DOI: 10.6277/TER.201812_46(4).0002

以遺產稅資料分析我國財富分配不均與財富之組成

伍大開・陳國樑*

本文藉由2001年至2015年遺產稅申報資料, 分析台灣財富分配不均及財富組成情形。研究結果發現財富分配不均程度近年來之逐漸增加, 與金融資產愈趨集中於富人相關; 此外, 財富集中的分配不均情形, 不僅發生在貧富之間, 單就富人族群, 也可觀察到財富集中化的現象。在財富組成部分則可觀察到, 相較於不動產與其他非金融資產, 國人漸趨偏好金融資產, 其原因可能在於, 遺產稅有效稅率下降, 減少持有不動產以規避租稅的誘因。雖然金融資產占財富總額比例增加, 但土地仍爲國人主要持有財產。本文另外以迴歸模型探討遺產稅有效稅率與財富組成的關係, 其結果顯示, 遺產稅有效稅率對於土地占財富總額比例爲顯著正相關, 對於存款與投資占財富總額比例則爲顯著負相關, 代表個體面對較高的租稅負擔, 傾向利用稅制之下土地評價低估的方式獲取租稅利益。稅制不但扭曲個人對於資產種類的選擇, 也影響個體資產配置的決策。

關鍵詞: 財富分配不均, 財富組成, 遺產稅
JEL 分類代號: D31, D63

*作者分別爲國立政治大學財政學系博士生與國立政治大學財政學系副教授。作者感謝財政部財政資訊中心於本研究期間, 對於資料擷取與使用所提供之一切協助, 並重申遵守資訊中心與國立政治大學社會科學學院簽訂合作備忘錄之資料使用與保密規則。作者並感謝「政策研究方法與應用研討會」公共財政場次主持人, 國立暨南國際大學陳建良教授, 與「台灣經濟學會2017年年會」評論人, 元智大學潘俊男教授, 所提供之寶貴意見。期刊兩位匿名評審對於本文品質的提升有莫大的助益。文責由作者自負。

經濟論文叢刊 (*Taiwan Economic Review*), 46:4 (2018), 523–567。
國立台灣大學經濟學系出版

臺灣大學學術期刊資料庫

1 緒論

分配不均的議題近年來受到重視, 不論是研究分配的態樣, 或是設計減緩分配不均的政策, 文獻上皆有所探討。資本主義放任市場自由運作, 透過工作、投資或機運, 社會中每人擁有的經濟資源差距逐漸擴大, 且隨著代際之間的資源移轉, 貧富差距更加嚴重, 不但抑制經濟成長 (Alesina and Rodrik, 1994; OECD, 2015), 對於社會福利亦有損害。[1]

然而, 以分配不均的文獻來說, 財富分配的探討較少, 主要原因在於個人或家計單位的財富資料難以取得。財富定義爲資產減負債, 欲掌握個人或家計單位資產和負債的項目與金額, 需負擔資料蒐集與統整的人力及時間成本。即使成功蒐集資料, 資料來源的可靠性、正確性以及分析方式均影響財富分配的結果。舉例來說, 即使是同期間的相同國家, 財富分配的資料來源不同, 可能導致結果有所異同 (Kopczuk, 2015)。[2]

相較於財富分配, 所得分配受到較大的關注。然而, 財富分配和所得分配不均的意涵因爲財富與所得的性質而有所不同, 僅探討所得分配無法完整觀察貧富不均的現象。財富爲存量, 代表特定時間點資產和負債的差異; 所得爲流量, 表示特定期間消費和淨資產增加的總額。[3] 所得分配不均僅能比較不同經濟個體於特定期間內資源流入的多寡, 財富分配不均則代表長期積累下來經濟資源的差異; 存量和流量的差別, 也隱含財富可以代際移轉, 父母的財富透過繼承或生前贈與移轉予子女, 造成財富分配不均的現象在世代之間傳承 (Kopczuk and Saez, 2004)。另一方面, 亦有文獻認爲財富係影響個人或家計單位福利 (well-being) 的要素之一, 財富較能表達對於自身經濟情況的滿足程度 (Wolff, 1995)。以負債的角度來說, 負債代表未來經濟資源的流出, 爲財富減項, 但以所得衡量經濟能力時並無考慮負債, 難以反映個人真實的經濟狀況。除此之外, 實證研究發現財富分配不均程度普遍高於所得分配不均 (Dabla-Norris et al., 2015)。[4] 綜上所述, 財

[1]除此之外, Mirrlees (2016) 提到, 財富分配不均使得富人擁有較高的政治影響力, 進而影響政策之施行與決策。

[2]該篇文獻比較三種資料來源 (所得稅、遺產稅申報資料與家戶抽樣調查) 分析美國財富分配不均的結果, 發現同樣期間之下, 三種資料來源呈現的結果不盡相同。

[3]所得採用 Haig-Simons 的定義。

[4]Kopczuk and Saez (2004) 認爲, 財富分配不均程度高於所得分配不均係因爲財富是長

臺灣大學學術期刊資料庫

富分配不均與所得分配不均的性質有所不同, 如果僅觀察所得分配, 無法瞭解財富分配上較大程度的不均。

由於擁有充分財富資料的國家大都爲已開發國家, 因此財富分配不均的文獻以分析已開發國家爲主。以台灣來說, 有關財富的統計僅有《國富統計報告》, 該報告顯示台灣特定時點之下各類經濟部門所持有之金融資產與非金融資產總額, 並分析各項資產於各經濟部門之占比, 但是個體之間的財富分配情形並沒有於報告中呈現。由於無法從官方數據衡量財富分配的態樣, 使得研究台灣財富分配不均的文獻較少, 如何分析台灣財富分配不均是本文的主要目標之一。

另一方面, 文獻上除了將個體的財富資料用於分析財富分配不均, 亦延伸至財富組成的議題。財富組成代表經濟個體的資產配置決策, 如果財富組成偏向特定資產, 可能代表經濟個體的行爲被外在因素扭曲。以稅制爲例, 針對特定資產給予租稅優惠, 將增加持有的誘因, 進而影響國家實質面 (例如: 資本累積) 與金融面 (例如: 利率決定) 的發展 (Hubbard, 1985)。本文將以遺產稅申報資料分析台灣各財富階層的財富組成情形, 並以實證模型探討租稅是否扭曲經濟個體的財富組成。

總結來說, 有關財富分配不均或財富組成的文獻主要以已開發國家爲主, 較少文獻探討台灣的情形。本文試圖補足此缺口, 藉由財政部財政資訊中心提供之遺產稅申報資料, 以死亡率倒數法 (estate multiplier method) 分析台灣2001年至2015年財富分配不均與財富組成情形; 除此之外, 藉由實證模型, 探討租稅是否影響經濟個體的財富組成。

本文後續架構如下: 第2節回顧以往利用遺產稅申報資料分析財富分配不均與財富組成的文獻, 以及分析方法的介紹; 第3節利用遺產稅申報資料分析台灣近年來財富分配不均與財富組成情形; 第4節說明迴歸模型及變數設定; 第5節提供迴歸結果; 第6節爲結論與建議。

2 文獻回顧

2.1 死亡率倒數法與其相關文獻

文獻上衡量財富分配的方法包括抽樣調查、表列富人財富 (例如: Forbes

期累積的結果, 且財富可以代際移轉, 使得分配不均的現象持續傳遞至後代。

臺灣大學學術期刊資料庫

400)、利用遺產稅申報資料的死亡率倒數法以及利用所得稅申報資料的資本化法 (capitalization method), 其中以抽樣調查分析財富分配的文獻較爲普遍。[5] 由於本文利用死亡率倒數法分析台灣財富分配不均與財富組成情形, 因此本節僅著重於死亡率倒數法的方法論 (methodology) 介紹。

由於個人死亡時, 遺產稅之納稅義務人需申報其財富, 以核定遺產稅之應納稅額, 因此稽徵機關可掌握每年被繼承人的財富。假設當年死亡的個人係從社會全體抽樣的樣本, 死亡率則爲抽樣的比例, 將其財富乘以死亡率的倒數 (estate multiplier), 即可衡量該年社會全體的財富分配情形。令當年死亡的個人 (i) 其面對的死亡率爲 d_i, 本身即代表社會中 $1/d_i$ 的母體 (也就是說, 從 $1/d_i$ 的母體抽樣出該被繼承人爲樣本), 因此, 如果當年死亡的個人其財富爲 w_i, 即代表社會中母體 $1/d_t \times w_i$ 的財富 (Kopczuk and Saez, 2004; Smith, 1984)。[6]

該法優點在於, 所有留有遺產之被繼承人, 遺產稅之納稅義務人必須依法申報遺產稅, 且遺產稅申報件數通常高於抽樣調查的樣本數, 較無一般抽樣調查財富所產生樣本代表性不足之問題;[7] 再者, 申報財產的價值須經過稽徵機關核定, 避免抽樣調查中受訪戶不願或不誠實回答所產生的偏誤, 因此資料可信度較高。除此之外, 每年皆有遺產稅申報記錄, 可用於分析長期且連續的財富分配趨勢。

文獻上對於死亡率倒數法方法論的探討, 聚焦在死亡率的選擇。由於遺產稅的申報資料包括不同性質 (例如: 年齡與性別因人而異) 的被繼承人, 且死亡率因個人性質有所不同, 如果僅以全體國民死亡率的計算倒數, 將忽略不同特質的個體之間其死亡率差異, 難以精確評估社會整體的財富

[5]以美國爲例, 有關美國財富分配不均與財富組成的研究常利用美國消費金融調查 (Survey of Consumer Finances, SCF) 的結果爲分析基礎, 舉例來說, Wolff (1998) 利用1983年、1989年、1992年與1995年 SCF 的結果, 發現1995年財富分配不均程度高於1983年, 且比較各財富階層的財富水準變化, 僅前百分之五的人其財富水準於1995年有所增加, 其他財富階層皆減少; Collins and Hoxie (2017) 根據2017年 Forbes 400以及2016年 SCF, 發現 Forbes 400清單上前三名的人其財富加總超過美國財富排名位於下半部 (bottom half) 的所有人財富總和。

[6]死亡率之所以有下標 i, 係因爲死亡率會因個人的性別與年齡等因素而有所不同, 因此每個被繼承人代表從社會全體中, 依照性別與年齡等因素所分層抽樣的樣本。

[7]Keister and Moller (2000) 認爲, 由於財富集中於少數人, 因此抽樣調查的樣本數需足夠才能涵蓋富人的財富持有情形, 否則將低估財富分配不均程度。

臺灣大學學術期刊資料庫

分配。舉例來說, 老年人死亡率較高, 其死亡率倒數低, 僅利用全體國民的死亡率倒數計算, 將高估社會上老年人的數量和持有的財富; 青年人死亡率低, 其死亡率倒數較高, 如果僅用全體的死亡率計算, 將低估社會上青年人的數量和財富規模, 因此部份文獻將死亡率依個人特質 (例如: 性別與年齡) 調整 (Mallet, 1908; Kopczuk and Saez, 2004)。

死亡率的計算取決於政府資訊公開的程度, 如果缺乏較爲精細的死亡率資料或是無法整合死亡率和遺產稅的申報資料, 死亡率倒數法僅能適用全體的死亡率。本文分析財富分配的資料來源爲財政部財政資訊中心提供之遺產稅申報記錄, 受限於該資料無載明被繼承人的性別與年齡, 僅能利用全體國民的死亡率分析, 其衡量的分配不均程度的數值雖然有所偏誤, 然而, Piketty, Postel-Vinay, and Rosenthal (2006) 分別以單一死亡率 (全體人民死亡率) 和依年齡調整的死亡率分析財富分配不均程度, 發現兩種方法計算結果所呈現的的趨勢相同, 但單一死亡率衡量的不均程度恆大於依年齡調整的死亡率, 代表死亡率的處理方法雖然使得分配不均的程度不同, 但其變動的趨勢相同, 仍能呈現財富分配不均的變化趨勢。[8]

除了死亡率的計算可能導致結果偏誤, 利用遺產稅推估財富分配仍有其他執行上的困難。首先, 被繼承人生前可透過租稅規避 (例如: 生前贈與) 或逃漏稅減少申報的財富, 導致分配不均程度被低估 (Saez, 2006; Keister and Moller, 2000)。不過 Kopczuk and Saez (2004) 認爲, 部分國家將被繼承人死亡前幾年所贈與的財產納入遺產稅的稅基, 因此生前爲了規避租稅的贈與對申報財產的影響較小。[9] 除此之外, Piketty, Postel-Vinay, and Rosenthal (2006) 分析1807年至1994年法國的財富分配時, 認爲遺產稅稅率低、稽徵單位嚴謹地查核逃漏稅, 且逃漏稅的罰則重, 降低納稅義務人逃漏稅誘因, 此類問題不影響分析結果。由於台灣目前遺產稅稅率僅10%, 因此租稅規避或逃漏誘因較低;[10] 另一方面, 遺產稅評價財產的方式係根

[8]除此之外, 死亡率倒數法假設死亡率不受財富多寡影響, 但 Kopczuk (2015) 認爲富人的死亡率較低, 如果以社會全體死亡率衡量財富分配, 將低估社會中富人持有之財富, 不過因爲難以比較富人和非富人的死亡率差異, 文獻上較少針對富人的死亡率做調整。

[9]台灣亦有類似規定, 根據《遺產及贈與稅法》第15條規定, 被繼承人死亡前兩年贈與被繼承人配偶、依民法第1138與1140條規定之各順位繼承人及各順位繼承人之配偶, 視爲被繼承人之遺產, 須計入遺產總額課徵遺產稅。

[10]然而, 2009年前遺產稅爲累進稅率, 由於租稅負擔較大, 因此逃漏稅或租稅規避行爲

臺灣大學學術期刊資料庫

據稅法規定, 可能與市價有差異。以土地爲例, 遺產稅係依照公告現值衡量土地價值, 平均而言大略低於市價一成。[11]

文獻上利用遺產稅申報資料分析財富分配不均或財富組成的文獻較少。舉例來說, Kopczuk and Saez (2004) 利用1916年至2000年的美國遺產稅申報資料, 發現20世紀初期富人擁有的財富占社會總財富比例高, 例如: 1920年代末期前百分之一人擁有的財富占社會總財富約35%至40%。但歷經兩次世界大戰與經濟大蕭條等負面衝擊, 股票價值下降, 使得富人財富縮水, 財富分配不均程度因而趨緩。以1930年代末期來說, 前百分之一人擁有的財富僅占社會總財富約25%, 相較1920年代末期減少約10%至15%, 且之後的四十年內維持該水準。不過1980年代開始, 因爲美國經濟表現良好, 富人的財富占社會總財富比例逐漸增加, 分配不均程度愈趨嚴重, 但沒有回復至20世紀初的水準, 主因在於20世紀以來美國所得稅與遺產稅的累進程度均增加, 富人難以累積財富; 除此之外, 政府對於獨占力的管制, 以及第二次世界大戰後教育逐漸普及化等因素, 皆抑制財富分配的惡化。財富組成部分, 該文發現富人大部分的資產爲金融資產, 不動產占比則相對較低, 因此金融資產價值的變動, 將明顯影響富人的財富積累及財富分配不均程度。[12]

Piketty, Postel-Vinay, and Rosenthal (2006) 以遺產稅申報資料衡量1807年至1994年法國財富分配情形, 發現1914年之前財富分配逐年惡化, 肇因於金融資產和工業資產 (industrial estate) 的價值大幅增加; 1914年之後因兩次世界大戰與經濟大蕭條等負面衝擊使得惡化趨勢逐漸減緩; 除此之外, 該文另外分析財富組成, 發現富人的財富中大部分爲股票與債券等金融資產; 不動產則主要由中產階級持有。除了上述文獻, Lampman (1962) 與 Smith (1984) 均利用美國遺產稅申報資料分析, 發現20世紀初期至中期, 財富分配不均程度有逐漸減緩的趨勢。

有關台灣的財富分配文獻較少, 且無利用遺產稅申報資料分析財富分

可能影響2009年以前的分析結果。

[11] 根據內政部地政司統計資料, 2018年全國土地公告現值占市價比爲91.31%。

[12] 然而, 1990年代開始, 隨著金融市場的蓬勃發展, 各式金融資產與退休基金相繼出現, 使得一般人較容易擁有金融資產, 受惠於資本報酬的不僅止富人, 因此金融資產對於財富分配不均的影響程度逐漸減少。

臺灣大學學術期刊資料庫

配不均或財富組成的文獻。蔡文松 (2005) 利用行政院1991年「台灣地區家庭部門資產調查」的統計資料, 發現各類財產的分配中金融資產最爲不均, 吉尼係數 (Gini coefficient) 爲0.71, 房地產的分配相對較爲公平 (吉尼係數爲0.55), 因此金融資產爲影響財富分配不均程度的重要因素。另外比較所得與財富分配不均程度, 財富分配較爲不均 (家庭資產淨額的吉尼係數爲0.47, 可支配所得的吉尼係數爲0.31); 財富組成部分, 房地產爲國人主要持有的財產, 占總財富58.8%, 其次爲金融資產 (26.4%)。陳慧圈 (1997) 同樣利用1991年「台灣地區家庭部門資產調查」分析財富分配, 其結論與蔡文松 (2005) 相似。行政院主計總處於1991年進行家庭資產調查後不再續辦, 因此近年來並沒有台灣財富分配不均與財富組成的文獻, 本文將藉由遺產稅申報資料補足此缺口。

2.2 租稅對財富組成的影響

經濟個體除了依照資產報酬率與風險程度配置資產, 稅制也爲決策所考慮的因素之一 (Ochmann, 2014)。Feldstein (1976) 實證結果顯示所得稅邊際稅率顯著的影響經濟個體對各類資產的需求, 舉例來說, 邊際稅率提高將增加股票的需求, 原因在於股票的資本報酬在所得稅上享有較高的租稅優惠, 鼓勵高所得者持有股票以減少租稅負擔。Hubbard (1985) 以 Heckman 兩階段模型分析所得稅對於財富組成的影響, 實證結果指出, 所得稅邊際稅率確實影響財產配置的決策。Ochmann (2014) 以德國政府的抽樣調查資料, 結果顯示所得稅邊際稅率較高之家戶, 對於具租稅利益之資產擁有較高的需求。

King and Leape (1998) 認爲, 稅法上給予特定財產租稅優惠, 使得各財產的有效稅率不同, 影響財產配置決策, 因此理論上, 租稅會扭曲經濟個體的財富組成。然而, 該文的實證模型將財富分成11種財產, 並將每種財產以 Heckman 兩階段迴歸模型檢驗所得稅對於財富組成的影響, 結果卻顯示所得稅邊際稅率對於財富組成無顯著的影響, 租稅對財富組成的扭曲程度不如以往文獻認知的嚴重。

King and Leape (1998) 的實證結果和 Feldstein (1976)、Hubbard (1985) 與 Ochmann (2014) 抵觸, 前者認爲所得稅對財富組成無顯著的影響, 後

臺灣大學學術期刊資料庫

三者則認爲所得稅明顯影響經濟個體的資產配置, 因此在租稅與財富組成的關聯上, 文獻上並無一致的結論; 另一方面, 有關租稅對於財富組成影響的實證文獻, 皆聚焦在所得稅邊際稅率對於財富組成的影響, 本文將延伸至遺產稅的範疇, 探討遺產稅有效稅率對於財富組成的影響, 以非所得稅的角度提供財富組成與租稅之間關聯的見解。除此之外, 使用遺產稅申報資料的優點在於, 文獻上實證模型的資料來源大多爲抽樣調查, 舉例來說, King and Leape (1998) 的資料來源爲抽樣調查6,010戶家庭, 其樣本數相較於遺產稅申報資料貧乏, 因此使用遺產稅申報資料有樣本數較多的優勢。[13] 再者, 抽樣調查爲橫斷面 (cross section) 資料, 但本文所使用之遺產稅申報資料, 其年度跨及2001年至2015年, 其分析不受特定年度的影響。

3 台灣財富分配不均與財富組成分析

3.1 資料來源

本文資料來源爲財政部財政資訊中心所提供2001年至2015年的遺產稅申報資料, 其申報單位爲個人, 包括應納稅額爲零者。[14] 申報資料包含申報年度、遺產總額、免稅額、申報扣除額項目、不計入遺產總額與應納稅額等。[15] 稽徵單位將遺產分成五種類別, 分別爲土地、房屋、存款、投資以及其他。由於財富定義爲資產總額減負債, 因此根據遺產稅申報資料, 將被繼承人的財富定義爲土地、房屋、存款、投資和其他類別的財產金額加總,

[13]本文分析所用之遺產稅申報資料共1,374,042筆 (見第5節), 平均每年約91,603筆, 其樣本數明顯高於抽樣調查資料。然而, 根據行政院主計總處的統計顯示, 樣本期間每年的死亡人數約有12至14萬人, 與遺產稅申報件數有所差距。經與財政部賦稅署負責遺產稅人員討論, 此一差距, 除少數逃漏外, 應多數爲死亡後未遺有財產者。以財富分配不均的討論而言, 如未申報者, 確實多爲死亡後無遺有財產者, 則本文研究結果恐有低估財富分配不均之疑慮, 此點係爲本文研究限制之一。

[14]分配不均的分析會因爲樣本的單位而受到影響 (一般來說樣本單位爲家戶或個人), 舉例來說, 給定家戶總財富不變之下, 如果家戶內成員之間的經濟資源分配較爲不均, 以家戶爲分析單位的分配不均程度將低於以個人爲分析單位的結果 (Kopczuk and Saez, 2004; Rosen and Gayer, 2014)。

[15]根據《遺產及贈與稅法》第23條, 納稅義務人應於被繼承人死亡之日起6個月內, 向戶籍所在地主管稽徵機關申報遺產稅, 其申報年度與死亡年度不一定相同, 但本文資料來源僅提供申報年度, 無法準確掌握死亡年度, 因此假設申報年度與死亡年度一致。

臺灣大學學術期刊資料庫

再減除未償債務扣除額之後的剩餘。[16] 其中土地以公告現值評價, 將公告現值 (每平方公尺爲單位) 乘以面積和持分; 房屋價值以評定標準單價爲評估基礎, 將建物的評定價值乘以持份是爲遺產價值;[17] 存款的價值是被繼承人死亡當日的存款餘額 (含死亡當日的現金提領); 投資則是以單位時價乘以數量, 而單位時價的評定則依資產種類有不同的認定方式。[18] 依照上述的財富定義及各種資產的評價方式, 計算被繼承人的財富價值, 並以所有被繼承人的財富, 乘上死亡率倒數以推估整體社會的財富分配不均與財富組成情形。[19]

爲了避免極端值影響結果, 本文利用遺產稅資料分析時, 每年皆刪除最富有及最貧窮的萬分之一樣本; 再者, 由於其他類別的財產種類繁多, 並無清楚定義, 且負債僅有加總的金額, 難以對應至個別資產, 無法瞭解其他類別財產與負債的詳細內容, 因此以下分析不探討其他類別財產與負債的分配不均程度與組成情形。

3.2 台灣財富分配不均與財富組成情形

(1) 財富分配不均與財富組成衡量指標

本文探討財富分配不均及財富組成時, 由於負債無法依照資產種類歸類, 因此計算各類財產本身的價值時未扣除負債, 僅加總所有財產以計算財富總額時才會扣除負債。本文分析財富分配不均的指標爲特定財富階層的財

[16]根據《遺產及贈與稅法》第17條, 被繼承人死亡前未償之債務, 具有確實之證明者, 得申報遺產稅扣除額。

[17]由於遺產稅申報資料之土地與房屋評價皆低於市價, 因此以該資料分析財富分配時, 可能由於低估不動產的價值, 而影響財富分配不均程度及財富組成的估計結果。土地部分, 若依內政部公布之直轄市與縣市別土地公告現值占市價的比例調整, 或可縮小縣市間及年度間的偏誤, 但同一直轄市或縣市內個別樣本並無差異性。房屋部分, 目前並沒有直轄市及縣市標準價格與市價差距之比例。作者感謝匿名評審指出土地及房屋價值低估, 可能會影響財富分配不均程度及財富組成的估計結果的疑慮。

[18]上市與上櫃股票的單位時價爲死亡日的收盤價; 興櫃股票爲死亡日加權平均成交價; 未上市、未上櫃與非興櫃股票以死亡日之每股淨值爲單位時價。

[19]研究財富不均的資料往往需要更長期的資料, 例如 Piketty, Postel-Vinay, and Rosenthal (2006) 利用接近兩百年的資料, 或 Kopczuk and Saez (2004) 使用近一百年的資料分析, 以利於分析財富的動態變化。但台灣政府部門長期忽略資料的保存與利用, 更長期的資料取得相當困難, 因此對於本文研究結果的解讀有其限制。

臺灣大學學術期刊資料庫

富分額, 也就是特定階層的財富 (扣除負債) 占社會全體財富 (扣除負債) 的比例; 以及特定階層持有各類財產的分額, 即是特定階層的各類財產價值 (未扣除負債) 占社會全體各類財產價值 (未扣除負債) 的比例; 分析財富組成的指標則是特定階層之中各類財產價值 (未扣除負債) 占財富總額 (扣除負債) 的比例。[20] 各項公式表列如下 (以財富排名前百分之一的樣本爲例):

$$\text{前百分之一財富分額} = \frac{\text{前百分之一財富價值 (扣除負債)}}{\text{總財富價值 (扣除負債)}},$$

$$\text{前百分之一土地分額} = \frac{\text{前百分之一土地價值 (未扣除負債)}}{\text{總土地價值 (未扣除負債)}},$$

$$\text{前百分之一土地占比} = \frac{\text{前百分之一土地價值 (未扣除負債)}}{\text{前百分之一總財富價值 (扣除負債)}}。$$

(2) 財富分配不均與財富組成情形[21]

圖1爲台灣2001年至2015年根據遺產稅申報資料計算財富排名前百分之一所持有財富占社會總財富分額 (排名前百分之一的財富除社會總財富), 發現台灣財富分配不均程度15年來呈緩慢上升的趨勢, 2001年前百分之一持有財富分額爲28.72%, 2015年其比例上升至38.50%, 爲15年來分配最爲不均的年度, 詳細數據見附表1–1。

財富分配不均的來源可能與各類財產的分配相關。圖2爲2001年至2015年前百分之一人各類財產占社會各類財產總額的分額 (前百分之一人的各類財產價值除社會全體的各類財產總價值), 發現即使財富不均程度呈現逐漸向上的趨勢, 各類財產的分配不均情形不盡相同。前百分之一人的投資分額最高, 15年來大部分介於70%至80%; 前百分之一土地分額15年來呈現緩慢下滑的趨勢, 2001年爲25.13%, 2015年下降至20.56%; 房屋分額15年來緩慢上升, 2001年爲7.99%, 2015年則爲17.34%; 另一方面, 前百分之一人的存款分額呈現較大的增幅, 2001年爲13.04%, 2015

[20]計算各類財產占比時, 因爲負債無法對應至個別財產, 分子 (各類財產的價值) 未扣除負債, 但分母 (總財富價值) 扣除負債, 造成財產占比加總可能超過100%的現象。然而, 如果另外計算負債占財富價值比例, 並加總該比例與各類財產占比, 比例仍然爲100%。

[21]有關財富分配不均與財富組成的相關數據, 詳見附錄1。

臺灣大學學術期刊資料庫

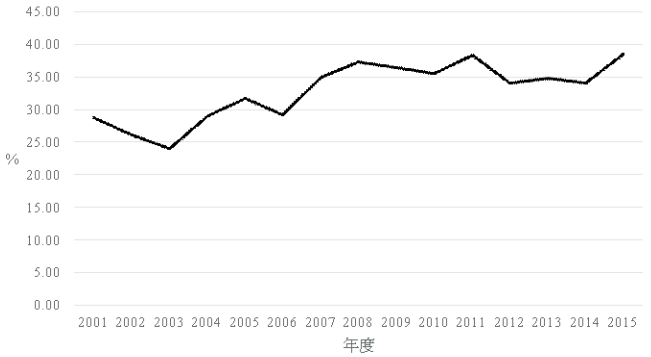


圖 1: 前百分之一的財富分額

資料來源: 本研究自行整理。

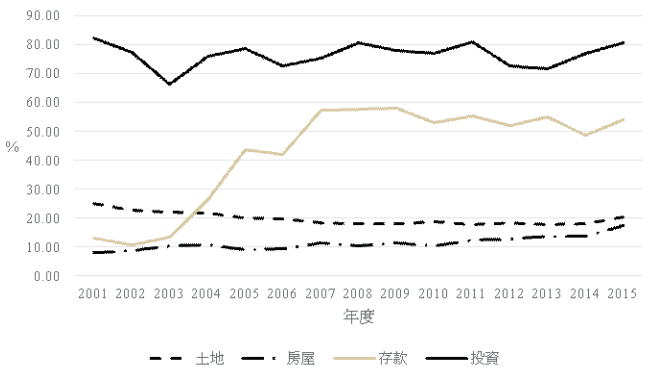


圖 2: 前百分之一的各類財產分額

資料來源: 本研究自行整理。

年以提升至53.88%, 15年以來提升3倍以上, 主要增幅來自2003年 (13.3%) 至2005年 (43.56%), 以及2006年 (42.11%) 至2007年 (57.19%), 詳細數據見附表1–2。[22]

[22]有關存款分配不均程度突然增加的部分, 由於本研究缺乏個人的所得與消費資料, 無法提供較爲完整的解釋, 然而, 存款分配不均變化的原因是未來我國財富分配領域值得探討的議題之一。

臺灣大學學術期刊資料庫

觀察圖 1 與圖 2, 發現財富分配不均主要來自投資和存款的分配不均, 代表金融資產集中於富人的現象, 會加劇財富分配不均程度, 其現象符合文獻分析的結果 (Kopczuk and Saez, 2004; Keister and Moller, 2000); 分別以存款與投資來看, 圖1之中財富分配不均程度明顯上升的年度爲2004年與2007年, 與圖 2 前百分之一存款分額顯著增加的年度相同, 可推斷 2001 年至 2015 年, 造成財富分配不均更爲嚴重的原因主要係存款分配不均的提升; 另一方面, 於 2004 年之前, 財富分配不均程度已達到 20% 至 30% (2001 年、2002 年與 2003 年前百分之一財富分額分別爲 28.72%、26.02% 與 24.06%), 且 2004 年以前投資分額明顯高於土地、房屋與存款, 因此富人持有大量的投資, 爲長期以來影響財富分配不均的因素之一。[23]

總結上述分析, 台灣財富分配不均程度自 2001 年至 2015 年緩慢增加, 而分析前百分之一人各類財產占社會全體各類財產的分額, 發現財富分配不均主要來自金融資產集中於富人的現象。

比較文獻上對於台灣近年來所得分配不均情形的探討, Chu, Chou, and Hu (2015) 發現台灣所得分配不均度如同部分已開發國家, 自1990年開始上升, 1998 年前百分之一所得分額爲 8%, 2013 年則提升至 10.68%, 因此所得分配不均與財富分配不均近年來皆有逐漸增加的趨勢。另外, 根據本文分析結果顯示, 2013 年前百分之一財富分額爲 34.78%, 明顯高於前百分之一所得分額 10.68%, 其結果符合文獻上的發現, 財富分配不均程度普遍高於所得分配不均程度 (Dabla-Norris et al., 2015)。

財富組成部分, 圖3爲社會全體 2001 年至 2015 年的財富組成情形 (各類財產總額占財富總額的比例)。社會全體主要持有的財產爲土地, 即使土地占比自 2001 至 2008 年緩慢下跌, 近年來土地占比仍約 50%, 反映國人自住需求高, 使得經濟資源主要流向土地; 相較於土地占比減少, 房屋占比 15 年來較無變化; 另一方面, 存款占比近年來爲顯著上升, 從 2001 年

[23]雖然財富分配不均程度於15年內逐漸上升, 但此一期間除了遺產稅與贈與稅的調整之外, 另外包含 2000 年網路泡沫及股市衰退、SARS 後的房市蕭條、2008 年金融海嘯與 2010 年景氣反轉後的一波長期景氣, 上述總體經濟的外生衝擊皆可能影響財富分配不均的趨勢, 再加上本文樣本期間較短, 使得本文難以推論影響台灣財富分配不均發展的因素。然而, 假定財富分配不均僅受前述外生衝擊影響, 在外生衝擊結束之後, 財富分配不均程度應有明顯的變化, 以回歸至正常水準, 但根據圖 1 的結果顯示, 分配不均的趨勢係緩慢上升的趨勢, 代表說仍有非外生衝擊的因素持續影響台灣財富分配不均的演進。

臺灣大學學術期刊資料庫

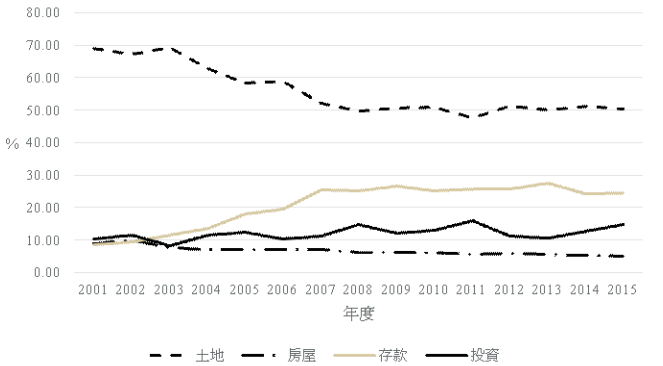


圖 3: 社會全體的財富組成

資料來源: 本研究自行整理。

8.61% 提高至 2015 年 24.71%, 其趨勢與土地占比的變化相反; 投資占比的變動較大, 其原因可能在於投資的價值易受全球總體經濟波動的影響。從圖 3 也可發現, 經濟個體的財富組成從不動產 (土地與房屋) 逐漸偏向金融資產 (存款與投資), 其趨勢主要來自土地占比的減少與存款占比的增加。詳細數據見附表 1–3。

由於台灣遺產稅衡量土地與房屋的價值分別爲公告現值與評定標準價格, 兩者皆低於市價; 反之, 存款與投資的評價方式與市價相近, 當被繼承人遺產稅租稅負擔較高, 較有誘因利用不動產獲取財產評價方面的租稅利益, 進而減少租稅負擔。雖然根據第 2 節, 在死亡率倒數法之下, 可透過法律規範減少規避或逃漏報遺產稅對於衡量財富組成的偏誤, 但被繼承人藉由操縱資產配置以規避租稅負擔的行爲較難被稅法所限制。

因此, 以持有不動產避稅的行爲會影響被繼承人的財富組成, 進而影響本文對於全體國民財富組成的估計, 也就是說, 從圖 3 觀察到全體國民財富組成的變化, 可能來自被繼承人的遺產稅租稅規畫。

圖 4 爲台灣 2001 年至 2015 年遺產稅應稅案件的有效稅率 (應納稅額占核定遺產總額比例), 2008 年以前逐年小幅度下跌, 於 2009 年與 2010 年較爲顯著的減少之後, 2011 年至 2015 年較無變化。詳細數據見附表 1–3。

將圖 4 對應至圖 3 的財富組成變動, 發現有效稅率與土地占比皆於 2001

臺灣大學學術期刊資料庫

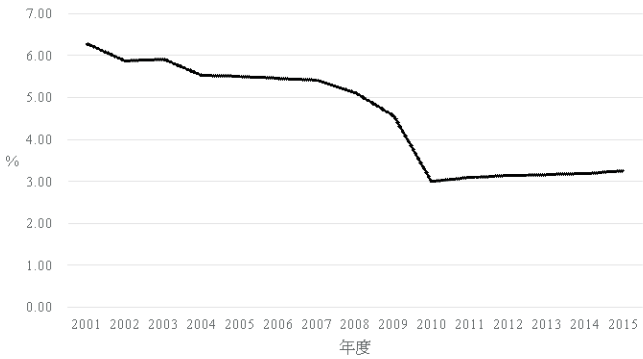


圖 4: 遺產稅應稅案件有效稅率

資料來源: 本研究自行整理。

年至2008年減少, 存款占比反向提高, 其可能原因在於被繼承人因爲外生的政策變動等因素, 使得遺產稅租稅負擔降低, 較無誘因透過土地規避遺產稅, 因此土地占比減少, 而從土地釋出的經濟資源流向存款, 使得存款占比增加; 2011年之後, 土地、存款占比與有效稅率均無明顯的變化, 代表被繼承人租稅負擔的變動逐漸減緩時, 財富組成受到租稅影響的程度也隨之下降, 因而沒有太大的變化。因此, 有效稅率與財富組成可能有所關聯。但財富組成的變化無法反映有效稅率於2010年大幅下降, 且租稅對於財富組成的影響於文獻上並無一致的結果, 因此本文第4節與第5節利用迴歸模型分析有效稅率對財富組成的影響, 檢驗兩者之間的因果關係。

總結上述, 觀察社會全體的財富組成, 近年來存款占比增加, 土地占比相對減少, 資產配置逐漸傾向金融資產, 造成如此現象的因素衆多, 目前國內文獻討論不足; 部分國外文獻指出, 租稅經由影響個體之資產配置 (Feldstein, 1976; Hubbard, 1985; Ochmann, 2014) 爲改變財富組成的重要因素。

僅探討前百分之一持有的財富分額及社會全體的財富組成並無法瞭解其他財富階層的情形, 因此本文將樣本依照財富多寡分成五個分位 (財富最多的分位爲第一分位, 代表前百分之一至前百分之二十, 其餘分位以此類推), 分別比較每分位的財富分額與財富組成情形。

臺灣大學學術期刊資料庫

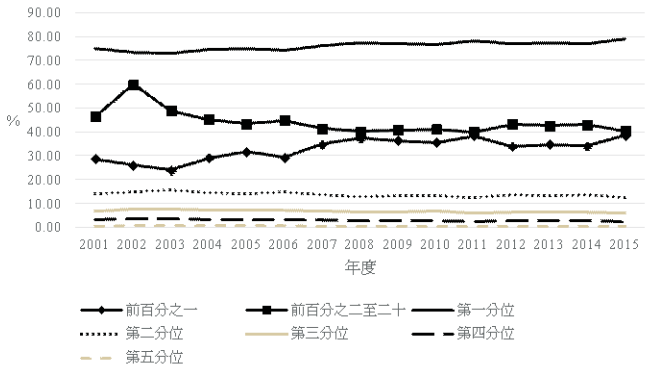


圖 5: 各財富階層的財富分額

資料來源: 本研究自行整理。

圖5整理各財富階層的財富分額, 第一分位擁有社會70%至80%的財富, 但第三、第四與第五分位的分額皆低於10%, 貧富之間財富分額的差距反映財富分配不均的現象。詳細數據見附表1–1。

但財富分配不均除了存在於富人與窮人之間, 第一分位之間也存在財富集中化的現象。將第一分位切分爲前百分之一與前百分之二至二十, 觀察圖5中前百分之一與前百分之二至百分之二十的財富分額, 前百分之一的財富分額15年來呈緩慢上升的趨勢, 但前百分之二至二十的分額卻爲相反的變動, 於2015年時, 前百分之一財富分額幾乎與前百分之二至二十相當, 其結果代表雖然社會全體財富集中於第一分位, 但第一分位之間的財富分配亦不均, 其財富逐漸集中於前百分之一人。

再者, 15年來僅前百分之一人的財富分額有明顯的成長, 剩下分位幾乎無變化。觀察圖5, 第一分位至第五分位15年來財富分額均無明顯變化, 而第一分位之內, 前百分之一財富分額逐年增加, 前百分之二至百分之二十反而減少, 代表前百分之一的財富增幅高於其他分位, 在此趨勢下, 預期未來財富分配將更爲惡化。

以財富組成來說, 圖6整理各分位土地占財富總額比例。前百分之二至二十的土地占比最高, 前百分之一的土地占比最低, 整體來說, 所有財富階層的土地占比皆隨著年度減少, 但除了前百分之一之外, 對於其他財富階

臺灣大學學術期刊資料庫

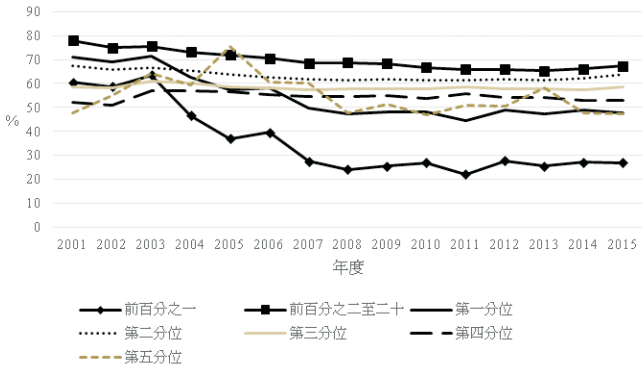


圖 6: 各財富階層的土地占財富總額比例

資料來源: 本研究自行整理。

層來說, 土地仍爲國人主要持有之財產種類, 其占比平均來說高於 50%, 代表自住需求使得經濟資源集中於土地。詳細數據見附表 1–4。

圖 7 爲各財富階層的房屋占財富總額比例, 發現各財富階層的房屋占比 15 年來緩慢下降。比較各財富階層, 發現財富越高的階層其房屋占比越低。同時觀察圖 6 與圖 7, 財富水準較低的經濟個體, 較可能將大部分的經濟資源投入不動產, 而富人較有資源配置於房屋以外之其他財產, 使得房屋占比較低。詳細數據見附表 1–5。

圖 8 爲各財富階層的存款占財富總額比例, 發現各財富階層的存款占比 15 年來緩慢增加。而比較各財富階層的占比變化幅度, 發現前百分之一上升程度最高, 2001 年時約 5%, 2015 年已達約 35%, 上升程度第二高的爲第一分位, 從 2001 年時約 5% 提升至 2015 年約 25%, 財富階層越高者其存款占比提升程度越高。與圖 6 及圖 7 比較, 發現存款占比相較於不動產 (土地與房屋) 爲逐年顯著提升, 印證國人逐漸偏好金融資產的現象。詳細數據見附表 1–6。

圖 9 爲各財富階層的投資占財富總額比例, 發現各財富階層的投資占比 15 年來除了前百分之一與第一分位, 其餘財富階層幾乎無變化, 且均處於較低水準, 前百分之二至二十、第二分位、第三分位、第四分位與第五分位 15 年來投資占比約介於 0% 至 5%, 代表富人較傾向將資產配置於投資,

臺灣大學學術期刊資料庫

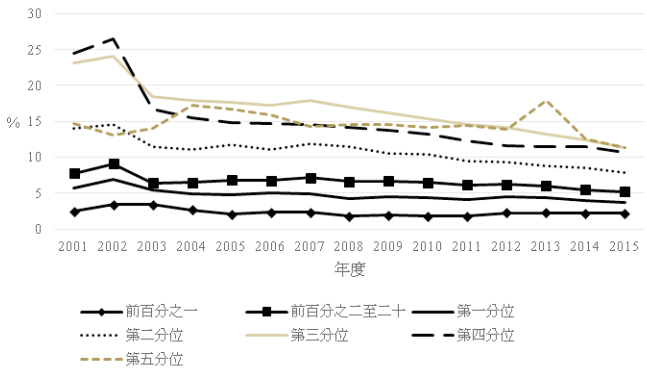


圖 7: 各財富階層的房屋占財富總額比例

資料來源: 本研究自行整理。

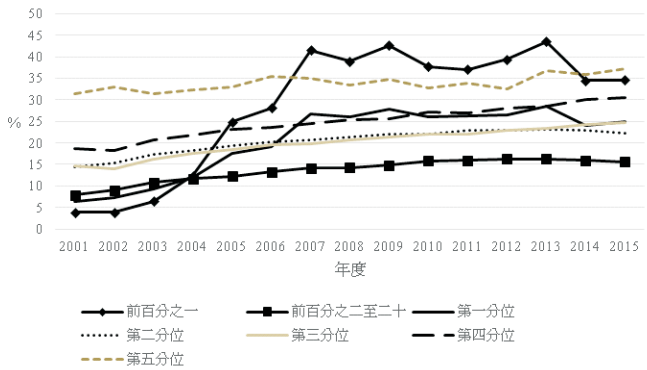


圖 8: 各財富階層的存款占財富總額比例

資料來源: 本研究自行整理。

符合文獻上對於財富組成的分析 (Kopczuk and Saez, 2004; Piketty, Postel-Vinay, and Rosenthal, 2006)。[24] 除此之外, 觀察第一分位、前百分之一與前百分之二至二十的投資占比, 發現第一分位投資占比較高的原因, 係因爲

[24]第一分位與前百分之一投資占比之所以每年變化幅度高, 可能與金融資產價值易受全球總體經濟波動影響所致, 且第一分位與前百分之一的投資占比高, 因此受總體經濟影響程度較大。

臺灣大學學術期刊資料庫

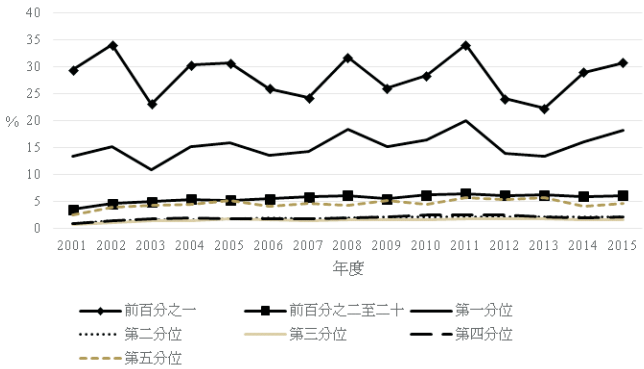


圖 9: 各財富階層的投資占財富總額比例

資料來源: 本研究自行整理。

受到前百分之一投資占比的影響。如果第一分位排除前百分之一, 而僅觀察前百分之二至二十, 投資占比約介於3% 至6.5%。詳細數據見附表1–7。

另一方面, 比較文獻上對於近年來所得組成情形的探討, Chu, Chou, and Hu (2015) 指出, 前百分之一所得組成以薪資所得及資本所得爲主, 但更頂端 (前百分之零點一) 的所得組成則以資本所得爲主要來源, 代表高所得者的所得來源偏向資本報酬。

總結來說, 觀察財富組成的趨勢, 發現經濟個體逐漸從不動產轉而偏好金融資產。影響台灣財富組成變化的因素相當多, 而租稅因素可能與之相關, 其原因在於, 近年來遺產稅的有效稅率因爲外生的政策變動等因素逐漸下降, 使得經濟個體的遺產稅租稅負擔減少, 進而降低持有較高遺產稅租稅利益的不動產的誘因, 轉而偏好持有金融資產。反之, 如果遺產稅租稅負擔增加, 經濟個體將偏好租稅利益較高的不動產, 進而減少對於金融資產的需求。也就是說, 遺產稅租稅負擔將影響經濟個體的資產配置決策。

然而, 本節僅利用圖形分析租稅負擔與財富組成之間的關聯, 並無法精確衡量兩者之間的因果關係, 且根據第2節, 文獻上對於租稅是否影響財富組成並沒有一致的結論, 因此本文接下來將透過實證模型, 探討遺產稅租稅負擔對於財富組成的影響。

臺灣大學學術期刊資料庫

4 實證模型

4.1 研究方法

本文以實證模型探討遺產稅租稅負擔對財富組成的影響, 資料來源爲財政部財政資訊中心提供2001年至2015年的遺產稅申報記錄。其中財富組成定義爲各類財產占財富的比例, 而租稅負擔於文獻上通常以納稅義務人面對的邊際稅率爲解釋變數 (King and Leape, 1998; Feldstein, 1976; Hubbard, 1985), 但台灣2009年修正《遺產及贈與稅法》, 將遺產稅稅率由累進稅率調降爲單一稅率10%, 邊際稅率於個體之間不具變異性, 不適合作爲解釋變數。因此本文以有效稅率 (遺產稅應納稅額除核定遺產總額) 爲主要解釋變數, 探討有效稅率變動對於財富組成的影響。

除了個體變異的考量, 邊際稅率代表每多一單位的稅基, 經濟個體所面對的稅率, 因此影響邊際投資 (marginal investment), 但財富組成是邊際內 (inframarginal) 的決定, 以有效稅率較能反映租稅負擔對財富組成的影響。

由於每年樣本之間並無相關, 一般來說以合併最小平方法 (pooled ordinary least squares) 分析。然而, 以有效稅率爲解釋變數, 探討其對於財富組成的影響時, 需處理內生性 (endogeneity) 問題。有效稅率代表租稅負擔程度, 可能影響個體的資產配置, 但資產配置亦會影響有效稅率, 舉例來說, 經濟個體得將應稅財產轉換爲適用租稅優惠的財產, 得減少遺產稅租稅負擔。被解釋變數與解釋變數之間互爲因果關係, 使得迴歸模型產生內生性問題。

本文利用兩階段最小平方法 (two stage least squares) 處理內生性問題, 並以被繼承人核定遺產總額對應死亡年度5年前的稅制所設算的有效稅率爲工具變數 (instrument variable)。[25] 使用死亡前5年有效稅率的原因在於, 假設被繼承人於死亡前5年開始租稅規劃, 因此有效稅率的滯後值 (lagged value) 與當期有效稅率相關。[26] 爲了簡化工具變數的計算, 假設遺產稅扣除

[25]由於本文資料來源僅提供遺產稅申報年度, 無法準確掌握被繼承人死亡年度, 所以本文假設申報年度與死亡年度一致 (詳見附註15)。

[26]本文不採用離死亡時間更接近之年度 (死亡前1年至4年) 的原因在於, 遺產稅制變動並非常態, 如果工具變數所採用的年度與死亡年度過爲接近, 可能導致工具變數與內生變數完全相同。由於本文假定被繼承人死亡前5年開始租稅規劃, 代表被繼承人死亡前5年

臺灣大學學術期刊資料庫

額爲 0, 免稅額與邊際稅率則按照設算年度的遺產稅法規定。[27] 舉例來說, 死亡年度爲 2011 年的被繼承人, 其設算有效稅率爲核定遺產總額減死亡年度前 5 年 (2006 年) 的遺產稅免稅額, 再以 2006 年的遺產稅邊際稅率設算有效稅率。

除了內生性, 需另外處理選擇性偏誤 (selection bias) 的問題 (Hubbard, 1985; King and Leape, 1998)。根據 Heckman (1979), 選擇性偏誤係指樣本的選取並非隨機 (nonrandom), 其估計結果僅能反映特定群體的行爲, 無法代表母體的特性。選擇性偏誤通常發生在特定行爲是自我選擇行爲 (self selection), 或是抽樣過程僅篩選符合特定性質的樣本。以本文欲探討的財產組成來說, 只能觀察到持有特定財產的樣本對於有效稅率的行爲反應, 無持有該類財產的被繼承人對於稅制的反應則無法觀察, 排除無持有財產的樣本, 將會面臨選擇性偏誤。

King and Leape (1998) 認爲, 經濟個體持有不完整的投資組合 (incomplete portfolio), 其原因可能包括兩者, 其一爲交易成本 (transaction cost), 係指持有特定財產需要花費的管理成本, 如果交易成本過高, 可能使經濟個體無法購買特定財產; 其二爲法規限制, 雖然部份財產的價值可能爲負數, 但實際上各國法規的限制使得持有負數價值的財產並不可行, 例如: 賣空限制 (short sales constraint)。除此之外, Hubbard (1985) 提到, 部分資產的報酬率取決於資產持有的規模, 例如: 政府債券的發債規模高, 必須要有足夠的經濟資源才得持有該財產至一定規模, 進而享有該財產所產生的報酬, 對於經濟資源較少的經濟個體來說較難持有前述財產。

對於無持有特定財產的個體而言, 該財產的占比爲, 因此針對資料切齊 (censored data) 的情形, 照理應使用 Tobit 模型分析, 然而, King and Leape (1998) 與 Dicks-Mireaux and King (1983) 認爲, 探討財產組成時, 必須

也會開始規劃資產配置, 因此工具變數可能與迴歸式的隨機干擾項相關。然而, 扣除額多寡會影響以不動產規避租稅的程度, 進而影響財富組成 (因爲免稅額與扣抵稅額相對來說較難透過經濟行爲來操縱), 如果本身能扣除的金額不多, 才會選擇持有不動產以規避租稅負擔, 但本文設算的工具變數係假設扣除額爲 0, 因此工具變數與迴歸式隨機干擾項之間應不具相關性。

[27] 實證模型的樣本期間爲 2001 年至 2015 年, 因此設算有效稅率的遺產稅免稅額介於 1996 年至 2010 年 (死亡年度前 5 年), 各年度免稅額如下: 1996 年至 2005 年爲新台幣 700 萬元; 2006 年至 2008 年爲新台幣 779 萬元; 2009 年以後爲新台幣 1,200 萬元。

臺灣大學學術期刊資料庫

先瞭解個體願意持有財產的種類, 才能進而估計各類財產的占比。舉例來說, 只持有兩種財產類別的個體, 其財產組成必然與持有所有財產類別的個體不同, 也就是說, 是否持有各類財產會影響持有財產的比例, 在此情況下並不適合以 Tobit 模型估計。財產配置的決策, 應分別以離散選擇模型 (discrete choice model) — 是否持有財產, 以及連續選擇模型 (continuous choice model) — 持有財產的程度等兩個角度分析 (Hubbard, 1985)。

令樣本選擇的迴歸式爲:

$$Z_{ij} = \gamma_{ij} W_{ij} + \mu_{ij}, \quad i = 1, 2, \cdots, n, \quad j = 1, 2, 3, 4, \tag{1}$$

Z_{ij} 代表是否第 i 人是否持有 j 財產, 持有者爲1, 否則爲0。W_{ij} 代表影響持有特定財產 j 的因素, γ_{ij} 爲變數係數, μ_{ij} 爲隨機干擾項。

另立財產組成的迴歸式爲:

$$Y_{ij} = \beta_{ij} X_{ij} + \varepsilon_{ij}, \quad i = 1, 2, \cdots, n, \quad j = 1, 2, 3, 4, \tag{2}$$

Y_{ij} 爲第 i 人的 j 財產占總財富比例, X_{ij} 爲控制變數, 包括內生變數 (有效稅率) 與外生變數, β_{ij} 爲係數, ε_{ij} 爲隨機干擾項。由於需要持有特定財產才可觀察到樣本的行爲, 因此只有在式 (1) 的 Z_{ij} 爲1的情形下, 樣本才會於式 (2) 被觀察。

在無選擇性偏誤之下, 式 (2) 的被解釋變數期望值爲:

$$\mathrm{E}\left(Y_{ij}\right) = \beta_{ij} X_{ij},$$

但在選擇性偏誤之下, 觀察到的樣本無法代表全體之特性, 此時被解釋變數的期望值爲:

$$\begin{aligned} \mathrm{E}\left(Y_{ij} | X_{ij}, Z_{ij} > 0\right) &= \beta_{ij} X_{ij} + \mathrm{E}\left(\varepsilon_{ij} | X_{ij}, Z_{ij} > 0\right) \\ &= \beta_{ij} X_{ij} + \mathrm{E}\left(\varepsilon_{ij} | X_{ij}, u_{ij} > -\gamma_{ij} W_{ij}\right) \\ &= \beta_{ij} X_{ij} + \sigma_{\varepsilon\mu} \lambda_{ij}, \end{aligned} \tag{3}$$

其中 $\lambda_{ij} = \phi(\gamma_{ij} W_{ij} / \sigma_\mu) / \Phi(\gamma_{ij} W_{ij} / \sigma_\mu)$, 爲標準常態變數 (standard normal variable) 的機率密度函數 (probability density function) 除標準常態變

臺灣大學學術期刊資料庫

數的累積分配函數 (cumulative distribution function), 其中標準常態變數 Z_{ij} 爲:

$$Z_{ij} = \frac{-\gamma_{ij} W_{ij}}{\sigma_u},$$

透過式 (3) 可以發現, 如果式 (1) 與式 (2) 的隨機干擾項互爲獨立, 兩者之間的共變異數爲 ($\sigma_{\varepsilon\mu} = 0$), 無選擇性偏誤的問題; 反之, 如果式 (1) 與式 (2) 的隨機干擾項相關, 也就是兩者的共變異數不爲, 代表部分因素同時影響兩者的隨機干擾項, 選擇性偏誤存在, 如果僅以合併最小平方法估計, 估計結果將產生偏誤。本文認爲, 部份因素同時影響是否持有特定財產與財產占比, 例如前述提及之交易成本與法規限制等因素, 使得式 (1) 與式 (2) 的隨機干擾項相關, 需以計量方法處理選擇性偏誤。

4.2 迴歸模型

文獻上常利用 Heckman (1979) 提出得兩階段估計法處理財產占比的選擇性偏誤 (Hubbard, 1985; King and Leape, 1998), 而本文除了需要解決選擇性偏誤, 同時須處理有效稅率的內生性問題, 故實證模型參考 Wooldridge (2002), 在考量內生性與選擇性偏誤的問題之下, 分別探討遺產稅有效稅率對於土地、房屋、存款與投資的占比影響。[28] 實證模型共分成兩階段 (解釋變數的定義見表1):

第一階段, 以 probit 模型估計影響持有特定財產的機率, 也就是式 (1), 並計算 inverse Mill's ratio:

$$\begin{aligned}\text{assethold}_{ij} = {} & \alpha + \beta_1 \text{wealth}_i + \beta_2 \text{parent}_i + \beta_3 \text{spouse}_i + \beta_4 \text{kid}_i \\ & + \beta_5 \text{instrument}_i + \text{yeardummy}_i + \varepsilon_i, \end{aligned} \tag{4}$$

被解釋變數 (assethold_{ij}) 爲是否持有各類財產的虛擬變數, 持有者爲1, 反之爲。解釋變數並不包括有效稅率, 其原因在於避免內生性問題影響第一

[28] 遺產稅申報資料中雖然將財富分爲土地、房屋、存款、投資與其他類別, 但其他類別財產的詳細內容無法透過申報資料得知, 難以解釋有效稅率對於其他類別財產的影響, 因此本文分析時僅探討定義較爲清楚的土地、房屋、存款與投資; 另一方面, 資料來源中並無法瞭解各類財產對應的負債金額, 因此本文實證模型亦不探討負債。

臺灣大學學術期刊資料庫

階段模型的估計結果。因此除了有效稅率之外, 其餘外生變數皆放入第一階段的迴歸模型之中。

第二階段, 將 inverse Mill's ratio 加進式 (2), 也就是有效稅率影響財富組成的估計模型, 並以兩階段最小平方法爲迴歸模型, 此階段的樣本僅包含 assethold_{ij} 爲 1 的樣本:

$$\begin{aligned}\text{assetshare}_{ij} = {} & \alpha + \beta_1 \text{ETR}_i + \beta_2 \text{wealth}_i + \beta_3 \text{spouse}_i + \beta_4 \text{kid}_i \\ & + \beta_5 \text{IMR}_{ij} + \text{yeardummy}_i + \varepsilon_i, \end{aligned} \tag{5}$$

被解釋變數 (assetshare_{ij}) 爲各類財產占財富總額比例, 解釋變數包括兩階段最小平方法中, 第一階段估計得有效稅率 (ETR_i)、inverse Mill's ratio 與其他外生變數。藉由 Heckman 兩階段估計法與兩階段最小平方法, 分別處理選擇性偏誤與內生性問題, 使得估計得係數無計量上的偏誤。[29]

迴歸模型的解釋變數包括以下: ETR_i 爲有效稅率。wealth_i 爲被繼承人的財富總額取對數。根據第 3 節分析各分位的財富組成情形, 經濟個體因爲自住需求, 主要持有的財產類別爲土地, 但富人除了購買不動產之外, 亦得配置其他種類的財產以獲取投資報酬、租稅利益或規避投資風險, 因此財富的多寡將影響財富組成的決策, 部分探討財富組成的文獻亦以財富爲解釋變數 (King and Leape, 1998; Feldstein, 1976)。instrument_i 爲工具變數, 係被繼承人死亡前五年的設算有效稅率。IMR_{ij} 爲 inverse Mill's ratio, 由第一階段的 probit 模型估計, 以作爲第二階段的解釋變數, 控制是否持有特定財產對於財產組成比例的影響。yeardummy_i 爲年度虛擬變數, 控制各年度的政策與其他無法觀察到的年度效果, 共有 14 個虛擬變數。[30]

[29] 兩階段最小平方法第一階段爲:

$$\begin{aligned}\text{ETR}_i = {} & \alpha + \beta_1 \text{instrument}_i + \beta_2 \text{wealth}_i + \beta_3 \text{spouse}_i + \beta_4 \text{kid}_i + \beta_5 \text{IMR}_{ij} \\ & + \text{yeardummy}_i + \varepsilon_i, \end{aligned}$$

由於上式隨機干擾項與直接利用最小平方法估計式 (2) 的隨機干擾項相關, 因此利用上式的係數估計有效稅率時, 應排除隨機干擾項。將上式估計得有效稅率取代本文第二階段迴歸式的有效稅率, 再以最小平方法分析, 即完成兩階段最小平方法。

[30] 本文資料年度爲 2001 年至 2015 年, 爲了避免共線性 (collinearity), 僅放入 14 個虛擬變數。

臺灣大學學術期刊資料庫

除此之外, 部分文獻認爲經濟個體的個人性質影響財富組成 (King and Leape, 1998; Feldstein, 1976; Hubbard, 1985) 舉例來說, 如果遺有配偶且子女數量多, 代表家庭規模較大, 爲了後代生活所需, 被繼承人傾向持有不動產。[31] 因此本文放入三種虛擬變數, 分別如下: parent_i 爲被繼承人是否遺有父母的虛擬變數, 其判斷標準係參考遺產稅納稅義務人是否申報父母扣除額, 有申報扣除額 parent_i 爲 1; 反之爲。spouse_i 爲是否遺有配偶的虛擬變數, 以是否申報配偶扣除額判斷, 有申報者 spouse_i 爲 1; 反之爲 0; kid_i 爲是否遺有子女的虛擬變數, 由於申報記錄並無載明被繼承人是否留有子女, 因此以是否申報直系卑親屬扣除額爲代理變數, 有申報者 kid_i 爲 1, 反之爲 0。

Heckman 兩階段估計法面臨變數之間高度相關的問題, 因爲影響財產的持有與否以及持有比例的因素之間高度相關, 實證上 Heckman 兩階段的變數幾乎相同, 第一階段的變數透過 inverse Mill's ratio 進入第二階段的估計, 使得 inverse Mill's ratio 與第二階段的其他變數高度相關 (銀慶貞, 陶宏麟, 與洪嘉瑜, 2012)。爲了解決上述問題, 第一階段至少要有一個變數與第二階段不同 (Wooldridge, 2002), 也就是排除條件 (exclusion restriction)。因此本文於第一階段模型額外加入是否遺有父母的虛擬變數 (parent_i), 原因在於被繼承人的父母可能影響被繼承人是否持有特定財產的決策, 但被繼承人考量各類財產持有多寡時, 仍以其配偶與子女的狀況爲主。[32] 變數解釋整理於表 1。

5 迴歸結果

5.1 敘述統計

本文迴歸分析的資料來源爲財政部財政資訊中心 2001 年至 2015 年遺產稅申報資料, 共計 1,374,042 筆, 刪除重覆申報 210,169 筆、有效稅率爲 (無須

[31] Hubbard (1985) 探討影響財產組成的因素時, 認爲子女較多的個人傾向持有房屋, 因此實證模型放入個人擁有小於 18 歲的子女數目, 結果顯示子女數目對於房屋的持有爲顯著正相關。

[32] 本文主要的迴歸模型第一階段額外放入 parent_i, 而本文另外考慮下列兩種情形: 其一, 第一階段改爲額外放入 spouse_i; 第二階段僅放入 parent_i 與 kid_i; 其二, 第一階段改爲額外放入 kid_i, 第二階段僅放入 parent_i 與 spouse_i, 其迴歸結果見附錄 2。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 1: 實證模型變數解釋

變數名稱	名稱	變數解釋
$assethold_{ij}$	是否持有特定財產 (土地、房屋、存款與投資)	持有特定財產者爲 1, 否則爲 0。
$assetshare_{ij}$	各類財產占財富總額比例	各類財產價值除財富總額。
ETR_i	有效稅率	遺產稅應納稅額除核定遺產總額。
$wealth_i$	財富總額取對數	財富總額爲被繼承人各類財產價值加總, 再減未償債務扣除額。
$parent_i$	是否遺有父母	被繼承人遺有父母爲 1, 否則爲 0。
$spouse_i$	是否遺有配偶	被繼承人遺有配偶爲 1, 否則爲 0。
kid_i	是否遺有子女	以是否遺有直系卑親屬爲代理變數, 遺有者爲 1, 否則爲 0。
$instrument_i$	工具變數	設算被繼承人死亡前 5 年有效稅率。
IMR_{ij}	inverse Mill's ratio	爲第一階段所估計, 作爲第二階段的解釋變數, 反映是否持有財產對於財產占比的影響。
$yeardummy_i$	年度固定效果	設立 14 個年度虛擬變數, 控制不同年度政策與其他無法觀察的年度效果。

資料來源: 本研究自行整理。

納遺產稅的樣本) 共 1,039,509 筆以及資料不完全 70,866 筆樣本, 剩餘申報案件作爲迴歸模型的樣本, 共計 53,498 筆。[33,34] 其中第二階段分析各類財產的占比 ($assetshare_{ij}$) 時, 皆刪除占比爲的樣本, 因此分析各類財產占比所使用之樣本數較總樣本數少, 樣本的敘述性統計如表 2 所示。[35]

[33]本文迴歸模型爲了探討租稅負擔對於財富組成的影響, 因此刪除無租稅負擔 (即有效稅率爲0) 之樣本。

[34]由於財富變數 ($wealth_i$) 是以對數型式表達, 因此財富爲 0 或負數的樣本將因爲資料不完全而被刪除。

[35]財產占比爲負數是因爲部分被繼承人的 $wealth_i$ 爲負數, 而 $wealth_i$ 爲負數的樣本已因爲資料不完全而被刪除 (見附註 34), 財產占比爲零的樣本被刪除則是因爲本文實證模型第二階段 (式 5) 僅以持有資產者 (也就是說, $assethold_{ij}$ 大於 1) 的樣本, 因此僅留下財產占比大於 0 的樣本。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 2: 樣本敘述性統計

變數名稱		樣本數	平均值	標準差	極小值	極大值
$assethold_{ij}$	土地	53,498	0.9548	0.2077	0	1
	房屋	53,498	0.7597	0.4273	0	1
	存款	53,498	0.8129	0.3900	0	1
	投資	53,498	0.4496	0.4975	0	1
ETR_i		53,498	0.0443	0.0557	0.0001	0.4808
$assetshare_{ij}$	土地	51,082	0.6854	0.5158	0	85.0299
	房屋	40,641	0.0601	0.2834	0	50.8634
	存款	43,486	0.2125	0.2719	0	6.6452
	投資	24,055	0.1545	0.2613	0	4.5220
$wealth_i$		53,498	17.4175	0.9775	2.3026	30.9321
$parent_i$		53,498	0.0725	0.2593	0	1
$spouse_i$		53,498	0.4585	0.4983	0	1
kid_i		53,498	0.8022	0.3983	0	1
$instrument_i$		53,498	0.1478	0.0972	0	0.4996

註: 1. 平均值、標準差、極小值與極大值皆四捨五入至小數點第四位。

2. $assetshare_{ij}$ 的極小值皆爲 0, 其原因在於極小值過低, 四捨五入至小數點第四位爲 0。

3. 財產占比的極大值皆大於 0, 其原因在於財產占比的分子 (各類財產的價值) 並無扣除負債, 但其分母 (財富總額) 則扣除負債。

資料來源: 本研究自行整理。

變數 $assethold_{ij}$ 中土地的平均值高達 0.9548, 代表樣本中僅約 4% 的人無持有土地; 樣本持有投資的比例最低 (0.4496), 超過一半的樣本無持有投資。ETR_i 的平均值爲 0.0443, 代表遺產稅租稅負擔整體來說爲低水準, 納稅義務人可藉由扣除額與免稅額等方式減少應納稅額。$assetshare_{ij}$ 中土地占比的平均值 (0.6854) 遠高於其他三種財產, 反映第三節所提及, 國人主要持有的財富爲土地。個人特質的變數 ($parent_i$、$spouse_i$ 與 kid_i) 之中, 平均值從低至高依序爲 $parent_i$ (0.0725)、$spouse_i$ (0.4585) 與 kid_i (0.8022), 代表大部分被繼承人死後並無留有父母, 而幾乎一半被繼承人死後無留有配偶, 但遺留直系卑親屬爲普遍現象, 僅約兩成被繼承人無遺有直系卑親屬。$instrument_i$ 平均值爲 0.1478, 高於 ETR_i 的平均值, 反映

臺灣大學學術期刊資料庫

遺產稅的租稅負擔爲逐漸減少的趨勢, 使得設算過往的有效稅率平均而言較樣本死亡年度的有效稅率高。

5.2 迴歸結果

表3爲第一階段 (probit 模型) 估計結果, 財富總額與個人特質大部分顯著影響是否持有特定財產, 僅留有配偶對於持有土地無顯著關係。表4則爲第二階段 (兩階段最小平方法), 首先觀察 IMR_{ij}, IMR_{ij} 和土地占比與投資占比爲顯著負相關, 代表具有選擇性偏誤, 且依據 Wooldridge (1995) 提出的檢定方法, 發現有內生性問題;[36] 另一方面, IMR_{ij} 和房屋與存款占比並無顯著相關, 代表無選擇性偏誤, 且內生性檢定結果顯示房屋占比與有效稅率無內生性問題, 但存款占比卻有內生性問題, 因此針對房屋與存款占比另以合併最小平方法與兩階段最小平方法估計。

因此, 本文分別針對四種財產以最適合的模型估計, 土地與投資占比利用 Wooldridge (2002) 的模型, 房屋占比利用合併最小平方法, 存款占比則利用兩階段最小平方法估計, 表5爲對應至最適模型之後的迴歸結果。

以表5來說, 有效稅率對土地占比爲顯著正相關 (係數爲4.1851, 達1%顯著水準)。此迴歸結果與被繼承人面對較高的租稅負擔, 利用土地公告現值與市價之間的差距, 規避遺產稅租稅負擔的推論一致。但由於資料限制對於估計結果的可能影響, 上述之相關性, 未必可作爲直接因果關係的推論。另外, 有效稅率對房屋占比於統計上不顯著 (係數爲0.0809), 其原因可能在於台灣土地價值較房屋高, 且土地的資本利得 (capital gain) 稅負較房屋低, 因此在房屋與土地皆可透過評定價值與市價的差距獲得租稅利益之下, 個體較願意持有土地, 使得有效稅率對房屋占比無顯著影響。[37]

有效稅率對存款占比 (係數爲 −2.2647, 達1%顯著水準) 與投資占比 (係數爲 −1.2820, 達1%顯著水準) 均爲顯著負相關, 代表被繼承人租稅

[36]本文依據 Wooldridge (1995) 提出得 robust score test 與 robust regression-based test 檢視穩健 (robust) 的實證模型之下, 該模型是否具內生性問題, 發現土地占比、存款占比與投資占比的迴歸模型具內生性問題, 檢定結果見附錄3。

[37]土地之增值於交易時課徵土地增值稅, 而房屋交易所得2016年以前皆列入綜合所得稅的財產交易所得課徵, 容易因爲綜合所得稅的累進稅率造成租稅負擔過重, 扭曲土地與房屋的選擇。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 3: 第一階段 (probit 模型) 實證結果

	$assethold_{ij}$			
	土地	房屋	存款	投資
$wealth_i$	0.1106***	0.1342***	0.2922***	0.2580***
	(0.0197)	(0.0114)	(0.0129)	(0.0111)
$parent_i$	−0.2758***	0.2927***	0.3735***	0.4748***
	(0.0331)	(0.0257)	(0.0292)	(0.0223)
$spouse_i$	−0.0373	0.1611***	0.1436***	0.2048***
	(0.0235)	(0.0137)	(0.0147)	(0.0129)
kid_i	−0.3186***	−0.1504***	−0.1761***	−0.6315***
	(0.0250)	(0.0168)	(0.0180)	(0.0158)
$instrument_i$	1.1315***	−0.5341***	−0.7642***	0.0127
	(0.1939)	(0.1104)	(0.1215)	(0.1095)

註: 1. 迴歸模型見第 4 節式 (4)。

2. 括弧內數值爲標準誤, 且係數與標準誤皆四捨五入至小數點第四位。

3. *** 代表達1%之顯著水準; ** 爲5%之顯著水準; * 爲10%之顯著水準。

資料來源: 本研究自行整理。

負擔增加, 將減少持有金融資產的比例, 其原因在於金融資產於遺產稅的評價方式相較土地無租稅規避的空間, 因此當租稅負擔提高, 經濟個體偏好具租稅利益的土地, 進而減少存款與投資, 符合近年來金融資產占財富總額比例變動的趨勢。

迴歸分析的資料來源雖與第 3 節的統計分析源自同樣的資料庫, 但因爲有七成以上的遺產稅申報資料無須繳交遺產稅, 進行迴歸分析時無法納入, 必須捨去, 因此迴歸分析的樣本觀察值, 大多屬於財富較高、絕大多數都落在第一分位的個人, 因此本文另外比較迴歸結果及第一分位財富組成情形。第一分位的土地占比近年來有減少的趨勢, 存款與投資占比均隨年度逐漸上升, 且相較於第二至第五分位, 第一分位土地占比減少的程度及存款與投資占比增加的程度均高於其他分位, 其可能代表第一分位因爲財富價值較高, 較有可能繳納遺產稅, 因此財富組成的決策將因爲租稅而有所調整。其現象與本文迴歸結果相呼應, 經濟個體面對有效稅率的逐漸下降, 傾向減少自身的不動產持有, 反而增加對於金融資產的偏好。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 4: 第二階段 (兩階段最小平方法) 實證結果

	$assetshare_{ij}$			
	土地	房屋	存款	投資
ETR_i	4.1851***	0.2717	−3.0827***	−1.2820***
	(0.8392)	(0.3667)	(0.0923)	(0.1251)
$wealth_i$	−0.2727***	−0.0320**	0.0864***	0.0695***
	(0.0305)	(0.0152)	(0.0058)	(0.0049)
$spouse_i$	0.0372*	0.0097	−0.0423***	−0.0387***
	(0.0195)	(0.0188)	(0.0064)	(0.0072)
kid_i	0.0107	−0.0227	−0.0478***	0.0010
	(0.0188)	(0.0172)	(0.0069)	(0.0120)
IMR_{ij}	−2.1181***	−0.0622	0.0259	−0.1208***
	(0.3605)	(0.1116)	(0.0704)	(0.0245)

註: 1. 迴歸模型見第 4 節式 (5)。

2. 括弧內數值爲標準誤, 且係數與標準誤皆四捨五入至小數點第四位。

3. *** 代表達1% 之顯著水準; ** 爲5% 之顯著水準; * 爲10% 之顯著水準。

資料來源: 本研究自行整理。

以其他解釋變數來說, 根據表 5, 財富總額對土地及房屋占比爲顯著負相關; 對於存款與投資則爲顯著正相關。符合第三節財富組成的分析結果, 富人財富組成主要爲存款與投資; 另一方面, 是否留有配偶對於土地與房屋占比爲顯著正相關, 對於存款與投資則爲顯著負相關, 可能理由在於被繼承人爲了保障配偶的生活, 傾向留下土地或房屋, 符合文獻上對於家庭規模影響財富組成的預期 (Hubbard, 1985); 是否留有子女對房屋與存款占比爲顯著負相關, 對土地與投資占比則無統計上之顯著, 不符合文獻上的預期, 其原因可能在於, 是否留有子女係以是否申報直系卑親屬扣除額爲判斷標準, 但文獻上分析子女對財富組成的影響時, 將範圍限定於18 歲以下的子女 (Hubbard, 1985), 推測其理由係未成年子女並不具獨立謀生能力, 被繼承人爲了提供居住的保障, 較有誘因留下不動產; 換句話說, 如果子女皆已成年, 代表已具有自主生活能力,[38] 被繼承人留有不動產誘因

[38]本文迴歸模型將有效稅率爲0 的樣本刪除, 因此迴歸結果的的解釋應僅限於應納稅額大於0 之樣本。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 5: 財產占比迴歸結果

	$assetshare_{ij}$			
	土地	房屋	存款	投資
ETR_i	4.1851***	0.0809	−2.2647***	−1.2820***
	(0.8392)	(0.1043)	(0.0718)	(0.1251)
$wealth_i$	−0.2727***	−0.0237**	0.0685***	0.0695***
	(0.0305)	(0.0116)	(0.0034)	(0.0049)
$spouse_i$	0.0372*	0.0120**	−0.0193***	−0.0387***
	(0.0195)	(0.0059)	(0.0028)	(0.0072)
kid_i	0.0107	−0.0266***	−0.0589***	0.0010
	(0.0188)	(0.0090)	(0.0035)	(0.0120)
IMR_{ij}	−2.1181***	N/A	N/A	−0.1208***
	(0.3605)			(0.0245)

註: 1. 土地與投資占比利用 Wooldridge (2002) 的模型估計; 房屋占比利用合併最小平方法; 存款占比則利用兩階段最小平方法。

2. 括弧內數值爲標準誤, 且係數與標準誤皆四捨五入至小數點第四位。

3. *** 代表達1%之顯著水準; ** 爲5%之顯著水準; * 爲10%之顯著水準。

資料來源: 本研究自行整理。

較低。由於直系卑親屬涵蓋未成年與成年子女, 導致結果不符文獻預期。[39]

除此之外, 本文另外考慮第一階段額外放入的變數 ($parent_i$) 改爲 $spouse_i$ 或 kid_i (第二階段放入的個人性質變數隨之調整), 迴歸結果見附錄2的敏感性分析。雖然部分控制變數的結果有所差異, 且模型是否產生內生性問題與選擇性偏誤也有異同, 但主要解釋變數 (ETR_i) 的係數方向與顯著程度皆相同, 且係數差異小, 因此有效稅率對財富組成的影響並不受第一階段額外放入的變數影響。

[39] 土地除了於遺產稅享有租稅優惠, 以所得稅來說, 雖然現今有房地合一稅, 但土地相較於其他資產仍享有相當優惠之租稅待遇。因此, 由於資料限制, 無法加入可代表其他租稅優惠的解釋變數, 可能存在遺漏變數偏誤 (omitted variable bias)。作者感謝匿名評審指出此一疑慮。所得與財富之間有其必然之交互影響, 兩者之間的關聯性目前缺乏實證上的討論, 是後續研究值得探討的議題。

臺灣大學學術期刊資料庫

6 結論與建議

目前較少文獻探討台灣財富分配不均程度與財富組成情形, 本文藉由財政部財政資訊中心2001年至2015年遺產稅申報資料, 分析財富分配不均及財富組成之趨勢, 發現財富分配不均程度近年來逐漸增加, 深入分析各類財產的分配, 發現富人持有社會中大部分的存款與投資, 是促使財富分配更爲不均的原因之一。比較各個財富階層的財富分額變化, 發現僅前百分之一的財富分額明顯增加, 其他財富階層較無變化。另一方面, 分析第一分位之內的分配, 發現財富分配不均除了發生在貧富之間, 富人之間也可觀察到財富集中於極少數人的現象; 財富組成部分, 社會全體近年來土地占比下降, 存款占比相對上升, 財富組成逐漸偏向金融資產。影響財富組成的因素相當多, 租稅因素可能與之相關, 原因在於遺產稅租稅負擔逐年下降, 減少透過持有不動產規避租稅的誘因, 因此增加金融資產的持有。雖然金融資產占比增加, 但土地仍爲國人主要持有財產。

另外, 以實證模型探討遺產稅對財富組成的影響, 其結果顯示, 遺產稅有效稅率對於土地占比爲顯著正相關, 對於存款與投資占比則爲顯著負相關。此迴歸結果與被繼承人面對較高的租稅負擔, 利用土地公告現值與市價之間的差距, 規避遺產稅租稅負擔的推論一致。但由於資料限制對於估計結果的可能影響, 上述之相關性, 未必可作爲直接因果關係的推論。

有鑑於財富分配不均的惡化, 本文認爲政府應加強重分配政策的力道, 減少分配不均惡化的趨勢, 舉例來說, 根據本文分析結果, 富人持有社會上大部分的金融資產, 因此政府應提高資本利得 (capital gain) 的租稅負擔, 以有效減緩分配不均的情形; 以遺產稅來說, 遺產稅的課徵減少財富於代際移轉的規模, 因此提高遺產稅的稅率累進性, 使得財富分配不均的現象於代際移轉之間得以舒緩, 雖然於2017年5月已改制爲累進課稅, 但其累進程度仍有限; 另一方面, 政府亦可從其他層面著手消除分配不均的趨勢, 例如: 強化教育資源分配的公平性, 以及提高教育方面的投資, 使得教育所培養的技能及知識普及於社會大衆。[40]

[40]Kaplan and Rauh (2013) 分析 Forbes 400清單內人物的家庭背景與教育水準, 發現教育對於財富累積的重要性逐漸提高, 相對的, 家庭背景的影響力則逐漸減少。

臺灣大學學術期刊資料庫

以財富組成而言, 本文迴歸結果指出, 遺產稅租稅負擔確實影響個體的財富組成, 因此有關單位應檢討目前遺產稅制有關財產的租稅優惠, 避免對於財富組成造成進一步的扭曲。

本文貢獻在於, 首篇以遺產稅申報資料分析台灣財富分配不均與財富組成情形, 提供有關當局訂定政策的參考; 再者, 文獻上較多所得稅對於財富組成影響的研究, 且有關租稅對財富組成的關係並無一致結論。本文以遺產稅的角度切入, 以實證模型檢驗遺產稅租稅負擔對財富組成的影響, 針對文獻上關於此議題之探討提供新的見解。

本文研究限制包括: 其一, 遺產稅申報資料的限制 (土地與房屋評價方式與市價不同、無法了解各類財產對應的負債金額及其他類別財產的詳細資料); 其二, 申報資料中無記載被繼承人之死亡年齡與性別, 因此利用死亡率倒數法衡量財富分配不均程度時, 其乘數無法依照性別及年齡調整, 使得衡量的結果可能有所偏誤; 又, 遺產稅申報資料並無記載被繼承人之死亡年度, 僅記載申報遺產稅之年度, 申報年度與死亡年度的不一致, 使得部分樣本或有死亡年度與申報年度之時間差的情形; 其三, 2009年以前台灣遺產稅爲累進稅率, 其遺產稅租稅規避與租稅逃漏情形較可能影響財富分配不均與財富組成的估計結果。

其四, 本文僅利用15年的遺產稅申報資料分析財富分配不均情形, 較難如同利用長期資料分析的文獻 (Kopczuk and Saez, 2004; Piketty, Postel-Vinay, and Rosenthal, 2006) 能夠詳細分析財富的動態變化, 因此本文分析結果, 其解讀因資料期間較短而有其侷限性; 其五, 根據 Kopczuk and Saez (2004) 與 Rosen and Gayer (2014), 以家戶或以個人爲分析單位, 會影響財富分配的不均程度, 其影響的情形決定於家戶之定義與家戶內財富及所得之不均度。本研究以遺產稅申報資料進行分析, 係以個人作爲分析單位, 因此其分析結果可能與以家戶爲單位分析的財富分配不均程度有所差異; 其六, 雖然本研究已經考慮年固定效果, 但若趨勢對財富不同的人有不同的影響, 例如規模經濟、固定成本或專業知識的需求等, 則年固定效果的控制或許無法克服此一估計認定 (identification) 的問題。[41]

[41] 樣本期間除了遺產稅調整, 也有總體面的因素如景氣變動; 另外, 近年來金融市場的發展, 更多樣的投資工具都可能引導投資人增加投資與存款的比例。前述總體經濟的變化對

臺灣大學學術期刊資料庫

附錄1: 各財富階層的財富分配不均與財富組成情形

附表1–1: 台灣2011年至2015年各財富階層的財富分額

單位: %

	分位						
年度	前百分之一	前百分之二至二十	第一分位	第二分位	第三分位	第四分位	第五分位
2001	28.72	46.44	75.16	14.20	6.97	3.20	0.47
2002	26.02	59.99	73.46	14.95	7.44	3.54	0.60
2003	24.06	48.81	72.86	15.50	7.56	3.44	0.64
2004	29.09	45.31	74.40	14.57	7.21	3.24	0.58
2005	31.69	43.37	75.06	14.13	7.07	3.19	0.55
2006	29.22	44.79	74.01	14.82	7.35	3.27	0.55
2007	34.93	41.39	76.32	13.49	6.75	2.95	0.48
2008	37.30	40.22	77.51	12.87	6.36	2.78	0.47
2009	36.36	40.84	77.20	13.09	6.47	2.79	0.45
2010	35.53	41.19	76.72	13.42	6.59	2.83	0.44
2011	38.35	40.03	78.38	12.60	6.11	2.54	0.37
2012	34.00	43.13	77.13	13.50	6.45	2.59	0.33
2013	34.78	42.57	77.34	13.25	6.40	2.64	0.36
2014	34.05	43.00	77.05	13.45	6.45	2.65	0.39
2015	38.50	40.37	78.86	12.47	5.94	2.39	0.34

資料來源: 本研究自行整理。

於不同財富的人可能有不同影響, 僅用年固定效果難以精確估計總體經濟變動的效果。作者感謝匿名評審指出此一疑慮。

臺灣大學學術期刊資料庫

附表1–2: 台灣2011年至2015年前百分之一各類財產分額

單位: %

年度	財產			
	土地	房屋	存款	投資
2001	25.13	7.99	13.04	82.24
2002	22.77	8.71	10.72	77.45
2003	22.04	10.46	13.30	66.33
2004	21.60	10.67	26.27	75.81
2005	20.12	9.22	43.56	78.49
2006	19.69	9.35	42.11	72.55
2007	18.37	11.36	57.19	75.20
2008	17.93	10.50	57.68	80.52
2009	18.24	11.27	58.08	78.07
2010	18.81	10.44	53.06	77.03
2011	17.76	12.28	55.48	81.12
2012	18.26	12.66	51.90	72.61
2013	17.63	13.70	54.97	71.48
2014	18.01	13.79	48.64	76.82
2015	20.56	17.34	53.88	80.51

資料來源: 本研究自行整理。

臺灣大學學術期刊資料庫

附表 1–3: 台灣 2011 年至 2015 年社會全體財富組成與有效稅率

單位: %

	財產				
年度	土地	房屋	存款	投資	有效稅率
2001	69.07	8.74	8.61	10.26	6.28
2002	67.11	10.09	9.48	11.42	5.88
2003	69.38	7.78	11.63	8.34	5.92
2004	62.75	7.19	13.72	11.63	5.52
2005	58.28	7.08	18.14	12.38	5.51
2006	58.80	7.14	19.53	10.42	5.47
2007	52.08	7.07	25.37	11.25	5.41
2008	49.85	6.33	25.18	14.69	5.12
2009	50.78	6.30	26.68	12.09	4.56
2010	50.79	6.15	25.28	13.05	3.01
2011	47.78	5.61	25.66	16.09	3.09
2012	51.37	5.95	25.83	11.22	3.15
2013	50.07	5.74	27.54	10.79	3.16
2014	51.31	5.39	24.15	12.83	3.19
2015	50.35	4.90	24.71	14.68	3.26

資料來源: 本研究自行整理。

臺灣大學學術期刊資料庫

附表1–4: 台灣2011年至2015年各財富階層的土地占財富總額比例

單位: %

年度	分位						
	前百分之一	前百分之二至二十	第一分位	第二分位	第三分位	第四分位	第五分位
2001	60.45	77.87	71.22	67.47	58.37	52.12	47.67
2002	58.71	74.92	69.19	65.74	58.08	50.86	54.76
2003	63.58	75.46	71.54	66.43	60.78	56.98	64.00
2004	46.59	73.15	62.76	65.47	59.98	56.99	59.52
2005	37.00	71.95	57.19	63.61	58.65	56.41	75.49
2006	39.61	70.42	58.25	62.62	57.97	55.45	60.60
2007	27.38	68.58	49.72	61.86	57.45	54.66	59.98
2008	23.96	68.65	47.14	61.31	57.81	54.48	47.76
2009	25.47	68.38	48.17	61.86	57.59	55.04	51.39
2010	26.89	66.62	48.22	61.44	57.93	53.92	46.98
2011	22.13	65.91	44.49	61.39	58.37	55.81	51.10
2012	27.58	65.83	48.97	61.59	57.67	53.94	50.69
2013	25.38	65.23	47.31	61.32	57.88	54.25	58.06
2014	27.13	66.10	48.88	62.07	57.53	52.83	47.82
2015	26.89	67.23	47.54	63.80	58.68	52.93	47.36

資料來源: 本研究自行整理。

臺灣大學學術期刊資料庫

附表 1–5: 台灣 2011 年至 2015 年各財富階層的房屋占財富總額比例

單位: %

	分位						
年度	前百分之一	前百分之二至二十	第一分位	第二分位	第三分位	第四分位	第五分位
2001	2.43	7.72	5.70	14.02	23.17	24.43	14.67
2002	3.37	9.08	6.93	14.62	24.13	26.50	13.07
2003	3.38	6.39	5.39	11.51	18.51	16.71	13.96
2004	2.64	6.45	4.96	11.04	17.90	15.45	17.22
2005	2.06	6.83	4.82	11.70	17.66	14.88	16.67
2006	2.29	6.72	4.97	11.03	17.18	14.69	15.87
2007	2.30	7.14	4.92	11.89	17.85	14.52	14.32
2008	1.78	6.58	4.27	11.49	16.96	14.21	14.58
2009	1.95	6.66	4.45	10.49	16.15	13.77	14.57
2010	1.81	6.47	4.31	10.41	15.37	13.22	14.16
2011	1.79	6.17	4.03	9.47	14.57	12.29	14.44
2012	2.22	6.23	4.46	9.26	14.19	11.62	13.94
2013	2.26	6.01	4.33	8.85	13.27	11.45	17.91
2014	2.18	5.44	4.00	8.56	12.43	11.52	12.50
2015	2.21	5.22	3.75	7.84	11.28	10.67	11.35

資料來源: 本研究自行整理。

臺灣大學學術期刊資料庫

附表1–6: 台灣2011年至2015年各財富階層的存款占財富總額比例

單位: %

年度	分位						
	前百分之一	前百分之二至二十	第一分位	第二分位	第三分位	第四分位	第五分位
2001	3.91	7.92	6.38	14.35	14.71	18.62	31.43
2002	3.90	9.02	7.21	15.29	14.09	18.28	33.06
2003	6.43	10.74	9.32	17.38	16.31	20.77	31.45
2004	12.39	11.67	11.95	18.28	17.60	21.78	32.24
2005	24.92	12.20	17.58	19.27	18.38	23.21	33.06
2006	28.13	13.20	19.10	20.19	19.47	23.70	35.42
2007	41.53	14.14	26.68	20.58	19.81	24.52	34.94
2008	38.93	14.25	26.13	21.28	20.75	25.41	33.45
2009	42.61	14.82	27.91	22.01	21.35	25.61	34.72
2010	37.75	15.86	26.00	22.13	22.05	27.13	32.84
2011	37.11	15.91	26.28	23.00	22.04	26.97	33.85
2012	39.43	16.25	26.47	22.98	22.92	28.07	32.51
2013	43.53	16.30	28.54	23.19	23.47	28.57	36.74
2014	34.49	15.88	24.10	22.81	24.33	29.98	35.86
2015	34.58	15.58	24.86	22.36	24.72	30.49	37.24

資料來源: 本研究自行整理。

臺灣大學學術期刊資料庫

附表 1–7: 台灣 2011 年至 2015 年各財富階層的投資占財富總額比例

單位: %

	分位						
年度	前百分之一	前百分之二至二十	第一分位	第二分位	第三分位	第四分位	第五分位
2001	29.40	3.48	13.39	0.90	0.55	0.84	2.45
2002	33.99	4.55	15.08	1.30	1.03	1.33	3.87
2003	22.99	4.90	10.87	1.53	1.27	1.68	4.18
2004	30.30	5.30	15.07	1.57	1.37	1.82	4.42
2005	30.67	5.14	15.92	1.65	1.64	1.76	5.17
2006	25.87	5.38	13.47	1.80	1.45	1.73	4.08
2007	24.22	5.77	14.22	1.75	1.36	1.74	4.52
2008	31.71	6.07	18.41	1.90	1.60	1.97	4.23
2009	25.95	5.39	15.07	2.01	1.61	2.12	5.09
2010	28.28	6.13	16.39	2.08	1.57	2.40	4.40
2011	34.04	6.44	19.94	2.13	1.76	2.47	5.60
2012	23.97	6.02	13.93	2.12	1.72	2.39	5.33
2013	22.18	6.15	13.36	2.11	1.66	2.02	5.64
2014	28.94	5.90	16.08	2.00	1.57	1.97	4.11
2015	30.69	6.07	18.09	2.03	1.61	2.03	4.50

資料來源: 本研究自行整理。

附錄 2: 敏感性分析

本文另外考慮第一階段額外放入的變數 ($parent_i$) 改爲 $spouse_i$ 或 kid_i (第二階段放入的個人性質變數隨之調整) 的敏感性分析。附表 2–1 爲第一階段額外放入 $spouse_i$, 第二階段放入 $parent_i$ 與 kid_i 的迴歸結果。土地的迴歸式具內生性問題, 但與表 5 的迴歸結果差別在於不具選擇性偏誤, 因此附表 2–1 呈現的土地迴歸結果是以兩階段最小平方法估計; 房屋部分與表 5 的迴歸結果相同, 皆不具內生性與選擇性偏誤, 因此呈現的是合併最小平方法的實證結果; 存款部分與表 5 的迴歸結果差別在於, 此部分迴歸模型具選擇性偏誤; 投資部分與表 5 迴歸結果相同, 皆具內生性問題與選

臺灣大學學術期刊資料庫

附表 2–1: 敏感性分析迴歸結果 (1)

	$assetshare_{ij}$			
	土地	房屋	存款	投資
ETR_i	4.0033***	0.0206	−3.1705***	−1.1287***
	(0.5458)	(0.0653)	(0.0982)	(0.1209)
$wealth_i$	−0.1697***	−0.0133*	0.1402***	0.1156***
	(0.0261)	(0.0076)	(0.0085)	(0.0053)
$parent_i$	−0.1577***	0.0309***	0.1307***	0.1282***
	(0.0082)	(0.0020)	(0.0120)	(0.0110)
kid_i	0.1805***	−0.0160***	−0.1003***	−0.1302***
	(0.0080)	(0.0045)	(0.0050)	(0.0098)
是否具內生性問題	有	無	有	有
是否具選擇性偏誤	無	無	有	有

註: 1. 係數與標準誤皆四捨五入至小數點第四位。

2. *** 代表達1%之顯著水準; ** 爲5%之顯著水準; * 則爲10%之顯著水準。

資料來源: 本研究自行整理。

擇性偏誤, 因此存款與投資呈現的是 Wooldridge (2002) 模型之下的結果。雖然部分控制變數的結果有差異, 且模型是否產生內生性問題與選擇性偏誤也有異同, 但主要解釋變數 (ETR_i) 的係數方向及顯著程度皆和第5節迴歸模型的結果相同, 且係數差異小。

附表 2–2 爲第一階段額外放入 kid_i, 第二階段放入 $parent_i$ 與 $spouse_i$ 的迴歸結果。土地的迴歸式與表5的迴歸結果皆具選擇性偏誤與內生性問題; 房屋部分與表5相同, 皆不具內生性與選擇性偏誤, 附表 2–2 呈現的是以合併最小平方法估計的結果; 存款部分與表5的迴歸結果相同, 皆不具選擇性偏誤但有內生性問題; 投資部分與表5迴歸結果相同, 皆具內生性問題與選擇性偏誤。雖然部分控制變數的結果與模型是否產生計量上的問題皆有所差異, 但主要解釋變數 (ETR_i) 的係數方向及顯著程度皆和第五節迴歸模型的結果相同, 且係數差異小。綜上所述, 第一階段額外加入的個人特質變數並不影響有效稅率與財富組成之間的關係。

臺灣大學學術期刊資料庫

附表 2–2: 敏感性分析迴歸結果 (2)

	assetshare$_{ij}$			
	土地	房屋	存款	投資
ETR$_i$	4.2267***	0.0311	−2.2249***	−1.2641***
	(0.7808)	(0.0699)	(0.0728)	(0.1214)
wealth$_i$	−0.2713***	−0.0138*	0.0686***	0.0742***
	(0.0321)	(0.0079)	(0.0035)	(0.0052)
parent$_i$	−0.0459***	0.0300***	0.0576***	0.0383***
	(0.0142)	(0.0020)	(0.0049)	(0.0071)
spouse$_i$	0.0463**	0.0014	−0.0437***	−0.0426***
	(0.0234)	(0.0025)	(0.0026)	(0.0038)
是否具內生性問題	有	無	有	有
是否具選擇性偏誤	有	無	無	有

註: 1. 係數與標準誤皆四捨五入至小數點第四位。

2. *** 代表達1%之顯著水準; ** 爲5%之顯著水準; * 則爲10%之顯著水準。

資料來源: 本研究自行整理。

附錄3: 內生性問題檢定結果

本文依據 Wooldridge (1995) 提出 robust score test 與 robust regression-based test 檢視實證模型是否具內生性問題, 虛無假設 (null hypothesis) 爲變數不具內生性, 依照檢定結果判斷是否得拒絕虛無假設, 結果顯示土地、存款與投資的迴歸模型皆具內生性問題, 見附表3–1。

臺灣大學學術期刊資料庫

附表3–1: 內生性問題檢定結果

財產類別	檢定結果	
土地	robust score test:	33.09***
	robust regression-based test:	33.68***
房屋	robust score test:	0.44
	robust regression-based test:	0.44
存款	robust score test:	1,486.69***
	robust regression-based test:	1,266.82***
投資	robust score test:	227.42***
	robust regression-based test:	206.35***

註: 1. 數值四捨五入至小數點第二位。

2. *** 代表達1% 之顯著水準; ** 爲5% 之顯著水準; * 則爲10% 之顯著水準。

資料來源: 本研究自行整理。

參考文獻

陳慧圈 (1997), “影響台灣所得分配之因素的探討 — 兼論台灣的財富分配,” 博士論文, 國立中正大學國際經濟研究所。(Chen, Hui-Chuan (1997), “The Distribution of Income and Wealth in Taiwan,” Ph.D. thesis, Taipei: Graduate Institute of International Economics, National Chung Cheng University.)

銀慶貞, 陶宏麟, 與洪嘉瑜 (2012), “補習對考大學真的有用嗎?” 《經濟論文叢刊》, 40, 73–118。(Yin, Ching-Chen, Hung-Lin Tao, and Chia-Yu Hung (2012), “The Effects of Cram School on the Performance in the College Entrance Examination in Taiwan,” *Taiwan Economic Review*, 40, 73–118.)

蔡文松 (2005), “財富分配之理論研析與實際 — 以台灣國富調查爲例,” 碩士論文, 國立政治大學經濟研究所。(Tsai, Wen-Sung (2005), “Theory and Application of Wealth Distribution — Evidence from National Wealth in Taiwan,” Master’s thesis, Taipei: Graduate Institute of Economics, National Chengchi University.)

臺灣大學學術期刊資料庫

Alesina, Alberto and Dani Rodrik (1994), "Distributive Politics and Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics*, 109, 465–490.

Chu, Cyrus Chin-Yi, Teyu Chou, and Sheng-Cheng Hu (2015), "Top Incomes in Taiwan, 1977–2013," World Inequality Lab. Working Paper, 2015/06.

Collins, Chuck and Josh Hoxie (2017), *Billionaire Bonanza*, Washington, D.C.: Institute for Policy Studies.

Dabla-Norris, Era, Kalpana Kochhar, Nujin Suphaphiphat, Frantisek Ricka, and Evridiki Tsounta (2015), *Causes and Consequences of Income Inequality: A Global Perspective*, Washington, D.C.: International Monetary Fund.

Dicks-Mireaux, Louis and Mervyn A. King (1983), "Portfolio Composition and Pension Wealth: An Econometric Study," in Z. Bodie and J. B. Shoven (eds.), *Financial Aspects of the United States Pension System*, Chicago: University of Chicago Press, 399–440.

Feldstein, Martin (1976), "Personal Taxation and Portfolio Composition: An Econometric Analysis," *Econometrica*, 44, 631–650.

Heckman, James J. (1979), "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica*, 47, 153–161.

Hubbard, R. Glenn (1985), "Personal Taxation, Pension Wealth, and Portfolio Composition," *Review of Economics and Statistics*, 67, 53–60.

Kaplan, Steven N. and Joshua D. Rauh (2013), "Family, Education, and Sources of Wealth Among the Richest Americans, 1982–2012," *American Economic Review*, 103, 158–162.

Keister, Lisa A. and Stephanie Moller (2000), "Wealth Inequality in the United States," *Annual Review of Sociology*, 26, 63–81.

King, Mervyn A. and Jonathan I. Leape (1998), "Wealth and Portfolio Composition: Theory and Evidence," *Journal of Public Economics*, 69, 155–193.

Kopczuk, Wojciech (2015), "What Do We Know about the Evolution of Top Wealth Shares in the United States," *Journal of Economic Perspectives*, 29, 47–66.

Kopczuk, Wojciech and Emmanuel Saez (2004), "Top Wealth Shares in the United States, 1916–2000: Evidence from Estate Tax Returns," *National Tax Journal*, 57, 445–488.

Lampman, Robert J. (1962), "The Share of Top Wealth-Holders in Personal Wealth, 1922–56," in R. J. Lampman (ed.), *The Share of Top Wealth-*

臺灣大學學術期刊資料庫

Holders in National Wealth, 1922–1956, Princeton, New Jersey: Princeton University Press, 191–217.

Mallet, Bernard (1908), "A Method of Estimating Capital Wealth from Estate Duty Statistics," *Journal of the Royal Statistical Society*, 71, 65–101.

Mirrlees, James A. (2016), "Capital and Inequality," *Contemporary Economic Policy*, 34, 399–402.

Ochmann, Richard (2014), "Differential Income Taxation and Household Asset Allocation," *Applied Economics*, 46, 880–894.

OECD (2015), *In It Together: Why Less Inequality Benefits All*, Paris: OECD Publishing.

Piketty, Thomas, Gilles Postel-Vinay, and Jean-Laurent Rosenthal (2006), "Wealth Concentration in a Developing Economy: Paris and France, 1807–1994," *American Economic Review*, 96, 236–256.

Rosen, Harvey S. and Ted Gayer (2014), *Public Finance*, New York: McGraw-Hill Education.

Saez, Emmanuel (2006), "Income and Wealth Concentration in a Historical and International Perspective," in A. J. Auerbach, D. Card, and J. M. Quigley (eds.), *Public Policy and the Income Distribution*, New York: Russell Sage Foundation Press, 221–258.

Smith, James D. (1984), "Trends in the Concentration of Personal Wealth in the United States, 1958–1976," *Review of Income and Wealth*, 30, 419–428.

Wolff, Edward N. (1995), "The Rich Get Increasingly Richer: Latest Data on Household Wealth during the 1980s," in R. E. Ratcliff, M. L. Oliver, and T. M. Shapiro (eds.), *Research in Politics and Society*, Greenwich: JAI Press, 33–68.

——— (1998), "Recent Trends in the Size Distribution of Household Wealth," *Journal of Economic Perspectives*, 12, 131–150.

Wooldridge, Jeffery M. (1995), "Score Diagnostics for Linear Models Estimated by Two Stage Least Squares," in G. S. Maddala, C. B. Phillips, and T. N. Srinivasan (eds.), *Advances in Econometrics and Quantitative Economics: Essays in Honor of Professor C. R. Rao*, Oxford: Wiley, 66–87.

Wooldridge, Jeffrey M. (2002), *Economic Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge: MIT Press.

投稿日期: 2018年2月21日, 接受日期: 2018年9月18日

臺灣大學學術期刊資料庫

An Estate Tax Data Analysis of Wealth Inequality and Wealth Composition in Taiwan

Da-Kai Wu

Department of Public Finance, National Chengchi University

Joe Chen

Department of Public Finance, National Chengchi University

Based on estate tax returns from 2001 to 2015 and using the estate multiplier method to blow up the sample of decedents to represent the number of the living, this paper analyzes wealth inequality and wealth composition in Taiwan. The results suggest that the degree of wealth inequality has gradually increased in recent years, in accordance with the observation that financial assets became more concentrated. In addition, the concentration of wealth and the resulting inequality is not only between the rich and the poor; it also happens within the rich group. At the same time, the results suggest a tendency to hold more financial assets as opposed to real estate and other non-financial assets. One of the possible explanations is that the decreasing effective tax rate of the estate tax reduces incentives to hold real estates for tax benefits. Despite the increase in the proportion of financial assets, land is still the major choice of property holding as measured by the ratio of wealth. The second part of the study uses regression analyses to explore the relationship between the effective tax rate (of the estate tax) and the composition of wealth. Results show that the effective estate tax rate is positively correlated with the ratio of land to total wealth, and negatively correlated with the ratio of deposits and investment. These results show that when facing a higher tax burden, individuals tend to take advantage of the undervaluing of land in the current tax system to obtain tax benefits. This adds to existing evidence that taxes distorts individuals' choice of asset types, and affects individuals' decisions on asset allocation.

Keywords: wealth inequality, wealth composition, estate tax
JEL classification: D31, D63

臺灣大學學術期刊資料庫