

國立政治大學社會科學學院

財政研究所碩士論文

指導教授：連賢明 博士

以財稅資料分析臺灣跨代所得階層流動

Analysis of Taiwan's Intergenerational Income Mobility

– Evidence in Tax Record

研究生：陳湘儒 撰

中華民國一百零八年一月

## 摘要

近年來，貧富不均與所得分配議題不斷被拿出來討論，過去研究結果顯示，當所得分配越不均時，世代之間的流動性也越差，使得各國的代際所得流動性成為相當熱門的話題。本文使用財政資訊中心 2004~2015 年的綜所稅資料，分別建構出 1980~1988 年出生的國民與其父母的所得分配，接著利用迴歸模型估算我國的代際所得彈性，得出我國在所得流動與歐洲國家相近，皆屬高度流動國家，若進一步估計台灣各縣市的代際所得流動性（IRA；以階層所得為估計變數）便發現最流動是新竹市為 0.07，其次是台北市 0.083，最不流動的是嘉義市的 0.187。

**關鍵字：**跨代所得彈性、所得分配

## **Abstract**

Recently, the issue of inequality and the income distribution have been wildly discussed. Past studies show that the more uneven of income distribution the worse mobility between generation. That's why the intergenerational income mobility of countries become a quite popular topic. This paper uses the taxation data from 2004 to 2015 to construct the income distribution of the nationals who was born in 1980 to 1988. Then, using regression model to estimate the intergenerational income elasticity in Taiwan. We found that intergenerational income elasticity in Taiwan is similar to European countries and is more mobile than the United States. And further research has found that when we use Intergenerational Rank Association to estimate city's mobility the most mobile city is Hsinchu , the lest mobile city is Chiayi.

**Keyword: Income distribution 、IGE**

# 目錄

目錄.....	iii
表次.....	iv
圖次.....	v
第一章 緒論 .....	1
第二章 文獻回顧 .....	6
第一節 國外文獻.....	8
第二節 國內文獻.....	14
第三章 研究方法 .....	18
第一節 母體資料來源.....	18
第二節 模型設定.....	25
第三節 變數解釋.....	27
第四章 研究結果 .....	28
第一節 研究結果分析.....	28
第二節 穩健性測試.....	36
第五章 結論 .....	42
附錄-研究限制 .....	43
參考文獻.....	46

## 表次

表 1：各年齡層樣本數.....	20
表 2：樣本基本數據統計.....	21
表 3：選樣後各年齡層樣本數.....	22
表 4：樣本父親年齡分布狀況.....	22
表 5：樣本母親年齡分布狀況.....	23
表 6：樣本父母 2004~2006 家戶勞動所得敘述統計.....	24
表 7：樣本 2014~2015 勞動所得敘述統計.....	24
表 8：樣本父母家戶勞動所得敘述統計-刪除低於最低薪資.....	25
表 9：相對流動性估計結果比較-1980~1982 出生子女.....	30
表 10：相對流動性估計結果比較-1980~1985 出生子女.....	31
表 11：絕對流動性估計結果-刪除低於最低薪資-勞動所得.....	34
表 12：各縣市所得流動性估計結果.....	35
表 13：相對流動性估計結果-未刪樣本.....	38
表 14：絕對流動性估計結果-未刪樣本.....	39
表 15：樣本父母總所得敘述統計.....	40
表 16：相對流動性估計結果-總所得.....	41
表 17：2004~2006 父母勞動所得敘述統計-以子女出生年區.....	45

## 圖次

圖 1：我國 2004~2013 年房價統計 .....	3
圖 2：1977~2013 年 TOP1%佔全國所得比例 .....	3
圖 3：各年紀組別所得平均圖 .....	4
圖 4：文獻分類 .....	7
圖 5：台北市房屋持有者及人口年齡分布 .....	17
圖 6：子女所得與父母所得散布圖 .....	29
圖 7：子女對數所得與父母對數所得散布圖 .....	30
圖 8：子女與父母所得階層分布圖 .....	32
圖 9：階層所得各國比較圖 .....	33
圖 10：各縣市估計結果 .....	36
圖 11：子女所得與父母所得散布圖-未刪樣本 .....	37
圖 12：子女對數所得與父母對數所得散布圖-未刪樣本 .....	38
圖 13：子女與父母所得階層分布圖-未刪除樣本 .....	39

## 第一章 緒論

階級流動可分為代間流動 (intergenerational mobility) 與代內流動 (intragenerational mobility)，前者指的是兩代之間社會地位或階級層次的改變，像是低收入戶的孩子變為大企業家；後者則是個人生涯中社會階層的變動，如街頭藝人搖身一變成為家喻戶曉的大明星。代內流動較容易倚靠個人努力改善，代間流動則不免受制於強大的慣性難以改變，因此本文將研究重點放在代間流動，試圖以父母所得為基準，計算出其子女的代間流動機率。

現代社會雖不像過去存在世襲制度，然世界各國的職業世襲不勝枚舉，而經濟學上的馬太效應<sup>1</sup> (Matthew Effect) 亦暗示了富者恆富、窮者恆窮的結果，這也不難想像傳統觀念認為上層階級擁有相對較多的社會資源，導致階級代間流動性低，下層階級很難有翻身機會，有錢人家的子女愈來愈富有，貧窮人家的子女愈來愈貧困。

然而近代思維轉為鼓勵人們追求個人成就和財富，打破階級壟斷，使得階級流動議題不斷被拿出來討論，Heath & Payne (1999) 利用英國資料分析，實證結果顯示：上代的種族階級為下代能否進入上層階級的關鍵因素，社會階級涉及的不僅是收入與財富的分配不均，也造成下一代在生存機會與社會流動上的不平等。除此之外，社會理論家韋伯認為，從生活機會 (life chance) 的角度來看階層化的結果，意味著人們因同屬於特定階級而獲得相似的機會，生活機會亦反映出生活

---

<sup>1</sup> 馬太效應：為強者愈強弱者越弱之現象，即是貧者愈貧富者愈富。現實中就是指，只要獲得了每一點的成功，就會產生累積優勢，使之擁有更大的機會獲得更卓越的成就。也是造就了貧富差距的原因之一。

品質，從提升生活品質的觀點，階級的流動更加值得重視，因此階級流動常常被視為衡量一個國家生活品質的指標之一。

個人的階級地位決定了個人的生活品質，父母的階級地位則反映了家庭能提供給孩子的資源，過去許多研究（如周新富，2008）顯示子女的成就與子女的人力資本相關，而影響子女人力資本的關鍵變數之一是父母對子女的投入，而父母對子女投入的多寡則取決於父母的所得，顯示父母所得對孩子未來的成就有一定的影響力。

2016 年普特南（Robert Putnam）出版「Our Kids：The American Dream in Crisis」一書，探討美國 1950 年後，貧富差距對翻身的影響，其研究結果顯示不同家境孩子的機會並不均等，再度將階級不平等、逝去的美國夢等議題帶到鎂光燈下，該書也呼應（Bowles 1972）的研究結果，父母對子女的社會流動有顯著的影響。

雖然相較於美國社會，有錢人與窮人住在不同社區，彼此往來頻率極低；富裕區學校能為孩子提供先修課程，貧窮區學校僅能提供基礎教育等等造成階級流動率降低的狀況，在我國較少出現。然自 2008 年金融海嘯後，我國經濟發展停滯，日趨高漲的房價（圖 1 可發現 2004~2008 年台灣平均房價沒有太大波動，但 2008 年之後平均房價不斷上升，由原本的 1 千 2 百萬提高到 2013 年的 2 千萬。）、貧富差距擴大（圖 2）等問題，使得跨世代所得分配惡化。



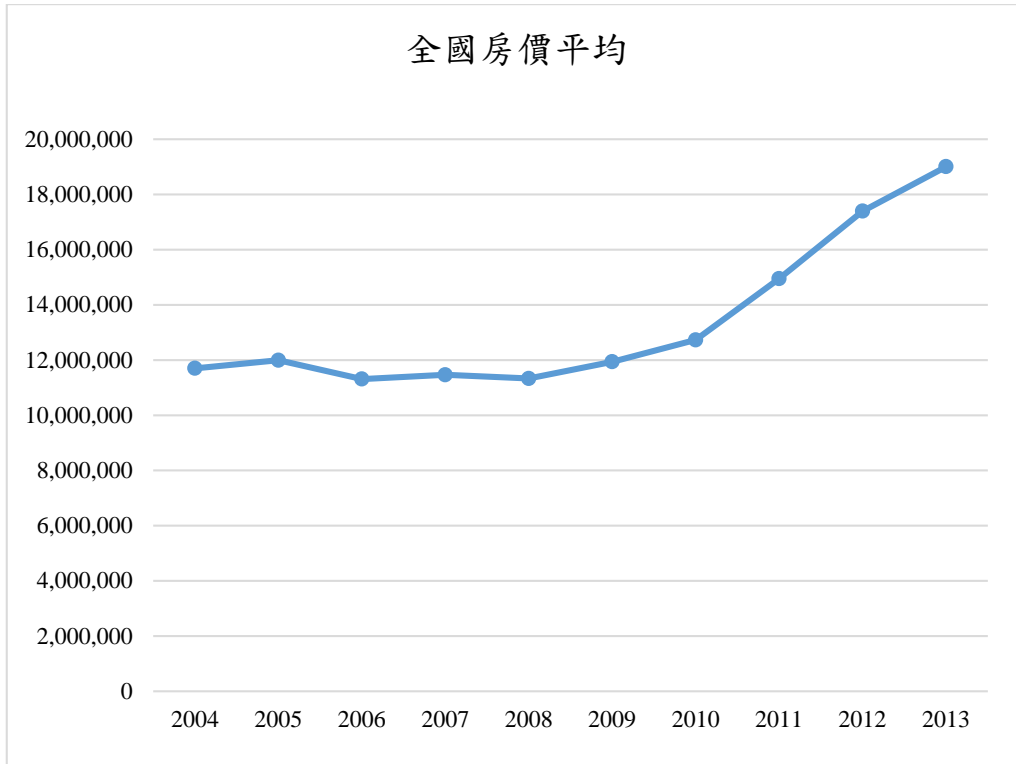
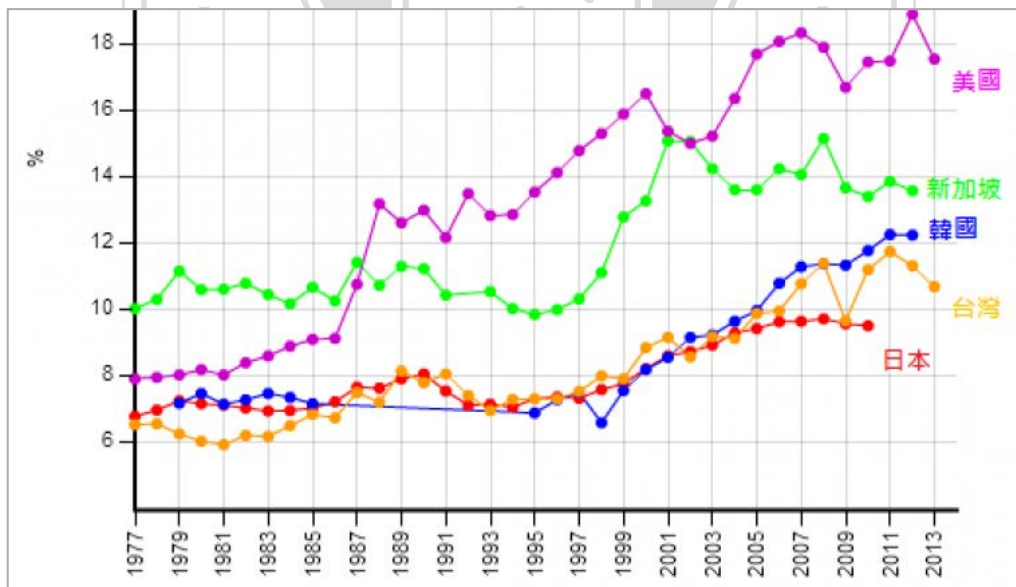


圖 1：我國 2004~2013 年房價統計



資料來源：全球頂尖所得分配資料庫 (WTID, World Top Income Database)

圖 2：1977~2013 年 top1% 佔全國所得比例

由圖 3 可看出 2006 年，年長者(50-59 歲)與青壯年(30~39 歲)的平均所得差距在 5 萬以內，到了 2013 年則擴大到 10 萬以上，在這樣的環境下，Landecker(1963)提出的「階級僵化」(Class Crystallization)不免又被拿出來討論，很大一個原因為 Corak (2012)提出的「大亨蓋茲比曲線」(Great Gatsby Curve)已證明 OECD 國家的所得分配與階級流動性息息相關，而台灣是否亦會因所得分配惡化而影響階級流動性便是本文欲探討的議題。儘管上述背景對於初入社會的 1980 年以後出生的世代首當其衝，然而相較於其他世代，身為我國教育程度最高(八成左右擁有學士學歷)的世代，同時受到所得分配惡化的負影響以及教育擴張的正影響之下，他們翻身的可能性是否真的比未受到貧富差距擴大影響的上個世代低，儼然成為本文的研究重點。

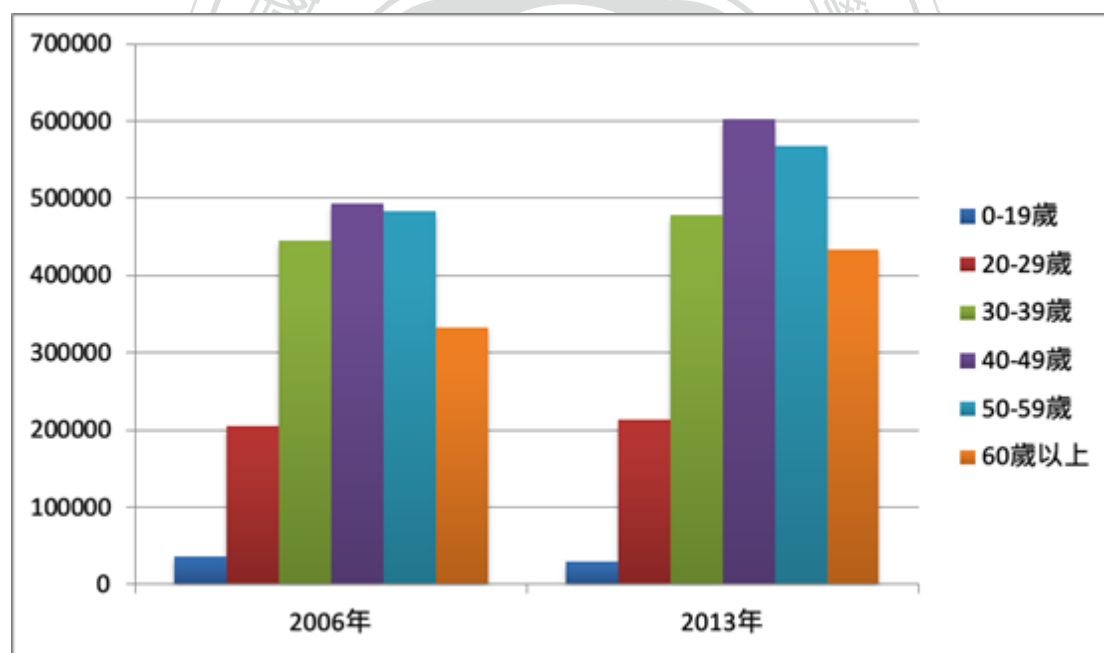


圖 3：各年紀組別所得平均圖

家庭的階層地位與家庭所得密切相關，但大多數人不願意透漏個人所得資訊，相關問卷多以所得區間作為呈現方式，產生所得資訊取得困難的問題，過去研究因而多採用父母親的職業作為衡量依據(如

吳慧瑛，2007），然本文使用財政資訊中心的所得大檔及財產相關的稅務資料，已能掌握大多數人的所得及資產狀況，有助於後續的研究分析。

本文使用 2004 到 2015 年間大約 4 百萬對子女及其父母的所得稅資料，並參考 Chetty et al. (2014) 的研究方法，估計出台灣的代際所得彈性 (IGE；以對數所得做為估計變數) 為 0.20，勞動所得位在最底層 (小於第 25 百分位) 父母其子女成功翻身 (勞動所得高於 75 百分位) 的機率為 0.14，與歐洲國家差不多而高於美國的 0.075。若進一步估計台灣各縣市的代際所得流動性 (IRA；以階層所得為估計變數) 便發現最流動是新竹市為 0.07，其次是台北市 0.083，最不流動的是嘉義市的 0.187。

本研究分為五章，各章節內容如下：第一章為緒論，第二章為相關文獻探討整理，分別探討所得流動的估計方法以及過去國內外相關文獻。第三章為研究方法，主要介紹本文使用的估計模型與估計方法，第四章為研究結果與研究困境，第五章為研究之總結。

## 第二章 文獻回顧

社會流動是社會階層化中的一個的重要主題，許多研究認為社會階層流動這議題的重要性甚至超越所得分配不均。主要原因是所得分配不均是一個靜態的描述，而社會階層流動是一個動態的過程。即使一個社會存在相當大的貧富差距，但只要社會階層能流動，就提供不同所得階級一個往上爬公平機會。也因此，社會階層流動被當作判斷社會階層是否活化或停滯的關鍵指標。

國內外許多研究都透過不同方式來衡量社會流動，諸如比較子女和父母的教育水準（Borjas (1992)）、比較父母和子女的薪資（Solon(1992)）或是兩代間的房地產持有狀況等（Wolff(1998)）。按照不同研究衡量階級流動狀況，可將國外文獻大致可分為兩種（參圖4），一個是透過比較兩代之間的所得，透過兩代間的年度所得來估計社會流動情況，另一個則是採用存量的概念，以兩代的財富來估計。

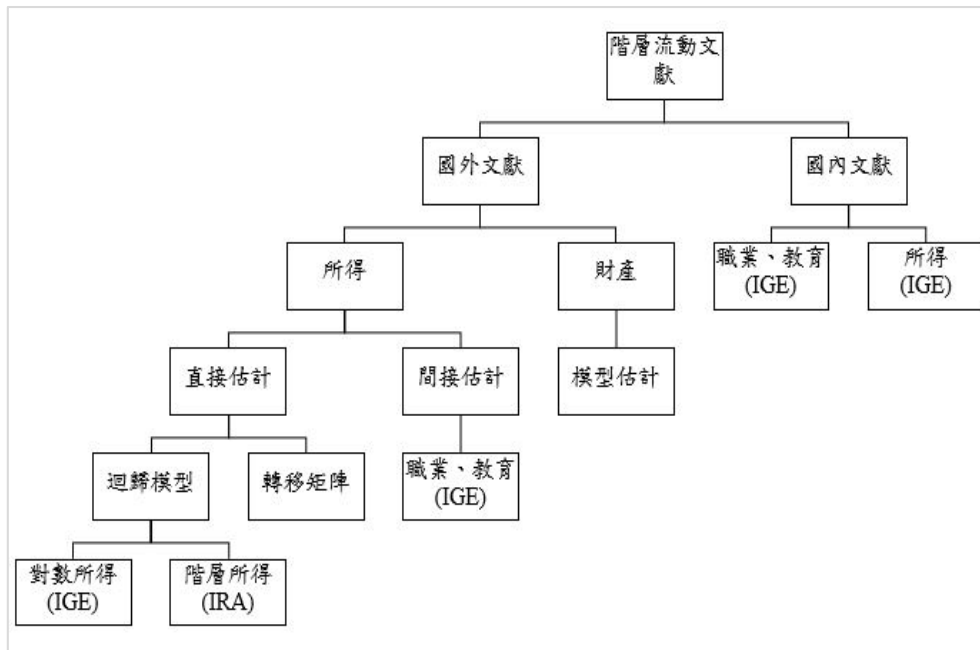


圖 4：文獻分類

本文採用稅務資料來衡量社會階級流動。由於稅務資料為年度所得，本研究因而著重在以所得衡量社會流動。在這個領域，既有研究主要採用兩種方法來估計代際所得階層流動。一種以父母所得為自變數，子女同年紀所得為應變數，採迴歸模型進行估計。另一種則是將父母所得和子女所得各分成五等分，討論父母和子女所得等分間移轉的轉移矩陣機率來進行社會階層的估計。這兩種方法各有所長，研究上也都有學者採用。

相較於國外研究，台灣過去受限於所得資料取得困難，僅能採用問卷來取得所得資料。但現實是即使在問卷上詢問所得問項，受訪者不填答情況還是相當普遍，難以驗證所得數據的可靠性，直到近期有稅務相關資料後，才開始直接使用所得資料估計社會階級流動。本章除了整理直接以所得進行估計的文獻外，最後亦會整理以財產及透過職業或教育估計階級流動的文獻並比較各方法間的差異。

## 第一節 國外文獻

本節首先整理使用迴歸模型並用對數所得作為估計變數的各國文獻，模型的估計係數即為代際所得替代彈性 (IGE)，此彈性值用以衡量兩代之間同生命階段的所得影響百分比，係數值越小代表父母所得狀況越不影響子女賺錢的能力，家境不好的孩子能透過自身力量翻轉現況，這個模型被廣泛應用在各國的研究中，像是 Altonji and Dunn (1991)、Solon (1992)、Zimmerman (1992)、Mulligan (1997)等。此模型最常被詬病的問題除了忽略兩代間生命週期差異而產生的偏差以及所得存在短期波動(Solon 1992)問題外，最常被挑戰的便是兩代間的所得關係是否符合最小平方法中的線性假設。

雖 Becker & Tomes(1979)已建立經濟學模型推估代際所得彈性，作者在僅用父親與兒子單一年的所得作為估計變數下，得出美國的 IGE 為 0.2，但 Solon (1992)指出所得存在短期波動問題，僅用單一年所得難以代表個人的終身所得，因而造成先前研究存在低估結果的疑慮，Solon 改善過去的估計方法，改用多年平均值計算樣本所得，並加入教育與職業兩工具變數。在本研究中，作者使用涵蓋約 5,000 個家庭的美國 PSID 資料庫，該資料庫為長期追蹤資料，內含兩代人的歷年收入，考慮到女性勞動市場較為複雜，因而以父親對兒子的影響作為研究標的，並將樣本年齡限制在 25 歲以上，再重新估計美國的代際所得彈性，得出 0.4 左右的結果，顯示美國不太具有階層之間的流動性。

Björklund & Jäntti (1997) 利用 The Swedish Level of Living Survey (LNU)的問卷資料，此調查自 1968 年開始實施，針對 15~75 歲間的瑞典國民進行抽樣，之後除在 1974、1981、1991 等三年對同一樣本

進行追蹤調查之外，亦將青年與移民人口加入樣本中，以維持樣本代表性，不過在本問卷中無法辨識出父子關係，作者因而以 Solon(1992)的選樣標準，分別由問卷中篩選出父親與兒子的樣本。

父親樣本取自 1968 年的數據，並將樣本限制在至少有一個兒子出生於 1952~1961 年間，且與兒子共同居住，符合條件者共有 540 位；兒子樣本則來自 1991 年的問卷，選樣條件為與生父母一同居住至 16 歲、父母雙方皆為瑞典公民，且在 1952~1961 年間出生，符合條件者有 327 位，作者透過職業與教育分別估計出子女與父親的恆常所得，再帶回 Solon(1992)的估計模型中估計代際所得替代彈性，得出瑞典勞動所得的 IGE 是 0.282、總所得（勞動所得加資本利得）的 IGE 是 0.363，流動率比同期的美國高，本篇研究的最大貢獻在於，提出一個不需取得成對樣本的估計方式。

Dahl & DeLeire (2008)使用美國社會安全局資料庫搭配 1984 年的 Survey of Income and Program Participation(SIPP)估計美國的 IGE，作者發現，IGE 的估計值會因為使用不同選樣條件而有所不同，兒子對父親估計值從 0.26~0.63 都有、女兒對父親的估計則在 0~0.27 之間，其中當樣本中含有越多無勞動所得父親樣本時，得出的估計值越小，代際所得越流動，作者認為這與生命週期假設偏誤有關，且顯示出使用最小平方法且用對數所得來估計 IGE 的方法得出的估計結果相當不穩定。

經整理，得出造成過去文獻估計結果不同的四個差異點：(1)如何處理所得為 0 的樣本、(2)是否僅留下全職員工進行分析、(3)如何處理高所得組樣本以及(4)當使用國家資料時，如何處理資料無法掌握樣本。為了解決上述問題，於本篇研究中提出可沿用原先模型估計，

惟須將對數所得改為階層所得（百分位數）估計的方法，並將估計值稱為 Intergenerational Rank Association(IRA)。文章中證明出改用階層所得之後子代所得與父親所得便呈現線性關係，使用最小平方法進行估計發生的偏誤值將低於 IGE，作者使用不同選樣條件估計出的 IRA 數字差異不大，兒子對父親的 IRA 為 0.3 女兒對父親的 IRA 為 0.1，不過作者亦發現：比起 IGE 對所有選樣條件的變動皆敏感，IRA 僅對子女的所得定義變動敏感，當改變父親的所得變動時，不太會影響到估計值。

另一種常用分析方法是使用轉移矩陣，像是 Zimmerman (1992)、Isaacs (2008)等)：分別將樣本及其父母所得分組（四分位組、五分位組或是十分位組，所分組數視研究不同而異），並看兩者間的分布狀況，這是一個無母數的分析方式，較不會因為樣本的分配而改變估計結果 (Dahl & DeLeire (2008))，轉移矩陣可看出給定上代分配位置的條件下，下代位在同輩間不同所得分位數的機率。這個方法不會將樣本侷限在線性假設下，且較不會因為樣本特性而改變估計結果，例如 Peters (1992)與 Zimmerman (1992)使用相同資料庫，因選樣條件不同而估計出差異很大的 IGE，但使用轉移矩陣分析時，兩者的估計結果便相當接近，因而認為轉移矩陣提供了對代際所得階層流動更精確的描述。

而轉移矩陣亦有其缺點，Atkinson, Maynard, and Trinder (1983)的研究指出：使用轉移矩陣估計階層流動性時，在無形中會對最低與最高兩個階層製造上下限，位於最高階層父母之子女無法向上達到最高階層；位於最低階層父母之子女無法處於最低階層，使得在研究中最底與最高兩個階層的僵固性被高估，Peters (1992) 和 Dearden,



Machin, & Reed (1997) 兩篇研究結果皆為父母在最頂層以及最底層時，流動性較差，可見此為典型的案例。

以下整理幾篇其他各國對所得流動議題的分析方式與分析結果，Corak & Heisz (1999) 利用 1978 到 1995 年，加拿大所得稅資料分析 1963 到 1966 年間出生，父親健在之加拿大籍男性，與其父的代際所得流動情形，本篇分析分法分為使用 Solon(1992)的模型做為基底，並在估計式中加入年齡變數估計 IGE，估計模型如 (2-1)，以及使用非母數方法的轉移矩陣估計所得流動性，與 Peters(1992)一樣用 5\*5 的轉移矩陣估計，得出加拿大男性的代際所得階層彈性 (IGE) 為 0.2，且父親在底層 (低於 20 百分位) 的子女流動性比父親在上層 (高於 80 百分位) 的子女流動性佳，顯示加拿大的所得分配為倒 V 型。

$$Y_i(t) = \beta_0 + \beta_1 \bar{Y}_i(t-1) + \beta_2 AgeSon + \beta_3 AgeSon^2 + \beta_4 AgeFather + \beta_5 AgeFather^2 + \varepsilon_i \quad (2-1)$$

Österberg (2000) 利用 1978 到 1992 年瑞典的稅務資料探討瑞典的代際所得流動狀況，與前述研究相同，本篇使用 Solon(1992)的估計模型加上年齡變數估計 IGE，並使用 5\*5 轉移矩陣作為非母數估計方法，在選樣上僅留下所需估計年度的所得大於 0 的樣本，研究結果顯示，瑞典得代際所得替代彈性在 0.11~0.18 之間，其中瑞典子女所得情況受父親所得狀況影響大於受母親所得狀況影響，瑞典母親所得對女兒所得的影響大於對兒子所得的影響；整體而言，不論是用回歸模型或是轉移矩陣的估計方法，瑞典都是一個高度所得階層流動的國家，且所得不平等狀況不甚嚴重。

Ermisch, Francesconi & Siedler (2006) 使用德國 SOEP 以及英國 BHPS 資料，分別分析兩國的婚配狀況對社會階級的影響，與先前研

究的差異在於，本篇研究使用人力資本概念進行估計，而非以所得估計。本次研究只取得 9 年之所得資料，無法套用先前 Solon(1992)所提出，比較上代與下代在「同一生命階段」所得狀態，故以父親職業作人力資本之代表，使用人力資本進行估計。研究結果顯示：平均而言 40%~50%的家庭收入來自於配偶給的驅動力、兩國的 IGE 在 0.17~0.2 之間、以及父母對兒子人力資本的投入在所得上的反饋高於對女兒的投入。

Chetty, Hendren, Kline, & Saez (2014) 使用美國 1996 到 2012 年的所得稅資料，分析 1980 到 1985 年出生的子女三個面向的代際所得流動性，首先，與 Dahl & DeLeire (2008)的研究結果相同，他們發現將樣本及其父母的所得分成一百分位後，彼此間將呈現線性關係，並透過回歸模型估計出，當父母所得百分位增加 1，子女所得百分位會成長 3.4。第二，以 5\*5 轉移矩陣估算美國各州的代際所得流動性時發現，各州的彈性皆不同且變化很大，從 Charlotte 的 4.4%到 San Jose 的 12.9%都有。最後，本篇研究發現高流動性的區域共同點為：種族分化不明顯、所得分配較平均、較佳的基礎教育、較好的社會資本以及相對穩定的家庭狀況。

亞洲的相關研究有，Ueda (2009) 利用 1993 到 2004 年間日本消費者調查 (Japanese Panel Survey of Consumers) 資料，顯示日本已婚男性的代際所得彈性在 0.41 到 0.46 間，已婚女性則在 0.3 到 0.38 之間，為低度所得流動國家。但與歐美國家不同的是，本篇使用迴歸估計與用轉移矩陣估計並未得出一致的結果，當改用轉移矩陣估計時，得出日本為高度所得流動國家的相反結果。Ueda (2013) 使用家庭微觀數據估算韓國兒童收入相對於父母收入的彈性。當模擬外推

(SIMEX) 方法與多年平均法一起應用時，對於大約 30 歲的兒子，所得彈性約為 0.24。改採用兩階段方法時，兒子的彈性約為 0.25，30 歲女兒的彈性約為 0.35，兒子的彈性約為 0.35，25 至 54 歲的女兒約為 0.4。非參數回歸分析表明，年輕一代的低收入家庭的兒子比老一代人有更多的機會。

而將代際所得階層彈性與所得分配連結的則是 Corak (2012)，作者將代際所得階層彈性做為縱軸、以代表所得分配狀況的基尼係數做為橫軸，將二變數間的關係繪圖，得出一條正斜率的直線，並稱這條線為「大亨蓋茲比曲線」(Great Gatsby Curve)，而正斜率背後代表的意義為，當所得分配越不均時，世代之間的流動性也越差。

教育流動部分 Borjas (1992) 使用美國社會概況調查資料 (GSS) 以及 NSLY 兩個資料庫資料，控制種族這個外生變數，分析父母教育程度對 1987~1989 出生子女教育程度的影響，本篇研究結果為子女的教育程度，除了與父母投入的人力資本相關，更與其所在種族的平均能力有關，亦即種族與父母的教育程度，雙雙影響子女未來的教育程度以及經濟能力。

財產為存量概念，為累積性，可藉由財產變化看出個人長期財產累積狀況，甚至可看出一些人格特質，此對於因果關係研究有很大幫助。Wolff (1998) 的研究顯示，用淨資產進行估計的結果比用資產進行估計來得穩定，而資產與淨資產的差異在於是否扣除個人債務。除此之外，大量研究發現，父母的財產與後代教育和成就有關，如 Lovenheim & Reynolds (2013) 使用美國 NLSY97 的資料，研究父母擁有的房產價格變化如何影響子女大學的品質，其研究結果顯示，當父母擁有之房產每增加 1 萬美元，子女進入教學品質較好的大學的比

例增加 2%，順利大學畢業的機率則增加 1.8%；而 Jez (2014) 使用高等教育校務基本資料 (IPEDS) 分析 9 千位在 1980~1984 年出生的子女為樣本，研究其就讀大學排名與父母所得及財產之間的關係，結果顯示，父母財產低的學生比父母所得低的學生，就讀大學排名較差，父母財產高的學生比父母所得高的學生，就讀大學排名較好。

## 第二節 國內文獻

我國相關研究較少直接使用所得進行分析，大多由父母對孩子的教育著手，吳慧瑛 (2007) 使用華人家庭動態調查中 35~65 歲的樣本，並將其分為 1930~39、1940~49、1950~59、1960~69、1970~79 五個世代，參考 Parish and Willis (1993) 的模型估計我國家庭背景對個人教育成就的影響，發現對 1930~1939、1940~1949、以及 1950~1959 三個世代而言，性別是影響個人的教育成就最重要的變數，其次為家庭社經地位，其中作者以父母親教育年數與父親職業代表家庭社經地位，但到了 1960~1969 與 1970~1979 的出生世代，家庭社經地位對個人教育成就的影響已高於性別的影響，除此之外不同的出生世代皆顯示父親的教育年數對子女的影響持續大於母親的影響，而父親的職業地位對子女教育成就的影響力則逐漸下降，得出與 Parish and Willis (1993)、駱明慶 (2001) 相似的結果。

張宜君、林宗弘 (2013) 運用臺灣社會變遷基本調查與新韋伯派的階級分類法分析我國高等教育擴張與階級複製之間的關係，使用「臺灣社會變遷基本調查資料庫」中 1997、2002、2007 及 2012 四年的問卷調查，針對於 1958 年之後出生（也就是九年義務教育實施後於 1970 年進入國中、1976 之後進入大學的樣本）且有高中以上學歷的樣本進行分析。

本篇研究使用兩個模型，第一個模型用多類別邏輯迴歸模型（multinomial logistic model）驗證臺灣高等教育擴張過程中，公、私立及技職分流等水平分化對各階級學生教育機會的影響。第二個模型用條件式邏輯迴歸則檢視高等教育的篩選機制是否從大學延伸至研究所階段。研究結果顯示，上層階級子女就讀教學資源充裕且學費較低公立大學的機率較高，進而增加繼續就讀研究所的機會，比起中、下階級家庭子女易進入學費較高與教學資源相對缺乏的私立或技職大學，在學貸壓力下繼續就讀研究所的機率較低。

莊奕琦、陳晏羚（2011）用華人家庭動態資料庫研究父親與孩子代間階級流動的情況，並探討教育是否為促進代間階級流動的關鍵因素，作者將實證模型分為三個部分，第一部分探討越高的父代階級對子代接受高等教育是否相對較具優勢；第二部分檢測愈高的教育成就是否對進入上層社會階級較具優勢；第三部分分析父代階級對於子代教育成就之影響及教育成就對於進入上層階級是否帶來優勢。實證結果顯示父親為上層階級的孩子有較高機率接受高等教育，而中產階級的子女接受高等教育的機率也高於勞工及農民的子女；另外也發現大學以上孩子進入上層階級的勝算比高於其他子女，顯示教育對個人階級提升的相關性相當高。

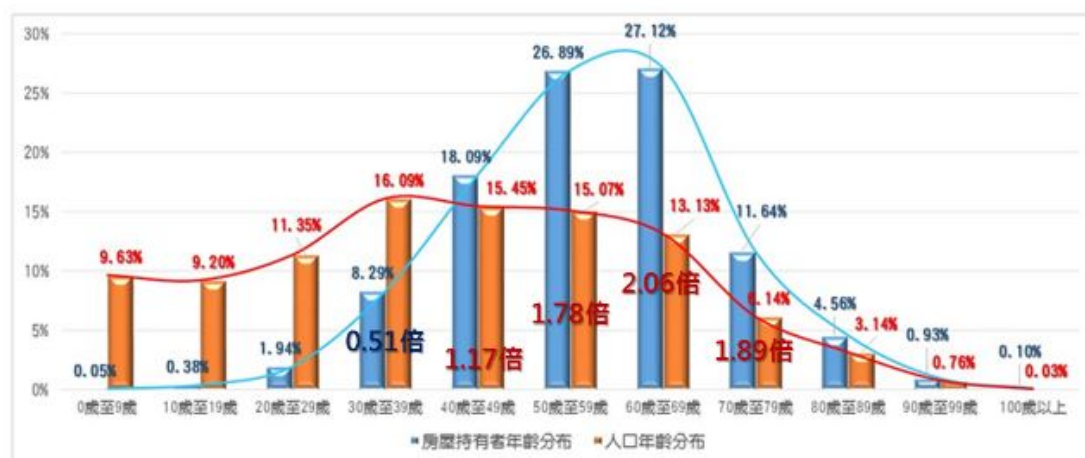
我國第一個以所得進行估計代際流動性的是陳冠霖（2014），使用1984~2010年的人力運用調查資料，此資料庫內涵年齡、性別、教育程度、職業、所得、身分別等個人特徵變數，又由於以家戶為調查單位，因而可知樣本間的親屬關係，與Solon(1992)相同，考量到女性勞動市場較為複雜，故將研究標的設定為探討父親與兒子間的跨代所得彈性。參考過去文獻刪掉極端值的做法，將父親所得過高者與過低者

刪除；子女年齡則限縮在 25~30 歲之間，原因為避免過晚離家獨立產生的過度取樣問題，以及過於年輕的樣本無法反映恆常所得的問題，故選樣後約餘 1200 個樣本。

進行迴歸模型估計時，作者沿用 Sun and Udea(2013)的模型，從基本恆常所得關係式開始進行推導，整理出父子間單一所得關係式後，加入工作經驗以及年齡作為控制變數，最後引入父親的教育與職業作為工具變數，估計結果顯示，我國跨代所得彈性由 1996 年的 0.08 逐漸惡化至 2010 年的 0.2，若不引入工具變數，而用恆常所得模型估計亦得出相近的結果，顯示我國跨代所得流動越來越不佳。而 Kan & Wang (2015) 使用主計處 1988~2006 年的家庭收支調查，樣本子女年齡範圍較廣從 26~45 歲之間都有，再透過人力運用調查推估子女世代的潛在父母薪資，並使用兩階段分項迴歸分析法估計出我國父親對子女的 IGE 在 0.18~0.23、母親對子女的 IGE 在 0.5~0.54 之間。

綜合前述文獻，欲分析兩代之間流動情形，需著重於將兩代的衡量變數控制在「相同生命階段」。本文主要分析樣本為青壯年（30~35 歲），且我國財產持有者日趨高齡化的情況下（參圖 5），使用財產作為估計變數難以達到前述要求；過去文獻使用職業或教育等變數研究此議題，主因是過去取得品質良好的所得資訊的途徑較為困難，才以教育或職業作為替代方式，而本文採取台灣稅務資料進行研究，應可克服前述問題。因而後續分析將以所得作為分析變數，並使用 Chetty et al. (2014) 的方法估計台灣 IGE、Dahl & DeLeire (2008) 的方法估計 IRA，最後亦會呈現以 5\*5 轉移矩陣來估計的結果。雖本文以上述方法作為理論基礎，但參考資料與研究方法並不會與該文獻完全相同，例如過去文獻大多僅分析父親對子女的影響，然而，在我國雙薪家庭

比例越來越高<sup>2</sup>的狀況下，本文擬將母親受薪狀況加入分析討論，後續於同一理論基礎上，與原研究進行比較。



資料來源：台北市各地政事務所、台北市政府民政局

圖 5：台北市房屋持有者及人口年齡分布

<sup>2</sup> 參行政院主計處「婦女婚育與就業調查報告」。

### 第三章 研究方法

#### 第一節 母體資料來源

本文使用財政部財政資訊中心的稅務資料庫，主要使用資料為個人資料檔以及所得大檔，個人身份證字號經去識別化處理。個人資料檔的建檔基礎為我國戶政資料，有我國戶籍者即在資料庫中，該資料檔內僅有最新年度資料，並不會記錄每個人的變動軌跡，本文取得截至 2017 年底的資料；而所得大檔則根據所得稅法第二條：「凡有中華民國來源所得之個人，應就其中華民國來源之所得，課徵綜合所得稅的規定，記錄每一年度『有所得者』的每一筆所得資訊，不論自然人或法人、居住者或非居住者，凡是有我國所得來源者，皆可被掌握。」本次取得資料年度為 2004~2015 年。

由上述可知，本文使用的兩個主資料檔中的母體資料集合不同，若是有我國戶籍而無來源所得者（像是長年旅居國外的雙重國籍國人），將無法得知其所得資訊。儘管如此，比起過去相關研究僅能藉由抽樣調查資料取得國人所得資訊，不論在樣本數或是資料完整性上，本文對我國國民所得的掌握程度相當高。

本次研究的個人特徵變數主要來自個人資料檔，內有生（養）父、生（養）母、出生年、性別、戶籍地、婚配狀況、以及死亡年度等資訊。而所得大檔即為本研究的所得資訊來源，從中可知政府當年度所掌握的每一筆所得資訊，透過身分別變數可判斷該筆資料為自然人或法人、居住者或非居住者；該筆所得金額；屬於我國稅法十大類所得（營利、執行業務、薪資、利息、租賃、財產交易、自力漁牧、機會中獎、退職及其他所得）中的哪一類，並且可藉由去識別化的身份證



字號與個人資料檔串聯。

本文加總上述十類所得稱為個人總所得，另外定義個人勞動所得為部分營利所得、執行業務所得與薪資所得之總和。勞動所得本不應包含營利所得，但因我國稅法於申報上的分類，部分勞動所得，例如獨資合夥負責人的薪水、小規模營業人的所得、直播主收入、直銷商收入、計程車司機的薪資等，被歸類於營利所得。故本文計算勞動所得時，會將上述提及勞動所得的營利所得納入計算。

即使將部分營利所得加進勞動所得中，仍存在低估勞動所得的可能性，依商業登記法第五條規定，攤販、農林漁牧業者、家庭手工業者、民宿經營者以及每月銷售額未達營業稅起徵點者，五類小規模商業免申請登記。因此，使用稅務資料將無法掌握從事上述工作者的所得，除此之外，雖然小規模營業人（平均每月銷售額未達新臺幣 200,000 元，按查定課徵營業稅之營業人）的收入將以營利所得方式申報，但由於現行計算方式為公式計算<sup>3</sup>，不需提供相關憑證佐證，使得小規模營業人的所得扣完扣除額後，不需繳納稅賦，可能導致低估小規模營業人所得的情形發生。

根據主計處公布的婦女婚育與就業調查顯示，在 2016 年大約有 17%、在 2004 年則有高達 33% 的婦女因結婚而離開職場，因此本文計算個人所得時，也會考慮其配偶狀況，本文將會採用財資中心之另一個資料庫「核定稅籍檔」，該檔案蒐集納稅人填寫的綜所稅結算申報書，可透過身分別變數判斷個人在該戶中為戶長、配偶、子女或是其他受扶養親屬，藉以找出配偶關係，與個人資料檔串連後，接著再

---

<sup>3</sup> 營利所得=查定銷售額\*營業月份\*純益率

串聯所得大檔重新計算個人總所得及個人勞動所得，有配偶者計算方式為本人與配偶所得加總之平均，藉以設算家庭主婦（夫）的所得，而無配偶者無需調整。

如第一章所提，本文欲分析 1980 後世代的階級流動狀況，同時不希望使用過於年輕的樣本造成當年度所得無法代表個人終身所得的問題，因此將樣本限縮在 1980 到 1985 年出生且於 2015 年尚未死亡的本國人，表 1 為僅用個人資料檔中的出生年變數統計出來的樣本狀況，可看出個人資料檔中的樣本數大約比內政部公布的我國人口多 0.8% 左右，可能的原因除財資中心的個人資料檔與內政部公布資料在登記資料上的時間差外，亦有可能與本次使用資料個人身份證字號經去識別化處理有關，雖已將身分證字號前兩碼與我國國民相斥的樣本刪除，仍可能誤將少數非本國人納入。

表 1：各年齡層樣本數

出生年	本研究人口數				我國內政部 公布人口數
	孤兒	單親	雙親都有	總人數 <sup>4</sup>	
1980	15,045	24,267	371,258	410,570	407,747
1981	14,075	21,962	379,221	415,258	411,238
1982	13,786	19,431	371,321	404,538	399,681
1983	11,083	16,479	354,569	382,131	376,118
1984	9,050	14,208	346,222	369,480	365,968
1985	6,982	11,881	323,035	341,898	337,116
1986	4,478	9,905	288,542	302,925	296,850
1987	2,633	8,948	298,235	309,816	306,735
1988	1,961	8,978	330,460	341,399	341,562

<sup>4</sup> 表 1 總人數為個人資料檔中在 1980~1988 年各年度出生人數

串聯個人資料檔與所得大檔之後確實發現部分有戶籍者沒有綜所稅的納稅紀錄，相關敘述統計呈現在表 2，由表 2 可知本次使用樣本在 2015 年的死亡率不到 1%，能找到生父生母其中之一的比率高達 88%，可由表 3 發現，單親樣本中找到生母的比例高於找到生父比例。僅有七成左右的父母家戶勞動所得大於 0，父母家戶總所得大於 0 的比例則為 85%。而表 4、表 5 分別呈現出樣本父母的年齡分布，在 2004 年父親年紀主要分布在 41~60 歲之間，母親則集中在 41~50 歲組，顯示本次樣本的父母年齡已接近退休年紀。

表 2：樣本基本數據統計

出生年	總人數 <sup>5</sup>	2015 年未死亡比例	能找到父或母其中之一比例	父母 2004-2006 勞動所得大於 0 比例	父母 2004-2006 總所得大於 0 比例
1980	414,368	98.98%	96.35%	71.33%	90.98%
1981	418,637	99.11%	96.62%	74.10%	91.80%
1982	407,655	99.16%	96.60%	76.09%	92.21%
1983	384,917	99.20%	97.11%	78.33%	93.14%
1984	371,923	99.27%	97.56%	80.09%	93.88%
1985	344,097	99.30%	97.96%	81.63%	94.58%
1986	304,768	99.34%	98.53%	83.23%	95.18%
1987	311,635	99.36%	99.15%	84.87%	96.19%
1988	343,216	99.42%	99.43%	85.68%	96.67%

<sup>5</sup> 表 2 總人數為個人資料檔加上所得大檔的總人數，因而比表 1 的總人數還多(個人資料檔內為有我國戶籍者，而所得大檔中為本國自然人)

表 3：選樣後各年齡層樣本數

出生年	父母狀況			性別分布		合計
	無父	無母	父母都有	男	女	
1980	17,394	6,209	371,032	201,363	193,272	394,635
1981	15,800	5,658	379,003	205,198	195,263	400,461
1982	14,115	4,894	371,135	200,058	190,086	390,144
1983	11,857	4,259	354,422	190,042	180,496	370,538
1984	10,275	3,599	346,097	185,112	174,859	359,971
1985	8,641	3,007	322,916	171,768	162,796	334,564
1986	7,232	2,489	288,451	153,435	144,737	298,172
1987	6,533	2,270	298,165	158,869	148,099	306,968
1988	6,588	2,244	330,371	175,701	163,502	339,203

表 4：樣本父親年齡分布狀況

父親年齡	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988
30 歲以下	9	10	18	14	21	9	18	19	29
31~40 歲	106	382	1,280	2,801	5,471	7,040	9,725	15,852	28,338
41~50 歲	113,772	151,835	184,241	203,610	224,132	227,930	216,285	231,015	255,567
51~60 歲	221,501	197,978	162,593	129,891	101,935	76,371	53,258	43,524	39,145
61~70 歲	19,787	15,025	11,013	7,943	5,749	4,206	2,961	2,331	1,964
70 歲以上	6,190	4,860	3,864	3,033	2,425	1,823	1,417	985	844
無父	17,394	15,800	14,115	11,857	10,275	8,641	7,232	6,533	6,588
無父親年齡	15,876	14,571	13,020	11,389	9,963	8,544	7,276	6,709	6,728
Total	394,635	400,461	390,144	370,538	359,971	334,564	298,172	306,968	339,203

表 5：樣本母親年齡分布狀況

母親年齡	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988
30 歲以下	0	0	-	0	-	0	-	7	38
31~40 歲	1,683	4,430	9,941	16,643	26,530	37,942	51,278	71,124	100,714
41~50 歲	244,856	276,795	289,035	286,428	283,450	260,748	221,597	216,163	221,388
51~60 歲	132,042	105,745	79,863	58,169	42,290	29,546	20,178	14,974	12,343
61~70 歲	4,842	3,175	2,158	1,323	758	453	241	125	73
70 歲以上	38	24	16	7	-	6	0	-	-
無母	6,209	5,658	4,894	4,259	3,599	3,007	2,489	2,270	2,244
無母親年齡	4,965	4,634	4,235	3,709	3,338	2,862	2,388	2,303	2,402
<b>Total</b>	<b>394,635</b>	<b>400,461</b>	<b>390,144</b>	<b>370,538</b>	<b>359,971</b>	<b>334,564</b>	<b>298,172</b>	<b>306,968</b>	<b>339,203</b>

註：「-」表示小於 5 人

又本文將分析基礎建立在樣本與其父母的所得關係上，因而優先刪除(1)無父無母(2)父母在 2004 年以前都死亡，兩種無法掌握父母所得情況的樣本，處理後的樣本數狀況參表 3，單親樣本無父比無母來得多，這與本文以生父生母作為判斷親子關係的依據有關，本次預計將樣本分為 1980~1982、1980~1985 等兩組不同出生年的子女進行分析，以了解延伸樣本對研究結果造成的影響。

本次取得 2004 到 2015 年 12 年的所得資料，為盡量拉開父母所得年份與子女所得年份的距離 (Becker 1979)，以比較兩者在同一生命階段的所得關聯，又考慮到所得變異大，僅用單一時點所得將產生 Solon (1992) 提到的短期波動 (transitory fluctuations) 而無法有效估計樣本的所得狀況，因而以 2004 到 2006 三年所得平均估計父母所得，由表 6 可看出樣本父母三年家戶勞動所得平均值約為 25 萬元(月薪約 2 萬元)，中位數在 16 萬元左右，而第 99 百分位則有 144 萬元。子女所得則以 2014、15 兩年所得平均估計，表 7 顯示樣本平均所得

大約為 29 萬元，中位數 26 萬元，第 99 百分位在 101 萬元。

表 6：樣本父母 2004~2006 家戶勞動所得敘述統計

單位:元

父親年紀	mean	p10	p25	p50	p75	p90	p99
30 歲以下	210,135	9,600	74,654	175,150	261,536	441,222	956,221
31~40 歲	200,539	0	68,021	175,505	278,735	412,357	823,973
41~50 歲	255,144	0	50,346	180,484	346,577	586,677	1,336,701
51~60 歲	267,376	0	24,600	157,206	354,900	661,912	1,624,863
61~70 歲	123,100	0	0	24,938	154,320	318,782	1,159,073
70 歲以上	59,284	0	0	0	63,229	190,963	575,606
無父	140,168	0	0	36,000	205,092	374,885	1,035,098
無父親年齡	130,886	0	0	24,012	198,000	353,300	1,053,677
<b>Total</b>	<b>245,856</b>	<b>0</b>	<b>24,919</b>	<b>157,259</b>	<b>330,517</b>	<b>594,612</b>	<b>1,447,424</b>

表 7：樣本 2014~2015 勞動所得敘述統計

單位:元

出生年	mean	p10	p25	p50	p75	p90	p99
1980	395,446	0	89,948	337,240	574,167	845,114	1,708,020
1981	390,507	0	105,545	339,608	565,026	818,845	1,628,533
1982	380,873	0	113,634	334,373	548,845	789,557	1,571,780
1983	366,832	0	114,000	324,085	526,987	757,821	1,492,391
1984	357,329	0	117,711	317,114	512,229	735,951	1,442,150
1985	347,774	0	121,040	310,000	497,497	713,426	1,377,794
1986	332,082	0	119,551	297,767	474,846	680,063	1,276,190
1987	314,252	0	117,843	285,414	449,444	638,476	1,156,607
1988	289,709	0	104,410	264,600	414,546	590,908	1,011,143

表 6 數據與陳冠霖(2014)，使用人力運用調查<sup>6</sup>的統計結果，其樣本父母在 2004~2006 年的平均月薪約在 3.6~4 萬元大相逕庭，原因之一為本文使用母體資料，僅刪除死亡樣本，且不考慮樣本是否為勞動

<sup>6</sup> 人力運用調查為我國主計處自 1978 年起，每年五月針對滿 15 歲，且能自由從事經濟活動的我國國民進行之抽樣調查。

力，而陳冠霖(2014)為抽樣調查資料，資料處理上將離群值樣本刪除（過低過高皆刪除），考慮到我國 2004~2006 年間政府規定的最低月薪為 15,840 元，在中位數在 16 萬元下表示，本次使用樣本的父母有一半以上未達基本薪資實屬不合理，而將父母低於最低薪資樣本刪除，相關敘述統計呈現在表 8，得出較為合理的統計數據，因而將本次研究樣本限制在父母勞動所得須高於最低薪資。

表 8：樣本父母家戶勞動所得敘述統計-刪除低於最低薪資

單位:元							
父親年齡	mean	p10	p25	p50	p75	p90	p99
30 歲以下	374,196	234,203	255,800	342,229	381,442	470,837	956,221
31~40 歲	362,872	237,395	264,690	329,812	412,267	525,527	968,033
41~50 歲	471,251	243,509	283,619	377,272	548,010	794,800	1,632,721
51~60 歲	555,106	248,607	298,213	423,456	647,131	990,902	2,132,993
61~70 歲	511,758	239,743	272,652	362,677	574,540	943,373	2,218,907
70 歲以上	415,531	233,189	253,480	315,997	451,786	610,663	1,503,315
無父	442,867	238,137	268,900	342,910	496,130	694,419	1,685,459
無父親年齡	439,033	237,587	267,641	336,494	476,518	721,666	1,816,673
<b>Total</b>	<b>514,176</b>	<b>245,374</b>	<b>289,218</b>	<b>395,723</b>	<b>594,485</b>	<b>902,975</b>	<b>1,929,833</b>

## 第二節 模型設定

本文首先刻劃樣本稅前家戶所得( $Y_i$ )與其父母稅前家戶所得( $X_i$ )的聯合機率分配，並以此機率分配估算相對流動性(Relative Mobility)與絕對流動性(Absolute Mobility)。

相對流動性主要討論「比較」，欲了解來自低所得家庭子女的表現和來自高所得家庭子女的表現相比，將呈現的結果？而這個問題也是過去許多研究（例如：Solon 1999）欲探討的問題。一個最典型的估計方法是計算代際所得彈性(Intergenerational income elasticity IGE)，

而最常見的計算方式是分別將子女的所得與父母的所得取對數，以最小平方方法跑迴歸，估計式如 (3-1)，而  $\beta_1$  係數就是 IGE 的估計值。如果  $\beta_1$  係數小於 1，表示所得分配往平均數回歸，簡言之， $\beta_1$  係數越大表示階級複製的情況越嚴重。

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i \quad (3-1)$$

而 Dahl & DeLeire (2008) 提出另一個計算相對流動性的方法，稱為 intergenerational rank association (IRA)，他們將子女與父母的所得分成一百等分排序， $R_i$  表示子女的百分位  $P_i$  表示父母的百分位，以最小平方方法估計。如何處理所得為 0 的樣本，將使得 IGE 估計出的彈性值受到影響，而 IRA 則可以解決這個問題，他們定義 IRA 為  $P_i$  及  $R_i$  的相關係數 ( $\text{Corr}(P_i, R_i)$ )，階層斜率可以用來衡量子女在子女所得分配中的位置與父母在父母所得分配位置的關聯性。根據 Dahl & DeLeire (2008) 的研究結果，用 IRA 進行估計可以得到較穩健的結果，本文因而以 IRA 的估計為主，但仍會估計 IGE，藉以和過去研究做出的結果比較。

絕對流動性則是討論出生在特定所得水準家庭的子女長大後的成就如何，一個高流動性的社會，不論父母在第 90 百分位或是第 10 百分位，都不會影響子女所在的百分位；而一個低流動性（存在階層僵固性）的社會顯現出來的子女百分位則會跟父母相同。一個常被用來分析的數字便是，出生在第一四分位數家庭的子女，長大後的平均位組為多少。不過，這個衡量方式和 IRA 衡量出來的結果高度相關，對於估計絕對流動性上沒有太大幫助，因而後續研究結果不特別呈現相關數據。本文使用 Corak and Heisz (1999) 的方法，定義絕對流動性為估計最低階層父母（低於第 20 百分位）的子女爬到上層階層（高



於第 80 百分位) 的機率。

### 第三節 變數解釋

#### 1. 父母勞動所得

與 Lee & Solon (2009) 定義一致，本文定義父母勞動所得為家戶稅前所得，計算方式為從財資中心所得大檔中 2004~2006 年父母的所得資料，以年為單位分別計算生父及生母的部分營利所得、薪資所得以及執行業務所得，若可同時找到生父生母者，直接將 6 筆數據相加後除 6，若僅能找到生父生母其中之一者，則將 3 筆數據相加後除 3。

#### 2. 父母總所得

本文定義父母總所得為家戶稅前所得，計算方式為從財資中心所得大檔中 2004~2006 年父母的所得資料，以年為單位分別加總生父及生母的十大類所得(與綜所稅定義一致)，若可同時找到生父生母者，直接將 6 筆數據相加後除 6，若僅能找到生父生母其中之一者，則將 3 筆數據相加後除 3。

#### 3. 子女勞動(總)所得

定義及計算方式與父母勞動(總)所得相同，僅計算年度改為 2014~2015 兩年平均。

## 第四章 研究結果

本章第一節將使用第三章介紹的分析方法估計 1980~1982、1980~1985 兩組不同出生年樣本的相對流動性及絕對流動性，並進一步分析我國各縣市的所得流動性，礙於本次使用樣本限制在樣本父母勞動所得必須大於當年度最低薪資，將刪除一半以上樣本，因此將在第二節的穩健性測試中呈現若未刪除樣本的估計結果，除此之外，亦會呈現使用另一種所得定義重新估計的結果。

### 第一節 研究結果分析

#### 相對流動性估計結果-對數所得

圖 6 為子女所得與父母所得散布圖，橫軸為各百分位父母家戶所得平均值，縱軸為各百分位子女家戶所得平均值。此圖可看出給定父母所得下，子女預期所得的分布狀況，由圖可知，在不取對數的情況下，我國圖形呈現微凹函數樣貌並非線性，若直接以最小平方法進行估計，會違反最小平方法的基本假設，因而得出偏誤的估計值。

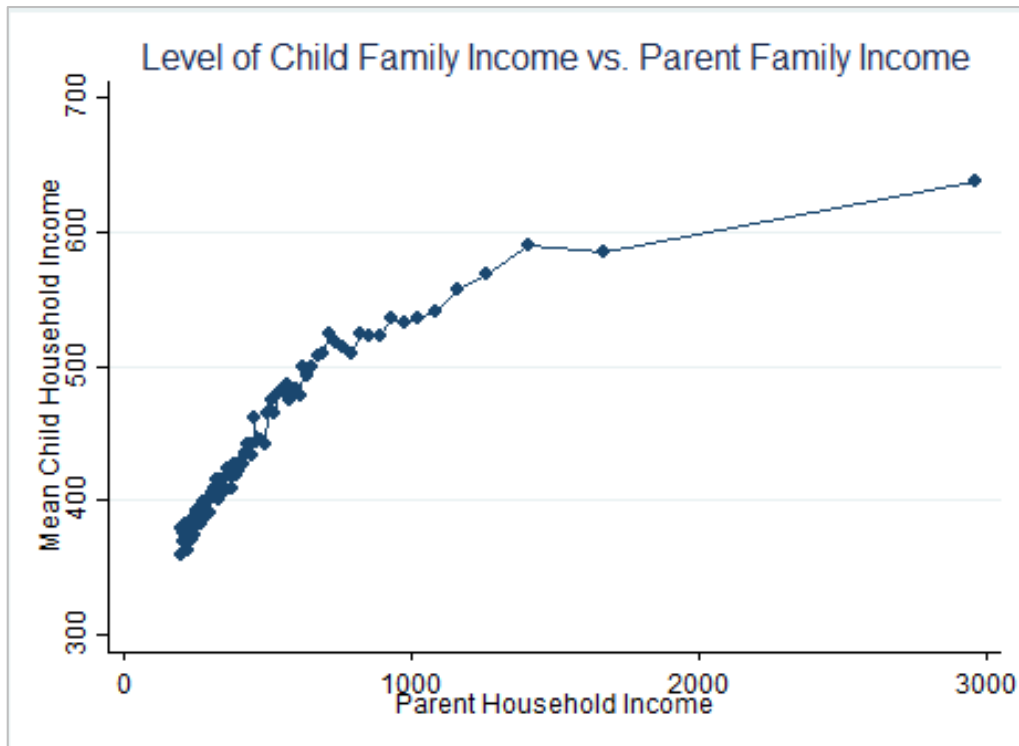


圖 6：子女所得與父母所得散布圖

改用對數所得重新繪製樣本與其父母所得關係的分布圖(圖 7)，如同第三章所述，此圖呈現的即為 IGE 的估算結果，顯示我國 1980~1982 年出生子女的 IGE 為 0.2 左右(參表 9 第一列第一行)，若延伸樣本年齡到 1980~1985 年出生則降至 0.17 左右(參表 10 第一列第一行)，表示不同樣本年齡區間對估計結果會造成部分影響。

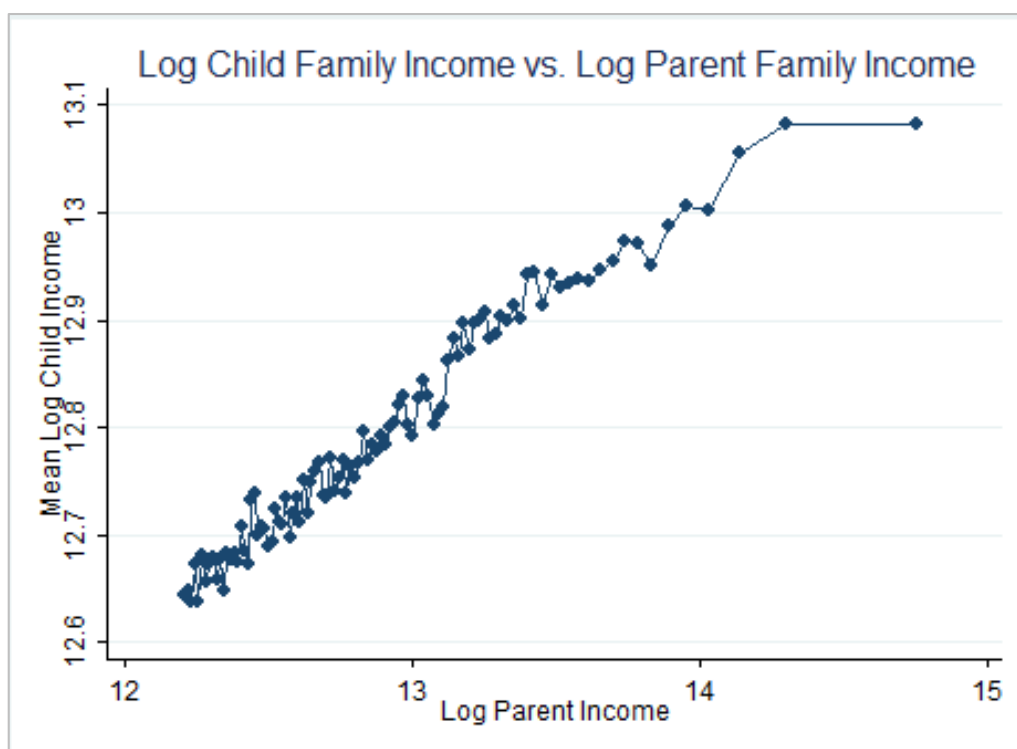


圖 7：子女對數所得與父母對數所得散布圖

表 9：相對流動性估計結果比較-1980~1982 出生子女

		1980-1982		
子女所得定義	父母所得定義	刪除 20 萬元 以下	刪除 22 萬元 以下	刪除 25 萬元 以下
家戶對數勞動所得 (刪除 0)	對數家戶勞動所得	0.206*** [0.00350]	0.205*** [0.00379]	0.202*** [0.00424]
家戶對數勞動所得 (將 0 改為 1 元)	對數家戶勞動所得	0.392*** [0.0133]	0.332*** [0.0143]	0.253*** [0.0160]
家戶對數勞動所得 (將 0 改為 1000 元)	對數家戶勞動所得	0.275*** [0.00671]	0.247*** [0.00725]	0.209*** [0.00811]
家戶勞動階層所得	階層家戶勞動所得	0.133*** [0.00143]	0.129*** [0.00149]	0.122*** [0.00159]
個人勞動階層所得	階層家戶勞動所得	0.125*** [0.00141]	0.120*** [0.00147]	0.114*** [0.00157]
個人總階層所得	階層家戶勞動所得	0.153*** [0.00145]	0.149*** [0.00152]	0.145*** [0.00163]
樣本數		455,304	418,008	369,187

表 10：相對流動性估計結果比較-1980~1985 出生子女

		1980-1985		
子女所得定義	父母所得定義	刪除 20 萬元 以下	刪除 22 萬元 以下	刪除 25 萬元 以下
家戶對數勞動所得 (刪除 0)	對數家戶勞動所得	0.181*** [0.00238]	0.177*** [0.00288]	0.172*** [0.00346]
家戶對數勞動所得 (將 0 改為 1 元)	對數家戶勞動所得	0.310*** [0.00901]	0.171*** [0.0108]	0.0197 [0.0129]
家戶對數勞動所得 (將 0 改為 1000 元)	對數家戶勞動所得	0.225*** [0.00454]	0.160*** [0.00547]	0.0882*** [0.00653]
家戶勞動階層所得	階層家戶勞動所得	0.123*** [0.000999]	0.112*** [0.00111]	0.100*** [0.00122]
個人勞動階層所得	階層家戶勞動所得	0.118*** [0.000986]	0.107*** [0.00109]	0.0964*** [0.00122]
個人總階層所得	階層家戶勞動所得	0.146*** [0.00101]	0.137*** [0.00113]	0.128*** [0.00125]
樣本數		945,981	773,332	632,831

然而，用對數所得估計將遇到另一個問題：如何處理子女勞動所得為 0 的樣本對結果會產生很大影響，不論在表 9 或表 10 都可發現，刪除 0、把 0 改為 1 元、把 0 改為 1000 元，三種方法估算出來的數字變化很大，以表 9 為例：估計數字由 0.2 上升至 0.39 在下降到 0.27，顯示出此種估計方法不太穩定，主要原因是樣本對數所得與其父母對數所得亦非線性關係。

#### 相對流動性估計結果-階層所得

同第三章的敘述，定義  $P_i$  為將父母所得分成一百分位組後對應的組別， $R_i$  則是代表子女的分位組，這種定義方式不會刪除所得為 0 的樣本，後續不論將樣本如何分組，都是使用現在給定的  $P_i$  及  $R_i$ ，不因後續研究如何細分而改變。圖 8 為子女與父母所得階層分布圖，每一個點代表的是各分位組的平均數，而此圖可知給定父母分位組的條件下，子女的預期分位組為何，比起用所得或是對數所得，改用階層

所得繪製出的圖顯示出兩者間具有線性關係，因而更符合本文使用回歸模型的基本假設。

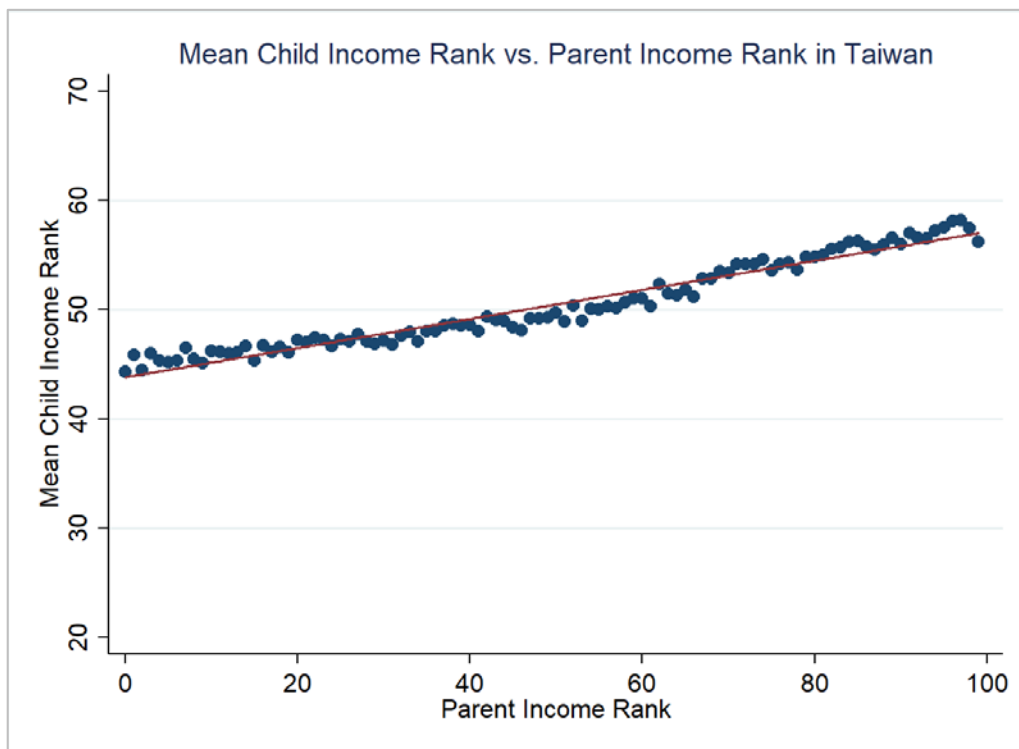
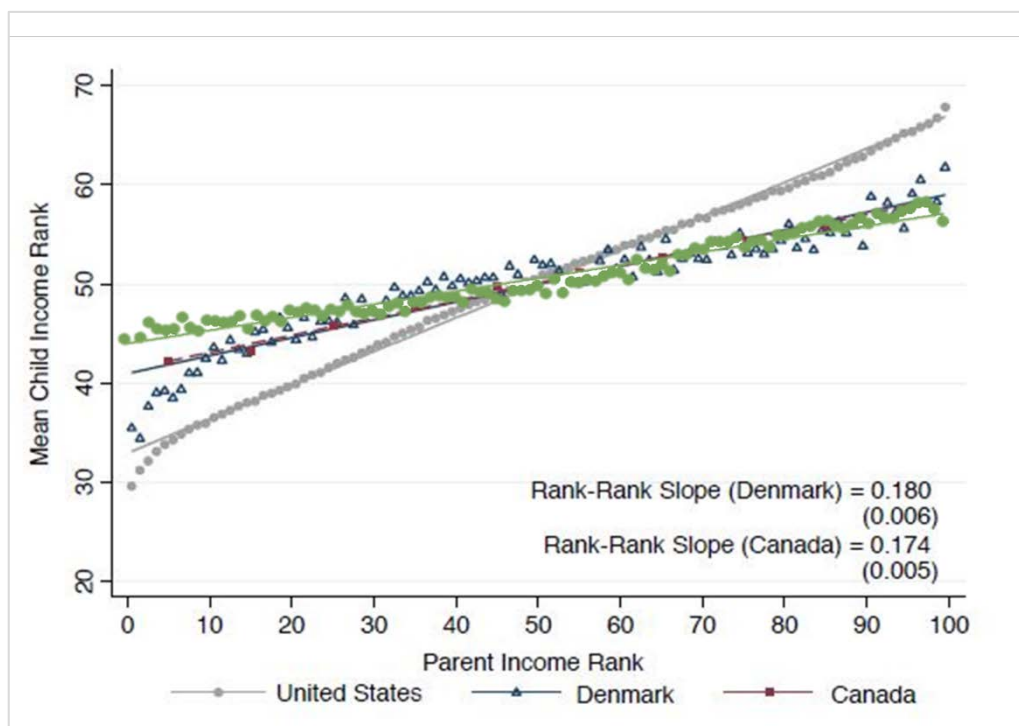


圖 8：子女與父母所得階層分布圖

從表 9、表 10 的第 4 行開始，即為使用階層所得的估計結果，以表 9 為例：可知當父母的分位組上升 1 單位，子女的分位組將上升 0.133 單位。由於改用階層所得無法與對數所得一樣，比較更改 0 的處理方式得出的估計結果，因而改以更改子女所得定義的結果呈現，表 9 第 5 行改為用子女個人勞動所得進行估計，得出 IRA 為 0.125，若再將所得定義改成用個人總所得估計，則得出 0.153 的結果，顯示出使用 IRA 得出的估計結果，比用 IGE 進行估計來得穩定。

圖 9 為將我國階層所得分布圖與美國、丹麥、加拿大三國比較，以斜率來看，我國的狀況與丹麥和加拿大相近，而比美國好一些；而在分布狀況來看，美國與丹麥在第 10 百分位處出現向下的圖形，我

國與加拿大的圖形沒有出現這種分布，而這與下段的絕對流動性估計結果為我國與加拿大相近，但好於丹麥與美國有關聯。



資料來源：Chetty et al. (2014)

圖 9：階層所得各國比較圖

### 絕對流動性估計結果

表 11 呈現將父母及子女勞動所得分成五組的轉移矩陣，各個格子代表給定父母在第  $n$  分位組下，子女在第  $m$  分位組的機率。由表中的數字可以發現，以轉移矩陣來看，我國的所得分配相當隨機，各個格子大多在 20% 上下，且對角線數字沒有明顯高於其他格子，表示階層僵固的情況不明顯，至於我們關心代表絕對流動性的數字（父母是 0 子女是 4 的格子）為 14.51%，遠高於美國的 7.5%，略高於丹麥的 11.7% 而與加拿大的 13.4% 相近。

表 11：絕對流動性估計結果-刪除低於最低薪資-勞動所得

		父母五分位數				
		0	1	2	3	4
子女五分位數	0	23.36	21.33	19.49	17.46	18.36
	1	23.33	22.4	21.17	18.44	14.66
	2	20.88	21.39	21.32	19.93	16.48
	3	17.9	19.05	20.34	21.75	20.97
	4	14.51	15.85	17.68	22.43	29.53

### 各縣市流動性估計結果

表 12 呈現我國各縣市<sup>7</sup>的估計結果，第一行為各縣市樣本數、第二行為給定父母在第 25 百分位的條件下，預估子女會在哪一百分位，此數值越高表示代際所得越流動、第三行為絕對流動性估計結果，當數字越高，表示給定父母低於 20 百分位時，其子女的所得百分位能高於 80 的機率越高、第四行為 IRA 估計結果。根據前述討論，已知 IGE 估計值會因如何處理所得為 0 的樣本而有劇烈改變，與 IRA 比較不穩定，因此進行各縣市所得流動性估計時，僅估計 IRA。

<sup>7</sup> 這邊的縣市為子女的出生地（身分證第一碼），以本文目前取得的資料，尚無法得知樣本的居住地或是工作地。



表 12：各縣市所得流動性估計結果

	人口數	給定父母在第 25 百分位 預測子女會在哪個分位組	絕對流動性	IRA
台北市	58,634	50.3	12.08%	0.083
台中市	40,872	45.5	16.6%	0.137
基隆市	9,469	50	12.94%	0.123
台南市	35,111	46.7	16.01%	0.152
高雄市	56,558	45.7	11.77%	0.149
新北市	70,744	48.7	15.52%	0.109
宜蘭縣	11,177	47	15.02%	0.137
桃園市	33,583	48.5	14.48%	0.12
嘉義市	1,141	43.4	14.35%	0.187
新竹縣	17,392	50.9	14.99%	0.11
苗栗縣	15,740	49.7	15.41%	0.116
南投縣	11,340	44.3	15.06%	0.15
彰化縣	26,647	46.2	18.86%	0.152
新竹市	1,936	50.4	17.57%	0.07
雲林縣	15,908	45.3	17.52%	0.162
嘉義縣	15,445	45.3	15.59%	0.161
屏東縣	17,029	43.1	13.88%	0.173
花蓮縣	7,978	41.8	11.24%	0.186
台東縣	5,243	40.1	12.64%	0.171
金門縣	1,360	51.7	7.12%	0.126
澎湖縣	1,762	45	11.58%	0.148
連江縣	271	51.5	4.88%	0.151
<b>Total</b>	455,304	47.2	14.51%	0.206

給定父母在第 25 百分位的條件下，預期子女所在的百分位越高表示所得越流動，本次估計結果為出生在金門縣（51.7）的樣本所得最流動、其次是出生在連江縣（51.5）的樣本，最不流動的是台東縣僅 40.1，其餘各縣市的估計值約在 40~50 之間，顯示出我國的流動性滿高的。

至於在絕對流動性的估計上各縣市的流動性排序則有點不同，子女翻身機率最高的為彰化縣有 18.86%，而上段估計最流動的金門與連江兩縣，子女的翻身機率卻最低，僅有 4.88%與 7.12%，其餘各縣

市的翻身機率則在 11%~16% 之間。最後則是 IRA 的估計結果，最流動的是新竹市為 0.07，其次是台北市 0.083，最不流動的是嘉義市的 0.187，另將各縣市的絕對流動性為橫軸、IRA 估計結果為縱軸的散布圖繪圖在圖 10，若是絕對流動性與 IRA 的估計結果未抵觸，應該要得出一條絕對流動性越高、IRA 估計值越低的負斜率直線，而由圖 10 可看出一條近乎水平線的微微負斜率直線，顯示以子女出生地進行縣市估計時，絕對流動性與 IRA 之間的關係較不明顯。

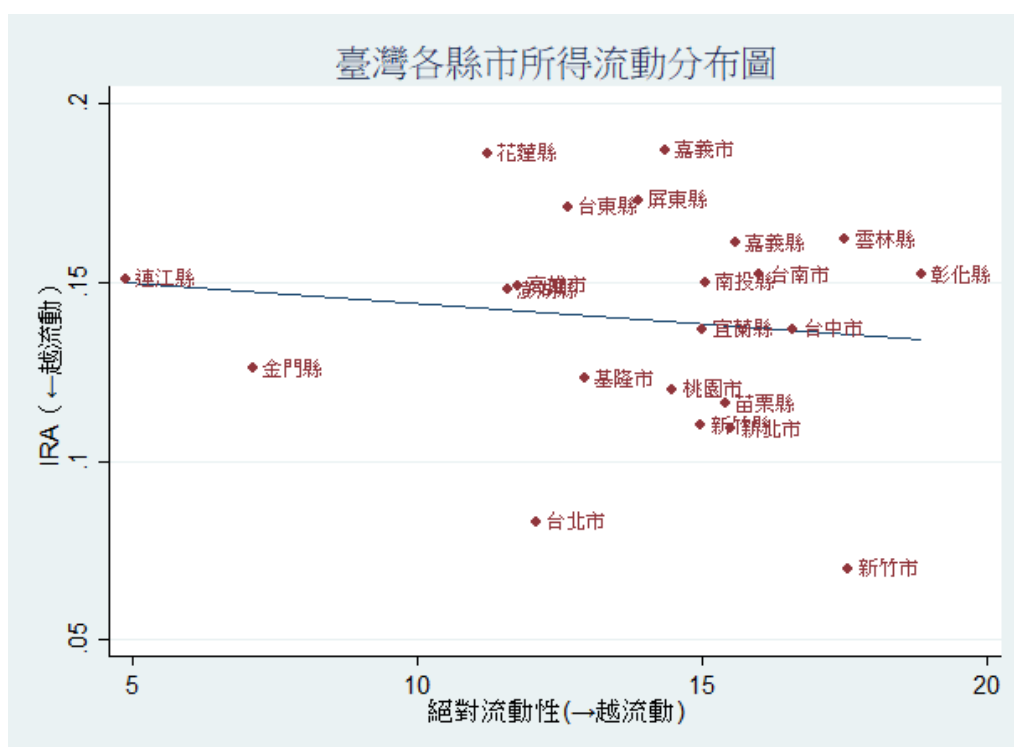


圖 10：各縣市估計結果

## 第二節 穩健性測試

### 若不刪除父母低於最低薪資樣本估計結果

圖 11 為子女所得與父母所得散布圖，此圖可看出除了父母在第 25 百分位以下的樣本之外，不論使用哪一個出生年度，分配情況皆呈現凹函數樣貌與圖 6 相似亦非線性。若改為以對數所得繪圖（參圖

12) 則不像圖 7 一般有線性關係，而估計出的 IGE 與第一節的 0.2 也出現很大的差異降至 0.05 如表 13 第一列所示。由於過去研究大多僅分析男性樣本，所以本文在表 13 的第 2、3 兩列，分別呈現不同樣本性別的回歸結果；第 4 列是把樣本出生年由 1982 延伸至 1985 年，以觀察跨大樣本的結果，回歸結果顯示性別與擴大樣本與原估計值沒有太大差異，最大的差異在於是否刪除父母為低薪組別的樣本。

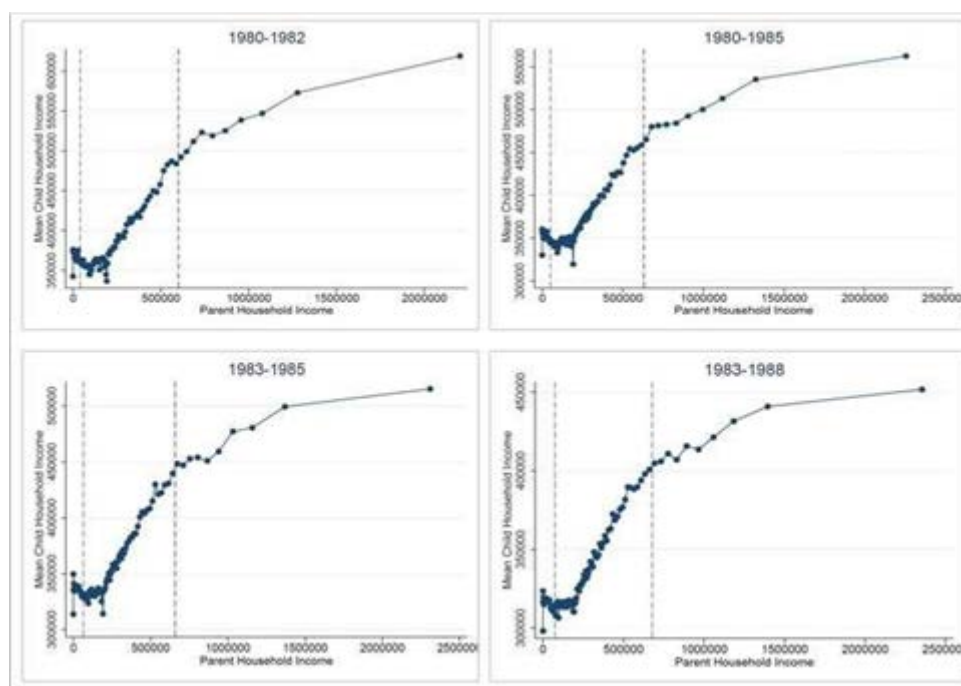


圖 11：子女所得與父母所得散布圖-未刪樣本

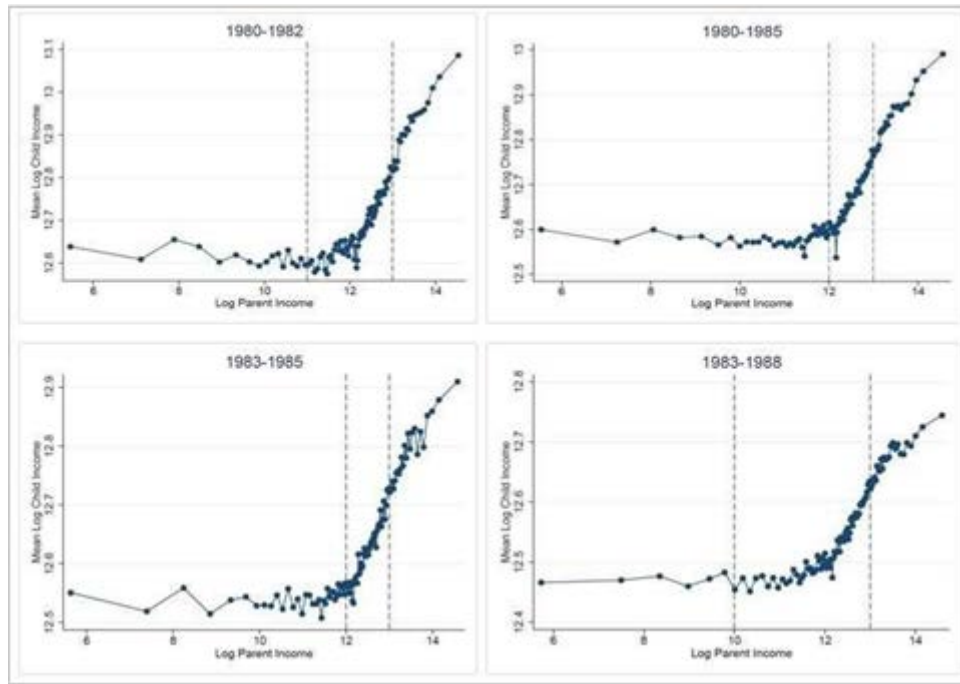


圖 12：子女對數所得與父母對數所得散布圖-未刪樣本

表 13：相對流動性估計結果-未刪樣本

子女所得定義	父母所得定義	1980~1982 出生者	男性樣本	女性樣本	1980~1985 出生者
家戶對數勞動所得 (刪除 0)	家戶對數勞動 所得	0.0559 (0.000963)	0.0597 (0.00135)	0.0518 (0.00138)	0.0503 (0.000687)
家戶對數勞動所得 (將 0 改為 1 元)	家戶對數勞動 所得	0.223 (0.00359)	0.265 (0.00498)	0.179 (0.00518)	0.214 (0.00254)
家戶對數勞動所得 (將 0 改為 1000 元)	家戶對數勞動 所得	0.127 (0.00178)	0.148 (0.00248)	0.105 (0.00256)	0.120 (0.00126)
家戶階層勞動所得	家戶階層勞動 所得	0.124 (0.00103)	0.136 (0.00143)	0.112 (0.00148)	0.116 (0.000739)
個人階層勞動所得	家戶階層勞動 所得	0.121 (0.00102)	0.137 (0.00144)	0.105 (0.00141)	0.114 (0.000728)
個人階層總所得	家戶階層勞動 所得	0.142 (0.00106)	0.158 (0.00149)	0.126 (0.00147)	0.136 (0.000755)
樣本數		856,071	440,372	415,699	1,703,913

圖 13 為子女與父母所得階層分布圖，與圖 8 不同的地方在於圖 13 顯示的線性關係沒有圖 8 佳，從表 13 第 4 行可知 IRA 估計結果為

0.124，略低於先前的 0.133，最後則是比較絕對流動性估計值為 16.7（參表 14）。總結來說，若不刪除父母低於最低薪資樣本得出的估計結果皆呈現所得較為流動的結果，其中估計值影響最大的為 IGE，較不受影響得為 IRA，也就是說，不論是父母端或是子女端，如何處理低所得樣本對估計結果會產生一定的影響。

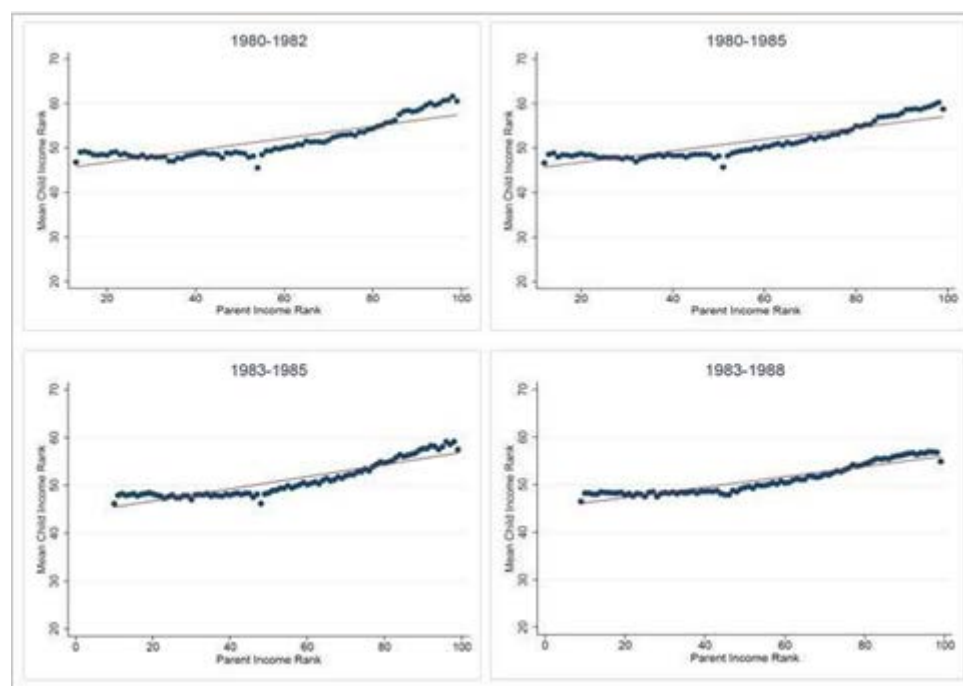


圖 13：子女與父母所得階層分布圖-未刪除樣本

表 14：絕對流動性估計結果-未刪樣本

		父母五分位數				
		0	1	2	3	4
子女五分位數	0	24.96	21.58	21.1	17.66	14.69
	1	20.42	20.7	22	20.72	16.16
	2	19.39	19.56	20.86	21.82	18.37
	3	18.52	19.29	19.08	20.85	22.26
	4	16.7	18.86	16.97	18.95	28.52

## 改用總所得估計父母所得估計結果

總所得內含勞動所得與資本利得，項目較廣，較不會被侷限在是否就業，且部分國人的收入來自投資或買賣房地產，皆可從總所得中反映出來，由表 2 知樣本父母總所得為 0 的比例低於 10%，因此用總所得估計應能與未刪除父母勞動所得低於最低薪資樣本的結果做比較，相關敘述統計結果呈現在表 15，可看出樣本父母三年家戶總所得平均值約為 31 萬元，中位數在 18 萬元左右，而第 99 百分位則有 198 萬元。估計結果在表 16，IGE 估計值在 0.02~0.16 之間，遠低於先前估計的 0.2~0.3 之間，而與不刪除父母勞動所得低於最低薪資樣本相近（參表 13），IRA 估計值為 0.134，亦得出僅有 IGE 受到影響的結論。

表 15：樣本父母總所得敘述統計

單位:元

父親年齡	Mean	p10	p25	p50	p75	p90	p99
30 歲以下	235,045	45,667	97,140	220,024	295,673	410,403	957,536
31~40 歲	211,825	11,761	87,670	183,160	290,008	422,167	939,867
41~50 歲	289,474	12,254	75,489	193,000	365,963	628,045	1,605,291
51~60 歲	354,595	9,861	64,560	196,032	421,736	749,990	2,200,406
61~70 歲	211,292	48	13,000	80,217	222,765	471,374	1,841,868
70 歲以上	125,812	0	12,552	60,406	153,533	297,097	894,570
無父	178,073	0	3,118	69,206	224,601	416,255	1,266,251
無父親年齡	165,500	0	2,028	63,141	219,304	403,870	1,363,693
<b>Total</b>	<b>307,262</b>	<b>5,776</b>	<b>54,565</b>	<b>180,695</b>	<b>370,415</b>	<b>684,497</b>	<b>1,908,058</b>

表 16：相對流動性估計結果-總所得

子女所得定義	父母所得定義	1980~1982 出生者	男性樣本	女性樣本	1980~1985 出生者
家戶對數勞動所得 (刪除 0)	家戶對數總 所得	0.0289 (0.000403)	0.0281 (0.000543)	0.0296 (0.000596)	0.0267 (0.000299)
家戶對數勞動所得 (將 0 改為 1 元)	家戶對數總 所得	0.167 (0.00168)	0.177 (0.00235)	0.156 (0.00241)	0.165 (0.00126)
家戶對數勞動所得 (將 0 改為 1000 元)	家戶對數總 所得	0.0877 (0.000801)	0.0922 (0.00112)	0.0830 (0.00115)	0.0859 (0.000596)
家戶階層勞動所得	家戶階層總 所得	0.134 (0.000848)	0.142 (0.00119)	0.128 (0.00122)	0.127 (0.000624)
個人階層勞動所得	家戶階層總 所得	0.127 (0.000825)	0.138 (0.00117)	0.116 (0.00117)	0.123 (0.000613)
個人階層總所得	家戶階層總 所得	0.168 (0.000883)	0.181 (0.00123)	0.154 (0.00127)	0.164 (0.000647)
樣本數		1,185,240	606,619	578,621	2,250,313

## 第五章 結論

本文使用 2004~2015 年之稅務資料，其中選擇於 1980-1985 年出生且於 2015 年未死亡者為主要研究對象，以估算我國的所得流動性。研究結果發現，若將父母所得低於最低薪資之研究對象予以刪除後，其 IGE 為 0.2、IRA(Rank-Rank Slope)為 0.133。若以五乘五轉移矩陣估計父母在低於第 20 百分位組，但子女能翻身到高於第 80 分位組的機率為 14.51%，前揭兩項估計值，與加拿大的估計結果相近，皆優於美國之估計值。然依穩健性測試的結果可發現，處理低所得組的方式對研究結果產生極大影響，其中以 IGE 所受影響最鉅。

本文中所指之勞動所得，係基於稅法中之關於部分營利所得之定義，另外加上薪資所得與執行業務所得，尚欠缺農漁民的所得（目前農漁民所得，係屬自力漁牧所得，其成本可完全扣除，然本次取得之稅務資料無法掌握此部分所得）。而前述所提及之直銷商所得，除了部分營利所得外，尚須納入其他所得。同前所述，如何處理低所得組樣本將對估計結果造成很大的影響，故若未來可取得其他資料（如健保費資料、學籍資料等），將能更完整地反映我國實際現況，進而大幅提升此研究之精確性。



## 附錄-研究限制

由表 6 可得知，樣本之父母三年家戶勞動所得平均值約為 25 萬元，中位數落在 16 萬元左右，第 99 百分位為 144 萬元，該月薪平均值約 2 萬元左右。上述數值，僅比 2004~2006 年我國最低薪資 1.5 萬元多 5 千元，中位數甚至低於最低薪資；遠低於陳冠霖(2014) 使用人力資源調查統計，所得出之研究結果，亦即父親 2004 年的月薪 3.6 萬元。表 2 則指出，僅用單年所得狀況來看，各出生年子女父母三年家戶勞動所得平均為 0 的比率約兩成，略高於我國 2004~2006 年的勞動參與率，顯示本文所使用之資料並無法完全掌握我國人民的薪資所得。前揭現象乃因稅務資料特殊限制之故，可從三個面向進行解釋：一、2012 年以前軍人及中小學教師薪資所得免稅；二、父母從事綜所稅無法掌握所得的行業；三、父母退休及父母為雙重國籍，且生活重心在國外。

### (一) 2012 年以前軍人及中小學教師薪資所得免稅

立法院於 2011 年 1 月 7 日三讀通過所得稅法第 4 條、第 17 條及第 126 條條文修正案，取消現役軍人薪餉及國民中、小學、私立初級中、小學、托兒所及幼稚園教職員薪資所得免納所得稅規定，並明定自 2012 年 1 月 1 日施行，即於 2013 年 5 月申報 2012 年度綜合所得稅時開始適用。

按前揭規定，我國軍人及中小學教師在 2012 年以前的薪資所得免稅，而免稅所得將不會進入本次使用的稅務資料中，然本文在估計樣本父母所得時，使用資料年度為 2004~2006 年此三年平均，資料區間落在 2012 年以前，因而無法掌握此部分之父母薪資。而根據吳乃德(2013)的研究結果，倘父母親職業為軍公教者，

其子女未來的表現通常較優於同儕，駱明慶(2002)亦指出，母親為公務員身分的子女進入台大就讀的比例遠遠高於其他職業之子女。因此，缺漏這部分資訊，將影響本研究的研究結果。

## (二) 父母退休

根據所得稅法第十四條對退職所得的規定，其扣除額相當高（以一次領取為例：150,000 乘以退職服務），使得大部分的退休金不需繳納綜所稅，而相關資料亦不會被記載在財稅資料上。根據我國受雇員工動向調查統計結果，93~95 年的平均退休年齡分別是：54.9 歲、54.9 歲以及 55.2 歲，1983~1985 年出生的樣本其父母在 2004 年大於 54 歲的比例約為 20%；若是 1980~1982 則高到 35%（參表 4、表 5、表 18）。另以父母勞動所得統計來看（參見表 18），年紀越大的子女，父母越接近退休年紀反映出來的勞動所得也越低，使得本次資料無法辨識退休與否，以及退休所得是否為影響因素。

## (三) 父母為雙重國籍，且生活重心在國外

根據所得稅法第二條：凡有中華民國來源所得之個人，應就其中華民國來源之所得，依所得稅法規定，課徵綜合所得稅。故我國所得稅法為屬地主義，只有僅有中華民國來源所得之個人需繳納所得稅。但本文選樣以個人資料檔為主檔，而個人資料檔的建檔依據是戶籍檔，卻不是有戶籍的人就須繳納所得稅，因而發生部分樣本存在於個人資料檔中，卻不在所得大檔中之現象。其中以領有雙重國籍且生活重心在國外的國民為大宗，不論這些國民在國外的生活水準如何，凡沒有我國來源所得，反映在稅務資料上的所得都是 0，此將造成估計結果的誤差。

表 17：2004~2006 父母勞動所得敘述統計-以子女出生年區

出生年	家戶勞動所得			父親勞動所得			母親勞動所得		
	平均數	標準差	中位數	平均數	標準差	中位數	平均數	標準差	中位數
<b>1980</b>	210,478	331,916	120,000	242,783	363,776	150,000	218,077	342,081	131,430
<b>1981</b>	227,823	333,745	137,926	259,429	363,919	166,543	235,284	339,484	149,600
<b>1982</b>	243,402	374,217	154,109	274,670	398,685	181,119	250,918	387,786	165,098
<b>1983</b>	258,900	355,934	170,733	289,514	379,903	193,333	265,219	363,859	180,000
<b>1984</b>	271,175	369,237	182,667	300,614	387,124	203,383	277,369	378,911	190,000
<b>1985</b>	282,898	363,067	192,750	312,273	388,912	215,361	288,163	369,381	198,111
<b>1986</b>	293,759	379,616	201,572	322,969	402,191	225,299	299,241	388,299	206,731
<b>1987</b>	301,096	369,281	211,081	329,296	391,530	234,715	304,852	375,902	214,453
<b>1988</b>	308,126	382,308	218,011	335,518	403,914	240,848	310,843	388,951	220,556
<b>1989</b>	315,947	384,119	225,826	343,315	412,890	249,167	318,847	392,662	228,488
<b>1990</b>	325,772	377,389	235,820	351,578	399,725	257,421	328,085	388,636	237,762
<b>1991</b>	331,097	386,193	239,167	357,319	404,577	260,985	333,465	391,057	240,285
<b>1980-1982</b>	227,176	347,263	137,250	259,082	376,080	166,247	234,814	357,337	149,110
<b>1983-1985</b>	270,587	362,844	181,839	300,503	385,341	203,140	276,593	370,869	189,670
<b>Total</b>	277,612	368,369	188,812	308,144	392,710	211,795	283,573	376,862	194,400

## 參考文獻

### 中文文獻

- 周新富. (2008). 社會階級對子女學業成就的影響：以家庭資源為分析架構. 台灣教育社會學研究, 8(1), 1-43.
- 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.
- 張宜君, & 林宗弘. (2013). 高等教育擴張與階級不平等：以台灣高等教育改革為例. 論文發表於 [2013 台灣社會學年會：台灣社會的再轉型], 台北：台灣社會學會.
- 莊奕琦, & 陳晏羚. (2011). 紈袴子弟與流氓教授：台灣的教育與階級流動. 人文及社會科學集刊, 23(1), 61-91.
- 吳乃德. (2013). 高等教育成就的族群差異：學費補貼，職業情境，與世代差異. 臺灣社會學刊, 52, 1-30.
- 駱明慶. (2002). 誰是台大學生？-性別，省籍與城鄉差異. 經濟論文叢刊, 30(1), 113-147.
- 陳冠霖. (2014). 跨代社會流動—以台灣資料實證分析. 臺灣大學經濟學研究所學位論文, 1-60.

## 英文文獻

Atkinson, A. B., Maynard, A. K., Trinder, C. G., Corlyon, J., Jenkins, S. P., & Sutherland, H. (1983). Parents and children: incomes in two generations.

Becker, G. S., & Tomes, N. (1979). An equilibrium theory of the distribution of income and intergenerational mobility. *Journal of political Economy*, 87(6), 1153-1189.

Borjas, G. J. (1992). Ethnic capital and intergenerational mobility. *The Quarterly journal of economics*, 107(1), 123-150.

Björklund, A., & Jäntti, M. (1997). Intergenerational income mobility in Sweden compared to the United States. *The American Economic Review*, 87(5), 1009-1018.

Chetty, R., Hendren, N., Kline, P., & Saez, E. (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.

Corak, M. (2012). Inequality from generation to generation: The United States in comparison.

Corak, M., & Heisz, A. (1999). The intergenerational earnings and income mobility of Canadian men: Evidence from longitudinal income tax data. *Journal of Human Resources*, 504-533.

Dahl, M. W., & DeLeire, T. (2008). The association between children's earnings and fathers' lifetime earnings: estimates using administrative data. University of Wisconsin-Madison, Institute for Research on Poverty.

Dearden, L., Machin, S., & Reed, H. (1997). Intergenerational mobility in

Britain. *The Economic Journal*, 47-66.

Ermisch, J., Francesconi, M., & Siedler, T. (2006). Intergenerational mobility and marital sorting. *The Economic Journal*, 116(513), 659-679.

Heath, A., & Payne, C. (1999). Twentieth century trend in social mobility in Britain. *Centre for Research into Elections and Social Trends, Working Paper*, 70.

Haider, Steven J., and Gary Solon. (2006). "Life-Cycle Variation in the Association between Current and Lifetime Earnings." *American Economic Review* 96(4, October): 1308–20.

Isaacs, Julia. 2008. *Economic Mobility of Families Across Generations*. Report of the Economic Mobility Project. Washington, DC: Brookings Institution.

Jantti, M., Bratsberg, B., Roed, K., Raaum, O., Naylor, R., Osterbacka, E., ... & Eriksson, T. (2006). American exceptionalism in a new light: a comparison of intergenerational earnings mobility in the Nordic countries, the United Kingdom and the United States.

Kan, K., Li, I. H., & Wang, R. H. (2015). Intergenerational income mobility in Taiwan: Evidence from TS2SLS and structural quantile regression. *The BE Journal of Economic Analysis & Policy*, 15(1), 257-284.

Peters, H. E. (1992). Patterns of intergenerational mobility in income and earnings. *The Review of Economics and Statistics*, 456-466.

Lovenheim, M. F., & Reynolds, C. L. (2013). The effect of housing wealth on college choice: Evidence from the housing boom. *Journal of Human Resources*, 48(1), 1-35.

Lee, C. I., & Solon, G. (2009). Trends in intergenerational income mobility. *The Review of Economics and Statistics*, 91(4), 766-772.

Putnam, R. D. (2016). *Our kids: The American dream in crisis*. Simon and Schuster.

Peck, A. N. (1992). Childhood environment, intergenerational mobility, and adult health--evidence from Swedish data. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 46(1), 71-74.

Solon, G. (1992). Intergenerational income mobility in the United States. *The American Economic Review*, 393-408.

Sturgis, P., & Buscha, F. (2015). Increasing inter-generational social mobility: is educational expansion the answer?. *The British journal of sociology*, 66(3), 512-533.

Österberg, T. (2000). Intergenerational income mobility in Sweden: what do tax-data show?. *Review of Income and Wealth*, 46(4), 421-436.

Ueda, A. (2009). Intergenerational mobility of earnings and income in Japan. *The BE Journal of Economic Analysis & Policy*, 9(1).

Ueda, A. (2013). Intergenerational mobility of earnings in South Korea. *Journal of Asian Economics*, 27, 33-41.

Jez, S. J. (2014). The differential impact of wealth versus income in the college-going process. *Research in Higher Education*, 55(7), 710-734.

Wolff, E. N. (1998). Recent trends in the size distribution of household wealth. *Journal of Economic Perspectives*, 12(3), 131-150.

Zimmerman, David J. 1992. "Regression Toward Mediocrity in Economic Stature." *American Economic Review* 82(3, June): 409–29.

