

行政院國家科學委員會專題研究計畫成果報告

稅務簽證與租稅逃漏之關連性分析

The Association between the Usage of Attested Tax Returns  
and Business Income Tax Evasion

計畫類別： 個別型計畫 ， 整合型計畫

計畫編號： NSC 86-2417-H-002-004

執行期間： 85年8月1日至87年2月28日

計畫主持人： 林世銘 (suming@mba.ntu.edu.tw)

處理方式： ， 可立即對外提供參考  
， 一年後可對外提供參考  
， 兩年後可對外提供參考

執行單位：國立台灣大學會計學系

中華民國 87 年 2 月 28 日

# 稅務簽證與租稅逃漏之關連性分析

## CPA Attested Tax Returns and the Noncompliance of Business Income Tax

林世銘 Suming Lin  
國立臺灣大學會計系副教授  
Associate Professor  
Department of Accounting  
National Taiwan University  
Tel: (02)23660715  
Fax: (02)23638038  
Email: suming @handel.mba.ntu.edu.tw  
台北市 106 基隆路四段 144 巷 50 號

民國 87 年 2 月 28 日

**摘要：**對於採用會計師稅務簽證之申報案件，我國一向給予特別之租稅優惠，卻缺乏證據顯示此種獎勵為稅務行政上值得採行的必要措施。本文利用企業之所得稅申報書資料作為研究樣本，並採用 Tobit 模型進行分析，研究結果發現稅務簽證案件之租稅逃漏情形顯著低於普通申報案件。因此，政府應考慮繼續給予稅務簽證租稅優惠，擴大其實施範圍，並增加非簽證案件之查核。

**關鍵詞：**稅務簽證、租稅逃漏、會計師、Tobit 模型、稅務會計。

**ABSTRACT :** Attested tax returns have enjoyed special tax incentives for years. However, no evidence has been documented to justify the tax incentive policy. Analyzing the business income tax returns data with Tobit model, this study empirically demonstrates that tax returns attested by CPAs are more compliant to the tax laws than non-attested tax returns. The finding suggests that tax authorities should continue to promote the usage of CPA attested tax returns and further pound tax noncompliance by auditing more non-attested returns.

**Keywords:** attested tax returns, tax noncompliance, CPA, Tobit model, tax accounting

## 壹、緒 言

為協助營利事業履行納稅義務並減輕稅捐稽徵機關之工作負擔，我國所得稅法第一百零二條規定營利事業得委託會計師辦理結算申報與稅務行政救濟等事項。對於委託會計師辦理簽證申報（稅務簽證）之營利事業，所得稅法並給予盈虧互抵、得列支較高之交際費、較晚之延長申報期限等租稅獎勵措施。惟截至目前為止，尚無證據顯示給予稅務簽證租稅優惠是否為稅務行政上應該採行的必要措施。對於稅務簽證申報案件，應加強稅務查核或應減輕查核並予以擴大採用，也尚無足夠的證據作為制訂租稅政策的參考。本文之研究目的即在於利用我國各企業之營利事業所得稅申報資料與稅捐機關之稅額核定資料，比較稅務簽證與普通申報案件之租稅逃漏情況，觀察稅務簽證制度是否確可幫助企業履行納稅義務，與減輕稅捐機關之稽徵工作負荷，以作為評估稅務簽證之效益的實證證據〔註1〕。

原則上，企業可以自由選擇採用簽證申報而享受各種租稅優惠，政府僅對部份大型企業以法令強制其採行稅務簽證。但是證據顯示採用稅務簽證之企業，在民國八十三年僅占全體申報家數之 8.2%，尚不及一成（詳表 1）。就稅務簽證有關之法規觀之，財政部依據所得稅法授權訂定之「營利事業委託稅務代理人查核簽證申報辦法」強制規定金融保險業、上市公司、以及全年營業額在一億元以上之營利事業應採取稅務簽證申報。但是，應採用稅務簽證而未採用者，目前並無科處行政罰之配合規定。因此，在稅務人力不足或查核技術無法面面俱到的情況下，不願按照會計師簽證稅額申報之企業，便可能有僥倖逃漏稅負之機會〔註2〕。實際上，稅務簽證未被企業普遍採用之另一重大原因為全年營業收入淨額及非營業收入（不包括土地之附著物的交易增益暨依法免稅之收入）合計在新台幣三千萬元以下之營利事業，尚得選擇「擴大書面審核制度」，不管其淨利或淨損失之多寡，若申報之純益率在各該年度擴大書面審核實施要點所規定之各行業純益率標準以上並繳清稅款者，轄區國稅局僅就其申報之書面資料予以核定稅額，原則上免再調帳查核。擴大書面審核制度可以節省政府之稽徵成本，避免浪費查審人力於金額較小之案件；但因稅捐機關只就申報書予以核定稅額，反而不能鼓勵中小企業誠實記帳與建立健全之會計制度。部份確有虧損之企業，可能為避免設帳或調帳查核之麻煩，寧願依規定之純益率標準而申報納稅；然而漏開鉅額發票之企業，也可能因擴大書面審核制度只繳交少數稅款即可蒙混過關。

因此，若能控制各種可能影響企業逃漏稅之因素，提出證據證明經會計師稅務簽證之案件，較無租稅逃漏之情形，有助於降低稅捐機關之查核負荷，則值得政府研議將稅務簽證之強制適用範圍，自營業額一億元以上予以適度降低；並且將擴大書面審核制度之適用範圍自全年收入三千萬元以下予以進一步縮小。行政部門或立法委員也應考慮提案，對未依規定採用稅務簽證之營利事業，增列法律條文予以適當之處罰。本文之研究證據，應可供為上述決策之參考。

本文之架構，除於本節說明研究背景與研究目的外，第二節為文獻回顧，經由國內外與租稅逃漏、會計師簽證有關文獻之探討，說明以往研究之成果與其對本研究之影響和關連。第三節為研究方法，首先說明本文從財稅資料中心之營利事業所得申報與核定資料篩選研究樣本之過程。其次，說明有關變數之選擇，除了闡明變數之定義外，本節也說明選取各解釋變數的文獻依據，或本文選用之理由。本節最後並說明採用 Tobit 作為計量模型之原因與分析方法。第四節為研究發現，首先提出稅務簽證與其他各解釋變數對租稅逃漏之影響；同時也比較本文之研究發現與其他文獻之異同與原因。第五節為結論與建議，除彙述本文之研究結果外，並對政府有關部門與企業界提出相關建議，對於本文之研究限制及未來可能研究方向，也在本節中加以說明。

## 貳、文獻回顧

關於稅務簽證與租稅逃漏之關連性分析的國內外文獻，尚不多見。國外文獻方面，限於公司稅務申報資料之取得不易，對於代理申報之效益、租稅逃漏之實證研究，曾發表於美國經濟、租稅、會計之重要期刊者，大抵皆與個人所得稅之研究有關。我國有關租稅逃漏之實證文獻，多採用意見調查或僅就總體數字加以分析，尚未見利用個別申報與核定資料之大樣本，控制各可能影響變數而進行統計分析者。因為與租稅逃漏或代理申報之效益有關之研究，國外之文獻似早於我國之文獻，以下乃依國外文獻、國內文獻之順序，對有關論著加以評述。

Allingham and Sandmo (1972) 為早期探討租稅逃漏之理論模型的最著名代表作，在其經濟分析模型 (analytical model) 中，租稅逃漏之誘因包括：(1) 稅率之高低，(2) 查帳率之高低，(3) 處罰率之高低。該文發現提高查帳率或提高處罰率，將降低理性納稅義務人漏報所得的金額；提高稅率對於風險態度為中性之納稅義務人，將會增加其逃漏之誘因；但是對於傾向規避風險之納稅義務

人，因所得效果與代替效果有相互抵銷的作用，所以提高稅率是否將減少逃漏則尚無定論。

Clotfelter(1983)以 Allingham and Sandmo (1972)之理論發現為基礎，利用美國內地稅務局(Internal Revenue Service, IRS) 所發展出之 1969 年的 TCMP (Taxpayer Compliance Measurement Program) 申報書資料，將核定所得額與申報所得額之差額，定義為漏報所得額，主要之研究發現為邊際稅率若升高 10%，則逃漏報之所得額將增加 5%到 8%。因為逃漏稅之最小值為零 (censored at 0)，該文以 Tobit 最大概似估計法為分析方法，本研究將沿襲其作法，亦以 Tobit 為主要計量分析工具。

Chang and Schultz (1990) 以 Kahneman and Tversky (1979) 之展望理論 (prospect theory) 為基礎，利用美國內地稅務局之 1982 年的 TCMP 申報書資料，探討扣繳過多或過少對所得稅逃漏之影響。研究結果發現在結算申報前被扣繳不足的人，逃漏個人所得稅之情況，比較嚴重。參照該研究，本研究亦將引用展望理論，將營利事業年中暫繳稅額、已扣繳稅款與稅額抵減之合計數相對於全年應納稅款之情況，作為租稅逃漏之解釋變數，以避免遺漏變數之偏差 (omitted variable bias)。

Beck et al. (1991)利用實驗設計之研究方法，觀察受測者在不同的稅率、處罰率、查帳率、所得不確定之下，短漏報所得之情況。他們發現處罰率或查帳率較高時，逃漏情形較輕；稅率之高低則與逃漏情形無關；但對所得之不確定性增加時 (例如稅法之規定愈模糊時)，則將降低規避風險之納稅義務人的逃漏情形。

會計師進行稅務簽證究竟將減輕租稅逃漏或反而會助長企業逃漏稅，國內外似尚無一套完整之經濟模型可以用來推測兩者之關連。但在實證證據上，Klepper et al. (1991) 則曾提出有關文獻，他們認為 tax preparers (稅務申報代理人，不一定為會計師) 若故意或疏忽而誤為申報，將受到懲戒，因此，對於稅法規定較為明確之部分，他們所代理申報之個人所得稅，租稅逃漏之情況較為輕微；但是對於稅法規定較模稜兩可之部分，因為美國內地稅務局較難舉證他們有故意或過失而應受懲罰之行為，所以租稅逃漏情況則較為嚴重。雖然 Klepper et al. 之實證結果支持他們的論點，但是 Erard (1993) 卻得到不同的實證結果，他發現當會計師或律師作為申報代理人時，不管是租稅逃漏的件數百分比，或是逃漏之平均稅額，都高出其他的申報類別。以上兩篇文獻皆與個人所得稅有關，

本研究則將提出會計師稅務簽證與企業租稅逃漏關連性之實證證據。

國內文獻方面，與租稅逃漏有關之論著，包括黃耀輝（1982）、陳麗玟（1987）、朱敬一（1988）等文章。在稅務簽證之效益之研究方面，曾有王怡心等（1993）研究企業委託會計師稅務簽證之原因、委託簽證申報與被抽選查核之關係等；但因非其研究目的所包括之範圍，該文仍未探討稅務簽證與租稅逃漏之關連。以下即將國內之有關文獻加以回顧。

黃耀輝（1982）利用「國民所得帳」之個人所得，與綜合所得稅申報的全國課稅所得，加以調整比較，發現民國六十八年個人綜合所得稅逃漏之未申報課稅所得額，約占應申報課稅所得額之 71.37%。該文並發現所得級距愈高者，逃漏稅負的比率愈高。陳麗玟（1987）就國民所得帳之企業利潤進行調整，以求得潛在之營利事業總課稅所得額；並與全國營利事業所得稅之申報課稅所得加以比較，發現民國七十二年營利事業逃漏之所得額，約占應申報課稅所得額之 52.77%，各行業漏報所得之比例亦有極大差異。

朱敬一（1988）利用MIMIC (multiple-indicator-multiple-cause) 模型，以訪問54個會計師之結果，去檢定各個因素對逃漏稅影響的顯著性。其主要發現為會計師認為稅務行政（稅務人員操守不佳、素質不良）、租稅結構（稅率過高、法令嚴苛或解釋自由度過大）與稅法過於注重形式憑證主義是造成逃漏稅之原因，但租稅處罰與租稅道德均非顯著之影響因素。會計師在租稅逃漏所扮演之角色，並不在該文研究範圍之內。

王怡心等（1993）利用問卷調查、舉辦座談會之方法，對於企業委託會計師稅務簽證之原因、委託簽證申報與被抽選查核之關係等，提供許多研究發現，主要可歸納如下：（一）營利事業委託會計師稅務簽證之原因，在十二個選項中，依重要性排名，前六個為財簽、稅簽一併辦理，可提高會計資訊之可靠性，比較沒有時間壓力，可享受租稅優惠，受法令強制規定，與減少查帳（指調帳查核）之機率。（二）委託稅務簽證公司曾被稅捐機關抽查者，占該類公司之66.19%；未委託稅務簽證之公司曾被抽查者，占該類公司之56.67%。（三）在營利事業和稅務人員眼中，會計師在當今稅務簽證制度下，扮演著正面的角色；會計師一方面協助營利事業履行稅法上的納稅義務，並維護營利事業在稅法上應有之權益；另一方面減少稽徵機關所需投入審查的人力和成本，進而加強稽徵效果。本研究與該文不同之處，在於將利用實際之營利事業申報書資料，研究稅務簽證是否與

助長逃漏有關，抑或與減少逃漏有關，以作為政府訂定稅務簽證獎勵政策或選案查核策略之參考。

## 參、研究方法

### 一、研究樣本

財政部財稅資料中心歷年來皆將各營利事業所得稅結算申報書的「損益及稅額計算表」與「資產負債表」以及經稅捐機關審查後之「核定」損益及稅額計算表的每一會計科目餘額予以登錄，並利用電腦磁碟或磁帶加以儲存。本文即利用財稅資料中心提供之民國八十三年度全體營利事業的上述三種申報損益表檔、申報資產負債表檔、核定損益表檔之電腦磁帶資料，自其中選取樣本，分析簽證申報案件與普通申報案件之租稅逃漏情況與其解釋變數〔註3〕。

表1顯示八十三年度全體營利事業所得稅結算申報書按申報類別所作之分類。由該表可知，約五十五萬家辦理結算申報的營利事業中，以收入在三千萬元以下採用擴大書面審核之案件居最多數，約佔63.4%。收入同樣也在三千萬元以下之普通申報案件佔18.8%，將其與擴大書審案件合計，可知我國的申報案件約有82%係來自收入在三千萬元以下之營利事業。採用會計師簽證申報之案件，約為四萬五千家，尚不及全體之10%。

表1：八十三年度營利事業所得稅申報書—按申報書類分類

申報類別	申報家數	百分比
簽證申報	44,998	8.2
收入在三千萬元以下之擴大書面審核案件	346,581	63.4
普通申報，收入在三千萬元以下（非擴大書審）	102,882	18.8
普通申報，收入在三千萬元以上	26,701	4.9
非擴大書面審核之獨資合夥	24,509	4.5
其他*	1,108	0.2
合計	546,779	100.0

資料來源：本研究利用財稅資料中心83年度申報損益表檔加以計算而得。

\*：其他類包括外國營利事業之分支機構及營業代理人之申報、藍色申報、簡易申報、以及公營事業、教育文化公益慈善機關或團體、清算與決算、變更會計年度等之申報案件。

因為全年收入在三千萬元以下之營利事業，可適用擴大書面審核之申報制度；且「營利事業委託稅務代理人查核簽證申報辦法」規定全年營業額在一億元以上之營利事業，應採用簽證申報，因此本文之研究對象為全年收入在三千萬元至一億元之營利事業，觀察其使用稅務簽證與否和租稅逃漏之關連，以使稅務簽證案件與非簽證（普通申報）案件之樣本組成來源較為公平合理。

表 2 顯示研究樣本之篩選過程與構成樣本之營利事業家數，表中第一列數字係沿自表 1 而來。全部五十五萬家企業中，採用簽證申報者佔 44,998 家，收入在三千萬元以上而採用普通申報者為 26,701 家，捨棄營業額在一億元以上應採用簽證申報之案件，以及得採用擴大書面審核之三千萬元以下案件，剩餘之簽證申報 14,998 件與普通申報 22,321 件。這些營利事業具有申報損益表之各項資料，全年收入在三千萬元至一億元之間，他們可以自由選擇採用簽證申報或普通申報〔註 4〕。

表 2：樣本的篩選過程與組成家數

篩選過程	簽證申報	普通申報(收入三千元以上)	合計
申報損益表全部家數	44,998	26,701	71,699
減：收入小於三千萬元或大於一億元之家數	-30,000	-4,380	-34,380
收入在三千萬元至一億元之間	14,998	22,321	37,319
減：缺乏資產負債表與核定稅額資料之家數	- 724	-1,666	-2,390
小計	14,274	20,655	34,929
減：變數值不合邏輯或有遺漏值之家數	- 192	- 381	- 573
最後使用之樣本	<u>14,082</u>	<u>20,274</u>	<u>34,356</u>

資料來源：本研究利用財稅資料中心提供之資料加以計算而得。

由於研究模型中，尚須使用與資產、負債及核定稅額等有關之變數，本研究必須利用申報損益表檔、申報資產負債表檔與核定損益表檔所共同擁有之營利事業統一編號代碼，將三個檔案中同一家企業之資產負債、收入費用、申報稅額、核定稅額等有關變數值予以合併（merge）。在此過程中，剔除無資產負債表或無核定損益表資料之企業共 2,390 家。本研究接著刪除流動資產、流動負債、總資產、總負債、實收資本數值為負（不合邏輯）或有遺漏值（missing value）等



無法使用於本研究之申報件數。最後剩下之樣本 34,356 家企業中，包括採用簽證申報者 14,082 家（佔 41%），採用普通申報者 20,274 家（佔 59%）〔註 5〕。表 3 進一步將樣本再依企業有無逃漏稅額，分別列示其家數與逃漏稅額之平均數，大體上看來普通申報案件經核定發現有逃漏稅額者為 11,548 件，遠多於稅務簽證之 2,904 件。若就此類逃漏稅者觀之，普通申報案件平均逃漏 \$ 266,285 元，比簽證申報之 \$ 171,721 元平均每件約多逃漏稅款九萬五千元。若就整個樣本觀之，普通申報案件平均約比簽證案件多逃漏 11.5 萬元。

表 3：簽證案件與普通申報案件之平均逃漏稅額

	簽證申報案件		普通申報案件		合計	
	家數	平均逃漏	家數	平均逃漏	家數	平均逃漏
有逃漏稅額者	2,904	\$171,721	11,548	\$266,285	14,452	\$247,283
無逃漏稅額者	11,178	0	8,726	0	19,904	0
合計	14,082	\$ 35,413	20,274	\$151,675	34,356	\$104,021

資料來源：同上。

## 二、變數的選擇

本文探討租稅逃漏與稅務簽證之關連性，因此以每一家企業之逃漏稅額為依變數。鑑於樣本取自收入在三千萬元至一億元間之企業，各家企業之逃漏稅額應不至於差異過大，本文並未將逃漏稅額取對數值或其他之轉換，以方便統計分析結果之說明。茲將依變數逃漏稅額以及各解釋變數之定義列式說明如下，其後並說明採用該解釋變數之理由。

Y = 核定課稅所得額之所得稅負減申報課稅所得之所得稅負。

CPA = 採用稅務簽證與否之虛擬變數 ( dummy variable )，若為稅務簽證案件則其值為 1，若為普通申報案件則其值為 0。

PAY = 結算申報時，扣除暫繳稅款、稅額抵減、扣繳稅款之後，應否再補交稅款之虛擬變數，若應再補稅則其值為 1；否則其值為 0。

ETR = 有效稅率 ( effective tax rate , ETR )。

QUIC = 速動比率之自然對數值。

DEBT = 負債對資產比率之自然對數值。

ORG = 組織型態之虛擬變數，若為股份有限公司則其值為 1，否則為 0。

IRS1 = 1，若企業屬於台北市國稅局之轄區；否則 = 0。

IRS2 = 1，若企業屬於高雄市國稅局之轄區；否則 = 0。

IRS3 = 1，若企業屬於北區國稅局之轄區；否則 = 0。

IRS4 = 1，若企業屬於中區國稅局之轄區；否則 = 0。

IRS5 = 1，若企業屬於南區國稅局之轄區；否則 = 0。

RANK = 企業在其所屬國稅局內，與其他企業依營業淨額排序之百分比位序。

IND1 = 1，若企業屬於農林漁牧礦石及水電燃氣業；否則 = 0。

IND3 = 1，若企業屬於營造業；否則 = 0〔註 6〕。

IND4 = 1，若企業屬於商業（買賣業）；否則 = 0。

IND5 = 1，若企業屬於運輸、倉儲、通信業；否則 = 0。

IND6 = 1，若企業屬於不動產經紀業；否則 = 0〔註 7〕。

IND7 = 1，若企業屬於服務業；否則 = 0。

本文將逃漏稅額(Y)定義為經稅捐機關查帳核定後所增加的稅額，亦即依核定課稅所得額計算之所得稅，減去企業申報的課稅所得額之所得稅負〔註 8〕。雖然 Allingham and Sandmo (1972) 與 Clotfelter (1983) 皆以短漏報之所得 (underreported income) 作為租稅逃漏 (tax noncompliance) 之代理變數，但是本文利用查帳核定後增加之稅額 (assessed additional tax) 作為租稅逃漏之指標，原因在於使用漏稅金額較能直接說明各個解釋變數對稅收的影響。此外，本文所定義之租稅逃漏並未包括沒有被查獲的未申報所得 (例如毒品交易所得)，以及已申報但短報收入或虛報費用而未被國稅局查獲的逃漏情形。同時，本文所稱之租稅逃漏不但包括查獲的故意逃漏稅，也包括國稅局與企業對如何適用稅法之認定不同，而被國稅局剔除費用或增列收入等引起之稅負增加。因此，在本文的架構下，企業並不是先決定要不要逃漏稅，再決定究竟要逃漏多少稅捐，所以本文並未考慮使用「調整的 Tobit 模型」(Amemiya 1985, pp.385-392, 林惠玲 1997, Maddala 1991)。

諸解釋變數中，虛擬變數 CPA 之係數將用來檢定稅務簽證與普通申報之逃漏情況是否相同。誠如第二節文獻回顧所述，至今似無完整之經濟分析模型足以預

測稅務簽證對企業租稅逃漏的影響，本文只能嘗試以實證結果說明兩者之關連。至於將PAY納入模型，係因為Chang and Schultz (1990)以Kahneman and Tversky (1979)之展望理論 (prospect theory) 為基礎，認為美國個人所得稅之納稅人平時已被扣繳稅款，他們會以結算申報時應否補繳稅款作為參考點 (reference point)，若結算時尚須補繳稅款，則納稅人將架構或解讀 (frame or encode) 其處境為損失狀態，此時納稅人將呈現風險追求之態度，較有放手一搏進行租稅逃漏之可能。Chang and Schultz之實證結果也支持美國之個人所得稅存在此一情形。因此，本模型也將測試是否展望理論適用於我國營利事業所得稅之報繳。

ETR (有效稅率) 係核定課稅所得額之應納稅負減去各項稅額抵減 (tax credits) 以後，再除以核定之全年所得額 (含應稅與免稅所得) 所得到之比率。但當分母小於等於 0，或分母為正而分子為負時，則規定  $ETR=0$ 。Clotfelter (1983) 之實證結果顯示美國個人所得稅之邊際稅率 (marginal tax rate, MTR) 愈高，則短漏報之所得愈多。理論上，MTR 比 ETR 更適於作為租稅逃漏的解釋變數，因為納稅人短漏報的所得每增加 1 元，如果未被查獲，它就可以節省 MTR 元的稅負。但是由於我國之營利事業只要課稅所得在十萬元以上，即適用 25% 之最高邊際稅率，所以 MTR 的變異程度極為有限，本文乃捨 MTR 而取 ETR 為解釋變數。當企業的免稅所得愈多或稅額抵減愈多，則 ETR 愈低；企業可能會因稅負已輕而較無逃漏稅之傾向，因此本文預測 ETR 與逃漏稅有正向關連 (positively related)。

所有權愈分散，企業逃漏稅的利益愈不能由少數人 (特別是管理當局) 所獨享。在財稅資料中心的電腦磁帶中，並無股東人數的資料，也無董監事或企業經理人的持股比率資料，因此本文只能利用 ORG 作為所有權分散程度之代理變數，若企業以股份有限公司為組織形態，則  $ORG=1$ ，其他情況，例如為有限公司或獨資與合夥，則  $ORG=0$ 。

本文亦假設企業的財務狀況將影響其所得稅的報繳行為。當企業的速動比率愈高，它的短期可用資金愈多，支付所得稅所造成現金流出的壓力愈小，因此逃漏稅的傾向愈低。參照 Broman (1989) 的作法，本文之變數 QUIC 在計算速動比率時，為避免分母為 0 之情況發生，本文將速動比率之分子與分母各加上 10,000 元；同時為避免極端值之影響，本文將速動比率再取自然對數 (natural logarithm) 而以 QUIC 表示之。此外，當總負債對總資產之比率愈高，企業之利息負擔愈大、破產風險愈高，其納稅之能力愈低，則逃漏稅之傾向愈大。本文以

DEBT 代表負債比率，在計算 DEBT 時，本文亦將分子分母各加上 10,000 元，然後將商數再取自然對數。

IRS1, , IRS5 為國稅局轄區之虛擬變數，因為本文之 Tobit 模型不取常數項 (constant term)，所以為現有之五區國稅局各取一個虛擬變數。此外，根據 83 年度營利事業所得稅結算申報書所附的「稅務行業標準代號」的分類方式，本文亦將各企業依其行業代號所屬的大標題，劃分為七大行業，並用六個虛擬變數來代表之 (詳註 6)。

最後一個必須加以說明的變數是 RANK，舉例而言，若某一企業位於南區國稅局之轄區，則將其與全體南區國稅局之企業(包括表 1 內各種申報類別之企業)按照營業淨額之大小加以排列，如果該企業是南區國稅局全體 S 個企業中的第 R 大，則  $RANK = (1 - R/S) \times 100$ 。本文預期各區國稅局對於 RANK 愈大的企業，查帳的機率愈大且查帳的程度愈精細。雖然 Allingham and Sandmo(1972)與 Beck et al. (1991)發現查帳率愈高，短漏報所得的情形愈輕；但在我國每一份申報書在申報之後，都必須加以核定，查帳率都是 100%，只有查核程度深淺之不同，因此就我國之特殊情況而言，本文推測 RANK 愈大，被轄區國稅局查帳的程度愈仔細，所以逃漏稅的查核結果也愈多。本文將以上各個解釋變數的樣本平均數列示於表 4，樣本平均數乃本文分析 Tobit 模型之必要資訊 (後詳)。

### 三、計量分析模型

表 3 顯示研究樣本中有 19,904 家企業 (約佔樣本 58%) 並未逃漏稅額，因此本研究之依變數有極重大的比例聚集於 0，經濟學家稱此種偏態資料為設限資料 (censored data)。對設限資料之重視，肇始於 Tobin (1958) 有關耐久財購買支出的研究，他發現許多家庭在他的研究年度中都沒有耐久財支出 (設限於 0)，乃提出新的計量方法以分析設限資料，這種方法被 Goldberger (1964) 稱為 Tobit 模型。該模型曾被廣泛應用於社會科學之研究 (Amemiya 1984)，例如 Greene and Quester (1982) 探討婦女在勞動市場之工作時數，Clotfelter (1983) 研究美國個人所得稅的逃漏情形，以及林惠玲 (1997) 對我國電子電器業研究發展支出之分析，都曾經使用 Tobit 作為計量分析之模型。

根據 Tobit (1958) 的理論，雖然許多企業都沒有逃漏稅，但是他們逃漏稅的傾向事實上是不相同的。因此，在 Tobit 模型下，雖然被觀察到的依變數 (逃漏稅額) 如下：

$$Y_i = \begin{cases} S'x_i + V_i & \text{若 } Y_i > 0 \\ 0 & \text{其他情況,} \end{cases} \quad (1)$$

但是在  $Y_i$  背後有一個  $Y_i^*$  才是隱匿的 (latent) 真實依變數, 而且

$$Y_i^* = S'x_i + V_i, \quad i=1, \dots, n, \quad V_i \sim N(0, \sigma^2), \quad (2)$$

如果  $Y_i^* > 0$ , 則我們可以觀察到  $Y_i = Y_i^*$ ; 如果  $Y_i^* < 0$ , 則我們只觀察到  $Y_i = 0$ , 亦即在  $Y_i^* < 0$  時, 我們無法觀察到  $Y_i^*$  的確切值, 但它卻是代表逃漏傾向的隱匿變數。舉例言之, 雖然許多企業的逃漏稅額同為 0, 但是其逃漏稅的傾向事實上是不同的, 例如 A 企業的逃漏雖然為 0, 但相對於逃漏亦為 0 的 B 企業而言, A 可能有較大的逃漏傾向。當情況變動時,  $Y_a^*$  可能比  $Y_b^*$  更快大於 0, 而觀察到  $Y_a > 0$ , 但  $Y_b$  仍 = 0 (參照林惠玲 1997, p.75)。

根據 Greene (1993, ch. 22), Maddala (1983, ch. 6) 與 Judge et al. (1985, ch. 18) 對 Tobit 模型之闡述, 本文認為由(1)式與(2)式所推導出的以下四個式子, 與本文之統計分析有關, 應在本文中加以探討與辨明:

$$E(y_i | x_i, y_i > 0) = S'x_i + \sigma \frac{w(z)}{F(z)}, \quad (3)$$

$$\frac{\partial E(y_i | x_i, y_i > 0)}{\partial x_{ij}} = S_j \left[ 1 - z \frac{w(z)}{\Phi(z)} - \left( \frac{w(z)}{\Phi(z)} \right)^2 \right], \quad (4)$$

$$E(y_i | x_i) = S'x_i \Phi(z) + \sigma w(z), \quad (5)$$

$$\frac{\partial E(y_i | x_i)}{\partial x_{ij}} = S_j \Phi(z), \quad (6)$$

其中  $w(\cdot)$  為標準常態機率密度函數,  $\Phi(\cdot)$  為標準常態分配函數,  $z = S'x_i / \sigma$ , 而  $x_{ij}$  為第  $i$  個觀察值向量的第  $j$  個解釋變數。

第(3)式僅與  $Y > 0$  有關, Judge et al. (1985, P.780)指出, 若僅用樣本中  $Y > 0$  的觀察值 (捨去  $Y=0$  的值) 去進行最小平方法 (least squares regression) 之估計, 則所得到的  $\hat{S}$  是偏誤且不一致的 (biased and inconsistent), 此乃因為最小平方法

忽略了第(3)式右邊的第二項 同樣的道理,如果用全體的樣本,不管  $Y=0$  或  $Y>0$ ,去進行最小平方方法之估計,因為也忽略右邊第二項,結果也是偏誤與不一致的。

第(4)式乃在  $X=X_i$ 的特定情況下,對已知有逃漏稅的人而言,若第  $j$ 個解釋變數  $X_{ij}$ 增加一單位,將引起  $Y_i$ 增減變動的平均值,亦即  $X_{ij}$ 對  $Y_i$ 的邊際影響。但是因為第(4)式只顧及  $Y_i>0$ 的部份,忽略了  $X_{ij}$ 增加一單位,即可能使逃漏傾向的潛在變數從  $Y_i^* = 0$ 變成  $Y_i^*>0$ ,而導致原來的  $Y_i=0$ 變成  $Y_i>0$ 。因此,第(4)式並非本文討論邊際影響之依據。反之,第(5)式與第(6)式才是本文關心之所在。第(5)式指在  $X=X_i$ 的特定情況下,逃漏稅額  $Y_i$ 的平均值;事實上第(5)式等於第(3)式乘上  $F(z)$ 即  $Y_i>0$ 的機率值。第(6)式乃第(5)式之偏導函數,如上所述,利用本式才能估計解釋變數增加一單位時,對母體所造成的逃漏稅情況之增減變動的平均數。

本文以 Greene (1995) 之 LIMDEP 7.0 統計軟體進行 Tobit 模型之最大似法 (maximum likelihood estimation) 估計,並利用第(6)式探討解釋變數增加一個單位時,對依變數 (逃漏稅額) 之邊際影響,比較基準點是  $\bar{X}$  (全體觀察值的平均向量) 但是對於虛擬變數 CPA (PAY, ORG 亦同) 的邊際影響,本文是先用 CPA=1 與其他解釋變數之平均數,代入第(5)式;再用 CPA=0 與其他解釋變數之平均數代入第(5)式,然後用前者減後者以求算邊際影響,亦即,使用稅務簽證與否對租稅逃漏之影響可列式表示為

$$E(y_i | \bar{x}_i \text{ 但 } CPA = 1) - E(y_i | \bar{x}_i \text{ 但 } CPA = 0)。$$

#### 肆、研究發現

表 4 係 Tobit 最大似法估計之結果,表中第二欄為各解釋變數之迴歸係數,第三欄為迴歸係數之  $t$  統計值,由上節第(6)式我們知道 係數並不能代表解釋變數對依變數的邊際影響,必須將 係數乘上  $(\bar{x}_i)$  之值才是解釋變數增加一單位對租稅逃漏的邊際影響,該影響即第四欄所列示之值,最右邊一欄則列出各解釋變數之樣本平均數,該欄與本表說明 2 之 值,乃計算第四、五欄之值所必要之資訊。

表 4：Tobit 最大似法估計租稅逃漏之結果

解釋變數	係數	t值	$\frac{\partial E(y x)}{\partial x}$	$E(y x)$	$\bar{x}$
CPA	-401,700	-49.12**	-110,081		0.4099
PAY	530,570	54.84**	131,964		0.6563
ETR	178,950	8.84**	52,448		0.1666
ORG	-8,853	-1.23	-2,594		0.4857
RANK	28,356	17.92**	8,311		92.4698
QUIC	-12,817	-6.56**	-3,757		-0.4560
DEBT	-5,660	-2.59**	-1,659		-1.0181
IRS1	-3,051,400	-21.50**		106,812	0.3443
IRS2	-3,106,800	-20.79**		89,809	0.0650
IRS3	-3,119,000	-21.11**		86,351	0.2631
IRS4	-3,170,700	-21.37**		72,790	0.2008
IRS5	-3,064,700	-20.74**		102,533	0.1269
IND1	-236,710	-6.69**		42,683	0.0113
IND3	88,796	7.41**		126,689	0.3618
IND4	-73,888	-8.68**		76,242	0.0934
IND5	-42,058	-2.41*		84,670	0.4222
IND6	204,400	11.40**		174,485	0.0399
IND7	99,041	4.55**		130,508	0.0299

說明：1. \*:P<0.05, \*\*:P<0.01 (單尾檢定)。

2. log-likelihood=-217,751, n=34,356, =499,460 (Greene, 1995, p.587)。

3.  $E(y|x)$ 之意義, 以 IRS1 之 106,812 為例, 乃指除了主管國稅局限定為台北市國稅局 (IRS=1, IRS2= IRS5=0) 以外, 若各解釋變數都取平均值作為樣本點, 則估計的平均逃漏稅額等於 106,812 元。

從是否採用稅務簽證之虛擬變數 CPA 觀之, 其係數在  $\alpha=0.01$  之水準下, 顯著小於 0, 而邊際影響為-110,081, 表示除了 CPA 變數以外, 若各解釋變數皆取樣本平均數作為比較基準點, 則採用會計師稅務簽證申報的案件, 平均比普通申報案件少逃漏租稅約 11 萬元。因此, 本文之實證結果支持我國所得稅法給予稅務簽證案件較長之延期申報期限、較高之交際費等租稅優惠。另一方面, 實證結果也顯示加強查核普通申報案件, 可發掘較高的逃漏稅額, 對促進租稅公平將有正面之效果。

PAY 之係數顯著大於 0, 且邊際影響值為 131,964, 顯示結算申報時被扣繳不足而尚須補稅之企業, 比不必補稅之企業, 平均多逃漏租稅約 13 萬元。這個證據顯示展望理論 (prospect theory) 也適用於我國的營利事業所得稅之申報情況。有效稅率 ETR 之係數也顯著大於 0, 由第四欄之數字顯示, 若有效稅率增加 1%, 則企業之逃漏稅額平均約增加 524 元。這一個研究發現與 Clotfelter(1983)

美國個人所得稅率上升則逃漏報所得增加之實證結果相似，也與黃耀輝(1982)所得級距愈高，逃漏稅負比率愈高的研究發現相近。接受朱敬一(1988)訪談的會計師也認為稅率過高是造成逃漏稅的主因之一。

本文以 ORG 作為所有權分散程度之代理變數，探討其對租稅逃漏的影響。ORG 之係數是表 4 中唯一未顯著異於 0 者，雖然這個結果未能符合本文「所有權愈分散，企業逃漏稅的利益愈不能由少數人（特別是管理當局）所獨享，因此逃漏程度愈低」的預期，但是這或許是本文未能使用更佳的代理變數的結果。因為所得稅申報書中並無董監事或企業經理人的持股比率資料，本文僅能以 ORG（是否為股份有限公司）作為所有權分散程度的代理變數。

RANK 之係數顯著大於 0，且其邊際影響為 8,311，顯示企業在各區國稅局之營業淨額的排行，每上升一個百分點，則逃漏稅之金額平均約增加 8,300 元。這個數據支持本文「企業 RANK 愈大，被轄區國稅局查帳的程度愈仔細」之推測。Zimmerman（1983）的政治成本假說（political cost hypothesis）也在本文的研究範圍內，獲得支持的證據。

本文原本預測速動比率 QUIC 愈高，則逃漏情況愈低；負債比率 DEBT 愈高，逃漏情況愈多。但是在表 4 的實證結果中，QUIC 與預期的結果雖然相同，DEBT 的結果卻與預期相反，即負債比率愈高者逃漏的情況反而愈少。本文曾嘗試捨棄負債比率的 outliers（異常值），即捨去小於  $\ln(1/1000)$  之觀察值，但是結果仍與表 4 相似。從另一個角度來看，DEBT 之係數為負的可能原因在於負債比率愈高的公司，利息費用愈高，所得愈低，以致於稅負愈小，愈不需要逃漏稅。另一種可能原因是虧損的公司舉債愈多，而虧損的公司不必繳納所得稅，當然無逃漏稅之必要。

對於國稅局轄區之虛擬變數 IRS1, ,IRS5，與行業別之虛擬變數 IND1,IND3, ,IND7 等，本文曾利用 likelihood ratio test 測試這些變數是否可以全部捨棄、只捨棄轄區之虛擬變數、或只捨棄行業之虛擬變數，測試的結果都顯示本研究必須同時使用這些轄區與行業變數。鑑於各轄區虛擬變數之係數皆極為相近，本文也曾在 Tobit 模型中強制使 IRS1, ,IRS5 之係數都相等（impose equality restriction, Greene 1995, pp.134-136），但是 likelihood ratio test 仍然拒絕了係數都相等的假設。

分析轄區對租稅逃漏的影響時，本文係使用第(5)式計算各轄區按其他變數平均值（但其他轄區之虛擬變數皆為 0）作為樣本點的逃漏金額（請參考表 4 之



說明 3) 雖然各轄區之  $\beta$  係數均為負，但是因為第(5)式除了  $\beta_1 x_1(z)$  之外，尚須加上  $\beta_2(z)$ ，所以表 4 第五欄之各轄區  $E(y|x)$  值為正，並且略有差異，而以台北市國稅局轄區之平均逃漏稅額 106,812 為最高，高雄市國稅局次之。可能的原因之一是這兩個國稅局的查核人員能力較佳、查帳效果較好，這個現象值得未來研究者與政府有關單位就各國稅局之人力配備、教育程度等再予深入探究。陳麗玟(1987)比較國民所得帳之企業利潤與全國營利事業所得稅申報資料，發現各行業漏報所得之比例有極大之差異，從表 4 第五欄利用第(5)式計算的結果，本文亦發現各行業之逃漏情況並不相同。

## 伍、結論與建議

本文之實證結果提供稅務簽證案件比普通申報案件較無租稅逃漏之證據。此一研究發現，說明會計師所提供之稅務簽證服務，確可協助企業履行納稅義務。因此，對於應否繼續給予稅務簽證租稅優惠或給予更多的獎勵措施，本研究提供了支持的有利證據。另一方面，因為非簽證之普通申報案件，經查帳後所補繳之稅額，比簽證案件平均多出約 11 萬元，而且因為王怡心等(1993)之研究指出稅捐機關抽查稅務簽證公司之比率，並未低於未委託簽證之公司，因此未來稅捐稽徵機關似宜加強對普通申報案件之查核，而減輕簽證案件之審查人力。

在結算申報的稅務行政上，本文之研究結果也支持進一步擴大會計師稅務簽證之適用範圍。政府曾於民國八十年將擴大書面審核制度的適用範圍，自全年收入四千萬元以下縮小為三千萬元以下，因為近年來放寬會計師考試之錄取率，目前政府應可考慮配合會計師人力之供給增加，進一步取消擴大書面審核制度的適用範圍，鼓勵企業採用稅務簽證，以確實做到核實課稅促進租稅公平。對於民國七十一年發布之「營利事業委託稅務代理人查核簽證申報辦法」，政府亦應考量修正擴大稅務簽證之強制採用範圍，並研擬增修法律，對未依規定採用稅務簽證之企業予以適當的處罰。

就企業而言，採用稅務簽證可由會計師出面應付稅務官員之審查工作，減輕企業人力成本以及被查稅所帶來的精神上之不安或煩躁；再加上本文發現稅務簽證被補稅的機會與平均金額都小於普通申報案件，因此尚未採用稅務簽證的企業，似乎應重新進行選擇報稅方式的決策。進行決策時，當然應參考會計師公會所訂定的稅務簽證收取酬金標準，以及考量企業必須配合改善會計制度的增支成

本與效益。

本文受限於研究資料，僅針對租稅逃漏之情況，探討會計師進行稅務簽證之效益，而未能研究稅務簽證對促進企業健全會計制度帶給企業與社會之效益；對於企業採用稅務簽證所花費之成本以及節省企業人力物力之效益，本文亦未進行有關之分析，未來之研究似可採用問卷調查等適當之方法繼續予以探討。

我國自民國八十七年起採行兩稅合一，新修正之稅法第六十六條之九規定在計算保留盈餘加徵 10% 稅負之稅基時，對於稅務簽證案件應以申報的課稅所得額作為計算之起點，換言之，如果稅捐機關核定之課稅所得額增加，則調增的部分免被加徵保留盈餘的 10% 稅負。此乃新稅制賦予稅務簽證的新獎勵措施，雖然符合本文支持獎勵稅務簽證的研究發現，但是這樣的獎勵措施是否公平合理、是否反而助長不肖會計師以稅務簽證幫助企業逃漏保留盈餘的稅負，也值得未來深入探究。

## 附 註

- 〔註 1〕：王怡心等（1993）認為稅務簽證應可發揮以下功能：1. 協助企業履行納稅義務，2. 減少稽徵機關工作負荷，3. 健全企業會計制度，4. 輔助政府推廣賦稅教育，作為政府與企業雙方之橋樑。後兩種功能無法經由所得稅申報資料予以驗證，不在本文探討範圍之內。
- 〔註 2〕：表 2 顯示約有 4,380 家企業收入在一億元以上，卻未採用稅務簽證。
- 〔註 3〕：八十三年度之營利事業所得稅在八十四年申報後，稅捐機關尚須經一年以上的時間加以審查核定，才能將各項申報與核定金額登錄於磁碟中。八十三年度之資料是財稅資料中心在八十七年二月以前所能提供之最新資料。
- 〔註 4〕：行業代號有遺漏值的案件，以及金融保險業者也在本篩選階段予以刪除，因為「營利事業委託稅務代理人查核簽證辦法」規定金融保險業應採用簽證申報。
- 〔註 5〕：有 163 家企業申報之稅額大於政府核定之稅額，本文假設此為申報錯誤之案件，亦在本篩選過程中予以剔除。
- 〔註 6〕：IND2 為製造業，但是不能再增加此一虛擬變數，否則將使全體解釋變數之值成為特異矩陣（singular matrix）而無法求解。
- 〔註 7〕：不動產經紀業在稅務行業標準代號中，不屬於營造業也不屬於服務業之大標題，而屬於金融、保險及不動產業，因為金融保險業不在本研究範圍內（詳註 4），所以另關一個虛擬變數。
- 〔註 8〕：電腦磁帶的核定檔中，雖然有一個欄位為「應補退本稅」，但是它並非就是企業的逃漏稅額，例如若企業原來申報應退稅（退還暫繳稅款等）

100 萬元，但查帳核定後，若「應補退本稅」為正 50 萬元，則企業的逃漏稅額應為 150 萬元。虛報暫繳稅款或虛報未扣繳稅款和抵減稅額以進行租稅逃漏的情況，本文並不加以考慮，因為在電腦磁帶的核定檔中，這些金額有時候漏未登錄，很難與申報金額進行比較。

## 參考文獻

1. 王怡心、李祖培、費鴻泰、王秀枝、黃桂松，「會計師稅務簽證效益之研究」，中華民國會計師公會全國聯合會委託中興大學會計學系研究報告，1993 年。
2. 朱敬一，「台灣營利事業所得稅逃漏的成因與指標—MIMIC 模型的應用」，台灣大學經濟論文叢刊，第 16 輯第 4 期，頁 481-489，1988 年。
3. 林惠玲，「設限依變數計量模型之設定與選擇—臺灣電子電器業 R&D 模型之應用」，臺灣大學經濟論文叢刊，第 25 卷第 1 期，頁 73-94，1997 年。
4. 陳麗玟，「以地下經濟估計方法設算我國營利事業所得稅之逃漏」，國立政治大學財政研究所碩士論文，1987 年。
5. 黃耀輝，「租稅逃漏之研究—我國綜合所得稅逃漏之實證研究」，國立政治大學財政研究所碩士論文，1982 年。
6. Allingham, Michael G. and Agnar Sandmo (1972), "Income Tax Evasion: A Theoretical Analysis," Journal of Public Economics, 1, (November), pp.323-338.
7. Amemiya, T. (1984), "Tobit Models: A Survey," Journal of Econometrics, 24, pp.3-63.
8. Amemiya, T. (1985), Advanced Econometrics, Cambridge, MA: Harvard University Press.
9. Beck, Paul J., Jon S. Davis and Woon-oh Jung (1991), "Experimental Evidence on Taxpayer Reporting under Uncertainty," The Accounting Review, (July), pp.535-558.
10. Broman, Amy J. (1989), "Statutory Tax Rate Reform and Charitable Contributions: Evidence from a Recent Period of Reform," The Journal of the American Taxation Association, (Fall), pp.7-21.
11. Chang, Otto H. and Joseph J. Schultz Jr. (1990), "The Income Tax Withholding Phenomenon: Evidence from TCMP Data," The Journal of the American Taxation Association, (Fall), pp.88-93.
12. Clotfelter, Charles T. (1983), "Tax Evasion and Tax Rates: An Analysis of Individual Returns," The Review of Economics and Statistics, (August), pp.363-373.
13. Erard, Brian (1993), "Taxation with Representation: An Analysis of the Role of Tax Practitioners in Tax Compliance," Journal of Public Economics, 52, (September), pp.163-197.

14. Goldberger, A.S. (1964), Econometric Theory, New York: Wiley.
15. Greene, W.H. (1993), Econometric Analysis, 2<sup>nd</sup> ed., New York: Macmillan Publishing Company.
16. Greene, W.H. (1995), Limdep Version 7.0 User's Manual, New York: Econometric Software, Inc.
17. Greene, W.H. and A.O. Quester (1982), "Divorce Risk and Wives' Labor Supply Behavior," Social Science Quarterly, 63, (March), pp.16-27.
18. Judge, G.G., W.E. Griffiths, R.C. Hill, H. Lütkepohl and T. Lee (1985), The Theory and Practice of Econometrics, New York: Wiley.
19. Kahneman, D., and A. Tversky (1979), "Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk," Econometrica, 47, pp.263-291.
20. Klepper, S., M. Mazur and D. Nagin (1991), "Expert Intermediaries and Legal Compliance: The Case of Tax Preparers," Journal of Law and Economics, 34, pp.205-299.
21. Maddala, G.S. (1983), Limit-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics, New York: Cambridge University Press.
22. Maddala, G.S. (1991), "A Perspective on the Use of Limited-Dependent and Qualitative Variables Models in Accounting Research," The Accounting Review, (October), pp.788-807.
23. Tobin, J. (1958), "Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables," Econometrica, 26, pp.24-36.
24. Zimmerman, Jerold L. (1983), "Taxes and Firm Size," Journal of Accounting and Economics, 5, (August), pp.119-149.