台灣遺產稅短漏報的實證分析

胡世唐・吳世英*

逃漏稅不僅影響政府財政的健全, 同時也造成稅負上的不公, 但受限於資料的缺乏, 以及理論架構的不足, 遺產稅的逃漏稅行爲相對受到較少的探討。本研究估計國內遺產的漏報行爲, 利用民國 82–87 年和民國 92–94 年國稅局遺產申報的稽核資料, 估計稅率、稽核程度和遺產總額對於漏報行爲的影響。本研究發現, 納稅人漏報的遺產會隨邊際稅率和遺產總額提高而增加, 但面對較嚴密的稽核或較高的稽核機率, 則會降低漏報的遺產。此一結果與相關文獻的結論一致, 認爲較高的稅率提高遺產漏報成功的邊際報酬, 因此導致較多的漏報行爲, 而稅務機關投入的人力物力, 則能有效抑制逃漏稅行爲。惟本研究所依據的稅務機關稽核後的遺產申報資料, 僅能呈現實際短漏報的一部份。

關鍵詞: 遺產稅, 短漏報, 稅務稽核
JEL 分類代號: H26, H31

1 前言

遺贈稅的存廢一直備受爭議。支持遺贈稅的人認爲遺贈稅僅針對遺留大量財產的少數個人課徵稅收; 而且, 遺贈稅中極高的累進稅制, 透過其對財富累積的動態影響, 可以有效的減少財富分配惡化 (Piketty and Saez, 2003)。另外, 遺贈稅收也用來提升社會福利或減少政府赤字。相對地, 反對遺贈

*作者分別爲清華大學經濟學系碩士與清華大學經濟學系副教授。吳世英爲通訊作者。
作者感謝兩位匿名評審、蔡崇聖教授、黃定遠教授、林世昌教授對初稿提供的許多寶貴意見。作者並感謝余士迪教授和財政部提供的財政部遺產申報資料, 以及國科會研究補助 (NSC98-2410-H-007-020-MY2)。

期刊資料庫

稅的人則認爲對於死亡這個行爲課稅本身就不道德 (McCaffery, 1999), 同時遺贈稅還會影響個人儲蓄、企業投資與經濟成長, 對於家族企業的影響更是顯著 (Astrachan and Tutterow, 1996)。而且此稅制不僅稅收不高, 還伴隨著龐大的稽核成本 (Gale and Slemrod, 2001)。因此反對者宣稱, 像遺贈稅這種稅收不高, 但卻蘊含極高效率損失和行政成本的稅制, 應該予以調降或廢除。

近年來, 許多國家相繼調降, 甚至廢除遺贈稅。香港和新加坡分別於2006年及2008年正式取消遺贈稅, 美國則於2001年小布希上任後, 逐步調降遺贈稅率, 並於2010年該年免除遺產稅。[1] 而台灣則於2009年1月23日調降遺贈稅, 由原本最高50%的累進稅率調降至單一稅率10%, 並大幅提高免稅額及扣除額。各國調降或廢除遺贈稅, 多數宣稱是爲了達到吸引資金促進投資, 以及降低過高的執行和稽核成本。[2] 而反對者除了懷疑廢除遺贈稅所帶動的投資效果, 更憂心廢除遺贈稅後所得不均惡化的問題。

遺贈稅如此具有爭議性, 部分原因是對遺贈行爲動機的理解仍相當分歧。遺贈行爲的動機不但意謂納稅人對遺贈稅的行爲反應, 同時也影響遺產稅相關問題的結論, 因此遺贈稅的相關理論研究, 如最適稅率, 就很難有明確的定論 (江莉莉, 2005; Kaplow, 2000; Kopczuk, 2010)。Kopczuk (2010) 整理了相關研究所提出的遺贈行爲動機, 指出較常被使用在理論與實證分析上的四種動機: (1) 利他行爲 (altruism): 即被繼承人將繼承人的效用納入考量, 因此在做出遺贈行爲時, 被繼承人的效用也會上升, 此時遺贈行爲將會同時提升被繼承人與繼承人的效用。(2) 交換 (exchange-motivated): 也可以稱做策略性遺產 (strategic bequest), 將遺產視爲被繼承人要求繼承人照顧自己的費用。(3) 給予的喜悅 (joy of giving): 也稱爲溫暖之光 (warm-glow), 遺贈行爲本身即會對被繼承人產生效用, 與利他行爲不同的是, 被繼承人主要在意的是遺贈行爲本身, 此種動機最常被用來解

[1] 小布希執政時期通過的「經濟成長與租稅疏減法案」(the Economic Growth and Tax Relief Reconciliation Act of 2001), 將美國遺贈稅率由累進最高稅率55%逐步調降至2009年的45%, 且免稅額逐年提高至2009年的350萬美元, 最後並且在2010年這一年免課遺產稅。但免課遺產稅僅限2010年一年, 2011年之後則恢復到2001年以前的原遺產稅制。

[2] 如台灣調降遺贈稅後, 經濟日報 (2009) 即報導「… 財政部表示, 調降遺贈稅率有助於吸引國外資金回流, 或減緩國內資金外移, 對振興國內投資應有正面意義。…」(2009年1月23日, A 1版)。

臺灣上市櫃公司 期刊資料庫

釋實際的遺贈行爲。(4) 意外性遺產 (accidental bequest): 遺贈有時可能並沒有特定動機, 只是爲了退休後的生活而留下來的儲蓄, 因爲意外身亡或來不及規劃而成爲遺產。

在實證研究方面, 雖然已有相當多的研究分析所得稅的逃漏稅,[3] 但針對遺產稅逃稅行爲的研究則相對較少。[4] Wolff (1996) 利用美國1992年的「消費者財務狀況調查」(Survey of Consumer Finance), 以及美國政府所公布的死亡率, 模擬出美國在1993年應可課徵到445億美元的遺贈稅收, 可是實際上美國在1993年只徵收到103億美元的遺贈稅收, 因此他認爲遺贈稅存在著巨大的逃稅金額。而 Poterba (1997) 指出, 由於富有的人在醫療與生活環境方面均比貧窮的人有優勢, 使用政府公布的大衆平均死亡率會高估實際上需要課徵遺贈稅的被繼承人的死亡率, 因此他採用了1995年的「消費者財務狀況調查」與由人壽保險公司所估計出來的購買年金的人之死亡率, 模擬發現應該課徵到157億美元的稅收, 但實際上政府僅課徵到143億美元。雖然比起 Wolff (1996) 的模擬接近許多, 但還是存在10%左右的逃稅金額。然而 Eller et al. (2001) 在嘗試使用多種方法模擬遺贈稅的稅收後, 認爲使用「消費者財務狀況調查」模擬美國的遺贈稅收是相當困難的, 模擬結果非常容易受到相關變數如婚姻狀況、死亡率與免稅額及扣除額的分布等不同假設的影響。

另外, Kopczuk and Slemrod (2001) 根據歷年稅制改革所產生的稅率變化, 利用個人的遺產申報資料, 估計稅率對遺產申報的影響; Joulfaian (2006) 則利用加總的時間序列資料, 估計稅率對遺產申報的影響。他們的估計都發現申報遺產的稅率彈性約在0.1到0.2之間。Kopczuk (2007) 則根據重症患者的財產異動, 進一步分析遺產稅避稅規劃的時間點。他發現相當大比例的遺產規劃和調整都集中在這些人人生歲月的最後幾個月。他的發現因此支持 Schmalbeck (2001) 的觀點, 認爲遺產稅的避稅規劃存在許多其它考慮 (如對財產的掌控)。另外, Kopczuk and Slemrod (2003) 利

[3]如 Andreoni et al. (1998) 整理了所得稅遵循的相關研究後指出, 雖然實驗的結果發現逃漏稅和稅率具有正相關, 但相關實證研究的發現則較分歧; 稽核與懲罰對逃漏稅則具有嚇阻效果。

[4]被繼承人往往利用生前贈與或其它財產規劃規避遺贈稅, 文獻上也有許多相關的探討, 惟本文分析遺產稅逃稅的行爲, 因此此處只整理遺贈稅逃稅的相關文獻。

臺灣大學學術期刊資料庫

用遺產稅率調整的時間點, 分析瀕臨死亡的病患, 是否會因遺產稅率的改變調整宣告死亡的時間。他們此一有趣的研究發現, 這些人的死亡日期的確會因爲遺產稅率的高低作微調, 達到降低遺產稅的目地。

綜合而言, 不論是所得稅或遺贈稅的實證研究, 文獻上針對稅率及稽核機率對於逃稅行爲的影響, 主要的發現大致上爲一致的, 即稅率對逃稅行爲會造成正向的影響,[5] 而稽核機率則會對逃稅行爲產生負向的影響。本研究主要估計稅率和稽核機率這兩個變數對於遺產漏報行爲的影響, 發現稅率愈高, 納稅人短漏報愈多的遺產。而稅務機關的稽核程度, 不論是以稅務機關的預算衡量, 或以預期被稽核機率估計, 都能夠有效地降低納稅人短漏報遺產的誘因。另外, 擁有較多遺產的人, 其遺產短漏報的程度較嚴重。惟必須注意的, 本研究根據的是國稅局稽核後的資料, 因此所分析的遺產漏報行爲侷限於國稅局稽核後發現的部分。若考慮到國稅局未必能稽核出所有的漏報遺產, 本研究的遺產漏報可視爲實際漏報金額的下限。

本文章節的安排包括四個部分, 除了本節的緒論, 第2節首先說明資料來源, 繼而根據資料特性和所得稅逃稅的理論架構, 提出本研究的迴歸式, 主要估計稅率和稽核程度對遺產短漏報行爲的影響; 第2節並詳細說明變數的衡量及計算。第3節分析實證結果並討論其意涵。最後一節則是結論。

2 資料來源與實證模型

2.1 資料來源

本研究使用的資料爲中華民國國稅局民國82–87年以及民國92–94年的遺產稅報稅資料。國稅局按照所服務地區分爲台北市、高雄市、台灣省北區、中區以及南區五個國稅局。但因缺少台灣省北區的資料, 本研究所使用的資料爲台北市、高雄市、台灣省中區以及南區四個地區國稅局的遺產稅報稅資料。另外, 台北市也缺少82–83年的資料。[6] 資料內容包含了稽核的短漏報遺產、遺產總額、適用扣除額以及免稅額等, 另外包含了被繼承人的個人資料, 如性別、遺贈人數、死亡日期等; 並且將被繼承人之遺產細

[5]不可否認的, 少數實證研究發現所得稅逃漏稅與稅率具有負相關 (如 Feinstein (1991))。

[6]由於缺乏台灣省北區資料, 因此只使用另外四個區做估計。

臺灣大學學術期刊資料庫

分爲主要的六種財產, 分別爲土地、房屋、存款、債權、投資 (含上市股票及上櫃股票) 與其他財產。

在本研究使用的資料期間內, 中華民國的「遺產及贈與稅法」經過了七次修改, 包括民國82年7月30日、民國84年1月13日、民國87年6月24日、民國88年7月15日、民國89年1月26日、民國90年6月13日及民國93年5月18日作了部分修改。但這七次修改中, 僅有民國84年1月13日公布之遺贈稅法修改, 修改了稅率、免稅額及扣除額等, 附表1整理84年遺贈稅稅法的主要修改, 附表2則列出84年以前與84年以後之稅率。最重要的, 民國84年遺贈稅法修改調降了遺產稅的最高稅率, 從60%調降成50%, 此一和納稅人行爲無關的外在政策變動, 提供了本研究估計稅率影響的一個政策上的自然實驗 (natural experiment)。

2.2 迴歸模型

遺贈稅會影響被繼承人生前的儲蓄與投資行爲, 同時也可能影響到被繼承人和繼承人的生前避稅和遺產申報時的逃避稅行爲。因此較完整的分析模型可能需要利用跨代模型 (the overlapping generational model), 以利同時分析上一代最適的儲蓄和投資決策, 以及兩代間財富移轉的最適決策 (如 Altonji et al. (1997))。但受限於本研究資料僅提供被繼承人死亡後所留的遺產, 以及繼承人申報遺產稅時短漏報的遺產金額。被繼承人雖然能在生前決定遺產總額, 但漏報金額則是由繼承人在申報遺產時決定的, 因此在本研究資料中, 我們只能看出在給定遺產總額下, 繼承人所漏報的金額。根據此資料特性, 本研究此處將探討在給定遺產總額後, 繼承人的漏報行爲。

本研究理論架構是根據所得稅逃漏稅的理論基礎, 此理論基礎主要由 Allingham and Sandmo (1972)、Yitzhaki (1974) 和 Yitzhaki (1987) 所建立。假設繼承人面對一外生的遺產總額 W, 同時面對一外生的稅率 t 與罰款率 ϕ。另外繼承人短漏報遺產時也考慮到被稽核成功的機率 p, 被稽核成功機率並不是固定的, 而是受到漏報金額大小的影響 (Yitzhaki, 1987)。此時繼承人會根據遺產總額, 以及稅率、罰款率和被稽核成功的函數, 選擇一最適的漏報金額來極大化自己的預期效用。[7] 在前述設定下, 相關研究指

[7]繼承人的目標函數預期效用可寫成以下:

$$EU = (1 - p[E])U(W[1 - t] + tE) + p[E]U(W[1 - t] - [1 + \phi]tE)。$$

臺灣大學學術期刊資料庫

出 (Allingham and Sandmo, 1972; Yitzhaki, 1974, 1987), 漏報金額隨稅率提高而增加, 但隨罰款率和稽核成功機率的提高而降低。

本研究主要目的爲探討稅率與稽核對漏報遺產的影響, 根據前述理論討論以及相關實證文獻所考慮的變數, 因此本研究的迴歸式表示如下:

$$eva = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 p + \alpha_3 \ln(estate) + \alpha_4 male + \alpha_5 married + \alpha_6 (male \times married) + \sum_{k=1}^{6} d_k + \varepsilon \quad (1)$$

爲了要估計遺產漏報的行爲, 本研究嘗試兩種衡量被解釋變數漏報遺產 (eva) 的指標, 分別爲漏報遺產金額取自然對數, 以及漏報遺產占總核定遺產的比例。t 爲遺產邊際稅率, p 爲被稽核 (tax audit) 的機率,[8] $\ln(estate)$ 是表示總遺產金額取自然對數, 此處的總遺產已考慮短漏報的遺產, 因此是稽查後核定的總遺產。$male$ 爲性別的虛擬變數, 若爲1則代表被繼承人爲男性。$married$ 爲婚姻狀況的虛擬變數, 若爲1則代表被繼承人死亡時遺有配偶。另外, $(male \times married)$ 是性別與配偶的交叉項。d_k 是虛擬變數, 分別代表是否有來自土地、房屋、存款、債權、投資 (含上市股票及上櫃股票) 與其他的遺產。

另外, 雖然理論上罰款率對於漏報行爲應存在一負向效果, 但是由於在資料期間, 中華民國之遺產及贈與稅法的罰款率均無變動, 且由資料中無法看出納稅人在被稽核出漏報遺產後, 所需支付的罰款額度, 因此本研究在迴歸模型中並無放入代表罰款率的解釋變數。

2.3 變數衡量

相關變數的敍述統計量列於表1, 爲了比較84年遺贈稅法修正前後資料的差異, 表1將資料區分成兩段期間, 分別爲82–83年及84–87, 92–94年。關於遺產漏報金額, 每年平均漏報金額從最高94年的165,068元到最低83年的36,555元, 平均1年漏報遺產總金額約在16億左右。另外, 漏報遺產占總遺產的比例平均從最高82年的1.06%到最低92年的0.31%, 似乎也

[8]雖然理論架構探討的稽核機率是稽核後被查出逃漏稅的機率, 但因爲稽核機率和稽核後查出的機率具有高度相關, 因此在實證模型中並不特別作此區別。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 1: 敍述統計量

	82–83					84–87, 92–94				
	平均值	變異數	最小值	中位數	最大值	平均值	變異數	最小值	中位數	最大值
稽核後邊際稅率 (%)	2.459	7.12	0	0	60	1.345	5.866	0	0	60
稽核前邊際稅率 (%)	2.447	7.10	0	0	60	1.315	5.789	0	0	60
遺產總額 ($1,000)	3,969	8,267	0	1,507	229,000	5,867	22,300	0	2,096	4,070,000
漏報金額 ($1,000)	40	595	0	0	39,000	101	2,716	0	0	630,000
遺產漏報比例 (%)	0.62	6.14	0	0	100	0.42	5.45	0	0	100
有漏報遺產的遺產總額 ($1,000)	12,500	19,300	1.5	6,087	206,000	38,400	87,900	0	19,700	4,070,000
有漏報遺產的漏報金額 ($1,000)	933	2,714	0.013	80	39,000	3,411	15,500	0.001	108	630,000
人均國稅預算	227	65	194	201	457	422	224	217	416	1,108
人均遺贈稅預算	2,298	375	1,986	2,257	3,391	4,386	1,857	2,399	4,584	10,369
被繼承人婚姻狀況 (%)										
有偶	—					2.8				
喪偶	62.34					63.29				
離婚	0.04					12.63				
未婚	0.00					1.69				
其它	37.62					19.60				
性別										
女性	19.96					24.69				
男性	80.04					75.31				
樣本數	34,022					313,689				

註: 1. 考慮到 84 年遺贈稅法的修正, 因此將樣本分成 84 年之前, 和 84 年及之後兩段期間, 分別計算敍述統計量。

2. 84 年 1 月 13 日前過世的被繼承人, 仍適用舊的遺贈稅法, 導致右半邊的最高稅率仍高達 60%, 惟這部分樣本僅有 50 筆。

3. 82–83 被繼承人的婚姻未有「有偶」狀況, 應是早期資料不全所致。貨幣單位爲新台幣。

4.「有漏報遺產的遺產總額」和「有漏報遺產的漏報金額」是根據有漏報遺產的樣本計算, 82–83 年有 1,469 筆樣本, 84 年之後則有 9,239 筆樣本。

資料來源: 國稅局民國 82–87 年以及民國 92–94 年的遺產稅報稅資料, 但缺少台灣省北區及台北市 82–83 年的資料。

臺灣大學學術期刊資料庫

顯示了漏報行爲其實沒有那麼嚴重。[9] 然而如前述, 本研究利用稽核後的遺產稅申報資料, 因此對遺產漏報行爲的分析侷限在被稽核出來的漏報行爲, 無法探討遺產短漏報實際的規模。相對而言, Wolff (1996) 與 Poterba (1997) 使用美國家庭財務資料估計實際財富和遺產申報的差距, 依此推論美國遺贈稅逃稅行爲的實際規模。在國際化的社會中, 資金在國際上的流通越來越方便, 而國外資金稽核不易, 使稽核成功率下降, 也造成了近年來台灣遺贈稅稅收呈現下降的趨勢。因此本研究分析的漏報金額, 可視爲是實際漏報金額的下限。

前述迴歸式的稅率變數爲納稅人被稽核前所面對的邊際稅率。由於納稅人在決定邊際的逃稅行爲時, 是考慮當時所面對的實際稅率, 因此估計式 (1) 所考慮的邊際稅率應爲在短漏報遺產後所面對的邊際稅率。因此本研究利用資料中的淨遺產總額, 扣除短漏報遺產金額後, 算出被稽核前的淨遺產總額, 再利用附表2的適用稅率推算被稽核前的邊際稅率。惟被稽核前的申報遺產和短漏報遺產有關, 因此稽核前邊際稅率受短漏報遺產影響, 會導致迴歸時稅率內生性的問題。爲了克服此一內生性導致的估計偏誤, 本研究是以法定最高稅率作爲工具變數, 採二階段工具變數法估計, 實際的作法在結果討論時將進一步說明。表1顯示, 被稽核前邊際稅率平均值從82–83期間的2.447%到84–94期間的1.315%, 而稽核後邊際稅率則從2.459%至1.345%。稽核前和稽核後稅率的實際差距非常小, 原因可能是短漏報金額不大, 以致未改變稅率級距。

表1同時顯示了資料中被繼承人婚姻狀況。中華民國遺產與贈與稅法的規定中, 存在著許多的遺產免稅額, 而配偶扣除額即爲其中一種。另外, 在贈與行爲方面, 根據中華民國遺產與贈與稅法第二十條的規定, 配偶之間互相贈與之財產不計入贈與總額。因此本研究將婚姻狀況納入解釋變數中, 估計其是否會對逃稅行爲產生影響。惟原始資料顯示, 民國87年以前的資料, 除了有偶之外, 似乎未將其它的婚姻狀況做更詳細的區分, 導致婚姻狀況顯示爲「其他」的占相當高比例。所以本研究的婚姻變數僅區分該被繼承人在死亡時有無遺留配偶, 在實證模型中, 將有配偶的被繼承人婚

[9]爲了避免過多表格, 表1並未依年分別列出敘述統計量。此處依年計算的統計量因此並未列於表1。

臺灣大學學術期刊資料庫

姻狀況的虛擬變數設定爲 1, 沒有配偶 (含未婚、喪偶、離婚及其它) 的則設定爲 0, 以估計死亡時有無遺留配偶對於逃稅行爲是否存在影響。

由於男性與女性在儲蓄的傾向上可能有所不同 (Seguino and Floro, 2003), 風險趨避的程度也可能不同, 因此本研究在實證模型中放入性別的虛擬變數, 將男性設定爲1, 女性設定爲 0, 藉以估計性別對於遺產的漏報行爲有無影響。同時本研究也將放入婚姻的虛擬變數與性別的虛擬變數的交乘項, 藉以估計遺有配偶的男性被繼承人在遺產的漏報行爲上是否有不同。

而在財產種類上, Feldman and Slemrod (2007) 實證結果發現, 不同來源的所得存在不一樣的短漏報所得比率。他們利用美國個人所得稅申報的抽樣資料, 發現自營作業、非農小企業和農業所得, 其眞實所得往往是申報所得的數倍, 意謂不同所得的遵循規定 (如聘僱單位需將員工薪資通知國稅局), 導致不同所得間逃漏稅機會與成本的差異。因此本研究的迴歸也嘗試控制各種財產對於遺產漏報行爲的影響。台灣的遺贈稅報稅資料中, 國稅局將被繼承人的財產主要分成六種類型, 分別爲土地、房屋、存款、債權、投資 (含上市股票及上櫃股票) 與其他財產, 所以在遺產種類方面, 迴歸式放入六個虛擬變數, 分別代表該被繼承人是否有留下土地、房屋、存款、債權、投資及其他財產的狀況, 藉以估計遺留財產種類是否會影響逃稅行爲。

不論是探討逃漏稅的學術研究, 或是查緝逃漏稅的稅務行政, 稅務稽核都是非常關鍵的政策變數, 顯著地影響逃漏稅的多寡。探討逃漏稅的相關文獻發現, 稅務機關的稽核可以有效嚇組納稅人的逃漏稅行爲 (Andreoni et al., 1998; Kleven et al., 2011)。但遺贈稅的報稅資料中並沒有標示出被稽核的比例大小, 也無法分辨有哪些遺產的資料被稽核過。[10] 因此本研究嘗試利用不同的方法推估被稽核機率, 並藉由推估出來的被稽核機率估計稽核機率對於遺產漏報的影響。

本研究利用兩種方式推估被稽核機率, 其中一種如 Dubin and Wilde (1988) 利用美國各地區國稅局所擁有的資源代表納稅人被稽核的可能性與稽核嚴密程度。本研究因此根據台灣各地區國稅局每年所發行之國稅統

[10]即使有被稽核機率的資料, 也可能如 Dubin and Wilde (1988) 所指出的, 被稽核機率與漏報行爲之間有著內生性, 直接使用稽核率作爲解釋變數會使得模型在估計上有所偏誤。

期刊資料庫

計期刊, 以各地區國稅局每年的總預算推估被稽核的可能性。但考慮到總預算用來執行稽核或徵收各種稅收, 因此, 另外根據按稅目別分類的預算(細分爲綜所稅、營所稅、遺贈稅等個別的預算), 只考慮遺贈稅的預算。因此本研究採用台灣各地區國稅局每一年的「總預算除以該區當年總人口」與「遺贈稅預算除以該區當年死亡人數」兩種變數分別做爲衡量稽核機率的代理變數。[11] 大致上, 每一區的平均每人稽核成本都在民國92年達到最高峰, 之後又漸漸降低。而平均每一死亡案例的稽核成本變化則較大, 不過仍以台北市的平均預算最高, 其次是高雄市, 最後才是台灣省中區與南區。

另一種估計稽核機率的方法則是以 probit 模型推估稽核後被發現的機率。由於資料只能辨認出被稽核且被發現漏報的納稅人, 而無法區別被稽核但沒有被查出漏報的納稅人與完全沒有漏報的納稅人。因此本研究無法分析納稅人被稽核的機率, 而只能分析最後資料中被查核有漏報遺產的被繼承人。此處 probit 模型估計, 採用是否有被稽核出漏報行爲的虛擬變數做爲被解釋變數, 並使用五個解釋變數估計稽核且被發現的機率, 解釋變數分別是繼承人數、被繼承人死亡前兩年內是否有贈與行爲、公有地扣除額、人均國稅預算和人均遺贈稅預算。

Eller et al. (2001) 指出, 遺產總額是由繼承人來申報, 若要進行漏報行爲, 往往必須所有繼承人都同意此漏報行爲。因此繼承人數越多, 勾結的成本就越高, 漏報被稽核發現的機率也會越高。而被繼承人在死亡前兩年內是否有贈與行爲對被稽核發現機率的影響, 則是因爲生前贈與雖然是遺產稅的有效節稅方式, 但是台灣的遺贈稅法規定, 若被繼承人在死亡前兩年內有生前贈與, 在贈與行爲發生的當下, 即需被課徵贈與稅, 等到被繼承人死亡時, 雖然可將已繳納過的贈與稅額從遺產稅額中扣除, 但該贈與金額依然要併入遺產總額中計算。因此被繼承人死亡前兩年內的贈與並無法降低遺產稅, 因此被繼承人若預期兩年內死亡, 應不至於作此無效的規劃。所以本研究認爲, 若死亡前兩年有發生贈與行爲, 代表該納稅人有意規避遺產稅, 但是還未規劃好就過世了。在未完全規劃好的情況下, 被稽核發

[11] 本研究亦嘗試將遺贈稅預算除以該區之遺贈稅申報案件 (並非全部死亡人數都會申報遺產稅), 作爲衡量遺贈稅平均稽核成本。但此一作法對實證結果並無太大影響, 因此本文並未列出此一作法的迴歸結果。

期刊資料庫

現漏報的機率相對較高。另外, 在台灣遺贈稅稽核實務中, 由於使用公共設施保留地扣除來降低遺贈稅的人屬於較精明的納稅人, 因此在稽核人員抽查報稅資料過程中, 有使用公共設施保留地扣除額的納稅人一般認爲會面臨比較高的稽核機率, 因此被稽核發現的機率也可能較高。

附表3顯示, 繼承人數平均約爲4–5人, 各年間幾乎沒有變化。公共設施保留地扣除平均金額雖不大, 但因限於少數遺產較大的被繼承人, 因此有公共設施保留地扣除的人其金額往往很高。92年的公共設施保留地扣除金額較高, 原因可能是93年後公共設施保留地捐贈採交易價格扣除, 納稅人急於在新規定實施前處理公共設施保留地。死亡前兩年有捐贈行爲的被繼承人比例則有逐年增加的趨勢。各區國稅局的人均國稅預算和人均遺贈稅預算, 也會於後面迴歸中用到, 因此其敍述統計量列於表1。

因爲利用 probit 模型估計出的被稽核發現機率要用來解釋遺產漏報行爲, 如果使用同一年的資料, 將會產生內生性的問題。所以本研究根據84年遺贈稅法修改, 將資料期間區分成兩個期間, 利用82年資料估計的係數, 推估83年納稅人預期的被稽核發現機率; 而用84年資料估計的係數推估85年及之後納稅人預期的被稽核發現機率。[12] 因此本研究假設納稅人是理性的, 會依照過去的經驗來判斷自己被稽核的機率。附表4爲 probit 估計出來的結果, 可以發現估計結果符合假設, 不論是繼承人數、死亡前兩年發生贈與行爲的虛擬變數, 還是公有地扣除額, 都對被稽核出漏報行爲的機率存有正向的影響。人均國稅預算可以有效降低發現遺產逃漏稅的機率, 相反地, 人均遺贈稅的預算愈多, 稽核出遺產逃漏稅的機率卻愈高。爲何國稅預算和遺贈稅預算對稽核發現的機率產生相反的影響, 其理由並不清楚, 因此國稅預算和遺贈稅預算對稽核的影響仍有待進一步探討。原因之一可能是, 爲了利用前一年的估計係數推估後一年的被稽核機率, 因此本研究的估計必須利用單年的資料估計, 無法控制不同地區國稅局的差異, 有可能因此產生忽略變數偏誤,[13] 惟此處估計係數僅作爲預測被稽核發現

[12] 本研究也嘗試用前一期的資料推估每一期的被稽核發現機率, 也就是用82年的資料預估83年的被稽核成功機率, 用83年的資料預估84年的被稽核發現機率, 用84年的資料預估85年的被稽核發現機率, 以此類推。但實證結果並無太大變化。

[13] 作者另外以全部樣本估計被稽核機率, 並控制地區差異, 結果顯示人均國稅預算和人均遺贈稅預算對被稽核的機率都具有降低的效果。

臺灣大學學術期刊資料庫

的機率, 因此就本研究的目地而言, 此處的問題並不致影響迴歸式 (1) 估計的可靠性。

3 迴歸結果

本研究迴歸估計嘗試兩種衡量漏報遺產的方式, 分別是對漏報金額取自然對數, 以及以漏報金額佔總遺產比例作爲被解釋變數。在使用漏報金額取自然對數作爲被解釋變數的估計模型中, 沒有漏報遺產的納稅人, 由於漏報金額爲 0, 無法取自然對數, 因此本研究實際作法是令此種納稅人取自然對數後的漏報金額爲 0。由於資料顯示有不少的人未被發現有任何短漏報遺產, 所以本研究所使用的迴歸估計式是考慮資料左方受限 (left-censored) 的 Tobit 模型, 將漏報金額取自然對數後的下限設爲 0。而以漏報金額佔遺產總額比例爲被解釋變數的估計模型, 則是以同時考慮左方和右方受限 (left-censored and right-censored) 的 Tobit 模型估計, 設下限爲 0, 上限爲 1。[14]

除了被解釋變數的差異, 估計的樣本分別考慮了全部樣本和僅考慮遺產淨額大於零的樣本。因此我們依被解釋變數是漏報金額取自然對數或漏報金額佔核定總遺產比例, 分別將迴歸結果列於表2和表3。在每個表格中, 分別將利用全部樣本和僅考慮遺產淨額大於0的樣本的迴歸結果列於左半邊和右半邊。一般可能會認爲, 遺產淨值小於零的納稅人並不需繳納任何遺產稅, 應無動機短漏報遺產, 因此估計時可排除這部份的樣本。但僅考慮遺產淨值大於0的樣本, 未必是最適當的作法。首先, 納稅人未透過申報過程中的仔細計算, 事前並不容易確定是否需繳遺產稅, 因此縱使遺產淨值小於0的人仍可能進行逃漏稅的行爲。其次, 國稅局僅能稽核出逃漏稅的一部分 (如 Eller et al. (2001)), 因此國稅局稽核資料顯示爲遺產淨值小於或等於0的人, 其眞正遺產淨值仍可能大於0。

由於本研究用來估計被稽核機率的變數有三種, 因此每個表格中, 同時呈現了依三種方式推估的稽核機率 (分別是: 各區人均國稅預算, 各區死亡人數平均遺贈稅預算, 以及利用 probit 推估的稽核機率) 的估計結果。但

[14]實際資料中, 因爲有相當高比例的人沒有任何逃漏稅, 因此 Tobit 模型在相關的逃漏稅實證文獻中廣泛被採用 (Clotfelter, 1983; Martinez-Vazquez and Rider, 2005)。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 2: 遺產漏報決定因素 — 被解釋變數爲漏報遺產金額取自然對數

	所有樣本		遺產淨額大於0的樣本	
	稽核預算 (1)	稽核機率 (2)	稽核預算 (3)	稽核機率 (4)
稅率	247.37***	444.35***	92.00***	98.05***
	(9.91)	(14.81)	(6.28)	(6.63)
人均國稅預算	−19.95***	—	−11.70***	—
	(0.66)		(0.93)	
人均遺贈稅預算	−1.21***	—	−0.23**	—
	(0.07)		(0.10)	
稽核機率	—	−131.77***	—	−17.81***
		(7.54)		(2.51)
遺產總額	1.88***	1.00***	4.54***	3.81***
	(0.18)	(0.19)	(0.32)	(0.34)
台灣省中區	−11.27***	5.66***	−7.11***	0.57
	(0.54)	(0.47)	(0.65)	(0.47)
台灣省南區	−16.01***	0.63	−11.07***	−4.19***
	(0.57)	(0.50)	(0.73)	(0.47)
高雄市	−4.88***	4.17***	2.26***	7.33***
	(0.51)	(0.48)	(0.73)	(0.60)
男性	−0.17	−0.17	−0.29	−0.09
	(0.41)	(0.47)	(0.56)	(0.59)
遺有配偶	−0.38	0.31	1.39*	1.12
	(0.39)	(0.52)	(0.72)	(0.78)
男性且遺有配偶	1.34***	1.49***	−0.48	−0.07
	(0.52)	(0.54)	(0.79)	(0.81)
土地	1.78***	1.57***	2.36***	1.70**
	(0.55)	(0.54)	(0.78)	(0.84)
房屋	2.29***	1.33***	1.91***	1.46***
	(0.29)	(0.26)	(0.42)	(0.39)
存款	4.78***	2.48***	3.72***	3.20***
	(0.29)	(0.35)	(0.35)	(0.45)
債權	1.84*	−10.11***	1.19	0.11
	(1.06)	(1.39)	(0.85)	(0.88)
投資	3.74***	2.18***	2.14***	2.15***
	(0.26)	(0.35)	(0.36)	(0.38)
其他財產	1.73***	2.03***	1.72***	1.92***
	(0.24)	(0.23)	(0.29)	(0.36)
常數項	−58.47***	−69.76***	−101.85***	−99.79***
	(2.21)	(2.35)	(4.78)	(5.01)

續接下頁

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

承接上頁

	所有樣本		遺產淨額大於0的樣本	
	稽核預算 (1)	稽核機率 (2)	稽核預算 (3)	稽核機率 (4)
樣本數	347,711	300,743	32,514	26,030
Wald chi-square	14,533.85	5,209.52	4,083.83	4,657.11
第一階段 F 值	3,604.17	5,605.48	1,172.32	1,123.46

註: 1. (1) 和 (2) 是根據所有樣本估計, (3) 和 (4) 則是根據遺產淨額大於 0 的樣本估計。而 (1) 和 (3) 的估計中, 是以國稅局的預算衡量納稅人被稽核的機率; (2) 和 (4) 的估計則是利用 probit 推估的機率代表此一風險。其中「人均國稅預算」等於各區國稅局預算除以該區全部人口,「人均遺贈稅預算」則是等於各區遺贈稅預算除以該區死亡人數;「人均國稅預算」和「人均遺贈稅預算」都是以千元爲單位。

2. 漏報遺產和遺產總額皆取自然對數。

3. *** 爲在1%的顯著水準下顯著的變數, ** 爲在5%的顯著水準下顯著的變數, * 爲在10%的顯著水準下顯著的變數, 括弧內爲以拔靴法 (bootstrap) 估計的標準誤。

爲節省篇幅並利於比較, 實際迴歸時, 將人均國稅預算和人均遺贈稅預算置於同一迴歸式中估計。因此表2和表3中, 行 (1) 和 (3) 是利用國稅局預算的迴歸, 行 (2) 和 (4) 則是利用 probit 模型所估計稽核機率的迴歸。值得一提的, 利用 probit 模型估計稽核機率時, 因爲 84 年以前是以 82 年估計值推估 83 年的稽核機率; 84 年以後, 是以 84 年推估其它年的稽核機率, 因此表2和表3的第 (2) 和 (4) 行, 必須排除 82 年和 84 年的樣本, 導致利用的樣本數少於第 (1) 和 (3) 行的樣本數。

另外, 考慮不同地區納稅人的差異, 以及不同國稅局分區在各方面的差異, 如行政效率與政策目標, 本研究的迴歸也嘗試依被繼承人所屬的國稅局分區, 將全國分成台北市、高雄市、台灣省中區和台灣省南區四個區域, 並在迴歸式中放入台灣省中區、台灣省南區和高雄市三個虛擬變數。除此之外, 如前述, 本研究也考慮被繼承人的性別、是否遺有配偶及遺產類別對遺產漏報金額的影響。

使用稅率直接估計漏報金額, 可能會存在著內生性的問題, 即稅率越高, 漏報金額越高, 但另一方面, 漏報金額越高, 也會造成稅率越低, 如此一來會造成估計的偏誤。本研究利用工具變數法來避免此種內生性所造成的偏誤, 採用的工具變數與 Joulfaian (2005) 用來估計人們是否會使用生前移

臺灣大學學術期刊資料庫

表 3: 遺產漏報決定因素 — 被解釋變數爲漏報遺產金額佔核定總遺產比例

	所有樣本		遺產淨額大於0的樣本	
	稽核預算 (1)	稽核機率 (2)	稽核預算 (3)	稽核機率 (4)
稅率	6.738***	12.299***	2.406***	2.266***
	(0.278)	(0.420)	(0.202)	(0.159)
人均國稅預算	−0.481***	—	−0.195***	—
	(0.016)		(0.023)	
人均遺贈稅預算	−0.028***	—	−0.002	—
	(0.002)		(0.003)	
稽核機率	—	−4.475***	—	−0.620***
		(0.165)		(0.063)
遺產總額	0.097***	0.085***	0.098***	0.100***
	(0.005)	(0.004)	(0.009)	(0.009)
台灣省中區	−0.222***	0.218***	−0.094***	0.043***
	(0.011)	(0.011)	(0.020)	(0.011)
台灣省南區	−0.336***	0.086***	−0.175***	−0.059***
	(0.013)	(0.010)	(0.022)	(0.011)
高雄市	−0.074***	0.125***	0.077***	0.150***
	(0.012)	(0.014)	(0.022)	(0.018)
男性	−0.026***	−0.024***	−0.014	−0.009
	(0.010)	(0.009)	(0.013)	(0.012)
遺有配偶	−0.016	0.001	0.011	−0.002
	(0.010)	(0.013)	(0.018)	(0.016)
男性且遺有配偶	0.026**	0.031**	−0.016	−0.003
	(0.011)	(0.014)	(0.019)	(0.017)
土地	−0.058***	−0.068***	0.055***	0.044*
	(0.010)	(0.016)	(0.020)	(0.024)
房屋	0.034***	0.005	0.034***	0.017*
	(0.007)	(0.009)	(0.010)	(0.009)
存款	0.026***	−0.036***	0.019**	0.010
	(0.007)	(0.009)	(0.009)	(0.012)
債權	−0.115***	−0.448***	−0.044**	−0.050**
	(0.022)	(0.035)	(0.018)	(0.020)
投資	0.034***	−0.010	0.013	0.015*
	(0.005)	(0.008)	(0.009)	(0.009)
其他財產	−0.007	0.003	−0.004	0.003
	(0.006)	(0.006)	(0.007)	(0.007)
常數項	−2.023***	−2.424***	−2.296***	−2.431***
	(0.068)	(0.060)	(0.133)	(0.144)

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

	所有樣本		遺產淨額大於0的樣本	
	稽核預算 (1)	稽核機率 (2)	稽核預算 (3)	稽核機率 (4)
樣本數	347,711	300,743	32,514	26,030
Wald chi-square	3,815.11	2,757.37	1,269.63	1,206.12
第一階段 F 值	3,604.17	5,605.48	1,172.32	1,123.46

註: 1. (1) 和 (2) 是根據所有樣本估計, (3) 和 (4) 則是根據遺產淨額大於 0 的樣本估計。而 (1) 和 (3) 的估計中, 是以國稅局的預算衡量納稅人被稽核的機率; (2) 和 (4) 的估計則是利用 probit 推估的機率代表此一風險。其中「人均國稅預算」等於各區國稅局預算除以該區全部人口,「人均遺贈稅預算」則是等於各區遺贈稅預算除以該區死亡人數;「人均國稅預算」和「人均遺贈稅預算」都是以千元爲單位。

2. 遺產總額取自然對數。

3. *** 爲在1%的顯著水準下顯著的變數, ** 爲在5%的顯著水準下顯著的變數, * 爲在10%的顯著水準下顯著的變數, 括弧內爲以拔靴法 (bootstrap) 估計的標準誤。

轉的方式來避免遺產稅負的工具變數一樣, 也就是法定最高稅率。在資料期間, 民國84年1月13日所公布的遺產及贈與稅法的修正中, 將最高稅率由60%降至50%, 而本研究利用資料中被繼承人的死亡時間來判斷該被繼承人屬於哪一種稅制, 若被繼承人於民國84年1月13日前死亡, 則最高稅率爲60%。資料期間的遺產稅法定最高稅率的變動因此是本研究估計稅率影響的主要外在政策變動來源。

本研究的實際估計是採用兩階段工具變數的 Tobit 模型進行迴歸。考慮到工具變數法中的二階段估計, 以及迴歸式中的稽核機率是利用 probit 估算, 爲避免二階段估計不易推導出估計值的機率分配形式, 因此表2和表3中的標準誤是利用拔靴法 (bootstrap) 估計。

我們首先討論表2的估計結果。在不同的迴歸式中, 邊際稅率對於漏報金額都存在著正向影響, 且在1%的統計水準下具有顯著性。不論稽核機率的衡量方式, 也不論是否只考慮遺產淨值大於零的樣本, 都不影響此一基本結果, 意謂此一估計結果的可靠性。此結果與國外探討遺產逃漏稅的相關發現一致 (Joulfaian, 2006; Kopczuk and Slemrod, 2003), 也和所得稅逃漏稅的實證結果類似 (Clotfelter, 1983; Slemrod, 1985)。

將表2第 (1) 行潛在變數的稅率估計係數轉換成可觀察變數的邊際效

臺灣大學學術期刊資料庫

果後等於6,[15] 此一結果意謂納稅人面對的遺產稅率每降低0.01 (如從稅率11%降低爲10%), 漏報遺產金額降低的比例約爲百分之六。透過將表2的潛在變數估計係數轉換成可觀察變數的係數, 我們可以嘗試模擬台灣於民國98年初調降遺贈稅率至10%所達到降低遺產逃漏稅的政策效果。表1右半邊顯示近期 (民國84年後) 遺產漏報金額平均等於100,500元, 納稅人若過去適用最高的稅率50%, 此一政策變動意謂調降遺產稅率至10%, 因此調降遺贈稅後漏報金額將減少91,383元。[16] 當然, 大部分納稅人面對的稅率不是最高稅率, 因此實際政策效果並無如此顯著。

表2的估計結果也顯示, 不論是以國稅局整體稽核預算、遺贈稅稽核預算或是以推估的被稽核機率衡量, 遺產漏報的程度會因被稽核的可能性增加而降低。本研究此一發現與遺贈稅逃漏稅和所得稅逃漏稅相關實證研究的發現是一致的 (Kleven et al., 2011; Pommerehne and Weck-Hannemann, 1996), 認爲稅務單位透過更嚴密的稽核能有效的降低逃漏稅的行爲。Slemrod et al. (2001) 針對美國明尼蘇達州所進行的所得稅逃漏稅的實驗也發現, 面對較高的稽核可能時, 大部分納稅人會降低所得稅的逃稅行爲。但面對更高的查核可能, 納稅人可能降低容易被國稅局發現的漏報, 而採取更複雜的逃稅管道或合法的避稅方式, 若是如此, 更多的稽核未必能提高整體遺產稅收。惟受限於資料, 本研究的估計並無法區別不同的影響。值得注意的是, 本研究的估計是根據國稅局稽核發現的漏報遺產, 因此稽核預算對漏報遺產的影響, 除了稽核的嚇阻效果外, 也可能因國稅局預算增加後, 更廣泛宣導誠實報稅的公民義務, 提供更多的稅務諮詢, 有助於稅務遵循; 相對而言, 國稅局若因預算增加採取更密集的查核, 有助於找出更多的遺產漏報情形。後者的影響是正向的, 因此若考慮後者的可能, 稅務機關預算降低遺產逃漏稅行爲的實際效果應比此處的估計更高。

遺贈稅預算比廣義的國稅預算對遺產具有針對性, 應對遺產逃漏稅更具降低效果, 因此預期應是遺贈稅稽核預算對遺產漏報的影響大於前者國稅稽核預算的影響, 但此一預期和表2的估計結果似乎並不一致。但此一表面上的不一致, 主要源於變數定義的差異。國稅預算是根據該地區人口

[15]因爲短漏報遺產有資料受限的特性, 因此可觀察變數 (observed variable) y 與潛在變數 (latent variable) y^* 具有 $\partial E(y)/\partial x_j = \Phi(z)\partial E(y^*)/\partial x_j$ 的關係。

[16]實際的計算爲 $\Delta(eva) = 100500(\exp(6 \times (-0.40)) - 1) = -91383$。

臺灣大學學術期刊資料庫

取平均, 遺贈稅預算是根據該地區死亡人數取平均, 如表1顯示, 平均遺贈稅稽核預算達平均國稅預算的10倍, 因此其係數大小會受此一定義差異影響。以表2爲例, 第 (1) 行以遺贈預算代表稽核機率的估計值約爲以國稅預算代表稽核機率的估計值的十五分之一, 此一比例基本上是反應變數定義的差異。

以表2爲例, 若人均國稅預算增加原預算的十分之一, 以表1右半部的422元計算, 意謂增加42元, 以可觀察變數的係數推估, 則漏報金額平均將減少2.1% (= (42/1000) × (−0.493) = −0.021); 而若每件遺產平均預算增加原預算的十分之一, 以表一右半部的4,386元計算, 意謂增加439元, 同樣以可觀察變數的係數推估, 則遺產漏報金額會減少1.3% (= (439/1000) × (−0.030) = −0.013)。[17]

此處不論是國稅預算或遺贈稅預算都是當期的預算, 本研究也嘗試過利用前一期預算估計, 惟結果並無明顯改變, 因此並未列於論文中。前一期預算或當期預算的取捨主要考慮到樣本數和國稅局預算內生性的問題。稅務行政單位可能因爲逃漏稅增加, 因此增加稽核預算, 導致當期預算可能存在內生性問題。[18] 但台灣稅務單位的稽核預算往往在前一年編列, 並不受當年實際逃漏稅影響, 年終決算和預算雖有部分出入, 但變動往往不大, 因此內生性的問題應不大。另外, 更重要的, 每一表格第 (2) 和 (4) 行是以前一期的稽核機率推估, 以避免內生性問題, 其估計結果也類似於 (1) 和 (3) 利用當期稽核預算的估計, 因此可用以評估利用當期稽核預算估計的合適性。相對而言, 以前一期預算估計則會排除掉82年的資料, 導致整個樣本中適用83年以前遺產稅制的資料僅剩83年樣本, 因此本研究最終採用當期預算推估稽核機率。

遺產總額對漏報金額均具有正向的影響。因遺產總額也取自然對數, 利用所有樣本的估計係數意謂, 若遺產總額增加1%, 漏報金額平均將提高1%–1.88% (表2左半邊)。若僅考慮遺產淨值大於0的樣本 (表2右半邊), 此一影響更明顯, 遺產總額每增加1%, 漏報金額約將提高4%。因爲表2的

[17]此處也是以轉換後的可觀察變數的係數推估, 轉換後的國稅預算和遺贈稅預算係數分別是 −0.493 和 −0.030。

[18]如 Pommerehne and Frey (1992) 估計所得稅的逃漏稅時, 是利用前一期的稽核和懲罰變數, 以避免這兩個變數可能存在的內生性問題。

臺灣大學學術期刊資料庫

被解釋變數是遺產漏報金額取對數, 此一發現意謂漏報遺產增加的幅度大於遺產總額增加的幅度。理論上, 漏報所得佔總所得比例若隨所得增加而提高, 意謂納稅人的相對風險趨避程度是隨所得增加而下降 (Slemrod and Yitzhaki, 2002, p. 1431)。惟文獻上對所得效果的估計很分歧, 有些研究發現短漏報所得的所得彈性大於1 (如 Clotfelter (1983)), 也有研究發現漏報所得雖然隨所得增加, 但增加的比例小於所得增加的比例, 甚至出現所得愈高, 短漏報所得愈低的情況 (如 Martinez-Vazquez and Rider (2005))。此一差異有可能源自不同的資料來源、不同的變數計算或不同的迴歸式設定等, 或者是稅務機關稽核策略的差異, 因此文獻上對漏報所得和所得的關係, 並無較明確的結論。

表2地區變數係數的估計顯示, 遺產漏報的金額在不同的稅務行政區域間, 存在極大的差異。惟估計值並未呈現較一致的結果, 不同的估計式甚至出現不同符號的估計值, 所以較難有明確的結論。行政區域間的差異可能顯示, 不同地區被繼承人或繼承人逃漏稅程度的差異。本研究的被解變數是稽核出的漏報所得, 因此區域間的差異也可能意謂不同地區稅務單位查緝逃漏稅的能力。前者表示, 受到地區因素, 如政府效率或執法寬鬆, 甚至周遭中的同儕或其它因素影響, 導致位於不同地區 (台北市、高雄市、台灣省中區或南區) 的被繼承人或繼承人, 在其它因素相同的情況下, 具有不同的逃漏稅傾向。後者則意謂不同地區的稅務單位在查緝逃漏稅的績效上, 具有顯著的差異。被繼承人的性別和死亡時的婚姻狀況對遺產的短漏報並沒有非常明顯的影響。雖然表2左半邊結果顯示被繼承人是男性且遺有配偶, 其漏報遺產的金額相對較高, 但右半邊則未出現類似結果。

本研究的估計並考慮財產類別對漏報遺產的影響, 利用虛擬變數代表被繼承人是否具有該類別的遺產。除了債權在有些設定中, 出現負的或不顯著的影響外, 基本上, 其它類別遺產的係數估計都大於零且是顯著的。此一結果表示, 遺產的漏報金額和這些類別的財產具有正相關, 因此除了總遺產的影響, 擁有各類別的財產也會增加漏報遺產的可能性。惟此一影響是因爲財產類別多, 造成申報時的疏忽, 以致漏報遺產; 或者是因爲財產的多樣性, 增加被繼承人或繼承人有較大的誘因進行稅務規劃或逃稅行爲; 甚至是否因財產類別愈多, 導致國稅局更能稽核出逃漏稅, 則無法進一步

臺灣大學學術期刊資料庫

區別。

前述表2的迴歸是以漏報遺產的自然對數爲被解釋變數, 本研究進一步嘗試以漏報遺產佔總遺產的比例取代漏報遺產的自然對數, 重新估計, 並將結果列於表3。雖然逃漏稅實證研究多對被解釋變數 (如漏報所得或逃稅金額) 取對數, 因此估計係數即代表彈性。但相關實證文獻中也存在著許多不同的設定, 如 Cebula and Feige (2011) 利用美國的時間序列資料估計所得稅逃漏稅時, 被解釋變數即是未申報所得佔總所得的比例。因此本研究也嘗試不同的迴歸設定, 以漏報遺產佔總遺產比例爲被解釋變數, 重新估計漏報遺產的決定因素。由於漏報金額占總核定金額的比例介於0與1之間, 且有許多的樣本落在邊界上, 因此具有資料受限的性質, 所以此處估計仍然是利用 Tobit 模型, 不過與表2的 Tobit 模型不同的是, 估計漏報遺產比例的 Tobit 模型同時具有下限與上限, 分別爲0與1。同時如同漏報金額的估計, 直接使用實際稅率估計漏報比例也會存在著內生性問題, 造成稅率係數估計的偏誤。因此表3的估計依然使用與表2實證模型一樣的工具變數, 也就是法定最高稅率, 並採用兩階段的 Tobit 模型進行估計。

表3的估計結果顯示, 稅率和稽核對漏報遺產比例的影響類似於表2的估計結果。稅率愈高, 遺產漏報比例愈高; 而稽核機率愈高或稽核預算愈高, 遺產漏報的比例則會下降。唯一和表2較不一樣的是, 當利用遺產淨額大於0的樣本迴歸時, 遺贈稅預算對遺產漏報比例並沒有顯著的影響。另外, 漏報比例和遺產總額也存在正相關。表3的被解釋變數是漏報遺產佔總遺產的比例, 因此估計結果意謂此一比例隨遺產增加而提高, 此一結果進一步印證表2的發現, 不僅稽核出漏報遺產隨遺產增加而提高, 漏報的遺產比例也隨遺產增加而上升。

地區變數、性別、是否遺有配偶等控制變數的估計值類似於表2的估計, 不同設定間並未有較一致的發現。在財產類別的影響部分, 表3的估計結果比表2分歧, 例如, 雖然左半邊估計結果顯示擁有土地的人其漏報遺產的比例較低, 但右半邊估計結果則顯示擁有土地會提高漏報遺產的比例。

如前述, 相關實證結果發現, 在所得稅的申報上, 不同來源的所得存在不一樣的短漏報所得比率 (Feldman and Slemrod, 2007)。本研究在表2和

臺灣大學學術期刊資料庫

表 4: 個別財產之漏報估計: 遺產漏報金額取自然對數

	土地	房屋	存款	債權	投資	其他財產
稅率	1,038.84***	517.22***	111.78***	−50.73	194.24***	556.83***
	(44.26)	(34.13)	(20.75)	(97.99)	(28.94)	(43.24)
人均國稅預算	−11.48***	−20.93***	−10.40***	18.26***	−7.85***	−6.30***
	(2.75)	(2.30)	(0.96)	(2.83)	(1.08)	(2.11)
人均遺贈稅預算	−0.69***	−1.34***	−0.54***	−0.04	−0.14	−1.30***
	(0.25)	(0.19)	(0.08)	(0.45)	(0.12)	(0.17)
該類遺產總額	6.17***	1.60***	1.54***	3.39***	1.93***	4.45***
	(0.31)	(0.06)	(0.04)	(0.56)	(0.07)	(0.13)
樣本數	347,751	347,751	347,751	347,751	347,751	347,751
Wald chi-square	1,515.31	5,542.73	11,585.74	2,538.89	10,076.02	2,230.85
第一階段 F 值	2,184.36	1,159.17	1,937.81	1,328.96	1,996.95	1,031.28

註: 1. 各區人均國稅預算以千元爲單位, 遺產總額取自然對數。控制變數還包含台灣省中區、高雄市、男性、遺有配偶和男性且遺有配偶。

2. *** 爲在1% 的顯著水準下顯著的變數, ** 爲在5% 的顯著水準下顯著的變數, * 爲在10% 的顯著水準下顯著的變數, 括弧內爲以拔靴法 (bootstrap) 估計的標準誤。

表3的估計中, 雖然利用虛擬變數控制不同財產類別對遺產漏報的影響, 惟此一作法並無法眞正估計不同類別遺產漏報的差異。因此本研究進一步分別估計不同財產的漏報行爲 (如 Clotfelter (1983)), 並將結果列於表4和表5。爲了節省篇幅, 此處估計並未嘗試太多不同的設定,[19] 表4和表5的迴歸式分別類似於表2第 (1) 行和表3第 (1) 行的迴歸式, 但此處並未控制財產類別。

表4和表5的估計顯示, 除了債權外, 其它類別財產的漏報, 不論是以漏報金額取自然對數, 或是以漏報金額佔該類遺產比例衡量, 都會因面對較高的稅率而有較大程度的漏報; 而稅務單位編列更多的預算也具有降低漏報遺產的顯著效果, 意謂稅務稽核的確可以有效抑制逃漏稅的行爲。稅率對債權的漏報沒有影響, 而稅務機關稽核反而提升債權的漏報, 可能原因包括債權若是屬個人間的借貸, 稅務機關並不易查核, 因此導致債務的估計結果較不一致, 惟眞正原因仍需進一步探討。

而稅率和稅務機關稽核對漏報行爲的影響是否因不同的財產類別而存

[19]本研究亦嘗試以 probit 模型估計出之被稽核成功機率做爲稽核程度的代理變數, 但結果並無太大改變。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 5: 個別財產之漏報估計: 個別遺產漏報金額佔該類遺產比例

	土地	房屋	存款	債權	投資	其他財產
稅率	62.762***	105.826***	12.749***	−41.210	19.997***	47.139***
	(3.564)	(7.204)	(2.316)	(36.835)	(2.807)	(3.940)
人均國稅預算	−0.563***	−4.377***	−1.183***	7.952***	−0.927***	−0.555***
	(0.148)	(0.516)	(0.102)	(1.478)	(0.111)	(0.179)
人均遺贈稅預算	−0.032**	−0.285***	−0.060***	−0.016	−0.028*	−0.111***
	(0.014)	(0.032)	(0.008)	(0.208)	(0.015)	(0.017)
該類遺產總額	0.355***	0.312***	0.143***	1.498***	0.190***	0.354***
	(0.021)	(0.013)	(0.005)	(0.252)	(0.009)	(0.012)
樣本數	347,751	347,751	347,751	347,751	347,751	347,751
Wald chi-square	1,003.11	1,122.80	3,621.07	111.70	1,290.82	2,028.62
第一階段 F 值	2,184.36	1,159.17	1,937.81	1,328.96	1,996.95	1,031.28

註: 1. 各區人均國稅預算以千元爲單位, 遺產總額取自然對數。控制變數還包含台灣省中區、高雄市、男性、遺有配偶和男性且遺有配偶。

2. *** 爲在1% 的顯著水準下顯著的變數, ** 爲在5% 的顯著水準下顯著的變數, * 爲在10% 的顯著水準下顯著的變數, 括弧內爲以拔靴法 (bootstrap) 估計的標準誤。

在差異, 則需根據估計係數作進一步討論。以係數的大小而言, 土地、房屋和其它財產的估計, 不論是稅率或稅務機關稽核的係數都相對大於其他財產的估計, 此一差異可能表示這些財產漏報的邊際成本較穩定, 不會因逃漏稅增加而快速增加, 因此稅率和稽核的改變會產生較明顯的逃稅反應。當然估計係數較大也可能意謂, 這些財產的漏報比較容易爲稅務機觀察和發現, 因此稅務機關稽核後發現的漏報金額較高。

綜合上述的分析, 整體而言, 不論是以遺產漏報金額或佔總遺產比例, 都受到遺產稅率、稅務機關稽核的程度以及被繼承人遺產總額的影響。遺產稅率愈高, 漏報的程度會愈嚴重; 而稅務機關更多的人力物力投注則能提升租稅遵循, 或增加查核出的短漏報遺產, 同時當被繼承人或納稅人預期被稽核發現的機率愈高, 其遺產漏報的程度也會隨之降低。遺產愈多的人, 可能因爲遺產來源的多樣性或者遺產的規模, 增加漏報遺產的誘因。另外, 將遺產細分爲六大類財產後, 稅率、稽核和遺產對各類財產漏報的影響, 基本上和不區分遺產類別的發現是一致的。

被繼承人身後所留的遺產可依是否有申報區分爲二類, 一是誠實申報的部分, 其次則是違法漏報的部分。後者可進一步區分爲被稅務機關稽核出的部分以及未被稽核出的部分。本研究利用的資料僅能呈現出違法漏報

臺灣大學學術期刊資料庫

且被稽核出的部分, 但無法顯示違法漏報但未被稽核出的部分, 因此前述所估計的稅率、稽核和遺產對漏報遺產的影響主要是對漏報且被稽核出部分的影響。若平均而言, 被稽核出的漏報金額和實際漏報遺產具有正相關, 本文的討論不僅適用於分析被稽核出的漏報遺產, 同時也適用於探討實際的漏報遺產。但若被稽核出的漏報金額和實際漏報遺產不具有正相關, 或甚至具有互補的關係, 則本文的估計結果就較難直接推論於實際的遺產漏報行爲。雖然並無進一步證據確定兩者的關係, 但一般而言, 遺產漏報愈多被查核出的漏報金額也會愈多。

另外, 如年度間的遺產短漏報行爲差異非源自迴歸式中的解釋變數, 且和遺產稅率、稽核機率或遺產有關, 若迴歸式中未考慮年度虛擬變數, 遺產稅率、稽核機率或遺產的估計係數有可能因此產生偏誤。例如, 台灣金融市場在資料期間發展迅速, 因此可能影響不同年間的遺產組成; 資訊科技的發展也可能使得稅務單位掌握納稅人資產的能力提升; 另外, 全球化的發展使得跨國間的資金流動更便利, 增加遺產逃漏稅的可能。[20] 惟本研究迴歸中遺產稅率的工具變數法定最高稅率和年度虛擬變數具有共線性 (民國82和83年的最高稅率60%, 而民國84年之後的最高稅率則是50%), 因此迴歸式中無法考慮年度虛擬變數, 是本研究的限制。

4 結論

逃漏稅行爲不僅影響政府財政的健全, 同時也對誠實繳稅的人造成稅負上的不公, 因此已有相當多的實證研究分析所得稅的逃漏稅行爲。但受限於資料的缺乏, 以及理論架構的不足, 遺產稅的逃漏稅行爲相對受到較少的探討, 國內更鮮少有實證研究估計遺產稅的逃漏稅行爲。本研究估計國內遺產的漏報行爲, 利用民國82–87年和民國92–94年中華民國國稅局遺產申報的稽核資料, 估計稅率、稽核程度和遺產總額對於漏報行爲的影響。

本研究發現, 納稅人漏報的遺產會隨邊際稅率和遺產總額提高而增加, 但面對較嚴密的稽核或較高的稽核機率, 則會降低漏報的遺產。這些發現和相關文獻的結論一致, 認爲較高的稅率提高遺產漏報成功的邊際報酬,

[20] 作者感謝評論人指出遺產短漏報年度間的差異對估計結果的可能影響, 並具體說明造成此一差異的許多因素。

臺灣大學學術期刊資料庫

因此導致較多的漏報行爲和金額。而稅務機關投入的人力物力, 以及稅務機關稽核出逃漏稅的能力, 不僅理論上, 實務上也廣泛地被認爲能有效抑制逃漏稅行爲。本研究的發現進一步強化此一立論, 意謂有效率的稅務機關對所得稅和遺產稅的逃漏稅行爲, 都具有降低的效果。另外, 將遺產細分爲六大類財產後, 稅率、稽核和遺產對各類財產漏報的影響, 基本上和不區分遺產類別的發現是一致的。我們也嘗試模擬台灣於2009年初調降遺贈稅率至10%對降低遺產短漏報的政策效果。若遺贈稅修改前納稅人原面對較高稅率, 調降遺贈稅率至10%, 對於稅務遵循將產生明顯的政策效果。

本研究根據稅務機關稽核後的遺產申報資料作分析, 因爲許多短漏報的遺產, 並無法透過稅務機關稽核發現, 本文的短漏報遺產僅是實際短漏報遺產的一部份。但實際的短漏報遺產和稽核的短漏報遺產之間的差距並不易估算。如 Eller et al. (2001) 即指出, 雖然可利用相關財產的調查推算實際遺產和申報遺產的差距, 但推算結果會因爲模擬參數的不同設定而導致不同的結果。因此本研究根據的數據可視爲是遺產短漏報的下限, 而迴歸的結果則是較保守的估計。

本研究雖嘗試提出不同的解釋來分析本研究所得到之實證結果, 惟本研究爲初步的研究, 受到許多限制。首先是樣本觀察期, 稅制的變動發生在民國84年, 而本研究的資料卻從82才開始, 且尚有一些缺漏, 因此適用於舊稅制的人較少, 導致樣本期間外在稅率變化較小。其次, 本研究雖採用多年資料, 但受限於變數的共線性, 迴歸中並未考慮年度間遺產逃漏稅的差異。另外, 遺產與贈與行爲密不可分, 因此在討論遺產稅漏報行爲的同時, 若能得知被繼承人生前的贈與行爲, 將有助於更詳細分析跨代財富移轉的行爲, 但由於遺產和贈與資料無法串連, 使得這一部份的分析無法進行。

臺灣大學學術期刊資料庫

附表 1: 民國 82–94 年「遺產及贈與稅法」之免稅額及扣除額

	82 年 1 月 01 日至 84 年 1 月 13 日	民國 84 年 1 月 13 日以後
經常居住國內之中華民國國民	自遺產總額中減除免稅額 200 萬	自遺產總額中減除免稅額 700 萬
被繼承人遺有配偶者	自遺產總額中扣除 200 萬	自遺產總額中扣除 400 萬
被繼承人遺有直系血親卑屬者	自遺產總額中扣除 25 萬, 並按未滿 20 歲之年數, 每年加扣 25 萬	自遺產總額中扣除 40 萬, 並按未滿 20 歲之年數, 每年加扣 40 萬
被繼承人遺有父母者	自遺產總額中扣除 25 萬	自遺產總額中扣除 100 萬
被繼承人遺有兄弟姊妹、祖父母者	自遺產總額中扣除 25 萬, 並兄弟姊妹中有未滿 20 歲者, 按未滿 20 歲年數, 每年加扣 25 萬	自遺產總額中扣除 40 萬, 並兄弟姊妹中有未滿 20 歲者, 按未滿 20 歲年數, 每年加扣 40 萬
被繼承人之喪葬費用	以 40 萬計算	以 100 萬計算

註: 1.「遺產及贈與稅法」雖曾於 82 年 7 月 9 日修訂過 (7 月 30 日公布), 但該次修訂僅修改滯納金和利息的規定, 並未影響免稅額和扣除額的規定。

2. 民國 84 年 1 月 13 日公布之中華民國「遺產及贈與稅法」第五十九條規定, 於民國 84 年 1 月 6 日修訂, 該新規定自公布日起開始實施。

資料來源: 財政部國稅局。

臺灣大學學術期刊資料庫

附表2: 遺贈稅率 — 民國82年7月30日至民國94年

民國82年7月30日至84年1月15日

遺產稅		贈與稅	
稅率	遺產淨額	稅率	贈與淨額
2%	30萬以下	4%	30萬以下
3%	30–60萬	5%	30–57萬
5%	60–114萬	6%	57–114萬
7%	114–162萬	8%	114–162萬
9%	162–216萬	11%	162–216萬
11%	216–270萬	14%	216–270萬
14%	270–351萬	17%	270–331.5萬
17%	351–408萬	20%	331.5–408萬
20%	408–510萬	23%	408–510萬
23%	510–765萬	26%	510–720萬
26%	765–1020萬	30%	720–960萬
30%	1,020–1,440萬	35%	960–1,440萬
34%	1,440–2,400萬	40%	1,440–2,880萬
38%	2,400–3,360萬	45%	2,880–4,500萬
42%	3,360–4,800萬	50%	4,500–9,000萬
46%	4,800–9,000萬	55%	9,000–1億5,000萬
50%	9,000–10,600萬	60%	1億5,000萬以上
60%	16,000萬以上		

民國84年1月15日至94年

遺產稅		贈與稅	
稅率	遺產淨額	稅率	贈與淨額
2%	60萬以下	4%	60萬以下
4%	60–150萬	6%	60–170萬
7%	150–300萬	9%	170–280萬
11%	300–450萬	12%	280–390萬
15%	450–600萬	16%	390–500萬
20%	600–1000萬	21%	500–720萬
26%	1,000–1,500萬	27%	720–1,400萬
33%	1,500–4,000萬	34%	1,400–2,900萬
41%	4,000–1億	42%	2,900–4,500萬
50%	1億以上	50%	4,500萬以上

資料來源: 財政部國稅局。

臺灣大學學術期刊資料庫

附表3: 繼承人數、公有地扣除金額及死亡前兩年是否有贈與敘述統計

核定年度	繼承人數				公有地扣除金額 (仟元)				死亡前兩年有贈與的人數比例
	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Mean	Std. Dev.	Min	Max	(%)
82	4.44	2.59	1	23	201	1,863	0	52,877	2.0
83	4.48	2.67	1	38	204	2,074	0	94,582	2.1
84	4.44	2.63	1	39	262	2,802	0	100,000	2.8
85	4.49	2.62	1	32	301	3,149	0	120,774	4.1
86	4.53	2.56	1	34	342	3,508	0	168,802	5.0
87	4.50	2.54	1	36	372	4,731	0	385,019	5.5
92	4.46	2.38	1	34	424	7,383	0	1,056,372	7.1
93	4.46	2.33	1	31	334	4,200	0	338,995	7.5
94	4.41	2.28	1	24	356	9,041	0	1,653,833	8.1

資料來源: 本研究整理。

臺灣大學學術期刊資料庫

附表 4: 成功稽核出遺產漏報之 probit 模型估計

	82年	84年
	估計係數	估計係數
繼承人數	0.019**	0.030***
	(0.009)	(0.004)
死亡前兩年是否有贈與行爲	0.575***	0.421***
	(0.123)	(0.055)
公有地扣除額	0.035***	0.071***
	(0.006)	(0.003)
人均國稅預算	−2.474***	−1.744***
	(0.381)	(0.396)
人均遺贈稅預算	0.345***	0.118***
	(0.081)	(0.020)
常數項	−2.155***	−1.950***
	(0.243)	(0.053)
樣本數	7,465	39,514
Pseudo *R*-square	0.0385	0.0695

註: 1. *** 爲在1%的顯著水準下顯著的變數, ** 爲在5%的顯著水準下顯著的變數, * 爲在10%的顯著水準下顯著的變數, 括弧內爲標準誤。

2. 人均國稅預算和人均遺贈稅預算都是以千元爲單位。公有地扣除額取自然對數。

參考文獻

江莉莉 (2005), “遺贈動機、遺贈行爲、遺產稅與分配不均”, 技術報告, 國科會專題研究成果報告。(Jiang, L. (2005), “Bequest motives, bequest behavior, estate tax and inequality of distribution”, NSC Project Report.)

經濟日報 (2009), “遺贈稅降至10%”, 《經濟日報》, 2009年1月13日, A1版。(Economic Daily News (2009), “Estate and gift tax down to 10%”, January 13, A1.)

Allingham, M. and Sandmo, A. (1972), “Income tax evasion: A theoretical analysis”, *Journal of Public Economics*, 1, 323–338.

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

Altonji, J., Hayashi, F., and Kotlikoff, L. (1997), "Parental altruism and inter vivos transfers: Theory and evidence", *Journal of Political Economy*, 105(6), 1121–1166.

Andreoni, J., Erard, B., and Feinstein, J. (1998), "Tax compliance", *Journal of Economic Literature*, 36(2), 818–860.

Astrachan, J. and Tutterow, R. (1996), "The effect of estate taxes on family business: Survey results", *Family Business Review*, 9(3), 303–314.

Cebula, R. and Feige, E. (2011), "America's underground economy: Measuring the size, growth and determinants of income tax evasion in the U.S.", MPRA paper, no. 29672, University Library of Munich, Germany.

Clotfelter, C. (1983), "Tax evasion and tax rates: An analysis of individual returns", *Review of Economics and Statistics*, 65(3), 363–373.

Dubin, J. and Wilde, L. (1988), "An empirical analysis of federal income tax auditing and compliance", *National Tax Journal*, 41, 61–74.

Eller, M., Erard, B., and Ho, C. (2001), "Noncompliance with the federal estate tax", in W. G. Gale, J. R. Hines Jr., and J. Slemrod (eds.), *Rethinking Estate and Gift Taxation*, 375–421, Washington, D.C.: Brookings Institution Press.

Feinstein, J. (1991), "An econometric analysis of income tax evasion and its detection", *Rand Journal of Economics*, 22(1), 14–35.

Feldman, N. and Slemrod, J. (2007), "Estimating tax noncompliance with evidence from unaudited tax returns", *Economic Journal*, 117, 327–352.

Gale, W. and Slemrod, J. (2001), "Overview", in W. G. Gale, J. R. Hines Jr., and J. Slemrod (eds.), *Rethinking Estate and Gift Taxation*, 1–64, Washington, D.C.: Brookings Institution Press.

Joulfaian, D. (2005), "Choosing between gifts and bequests: How taxes affect the timing of wealth transfers", *Journal of Public Economics*, 89(11–12), 2069–2091.

——— (2006), "The behavioral response of wealth accumulation to estate taxation: Time series evidence", *National Tax Journal*, 59(2), 253–268.

Kaplow, L. (2000), "A framework for assessing estate and gift taxation", NBER working paper, no. 7775.

Kleven, H., Knudsen, M., Kreiner, C., Pedersen, S., and Saez, E. (2011), "Unwilling or unable to cheat? Evidence from a randomized tax audit experiment in Denmark", *Econometrica*, 79(3), 651–692.

Kopczuk, W. (2007), "Bequest and tax planning: Evidence from estate tax

臺灣大學學術期刊資料庫

returns", *Quarterly Journal of Economics*, 122(4), 1801–1854.

——— (2010), "Economics of estate taxation: A brief review of theory and evidence", NBER working paper, no. 15741.

Kopczuk, W. and Slemrod, J. (2001), "The impact of the estate tax on the wealth accumulation and avoidance behavior of donors", in W. G. Gale, J. R. Hines Jr., and J. Slemrod (eds.), *Rethinking Estate and Gift Taxation*, 299–343, Washington, D.C.: Brookings Institution Press.

——— (2003), "Dying to save taxes: Evidence from estate tax returns on the death elasticity", *Review of Economics and Statistics*, 85(2), 256–265.

Martinez-Vazquez, J. and Rider, M. (2005), "Multiple modes of tax evasion: Theory and evidence", *National Tax Journal*, 58(1), 51–76.

McCaffery, E. (1999), "Grave robbers: The moral case against the death tax", *Policy Analysis*, 353, 1–20. Cato Institute.

Piketty, T. and Saez, E. (2003), "Income inequality in the United States, 1913–1998", *Quarterly Journal of Economics*, 118(1), 1–39.

Pommerehne, W. and Frey, B. (1992), "The effects of tax administration on tax morale", mimeo, University of Saarbrucken.

Pommerehne, W. and Weck-Hannemann, H. (1996), "Tax rates, tax administration and income tax evasion in Switzerland", *Public Choice*, 88, 161–170.

Poterba, J. (1997), "The estate tax and after-tax investment returns", in J. B. Slemrod (ed.), *Does Atlas Shrug? The Economic Consequences of Taxing the Rich*, 329–349, Cambridge, M.A.: Harvard University Press.

Schmalbeck, R. (2001), "Avoiding federal wealth transfer taxes", in W. G. Gale, J. R. Hines Jr., and J. Slemrod (eds.), *Rethinking Estate and Gift Taxation*, 113–163, Washington, D.C.: Brookings Institution Press.

Seguino, S. and Floro, M. (2003), "Does gender have any effect on aggregate saving? An empirical analysis", *International Review of Applied Economics*, 17(2), 147–166.

Slemrod, J. (1985), "An empirical test for tax evasion", *Review of Economics and Statistics*, 67(2), 232–238.

Slemrod, J., Blumenthal, M., and Christian, C. (2001), "Taxpayers response to an increased probability of audit: Evidence from a controlled experiment in minnesota", *Journal of Public Economics*, 79(3), 455–483.

Slemrod, J. and Yitzhaki, S. (2002), "Tax avoidance, evasion, and administration", in A. J. Auerbach and M. Feldstein (eds.), *Handbook of Public Economics*, Chapter 22, 1423–1470, Amsterdam: Elsevier.

臺灣人文學術 期刊資料庫

Wolff, E. (1996), "Commentary on Douglas Holtz-Eakin, 'The uneasy case for abolishing the estate tax' ", *NYU Tax Law Review*, 51(3), 517–521.
Yitzhaki, S. (1974), "A note on 'income tax evasion: A theoretical analysis' ", *Journal of Public Economics*, 3(2), 201–202.
——— (1987), "On the excess burden of tax evasion", *Public Finance Quarterly*, 15(2), 123–137.

投稿日期: 2011年2月15日, 接受日期: 2011年11月15日

臺灣大學學術期刊資料庫

Noncompliance with the Estate Tax in Taiwan

Shih-Tang Hwu

Department of Economics, National Tsing Hua University

Shih-Ying Wu

Department of Economics, National Tsing Hua University

Tax noncompliance affects not only government revenue but also the fairness of the tax system. However, empirical studies on noncompliance with the estate tax are rare. This study utilizes the audited estate tax returns for 1993–1998 and 2003–2005 from Taiwan's National Tax Administration to analyze the determinants and magnitude of the underreporting of estates. We find that the underreporting of estates increases with marginal tax rates and the amount of the estate, but declines with tax auditing. The results are consistent with most of previous theoretical and empirical studies on noncompliance with the income tax and the estate tax. Previous studies generally find that a tax increase raises taxpayers' incentive to underreport estates owing to a higher marginal reward of successful evasion. In contrast, a higher tax audit probability can effectively deter taxpayers' underreporting behavior. One limitation of this study is that the data from audited tax returns may reveal only a part of actual noncompliance.

Keywords: the estate tax, tax noncompliance, tax audit
JEL classification: H26, H31

臺灣大學學術
期刊資料庫