

# 審計客戶重要性與盈餘管理： 以五大事務所組別為觀察標的

李建然\*

國立臺北大學

陳政芳

國立東華大學

## 摘要

由於國內合夥人的盈餘分配與組別的業務績效息息相關，故瞭解經濟誘因對各組別會計師審計品質的影響尤為重要。本研究以國內五大事務所內部組別為對象，探討審計客戶佔事務所內組別業務比重的大小，是否會影響會計師允許客戶管理當局操縱盈餘的空間。實證結果顯示，當審計客戶的組別重要性愈高時，會計師允許管理當局操縱盈餘的空間愈大；但隨著組別規模愈大而單一客戶的相對重要性遞減時，會計師允許客戶管理當局操縱盈餘的彈性也會降低。此外，本研究亦發現，會計師允許客戶管理當局盈餘操縱的方向是不對稱的。對於裁決性應計數為正的公司，會計師會因客戶的組別重要性大，而允許客戶管理當局有較大的向上操縱空間，然而隨著組別規模愈大，會計師允許客戶管理當局操縱盈餘向上的空間有縮小的趨勢。另一方面，對於裁決性應計數為負的公司，客戶的組別重要性卻不影響會計師允許客戶管理當局操縱盈餘向下的空間。從本研究可知，在台灣目前的審計環境下，即使是五大事務所，會計師在審計決策過程中仍偏重於經濟誘因的考量，而忽略審計失敗後可能發生的聲譽(訴訟)損失。最後，我們發現在規模較小的組別中，上述審計品質不佳的情形較規模較大的組別更為嚴重。

**關鍵詞：**審計品質、事務所組別、裁決性應計數、盈餘管理

---

\* 作者感謝二位匿名評審人、2001 年會計評論研討會—新經濟下會計研究與博士教育學術研討會之評論人沈大白教授、及與會先進所提供之寶貴意見。

收稿日： 2001 年 12 月

接受日： 2003 年 5 月

# The Effect of Audit Client's Importance on Magnitude of Earnings Management: From the Perspective of Audit Groups within the Big Five

**Jan-Zan Lee**

National Taipei University

**Jeng-Fang Chen**

National Dong Hwa University

## **Abstract**

As profit sharing among partners of a CPA firm has important bearings on the operating performance of the associated audit group, it is pivotal to explore whether economic incentives affect the audit quality of audit groups within CPA firms. This study examines whether auditors allow more discretionary accruals (hereafter DAs) to clients from which the revenue account for a higher proportion of total revenues from audit group of the Big Five CPA firms. The evidence indicates that more important clients for the audit group have higher level of DAs. However, if audit groups have relatively higher clientele, auditors tend to permit less DAs because of less economic dependence on a single client. Meanwhile, we also find evidences of association between auditors' economic incentives and different directional DAs. For companies with positive DAs, auditors are found to allow more income-increasing accruals for more important clients of the audit group. However, for audit groups with large clientele, the effect of client importance on auditors' decision to allow income-increasing accruals declines. On the contrary, we did not find similar results for companies with negative accruals. In sum, we conclude that, even within Big Five CPA firms, economic incentives of auditors could overwhelm CPA firms' reputation, and thus cause auditors to report favorably to more important clients of the audit group.

**Keywords:** *Audit quality, Audit group, Discretionary accruals, Earnings management.*

Submitted Dec. 2001

Accepted May 2003

## 壹、前言

本研究旨在探討審計客戶佔五大事務所內部組別業務比重的大小<sup>1</sup>，是否會影響會計師允許管理當局盈餘管理的程度，藉以瞭解審計客戶對組別會計師的重要性，是否會影響審計品質。審計功能在資本市場中扮演相當重要的角色，而審計的功能卻須建立在會計師的審計品質上。然而會計師的審計品質，卻非資訊使用者所能直接觀察。因此，會計師的審計品質往往倍受學者及實務界所關心(Wallman 1996)。而會計師的審計品質則深受一個國家的法律環境、經濟環境及文化的影響，因此，針對國內特有審計環境探討會計師的審計品質將更形重要。

根據目前的文獻，主要是以事務所的規模衡量審計品質的良窳，因此，在衡量客戶對會計師的重要性時，多以事務所整體規模衡量之(DeAngelo 1981; Dopuch et al. 1987; McKeown et al. 1991; Kellogg 1984; Wilson and Grimlund 1990; Bonner et al. 1998; Stice 1991; Lys and Watts 1994; Reynolds and Francis 2001)。說明事務所規模對審計品質的影響，主要有兩個假說，分別為聲譽假說(reputation hypothesis)及深口袋假說(deep pocket hypothesis)。聲譽假說認為規模大的事務所，審計不獨立對事務所公費及品牌(brand name)的影響，遠超過客戶未來的準租(quasi-rent)。因此，在其他條件不變下，規模大的會計師事務所其審計品質會較小型事務所為佳(DeAngelo 1981)。深口袋假說則認為，大事務所有較多的財富，面臨的訴訟風險較高，且由於各合夥人互負連帶過失賠償責任，因此事務所規模愈大，合夥人相互監督的力量會愈強，其審計品質也愈佳(Dye 1993)。而實證上亦多支持五大事務所的審計品質較非五大事務所為佳(Simunic and Stein 1987; Beatty 1989; Menon and Williams 1991; Balvers et al. 1988; Lennox 1999; Becker et al. 1998; Francis et al. 1999)。

在國內，會計師的法律責任與事務所的組織文化明顯迥異於國外。首先，就國內法律環境而言，雖然近年來台灣會計師的法律責任有逐年增加的趨勢，但與美國相較，仍有相當大的差距。在國內，會計師被訴訟的現象極少發生，且訴訟係以會計師個人為對象，而非會計師事務所整體，因而造成事務所內部會計師相互監督力量不強及內部審計單位自主性提高(郭奕伶 2000; 林嬋娟及蔡彥卿 1995; 林嬋娟等 1996; 林嬋娟與劉嘉雯 1999; 洪玉美 1995; 蔡逸芳 1995)。

此外，就國內事務所的組織文化而言，事務所的審計客戶多由事務所內各組別合夥會計師憑藉本身專業能力及人際關係招攬而來，審計決策及報告的簽

---

<sup>1</sup> 不同事務所採不同內部單位名稱，例如：資誠會計師事務所以組為內部審計單位；致遠會計師事務所則以部為單位。雖單位名稱有所不同，然皆為事務所內次級單位。另外，各地分所亦為事務所內次級單位，其與總所內之組別(部)為平行關係，本文以組別統稱。

發, 亦多由負責查核組別的會計師所決定, 事務所少有干涉 (賴春田 2000)。因此, 我們經常可以發現, 當事務所合併時, 反對合併的會計師往往可以率整組人員及客戶跳槽, 顯示客戶跟隨的是會計師所屬組別, 而非事務所<sup>2</sup>。郭奕伶(2000)曾引述林柄滄會計師的評論指出, 國內五大會計師事務所皆由中小型事務所逐漸合併而成, 合併後基於新加入會計師盈餘分配的自身利益, 併入之審計客戶, 並未因合併而打散, 此意謂著合併僅是同一會計師以合併後事務所的名義繼續執業而已。更貼切地形容, 誠如賴春田(2000)所言, 「事務所組織型態為一類似計程車靠行式的組織, 事務所內部審計單位各作各的, 合夥的目的純粹為了降低共同費用, 更甚者只是為了使用同一個國外會計師聯盟的招牌。」

事務所內部單位自主性高的組織文化, 亦反映在合夥會計師盈餘分配的制度上。根據國內相關的調查顯示 (林谷峻 1992; 郭奕伶 2000), 影響國內合夥會計師盈餘分配的因素包括有: 合夥人所負責組別的業務績效、年資及專業能力, 其中尤以組別的業務績效為最重要的因素。賴春田(2000)也指出, 國內會計師事務所合夥人的盈餘分配制度大多採利潤中心制度(profit center), 各合夥會計師只能分得自己部門的利潤。

從上述分析的結果可知, 在美國的環境下, 似乎將會計師與事務所整體的利益, 視為完全一致。但在台灣目前的環境下, 會計師與事務所整體的利益, 不一定會完全一致<sup>3</sup>。因此, 基於上述國內審計市場環境的特徵, 本研究以與國內會計師個人經濟誘因更密切的單位—事務所之組別, 作為衡量的基礎, 探討審計客戶佔組別業務比重的大小對審計品質的影響, 希望提供另一種評估會計師審計品質的角度。

本研究以國內五大事務所內部的組別為對象, 並以會計師允許管理當局盈餘管理的空間, 作為衡量審計品質的代理變數(proxy variable), 探討審計客戶佔事務所組別業務比重, 是否會影響會計師允許管理當局盈餘管理空間。本文實證結果顯示, 即使是五大事務所, 當客戶佔各組別業務比重愈大時, 會計師允許管理當局操縱裁決性應計數(discretionary accruals)的空間越大。進一步分析發現, 當管理當局在操縱盈餘增加時, 客戶組別重要性愈大, 會計師的確會允許管理當局有較大的空間。但當管理當局在操縱盈餘減少時, 客戶組別重要性, 對會計師之審計決策並沒有明顯的影響。這現象可能是反映許多研究的發現, 由於會計師允許管理當局操縱盈餘增加的成本大於操縱盈餘減少的成本, 使得會計師的查核重點主要在高估盈餘及淨資產的交易事項, 而較不注重低估

<sup>2</sup> 根據商業周刊 (608 期) 報導, 某明星會計師於民國八十九年從安侯協和會計師事務所帶走整組一億二千萬元業務及一百多名人員, 跳槽至眾信聯合會計師事務所, 造成會計界極大的震撼。此外, 立本台灣聯合會計師事務所某合夥會計師, 亦於民國八十八年九月一日起, 帶領整組客戶併入眾信聯合會計師事務所繼續執業。再者, 民國九十年七月一日, 眾智聯合會計師事務所 4 位會計師亦帶領整組員工 50 餘人加入眾信聯合會計師事務所。

<sup>3</sup> 例如會計師可能為了個人利益而降低審計品質, 而不顧其對事務所整體聲譽的傷害。

盈餘及淨資產的交易事項(DeFond and Jiambalvo (1994, 1998); Kinney and Martin 1994; Becker et al. 1998; Heniger 2001)。最後，實證結果也顯示，在規模較小的組別中，上述客戶組重要性對審計品質的影響，較規模較大的組別更為嚴重。此結果意謂著，即使在五大事務所內，由於內部組別規模及客戶對組別重要性的差異，還是可能使得其審計品質不具有同質性。

根據我們的瞭解，本文為首篇以事務所內部實際執行查核及審計決策的單位為標的，探討其審計品質之研究，其研究發現應有下列幾項涵義。一、以五大及非五大事務所作為審計品質差異之代理變數，可能無法完全代表審計品質，應進一步對事務所內部單位審計品質差異進行瞭解。二、提供投資人、會計師事務所及政府主管機關，在評估財務報表品質及相關管理機制的問題上，能有更深入的瞭解，以提昇相關決策的品質。

本文其餘結構如下：第二節說明研究假說、研究方法及變數衡量；第三節說明樣本選取及資料來源；第四節彙總實證結果及分析；最後，第五節則為結論與建議。

## 貳、研究假說、研究方法及變數衡量

審計功能是公司管理當局用以降低與外部股東與債權人之間代理成本的監督機制(Jensen and Meckling 1976; Watts and Zimmerman 1983)。而審計的價值則來自於會計師能否抑制管理當局任意地操縱財務報導。根據 Watts and Zimmerman (1983)及 DeAngelo (1981)的定義，審計品質是會計師是否「可以」發現及「真實」報導財務報導誤述的聯合機率分配，前者受會計師專業能力(competency)的影響，後者則受會計師是否能夠維持審計獨立性而定(independence)。而過去的實證研究發現，高品質的審計服務較能抑制管理當局任意地操縱財務報導(Becker et al. 1998; Francis et al. 1999; Warfield et al. 1995)。

誠如前述，基於國內特殊的會計師法律責任、事務所組織文化及盈餘分配制度，會計師在面臨審計決策時，對會計師個人經濟誘因與事務所整體利益的考量並不完全一致<sup>4</sup>。就會計師個人利益而言，由於國內會計師盈餘的分配，主要受所屬組別業務績效的影響(林谷峻 1992；郭奕伶 2000；賴春田 2000)。因此，會計師可能因審計客戶對本身業務績效的貢獻度大，較無法維持其獨立性，而給予較大的盈餘管理空間，輕忽審計品質的下降對會計師事務所整體利益的傷害(因為一旦發生審計失敗，聲譽(訴訟)損失的成本是由整

<sup>4</sup> 會計師決策時，可能同時受公費(包括審計與非審計公費)與聲譽訴訟成本的影響。就公費而言，當會計師所允許的盈餘操縱空間過於保守時，可能迫使受查客戶更換會計師，造成審計公費收入減少(DeFond and Jiambalvo 1998)。就聲譽及訴訟成本而言，如果太縱容客戶進行盈餘管理，可能導致審計失敗，造成會計師事務所聲譽受損及面臨相關主管機關懲處的風險。因此，會計師對客戶盈餘操縱的態度，便取決於公費與聲譽及法律成本的取捨。

個事務所承擔<sup>5</sup>)。此種個人經濟誘因與事務所整體利益不一致的情形,可能造成會計師在作審計決策時,偏重於本身經濟誘因的考量而輕忽審計失敗後對事務所可能造成的損失,形成會計師道德危機(moral hazard)的問題(Narayanan 1995)。因此,本研究預期審計客戶佔事務所組別業務比重愈大時,會計師較會允許管理當局有較大的盈餘管理空間。即建立下列之研究假說:

**假說一:當審計客戶佔各組別業務愈大時,會計師會允許管理當局有較大的盈餘管理程度。**

此外,本研究進一步預期,會計師作審計決策時,對個人經濟誘因的考量,會隨著組別規模的不同而有所變化。在規模較小的組別中,由於客戶群較少,單一客戶的相對重要性提高,進而增強會計師的經濟誘因。再者,規模較小的組別,由於佔事務所比重較小,所以一旦事務所因審計失敗而聲譽受損,其受影響的程度也可能較規模較大的組別為小。因此,本研究預期在規模較小的組別中,客戶重要性對會計師允許盈餘管理程度的影響程度會高於規模較大的組別。換言之,在規模較小的組別中,其審計品質會較規模較大的組別為差。即建立下列第二個研究假說:

**假說二:在規模較小的組別中,客戶重要性對會計師允許盈餘管理程度的影響程度會高於規模較大的組別。**

本研究驗證上述研究假說的方式,主要是依循 Warfield et al. (1995)、Becker et al. (1998)、Francis et al. (1999)及 Frankel et al. (2002)之研究,以裁決性應計數作為審計品質之代理變數<sup>6</sup>。文獻上之所以會以裁決性應計數作為審計品質之替代變數的原因,主要是會計師在查核最後階段,會建議受查公司之調整分錄。在實務上,最後的調整數字都是在會計師及受查公司協商下產生的。當審計品質越佳時,會計師越能發現公司不當的調整分錄,在與公司協商最後的調整分錄時,也較能夠堅持立場,而調整分錄主要調整的項目便是應計項目。因此,審計品質會影響裁決性應計項目(Kinney and Martin 1994)<sup>7</sup>。

由於本研究並非屬於特定事件(non-specified event)盈餘管理的研究(如 IPO 及財務困難公司等),無法預期事件年度裁決性應計數的方向。而且管理當局

<sup>5</sup> 國內目前審計環境的訴訟成本並不大,而且訴訟對象是針對會計師個人,而非會計師事務所整體,故本研究認為深口袋假說在台灣並不適用。但會計師個人的審計失敗,仍會如 DeAngelo 所說,會造成事務所的聲譽損失,進而造成經濟利益上的損害。

<sup>6</sup> 就盈餘管理的文獻而言,管理當局操縱損益不一定會透過應計項目進行操縱,如關係人交易或營業外項目。但透過其他項目的操縱(如關係人交易或營業外項目),只要有證據證明確實發生,且已作充分適切的揭露,會計師也無法要求其更改數字。故本研究僅以裁決性應計項目作為會計師允許管理當局盈餘操縱的衡量變數。

<sup>7</sup> 此外, Kinney and Martin (1994)在檢視 1,500 多筆會計師的工作底稿後發現,會計師所建議之調整分錄中,有超過 90%的調整分錄是調降該公司之淨利及淨資產的。

在各年度操縱盈餘的方向(向上或向下操縱盈餘),會受到許多因素的影響(如契約及增資等)。就本研究目的而言,這些因素及管理當局的操縱行為難以直接觀察。故本研究首先仿照多數文獻的做法,以裁決性應計數的絕對值,衡量會計師允許管理當局盈餘管理的空間(Jones 1991; Francis et al. 1999; Defond and Jiambalv 1994; Frankel et al. 2002),根據 Warfield et al. (1995)及 Francis et al. (1999)的研究指出,裁決性應計數的絕對值是衡量管理當局操縱盈餘增加及減少合併效果較佳的替代變數。

不過,也有許多研究指出,會計師較容易因公司高估盈餘及淨資產,而遭受訴訟或商譽上的損害(相對於低估盈餘及淨資產)(Kellogg 1984; Kinney and Martin 1994; Bonner et al. 1998; Francis and Krishnan 1999)。換言之,會計師允許管理當局操縱盈餘增加或減少的態度並不一樣。誠如 Kinney and Martin (1994)及 Trompeter (1994)的研究發現,會計師主要發揮的功能,是在阻止管理當局操縱盈餘增加(正的裁決性應計數),較不在意管理當局操縱盈餘減少(負的裁決性應計數)的行為。因此,其建議之調整分錄絕大多數為調降公司盈餘及淨資產的分錄。換言之,如果以裁決性應計數絕對值衡量會計師允許管理當局盈餘操縱的態度,可能會喪失某些資訊。因此,本研究進一步探討客戶對組別的重要性,對會計師允許管理當局操縱盈餘增加或減少行為的影響是否有所差別。

至於裁決性應計數(應變數)的估計,本文採用產業別橫斷面 modified Jones 模式估計。根據盈餘管理相關文獻顯示,非裁決性應計數(non-discretionary accruals)會隨產銷環境變動,而 modified Jones 模式是在考慮產銷環境變動下,估計裁決性應計數最佳的模式(Dechow et al. 1995)。此外,現有文獻也發現,以產業別橫斷面之 modified Jones 模式,比時間序列之 modified Jones 模式佳(DeFond and Jiambalvo 1994; DeFond and Subramanyam 1998; Teoh et al. 1998; Subramanyam 1996; Bartov et al. 2001);而且,採用時間序列之 modified Jones 模式,將使本研究之觀察值大幅減少,影響本研究之內部及外部效度。故本文採用產業別橫斷面 modified Jones 模式估計裁決性應計數<sup>8</sup>。modified Jones 模式如下:

$$TA_{it} / A_{it-1} = \alpha_i (1 / A_{it-1}) + \beta_i [(\Delta REV_{it} - \Delta AR_{it}) / A_{it-1}] + \gamma_i (DFA_{it} / A_{it-1}) + \omega_{it} \quad (1)$$

其中,  $TA_{it}$  為 i 公司第 t 期實際總應計數;  $\Delta REV_{it}$  為 i 公司第 t 期實際營業收入淨變動數;  $\Delta AR_{it}$  為 i 公司第 t 期應收帳款變動數;  $DFA_{it}$  為 i 公司第 t 期折舊性固定資產毛額;  $A_{it-1}$  為 i 公司第 t 期期初總資產。

本文首先以普通最小平方法,估計出同產業公司正常水準下之  $\hat{\alpha}_i$ ,  $\hat{\beta}_i$ ,  $\hat{\gamma}_i$ <sup>9</sup>,

<sup>8</sup> 產業別係以公司代碼前二碼作為分類標準。

<sup>9</sup> 本文以觀察期前五年作為估計期,因此估計每一產業之迴歸式(1)時,觀察值最少有 30 個。

再以觀察期內，各期之銷貨變動數減除應收帳款變動數後淨額及固定資產毛額，代入公式(1)，用以估計觀察期各期非裁決性應計數之預測值，再將其自實際總應計數中扣除，其差額即各期裁決性應計數。即  $i$  公司在  $t$  年之裁決性應計數( $DA_{it}$ )估計如下：

$$DA_{it} = TA_{it} / A_{it-1} - [\hat{\alpha}_t(1 / A_{it-1}) + \hat{\beta}_t((\Delta REV_{it} - \Delta AR_{it}) / A_{it-1}) + \hat{\gamma}_t(DFA_{it} / A_{it-1})] \quad (2)$$

在自變數的衡量方面，本研究所關心的實驗變數--組別重要性，理論上應以客戶的審計公費，佔該組別所有審計客戶審計公費總額之比率衡量之。但由於目前國內並未強制要求公司揭露審計公費，各公司審計公費的資料無法取得，故本研究依循相關文獻的作法，分別以各公司之銷貨金額取對數作為審計公費之替代變數(Craswell et al. 1995; Francis 1984; Su 2000)<sup>10</sup>，並據以計算該客戶的組別重要性。此外，根據現有文獻，裁決性應計數尚受其他因素的影響，為了控制其他因素的干擾，本研究仿照相關之研究(DeFond and Subramanyam 1998; Becker et al. 1998)，以多變量迴歸分析的方式，在控制其他因素的干擾下，檢視組別重要性對管理當局操縱裁決性應計數的影響。

在控制變數方面，Dechow et al. (1995)的研究顯示，營業現金流量與裁決性應計數有密切負相關。Press and Weintrop (1990)的研究則發現，負債比例亦可能影響裁決性應計數，因違反債務合約或有財務危機的公司其負債比例通常較高，為避免違反債務合約或財務危機，管理當局通常會操縱裁決性應計數，以提高公司盈餘數字。Becker et al. (1998)則認為，公司規模可能代表相當多的遺漏變數(omitted variable)，因此必須加以控制，以增加模式設定(model specification)的正確性。Francis and Krishnan (1999)的研究則發現，因繼續經營疑慮而被簽發保留意見或修正式無保留意見之公司，其裁決性應計數較大；因此，審計意見型態亦包括在模式中。Francis et al. (1999)及 Becker et al. (1998)認為，當公司有較大的總應計項目時，可操縱的裁決性應計數亦相對增大，因此應將總應計項目取絕對值包括在模式中。最後，DeFond and Subramanyam (1998)及 Becker et al. (1998)的研究發現，在會計師更換前後年度，裁決性應計數都有顯著變化。其原因可能是前任會計師太過保守，導致遭客戶更換，因此會計師最後一年的查核與裁決性應計數之間呈負向關係。不過，會計師最後一年的查核與裁決性應計數絕對值之間的關係，則無法預期。至於會計師第一年查核與裁決性應計數間的關係，會計師於第一年查核時，可能覺得不確定性較大，故傾向於較保守的審計決策，因而使得第一年查核與裁決性應計數間的關係呈現負相關。但另一方面，會計師於第一年查核時，也可能對客戶較不瞭解，或會計師想要與其維持良好關係，比較無法發現客戶不當的操縱或比較容易與其妥協，因而使得第一年查核與裁決性應計數間的關係呈現正相關。因此，本

<sup>10</sup> 根據 Craswell et al. (1995)及 Francis (1984)的研究顯示，審計公費與取對數後的銷貨收入之間具有高度的關聯性。



研究亦不預期第一年查核與裁決性應計數間的方向。故本文對會計師更換前後年度設虛擬變數，藉以控制更換會計師的影響。根據上述的討論，本研究之迴歸模型可以下式表示之：

$$\begin{aligned} |DA_{it}|(or DA_{it}) = & \beta_0 + \beta_1 OCF_{it} + \beta_2 LEV_{it} + \beta_3 SIZE_{it} + \beta_4 GC_{it} + \beta_5 TAC_{it} \\ & + \beta_6 LASTYR_{it} + \beta_7 FIRSTYR_{it} + \beta_8 IMPOR_{Gi} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

其中（下標 i 代表公司別，t 代表年度別）：

- $|DA_{it}|(DA_{it})$ ：裁決性應計數絕對值（裁決性應計數）除以公司期初總資產。
- $OCF_{it}$ ：營業現金流量除以期初總資產<sup>11</sup>。
- $LEV_{it}$ ：總負債除以期初總資產。
- $SIZE_{it}$ ：公司規模，以銷貨收入取對數表示。
- $GC_{it}$ ：當年度因繼續經營疑慮而被簽發保留意見或修正式無保留意見之公司設為 1，其它為 0。
- $TAC_{it}$ ：總應計數取絕對值後除以期初總資產。
- $LASTYR_{it}$ ：會計師最後一年查核時，設為 1，反之設為 0。
- $FIRSTTY_{it}$ ：會計師第一年查核時，設為 1，反之設為 0。
- $IMPOR_{Gi}$ ：審計客戶 i 的銷貨收入取對數後，佔該組所有上市（櫃）審計客戶銷貨收入取對數後總額之比率。

最後，在驗證規模較小的組別中，會計師作審計決策時，相對於規模較大的組別，較會偏重在對個人經濟誘因之假說時，本研究以下列方式進行分析。首先，依各組別規模之中位數，將組別劃分成規模大小兩個子樣本，並以虛擬變數的方式衡量（以 GS 代表之），如果觀察值來自規模較小的組別，則 GS=1，反之，GS=0。並在迴歸模式(3)中加入  $IMPOR_{Gi} \times GS$  作為解釋變數。根據假說二之預期，如果應變數為  $|DA|$  或在  $DA \geq 0$  的樣本時，則迴歸式中的  $IMPOR_{Gi}$  及  $IMPOR_{Gi} \times GS$  之係數應顯著大於 0。此外，如迴歸式(3)的應變數為 DA 時，由於盈餘操縱有迴轉的特性，為了控制當年度的 DA，可能受前一年度 DA 迴轉的影響，本研究亦仿照過去文獻的作法，另在迴歸式(3)自變數中加入前年之 DA 作為控制變數（即  $DA_{it-1}$ ）。

<sup>11</sup> 本研究另以期初股東權益作為平減，但實證結論不受影響。

### 參、樣本選取及資料來源

本研究首先透過五大事務所, 取得各組別合夥會計師名單, 對照台灣經濟新報社(Taiwan Economics Journal, TEJ)之會計師查核報告檔案, 以確定各組別之客戶名單<sup>12</sup>, 並進而取得每一客戶相關財務及審計意見等資料。限於取得之分組會計師名單, 本文之研究對象僅限於民國八十七年及八十八年, 為五大會計師事務所審計客戶之上市、上櫃公司。

本文蒐集資料方式是, 只要公司為五大事務所審計客戶, 且具有相關之財務變數及審計意見型態資料, 即納入樣本中。其次, 金融保險業由於行業性質特殊, 財務資料結構與一般行業不同, 恐引起估計裁決性應計數時產生困擾, 再加上其相關政策及會計制度須遵照財政部相關規定<sup>13</sup>, 故本研究將金融保險業排除於研究樣本之外<sup>14</sup>。最後, 由於以產業別橫剖面 modified Jones 模式, 建立非裁決性應計數模式至少要有一定的樣本數, 故估計迴歸式(1)時, 如產業家數不足六家之產業, 則予以刪除<sup>15</sup>。根據上述條件, 共產生 587 個觀察值。

茲將民國八十八年國內五大會計師事務所相關資訊, 及樣本在五大事務所、年度及產業間的分配等資料彙整於表一。從表一 Panel A 可以發現, 經過數次國內會計師事務所的合縱連橫, 整體而言, 以安侯建業的規模最大, 勤業、資誠及眾信, 則視規模定義的不同, 在順序上分居 2、3、4 名。此外, 致遠在營業收入、會計師人數及員工人數上, 則明顯小於其他四家事務所。另外, 樣本在各大事務所間的分配比例, 則是以安侯建業及勤業為最大, 分別為 26.4% 及 23.2%, 致遠占的比例最小, 為 14.5%。而樣本在 87 及 88 年度分配的比例, 則分別為 44.8% 及 55.2%。最後, 樣本在各產業間的分配, 則以電子業佔的比重最大(25.4%), 依次則為紡織、營建、鋼鐵及食品業, 至於其他許多產業佔的比重則低 3%。

表二則彙總樣本各變數之敘述性統計資料, 從表二的 A 部分顯示, 全部樣本的組別重要性( $IMPOR_{Gi}$ )平均值為 0.1040, 範圍從 0.0002 至 0.6869。若進一

<sup>12</sup> 證期會規定台灣上市(櫃)公司的簽證會計師須有二位。絕大部份的公司, 其二位簽證會計師皆屬事務所內同一組別, 僅有少數例外。在測試樣本中, 若二位簽證會計師分屬不同組別, 本文將其歸入主簽會計師所屬組別。

<sup>13</sup> 我國商業銀行要定期分別向財政部金融局、中央銀行、存款保險公司、證期會等監理機構申報「營運資料摘要」、「存放款利率」、「逾放比率」、「銀行法相關規定比率分析表」等各種會計與統計報表, 其業務受到比較多的管制。

<sup>14</sup> 雖然金融保險公司不列入樣本, 但在計算重要性指標時, 其亦納入組別所有客戶名單中。

<sup>15</sup> 因為估計期為 5 年, 故估計迴歸式(1)之觀察值, 至少有 30 個。

表一 樣本分配統計資料

Panel A：民國 88 年五大會計師事務所各項統計資料					
	安侯建業	勤業	資誠	眾信	致遠
營業收入（億）	20	16	15	9-10	8
合夥人數	71	38	40	43	31
會計師人數	209	230	150	129	50
員工總人數	1,600	950	1,275	1,012	750
總所審計組別（部）數	5	6	6	7	8
各地分所數目	4	5	5	5	6
查核客戶佔總樣本比例	26.4%	23.2%	17.7%	18.2%	14.5%

  

Panel B：樣本年度分配		
年度別	87	88
百分比	44.8%	55.2%

  

Panel C：樣本主要產業分配 <sup>a</sup>					
產業別	電子	紡織	營建	鋼鐵	食品
百分比	25.4%	13.5%	8.6%	5.0%	4.5%

<sup>a</sup>由於產業的種類很多，為節省篇幅，僅列示佔樣本比重前五大的產業。

步由組別規模大小來看，在規模較小的組別中，其組別重要性平均值為 0.1331，範圍從 0.018 至 0.6869；在規模較大的組別中，其組別重要性平均值為 0.0781，範圍從 0.0002 至 0.4761，且二組別之重要性平均值具有顯著的差異（ $p$  值 $<0.01$ ），顯示在規模較小的組別中，由於審計客戶群較小，造成單一客戶的相對重要性提高。而 $|DA|$ 的平均數為 0.0463（中位數為 0.0514），其中 $DA > 0$ 的觀察值有 228 個（占樣本的 38.8%）， $DA < 0$ 的觀察值有 359 個（占樣本的 61.2%）， $DA < 0$ 較 $DA > 0$ 觀察值多的現象，與相關文獻的現象類似（Becker et al. 1998; Francis et al. 1999）<sup>16</sup>。另外，表二的 B 部分則列示樣本自變數間之 Pearson 相關係數，由表中可發現，裁決性應計數的絕對值（ $|DA_{it}|$ ）與組重要性（ $IMPOR_{Gi}$ ）、負債比率（ $LEV_{it}$ ）、公司規模（ $SIZE_{it}$ ）、是否因繼續經營疑慮被簽具保留意見（或修正式無保留意見）（ $GC_{it}$ ）、及總應計項目的絕對值（ $TAC_{it}$ ）呈現顯著的正相關，而與營業現金流量（ $OCF_{it}$ ）呈現顯著的負相關，皆與理論預期的方向一致<sup>17</sup>。而組別重要性（ $IMPOR_{Gi}$ ）與其他控制變數之間的相關係數並不高，多數的相關係數在 0.1 以下，只有與公司規模（ $SIZE_{it}$ ）變數之間的相關係數為 0.107。整體而言，自變數間之共線性問題並不嚴重。

<sup>16</sup> 對於 $DA < 0$ 比 $DA > 0$ 的觀察值為多，作者翻閱相關國內盈餘管理文獻，並未發現學者對此多所著墨。不過，作者猜測，當管理者操縱盈餘向上後，往往會在往後數期分期迴轉，而不會於操縱盈餘向上後之下期立即全部迴轉，此可能為 $DA < 0$ 比 $DA > 0$ 的觀察值為多的原因。

<sup>17</sup> 裁決性應計數的絕對值（ $|DA_{it}|$ ）與會計師第一年查核（FIRSTYR）呈現負相關，似乎是傾向支持會計師於第一年查核時，也可能對受查人較不瞭解，或會計師想要與客戶維持良好關係，比較無法發現公司不當的操縱或比較容易與受查者妥協的論點。

表二 敘述性統計

Panel A : 敘述性統計量						
變數	樣本數	平均數	標準差	中位數	極小值	極大值
$ DA_{it} $	587	.0463	.0614	.0514	.0002	.8623
DA>0	228	.0514	.0553	.0432	.0002	.8281
DA<0	359	-.0411	.0603	-.0501	-.8632	-.0001
OCF <sub>it</sub>	587	.0142	.0762	.0128	-1.0788	.2935
LEV <sub>it</sub>	587	.4176	.1627	.3262	.0591	.8195
SIZE <sub>it</sub>	587	6.4765	.6074	6.3970	3.8069	8.1080
GC <sub>it</sub>	587	0.051	0.301	0	0	1
TAC <sub>it</sub>	587	.0342	.0324	.0597	.0003	.8477
LASTYR <sub>it</sub>	587	.020	.0312	0	0	1
FIRSTTY <sub>it</sub>	587	.030	.0327	0	0	1
IMPOR <sub>Gi</sub>	587	.1040	.1323	.1106	.0002	.6869
IMPOR <sub>Gi</sub> 大組	311	.0781	.0913	.0619	.0002	.4761
IMPOR <sub>Gi</sub> 小組	276	.1331	.1224	.1432	.0018	.6869

  

Panel B : Pearson 相關係數矩陣								
	OCFit	LEVit	SIZEit	GCit	TACit	LASTYRit	FIRSTTYit	IMPORGi
$ DA_{it} $	-.168***	.259**	.016**	.099*	.115*	.011	.156*	.066*
OCFit		-.137	.068	-.001	-.028	.004	-.018	.008
LEVit			.076	.129*	.038	.060*	.146*	.028
SIZEit				.103*	-.069*	.002	.047	.107*
GCit					.039	-.051	.052	.055
TACit						.029	-.006	.015
LASTYRit							-.021	-.005
FIRSTTYit								.008

a \*\*\*、\*\*與\*分別表示 1%、5%與 10%的顯著水準。

- b  $|DA_{it}|$  : 裁決性應計數取絕對值後除以公司期初總資產。  
 OCF<sub>it</sub> : 營業現金流量除以期初總資產。  
 LEV<sub>it</sub> : 總負債除以總資產。  
 SIZE<sub>it</sub> : 公司規模, 以銷貨收入取 log 表示, 單位為仟元。  
 GC<sub>it</sub> : 當年度因繼續經營疑慮而被簽發保留意見或修正式無保留意見之公司設為 1, 其它為 0。  
 TAC<sub>it</sub> : 總應計項目取絕對值後除以期初總資產。  
 LASTYR<sub>it</sub> : 會計師最後一年查核設為 1, 反之設為 0。  
 FIRSTTY<sub>it</sub> : 會計師第一年進行查核設為 1, 反之設為 0。  
 IMPOR<sub>Gi</sub> : 審計客戶 i 的銷貨收入取對數後, 佔該組所有上市上櫃審計客戶銷貨收入取對數後總額之比率。

## 肆、實證結果與分析

前曾提及國外文獻在衡量審計客戶重要性時, 皆以審計客戶佔事務所整體業務的比例作為衡量指標。然而, 基於國內特有之法律及審計市場環境, 上述

衡量方式不一定能夠精確反應審計客戶對事務所內部決策單位的影響。因此，為了突顯本研究實驗變數-組重要性( $IMPOR_{Gi}$ )及傳統國外文獻變數-所重要性( $IMPOR_{Fi}$ )於審計品質衡量上的差異，故將 $IMPOR_{Gi}$ 及 $IMPOR_{Fi}$ 分別放入迴歸式(3)中進行測試，並將估計結果彙整於表三。由於White檢定(White test)顯示，以OLS估計迴歸式(3)有明顯的異質變異數(heteroskedasticity)的現象，故表三係以White共變異數矩陣(heteroskedasticity-corrected covariance matrix)調整之OLS估計之(White 1980)。

表三模式一代表以事務所內部組別為單位，衡量客戶重要性對會計師審計品質的影響，從模式一之結果顯示，在控制其他可能影響裁決性應計數之因素後，組別重要性( $IMPOR_{Gi}$ )，與裁決性應計數絕對值( $|DA_{it}|$ )之間，具有顯著之正相關(p值=0.051)。換言之，即使是五大事務所，佔組別業務比重愈大的審計客戶，會計師允許管理當局盈餘管理的程度也愈高，即支持本研究假說一。另外，表三模式二係以事務所整體規模，衡量客戶重要性對會計師審計品質的影響，從模式二之結果顯示，如果仿效國外文獻的思維，以客戶佔整體事務所的比重作為重要性指標( $IMPOR_{Fi}$ )，雖該係數為正，但不具統計顯著性(p值=0.306)。綜合表三模式一及模式二的結果顯示，如以事務所整體為基礎衡量客戶的重要性，似乎是支持事務所規模越大，其審計品質較不受單一客戶重要性的影響。然而事實卻不然，在國內的審計環境下，單從事務所整體規模的大小，似乎難以對審計品質作精確的衡量，如從各組別的角度衡量客戶重要性，發現即使是五大事務所，其審計品質還是不一樣的<sup>18</sup>。

為了進一步探討不同組別規模對會計師決策上的影響，以驗證在規模較小的組別中，會計師作審計決策時，相對於規模較大的組別，較會偏重在對個人經濟誘因考量，進而允許客戶有較大盈餘管理的空間。本文在迴歸式(3)中加入 $IMPOR_{Gi} \times GS$ 作為解釋變數，其估計結果列示於表三之模式三。從模式三的實證結果發現， $IMPOR_{Gi} \times GS$ 之係數顯著為正(p值=0.046)，而 $IMPOR_{Gi}$ 之係數亦為正，仍具有邊際的顯著性(p值=0.101)。這樣的結果顯示，即使在規模較大的組別中，客戶的重要性仍會影響會計師允許審計客戶盈餘管理的彈性。

<sup>18</sup> 在此並不是推翻DeAngelo (1981)的看法，而在強調台灣的環境下，從事務所整體衡量個別客戶對會計師的經濟誘因並不一定能夠完全捕捉到個別客戶對會計師的經濟誘因，若能從組別衡量個別客戶對會計師的經濟誘因，還是可以看到個別客戶的經濟誘因對會計師審計決策之影響，其精神與DeAngelo的推論邏輯是一樣的。此外，本研究不宜用以推論，五大事務所之審計品質不佳。因為本研究僅包含五大，未包含非五大。審計品質的好壞，需要一個標竿(benchmark)作為衡量的標準。在缺乏標竿之下，無法直接推論五大的審計品質不佳(只能推論相對品質)。例如一般研究也僅能推論五大的審計品質較非五大好。但五大本身的品質好到什麼程度，則無法推論。

表三 以組重要性及所重要性衡量客戶重要性時，  
對會計師允許公司操縱盈餘空間之影響

$$\text{Model: } |DA_{it}| = \beta_0 + \beta_1 OCF_{it} + \beta_2 LEV_{it} + \beta_3 SIZE_{it} + \beta_4 GC_{it} + \beta_5 TAC_{it} + \beta_6 LASTYR_{it} + \beta_7 FIRSTTY_{it} + \beta_8 IMPOR_{Gi} \text{ (or } IMPOR_{Fi}) + \beta_9 (IMPOR_{Gi} \times GS) + \varepsilon_{it}$$

迴歸係數 (括號內為 p 值)				
自變數	預期符號	模式一	模式二	模式三
CONSTANT	+/-	.0146 (.541)	-.0146 (.512)	.0216 (.476)
OCF <sub>it</sub>	-	-.2870 (.000)	-.2740 (.000)	-.2730 (.000)
LEV <sub>it</sub>	+	.06993 (.000)	.0699 (.000)	.0676 (.000)
SIZE <sub>it</sub>	+/-	-.0017 (.319)	.0020 (.503)	-.0028 (.537)
GC <sub>it</sub>	+	.0110 (.021)	.0114 (.046)	.0108 (.051)
TAC <sub>it</sub>	+	.381 (.000)	.3770 (.000)	.3780 (.000)
LASTYR <sub>it</sub>	?	.0090 (.439)	.0005 (.433)	.0023 (.445)
FIRSTTY <sub>it</sub>	?	.0477 (.001)	.0467 (.000)	.0467 (.002)
IMPOR <sub>Gi</sub>	+	.0321 (.051)		.0254 (.101)
IMPOR <sub>Fi</sub>	+		.0288 (.306)	
IMPOR <sub>Gi</sub> ×GS				.0502 (.046)
Adj.R <sup>2</sup>		23.0%	22.9%	23.2%
F Value		22.913 (0.000)	22.612 (0.000)	20.709 (0.000)

<sup>a</sup> 若有預期符號，p 值為單尾檢定，否則 p 值為雙尾檢定。

<sup>b</sup> t 值與 p 值係依 White (1980) 共變異數矩陣(heteroskedasticity-corrected covariance matrix)加以調整。

<sup>c</sup> |DA<sub>it</sub>| : 裁決性應計數取絕對值後除以公司期初總資產。  
 OCF<sub>it</sub> : 營業現金流量除以期初總資產。  
 LEV<sub>it</sub> : 總負債除以總資產。  
 SIZE<sub>it</sub> : 公司規模，以銷貨收入取 log 表示。  
 GC<sub>it</sub> : 當年度因繼續經營疑慮而被簽發保留意見或修正式無保留意見之公司設為 1，其它為 0。  
 TAC<sub>it</sub> : 總應計項目取絕對值後除以期初總資產。  
 LASTYR<sub>it</sub> : 會計師最後一年查核設為 1，反之設為 0。  
 FIRSTTY<sub>it</sub> : 會計師第一年進行查核設為 1，反之設為 0。  
 IMPOR<sub>Gi</sub> : 審計客戶 i 銷貨收入取對數後，佔該組上市上櫃審計客戶銷貨收入取對數後總額之比率。  
 IMPOR<sub>Fi</sub> : 審計客戶 i 銷貨收入取對數後，佔該事務所上市上櫃審計客戶銷貨收入取對數後總額之比率。  
 GS : 組別規模較小者設為 1，反之，設為 0。

而在規模較小的組別中，相對於規模較大的組別，會計師更會受到組別重要性的影響，允許客戶有更大的盈餘管理彈性，即支持本研究假說二。至於在控制變數方面，模式一至模式三估計的結果大致相同。其中裁決性應計數的絕對值( $|DA_{it}|$ )與負債比率( $LEV_{it}$ )、有繼續經營疑慮之保留意見或修正式無保留意見( $GC_{it}$ )、及總應計項目的絕對值( $TAC_{it}$ )呈現顯著的正相關，而與營業現金流量( $OCF_{it}$ )呈現顯著的負相關，其皆符合理論預期。至於為會計師第一年之查核( $FIRSTYR_{it}$ )與 $|DA_{it}|$ 之間的關係，雖然理論上有不同的預期，但實證結果似乎比較傾向支持會計師於第一年查核時，也可能對受查人較不瞭解，或會計師想要與客戶維持良好關係，比較無法發現公司不當的操縱或比較容易與受查者妥協的論點。

最後，誠如前述，許多研究指出，會計師對於管理當局操縱盈餘增加（正的裁決性應計數）及減少（負的裁決性應計數）的行為，其關切的程度並不一樣。由於會計師較易因未發現管理當局高估盈餘及淨資產而遭受訴訟或商譽的損害，但卻不易因未發現管理當局低估盈餘及淨資產而遭受訴訟或商譽的損害。因此，會計師會較注意管理當局操縱盈餘增加的行為，但較不在意其操縱盈餘減少的行為（甚至對於管理當局保守的會計處理樂觀其成）(Defond and Jiambalvo 1994; Kinney and Martin 1994; Becker et al. 1998; Francis and Krishnan 1999; Kellogg 1984; Trompeter 1994)。在此情況下，如以裁決性應計數的絕對值衡量會計師允許管理當局盈餘操縱的彈性，可能會發生喪失資訊的現象。因此，本研究進一步將全部的觀察值，再依裁決性應計數的正負，區分成二組子樣本，並以迴歸模式分別測試。除了再次測試上述假說的穩健性(robustness)外，亦進一步瞭解，客戶組重要性對會計師允許管理當局操縱盈餘增加或減少行為的影響是否有所差別。

茲將上述迴歸分析的結果彙總於表四<sup>19</sup>，由於迴歸式中已加入  $IMPOR_{Gi} \times GS$  作為解釋變數，故  $IMPOR_{Gi}$  的係數( $\beta_9$ )代表規模較大組別客戶重要性對裁決性應計數的影響，而  $IMPOR_{Gi} \times GS$  的係數( $\beta_{10}$ )則代表因屬於規模較小組別，客戶重要性對裁決性應計數的邊際影響（ $\beta_9 + \beta_{10}$  代表規模較小組別客戶重要性對裁決性應計數的影響）。從表四中可以看出，在裁決性應計數為正的子樣本中， $IMPOR_{Gi}$  的係數( $\beta_9$ )仍顯著為正 (p 值=0.085)，顯示即使在規模較大的組別中，審計客戶佔組別業務比重愈大時，會計師似乎也有允許管理當局盈餘向上調整幅度越大的傾向。此外， $IMPOR_{Gi} \times GS$  的係數( $\beta_{10}$ )亦顯著為正(p 值=0.000)， $\beta_9 + \beta_{10}$  亦顯著大於 0(p 值=0.000)，顯示在規模較小的組別中，客戶佔組別業務比重愈大，會計師允許管理當局盈餘向上調整幅度越大的傾向，相對於規模較大的組別會計師越趨明顯。上述的結果似乎是反映，會計師

<sup>19</sup> 裁決性應計數為正的子樣本，White 檢定仍顯示有變異數異質的現象，故仍以 White 共變異數矩陣調整 OLS 估計之。但裁決性應計數為負的子樣本，則未有明顯變異數異質的現象。

作審計決策時, 會受到審計客戶對會計師個人經濟誘因的考量, 而隨著組別規模的增加, 審計客戶對會計師個人經濟誘因有遞減的趨勢。

另一方面, 在裁決性應計數為負的子樣本中, 則  $IMPOR_{Gi}$  及  $IMPOR_{Gi} \times GS$  與應變數之間並沒有顯著的關係。換言之, 會計師在作審計決策時, 對於管理當局將盈餘向下操縱的行為, 並不會因客戶重要性的大小, 而有明顯的差異。這或許是反應會計師在執行查核工作時, 較注重在高估盈餘及淨資產的事項, 而較忽視低估盈餘及淨資產的事項所致, 進而導致客戶重要性的因素, 於會計師允許管理當局操縱盈餘減少的行為上, 不是其考量的因素。

最後, 為了增加實證結論的穩健性, 本研究進行下列幾項敏感性分析:

1. 為了避免極端值(outlier)對實證結果的影響, 本研究剔除自變數超過該自變數標準差三倍的觀察值, 共剔除 24 個觀察值, 但結論並不受影響。2. 由於各大事務所之上市(櫃)公司客戶集中在台北總所, 對其他分所而言, 一家上市(櫃)公司, 可能即占分所業務相當大的比重。為瞭解上述實證結果是否因非台北總所引起, 本研究排除非台北所查核之上市(櫃)公司之觀察值, 僅針對台北總所的組別進行測試。其實證結果如下: 於表三模式一之  $IMPOR_{Gi}$  之係數為 0.0241 (p 值=0.094); 表三模式三之  $IMPOR_{Gi} \times GS$  之係數為 0.039 (p 值=0.117); 在  $DA > 0$  的子樣本中,  $IMPOR_{Gi}$  與  $IMPOR_{Gi} \times GS$  之係數分別為 0.0196 (p 值=0.090) 及 0.0468 (p 值=0.054)。上述結果顯示, 本文之實證結論並未受非台北所之影響。

2. 有些文獻以總資產取對數作為公費的替代變數, 故本研究另以總資產之對數代替  $\text{Log}(\text{Sales})$ , 衡量個別客戶佔組別會計師重要性( $IMPOR_{Gi}$ ), 但仍不影響結論(只是其統計顯著性稍為下降)。

3. 由於在相關係數矩陣中, 組重要性( $IMPOR_{Gi}$ )變數與公司規模變數( $SIZE_{it}$ )之間的相關係數為 0.107。為了區分二變數之間的關係, 本文以迴歸式(3)再額外加入交叉乘項( $IMPOR_{Gi} \times SIZE_{it}$ )變數對以組別為單位的樣本進行測試。交叉乘項中的公司規模( $SIZE_{it}$ )變數改為虛擬變數, 若公司規模大於樣本中位數者設為 1; 小於中位數者設為 0。此交叉乘項主要在測試規模大小不同的公司, 其重要性( $IMPOR_{Gi}$ )變數是否有差異。同時也可觀察組重要性( $IMPOR_{Gi}$ )與公司規模( $SIZE_{it}$ )變數之間交互作用對結果的影響。結果發現, 組重要性( $IMPOR_{Gi}$ )仍然顯著為正, 而交叉乘項係數雖為正, 但並不顯著 (p 值=0.231)。這一結果說明, 組別重要性與估計裁決性應計數之間的關係, 無論在大公司群或小公司群皆為一致, 亦即組別重要性與估計裁決性應計數之間關係, 不受公司規模的影響。



表四 審計客戶重要性對會計師允許操縱盈餘增加  
及減少公司操縱空間之影響

$$DA_{it} = \beta_0 + \beta_1 OCF_{it} + \beta_2 LEV_{it} + \beta_3 SIZE_{it} + \beta_4 GC_{it} + \beta_5 TAC_{it} + \beta_6 DA_{it-1} + \beta_7 LASTYR_{it} \\ + \beta_8 FIRSTYR_{it} + \beta_9 IMPOR_{Gi} + \beta_{10} IMPOR_{Gi} \times GS + \varepsilon_{it}$$

自變數	預期 符號	迴歸係數 (括號內為 p 值)	
		DA>0 之樣本 (N=228)	DA<0 之樣本 (N=359)
CONSTANT	+/-	-0.0216 (0.341)	-0.0088 (0.779)
$OCF_{it}$	-	-0.696 (0.000)	-0.499 (0.000)
$LEV_{it}$	+	0.0299 (0.010)	-0.115 (0.000)
$SIZE_{it}$	+/-	0.0087 (0.035)	0.0064 (0.027)
$GC_{it}$	+	0.0130 (0.006)	-0.0045 (0.216)
$TAC_{it}$	+	0.0166 (0.373)	-0.271 (0.002)
$DA_{it-1}$	-	-0.0294 (0.129)	-0.0452 (0.192)
$LASTYR_{it}$	-	-0.0123 (0.393)	-0.0121 (0.256)
$FIRSTYR_{it}$	?	0.01677 (0.105)	-0.0175 (0.212)
$IMPOR_{Gi}$	+	0.0210 (0.085)	-0.0264 (0.183)
$IMPOR_{Gi} \times GS$	+	0.0820 (0.000)	-0.0143 (0.345)
$Adj.R^2$		39.9%	17.9%
F 值		52.325 (0.000)	22.541 (0.000)

<sup>a</sup> 若有預期符號，p 值為單尾檢定，否則 p 值為雙尾檢定。

<sup>b</sup> t 值與 p 值係依 White (1980) 共變異數矩陣(heteroskedasticity-corrected covariance matrix)加以調整。

<sup>c</sup> 變數定義同表三。

4. 最後，為了避免各大事務所間品質控制政策等因素，影響本研究結果，故在迴歸式(3)中加入  $Firm_1$ 、 $Firm_2$ 、 $Firm_3$  及  $Firm_4$  之虛擬變數，藉以控制各大事務所間品質控制政策或客戶群特徵的差異。結果顯示上述實證結果仍然相當穩定。

## 伍、結論與建議

過去文獻主要是從經濟誘因及法律責任的觀點，推論事務所的規模愈大，會計師的審計品質愈佳。然而就台灣法律環境及審計市場的生態而言，事務所的規模，是否就是審計品質的代名詞，應有許多值得斟酌之處。就我們所知，本研究是首篇以事務所內部的組別為標的，探討審計客戶佔事務所組別業務比重的大小，是否會影響會計師審計品質的研究。實證結果發現，會計師在作審計決策時，會受審計客戶對會計師個人經濟利益的影響，當審計客戶越重要，會計師允許管理當局操縱盈餘的彈性（即 $|DA|$ ）越大；但隨著組別會計師客戶群的增加，單一客戶的重要性遞減，會計師允許管理當局操縱盈餘的彈性即會降低。此外，本研究亦發現，會計師允許管理當局盈餘操縱的方向並不是對稱的，對於操縱盈餘增加的公司，會計師會因客戶的重要性越大，允許管理當局有較大操縱盈餘增加的空間；但隨著會計師客戶群的增加，單一客戶的重要性遞減，會計師允許管理當局操縱盈餘增加的空間會降低。另一方面，對於操縱盈餘減少公司，審計客戶的重要性卻不會影響會計師允許管理當局操縱盈餘減少的空間。這種的現象應是反映許多研究發現，會計師的查核重點主要在高估盈餘及淨資產的交易事項，而較不注重低估盈餘及淨資產的交易事項。

本研究結果對投資人、會計師事務所及政府主管機關應有許多隱含的意義。對投資者而言，本研究可以協助其判斷審計品質及財務資訊品質，以提高其決策品質。對會計事務所而言，本研究顯示，在台灣目前的環境下，國內會計師在審計決策上，會分開考慮審計客戶對組別及對事務整體的影響，進而造成組別較小的會計師在做審計決策時，可能會偏重於個別會計師經濟誘因的考量，而較忽略對整體會計師事務所的影響。對整體事務所而言，並非是最佳的情況。因此，事務所必須訂出一套控制所內會計師維持審計品質的機制。在合夥會計師盈餘分配制度上，應加重以事務所整體之盈餘分配指標，以縮小會計師個人與事務所整體利益衝突。誠如 Kandel and Lazear (1992) 的研究顯示，當合夥組織愈大時，以事務所整體盈餘作為合夥人分攤基礎的盈餘分配制度，相較於以組別（部門）為基礎的盈餘分配制度，將較符合事務所的利益，進而減少會計師道德危機的問題。對政府主管機關而言，可從法律責任方面，仿照美國的作法，加強事務所與其所屬會計師連帶責任。當會計師有過失時，不能夠只懲處個別會計師，事務所必須負連帶責任，藉以加強事務所內各會計師間相互監督的功能。甚至鼓勵事務所對同一客戶實施會計師輪調的制度，促使目前審計市場生態朝向良性方向發展。

## 參考文獻

- 林谷峻，1992，我國會計師事務所合夥人盈餘分配報導，會計研究月刊，第78期，62-65。
- 林嬋娟與蔡彥卿，1995，會計師事務所組織型態及其法律責任之比較分析：我國與其他國家之比較分析，台北市商業同業公會委託研究。
- 林嬋娟、蔡彥卿、蔡逸芳與洪玉美，1996/12，全球會計師法律責任探索，會計師會訊：22-32。
- 林嬋娟與劉嘉雯，1999，我國與先進國定會計師懲戒制度之比較，中華民國會計師公會全國聯合會委託研究。
- 洪玉美，1995，會計師財務報表簽證之法律責任：責任歸屬與第三人範圍之研究，國立臺灣大學會計研究所碩士論文。
- 郭奕伶，2000，會計業的龍虎爭霸戰：安侯與勤業搶當老大，數位周刊，第22期：22-28。
- 賴春田，2000，會計師的業務、責任及會計師事務所組織的演變，國立臺灣大學會計研究所碩士論文。
- 蔡逸芳，1995，會計師財務報表簽證之法律責任：賠償上限與比例責任之研究，國立臺灣大學會計研究所碩士論文。
- Balvers, R., B. McDonald, and R. Miller. 1988. Underpricing of new issues and the choice of auditor as a signal of investment banker reputation. *The Accounting Review* 63: 605-621.
- Bartov, E., F. A. Gul, and J. S. L. Tsui. 2001. Discretionary accruals model and audit qualification. *Journal of Accounting and Economics* 30: 421-452.
- Beatty, R. 1989. Auditor reputation and the pricing of initial public offerings. *The Accounting Review* 64: 693-709.
- Becker, C., M. DeFond, J. Jiambalvo, and K. Subramanyam. 1998. The effect of audit quality on earning management. *Contemporary Accounting Research* 15: 1-24.
- Bonner, S., Z. Palmrose, and S. Young. 1998. Fraud type and auditor litigation: an analysis of sec accounting and auditing enforcement releases. *The Accounting Review* 73: 503-532.
- Craswell, A., J. Francis, and S. Taylor. 1995. Auditor brand name reputations and industry specialization. *Journal of Accounting and Economics* 3: 297-332.
- DeAngelo, L. E. 1981. Audit size and audit quality. *Journal of Accounting and*

- Economics* 3: 183-199.
- Dechow, P., R. Sloan, and A. Sweeney. 1995. Detecting earning management. *The Accounting Review* 70: 193-225.
- DeFond, M., and M. Jiambalvo. 1994. Debt covenant violation and manipulation of accruals. *Journal of Accounting and Economics* 17: 145-176.
- DeFond, M., and M. Jiambalvo. 1998. Auditor changes and discretionary accrual. *Journal of Accounting and Economics* 25: 35-68.
- DeFond, M., and K. Subramanyam. 1998. Auditor changes and discretionary accruals. *Journal of Accounting and Economics* 25 (February): 35-67.
- Dopuch, N., R. Holthausen, and R. Leftwich. 1987. Predicting audit qualifications with financial and market variables. *The Accounting Review* 62: 431-454.
- Dye, R. 1993. Auditing standards, legal liability and auditor wealth. *Journal of Political Economy* 101: 887-914.
- Francis, J. 1984. The effect of audit firm size on audit price: a study of the Australian market. *Journal of Accounting and Economics* 6: 133-151.
- Francis, J., E. Maydew, and H. C. Sparks. 1999. The role of big 6 auditors in the credible reporting of accruals. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 18: 17-34.
- Francis, J., and J. Krishnan. 1999. Accounting accruals and auditor reporting conservatism. *Contemporary Accounting Research* 16: 135-165.
- Francis, J., E. Maydew, and H. Sparks. 1999. The role of big 6 auditors in the credible reporting of accruals. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 18 (Spring): 17-34.
- Frankel, R., M. Johnson, and K. Nelson. 2002. The relation between auditor's fees for nonaudit services and earnings management. *Accounting Review* 77:71-105.
- Heniger, W. 2001. The associatin between auditor litigation and abnormal accruals. *Accounting Review* 76 (January): 111-126.
- Jensen, M., and W. Meckling. 1976. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics* 3 (October): 305-360.
- Jones, J. 1991. Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research* 29 (Autumn): 193-228.

- Kandel, E., and E. P. Lazear. 1992. Peer pressure and partnerships. *Journal of Political Economy* 100: 801-817.
- Kellogg, R. 1984. Accounting activities, securities prices, and class action lawsuits. *Journal of Accounting and Economics* 6: 185-204.
- Kinney, W., and R. Martin. 1994. Does auditing reduce bias in financial reporting ? A review of audit-related adjustment studies. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 13: 149-159.
- Lennox, C. S. 1999. The accuracy and incremental information content of audit reports in predicting bankruptcy. *Journal of Business Finance & Accounting* 26: 757-778.
- Lys, T., and R. Watts. 1994. Lawsuits against auditors. *Journal of Accounting Research* 32: 65-102.
- McKeown, J. C., J. F. Mutchler, and W. Hopwood. 1991. Towards an explanation of auditor failure to modify the audit opinions of bankrupt companies. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 10 (Supplement): 1-13.
- Menon, K., and D. Williams. 1991. Auditor credibility and initial public offerings. *The Accounting Review* 66: 313-332.
- Narayanan, V. 1995. Moral hazard in repeated partnerships. *Contemporary Accounting Research* 11: 895-917.
- Press, E., and J. Weintrop. 1990. Accounting-based constraints in public and private debt agreements: their association with leverage and impact on accounting choice. *Journal of Accounting and Economics* 12: 65-95.
- Reynolds, J. K., and J. R. Francis. 2001. Does size matter? The influence of large clients on office-level auditor reporting decision. *Journal of Accounting and Economics* 30: 375-400.
- Simunic, D., and M. Stein. 1987. Production differentiation in auditing: A study of auditor choice in the market for new issue. Canadian Certified General Accountants' Research Foundation.
- Stice, J. 1991. Using financial and market information to identify pre-engagement factors associated with lawsuits against auditors. *The Accounting Review* 66: 516-533.
- Su, Y. H. 2000. Audit fees and auditors size: A study of audit market in Taiwan. *Taiwan Accounting Review* 1: 59-78.
- Subramanyam, K. 1996. The pricing of discretionary accruals. *Journal of*

*Accounting and Economics* 22 (August-December): 249-281.

- Teoh, S., I. Welch and T. J. Wong. 1998. Earnings management and the post-issue underperformance of seasoned equity offerings. *Journal of Financial Economics* 50 (October): 63-99.
- Trompeter, G. 1994. The effect of partner compensation schemes and generally accepted accounting principles on audit partner judgment. *Audit: A Journal of Practice & Theory* 13 (Fall): 56-68.
- Warfield, T., J. Wild, and K. Wild. 1995. Managerial ownership, accounting choices, and informativeness of earnings. *Journal of Accounting and Economics* 20: 61-91
- Wallman, S. 1996. The future of accounting, part iii: reliability and auditor independence. *Accounting Horizons* 10: 76-97.
- Watts, R. L., and J. L. Zimmerman. 1983. Agent problems, auditing, and the theory of the firm: some evidence. *Journal of Law and Economics* 26 (October): 613-633.
- White, H. 1980. A heteroscedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity. *Econometrica* 48: 817-838
- Wilson, T., and R. Grimlund. 1990. An examination of the importance of an auditor's reputation. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 9: 43-59.