

國立臺灣大學社會科學院經濟學系

碩士論文

Department of Economics

College of Social Sciences

National Taiwan University

Master Thesis



手足效果的城鄉差距

The difference in sibling effect between urban and rural

研究生: 謝茵涵

Yin-Han Hsieh

指導教授: 駱明慶 博士

Advisor: Min-Ching Luoh, Ph.D.

中華民國 100 年 6 月

June, 2011

誌謝

有這篇論文的產生, 首先我要感謝我的家人, 謝謝爸媽給積極向上我的人生态度, 以及盡心盡力的栽培我到碩士畢業, 並在我面對人生難題的時候, 在我身邊支持我、照顧我, 真的很謝謝你們!也謝謝可愛的弟弟和妹妹, 你們的支持鼓勵總可以帶給我努力往前的動力。此外, 也要謝謝一位特別的家人, 謝謝你在碩士論文方面給予我許多的幫助及建議, 更謝謝你做我的心靈支柱, 陪我度過研究所這段難熬的日子。

而能夠順利完成這篇論文, 我最要感謝我的指導教授-駱明慶老師, 謝謝您給予我足夠的空間發揮我想做的研究, 並啓發我去想許多我從前沒有想過的問題, 讓我的研究可以更豐富, 謝謝您!也謝謝我的兩位口試委員-林明仁老師及江淳芳老師, 謝謝你們在口試時所給我的寶貴建議, 讓我的論文得以更加的有價值。

最後, 我要謝謝215研究室的大家以及會常到215串門子的同學們, 謝謝你們為我在研究苦悶的日子中增添了不少色彩, 也謝謝你們在研究上對我的幫助。特別謝謝幫我校稿的濟虹同學, 給我排版軟體的 Code 的鴻恩同學, 還有幫我處理排版軟體問題以及為了我轉檔在我口試前一天在研究室待到晚上快十二點的希璿同學, 真的很謝謝你們的幫助, 我才能夠順利完成我的論文以及口試。

時光匆匆, 研究所兩年一下子就結束了, 我也即將邁入人生另外一個新的階段, 期許自己能夠繼續堅持不懈, 創造一個美好的未來。也希望所有幫助過我的人, 都可以擁有順利、圓滿的人生!

謝茵涵

2011年6月

論文提要

本文使用「華人家庭動態資料庫」(Panel Survey of Family Dynamics, 簡稱 PSFD) 探討在不同的經濟發展階段下之手足效果以及手足效果是否具有城鄉差距, 其中, 我們主要強調姊姊對於弟妹教育成就正向幫助的城鄉差距; 本文使用了最小平方法 (OLS) 來驗證有無此一現象存在。研究發現, 在控制家庭背景之後, 都市化程度愈低的地區, 需要姊姊犧牲個人教育成就來成就弟妹的可能性愈大。若進一步區分五個世代 (1931-1940年、1941-1950年、1951-1960年、1961-1970年、1971-1980年), 結果發現, 在 1931-1940年的出生世代, 不論居住在哪, 姊姊皆扮演著犧牲自己教育成就以幫助弟妹完成學業的角色, 但到了 1941-1950年出生世代, 只有鄉鎮的姊姊對弟妹有顯著的正向幫助。而 1951-1960年之後的出生世代, 整體而言, 不論城鄉, 姊姊皆不需再犧牲自己來成就弟妹。

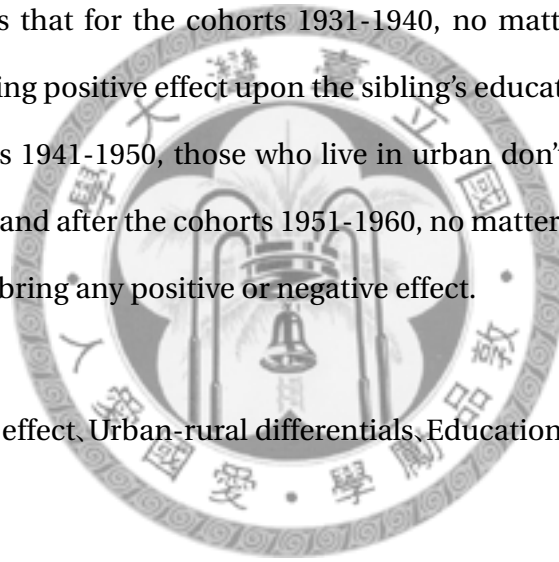
關鍵詞: 手足效果、城鄉差異、教育成就



Abstract

This paper examines the sibling effect and rural-urban differentials among the sibling effect, especially rural-urban differentials among positive effect of older sisters. The research applies the OLS method to examine them, and the data are taken from the Panel Study of Family Dynamics. Our empirical result suggests that the less urbanized the area is, the higher the possibility that the older sister's education opportunities would be sacrificed for her siblings. We then separate our samples into five cohorts: 1931-40, 1941-50, 1951-60, 1961-70, and 1971-80. The research finds that for the cohorts 1931-1940, no matter where they live in, older sisters bring positive effect upon the sibling's educational achievement, but for the cohorts 1941-1950, those who live in urban don't bring any positive or negative effect; and after the cohorts 1951-1960, no matter where they live in, older sisters don't bring any positive or negative effect.

Keywords: Sibling effect, Urban-rural differentials, Education attainment



目錄

1	前言	6
2	文獻回顧	8
3	資料與實證模型	13
3.1	資料選取.....	13
3.2	研究模型.....	14
3.3	樣本統計量分析.....	15
4	迴歸結果	18
5	結論及研究建議	34
5.1	結論.....	34
5.2	研究建議.....	35
	參考文獻	37
	附錄	39



1 前言

台灣社會近代出現了一個現象：少子化。雖然許多專家憂心少子化所帶來的負面影響，例如：高齡化社會將會使得未來壯年人口的負擔過重。但從另一方面來說，家庭小孩人數變少的現象卻使得父母比較有餘力投資在每個孩子的身上且對於兒子的偏好已經沒有像早期那麼明顯，而父母對於子女的人力資本投資行為，影響著下一代的所得分配與社會流動，因此，少子化或許對社會也有正面的貢獻。相對而言，早期家庭裡孩子較多且家庭經濟狀況較差，父母必須要選擇投資在哪個孩子身上，如此一來，在重男輕女的觀念下，女性的教育機會極有可能被犧牲。也因為父母在新婚初期的家庭經濟狀況較差，早期普遍出現了姊姊必須犧牲自己教育成就以幫助弟妹完成學業的現象，因此姊姊對於弟妹的教育成就具有正面的幫助，但隨著經濟發展，有研究也指出這個現象在近代似乎已經再不存在(吳慧瑛, 2007)。

然而，過去有研究指出，社經地位與家庭大小具有負相關(巫有鎰, 1999)。如此看來，家庭社經地位較低的鄉鎮地區(低都市化地區)，也許少子化的現象並沒有像都市化較高的地區那麼明顯。除此之外，相對於城市地區而言，鄉鎮地區的家庭環境較差，因此在重男輕女的觀念下，這個城鄉差距的現象是否可能造成在鄉鎮地區仍然存在著姊姊必須犧牲自己教育成就去成就弟妹的現象，是本研究要進一步探討的。

由於過去的研究 (Parrish and Willis, 1993; 陳建良, 2003; 吳慧瑛, 2007) 皆藉由探討兄弟姊妹人數對於個人教育成就的影響，也就是所謂的「手足效果」，來判斷是否有姊姊被犧牲其教育成就的現象存在；若是存在此現象，則姊姊人數對於個人教育成就會有顯著的正向影響，而本文也將使用此設定來探討手足效果及其城鄉差距。相較於過去文獻，本文進一步將鄉鎮的手足效果從全體中樣本之手足效果中區隔出來，以強調鄉鎮之姊姊效果，並分析相較於居住在鄉鎮的姊姊而言，居住在城市的姊姊是否比較不容易被犧牲，也就是說，居住在城市的姊姊對於弟妹的教育成就所帶來的正

向影響是否較居住在鄉鎮的姊姊所帶來的正向影響來得小。而本文也將區分五個不同世代,來了解經濟發展的過程中,手足效果的城鄉差距是否隨著世代演進而逐漸縮小,以及即使有研究指出姊姊被犧牲的現象已經不存在於近代,這個現象是否仍存在於鄉鎮中。

本研究共有五章,除第一章是前言外,第二章是文獻回顧,彙整文獻中有關家庭背景及手足效果對於個人教育成就的影響,並根據有關手足效果之假說來更進一步的說明手足效果可能會有城鄉差距的原因,且強調本研究所要補足過去文獻不足的部分;第三章說明本研究使用的資料庫以及模型,並將資料做敘述統計來初步看出一些數據上所顯示的城鄉差距以及世代變化;第四章是實證的迴歸模型分析,來驗證手足效果是否具有城鄉差異,且若具此差異,則進一步驗證在經濟發展的過程中,手足效果以及其城鄉差異是否一直存在;第五章為本文結論,並同時討論本文所使用資料分析上之優缺點以及未來研究可以改進的方向。



2 文獻回顧

過去有許多關於家庭背景影響個人教育成就的研究中顯示出, 出生於社經地位愈高的家庭, 其個人的教育成就通常也會愈高 (Blau and Duncan, 1967; Blake, 1985; Teachman, 1987), 其中, 父母教育成就更是影響個人教育成就最重要的因素 (Chang, 1992; 駱明慶, 2001), 而 Teachman (1987) 指出, 父母主要是透過提供「教育資源」(educational resource)¹ 來提升子女的教育成就; 因此, 社經地位愈高的家庭有能力可以提供愈多的教育資源, 進而使得其子女之教育成就愈高。但是, 在一個家庭中, 有可能並不是只有一個孩子獨占父母所提供的教育資源, 而是許多人一起分享, Blake (1985)提出的「資源稀釋假設」(dilution hypothesis) 則認為, 手足人數愈多, 每人能分到父母的時間、關心、金錢等資源愈少, 因而愈不利於教育成就; 過去許多研究均驗證了此一論點, 亦即, 在相同家庭背景下, 出生於大家庭會對個人的教育成就有負面的影響(Blau and Duncan, 1967; Blake, 1985; Downey, 1995)。然而, 有研究指出, 處於經濟發展初期的國家, 女性經常為提供其他手足資源而成為被犧牲的對象(Barclay, 1954), 尤其是在資源不足的家庭更是存在此現象 (Behrman, 1988)。早期台灣社會便存在此種現象: 父母對於兒子有特殊的偏好, 因此父母傾向於投資教育資源在兒子身上, 而排行較前的女兒 (尤其是長女) 甚至必須犧牲自己的教育成就來支撐家庭經濟, 因此姊姊的存在有助於弟妹的教育成就。由此可知, 手足效果並不完全單純是負向影響。許多研究台灣手足效果的研究也指出, 姊姊的存在會對於個人的教育成就有正向的影響, 而除姊姊以外的其他手足則是有負向影響 (Parish and Willis, 1993; 陳建良, 2005; 吳慧瑛, 2007)。

Parish and Willis (1993)首先使用「台灣地區婦女生活狀況調查」的回顧式(ret-

¹Teachman 認為教育資源泛指「有助於提升子女教育成就的相關資源」, 如特定的讀書場所、參考書、字典、百科全書... 等。

rospective) 資料來探討台灣社會中兄弟姊妹對個人教育成就的影響, 其探討的對象為 1929-1963 年出生的婦女及其子女與兄弟姊妹, 研究結果發現, 受到預算限制的家庭, 姊姊常需犧牲自己的婚姻 (嫁給條件比較差的對象) 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。為排除 Parish and Willis (1993) 論文中一個家庭有多個樣本以及主樣本皆為女性而可能產生偏誤這項缺失, 陳建良 (2003) 使用「華人家庭動態資料庫 (Panel Study of Family Dynamics, PSFD)」之主樣本來分析 1935-1963 出生世代的手足效果, 其同樣發現, 平均出生世代為 1950 年左右的成人, 男性的受教機會比女性更有利, 姊姊常需犧牲自己的學業, 紓解家庭資源的限制, 協助弟妹成長。因此, 姊姊對於個人教育成就有正向幫助, 而其他手足則是有負向影響。吳慧瑛 (2007) 則是進一步將樣本分成 1930-1939 年、1940-1949 年、1950-1959 年、1960-1969 年、1970-1979 年等五個世代來分析, 其同樣也使用 PSFD 來分析手足對於教育年數的影響, 但其所使用的樣本不僅包含了主樣本, 同時也包含了主樣本的兄弟姊妹樣本及子女樣本。相較於陳建良 (2003), 吳慧瑛 (2007) 涵蓋了較年輕的世代, 其研究發現, 手足人數之負向影響, 以 1950-59 與 1960-69 出生世代最為顯著, 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。這個改變或許可由 Greenhalph (1985) 的研究發現: 在經濟發展的過程中, 女兒接受教育的機會逐漸和兒子均等來作為解釋。

由以上文獻, 我們可以得知家庭背景及手足人數會影響個人的教育成就, 而除了這兩項因素外, 居住地也是許多文獻中指出是影響個人教育成就的重要因素 (駱明慶, 2001), 過去文獻指出, 由於都市所分配到的教育資源較鄉鎮地區充足且有較多的教育機構, 因而在教育機會上會存在著城鄉差距 (陳奕奇, 劉子銘, 2008)。而在 Parish and Willis (1993) 等三篇討論手足效果的文獻中, 皆沒有控制居住地對於個人教育成

就的影響，因此可能造成手足效果影響程度有偏誤。是故，在本文的分析中，我們將放入居住地區做為控制變數，並考慮不同居住地間手足效果之差異這是本文想要試著補足過去文獻不足的部分，而本文也同樣使用 PSFD 的資料庫，且將樣本分成五個世代來探討不同世代下的手足效果，以及在不同世代下，手足效果的城鄉差距。

雖然過去並沒有有關手足效果是否具有城鄉差距的研究，但在Kaestner (1996)探討美國手足對於個人教育成就的影響的研究中，卻有白人與黑人的手足效果具有差異的結論。結果顯示，在白人樣本中，手足並沒有顯著的影響；但在黑人樣本中，姊姊對於教育成就則有正向的幫助。因此，從白人與黑人這兩個族群本身可能具有的差異這點來看，我們或許更可以去認為手足效果是具有城鄉差距的。而在過去的文獻中，針對手足人數對於教育成就的影響可以根據幾個假說，以下我們就來解釋這幾個假說，並同時探討手足效果會有城鄉差距的原因。

1. 利他主義(Altruism)

Becker在1974及1981年提出父母是「利他的」來建構家庭行為的理論，在此理論下，利他主義父母的決策為極大化預期家庭財富，並依照對個子女的相對利他程度，將家庭財富分配給子女，即表示父母會「有效率」的投資在每個孩子身上。有效率的投資表示每個孩子的邊際投資報酬率必須相等，所以在不考慮資金的借貸限制 (borrowing constraint) 的情況下，父母會投資較多在比較高生產力的孩子身上，可能是比較聰明的孩子或者是男性，因為男性在職場上可獲得較高薪資；而對於投資較少的子女父母也會對其進行金錢上的補償。Parish and Willis(1993) 指出，在台灣早期，由於投資男性會獲得較高的薪資報酬，父母會比較傾向於投資在兒子身上；而1950年代以後，台灣經濟開始起飛、市場擴大，女性勞動需求增加，因而父母逐漸給予兩性相同的投資。由此可看出，相較於較早期的世代，姊姊的教育成就比較不會被犧牲掉，因此姊姊有助於個人

教育成就的程度減少。

2. 父權主義 (Lingering Patriarchy)

父權主義是台灣長期以來對於性別的態度, 在比較傳統的社會中, 男性的社會地位與家庭地位都顯著優於女性, 在此假說下, 父母被認定是「自私的」而非利他的。父母認為男性較可能得到較高的薪資且男性婚後大多仍是留在家裡, 因此父母會投資較多在兒子身上, 而較少在女兒身上, 女性之能力也會因此較男性低, 因而得到較低的薪資, 如此一來, 造成了女性低教育與低薪資間的惡性循環。由於近代女性薪資提高, 因此父母較願意投資在女兒身上, 與利他主義不同的地方是, 父母會要求女兒必須盡早投入職場, 如此一來這些投資才能在出嫁前回收 (Parish and Willis, 1993)。從這點也可以看出, 在經濟成長階段, 姊姊的存在是可能還是有助於個人教育成就的。

3. 資源稀釋 (Resource Dilution)

Blake(1985) 認為家庭內若子女人數愈多, 個人所分到的資源將愈少, 因此手足人數愈多, 將會造成個人教育成就愈低。而 Parish and Willis (1993) 提出, 由於家庭存在預算限制, 當家庭資源被太多小孩瓜分殆盡時, 到達工作年齡的孩子 (尤其是女性) 可能會被強迫離開學校投入職場以分擔家計, 因此較早出生的孩子就會有較低的教育成就, 而較晚出生的孩子可能因為有姊姊工作來支撐家庭生計或其學業而有較高的教育成就。由以上敘述可知, 即使其他手足會稀釋個人所分到的資源, 在家庭預算限制下, 姊姊仍有可能對個人教育成就有正向幫助。

4. 借貸限制及條件利他 (Credit Constraints and Conditional Altruism)

Parish and Willis (1993) 提出家庭投資決策可能會受限於借貸限制, 在父母早期工作的階段, 因其人力資本的擔保能力較差, 因此較不可能借到錢去負擔孩

子的教育,因而較年長的子女可能就無法繼續往上求學。然而隨著時間,父母會有儲蓄的累積,且所得也較高,因此對於較年幼的子女而言,會有較高的機會可以繼續往上求學。而條件利他的父母,其投資決策為:當個人最適教育投資小於父母期望給予的貨幣淨移轉時,父母會投資孩子到達最適教育投資量而且將多出的部分做貨幣移轉;而當個人最適教育投資大於父母期望給予的貨幣淨移轉時,父母會去借貸來補足不足的教育成本,使孩子能達到最適教育投資。條件利他與利他主義的差別在於借貸限制,若存在借貸限制,則父母無法投資孩子到達最適教育投資。因此,父母所得愈高、手足人數愈少或政府對於教育的補貼愈高,則父母期望給予的貨幣淨移轉愈高,也因此個人教育愈可能達到最適教育投資。如此一來,當父母所得愈高、手足人數愈少或政府對於教育的補貼愈高時,家庭間性別(手足)之間的差異也會愈小。

由以上假說,我們可以更進一步看出幾個造成居住地區的手足效果可能不同的原因:都市化程度愈高的地區,女性工作機會愈多、父母所得愈高及手足數愈少,因此父母會愈願意投資女兒。因而都市化程度愈高的地區,姊姊愈不會被父母犧牲其教育成就以幫助弟妹完成學業。也就是說,都市化程度愈高的地區,姊姊對於其他手足的正向效果愈小,這也正是本文接下來所要進一步去驗證的。此外,由以上假說我們也可看到,性別是影響個人教育取得非常重要的因素,因此我們將性別放入迴歸式中,同時也將分別討論不同性別之間,手足效果是否有所差異。而在家庭背景部分,除了父母教育程度外,迴歸式中也將放入父親職業地位,以更確實的反映家庭背景變數對於子女教育成就的影響(Blau and Duncan, 1967)。最後,為了排除九年國教政策對於結果的影響,我們也加入了九年國教的虛擬變數來控制政策效果。

3 資料與實證模型

3.1 資料選取

本文資料部分使用「華人家庭動態調查(PSFD)」之主樣本、及由主樣本問卷中所得到的兄弟姊妹樣本、及子女樣本,並將其分為五個出生世代:1931-40、1941-50、1951-60、1961-70、1971-80年。且由於本文主要分析手足對於教育成就的影響,因此本文將獨生子女之樣本刪除。以下分別對本文所選取的主樣本、(主樣本)兄弟姊妹、及(主樣本)子女的樣本做解釋。

1. 主樣本

本文所使用的主樣本主要區分為三群,其出生年次分別為1953-1964年、1935-1954年、1964-1976年,而這三群主樣本分別於1999、2000、2003年進行第一次訪問。在1999年第一次訪問的主樣本,出生年次為1953-1964年,其對應的問卷代號為RI-1999。在2000年的調查中,則將1935-1954年出生者納入主樣本,其問卷代號為RI-2000。而2003年的調查中,主樣本新增1964-1976年出生者,其問卷代號為RI-2003。本文將採用問卷代號為RI-1999、RI-2000及RI-2003之主樣本的資料。

2. 子女樣本

自2000年開始,PSFD針對主樣本未成年的子女(時年16-22歲)進行面訪,並以每兩年調查一次的頻率進行追蹤訪問。在2004年時,2000年第一次調查的子女樣本已有部份年滿25歲,PSFD對這群剛滿25歲的樣本以主樣本第一年的調查問卷進行面訪,並將其問卷代號命名為RCI-2004(1977-1979年次)。2005年進行RCI-2005(1980年次)的訪問。為了得到完整的學歷資料,在子女樣本的部分,本文採用問卷代號為RCI-2004、RCI-2005的資料。

3. 兄弟姊妹樣本

爲了對兄弟姊妹發掘更深入的資料, PSFD於2000年進行兄弟姊妹的電話訪問, 對應的問卷代號爲 SI-2000。在兄弟姊妹的調查中, 是由主樣本健在的兄弟姊妹中抽取一人進行訪問。訪問對象是以「與父母同住」的兄弟姊妹優先, 自其中隨機抽取訪問對象。如果沒有與父母同住的兄弟姊妹, 則自兄弟姊妹中隨機抽樣。爲了增加樣本數, 本文也將問卷代號爲 SI-2000的資料納入分析。

3.2 研究模型

本文使用一般最小平方法來估計手足效果及家庭背景因素對個人教育成就的影響:

$$S_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + \beta_3 Z_i + \varepsilon_i$$

式中, S 爲「教育年數」; X 爲解釋變數, 包括姊姊及其他手足人數²; Z 爲控制變數, 包括性別、父母親的教育年數、父親職業指標、居住地區等; ε 爲殘差項。以下則分別針對幾項比較重要的變數處理加以解釋。

在個人教育年數處理方面, 本文將學歷爲「大學」、「技術學院」、「碩士」以及「博士」的樣本歸類爲「大學及以上」且其教育年數爲16年, 其主要原因爲, 一個人是否唸碩博士與個人的能力比較有關而非家庭資源, 因此在探討家庭背景對於個人教育成就下使用此設定會比較準確。其他學歷的部分則皆與陳建良 (2003) 的設定相同: 「五專」、「二專」及「三專」教育年數爲14年; 「高中普通科」、「高中職業科」及「高職」爲12年; 「國中」及「初職」爲9年; 「小學」爲6年; 「自修」爲3年; 「無」則爲0年。且因擁有碩博士學歷只於近代較普遍, 因此父母親教育年數的變數處理上也與個人教育年數處理方法相同。居住地區的部分使用回顧式資料³來做分析, 且根據羅啓宏先生

²由於過去研究呈現哥哥、弟弟及妹妹對於個人教育成就皆有負向影響, 因此將他們合併爲「其他手足」來探討手足效果。

³以問卷中「您在16歲之前, 居住最久的地方是: 台灣、縣市、鄉鎮市區」做爲依據, 且將回答16歲之前非居住在台灣之樣本刪除。

所著的「台灣省鄉鎮發展類型之研究」的分層原則，將台灣依全省各鄉鎮市的發展特性分類成工商市鎮、新興鄉鎮、綜合性市鎮、服務性鄉鎮、坡地鄉鎮、偏遠鄉鎮、山地鄉鎮，並加上台北市、高雄市、省轄市，共分為十個層級。依據以上十個類別，再將坡地鄉鎮、偏遠鄉鎮及山地鄉鎮歸類為「鄉村」；新興鄉鎮、綜合性市鎮及服務性鄉鎮歸類為「城鎮」；工商市鎮、高雄市及省轄市歸類為「都市」。父親職業指標同樣也使用回顧式資料⁴，且根據「國際新職業社經地位量表」(International Socio-Economic Index, ISEI) 轉換成一指標值，其值愈高，表示父親的社經地位愈高。

3.3 樣本統計量分析

表1為以居住地區區分之樣本統計量，全部的資料合併後有4626個樣本，其中台北市有416個樣本、都市有1009個、城鎮有1646個而鄉村則有1555個。從受訪者的特性來觀察，我們可以看到都市化程度愈高，個人的教育年數也愈高，台北市平均教育年數為12.510年，遠高於鄉村的8.775年，而父母的教育年數以及父親職業指標也呈現相同的趨勢，台北市平均父親教育年數為8.278年，鄉村只有4.021年；而台北市平均母親教育年數為6.163年，鄉村只有2.314年。其中，我們可以看到，不論居住何地，父親教育年數皆比母親教育年數來得高，可見得女性之教育成就是比較容易被犧牲的。但手足總數的趨勢則相反，都市化程度愈高，家庭手足人數愈少，由表中我們可以看到，都市的兄弟姐妹總數平均為3.498個，低於鄉村的4.468個，且鄉村地區的兄、弟、姊、妹人數皆為最高。由此表我們得知，在都市化愈高的地區，家庭之經濟能力(父母教育程度及父親職業)愈好，且所需養育的孩子愈少，表示在都市化愈高的地區中，父母可能愈有機會投資在所有孩子身上。

表2則為以出生世代區分之樣本計量，從表中我們可以看到，隨著世代演進，個人的教育年數逐漸增加，1931-1940年出生世代的平均教育年數為5.309年，而到了

⁴以問卷中「在您16歲時，您父親從事什麼樣的工作？」做為依據。

表 1: 以居住地區區分之樣本統計量

	全體	台北市	都市	城鎮	鄉村
教育年數	10.150 (4.435)	12.510 (3.392)	11.761 (3.916)	9.865 (4.420)	8.775 (4.437)
性別	0.505 (0.500)	0.505 (0.501)	0.500 (0.500)	0.518 (0.500)	0.495 (0.500)
父親教育年數	5.567 (4.622)	8.278 (5.056)	7.142 (4.518)	5.323 (4.471)	4.021 (4.027)
母親教育年數	3.589 (4.062)	6.163 (4.703)	4.881 (4.274)	3.305 (3.831)	2.314 (3.328)
父親職業指標	34.940 (17.464)	44.445 (20.940)	40.641 (18.441)	33.464 (16.745)	30.296 (14.311)
哥哥人數	0.978 (1.182)	0.800 (1.037)	0.806 (1.053)	1.054 (1.228)	1.055 (1.231)
弟弟人數	1.082 (1.134)	0.923 (1.029)	0.978 (1.045)	1.126 (1.194)	1.144 (1.144)
姊姊人數	1.047 (1.248)	0.945 (1.100)	0.913 (1.189)	1.094 (1.278)	1.112 (1.283)
妹妹人數	1.019 (1.213)	0.829 (1.083)	0.866 (1.058)	1.031 (1.250)	1.156 (1.280)
手足總數	4.125 (2.150)	3.498 (2.011)	3.563 (1.978)	4.305 (2.226)	4.468 (2.106)
樣本數	4626	416	1009	1646	1555

1971-1980年出生世代則增加為 13.565 年，父母的教育年數以及父親職業指標也呈現相同的趨勢。隨著世代的演進我們也可看到，居住在台北市以及都市的比例逐漸增加，而居住在鄉村的比例則是逐漸減少，但在每個世代下，城鎮及鄉村所佔樣本之比例皆遠高於台北市及都市之樣本，而兄弟姊妹人數則皆呈現了隨著世代逐漸減少的狀況。從這裡我們也可看到，在愈晚出生世代，家庭之經濟能力愈好，且所需養育的孩子愈少，表示在愈晚出生世代中，父母可能愈有機會投資在所有孩子身上。

表 2: 以出生世代區分之樣本統計量

	全體	1931-1940	1941-1950	1951-1960	1961-1970	1971-1980
教育年數	10.150 (4.435)	5.309 (4.270)	7.140 (4.343)	9.966 (3.886)	12.083 (2.608)	13.565 (2.188)
性別	0.505 (0.500)	0.490 (0.500)	0.449 (0.498)	0.496 (0.500)	0.535 (0.499)	0.546 (0.498)
父親教育年數	5.567 (4.622)	1.963 (3.390)	3.252 (4.229)	5.136 (4.290)	6.693 (4.245)	8.552 (3.860)
母親教育年數	3.589 (4.062)	0.738 (2.104)	1.583 (3.184)	2.932 (3.720)	4.014 (3.709)	6.999 (3.732)
父親職業指標	34.940 (17.464)	28.502 (15.735)	30.874 (16.277)	34.128 (17.403)	37.756 (18.002)	40.039 (16.883)
台北市	0.090 (0.286)	0.051 (0.221)	0.063 (0.244)	0.090 (0.287)	0.118 (0.323)	0.104 (0.306)
都市	0.218 (0.413)	0.130 (0.337)	0.163 (0.370)	0.199 (0.399)	0.246 (0.431)	0.308 (0.462)
城鎮	0.356 (0.479)	0.388 (0.488)	0.387 (0.487)	0.363 (0.481)	0.303 (0.460)	0.354 (0.478)
鄉村	0.336 (0.472)	0.431 (0.496)	0.386 (0.487)	0.348 (0.476)	0.333 (0.472)	0.234 (0.423)
哥哥人數	0.978 (1.182)	1.258 (1.399)	1.144 (1.298)	1.109 (1.255)	0.927 (1.074)	0.572 (0.794)
弟弟人數	1.082 (1.134)	1.424 (1.395)	1.628 (1.358)	1.183 (1.088)	0.750 (0.832)	0.610 (0.711)
姊姊人數	1.047 (1.248)	1.115 (1.374)	1.144 (1.297)	1.127 (1.255)	1.148 (1.303)	0.724 (1.004)
妹妹人數	1.019 (1.213)	1.441 (1.450)	1.521 (1.422)	1.126 (1.217)	0.642 (0.918)	0.587 (0.782)
手足總數	4.125 (2.150)	5.239 (2.474)	5.438 (2.108)	4.546 (1.984)	3.468 (1.678)	2.492 (1.119)
樣本數	4626	469	914	1282	964	997

4 迴歸結果

首先，我們將不同地區之樣本分別跑迴歸，初步估計不同地區的手足效果，表3為其迴歸結果。模型一首先放入了姊姊、其他手足人數、性別及九年國教虛擬變數作為解釋變數。手足效果的部份我們則是可以看到，除了居住在都市的姊姊對於弟妹教育成就為負向顯著影響外，其他居住地區的姊姊對於弟妹教育成就的影響皆不顯著。這個結果與其他文獻中的結果皆不同，其他文獻皆呈現在早期姊姊對於個人教育成就皆有顯著的正向幫助，會得到此負向結果推測可能與此迴歸模型中具有被遺漏變數有關，推測可能是這個模型中尚未加入的家庭背景變數。至於其他手足對於個人教育成就的影響則是如其他文獻中所呈現的結果一樣，不管其居住地區為何，皆對個人教育成就產生顯著的負向影響，而其負向影響的效果則是從都市到鄉村逐漸遞減，推測可能與居住在較低都市化的地區，家庭可競爭之資源較少，因而大家的學歷也都普遍偏低、差異不大有關。

在性別方面，我們可以看到對於台北市的居民而言，性別對於個人教育成就的影響不顯著，然而對於其他居住地區而言，男性的教育成就顯著比女性來得高，且都市化程度愈低的地區，性別影響的程度愈大，可見得愈低都市化的地區，父母愈不會投資在女兒身上，這可能與愈低都市化的地區，女性工作機會愈少及家庭會出現預算限制的可能性愈高有關。九年國教的實施對於個人教育成就有顯著的正向影響，且都市化愈低的地區，其九年國教對於個人教育成就的正面影響愈高。可見得在較都市化的地區，九年國教前，父母可能本身就比較有能力可以負擔孩子的教育，因而實施九年國教對於教育成就的正向幫助就比較小。

模型二則是進一步加入了背景變數作為控制變數，分別為父母的教育年數以及父親職業指標。從表中我們可以看到，家庭背景對於個人教育成就有顯著的正向影響，且都市化程度愈低的地區，父母親教育程度的影響愈大，其中，不論居住地為何，父親

表 3: 不同居住地區之迴歸結果

	台北市		都市		城鎮		鄉村	
	1	2	1	2	1	2	1	2
姊姊人數	-0.204 (0.137)	-0.009 (0.123)	-0.160* (0.087)	0.060 (0.083)	-0.103 (0.072)	0.144** (0.069)	-0.016 (0.071)	0.170*** (0.064)
其他手足人數	-0.386*** (0.100)	-0.208** (0.104)	-0.543*** (0.090)	-0.377*** (0.085)	-0.347*** (0.057)	-0.185*** (0.056)	-0.184*** (0.058)	-0.096* (0.051)
性別	-0.042 (0.301)	0.036 (0.291)	0.699*** (0.209)	0.636*** (0.187)	1.279*** (0.176)	1.201*** (0.156)	1.734*** (0.183)	1.605*** (0.165)
九年國教	2.432*** (0.398)	1.856** (0.357)	3.142*** (0.336)	1.920*** (0.286)	4.282*** (0.214)	2.809*** (0.204)	4.517*** (0.210)	3.097*** (0.195)
父親教育年數		0.137*** (0.045)		0.266*** (0.031)		0.284*** (0.028)		0.340*** (0.027)
母親教育年數		0.125** (0.050)		0.112*** (0.027)		0.193*** (0.029)		0.207*** (0.032)
父親職業指標		0.009 (0.008)		0.017*** (0.006)		0.023*** (0.005)		0.016** (0.007)
截距項	12.160*** (0.558)	9.638*** (0.671)	10.980*** (0.524)	8.134*** (0.558)	8.323*** (0.329)	5.442*** (0.363)	6.506*** (0.323)	4.435*** (0.321)
樣本數	416	388	1,008	951	1,645	1,514	1,554	1,410
R ²	0.221	0.346	0.321	0.482	0.364	0.538	0.358	0.529

1 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

教育程度對於子女教育成就的影響皆比母親教育程度的影響來得大。而將家庭背景加入後,除了姊姊人數外,其他的變數對於教育成就的影響皆與模型一差不多。值得注意的是,加入了背景變數後,在城鎮及鄉村地區呈現了姊姊對於個人教育成就有正向顯著影響的結果,而台北市及都市則是分別呈現了不顯著的負向及正向結果。亦即,鄉村及城鎮呈現了文獻中所呈現的姊姊對於弟妹的正向效果,而台北市及都市則是呈現不顯著的效果。此結果符合本篇論文的推論:愈高都市化的地區,姊姊愈不需犧牲自己的教育成就來成就弟妹。至於加入了背景變數後,姊姊的影響轉變為正向效果的原因推測可能為除台北市外,其他地區的父母親教育年數及父親職業指標與姊姊人數具有非常大的負向關係,亦即父母教育程度愈低,及父親社經地位愈低,家庭姊姊人數可能就會愈多。會有此負向關係的原因推測可能是,家庭環境愈差,父母養育子女的成本(需要犧牲工作的時間成本)也相對愈小,在重男輕女的觀念下,則父母可能會有兒子才願意停止生育;因此家庭環境愈差,姊姊人數也就可能愈多。

因此,初步將樣本區分為不同居住地區的迴歸結果告訴我們,姊姊對於個人教育成就的正向影響的確存在著城鄉差距,且都市化程度愈高的地區,姊姊愈不需犧牲自己的教育成就來幫助弟妹完成更高學歷。接下來我們將利用全體樣本來跑迴歸,且設定一個居住地虛擬變數⁵與手足人數的交互作用項,以檢視在不同居住地區下手足效果是否具有顯著差異。若是要符合本文的預期,則我們會期望在迴歸結果中看到,居住地虛擬變數與姊姊人數的交互作用項係數呈現顯著的負號,以表示相較於居住於城鎮及鄉村的人而言,居住在台北市及都市的姊姊比較不需要犧牲自己的教育成就來幫助弟妹完成學業。表4呈現此全體樣本的迴歸結果,其中,模型一是尚未放入居住地虛擬變數與手足人數交互作用項的結果,而模型二則為放入之後的結果。

⁵由於表3的迴歸結果中,台北市及都市的結果相近以及城鎮及鄉村的結果相近,因此我們將居住地合併為「城市」以及「鄉鎮」兩個群組以方便做分析;且若居住在「城市」,則其虛擬變數值為1,居住在「鄉鎮」,則為0。

表 4: 全體樣本之迴歸結果

	全體樣本		男性		女性	
	1	2	1	2	1	2
姊姊人數	0.131*** (0.039)	0.117** (0.047)	0.079 (0.052)	0.051 (0.062)	0.182*** (0.058)	0.187*** (0.069)
其他手足人數	-0.186*** (0.033)	-0.219*** (0.037)	-0.154*** (0.045)	-0.172*** (0.051)	-0.234*** (0.046)	-0.270*** (0.051)
姊*城市		0.054 (0.081)		0.110 (0.111)		-0.012 (0.116)
其他*城市		0.129** (0.059)		0.070 (0.080)		0.152* (0.086)
居住於城市	0.774*** (0.103)	0.359* (0.198)	0.596*** (0.135)	0.305 (0.244)	0.869*** (0.152)	0.418 (0.312)
性別	1.141*** (0.093)	1.143*** (0.093)				
九年國教	2.731*** (0.119)	2.735*** (0.119)	2.054*** (0.161)	2.060*** (0.162)	3.357*** (0.175)	3.369*** (0.175)
父親教育年數	0.291*** (0.016)	0.290*** (0.016)	0.262*** (0.021)	0.263*** (0.021)	0.309*** (0.023)	0.308*** (0.023)
母親教育年數	0.155*** (0.016)	0.157*** (0.016)	0.117*** (0.021)	0.117*** (0.021)	0.207*** (0.025)	0.210*** (0.025)
父親職業指標	0.017*** (0.003)	0.017*** (0.003)	0.015*** (0.004)	0.015*** (0.004)	0.020*** (0.005)	0.020*** (0.005)
截距項	5.646*** (0.215)	5.758*** (0.222)	7.568*** (0.275)	7.651*** (0.286)	5.020*** (0.289)	5.126*** (0.300)
樣本數	4,263	4,263	2,146	2,146	2,117	2,117
R ²	0.540	0.540	0.459	0.460	0.596	0.597

¹ *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

在模型一的部份我們可以看到, 邊際的姊姊數目增加1個, 可以增加0.131年的教育年數, 但邊際的其他手足數目增加1個, 則是會減少0.186年的教育年數, 且兩個效果皆達到0.5%的顯著水準⁶。而放入了交互作用項之後, 在模型二中我們可以看到在城鎮及鄉村地區, 邊際的姊姊數目增加1個, 會增加0.117年的教育年數; 邊際的其他手足數目增加1個, 會減少0.219年的教育年數。然而, 在居住地虛擬變數與姊姊人數的交互作用項部分, 我們卻看到其呈現了不顯著之正號, 此結果與我們預期的不同, 亦即此結果顯示姊姊的正向效果並不具有城鄉差距。然有研究顯示不同性別間之手足效果程度不同, 因此本文又進一步將樣本區分成男性及女性樣本來看其迴歸結果。同樣我們可以看到, 在區分性別樣本後, 仍然得不到我們預期的結果。此結果也與我們剛才所看到的不同居住地區的迴歸結果不同, 推測會造成這種結果的原因可能為不同居住地之控制變數(性別、父母教育程度等)對於個人教育成就的影響程度差異過大所導致。

由於剛才的模型中, 沒有得到預期的結果, 因此接下來本文進一步放入居住地與九年國教、性別、家庭背景變數等的交互作用項, 以將不同地區控制變數對於個人教育成就影響程度不同這個要素考慮進模型中, 由此來探討手足效果之城鄉差距。我們由表5呈現此迴歸結果, 而模型一仍是尚未放入居住地虛擬變數與手足人數交互作用項的結果, 模型二為放入之後的結果。首先, 在模型一中, 手足效果的部分我們可以看到, 加入了居住地虛擬變數與其他控制變數的交互作用項後, 姊姊對於個人教育成就的影響仍有顯著的正向影響, 而其他手足則是仍有顯著的負向影響。邊際的姊姊數目增加1個, 會增加0.132年的教育年數; 邊際的其他手足數目增加1個, 會減少0.190年的教育年數, 此估計係數與表4模型一的結果差不多。

而放入了居住地虛擬變數與手足人數的交互作用項之後, 在模型二中我們可以看到, 在鄉鎮地區, 邊際的姊姊數目增加1個, 會增加0.162年的教育年數; 邊際的其他手

⁶本文之城鄉差距為強調單向的效果, 因此將變數的P值除以2來探討其顯著程度。

表 5: 放入居住地與控制變數交互作用項之全體樣本迴歸結果

	全體樣本		男性		女性	
	1	2	1	2	1	2
姊姊人數	0.132*** (0.039)	0.162*** (0.047)	0.083 (0.052)	0.094 (0.063)	0.188*** (0.057)	0.242*** (0.070)
其他手足人數	-0.190*** (0.033)	-0.142*** (0.038)	-0.149*** (0.045)	-0.091* (0.054)	-0.240*** (0.046)	-0.204*** (0.052)
姊*城市		-0.118 (0.083)		-0.048 (0.112)		-0.201* (0.118)
其他*城市		-0.192** (0.076)		-0.208** (0.099)		-0.156 (0.112)
居住於城市	2.703*** (0.314)	3.655*** (0.498)	2.152*** (0.385)	2.997*** (0.592)	2.356*** (0.418)	3.269*** (0.709)
九年國教	2.870*** (0.137)	2.944*** (0.141)	2.268*** (0.185)	2.369*** (0.194)	3.454*** (0.203)	3.503*** (0.206)
城市*九年國教	-0.689*** (0.231)	-0.989*** (0.263)	-0.768** (0.302)	-1.109*** (0.345)	-0.621* (0.345)	-0.855** (0.393)
性別	1.389*** (0.114)	1.402*** (0.114)				
城市*性別	-0.854*** (0.191)	-0.920*** (0.194)				
父親教育年數	0.313*** (0.019)	0.313*** (0.019)	0.265*** (0.025)	0.264*** (0.025)	0.350*** (0.030)	0.352*** (0.030)
城市*父親教育年數	-0.0824*** (0.032)	-0.087*** (0.032)	-0.019 (0.043)	-0.023 (0.043)	-0.134*** (0.046)	-0.137*** (0.046)
母親教育年數	0.195*** (0.022)	0.200*** (0.022)	0.155*** (0.028)	0.160*** (0.028)	0.255*** (0.033)	0.258*** (0.033)
城市*母親教育年數	-0.0720** (0.032)	-0.087*** (0.032)	-0.081* (0.042)	-0.094** (0.043)	-0.080* (0.047)	-0.097** (0.048)
父親職業	0.0200*** (0.004)	0.020*** (0.004)	0.021*** (0.005)	0.021*** (0.005)	0.020*** (0.006)	0.020*** (0.006)
城市*父親職業指標	-0.00651 (0.006)	-0.006 (0.006)	-0.016* (0.008)	-0.015* (0.008)	0.001 (0.009)	0.001 (0.009)
截距項	5.152*** (0.224)	4.906*** (0.242)	7.109*** (0.286)	6.860*** (0.318)	4.672*** (0.310)	4.449*** (0.332)
樣本數	4,263	4,263	2,146	2,146	2,117	2,117
R ²	0.551	0.551	0.469	0.470	0.605	0.606

¹ *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

足數目增加1個,會減少0.219年的教育年數,此結果與未放入居住地虛擬變數與控制變數的交互作用項前的結果看起來有所差異,且姊姊的正向效果變大了,因此我們可以預期居住地虛擬變數與姊姊人數的交互作用項的係數可以得到負號的結果。在表5中,我們的確看到居住地與姊姊人數交互作用項的係數呈現了負號,且達到10%的顯著水準,也就是說,在我們考慮了性別、家庭背景等變數對於個人教育成就影響的城鄉差距之後,便呈現了相較於居住在鄉鎮的姊姊,居住於城市的姊姊比較不需要犧牲自己的學業來成就弟妹的結果。

由以上結果得知是否將性別、家庭背景等變數的城鄉差異考慮進去,將會對姊姊效果是否有城鄉差距造成非常大的影響。在表4中的模型中我們控制了性別、九年國教及家庭背景等變數,這個模型告訴我們不論是居住在鄉鎮或是城市的小孩,如果他們性別相同、都同樣不適用九年國教、父母具有同樣學歷,且以上這些變數對個人教育成就的影響並不存在城鄉差異,則城鄉間,姊姊對於弟妹在教育成就上的幫助差異不大。以上的結論其實並沒有令人太意外,但在表5中,我們可以看到不同居住地區之控制變數(性別、父母學歷等)對於個人教育成就影響程度差異非常大,幾乎皆達到1%之顯著水準。因此放入了交互作用項之後,姊姊效果的城鄉差距會變顯著的原因可能為:不同居住地區之控制變數(性別、父母學歷等)對於個人教育成就影響程度之差異過大,因此若單純只控制性別、九年國教、家庭背景等變數,則我們會忽略,在不同居住地,這些變數對於個人教育成就影響程度不同的事實,而導致了偏誤的結果。這些變數在不同居住地對於個人教育成就影響程度不同的原因,或許可以歸咎於城鄉間家庭環境⁷、教育資源或父母教育觀念的差異所導致。因此,將這些被遺漏的變數放入模型後,我們便可以得到我們預期的結果。

在區分性別樣本的部分我們可以看到,姊姊的正向效果對於男性而言是不顯著的,且也不具城鄉差距,可見得父母原本就會選擇投資在兒子身上,因此姊姊的幫助

⁷在家庭資源不足的情況下,由於男性工作機會較多,因此父母通常會選擇投資男性。

不大;然而,姊姊對於女性的正向效果卻是非常顯著的,我們看到,邊際的姊姊數目增加1個,會增加0.188年的教育年數,但這個效果存在著非常顯著的城鄉差距,對於居住在鄉鎮的人而言,其邊際的姊姊數目增加1個,將增加0.242年的教育年數;而對於居住在城市的人而言,其邊際的姊姊數目增加1個,則只增加0.041年的教育年數,且此項效果在城鄉間之差異更達到5%的顯著水準,可見得相較於居住在鄉鎮的姊姊,居住城市的姊姊的教育成就是比較不會爲了弟妹而被犧牲掉的。而進一步的 t 檢定結果更顯示了,事實上,只有鄉鎮的姊姊對於妹妹有正向幫助,城市則是沒有。也就是說,教育成就主要會受到姊姊幫助的群體其實是住在城鎮或者是鄉村的女性,這說明了姊姊的幫助對家庭資源有限、教育機會較可能受限制的女性幫助較大。在其他手足的部分,我們可以看到,其他手足對於男性教育成就的負向影響 (-0.149) 小於對女性的負向影響 (-0.240),且此效果皆達到0.5%之顯著水準,由此可知,除姊姊外的其他手足皆扮演著競爭資源的角色,且女性的教育成就是比較容易因哥哥、弟弟及妹妹的存在而被犧牲掉的。由此表,我們也可看到,九年國教及家庭背景變數等對於男性教育成就的正向影響小於其對女性教育成就的正向影響,可見得,九年國教的實施及良好的家庭環境對教育機會較可能受限制的女性幫助較大。

接著,本文將依據表5之模型,將出生世代分爲1931-1940年、1941-1950年、1951-1960年、1961-1970年及1971-1980年等五個出生世代,來進一步探討不同世代下之手足效果及其城鄉差異,表6爲其迴歸結果。從表中可以看到將樣本切割過後,出生世代爲1931-1940年的樣本,整體來說,姊姊具有非常顯著的正向效果,⁸且姊姊效果之城鄉差異並不顯著,⁹可見得在1931-1940年的出生世代,不論居住在哪,姊姊皆扮演著犧牲自己教育成就以幫助弟妹完成學業的角色,其原因可能爲,在這個出生世代,政府尚未積極建設城市以致於城鄉差距尚未拉大所致。而到了1941-1950年的出生

⁸由表6模型一中「姊姊人數」之係數看出。

⁹由表6模型二中「姊*城市」之係數看出。

世代, 我們可以看到, 姊姊仍具有非常顯著的正向效果, 但姊姊效果之城鄉差異卻變顯著了, 也就是說, 在這個出生世代下, 居住於鄉鎮之姊姊會被犧牲自己的教育成就以幫助弟妹完成學業, 但相較於居住在鄉鎮的姊姊而言, 居住於城市的姊姊比較不需要犧牲自己的教育成就來幫助弟妹。而我們進一步使用 t 檢定來檢驗居住於城市的姊姊人數對於個人教育成就的影響, 結果則是顯示出, 居住於城市的姊姊對於弟妹沒有任何的正向幫助。

而到了 1951-1960 年之後的出生世代, 我們可以看到, 姊姊的正向效果並不顯著, 且其效果並不具城鄉差距。也就是說, 在 1951-1960 年之後出生的樣本的姊姊不管是居住在城市或是鄉鎮, 對於其弟妹, 皆不再有任何顯著的正向幫助, 亦即, 他們已不需再犧牲自己的教育成就來成就弟妹。可見得在 1951-1960 年代以後, 不論城鄉, 經濟已成長到一定程度使得父母已普遍有能力負擔孩子的教育基本費用, 因此家庭便不再需要犧牲姊姊, 但這可能也與九年國教得實施有一定程度的關係, 因九年國教的實施可以使得父母更可以看出女兒的能力, 可藉此判斷出讓其往上求學是否對於家庭更有幫助。這個發現與吳慧瑛 (2007) 的發現不同, 其發現在 1950-59 年之後的出生世代, 姊姊皆是扮演家中資源競爭者的角色, 但本文發現在 1951-60 年之後的出生世代, 姊姊雖然沒有對於弟妹再有任何顯著的正向幫助, 但也沒有對弟妹帶來任何顯著的負向影響, 亦即, 姊姊並沒有扮演著資源競爭者的角色, 其結果不同的原因可能為在資料處理上方法不同的關係。

表 6: 區分出生世代之迴歸結果

	1931-1940		1941-1950		1951-1960		1961-1970		1971-1980	
	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2
姊姊人數	0.284** (0.139)	0.225 (0.162)	0.352*** (0.088)	0.442*** (0.098)	0.102 (0.074)	0.142 (0.089)	-0.041 (0.059)	-0.070 (0.073)	0.033 (0.068)	0.072 (0.082)
其他手足人數	-0.026 (0.079)	-0.002 (0.089)	-0.116* (0.061)	-0.049 (0.068)	-0.252*** (0.061)	-0.225*** (0.071)	-0.224*** (0.063)	-0.198** (0.079)	-0.251*** (0.085)	-0.203** (0.090)
姊*城市	0.321 (0.270)	0.321 (0.270)	-0.365* (0.215)	-0.365* (0.215)	-0.149 (0.157)	-0.149 (0.157)	0.010 (0.125)	0.010 (0.125)	-0.125 (0.149)	-0.125 (0.149)
其他*城市	-0.132 (0.191)	-0.132 (0.191)	-0.288** (0.146)	-0.288** (0.146)	-0.103 (0.140)	-0.103 (0.140)	-0.064 (0.133)	-0.064 (0.133)	-0.161 (0.203)	-0.161 (0.203)
居住於城市	2.150* (1.123)	2.069 (1.487)	2.296*** (0.738)	3.972*** (1.022)	2.432*** (0.561)	3.005*** (0.797)	1.316*** (0.428)	1.355** (0.607)	0.720 (0.490)	1.209 (0.813)

續接下頁

承接上頁

	1931-1940		1941-1950		1951-1960		1961-1970		1971-1980	
	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2
父親職業指標	0.041*** (0.015)	0.041*** (0.015)	0.024** (0.010)	0.024** (0.010)	0.033*** (0.008)	0.033*** (0.008)	0.016** (0.006)	0.015** (0.006)	0.012** (0.006)	0.012** (0.006)
城市*父親職業指標	-0.050 (0.032)	-0.044 (0.031)	-0.014 (0.018)	-0.012 (0.018)	-0.012 (0.011)	-0.013 (0.011)	0.019** (0.009)	0.020** (0.009)	-0.008 (0.009)	-0.008 (0.009)
截距項	1.383** (0.596)	1.375** (0.634)	3.265*** (0.438)	2.878*** (0.464)	6.452*** (0.384)	6.293*** (0.421)	9.930*** (0.351)	9.899*** (0.382)	11.860*** (0.346)	11.690*** (0.354)
樣本數	421	421	812	812	1,154	1,154	916	916	960	960
R ²	0.376	0.379	0.464	0.468	0.383	0.384	0.286	0.287	0.204	0.205

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

其他手足的部份，我們可以看到，在1951-1960年的出生世代，哥哥、弟弟以及妹妹對於個人教育成就產生的負向影響最大，且其他手足對於個人教育成就的負向影響主要出現在1951-1960年的出生世代之後，而在此出生世代之前，其他手足對於個人教育成就的負向影響只有出現在1941-1950年出生世代下的城市，推測可能在1951-1960年的出生世代前，家庭可競爭之資源較少，因此家庭中孩子的學歷普遍偏低所致。而1951-1960年的出生世代這個時間點，也與剛才提及：「在1951-1960年代以後，不論城鄉，經濟已成長到一定程度使得父母已普遍有能力負擔孩子的教育基本費用，因此家庭便不再需要犧牲姊姊。」的時間點一致。因此，或許會有人質疑姊姊對於個人教育成就的正向效果是因為姊姊比哥哥會照顧弟妹所致，但我們或許可以由1951-1960年出生世代這個時間點同時發生的這兩個變動來判斷出，姊姊會被父母犧牲，因而對於個人教育成就會有正向幫助的現象，的確是因在1951-1960年之前的出生世代，家庭有預算限制的現象存在所致。最後，由此表，我們也可以看到，經濟發展的過程，性別及家庭背景的影響逐漸減弱，其中，到了1971-1980的出生世代，女性的教育年數更顯著較男性來得高。

由以上結果我們得知，到了1951-1960的出生世代，不論居住在何地，姊姊皆不須犧牲自己以成就弟妹，而本文也推測，這與家庭經濟環境變好有關，然而，在這個出生世代下，對於家庭經濟環境差的樣本而言，是否仍存在著姊姊的正向幫助及其城鄉差距，是本文所想要更深入去探討的。由於 Lillard and Willis(1996) 研究指出，教育程度較高的父母，移轉給子女的金錢也較多，因此我們再次將樣本以父親教育年數區分為「國中及以下」、「高中職及專科」以及「大學及以上」等三個次群組來探討在1951-1960年之後的出生世代下，是否家庭環境較差的樣本仍有姊姊須犧牲自己教育成就以成就弟妹的現象，且此手足效果是否仍存在著差距。我們同樣根據表5的模型來做此分析，而表7僅呈現手足效果之結果。

表 7: 1951-1980 年等三個出生世代之父親教育程度次群組迴歸結果

	國中及以下		高中職、專科		大學及以上	
	1	2	1	2	1	2
1951-1960 年代						
姐姐人數	0.129 (0.081)	0.190** (0.095)	-0.078 (0.283)	-0.0306 (0.319)	0.255 (0.184)	-0.791 (0.863)
其他手足人數	-0.235*** (0.065)	-0.221*** (0.076)	-0.837** (0.328)	-0.474 (0.304)	-0.509** (0.188)	0.102 (0.597)
姊*城市		-0.255 (0.182)		-0.426 (0.624)		1.325 (0.885)
其他*城市		-0.047 (0.145)		-1.018 (0.672)		-0.064 (0.642)
1961-1970 年代						
姐姐人數	-0.056 (0.067)	-0.086 (0.080)	0.150 (0.179)	0.268 (0.257)	0.099 (0.157)	-0.090 (0.214)
其他手足人數	-0.227*** (0.068)	-0.178** (0.083)	-0.137 (0.200)	-0.318 (0.255)	-0.185 (0.294)	-0.212 (0.580)
姊*城市		0.102 (0.143)		-0.189 (0.380)		0.406 (0.335)
其他*城市		-0.145 (0.148)		0.486 (0.360)		0.081 (0.668)
1971-1980 年代						
姐姐人數	-0.000 (0.084)	0.058 (0.095)	0.127 (0.109)	0.163 (0.174)	-0.025 (0.322)	-0.136 (0.247)
其他手足人數	-0.222** (0.091)	-0.195* (0.102)	-0.267* (0.153)	-0.361* (0.210)	-0.478 (0.734)	0.867** (0.378)
姊*城市		-0.211 (0.199)		-0.025 (0.224)		0.249 (0.521)
其他*城市		-0.107 (0.216)		0.249 (0.302)		-1.439 (0.920)

¹ *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表中模型一的結果顯示, 不論父親的教育程度高低, 這三個出生世代皆沒有顯示出姊姊對於弟妹有任何顯著的正向幫助。而在模型二中, 我們則是可以看到, 在 1951-1960 年的出生世代下, 父親學歷為國中小以下的樣本, 其居住於城鎮或鄉村的姊姊對於個人教育成就有顯著的正向幫助, 且達到 5% 之顯著水準, 邊際的姊姊數目增加 1 個, 將增加個人 0.190 年的教育年數, 而此手足效果則是有顯著的城鄉差距, 且達到 10% 之顯著水準。此結果顯示了由於城鄉差距, 對於父親教育程度皆為國中小以下的樣本而言, 居住在城市的姊姊比較不會被父母犧牲掉, 其原因推測可能為城市的社會福利資訊較流通或是附近鄰居較有餘力出手相助所導致。更進一步的檢定結果更顯示, 事實上, 居住在城市的姊姊對於個人教育成就並沒有有顯著的正向幫助。而對於父親教育程度為高中職、專科以及大學及以上的樣本而言, 鄉鎮的姊姊皆沒有對於弟妹有任何正向幫助, 且此效果皆不具城鄉差距。在 1961-1970 年及 1971-1980 年的出生世代中, 不論父親教育程度為何, 我們再也看不到城鎮或鄉村的姊姊對於個人教育成就有任何的正向幫助及其城鄉差距。

而從「1951-1960 年的出生世代下, 只有父親學歷為國中小以下且居住於鄉鎮的姊姊對於個人教育成就有顯著的正向幫助」這點可以看出, 事實上, 鄉鎮的父母並不是因為重男輕女的觀念比城市得要來得深而較因此容易犧牲姊姊的教育成就, 而是由於家庭預算限制的緣故, 因為在這個出生世代下, 對於家庭環境較好的家庭而言, 並沒有鄉鎮的姊姊被父母犧牲的情況存在。而這個模型也更進一步說明了, 姊姊對於個人教育成就會有正向幫助, 的確是因為家庭有預算限制所導致。

5 結論及研究建議

5.1 結論

本文使用「華人家庭動態資料庫」來探討在不同的經濟階段下之手足效果及手足效果是否具有城鄉差距,其中,我們主要強調姊姊對於弟妹正向幫助效果的城鄉差距。我們首先不分世代來看手足效果,研究發現,在控制家庭背景變數之後,在沒有區分出生世代的情況下,愈低都市化的地區,姊姊的存在的確對於弟妹的幫助愈大,亦即需要姊姊犧牲個人教育成就來成就弟妹的可能性愈大。然而,若假設性別、家庭背景及九年國教對於子女教育成就的影響在城鄉皆相同的話,則手足效果沒有城鄉差異,可見得,手足效果是否存在著城鄉差距與性別、家庭背景及九年國教對於子女教育成就的影響之城鄉差距有非常大的關係,將此城鄉差距考慮進去,我們才可得到居住於城鎮及鄉村的姊姊比較容易被父母犧牲掉的結論。而會有此城鄉差距,本文推測與城鄉間家庭環境、教育資源或父母教育觀念的差異有關。以上之推測,等於間接符合本文之假說:都市化程度愈高的地區,女性工作機會愈多及父母所得愈高,因此父母會愈願意投資女兒;因而都市化程度愈高的地區,姊姊愈不需犧牲自己的教育成就來成就弟妹。

本文接著將出生世代分為1931-1940年、1941-1950年、1951-1960年、1961-1970年及1971-1980年等五個出生世代,來進一步探討不同世代下之手足效果及其城鄉差異。相較於過去文獻,在全體手足效果的部份,我們得到與過去文獻相似的結果,而進一步去區隔城鄉間的效果後發現,在1931-1940年的出生世代下,不論城鄉,姊姊對於弟妹都有正向幫助;但到了1941-1950年的出生世代,只剩下鄉鎮地區的姊姊對於個人教育成就有正向幫助;而到了1951-1960之後的出生世代,我們再也看不到任何地區有姊姊對於弟妹有正向幫助的效果。由本研究可以看出,開發中國家,的確存在著犧牲女性教育成就的現象,而且這個現象會隨著都市化的程度漸漸消失,也就

是說,在開發早期,城鄉都有女性教育成就被犧牲現象,但這個現象在城市會先消失,而等到鄉鎮也開發到一定程度,這個現象也會隨著消失,而推測這主要與家庭的預算限制隨著開發程度逐漸紓解有關。

最後,本文進一步驗證,在1951-1960年代以後的出生世代下,對於家庭經濟環境較差(父親教育程度較低)的樣本而言,姊姊正向效果及其城鄉差距是否仍存在。結果顯示,只有在1951-1960年的出生世代,父親學歷為國中小以下且居住於鄉鎮的姊姊對於個人教育成就有顯著的正向幫助。而從這點我們可以知道,事實上,鄉鎮的父母並不是因為重男輕女的觀念比城市得要來得深,而是由於家庭預算限制,才會比城市的父母容易犧牲姊姊。這個模型也更進一步說明了,姊姊對於個人教育成就會有正向幫助,的確是因為家庭有預算限制所導致。

5.2 研究建議

根據以上結論,本文將對本研究在模型設定上的缺失做出說明,並對未來研究方向提出建議。

1. 無法區分姊姊的模範效果¹⁰

除了姊姊犧牲教育成就對於弟妹所產生的正向效果外,姊姊對於弟妹可能也有正的模範效果,而本模型設定無法將這兩個效果分開來看,因此本研究之結果也有可能因此被高估。建議未來的研究若無資料上的限制¹¹,可以更進一步去控制姊姊的教育成就,以控制擁有高學歷的姊姊是否對於弟妹有正向幫助的效果。

2. 教育年數無法反映受教育之品質

隨著教育的擴張,教育年數只能反應出教育量的多寡,而不能反映出受教育的

¹⁰ 兄姊優異的表現對於弟妹會有好的示範效果。

¹¹ PSFD資料庫中,並沒有記載所有手足的學歷資料。

內容及品質；例如：同樣教育年數為 12 年，可能有高中及高職的差異，因此本文使用教育年數作為被解釋變數便無法確切反映個人的受教品質。在此，建議未來研究能使用 Ordered Probit 模型來做更進一步的分析。附錄將九年國教前依變數設定為「是否有上國中」，來探討九年國教前姊姊是否對弟妹能上國中有所幫助，且此效果是否具有城鄉差距，而九年國教後我們則將依變數設定為「是否上大學」¹²。

3. 沒有家庭所得資料

由於在 PSFD 的資料庫中，並沒有樣本 16 歲之前，家庭所得的資料，因此本文只能使用父親職業指標來代替這個變數，無法確切得到控制家庭所得的結果。但因家庭所得資料本身遺漏值就較多，因此使用父親職業來代替，或許結果並不會比較差。

而本文使用在居住地以及父親職業的部份使用了回顧式資料，因此得以更確實的呈現個人在接受教育時的環境，因此相較於其他研究使用現有之居住地以及父親職業，本文更能確切的反應家庭環境對於個人教育成就的影響，這是未來研究時，可以參考作為改進的方向。

¹²包括學歷為「大學」、「碩士」及「博士」的樣本。

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。
- 巫有鑑 (1999), “影響國小學生學業成就的因果機制-以台北市和台東縣作比較”, 《教育研究集刊》, 43, 213–242。
- 陳奕奇, 劉子銘 (2008), “教育成就與城鄉差距: 空間群聚之分析”, 《人口學刊》, 37, 1–43。
- 陳建良 (2003), “手足組成、出生序與教育年數-以台灣家庭為對象的實證分析”, 發表於「第四屆實證經濟研討會」。
- 駱明慶 (2001), “教育成就的省籍與性別差異”, 《經濟論文叢刊》, 29(2), 117–152。
- Becker, Gary S. (1991), *A Treatise on Family*, Harvard University Press.
- Blake, Judith (1985), “Number of siblings and educational mobility”, *American Sociological Review*, 50(1), 84–94.
- Blau, Peter M. and Duncan, Otis Dudley (1967), *The American Occupation Structure*, The Free Press.
- Chang, Ching-His (1992), “Historical trends in the equality of educational opportunity in taiwan”, *Taiwan Economic Review*, 20(1), 23–50.
- Downey, Douglas B. (1995), “When bigger is better family size parental resources and children’s education performance”, *American Sociological Review*, 60(5), 746–761.
- Greenhalph, Susan (1985), “Sexual stratification in east asia: The other side of ”growth with equity” in east asia”, *Population and Development Review*, 11(2), 265–314.
- Kaestner, Robert (1996), “Are brothers really better? sibling sex composition and education achievement revisited”, *Journal of Human Resources*, 32(2), 250–285.
- Parish, William L. and Willis, Robert J. (1993), “Daughters, education, and family budgets: Taiwan experiences”, *Journal of Human Resources*, 28(4), 863–898.

Teachman, Jay D. (1987), "Family background, educational resource, and educational attainment", *American Sociological Review*, 52(4), 548–557.



附錄

由於使用教育年數作為依變數可能會忽略了受教品質上的差異，因此我們進一步將九年國教前之依變數設定為「是否有上國中」，來探討九年國教前姊姊是否對弟妹能上國中有所幫助，且此效果是否具有城鄉差距，而九年國教後我們則將依變數設定為「是否上大學」。

附表1為九年國教前，依變數為「是否上國中」之迴歸結果，由表中我們可以看到，九年國教前，姊姊對於個人是否上國中有顯著的正向幫助，且在10%的顯著水準下，城市的正向效果較鄉鎮的小，進一步的檢定結果顯示，城市的姊姊沒有任何的正向幫助。比較不一樣的地方是，前文使用教育年數作為依變數時，姊姊對於弟弟的受教年數沒有顯著的正向幫助，但在此迴歸模型下，鄉鎮姊姊對弟弟是否上國中卻有顯著的正向幫助，城市則無。而姊姊對於妹妹是否上國中則有顯著的正向效果，且在10%的顯著水準下具有城鄉差異，檢定結果也顯示，城市的姊姊對於妹妹沒有任何的正向幫助。由表中也可看到，姊姊對於妹妹是否上國中的幫助是要比對弟弟來得大的，這方面也符合我們前文的結論，主要受到姊姊的幫助的群體，其實是居住在鄉鎮的妹妹。

附表2為九年國教後，依變數為「是否上大學」之迴歸結果，結果顯示，實施九年國教後，姊姊對於個人沒有任何的正向幫助，甚至居住在城市的姊姊對於妹妹有顯著的負向影響。

由以上結果我們可以看出，雖然使用教育年數無法反映受教育的內容及品質，但其結果卻與使用「是否上國中」及「是否上大學」虛擬變數所得出的結果差異不大，因此前文所採用的迴歸模型，確實可以解釋本文所要研究的重點。

附表 1 九年國教前之迴歸結果 (依變數為「是否上國中」)

	全體樣本		男性		女性	
	1	2	1	2	1	2
姐姐人數	0.0241*** (0.0075)	0.0299*** (0.0085)	0.0189 (0.0116)	0.0229* (0.0135)	0.0285*** (0.0096)	0.0355*** (0.0106)
其他手足人數	-0.0193*** (0.0049)	-0.0140** (0.0054)	-0.0193** (0.0079)	-0.0146 (0.0094)	-0.0192*** (0.0060)	-0.0132** (0.0065)
姊*城市		-0.0250 (0.0184)		-0.0158 (0.0269)		-0.0323 (0.0243)
其他*城市		-0.0230* (0.0118)		-0.0171 (0.0177)		-0.0307** (0.0156)
居住於城市	0.2451*** (0.0519)	0.3714*** (0.0789)	0.3599*** (0.0690)	0.4462*** (0.1084)	0.1564** (0.0643)	0.3221*** (0.1011)
性別	0.1885*** (0.0214)	0.1890*** (0.0214)				
城市*性別	0.0092 (0.0442)	0.0034 (0.0444)				
父親教育年數	0.0357*** (0.0040)	0.0357*** (0.0040)	0.0358*** (0.0058)	0.0357*** (0.0058)	0.0364*** (0.0056)	0.0366*** (0.0056)
城市*父親教育年數	-0.0014 (0.0074)	-0.0014 (0.0074)	-0.0011 (0.0101)	-0.0009 (0.0102)	-0.0008 (0.0106)	-0.0014 (0.0106)
母親教育年數	0.0299*** (0.0052)	0.0303*** (0.0052)	0.0200*** (0.0072)	0.0205*** (0.0072)	0.0385*** (0.0073)	0.0387*** (0.0073)
城市*母親教育年數	-0.0100 (0.0089)	-0.0119 (0.0090)	-0.0148 (0.0120)	-0.0163 (0.0123)	-0.0068 (0.0127)	-0.0091 (0.0126)
父親職業	0.0036*** (0.0008)	0.0036*** (0.0008)	0.0045*** (0.0012)	0.0044*** (0.0012)	0.0027** (0.0012)	0.0026** (0.0012)
城市*父親職業	-0.0030** (0.0014)	-0.0030** (0.0014)	-0.0053*** (0.0018)	-0.0053*** (0.0019)	-0.0011 (0.0019)	-0.0011 (0.0019)
截距項	0.0505 (0.0323)	0.0219 (0.0340)	0.2328*** (0.0483)	0.2097*** (0.0527)	0.0578 (0.0405)	0.0250 (0.0416)
樣本數	1,960	1,960	930	930	1,030	1,030
R ²	0.3306	0.3325	0.2458	0.2468	0.3629	0.3663

附表2 九年國教後之迴歸結果 (依變數為「是否上大學」)

	全體樣本		男性		女性	
	1	2	1	2	1	2
姐姐人數	0.0046 (0.0061)	-0.0019 (0.0037)	0.0009 (0.0067)	0.0012 (0.0070)	-0.0085** (0.0040)	-0.0038 (0.0033)
其他手足人數	-0.0080 (0.0062)	-0.0071*** (0.0024)	-0.0159*** (0.0044)	-0.0121** (0.0048)	-0.0082*** (0.0026)	-0.0041** (0.0020)
姊*城市		-0.0092 (0.0120)		-0.0005 (0.0186)		-0.0216 (0.0147)
其他*城市		-0.0182** (0.0076)		-0.0139 (0.0106)		-0.0214** (0.0107)
居住於城市	-0.0319 (0.0440)	0.1111** (0.0516)	0.0776 (0.0581)	0.1302* (0.0753)	-0.0074 (0.0447)	0.1069 (0.0651)
性別	0.0132 (0.0176)	0.0353*** (0.0100)				
城市*性別	-0.0096 (0.0332)	0.0153 (0.0318)				
父親教育年數	0.0136*** (0.0032)	0.0062*** (0.0020)	0.0084** (0.0033)	0.0083** (0.0033)	0.0031 (0.0022)	0.0032 (0.0022)
城市*父親教育年數	0.0067 (0.0056)	0.0186*** (0.0055)	0.0286*** (0.0084)	0.0286*** (0.0084)	0.0100 (0.0065)	0.0096 (0.0064)
母親教育年數	0.0110*** (0.0032)	0.0162*** (0.0036)	0.0245*** (0.0059)	0.0247*** (0.0059)	0.0084** (0.0040)	0.0086** (0.0040)
城市*母親教育年數	0.0075 (0.0055)	-0.0083 (0.0073)	-0.0209* (0.0117)	-0.0217* (0.0119)	0.0042 (0.0087)	0.0026 (0.0086)
父親職業	0.0029*** (0.0007)	0.0008* (0.0005)	0.0005 (0.0007)	0.0005 (0.0008)	0.0012** (0.0006)	0.0011** (0.0006)
城市*父親職業	-0.0001 (0.0011)	-0.0014 (0.0011)	-0.0030* (0.0017)	-0.0029* (0.0017)	0.0002 (0.0012)	0.0002 (0.0012)
截距項	-0.0913*** (0.0314)	-0.0062 (0.0174)	0.0515* (0.0282)	0.0369 (0.0303)	0.0146 (0.0178)	-0.0079 (0.0152)
樣本數	2,303	1,960	930	930	1,030	1,030
R ²	0.1670	0.1831	0.2176	0.2191	0.1472	0.1548