(−0.60)	(−0.56)	(−0.58)	(−0.58)
母親教育年數 × BOI	−0.0350**	−0.0344**	−0.0349**	−0.0352**	−0.0345**
	(−2.18)	(−2.15)	(−2.18)	(−2.20)	(−2.15)
母親爲家庭主婦 × BOI	−0.0132	−0.0136	−0.0135	−0.0134	−0.0131
	(−1.20)	(−1.24)	(−1.23)	(−1.22)	(−1.19)
父親出生年份 × BOI	−0.0042	−0.0042	−0.0039	−0.0040	−0.0045
	(−0.38)	(−0.39)	(−0.35)	(−0.36)	(−0.41)
母親出生年份 × BOI	0.0265	0.0346	0.0249	0.0264	0.0272
	(0.27)	(0.35)	(0.25)	(0.26)	(0.27)
父親任職公家機關 × BOI	−0.4324***	−0.4469***	−0.4352***	−0.4307***	−0.4317***
	(−3.00)	(−3.11)	(−3.02)	(−2.99)	(−3.00)
曾爲就學而遷學區或搬家 × BOI	−0.3737**	−0.3468**	−0.3709**	−0.3673**	−0.3704**
	(−2.10)	(−1.96)	(−2.09)	(−2.07)	(−2.08)
• 性別偏好與出生排序效果的交互作用:					
兒子 × BOI	−0.8361***	−0.6534***	−0.8327***	−0.8345***	−0.8363***
	(−7.58)	(−6.10)	(−7.55)	(−7.57)	(−7.58)
家戶數	1,569	1,569	1,569	1,569	1,569
樣本數	6,301	6,301	6,301	6,301	6,301

註: ***、** 和 * 分別表示1%、5% 和10% 的顯著水準; 數值爲估計的迴歸係數, 括號內爲 *t* 檢定值。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 A2: 固定效果下有序羅吉特的估計結果 — 加入「父母出生年代」及刪除「務農」

解釋變數	模型A2-1	模型A2-2	模型A2-3	模型A2-4	模型A2-5
出生於戰後	0.3710**	0.3468**	0.3740**	0.3729**	0.3710**
	(2.48)	(2.33)	(2.49)	(2.48)	(2.48)
九年國民義務教育 × 出生年份	0.0051**	0.0047**	0.0050**	0.0051**	0.0050**
	(2.22)	(2.07)	(2.19)	(2.25)	(2.18)
雙胞胎	−1.3310***	−1.3248***	−1.2629**	−1.2780**	−1.3291***
	(−2.59)	(−2.58)	(−2.47)	(−2.51)	(−2.59)
前一手足的壓力	−0.2692***	−0.2685***	−0.2729***	−0.2204***	−0.2687***
	(−2.96)	(−2.95)	(−3.00)	(−2.98)	(−2.95)
後一手足的壓力	0.1404***	0.1432***	0.1350**	0.1358**	0.1401***
	(2.62)	(2.67)	(2.52)	(2.55)	(2.61)
• 重男輕女 (性別偏好) 效果:					
兒子	2.6709***		2.7494***	2.6067***	2.6775***
	(6.82)		(6.94)	(6.73)	(6.84)
閩南籍 × 兒子		1.2086***	−0.1701		
		(4.42)	(−1.40)		
客家籍 × 兒子		1.3739***		0.1312	
		(4.51)		(0.83)	
外省籍 × 兒子		1.2367***			−0.0359
		(4.03)			(−0.22)
父親教育年數 × 兒子	0.0248*	0.0308**	0.0192	0.0231	0.0257*
	(1.66)	(2.00)	(1.25)	(1.54)	(1.67)
母親教育年數 × 兒子	−0.0273*	−0.0299*	−0.0263*	−0.0265*	−0.0278*
	(−1.70)	(−1.86)	(−1.64)	(−1.64)	(−1.73)
父親出生於民國 1 至 33 年 × 兒子	−1.3668***	−0.1142	−1.3050***	−1.3312***	−1.3742***
	(−3.67)	(−0.43)	(−3.54)	(−3.62)	(−3.68)
父親出生於民國 34 以後 × 兒子	−2.3881***	−1.1126***	−2.2948***	−2.3442***	−2.3989***
	(−6.02)	(−3.72)	(−5.81)	(−5.97)	(−5.75)
曾爲就學而遷學區或搬家 × 兒子	−0.0952	−1.1159	−0.0983	−0.0960	−0.0974***
	(−0.53)	(−0.65)	(−0.55)	(−0.53)	(−6.01)
• 出生排序效果:					
BOI	2.7021***	2.6122***	2.7662***	2.7705***	2.7019***
	(4.28)	(4.29)	(4.35)	(4.32)	(4.29)
父親教育年數 × BOI	−0.0041	−0.0032	−0.0049	−0.0048	−0.0041
	(−0.26)	(−0.21)	(−0.31)	(−0.31)	(−0.26)
母親教育年數 × BOI	−0.0290*	−0.0288*	−0.0284*	−0.0287*	−0.0288*
	(−1.81)	(−1.79)	(−1.77)	(−1.79)	(−1.79)
父親出生於民國 1 至 33 年 × BOI	−1.0621***	−0.9863***	−1.0440***	−1.0493***	−1.0647***
	(−2.70)	(−2.74)	(−2.67)	(−2.68)	(−2.70)
父親出生於民國 34 以後 × BOI	−1.4871***	−1.4197***	−1.4652***	−1.4719***	−1.4901***
	(−3.41)	(−3.50)	(−3.38)	(−3.39)	(−3.41)
母親出生於民國 1 至 33 年 × BOI	−0.2403	−0.3184	−0.3348	−0.3345	−0.2387
	(−0.37)	(−0.50)	(−0.51)	(−0.51)	(−0.37)
母親出生於民國 34 年以後 × BOI	−0.3047	−0.3765	−0.3969	−0.3951	−0.3031
	(−0.46)	(−0.58)	(−0.59)	(−0.59)	(−0.46)
母親爲家庭主婦 × BOI	0.0383	0.0401	0.0362	0.0356	0.0387
	(0.39)	(0.40)	(0.36)	(0.36)	(0.39)
父親任職公家機關 × BOI	−0.4242***	−0.4425***	−0.4245***	−0.4202***	−0.4240***
	(−3.08)	(−3.21)	(−3.07)	(−3.05)	(−3.07)
曾爲就學而遷學區或搬家 × BOI	−0.3608**	−0.3503**	−0.3535**	−0.3478**	−0.3585**
	(−2.02)	(−1.97)	(−1.98)	(−1.95)	(−2.01)
• 性別偏好與出生排序效果的交互作用:					
兒子 × BOI	−0.7801***	−0.6166***	−0.7644***	−0.7655***	−0.7792***
	(−7.10)	(−5.79)	(−6.96)	(−6.97)	(−7.09)
家戶數	1,569	1,569	1,569	1,569	1,569
樣本數	6,301	6,301	6,301	6,301	6,301

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

解釋變數	模型A2-6	模型A2-7	模型A2-8	模型A2-9	模型A2-10
出生於戰後	0.4342***	0.4138***	0.4301***	0.4290***	0.4341***
	(2.92)	(2.81)	(2.89)	(2.88)	(2.92)
九年國民義務教育 × 出生年份	0.0065***	0.0061***	0.0063***	0.0065***	0.0064***
	(2.86)	(2.71)	(2.80)	(2.85)	(2.82)
年長手足的壓力總和	−0.0425	−0.0380	−0.0396	−0.0406	−0.0424
	(−1.34)	(−1.20)	(−1.24)	(−1.28)	(−1.33)
年幼手足的壓力總和	0.0176	0.0209	0.0196	0.0190	0.0176
	(0.52)	(0.62)	(0.58)	(0.56)	(0.52)
• 重男輕女 (性別偏好) 效果:					
兒子	2.6425***		2.7685***	2.6215***	2.6513***
	(6.80)		(6.97)	(6.73)	(6.81)
閩南籍 × 兒子		1.1954***	−0.1767		
		(4.38)	(−1.46)		
客家籍 × 兒子		1.3731***		0.1410	
		(4.52)		(0.89)	
外省籍 × 兒子		1.2251***			−0.0386
		(4.00)			(−0.24)
父親教育年數 × 兒子	0.0238	0.0294*	0.0186	0.0227	0.0247
	(1.59)	(1.91)	(1.21)	(1.51)	(1.60)
母親教育年數 × 兒子	−0.0269*	−0.0294*	−0.0264*	−0.0267*	−0.0274*
	(−1.68)	(−1.83)	(−1.65)	(−1.66)	(−1.70)
父親出生於民國 1 至 33 年 × 兒子	−1.3242***	−0.0879	−1.2902***	−1.3191***	−1.3340***
	(−3.58)	(−0.33)	(−3.49)	(−3.56)	(−3.60)
父親出生於民國 34 以後 × 兒子	−2.3488***	−1.0907***	−2.2840***	−2.3367***	−2.3624***
	(−5.61)	(−3.65)	(−5.77)	(−5.92)	(−5.96)
曾爲就學而遷學區或搬家 × 兒子	−0.0877	−0.1057	−0.0919	−0.0894	−0.0898
	(−0.49)	(−0.59)	(−0.51)	(−0.50)	(−0.50)
• 出生排序效果:					
BOI	2.6971***	2.6563***	2.7026***	2.7086***	2.6965***
	(4.25)	(4.31)	(4.24)	(4.22)	(4.26)
父親教育年數 × BOI	−0.0062	−0.0057	−0.0063	−0.0062	−0.0063
	(−0.40)	(−0.37)	(−0.41)	(−0.40)	(−0.40)
母親教育年數 × BOI	−0.0310*	−0.0307*	−0.0309*	−0.0312**	−0.0309**
	(−1.94)	(−1.92)	(−1.93)	(−1.95)	(−1.93)
父親出生於民國 1 至 33 年 × BOI	−1.0444***	−0.9851***	−1.0418***	−1.0471***	−1.0460***
	(−2.67)	(−2.75)	(−2.65)	(−2.67)	(−2.67)
父親出生於民國 34 以後 × BOI	−1.4735***	−1.4241***	−1.4711***	−1.4780***	−1.4755***
	(−3.40)	(−3.53)	(−3.39)	(−3.40)	(−3.40)
母親出生於民國 1 至 33 年 × BOI	−0.3406	−0.4512	−0.3507	−0.3520	−0.3389
	(−0.52)	(−0.71)	(−0.53)	(−0.53)	(−0.52)
母親出生於民國 34 年以後 × BOI	−0.4232	−0.5263	−0.4338	−0.4332	−0.4215
	(−0.63)	(−0.81)	(−0.65)	(−0.64)	(−0.63)
母親爲家庭主婦 × BOI	0.0401	0.0408	0.0383	0.0379	0.0405
	(0.40)	(0.41)	(0.39)	(0.38)	(0.41)
父親任職公家機關 × BOI	−0.4141***	−0.4319***	−0.4153***	−0.4112***	−0.4136***
	(−3.01)	(−3.14)	(−3.01)	(−2.99)	(−3.01)
曾爲就學而遷學區或搬家 × BOI	−0.3591**	−0.3478**	−0.3569**	−0.3506**	−0.3570**
	(−2.02)	(−1.96)	(−2.01)	(−1.97)	(−2.01)
• 性別偏好與出生排序效果的交互作用:					
兒子 × BOI	−0.7944***	−0.6299***	−0.7908***	−0.7920***	−0.7933***
	(−7.26)	(−5.94)	(−7.23)	(−7.24)	(−7.25)
家戶數	1,569	1,569	1,569	1,569	1,569
樣本數	6,301	6,301	6,301	6,301	6,301

註: ***、** 和 * 分別表示1%、5% 和10% 的顯著水準; 數值爲估計的迴歸係數, 括號內爲 t 檢定值。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 A3: 省籍和教育成就相關文獻比較表

文獻出處	資料來源	研究方法	結果
駱明慶 (2001)	1990 年「台閩地區戶口普查」 • 出生年代: 1935–1965 年 • 樣本數: 19,422 筆	• 敘述統計量 • Probit	(1) 省籍內性別差異已不存在。 (2) 省籍間教育成就差異雖縮小，但仍顯著存在。
駱明慶 (2002)	台大學生學籍資料 • 就學年代: 1954–2000 年 • 樣本數: 123,653 筆	• 敘述統計量 • OLS	台大學生爲外省籍的比例雖下降，但省籍間的差異仍顯著存在。
Tsai, Gates, and Chiu (1994)	「台灣社會變遷基本調查」(TSCS) • 出生年代: 民國16–60 年 • 樣本數: 2,866 筆	• binary logit	(1) 父親的教育程度是影響子女教育資源配置的最主要因素。 (2) 兩性差異有減少趨勢。
林鶴玲與李香潔 (1999)	田野訪談: • 受訪時年齡: 29–56 歲 • 樣本數: 17 筆	• 紮根理論研究法	(1) 客、閩較重男輕女。 (2) 家庭經濟型態和組成人口結構會影響女兒受教育的機會。
陳婉琪 (2005)	「台灣社會變遷基本調查」(TSCS) • 出生年代: 民國29–69 年 • 樣本數: 26,207 筆	• binary logit	(1) 外省族群上大學機會的兩性差距比本省族群小。 (2) 省籍效應在不同教育背景的家庭會有差異。
本文	「華人家庭動態資料庫」(PSFD) • 出生年代: 民國 14–74 年 • 樣本數: 共計 1,569 個家戶, 6,301 筆	• ordered logit with fixed effect	(1) 不同的模型設定可能會有不同省籍間的性別偏好排序；但其間的差異並不明顯。 (2) 若控制父母的出生年份或父親的出生年代、教育程度以及職業型態之後，則省籍間重男輕女的差異性將變得較不明顯。

臺灣大學學術期刊資料庫

參考文獻

吳慧瑛 (2007), “家庭背景與教育成就: 五個出生世代的比較分析,” 《人口學刊》, 34, 109–143。(Wu, Huoying (2007), “Family Background and Educational Achievement in Taiwan: Changing Trends in Five Cohorts," *Journal of Population Studies*, 34, 109–143)

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, 475–528。(Lin, Holin and Hsiang-Chieh Lee (1999), “The Crossroads of Ethnicity and Gender: Intergenerational Household Resource Allocation Strategies in Taiwan," *Journal of Social Sciences and Philosophy*, 11, 475–528)

陳婉琪 (2005), “族群、性別與階級: 再探教育成就的省籍差異,” 《台灣社會學》, 10, 1–40。(Chen, Wan-Chi (2005), “Ethnicity, Gender and Class: Ethnic Difference in Taiwan's Educational Attainment Revisited," *Taiwanese Sociology*, 10, 1–40)

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。(Luoh, Ming-Ching (2001), “Differences in Educational Attainment across Ethnic and Gender Groups in Taiwan," *Taiwan Economic Review*, 29, 117–152)

——— (2002), “誰是台大學生? — 性別、省籍與城鄉差異,” 《經濟論文叢刊》, 30, 113–147。(Luoh, Ming-Ching (2002), “Who are NTU Students? — Differences across Ethnic and Gender Groups and Urban/Rural Discrepancy," *Taiwan Economic Review*, 30, 113–147)

謝志龍 (2013), “從兒子偏好與家庭資源探討手足結構對生育決策的影響,” 《人口學刊》, 47, 35–86。(Hsieh, Chih-Lung (2013), “The Effects of Sibling Structure on Fertility Decisions in Taiwan," *Journal of Population Studies*, 47, 35–86)

Anderson, Erling B. (1973), *Conditional Inference and Models for Measuring*, Copenhagen: Mentalhygiejnisk Forlag.

——— (1997), *Introduction to the Statistical Analysis of Catergorical Data*, Berlin: Springer.

臺灣大學學術期刊資料庫

Becker, Gary S. (1991), *A Treatise on the Family*, Cambridge, MA: Harvard University Press.

Becker, Gary S. and Nigel Tomes (1976), "Child Endowments and the Quantity and Quality of Children," *Journal of Political Economy*, 84, S143–S162.

——— (1979), "An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility," *Journal of Political Economy*, 87, 1153–1189.

——— (1984), "Human Capital and the Rise and Fall of Families," *Journal of Labor Economics*, 4, S1–S39.

Behrman, Jere R. (1988a), "Intrahousehold Allocation of Nutrients in Rural India: Are Boys Favored? Do Parents Exhibit Inequality Aversion?" *Oxford Economic Papers*, 40, 32–54.

——— (1988b), "Nutrition, Health, Birth Order and Seasonality: Intrahousehold Allocation among Children in Rural India," *Journal of Development Economics*, 28, 43–62.

Behrman, Jere R., Robert A. Pollak, and Paul Taubman (1986), "Do Parents Favor Boys?" *International Economic Review*, 27, 33–54.

Behrman, Jere R. and Paul Taubman (1986), "Birth Order, Schooling, and Earnings," *Journal of Labor Economics*, 4, S121–S145.

Birdsall, Nancy (1991), "Birth Order Effects and Time Allocation," in T. P. Schultz (ed.), *Research in Population Economics, A Research Annual*, vol. 7, Greenwich, Conn and London: JAI Press.

Black, Sandra E., Paul J. Devereux, and Kjell G. Salvanes (2005), "The More the Merrier? The Effect of Family Size and Birth Order on Children's Education," *Quarterly Journal of Economics*, 120, 669–700.

Booth, Alison L. and Hiau Joo Kee (2009), "Birth Order Matters: The Effect of Family Size and Birth Order on Educational Attainment," *Journal of Population Economics*, 22, 367–397.

Brant, Rollin (1990), "Assessing Proportionality in the Proportional Odds Model for Ordinal Logistic Regression," *Biometrics*, 46, 1171–1178.

Buchmann, Claudia (2000), "Family Structure, Parental Perceptions and Child Labor in Kenya: What Factors Determine Who is Enrolled in School?" *Social Forces*, 78, 1349–1379.

Butcher, Kristin F. and Anne Case (1994), "The Effect of Sibling Sex Composition on Women's Education and Earnings," *Quarterly Journal of Economics*, 109, 531–563.

臺灣大學學術期刊資料庫

Chamberlain, Gary (1980), "Analysis of Covariance with Qualitative Data," *Review of Economic Studies*, 47, 225–238.

Chen, Yen-Chien, Stacey H. Chen, and Jin-Tan Liu (2008), "Separate Effects of Sibling Gender and Family Size on Educational Achievement: Methods and First Evidence from Population Birth Registry," Taiwan Economic Association 2008 Annual Conference, Taipei.

Chu, C. Y. Cyrus (1991), "Primogeniture," *Journal of Political Economy*, 99, 78–99.

Chu, C. Y. Cyrus, Ruey S. Tsay, and Ruoh ring Yu (2008), "Intergenerational Transmission of Sex-Specific Differential Treatment: The Allocation of Education Resources among Siblings," *Social Science Research*, 37, 386–399.

Chu, C. Y. Cyrus, Yu Xie, and Ruoh ring Yu (2007), "Effects of Sibship Structure Revisited: Evidence from Intrafamily Resource Transfer in Taiwan," *Sociology of Education*, 80, 91–113.

Conley, Dalton and Rebecca Glauber (2006), "Parental Educational Investment and Children's Academic Risk," *Journal of Human Resources*, 41, 722–737.

Downey, Douglas B. (1995), "When Bigger Is Not Better: Family Size, Parental Resources, and Children's Educational Performance," *American Sociological Review*, 60, 746–761.

——— (2001), "Number of Siblings and Intellectual Development: the Resource Dilution Explanation," *American Psychologist*, 56, 497–504.

Ejrnæs, Mette and Claus C. Pörtner (2002), "Birth Order and the Intrahousehold Allocation of Time and Education," Working Paper no. 2002–2009, Centre for Applied Microeconometrics, University of Copenhagen.

——— (2004), "Birth Order and the Intrahousehold Allocation of Time and Education," *Review of Economics and Statistics*, 86, 1008–1019.

Greene, William H. (2007), *LIMDEP Version 9.0: Reference Guide*, Planview, New York: Econometric Software, Inc.

——— (2008), *Econometric Analysis, 6th edition*, Englewood Cliff: Prentice Hall.

Hanushek, Eric A. (1992), "The Tradeoff between Child Quantity and Quality," *Joumal of Political Economy*, 100, 84–117.

Horton, Susan (1988), "Birth Order and Child Nutritional Status: Evidence from the Philippines," *Economic Development and Cultural Change*, 36, 341–354.

臺灣大學學術期刊資料庫

Huber, Peter J. (1967), "The Behavior of Maximum Likelihood Estimates Under Nonstandard Conditions," *Proceedings of the Fifth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability*, I, 221–233.

Kessler, Daniel (1991), "Birth Order, Family Size, and Achievement: Family Structure and Wage Determination," *Journal of Labor Economics*, 9, 413–426.

Lee, Jungmin (2008), "Sibling Size and Investment in Children's Education: an Asian Instrument," *Journal of Population Economics*, 21, 855–875.

Lhila, Aparna and Kosalii Simon (2008), "Parental Health Investment Decisions: Does the Child's Sex Matter?" *Demography*, 45, 885–905.

Lillard, Lee A. and Robert J. Willis (1994), "Intergenerational Educational Mobility: Effects of Family and State in Malaysia," *Journal of Human Resources*, 29, 1126–1166.

Lin, Holin (1995), "Ethnicity and Gender in Post-War Taiwan: An Analysis of Stratification and Life Chances," PhD thesis, University of California, Davis.

Parish, William L. and Robert J. Willis (1993), "Daughters, Education, and Family Budgets: Taiwan Experience," *Journal of Human Resources*, 28, 863–898.

Price, Joseph (2008), "Parent-Child Quality Time: Does Birth Order Matter?" *Journal of Human Resources*, 43, 240–265.

Rubalcava, Luis and Dante Contreras (2000), "Does Gender and Birth Order Matter When Parents Specialize in Child's Nutrition? Evidence from Chile," *Journal of Applied Economics*, 3, 353–386.

Steelman, Lala Carr and Brain Powell (1989), "Acquiring Capital for College: The Constraints of Family Configuration," *American Sociological Review*, 54, 844–855.

Sudha, Shreeniwas (1997), "Family Size, Sex Composition and Children's Education: Ethnic Differentials over Development in Peninsular Malaysia," *Population Studies*, 51, 139–151.

Teachman, Jay D. and Paul T. Schollaert (1989), "Gender of Children and Birth Timing," *Demography*, 26, 411–423.

Tsai, Shu-Ling, Hill Gates, and Hei-Yuan Chiu (1994), "Schooling Taiwan's Women: Educational Attainment in the Mid-20th Century," *Sociology of Education*, 67, 243–263.

Tsay, Wen-Jen and C. Y. Cyrus Chu (2005), "The Pattern of Birth Spacing during Taiwan's Demographic Transition," *Journal of Population Economics*, 18, 323–336.

臺灣大學學術期刊資料庫

White, Halbert (1980), "A Heteroskedasticity-consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heterosedasticity," *Econometrica*, 48, 817–838.

Yu, Wei-Hsin and Kuo-Hsien Su (2006), "Gender, Sibship Structure, and Educational Inequality in Taiwan: Son Preference Revisited," *Journal of Marriage and Family*, 68, 1057–1068.

Zajonc, Robert B. (1976), "Family Configuration and Intelligence," *Science*, 192, 227–236.

投稿日期: 2014年9月16日, 接受日期: 2015年11月16日

臺灣大學學術期刊資料庫

Son Preference and Birth-Order Effects: Re-Investigating Household Resource Allocations in Education among Children in Taiwan's Families

Huei-Chung Lu

Department of Economics, Fu-Jen Catholic University

This research utilizes PSFD (Panel Survey of Family Dynamics) and conducts an empirical study on the "son preference" and "birth order" effects by using the ordered logit model with fixed effects proposed by Ejrnæs and Pörtner (2004). We find that, first of all, there is a significant son preference effect found when parents make their education investment on children. However, the sex inequality of the education investment of mainlander families is not the smallest among all ethnic families as claimed by the existing literature. Secondly, children with later birth orders are found to have higher educational achievements. Furthermore, the difference in educational achievement among sons is less than that among daughters; and thus the difference between sons and daughters is decreased when they are in later birth orders. We also find that birth spacing will also have an *asymmetric* effect on a child's educational achievement. A child who was born at a distant time to the adjacent older sibling tends to have a higher educational achievement; while his/her achievement shows a negative relation with the spacing to the next younger sibling. Finally, being one of twins may have an adverse effect on his/her educational achievement.

Keywords: birth order, son preference, ordered logit with fixed effect
JEL classification: I25, J13

臺灣大學學術期刊資料庫