

經濟論文  
中央研究院經濟研究所  
39:2(2011),215-243

## 以未稽核所得申報資料推估短漏報所得

蘇建榮

國立台北大學財政學系

李顯峰

國立台灣大學經濟學系

吳世英\*

國立清華大學經濟學系

翁堃嵐

國立政治大學財政學系

**關鍵詞:** 捐贈、所得來源、短漏報所得、所得稅稽核

**JEL 分類代號:** H26, H31

---

\* 聯繫作者: 吳世英, 國立清華大學經濟學系, 新竹市 300 光復路二段 101 號。電話: (03) 516-2031; 傳真: (03) 562-9805; E-mail: wus@mx.nthu.edu.tw。作者特別感謝李娟菁教授、胡勝正院士、經濟論文編輯、兩位匿名評論人及台灣經濟學會 2009 年年會與會者對於初稿給予的寶貴建議。作者並感謝財政部提供所得稅申報資料。



## 摘 要

逃漏稅行為乃所得稅理論與實務研究的重要課題。本文就94年度個人綜合所得稅申報核定檔的抽樣資料,利用納稅人申報之捐贈支出扣除額,以間接推估法推估其隱含的真實所得。實證結果顯示,在綜合所得的各類來源中,以執行業務、利息、租賃及財產交易等四類所得短漏報情形最為嚴重,其申報金額僅為真實所得的三分之一。而營利所得的申報金額與真實所得的差異,主要與資本利得免稅有關,非全因逃漏稅所導致。因此,若能藉完善的會計制度、透明的財務資訊與全面實施發票制度等措施,以增加第三方資訊的提供,將能有效降低所得短漏報程度。



## 1. 緒論

租稅逃漏的程度是制訂租稅政策的重要參數，若忽略租稅逃漏此一因素，可能會誤導最適租稅政策的制訂（如 Slemrod, 1994）；因而估計地下經濟的規模或是租稅逃漏的程度，一直是租稅理論相當重要的議題。不過，鑑於租稅逃漏屬於違法行為，因而實務上官方很難確實掌握租稅逃漏的程度。文獻上已有許多的方法嘗試估計逃漏稅的程度，主要可分為兩類，一是透過稅務機關稽徵查核逃漏稅金額；另一則是透過納稅人支出資料間接推估短漏報所得。本研究採用後者，根據財政部個人所得稅申報資料中的支出資料，推估台灣個人不同所得短漏報的情形。

各國稅務行政單位估計短漏報所得，多根據所得申報的稽核資料，此一方法具有法律效力，因此能據以對納稅人施以罰則。另外，此一方法能稽核出個別納稅人短漏報所得和逃稅的金額和方式，因此有助於瞭解個人逃漏稅的成因。但多數國家並沒有類似美國國稅局（IRS）納稅人遵循衡量方案（Taxpayer Compliance Measurement Program, 文後簡稱為 TCMP 方案）所提供納稅人所得申報的稽核資料。如台灣過去公開的所得申報稽核資料多屬經過初步的電腦比對之結果，因此無法呈現較全面的逃漏稅情況（張隆宏, 2002）。因此利用稽核資料分析逃漏稅的研究多數侷限於對美國納稅人的研究。

為了彌補所得稅申報稽核資料的不足，文獻上發展出不同的推估逃漏稅或短漏報所得的方法，其中之一是利用家戶的支出金額推估其隱含的真實所得（the expenditure-based method）。此一方法的基本概念認為，消費支出決定於所得的高低，若能掌握納稅人消費的多寡，就能依此推估納稅人的真實所得。惟此一推估方法往往需作相關的假設，包括每個人消費支出和所得之間的關係是穩定的；不同來源的所得並無差別，因此對消費的邊際影響是一樣的。此一方法的架構主要由 Pissarides and Weber (1989) 提出，他們利用食物支出推估英國家戶的真實所得，並據此估計英國地下經濟的規模。Pissarides and Weber (1989) 之後，已有許多研究利用他們的理論架構推估地下經濟和未申報所得的規模。如 Lyssiotou et al. (2004) 對英國地下經濟的估計。另外，較



近如 Feldman and Slemrod (2007), 利用美國個人所得稅申報資料中的捐贈金額, 進行租稅依從 (tax compliance) 的分析, 推估家戶的真實所得及短漏報所得。

本研究參照 Feldman and Slemrod (2007) 的方法, 利用台灣個人所得申報資料中的捐贈支出估計納稅人隱含的真實所得。此一作法的主要優點有二: 其一, 相對於由稅務機關直接稽核資料, 此一間接推估方法可以估計出較廣泛的短漏報所得及逃漏稅可能; 而且所得申報資料對所得來源有清楚的分類, 因此能估計不同來源所得短漏報的程度。其二, 相對於其它支出, 利用捐贈支出的推估具有避免因主觀認定導致的衡量偏誤; 因為許多國家的稅法都允許捐贈支出可以列舉扣除 (itemized deduction), 因此納稅人申報所得時, 有誘因盡可能地列出所有的捐贈支出 (Feldman and Slemrod, 2007)。台灣稅法也允許捐贈支出可以列舉扣除, 因此所得申報中的捐贈支出金額應該相當接近納稅家戶的真正捐贈支出。值得一提的是, 如同上述以支出推估所得的方法所受到的限制一樣, 本研究方法也必須假設每個人支出的所得邊際傾向一樣, 且此一邊際傾向和所得來源無關。<sup>1</sup>

本研究利用納稅人的所得稅申報資料推估其背後隱含的真實所得, 據以計算申報所得和真實所得的落差。雖然因為免稅所得不用申報, 真實所得和申報所得的差距因此包含了合法的免稅所得和違法的短漏報所得。但因為所得申報資料詳列不同來源所得, 因此有助於估算不同所得來源的逃漏稅情況, 並依不同來源所得的特性及其稅務行政的差異來分析不同來源所得的逃漏稅可能原因。此一研究結果雖無法成為懲罰逃漏稅的依據, 但在有限的人力及經費之下, 可供稅務稽核機關選案查核時參考。而且從不同角度分析個人逃漏稅的程度與原因, 也有助於逃漏稅的防患未然, 以及作為稅務單位未來思考稅法修正與稅務行政改革時的參考。

依據本文的研究顯示, 個人綜合所得稅第一類所得 (營利所得、股利所得等) 的申報所得約為真實所得的 55%; 第二類所得 (執行業務所得等) 的申報所得約為真實所得的 35%; 第四、五、七類所得 (利息、租賃、財產交易) 的申報所得僅為真實所得的 33%; 第八、九、十類所得 (中獎獎金、退職所

---

<sup>1</sup> 一旦支出的邊際傾向受到所得來源的影響, 則利用該方法所估計的逃漏稅就可能存在偏誤。



以未稽核所得申報資料推估短漏報所得（蘇建榮、李顯峰、吳世英、和翁堃嵐）

得、其它所得)則沒有明顯的短漏報的問題。至於本文的編排,除第一節緒論外,第二節整理相關的文獻。第三節除討論本研究所採用的間接推估法的理論基礎及其假設,並說明資料的特性及實證模型。第四節是迴歸結果的討論與分析。最後一節是簡單的結論。

## 2. 文獻回顧

文獻上已發展出許多估計地下經濟或非官方經濟活動的推估方法(Schneider and Enste, 2000)。主要包括利用電力消費推估實際經濟規模的方法,此一方法假設電力消費和實際經濟活動之間是等比例成長(如 Johnson et al., 1997)。其次是利用MIMIC(multiple-indicator multiple cause)方法的估計,利用可觀察的變數,推估地下經濟的規模(如 Loayza, 1996)。第三個方法則認為地下經濟的交易通常是透過現金交易,而非採用支票或信用卡,所以利用貨幣流通相對存款需求(demand deposits)的比例來估計地下經濟的規模(如 Tanzi, 1983)。這些方法提供了學者及政策制訂者分析地下經濟成因及地下經濟影響的根據。但這些方法多著重於估計地下經濟的整體規模,不易用來估計企業或個人來自地下經濟的所得,因此較少被應用於估計企業或個人的逃漏稅。

前述估計地下經濟的架構,提供了後續估計短漏報所得重要的架構。其中由Pissarides and Weber(1989)提出的估計短漏報所得的方法,假設納稅人的支出和「真實所得」之間具有一定的對應關係,因此利用可觀察的支出資料間接推估納稅人的「真實所得」。而納稅人真實所得和申報所得之間的差距,即可視為納稅人短漏報的所得(underreported income)。<sup>2</sup> Pissarides and Weber(1989)利用英國家戶的食物支出調查資料(the Family Expenditure Survey)推算家戶的真實所得,該文在假設食物支出金額是正確的,且受雇者無法短漏報所得的情況下(因為雇主必須將雇員的所得資料提供給稅務單

---

<sup>2</sup> Pissarides and Weber(1989)使用家戶收支調查的資料,所以估計出的所得差距可認定為官方未掌握的地下經濟。若使用的是所得申報資料,此一差距則包含了合法的免稅所得,評估短漏報所得時須考慮此一因素。



位), 計算出食物支出與所得的對應關係。自營作業者和受雇者間此一對應關係的差異, 即可視為歸諸於自營作業者的短漏報所得, 並據此推算自營業者其背後隱含的真實所得。作者發現在 1982 年, 英國自營業者短漏報的所得約為真實所得的 30%, 他們並進一步推算英國當時的地下經濟約佔 GDP 的 5.5%。後續 Johansson (2000) 對芬蘭自營業者短漏報所得的估計, 也發現類似的比例。Schuetze (2002) 利用加拿大家戶支出調查的資料發現, 自營收入佔所得百分之三十以上的家戶, 其短漏報所得約為真實所得的 17%。

Feldman and Slemrod (2007) 根據 Pissarides and Weber (1989) 的方法, 但利用個人所得申報資料中的捐贈支出而不是家庭收支調查中的食物支出來估算短漏報所得的多寡。他們認為捐贈就如一般消費行為一樣, 和所得之間具有一穩定的關係, 因此可以採用捐贈支出的資料來推估家戶的真實所得。他們並指出, 許多國家的稅法都允許捐贈支出可以列舉扣除, 納稅人在申報所得稅時, 因為可以將捐贈支出列為扣除額, 有節稅誘因, 因此會盡可能地將捐贈支出金額詳盡列出。所以納稅人申報所得稅時, 若採列舉扣除, 其捐贈的資料應能正確代表納稅家戶的真正捐贈支出。Feldman and Slemrod (2007) 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, 其真實所得分別是申報所得的 1.54、4.54 和 3.87 倍。該研究進一步發現申報所得為零或負的人, 其真實所得可能遠高於申報所得為正的人。

不同於上述間接推估的方法, 在美國國稅局執行的 TCMP 方案中, 美國國稅局利用 1963–1988 年的個人納稅資料分層抽樣, 再針對這些納稅資料予以仔細地稽核, 希望直接掌握到納稅人逃漏稅的金額。該方案主要作為美國國稅局制訂稽核所得稅的「鑑別函數」(discrimination function) 的根據, 此外, 透過 TCMP 方案所獲致的稽核結果, 爾後也成了許多逃漏稅實證研究的資料來源。例如, Christian (1994) 利用 TCMP 資料發現, 非商業所得的申報率高達 94.5%, 但商業所得的申報率只有 79.9%。Andreoni et al. (1998) 則指出, 1988 年的 TCMP 資料顯示, 有四分之一的納稅人, 其低報的所得稅超過 1,500 美元, 這些人有明顯的逃稅傾向; 另外, 農場和獨資企業所得因為不需通報所得資料 (information reporting), 有農場所得或獨資企業所得的納稅人, 其短報的所得稅平均達 1,058 和 827 美元, 而一般人短報的金額僅 289 美元。

台灣過去利用國稅局稽核資料的逃漏稅研究包括張隆宏 (2002) 和陳明



進(2006)等。張隆宏(2002)利用民國 84-86 年個人所得稅抽樣的稽核資料估計個人所得稅逃漏稅的決定因素。由於他所使用的資料是經過電腦比對過,但並未經過稽核人員逐項查核的資料,因此作者認為該研究顯示的短漏報應多屬於申報錯誤,而非刻意的逃漏稅。他的實證發現,在所有的納稅人中,低報所得的人約佔 60%,而高報所得的比例約為 10%。有非扣繳所得如執行業務所得者,低報所得的人數比例則高達 70%。陳明進(2006)研究稅務機關查核對營利事業短漏報所得的影響。他的研究雖然非針對個人所得稅,但結果應能提供給思考個人短漏報所得的參考。他發現稅務稽核機關對營利事業的查核可以減少營利事業往後的短漏報所得;但針對企業的短漏報所得行為,稅務機關若僅調整課稅所得額而無違章罰則,營利事業並不會因為被稽核到而提高它未來的稅務遵循。另外,羅時萬與楊建成(2008)比較報稅所得和主計處的國民所得帳,發現民國 94 年的報稅所得僅為國民所得的 45.46%,意謂整個經濟活動中,高達 55% 的國民所得並未呈現在財政部的所得申報資料中。

所得稅稽核資料能直接呈現每個納稅家戶短漏報所得和逃漏稅的金額,並且具有法律效力,可成為稅務單位施以罰則的依據。然而此一方法受限於政府機關對所得或經濟活動的掌握程度,一旦政府機關無法確實掌握所得的來源與多寡,該方法將無法正確稽核出納稅人的短漏報所得。<sup>3</sup> 相對而言,利用支出資料的間接推估方法,不限於掌握到的所得資料,因此能夠估計較廣泛的所得來源。也因為如此,雖然所得申報稽核資料如 TCMP 可以提供我們對納稅人逃漏稅的瞭解,但一般認為根據此一稽核資料的推算,仍低估了短漏報所得的嚴重程度。其原因有二,其一,有所得但未申報的人並不在此一資料庫;其二,有所得但透過有效避稅管道,或漏報其中較不易被稽核到的所得,且未被國稅局發現,其短漏報所得就不會呈現於 TCMP 或其他稽核結果中。因此連美國國稅局(IRS)本身也認為實際的短漏報所得應是 TCMP 發現的 3.28 倍(Feldman and Slemrod, 2007)。

---

<sup>3</sup> 例如,營業資料較不完善的獨資、合夥企業或小店鋪,稅務機關即很可能無法掌握其真正的所得。



### 3. 理論架構與實證分析

#### 3.1 理論架構

本研究的實證分析是根據 Pissarides and Weber (1989) 和 Feldman and Slemrod (2007) 以支出反推所得的理論基礎。Pissarides and Weber (1989) 根據調查資料中食物支出的金額, 利用計量方法推估家戶的實際所得。他們認為納稅人為了逃避稅, 因此不論是所得稅申報或一般的調查, 所得的資料都不可靠。相對而言, 食物支出不能作為費用項扣除, 和所得收入的關係也較弱, 因此一般人並不會特別考量到食物支出和所得稅申報的關係, 所以食物支出的資料相對較準確。作者並假設, 因為稅務機關有雇主提供的薪資資訊, 受雇者無法短漏報其薪資所得, 但自營作業者無雇主提供的所得資訊, 所以較有可能短漏報所得。在食物支出資料無誤, 受雇者薪資所得資料無誤但自營作業者所得可能短漏報這兩個假設之下, Pissarides and Weber (1989) 先估計受雇者食物支出和所得的比例, 再利用此一比例和自營作業者的食物支出推算自營作業者的真實所得。

之後, Feldman and Slemrod (2007) 延續 Pissarides and Weber (1989) 的方法, 但利用個人所得申報資料中的捐贈金額估算短漏報所得的多寡。他們認為捐贈就如一般消費行為一樣, 和所得之間具有一穩定的關係。如 Clotfelter (1985) 和 Duncan (1999), 即將慈善捐贈視為個人支出的一部分, 並據此分析租稅誘因對個人最適捐贈金額的影響。另外, 捐贈金額可以列舉扣除, 因此納稅人有誘因申報所有的捐贈支出。Feldman and Slemrod (2007) 進一步將實證模型一般化, 使得捐贈金額和所得間可以具有非線性關係, 同時模型中也允許估計不同所得來源的短漏報程度。

在台灣, 納稅人若採列舉扣除, 為了能享有節稅的利益, 個人所得申報資料中必須詳細列出相關支出, 可列舉扣除的支出主要包括捐贈 (慈善捐贈和政治捐贈)、人身保險、醫藥及生育費、災害損失以及購屋借款利息。因此相對於家戶的收支調查資料 (如主計處的家庭收支調查), 納稅人所得申報資料中關於支出的資料較少, 但其中可列舉扣除的數據相對較為詳細且可靠。



在這些可列舉扣除的支出中, 一般認為慈善捐贈和所得的關係最密切。可扣除的列舉支出中, 一般而言醫療和生育支出與年齡具有密切相關, 災害損失較具偶然性, 購屋借款則頻率較低。因此這些支出項目和當年所得的相關性較低。人身保險支出和當年所得雖較具相關性, 但人身保險費受限於可扣除的上限(近幾年的上限每人僅有 24,000 元), 因此所得稅申報資料中的人身保險未必是納稅人的真正人身保險支出。相對而言, 因為捐贈與所得的相關性高, 且波動不大, 因此如 Feldman and Slemrod (2007), 本研究將利用所得稅申報資料中列舉的捐贈金額推估納稅人的真實所得, 並據此與申報所得作比較, 推算納稅人的可能短漏報所得。惟在台灣採標準扣除的納稅人並未列舉其捐贈金額, 估計時必須排除這部分樣本, 是利用捐贈金額估計的限制。

參考 Feldman and Slemrod (2007) 的實證模型, 本研究假設捐贈支出是納稅人真實所得 ( $Y$ ) 和其他個人特徵 ( $Z$ ) 的函數, 並設定捐贈支出函數如下:

$$G = G(Y, Z). \quad (1)$$

我們進一步將所得依其資訊是否容易被稅務機關獲得, 區分為容易取得資訊的所得 ( $V$ ) 和不易取得資訊的所得 ( $I$ ) 兩類, 因此總所得是兩者的和,  $Y = V + I$ 。前者  $V$  因不易隱匿, 因此納稅人會誠實申報, 但納稅人則有誘因短漏報後者  $I$ 。逃漏稅的文獻 (如 Allingham and Sandmo, 1972; Feldman and Slemrod, 2007) 已指出, 納稅人會評估相關因素來決定申報多少不易取得資訊的所得  $I$ 。申報所得和真實所得之間具有一函數關係, 因此所得  $V$  的申報所得  $R(V) = V$ , 但  $I$  的申報所得金額  $R(I)$  可以表示如下:

$$R(I) < I, \quad 1 > \frac{\partial R}{\partial I} > 0. \quad (2)$$

透過反函數轉換, 我們可以找到不易取得資訊的所得其真實所得和申報所得的關係:  $I = I(R)$ , 且  $\partial I / \partial R > 1$ 。我們若將  $I = I(R)$  帶入前述  $G$  的函數, 可以得到



$$G = G(V + I(R), Z). \quad (3)$$

為了簡化,我們進一步假設申報所得 ( $R$ ) 和真實所得 ( $I$ ) 具有線性關係  $I(R) = kR$ , 因此

$$G = G(V + kR, Z). \quad (4)$$

其中  $k > 1$ , 是一常數。同時,為了估計不同來源所得其申報程度的差異(意即係數  $k$  的差異),我們可以針對不易取得資訊的所得,進一步依不同來源給予不同的  $k$  值,因此前述函數(4)可寫成<sup>4</sup>

$$G = G(V + \sum k_i R_i, Z). \quad (5)$$

薪資所得因為有第三方(即僱主)提供給國稅局的資訊,屬於資訊取得容易且不易短漏報的所得  $V$ 。假設薪資所得沒有短漏報,並透過  $k_i$  的比較,我們就可以評估納稅人申報不同來源所得 ( $R_i$ ) 時,其短漏報的程度。係數  $k_i$  愈大,代表其短漏報的程度愈高。

### 3.2 資料特性

本研究的實證分析是根據財政部財稅資料中心提供的民國 94 年個人所得稅抽樣資料(民國 95 年申報的民國 94 年個人綜合所得)。受限於財稅資料中心對資料的使用原則,本章的估計是依據約百分之五的隨機抽樣資料,最初抽樣有 271,981 筆資料。利用家戶申報所得和戶籍地這兩個變數作比較,此一樣本相當接近母體的分佈。因為只有採列舉扣除的納稅家戶有捐贈資料,因此進一步排除採標準扣除的 197,227 個樣本,留 74,754 個採列舉扣除的樣本。

<sup>4</sup> Feldman and Slemrod (2007) 進一步將所得分為三類,分別為正所得、負所得以及有申報所得但所得額為零(如有經營農場,但所得為零)。因此其  $G$  函數是  $G = G(V + \sum k_{ih} R_{ih} + \sum b_j S_j, Z)$ , 如果納稅人有申報某一類所得但其金額等於零,代表逃漏稅的潛在機會,則  $S_j$  等於一,否則等於零。本研究所利用的資料並無此一區別,因此估計時並不作此區分。



以未稽核所得申報資料推估短漏報所得（蘇建榮、李顯峰、吳世英、和翁堃嵐）

因為個人綜合所得稅中可扣除的捐贈包含了一般的慈善捐贈、土地捐贈、對政府的捐贈及對政黨和候選人的捐贈等。不同的捐贈可能隱含不同的動機和決策，因此需要對這些不同捐贈做進一步區分。

土地捐贈在民國 93 年以前是以公告現值扣除，因此在民國 89-92 期間曾蔚為風潮成為少數人避稅的特殊管道。雖然財政部修法規定，從民國 93 年起，土地捐贈需以實際交易價格扣除，但可能有少數為避稅購買公設保留地的人，未能在民國 92 年前申報所得稅時扣除。但如表 1 所示，土地捐贈金額並不高，實證的迴歸結果也顯示，不論是否考慮土地捐贈，迴歸結果並沒有顯著差異。但考慮土地捐贈的動機不同於一般捐贈，本研究的估計仍然排除了土地捐贈金額。另外必須考慮的捐贈是對政黨、政治團體或候選人的政治獻金，政治獻金的動機或考慮因素可能迥異於一般捐贈。相關研究顯示政治獻金決定於候選人和捐贈者意識型態的差異程度、候選人配合捐贈者利益的傾向和捐贈對勝選的影響程度。如 Kroszner and Stratmann (1998) 發現美國的企業遊說組織政治行動委員會 (Political Action Committee) 將多數的政治獻金捐給國會中金融委員會的成員。雖然本研究利用的民國 94 年資料，最後樣本中政治獻金金額佔捐贈的比例低於 3%，本研究仍排除這一部分的政治獻金捐贈。另外，利用「實際捐贈金額」或「可扣除捐贈金額」的迴歸結果並沒有顯著差異，但考慮申報的實際捐贈金額中，有部分可能高估其價值，因此本研究最後僅列出以「排除土地捐贈和政治捐贈後的可扣除捐贈」作為被解釋變數的迴歸結果。

除了對政府的捐贈不受到捐贈金額的限制外，個人的一般捐贈其可扣除金額最高不得超過綜合所得的 20%，對政黨或候選人捐贈的可扣除金額最高不得超過綜合所得的 20%，且不得超過 20 萬元，透過私立學校興學基金會捐贈給私校的可扣除金額最高不得超過綜合所得的 50%。捐贈可扣除金額雖然受到相關限制，但除政治獻金面臨固定的金額上限，其它限制都是根據納稅戶綜合所得。惟前述的上限比例為 20% 或 50%，因此對大部分的納稅人應不會因此受限，造成可扣除捐贈小於實際捐贈的問題。例如，本研究所利用最後的 74,754 筆樣本中，只有 288 筆的實際捐贈金額佔所得總額比例超過 20%。<sup>5</sup> 本研究也嘗試以實際捐贈金額為被解釋變數的迴歸，但迴歸結果與利

<sup>5</sup> 且這些家戶中，約有半數的實際捐贈比例並未超過 25%。



表 1 民國 94 年個人綜合所得相關變數敘述性統計

	有捐贈的納稅家戶				無捐贈的納稅家戶			
	平均值	變異數	最小值	最大值	平均值	變異數	最小值	最大值
<b>捐贈(元)</b>								
可扣除捐贈	29,961	188,680	105	2.1e07	0	0	0	0
土地捐贈	72	9,330	0	1,572,620	3,320	265,893	0	4.0e07
政治捐贈	312	5,779	0	200,000	773	9,430	0	200,000
排除土地及政治捐贈	29,578	186,461	105	2.1e07	0	0	0	0
實際捐贈	31,840	211,418	0	2.4e07	207	9,460	0	1,274,500
<b>所得(元)</b>								
核定所得總額	1,680,087	3,158,846	824	3.1e08	1,070,196	5,072,245	533	9.4e08
第一類所得	252,752	2,542,287	0	3.0e08	137,455	4,994,477	0	9.4e08
第二類所得	44,287	354,756	0	2.3e07	17,019	178,813	0	1.3e07
第三類所得	1,255,710	1,243,639	0	7.2e07	842,864	692,278	0	3.7e07
第四類所得	62,427	119,870	0	3,469,698	35,439	88,875	0	2,491,151
第五類所得	27,501	176,008	0	7,589,091	15,597	114,445	0	7,746,244
第六類所得	0	0	0	0	0	0	0	0
第七類所得	3,442	32,290	0	2,319,222	2,139	17,564	0	1,411,787
第八類所得	1,053	8,581	0	662,707	713	8,221	0	688,000
第九類所得	4,725	89,858	0	7,732,335	1,844	53,283	0	5,715,364
第十類所得	15,283	119,702	0	6,202,565	9,594	81,534	0	7,265,320
<b>納稅家戶特徵</b>								
有配偶(%)	80.61				63.54			
<b>計稅方式(%)</b>								
合併	55.66				72.78			
夫分	5.72				5.83			
妻分	2.58				2.07			
不清楚	36.04				19.32			
70歲以上免稅人數	0.43	0.70	0	4	0.27	0.56	0	4
70歲以下免稅人數	4.11	1.58	0	13	3.62	1.64	0	13
納稅義務人年齡	41.38	8.22	20	91	38.49	8.84	17	98
樣本數	32,000				35,752			



用可扣除捐贈金額的迴歸結果類似, 意謂此一扣除上限對本研究並不構成限制。

另外, 在所得的分類部分, 若依逃漏稅難易程度區分, 所得稅法的十大類所得來源分類, 並不是理想的分類。如第一類所得包括獨資、合夥、公司的營利所得和公司的股利所得, 多層次傳銷所得等; 其中公司的股利所得部分, 國稅局因有公司提供的股利資訊, 因此不易短漏報, 但獨資或合夥的營利所得就有較多的短漏報可能。將他們視為同一類估計, 將造成估計結果無法反應不同所得真正短漏報程度的情況。惟本研究的資料並無法作進一步分類, 因此無法根據逃漏稅難易, 對十大類所得作進一步區分。

類似於文獻上估計捐贈金額常見的問題 (如 Clotfelter, 1985), 在作統計分析前必須對樣本作進一步取捨以避免估計的偏誤。首先, 有些樣本的捐贈高於所得, 或作者計算的所得稅和財稅資料中心資料中的金額不一致, 這部分樣本僅有 222 筆, 因此予以排除。其次是, 樣本是否會因為捐贈而改變扣除方式。Clotfelter (1985) 指出, 這部分樣本因捐贈扣除, 導致他們從採標準扣除改變成採列舉扣除, 因此捐贈金額往往較大。但因為他們開始捐贈時是採標準扣除, 捐贈後採列舉扣除。若保留這部分樣本, 會產生樣本選擇的偏誤, 導致捐贈的價格彈性 (絕對值) 被低估, 或甚至估計到正的價格彈性。因此, 本研究也排除這部分 6,780 筆的樣本。另外, 捐贈後不用繳任何所得稅的人, 因為已不需再利用捐贈扣除來達成降低所得稅的目的, 因此列舉的捐贈金額未必是當年真正的捐贈金額, 申報的捐贈有低估實際捐贈之嫌 (這部分樣本有 7,211 筆)。考慮此一低估可能, 本研究同時估計排除與不排除這部分低報可能的樣本, 迴歸結果分別列於表 2 的左半邊和右半邊。在考慮這些因素後, 若排除低報可能的納稅人, 最終有 60,541 筆樣本; 若不排除低報可能的納稅人, 最終有 67,752 筆樣本。

如底下章節將討論的, 本研究採二階段估計法以避免截斷樣本 (censored sample) 造成的偏誤。若是利用 60,541 筆樣本的估計, 其中有 30,792 筆並無捐贈金額, 因此第一階段的選擇模型雖利用到 60,541 筆樣本, 但第二階段估計捐贈的所得及價格彈性時, 僅用到 29,749 筆有捐贈的樣本。若是利用 67,752 筆樣本的估計, 其中有 35,752 筆並無捐贈金額, 因此第一階段的選擇模型雖利用到 67,752 筆樣本, 但第二階段估計僅用到 32,000 筆有捐贈的樣本。

為了能較完整呈現資料特性, 本研究表 1 的敘述統計量是根據後者較多



樣本的 67,752 筆樣本。表 1 的敘述性統計將樣本區分成左半邊有捐贈的納稅家戶, 以及右半邊無捐贈的納稅家戶。<sup>6</sup> 表中列出捐贈金額, 包括可扣除捐贈、土地捐贈和政治捐贈; 其次將所得依所得稅法第十四條分成十大類, 分別列出每一類所得的平均金額及加總後的核定所得總額。但資料中並無第六類自力耕作、漁、牧、林、礦之所得,<sup>7</sup> 部分原因是部定成本費用標準為 100%, 因此這類所得不用申報, 導致其金額為零。另外表 1 也列出所得稅申報資料中的相關家戶特徵。

在有捐贈的 32,000 納稅戶樣本中, 可扣除捐贈金額平均是 29,961 元, 但家戶間捐贈金額變化很大, 變異數達 188,680 元。例如, 樣本中有五筆的捐贈金額超過一千萬元。其次, 土地捐贈在民國 89-92 年間, 因為可以用公告現值作為土地捐贈的金額, 土地捐贈因此蔚為風潮, 成為高所得者的避稅工具。財政部於民國 92 年 4 月決定於隔年開始, 以新的方式評價捐贈土地的價值。因此據估計, 土地捐贈的總值從民國 92 年的 1,292 億元, 降為民國 93 年的 65 億元。資料顯示, 民國 94 年的土地捐贈已不多, 平均金額僅 72 元。而捐贈扣除因為受限於需附收據、捐贈對象是否符合稅法公益團體的規定以及是否高估捐贈價值等因素, 因此可扣除捐贈金額可能低於實際金額。表 1 資料顯示, 可扣除捐贈略小於實際捐贈, 但差距不大。

在所得部分, 每個報稅家戶的平均所得有 168 萬元, 但家戶間的所得差異極大, 變異數高達 316 萬元。值得注意的是, 台灣所得稅法給予許多所得免稅, 如海外所得及股票的資本利得等。這部分所得並不需申報, 因此所得稅申報中的核定所得總額會低估家戶的真實所得。一般而言, 高所得的人免稅所得的部分也較多, 因此對這些家戶的低估程度會較嚴重。在區分不同所得來源部分, 以第一、二、三和四這四類的所得來源較多, 第一類所得包括獨資、合夥、公司的營利所得和公司的股利所得, 多層次傳銷所得等; 第二類所得主要為執行業務所得; 第三類所得主要是薪資所得; 而第四類所得主要是利息所得。

家戶特徵顯示有配偶的納稅義務人佔申報件數的 81%, 且多數採合併計

<sup>6</sup> 此處是否有捐贈的分類是根據迴歸式中的被解釋變數「排除土地捐贈和政治捐贈後的可扣除捐贈」。

<sup>7</sup> 其它可能原因包括, 農漁民所得偏低, 符合免申報所得的規定; 以及許多減免如天災減免稅規定, 導致樣本中這類所得金額為零。



以未稽核所得申報資料推估短漏報所得 (蘇建榮, 李顯峰, 吳世英, 和翁堃嵐)

算, 每一報稅家戶平均人數是 4.5 人, 納稅義務人的平均年齡是 41 歲。

另外, 表 1 的右半邊列出無捐贈支出納稅家戶的敘述統計量。必須注意的, 此處「無捐贈」是以本研究採用的「排除土地捐贈和政治捐贈後的可扣除捐贈」為根據。有些納稅家戶的土地捐贈金額較高, 平均金額高達 3,320 元, 高於有捐贈家戶的土地捐贈金額。惟國稅局審核後實際可扣除的金額則非常低。此一事實也凸顯本研究的作法, 土地捐贈因具有較特殊性質, 因此將這部分捐贈排除。

平均而言, 無捐贈家戶的所得約為有捐贈家戶所得的 64%。若區分所得來源, 無捐贈家戶薪資所得比重較高, 其他第一、二、四和五類所得比例則相對低於有捐贈家戶。而在家戶特徵方面, 無捐贈的家戶, 平均而言未結婚的比例較高, 也較年輕, 扶養的親屬人數也較少。

### 3.3 實證模型

我們採用捐贈行為實證文獻普遍採用的雙對數估計式 (如 Clotfelter, 1985; Randolph, 1995), 將上述函數 (5) 轉換成一非線性估計式, 對捐贈、所得和價格取對數。因此本研究採用的非線性估計式表示如下:

$$\ln(G) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(V + \sum k_i R_i) + \alpha_2 \ln(P) + X\tilde{\alpha} + \varepsilon. \quad (6)$$

其中,  $G$  是捐贈金額,<sup>8</sup>  $\alpha_1$  是捐贈的所得彈性, 不受所得來源影響;  $V$  是薪資所得, 無短漏報問題, 係數等於一;  $k_i$  則是對應不同來源所得的係數, 係數愈大代表短漏報所得的比例愈高。  $P$  是捐贈的稅後價格 (net-of-tax price), 因為捐贈可以列舉扣除, 若納稅人的稅率是  $t$ , 其一元捐贈可以扣除所得稅  $t$  元, 因此其捐贈的真正價格等於  $(1 - t)$ 。  $X$  包含扶養親屬人數、是否有配偶的虛擬變數、年齡和年齡的平方等控制變數。在同樣的所得下, 扶養親屬愈多, 所需的支出就愈多, 因此可以捐贈的預算就愈少。配偶的虛擬變數同時反映了個人的偏好, 以及是否有配偶對捐贈的影響。年齡變數反映了個人的偏好, 也反映個人的財務狀況。過去的研究 (如 Lin and Wu, 2007) 發現捐贈和年齡是呈倒  $U$  型的關係, 即一開始隨年齡遞增, 但過了一定年齡後會呈現遞減的

<sup>8</sup> 依慣例, 迴歸時先將捐贈金額加一再取對數, 以避免對零取對數。



現象, 因此迴歸式中也包含年齡的平方。但受限於實際資料, 我們並沒有太多的家戶特徵變數。

稅法上免稅所得的規定, 在估計及分析所得短漏報時必須予以考慮。個人所得如海外所得、保險給付、證券交易所等, 因屬於綜合所得稅中的免稅所得, 並不在申報所得中。因此利用估計式 (6) 的估計, 會把這部分免稅所得歸類為未申報所得。所以估計的未申報所得並非完全是違法的短漏報所得, 部分是屬於合法的免稅所得。此一因素的影響, 將在討論迴歸結果時作適當評估。

因為式 (6) 的非線性特性, 我們採用非線性估計法估計。另外, 如前一小節指出的, 採列舉扣除的所得申報納稅戶中, 有相當高的比例並無捐贈支出, 因此實際估計是採二階段的選擇模型 (selection model) 估計方法。在第一階段先利用 probit 二元模型估計是否有列舉捐贈的選擇方程式 (the selection equation), 利用此一選擇方程式的估計值, 進一步計算出非選擇風險 (the inverse of Mill's ratio), 放到第二階段的捐贈金額迴歸式, 以矯正迴歸式僅考慮有捐贈支出樣本所可能造成的估計偏誤。

另外, 因為資料中多數樣本的所得來源多集中在兩三類, 擁有第四類到第十類所得的納稅家戶並不多 (因為較少納稅家戶有來自這些來源的所得, 所以表 1 的敘述性統計顯示第五、七、八、九、十類所得其平均值相對低於其它類所得), 導致進行非線性估計時並不容易獲得穩定的估計值。因此本研究在實際估計時, 對資料中的十類所得作了適當的加總。將性質較接近於財產報酬所得的第四、五、七類所得合併為一類, 另外將第八、九、十類所得合併為一類所得。

#### 4. 結果與討論

本研究利用捐贈的資料推估納稅人短漏報所得的傾向。如本文上述討論所指出的, 此一方法可以推估國稅局受限於人力物力甚至受限於稽核技術, 而無法查核到的短漏報所得, 這部分的迴歸結果列於表 2。表 2 左半邊的迴歸為排除應納稅額為零的樣本, 右半邊的迴歸則未排除這部分樣本, 表 2 同時呈現兩種樣本的迴歸結果, 有助於評估樣本取捨對估計結果的影響。本研究



並對兩種樣本分別進行不區分所得來源和區分所得來源的迴歸；因此 (2) 和 (4) 是根據式 (6) 的估計結果，是本研究的主要估計結果。(1) 和 (3) 的估計結果是不區分所得來源的估計，類似於文獻上估計捐贈行為的大部分模型，這部分結果主要作為評估區分所得來源迴歸結果的基準，同時也可以利用此一結果和相關研究作比較。

#### 4.1 迴歸結果

如前述，本研究利用二階段的估計法。本文的主要估計是第二階段不同來源所得的係數，因此未列出第一階段 probit 估計的結果。但為了評估第一階段的估計，在討論表 2 的估計係數前，在此先簡要討論第一階段估計的結果。第一階段 probit 估計式中多了薪資佔總所得比例此一變數，以增加兩階段估計的區別，其它變數（所得、價格、是否有配偶、扶養親屬人數和年齡）對是否捐贈的影響和對捐贈金額的影響是一致的，所得高、價格低、有配偶、扶養親屬人數多和年齡較大的納稅人決定捐贈的機率也較高。薪資佔所得比例愈高的人，其捐贈的傾向則較低。<sup>9</sup>

我們首先比較左半邊排除應納稅額為零的樣本和右半邊未排除這部分樣本的迴歸。整體而言，在不區分所得來源時，所得彈性和價格彈性有明顯的差異。若未將應納稅額為零的樣本排除，所得彈性明顯變小，但價格彈性則變大。原因可能是價格與總所得之間的高度相關 (Feenberg, 1987)，<sup>10</sup> 未排除應納稅額為零的樣本後，導致所得和價格的估計係數（絕對值）因此同時提高。相對而言，區分所得的估計，因為價格和不同來源所得的相關性較低，所以未受到明顯影響。一方面因為應納稅額為零的納稅人未必正確列舉捐贈金額，另一方面區分所得來源的所得係數估計並沒有明顯差異，因此本文底下的討論將根據表 2 左半邊 (1) 和 (2) 的估計結果。

表 2 左半邊不區分所得來源的估計（欄 (1)），捐贈的所得彈性是 0.8889，而價格彈性是 -2.7325，而家戶特徵僅納稅義務人的年齡會顯著影響捐贈多寡，捐贈金額隨年紀漸長而增加，但增加的速度則隨年紀增長而減緩。此一

<sup>9</sup> 未排除應納稅額為零的樣本時，薪資比例的估計係數非常顯著；惟當排除應納稅額為零的樣本後，薪資比例的係數則變得較不顯著。

<sup>10</sup> 邊際稅率累進的稅制下，稅率和總所得成正比，而稅後捐贈價格又等於一減稅率，因此價格和總所得具有高度負相關。



表 2 以捐贈傾向推估民國 94 年不同來源所得短漏報所得比例

	排除應納稅額為零的樣本				未排除應納稅額為零的樣本			
	不區分所得來源		區分所得來源		不區分所得來源		區分所得來源	
	係數	t-value	係數	t-value	係數	t-value	係數	t-value
所得來源								
總所得	0.8889***	8.89	1.0145***	11.71	0.3183***	4.40	0.9767***	13.23
第一類			0.6318***	12.06			0.6223***	12.57
第二類			1.0000				1.0000	
第三類			0.3498***	9.45			0.2935***	9.95
第四、五、七類			1.0691***	12.08			1.0403***	12.70
第八、九、十類			0.3143***	4.11			0.3156***	4.47
捐贈價格	-2.7325***	-14.69	-2.2568***	-14.00	-3.0445***	-19.32	-2.8360***	-18.05
家戶特徵								
有配偶	0.0263	0.66	0.0342	0.98	-0.0343	-1.01	0.1043***	3.14
扶養親屬(含本人)	0.0126	1.31	0.0146*	1.75	-0.0026	-0.32	0.0327***	4.04
納稅義務人年齡	0.0518***	5.65	0.0701**	7.78	0.0390***	4.70	0.0779***	9.30
納稅義務人年齡平方	-0.0002*	-1.92	-0.0004***	-4.53	-0.0001	-1.53	-0.0005***	-5.39
Mill's ratio	1.4806***	4.75	1.8146***	6.71	0.0775	0.31	2.2155***	8.91
常數項	-7.0490***	-3.91	-8.4497***	-5.40	2.6093*	1.94	-8.5528***	-6.31
Adj. R <sup>2</sup>	0.13		0.15		0.12		0.14	
樣本數			29,749				32,000	

註: (1) 和 (2) 排除依 Clotfelter (1985) 定義改變扣除方式, 以及應納稅額為零的樣本, 共 13,991 筆。 (3) 和 (4) 迴歸則僅排除依 Clotfelter (1985) 定義改變扣除方式的樣本 6,780 筆。

2. 此一表格統計是選擇模型第二階段的估計, 此一階段估計在考慮了 Mill's ratio 後, 僅利用捐贈金額為正的樣本。

3. 「相對係數」一欄是假設薪資係數為一, 重新計算不同所得係數的相對比例。

4. \*\*\* 表示統計顯著水準為 0.01, \*\* 表示統計顯著水準為 0.05, \* 表示統計顯著水準為 0.10。



以未稽核所得申報資料推估短漏報所得（蘇建榮、李顯峰、吳世英、和翁筵嵐）

結果與過去利用台灣資料的相關估計類似，如吳文傑（2005）利用納稅資料，發現捐贈的價格彈性介於  $-1.82$  和  $-3.17$  之間，捐贈的所得彈性則偏低僅有  $0.11$  左右；Lin and Wu（2007）利用家庭收支調查資料估計，發現捐贈的價格彈性為  $-1.52$ ，捐贈的所得彈性則較高達  $1.72$ 。相對而言，如 Clotfelter（1985）指出，國外的大多數文獻顯示，捐贈的價格彈性約在  $-1.27$  上下，而捐贈的所得彈性則以  $0.78$  最具代表性。惟 Clotfelter（1985）也強調，實際的估計值還是會因為資料來源，資料特性（橫斷面或追蹤資料），以及所用的計量迴歸式，而出現差異。

表 2 左半邊區分所得來源的估計（欄 (2)），捐贈的價格彈性為  $-2.2568$ ，而捐贈的所得彈性為  $1.0145$ 。此一區分所得來源的所得彈性估計值略高於不區分所得來源的估計值  $0.8889$ 。Feldman and Slemrod（2007）的估計也有類似的傾向，區分所得來源後估計的所得彈性（約為  $0.6$ ）高於不區分所得來源所估計的所得彈性（約為  $0.5$ ），惟 Feldman and Slemrod（2007）並未解釋此一差異的原因。此一差異的可能原因包括：迴歸式考慮不同來源所得，因此降低所得和捐贈稅後價格的共線性；這可由所得彈性估計值增加的同時，價格彈性估計值稍微降低，獲得印證。另外，不區分所得來源的估計值是不同所得係數的加權平均，因此兩者可能存在差異。

為了非線性迴歸估計值的穩定，實際估計時我們選擇第二類所得為基準，估計不同所得來源間的相對捐贈傾向。<sup>11</sup> 而不是以第三類薪資所得為基準，來衡量其他來源所得短漏報的程度。<sup>12</sup> 但誠如在理論討論時所強調的，因為國稅局有來自第三方（僱主）提供的薪資所得資訊，本研究假設薪資所得無法短漏報，納稅人申報的第三類所得是正確無誤的。因此在衡量不同所得來源的短漏報程度時，仍是假設薪資所得百分之百申報，再利用估計係數的相對高低，計算其他所得的短漏報情形。以薪資為基準，重新調整過的係數估計列於「相對係數」一欄。當某一所得的係數高於薪資所得係數時，即意謂此一所得是可能被短漏報的。

根據上述原則，若將第三類所得（即薪資所得）的估計係數標準化成  $1$ ，

<sup>11</sup> 本研究嘗試以其他類所得為基準（如第一類）的估計，但並不會影響不同來源所得係數的相對比例。

<sup>12</sup> 除了第三類薪資所得，大部分納稅人在其他類的所得都是零，因此迴歸時若以第三類所得薪資為基準，會導致 MLE 估計無法穩定算出標準差。



其他所得來源(第一類, 第二類, 第四、五、七類, 第八、九、十類)係數依序必須調整為1.81, 2.86, 3.06 以及 0.90(這部分標準化後的係數列於表2「相對係數」一欄), 意謂第一類所得申報的金額僅為真實所得的  $1/1.81$ , 所以有 45% 的所得並未向國稅局申報。依此一邏輯推算, 納稅人所申報的第二類所得, 僅是其真實所得的  $1/2.86$ , 意謂申報所得是真實所得的 35%; 第四、五、七類所得的實際金額是申報金額的 3.06 倍, 因此申報金額僅是真實所得的 33%。整體而言, 第二類和第四、五、七類所得的估計係數最大, 意謂這些來源的所得其短漏報比例最高。最後的第八、九、十類所得, 其估計係數接近薪資所得係數, 意謂並無短漏報所得傾向。此一類所得的估計係數小於第三類所得係數, 有可能純粹是估計值的隨機性, 也有可能其實際係數是小於第三類所得的。若是後者, 排除多報所得的情形後, 此意謂這一類所得的邊際捐贈傾向低於薪資所得。原因可能是這一類所得多為獎金所得、退職所得, 屬於一次性的暫時性所得。依消費理論, 其消費(即捐贈)邊際傾向會小於較屬恆常所得的薪資所得。

如前述, 第一類所得包括貿易所得、營利所得等, 第二類所得是執行業務所得, 而第四類所得主要是利息所得, 第五類是租賃所得或權利金所得, 第七類則是交易所得。相對於薪資所得而言, 這五類所得中, 許多所得屬無第三方提供資訊的所得, 因此國稅局相對較不易掌握這部分所得。但第一類所得包含不易漏報的股利所得和較容易短漏報的獨資合夥企業營利所得, 因此若將股利視為如薪資一樣有第三方資訊而無法短漏報, 則第一類所得估計係數可能低估了一般認為逃漏稅非常嚴重的獨資和合夥企業的短漏報所得的嚴重程度。

實務上, 因為有些所得免稅, 如股票和土地資本利得免稅, 股票分紅依票面價計算, 或獨立課稅的彩券獎金等, 申報所得和真實所得的差距因此不完全是短漏報所得, 因此不同來源所得的係數估計可能部分反映了免稅所得。以免稅的資本利得而言, 這一部分的所得和第一類的股利所得相關性最高, 因此這些所得的係數偏高, 有部分是因為部分所得依法不用申報, 而非違法的短漏報所得。雖然免稅所得對本研究估計的影響並不易評估, 我們嘗試提供初步的評估。台灣經濟新報中上市上櫃公司的財務報表資料顯示, 公司盈餘發放的比例平均約為 30%。因為具有較完整會計制度的公司並不易短漏報所得, 而公司又佔台灣不同組織型態企業(含公司、合夥和獨資)的多數,



因此若未發放的盈餘反映在資本利得, 則本研究所估計第一類所得真實所得和申報所得的差距, 除了部分反映獨資和合夥企業短漏報所得, 多數應屬免稅的公司資本利得。不論是固定資產或營收, 合夥和獨資企業相對於公司的比例都不高, 因此就算合夥和獨資企業短漏報所得的比例相當高,<sup>13</sup> 本研究利用的資料因為無法區別第一類所得中的公司股利或合夥獨資企業的盈餘, 因此估計的係數並無法真正反應合夥獨資企業短漏報所得的比例。

Feldman and Slemrod (2007) 利用美國個人納稅資料的估計發現, 自營作業者(大致上對應台灣的獨資和執行業務者)申報的所得是真實所得的 1/1.54, 而台灣這類所得的申報比例約在 1/1.81 和 1/2.86 間, 顯示台灣這一類所得的短漏報情形較嚴重。Feldman and Slemrod (2007) 也發現來自租賃、權利金、合夥和 S 公司的所得其短漏報程度更嚴重,<sup>14</sup> 達 78% (即申報所得是真實所得的 1/4.54), 這類所得大致上屬於台灣的第一類、第二類及第五類所得。類似於美國, 台灣這類所得的短漏報程度也最為嚴重。

相對於國內利用國稅局稽核資料的分析(如張隆宏, 2002; 陳明進, 2006), 利用捐贈支出的推估, 雖不能針對個別納稅家戶一一計算出其短漏報所得的金額, 但能利用統計的方法指出不同來源所得在所有納稅家戶中的平均短漏報程度。因為利用捐贈能推估國稅局無法查核到的所得, 因此本研究的估計更能顯現實際短漏報所得的程度。整體而言, 我們發現幾個所得來源的短漏報傾向非常明顯, 包括第二類和第四、五、七類所得。

在其它控制變數部分, 是否有配偶以及扶養親屬的人數對捐贈金額並無影響。納稅義務人的捐贈和其年齡呈倒 U 型的關係, 先隨年齡增加, 但增加的幅度隨年齡增加而減緩。Mill's ratio 的係數是顯著的, 意謂必須考慮樣本選擇的問題, 因此本文迴歸中將未捐贈的納稅人以選擇模型的二階段估計法處理是必要的。

政府無法掌握的經濟活動包括兩個層面 (La Porta and Shleifer, 2008), 一種是完全未向政府相關單位登記的企業, 如台灣的地下工廠。這些企業隔絕於正式制度提供的服務, 如法律制度的仲裁、警察的保護和銀行的貸款。因

<sup>13</sup> 合夥或獨資企業短漏報所得的方式包括匿報營收或高報成本。

<sup>14</sup> S 公司是美國稅法的特殊規定, 股東未超過一百人的公司可選擇 S 公司的組織型態。其特點是融資和相關權利義務的規定和一般公司一樣, 但卻只要繳個人所得稅, 因此避免公司所得稅的重複課稅。



此政府也幾乎完全無法掌握這一部分的經濟活動和所得。另一部分則是有向政府登記的企業，政府雖知道這些企業的位置和經營的活動，但卻無法掌握其真正的營收、成本和應稅所得。許多開發中國家面臨企業不願意向政府登記的問題，但相對而言，台灣稅務單位目前無法掌握的所得主要是後者的經濟活動。因此台灣如何在已掌握企業登記的基礎上，進一步掌握企業的營收和支出是目前的當務之急。羅時萬與楊建成(2008)比較報稅所得和主計處的國民所得帳，發現在民國94年，有高達55%的國民所得並未呈現在財政部的所得申報資料中。本研究的估計基本上和羅時萬與楊建成(2008)的發現一致。

本研究推估的不同來源所得的短漏報程度，基本上顯示第三方資訊提供(information reporting)對防止短漏報所得的重要性。Rice(1992)研究企業的逃漏稅時，證明企業資訊的揭露對稅務遵循(tax compliance)具有正面的影響。另外，Andreoni et al.(1998)利用TCMP資料的分析也顯示，農場和獨資企業所得因為不需將所得資料通報稅務單位，其短報的所得稅遠高於其它來源的所得。另外，若能提升資訊揭露的可能，也能增加短漏報所得的成本。例如，會計制度的完善，財務資訊的透明，以及發票制度的更全面實施，都將有助於降低短漏報所得的可能。

#### 4.2 其它影響捐贈的因素及其對估計的影響

本研究假設不同來源所得的邊際捐贈傾向是一樣的，依此推估不同來源所得短漏報所得的程度。惟除了上述免稅所得，我們必須考慮幾個因素，以進一步評估本研究的估計值是否有低估或高估的可能時。

消費理論指出，恆常性所得與暫時性所得對一個人的邊際消費產生不同的影響。相對於暫時性所得，恆常性所得邊際消費傾向較高。捐贈作為一種消費，也會因為所得屬於恆常性所得或暫時性所得，而有不同的捐贈影響(如Randolph, 1995)。本研究將所得分為五大類，其中以第四、五、七類所得，因為是來自於利息所得、權利金所得和財產交易所得，因此多屬於財富的投資報酬，相對於其它所得更具恆常性。因此上述係數估計值3.06，應有部分是反應這類所得的恆常性，而不完全代表短漏報所得的傾向。在考慮了此一特性後，第四、五、七類所得短漏報的程度應低於估計值67%。而第八、九、



十類所得，因包含中獎獎金和退職所得，相對而言，較屬於暫時性所得，因此其所得的邊際捐贈傾向較低。表 2 的估計也印證了這類所得的此一特性。

台灣許多高所得納稅人利用高報捐贈物品價值的方式，達到避稅的目的。如高估舊書、課桌椅、股票等或者虛報捐贈物品的實際價格，<sup>15</sup> 或者利用不實基金會開列假收據行假捐贈真逃稅。<sup>16</sup> 這些不實捐贈行為對短漏報所得的估計需進一步作討論。若前述浮報捐贈金額的逃稅行為和納稅人的所得來源並不具相關性，則浮報捐贈金額的不法行為不至於影響利用捐贈金額所估計的不同所得來源的捐贈邊際傾向。但若捐贈金額造假的行為和所得來源有關，如報紙報導許多涉案人士是企業主或醫生，屬第一類的營利所得和第二類的執行業務所得。因為所得申報資料中捐贈金額是被虛報誇大的，因此會高估這部分所得的邊際捐贈傾向，也意謂這類所得的短漏報所得程度被高估了，實際情況應沒那麼嚴重。在財政部稽查之下，若這類浮報捐贈金額，或開假收據的情形並不普遍，則這些不法行為對短漏報所得的估計的影響就比較有限。本研究表 2 迴歸的被解釋變數是國稅局稽核過的可扣除捐贈金額，因此浮報捐贈金額的問題在本研究中應不明顯。<sup>17</sup> 但有趣的是，估計值雖然高估了短漏報所得程度，但卻反映了利用不實捐贈金額節稅的逃稅行為。因此，估計值雖高估短漏報所得的程度，但就稽查逃漏稅的目的而言，估計值卻同時反映了短漏報所得和虛報捐贈金額這兩種逃稅行為。<sup>18</sup>

相關的調查發現美國人的捐贈習慣特別普遍，捐贈金額佔國民所得的比例也最高。<sup>19</sup> 根據民國 87 年家庭收支調查的統計，台灣民眾慈善捐贈佔 GDP 的比例約為 0.19%，遠低於美國的 1.67%，但和新加坡的 0.29% 差距並不大。

<sup>15</sup> 如聯合報 2008 年 9 月 6 日報導，台北市 21 名任職醫界及銀行界的高所得者，利用英語教學軟體捐贈，虛報捐贈購買價格逃漏稅。

<sup>16</sup> 如聯合報 2006 年 9 月 8 日報導，花蓮地區部分房仲業者，藉由購買不實基金會的假捐贈收據，虛報不實捐贈扣除。

<sup>17</sup> 我們也嘗試以實際捐贈金額作為被解釋變數重新迴歸，但結果並無明顯改變。

<sup>18</sup> 依民國 92 年以前稅法規定，土地捐贈給政府是按「公告現值」計算。但民國 90 至 92 年期間，許多有錢人鑽此一法律漏洞，利用公設地市價只有公告現值一兩成的價差，透過土地捐贈節稅。因為引起社會普遍反彈，財政部因此修法規定從民國 93 年開始，土地捐贈需按實際交易價格扣除。本研究的迴歸是以「排除土地捐贈的可扣除捐贈」為被解釋變數，因此土地捐贈應不至於對估計值產生偏誤。

<sup>19</sup> 如 Charities Aid Foundation 分析 World Bank 的調查後發現，在 2005 年，美國人慈善捐贈佔 GDP 的比例達 1.67%，但在德國和法國此一比例則不到 0.3%。同年新加坡的此一比例則是 0.29%（見 <http://www.cafonline.org/pdf/International%20%20Giving%20highlights.pdf>）。



相關研究則發現台灣民眾捐贈的價格彈性和所得彈性和利用歐洲美國資料的估計類似(如吳文傑, 2005; Lin and Wu, 2007), 因此造成捐贈金額差異的可能原因包括政府社會福利制度、宗教和文化等因素, 而非價格彈性或所得彈性。因此台灣捐贈佔 GDP 比例比歐美國家低, 應和所得來源或所得高低無絕對關係, 所以台灣捐贈金額佔 GDP 比例低的現象, 應不至於造成估計值的偏誤。

## 5. 結論

逃漏稅不僅影響政府稅收, 也影響社會福利, 因此一直是租稅理論和稅務行政的重要議題。文獻上已有許多針對逃漏稅的實證研究, 部分的研究是利用稅務機關稽核的所得稅申報資料分析逃漏稅的成因和程度。利用稅務機關稽核稅務資料以掌握逃漏稅情形, 以美國國稅局所執行的納稅人遵循衡量方案最具代表性。在此一方案中, 美國國稅局利用 1963-1988 年的個人納稅資料分層抽樣, 再針對這些納稅資料予以仔細嚴密地稽核, 此一稽核結果爾後也成了許多逃漏稅實證研究的資料來源, 提供了許多稅務查核上有價值的發現。

另外有許多研究是採取間接的方法, 依據納稅人的支出資料, 間接推估其真實所得, 據此將推估所得和申報所得之間的差距視為納稅人短漏報的所得。此一方法假設納稅人的支出和「真實所得」之間具有一定的對應關係, 因此利用可以觀察的支出資料, 可以間接推估納稅人的「真實所得」。而納稅人真實所得和申報所得之間的差距, 即可視為納稅人短漏報的所得。文獻上此一方法是由 Pissarides and Weber (1989) 開始, 利用食物支出資料估計真實所得。近年則有 Feldman and Slemrod (2007) 採用相同的方法, 根據捐贈支出推估家戶的真實所得。

國稅局的稽核僅能針對納稅人的所得申報資料, 與國稅局掌握的所得資料進行比對稽核, 計算納稅人所得申報資料中短漏報的所得以及逃漏稅的金額。但此一方式受限於政府機關對所得或經濟活動的掌握, 若政府機關無法確實掌握所得的多寡, 此一方法將無法稽核出較全面的短漏報所得及真正的逃漏稅。例如, 對於營業資料較不完善的獨資或合夥企業, 稅務機關即很可



能無法掌握其真正的所得。相對而言, 利用支出資料的間接推估方法, 可以不限於國稅局掌握到的所得資料, 能夠考慮較廣泛的所得來源。但此一間接估計法也有許多限制, 首先是稅務機關的所得稽核具有法律效力, 稅務機關可以據以對逃漏稅的納稅人施以罰則, 但間接估計法則無此功能。其次是間接估計法假設所得的邊際支出傾向並不會受到所得來源影響。若不同來源所得與支出的關係不同, 且其差異並非源自於隨機的因素, 則利用此一推估方法所估計的逃漏稅就可能存有偏誤。最後, 真實所得和申報所得的差距包含合法免稅所得, 因此免稅所得的多寡會影響估計的準確。縱然有這些限制, 受限於經費或法規, 許多國家的稅務機關無法進行較全面的所得稽核, 也無類似美國國稅局的 TCMP 資料。因此間接估計法的分析結果, 仍可提供稅務機關有價值的訊息, 補充稅務稽核的不足。

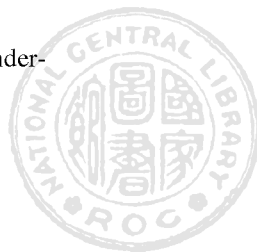
本研究採取間接的方法, 根據納稅人的捐贈支出, 推估其隱含的真實所得。利用國稅局民國 94 年個人綜合所得稅的抽樣資料, 估算不同所得來源短漏報所得的比例。在假設納稅人無法短漏報薪資所得, 且不同來源所得的邊際捐贈傾向都一樣的情況下, 本文主要發現個人綜合所得稅第一類所得(營利所得、股利所得等)的申報所得約為真實所得的 55%; 第二類所得(執行業務所得等)的申報所得約為真實所得的 35%; 第四、五、七類所得(利息、租賃、財產交易)的申報所得僅為真實所得的 33%; 第八、九、十類所得(中獎獎金、退職所得、其它所得)則沒有明顯的短漏報所得的問題。若進一步考慮真實所得和申報所得的差距包含免稅所得, 整體而言, 第二、四、五、七類所得的短漏報情形最為嚴重。

本文進一步討論非逃漏稅因素對前述估計值的影響, 如有些所得免稅, 因此申報所得和真實所得的差距不完全是短漏報所得。以免稅的資本利得而言, 這一部分的所得和第一類的股利所得相關性最高, 因此第一類所得的係數偏高, 有部分是因為部分所得依法不用申報, 而非違法的短漏報所得。另外, 第四、五、七類所得來自於財富報酬, 其邊際捐贈傾向因此可能比薪資高, 以致於本研究的估計可能高估了來自這些所得來源的短漏報程度。本文也根據估計結果探討所得短漏報背後的原因及其意涵。不同來源所得的短漏報程度, 基本上顯示第三方資訊提供對防止短漏報所得的重要性。因此會計制度的完善, 財務資訊的透明, 以及發票制度的更全面實施都有助於降低所得短漏報的可能。



## 參考文獻

- 吳文傑 (2005), 「台灣慈善捐贈的租稅誘因分析」, 《經濟論文叢刊》, 33(1), 97-111。  
[Wu, W.-C. (2005), "Taiwanese Tax Incentives for Charitable Contributions," *Taiwan Economic Review*, 33(1), 97-111.]
- 陳明進 (2006), 「稽徵機關稅務查核對營利事業短漏報所得的影響」, 《經濟論文》, 34(2), 213-250。 [Chen, M.-C. (2006), "Tax Evasion and Tax Auditing: An Analysis of Profit-Seeking Enterprise Returns," *Academia Economic Papers*, 34(2), 213-250.]
- 張隆宏 (2002), 《台灣綜合所得稅之實證研究》, 國立台北大學經濟學研究所博士論文。  
[Chang, L.-H. (2002), *An Empirical Study on the Individual Income Tax in Taiwan*, Ph.D. Dissertation, Department of Economics, National Taipei University.]
- 羅時萬與楊建成 (2008), 「誰繳納台灣的所得稅?」, 2008 總體經濟計量模型研討會, 台北: 中研院經濟所。 [Luo, S.-W. and C.-C. Yang (2008), "Who Pays the Individual Income Tax in Taiwan?" 2008 Macroeconometric Modelling Workshop, Academia Sinica, Taipei.]
- Allingham, M. and A. Sandmo (1972), "Income Tax Evasion: A Theoretical Analysis," *Journal of Public Economics*, 1(3-4), 323-338.
- Andreoni, J., B. Erard, and J. Feinstein (1998), "Tax Compliance," *Journal of Economic Literature*, 36, 818-860.
- Christian, C. (1994), "Voluntary Compliance with the Individual Income Tax: Results from the 1988 TCMP Study," *The IRS Research Bulletin*, IRS Publication 1500, 35-42.
- Clotfelter, C. T. (1985), *Federal Tax Policy and Charitable Giving*, Chicago, IL: University of Chicago Press.
- Duncan, B. (1999), "Modeling Charitable Contributions of Time and Money," *Journal of Public Economics*, 72, 213-242.
- Feenberg, D. (1987), "Are Tax Price Models Really Identified: The Case of Charitable Giving," *National Tax Journal*, 40(4), 629-633.
- Feldman, N. and J. Slemrod (2007), "Estimating Tax Noncompliance with Evidence from Unaudited Tax Returns," *Economic Journal*, 117, 327-352.
- Johansson, E. (2000), "An Expenditure-Based Estimation of Self-Employment Income Under-



以未稽核所得申報資料推估短漏報所得（蘇建榮、李顯峰、吳世英、和翁堃嵐）

- reporting in Finland,” *Swedish School of Economics and Business Administration Working Paper*, No. 433.
- Johnson, S., D. Kaufmann, and A. Shleifer (1997), “The Unofficial Economy in Transition,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 159–221, Washington, DC: Brookings Institution.
- Kroszner, R. S. and T. Stratmann (1998), “Interest-Group Competition and the Organization of Congress: Theory and Evidence from Financial Services’ Political Action Committees,” *American Economic Review*, 88, 1163–1187.
- La Porta, R. and A. Shleifer (2008), “The Unofficial Economy and Economic Development,” *NBER Working Paper*, No. 14520.
- Lin, E. S. and S.-Y. Wu (2007), “Lottery Expenses and Charitable Contributions: Taiwan’s Experience,” *Applied Economics*, 39, 2241–2251.
- Loayza, N. V. (1996), “The Economics of the Informal Sector: A Simple Model and Some Empirical Evidence from Latin America,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 45, 129–162.
- Lyssiotou, P., P. Pashardes, and T. Stengos (2004), “Estimates of the Black Economy Based on Consumer Demand Approaches,” *Economic Journal*, 114, 622–640.
- Pissarides, C. A. and G. Weber (1989), “An Expenditure-Based Estimate of Britain’s Black Economy,” *Journal of Public Economics*, 39(1), 17–32.
- Randolph, W. C. (1995), “Dynamic Income, Progressive Taxes, and the Timing of Charitable Contributions,” *Journal of Political Economy*, 103(4), 709–738.
- Rice, E. M. (1992), “The Corporate Tax Gap: Evidence on Tax Compliance by Small Corporations,” in J. Slemrod (ed.), *Why People Pay Taxes: Tax Compliance and Enforcement*, 125–161, Ann Arbor, MI: The University of Michigan Press.
- Schneider, F. and D. H. Enste (2000), “Shadow Economies: Size, Causes and Consequences,” *Journal of Economic Literature*, 38, 77–114.
- Schuetze, H. (2002), “Profiles of Tax Non-Compliance Among Self-Employed in Canada: 1969–1992,” *Canadian Public Policy*, 28(2), 219–238.
- Slemrod, J. (1994), “Fixing the Leak in Okun’s Bucket: Optimal Tax Progressivity When Avoidance Can Be Controlled,” *Journal of Public Economics*, 55(1), 41–51.
- Tanzi, V. (1983), “The Underground Economy in the United States: Annual Estimates 1930–1980,” *IMF Staff Papers*, 30(2), 283–305.



**ESTIMATING UNDERREPORTED INCOME  
WITH EVIDENCE FROM  
UNAUDITED TAX RETURNS IN TAIWAN**

**Jain-Rong Su**

Department of Public Finance  
National Taipei University

**Hsien-Feng Lee**

Department of Economics  
National Taiwan University

**Shih-Ying Wu**\*

Department of Economics  
National Tsing Hua University

**K. L. Glen Ueng**

Department of Public Finance  
National Chengchi University

**Keywords:** Charitable contribution, Income source, Underreported income, Income tax audit

**JEL classification:** H26, H31

---

\* Correspondence: Shih-Ying Wu, Department of Economics, National Tsing Hua University, Hsinchu 300, Taiwan. Tel: (03) 516-2031; Fax: (03) 562-9805; E-mail: wus@mx.nthu.edu.tw.



## ABSTRACT

*Tax compliance is not only important for the evaluation of tax revenue and social welfare but also critical to the design of optimal taxation. This study utilizes taxpayers' charitable contributions to infer their actual income and underreported income with the assumptions that taxpayers' charitable contributions are a function of their income and that the income elasticity of charitable contributions is invariant with sources of income. Based on Taiwan's unaudited income tax returns in 2005, we find that taxpayers reported only one-third of their income from the second, fourth, fifth and seventh categories to the tax authority, implying a substantial extent of tax evasion for these sources of income. Nevertheless, the gap between the reported income and the actual income from the first category may be mainly attributed to nontaxable capital gains. The findings suggest that more transparent financial information and widespread use of receipts can effectively reduce the extent of income tax evasion.*

