

代際財富流動性之探討

— 2001–2018 遺產稅配對資料分析

黃勢璋

中華經濟研究院第三研究所

伍大開

國立政治大學財政學系

陳敬達

國立政治大學財政學系

陳國樑

國立政治大學財政學系

羅時萬^{*}

國立臺北商業大學財政稅務系

關鍵詞: 財富流動性、轉移矩陣、代際彈性、財富分配不均

JEL 分類代號: D31, D63, J62

^{*} 聯繫作者: 羅時萬, 國立臺北商業大學財政稅務系, 臺北市 100025 中正區濟南路一段 321 號, 電話: (02) 3322-2777 分機 6198; 傳真: (02) 2322-6387; E-mail: lousw@ntub.edu.tw。本文改寫自作者陳敬達之國立政治大學財政學系碩士論文(陳敬達, 2021)。作者感謝財政部財政資訊中心於本研究期間, 對於資料的使用所提供之協助, 也感謝「中華財政學會 2021 年會員大會暨學術研討會」評論人胡偉民教授所提供之寶貴建議, 更要感謝兩位匿名審查委員對文章內容的細心斧正, 對於本文品質的提升有莫大助益。所有文責由作者自負。

摘 要

本研究使用財政部財政資訊中心 2001 年至 2018 年的遺產稅核定資料,並以轉移矩陣(transition matrix)及迴歸模型分析臺灣代際間的財富流動性(mobility)。實證結果指出平均的代際彈性(intergenerational elasticity, IGE)為 0.31,代際排名(rank)相關性為 0.37;與其他國家之估計結果比較,我國財富流動性相對較高。然而,細究不同財富分位的流動性,發現富有家庭在世代間相對容易維持自身的財富地位,第五分位(最富有 20%)的代際彈性約為 0.69,而第一分位(最貧窮 20%)僅為 0.06。

1. 導論

分配不均 (inequality) 長年來在學術上受到關注, 不論是財富或所得的分配不均, 國內外均有相當豐富的研究成果 (Castañeda et al., 2003; Alvaredo et al., 2013; Kuhn et al., 2020; Saez and Zucman, 2020)。有關公平面另一個討論的面向, 則是近來開始受到重視的代際間 (intergenerational) 流動性 (mobility) 課題, 它探討不同世代間同個家庭經濟地位 (economic status) 的變化; 流動性越高代表家庭的經濟地位隨時間經過而越容易改變 (例如由貧變富或由富變貧); 反之, 流動性越低代表家庭的經濟地位隨時間經過越難以改變, 故流動性程度反映家庭改善其經濟狀況的能力。

相較於分配不均探討給定時間點下經濟資源的分配情形, 流動性分析經濟資源的分配不均程度在代際間的變化。如果經濟體系的流動性相當充足, 即使當前的分配不均情形嚴重, 經過數個世代之後則可緩解; 因此流動性的研究有助於補足分配不均者在探討代際層面的缺乏, 不僅有利於推估未來的分配不均情形, 亦能提供政府重分配政策設計的參考。然而, 相較於分配不均的研究, 由於欠缺資料能同時提供父母及子女的財富記錄, 使得財富流動性的研究不論在國內外皆相當有限 (Clark and Cummins, 2015; Adermon et al., 2018; Bourdieu et al., 2019; Chu et al., 2019)。

本文使用財政部財政資訊中心所提供 2001 年至 2018 年遺產稅核定資料, 分析臺灣的財富流動性程度。由於遺產稅係針對個人死亡時點當下的財富課稅, 故核定資料提供難得且詳盡的個人財富記錄。藉由去識別化的身分證字號, 得以串聯父母及子女的資料, 分析代際之間的流動性。經樣本篩選後, 最終共計 28,457 筆父母及子女成對樣本; 然而, 此樣本僅限於 18 年間遺產稅之配對數據, 接下來的實證結果未必能延伸推衍至整體代際間財富流動情形, 且遺產稅核定資料缺乏年齡與性別等影響代際財富關係的重要變數, 故讀者在解讀本文結果須特別小心。

首先將成對樣本之父母、子女的財富各分成五個分位 (最富有 20% 為第五分位, 最貧窮 20% 為第一分位, 其餘以此類推), 並計算分位 i 的父母中, 子

女位於分位 j 的機率, 進而以轉移矩陣 (transition matrix) 呈現代際間的財富變動情形。與國外文獻比較, 臺灣財富流動性較高, 但進一步觀察轉移矩陣的對角線元素, 第五 (第一) 分位的父母, 其子女同樣留在第五 (第一) 分位的機率明顯高於其他分位, 顯示最富有及最貧窮財富階層的流動性比中產階層低。此外, 第五分位父母的子女位於第一分位、第二分位的機率明顯低於第一分位父母的子女位於第四分位、第五分位的機率, 此亦隱函代際間由富到貧的可能性低於由貧到富。

除了轉移矩陣之外, 本文也以父母及子女成對樣本建立迴歸模型, 分析兩代之間財富的相關性, 如果相關性越高, 顯示財富流動性越低、僵固性越高。¹ 實證結果指出代際彈性 (intergenerational elasticity, IGE) 約 0.31, 代表父母財富每提升 1%, 子女財富平均而言增加 0.31%。另以迴歸模型估計父母財富百分位數 (percentile) 與子女財富百分位數之間的關聯, 代際排名 (rank) 相關性為 0.37, 代表父母財富每提升一個百分位數, 子女平均而言增加 0.37 個百分位數; 與其他國家相比, 臺灣的財富流動性相對較高。然而, 進一步探討各個父母財富分位的流動性, 發現頂端財富者的流動性明顯低於其他分位, 此顯示高財富家庭易有財富世襲的現象, 隱含臺灣財富集中於少數族群的現象不易獲得改善。

後續章節安排如下: 第二節為文獻回顧; 第三節為研究方法; 第四節為實證結果; 第五節為結論與建議。

2. 文獻回顧

有關財富的公平層面討論, 最常被提及的為財富分配不均與財富流動性。財富分配不均在過往文獻有相當豐富的討論, 許多國家的研究結果指出, 財富分配不均的情形逐漸嚴重, 富人的財富占社會總財富比例持續增加 (Kopczuk and Saez, 2004; Piketty et al., 2006; Lundberg and Waldenström, 2018; Zucman,

¹ 本文同時交互使用財富的「流動性」、「僵固性」以及「相關性」等詞彙描述兩代之間財富的關聯, 僵固性、相關性為相似的概念, 兩者與流動性則為相反的概念, 財富流動性越高, 代表財富的僵固性及相關性越低。

2019; Saez and Zucman, 2020)。² 然而, 由於財富分配不均僅呈現給定時點下的分配情形, 難以推估未來財富分配不均的程度。而影響過去與未來分配不均關聯性的因素之一為同個家庭代際間資源的流動性 (Corak, 2013); 舉例來說, 如果富有階層的父母將財富移轉至下一代, 使得子女維持相同的財富地位, 此種現象顯示分配不均將延續至下一代 (Berg and Hebous, 2021)。此外, 父母對於子女的人力資本投資、照顧勞務等非實質因素也會影響子女的財富累積。因此, 財富流動性的分析有助於預估未來財富分配不均程度的變化。

相較於財富分配不均, 財富流動性的實證研究相對較少, 主要原因在於流動性的研究需串聯父母及子女的財富資料, 但實務上卻鮮少資料能滿足如此需求。³ 過往文獻主要使用遺產稅 (estate tax) 或繼承稅 (inheritance tax) 的稅務資料, 其優點包括: 一、由於遺產稅或繼承稅稅基為被繼承人死亡時點當下所擁有的財富, 提供研究者取得個人財富資料的管道; 二、財產價值均會被稽徵機關核定, 資料可信度較問卷調查高; 三、相較於問卷調查或其他資料來源僅能呈現個人生前特定時點之下的財富資料, 遺產為代際之間移轉財富的方式之一, 更能有效反映財富在世代之間的移動。

財富流動性的衡量方法主要有兩種, 其一為轉移矩陣, 係計算不同財富分位的父母之中, 其子女位於每個財富分位的機率; 部分文獻則進一步計算矩陣的各種流動性指標 (Carroll and Young, 2016), 以利不同轉移矩陣之間的比較。⁴ 過往文獻的轉移矩陣顯示, 在給定父母的財富分位之下, 子女位於相同分位的機率高於移動至任一其他分位, 顯示代際之間存在一定程度的僵固性 (Bourdieu et al., 2019); 此外, 富有及貧窮家庭的財富流動性低於中產階級。Menchik (1979) 以遺產資料研究美國康乃狄克州父母 (於 1930 至 1940 年過世且遺產超過 4 萬美元以上) 與子女 (於 1976 年過世) 財富的相關性。作者

² 我國財富分配不均的研究, 參考伍大開與陳國樑 (2018) 及連賢明等 (2021)。

³ 在流動性的研究中, 所得流動性的討論明顯多於財富流動性; 所得流動性的研究參考 Solon (2002; 2015)、Dahl and DeLeire (2008)、Aydemir et al. (2009) 與 Black and Devereux (2011)。財富相較於所得更能衡量個人的福利 (well-being), 其原因在於, 財富為存量, 反映個人所積累的經濟資源; 所得則為流量, 僅代表特定期間內經濟資源的流入, 因此財富相較於所得更能反映個人長期的經濟狀況 (Adermon et al., 2018)。

⁴ 在其他層面的流動性研究 (所得、職業等), 亦會計算流動性指標 (García-Mainar and Montuenga, 2020; Paul, 2020)。

以父母的財富按金額大小區分成四個階層,⁵ 轉移矩陣顯示, 在最富有階層的父母中, 有 52% 的子女屬於相同階層, 而位於最貧窮階層的父母, 其子女只有 1% 移動至最富有的階層; 易言之, 出生在最富有階層家庭的子女, 日後位於最富有階層的機率, 是最貧窮階層的 52 倍。

其二為利用串聯後的父母及子女成對樣本建立迴歸模型, 藉由父母財富變數的迴歸係數分析跨代財富的相關性, 當係數越大(相關性越高), 即代表財富流動性越低。Arrondel and Grange (2006) 利用法國 1800 年至 1938 年之間 314 筆父母及子女的成對遺產資料, 估計的代際彈性為 0.44。Clark and Cummins (2015) 則以英國 1858 年至 2012 年遺產資料分析財富流動性, 實證結果顯示代際彈性為 0.41。

迴歸模型僅呈現兩代之間平均的財富相關性, 但不同財富分位可能存在異質性, 如果高財富家庭相對於低財富家庭的代際流動性低、僵固性高, 代表高財富家庭更有能力在世代之間維持財富地位, 使得分配不均的現象持續存在。少數文獻在迴歸模型中考慮不同階層的流動性差異, 例如 Bourdieu et al. (2019) 根據法國 1848 年至 1960 年的遺產資料, 分析成年子女與父親之間的財富流動性; 實證結果發現財富代際彈性平均而言為 0.36, 但財富頂層之代際彈性卻為平均的兩倍多, 顯示頂層家庭之財富僵固性相當高。

以我國來說, 財富流動性之相關研究僅有 Chu et al. (2019) 與劉立雯 (2016) 兩篇。⁶ Chu et al. (2019) 以財稅資料的財產登錄檔建構個人財富資料, 分析跨代財富相關性, 實證結果發現相關性取決於親屬關係。劉立雯 (2016) 則以 1998 年至 2013 年財稅資料, 分析臺灣所得、財產及消費的代際流動情形; 研究結果除了指出財產的跨代流動性低於所得, 也發現極富有或賺取資本所得的家庭, 流動性明顯較低, 隱含他們較容易在世代間維持經濟上的優勢。

⁵ 相較於以財富分位建立的轉移矩陣, Menchik (1979) 係以特定財富門檻區分階層, 因此各個財富階層的樣本數並非相同。

⁶ 探討我國所得或薪資流動性的研究參考陳冠霖 (2014)、陳湘儒 (2019)、Chu and Lin (2020) 與許聖章等 (2021)。

3. 研究方法

3.1 資料來源

本文使用財政部財政資訊中心所提供 2001 年至 2018 年遺產稅核定資料, 其中的稅籍主檔、財產檔以及核定檔為分析所需。稅籍主檔提供串聯兩代樣本的相關資訊, 欄位包含: 被繼承人死亡日期、戶籍縣市、納稅義務人與被繼承人關係、納稅義務人及被繼承人的去識別化身分證字號等。財產檔提供被繼承人的財產資訊, 分成土地、房屋、存款、投資及其他等五個子檔, 每個子檔均包含被繼承人的去識別化身分證字號、財產相關資訊以及價值, 透過將被繼承人財產檔中的財產價值加總, 即可計算遺產總價值; 由於遺產繼承之過戶(包括被繼承人死亡時遺產價值未達課稅門檻者)必須取得稅捐稽徵機關遺產稅繳稅或免稅證明, 所以遺產稅核定資料應能較為完整且準確地記錄個人死亡時的財富資料。⁷ 核定檔則提供核定遺產稅稅額所需的資訊, 包含: 被繼承人去識別化身分證字號、核定遺產總額、免稅額金額、各項扣除額金額、核定遺產淨額、核定遺產稅稅額等。藉由被繼承人去識別化的身分證字號, 得以將稅籍主檔、財產檔以及核定檔的資料合併。

由於欲串聯父母及子女的財富資料, 父母及子女均須在樣本期間內死亡, 並有遺產稅的核定記錄, 故本文建立以下篩選方式: 首先, 挑選曾出現在遺產稅納稅義務人以及被繼承人欄位的個人, 符合此條件的個人代表在樣本期間內有繼承過遺產(成為納稅義務人), 而後在樣本期間內死亡(成為被繼承人), 將遺產移轉給他人; 其次, 在這些符合條件的個人中, 刪除其作為納稅義務人時, 納稅義務人與被繼承人關係(來自稅籍主檔)不為子女的樣本, 其目的在

⁷ 根據《遺產及贈與稅法》第 42 條:「地政機關及其他政府機關, 或公私事業辦理遺產或贈與財產之產權移轉登記時, 應通知當事人檢附稽徵機關核發之稅款繳清證明書, 或核定免稅證明書或不計入遺產總額證明書或不計入贈與總額證明書, 或同意移轉證明書之副本; 如不能繳附者, 不得逕為移轉登記。」據此, 所有被繼承人的遺產, 不論是否已達課稅門檻, 皆須經申報、審核後始得合法過戶、移轉。

於確認成對樣本之間的親屬關係為父母及子女。⁸

表 1 提供篩選成對樣本的範例。根據 Panel A 第一列, 去識別化身分證字號為 10000000 的被繼承人, 其納稅義務人身分證字號為 70000000, 且納稅義務人與被繼承人的關係為子女, 顯示身分證字號 10000000 的被繼承人為身分證字號 70000000 的父或母; 另外在第三列找到被繼承人身分證字號為 70000000 的遺產稅核定資料, 將兩筆資料串聯, 即可得到父或母配對子或女的樣本(黑框處), 其身分證字號分別為 10000000 及 70000000, 財富則分別為 1.2 億元及 990 萬元。將這些資料合併成一筆觀察值 (Panel B), 作為後續轉移矩陣及迴歸模型的分析樣本。另一方面, 雖然在 Panel A 第二列及第四列可以發現身分證字號 60000000 同時出現在納稅義務人及被繼承人欄位, 不過第二列顯示當其為納稅義務人時, 僅是被繼承人的配偶, 不符成對樣本的定義。

針對 2001 年至 2018 年之間, 刪除重複與不合理的樣本後, 共計 1,515,089 筆遺產稅核定資料。藉由前述的樣本篩選方式, 共篩選出 29,603 筆成對樣本(也就是說, 共有 29,603 筆父親或母親資料串聯 29,603 筆子或女的資料); 其中刪除 114 筆兩代死亡日期相同的樣本,⁹ 以及子女死亡日期比父母早的 28 筆樣本; 再者, 有 1,004 筆樣本為子女獲得超過一次的繼承, 推測可能原因係父母均於樣本期間內死亡, 而其納稅義務人均為子女。針對此種多次繼承的樣本, 將父母中死亡日期較早的成對樣本刪除, 並以父母的財富取平均替代留存的成對樣本中父母的財富金額。¹⁰ 綜合上述分析, 本研究最終成對樣本共計 28,457 筆; 但須說明的是, 此乃 18 年間遺產稅之配對數據, 樣本可能較不具全面性, 若採用「死亡率倒數法」(estate multiplier method) 調整研究樣本, 應可使樣本數據更具代表性。然因遺產稅申報資料限制, 本研究無法得知被繼承人之性別與年齡, 進而運用死亡率倒數法。¹¹

⁸ 納稅義務人與被繼承人關係欄位共包含以下種類: 配偶、子女、父母、兄弟姐妹、孫子女、祖父母、其他、法人、二等親以內以及二等親以外。

⁹ 父母及子女同日死亡的可能原因在於同時遭遇意外事故等, 此種情形之下財富實質而言並沒有移轉至子女, 因此從樣本刪除。

¹⁰ 假設子女於樣本中同時繼承父親及母親的遺產, 若父親的遺產為 100 萬元、母親的遺產為 50 萬元, 並假設父親死亡時間比母親早。根據文中的敘述, 首先將父親的成對樣本刪除, 然後將母親的財富修正為父母親的平均遺產 75 萬元。

¹¹ 死亡率主要因性別與年齡等因素不同而有所差異, 故「死亡率倒數法」的運用須連結樣

表 1 父母及子女成對樣本篩選範例

| Panel A 原始資料 | | | | | |
|--------------------|------------|----------------|-------------|-------------|-----------|
| 被繼承人 身分證字號 | 死亡日期 | 納稅義務人 身分證字號 | 與被繼承人 關係 | 財富 | |
| 10000000 | 2001/01/01 | 70000000 | 子女 | 120,000,000 | |
| 20000000 | 2003/03/15 | 60000000 | 配偶 | 6,500,000 | |
| 70000000 | 2010/07/31 | 80000000 | 配偶 | 9,900,000 | |
| 60000000 | 2012/09/30 | 90000000 | 其他 | 8,600,000 | |
| 30000000 | 2015/11/30 | 40000000 | 子女 | 0 | |
| Panel B 配對成功後的成對樣本 | | | | | |
| 父母 身分證字號 | 父母 死亡日期 | 父母財富 | 子女 身分證字號 | 子女 死亡日期 | 子女財富 |
| 10000000 | 2001/01/01 | 120,000,000 | 70000000 | 2010/07/31 | 9,900,000 |

註：本表呈現篩選父母及子女成對樣本的範例，Panel A 為原始資料，黑框代表串聯成功的成對樣本。Panel B 則將 Panel A 串聯成功的成對資料整理成一筆觀察值，作為後續轉移矩陣及實證模型的分析樣本。表中資料均為虛構，在實際資料中，身分證字號均去識別化。

資料來源：本研究自行整理。

表 2 為依據父母及子女死亡日期的間隔所呈現的樣本分配情形，間隔以年表示，死亡日期差異未滿 365 日者計為 0 年，差異滿 365 日但未達 730 日者計為 1 年，其餘以此類推。死亡日期間隔的樣本數呈現先升後降的趨勢，且約八成樣本的死亡間隔不超過 10 年；其中樣本數最多的為死亡間隔 2 年（2,402 筆），樣本數最少的則為 17 年（156 筆）。死亡間隔普遍較短的原因在於，樣本篩選要求父母及子女均於樣本期間內死亡，因此難以觀察到死亡間隔較長的成對樣本。如果死亡間隔不同的家庭之間存在系統性的差異（例如死亡間隔短可能隱含父母及子女的年紀較大），實證結果將存在樣本選擇偏誤，係研究限制之一。

本之性別一年齡層（gender-age cohort）；然遺產稅核定資料，雖有死亡日期（攸關稅負核定），但無出生日期欄位，故無法計算被繼承人之年齡。至於性別資料，雖可經由身分證字號之第一位數字判定，但由於去識別化之緣故，資料檔之身分證字號皆為亂碼，無法藉此判定性別。因此，本研究無法運用死亡率倒數法調整研究樣本。

表 2 父母及子女成對樣本之死亡日期間隔年數

| 間隔年數 | 樣本數 | 百分比 (%) | 累計百分比 (%) |
|------|--------|---------|-----------|
| 0 | 1,748 | 6.14 | 6.14 |
| 1 | 2,316 | 8.14 | 14.28 |
| 2 | 2,402 | 8.44 | 22.72 |
| 3 | 2,376 | 8.35 | 31.07 |
| 4 | 2,298 | 8.08 | 39.15 |
| 5 | 2,183 | 7.67 | 46.82 |
| 6 | 2,122 | 7.46 | 54.27 |
| 7 | 2,015 | 7.08 | 61.36 |
| 8 | 1,893 | 6.65 | 68.01 |
| 9 | 1,777 | 6.24 | 74.25 |
| 10 | 1,559 | 5.48 | 79.73 |
| 11 | 1,379 | 4.85 | 84.58 |
| 12 | 1,227 | 4.31 | 88.89 |
| 13 | 1,064 | 3.74 | 92.63 |
| 14 | 867 | 3.05 | 95.67 |
| 15 | 652 | 2.29 | 97.97 |
| 16 | 423 | 1.49 | 99.45 |
| 17 | 156 | 0.55 | 100.00 |
| 合計 | 28,457 | 100.00 | 100.00 |

註：本表呈現成對樣本中，父母及子女死亡日期間隔（以年表示），未滿 365 日者計為 0 年，滿 365 日未滿 730 日者計為 1 年，其餘以此類推。

資料來源：本研究自行整理。

財富的定義為財產檔的所有財產價值加總之後，再減掉核定檔之負債的餘額，並以消費者物價指數調整（以 2016 年為基期）。^{12,13} 須注意的是被繼承人死亡前兩年對於特定對象的贈與視為遺產，因此會計入財富的計算；¹⁴ 此外，

¹² 負債金額來自遺產稅核定檔所記錄之未償債務扣除額，包含金融機構借款、私人借款以及票據債務等。

¹³ 作者感謝匿名評審指出亦可以核定檔之核定遺產課稅淨額加回免稅額與扣除額來計算財富金額。經比對本文與匿名評審的兩種計算結果，除少數極端值外，差異有限（此比對結果可經聯絡作者取得）。由於無法進一步解釋兩種計算方式之所以發生差異的原因，本文採以財產檔之財產加總減去未償債務計算。

¹⁴ 根據《遺產及贈與稅法》第 15 條規定，被繼承人死亡前二年內贈與下列個人之財產，應於被繼承人死亡時，視為被繼承人之遺產，併入其遺產總額計稅：一、被繼承人之配偶。二、被

被繼承人死亡前五年內繼承已納遺產稅之財產, 雖然不計入遺產總額計算遺產稅, 但實質上仍屬於被繼承人所擁有, 因此將其歸類為被繼承人的財富。¹⁵ 在財產的評價方面, 土地及房屋分別以公告現值及評定標準價格計算價值, 銀行存款則為被繼承人死亡當日存放於金融機構之各類存款餘額, 投資之價值認定則依《遺產及贈與稅法施行細則》各類有價證券的規定計算之。

由於公告現值及評定標準價格均明顯低於市價, 使得不動產的價值將被低估, 進而影響財富流動性的估計。但因所有樣本均受到評價低估的影響, 如果低估的程度具有隨機性, 應不致嚴重影響估計結果; 反之, 如果低估受到其他因素的影響, 例如價值越高的不動產低估程度越高, 將會導致估計結果的偏誤(傅健豪與曾中信, 2021)。為了緩解公告現值低估市價的問題, 土地價值均以內政部地政司歷年公告現值占一般正常交易價格比例調整。表 3 呈現各類財產占總財產的比例, 分子為各項財產的金額, 而為了讓各占比的加總為 1, 分母定義為財產檔的所有財產價值加總(不考慮負債)。不論是父母或子女樣本, 財富的配置均以土地為主。

為了確認所使用的成對資料是否具有樣本代表性, 表 4 的 Panel A 呈現不同樣本之下財富的敘述性統計, 第一列為全部樣本, 也就是未進行成對篩選的所有遺產稅核定資料, 財富的平均數約 884 萬元, 但中位數僅約 285 萬元, 顯示財富為右偏分配。成對樣本(父母)則顯示串聯成功的 28,457 筆樣本中, 父母財富的敘述性統計, 不論是平均數、第 25、50(中位數)、75 百分位數, 其數值均高於全部樣本。然而, 在成對樣本(子女)之中, 財富的平均數及百分位數明顯高於成對樣本(父母)與全部樣本。

Panel B 則呈現財富取自然對數的結果, 全部樣本與成對樣本(父母)的分配相當接近, 全部樣本財富的平均值為 14.58, 而成對樣本(父母)則為 14.87。成對樣本(子女)的平均值及各分位數值雖仍大於全部樣本及成對樣本(父母), 但其差距已明顯縮小。

繼承人依《民法》第 1138 條及第 1140 條規定之各順序繼承人。三、前款各順序繼承人之配偶。

¹⁵ 根據《遺產及贈與稅法》第 16 條規定, 被繼承人死亡前五年內, 繼承之財產已納遺產稅者不計入遺產總額。

表 3 成對樣本的財產占比

單位: %

| 財產占比 | 成對樣本 (父母) | 成對樣本 (子女) |
|------|-----------|-----------|
| 土地 | 66.36 | 82.07 |
| 房屋 | 2.16 | 1.37 |
| 存款 | 10.52 | 8.37 |
| 投資 | 8.31 | 4.81 |
| 其他 | 12.65 | 3.38 |
| 合計 | 100.00 | 100.00 |

註: 本表呈現成對樣本 (父母) 與成對樣本 (子女) 的財產占比, 成對樣本 (父母) 代表串聯成功的父母資料, 成對樣本 (子女) 則代表串聯成功的子女資料。分子為各項財產的金額, 而為了讓各占比的加總為 1, 將分母定義為財產檔的所有財產價值加總 (不考慮負債)。

資料來源: 本研究自行整理。

表 4 財富的敘述性統計

| 樣本 | (1) 樣本數 | (2) 平均數 | (3) 標準差 | (4) P25 | (5) P50 | (6) P75 |
|--------------------|------------|------------|-------------|------------|------------|------------|
| Panel A 財富 (原始數值) | | | | | | |
| 全部樣本 | 1,515,089 | 8,843,240 | 541,007,104 | 861,192 | 2,853,101 | 7,460,485 |
| 成對樣本 (父母) | 28,457 | 9,537,753 | 51,742,499 | 1,120,680 | 3,445,889 | 8,989,817 |
| 成對樣本 (子女) | 28,457 | 12,658,159 | 100,930,408 | 1,692,819 | 4,701,623 | 11,383,128 |
| Panel B 財富 (取自然對數) | | | | | | |
| 全部樣本 | 1,491,670 | 14.58 | 1.99 | 13.75 | 14.89 | 15.84 |
| 成對樣本 (父母) | 27,764 | 14.87 | 1.83 | 14.04 | 15.10 | 16.04 |
| 成對樣本 (子女) | 28,282 | 15.16 | 1.73 | 14.37 | 15.38 | 16.25 |

註: 本表呈現不同樣本之下, 財富原始數值 (Panel A) 及財富取自然對數 (Panel B) 的敘述性統計, Panel B 樣本數較 Panel A 少的原因在於財富不為正的樣本均被刪除。全部樣本係指所有遺產稅核定資料, 成對樣本 (父母) 代表串聯成功的父母資料, 成對樣本 (子女) 則代表串聯成功的子女資料。財富的定義為財產檔的所有財產價值加總之後, 再減掉負債之餘額, 並根據消費者物價指數調整 (以 2016 年為基期)。欄 (4) 至欄 (6) 分別為第 25、50 (中位數) 及 75 百分位數。

資料來源: 本研究自行整理。

3.2 實證方法

本文分別以轉移矩陣及迴歸模型呈現臺灣代際的財富流動性, 以下分別介紹:

3.2.1 轉移矩陣

轉移矩陣捕捉父母及子女財富分位的移動情形, 文獻常以 5×5 的矩陣表達, 也就是分別將父母及子女世代的樣本根據財富規模分成五個分位, 最富有 20% 為第五分位, 最貧窮 20% 為第一分位, 以此類推。¹⁶ 式(1)呈現轉移矩陣的態樣, 矩陣中每個元素 M_{ij} 代表給定分位 i 的父母中, 子女位於分位 j 的機率, M_{ij} 恆介於 0 與 1 之間。以 M_{55} 為例, 其數值為第五分位的父母中, 子女同樣位於第五分位的機率。由於矩陣任一元素呈現的是給定父母分位之下子女財富分位的分配, 因此每一列元素的加總必為 1。

$$\begin{bmatrix} M_{11} & M_{12} & M_{13} & M_{14} & M_{15} \\ M_{21} & M_{22} & M_{23} & M_{24} & M_{25} \\ M_{31} & M_{32} & M_{33} & M_{34} & M_{35} \\ M_{41} & M_{42} & M_{43} & M_{44} & M_{45} \\ M_{51} & M_{52} & M_{53} & M_{54} & M_{55} \end{bmatrix}. \quad (1)$$

然而, 轉移矩陣難以進行跨國比較, 因此進一步根據轉移矩陣計算各種流動性指標, 包括: Shorrocks 指數、Bartholomew 指數與第二大特徵根 (eigenvalue) 指數, 以下逐一介紹:

3.2.1.1 Shorrocks 指數

由 Shorrocks (1978) 提出, 旨在衡量兩代之間的財富僵固性, 給定 $N \times N$ 轉移矩陣 M , 計算公式為:

¹⁶ 此外, 後續實證結果亦呈現 10×10 的轉移矩陣, 探討位於更頂端或底層家庭的財富流動性。

$$\mu_s(M) = \frac{N - \sum_{i=1}^N M_{ii}}{N - 1}, \quad (2)$$

M_{ii} 為轉移矩陣中第 i 列的對角線元素, N 為轉移矩陣的行數及列數 (在 5×5 矩陣之下, $N = 5$)。Shorrocks 指數即為行列數減去對角線元素的加總之後, 再除以行列數減 1。¹⁷ Shorrocks (1978) 指出其指標恆介於 0 與 1 之間, 如果對角線數值越低, 指數的值越大, 顯示子女與父母位於不同分位的可能性越高, 財富流動性越高。

3.2.1.2 Bartholomew 指數

Bartholomew (1982) 則以轉移矩陣的非對角線元素, 提出下列公式:

$$\mu_B(M) = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N m_{ij} |i-j|, \quad (3)$$

m_{ij} 為父母第 i 分位且子女為第 j 分位的人數占總樣本比例, 由於每一財富分位樣本數均占總樣本 20%, 因此 m_{ij} 等於轉移矩陣元素 M_{ij} 乘以 20%。該指數可視為轉移矩陣元素的加權平均, 其權重為兩代所處分位的距離 $|i-j|$ 。須注意的是, 由於對角線元素的 i 與 j 相同, 因此該指數並沒有將對角線的數值納入計算。 μ_B 越大, 代表子女財富分位偏離父母的程度越高, 流動性越高。

3.2.1.3 第二大特徵根 (eigenvalue) 指數

轉移矩陣的第二大特徵根表示矩陣收斂至均衡的速度,¹⁸ 其絕對值越大, 意味著收斂速度越慢 (流動性愈低)。為了讓流動性程度與指標之間呈現正向關係以便於解釋, 定義第二大特徵根指數為:

¹⁷ 對角線元素加總即為矩陣的跡數 (trace)。

¹⁸ 給定轉移矩陣 M 之下, 如果存在向量 X 及常數 λ , 如符合 $MX = \lambda X$, X 稱為特徵向量 (eigenvector), λ 稱為特徵根, 由於轉移矩陣的每列元素加總恆為 1, 因此必然存在元素均為 1 的特徵向量, 其對應的特徵根為 1。再者, 由於轉移矩陣任一元素不為負且不大於 1, 因此要讓前述等式成立, 不存在特徵根大於 1 的可能性, 因此轉移矩陣的最大特徵根必為 1。

$$\mu_E(M) = 1 - |\lambda_2(M)|, \quad (4)$$

其中 $\lambda_2(M)$ 為矩陣 M 的第二大特徵根。 μ_E 越大, 流動性越高。

3.2.2 迴歸模型

3.2.2.1 代際彈性

藉由將子女與父母的財富取自然對數, 並以子女的財富作為被解釋變數、父母的財富作為解釋變數, 迴歸模型的估計得以顯示代際之間的財富彈性。以普通最小平方法 (ordinary least squares, OLS) 估計下列模型:¹⁹

$$\ln(\text{CHILD}_i) = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{PARENT}_i) + \rho X_i + \varepsilon_i, \quad (5)$$

i 代表父母與子女的成對樣本, CHILD_i 為子女的財富, PARENT_i 為父母的財富, ε_i 為誤差項。 β_1 則為代際彈性, 代表父母財富提升 1%, 子女財富變動的百分比。如果代際彈性越高, 顯示父母與子女之間的財富相關性越高、流動性越低。

X_i 為控制變數, 包括: 首先, 父母與子女的死亡時間差距可能影響子女的財富累積能力, 因此放入兩代之間的死亡日期間隔年數 (間隔年數的樣本分配參考表 2)。此外, 為了控制父母或子女死亡年度的總體經濟因素或稅制影響財富價值或財產組合 (portfolio) 決策, 在迴歸模型加入父母及子女死亡年度的固定效果。再者, 不同縣市的經濟發展、基礎建設、教育資源不同,²⁰ 這些差異可能影響父母及子女的人力資本與財富累積, 故本文加入父母及子女戶籍縣市的固定效果。²¹ 最後, 子女死後遺留的親屬影響子女的財富移轉決策, 以子女的配偶而言, 由於我國配偶互相贈與免贈與稅, 可能為了規避遺產

¹⁹ 迴歸結果均呈現穩健 (robust) 標準誤。

²⁰ 造就此種差異的可能原因之一在於地方政府的財源籌措能力有別, 直轄市財源籌措能力較高, 足以提供相對充足的地方公共財或基礎設施。以 2018 年為例, 直轄市政府平均自籌財源比例 (歲入減補助、協助收入以及統籌分配稅款收入之後再除以歲入) 為 54.03%, 但縣市的比例僅為 32.03%。

²¹ 戶籍地與實際居住地不全然相同, 但由於遺產稅核定資料僅提供戶籍縣市的資料, 因此模型中使用戶籍縣市的固定效果。

稅而選擇在生前將大部分財富贈與配偶，使得財富被低估而存在衡量誤差 (measurement error)；以子女遺留的直系卑親屬而言，許多文獻指出遺有後代的個人，藉由生前贈與後代來移轉財富的意願較高 (Page, 2003; Bernheim et al., 2004)，因此財富的價值也可能因為生前的租稅規劃而被低估。實證模型分別加入子女是否遺有配偶以及遺有直系卑親屬的虛擬變數，以控制遺留親屬的影響。²²

式(5)僅能呈現整體平均的代際彈性，不過如同文獻回顧章節的討論，不同財富分位的代際彈性可能存在差異，因此另將樣本根據父母的財富分成五個分位，分別估計代際彈性：

$$\ln(\text{CHILD}_i) = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{PARENT}_i) + \sum_{j=2}^5 \gamma_j G_{ij} + \sum_{j=2}^5 \beta_j \ln(\text{PARENT}_i) \times G_{ij} + \rho X_i + \varepsilon_i, \quad (6)$$

G_{ij} 為成對樣本 i 中，父母財富位於第 j 分位的虛擬變數。 β_2 至 β_5 分別代表第二分位至第五分位代際彈性高於第一分位 (β_1) 的程度；也就是說，第一至第五分位的代際彈性分別為 β_1 、 $\beta_1 + \beta_2$ 、 $\beta_1 + \beta_3$ 、 $\beta_1 + \beta_4$ 、 $\beta_1 + \beta_5$ 。此外，如果 β_2 至 β_5 的估計結果達統計上顯著性，代表第二至第五分位的流動性明顯與第一分位存在差異。

3.2.2.2 代際排名(rank)相關性

近年來許多研究開始採用代際排名的迴歸 (Dahl and DeLeire, 2008; Chetty et al., 2014; Pfeffer and Killewald, 2018; Deutscher and Mazumder, 2020)，係將父母及子女的財富標準化成 1 至 100 之間，進而估計父母財富的百分位數對於子女財富百分位數之影響。相較於將財富取自然對數，代際排名相關性得將財富為 0 或負數的樣本納入實證模型；此外，Chetty et al. (2014) 認為以百分

²² 遺產稅核定檔中分別提供配偶扣除額以及直系卑親屬扣除額，以遺有配偶虛擬變數而言，配偶扣除額大於 0 者，代表子女遺有配偶，虛擬變數為 1，反之為 0。以遺有直系卑親屬的虛擬變數而言，直系卑親屬扣除額大於 0 者，虛擬變數為 1，反之為 0。之所以不考慮父母的親屬狀況，原因在於根據前述的樣本篩選方式，父母並不會有遺留配偶的情形（父母中死亡時間較早的樣本已刪除），但一定會遺有直系卑親屬（也就是串聯成功的子女）。

位數將父母及子女的變數標準化, 相較於取自然對數, 更容易呈現線性的關聯, 使模型的配適程度更佳。代際排名的迴歸模型如下:

$$\text{RANK_C}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{RANK_P}_i + \rho X_i + \varepsilon_i, \quad (7)$$

RANK_C_i 為子女的財富百分位數、 RANK_P_i 則為父母的財富百分位數, 其餘變數定義與式(5)相同。 β_1 代表兩代之間財富分位的相關程度, β_1 越高代表流動性越低、僵固性越高。此外, 為了檢視不同財富分位的流動性是否存在顯著差異, 參考式(6)以建立下列模型:

$$\begin{aligned} \text{RANK_C}_i = & \beta_0 + \beta_1 \text{RANK_P}_i + \sum_{j=2}^5 \gamma_j G_{ij} + \sum_{j=2}^5 \beta_j \text{RANK_P}_i \times G_{ij} \\ & + \rho X_i + \varepsilon_i, \end{aligned} \quad (8)$$

變數定義均與式(6)及式(7)相同, 第一至第五分位排名相關性分別為 β_1 、 $\beta_1 + \beta_2$ 、 $\beta_1 + \beta_3$ 、 $\beta_1 + \beta_4$ 、 $\beta_1 + \beta_5$ 。

4. 實證結果

4.1 轉移矩陣

本文將父母及子女分別切分成五個財富分位的轉移矩陣(見表 5), 共有三點發現: 一、對角線的數值幾乎為同一列的元素中最高, 顯示父母及子女維持相同財富分位的現象較為普遍, 與文獻結論一致(Bourdieu et al., 2019), 代際間整體而言存在一定程度的財富僵固性。二、跨代財富分位相同的現象在第一分位及第五分位更為明顯: 父母為第一分位時, 子女同樣位於第一分位的機率為 37.26%, 而父母位於第五分位時, 子女同樣位於第五分位的機率為 45.12%, 兩者明顯高於第二至第四分位的對角線元素; 因此, 最貧窮及最富有階層的財富流動性低於中產階級。三、進一步細究第一分位與第五分位流動性, 第五分位的父母之中, 子女為第一分位或第二分位的機率(5.78%、8%), 低於第一分

表 5 跨代財富轉移矩陣

單位: %

| | | 子女財富分位 | | | | |
|----------------|---|--------|-------|-------|-------|-------|
| | | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| 父母 財富 分位 | 1 | 37.26 | 20.05 | 16.69 | 14.18 | 11.82 |
| | 2 | 27.83 | 28.87 | 19.42 | 14.27 | 9.61 |
| | 3 | 18.27 | 25.21 | 25.00 | 18.76 | 12.75 |
| | 4 | 10.86 | 17.87 | 23.90 | 26.69 | 20.68 |
| | 5 | 5.78 | 8.00 | 15.01 | 26.09 | 45.12 |

註: 本表呈現以父母及子女成對樣本所計算的跨代財富轉移矩陣, 所有數值均四捨五入至小數點第二位。父母及子女均根據財富大小切分五個財富分位, 第一分位為財富最低 20%、第五分位則為財富最高 20%, 其餘以此類推。財富的定義為財產檔的所有財產價值加總之後, 再減掉負債之餘額, 並根據消費者物價指數調整 (以 2016 年為基期)。

資料來源: 本研究自行整理。

位的父母之中, 子女為第四分位或第五分位的機率 (14.18%、11.82%), 顯示實際間由富到貧的可能性低於由貧到富, 其結果與 Menchik (1979) 與 Arrondel and Grange (2006) 相近。

根據表 5 得以計算轉移矩陣的三種流動性指數 (見表 6), Shorrocks 指數為 0.84、Bartholomew 指數為 0.29、第二大特徵根指數為 0.62。另引用 Carroll and Young (2016) 所整理其他文獻的財富流動性指標,²³ 結果發現本文三個指數的值均明顯高於其他研究, 顯示我國財富流動性相對較高。不過須注意的是, 由於使用的資料以及樣本年度不同, 在結果的解讀上仍須謹慎。²⁴

由於僅將財富分成五個分位, 並無法呈現位於財富分配非常頂端之富人的流動性, 因此表 7 將兩代之財富各區分為十個分位並重新計算轉移矩陣, 第一分位為財富最低 10%、第十分位為財富最高 10%, 其餘以此類推。觀察對角線上之機率可知, 父母與子女均位於第一分位 (24.84%) 或第十分位

²³ Carroll and Young (2016) 根據 Hurst et al. (1998) 與 Díaz-Giménez et al. (2011) 的轉移矩陣計算三種流動性指數。

²⁴ Menchik (1979) 與 Bourdieu et al. (2019) 雖然也有呈現轉移矩陣, 但並非將父母及子女切分成樣本數相同的財富分位, 故難以跟本文結果比較。

表 6 財富流動性指標與文獻比較

| | 國家/年度 | μ_S | μ_B | μ_E |
|----------------------------|--------------|---------|---------|---------|
| 本文 | 臺灣 2001–2018 | 0.84 | 0.29 | 0.62 |
| Hurst et al. (1998) | 美國 1984–1988 | 0.56 | 0.14 | 0.20 |
| Hurst et al. (1998) | 美國 1989–1994 | 0.60 | 0.16 | 0.24 |
| Díaz-Giménez et al. (2011) | 美國 2001–2007 | 0.61 | 0.16 | 0.24 |

註: 本表比較本文與過往文獻的財富流動性指標, 並列出文獻所分析的國家與樣本年度。所有指標均四捨五入至小數點第二位。 μ_S 、 μ_B 以及 μ_E 分別為 Shorrocks 指數、Bartholomew 指數以及第二大特徵根指數。

資料來源: 本文結果係自行計算, 其他文獻結果整理自 Carroll and Young (2016)。

表 7 跨代財富轉移矩陣(十分位)

單位: %

| | | 子女財富分位 | | | | | | | | | |
|----------------|----|--------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 |
| 父母 財富 分位 | 1 | 24.84 | 12.02 | 10.12 | 8.05 | 8.64 | 8.82 | 7.98 | 7.24 | 6.99 | 5.31 |
| | 2 | 20.52 | 17.15 | 11.67 | 10.26 | 8.40 | 7.52 | 6.96 | 6.18 | 5.69 | 5.66 |
| | 3 | 14.23 | 18.38 | 15.04 | 12.02 | 9.35 | 8.96 | 6.82 | 6.08 | 5.31 | 3.83 |
| | 4 | 9.14 | 13.92 | 16.77 | 13.92 | 10.44 | 10.09 | 8.65 | 6.99 | 6.08 | 4.01 |
| | 5 | 8.22 | 12.05 | 13.39 | 13.98 | 13.11 | 11.03 | 8.85 | 8.19 | 7.10 | 4.08 |
| | 6 | 6.61 | 9.66 | 10.82 | 12.23 | 14.44 | 11.42 | 10.86 | 9.63 | 8.19 | 6.15 |
| | 7 | 5.34 | 6.89 | 8.89 | 11.04 | 12.20 | 12.51 | 14.13 | 10.44 | 11.00 | 7.56 |
| | 8 | 4.39 | 5.09 | 6.78 | 9.03 | 10.51 | 12.58 | 13.74 | 15.07 | 12.26 | 10.54 |
| | 9 | 3.79 | 3.16 | 4.78 | 6.78 | 8.82 | 10.82 | 13.39 | 16.23 | 16.73 | 15.50 |
| | 10 | 2.92 | 1.69 | 1.76 | 2.67 | 4.11 | 6.26 | 8.61 | 13.95 | 20.67 | 37.36 |

註: 本表呈現以父母及子女成對樣本所計算的跨代財富轉移矩陣, 所有數值均四捨五入至小數點第二位。父母及子女均根據財富大小切分十個財富分位, 第一分位為財富最低 10%、第十分位則為財富最高 10%, 其餘以此類推。財富的定義為財產檔的所有財產價值加總之後, 再減掉負債之餘額, 並根據消費者物價指數調整(以 2016 年為基期)。

資料來源: 本研究自行整理。

(37.36%)的機率明顯高於同列其他數值;至於第二至第九分位,對角線與其鄰近分位的數值並無明顯差異,顯示最高財富及最低財富階層的代際僵固性較嚴重。此外,比較第九、第十分位父母以及表 5 第五分位父母的對角線數值,發現雖然涵蓋的樣本數相同(均為樣本的 20%),但第九分位的對角線數值與鄰近數值無太大差異,第十分位的對角線數值則明顯高於非對角線部分,顯示單就富人階層,也可以發現財富流動性存在相當差異,僵固性主要來自財富分配更為頂端的富人。

4.2 迴歸結果

表 8 呈現代際彈性的迴歸結果,欄(1)為不放入任何控制變數的估計,代際彈性為 0.337(達 1% 顯著水準);欄(2)則加入跨代死亡日期間隔年數、子女是否遺有配偶的虛擬變數以及子女是否遺有直系卑親屬的虛擬變數,代際彈性為 0.328;欄(3)至欄(6)依序加入父母死亡年度、子女死亡年度、父母戶籍縣市以及子女戶籍縣市的固定效果,代際彈性的顯著程度不變。欄(6)為主要迴歸結果,估計係數顯示代際彈性為 0.31,也就是父母財富提升 1%,子女的財富平均而言增加 0.31%。表 9 則呈現代際排名相關性的估計結果,欄(1)至欄(6)的模型設定與表 8 相同,且 RANK_P 係數的顯著程度均達 1%。根據主要迴歸結果欄(6),給定控制變數之下,父母財富每提升一個百分位數,子女平均而言增加 0.37 個百分位數。²⁵

本文將估計結果與過往財富流動性的文獻比較(見表 10)。首先以代際彈性而言, Menchik (1979) 估計美國的代際彈性為 0.694、Arrondel and Grange (2006) 估計法國代際彈性為 0.44、Bourdieu et al. (2019) 估計法國的代際彈性則為 0.355、Clark and Cummins (2015) 估計英國代際彈性約 0.41。與此等文獻相比,臺灣的代際彈性最低、財富流動性最高。²⁶ 表 10 也同樣列出文獻上

²⁵ 作者感謝匿名評審指出,若傳統家庭將資產集中於男性名下,則可能會出現貧窮親代(母親)與富有子代(兒子)的組合,進而導致世代財富流動性之高估。然由於本研究資料限制(無法判別性別),故無法針對此一情形做進一步的分析。

²⁶ 作者感謝匿名評審指出,本研究資料可能有親代於生前已完成財富移轉,以致死亡時的財富水準相對較低的情形,可能是因為樣本期間僅有 18 年,使得在配對之樣本中,子代於死亡時尚未進行財富移轉,以致死亡時財富水準相對較高。若將此一情形納入考慮,由於親代財

表 8 代際財富流動性: 代際彈性

| 代際彈性 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|-------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| ln (PARENT) | 0.337*** (0.007) | 0.328*** (0.007) | 0.330*** (0.007) | 0.330*** (0.007) | 0.314*** (0.007) | 0.313*** (0.007) |
| 死亡日期間隔年數 | | -0.006*** (0.002) | 0.008*** (0.003) | -0.036* (0.019) | -0.039** (0.019) | -0.038** (0.019) |
| 子女是否遺有配偶 | | 0.452*** (0.023) | 0.436*** (0.023) | 0.438*** (0.023) | 0.435*** (0.023) | 0.433*** (0.023) |
| 子女是否遺有直系卑親屬 | | 0.383*** (0.033) | 0.401*** (0.033) | 0.398*** (0.033) | 0.430*** (0.032) | 0.434*** (0.032) |
| 調整後 R^2 | 0.128 | 0.159 | 0.162 | 0.163 | 0.184 | 0.188 |
| 父母死亡年度固定效果 | 否 | 否 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 子女死亡年度固定效果 | 否 | 否 | 否 | 是 | 是 | 是 |
| 父母戶籍縣市固定效果 | 否 | 否 | 否 | 否 | 是 | 是 |
| 子女戶籍縣市固定效果 | 否 | 否 | 否 | 否 | 否 | 是 |
| 樣本數 | 27,627 | 27,627 | 27,627 | 27,627 | 27,627 | 27,627 |

註: 本表呈現式(5)的估計結果, 欄(1)無包含任何控制變數, 欄(2)加入死亡日期間隔年數、子女是否遺有配偶的虛擬變數以及子女是否遺有直系卑親屬的虛擬變數, 欄(3)相較欄(2)加入父母死亡年度固定效果, 欄(4)額外放入子女死亡年度固定效果, 欄(5)另放入父母戶籍縣市固定效果, 欄(6)為主要迴歸結果, 相較欄(5)額外加入子女戶籍縣市固定效果。由於父母及子女的財富均取自然對數, 因此父母或子女財富不為正的樣本均被刪除, 使得樣本數(27,627)低於串聯成功的成對樣本數(28,457)。括弧內為穩健標準誤。* 為 10% 顯著水準; ** 為 5% 顯著水準; *** 為 1% 顯著水準。

資料來源: 本研究自行整理。

代際排名相關性的估計結果, Adermon et al. (2018) 指出瑞典的排名相關性約為 0.296, 而 Pfeffer and Killewald (2018) 計算美國的財富排名相關性為 0.39, 顯示臺灣的財富流動性高於美國但低於瑞典。須注意的是, 由於不同文獻的樣本期間、資料來源與迴歸模型有別, 因此跨國比較的結果解釋應謹慎, 一個適當的比較方式, 係篩選樣本年度及資料來源相近的研究結果, 但財富流動性的文獻相當有限, 目前尚無其他國家的研究, 其樣本期間及資料來源同時與本研究相近。

富相對較低、子代財富相對較高, 將可能出現高估財富流動性的情況。然由於受研究資料限制, 本研究未能進一步分析。

表 9 代際財富流動性: 代際排名相關性

| 代際排名相關性 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|-------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| RANK_P | 0.406*** (0.006) | 0.391*** (0.006) | 0.392*** (0.006) | 0.393*** (0.006) | 0.373*** (0.006) | 0.371*** (0.006) |
| 死亡日期間隔年數 | | 0.003 (0.036) | 0.314*** (0.043) | -0.405 (0.307) | -0.466 (0.302) | -0.435 (0.301) |
| 子女是否遺有配偶 | | 8.259*** (0.367) | 7.921*** (0.369) | 7.961*** (0.369) | 8.005*** (0.364) | 7.959*** (0.363) |
| 子女是否遺有直系卑親屬 | | 6.933*** (0.485) | 7.292*** (0.484) | 7.265*** (0.484) | 7.917*** (0.476) | 8.015*** (0.474) |
| 調整後 R^2 | 0.165 | 0.201 | 0.206 | 0.208 | 0.236 | 0.242 |
| 父母死亡年度固定效果 | 否 | 否 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 子女死亡年度固定效果 | 否 | 否 | 否 | 是 | 是 | 是 |
| 父母戶籍縣市固定效果 | 否 | 否 | 否 | 否 | 是 | 是 |
| 子女戶籍縣市固定效果 | 否 | 否 | 否 | 否 | 否 | 是 |
| 樣本數 | 28,457 | 28,457 | 28,457 | 28,457 | 28,457 | 28,457 |

註: 本表呈現式(7)的估計結果, 欄(1)無包含任何控制變數, 欄(2)加入死亡日期間隔年數、子女是否遺有配偶的虛擬變數以及子女是否遺有直系卑親屬的虛擬變數, 欄(3)相較欄(2)加入父母死亡年度固定效果, 欄(4)額外放入子女死亡年度固定效果, 欄(5)另放入父母戶籍縣市固定效果, 欄(6)為主要迴歸結果, 相較欄(5)額外加入子女戶籍縣市固定效果。括弧內為穩健標準誤。*** 為 1% 顯著水準。

資料來源: 本研究自行整理。

表 10 迴歸結果與文獻的比較

| 文獻 | 本研究 | Menchik (1979) | Arrondel and Grange (2006) | Clark and Cummins (2015) | Adermon et al. (2018) | Pfeffer and Killewald (2018) | Bourdieu et al. (2019) |
|---------|-----------|-------------------|----------------------------------|--------------------------------|-----------------------------|------------------------------------|------------------------------|
| 國家 | 臺灣 | 美國 | 法國 | 英國 | 瑞典 | 美國 | 法國 |
| 年度 | 2001–2018 | 1930–1976 | 1800–1938 | 1858–2012 | 1945–1991 | 1984–2015 | 1848–1960 |
| 樣本數量 | 28,457 | 173 | 314 | 4,823 | 1,147 | 4,608 | 7,782 |
| 代際彈性 | 0.313 | 0.694 | 0.440 | 0.410 | N/A | N/A | 0.355 |
| 代際排名相關性 | 0.371 | N/A | N/A | N/A | 0.296 | 0.390 | N/A |

註: 本表比較本文與過往文獻代際彈性及代際排名相關性的估計結果, 並列出文獻所分析的國家、樣本年度以及樣本數。代際彈性及代際排名相關性均四捨五入至小數點第三位以利文獻比較。N/A 代表該篇文獻沒有計算。

資料來源: 本研究自行整理。

即使臺灣整體的流動性相對較佳, 但不同財富分位的流動性可能有別。表 11 呈現五個財富分位之代際流動性情形。欄(1)為代際彈性的估計, 結果顯示財富流動性隨著分位顯著下降, 第一至第五分位的代際彈性分別為 0.062、0.324 (0.062 + 0.262)、0.549 (0.062 + 0.487)、0.573 (0.062 + 0.511)、0.69 (0.062 + 0.628), 第五分位的彈性約為第一分位的 11 倍。此結果反應出在越高的財富分位, 代際財富僵固性的現象越為明顯。欄(2)則為代際排名相關性於各分位的估計結果, 同樣發現財富僵固性隨著財富分位而提升。²⁷

4.3 穩健性測試²⁸

由於本文主要結果是將財富定義在「財產檔之財產金額加總、再減去未償債務」的基礎上, 為了確認財富計算方法是否影響實證結果, 本節重新定義財富為「核定檔之核定遺產課稅淨額加回免稅額與扣除額 (不含未償債務扣除額) 以及不計入遺產總額」, 並以消費者物價指數調整。表 12 呈現兩種計算方式的財富敘述性統計, 方式一為前述重新定義所計算的財富、方式二則為本文主要結果所使用的財富。其中, 欄(1)與欄(2)分別呈現兩種方式所計算的財富平均值 (括弧內為標準差)。欄(3)顯示兩種方式之財富計算結果金額相同的筆數與比例 (括弧內為相同筆數占總樣本數的比例), 不論父母及子女世代, 兩種方式所計算之財富金額對於九成以上的樣本皆相同。欄(4)呈現兩種方式之財富計算結果金額不同的筆數與比例 (括弧內為占總樣本數的比例)。欄(5)為兩種方式之財富金額差異的平均值 (括弧內為標準差)。根據表 12 的數據得知, 比較兩種不同定義所計算之財富, 除少數極端值外, 差異有限。

此外, 針對方式一定義所計算的財富, 在重新估計代際彈性與代際排名相關性後, 以如同表 8 至表 11 的形式整理其實證結果, 依序呈現在附表 1 至附表 4。附表 1 與附表 2 分別為代際彈性與代際排名相關性的估計結果, 係數與

²⁷ 須注意的是, 在轉移矩陣部分的結果指出第一分位及第五分位家庭的代際流動性低於其他分位, 但在迴歸模型的估計結果則發現流動性隨分位而遞減, 兩者之間在第一分位的結果並無矛盾, 其原因在於兩者解釋流動性的角度不同, 轉移矩陣觀察給定父母的財富分位之下, 子女財富分位的分配情形, 而代際彈性與代際排名相關性則是衡量跨代之間財富規模的關聯。因此, 雖然第一分位父母與子女的財富相關性低, 但子女仍難脫離第一分位。

²⁸ 作者感謝匿名評審提出財富計算方式的疑慮, 以及執行編輯新增本小節的建議。

表 11 不同分位的財富流動性

| | (1) 代際彈性 | (2) 代際排名相關性 |
|---------------------------------|---------------------|----------------------|
| $\ln(\text{PARENT})$ | 0.062*** (0.019) | |
| $\ln(\text{PARENT}) \times D_2$ | 0.262*** (0.068) | |
| $\ln(\text{PARENT}) \times D_3$ | 0.487*** (0.091) | |
| $\ln(\text{PARENT}) \times D_4$ | 0.511*** (0.079) | |
| $\ln(\text{PARENT}) \times D_5$ | 0.628*** (0.033) | |
| RANK_P | | -0.131*** (0.063) |
| $\text{RANK_P} \times D_2$ | | 0.407*** (0.085) |
| $\text{RANK_P} \times D_3$ | | 0.515*** (0.084) |
| $\text{RANK_P} \times D_4$ | | 0.630*** (0.084) |
| $\text{RANK_P} \times D_5$ | | 1.285*** (0.082) |
| 調整後 R^2 | 0.215 | 0.260 |
| 控制變數 | 是 | 是 |
| 樣本數 | 27,627 | 28,457 |

註：本表呈現不同父母財富分位之下的財富流動性。控制變數包含死亡日期間隔年數、子女是否遭有配偶的虛擬變數、子女是否遭有直系卑親屬的虛擬變數、父母死亡年度固定效果、子女死亡年度固定效果、父母戶籍縣市固定效果、子女戶籍縣市固定效果。括弧內為穩健標準誤。*** 為 1% 顯著水準。

資料來源：本研究自行整理。

主要結果並無明顯差異。附表 3 是比較估計結果與過往文獻的財富流動性程度，仍能得出與主要結果相同的結論：以代際彈性而言，臺灣財富流動性最高，而以代際排名相關性而言，臺灣財富流動性高於美國、但低於瑞典。附表 4 則呈現以方式一計算不同父母財富分位的流動性，在代際彈性部分，第一至第四分位的係數皆低於主要結果，但仍可發現第五分位的財富流動性最低；在代際排名相關性部分，與主要結果相似，均發現財富僵固性隨財富分位而提升。

表 12 兩種財富計算之敘述性統計與差異

| | 方式一 核定檔之核定遺產課稅淨額加回 免稅額與扣除額(不含未償債務) 以及不計入遺產總額 (穩健性分析) (1) | 方式二 財產檔之財產加總 減去未償債務 (主要結果) (2) | 金額相同 之筆數 (3) | 金額不同 之筆數 (4) | 差異值 (5) |
|----|---|--|--------------------|--------------------|----------------------------|
| 父母 | 5,923,638 (44,600,120) | 6,508,854 (45,192,799) | 26,458 (92.98%) | 1,999 (7.02%) | -585,216 (7,301,135) |
| 子女 | 10,200,495 (93,052,960) | 11,245,745 (99,597,112) | 25,657 (90.16%) | 2,800 (9.84%) | -1,045,250 (25,297,472) |

註: 本表呈現不同財富計算方式之下的敘述性統計, 方式一的說明參考 4.3 節穩健性分析, 方式二為主要結果所使用, 兩種方法所計算的財富均有根據消費者物價指數調整(以 2016 年為基期)。欄(1)與欄(2)呈現不同計算方式之下財富的平均值, 括弧內為標準差, 欄(3)顯示兩種方式之財富金額相同的筆數與比例(括弧內為相同筆數占總樣本數的比例), 欄(4)呈現兩種方式之財富金額不同的筆數與比例(括弧內為占總樣本數的比例), 欄(5)為兩種方式之財富金額差異的平均值(括弧內為標準差)。

資料來源: 本研究自行整理。

5. 結論與建議

財富分配不均已是全球化的現象, 而透過代際之間的財富傳遞, 使得貧富差距的現象更加嚴重, 是各國政府必須面對的課題; 因此瞭解分配不均與流動性的內涵, 進而提供政策指引, 以有效減少財富持續不均的累積情形, 正是本文研究之目的所在。

本文使用財政部財政資訊中心 2001 年至 2018 年共 28,457 筆父母及子女成對遺產稅核定資料, 同時以轉移矩陣、流動性指標與迴歸模型, 分析臺灣代際財富流動性之狀況。轉移矩陣的結果指出, 我國流動性相對較高, 進一步細究轉移矩陣中各財富分位的流動性, 發現位於第五分位的父母, 子女仍維持原分位的機率明顯大於任一其他分位的機率, 此一結果與國外文獻相似。迴歸模型估計結果則顯示, 不論是代際彈性或代際排名相關性的估計, 財富流動性隨分位增加而遞減。由於財富流動性反映財富分配不均的動態變化, 高財富階層的低流動性, 意味臺灣最富有階層的財富易有世襲的現象, 故使財富集中於少數族群的情形難有改善。

本文有以下研究限制：一、缺乏年齡與性別等影響財富累積的重要變數，故無法了解代間財富關係，是否因樣本兩代性別與年齡結構差異而有影響。二、僅使用 18 年遺產稅核定資料分析代際財富流動性，其樣本年度少於國外文獻，也因而研究結果未必能延伸推衍至整體代際間財富流動情形，應用本文結果須小心解讀，並要特別注意其限制。三、遺產稅核定資料之土地與房屋分別以公告現值與房屋評定現值評價，本文雖以內政部地政司之一般正常交易價格比例調整土地價格，但仍與市價存在一定的差距。²⁹

即使社會各界有對於臺灣財富欠缺流動性的評論，本文仍是首次提出實證證據，呈現目前臺灣財富流動性的情形。由於財富僵固性集中在富人階層，顯示富人家庭在代際間相較於中產及貧窮家庭更能維持自身財富地位。因此如何緩解代際間的僵固性，是政府必須嚴肅面對的議題。在稅制方面，由於遺產及贈與稅係針對代際財富移轉課稅，提升遺產及贈與稅稅率結構的累進程度或有助於減少富裕家庭的資源代際累積；在此同時，調高稅率的累進程度不影響財富低於免稅額之家庭代際間的財富移轉，當能確保低財富家庭財富積累不受影響。在稅制之外，政府也應致力於提供低財富家庭向上流動的管道，包括：擴大教育資源、改善勞動市場就業條件、保障基本生活水準等，以提升低財富家庭子女改變財富地位的機會，但此些稅制外的因素與財富流動性的關聯則有待進一步的分析。

²⁹ 針對不動產價值低估的問題，作者感謝匿名評審建議，可利用地政司歷年公告現值占交易價格之比例，將不動產價格依照其所在縣市而調整之；本研究據此調整後的計算結果與未調整的結果，兩者之財富流動性差異不大。

附錄

附表 1 不同財富定義方式: 代際彈性

| 代際彈性 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|-------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| ln (PARENT) | 0.346*** (0.007) | 0.337*** (0.007) | 0.336*** (0.007) | 0.336*** (0.007) | 0.319*** (0.007) | 0.318*** (0.007) |
| 死亡日期間隔年數 | | 0.006*** (0.002) | 0.028*** (0.003) | -0.043** (0.019) | -0.047** (0.019) | -0.047** (0.019) |
| 子女是否遺有配偶 | | 0.455*** (0.023) | 0.433*** (0.024) | 0.435*** (0.024) | 0.429*** (0.023) | 0.427*** (0.023) |
| 子女是否遺有直系卑親屬 | | 0.363*** (0.033) | 0.393*** (0.033) | 0.391*** (0.033) | 0.418*** (0.032) | 0.421*** (0.032) |
| 調整後 R^2 | 0.130 | 0.161 | 0.167 | 0.168 | 0.189 | 0.193 |
| 父母死亡年度固定效果 | 否 | 否 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 子女死亡年度固定效果 | 否 | 否 | 否 | 是 | 是 | 是 |
| 父母戶籍縣市固定效果 | 否 | 否 | 否 | 否 | 是 | 是 |
| 子女戶籍縣市固定效果 | 否 | 否 | 否 | 否 | 否 | 是 |
| 樣本數 | 25,781 | 25,781 | 25,781 | 25,781 | 25,781 | 25,781 |

註: 本表重製表 8, 呈現以方式一計算財富之後重新估計式 (5) 的結果 (方式一的定義參考表 12)。欄 (1) 無包含任何控制變數, 欄 (2) 加入死亡日期間隔年數、子女是否遺有配偶的虛擬變數以及子女是否遺有直系卑親屬的虛擬變數, 欄 (3) 相較欄 (2) 加入父母死亡年度固定效果, 欄 (4) 額外放入子女死亡年度固定效果, 欄 (5) 另放入父母戶籍縣市固定效果, 欄 (6) 為主要迴歸結果, 相較欄 (5) 額外加入子女戶籍縣市固定效果。由於父母及子女的財富均取自然對數, 因此父母或子女財富不為正的樣本均被刪除, 使得樣本數 (25,781) 低於串聯成功的成對樣本數 (28,457)。括弧內為穩健標準誤。** 為 5% 顯著水準; *** 為 1% 顯著水準。

資料來源: 本研究自行整理。

附表 2 不同財富定義方式: 代際排名相關性

| 代際排名相關性 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|-------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| RANK_P | 0.380*** (0.006) | 0.365*** (0.006) | 0.367*** (0.006) | 0.367*** (0.006) | 0.349*** (0.006) | 0.347*** (0.006) |
| 死亡日期間隔年數 | | 0.027 (0.035) | 0.321*** (0.043) | -0.378 (0.305) | -0.441 (0.299) | -0.413 (0.299) |
| 子女是否遺有配偶 | | 8.222*** (0.365) | 7.927*** (0.368) | 7.964*** (0.368) | 7.983*** (0.362) | 7.937*** (0.361) |
| 子女是否遺有直系卑親屬 | | 7.234*** (0.489) | 7.559*** (0.487) | 7.534*** (0.488) | 8.163*** (0.479) | 8.258*** (0.478) |
| 調整後 R^2 | 0.150 | 0.188 | 0.193 | 0.194 | 0.223 | 0.229 |
| 父母死亡年度固定效果 | 否 | 否 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 子女死亡年度固定效果 | 否 | 否 | 否 | 是 | 是 | 是 |
| 父母戶籍縣市固定效果 | 否 | 否 | 否 | 否 | 是 | 是 |
| 子女戶籍縣市固定效果 | 否 | 否 | 否 | 否 | 否 | 是 |
| 樣本數 | 28,457 | 28,457 | 28,457 | 28,457 | 28,457 | 28,457 |

註: 本表重製表 9, 呈現以方式一計算財富之後重新估計式 (7) 的結果 (方式一的定義參考表 12)。欄 (1) 無包含任何控制變數, 欄 (2) 加入死亡日期間隔年數、子女是否遺有配偶的虛擬變數以及子女是否遺有直系卑親屬的虛擬變數, 欄 (3) 相較欄 (2) 加入父母死亡年度固定效果, 欄 (4) 額外放入子女死亡年度固定效果, 欄 (5) 另放入父母戶籍縣市固定效果, 欄 (6) 為主要迴歸結果, 相較欄 (5) 額外加入子女戶籍縣市固定效果。括弧內為穩健標準誤。

*** 為 1% 顯著水準。

資料來源: 本研究自行整理。

附表 3 不同財富定義方式: 迴歸結果與文獻的比較

| 文獻 | 本研究 | Menchik (1979) | Arrondel and Grange (2006) | Clark and Cummins (2015) | Adermon et al. (2018) | Pfeffer and Killewald (2018) | Bourdieu et al. (2019) |
|---------|-----------|-------------------|----------------------------------|--------------------------------|-----------------------------|------------------------------------|------------------------------|
| 國家 | 臺灣 | 美國 | 法國 | 英國 | 瑞典 | 美國 | 法國 |
| 年度 | 2001–2018 | 1930–1976 | 1800–1938 | 1858–2012 | 1945–1991 | 1984–2015 | 1848–1960 |
| 樣本數量 | 28,457 | 173 | 314 | 4,823 | 1,147 | 4,608 | 7,782 |
| 代際彈性 | 0.318 | 0.694 | 0.440 | 0.410 | N/A | N/A | 0.355 |
| 代際排名相關性 | 0.347 | N/A | N/A | N/A | 0.296 | 0.390 | N/A |

註: 本表重製表 10, 比較本文以方式一計算財富之後重新估計代際彈性及代際排名相關性的結果 (方式一的定義參考表 12) 與過往文獻的估計結果, 並列出文獻所分析的國家、樣本年度以及樣本數。代際彈性及代際排名相關性均四捨五入至小數點第三位以利文獻比較。

N/A 代表該篇文獻沒有計算。

資料來源: 本研究自行整理。

附表 4 不同財富定義方式: 不同分位的財富流動性

| | (1) 代際彈性 | (2) 代際排名相關性 |
|---------------------------------|---------------------|----------------------|
| $\ln(\text{PARENT})$ | 0.049** (0.024) | |
| $\ln(\text{PARENT}) \times D_2$ | 0.231*** (0.064) | |
| $\ln(\text{PARENT}) \times D_3$ | 0.254*** (0.088) | |
| $\ln(\text{PARENT}) \times D_4$ | 0.471*** (0.081) | |
| $\ln(\text{PARENT}) \times D_5$ | 0.669*** (0.037) | |
| RANK_P | | -0.231*** (0.078) |
| $\text{RANK_P} \times D_2$ | | 0.310*** (0.102) |
| $\text{RANK_P} \times D_3$ | | 0.397*** (0.098) |
| $\text{RANK_P} \times D_4$ | | 0.665*** (0.094) |
| $\text{RANK_P} \times D_5$ | | 1.375*** (0.089) |
| 調整後 R^2 | 0.219 | 0.253 |
| 控制變數 | 是 | 是 |
| 樣本數 | 25,781 | 28,457 |

註: 本表重製表 11, 呈現以方式一計算財富之後, 重新估計不同父母財富分位之下的財富流動性(方式一的定義參考表 12)。控制變數包含死亡日期間隔年數、子女是否遺有配偶的虛擬變數、子女是否遺有直系卑親屬的虛擬變數、父母死亡年度固定效果、子女死亡年度固定效果、父母戶籍縣市固定效果、子女戶籍縣市固定效果。括弧內為穩健標準誤。** 為 5% 顯著水準, *** 為 1% 顯著水準。

資料來源: 本研究自行整理。

參考文獻

- 伍大開與陳國樑 (2018), 「以遺產稅資料分析我國財富分配不均與財富之組成」, 《經濟論文叢刊》, 46, 523–567。(Wu, D.-K. and J. Chen (2018), “An Estate Tax Data Analysis of Wealth Inequality and Wealth Composition in Taiwan,” *Taiwan Economic Review*, 46, 523–567.)
- 許聖章, 李菁慧與謝蕙竹 (2021), 「臺灣三代代間所得流動之探討」, 《經濟論文》, 49, 651–690。(Sheu, S.-J., C.-H. Li, and H.-C. Hsieh (2021), “Analysis of Three-Generation Income Mobility in Taiwan,” *Academia Economic Papers*, 49, 651–690.)
- 連賢明, 曾中信, 楊子霆, 韓幸紋與羅光達 (2021), 「臺灣財富分配 2004–2014: 以個人財產登錄資料推估」, 《經濟論文叢刊》, 49, 97–104。(Lien, H.-M., C.-H. Tseng, T.-T. Yang, H.-W. Han, and K.-T. Lo (2021), “The Wealth Distribution in Taiwan 2004–2014: Evidence from the Individual Wealth Register Data,” *Taiwan Economic Review*, 49, 97–104.)
- 陳冠霖 (2014), 《跨代社會流動—以臺灣資料實證分析》, 國立臺灣大學經濟學系碩士論文。(Chen, K.-L. (2014), *The Intergenerational Social Mobility: The Evidence from Taiwan*, Master Thesis, Department of Economics, National Taiwan University.)
- 陳湘儒 (2019), 《以財稅資料分析臺灣跨代所得階層流動》, 國立政治大學財政學系研究所碩士論文。(Chen, H.-J. (2019), *Analysis of Taiwan’s Intergenerational Income Mobility: Evidence in Tax Record*, Master Thesis, Department of Public Finance, National Chengchi University.)
- 陳敬達 (2021), 《臺灣代際財富流動—財富世襲之探討》, 國立政治大學財政學系研究所碩士論文。(Chen, J.-D. (2021), *Intergenerational Wealth Mobility in Taiwan: A Study on Wealth Hereditary*, Master Thesis, Department of Public Finance, National Chengchi University.)
- 傅健豪與曾中信 (2021), 「以財稅資料分析臺灣不動產稅制公平性」, 《經濟論文》, 49, 411–444。(Fu, C.-H. and C.-H. Tseng (2021), “Property Taxation in Taiwan: An Empirical Analysis of Equality with Administrative Tax Data,” *Academia Economic Papers*, 49, 411–444.)
- 劉立雯 (2016), 《臺灣跨代社會流動—以所得、財產及消費分析》, 國立臺灣大學會計學研究所碩士論文。(Liu, L.-W. (2016), *Intergenerational Mobility of Income, Wealth*

- and Consumption in Taiwan*, Master Thesis, Department of Accounting, National Taiwan University.)
- Adermon, A., M. Lindahl, and D. Waldenström (2018), “Intergenerational Wealth Mobility and the Role of Inheritance: Evidence from Multiple Generations,” *Economic Journal*, 12, F482–F513.
- Alvaredo, F., A. Atkinson, T. Piketty, and E. Saez (2013), “The Top 1 Percent in International and Historical Perspective,” *Journal of Economic Perspectives*, 27, 3–20.
- Arrondel, L. and C. Grange (2006), “Transmission and Inequality of Wealth: An Empirical Study of Wealth Mobility from 1800 to 1938 in France,” *Journal of Economic Inequality*, 4, 209–232.
- Aydemir, A., W. Chen, and M. Corak (2009), “Intergenerational Earnings Mobility among the Children of Canadian Immigrants,” *Review of Economics and Statistics*, 91, 377–397.
- Bartholomew, D. (1982), *Stochastic Models for Social Processes*, New York: John Wiley & Sons.
- Berg, K. and S. Heibous (2021), “Does a Wealth Tax Improve Equality of Opportunity? Evidence from Norway,” *IMF Working Papers*, No. 2021/085.
- Bernheim, B., R. Lemke, and J. Scholz (2004), “Do Estate and Gift Taxes Affect the Timing of Private Transfers?” *Journal of Public Economics*, 88, 2617–2634.
- Black, S. and P. Devereux (2011), “Recent Developments in Intergenerational Mobility,” in D. Card and O. Ashenfelter, (eds.), *Handbook of Labor Economics*, 1487–1541, Amsterdam: Elsevier.
- Bourdieu, J., L. Kesztenbaum, G. Postel-Vinay, and A. Suwa-Eisenmann (2019), “Intergenerational Wealth Mobility in France, 19th and 20th Century,” *Review of Income and Wealth*, 65, 21–47.
- Carroll, D. and E. Young (2016), “Mobility,” Working Paper, Federal Reserve Bank of Cleveland.
- Castañeda, A., J. Díaz-Giménez, and J.-V. Ríos-Rull (2003), “Accounting for the U.S. Earnings and Wealth Inequality,” *Journal of Political Economy*, 111, 818–857.
- 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,” *Quarterly Journal of Economics*, 129, 1553–1623.

- Chu, C., K. Kan, and J. Lin (2019), “Variations of Wealth Resemblance by Family Relationship Types in Modern Chinese Families,” *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 116, 6548–6553.
- Chu, L. and M.-J. Lin (2020), “Intergenerational Earnings Mobility in Taiwan: 1990–2010,” *Empirical Economics*, 59, 11–45.
- Clark, G. and N. Cummins (2015), “Intergenerational Wealth Mobility in England, 1858–2012: Surnames and Social Mobility,” *Economic Journal*, 125, 61–85.
- Corak, M. (2013), “Income Inequality, Equality of Opportunity, and Intergenerational Mobility,” *Journal of Economic Perspectives*, 27, 79–102.
- Dahl, M. and T. DeLeire (2008), “The Association between Children’s Earnings and Fathers’ Lifetime Earnings: Estimates Using Administrative Data,” *Institute for Research on Poverty Discussion Paper*, No. 1342–08.
- Deutscher, N. and B. Mazumder (2020), “Intergenerational Mobility across Australia and the Stability of Regional Estimates,” *Labour Economics*, 66, 101861.
- Díaz-Giménez, J., A. Glover, and J.-V. Ríos-Rull (2011), “Facts on the Distributions of Earnings, Income, and Wealth in the United States: 2007 Update,” *Quarterly Review*, 34, 2–31.
- García-Mainar, I. and V. Montuenga (2020), “Occupational Prestige and Fathers’ Influence on Sons and Daughters,” *Journal of Family and Economic Issues*, 41, 706–728.
- Hurst, E., F. Stafford, and M. Luoh (1998), “The Wealth Dynamics of American Families, 1984–94,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 29, 267–338.
- Kopczuk, W. and E. Saez (2004), “Top Wealth Shares in the United States, 1916–2000: Evidence from Estate Tax Returns,” *National Tax Journal*, 57, 445–488.
- Kuhn, M., M. Schularick, and U. Steins (2020), “Income and Wealth Inequality in America, 1949–2016,” *Journal of Political Economy*, 128, 3469–3519.
- Lundberg, J. and D. Waldenström (2018), “Wealth Inequality in Sweden: What Can We Learn from Capitalized Income Tax Data?” *Review of Income and Wealth*, 64, 517–541.
- Menchik, P. (1979), “Inter-Generational Transmission of Inequality: An Empirical Study of Wealth Mobility,” *Economica*, 46, 349–362.
- Page, B. (2003), “Bequest Taxes, Inter Vivos Gifts, and the Bequest Motive,” *Journal of Public Economics*, 87, 1219–1229.
- Paul, S. (2020), “A Measure of Income Mobility Based on Transition Matrices and

- Application to China and the United States,” *Journal of the Asia Pacific Economy*, 25, 389–401.
- Pfeffer, F. T. and A. Killewald (2018), “Generations of Advantage. Multigenerational Correlations in Family Wealth,” *Social Forces*, 96, 1411–1442.
- Piketty, T., G. Postel-Vinay, and J. Rosenthal (2006), “Wealth Concentration in a Developing Economy: Paris and France, 1807–1994,” *American Economic Review*, 96, 236–256.
- Saez, E. and G. Zucman (2020), “The Rise of Income and Wealth Inequality in America: Evidence from Distributional Macroeconomic Accounts,” *Journal of Economic Perspectives*, 34, 3–26.
- Shorrocks, A. (1978), “The Measurement of Mobility,” *Econometrica*, 46, 1013–1024.
- Solon, G. (2002), “Cross-Country Differences in Intergenerational Earnings Mobility,” *Journal of Economic Perspectives*, 16, 59–66.
- Solon, G. (2015), “What Do We Know So Far about Multigenerational Mobility?” *NBER Working Papers*, No. 21053.
- Zucman, G. (2019), “Global Wealth Inequality,” *Annual Review of Economics*, 11, 109–138.

INTERGENERATIONAL WEALTH MOBILITY IN TAIWAN: EVIDENCE FROM 2001–2018 ESTATE TAX RETURN DATA

Shih-Chang Huang

The Third Research Division
Chung-Hua Institution for Economic Research

Da-Kai Wu

Department of Public Finance
National Chengchi University

Jing-Da Chen

Department of Public Finance
National Chengchi University

Joe Chen

Department of Public Finance
National Chengchi University

Shi-Wan Lou*

Department of Public Finance and Tax Administration
National Taipei University of Business

Keywords: Wealth mobility, Transition matrix, Intergenerational elasticity,
Wealth inequality

JEL Classification: D31, D63, J62

* Correspondence: Shi-Wan Lou, Department of Public Finance and Tax Administration, National Taipei University of Business, Taipei 100025, Taiwan. Tel: (02) 3322-2777 ext 6198; Fax: (02) 2322-6387; E-mail: lousw@ntub.edu.tw.

ABSTRACT

We use transition matrix and regression analysis to explore intergenerational wealth mobility in Taiwan. Using estate tax return data from 2001 to 2018, our results suggest that intergenerational elasticity (IGE) was about 0.31 and rank-rank correlation was 0.37. Compared with results from other countries, wealth mobility in Taiwan is higher. We also find that families in the fifth quintile (top 20%) were more likely to maintain their wealth status than other quintiles. IGE in the fifth quintile was 0.69, but that in the first quintile was 0.06.

研究紀要

標題: 代際財富流動性之探討—2001–2018 遺產稅配對資料
分析

作者: 黃勢璋、伍大開、陳敬達、陳國樑、羅時萬

類型: 實證研究

研究動機

「分配不均」(inequality) 一直是各界矚目的焦點, 不論是財富或所得的分配不均, 國內外文獻也都獲得相當豐富的研究成果。其中, 有關代際間 (intergenerational) 流動性 (mobility) 的公平面課題, 則是近年逐漸受到重視, 它探討同個家庭在不同世代間的經濟地位 (economic status) 變化, 也反映家庭改善經濟狀況的能力。然而, 相較於分配不均的研究, 代際流動往往囿於不易同時獲得父母及子女的財富資料, 導致相關文獻不論在國內外皆相當有限。

研究方法

本文使用財政部財政資訊中心提供 2001–2018 年的遺產稅核定資料, 以轉移矩陣 (transition matrix) 及迴歸模型方法, 進行臺灣代際間的財富流動性分析以及財富流動程度。由於遺產稅係針對個人死亡時點當下的財富課稅, 本文使用的核定資料提供難得且詳盡的個人財富記錄; 藉由去識別化的身分證字號, 得以串聯父母及子女的資料, 分析代際之間的財富流動性。

主要發現及建議

根據本文的代際彈性 (intergenerational elasticity, IGE) 與代際排名 (rank) 相關性的實證結果發現, 相較於其他國家, 臺灣的財富流動性相對較高。然而, 進一步探討父母財富分位的流動性則發現, 頂端財富者的流動性明顯低於其他分位, 不僅顯示高財富家庭易有財富世襲的現象, 也反映臺灣財富集中於少數族群的現象不易獲得改善。因此, 未來如何緩解代際間財富流動的僵固性, 將是政府必須思考與面對的議題。

雖然本文使用資料不涵蓋子女年齡與子女性別變數, 無法進一步了解不同年齡、性別來估算財富流動性, 但這是國內首次針對這議題提出實證證據, 可做為外界了解目前臺灣財富流動性的重要參考。

