

家庭規模與出生排序對跨代所得彈性的影響

陳宣羽、吳世英*

摘 要

本文利用 2012 年至 2020 年期間四次「臺灣社會變遷基本調查」資料及 1985 年至 1995 年「人力運用調查」資料，估計出生於 1960 年至 1990 年的世代與其父親的跨代所得彈性。本研究並考慮家庭規模及出生排序對兒女所得及跨代所得彈性的影響，以及探討跨代所得可能的相關傳導途徑。研究發現，父子與父女的跨代所得彈性分別為 0.31 及 0.46，顯示臺灣社會具有適度的流動性，且意謂父女跨代所得彈性高於父子。家庭規模顯著地影響男性及女性的所得，意謂隨著手足數目增加，小孩的資源被稀釋，因此影響成長後的所得，惟此一影響對女性較不明顯。不論男女，出生排序對所得以及跨代所得彈性的影響則不顯著。惟若進一步依父親所得及教育區分，可以發現出生愈後面的女兒跨代所得彈性愈低，但在父親所得較高或父親教育程度較高的家庭中，此一負向影響則較為輕微。另外，考慮兒女教育年數、行業別與職業別後，父子與父女的跨代所得彈性皆顯著降低，推測父親所得可以透過投資小孩教育資源，間接影響小孩未來所得。

關鍵詞：跨代所得彈性、家庭規模、出生排序、跨代所得傳遞途徑
JEL分類代號：D31, D64, J62

* 兩位作者分別為聯繫作者：吳世英，國立清華大學經濟學系教授，300044 新竹市光復路二段 101 號，電話：03-5162031，E-mail: wus@mx.nthu.edu.tw；陳宣羽，國立清華大學經濟學系碩士，E-mail: nthu110072506@gmail.com。本文改寫自作者陳宣羽碩士論文（陳宣羽，2023）。作者感謝中央研究院人文社會科學研究中心學術調查研究資料庫提供的資料。作者特別感謝王惠貞教授和吳文傑教授對初稿提供的許多寶貴意見，以及編輯和兩位匿名審查委員提供的詳細修改意見，所有文責由作者自負。

投稿日期：113 年 1 月 31 日；修訂日期：113 年 3 月 27 日；

接受日期：113 年 9 月 26 日。

經濟研究 (Taipei Economic Inquiry), 61:1 (2025), 1-47。

臺北大學經濟學系出版

1. 緒論

所得不均、貧富差距及階級複製為大家持續關心的問題，也成為各國致力於改善的公共議題之一。1990 年代後，不同指標皆顯示臺灣所得不均均有擴大趨勢，除了基尼係數持續上升外，高所得者的所得份額更是明顯上升（洪明皇與鄭文輝，2013）。除了所得不均的問題外，跨代流動 (intergenerational mobility) 的議題也普遍受到重視，跨代流動反映了下一世代社會階級，如教育、職業、所得或社會地位，受上一代影響的程度。跨代流動高的社會，多數人有機會從金字塔底層往上攀升，縱然出生貧窮或底層的家庭，仍有機會往社會上層流動。本研究因此將透過估計跨代所得彈性 (intergenerational income elasticity, IGE)，以及所得排名相關係數 (rank-rank slope)，分析臺灣社會父親與子女所得的相關性，探討臺灣的社會流動性；本研究進一步考慮家庭背景因素，特別是家庭規模與出生排序對於小孩所得的影響，觀察兄弟姊妹的多寡或出生先後的差異，是否會影響跨代所得彈性。

文獻上有許多衡量跨代所得流動的方法，跨代所得彈性為文獻中較常用來衡量跨代所得流動的指標 (Solon, 1992; Björklund and Jäntti, 1997)。跨代所得彈性代表兩個世代在同一年齡所得的相關彈性，意謂當父母親所得上升一個百分點，子女所得增加的百分比；跨代所得彈性愈高，代表子女所得受到父母親所得較大的影響，意謂跨代所得流動程度愈低。其他相對指標還包含轉移矩陣 (transition matrix)，指的是將父母與小孩所得劃分為不同分位，觀察出生於不同所得分位的小孩，未來所得的分布情形 (Corak and Heisz, 1999)。另一個相對指標則是所得排名相關係數，利用在各自世代的所得排名估計兩世代間的排名相關性。因為此一指標較為穩定，近期有較多研究利用此一指標估計跨代所得流動 (Dahl and DeLeire, 2008; Chetty et al., 2014)。本文將在底下實證模型小節進一步說明此一指

標的方法及特性。

Corak (2013) 探討前述兩個社會問題的相關性，意即所得不均和社會流動的相關性，此一研究透過吉尼係數與跨代所得彈性相關性描繪了蓋茲比曲線 (the great Gatsby curve)，指出所得不均與跨代所得彈性呈現正相關。此一發現意謂所得不均愈高的國家同時也是跨代所得流動低的國家，像是英國、美國；相對而言，北歐國家所得不均程度較不嚴重，跨代所得彈性也較低。其研究亦指出造成跨代所得流動減少的原因可能更多來自於父母家庭背景的影響，父母可能透過遺傳基因、人力資本投資等途徑影響小孩的人格特質、受教育程度、工作機會等未來發展。因此機會不均等的社會可能伴隨著較低的跨代所得流動，且所得不均的擴大可能進一步造成社會向上流動的減少。

1980 年後許多國家面臨了所得不均持續惡化的問題 (Piketty and Saez, 2003)，也開始有更多研究探討跨代所得流動的問題。如 Chetty et al. (2014) 利用 1996 年至 2012 年美國聯邦所得稅行政資料，不僅估計父母與小孩所得分布排名相關性 (rank-rank slope)，也估計跨代所得彈性。該研究發現若父母所得上升 10 個百分位等級，小孩所得會提升 3.4 個百分位等級。在臺灣方面，近期也有較多研究估計跨代所得流動的程度 (Kan et al., 2015; Sun and Ueda, 2015；王宜甲與林心怡，2017；Chu and Lin, 2020)。有些研究發現臺灣屬於相對流動國家，父子跨代所得彈性大約介於 0.2 至 0.3 (Kan et al., 2015; Sun and Ueda, 2015)；亦有研究認為臺灣屬於為相對較不流動國家，父子跨代所得彈性大約介於 0.4 至 0.5 之間 (Chu and Lin, 2020)。而跨代所得流動的傳遞途徑一般認為，是透過親代的人力資本、資產或所得，影響子代人力資本投資或資產，進而影響所得。如沈暉智與林明仁 (2019) 研究親代資產與所得對於子代教育的影響，發現家戶所得及資產與高等教育的就讀機會高度相關。Chu et al. (2019) 利用個人資產的行政資料估計家族成員間財富的相關性，呈現親疏程度不同的家庭成員間財富的相關性，發現血緣上愈親近的家庭成員，

其資產財富的相關性也愈高。

延續跨代所得彈性的文獻，本研究除了估計父子所得相關彈性外，也同時估計父女所得相關彈性，並進一步考慮家庭特徵及個人特徵對所得及跨代所得彈性的影響。Chadwick and Solon (2002) 指出，早期文獻比較缺乏父女所得相關彈性的估計原因之一是忽略女性勞動市場的參與及對家庭所得的貢獻。但隨著女性勞動參與率的提升，女性所得的影響因素也更形重要。另外，本研究採用不同的資料，因此可以與其他臺灣跨代所得彈性的研究互補。更重要的，如上所述，家庭背景對小孩所得具有重要的影響力，且可能透過各種途徑影響小孩未來發展。隨著社會變遷，近年來家庭人口組成也逐漸發生改變。因此本研究也進一步考慮家庭背景因素，特別是家庭規模與出生排序對於小孩所得的影響，觀察小孩是否會因兄弟姊妹的多寡或出生先後的差異，導致與父親所得相關性有所不同。最後，我們也探討跨代所得傳遞途徑，是否僅存在父親所得對小孩所得的直接影響，抑或可能透過其他因素，間接影響小孩所得，故在文章中進一步討論人力資本投資如教育年數及工作特性相關變數，是否會影響子女所得。

本研究發現，臺灣出生於 1960 年至 1990 年的世代，兒子與父親及女兒與父親跨代所得彈性分別為 0.31 及 0.46，顯示父子的跨代所得流動程度高於父女。與針對臺灣的相關研究相比，本研究估計值與 Sun and Ueda (2015) 利用家庭動態調查的估計彈性相近。本研究進一步考慮家庭特徵，包括家庭規模與出生排序，對個人所得及跨代所得彈性的影響。結果顯示，家庭規模對男性及女性皆具有顯著的負影響，但對女性的影響較不明顯。家庭規模對於男性所得呈現負向顯著，表示當家庭成員愈多時，平均兒子得到資源和所得皆會減少。另外，不論是男性或女性，其跨代所得彈性並不受出生排序影響。惟若進一步依父親所得及教育區分，可以發現家庭規模與出生排序對跨代所得彈性的影響存在異質性，雖然出生愈後面的女兒跨代所得彈性愈低，但在父親所得較高或父親教育程度較高的家

庭中，此一負向影響則較為輕微。另外，我們加入教育年數至迴歸模型中，發現教育年數顯著且正面影響個人所得，且同時顯著減少父子與父女的跨代所得彈性，意謂父親所得可能透過教育途徑間接影響小孩所得。最後，婚姻狀態、行業與職業也都會影響所得，同時降低父親所得對兒女所得的直接影響。

本文章節安排如下：第 1 章為前言；第 2 章為文獻回顧，整理國內外對於跨代所得流動、家庭規模及出生排序相關文獻；第 3 章首先說明本文的迴歸模型設定，接著介紹資料來源，最後並說名說明本研究對「臺灣社會變遷基本調查」(Taiwan Social Change Survey, TSCS) 及「人力運用調查」(Manpower Utilization Survey, MUS) 兩資料庫樣本篩選與整理的過程；第 4 章首先估計父子與父女的跨代所得彈性，接著考慮出生排序與家庭規模對於小孩所得及跨代所得彈性的影響，並進一步將樣本區分成高所得及高教育父親，分析出生排序與家庭規模對跨代所得彈性影響的異質性；最後考慮其他影響所得的相關變數，觀察跨代所得彈性可能的影響途徑。第 5 章則為本文結論。

2. 文獻回顧

2.1 跨代所得彈性

近年來國內外關於跨代所得彈性的文獻如雨後春筍般出現，本文的文獻回顧無法詳盡整理相關文獻，所以此處的文獻整理將以跟本研究較相關的國內外的跨代所得彈性文獻為主。

所得為研究跨代所得相關中最為核心的變數，但受限於終生所得較難觀察到，因此發展出不同的推估方法。Solon (1992) 指出，過去估計跨代所得彈性的研究多利用單一年度所得衡量長期所得，因此造成測量誤差 (measurement error)，導致跨代所得彈性被低估。他因此利用美國收入動態追蹤調查 (Panel Study of Income Dynamics,

PSID) 追蹤資料，透過複數年平均所得降低偏誤。根據 PSID 的代表性樣本及採複數年平均所得的作法下，Solon 的研究結果發現美國的跨代所得彈性大約為 0.4 左右，高於過去文獻研究的結果。過去研究常以當前所得 (current income) (像是每年所得) 估計終生所得 (lifetime income)，Haider and Solon (2006) 研究發現以當前所得估計終生所得會隨著生命週期 (life-cycle) 變化而有不同程度的誤差，其研究發現當年齡為 30 歲初至 50 歲，估計偏誤最小且兩者相關係數接近 1，若使用太年輕時的所得可能低估其終生所得，若是使用較年長時的所得則可能產生高估的現象。

不同於過去研究受限於樣本需同時提供父親與兒子的所得資料，Björklund and Jäntti (1997) 提出兩樣本兩階段最小平方方法 (two-sample two-stage least squares, TS2SLS)，利用不同的父親與兒子樣本，先利用次要樣本估計父親的教育與職業別等特徵變數與父親所得的關係，再利用主要樣本中父親的特徵變數推估父親的所得，最後再以父親的推估所得與同一樣本中兒子實際所得估計跨代所得彈性。其研究比較瑞典與美國同世代所得不均與跨代所得流動程度，結果顯示，相較於美國，瑞典所得不均程度較低且跨代所得流動較高。

臺灣對於跨代所得流動的相關研究主要採用 Björklund and Jäntti (1997) 的兩樣本兩階段最小平方方法。Sun and Ueda (2015) 透過 2004 年至 2008 年「家庭動態調查」(Panel Study of Family Dynamics, PSFD) 與 1983 年「家庭收支調查」(The Survey of Family Income and Expenditure, SFIE)，研究發現父子跨代所得彈性介於 0.25 至 0.3 之間，父女大約為 0.4，顯示臺灣為相對較流動的國家。他們的研究還發現跨代所得彈性存在非線性關係，低所得家庭相較於中高所得家庭具有較低的跨代所得彈性，低所得家戶較小的所得彈性使得整體社會估計的平均所得彈性變小。Chu and Lin (2020) 利用「臺灣社會變遷基本調查」作為主要樣本，以及「家庭收支調查」資料作為第二樣本，研究臺灣在 1990 年代初期及 2000 年代晚期，臺灣經歷

快速經濟發展後成為一個已開發的民主國家，期間父子跨代所得流動的變化。其研究發現父子的跨代所得彈性在此期間維持在 0.4 至 0.5 之間，顯示即使經歷 1990 年代快速的經濟發展及社會變遷，臺灣依舊為跨代所得流動較低的國家。

Kan et al. (2015) 使用 1988 年至 2006 年「家庭收支調查」資料作為第一樣本，以及 1978 年至 1988 年「人力運用調查」資料作為次要樣本預估父母親的預期所得，分別估計父母對子女的跨代所得彈性。實證結果發現，母親與小孩的跨代所得彈性（母親與兒子、女兒的跨代所得彈性分別為 0.50、0.54）高於父親與小孩間的所得彈性（父親與兒子、女兒跨代所得彈性分別為 0.18、0.23）。其中又以母女的跨代所得彈性高於母子，說明母親所得對於小孩未來發展具有重要的影響力，其中可能原因來自於婦女在勞動市場參與率以及教育成就的提升。其研究亦透過結構分量迴歸模型 (structural quantile regression) 發現，位於所得中位數的兒子受父親所得影響較大，女兒受到父親所得影響則不顯著；母親所得對於高所得的兒子與女兒有正向效果，反之對於低所得兒女則較無效果。

王宜甲與林心怡（2017）嘗試進一步控制其他影響所得的解釋變數，包含工作年數、每週工時、工作地點、婚姻狀態，並利用「家庭動態調查」資料庫，估計 2004 年至 2016 年臺灣短期跨代所得彈性。結果發現跨代所得彈性介於 0.05 至 0.08 間，顯示臺灣的所得流動程度並不低，與前述研究臺灣的文獻比較，彈性係數相對小很多，作者指出可能跟樣本中子女工作年資較短有關。此外，文中透過薪資移轉矩陣觀察父母與小孩所得五等分位情形，所得高的小孩有高比率來自所得高的父母；低所得小孩的父母有高比率所得仍低，說明臺灣存在著富者恆富、貧者亦貧的現象。

除了延續臺灣過去文獻著重討論兩世代所得傳遞外，許聖章等（2021）利用「家庭動態調查」追蹤資料估計三代跨代所得彈性，觀察臺灣長期社會流動程度。實證結果發現，當子女年齡控制在恆常所得年齡區間，即 35 歲至 40 歲間，父親與子女的所得彈性介於

0.249 至 0.332 之間，若同時控制父親與祖父母的所得，父親與子女的所得彈性介於 0.222 至 0.310 之間，而祖父母與子女的所得彈性則介於 0.249 及 0.561 之間，顯示祖父母與子女跨代所得彈性顯著，且以兒子的跨代所得彈性最大。然而外祖父母與子女的跨代所得彈性則不顯著，反映臺灣跨代所得關聯性僅存在於父系之間。Jia (2023) 同樣利用「家庭動態調查」資料估計三代間的所得相關彈性，他發現祖父與父親的所得相關彈性為 0.349，而祖父與孫子的所得相關彈性為 0.139，而祖父對孫子的影響中，有三分之二是透過父母親的所得間接影響孫子。

鄰近的東亞國家如日本和韓國，也有許多跨代所得相關性的研究。如 Lefranc et al. (2014) 估計日本 1935 年至 1975 年出生的世代，他們的所得與其父親所得的相關性，主要結果顯示不論父子或父女，跨代所得彈性都差不多是 0.35。Ueda (2013) 則估計韓國 25 歲至 54 歲的世代，其所得與其父母親所得的相關性，估計結果顯示兒子與父母親的所得相關彈性為 0.35，而女兒與父母親的所得相關彈性則為 0.4。

2.2 家庭規模及出生排序對所得的影響

過去也有許多文獻討論家庭規模和出生排序對小孩教育與所得的影響。家庭規模對於教育成就大致呈現負相關，當家庭中兄弟姊妹數愈多時，平均教育年數則愈少。而出生排序的影響則未有一致性的結論，可能存在正效果或負效果，可能原因包含資源限制 (constraints)、家庭環境 (household environment)、生理因素 (biological effect)、社會文化 (cultural effect) 影響等等。

在資源固定的假設下，兄弟姊妹人數會稀釋掉資源，每個小孩接受的資源會隨兄弟姊妹人數增加而減少，導致「小孩質量互補」(the quantity-quality tradeoff)，因此過去許多研究發現兄弟姊妹人數跟小孩的各種表現呈現負相關 (Black et al., 2005; Öberg, 2017)。Black et al. (2005) 透過控制家庭背景特徵因素（包括父母親教育程

度、父母親世代效果及小孩世代效果），探討挪威社會家庭規模對小孩教育的影響，研究發現家庭規模與小孩教育呈現顯著負相關。但當控制住出生排序並以雙胞胎作為家庭規模的工具變數時，家庭規模效果會趨近於零，意謂家庭規模對小孩教育成就影響並不顯著。Conley and Glauber (2006) 利用美國的調查資料實證分析，僅發現排行老二的男生會因為兄弟姊妹較多減少就讀私立學校的機會，排行老大的男生就讀私立學校的機會則不受影響。

Chen et al. (2019) 主要是探討家庭組成對子女教育成就的影響，透過串連臺灣的出生行政資料及大學聯考資料，分析第一胎小孩教育成就如何受到弟弟出生的影響。此一研究指出，在重男輕女的社會如臺灣，家庭規模受小孩性別組成的影響，因此子女教育成就與家庭規模的關係，會受子女性別組成影響，實證上若未考慮此一影響，會導致家庭規模的估計值偏誤。此一研究因此拆解弟弟出生對兄姊教育成就的影響，分別估計弟弟出生導致小孩數目減少的直接效果和造成資源排擠的間接效果。

由於父母親對小孩的投入時間及資源有限，出生排序高 (high birth order) 的小孩，意即出生順序較後面的小孩，通常可以獲得較多的關心與照顧。另一方面，出生排序愈前面 (low birth order) 的小孩在父母較年輕時期出生，此時期的父母所得較低、資源也較少。然而出生排序愈晚的小孩除了可以獲得父母親在更成熟時期的所得及資源，甚至還能夠得到較年長手足的資源，使得出生排序與教育成就具有正向關係 (Booth and Kee, 2009)。至於生理方面，出生排序愈晚的小孩出生時母親年紀較高，其出生重量也較低，但出生重量與先天能力具有正相關，因此，出生排序較晚的小孩教育成就可能也較低。另一方面，傳統社會觀念重視出生排序第一的小孩，可能將遺產、房產等資源留給出生排序前面的小孩，但也有可能父母親想彌補出生排序較晚的小孩，因此給予更多的教育及資源 (Lindahl, 2008)。相關證據也顯示，出生排序愈前面的小孩個性較沉穩也較有責任心，使其未來有更好的教育成就及發展 (Black et al., 2018)；但

出生排序愈前面的小孩也可能為了讓較年幼的手足有更好的環境與資源，因而提早進入職場，導致教育成就較低。

Black et al. (2005) 發現出生排序對於小孩教育成就呈現顯著負相關，其中出生排序效果又以女性大於男性，當出生排序愈高，小孩的教育成就愈低。另外，出生排序愈高的女性無論是否為全職或兼職工作薪資皆較低，出生排序愈高的男性則僅有在全職工作上可能擁有較低的薪資。

除了我們熟知的絕對排行（最年長為 1，其次為 2，依序類推）外，為了減少家庭規模與出生排序間可能存在的高度相關性，Ejrnæs and Pörtner (2004) 提出「相對排行」(relative birth order) 作為另一個衡量出生排序的方法。相對排行定義為：(絕對排行 - 1)/(家庭規模 - 1)，¹ 此一相對指標使不同家庭規模的出生排序介於零至一間，意謂出生排序第一的相對排行皆為零，而出生排序最後者的相對排行皆等於一。Ejrnæs and Pörtner (2004) 進一步探討出生排序對於家庭內教育資源分配的影響，利用序列羅吉特模型 (ordered Logit model) 觀察菲律賓小孩出生順序對於完整教育及在學時間的影響。實證結果發現，無論絕對排行或是相對排行，出生排序愈後面的小孩較其年長的手足接受更多的教育，且當家庭擁有愈多土地資源時，出生排序效果對教育影響更顯著；但父母教育年數愈多時，則會減少出生排序對教育的效果；且男性出生排序效果高於女性。

Booth and Kee (2009) 提出另一種衡量出生排序的方法，稱為排行指標 (birth order index) = (絕對排行/平均排行)，其中平均排行 = (家庭規模 + 1)/2，² 根據此一排行指標，不同家庭規模中出生排序的平均數將標準化為一。Booth and Kee (2009) 並利用英國家戶追蹤調查 (British Household Panel Survey) 實證估計發現，家庭規模及出生

¹ 相對排行 (relative birth order) = $(n - 1)/(N - 1)$ ，其中 n 代表出生順序， N 代表家裡兄弟姊妹的人數。

² 排行指標 (birth order index) = $n/[(N + 1)/2] = 2n/(N + 1)$ ，其中 n 代表出生順序， N 代表家裡兄弟姊妹的人數。

排序對教育成就皆呈現負相關。不同於 Black et al. (2005)，當控制住出生排序後，家庭規模的效果並不會消失。

Booth and Kee (2009) 進一步檢驗教育成就與出生排序是否具有非線性關係，但研究發現出生排序與教育成就呈現負向單調性 (negative monotonicity)。亦即以排行中間小孩作為比較基準，出生在前面的小孩教育成就會高於排行中間的小孩，排行後面（出生序較高）的教育成也會低於排行中間小孩。Kantarevic and Mechoulan (2006) 利用美國的 PSID 追蹤資料，發現出生較前的小孩不論在教育及所得上都具有優勢，但相對於中間的小孩，後出生的小孩則並未有明顯的劣勢。

Lindahl (2008) 將出生排序與家庭規模納入考量，研究瑞典 1962 年至 1964 年出生的世代與其父母親的跨代所得彈性，透過家庭規模與父親所得的交叉項，以及出生順序與父親所得的交叉項，估計家庭規模與出生順序對跨代所得彈性的影響。實證發現，跨代所得彈性會隨著家庭規模增加而減少，且給定家庭規模時，出生排序愈後面，跨代所得彈性也愈小，其中又以父親與兒子間效果最為明顯。

國內關於出生排序與表現的相關論文中，魯慧中（2017）利用「家庭動態調查」追蹤資料，根據 Ejrnæs and Pörtner (2004) 提出的固定效果下序列羅吉特模型 (ordered logit model with fixed effect)，分析家庭內性別偏好與出生排序對於子女教育資源配置的影響。其研究發現社會普遍仍存在著偏好男性的現象，且家戶省籍的不同，也會導致偏好程度的差異。此研究並透過 Booth and Kee (2009) 提出的單調性檢定，發現子女的出生排序對於家庭內資源配置呈現單調正相關，即出生排序愈後面的小孩教育程度愈高。此一發現與 Black et al. (2005) 利用挪威的樣本以及 Booth and Kee (2009) 利用英國樣本的研究結果顯然不同。另外，出生排序愈後面的小孩中，男性與女性在教育資源配置上的差異愈小。

沈暉智與林明仁（2019）利用臺灣財稅行政資料研究家戶所得與資產對子代教育成就的影響，其研究發現，家戶所得愈高的小

孩就讀頂尖大學（臺大、排名前五、前十、前二十大學）比例愈高，說明家庭經濟背景與小孩受高等教育呈正向關係。沈暉智與林明仁且發現小孩人數與出生排序與就讀頂大的機率皆呈現顯負相關，意謂當兄弟姊妹人數愈多或排行愈後面的小孩就讀頂大（或就讀大學）的機會愈小，其關於出生順序與教育關係的發現與魯慧中（2017）不同，但與 Black et al. (2005) 的結論則類似。此外，普遍就讀公立大學家戶家境較優渥，卻享有低學費以及較多的教育資源，顯示政府補貼出現逆向重分配的問題。

3. 實證模型與資料

3.1 實證模型

本論文採文獻上普遍採用的兩樣本兩階段最小平方法 (two-sample two-stage least squares, TS2SLS)，選用「臺灣社會變遷基本調查」作為小孩世代的主要樣本，「人力運用調查」資料作為本研究第二樣本。過去臺灣跨代研究相關文獻也多使用兩樣本資料進行估計，相關文獻整理如表 1。

第一階段，我們使用「人力運用調查」進行普通最小平方法，估計父親的預期所得，考慮文獻上估計所得的相關變數 (Björklund and Jäntti, 1997; Chu and Lin, 2020) 以及本研究兩個資料庫有的共同變數，本研究採以下估計式估計父親所得：

$$y_i^f = a_0 + a_1 age + a_2 age^2 + education_i^{f'} A_3 + industry_i^{f'} A_4 + occupation_i^{f'} A_5 + survey_i' A_6 + \varepsilon_i, \quad (1)$$

其中 y_i^f 為取自然對數後的父親所得，父親特徵包含 $education_i^{f'}$ （代表不同教育程度的虛擬變數）、 $industry_i^{f'}$ （代表不同行業別的虛擬變數）、 $occupation_i^{f'}$ （代表不同職業別的虛擬變數）及問卷調查年份的虛擬變數，因此 A_3, A_4, A_5, A_6 為對應不同虛擬變數的係數向量。

表 1 臺灣跨代所得彈性相關文獻比較表

文獻	年代及資料庫	樣本數	年齡	控制變數	結果
Sun and Ueda (2015)	子女 2004-2008 (PSFD)	大於 400	30-60 歲	年齡	父子 0.25-0.3
	父親 1983 (SFIE) /1998 (PSFD)		40 歲初	年齡、教育程度、職業別	父女 0.4
Kan et al. (2015)	子女 1988-2006 (SFIE)	父子 17,424	26-45 歲	小孩年齡*父母所得、小孩和父母的年齡、birth cohort dummies、year dummies	父子 0.18
		父女 5,793			父女 0.23
	父母 1978-1988 (MUS)	母子 8,014	41-64 歲	父母：教育年數、年齡 (標準化至40歲)、年齡*教育年數	母子 0.50
		母女 2,952			母女 0.53
Chu and Lin (2020)	兒子 1990-1994 /2005-2010 (TSCS)	1,299	35-50 歲	年齡、year dummies	父子 0.4-0.5
	父親 1968-1970 /1978-1982 (SFIE)		40-55 歲	教育程度、行業別、職業別、year dummies	
本文	子女 2010-2020 (TSCS)	父子 1,152 父女 977	30-50 歲	年齡	父子 0.305
	父親 1985-1995 (MUS)		40-55 歲	教育程度、行業別、職業別	父女 0.459

資料來源：本研究整理。

說明：1. 本表所列文獻及本文皆採兩階段兩樣本最小平方方法 (TS2SLS) 估計。

2. PSFD 代表「家庭動態調查」，SFIE 代表「家庭收支調查」，MUS 代表「人力運用調查」，而 TSCS 則代表「臺灣社會變遷基本調查」。

接著，第二階段我們利用估計係數 (1) 式的估計係數，根據「臺灣社會變遷基本調查」中父親的教育程度、行業別及職業別，估計父親的預期所得 $\widehat{y_i^f}$ ，再利用父親的預期所得估計父親與小孩的跨代所得彈性：

$$y_i^c = b_0 + b_1 \widehat{y_i^f} + b_2 age_i^c + b_3 age_i^{c^2} + b_4 family\ size_i^c + b_5 birth\ order_i^c + b_6 family\ size_i^c \times \widehat{y_i^f} + b_7 birth\ order_i^c \times \widehat{y_i^f} + X_i^{c'} B_8 + u_i,$$

(2)

其中上標 c 代表小孩的變數，上標 f 代表父親的變數特徵。 y_i^c 為取自然對數後小孩的所得， $\widehat{y_i^f}$ 為父親預期所得（取自然對數），另外加入小孩年齡 age_i^c 及平方項控制生命週期的所得差異， $family\ size_i^c$ 為家庭規模， $birth\ order_i^c$ 為出生排序。 X_i^c 包含 $education_i^c$ （教育年數）以及虛擬變數 $marital_i^c$ （婚姻狀態）、 $industry_i^c$ （行業別）、 $occupation_i^c$ （職業別）、 $management_i^c$ 是否為管理職、 $companysize_i^c$ 是否為大公司雇用，及問卷調查年份的虛擬變數。

本研究採用的兩樣本兩階段最小平方法，父親的所得需透過另一組資料推估，因此推估的過程存在推估偏誤 (imputation bias) (Solon, 1992; Chu and Lin, 2020)。首先，因為不同年齡的所得不同，利用某一年資料衡量長期所得可能導致所得偏低或偏高的生命週期偏誤 (life-cycle bias)，因此文獻上建議父母親與子女採中年所得以降低偏誤 (Nybom and Stuhler, 2016)；另外，推估父母親所得時，考慮年齡及年齡平方，也可降低生命週期偏誤的影響。其次，父母親一生中工作可能變動，經歷不同的行業和職業，以某一年調查資料的行業和職業作代表，也可能導致所得推估偏誤。另外，Solon (1992) 指出，不論兩樣本兩階段最小平方法或涵蓋兩代所得的追蹤資料，若以短期所得代表長期所得，將導致跨代所得彈性低估的偏誤。

另外，本研究也估計父子及父女的所得排名相關係數 (rank-rank specification)。方法上先找出父親及兒女所得在各自世代的百分位，再將父親的排序對子女的排序迴歸，獲得的迴歸係數即為跨代所得排名相關係數 (Chetty et al., 2014)。估計 (2) 式中，除了被解釋變數兒女的所得及解釋變數的父親所得，由所得百分位取代，其他解釋變數則一樣。Chetty et al. (2014) 指出，相對於跨代所得彈性，所得排名相關係數較不受迴歸模型設定的影響，也較不受所得不均擴大的影響，估計值相對穩定，較適合用來作跨區域跨國的比較。

3.2 資料來源、樣本篩選與變數定義

本文選用「臺灣社會變遷基本調查」作為小孩世代的主要樣本，其首要調查開始於 1985 年，並從 1990 年開始，以每 5 年為一期，實施重複性調查，至今已完成 8 期共 32 次調查。每年根據社會變遷設計兩種不同主題的問卷，包含全球化、宗教、家庭、環境、社會階層等主題。2010 年至 2020 年近 10 年共 20 份調查問卷，每年將近 2,000 筆資料，其中 2012 年社會階層、2015 年綜合問卷組、2017 年社會階層及 2020 年綜合問卷組，共四份問卷符合本文所需的小孩相關資訊，主要包括所得、家庭規模及出生排序。

如前述，Haider and Solon (2006) 指出用短期所得代替恆常所得可能導致衡量偏誤 (measurement error)，但強調年齡介於 30 歲至 50 歲的所得，此一衡量偏誤最小。因此在這 4 份樣本中，我們篩選年齡介於 30 歲至 50 歲受訪者，整理其年齡、性別、稅前每月所得以及受訪者 15 歲時，父親還在世且有工作或已退休的父親特徵資料，包含父親的教育程度、行業別及職業別，最後樣本共有 2,129 筆資料，其中兒子有 1,152 個樣本，女兒有 977 個樣本。根據這些樣本，我們進一步篩選本研究要分析的相小孩關變數，包含家庭規模、出生排序、教育程度、婚姻狀態、職業別、行業別、是否為管理職及是否為大公司雇用。³

本研究主要樣本「臺灣社會變遷基本調查」中我們並沒有父親所得的資料，因此需要利用另一個資料庫估計主樣本父親的所得。本研究選用「人力運用調查」資料作為本研究第二樣本，「人力運用調查」開始於 1978 年，每年針對 15 歲以上人口進行就業、失業情況、勞動力移轉等工作狀況調查。由於我們選用「臺灣社會變遷基本調查」中年滿 30 歲至 50 歲的小孩樣本，4 份問卷中僅有 2012

³ 本研究也嘗試考慮其他變數，如工作地點、工作經驗、現職工作年資、是否有小孩、小孩個數等，惟每年調查問項未必一樣，因此最後迴歸僅考慮前述因素。

及 2017 年兩年問卷有調查父親年齡，2012 年及 2017 年父親與小孩的年齡差平均皆為 30 歲，且標準差皆為 6 歲，亦即當小孩 15 歲時，父親年齡平均主要介於 39 歲至 51 歲。為了對應主樣本「臺灣社會變遷基本調查」中受訪者父親的年齡，我們因此選用 1985 年至 1995 年「人力運用調查」中，年齡介於 40 歲至 55 歲的樣本，以降低文獻上利用父親特徵推估父親所得的推估偏誤 (Chu and Lin, 2020)。⁴ 除了所得，父親的特徵資訊包含教育程度、職業別及行業別。雖然近年來女性的教育程度及勞動參與率皆提升，在家庭經濟中扮演重要的角色，但 1980 年代及 1990 年代家庭主要收入來源及經濟戶長仍以男性為主，因為這些考慮，本研究並未估計母子與母女的所得相關彈性。

本文依循 Björklund and Jäntti (1997) 使用的兩樣本兩階段最小平方法，因此，兩樣本需擁有相同的所得預測變數，亦即兩樣本中父親的教育程度、行業別以及職業別。因為要利用主要樣本「社會變遷基本調查」中父親的特徵推估父親所得，因此第一樣本和第二樣本中父親特徵變數的分類必須一致。在教育程度方面，「臺灣社會變遷基本調查」共有 21 種分類，而「人力運用調查」則有 10 種分類，本文將兩資料庫合併為不識字、自修、小學、國（初）中、高中、高職、專科以及大學以上共 8 類。婚姻狀態將單身、同居、離婚及配偶去世歸類於未婚，已婚及分居則歸類於已婚。在行業別方面，「臺灣社會變遷基本調查」使用行業統計分類第 11 次修訂共 19 大類，而「人力運用調查」民國 74 年至 81 年使用第 4 次修訂共 10 大類，民國 82 年至 84 年使用第 5 次修訂共 11 大類。我們依第 4 次行業標準分類修訂，將三者合併成共 9 大類。⁵「臺灣社會變遷

⁴ 若 2012 的受訪者年齡是 30 歲（50 歲），且與父親年齡差距介於 24 歲至 36 歲，則在 1985 年時 ($2012 - 1985 = 27$)，父親的年齡介於 27 歲至 39 歲之間（47 至 59 歲）；在 1995 年時，父親的年齡則介於 37 歲至 49 歲之間（57 歲至 69 歲）。因此，本研究取 40 歲至 55 歲區間。

⁵ 第二、三大類合併為製造業。

基本調查」提供依職業標準分類第 5 次修訂的 10 大類分類，而「人力運用調查」民國 74 年至 81 年使用第 4 次修訂共 9 大類，民國 82 年至 84 年使用第 5 次修訂共 10 大類。排除軍人的樣本後，我們依「職業標準分類第 5 次修訂」將三者的職業別歸類為 9 大類。本研究變數定義及行業職業分類，條列說明於表 2。

表 2 變數定義

變數代號	變數名稱	定義
age_i^c	年齡	受訪者年齡
$education_i^c$	教育程度	依受訪者教育程度，分為不識字、自修、小學、國（初）中、高中、高職、專科、大學以上八類
$marital_i^c$	婚姻狀態	虛擬變數，已婚（含已婚及分居）定義為 1；未婚定義為 0
$family\ size_i^c$	家庭規模	兄弟姊妹個數加上自己
$birth\ order_i^c$	出生排行	絕對排行 相對排行 = (絕對排行 - 1)/(家庭規模 - 1) 排行指標 = (絕對排行/平均排行)，平均排行 = (家庭規模 + 1)/2
$industry_i^c$	行業別	1 農、林、漁、牧、狩獵業；2 礦業及土石採取業；3 製造業；4 水電燃氣業；5 營造業；6 商業；7 運輸、倉儲、及通信業；8 金融、保險、不動產及工商服務業；9 公共行政、社會服務及個人服務業
$occupation_i^c$	職業別	1 民意代表、行政主管、企業主管及經理人員；2 專業人員；3 技術員及助理專業人員；4 事務工作人員；5 服務工作人員及售貨員；6 農林漁牧工作人員；7 技術工及有關工作人員；8 機械設備操作工及組裝工；9 非技術工及體力工
$management_i^c$	是否為管理職	虛擬變數，管理職定義為 1；非管理職定義為 0
$company\ size_i^c$	是否為大公司雇用	虛擬變數，員工人數超過 100 人定義為 1；員工人數少於 100 人定義為 0

資料來源：本研究整理。

關於所得計算，「臺灣社會變遷基本調查」資料為每人平均每月所有工作的稅前所得，因為問項是區間所得，⁶ 我們扣除無收入以及目前沒有工作後，取各區間所得中位數，從 5,000 元、15,000 元到 25 萬元，若回答 30 萬元以上，則取 30 萬元。⁷ 「人力運用調查」共 11 年所得資料皆為數值型態。雖然「臺灣社會變遷基本調查」與「人力運用調查」針對所得的問法略有差異，但都是詢問主要工作的稅前所得，因此定義上應該差不多，惟「人力運用調查」問項沒有特別指出細項如年終獎金、年節分紅、加班費等，受訪者有可能因此忽略這部分收入，導致低估所得。⁸ 本研究所有金額都根據行政院主計總處消費者物價指數 (consumers price index, CPI) 調整為 2020 年貨幣。表 3 提供了本研究估計用到的相關變數的平均數。

表 3 1985-1995 年 MUS 及 2012-2020 年 TSCS 變數平均數

	1985-1995 年 MUS 父親	2012-2020 年 TSCS 父親	2012-2020 年 TSCS 子女	2012-2020 年 TSCS 兒子	2012-2020 年 TSCS 女兒
平均每月所得	40767.46	—	50050.12	57400.62	41382.99
年齡	46.61	—	40.35	40.41	40.28
教育程度 (%)					
不識字	2.22	5.31	0.05	0.09	0.00
自修	1.93	3.19	0.00	0.00	0.00
國小	49.87	43.87	1.32	0.52	2.25
國(初)中	13.72	19.12	10.05	11.11	8.80
高中	6.87	7.05	3.76	3.91	3.58
高職	11.53	11.74	28.18	30.03	26.00

⁶ 「臺灣社會變遷基本調查」2012 年、2015 年、2020 年所得為區間型態資料，區分為無收入、1 萬元以下、1 至 2 萬元以下，到 19 至 20 萬元以下、20 至 30 萬元以下、30 萬元以上，共 24 個區間。2017 年資料則以數值型態或區間型態呈現。

⁷ 本研究除了取區間的中間值作最小平方 (ordinary least squares, OLS) 的迴歸外，也嘗試用區間估計 (interval regression)，惟如結果顯示，估計值類似。

⁸ 「臺灣社會變遷基本調查」所得的問項是「目前這個工作或職務平均每月所有的工作收入（稅前）差不多有多少？（含兼差，包括薪資、年終獎金、年節分紅、加班費、執行業務收入、自營收入等）」；而「人力運用調查」所得的問項是「你主要工作的每月收入是多少？」。

表 3 1985-1995 年 MUS 及 2012-2020 年 TSCS 變數平均數（續前頁）

	1985-1995 年 MUS 父親	2012-2020 年 TSCS 父親	2012-2020 年 TSCS 子女	2012-2020 年 TSCS 兒子	2012-2020 年 TSCS 女兒
專科	3.58	4.51	18.60	17.36	20.06
大學及以上	4.64	5.21	38.05	36.98	29.30
行業別 (%)					
1 農、林、漁、牧、狩獵業	17.09	18.32	3.05	3.73	2.25
2 礦業及土石採取業	0.65	1.69	0.05	0.09	0.00
3 製造業	24.43	23.58	31.05	33.68	27.94
4 水電燃氣業	1.07	0.85	0.19	0.35	0.00
5 營造業	13.34	16.44	7.00	11.02	2.25
6 商業	17.86	15.78	20.10	19.01	21.39
7 運輸、倉儲、及通信業	9.19	8.03	6.06	8.59	3.07
8 金融、保險、不動產及工 服務業	2.80	3.33	10.24	9.20	11.46
9 公共行政、社會服務及個 人服務業	13.48	11.98	22.26	14.32	31.63
職業別 (%)					
1 民意代表、行政主管、企 業主管及經理人員	9.53	4.88	3.80	5.12	2.25
2 專業人員	5.45	2.44	11.27	10.24	12.49
3 技術員及助理專業人員	4.13	12.59	24.99	25.09	24.87
4 事務工作人員	3.96	3.33	13.43	5.82	22.42
5 服務工作人員及售貨員	19.04	13.20	14.61	12.41	17.20
6 農林漁牧工作人員	16.88	17.47	2.68	3.56	1.64
7 技術工及有關工作人員	25.88	26.30	13.10	19.53	5.53
8 機械設備操作工及組裝工	11.75	14.14	10.52	14.67	5.63
9 非技術工及體力工	3.38	5.64	5.59	3.56	7.98
樣本數	46,581	2,129	2,129	1,152	977

資料來源：本研究整理。

說明：1. 貨幣金額皆依消費者物價指數調整至 2020 年貨幣。

2. 若僅考慮父親所得、兒子的所得、年齡及教育年數，兒子的樣本有 1,152 筆（如表 6、7、8 的估計）；但若進一步考慮兒子的其他變數，如工作行業或職業，樣本將減為 801 筆（如表 9）。若僅考慮父親所得、女兒的所得、年齡及教育年數，女兒的樣本有 977 筆（如表 10、11、12 的估計）；但若進一步考慮女兒的其他變數如工作行業或職業，樣本將減為 711 筆（如表 13）。

4. 實證結果

首先，我們利用「人力運用調查」資料估計 (1) 式，並將行業別中農、林、漁、牧、狩獵業，以及職業別中民意代表、行政主管、企業主管及經理人員作為參考組。⁹ 由表 4 知，教育程度、行業別及職業別皆呈現統計性顯著，說明這三種變數對所得具有良好的所得解釋力，其中教育程度及行業別皆呈現正向顯著，意謂著擁有愈高教育程度未來所得也較高。行業中，相較於對照組農林漁牧狩獵業，其他行業的所得較高。而職業別呈現負向效果，說明作為對照組的管理職所得較其他職業高。

表 4 第一階段父親所得函數係數估計

父親所得					
變數		變數		變數	
年齡	0.076*** (0.021)	行業 2	0.218*** (0.037)	職業 2	-0.092*** (0.010)
年齡平方	-0.001*** (0.000)	行業 3	0.143*** (0.031)	職業 3	-0.245*** (0.011)
自修	0.067*** (0.024)	行業 4	0.259*** (0.033)	職業 4	-0.371*** (0.010)
小學	0.125*** (0.017)	行業 5	0.229*** (0.031)	職業 5	-0.328*** (0.010)
國初中	0.195*** (0.018)	行業 6	0.253*** (0.031)	職業 6	-0.815*** (0.032)
高中	0.239*** (0.019)	行業 7	0.267*** (0.031)	職業 7	-0.351*** (0.008)
高職	0.252*** (0.018)	行業 8	0.205*** (0.033)	職業 8	-0.372*** (0.009)
專科	0.328*** (0.019)	行業 9	0.061** (0.031)	職業 9	-0.602*** (0.012)

⁹ 行業別及職業別分類請參考表 2。

表 4 第一階段父親所得函數係數估計（續前頁）

父親所得		
變數		變數
大學及以上	0.470*** (0.020)	
常數項	8.492*** (0.468)	
調查年虛擬變數	yes	
樣本數		46,581
Adj. R ²		0.477

資料來源：本研究整理。

說明：1. 父親的所得取自然對數，括號內是穩健標準誤 (robust standard error)。

2. ***, ** 與 * 分別表示達 1%，5% 與 10% 的顯著水準。

本章以下分成 4 節，第 1 節估計跨代所得彈性時，僅考慮子女的所得，此一估計結果可以視為基礎值，用以與文獻上的估計做比較；第 2 節則進一步考慮兒子的出生序及家庭中的子女數，及其他個人及家庭特徵，探討這些因素對父子跨代所得彈性的影響；第 3 節類似第 2 節，但估計父女跨代所得彈性，進一步考慮女兒的出生序、家庭中的子女數及其他個人及家庭特徵；第 4 節則分析家庭規模及出生序對跨代所得彈性的影響是否存在異質性，受父親所得及父親教育程度影響。

4.1 父親與子女跨代所得彈性

我們利用表 4 父親所得估計式推估父親所得，進一步估計 (2) 式。表 5 的估計結果主要對應文獻上關於跨代所得彈性的估計 (IGE)，僅考慮父親與子女所得。因為所得在生命週期不同階段變化相當大，雖然我們已經將子女樣本的年齡限制在 30 歲至 50 歲，在此仍控制年齡的影響，因此表 5 中，除了子女所得，我們還加入子女的年齡及年齡平方項。另外，考慮樣本來自四個不同年份，因此迴歸也放入樣本調查年的虛擬變數。

表 5 父子與父女的跨代所得彈性及排名相關係數

	模型 1	模型 2	模型 3
	全部樣本	兒子所得	女兒所得
OLS 估計			
父親所得	0.391*** (0.046)	0.305*** (0.063)	0.459*** (0.062)
小孩年齡	0.066** (0.033)	0.099** (0.044)	0.074 (0.047)
小孩年齡平方項	-0.001* (0.000)	-0.001** (0.001)	-0.001 (0.001)
常數項	5.902*** (0.745)	6.073*** (0.949)	5.095*** (1.105)
調查年虛擬變數	yes	yes	yes
區間估計 (interval regression)	0.396*** (0.045)	0.320*** (0.061)	0.457*** (0.060)
所得排名相關係數 (rank-rank slope)	0.224*** (0.022)	0.170*** (0.030)	0.272*** (0.030)
樣本數	2,129	1,152	977
Adj. R ²	0.043	0.031	0.065

資料來源：本研究整理。

說明：1. OLS 估計及區間估計時，兒子女兒與父親的所得都取自然對數；排名相關係數估計中，父親與子女所得為各自世代的排序。

2. 括號內是穩健標準誤 (robust standard error)。

3. ***, ** 與 * 分別表示達 1%，5% 與 10% 的顯著水準。

表 5 顯示不分子女性別的話，父親與子女的跨代所得彈性為 0.391；若分別對兒子與女兒估計，則父親與子女的跨代所得彈性分別為 0.305 和 0.459。小孩的所得與其年齡成倒 U 形關係，所得隨年齡增加而上升，但之後就隨年齡下降。若與其他估計臺灣父子跨代所得彈性的研究作比較，本研究估計彈性 0.305 接近於 Sun and Ueda (2015) 利用家庭動態調查的估計彈性 0.25 與 0.3 之間；但與 Kan et al. (2015) 利用家庭收支調查及人力運用調查的估計值 0.18 相比，本研究的估計值明顯較大。相較於亞洲國家，Ueda (2013) 針對南韓的估計，發現兒子與父母親的所得相關彈性分別為 0.35 和 0.4；Gong et al. (2012) 利用中國城市地區的估計，發現父親與兒女的跨代所得

相關彈性分別為 0.63 和 0.97，本研究的發現顯示臺灣的跨代所得相關性較低，意謂社會流動性較高。若與其他國家相比，Kan et al. (2015) 整理了對南美洲的巴西、智利、秘魯及厄瓜多，亞洲的日本及馬來西亞，以及歐洲的法國及義大利的估計，本研究的父子跨代所得彈性 0.305 明顯小於這些國家的估計值，因此屬於跨代所得流動性較高的國家。

因主樣本兒女的所得資料為區間資料，¹⁰ 本研究也嘗試用區間估計 (interval regression) 估計。另如前述，所得排名相關係數估計值較為穩定，因此表 5 中也列出區間估計及所得排名相關係數的估計值。區間估計值類似於最小平方估計，所得排名相關係數的估計值則較低，可能反映後者較不受所得不均擴大影響。在區間估計及排名相關係數估計中，年齡的影響類似，呈現倒 U 行的影響，因此並未列於表 5 中。

表 5 同時顯示，父女的跨代所得彈性高於父子。此結果與 Sun and Ueda (2015) 及 Kan et al. (2015) 利用臺灣資料的研究結果相似，皆顯示父女的跨代所得流動性較父子低。另外，根據 Sun and Ueda (2015) 的研究結果以及本文研究結果，可以推測臺灣在過去 15 年內，父子與父女跨代所得彈性並沒有上升或下降的趨勢。

惟表 5 的估計值明顯低於 Chu and Lin (2020) 對臺灣父子跨代所得彈性的估計，他們的估計值介於 0.4 至 0.5 之間。Chu and Lin (2020) 指出有兩個原因導致 Sun and Ueda (2015) 及 Kan et al. (2015) 低估了臺灣父子跨代所得彈性，原因包括，用來估計父親所得的次樣本調查年代需能對應主樣本父親中壯年的時間，才能比較準確地估計父親所得；其次則是兒女世代主樣本的選擇。Chu and Lin (2020) 也指出，若將主樣本限制在年紀介於 26 至 45 歲且與父親同住，他們的估計值也會降為 0.2，顯示主樣本選擇對估計值的關鍵影響。本研究選擇的次樣本距主樣本約 25 年，且年齡限制介於 40 歲

¹⁰ 僅 2017 年「臺灣社會變遷基本調查」有提問所得的實際金額，但有些受訪者仍選擇提供所得區間。

至 55 歲，因此應能降低所得推估的誤差，但本研究並未特別考慮主樣本是否與父親同住。

Ueda (2013) 針對南韓的估計，發現兒子與父母親的所得相關彈性為 0.35，而女兒與父母親的所得相關彈性則為 0.4。Gong et al. (2012) 利用中國城市地區的估計，發現父親與兒女的跨代所得彈性分別為 0.63 和 0.97。反映同為亞洲國家的臺灣與南韓、日本及中國，父女跨代所得相關性皆較高於父子所得的相關性。有趣的是，以利用西方國家為樣本的估計呈現相反的趨勢。Mazumder (2005) 估計美國父子與父女跨代所得彈性分別為 0.61 及 0.57。Österberg (2000) 估計瑞典父子跨代所得相關係數為 0.114，父女所得相關係數為 0.069，顯示父子跨代所得相關性高於父女。

如前所述，我們估計父親與兒女的跨代所得彈性，雖然可以了解上一世代所得對下一世代所得的平均影響程度，然而，我們無法知道不同的家庭規模或是排行順序是否會對父子與父女的跨代所得彈性產生影響，也缺乏了解跨代所得的相關影響途徑。因此，在後面章節的估計中，我們試著加入家庭特徵包含家庭規模、出生排序；人力資本投資例如教育年數，婚姻狀態以及工作特性相關變數如行業別、職業別、是否受大公司雇用、是否為管理職等變數，分析各個因素對小孩所得的影響，並進一步研究跨代所得彈性的變動情形。

4.2 家庭規模與出生排序對父子跨代所得彈性的影響

本研究進一步考慮家庭特徵，包含家庭規模、出生排序，對父子跨代所得彈性的影響，估計結果列於表 6 為了避免家庭規模與絕對排行可能產生的高度相關性，我們也採用 Ejrnæs and Pörtner (2004) 提出的相對排行 (relative birth order)，以及 Booth and Kee (2009) 提出的排行指標 (birth order index) 作為出生排序指標。統計顯示本研究兒子樣本中，絕對排行與家庭規模的相關係數為 0.75，但相對排行、排行指標與家庭規模的相關係數則僅為 0.25 及 0.31，

表 6 父子跨代所得彈性 (IGE) – 考慮家庭規模及出生排序的影響

變數	兒子所得								
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8	模型 9
父親所得	0.305*** (0.063)	0.271*** (0.065)	0.275*** (0.065)	0.269*** (0.065)	0.274*** (0.065)	0.256*** (0.112)	0.237*** (0.107)	0.216 (0.164)	0.341** (0.155)
年齡	0.099*** (0.044)	0.094*** (0.044)	0.093*** (0.044)	0.103*** (0.044)	0.093*** (0.044)	0.092*** (0.044)	0.104*** (0.044)	0.093*** (0.044)	0.095*** (0.044)
年齡平方	-0.001** (0.001)	-0.001* (0.001)	-0.001* (0.001)	-0.001** (0.001)	-0.001* (0.001)	-0.001* (0.001)	-0.001** (0.001)	-0.001* (0.001)	-0.001* (0.001)
家庭規模		-0.031** (0.015)	-0.047*** (0.021)	-0.040*** (0.016)	-0.035*** (0.016)	-0.047*** (0.021)	-0.039*** (0.016)	-0.035*** (0.016)	0.096 (0.325)
絕對排行			0.019 (0.018)			-0.038 (0.282)			0.018 (0.018)
相對排行				0.041 (0.043)			-0.404 (1.220)		
排行指標					0.044 (0.043)			-0.386 (1.133)	
父親所得*絕對排行						0.007 (0.034)			
父親所得*相對排行							0.053 (0.144)		
父親所得*排行指標								0.051 (0.135)	
父親所得*家庭規模									-0.017 (0.039)
常數項	6.073*** (0.949)	6.523*** (0.959)	6.508*** (0.955)	6.341*** (0.962)	6.472*** (0.954)	6.681*** (1.319)	6.606*** (1.245)	6.960*** (1.664)	5.917*** (1.626)
調查年虛擬變數	yes yes	yes yes	yes yes	yes yes	yes yes	yes yes	yes yes	yes yes	yes yes
樣本數	1,152	1,152	1,152	1,136	1,152	1,152	1,136	1,152	1,152
Adj. R ²	0.031	0.034	0.034	0.036	0.034	0.033	0.035	0.033	0.033

資料來源：本研究整理。
說明：1. 兒子與父親的所得都取自然對數，括號內是穩健標準誤 (robust standard error)。
2. ***, ** 與 * 分別表示達 1%，5% 與 10% 的顯著水準。

顯示「相對排行」與「排行指標」兩項衡量排行相對指標，明顯的降低出生順序與家庭規模的相關性。

表 6 模型 1 重複表 5 模型 2 的估計，以利比較。模型 2 至 5 依序為考慮家庭規模與同時考慮家庭規模及 3 種出生排序指標（絕對排行、相對排行、排行指標）的迴歸結果。結果顯示，家庭規模大致呈現顯著負的影響，此結果與「小孩質量互補」的論點一致，說明當小孩人數愈多時，家庭資源可能會被稀釋，平均小孩得到的資源愈少。Black et al. (2005) 利用挪威的資料，發現家庭規模對小孩教育成就影響並不明顯；而 Conley and Glauber (2006) 利用美國的資料，僅發現排行老二的男生會因為兄弟姊妹較多減少就讀私立學校的機會。

當考慮家庭規模與出生序時，3 種出生排序指標的係數估計值都不顯著外，意謂兒子的出生排序並不會影響小孩的所得高低。如上述，文獻雖廣泛討論出生排序對教育、學習及資源分配的影響，本研究利用臺灣 1970 年至 1980 年出生的世代，並未發現出生排序對長大後所得的顯著影響。在教育方面，魯慧中（2017）利用臺灣的「家庭動態調查」，則發現出生排序愈後面的小孩其教育程度愈高，而沈暉智與林明仁（2019）則發現出生排行愈後面的小孩就讀頂大的機會愈小。

另外，模型 6 至 8 考慮了父親所得與出生排序的交乘項，類似於模型 2 至 5 的估計結果，交乘項的係數都不具統計顯著，意謂跨代所得彈性並不受出生排序影響。最後，模型 9 考慮父親所得與家庭規模交乘項，估計結果顯示交乘項係數並不顯著。

同樣地，我們也利用區間資料及所得排名相關係數重新估計表 6，作為進一步的穩健性檢定 (robustness check)，結果分別列於表 7 及表 8。結果顯示，區間估計值類似於最小平方估計，所得排名相關係數的估計值則較低，可能反映後者較不受所得不均擴大影響。表 7 及表 8 出生排序的影響類似於表 6，不管是單獨估計，或是與父親所得的交乘項，估計值都不具統計顯著。

表 7 父子跨代所得彈性 (IGE) – 採區間迴歸

變數	兒子所得								
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8	模型 9
父親所得	0.320*** (0.061)	0.286*** (0.063)	0.291*** (0.063)	0.284*** (0.063)	0.290*** (0.063)	0.279** (0.110)	0.254** (0.106)	0.239 (0.161)	0.364** (0.150)
年齡	0.100** (0.043)	0.095** (0.043)	0.094** (0.043)	0.105** (0.043)	0.094** (0.043)	0.094** (0.043)	0.105** (0.043)	0.094** (0.043)	0.097** (0.043)
年齡平方	-0.001** (0.001)	-0.001* (0.001)	-0.001* (0.001)	-0.001** (0.001)	-0.001* (0.001)	-0.001* (0.001)	-0.001** (0.001)	-0.001* (0.001)	-0.001* (0.001)
家庭規模		-0.030** (0.015)	-0.047** (0.021)	-0.039** (0.015)	-0.035** (0.015)	-0.047** (0.021)	-0.038** (0.015)	-0.034** (0.015)	0.113 (0.306)
絕對排行			0.020 (0.018)			-0.014 (0.270)		-0.014 (0.019)	
相對排行				0.043 (0.043)			-0.384 (1.203)		
排行指標					0.046 (0.043)			-0.328 (1.104)	
父親所得*絕對排行						0.004 (0.033)			
父親所得*相對排行							0.050 (0.142)		
父親所得*排行指標								0.044 (0.132)	
父親所得*家庭規模									-0.019 (0.037)
常數項	5.860*** (12.535)	6.301*** (12.512)	6.286*** (12.623)	6.118*** (12.766)	6.248*** (12.600)	6.389*** (12.622)	6.372*** (12.763)	6.672*** (12.610)	5.624*** (12.648)
調查年虛擬變數	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Insigma	-0.553 (0.028)	-0.555 (0.028)	-0.556 (0.028)	-0.554 (0.029)	-0.556 (0.028)	-0.556 (0.028)	-0.554 (0.029)	-0.556 (0.028)	-0.556 (0.028)
sigma	0.575 (0.016)	0.574 (0.016)	0.574 (0.016)	0.574 (0.016)	0.574 (0.016)	0.574 (0.016)	0.574 (0.016)	0.574 (0.016)	0.574 (0.016)
樣本數	1,152	1,152	1,152	1,136	1,152	1,152	1,136	1,152	1,152
Log likelihood	-2739	-2737	-2736	-2701	-2737	-2736	-2701	-2736	-2736

資料來源：本研究整理。
說明：1. 兒子與父親的所得都取自然對數，括號內是穩健標準誤 (robust standard error)。
2. ***, ** 與 * 分別表示達 1%，5% 與 10% 的顯著水準。

表 8 父子所得排序相關係數 (Rank-Rank Slope) — 考慮家庭規模及出生排序的影響

變數	兒子所得 (百分位)								
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8	模型 9
父親所得 (百分位)	0.170*** (0.030)	0.151*** (0.031)	0.152*** (0.031)	0.149*** (0.031)	0.152*** (0.031)	0.118*** (0.044)	0.119*** (0.044)	0.111** (0.055)	0.140*** (0.050)
年齡	4.688*** (2.014)	4.398*** (2.013)	4.365*** (2.014)	4.952*** (2.032)	4.368*** (2.014)	4.223*** (2.024)	4.223*** (2.032)	4.308*** (2.017)	4.305*** (2.030)
年齡平方	-0.052** (0.025)	-0.046* (0.025)	-0.046* (0.025)	-0.053** (0.026)	-0.046* (0.025)	-0.044* (0.025)	-0.053** (0.026)	-0.045* (0.025)	-0.045* (0.026)
家庭規模		-1.603** (0.711)	-2.103** (1.039)	-1.995*** (0.745)	-1.768** (0.750)	-2.060** (1.037)	-1.897** (0.752)	-1.677** (0.756)	-4.865 (9.214)
絕對排行			0.572 (0.836)			-9.655 (9.593)			0.613 (0.852)
相對排行				1.502 (2.009)			-40.648 (45.341)		
排行指標					1.497 (2.015)			-28.587 (33.555)	
父親所得*絕對排行									
父親所得*相對排行						1.237 (1.161)	4.986 (5.357)		
父親所得*排行指標								3.589 (4.002)	
父親所得*家庭規模									0.330 (1.095)
常數項	-50.727 (39.291)	-40.971 (39.403)	-40.249 (39.412)	-52.154 (39.768)	-41.638 (39.345)	-36.095 (39.765)	-50.127 (39.848)	-38.681 (39.560)	-38.543 (39.943)
調查年虛擬變數	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
樣本數	1,152	1,152	1,152	1,136	1,152	1,152	1,136	1,152	1,152
Adj. R ²	0.042	0.046	0.046	0.048	0.048	0.046	0.048	0.046	0.045

資料來源：本研究整理。
說明：1. 兒子與父親的所得分別為子女世代的百分位及父親世代的百分位，括號內是穩健標準誤 (robust standard error)。
2. ***, ** 與 * 分別表示達 1%、5% 與 10% 的顯著水準。

Sikhova (2023) 嘗試拆解跨代所得傳遞過程中教育與財務資源 (financial resources) 的影響，發現對子女所得影響中，財務資源的效果僅為教育的四分之一，顯示父母親可以透過投資小孩的教育，累積小孩的人力資本及未來所得的能力。本研究因此想了解父親所得影響小孩所得的相關傳導途徑，在迴歸式中進一步考慮小孩的教育程度。另外，本研究也考慮其他影響所得的因素，包括婚姻狀態、是否在大公司任職、是否擔任管理職及工作的行業和職業性質等。結果分別列於表 9。

表 9 模型 1 除了父親所得及兒子年齡，另外加入教育程度。由迴歸結果可以觀察到，相對於沒有任何學歷，國初中以上的教育對兒子所得呈現顯著正相關，且學歷愈高，對所得提升的效果愈大。此外，因為考慮兒子教育程度，父子的跨代所得彈性大幅度下降至 0.103，意謂父親所得對於兒子所得的直接效果明顯減少，主要是透過教育途徑間接影響兒子所得。換句話說，高所得父親給予兒子較多的教育資源，使得兒子擁有更多人力資本，在未來擁有較高的所得。如前述，沈暉智與林明仁（2019）利用臺灣財稅資料研究發現，家戶所得愈高的小孩就讀頂尖大學，說明家庭經濟背景與小孩受高等教育呈正向關係。此一研究佐證了本研究的發現，父親的經濟資源可以透過提升小孩子的教育，進而影響小孩子未來的所得。

最後，我們考慮影響所得的其他相關變數，包含婚姻狀態、公司規模、是否任管理職、行業別以及職業別，估計結果呈現於表 9 模型 2 至 6。其中已婚男性較未婚男性所得高；受大公司雇用以及身為管理職的男性所得也較高。行業別與職業別也顯著影響所得，相對於模型 3 的結果，模型 5 至 6 的估計結果顯示，考慮行業別與職業別後，父親所得對兒子所得的直接影響因此降低，表明父親所得的影響途徑可能包含對小孩教育的投資，進而影響行業別及職業別的選擇，也可能透過潛移默化的過程影響小孩未來工作的選擇 (Hvide and Oyer, 2019)。

表 9 父子跨代所得彈性 (IGE) — 考慮教育年數、婚姻狀態、工作特性的影響

變數	兒子所得					
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
父親所得	0.103* (0.061)	0.119** (0.059)	0.217*** (0.060)	0.062 (0.056)	0.184*** (0.060)	0.109** (0.052)
年齡	0.125*** (0.042)	0.087** (0.042)	0.056 (0.044)	0.076* (0.042)	0.053 (0.043)	0.066* (0.038)
年齡平方	-0.001** (0.001)	-0.001* (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.000)
小學	0.177 (0.188)	0.052 (0.192)		0.186 (0.304)		
國／初中	0.273*** (0.072)	0.134* (0.075)		0.236*** (0.072)		
普通高中	0.497*** (0.103)	0.365*** (0.102)		0.201** (0.097)		
其他高中職	0.492*** (0.067)	0.338*** (0.070)		0.282*** (0.065)		
專科	0.724*** (0.076)	0.550*** (0.083)		0.464*** (0.079)		
大學以上	0.947*** (0.074)	0.787*** (0.076)		0.726*** (0.074)		
已婚		0.200*** (0.038)	0.192*** (0.040)	0.175*** (0.038)	0.196*** (0.040)	0.137*** (0.036)
於大公司工作			0.227*** (0.035)	0.112*** (0.035)	0.212*** (0.037)	0.137*** (0.032)
擔任管理職			0.342*** (0.038)	0.298*** (0.036)	0.359*** (0.039)	0.201*** (0.036)
常數項	6.407*** (0.858)	7.124*** (0.880)	7.431*** (0.984)	7.792*** (0.896)	7.770*** (0.968)	8.815*** (0.867)
行業	no	no	no	no	yes	no
職業	no	no	no	no	no	yes
調查年虛擬變數	yes	yes	yes	yes	yes	yes
樣本數	1,152	1,152	801	801	801	801
Adj. R ²	0.159	0.181	0.222	0.328	0.251	0.413

資料來源：本研究整理。

說明：1. 兒子與父親的所得都取自然對數，括號內是穩健標準誤 (robust standard error)。

2. 教育的對照組為未曾就學者。

3. ***, ** 與 * 分別表示達 1%，5% 與 10% 的顯著水準。

4.3 家庭規模與出生排序對父女跨代所得彈性的影響

本節如同前一節，考慮家庭背景相關變數對跨代所得彈性的影響，但本節估計父女跨代所得彈性，估計結果呈現於表 10。表 10 模型 1 重複表 5 模型 3 的估計，而在表 10 模型 2 至模型 5 中，我們依序考慮家庭規模與同時考慮家庭規模及出生排序的估計結果。同表 6 一樣，表 10 採取了不同的出生排序指標。迴歸結果顯示女兒樣本中，絕對排行與家庭規模的相關係數為 0.65，但相對排行、排行指標與家庭規模的相關係數則僅為 0.15 及 0.16，意謂排行相對指標或排行指標與家庭規模的相關性並不高，降低共線性的問題。同樣地，為了進一步的穩健性檢定 (robustness check)，我們也利用區間資料及所得排名相關係數重新估計表 10，估計結果分別列於表 11 及表 12。

表 10 的估計結果顯示，家庭規模與女兒所得呈現負相關，表 12 的所得排序相關係數估計也有類似的結果，意謂手足人數愈多時，平均小孩所獲得資源愈少。惟表 10 及表 12 部分估計係數僅具有 10% 的統計顯著性，且利用區間估計的係數（表 11）多數並不顯著，意謂此一結果可能還需更多的估計確認。表 10 與表 6 顯示家庭規模對女性和男性所得的影響並不一樣，前述 Chen et al. (2019) 指出家庭規模與兄弟姊妹教育成就的關係，會受到手足性別組成的影響，且對男性與女性的影響也有差異，此一論點或許可作為解釋本研究家庭規模估計結果時的參考。惟本研究估計的方法與家庭規模的衡量指標 Chen et al. (2019) 並不一樣，且本研究並未考慮手足性別組成。

模型 3 至 5 的估計結果顯示出生排序與女兒所得呈現負相關，但必須注意的，3 個出生排序指標的估計值統計上都不很顯著。在模型 6 至 8 中，我們考慮父親所得與出生排序的交乘項，與前一節父子的估計結果類似，實證結果顯示交乘項為負相關但多數統計不顯著。雖然表 10 模型 6 至 8 交乘項係數估計值為顯著，但在表 11

表 10 父女跨代所得彈性 (IGE) – 考慮家庭規模及出生排序的影響

變數	女兒所得								
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8	模型 9
父親所得	0.459*** (0.062)	0.423*** (0.064)	0.419*** (0.065)	0.422*** (0.066)	0.419*** (0.065)	0.609*** (0.124)	0.537*** (0.107)	0.661*** (0.166)	0.517*** (0.172)
年齡	0.074 (0.047)	0.078* (0.047)	0.078 (0.047)	0.074 (0.048)	0.078* (0.047)	0.084* (0.047)	0.076 (0.048)	0.081* (0.047)	0.080* (0.048)
年齡平方	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
家庭規模		-0.028* (0.016)	-0.024 (0.019)	-0.030* (0.017)	-0.028* (0.016)	-0.026 (0.019)	-0.031* (0.017)	-0.030* (0.016)	0.170 (0.347)
絕對排行			-0.007 (0.018)			0.604* (0.351)			-0.009 (0.018)
相對排行				-0.017 (0.047)			1.940 (1.357)		
排行指標					-0.019 (0.045)			2.031 (1.247)	
父親所得*絕對排行									
父親所得*相對排行						-0.074* (0.042)	-0.232 (0.160)		
父親所得*排行指標								-0.244* (0.148)	
父親所得*家庭規模									
常數項	5.095*** (1.105)	5.383*** (1.119)	5.418*** (1.128)	5.488*** (1.134)	5.426*** (1.126)	3.710** (1.502)	4.488*** (1.364)	3.354* (1.730)	4.548*** (1.925)
調查年虛擬變數	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
樣本數	977	977	977	961	977	977	961	977	977
Adj. R ²	0.065	0.068	0.067	0.068	0.067	0.070	0.069	0.069	0.066

資料來源：本研究整理。
說明：1. 女兒與父親的所得都取自然對數，括號內是穩健標準誤 (robust standard error)。
2. 教育的對照組為未曾就學者。
3. ***, ** 與 * 分別表示達 1%，5% 與 10% 的顯著水準。

表 11 父女跨代所得彈性 (IGE) – 採區間迴歸

變數	模型 1	模型 3	模型 5	模型 7	模型 9	模型 11	模型 13	模型 15	模型 17
父親所得	0.457*** (0.060)	0.426*** (0.063)	0.420*** (0.064)	0.426*** (0.064)	0.421*** (0.064)	0.589*** (0.120)	0.512*** (0.101)	0.608*** (0.156)	0.537*** (0.164)
年齡	0.065 (0.045)	0.069 (0.045)	0.069 (0.045)	0.065 (0.046)	0.069 (0.045)	0.074* (0.045)	0.066 (0.045)	0.071 (0.045)	0.072 (0.046)
年齡平方	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
家庭規模		-0.024 (0.015)	-0.017 (0.018)	-0.025 (0.016)	-0.023 (0.015)	-0.019 (0.018)	-0.026* (0.016)	-0.025* (0.015)	0.216 (0.326)
絕對排行			-0.011 (0.017)			0.534 (0.347)			-0.013 (0.017)
相對排行				-0.023 (0.046)			1.449 (1.316)		
排行指標					-0.027 (0.044)			1.562 (1.206)	
父親所得*絕對排行						-0.066 (0.042)			
父親所得*相對排行							-0.174 (0.156)	-0.189 (0.144)	
父親所得*排行指標									-0.028 (0.039)
父親所得*家庭規模									4.484*** (1.795)
常數項	5.228*** (1.060)	5.473*** (1.072)	5.527*** (1.079)	5.571*** (1.084)	5.534*** (1.077)	4.002*** (1.409)	4.816*** (1.277)	3.925** (1.611)	
調查年虛擬變數	yes yes	yes yes	yes yes	yes yes	yes yes	yes yes	yes yes	yes yes	yes yes
lnsigma	-0.579 (0.030)	-0.580 (0.030)	-0.580 (0.030)	-0.576 (0.030)	-0.580 (0.030)	-0.582 (0.031)	-0.577 (0.031)	-0.581 (0.030)	-0.581 (0.030)
sigma	0.561 (0.017)	0.560 (0.017)	0.560 (0.017)	0.562 (0.017)	0.560 (0.017)	0.559 (0.017)	0.562 (0.017)	0.559 (0.017)	0.560 (0.017)
樣本數	977	977	977	961	977	977	961	977	977
Log likelihood	-2027	-2025	-2025	-1996	-2025	-2023	-1995	-2024	-2025

資料來源：本研究整理。
說明：1. 女兒與父親的所得都取自然對數，括號內是穩健標準誤 (robust standard error)。
2. ***, ** 與 * 分別表示達 1%，5% 與 10% 的顯著水準。

表 12 父女所得排序相關係數 (Rank-Rank Slope) — 考慮家庭規模及出生排序的影響

變數	女兒所得 (百分位)								
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8	模型 9
父親所得 (百分位)	0.272*** (0.030)	0.255*** (0.032)	0.250*** (0.032)	0.255*** (0.032)	0.249*** (0.032)	0.293*** (0.045)	0.279*** (0.043)	0.286*** (0.054)	0.265*** (0.054)
年齡	2.807 (2.170)	3.007 (2.169)	2.990 (2.165)	2.705 (2.179)	3.026 (2.164)	3.171 (2.169)	2.758 (2.180)	3.094 (2.167)	3.044 (2.181)
年齡平方	-0.031 (0.027)	-0.032 (0.027)	-0.032 (0.027)	-0.029 (0.027)	-0.033 (0.027)	-0.034 (0.027)	-0.029 (0.027)	-0.033 (0.027)	-0.033 (0.027)
家庭規模		-1.335** (0.669)	-0.863 (0.806)	-1.397** (0.695)	-1.266* (0.669)	-1.009 (0.818)	-1.466** (0.698)	-1.359** (0.677)	2.336 (8.966)
絕對排行			-0.762 (0.797)			13.949 (11.109)			-0.779 (0.796)
相對排行				-1.763 (2.251)			40.152 (50.552)		
排行指標					-2.016 (2.099)			29.058 (36.712)	
父親所得*絕對排行						-1.774 (1.338)			
父親所得*相對排行							-4.962 (5.995)		
父親所得*排行指標								-3.698 (4.376)	
父親所得*家庭規模									-0.388 (1.099)
常數項	-28.303 (42.794)	-28.229 (42.719)	-27.560 (42.679)	-21.015 (42.922)	-26.585 (42.669)	-32.433 (42.830)	-22.962 (42.994)	-29.220 (42.826)	-29.249 (43.202)
調查年虛擬變數	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
樣本數	977	977	977	961	977	977	961	977	977
Adj. R ²	0.084	0.087	0.087	0.090	0.087	0.088	0.090	0.086	0.086

資料來源：本研究整理。
說明：1. 女兒與父親的所得分別為子女世代的百分位及父親世代的百分位，括號內是穩健標準誤 (robust standard error)。
2. ***, ** 與 * 分別表示達 1%、5% 與 10% 的顯著水準。

和表 12 不同指標的交乘項都不具顯著性。整體而言，意謂出生排序對於父女跨代所得彈性並無明顯影響。模型 9 考慮父親所得與家庭規模的交乘項，結果亦呈現不顯著負相關，顯示家庭規模不僅對女性個人所得無顯著影響，對於父女的跨代所得彈性也無影響。

因為家庭規模與出生排序對女兒所得多數沒有顯著影響，因此父女跨代所得彈性並沒有因考慮家庭規模和出生序而改變。表 10 模型 6 和 8 的父女跨代所得彈性則明顯高於其他模型的估計，可能因解釋變數的共線性，導致考慮交乘項後，父女跨代所得彈性因此上升。如文獻上指出的，所得排序相關係數相對穩定，較不受迴歸式設定影響 (Chetty et al., 2014)，表 12 的估計值支持此一論點，各模型的所得排序相關係數並未有太大的改變。因此若參考表 12 的估計值，表 10 各模型的跨代所得彈性，應以 0.459 上下較具代表性。

表 6、7、8 和表 10、11、12 的估計顯示，子女的所得不受出生序影響，父子跨代所得彈性及父女跨代所得彈性也不受出生序影響，因此整體而言，意謂子女間的資源分配不太受出生序影響。

接著，在表 13 中，我們同樣分析父親所得影響女兒所得的相關傳導途徑。當加入教育年數時，結果顯示教育年數正向顯著影響所得，代表女兒成年後的所得，隨教育程度而增加。模型 1，父女的跨代所得彈性明顯下降至 0.137，其他有考慮教育程度的模型 2 和 4 跨代所得彈性明顯降低。由此可知，父親所得透過將教育資源投入在小孩身上，再間接影響小孩未來所得，不僅對兒子有顯著效果，對女兒也有相同影響。

最後，加入其他相關變數的實證結果顯示（模型 3、5、6），相較於未婚女性，已婚女性的所得並沒有顯著差別，此一結果不同於男性的情況。在大公司上班及身為管理職的女性所得皆較高。至於行業別及職業別部分，在控制行業別及職業別後，父女的跨代所得彈性明顯從模型 3 的 0.343 減少至模型 5 及模型 6 的 0.299 至 0.197 之間，顯示父親的經濟地位亦可能影響女兒行業別及職業別選擇，進一步影響其未來所得。

表 13 父女跨代所得彈性 (IGE) — 考慮教育年數、婚姻狀態、工作特性的影響

變數	女兒所得					
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
父親所得	0.137** (0.060)	0.128** (0.061)	0.343*** (0.061)	0.119** (0.056)	0.299*** (0.061)	0.197*** (0.054)
年齡	0.112** (0.044)	0.117*** (0.044)	0.076 (0.048)	0.096** (0.044)	0.066 (0.047)	0.086** (0.042)
年齡平方	-0.001** (0.001)	-0.001** (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001* (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001* (0.001)
國／初中	0.338** (0.166)	0.343** (0.167)		0.048 (0.143)		
高中	0.615*** (0.166)	0.624*** (0.167)		0.248* (0.148)		
高職	0.526*** (0.152)	0.529*** (0.153)		0.137 (0.133)		
專科	0.801*** (0.153)	0.804*** (0.154)		0.362*** (0.132)		
大學及以上	1.096*** (0.153)	1.097*** (0.154)		0.674*** (0.132)		
已婚		-0.051 (0.036)	-0.050 (0.040)	-0.033 (0.036)	-0.026 (0.040)	-0.032 (0.036)
於大公司工作			0.305*** (0.037)	0.200*** (0.034)	0.291*** (0.036)	0.249*** (0.032)
擔任管理職			0.346*** (0.043)	0.325*** (0.041)	0.354*** (0.042)	0.245*** (0.041)
常數項	6.083*** (0.997)	6.074*** (0.995)	5.790*** (1.139)	6.780*** (1.013)	6.571*** (1.120)	7.303*** (1.018)
行業	no	no	no	no	yes	no
職業	no	no	no	no	no	yes
調查年虛擬變數	yes	yes	yes	yes	yes	yes
樣本數	977	977	711	711	711	711
Adj. R ²	0.244	0.245	0.207	0.360	0.248	0.384

資料來源：本研究整理。

說明：1. 兒子與父親的所得都取自然對數，括號內是穩健標準誤 (robust standard error)。

2. 教育的對照組為未曾就學者。

3. 女兒樣本沒有僅唸小學的樣本。

4. ***, ** 與 * 分別表示達 1%，5% 與 10% 的顯著水準。

4.4 家庭規模與出生排序對跨代所得彈性影響的異質性

前兩節探討了家庭規模與出生排序對跨代所得彈性的影響，此一影響是否會因家庭資源的差異而改變，則是另一個值得探討的問題。例如，面對不同出生順序的子女，不同所得或不同教育程度的父親，其在教育的投資或資源的分配上，可能因此不同。所以本研究在這一小節進一步探討此一異質性，表 14 考慮父親所得排序若在前四分之一，家庭規模與出生排序對跨代所得彈性是否有不同的影響；表 15 則考慮父親教育程度在高中職以上（含），¹¹ 家庭規模與出生排序對跨代所得彈性是否產生不同的影響。

表 14 顯示，在兒子身上（模型 1 至 3），出生序對跨代所得彈性的影響並不因父親所得高低而有差異；但在女兒身上（模型 5 至 7），此一影響則會因父親所得而改變。父親所得若位於前四分之一，父女跨代所得彈性愈大。因為同時父親所得與女兒出生排序交乘項係數為負，意謂出生越後面的女生，與父親的所得相關性愈低，但隨著父親所得上升，跨代所得相關性會微幅上升。綜合而言，出生愈後面的女生，雖與父親所得的相關性愈低，但此一負向影響在高所得家庭中較不明顯。此一結果可能意謂，所得高的家庭經濟資源較豐富，女兒出生順序對資源分配的影響較小。類似的現象也出現在家庭規模上，模型 9 顯示，因子女數增加導致資源稀釋，父女跨代所得的相關性降低，但若父親的所得較高，資源稀釋的問題可以獲得緩解，比較不需面臨「小孩質量互補」的資源稀釋問題。

表 15 估計出生序對跨代所得彈性的影響是否因父親教育程度而改變。結果顯示，不論在兒子身上（模型 1 至 3）或女兒身上（模型 5 至 7），出生序對跨代所得彈性的影響都會因父親教育程度而改變。因為父親所得與女兒出生排序交乘項係數為負，意謂出生越後面的女生，與父親的所得相關性愈低。但在高教育父親的家庭，父

¹¹ 全部 2,129 筆樣本中，高中職畢業以上的父親樣本佔 28.5%。

表 14 家庭規模及出生排序對跨代所得彈性 (IGE) 的影響 – 考慮父親所得的差異

	兒子所得				女兒所得			
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
父親所得	0.223** (0.113)	0.239** (0.107)	0.190 (0.163)	0.269 (0.165)	0.529*** (0.130)	0.543*** (0.107)	0.608*** (0.168)	0.400** (0.174)
年齡	0.094** (0.044)	0.106** (0.044)	0.096** (0.044)	0.096** (0.044)	0.088* (0.047)	0.078 (0.048)	0.088* (0.047)	0.089* (0.048)
年齡平方	-0.001* (0.001)	-0.001** (0.001)	-0.001* (0.001)	-0.001* (0.001)	-0.001* (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001* (0.001)	-0.001* (0.001)
家庭規模	-0.044** (0.021)	-0.038** (0.016)	-0.034** (0.016)	0.072 (0.327)	-0.028 (0.019)	-0.031* (0.017)	-0.030* (0.016)	0.186 (0.343)
絕對排行	0.019 (0.282)			0.016 (0.018)	0.671* (0.350)			-0.002 (0.018)
相對排行		0.284 (1.293)				3.406** (1.436)		
排行指標			-0.055 (1.139)				2.515** (1.246)	
父親所得*絕對排行	-0.001 (0.034)				-0.083** (0.042)			
父親所得*相對排行		-0.033 (0.154)				-0.413** (0.171)		
父親所得*排行指標			0.008 (0.136)				-0.306** (0.148)	
父親所得*家庭規模				-0.014 (0.039)				-0.027 (0.041)
父親所得居前 25%								
父親所得*絕對排行	0.003 (0.002)				0.007** (0.003)			
父親所得*相對排行		0.013 (0.009)				0.029*** (0.010)		
父親所得*排行指標			0.010* (0.005)				0.018*** (0.006)	
父親所得*家庭規模				0.003 (0.002)				0.005*** (0.002)
常數項	6.913*** (1.332)	6.548*** (1.247)	7.111*** (1.660)	6.484*** (1.698)	4.314*** (1.529)	4.408*** (1.363)	3.650** (1.735)	5.360*** (1.926)
調查年虛擬變數	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
樣本數	1,152	1,136	1,152	1,152	977	961	977	977
Adj. R ²	0.034	0.036	0.036	0.035	0.076	0.075	0.076	0.074

資料來源：本研究整理。

說明：1. 兒女與父親的所得都取自然對數，括號內是穩健標準誤 (robust standard error)。

2. ***, ** 與 * 分別表示達 1%，5% 與 10% 的顯著水準。

表 15 家庭規模及出生排序對跨代所得彈性 (IGE) 的影響 – 考慮父親教育的差異

變數	兒子所得				女兒所得			
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
父親所得	0.192* (0.110)	0.251** (0.107)	0.167 (0.162)	0.191 (0.153)	0.575*** (0.126)	0.545*** (0.107)	0.636*** (0.166)	0.420** (0.175)
年齡	0.105** (0.044)	0.116*** (0.044)	0.111** (0.044)	0.106** (0.044)	0.085* (0.047)	0.076 (0.048)	0.085* (0.047)	0.081* (0.048)
年齡平方	-0.001** (0.001)	-0.001** (0.001)	-0.001** (0.001)	-0.001** (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001* (0.001)	-0.001 (0.001)
家庭規模	-0.039* (0.021)	-0.035** (0.016)	-0.028* (0.015)	0.035 (0.319)	-0.026 (0.019)	-0.030* (0.017)	-0.027* (0.016)	0.114 (0.349)
絕對排行	0.057 (0.282)			0.016 (0.018)	0.674* (0.351)			-0.005 (0.018)
相對排行		0.836 (1.267)				2.877** (1.392)		
排行指標			0.061 (1.127)				2.458** (1.242)	
父親所得*絕對排行	-0.007 (0.034)				-0.083** (0.042)			
父親所得*相對排行		-0.104 (0.151)				-0.349** (0.165)		
父親所得*排行指標			-0.008 (0.134)				-0.299** (0.148)	
父親所得*家庭規模				-0.010 (0.038)				-0.018 (0.042)
父親教育高中職以上								
父親所得*絕對排行	0.009*** (0.002)				0.005** (0.002)			
父親所得*相對排行		0.029*** (0.008)				0.022** (0.009)		
父親所得*排行指標			0.022*** (0.005)				0.017*** (0.005)	
父親所得*家庭規模				0.008*** (0.002)				0.004*** (0.001)
常數項	6.915*** (1.302)	6.214*** (1.252)	6.974*** (1.642)	6.893*** (1.600)	3.969*** (1.511)	4.405*** (1.365)	3.455** (1.731)	5.336*** (1.935)
調查年虛擬變數	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
樣本數	1,152	1,136	1,152	1,152	977	961	977	977
Adj. R ²	0.049	0.046	0.051	0.054	0.074	0.073	0.076	0.072

資料來源：本研究整理。

說明：1. 兒女與父親的所得都取自然對數，括號內是穩健標準誤 (robust standard error)。

2. ***, ** 與 * 分別表示達 1%，5% 與 10% 的顯著水準。

親所得與出生序交乘項的係數為正，意謂出生序對跨代所得彈性的負向影響，在父親教育程度較高的家庭中較不明顯，隨著父親教育程度提升，跨代所得相關性會適度上升。換句話說，高教育程度的父親，降低了較晚出生小孩在資源上的不利影響。此一結果類似於 Ejrnæs and Pörtner (2004) 利用菲律賓資料的發現。模型 4 和模型 9 的結果顯示，家庭規模對跨代所得彈性的影響也存在異質性，跟父親的教育程度有關。

5. 結論

跨代所得彈性可能因國家和文化背景不同而有所差異，甚至在同一國家，也可能因不同時期、地區、教育政策、社會發展等因素而有所改變，男性與女性之間也存在差異。本文實證研究臺灣在 2012 年至 2020 期間介於 30 歲至 50 歲的世代，意即出生於 1960 年至 1990 年的世代，與其父親在相近年齡時的跨代所得彈性。估計顯示父子及父女的跨代所得彈性分別約為 0.31 及 0.46，意謂父女跨代所得彈性大於父子。與臺灣相關研究相比，本研究估計值與 Sun and Ueda (2015) 利用家庭動態調查的估計相近。

本研究進一步考慮家庭特徵，包括家庭規模與出生排序，對個人所得及跨代所得彈性的影響。結果顯示，家庭規模對男性及女性皆有顯著的負影響，但對女性的影響較不明顯。家庭規模對於男性所得呈現負向顯著，表示當家庭成員愈多時，兒子平均得到資源和所得皆會減少。另外，不論是男性或女性，其跨代所得彈性並不受出生排序影響。惟若進一步依父親所得及教育區分，可以發現家庭規模與出生排序對跨代所得彈性的影響存在異質性，雖然出生愈後面的女兒跨代所得彈性愈低，但在父親所得較高或父親教育程度較高的家庭中，此一負向影響則較為輕微。

最後，本研究考慮教育年數以及相關工作特性對個人所得的影響，並進一步探討影響所得的相關途徑。相關變數中，教育對個人

所得的影響最為顯著，教育程度愈高，個人所得也較高。同時父親所得對子女所得的直接影響明顯下降，甚至變得不顯著，說明父親所得可能透過教育途徑的人力資本投資間接影響小孩所得。另外，當考慮行業別與職業別時，行業與職業選擇皆會顯著影響小孩所得，且跨代所得彈性也顯著變小，說明行業與職業的選擇也可能是父親經濟地位影響小孩所得的途徑之一。

本研究探討出生於 1960 年至 1990 年的世代，其經濟地位與其父親經濟地位的關係。臺灣在 1990 年代後所得分配開始明顯惡化，因此 1990 代後出生的世代，與父母親跨代所得彈性是否上升，社會流動是否降低，是未來值得持續探討的議題。

參考文獻

- 王宜甲、林心怡 Wang, Yi-Chia and Xin-Yi Lin (2017), 「台灣跨世代所得移轉與傳遞」“Intergenerational Income Transfer and Transmission in Taiwan”, 台灣經濟學會 2017 年年會 2017 Taiwan Economic Association Annual Conference, 國立清華大學科技管理學院 College of Technology Management, National Tsing Hua University。
- 沈暉智、林明仁 Shen, Hui-Chih and Ming-Jen Lin (2019), 「論家戶所得與資產對子女教育之影響 — 以 1993-1995 出生世代及其父母稅務資料為例」“Education Opportunity Inequality Across Income in Taiwan”, 經濟論文叢刊 *Taiwan Economic Review*, 47:3, 393-453。
(in Chinese with English abstract)
- 洪明皇、鄭文輝 Hong, Ming-Hwang and Peter Wen-Hui Cheng (2013), 「臺灣高所得者所得份額之變化：1977-2010」“Distribution of Income Shares of Top Incomes in Taiwan: 1977-2011”, 調查研究 — 方法與應用 *Survey and Research – Method and Application*, 30, 47-95。
- 許聖章、李菁慧、謝蕙竹 Sheu, Sheng-Jang, Ching-Hui Li, and Hui-Chu Hsieh (2021), 「台灣三代代間所得流動之探討」“Analysis of Three-Generation Income Mobility in Taiwan”, 經濟論文 *Academia Economic Papers*, 49:4, 651-690。
- 陳宣羽 Chen, Hsuan-Yu (2023), 「家庭規模與出生排序對跨世代所得彈性的影響」“The Impact of Family Size and Birth Order on Intergenerational Income Elasticity”, 碩士論文 M.A. Thesis, 國立清華大學經濟學系 Department of Economics, National Tsing Hua University。(in Chinese with English abstract)
- 魯慧中 (2017), 「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」“Son Preference and Birth-Order Effects: Re-

- Investigating Household Resource Allocations in Education among Children in Taiwan's Families", *經濟論文叢刊 Taiwan Economic Review*, 45:4, 579-637. (in Chinese with English abstract)
- Björklund, A. and M. Jäntti (1997), "Intergenerational Income Mobility in Sweden Compared to the United States," *The American Economic Review*, 87:5, 1009-1018.
- Black, S. E., P. J. Devereux, and K. G. Salvanes (2005), "The More the Merrier? The Effect of Family Size and Birth Order on Children's Education," *The Quarterly Journal of Economics*, 120:2, 669-700.
- Black, S. E., E. Grönqvist, and B. Öckert (2018), "Born to Lead? The Effect of Birth Order on Noncognitive Abilities," *The Review of Economics and Statistics*, 100:2, 274-286.
- Booth, A. L. and H. J. Kee (2009), "Birth Order Matters: The Effect of Family Size and Birth Order on Educational Attainment," *Journal of Population Economics*, 22:2, 367-397.
- Chadwick, L. and G. Solon (2002), "Intergenerational Income Mobility among Daughters," *The American Economic Review*, 92:1, 335-344.
- Chen, S. H., Y. C. Chen, and J. T. Liu (2019), "The Impact of Family Composition on Educational Achievement," *The Journal of Human Resources*, 54:1, 122-170.
- Chetty, R., N. Hendren, P. Kline, and E. Saez (2014), "Where Is the Land of Opportunity? The Geography of Intergenerational Mobility in the United States," *The Quarterly Journal of Economics*, 129:4, 1553-1623.
- Chu, C. C. Y., K. Kan, and J. C. Lin (2019), "Variations of Wealth Resemblance by Family Relationship Types in Modern Chinese Families," *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 116:14, 6548-6553.
- Chu, Y. W. L. and M. J. Lin (2020), "Intergenerational Earnings Mobility in

- Taiwan: 1990-2010,” *Empirical Economics*, 59:1, 11-45.
- Conley, D. and R. Glauber (2006), “Parental Educational Investment and Children’s Academic Risk: Estimates of the Impact of Sibship Size and Birth Order from Exogenous Variation in Fertility,” *The Journal of Human Resources*, 41:4, 722-737.
- Corak, M. (2013), “Income Inequality, Equality of Opportunity, and Intergenerational Mobility,” *The Journal of Economic Perspectives*, 27:3, 79-102.
- Corak, M. and A. Heisz (1999), “The Intergenerational Earnings and Income Mobility of Canadian Men: Evidence from Longitudinal Income Tax Data,” *The Journal of Human Resources*, 34:3, 504-533.
- Dahl, M. W. and T. DeLeire (2008), “The Association between Children’s Earnings and Fathers’ Lifetime Earnings: Estimates Using Administrative Data,” University of Wisconsin-Madison, Institute for Research on Poverty Discussion Paper No. 1342-08.
- Ejrnaes, M. and C. C. Pörtner (2004), “Birth Order and the Intrahousehold Allocation of Time and Education,” *The Review of Economics and Statistics*, 86:4, 1008-1019.
- Gong, H., A. Leigh, and X. Meng (2012), “Intergenerational Income Mobility in Urban China,” *The Review of Income and Wealth*, 58:3, 481-503.
- Haider, S. and G. Solon (2006), “Life-Cycle Variation in the Association between Current and Lifetime Earnings,” *The American Economic Review*, 96:4, 1308-1320.
- Hvide, H. K. and P. Oyer (2019), “Dinner Table Human Capital and Entrepreneurship,” NBER Working Paper No. 24198.
- Jia, Z. X. (2023), “Intergenerational Income Mobility across Three Generations: The Case of Taiwan,” *The Singapore Economic Review*, available at <https://doi.org/10.1142/S0217590823500273>.
- Kan, K., I. H. Li, and R. H. Wang (2015), “Intergenerational Income Mobility

- in Taiwan: Evidence from TS2SLS and Structural Quantile Regression,” *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 15:1, 257-284.
- Kantarevic, J. and S. Mechoulan (2006), “Birth Order, Educational Attainment, and Earnings: An Investigation Using the PSID,” *The Journal of Human Resources*, 41:4, 755-777.
- Lefranc, A., F. Ojima, and T. Yoshida (2014), “Intergenerational Earnings Mobility in Japan among Sons and Daughters: Levels and Trends,” *Journal of Population Economics*, 27, 91-134.
- Lindahl, L. (2008), “Do Birth Order and Family Size Matter for Intergenerational Income Mobility? Evidence from Sweden,” *Applied Economics*, 40:17, 2239-2257.
- Mazumder, B. (2005), “Fortunate Sons: New Estimates of Intergenerational Mobility in the United States Using Social Security Earnings Data,” *The Review of Economics and Statistics*, 87:2, 235-255.
- Nybom, M. and J. Stuhler (2016), “Heterogeneous Income Profiles and Lifecycle Bias in Intergenerational Mobility Estimation,” *The Journal of Human Resources*, 51:1, 239-268.
- Öberg, S. (2017), “Too Many Is Not Enough: Studying How Children Are Affected by Their Number of Siblings and Resource Dilution in Families,” *The History of the Family*, 22:2-3, 157-174.
- Österberg, T. (2000), “Intergenerational Income Mobility in Sweden: What Do Tax data Show?” *The Review of Income and Wealth*, 46:4, 421-436.
- Piketty, T. and E. Saez (2003), “Income Inequality in the United States, 1913–1998,” *The Quarterly Journal of Economics*, 118:1, 1-41.
- Sikhova, A. (2023), “Understanding the Effect of Parental Education and Financial Resources on the Intergenerational Transmission of Income,” *Journal of Labor Economics*, 41:3, 771-811.
- Solon, G. (1992), “Intergenerational Income Mobility in the United States,” *The American Economic Review*, 82:3, 393-408.

- Sun, F. and A. Ueda (2015), “Intergenerational Earnings Mobility in Taiwan,”
Economics Bulletin, 35:1, 187-197.
- Ueda, A. (2013), “Intergenerational Mobility of Earning in South Korea,”
Journal of Asian Economics, 27, 33-41.

The Effects of Family Size and Birth Order on Intergenerational Income Elasticity

Hsuan-Yu Chen and Shih-Ying Wu^{*}

Abstract

This study utilizes four waves of Taiwan Social Change Survey over 2012-2020 and Manpower Utilization Survey over 1985-1995 to estimate the intergenerational income elasticity for children born between 1960 and 1990 and their fathers. It further investigates the effects of family size and birth order on children's income and intergenerational income elasticity, as well as the transmission channels through which fathers' income affects children's income. The estimates reveal that the intergenerational income elasticities for sons and daughters and their fathers are respectively 0.31 and 0.46, implying that Taiwan is a moderately mobile society. These results show that intergenerational income elasticity between daughters and their fathers is larger than that between sons and their fathers. Family size significantly impacts sons' income and daughters' income with a larger effect on sons. Although birth order does not influence intergenerational income elasticity on average, the effect is heterogenous. The negative effects of birth order and family size on intergenerational income elasticity are lower in a family with a father of higher income or higher education. Lastly, children's education, industry, and occupation all influence children's income, implying that fathers can positively sway children's income through their investment in the latter's human capital.

Keywords: Intergenerational Income Elasticity, Family Size, Birth Order, Transmission Channel

JEL Classification: D31, D64, J62

^{*} Corresponding author: Shih-Ying Wu, Professor in the Department of Economics, National Tsing Hua University, No. 101, Sec. 2, Kuang-Fu Rd., Hsinchu City 300044, Taiwan, R. O. C., Tel.: 886-3-5162031, E-mail: wus@mx.nthu.edu.tw. Hsuan-Yu Chen, Master's Degree Student, Department of Economics, National Tsing Hua University, E-mail: ntu110072506@gmail.com.