

國稅局選案查核與企業租稅逃漏之探討

黃美祝*

輔仁大學會計學系

林世銘

國立臺灣大學會計學系

摘要

考量國稅局選案查核率與逃漏稅行為之內生關係，本研究應用聯立方程模型探討民國 89 年至 91 年度台灣營利事業所得稅之租稅逃漏情形，並分別利用 Tobit 及 Probit 模型來分析營利事業租稅逃漏及國稅局選案查核時之各項影響因素。實證結果顯示我國國稅局於選案查核時，對各申報案件之選案查核受到各案件申報行為、案件特性及查核資源等因素所影響。可見國稅局在有限的查核預算及人力下，會有系統性的採用特定之查核法則來進行其選案查核程序。此外，本文亦發現在其他條件不變下，採用會計師稅務簽證、流動性較高及享有租稅減免優惠等申報案件，其所得稅逃漏情形較少；另一方面，課稅所得愈多、負債比率較高、逾期申報及申報時仍須補稅之營利事業，其逃漏情形則較高，可見營利事業之逃漏行為顯著受到其本身之特性所影響。然而，本文並未發現國稅局之選案查核率對各申報案件當年度及以後兩個年度之租稅逃漏有遏阻之作用。

關鍵詞：租稅逃漏、選案查核率、聯立方程模型

*作者感謝兩位匿名評審委員以及吳清在、陳明進、陳明賢、沈大白等教授對本論文所提供之寶貴的改進意見和指導。

收稿日：2006 年 9 月

接受日：2008 年 2 月

三審後接受

Tax Evasion and Audit Selection

Mei-Juh Huang

Department of Accounting
Fu Jen Catholic University

Su-Ming Lin

Department of Accounting
National Taiwan University

Abstract

This study uses Taiwan's business income tax returns data from 2000 to 2002 and Tobit and Probit models to simultaneously investigate the determinants of audit selection and business income tax evasion behavior. Our findings indicate that Taiwan's tax authorities employ a systematic audit selection process based on the availability of audit resources and the information reported by the taxpayers to select returns for audit. Firms with CPA-attested tax return, adequate liquidity and tax preference status will more likely behave in compliance with tax laws. Other firm characteristics including levels of taxable income and debt ratio, history of missing filing deadlines, and the tax-payment-due status at filing time have significant positive association with noncompliant tax reporting behavior. However, our results fail to support the notion that higher likelihood of tax audit may serve as a deterrent to corporate tax noncompliance in Taiwan.

Keywords: *Tax evasion, Audit selection rate, Simultaneous equations model.*

Submitted September 2006
Accepted February 2008
After 3 rounds of review

壹、前言

長久以來，租稅逃漏在世界各國一直都是普遍的現象。由於租稅逃漏會造成國家稅收的損失，進而可能會嚴重損及公共部門之正常運作，因此如何有效對抗租稅逃漏一直是各國政府及稅務學者主要關切之議題。自從 Becker 於 1968 年提出犯罪經濟學的理论分析之後，許多學者紛紛將此分析架構應用於租稅逃漏上，如 Allingham and Sandmo (1972)、Yitzhaki (1974)、Reinganum and Wilde (1985, 1986)、Graetz, Reinganum and Wilde (1986)、Erard and Feinstein (1994) 及 Yaniv (1999) 等。而除了理論分析之外，針對租稅逃漏議題進行實證之研究亦相繼發表，諸如 Clotfelter (1983)、Witte and Woodbury (1985)、Feinstein (1991)、Chan and Mo (2000)、林世銘 (2000) 及陳明進 (2006) 等。

然而上述文獻大都忽略稅捐機關之選案查核機率为租稅逃漏多寡的解釋變數之一；縱然有將選案查核機率當做租稅逃漏的解釋變數，也忽略了查核機率與租稅逃漏行為間可能存在之內生性(endogeneity)問題—亦即不僅是稅捐機關查核機率的高低會影響租稅逃漏行為，納稅者之租稅逃漏行為也會影響稅捐機關選案查核率高低之訂定²。在計量分析時若忽略查核機率與租稅逃漏互為因果、互相影響的内生性問題，即使研究者已經將選案查核率視為租稅逃漏之解釋因素，則因為解釋變數「選案查核率」與計量模型的誤差項(error term)具有相關性，將使得估計結果不具一致性(inconsistent)；亦即縱然使用大樣本也無法正確估計解釋變數的係數值(Greene 2000, 653-654)。基於此，為了有效探討納稅者之租稅逃漏行為，研究者應考量選案查核機率與租稅逃漏間潛在的内生性問題。

針對此，Dubin and Wilde (1988)、Dubin, Graetz and Wilde (1990) 及 Beron, Tauchen and Witte (1992) 三篇研究皆利用工具變數(instrumental variable)之方式來考量選案查核機率的內生性。然而，此三篇研究對選案查核率之定義皆為某轄區內的平均查核率，亦即他們皆將同轄區內各申報案件的選案查核率視為相同。然而此種定義下之選案查核機率與國稅局實際上的查核過程並不相符。基於此，為了考量選案查核過程中的各項決定因素，Alm, Bahl and Murray (1993)、Murray (1995) 及 Alm, Blackwell and Mckee (2004) 皆將選案查核率定義為數值介於 0、1 之指標變數(indicator variable)，並利用自我選擇(self-selection)估計方法來探討選案查核機率與租稅逃漏行為間可能的內生性問題。然而以上研究皆是針對個人所得稅或銷售稅之逃漏所作的分析，正如 Chan and Mo (2000) 所言，由於公司所得稅牽涉到更多方之策略性行為，故相較於個人所得稅之逃

² 根據民國 91 年 8 月 16 日財政部發布之「營利事業所得稅結算申報書面審核案件抽查要點」第四點指出：課稅年度及課稅年度之前二年度內經查獲逃漏所得稅情節重大，或經書面審核發現申報異常或涉嫌違章情節重大等案件，稽徵機關得優先列入抽查。此外王建國 (2002, 36) 指出營利事業所得稅之電腦選案與人工選案查核，都會依據各案件經由財稅資料中心所建立的電腦選案模式，所產生之不誠實機率而進行選案查核，亦即逃漏可能性愈高者被稅捐機關查核之機率愈高。由此顯示，就我國稽徵實務觀之，我國營利事業所得稅之查核機率與租稅逃漏行為之間確有可能存在內生性問題。因此研究者探討租稅逃漏行為時，應考量選案查核機率與逃漏行為之間潛在的内生性問題。

漏而言可能更為複雜，且兩者逃漏的影響因素亦各異，是故個人租稅逃漏行為之分析並不能直接用以推論公司所得稅之租稅逃漏情形。基於上述理由及基於公司所得稅亦為政府重要的直接稅來源之一，本研究最主要的研究動機與研究目的乃在於利用台灣營利事業所得稅之申報與查核資料，將國稅局與納稅者（營利事業）同時視為租稅逃漏賽局內的策略性參賽者，亦即在控制選案查核率與逃漏行為之內生性關係之下，探討我國營利事業所得稅的租稅逃漏情形。

在研究方法上，本研究利用聯立方程模型(simultaneous equations model, SEM)進行實證分析。此一聯立方程模型包含兩個方程式，分別用於探討營利事業所得稅的租稅逃漏情形及國稅局的查核情形。基於選案查核率與逃漏行為間之內生性已獲得處理，因此本研究的結果應更能反映影響租稅逃漏中各項因素之攸關性，較不致於有模型誤設(misspecification)之虞。

本文的研究樣本取自於民國 89 至 91 年度我國營利事業所得稅的申報案件。實證結果顯示國稅局在有限的查核預算下會進行有系統的選案查核，亦即國稅局於進行選案查核時，對各申報案件採取的選案查核機率受到查核資源（如各案件之平均稽徵預算）及各案件申報行為（如申報所得高低及逃漏傾向）、案件特性（如是否享有租稅減免及盈虧情形等）等因素所影響。因此研究者於進行租稅逃漏之研究時，實不應將國稅局的查核行為視為固定不變，或將之視為租稅逃漏模型之外生變數。

再者，實證結果亦顯示各個代表營利事業特性的特徵變數(characteristic variables)，對於營利事業所得稅的逃漏行為也有顯著之影響，相關結果可做為政府稅制決策者之參考。例如本文研究結果發現採行會計師稅務簽證之案件、流動性較高及享有租稅減免優惠等申報案件與營利事業所得稅逃漏間呈負向關係。此結果隱含著若國稅局將部分的查核人力從會計師稅務簽證申報案件移至非會計師稅務簽證申報案件、或加強未享租稅減免優惠企業的查核等，應更能收到事半功倍之效。另一方面，研究結果發現財務愈困難、負債比率愈高的營利事業、逾期申報的營利事業及申報時仍須補稅的營利事業，其所得稅逃漏情形皆比其他營利事業為高。此結果則可用以建議政府將各案件於申報時之退、補稅情形、財務狀況及是否準時申報等情況納為選案查核時之參考。

然而，本文聯立方程的實證結果及各項敏感性分析皆未發現國稅局之選案查核率對各申報案件當年度及以後兩個年度的租稅逃漏有遏阻之作用。此一結果與 Alm et al. (2004)的結果不同，可能隱含了在本文僅有之三年研究期間下，台灣營利事業尚未能清楚意識到或察覺到(perceived)他們自身被查核機率高低。另一方面，本文的分析結果亦指出稅務人員的人工選案查核較能從會計師稅務簽證案件及享有租稅減免的申報案件中查出較多的低報稅額。這個實證結果反映出稅務查核人員的經驗與訓練，足以有效查獲會計師簽證不實的案件，以及列報不實的租稅減免申報案件。因此，相對於現今查核資源相對不足之國稅局而言，稅務人員多年累積之查帳經驗及其專業判斷實為重要的一項資產。

因此如何有效累積與傳承稅務稽查人員的查帳經驗、減少稅務人員之流動率，並提升其專業能力，乃國稅局必須持續努力的首要之務。

貳、文獻回顧

基於本研究主要係為了在控制國稅局選案查核率與各申報案件逃漏行為之內生性關係下，探討國稅局選案查核與企業租稅逃漏的情形，因此本研究僅將與本文研究目的有關之代表性文獻回顧於下。

最早提出租稅逃漏行為的理論分析研究為 Allingham and Sandmo (1972)。他們應用預期效用理論(expected utility theory)下個人選擇之架構來探討政府各項租稅政策工具(如逃漏稅之懲罰率、查核率及稅率)對租稅逃漏行為的影響。其模型分析結果顯示納稅者之逃漏金額(即低報所得)會隨政府查核率及懲罰率之提升而減少。至於最早探討租稅逃漏的實證研究則為 Clotfelter (1983)，Clotfelter(1983)利用美國內地稅務局(Internal Revenue Service, IRS)於1969年之 Taxpayer Compliance Measurement Program (TCMP)資料來探討影響個人所得稅逃漏的各項決定因素。然而，由於 Clotfelter (1983)之研究考量到潛在的內生性問題，故 Clotfelter 刻意未將平均查核率納為逃稅的解釋變數。然而此結果卻也使得他的實證模型仍有誤設(misspecified)之情形。

有鑑於此，Witte and Woodbury (1985)則試圖將租稅逃漏視為國稅局查核機率、納稅者逃稅機會及逃稅態度等之函數。Witte and Woodbury (1985)將1969年之 TCMP 資料進行橫斷面分析，並使用似乎不相關迴歸(seemingly unrelated regression)來分別估計其依據不同所得水準及申報案件的複雜度所訂出的七個查核水準(audit classes)之迴歸式。其研究結果發現查核率的高低與逃漏行為間有直接之相關性。然而，在其研究中，Witte and Woodbury (1985)將同一轄區內之選案查核率視為固定不變之外生變數，亦使得其估計模型有誤設之虞。

綜合上述兩篇文獻之弱點，不是未將查核率納為逃漏的解釋變數，就是假設選案查核率固定不變。然而在實務上選案查核機率則可能同時受申報者之所得水準、查核資源多寡、逃稅傾向等納稅者特性所影響。而為了控制選案查核機率此一潛在內生性問題，早期的研究者大都仰賴工具變數(instrumental variables)來估計。例如 Dubin and Wilde (1988)亦使用 Witte and Woodbury (1985)之研究樣本，並利用各州 IRS 平均每申報案件的查核預算做為選案查核率之工具變數，將查核率視為一內生變數。Dubin and Wilde (1988)之研究結果指出查核率確實為一內生變數，並發現查核率對租稅逃漏有顯著的遏阻效果(deterrent effect)。

相似於 Dubin and Wilde (1988)，Dubin et al. (1990)則將1977年至1986年的資料進行時間序列及橫斷面之混合分析。他們除了使用 Dubin and Wilde (1988)之預算工具變數外，並加入資訊申報件數佔總申報件數的比率做為第二個工具變數。其研究結果亦指出選案查核率具有內生性，且亦發現查核機率之

提升有助於減少租稅逃漏情形。另外，Beron et al. (1992)亦使用 Witte and Woodbury (1985)及 Dubin and Wilde (1988)之資料做為研究樣本，但不同的是他們將某一轄區內總申報件數除以同轄區 IRS 的全職員工人數做為其工具變數。其研究結果發現選案查核率雖仍為內生，但其對租稅逃漏之遏阻則有限。

總上所述，以上三篇研究皆考量了查核率之內生性。然而他們對選案查核率的定義皆為每轄區內平均之查核率。換句話說，他們將同一轄區內且同一查核水準(audit class)下各申報案件的選案查核機率視為固定不變。然而此種定義下的選案查核率並無法正確的捕捉實務上之選案查核情形，因為在實際的查核過程中，國稅局對轄區內的所有申報案件，皆會視各案件之狀況訂定不同的選案查核機率。

基於此，為了融入選案查核過程中的各項決定因素，Alm et al. (1993)、Murray (1995)及 Alm et al. (2004)皆發展租稅遵循賽局(tax compliance game)的序列均衡架構來捕捉納稅人與國稅局間之互動。首先，不同於針對美國的實證研究，Alm et al. (1993)使用 1980 年至 1982 年牙買加的個人所得稅資料來探討上述議題—亦即將納稅人與國稅局視為租稅賽局之策略性雙方，來同時探討選案查核與個人租稅逃漏行為的決定因素。他們將 Heckman (1979)的自我選擇(self-selection)模型應用至三階段之估計程序中。首先，在前兩個階段，他們利用 bivariate probit 分析分別估計選案查核及逃漏可能性的決定因素；而在第三個階段中，則利用線性迴歸分析來估計逃漏金額。Murray (1995)，類似於 Alm et al. (1993)，亦利用此一三階段估計法來探討美國田納西州 1986 至 1988 年銷售稅的查核程序及其逃漏間之關係。另外，Alm et al. (2004)則使用兩階段選擇模型來估計美國新墨西哥州銷售稅的選案查核情形，並探討在此選案查核法則下企業的租稅逃漏情形。其研究結果發現當企業預料其被查核的機率提高時，企業將會更遵守稅法之規定，亦即逃漏會較低。

不同於先前研究(如 Dubin and Wilde 1988; Dubin et al. 1990; Beron et al. 1992)，Alm et al. (1993)、Murray (1995)及 Alm et al. (2004)皆將選案查核機率定義為一指標變數(indicator variable)，並用 probit 分析來估計。在此定義下的選案查核率會受到個別申報者之特性、查核資源及其他選案規則所影響，而當某一申報案件的查核指數(audit index)大於零時即會被抽查。類似於 Alm et al. (1993)、Murray (1995)及 Alm et al. (2004)之作法，本文亦將選案查核率定義為一指標變數，且定義此一變數乃由各個納稅者於申報書上所宣稱之資訊及可利用之查核資源(預算)所決定。因此，不同於先前文獻將同轄區內的選案查核機率視為固定，本文所定義的選案查核率則會隨著申報案件之不同而不同。

近年來探討租稅逃漏的國內文獻方面，林世銘 (2000)率先利用 Tobit 模型對我國於民國 83 年之營利事業所得稅申報資料進行實證分析。其研究結果發現稅務簽證案件的租稅逃漏情形顯著低於普通申報案件，因此其建議政府應繼續給予稅務簽證租稅優惠，且應增加非簽證案件之查核。然而，為了避免企業

申報類別的選擇對逃漏行為可能產生之自我選擇偏誤(self-selection bias)問題，黃美祝、林世銘與陳國泰 (2005)更進一步利用內生性轉換模型(endogenous switching model)來探討民國 85 年至民國 89 年台灣企業申報類型的選擇及台灣兩稅合一制的實施對企業租稅逃漏之影響。分析結果證實企業會根據自身之特性來選擇不同的申報方式，因此研究申報類別的選擇與租稅逃漏間之關係時，消除自我選擇偏誤是有其必要性的。該結果顯示不論在兩稅合一前或兩稅合一後，平均而言，採用稅務簽證申報的企業皆比其改採普通申報之逃稅情形為少，可見會計師稅務簽證確實有助於減輕企業的租稅逃漏；而兩稅合一之實施亦有助於減少企業的租稅逃漏行為。

洪聖閔 (2005)則利用 Tobit 自我選擇模型來檢視稅務選查及會計師稅務簽證對我國營利事業所得稅租稅逃漏的影響。其研究結果發現採會計師稅務簽證的企業較不易被國稅局所選查，且會計師稅務簽證的採行對租稅逃漏之影響會隨著公司規模而改變。其發現營收大於 1 億的企業若使用會計師稅務簽證會比未使用會計師稅務簽證者逃漏更多。因此，其建議應重新評估會計師稅務簽證相關政策法規之適切性。

陳明進 (2006)認為稽徵機關查緝逃漏稅的主要目的在於藉由查緝行動杜絕納稅人的僥倖心態，以減少未來之逃漏稅。該文利用營利事業所得稅申報及核定資料，分析稽徵機關對營利事業於民國 83 年度核定的結果對於該營利事業在民國 85 年度短漏報所得之影響。其主要的實證結果顯示稽徵機關對逃漏稅的違章處罰可有效遏阻營利事業未來短漏報之情形；但若僅是調整納稅者的課稅所得額而無違章處罰，則不會增加營利事業未來之稅務遵循。

回顧國內外研究租稅逃漏議題的文獻，雖然多數的國外文獻囿於無法取得查核率之資料等原因，忽略了查核率與租稅逃漏的內生性問題。但亦有數篇文獻(例如：Alm et al. 1993; Murray 1995; Alm et al. 2004)強調控制查核率的內生性乃不容忽視之課題。然而反觀國內探討租稅逃漏的文獻除了洪聖閔 (2005)外，皆未考量到選案查核機率與租稅逃漏間的內生性關係，因此為了能正確捕捉實務上的選案查核情形，使估計模型不致於有誤設之虞，本研究最主要的目的即在於控制選案查核率的內生性下，探討企業租稅逃漏的行為。另外，在研究設計方面，本文的出發點乃建基於 Reinganum and Wilde (1986)的租稅逃漏賽局理論架構，Reinganum and Wilde (1986)認為稅捐機關與納稅者在租稅逃漏賽局裡彼此為決策會互相影響的策略性參賽者—稅捐機關的查核機率高低會影響納稅者的租稅逃漏行為；而另一方面，納稅者的租稅逃漏之可能性又會影響稅捐機關對該納稅者的選案查核機率。基於此一互動理論模型，本文乃試圖將雙方的策略性行為—選案查核機率與租稅逃漏程度作一聯合考量，利用聯立方程模型(simultaneous equations model, SEM)來同時探討國稅局的選案查核行為與企業租稅逃漏行為的決定因素。

參、研究方法

一、樣本篩選過程

本研究的樣本資料取自於財政部財稅資料中心民國 89 年至 91 年之營利事業所得稅申報損益表檔、申報資產負債表檔及經國稅局查核的核定損益表檔；此外，各區國稅局的年度預算則取自各年度的預算報告書。

本研究樣本之篩選過程如下，首先，本文去除變數有遺漏值或數值不合理的公司³；其次，由於金融、保險產業的會計科目與行業性質較為特殊，故將之去除；再者，由於擴大書面審核案件⁴的查核程序不同於普通申報案件與稅務簽證案件，故去除適用擴大書面審核之公司⁵；最後，本文刪除非營利事業、國外營利事業的分支機構、公營事業、中途變更會計年度及清算公司等各種申報案件。本研究樣本總計為 524,475 家，民國 89 年至 91 年度分別為 200,869 家、195,436 家及 128,170 家。各年度之樣本篩選過程詳列於表一。

表一 樣本篩選過程與家數

篩選過程	2000	2001	2002	總計
合併各檔案後之家數	630,878	631,807	556,531 ³	1,819,216
減：有遺漏值或數值不合理之公司 ¹	(115,231)	(114,214)	(108,604)	(338,049)
減：金融、保險業	(6,530)	(7,013)	(4,422)	(17,965)
減：適用擴大書面審核之公司	(307,008)	(313,754)	(314,423)	(935,185)
減：其他申報案件之公司 ²	(1,240)	(1,390)	(912)	(3,542)
總家數	200,869	195,436	128,170	524,475

註：1. 本文刪除之不合理值包括總資產、總負債、流動資產、流動負債、資本等數額為負之公司及在本文流動資產比率定義下數值大於 1 之公司。

2. 其他申報案件包括非營利事業、國外營利事業之分支機構、公營事業、中途變更會計年度及清算等各種申報案件。

3. 民國 91 年度 (即 2002 年) 乃為本文撰寫時可得之最近期資料，由於可能尚有某些營利事業尚未申報，或國稅局尚未完成查核、或是已查核但尚未建檔的案件，故此年度可得的樣本家數相對而言較少。若僅以民國 89 與 90 年度之資料做為研究樣本，並不會明顯改變本文之研究結果。

二、實證研究模型

如前所述，本文採用聯立方程模型(simultaneous equations model, SEM)來探討營利事業的逃稅行為與國稅局選案查核機率間潛在之內生關係。在租稅逃漏的定義上，本研究以營利事業低報之稅負(under-reported tax liability, URTL)來衡量租稅逃漏金額。由於在實際之申報上應該有相當大比例之樣本並未有租

³ 關於數值不合理之值請詳見本文表一附註 1 之說明。

⁴ 當企業之營業收入淨額與非營業收入總額 (不包括租稅減免所得與土地及土地附著物之處份利得) 之加總數額不超過新台幣三千萬時，可適用擴大書面審核制度。此時不論公司之盈虧，只要企業申報之純益率達到各該業之擴大書面審核純益率標準 (約為 6%) 且繳清所有稅額者，國稅局原則上只對其申報時所提之書面資料進行審核，不必調帳查核。

⁵ 由於本文並未將擴大書面審核之營利事業納入研究範圍，故本文之研究結果並不能用以推論於適用擴大書面審核之營利事業。

稅逃漏行為，或其逃稅行為並未被國稅局所查獲。故本文租稅逃漏模型之應變數— $URTL$ 應有極大的比例為 0，亦即為一設限資料(censored data)，因此本文以 Tobit 模式來分析影響租稅逃漏行為之各項因素。再者，在本文國稅局選案查核率此式中，選案查核率($AUDIT$)此一變數為一二分變數(binary variable)⁶，故本文乃利用 Probit 模型進行選案查核率各項影響因素之分析。茲將本研究採用之 SEM 模型列示於下：

$$URTL_i^* = \alpha_0 + \alpha_1 AUDIT_i^* + X_i \alpha + \varepsilon_1$$

$$AUDIT_i^* = \beta_0 + \beta_1 URTL_i^* + Z_i \beta + \varepsilon_2$$

$$\text{而 } URTL_i = URTL_i^* \quad \text{if } URTL_i^* > 0 \quad i = 1, \dots, N$$

$$= 0 \quad \text{if } URTL_i^* \leq 0$$

$$AUDIT_i = 1 \quad \text{if } AUDIT_i^* > 0 \quad i = 1, \dots, N$$

$$= 0 \quad \text{if } AUDIT_i^* \leq 0$$

其中 $URTL_i^*$ 及 $AUDIT_i^*$ 分別為第 i 家營利事業的逃稅傾向及國稅局對該營利事業選案查核機率之隱匿變數(latent variables)， $URTL_i$ 及 $AUDIT_i$ 則分別為第 i 家營利事業被觀察到的(observed)低報稅額及國稅局對該營利事業之選案查核率（被選案查核的 $AUDIT_i = 1$ ，否則 $AUDIT_i = 0$ ）。 X_i 乃影響營利事業租稅逃漏的各項解釋變數， Z_i 乃影響國稅局選案查核率的各項解釋變數。至於 ε_1 及 ε_2 為誤差項，而 α 與 β 則分別為 X_i 及 Z_i 兩解釋變數之係數值。

參照林惠玲 (1997, 75)對於 Tobit 模型之闡述，就本研究而言，雖然有許多營利事業並沒有逃漏稅，但事實上他們的逃漏稅傾向— $URTL^*$ （即 $URTL$ 之隱匿變數）是不相同的。如果一營利事業之 $URTL^* > 0$ ，則我們可以觀察到 $URTL = URTL^*$ ；如果一營利事業之 $URTL^* \leq 0$ ，則我們只能觀察到 $URTL = 0$ ，亦即在 $URTL^* \leq 0$ 時我們無法觀察到 $URTL^*$ 此一真實逃漏額傾向之確切值。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， $URTL_A^*$ （A 企業的逃漏傾向）可能比 $URTL_B^*$ （B 企業的逃漏傾向）更快大於 0，因而此時所觀察到的實際逃漏金額 $URTL_A > 0$ ，但 $URTL_B$ 仍 = 0。同理，在 Probit 分析中，雖然營利事業不是有被查核($AUDIT = 1$)，就是沒被查核($AUDIT = 0$)，但是事實上國稅局對各營利事業之選案查核機率乃受到許多因素所影響，故對不同企業之選案查核率傾向($AUDIT^*$)是不相同的。若一營利事業之 $AUDIT^* > 0$ ，則我們可以觀察到此企業被國稅局查核($AUDIT = 1$)；但若一營利事業之 $AUDIT^* \leq 0$ ，則我們只能觀察到該企業並未被查核($AUDIT = 0$)。

⁶ 詳見本文表二之變數定義，或內文對選案查核率變數衡量之描述。

在本文營利事業影響租稅逃漏之方程式中，依據 Greene (2000)之敘述，逃稅傾向此隱匿變數之預期值如下：

$$E(URTL_i^*) = X_i \alpha \quad (1)$$

若將上式對 X_j 偏微分，可得

$$\partial E(URTL_i^*) / \partial X_j = \alpha_j$$

α_j 即為第 j 個解釋變數 X_j 對營利事業低報稅負傾向此一隱匿變數預期值之影響。至於各營利事業可觀察到的低報稅負額之估計則應為：

$$E(URTL_i) = \Phi(Z) X_i \alpha + \sigma \phi(Z) \quad (2)$$

其中 $Z = X_i \alpha / \sigma$ ，為標準常態分配下之 Z 值， $\phi(\cdot)$ 為標準常態分配之機率密度函數， $\Phi(\cdot)$ 為標準常態分配之累積密度函數。而在此式中，若我們欲分析 X_j 變動對營利事業低報稅額數值之影響時，可以下式表示：

$$\partial E(URTL) / \partial X_j = \Phi(Z) \alpha_j \quad (3)$$

參考以往探討租稅逃漏影響因素及選案查核機率之文獻，本文將低報稅負 ($URTL$) 及選案查核率 ($AUDIT$) 定義為以下兩式：

$$\begin{aligned} URTL = & \alpha_0 + \alpha_1 AUDIT + \alpha_2 LNINC + \alpha_3 DTR + \alpha_4 CPA + \alpha_5 WITHHOLD \\ & + \alpha_6 ORG + \alpha_7 QUICK + \alpha_8 DEBT + \alpha_9 CREDIT + \alpha_{10} TIME \\ & + \sum_{i=11}^{14} \alpha_i DISTRICT_{i-9} + \sum_{j=15}^{20} \alpha_j IND_{j-13} + \varepsilon_1 \end{aligned} \quad (A)$$

以及

$$\begin{aligned} AUDIT = & \beta_0 + \beta_1 URTL + \beta_2 LNREINC + \beta_3 BUDGET + \beta_4 CREDIT + \beta_5 LOSS \\ & + \beta_6 TIME + \sum_{k=7}^{10} \beta_k DISTRICT_{k-5} + \sum_{l=11}^{16} \beta_l IND_{l-9} + \varepsilon_2 \end{aligned} \quad (B)$$

(A)式之結果預期可用以估出各項影響企業租稅逃漏的顯著因素；而(B)式之結果則可用以探討影響選案查核的各項因素。

三、變數定義

表二列示本研究營利事業租稅逃漏聯立方程式模型下低報稅額及選案查核兩方程式應變數及各項解釋變數之定義。

表二 變數定義

變數	定義
<i>URLT</i>	各申報案件之低報稅負（取自然對數）。本文將低報稅負定義為國稅局核定之稅額減去納稅者自行申報之稅額，亦即核定之額外稅負。
<i>AUDIT</i>	當申報案件有被查核時定義為1，否則為0。
<i>LNINC</i>	核定之課稅所得（取自然對數）。本文將核定課稅所得做為企業真實所得之代理變數。
<i>LNREINC</i>	各申報案件之申報課稅所得（取自然對數）。
<i>DTR</i>	1表示核定應納稅額減除適用之各項租稅減免金額後仍大於0之案件，0為其他。
<i>CPA</i>	1表示會計師簽證案件，0為其他。
<i>WITHHOLD</i>	1表示申報時須補稅之情況（暫繳與扣繳不足），0為退稅情況（暫繳與扣繳過多）。
<i>ORG</i>	1表示股份有限公司，0為其他（如獨資、合夥或其他組織型式）。
<i>QUICK</i>	速動資產佔總資產之比率。
<i>DEBT</i>	總負債除以總資產之比率。
<i>CREDIT</i>	1表示享有五年免稅、投資抵減或研發等稅額抵減之公司，0為未享任何租稅減免之公司。
<i>BUDGET</i>	每申報案件之平均預算—各區國稅局之年度預算除以該年申報總件數。
<i>LOSS</i>	1表示有虧損之公司，0表示有淨利之公司。
<i>TIME</i>	1表示按時申報之公司，0表示逾時申報之公司
<i>DISTRICT1</i>	1表示位於台北市國稅局轄區內之公司，0為其他。
<i>DISTRICT2</i>	1表示位於高雄市國稅局轄區內之公司，0為其他。
<i>DISTRICT3</i>	1表示位於北區國稅局轄區內之公司，0為其他。
<i>DISTRICT4</i>	1表示位於中區國稅局轄區內之公司，0為其他。
<i>DISTRICT5</i>	1表示位於南區國稅局轄區內之公司，0為其他。
<i>IND1*</i>	1表示屬製造業之公司，0為其他。
<i>IND2</i>	1表示屬農林漁牧業、礦業、水電燃氣業之公司，0為其他。
<i>IND3</i>	1表示屬營造業之公司，0為其他。
<i>IND4</i>	1表示屬商業之公司，0為其他。
<i>IND5</i>	1表示屬運輸、倉儲或通信業之公司，0為其他。
<i>IND6</i>	1表示屬不動產業之公司，0為其他。
<i>IND7</i>	1表示屬工商服務業之公司，0為其他。

註：*本研究之產業分類以財政部之分類為依據，且本文排除金融、保險產業。

(一)營利事業之租稅逃漏方程式一式(A)

1.應變數

在(A)式中，本文將租稅逃漏定義為每申報案件之低報稅負(under-reported tax liability, *URLT*, 取自然對數)。不同於 Allingham and Sandmo (1972)及 Clotfelter (1983)皆使用低報所得做為租稅逃漏之代理變數，本研究承續林世銘 (2000)，為了有效衡量各變數對逃漏稅額之影響，亦將租稅逃漏定義為各申報案件的低報稅負—為國稅局核定稅負與各案件自行申報稅負的差額。若一申報案件之申報稅負大於其核定稅負，則假定其租稅逃漏為零。在此定義下，本文所稱之租稅逃漏不僅包括已被查獲之「蓄意」逃漏，亦包括因國稅局與企業對稅法適用之認定不同，而被國稅局剔除費用或增列收入等引起之「非蓄意」逃漏。然而，依據上述的定義，未被查獲的未申報所得，以及已申報但未被查獲的低報收入或虛報費用等皆不包括在本文逃漏之定義內。

2. 解釋變數

(1) 真實課稅所得—*LNINC*

Clotfelter (1983) 與 Klepper and Nagin (1989) 之實證結果發現納稅者的租稅逃漏金額會隨著其真實所得的增加而增加。而 Erard (1993) 及 Alm et al. (1993) 亦證實上述結果，他們認為高課稅所得的納稅人由於其所得來源及所得種類相對而言較複雜，故往往比低所得者而言有較多之機會可逃漏。由於企業真實之課稅所得水準無法得知，故本文乃以國稅局對各營利事業查核後核定的課稅所得做為企業真實課稅所得之代理變數，預期企業之核定課稅所得與租稅逃漏間會呈現正相關。

(2) 稅率—*DTR*

Clotfelter (1983) 及 Erard (1993, 1997) 皆將邊際稅率視為納稅者租稅逃漏之價格。研究結果發現當納稅者的邊際稅率愈高，由於再額外多申報一元課稅所得的代價更高，故邊際稅率愈高者，其逃漏之情形會愈嚴重。然而，由於我國營利事業所得稅的稅率結構，當所得額超過十萬元以上稅率即為單一之 25%，並無累進效果，故本文沿續陳明進 (2006) 之定義，用一虛擬變數 (dummy variable) 代表企業應納稅負之狀況，用以控制企業邊際稅率對逃漏稅額之影響。在此定義下，核定應納稅額減除各項租稅減免金額後仍大於 0 之案件，令其 $DTR=1$ ；反之，應納稅額減除各項租稅減免金額後不大於 0 之案件，令其 $DTR=0$ 。本文預期營利事業適用稅率的高低與其租稅逃漏間呈正相關。

(3) 是否採行會計師稅務簽證—*CPA*

營利事業是否採用會計師簽證申報於稅務遵循的過程中亦可能會影響該營利事業之租稅逃漏行為。在國內文獻中，林世銘 (2000)、黃美祝等 (2005) 及陳明進 (2006) 等研究皆檢視會計師之稅務簽證對我國營利事業所得稅逃漏情形的影響。研究結果皆發現，平均而言，在其他條件不變下會計師稅務簽證申報案件較普通申報案件的逃漏情形為少，故本文預期 *CPA* 之係數符號應為負值。

(4) 申報時之退、補稅情形—*WITHHOLD*

根據 Kahneman and Tversky (1979) 所提出之展望理論 (prospect theory)⁷，Chang and Schultz (1990) 主張納稅者於申報當時之退稅 (暫繳與扣繳過多) 或補稅 (暫繳與扣繳不足) 情況亦會影響逃稅行為，並利用 1982 年的 TCMP 資料進行實證分析，其實證結果證實其上述說法。此外，林世銘 (2000) 亦使用台灣之營利事業所得稅的資料來探討公司退、補稅情形是否亦會影響我國公司之

⁷ 「展望理論」主張人們於做決策時，並非如「預期效用理論」所言為一理性之決策者 (rational decision-makers)。他們認為決策者在面對其預期報酬為正或有預期損失時，會有不同的風險承擔態度，亦即會採取不同之風險偏好—當決策者預期未來有淨利潤時，會偏好採取風險規避 (risk-avoiding) 之行為；但當他們預期未來有損失產生時，則會傾向採取追求風險 (risk-seeking) 之行為。

租稅逃漏情形。其研究結果亦發現於申報當時須補稅之公司較申報當時可退稅之公司逃漏更多。因此，本文亦將申報時各公司的退、補稅情形納為租稅逃漏之其中一個解釋變數，並預期其係數符號應為正值。

(5) 營利事業組織型式—*ORG*

Rice (1992)主張由於公開交易公司(publicly traded corporations)較一般私有(closely held)公司而言，須符合更多公開揭露之要求，故其認為公開交易公司比一般私有公司會更加遵守稅法之規定。另一方面，林世銘 (2000)及陳明進 (2006)亦認為當公司之所有權愈分散時，公司逃漏租稅的利益愈不能由少數人(特別是管理當局)所獨享。其研究設計皆以公司是否為股份有限公司之組織型式做為所有權分散程度的代理變數，主張股份有限公司應比其他組織型式(如獨資、合夥等)逃漏情形更少。據此，本文承續林世銘 (2000)及陳明進 (2006)，亦將公司組織型式納為租稅逃漏之解釋變數。

(6) 財務狀況—*QUICK* 及 *DEBT*

一家公司的財務狀況亦可能影響其租稅逃漏行為。例如林世銘 (2000)及陳明進 (2006)認為擁有較高速動比率之公司於納稅時較無現金流出的資金壓力，故其逃稅傾向應較少；相反的，負債比率愈多之公司，由於其面臨較多的利息費用及較高的破產風險，是故高負債比率之公司應會有較高的逃稅傾向。而國外文獻方面，Bradley (1994)之問卷調查結果亦指出財務較為困難之公司較會進行租稅逃漏以提高其現金流量。因此，本文亦加入代表公司財務狀況的速動資產比率及負債比率做為企業租稅逃漏之解釋變數。

(7) 是否享有租稅減免優惠—*CREDIT*

不同於一般針對美國進行實證研究之文獻，Chan and Mo (2000)則探討中國大陸此一發展中國家另一租稅政策—租稅假期(tax holidays)的設置對外國投資者租稅逃漏行為之影響。其實證結果發現各外資公司於享有租稅假期之前、中、後時段下的租稅逃漏行為皆有所不同—亦即他們發現公司在享有租稅假期之前逃稅情形最嚴重，而於租稅減免時期之逃漏最少。因此本文亦加入營利事業之租稅減免情形(包括五年免稅、投資抵減及研發等稅額抵減)做為租稅逃漏的解釋變數，預期享有租稅減免優惠的營利事業相對較無逃漏之誘因。

(8) 是否逾期申報—*TIME*

Murray (1995)及 Alm et al. (2004)皆認為納稅者是否逾期申報亦會影響其租稅逃漏行為。他們認為逾期申報的納稅者於某種程度上可能正處於財務危機之中，另一方面亦可能表示該納稅者對於實務上稅務之申報要求相對較懶於理會(lackadaisical)，故此類納稅者通常相較於如期申報者而言較不遵循稅法要求。而在 Murray (1995)及 Alm et al. (2004)分別針對美國田納西州及新墨西哥州所作的銷售稅租稅逃漏之實證結果中，亦皆證實逾期申報的案件相對而言逃漏程

度較高，而逃漏情形會隨著逾期愈久而愈加嚴重。因此本文亦預期如期申報之營利事業逃漏程度較少，而逾期申報者之逃漏則相對較多。

(9)其他控制變數—*DISTRICT* 及 *IND*

由於各地區國稅局查核品質的差異可能會影響企業租稅逃漏之意圖，且企業所處的行業特性及適用稅法的複雜性差異亦可能使企業於申報時較易發生錯誤或有較大之逃漏空間，因此本文加入兩組虛擬變數—*DISTRICT* 及 *IND*—用以控制區域性效果及產業效果對租稅逃漏可能產生之影響。其中 *DISTRICT1* 至 *DISTRICT5* 分別代表五個國稅局轄區，而 *IND1* 至 *IND7* 則代表七種產業分類（見表二）。針對此兩組虛擬變數，由於台北市國稅局一向被視為是查核品質較高的地區，且稅法對於製造業原物料成本計算的規定較其他行業複雜，故本文將台北市國稅局轄區及製造業做為此兩組控制變數之對照組(excluded group)，用以控制所屬國稅局轄區別及行業別之差異對租稅逃漏的影響。

表三 租稅逃漏之影響因素

文獻	決定因素	本文採用之代理變數	預期方向
Clotfelter (1983) Klepper and Nagin (1989) Erard (1993) Alm et al. (1993)	真實之課稅所得 (+)	<i>LNINC</i> :核定之課稅所得 (取自然對數)	+
Alm et al. (1993) Murray (1995) Alm et al. (2004)	選案查核率 (-) (為一指標變數)	<i>AUDIT</i> :選案查核率	-
Clotfelter (1983) Erard (1993, 1997) 陳明進 (2006)	邊際稅率 (+) 稅率之虛擬變數 (+)	<i>DTR</i> :適用稅率情形 =1 適用 25%稅率 (有應納稅額者) =0 其他	+
林世銘 (2000) 陳明進 (2006) 黃美祝等 (2005)	會計師稅務簽證 (-)	<i>CPA</i> :是否採會計師稅務簽證案件	-
Kahneman and Tversky (1979) Chang and Schultz (1990) 林世銘 (2000) 陳明進 (2006)	展望理論 申報時退、補稅情況： 退稅 (-) 補稅 (+)	<i>WITHHOLD</i> :退、補稅情形 =1 須補稅 =0 可退稅	+
Rice (1992) 林世銘 (2000) 陳明進 (2006)	公開交易公司 (-) 所有權分散程度 (-)	<i>ORG</i> :是否為股份有限公司	-
林世銘 (2000) 陳明進 (2006) Bradley (1994)	財務狀況 財務困難程度 (+)	<i>QUICK</i> :速動資產比率 <i>DEBT</i> :負債比率	- +
Chan and Mo (2000)	享有租稅假期之狀況	<i>CREDIT</i> :是否享租稅減免	-
Murray (1995) Alm et al. (2004)	逾期申報 (+)	<i>TIME</i> :是否如期申報	-
控制變數	<i>DISTRICT1</i> ~ <i>DISTRICT5</i> : 區域性效果 <i>IND1</i> ~ <i>IND7</i> : 產業效果		

綜上所述，依據各篇探討租稅逃漏影響因素之先前文獻，本文假設 *URTL* 受下列各因素之影響：(1)查核率(*AUDIT*)；(2)核定之課稅所得(*LNINC*)；(3)適用稅率(*DTR*)；(4)是否為會計師稅務簽證案件(*CPA*)；(5)申報時之退、補稅情況(*WITHHOLD*)；(6)公司組織型式(*ORG*)；(7)速動資產比率(*QUICK*)；(8)負債比率(*DEBT*)；(9)是否享有租稅減免優惠(*CREDIT*)；(10)是否如期申報(*TIME*)；(11)各國稅局轄區(*DISTRICT1, ..., DISTRICT5*)及(12)產業類別(*IND1, ..., IND7*)。茲將式(A)各解釋變數所依據之文獻及其預期影響方向整理於表三。

(二)國稅局之選案查核方程式一式(B)

至於式(B)選案查核機率之解釋變數部分，依目前的查核實務，國稅局會根據各申報案件的申報行為、案件特性及查核資源多寡來決定是否查核此案件。因此為了貼近目前的選案查核過程，本研究假設選案查核機率(*AUDIT*)乃由下列各因素所決定：(1)各案件之低報稅負(*URTL*)；(2)各案件之申報課稅所得(*LNREINC*)；(3)查核預算(*BUDGET*)；(4)是否享有租稅減免優惠(*CREDIT*)；(5)盈虧情況(*LOSS*)；(6)是否如期申報(*TIME*)；(7)各國稅局轄區(*DISTRICT1, ..., DISTRICT5*)及(8)產業類別(*IND1, ..., IND7*)。茲將各變數之相關說明解釋於下。

1. 應變數

不同於 Dubin and Wilde (1988)、Dubin et al. (1990)及 Beron et al. (1992)將各個 IRS 轄區內的選案查核率視為固定之作法，類似於 Alm et al. (1993)及 Murray (1995)，本研究將選案查核率設為一二分變數(binary variable)—1 表示有被查核之公司，0 表示未被查核之公司。此處之查核資料來自於財稅資料中心核定損益表檔案中「案件類別」項目內之註記（其中 1 代表電腦選查案件，2 代表人工選查案件，其餘代號表示其他案件類別），本文將註記為 1 及 2 之案件視為被查核之案件。

2. 解釋變數

基於 Alm et al. (1993)及 Murray (1995)之實證結果，本文預期隨著納稅者申報之所得愈高(*LNREINC*)，國稅局對其的查核率應愈低；而當納稅者低報稅額(*URTL*)愈多時，國稅局對其的查核率將愈高。亦即本文預期 *LNREINC* 的係數應為負，而 *URTL* 的係數則為正。

同於 Dubin and Wilde (1988)及 Dubin et al. (1990)，本文亦將各轄區內每申報案件的平均營運預算(*BUDGET*)做為查核資源之代理變數⁸。本文預期當可用的查核資源（亦即每申報案件之平均預算）愈多時，愈多之申報案件會被查核。故預期 *BUDGET* 的係數應為正。

⁸ 各轄區之單位預算通常也包括折舊、維修等與查帳無關的固定支出，理論上並不能完全代表各轄區查核資源之多寡。但本文囿於無法取得與選案查核直接相關之支出數據，僅能參照 Dubin and Wilde (1988)與 Dubin et al. (1990)之作法，將各轄區的營運預算除以申報案件做為查核資源之變數。

Scotchmer (1987)認為享有愈多租稅扣抵之公司，其被國稅局查核的機率愈高。基於我國政府為了促進產業結構之全面升級並提高產業之國際競爭力，頒布了諸如研究發展抵減、投資抵減及五年免稅等多項的租稅減免措施。由於享有租稅減免之企業其享受之租稅利益較多，故本文預期國稅局對於這些企業的查核會更嚴格，亦即本文預期 *CREDIT* 的係數應為正。此外，本文延續 Murray (1995)及 Alm et al. (2004)，亦加入是否按時申報(*TIME*)此一變數為選案查核率之解釋變數，預期當營利事業未於規定期限內按時申報時，國稅局的查核率會較高。

而為了更貼近實務上之選案查核程序，本文將虛擬變數 *LOSS* 納為查核率之解釋變數。本文預期當營利事業申報有虧損情事者(*LOSS*)，國稅局的查核率會較高。最後，本文亦加入兩組控制變數—*DISTRICT* 及 *IND*—用以控制轄區別與產業別可能不同的選案規則，且亦將台北市國稅局及製造業做為各轄區別及產業別之對照組。而表四則整理出式(B)各解釋變數所依據之文獻及其預期影響方向。

表四 選案查核之影響因素

文獻	決定因素	本文採用之代理變數	預期方向
Alm et al. (1993) Murray (1995)	申報之課稅所得 (-)	<i>LNREINC</i> : 申報所得 (取自然對數)	-
Alm et al. (1993) Murray (1995)	低報稅額 (+)	<i>URL</i> : 低報稅額	+
Dubin and Wilde (1988) Dubin et al. (1990)	各轄區內每申報案件之 平均查核預算 (+)	<i>BUDGET</i> : 各轄區內每申報 案件之平均查核預算	+
Scotchmer (1987)	租稅扣抵 (+)	<i>CREDIT</i> : 租稅減免措施	+
Murray (1995) Alm et al. (2004)	逾期申報月數 (+)	<i>TIME</i> : 是否按時申報	-
實務上之選案查核程序	申報盈虧情形 (+)	<i>LOSS</i> : 申報有虧損者	+
控制變數	<i>DISTRICT1</i> ~ <i>DISTRICT5</i> : 區域性效果 <i>IND1</i> ~ <i>IND7</i> : 產業效果		

肆、實證結果

一、敘述性統計分析

表五列示依本研究選案查核及租稅逃漏定義下國稅局之選案查核情形及受查營利事業低報稅負情形。其中 Panel A 顯示於三個研究年度中，約有 18% 之營利事業有經過國稅局電腦選案或人工選案之查核；而 Panel B 則顯示出於三個研究年度中經過國稅局電腦選案或人工選案查核之營利事業，高達 35% 之比例被查核出有稅負低報之情況，可見我國營利事業所得稅之逃漏情形頗為嚴重。

表五 營利事業所得稅選案查核及受查者逃漏情形之統計

Panel A：選案查核情形之統計資料								(N=524,475)	
	民國 89 年		民國 90 年		民國 91 年		總計		
	家數	(%)	家數	(%)	家數	(%)	家數	(%)	
有查核過之家數	32,324	16.09	37,836	19.36	25,960	20.25	96,120	18.33	
無查核過之家數	168,545	83.91	157,600	80.64	102,210	79.75	428,355	81.67	
合計	200,869		195,436		128,170		524,475		
Panel B：受查營利事業逃漏情形之統計資料								(N=96,120)	
	民國 89 年		民國 90 年		民國 91 年		總計		
	家數	(%)	家數	(%)	家數	(%)	家數	(%)	
低報稅負之家數	11,936	36.93	14,296	37.78	7,531	29.01	33,763	35.13	
無低報稅負之家數	20,388	63.07	23,540	62.22	18,429	70.99	62,357	64.87	
合計	32,324		37,836		25,960		96,120		

而表六及表七則分別列示本研究各項變數的敘述性統計值及相關係數。由表七之相關係數表可知，低報稅負(*URTL*)與選案查核率(*AUDIT*)呈正相關，且達 5% 的顯著水準，此與本文之預期不符。而在其他變數中，除了公司組織型式(*ORG*)、速動資產比率(*QUICK*)及是否按時申報(*TIME*)三變數與低報稅負(*URTL*)間之關係與預期相反外，其餘變數如核定課稅所得(*LNINC*)、會計師簽證申報(*CPA*)、退補稅情形(*WITHHOLD*)、負債比率(*DEBT*)及租稅減免情形(*CREDIT*)與 *URTL* 間之關係皆與本文的預期相符。另一方面，選案查核率(*AUDIT*)與營利事業自行申報所得(*LNREINC*)、盈虧情形(*LOSS*)及是否按時申報(*TIME*)間之關係亦與預期不符。至於選案查核率(*AUDIT*)與會計師簽證申報(*CPA*)之相關係數為正，顯示出國稅局對會計師稅務簽證申報案件之查核率較高。而 *AUDIT* 與 *LNREINC*、*WITHHOLD*、*ORG* 及 *CREDIT* 間之正相關亦顯示出國稅局對於高申報所得的營利事業、申報時須補稅的營利事業、為股份有限公司組織的營利事業及享有租稅減免優惠的營利事業之查核率皆相對較高，且各國稅局轄區平均查核預算(*BUDGET*)愈高亦相對可提升該轄區內平均之選案查核率(*AUDIT*)。

表六 變數之敘述性統計分析 (N=524,475)

變數	平均值	標準差	最大值	75%(Q3)	中位數	25%(Q1)	最小值
<i>URTL</i> (低報稅負取自然對數)	1.7797	3.9881	19.3889	0	0	0	0
<i>AUDIT</i> (選案查核機率)	0.1833	0.3869	1	0	0	0	0
<i>LNINC</i> (核定所得取自然對數)	6.0090	6.4604	24	12	0	0	0
<i>LNREINC</i> (申報所得取自然對數)	5.4222	6.2952	24	12	0	0	0
<i>DTR</i> (應納稅負狀況)	0.9989	0.0326	1	1	1	1	0
<i>CPA</i> (會計師簽證申報)	0.2408	0.4276	1	0	0	0	0
<i>WITHHOLD</i> (退補稅情形)	0.3116	0.4631	1	1	0	0	0
<i>ORG</i> (組織型式)	0.3128	0.4636	1	1	0	0	0
<i>QUICK</i> (速動資產比率)	0.4364	0.3337	1	0.7398	0.3879	0.1146	0
<i>DEBT</i> (負債比率)	0.5981	0.4344	2*	0.8817	0.6186	0.2043	0
<i>CREDIT</i> (租稅減免狀況)	0.3143	0.4643	1	1	0	0	0
<i>BUDGET</i> (平均查核預算)	19,323.6	5,370.96	36,014	21,252	17,179	15,130	14,528
<i>LOSS</i> (盈虧情形)	0.5612	0.4962	1	1	1	0	0
<i>TIME</i> (是否按時申報)	0.9885	0.1067	1	1	1	1	0
<i>DISTRICT1</i> (北市國稅局)	0.3631	0.4809	1	1	0	0	0
<i>DISTRICT2</i> (高市國稅局)	0.0379	0.1910	1	0	0	0	0
<i>DISTRICT3</i> (北區國稅局)	0.3863	0.4869	1	1	0	0	0
<i>DISTRICT4</i> (中區國稅局)	0.1319	0.3384	1	0	0	0	0
<i>DISTRICT5</i> (南區國稅局)	0.0808	0.2725	1	0	0	0	0
<i>IND1</i> (製造業)	0.2553	0.4360	1	1	0	0	0
<i>IND2</i> (農林漁牧礦燃氣業)	0.0045	0.0669	1	0	0	0	0
<i>IND3</i> (營造業)	0.1061	0.3080	1	0	0	0	0
<i>IND4</i> (買賣業)	0.4986	0.5000	1	1	0	0	0
<i>IND5</i> (運輸、倉儲、通信業)	0.0219	0.1465	1	0	0	0	0
<i>IND6</i> (不動產業)	0.0288	0.1672	1	0	0	0	0
<i>IND7</i> (工商服務業)	0.0848	0.2786	1	0	0	0	0

註：*本文將各營利事業負債比率一值之上限設定為 2，亦即本文刪除負債比率大於 2 (即總負債超過總資產兩倍) 之營利事業。

二、聯立方程模型之分析結果

為了控制營利事業之逃稅行為與國稅局選案查核率間潛在的內生關係，本文採用聯立方程模型(SEM)來進行分析。如前所述，本研究分別利用 Tobit 及 Probit 模型來分析式(A)及式(B)，分析步驟如下：第一階段先將聯立模型之結構式化為縮減式(reduced form)，以 *URTL* 及 *AUDIT* 兩內生變數為應變數，聯立模型中除了 *URTL* 及 *AUDIT* 以外之所有外生變數做為自變數，並分別以 Tobit 及 Probit 模型求出 *URTL* 及 *AUDIT* 兩內生變數之配適值(fitted value)－即 *URTL_F* 及 *AUDIT_F*。此時由於假設外生變數與誤差項之間相互獨立，故縮減式中所有自變數皆與誤差項獨立。再者，第二階段則將第一階段所得到之配適值 *URTL_F* 及 *AUDIT_F* 代替原來之兩內生變數 *URTL* 及 *AUDIT*，代入原先聯立方程式(A)及式(B)之結構式，再分別以 Tobit 及 Probit 模型估計出式(A)及式(B)中各參數之係數值。茲將本文聯立方程模型之分析結果分別說明於表八及表九。

1. 國稅局對各申報案件選案查核機率之決定因素

表八列示式(B)國稅局選案查核率之估計結果。整體而言，本文假設的選案查核模型具有良好之配適度 (goodness-of-fit, X^2 達 1% 顯著水準) 及正確預測能力，亦即有 85.3% 的研究樣本可被正確的歸類為有被查核之營利事業或未被查核之營利事業。

表八：選案查核率之決定因素

Probit 迴歸分析，應變數： <i>AUDIT</i>			
變數	預期符號	係數	t-值
<i>INTERCEPT</i>		-2.6445	-25.334*
<i>URTL_F</i>	+	0.0381	93.182*
<i>LNREINC</i>	-	-0.0202	-16.856*
<i>BUDGET</i>	+	0.70E-05	6.647*
<i>CREDIT</i>	+	0.3253	40.198*
<i>LOSS</i>	+	0.0799	5.893*
<i>TIME</i>	-	2.3510	23.460*
<i>DISTRICT2</i>		0.1046	5.880*
<i>DISTRICT3</i>		-0.9163	-89.344*
<i>DISTRICT4</i>		-0.4283	-35.185*
<i>DISTRICT5</i>		-0.1090	-5.846*
<i>IND2</i>		-0.2960	-5.420*
<i>IND3</i>		-0.2612	-19.379*
<i>IND4</i>		-0.2936	-31.491*
<i>IND5</i>		-0.2643	-10.387*
<i>IND6</i>		0.0213	0.919
<i>IND7</i>		-0.3971	-25.268*

Log-likelihood = -236,975.7, n=524,475

Restricted Log-L. = -249,815

$X^2 = 25,678.49$ df = 16, p < 0.01

整體預測能力：85.3%

註：1. *表示在 1% 統計水準下為顯著。

2. *URTL_F* 乃為將 *URTL* 對式(A)及式(B)中所有外生變數進行 Tobit 估計後之配適值(fitted value)。

表八之實證結果顯示，國稅局對各申報案件的選案查核機率受到各申報案件申報行為、案件特性及查核資源等因素所影響。由此可見，國稅局在有限的查核預算及查核人力下，會有系統性的採用特定之查核法則來進行其選案查核程序。

本文分析結果顯示各申報案件自行申報之課稅所得額(*LNREINC*)、可能之短漏報稅額(*URTL_F*)、盈虧情形(*LOSS*)及是否享有租稅減免優惠(*CREDIT*)等特性皆會影響國稅局對該營利事業之選案查核機率。與本文先前之預期一致，*URTL_F* (為 *URTL* 變數對式(A)及式(B)中所有外生變數進行 Tobit 估計後之配適值)之係數顯著為正，支持本文認為當納稅者可能的低報稅額愈多時，國稅局對其之查核率將愈高。而 *LOSS* 及 *CREDIT* 兩變數顯著為正之係數亦證實了國稅局對於申報有虧損情況及享有租稅減免利益的營利事業會更加嚴格的進行查核，此結果與 Scotchmer (1987)之說法一致。

再者，*BUDGET* 顯著為正之係數說明了整體而言，當國稅局可運用的查核資源 (亦即每申報案件之查核預算) 愈多時，各申報案件之查核機率皆會普遍提升，亦即會有愈多之申報案件會被查核。而各案件申報課稅所得(*LNREINC*)之係數顯著為負則顯示出隨著營利事業申報之所得愈高，國稅局對其之查核機率會愈低。此外，不同於預期，*TIME* 此一變數之係數顯著為正，因此本文的實證結果並未支持國稅局對於未依規定期限內按時申報的營利事業會有較高查核率之說法。而此一結果亦與 Murray (1995)及 Alm et al. (2004)之實證結果相同。Murray (1995)及 Alm et al. (2004)亦分別發現美國田納西州及新墨西哥州稅捐機關對該州逾期申報之銷售稅申報案件反而查核率較低。

至於本文轄區別及產業別兩組控制變數方面，除了位於高雄市國稅局轄區內以及屬於不動產業之營利事業外，其他控制變數之係數皆為負值，顯示出相較於位於台北市國稅局轄區內之營利事業及製造業而言，其他國稅局轄區 (包括北區、中區及南區國稅局) 內的營利事業及其他產業 (如農林漁牧礦業、營造業、商業、運輸倉儲業及服務業等) 被國稅局查核之機率相對而言較低，而各控制變數係數值之差異亦顯示出國稅局的選案查核機率隨轄區別及產業別之不同而各異。

2. 營利事業申報特性對租稅逃漏之影響

式(A)租稅逃漏影響因素之實證結果列示於表九。表九中第三欄之迴歸係數 α 代表各個解釋變數對逃漏隱匿變數(*URTL**)的邊際影響；但若若要估計本文第(3)式中各個解釋變數對低報稅額(*URTL*)之邊際影響時，須將 α 係數乘上 $\Phi(\bar{X}\alpha/\sigma)$ ，列示於本文表九之第 5 欄中。另外，須再強調的是，在計算虛擬變數 (如表九之 *DTR*、*CPA*、*WITHHOLD*、*ORG*、*CREDIT* 及 *TIME* 6 個變數) 對應變數—*URTL* 之邊際影響時，因虛擬變數非為連續值，不適合用偏微分推導其邊際影響。故本文在計算某一虛擬變數之邊際影響時，乃在其他變數均設定為平均值，而將該虛擬變數分別設定為 1 及 0，再分別代入本文第(2)式算出

應變數 *URTL* 之期望值。並以該虛擬變數設定為 1 下算出之期望值減去將該變數設定為 0 下之期望值後的差額來估計此虛擬變數之邊際影響。例如本文係以 $E(URTL | CPA = 1) - E(URTL | CPA = 0)$ 做為計算是否採用會計師簽證申報對營利事業低報稅額之邊際影響。

表九 租稅逃漏模型之決定因素

Tobit 迴歸分析，應變數： <i>URTL</i>				
變數	預期符號	係數	t-值	邊際影響
<i>INTERCEPT</i>		16.6758	27.021*	N/A
<i>AUDIT_F</i>	—	12.6673	202.112*	0.3397
<i>LNINC</i>	+	1.3148	123.356*	0.0353
<i>DTR</i>	+	5.3972	10.847*	0.0762
<i>CPA</i>	—	-7.6111	-152.126*	-0.1412
<i>WITHHOLD</i>	+	0.6788	11.863*	0.0189
<i>ORG</i>	—	-2.6424	-58.621*	-0.0634
<i>QUICK</i>	—	-1.0025	-15.627*	-0.0269
<i>DEBT</i>	+	0.3632	6.089*	0.0097
<i>CREDIT</i>	—	-4.4496	-99.897*	-0.1011
<i>TIME</i>	—	-27.0731	-98.132*	-12.533
<i>DISTRICT2</i>		-0.4472	-5.126*	N/A
<i>DISTRICT3</i>		11.3411	162.022*	N/A
<i>DISTRICT4</i>		6.4985	110.923*	N/A
<i>DISTRICT5</i>		2.8354	42.912*	N/A
<i>IND2</i>		1.6064	6.589*	N/A
<i>IND3</i>		2.0194	32.136*	N/A
<i>IND4</i>		2.0660	44.465*	N/A
<i>IND5</i>		2.3862	19.770*	N/A
<i>IND6</i>		-0.1104	-0.592	N/A
<i>IND7</i>		3.4667	38.085*	N/A

Log-likelihood = -418,839.3, $\sigma = 7.4472$, n=524,475

註：1. *表示在 1% 統計水準下為顯著；

2. *AUDIT_F* 乃為將 *AUDIT* 對式(A)及式(B)中所有外生變數進行 Probit 估計後之配適值(fitted value)。

3. 由於迴歸模式中控制國稅局轄區別與產業別的虛擬變數均超過 1 個以上，故不適合計算個別轄區及產業別變數對營利事業低報稅額之邊際影響。

由表九之分析結果可知⁹，除了 *AUDIT_F*（即 *AUDIT* 變數對式(A)及式(B)中所有外生變數進行 Probit 估計後之配適值）外，其他各解釋變數對租稅逃漏的影響結果皆與本文之預期一致。表九之結果顯示，營利事業的課稅所得水準 (*LNINC*) 對租稅逃漏有正向之影響。此一正向影響證實了 Erard (1993) 及 Alm et al. (1993) 先前之主張，亦即由於高課稅所得之納稅者其財務狀況較為複

⁹ 本研究曾經僅利用方程式(A)單獨進行迴歸分析（即不採用聯立方程模型），結果所得到的迴歸係數值之正負方向或絕對值與表九有明顯的變化（迴歸結果並未顯示在本文中，歡迎有興趣的讀者索取）。例如 *ORG*、*TIME* 之係數值的正負方向都有所改變，而且改變前後都達到顯著水準。理論上 (Greene 2000, 653-654)，如果沒有內生性，兩種迴歸分析的結果應該相近；但若有內生性而未加處理，將產生估計結果不具一致性(inconsistent)之問題。因此，本文利用聯立方程模型處理選案查核率與租稅逃漏間的內生性問題，比較適宜。

雜，故相對而言有較多的機會逃稅。另一方面，此亦反映出隨著課稅所得之增加，納稅者的風險偏好愈呈現「絕對風險規避遞減」(decreasing absolute risk aversion)之現象。

在各解釋變數中，*DTR*（邊際稅率之虛擬變數）及 *WITHHOLD*（申報時之退、補稅情形）兩變數之係數顯著為正。顯示出核定應納稅額為正之企業（即邊際稅率 >0 之企業）由於逃漏可使其當年度之應納稅額支出減少，故相對而言有較高的誘因逃漏稅負。而暫繳、扣繳不足(under-withheld)於申報稅負時仍須補稅之營利事業相較於暫繳、扣繳過多(over-withheld)可退稅之營利事業逃漏更多租稅；此一結果支持 Chang and Schultz (1990)及林世銘 (2000)之研究，亦即 Kahneman and Tversky (1979)所提出的展望理論(prospect theory)亦適用於台灣營利事業所得稅之申報上。

不同於本文之預期，*AUDIT_F* 之正係數顯示出當國稅局對某一案件之選案查核率愈高時，該申報案件的逃漏數額反而愈多。因此本研究並未發現選案查核率對租稅逃漏行為具有遏阻(deterrent)之效果。針對此一結果，可能的原因為本研究對租稅逃漏之衡量，乃是經國稅局核定後的資料。唯有當國稅局有對某一申報案件進行查核後，才會發現該案件之租稅逃漏情形；而當一申報案件未被查核時，則無任何逃漏情形會被發現。在此之下，當營利事業之被查核率愈高時，其被發現的租稅逃漏數額會愈多（為了排除此一可能性，本文另於敏感性分析中進行其他測試）¹⁰。

在其他的解釋變數方面，會計師稅務簽證案件(*CPA*)及股份有限公司組織(*ORG*)之係數皆顯著為負，顯示出在其他條件不變下，採用會計師稅務簽證申報之營利事業，因有助於減少申報時發生之錯誤或更能遵守稅法之規定，故平均而言其低報稅額較非會計師稅務簽證案件為低；而採股份有限公司組織型式之營利事業其平均逃漏情形亦比其他組織案件（如獨資、合夥等營利事業）之逃漏情形為低。此結果支持在股份有限公司組織下，由於股權較為分散，逃漏稅之利益較不能由管理當局所獨享，故企業的逃漏誘因較低。此外，一致於 Chan and Mo (2000)針對在中國大陸投資設廠之外資企業所做的研究發現，本文是否享租稅減免優惠(*CREDIT*)變數之係數顯著為負，顯示出在台灣，享有五年免稅、投資抵減或研發抵減等租稅優惠的營利事業相對於未享有任何租稅優惠的營利事業而言較無逃漏之誘因。然而對照表八之實證結果，*CREDIT* 顯著為正之係數反映了我國現階段國稅局對於享有租稅減免利益的營利事業反而施予較高的查核注意力，是故表八及表九之綜合結果隱含著若國稅局的查核政策能更加強未享租稅減免優惠之營利事業，應可提升選案查核之效果與效率，達到事半功倍之效果。

¹⁰為了排除選案查核率與逃漏數額間之正相關來自於國稅局對該案件查核與否之影響（亦即有進行查核才會發現逃漏數額），本文參考 Alm et al. (2004)及洪聖閔 (2005)之做法，亦將樣本限縮為只被查核過之營利事業來進行式(A)之估計。請詳見本文第五節敏感性分析二之說明。

至於各營利事業的財務狀況對租稅逃漏之影響方面，與本文先前之預期一致，速動資產比率(*QUICK*)之係數顯著為負而負債比率(*DEBT*)之係數則顯著為正。此結果支持流動性愈高（速動資產比率愈高）之營利事業，因較無支付所得稅的壓力，故相對於流動性不足之營利事業，其逃漏稅之可能性較小；至於負債比率愈高，財務狀況愈困難之營利事業，由於其資金調度的壓力較大，故相對於負債比率低之營利事業，愈有可能將租稅逃漏做為其增加現金流量的工具之一。

而是否如期申報(*TIME*)顯著為負之係數顯示出如期申報之營利事業相較於逾期申報者而言平均的逃漏稅額較少。換句話說，逾期申報之營利事業的確如 Murray (1995)及 Alm et al. (2004)所言，這些逾期申報之案件於某種程度上可能正處於財務危機之中，或者反應出該營利事業對於實務上稅務的要求相對於其他營利事業而言較懶於理會(lackadaisical)，故逾期申報的案件通常逃漏更多。然而如前所述，表八顯示現階段我國國稅局對於逾期申報的案件反而查核率較低，因此本文建議國稅局於選案查核時應正視此一問題，相信加強對逾期申報案件之查核，應可追查出更多的逃漏數額。另外，本文 *DISTRICT* 及 *IND* 兩組控制變數之係數各異，顯示出位於不同國稅局轄區內及不同產業下之營利事業，其租稅逃漏程度皆有所不同。

伍、敏感性分析

一、選案查核率之另一種定義

在第參節與第肆節中，*AUDIT*=1 同時包括了經「電腦選案查核」與稅務人員「人工選案查核」的兩種申報案件。在本節中，本文重新定義 *AUDIT*=1 僅包括經「人工選案查核」過之申報案件；*AUDIT*=0 表示其他案件（將電腦選查案件納入 *AUDIT*=0 之範圍），並利用此新定義下之 *AUDIT* 重新進行本文 SEM 之分析，以期對人工選案查核之效果能有進一步之瞭解，結果列示於表十及表十一。

表十之結果顯示，除了 *CREDIT* 變數之外，其他所有人工選案查核率各項解釋變數之係數皆與表八相符。相較於表八中 *CREDIT* 係數顯著為正，表十中（應變數為查核率）*CREDIT* 之係數則顯著為負，隱含著相對於電腦選案查核及其他案件而言，國稅局之人工選案查核則相對選取較多未享有任何租稅減免之營利事業來偵測其逃漏稅額。與本文先前之研究發現「享有租稅減免之營利事業平均而言比未享任何租稅減免之營利事業逃漏稅較少」相互印證比較，表十的研究結果（人工選案對未享有租稅減免案件之查核率較高）顯示我國國稅局能在有限的查核人力下，採取合理的人工選案查核策略，以增加查核之效果。換言之，國稅局將較多的查核心力投注在未享有租稅減免之營利事業時，可使所偵測到之逃漏數額有效地提升。

表十 選案查核率之決定因素：人工選案查核

Probit 迴歸分析，應變數： <i>AUDIT</i>			
變數	預期符號	係數	t-值
<i>INTERCEPT</i>		-2.4518	-19.788*
<i>URL_F</i>	+	0.0483	109.478*
<i>LNREINC</i>	-	-0.0492	-34.739*
<i>BUDGET</i>	+	0.17E-04	13.335*
<i>CREDIT</i>	+	-0.0884	-8.440*
<i>LOSS</i>	+	0.1464	8.750*
<i>TIME</i>	-	2.0630	17.338*
<i>DISTRICT2</i>		-0.0972	-4.630*
<i>DISTRICT3</i>		-1.3356	-99.283*
<i>DISTRICT4</i>		-0.3938	-27.914*
<i>DISTRICT5</i>		-0.1204	-5.499*
<i>IND2</i>		-0.0366	-0.547
<i>IND3</i>		-0.0674	-3.999*
<i>IND4</i>		-0.0372	-3.130*
<i>IND5</i>		-0.0539	-1.747***
<i>IND6</i>		-0.0440	-1.400
<i>IND7</i>		-0.1350	-6.994*

Log-likelihood = -170,450.5, n=524,475

Restricted Log-L. = -183,230.1

$X^2 = 25,559.14$ df = 16, p < 0.01

整體預測能力：88.5%

註：1.*表示在1%統計水準下為顯著，**表示在5%統計水準下為顯著，***表示在10%統計水準下為顯著。

2.*URL_F* 乃為將 *URL* 對式(A)及式(B)中所有外生變數進行 Tobit 估計後之配適值。

另一方面，表十一影響租稅逃漏的各項因素之分析結果顯示，是否為會計師稅務簽證(*CPA*)及租稅減免與否(*CREDIT*)兩變數之係數皆顯著為正。此結果與表九之結果並不相同。表十一的結果顯示，當我們將選案查核率(*AUDIT*)定義為只包括人工選案查核過之申報案件時，在查核率已經由表十的另一條聯立方程式加以決定的情況下，一旦經由稅務人員人工選出應受查案件，則他們能從會計師稅務簽證案件及享有租稅減免的申報案件中查出較多的低報稅額。這個實證結果反映出稅務查核人員的經驗與訓練，足以有效查獲會計師簽證不實的案件，以及列報不實的租稅減免申報案件。而另一方面，*AUDIT_F* 之係數為正，亦代表著在其他條件不變下，人工選案所查獲之租稅逃漏數額高於電腦選案查核與其他案件。至於表十一中其他解釋變數之係數結果則與表九之結果一致。

表十一 租稅逃漏模型之決定因素：人工選案查核

Tobit 迴歸分析，應變數：URTL				
變數	預期符號	係數	t-值	邊際影響
<i>INTERCEPT</i>		8.1717	13.521*	N/A
<i>AUDIT_F</i>	-	11.2568	199.723*	0.3150
<i>LNINC</i>	+	1.3592	129.377*	0.0381
<i>DTR</i>	+	7.7721	15.567*	0.0771
<i>CPA</i>	-	13.9524	137.406*	1.4690
<i>WITHHOLD</i>	+	0.6584	11.438*	0.0191
<i>ORG</i>	-	-2.3715	-52.940*	-0.0592
<i>QUICK</i>	-	-0.2675	-4.150*	-0.0074
<i>DEBT</i>	+	1.9591	33.421*	0.0547
<i>CREDIT</i>	-	0.5491	12.757*	0.0160
<i>TIME</i>	-	-24.4242	-90.283*	-10.115
<i>DISTRICT2</i>		4.4408	51.644*	N/A
<i>DISTRICT3</i>		16.1257	182.040*	N/A
<i>DISTRICT4</i>		7.3655	122.641*	N/A
<i>DISTRICT5</i>		6.6997	97.266*	N/A
<i>IND2</i>		0.6541	2.680*	N/A
<i>IND3</i>		1.3978	22.260*	N/A
<i>IND4</i>		0.7931	17.447*	N/A
<i>IND5</i>		1.1056	9.169*	N/A
<i>IND6</i>		-3.0332	-16.221*	N/A
<i>IND7</i>		1.6170	18.066*	N/A

Log-likelihood = -419,262.6, $\sigma = 7.4716$, n=524,475

註：1. *表示在 1%統計水準下為顯著；

2. *AUDIT_F* 乃為將 *AUDIT* 對式(A)及式(B)中所有外生變數進行 Probit 估計後之配適值。

3. 由於迴歸模式中控制國稅局轄區別與產業別的虛擬變數均超過 1 個以上，故不適合計算個別轄區及產業別變數對營利事業低報稅額之邊際影響。

二、只用有被查核過之樣本分析租稅逃漏

如前所述，本文之聯立方程結果顯示出國稅局的選案查核率與營利事業租稅逃漏間存在著正相關，亦即當國稅局的選案查核率愈高時，營利事業的逃漏數額反而愈多。為了避免此一結果乃因受到國稅局對一案件有否查核之影響（即有經過查核才會發現企業有逃漏數額，若未經過查核時則完全無法發現任何逃漏），此處本文參考 Alm et al. (2004)及洪聖閔 (2005)之研究方法¹¹，亦即本文先利用 Probit 模式分析全體樣本於式(B)之結果，此時可用式(B)先估計出每個申報案件查核機率之配適值(fitted value)，並將樣本區分為被查核過(*AUDIT*=1)及未被查核過(*AUDIT*=0)兩組；再將有被查核過(*AUDIT*=1)這組的樣本及其於式(B)中估出之查核機率配適值代入式(A)，利用 Tobit 迴歸模式分析

¹¹ 此兩篇研究皆利用 Tobit 自我選擇模型來解決稅務選查與租稅逃漏間之關係。其首先利用 Probit 分析找出影響稅務選查之可能因素（如本文之式(B)），再將有被國稅局選查過的樣本進行逃漏數額之估計（如本文之式(A)）。

有被查核過這群樣本的租稅逃漏情形。預期在此方法下，我們應能觀察出有被查核過的申報案件之被查核機率與其租稅逃漏之關係。

然而如同本文先前之研究結果，實證結果仍顯示 $AUDIT_F$ 變數與應變數— $URTL$ 間仍呈現顯著正相關。因此即使本文將式(A)中之樣本限縮為只被查核過之營利事業，仍無法得出選案查核率對租稅逃漏行為具有遏阻之效果（為節省篇幅，本文不列示其他敏感性分析之實證結果，但歡迎讀者向作者索取）。

三、當期選案查核率對下期租稅逃漏之影響

為了進一步釐清為何選案查核率對租稅逃漏行為不具有遏阻效果之原因，本文考量到或許是因為國稅局進行選案查核時，各營利事業並無法清楚意識到或察覺到(perceived)他們自身被查核機率的高低，以致於本文無法得出選案查核率高低對同期租稅逃漏行為之遏阻效果。基於此種考量，本文合併三年的研究樣本，進一步分析當期選案查核率的高低對下期租稅逃漏之影響。亦即分析民國 89 年及民國 90 年依本文式(B)所配適出來的各申報案件之選案查核率分別對民國 90 年及民國 91 年各該申報案件租稅逃漏之影響¹²。然而分析結果顯示 $AUDIT_F$ 之係數仍顯著為正，因此本文仍未能支持當期選案查核率之高低對下期營利事業之租稅逃漏具有遏阻效果。

另外，本文亦進一步探討民國 89 年度各申報案件之選案查核率對該營利事業於民國 91 年度申報時租稅逃漏行為之影響。然而實證結果仍顯示 $AUDIT_F$ 之係數顯著為正，因此仍無法支持當期國稅局之選案查核率對下期營利事業之租稅逃漏具有遏阻效果。但從稽徵實務觀之，以民國 89 年度之營利事業所得稅案件為例，其申報期限係於 90 年 5 月 31 日截止，且國稅局須經過收件整理後才會分案審查，因此審查工作可能會持續至 91 年。此外，對於須由企業補提查核資料者，甚至會遲至 92 年度以後才會獲悉查帳之結果。因此，國稅局選案查核對企業逃稅之遏阻效果，需要數年的落後時間始能產生。因而本文無法發現國稅局之選案查核對企業租稅逃漏有遏阻作用之實證結果或可歸因於研究期間仍然太短所致。未來之研究若能採用四年或五年以上的研究樣本，或許更能提供選案查核與企業逃漏關係間之其他發現¹³。

陸、結論與政策意涵

本文利用民國 89 年至 91 年度台灣營利事業所得稅之申報與查核資料，應用聯立方程模型(SEM)將國稅局與營利事業同時視為租稅逃漏賽局內之策略性參賽者，亦即在控制選案查核率與逃漏行為間之內生性關係下，探討我國國稅局之選案查核與營利事業所得稅之租稅逃漏情形。在此一聯立方程模型中，本

¹² 此時並非採用聯立方程模型(SEM)來分析。

¹³ 陳明進 (2006)也以三年為研究期間，其實證結果亦顯示若稽徵機關僅調整逃漏稅者之課稅所得額而無進行違章處罰時，並不會增加營利事業未來之稅務遵循。

文分別利用 Tobit 及 Probit 模型來分析營利事業所得稅租稅逃漏與國稅局選案查核的各項影響因素。

首先，選案查核模型的實證結果顯示國稅局在進行選案查核時，對各申報案件之選案查核機率受到各案件申報行為、案件特性及查核資源等因素所影響。例如本研究結果指出國稅局對於享有租稅減免優惠的營利事業、申報有虧損的營利事業以及逃漏傾向較高（即可能有較高之低報稅額）的營利事業會施予較高的查核率。因此研究者於進行租稅逃漏之研究時，實不應將國稅局的查核行為視為固定不變，或將之視為租稅逃漏模型之外生變數。

研究結果亦顯示，當國稅局可運用的查核資源（亦即平均每申報案件之查核預算）愈多時，各申報案件的被查核率會普遍提升，有助於偵測出更多之租稅逃漏。據此，本文建議稅制決策者可進行查核預算與租稅收入間之成本效益分析，找出一個可使投入的預算發揮稅收極大化之預算分配方法。此外，與 Murray (1995)及 Alm et al. (2004)對美國田納西州及新墨西哥州所作之銷售稅逃漏結果相似，本文發現國稅局對於未依規定期限內按時申報之營利事業反而查核率偏低。然而，根據本文之實證結果發現在其他條件不變下，逾期申報之營利事業相對而言反而逃漏更多。因此，本文建議國稅局於選案查核時應正視此一問題，亦即應增加對逾期申報案件之查核。如此不僅可防杜逃漏增加查核績效，對於逾期申報案件數之減少亦能有所助益。

另根據本文租稅逃漏模型之實證結果顯示，營利事業所得稅之逃漏行為顯著受到各該營利事業本身之特性所影響。本文發現在其他條件不變下，採用會計師稅務簽證之申報案件、流動性較高及享有較多租稅減免優惠等申報案件，其營利事業所得稅之逃漏相對較少；另一方面，課稅所得愈多及負債比率較高、財務相對較困難之營利事業，其所得稅逃漏情形則比其他營利事業為高；而逾期申報之營利事業相對於如期申報之營利事業而言逃漏情形亦較嚴重。另外，本文亦發現先前暫繳或扣繳不足於申報時仍須補稅之營利事業，比暫繳或扣繳過多可退稅之營利事業相對而言逃漏亦較多。因此本文建議政府可將各案件於申報時之退、補稅情形、逾期申報情形及財務狀況等納為選案查核時之參考。

然而，不同於本文先前之預期，本文的各項實證結果顯示國稅局對各申報案件的選案查核率與該案件當年度或以後兩個年度之低報稅額間皆呈正向相關，因此本文並未發現國稅局之選案查核率對各申報案件當年度及以後兩個年度的租稅逃漏有遏阻之作用。此一結果與 Alm et al. (2004)之結果不同，Alm et al.之研究發現當國稅局對各申報案件的選案查核率愈高時，該案件的申報所得額會愈高（即逃漏數額愈低）。因此他們認為各營利事業可部分分辨(discern)或預料到(anticipate)國稅局之選案查核程序，並用以修正他們的申報策略以降低被查核率。而本文相反的實證結果可能隱含了在本文僅有三年的研究期間限制下，營利事業尚未能清楚意識到或察覺到他們自身被查核機率高

低。換句話說，以三年的研究期間而言，營利事業似乎尚無法從先前被查核的經驗中學習，亦即並未修正他們的申報策略，以致於後續年度被查到的逃漏亦相對較多（請詳見本文第伍節最後一段之探討）。

此外，當我們將選案查核重新定義為人工選案之查核時，相對於其他申報案件而言，本文發現當國稅局進行人工選查時，採用會計師稅務簽證者及享有租稅減免優惠者之逃漏數額反而更多。此結果反映出稅務人員之人工選案查核更能有效查獲會計師簽證不實及列報不實的租稅減免申報案件。對此，據資深之國稅局官員表示，稅務人員的確會根據其查帳經驗，針對某些特定之會計師簽證案件（如申請盈虧互抵之申報案件或有其他明顯逃漏嫌疑之案件）及某些特定申請租稅減免的案件，會特別進行深入之稽查，而追查出更多的逃漏數額。因此本文之研究結果顯示出稅務人員多年累積之查帳經驗及其專業判斷，仍非電腦等其他查核程式所能比擬。因此如何有效累積與傳承稅務稽查人員之查帳經驗、減少稅務人員之流動率，並提升其專業能力，乃國稅局必須持續努力的首要之務。針對此，本文建議政府可定期對稅務人員進行專業之講習以加強查核經驗之傳承。另外，由於立法院於 2004 年三讀通過全面刪除稅務人員之查緝獎金，此舉不僅不利於減少稅務人員之流動性，亦對查稅人員之士氣及查緝績效造成不利影響。根據以上之實證結果，本研究建議應恢復稅務人員之查緝獎金或增加其專業加給，以留住或吸引更多優秀之稅務查核人才。

最後，在研究限制方面，由於本文之資料來源為民國 89 年度至 91 年度財稅資料中心建檔之營利事業所得稅結算申報及核定資料，因此無法排除營利事業於申報時資料錯誤或是國稅局在查核及建檔過程中發生錯誤之可能性。再者，由於本文是以經國稅局查核調整過的低報稅額來衡量營利事業之逃漏情形，因此當某營利事業未被國稅局查核，或其有部分漏報所得、虛報費用等未被國稅局查獲時，則該營利事業即未被發現有任何之租稅逃漏情形。此外，由於本文並未將眾多適用擴大書面審核之營利事業納入研究範圍，故本文的研究結果不宜用以推論於適用擴大書面審核之營利事業。

參考文獻

- 王建國，2002，我國營利事業所得稅課稅與爭訟之研究，國立成功大學會計研究所碩士論文。
- 林世銘，2000，會計師稅務簽證與租稅逃漏，中華會計學刊，第 1 卷（10 月）：15-36。
- 林惠玲，1997，設限依變數計量模型之設定與選擇—台灣電子電器業 R&D 模型之應用，經濟論文叢刊，第 25 卷第 1 期（3 月）：73-94。
- 洪聖閔，2005，會計師簽證、稅務選查與租稅逃漏之關聯性：以自我選擇模型分析，國立政治大學會計學系碩士論文。

- 陳明進，2006，稽徵機關稅務查核對營利事業短漏報所得之影響，經濟論文，第 34 卷第 2 期（6 月）：213-250。
- 黃美祝、林世銘與陳國泰，2005，兩稅合一與稅務簽證對企業租稅逃漏之影響，中華會計學刊，第 5 卷第 2 期（4 月）：207-236。
- Allingham, M.G., and A. Sandmo. 1972. Income tax evasion: A theoretical analysis. *Journal of Public Economics* 1 (November): 323-338.
- Alm, J., R. Bahl, and M. N. Murray. 1993. Audit selection and income tax underreporting in the tax compliance game. *Journal of Development Economic* 42 (October): 1-33.
- Alm, J., C. Blackwell, and M. Mckee. 2004. Audit selection and firm compliance with a broad-based sales tax. *National Tax Journal* 57 (June): 209-227.
- Becker, G. S. 1968. Crime and punishment-an economic approach. *Journal of Political Economy* 76 (March-April): 169-217.
- Beron, K., H. V. Tauchen, and A. D. Witte. 1992. The effect of audits and socio-economic variables on compliance, in *Why People Pay Taxes: Tax Compliance and Enforcement*, edited by Joel Slemrod. Ann Arbor: University of Michigan Press: 67-89.
- Bradley, C. F. 1994. An empirical investigation of factors affecting corporate tax compliance behavior. Ph. D. dissertation, University of Alabama.
- Chan, K. H., and P. L. Mo. 2000. Tax holidays and tax noncompliance: An empirical study of corporate tax audits in China's developing economy. *The Accounting Review* 75 (October): 469-484.
- Chang, O. H., and J. J. Schultz. 1990. The income tax withholding phenomenon: Evidence from TCMP data. *The Journal of the American Taxation Association* 12 (Fall): 88-93.
- Clotfelter, C.T. 1983. Tax evasion and tax rates: An analysis of individual returns. *Review of Economics and Statistics* 65 (August): 363-373.
- Dubin, J. A., and L. L. Wilde. 1988. An empirical analysis of federal income tax auditing and compliance. *National Tax Journal* 41 (March): 61-74.
- Dubin, J. A., M. J. Graetz, and L. L. Wilde. 1990. The effect of tax rates on the federal individual income tax, 1977-1986. *National Tax Journal* 43 (December): 395-409.
- Erard, B. 1993. Taxation with representation: An analysis of the role of tax practitioners in tax compliance. *Journal of Public Economics* 52 (September):

163-197.

- Erard, B. 1997. Self-selection with measurement errors: A microeconomic analysis of the decision to seek tax assistance and its implications for tax compliance. *Journal of Econometrics* 81 (December): 319-356.
- Erard, B., and J. S. Feinstein. 1994. Honesty and evasion in the tax compliance game. *Rand Journal of Economics* 25 (Spring): 1-19.
- Feinstein, J. S. 1991. An econometric analysis of income tax evasion and its detection. *Rand Journal of Economics* 22 (Spring): 14-35.
- Graetz, M. J., J. R. Reinganum, and L. L. Wilde. 1986. The tax compliance game: Toward an interactive theory of law enforcement. *Journal of Law, Economics, and Organization* 2 (January): 1-32.
- Greene, W. H. 2000. *Econometric Analysis*, 4th ed. New Jersey: Prentice-Hall.
- Heckman, J. J. 1979. Sample selection bias as specification error. *Econometrica* 47 (January): 153-161.
- Kahneman, D., and A. Tversky. 1979. Prospect theory: An analysis of decision under risk. *Econometrica* 47 (March): 263-291.
- Klepper, S., and D. Nagin. 1989. The anatomy of tax evasion. *Journal of Law, Economics, and Organization* 5 (January): 1-24.
- Murray, M. N. 1995. Sales tax compliance and audit selection. *National Tax Journal* 48 (December): 515-530.
- Reinganum, J. F., and L. L. Wilde. 1985. Income tax compliance in a principal-agent framework. *Journal of Public Economics* 26 (February): 1-18.
- Reinganum, J. F., and L. L. Wilde. 1986. Equilibrium verification and reporting policies in a model of tax compliance. *International Economic Review* 27 (October): 739-760.
- Rice, E. M. 1992. The corporate tax gap: Evidence on tax compliance by small corporations, in *Why People Pay Taxes: Tax Compliance and Enforcement*, edited by J. Slemrod. Ann Arbor: University of Michigan Press: 125-161.
- Scotchmer, S. 1987. Audit classes and tax enforcement policy. *The American Economic Review* 77 (May): 229-233.
- Witte, A. D., and D. F. Woodbury. 1985. The effect of tax laws and tax administration on tax compliance: The case of the U.S. individual Income Tax. *National Tax Journal* 38 (March): 1-13.

- Yaniv, G. 1999. Tax compliance and advance tax payments: A prospect theory analysis. *National Tax Journal* 52 (December): 753-766.
- Yitzhaki, S. 1974. A note on income tax evasion: A theoretical analysis. *Journal of Public Economics* 3 (May): 201-202.