

# 國內會計師產業知識之衡量基礎<sup>☆</sup>

## The Measurement Unit of Auditor Industry Expertise in Taiwan

陳政芳 *Jengfang Chen*  
國立東華大學會計系  
National Dong Hwa University  
Department of Accounting

李啟華 *Chihua Li*  
國立臺灣大學會計系  
National Taiwan University  
Department of Accounting

### 摘要

本文針對國內特有之審計環境，測試會計師事務所內部組別產業知識與客戶盈餘品質之關聯性。實證結果發現，組別的產業知識主要由本身實際查核經驗而來，事務所並未提供組別產業知識，亦或提供產業知識不足。此外，在以組別為對象並採用多個產業知識衡量指標進行測試後，大致發現當組別產業知識越豐富，客戶的裁決性應計數絕對值越低，顯示組別知識越強，其客戶的盈餘品質越佳。另一發現是，組別產業佔有率對客戶裁決性應計數絕對值的影響為非線性(呈倒 U 形態)，即客戶的裁決性應計項絕對值會先隨著組別產業知識的累積而增加，然後再遞減。此一結果代表著組別的產業知識必須累積達一定門檻，才能使得裁決性應計數絕對值降低。

**關鍵詞：**產業知識、事務所組別、裁決性應計數、審計品質

---

作者感謝兩位匿名審查人提供寶貴意見，文中一切疏漏仍由作者自行承擔。

## Abstract

Based on Taiwan's unique auditing environment, this study examines the relationship between the absolute level of discretionary accruals (DAC) and industry expertise of audit group within Big 5. Our evidence indicates that the auditing industry expertise in Taiwan is primarily based on the auditing experience of audit group, not of audit firm. Besides, we use multiple proxies for industry expertise of audit group and find clients of industry specialized auditors have lower DAC than those of non-specialized. This finding indicates that clients of industry specialized auditors have higher earnings quality than the others. The other finding is that the effect of specialization of audit group on DAC is nonlinear (inverted U-shaped form): absolute discretionary accruals increase slightly at lower level of specialization of audit group, but decline rapidly thereafter. The result in our nonlinear model suggests that the benefit to specialization occurs only after the audit group achieves a threshold level of industry expertise.

**Key Words:** Industry Expertise, Audit Group, Discretionary Accruals, Audit Quality

## 壹、導論

本研究主要以國內五大會計師事務所內部實際執行查核工作的單位--「組別」<sup>1</sup>為標的，探討組別產業知識越豐富，是否越能減緩客戶管理當局盈餘管理行為，藉以瞭解事務所內部查核單位的產業知識對客戶盈餘品質的影響。

近來，美國企業歷經一連串假帳弊案，諸如 Enron、Worldcom、Xerox、Merck、PNC、AOL 等知名商界巨擘相接出現問題，導致各界逐漸重視會計師驗證盈餘品質的能力(Browning and Weil, 2002)。一般而言，公司的盈餘品質與會計師審計品質密切相關。文獻上，多以事務所規模作為衡量審計品質的代理變數(Balvers et al., 1988; Beatty, 1989; Becker et al., 1998; DeAngelo, 1981; Francis et al., 1999; Lennox, 1999; Menon and Williams, 1991; Reynolds and Francis, 2001; Simunic and Stein, 1987; Bell and Tabor, 1991; Dopuch et al. 1987)。

---

1 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。雖名稱有所不同，然皆事務所內次級單位。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。

除事務所規模之外，Palmrose(1987)認為，產業知識亦可作為審計品質的代理變數。Palmrose 認為當事務所所在某一個產業的市場佔有率越高時，其越能累積在該產業的查核專業能力，也越能發揮經濟規模的效果，提供越可靠的審計服務。Bonner (1990) 亦言特定之工作知識，可增進會計師於分析估計風險之績效。而且 Krishnan (2003)的研究亦顯示，六大會計師事務所的產業知識的確可以降低管理當局之盈餘管理行為，使盈餘品質更佳。本文延續 Krishnan (2003)之研究，並針對國內特有之審計環境，測試事務所內部組別產業知識與客戶盈餘品質之關聯性。

Wallman(1996)指出會計師的審計品質可能受到一個國家的法律環境、經濟環境及文化的影響。因此，針對各國特有審計環境探討各類議題至為重要。根據國外文獻(Craswell et al., 1995; Doogar and Easley, 1998; Doogar, 1999; Dopuch and Simunic, 1982; Ferguson and Stokes, 2002; Hogan and Jeter, 1999; Krishnan, 2003; Pearson and Trompeter, 1994)，有關產業知識的衡量皆以事務所整體為基礎，即事務所所在某一個產業的市場佔有率越高時，代表其在該產業的查核專業能力越強。然而，在審計環境獨特的台灣，是否仍存在其它基礎之產業知識衡量指標，則是本文探討之重點。

在台灣，審計環境明顯迥異於國外。首先，就法律責任而言，雖然近年來國內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，且訴訟係以簽證會計師為主要對象，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的提高(林嬋娟及蔡彥卿，1995；林嬋娟等，1996；林嬋娟及劉嘉雯；1999；洪玉美，1995；郭奕伶，2000；蔡逸芳，1995)。

此外，就國內事務所組織文化而言，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，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

---

2 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，帶領整組人員及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。民國九十二年七月一日，原本由安侯協和會計師事務所跳槽至眾信聯合會計師事務所的某明會計師，再度帶領整組跳槽至致遠會計師事務所。

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。」

因此，在國內事務所內部組別獨立性極高且實際負責查核工作的情況下，組別即是產業知識的衡量單位。因此，不同於以往文獻，本文以五大事務所內部組別作為衡量產業知識的基礎，觀察組別的產業佔有率越高，是否該組於該產業客戶的盈餘品質越佳，以提供不同於國外文獻的評估角度。

不過，在單獨探究組別產業知識之前，必須先釐清一個重要問題，即組別產業知識除了源於組別本身查核經驗之外，事務所是否亦提供支援？就國外審計環境而言，由於國外事務所必須承擔所有訴訟與聲譽成本(Craswell et al., 1995; Doogar and Easley, 1998; Doogar, 1999; Dopuch and Simunic, 1982; Dye, 1993; Ferguson and Stokes, 2002; Hogan and Jeter, 1999; Krishnan, 2003; Pearson and Trompeter, 1994)，因此，為避免任何客戶審計失敗造成整個事務所的損失，國外事務所可以彙總所內各查核單位之產業知識，提供給有需求之查核單位使用，以維持事務所內部審計品質的同質性(Ferguson et al., 2003)。然而，在國內，因會計師法律責任及事務所組織文化迥異於國外，造成事務所內部組別獨立性極高，而且封閉性強，不准事務所插手其與客戶間之互動，避免組別客戶遭他人覬覦(周啟東，2003)。因此，國內事務所是否亦能扮演彙總所內各獨立組別產業知識的角色，則不無疑問？一旦事務所未能提供產業知識，亦或提供產業知識不足<sup>3</sup>，則每個組別將僅能依靠本身實際查核經驗獲取產業知識，如此，可能造成產業佔有率較低之組別，因無法累積足夠的查核經驗，導致審計品質較差。本文釐清組別是否自事務所取得產業知識，將有助於了解組別獨立性高對產業知識取得之影響，亦可驗證國內五大事務所內部各組別審計品質是否具同質性。

本文首先根據文獻，以事務所為基礎衡量產業佔有率，並測試其對事務所客戶裁決性應計數絕對值的影響。實證結果顯示，在控制其他可能影響裁決性

---

3 儘管事務所可能為員工辦理在職訓練，然而，事務所面對查核不同產業的員工時，並不可能於在職訓練時提供各個員工各自查核公司的資訊，僅能作一般查核技巧的訓練。因此，員工的在職訓練，並不可能提供大量各自產業相關的知識；若再加上事務所無法建立彙總各個組別產業知識之資料庫，則提供之產業知識將有所不足。

應計數之因素後，產業佔有率前二名的事務所，其客戶裁決性應計數絕對值顯著較其它事務所客戶為低。然而，進一步的測試發現，在產業佔有率前二名事務所中，只有產業佔有率最高的組別，其客戶的裁決應計數絕對值顯著低於其它組別的客戶，而產業佔有率前二名事務所之產業佔有率較低的組別相較於其它組別，則未有顯著的差異。此一結果包含三個涵意：一、組別產業知識源於組別本身查核經驗，事務所本身未能彙總及提供產業知識，造成產業佔有率較低組別，因無法累積足夠的查核經驗，導致客戶盈餘品質較差。二、事務所內部審計品質不具同質性，即相較於其它組別客戶，產業佔有率最高組別客戶盈餘品質較佳。三、產業佔有率前二名的事務所，其客戶盈餘品質較佳的結果，主要是內部產業佔有率最高組別客戶裁決性應計數絕對值較低所造成的。在釐清組別產業知識來源之後，本文以組別為對象並採多個組別產業知識衡量指標進行測試，大致發現當組別產業知識越豐富，其客戶裁決性應計數絕對值越低，顯示組別專業知識越強，其客戶的盈餘品質越佳，此驗證了組別產業佔有率為一衡量國內產業知識的重要指標。另一發現是，組別產業佔有率對客戶裁決性應數絕對值的影響為非線性(呈倒 U 形態)，即客戶的裁決性應計項絕對值會先隨著組別產業知識的累積而增加，然後再遞減。本文其餘章節如下：第二節說明研究假說；第三節研究方法及變數衡量；第四節介紹樣本選取及資料來源；第五節彙總實證結果及分析；最後則為結論與建議。

## 貳、研究假說

DeAngelo(1981)認為審計品質的定義，是會計師發現客戶財務報導缺失與報導該項缺失的聯合機率。前者的機率，取決於審計人員的專業能力、查核程序與抽樣程度方面；而後者的機率，則取決於審計人員的獨立性。就產業知識而言，其可同時降低上述之機率。首先，當會計師在某一個產業的市場佔有率越高時，其越能累積在該產業的查核專業能力，也越能偵測出財務報表的缺失(Owghoso et al., 2002; Solomon et al., 1999)，因此，可以降低無法發現客戶財務報導缺失的機率；再者，當產業市場佔有率越高時，事務所因聲譽受損導致的損失越大，因此越會增進產業內服務的品質控制與獨立性(Palmrose, 1987)，因此，可以降低會計師不報導財務報表缺失的機率。基於此，會計師的產業知識可以作為審計品質的代理變數。

產業知識是繼事務所規模之後，最常被用來作為審計品質代理變數的指

標。近來，相關的研究主要著重於產業知識與財務報表相關指標之關聯性。在探討產業知識與偵測財務報表錯誤能力上，Owhoso et al. (2002)的研究結果顯示，相較於其它產業客戶，會計師對本身專業領域中的客戶，較能偵測出財務報表的錯誤。相同地，Solomon et al. (1999)亦指出，產業專家擁有較豐富知識防範管理當局的舞弊。在其它指標上，Dunn et al. (2000)研究發現，在財務分析師對財務報表揭露的評比中，產業專家所查核客戶的排名往往較佳。再者，Gramling et al. (2001)則指出產業專家所查核的盈餘較能精準預測未來的現金流量。最近，Krishnan (2003)的研究則顯示，六大會計師事務所的產業知識的確可以降低管理當局之盈餘管理行為，使盈餘品質更佳。基於上述，可以發現，產業知識與財務報表的品質息息相關。

在國內，基於特殊的會計師法律責任及事務所組織文化，事務所內部的組別獨立性極高且實際負責查核工作，因此，組別的產業知識在國內特殊的審計環境下，應是適當的審計品質代理變數。據此，本文延續 Krishnan (2003)的研究的發現，進一步預期當國內事務所組別的產業知識愈高時，管理當局的盈餘管理行為將大為降低，即建立下列之研究假說：

$H_a$ ：當組別的產業知識越多時，受查公司的裁決性應計項將越低。

## 參、研究方法與變數衡量

本研究驗證上述研究假說的方式，主要是依循 Becker et al.(1998)、Francis et al. (1999)、Frankel et al.(2002) 及 Warfield et al.(1995) 之研究，以裁決性應計數作為盈餘品質之代理變數<sup>4</sup>。文獻上之所以採用裁決性應計數的原因，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。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>5</sup>。

---

4 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，會計師也無法要求更改其數字。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。

5 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。

由於本研究並非屬於特定事件(non-specified event)盈餘管理的研究<sup>6</sup>，無法預期事件年度裁決性應計數的方向。而且管理當局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(如契約、增資等)的影響。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(Defond and Jiambalvo, 1994; Francis et al., 1999; Frankel et al., 2002; DeFond and Subramanyam, 1998)。

至於裁決性應計數的估計，本文採用產業別橫斷面 Modified Jones 模式估計(Dechow et al., 1995)。根據 Dechow et al.(1995)指出，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，估計裁決性應計數的最佳模式。此外，文獻中也發現，以產業別橫斷面之 Modified Jones 模式，比時間序列之 Modified Jones 模式佳(Bartov et al., 2001; DeFond and Jiambalvo, 1994; DeFond and Subramanyam, 1998)；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。故我們採用產業別橫斷面 Modified Jones 模式估計裁決性應計數<sup>7</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  $\hat{\alpha}_i$ 、 $\hat{\beta}_i$  及  $\hat{\gamma}_i$ <sup>8</sup>，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，代回(1)式，用以估計觀察期各期非裁決性應計數，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：

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

在自變數的衡量方面，本研究所關心的變數—組別產業佔有率，理論上應

6 特定事件的盈餘管理研究指公司面臨特殊情況下從事的盈餘管理行為，如 IPO 及財務困難等。

7 產業別係以公司代碼前二碼作為分類標準。

8 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。

以組別於某產業的審計公費，佔該產業所有公司審計公費總額之比率衡量。但由於台灣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>9</sup>，並據以計算該組別的產業佔有率。除了以銷貨金額取對數替代審計公費計算組別的產業佔有率(SHARESA) (Eichenseher and Danos, 1981; Tonge and Wotton, 1991)外，本文亦依據相關文獻，分別以組別查核客戶數目佔產業家數比例(SHARECL) (Cullinan, 1998; Peel, 1997)及組別查核客戶的數目(CLNUMBER)<sup>10</sup> (Cullinan, 1998; Deis and Giroux, 1992; O’Keefe et al., 1994; Peel, 1997)作為產業知識的代理變數。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 (Becker et al., 1998；DeFond and Subramanyam, 1998)，以多變量迴歸分析的方式，在控制其他因素的干擾下，檢視產業佔有率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)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。但會計師更換與裁決性應計數絕對值的關係無法預期，因此本研究不預期其影響之方向。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。根據以上的論述，本研究之迴歸模型以下式表示之：

---

9 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。

10 說明三個產業知識代理變數英文縮寫之由來。SHARESA: industry market share by sales。SHARECL: industry market share by the number of clients。CLNUMBER: the number of clients。



$$|DA_{it}| = \beta_0 + \beta_1 OCF_{it} + \beta_2 LEV_{it} + \beta_3 SIZE_{it} + \beta_4 GC_{it} + \beta_5 TAC_{it} + \beta_6 LASTYR_{it} + \beta_7 FIRSYR_{it} + \beta_8 IE_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中（下標  $i$  代表公司別， $t$  代表年度別）：

- $|DA_{it}|$  : 裁決性應計數取絕對值後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。
- $TAC_{it}$  : 總應計項目取絕對值後除以期初總資產。
- $LASTYR_{it}$  : 會計師最後一年查核設為 1，反之設為 0。
- $FIRSYR_{it}$  : 會計師第一年進行查核設為 1，反之設為 0。
- $IE_{it}$  : 各項組別產業佔有率的衡量變數<sup>12</sup>。

## 肆、樣本選取及資料來源

就審計業務而言，五大事務所分別由總所內部組別及各地分所負責相關業務，每組或分所係由多位會計師負責，統轄查核人員進行查核。茲將搜集而得之國內五大會計師事務所營收、合夥會計師人數及組別等資料彙整於表 1。從表 1 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。

11 本研究另以期初股東權益作為平減，但實證結論不受影響。

12 IE 是各項組別產業佔有率的衡量變數，在本研究中代表各組別的產業知識的多寡，相關的文獻 (Craswell et al., 1995; Doogar and Easley, 1998; Doogar, 1999; Dopuch and Simunic, 1982; Ferguson and Stokes, 2002; Hogan and Jeter, 1999; Krishnan, 2003; Pearson and Trompeter, 1994)皆以產業佔有率衡量該會計師事務所或其分所之產業知識多寡。

表 1 統計資料

Panel A：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	1600	950	1275	1012	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：本文樣本篩選狀況					
原始觀察值(不含金融保險業 28)				1,116	
其他產業(99)				(74)	
產業樣本不足(22、98)				(12)	
非五大事務所查核之客戶				(209)	
非歷年制之公司 <sup>a</sup>				(4)	
資料缺漏之觀察值				(18)	
最終之觀察值				799	
Panel C：本文樣本之產業分佈					
水泥業					1.63%
食品業					5.04%
塑膠業					2.60%
紡織人織業					12.03%
機電業					6.18%
電線電纜業					3.90%
化學業					4.88%
玻璃陶瓷業					2.00%
造紙業					0.65%
鋼鐵金屬業					2.93%
橡膠輪胎業					1.30%
電子業					43.09%
營建業					7.64%
運輸業					2.60%
觀光業					1.63%
百貨業					1.90%

<sup>a</sup>列於本表非歷年制公司有兩家，四個觀察值。其他非歷年制公司由非五大事務所查核，已於各該項中減除。

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

客戶名單<sup>13</sup>。本文之研究對象為民國八十九年及九十年，五大會計師事務所審計客戶之上市、上櫃公司。由於本研究係以裁決性應計數絕對值作為衡量審計品質之替代變數。因此，尚須相關之財務報表變數，用以估計異常應計數。上述財務變數亦皆來自台灣經濟新報社(TEJ)相關之資料庫。此外，由於本文採用產業橫剖面 Modified Jones 模式估計(industry cross-sectional modified Jones model)，考量金融保險業(公司代碼 28 之公司)裁決性應計數之估計並不適用 Modified Jones 模式；且其他產業(公司代碼為 99 之公司)之公司因產業性質不相同，使用產業橫剖面 Modified Jones 模式並不恰當之因素下，故將屬於金融保險業及其他產業之公司予以剔除。最後，為恐建立產業橫剖面 Modified Jones 模式時，因產業公司家過少，影響模式的效度，故估計建立產業橫剖面 Modified Jones 模式，係以欲估計年度之前五年之財務變數估計，但仍有汽車業(代碼為 22)及綜合業(代碼為 98)因家數太少，故亦將其剔除<sup>14</sup>。根據上述資料蒐集與篩選後，符合上述之條件之觀察值共計 799 個觀察值。資料篩選狀況詳如表 1 之 Panel B 所示；Panel C 則列示了樣本觀察值在各產業之分佈狀況，由其中可以發現電子業佔了整個樣本觀察值的四成以上，其次則分別為紡織人纖業及營建業。

## 伍、實證結果與分析

### 一、樣本敘述統計量

首先將本文樣本公司之敘述性統計資料彙總於表 2。從表 2 的 Panel A 顯示，全部樣本的產業佔有率的各項衡量變數(SHARESA、SHARECL 及 CLNUMBER)之平均值分別為 0.041、0.051 及 2.321。而  $|DA|$  的平均數為 0.043(中位數為 0.054)，其中  $DA > 0$  的觀察值有 350 個， $DA < 0$  的觀察值有 449 個， $DA < 0$  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>15</sup>。另外，表 2 的 Panel B 則列示樣本自變數間

13 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，但少數例外。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。

14 另外，本文亦將會計年度非歷年制之公司刪除，計有佳格(1227)、中石化(1314)、台肥(1722)、中鋼(2002)、大成鋼(2927)、佳錄(2318)、中工(2515)。

15 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。

之 Pearson 相關係數，由表中可發現，裁決性應計數的絕對值( $|DA_{it}|$ )與產業佔有率的各項衡量變數(SHARESA 及 SHARECL)、負債比率( $LEV_{it}$ )、公司規模( $SIZE_{it}$ )及總應計項目的絕對值( $TAC_{it}$ )呈顯著正相關，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。而產業佔有率的各項衡量變數(SHARESA、SHARECL 及 CLNUMBER)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，只有與負債比率( $LEV_{it}$ )變數之間的相關係數較為顯著。整體而言，自變數間之共線性問題並不嚴重。

表 2 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} $	799	.043	.064	.054	.002	.863
DA>0	350	.051	.055	.043	.002	.821
DA<0	449	-.041	.063	-.051	-.832	-.001
$OCF_{it}$	799	.014	.072	.018	-1.078	.295
$LEV_{it}$	799	.417	.162	.326	.059	.815
$SIZE_{it}$	799	6.476	.607	6.397	3.869	8.180
$GC_{it}$	799	.051	.301	0	0	1
$TAC_{it}$	799	.034	.032	.059	.003	.847
$LASTYR_{it}$	799	.020	.031	0	0	1
$FIRSTYR_{it}$	799	.030	.032	0	0	1
$SHARESA_{it}$	799	.041	.033	.016	.009	.246
$SHARECL_{it}$	799	.051	.063	.051	.020	.200
$CLNUMBER_{it}$	799	2.321	13.204	2	1	12

  

Panel B：Pearson 相關係數矩陣								
	$ DA_{it} $	$OCF_{it}$	$LEV_{it}$	$SIZE_{it}$	$GC_{it}$	$TAC_{it}$	$LASTYR_{it}$	$FIRSTYR_{it}$
$OCF_{it}$	-.172**							
$LEV_{it}$	.243**	-.127*						
$SIZE_{it}$	.017**	.058	.080					
$GC_{it}$	.093	-.011	.109*	.101*				
$TAC_{it}$	.112*	-.048	.048	-.067*	.036			
$LASTYR_{it}$	.013	.014	.061*	.003	-.054	.039		
$FIRSTYR_{it}$	.157*	-.010	.145*	.046	.051	-.016	-.020	
$SHARESA_{it}$	-.201**	.020	-.103*	-.001	-.003	-.044	-.003	-.013
$SHARECL_{it}$	-.168**	.013	-.096*	-.002	-.002	-.056	.002	-.009
$CLNUMBER_{it}$	.089	-.011	.007	.002	.044	.036	.006	.005

## 二、多變量迴歸分析

文獻上，有關產業知識的衡量皆以事務所整體為基礎(Craswell et al., 1995; Doogar and Easley, 1998; Doogar, 1999; Dopuch and Simunic, 1982; Ferguson and Stokes, 2002; Hogan and Jeter, 1999; Krishnan, 2003; Pearson and Trompeter, 1994)。然而，基於國內特有之審計市場環境，上述衡量方式不一定能夠精確反應產業知識對客戶盈餘品質的影響。因此，本文主要在測試事務所中組別產業知識對盈餘品質的影響。但是，由於組別為事務所內部單位，因此，組別的產業知識除了本身實際查核經驗所得之外，有必要釐清事務所是否亦提供相關支援。

在釐清事務所是否支援提供組別產業知識的問題上，本文採用不同之研究設計。本文首先根據先前文獻，以事務所為基礎衡量產業知識，並測試其對裁決性應計數絕對值的影響。不過，延續 Ferguson and Stokes (2002)與 Ferguson et al. (2003)之產業知識衡量指標，本文依事務所之產業佔有率排名依序設立虛擬變數(dummy variable)。當事務所於某產業的市場佔有率為最高(F1)時，其於該產業客戶設為 1。其次，再增設另一虛擬變數，當事務所於某產業的市場佔有率為第二高(F2)客戶時，設為 1，並依此類推。由於理論上未預期事務所須達何種程度之產業佔有率排名，才會影響盈餘品質，因此，採用此種研究設計，有助於得知到底市場佔有率排名須達何種程度，方具有足夠的產業知識以影響客戶的盈餘品質(Ferguson et al., 2003)。根據表 3 模式一的結果顯示，在控制其他可能影響裁決性應計數之因素後，只有產業佔有率排名前二名的事務所(F1, F2)<sup>16</sup>，其客戶裁決性應計數絕對值顯著低於其它事務所客戶(F1 的 p-value=0.073；F2 的 p-value=0.085)。表示只有產業佔有率較高之前二名事務所，其客戶財務報表的盈餘品質較佳。

然而，從表 3 模式一之結果並無法釐清事務所是否支援提供組別產業知識的問題。欲釐清此一問題，須進一步從事務所內部組別著手。假若事務所可以彙總及提供所內各組別產業知識，則事務所內部產業知識不足的組別將能分享其它單位之產業知識，因此，即使組別的產業佔有率較低，無法憑藉本身查

16 本文之所以僅將產業知識排名第一與第二的事務所納入模式中，乃是重複測試的結果。在模式中，作者首先僅加入產業專業排名第一的事務所虛擬變數，再陸續加入排名第二、三、四之事務所，結果發現只有排名第一與第二的事務所與裁決性應計數絕對值有顯著負相關，所以僅列入產業知識前二名的事務所。本文作法同 Ferguson et al. (2003)。

核經驗累積足夠產業知識，其亦可透過事務所支援提供之產業知識，提昇客戶財務報表的品質，進而維持事務所內部各單位審計品質之同質性(Ferguson et al., 2003)；相反地，若事務所內部僅幾個產業佔有率較高的組別才能有效降低裁決性應計數之絕對值，則可推論事務所未稱職地扮演彙總各獨立組別產業知識的角色，使市場佔有率較低組別，因本身無法累積足夠的產業知識，導致其審計品質略遜一籌。

基於此推論，本文進一步針對產業佔有率前二名的事務所，測試其內部組別產業佔有率高低對客戶裁決性應計數絕對值的影響。根據表 3 模式二之結果顯示，在產業佔有率最高事務所(F1)中，其內部產業佔有率排名最高組別(F1G1)客戶<sup>17</sup>的裁決應計數絕對值，顯著低於其它事務所組別的客戶 (F1G1 的 p-value=0.006)；產業佔有率較低的其它組別的客戶(F1G0)的裁決性應計項絕對值与其它事務所組別客戶之間，則無明顯的差異(F1G0 的係數=0.0019；p-value=0.443)。其次，在產業佔有率排名第二的事務所中，其內部產業佔有率排名第一組別客戶(F2G1)的裁決應計數絕對值，亦顯著低於其它事務所組別客戶(p-value=0.009)；至於產業佔有率較低組別的客戶(F2G0)的裁決性應計數絕對值，則未發現与其它事務所組別客戶有顯著的差異。基於表 3 模式二，可發現產業佔有率排名前二名的事務所客戶(F1, F2)盈餘品質較佳的原因，主要是事務所內部產業佔有率較高組別客戶(F1G1, F2G1)的裁決性應計數絕對值較低所影響。基於表 3 的實證結果，可以發現組別產業知識源於組別本身查核經驗，事務所本身未能彙總及提供產業知識，造成產業佔有率較低組別，因無法累積足夠的查核經驗，導致客戶盈餘品質較差。此外，表 3 結果亦顯示事務所內部審計品質不具同質性，即相較於所內產業佔有率較低組別客戶，產業佔有率最高組別客戶之盈餘品質較佳。此現象為國內審計環境所特有，可能因國內事務所組別獨立性高所造成的結果。

---

17 本文組別產業知識之衡量亦採排名的方式，在產業佔有率最高事務所(F1)中，其內部產業佔有率排名最高組別(F1G1)客戶，則設為 1。再陸續加入排名第二、三、四、五之組別，結果發現只有排名第一的組別與裁決性應計數絕對值有顯著負相關，所以僅列入產業知識最高組別的變數。其次，在產業佔有率次高的事務所(F2)中，其內部佔有率排名最高組別(F2G1)客戶，則設為 1。其次，再陸續加入排名第二、三、四、五之組別，結果發現只有排名第一的組別(F2G1)與裁決性應計數絕對值有顯著負相關，所以僅列入產業知識最高組別的變數。同時，為方便比較同一事務所不同組別客戶盈餘品質，在產業佔有率最高事務所(F1)中，其內部產業佔有率排名較低的組別客戶(F1G0)，亦設為 1。在產業佔有率次高事務所中(F2)中，其內部產業佔有率排名較低的組別(F2G0)，亦設為 1。所以 F1G1、F2G1、F1G0 與 F2G0 的比較基礎皆為產業佔有率排名第三、四及五名會計師事務所內部的組別。

表 3 測試事務所與內部組別產業知識對裁決性應計數之影響

$$|DA_{it}| = \beta_0 + \beta_1 OCF_{it} + \beta_2 LEV_{it} + \beta_3 SIZE_{it} + \beta_4 GC_{it} + \beta_5 TAC_{it} + \beta_6 LASTYR_{it} + \beta_7 FIRSTYR_{it} + \beta_8 F1_{it} (or F1G1_{it}) + \beta_9 F2_{it} (F1G0_{it}) + \beta_{10} (F2G1_{it}) + \beta_{11} (F2G0_{it}) + \varepsilon_{it}$$

自變數	預期符號	迴歸係數(括號內為 p 值)	
		模式一	模式二
CONSTANT	+/-	.013 (.530)	-.015 (.502)
OCF <sub>it</sub>	-	-.220 (.000)	-.270 (.000)
LEV <sub>it</sub>	+	.067 (.000)	.062 (.000)
SIZE <sub>it</sub>	+/-	-.002 (.329)	.001 (.532)
GC <sub>it</sub>	+	.012 (.020)	.010 (.066)
TAC <sub>it</sub>	+	.382 (.000)	.370 (.000)
LASTYR <sub>it</sub>	?	.008 (.421)	.001 (.412)
FIRSTYR <sub>it</sub>	?	.045 (.001)	.047 (.000)
F1	-	-.092 (.073)	
F2	-	-.0810 (.085)	
F1G1	-		-.173 (.001)
F1G0	?		.002 (.433)
F2G1	-		-.125 (.002)
F2G0	?		.013 (.375)
Adj.R <sup>2</sup>		22.4%	23.7%
F Value		21.513 (.000)	23.302 (.000)

實驗變數定義：

- F1 : 產業佔有率第一的事務所，其該產業客戶設為 1。
- F2 : 產業佔有率第二的事務所，其該產業客戶設為 1。
- F1G1 : 產業佔有率第一的事務所中，產業佔有率最高的組別，其該產業客戶設為 1。
- F1G0 : 產業佔有率第一的事務所中，產業佔有率非最高的組別，其該產業客戶設為 1。
- F2G1 : 產業佔有率第二的事務所中，產業佔有率最高的組別，其該產業客戶設為 1。
- F2G0 : 產業佔有率第二的事務所中，產業佔有率非最高的組別，其該產業客戶設為 1。

\*若有預期符號，p 值為單尾檢定，否則 p 值為雙尾檢定。

\*\*t 值與 p 值係依 White(1980)共變異數矩陣(heteroskedasticity-corrected covariance matrix)加以調整。

表 4 測試組別產業知識對裁決性應計數之影響

$$|DA_{it}| = \beta_0 + \beta_1 OCF_{it} + \beta_2 LEV_{it} + \beta_3 SIZE_{it} + \beta_4 GC_{it} + \beta_5 TAC_{it} + \beta_6 LASTYR_{it} + \beta_7 FIRSYR_{it} + \beta_8 SHARES_{it} \text{ (or } SHARECL_{it} \text{ or } CLNUMBER_{it}) + \varepsilon_{it}$$

自變數	預期符號	迴歸係數(括號內為 p 值)		
		模式一	模式二	模式三
CONSTANT	+/-	.013 (.532)	-.014 (.512)	.022 (.476)
OCF <sub>it</sub>	-	-.260 (.000)	-.274 (.000)	-.273 (.000)
LEV <sub>it</sub>	+	.069 (.000)	.069 (.000)	.067 (.000)
SIZE <sub>it</sub>	+/-	-.002 (.322)	.002 (.503)	-.002 (.537)
GC <sub>it</sub>	+	.011 (.021)	.011 (.046)	.010 (.051)
TAC <sub>it</sub>	+	.377 (.000)	.377 (.000)	.378 (.000)
LASTYR <sub>it</sub>	?	.006 (.421)	.001 (.433)	.002 (.445)
FIRSYR <sub>it</sub>	?	.047 (.001)	.046 (.000)	.047 (.002)
SHARESA	-	-.096 (.051)		
SHARECL	-		-.120 (.026)	
CLNUMBER	-			-.030 (.246)
Adj. R <sup>2</sup>		22.0%	22.9%	21.2%
F Value		21.513 (.000)	22.110 (.000)	20.729 (.000)

實驗變數定義：

SHARESA : 組別於某產業上市上櫃客戶銷貨取對數總額，佔該產業所有上市上櫃公司銷貨取對數之總額之比率。

SHARECL : 組別於某產業的查核上市上櫃家數，佔該產業所有上市上櫃公司數之比率。

CLNUMBER : 組別於某產業的查核上市上櫃家數

\*若有預期符號，p 值為單尾檢定，否則 p 值為雙尾檢定。

\*\*t 值與 p 值係依 White(1980)共變異數矩陣(heteroskedasticity-corrected covariance matrix)加以調整。



在釐清事務所是否支援提供組別產業知識的問題之後，本文欲進一步探討組別產業知識的特性。由於研究設計的需要，上述模式主要針對具有產業知識的組別，設定虛擬變數(dummy variables)作為實驗變數。由於虛擬變數可能無法完全捕捉產業知識的一些特性<sup>18</sup>(Gramling et al. 2001)，且表 3 之實證結果僅針對產業知識前二名事務所的組別進行測試，難以一窺全貌。因此，本文再以多項連續變數(continuous variables)代表組別產業知識，並以五大事務所內部所有組別為基礎，測試組別產業知識與客戶裁決性應計數絕對值之關聯性。根據文獻，本文以三個連續變數代表組別產業知識：組別的產業佔有率<sup>19</sup>(Eichenseher and Danos, 1991; Tonge and Wotton, 1991)、組別查核客戶數目佔產業之家數比例(Cullinan, 1998; Peel, 1997)及組別查核客戶的數目(Cullinan, 1998; Deis and Giroux, 1992; O'Keefe et al., 1994; Peel, 1997)。

由表 4 可發現，在控制其他可能影響裁決性應計數之因素後，組別的產業佔有率(SHARESA)與組別查核客戶數目佔產業家數比例(SHARECL)的係數顯著為負(SHARESA 的 p-value=0.051; SHARECL 的 p-value=0.026)，這代表在以組別為基礎衡量產業知識時，高產業佔有率組別客戶的裁決性應計數絕對值顯著少於低產業佔有率組別的客戶。此意謂著具產業知識的組別能提供較高的盈餘品質，即支持本文之假說。然而，組別查核客戶數目(CLNUMBER)的係數為負，但未達顯著水準(p-value=0.246)。此意謂著，以查核客戶數目衡量組別產業知識時，其與組別客戶的裁決性應計數絕對值之間，並未有顯著的關聯性，可能的解釋原因是查核客戶數目(CLNUMBER)可能較不適合作為產業集中國家的產業知識衡量指標<sup>20</sup>(O'Keefe et al., 1994)。因為在不同產業規模差異大的情形下，絕對數目的衡量方式將較相對權重的衡量方式為差。綜合上述結果，可以發現在三個組別產業知識的衡量指標中，有二個與客戶的裁決性應計數絕對值成顯著負相關，即本文假說大致獲得實證上之支持。

上述結果指出，組別產業知識與客戶的裁決性應計數絕對值呈現著顯著之負相關，但二者間之關係是否為線性相關，則需要做進一步之探討。本文另測試組別產業知識與客戶裁決性應計數絕對值是否為非線性關係。本文根據表 4 中的模式，進行 Ramsey Reset 測試，其 F 統計量(38.1046, p-value<0.001)達顯

18 如探討產業知識的非線性特性時，虛擬變數無法設平方項。

19 以銷貨收入開根號為計算基礎，求出組別於某產業上市上櫃客戶銷貨取對數總額，佔該產業所有上市上櫃公司銷貨取對數之總額之比率。

20 根據財政統計，民國九十二年台灣產業電子資訊產業產值佔總產值 47.1%。

著水準，顯示其為非線性模型。再分別加入衡量組別產業知識衡量指標的平方項作為自變數，並將結果列於表 5。結果顯示，在控制其他可能影響裁決性應計數之因素後，組別的產業佔有率(SHARESA)與組別查核客戶數目佔產業家數比例(SHARECL)及其平方項的係數皆達顯著水準，不過係數方向相反(SHARESA 與 SHARECL 為正；SHARESA2 及 SHARECL2 為負)。此意謂著，組別產業知識對客戶裁決性應計數絕對值的影響呈倒 U 形態，即客戶的裁決性應計項絕對值會先隨著組別產業知識的累積而增加，然後再遞減。此一結果代表著組別的產業知識必須累積達一定門檻，才能使得裁決性應計數絕對值降低。

至於在控制變數方面，表 3 至表 5 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。總而言之，在組別產業知識的衡量指標中，除了組別查核客戶數目(CLNUMBER)之外，皆與客戶的裁決應計數絕對值成顯著負相關。

表 5 測試組別產業知識與客戶裁決性應計數之非線性關係

$$|DA_{it}| = \beta_0 + \beta_1 OCF_{it} + \beta_2 LEV_{it} + \beta_3 SIZE_{it} + \beta_4 GC_{it} + \beta_5 TAC_{it} + \beta_6 LASTYR_{it} + \beta_7 FIRSTYR_{it} + \beta_8 SHARES_{it} \text{ (or } SHARECL_{it} \text{ or } CLNUMBER_{it}) + \beta_9 SHARES_{it}^2 \text{ (or } SHARECL_{it}^2 \text{ or } CLNUMBER_{it}^2) + \varepsilon_{it}$$

自變數	預期符號	迴歸係數(括號內為 p 值)		
		模式一	模式二	模式三
CONSTANT	+/-	.016 (.560)	-.015 (.500)	.021 (.455)
OCF <sub>it</sub>	-	-.292 (.001)	-.277 (.000)	-.274 (.000)
LEV <sub>it</sub>	+	.070 (.000)	.072 (.000)	.067 (.000)
SIZE <sub>it</sub>	+/-	-.0021 (.301)	.003 (.453)	-.003 (.501)
GC <sub>it</sub>	+	.013 (.017)	.013 (.045)	.0111 (.041)
TAC <sub>it</sub>	+	.388 (.000)	.370 (.000)	.370 (.000)
LASTYR <sub>it</sub>	?	.010 (.407)	.001 (.400)	.0019 (.437)
FIRSTYR <sub>it</sub>	?	.047 (.001)	.047 (.000)	.049 (.001)
SHARESA	-	.0028 (.051)		
SHARESA <sup>2</sup>		-.0891 (.010)		
SHARECL	-		.0201 (.026)	
SHARECL <sup>2</sup>			-.642 (.015)	
CLNUMBER	-			.0012 (.346)
CLNUMBER <sup>2</sup>				-.0042 (.143)
Adj.R <sup>2</sup>		23.7%	22.8%	22.2%
F Value		23.092 (.000)	22.767 (.000)	21.609 (.000)

實驗變數定義：

SHARESA : 組別於某產業上市上櫃客戶銷貨取對數總額，佔該產業所有上市上櫃公司銷貨取對數之總額之比率。

SHARECL : 組別於某產業的查核上市上櫃家數，佔該產業所有上市上櫃公司數之比率。

CLNUMBER : 組別於某產業的查核上市上櫃家數

爲了增加實證結論的穩健性(robustness)，本研究進行下列幾項穩健性分析：

許多研究指出，相對於低估盈餘及淨資產，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(Bonner et al., 1998；Francis and Krishnan, 1999; Kellogg, 1984；Kinney and Martin, 1994)。換言之，會計師對管理當局操縱盈餘增加或減少的態度並不一樣。因此，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。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。在裁決性應計數爲正的子樣本中，SHARESA 與 SHARECL 的係數仍顯著爲負 (SHARESA 的 p-value=0.001；SHARECL 的 p-value=0.000)。然而，CLNUMBER 的係數雖爲負，但仍不顯著。在裁決性應計數爲負的子樣本中，則 SHARESA、SHARECL 及 CLNUMBER 與應變數之間，雖具正向關係但並未達顯著水準。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爲，並不會因產業佔有率的高低，而有明顯的差異。這或許是反應國內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。

Craswell et al.(1995)認爲客戶對產業知識的需求與供給，可能隨產業不同而有所差異；此外，不同產業有不同會計處理方法，造成會計師對產業知識投資所產生的效益，亦可能有所不同。因此，本文根據表 4 實證模式重新依照產業別進行測試，結果顯示，迴歸係數隨著不同產業及不同組別產業知識衡量指標而有不同顯著水準。基本上，除了營建業較不顯著外，其它產業實證結果大致支持本文假說。

最後，爲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 Firm1、Firm2、Firm3 及 Firm4 之虛擬變數<sup>21</sup>，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。

---

21 Firm1、Firm2、Firm3 及 Firm4 爲名目尺度之 0 或 1 虛擬變數，當該筆資料爲 A 會計師事務所時，Firm1=1，其餘爲 0。而當爲當該筆資料爲 B 會計師事務所時，Firm2=1，其餘爲 0，其他情況依此類推。因為本研究爲五大會計師事務所之各組產業知識與客戶盈餘品質之關聯性，爲了避免各大事務所間品質控制政策等因素影響研究結果，所以加入 Firm1 至 Firm4 之虛擬變數加以控制其可能之影響。

## 陸、結論與建議

Krishnan (2003)的研究顯示，六大會計師事務所的產業知識的確可以降低管理當局之盈餘管理行為，使盈餘品質更佳。本文延續 Krishnan (2003)之研究，並針對國內特有之審計環境，進一步測試五大會計師事務所內部組別產業知識與客戶盈餘品質之關聯性。實證結果發現，組別的產業知識主要由本身實際查核經驗而來，事務所並無從旁提供產業知識，亦或提供產業知識不足。此外，在當組別產業知識越豐富，其客戶裁決性應計數絕對值越低，顯示組別專業知識越強，其客戶的盈餘品質越佳，此驗證了組別產業佔有率為一衡量國內產業知識的重要指標。

本研究針對五大事務所內部組別探討的結果，發現國內事務所內部組別獨立性高，衍生出很多問題。首先便是組別產業知識投資經濟效益低落的問題。由於各組別獨立性高，事務所無法彙總內部各單位之產業知識，提供給有需求的組別，導致各組別於產業知識的投資，無法應用於同一事務所的其它組別，造成組別產業知識投資的經濟效益不彰。此外，同一事務所內部單位各自投資於相同產業的專業知識上，也造成資源的浪費。更嚴重者，即事務所內部產業佔有率較低的組別，因無法獲取同事務所其它組別之產業知識，導致審計品質較差，使得五大事務所內部無法維持同質的審計品質。

欲解決此一國內特有現象有幾種方法，首先可從法律責任方面，仿照美國的作法，加強事務所之連帶責任。當會計師有過失時，除針對個別會計師進行懲處，事務所也須負連帶責任，藉以加強事務所內各會計師間相互監督及資源共享的功能，進而提升事務所的整體性。此外，亦可由調整合夥人盈餘分配制度著手。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主要因素包括有：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決定合夥會計師盈餘分配的主要因素。另外，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相當奇特，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。在此種合夥人盈餘分配制度下，容易造成會計師以自身組別為中心，進而強化事務所內部組別的獨立性。因此，欲降低組別獨立性對審計品質的影響，可參考 Wulf(2002)部門間影響活動(influence activities)之研究結果，加入事務所整體績效作為合夥人盈餘分配基礎的獎酬制度，提高組間分享產業知識之誘因。另外，根據 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。Kandel and Lazear 進一步強調，在以整體盈餘作為分攤基礎的前提下，會計師將會更積極作好自身的工作，並且能產生監督其他合夥人的功能，進而維持事務所審計品質的同質性。

國內審計市場的發展趨勢，隨著美國的步伐，步上大者越大，小者越小的趨勢<sup>22</sup>，因此，大型會計師事務所的發展對國內未來審計環境將有重大影響。面對這種趨勢，本研究針對五大事務所內部組別探討的結果，可提供政府主管機關及大型會計師事務所於制定決策時之參考，以使審計市場生態朝向更良性方向發展。

## 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。
- 林嬋娟及蔡彥卿，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、蔡逸芳及洪玉美，1996/12，「全球會計師法律責任探索」，會計師會訊：22-32。
- 林嬋娟及劉嘉雯，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。
- 洪振詠，1997，會計師事務所產業經驗與新上市公司簽證市場關聯性之探討，東吳大學會計學研究所碩士論文。
- 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。
- 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。
- 周啟東，2003，「王永慶的會計師帶兵集體跳槽」，商業周刊，第 804 期。
- 劉而純，1999，台灣審計市場集中度之研究，東吳大學會計學研究所碩士論文。

---

22 根據商業周刊(608 期)統計的結果，目前五大會計師事務所的簽證家數已佔台灣上市上櫃公司家數之 75%，至 2002 年止，此項比例可望再提高至 80%以上。

- 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**, Vol.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**, Vol.30, 421-452.
- Beatty, R., 1989, "Auditor Reputation and the Pricing of Initial Public Offerings", **The Accounting Review**, Vol.64, 693-709.
- Becker, C., M. DeFond, J. Jiambalvo, and K. Subramanyam, 1998, "The Effect of Audit Quality on Earning Management", **Contemporary Accounting Research**, Vol.15, 1-24.
- Bell, T., and R. Tabor, 1991, "Empirical Analysis of Audit Uncertainty Qualification", **Journal of Accounting Research**, Vol.29, 350-370.
- Bonner, S., 1990, "Experience Effects in Auditing: The Role of Task-Specific Knowledge", **The Accounting Review**, Vol.65, 72-92.
- 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**, Vol.73, 503-532.
- Browning, E. S., and J. Weil, 2002, "Accounting Woes Roil Stock Markets as Nervous Investors Stampede Exits", **The Wall Street Journal** (January 29).
- Craswell, A., J. Francis, and S. Taylor, 1995, "Auditor Brand Name Reputations and Industry Specialization", **Journal of Accounting and Economics**, Vol.3, 297-332.
- Cullinan, C. P., 1998, "Evidence of Non-Big 6 Market Specialization and Pricing Power in a Niche Assurance Service Market", **Auditing: A Journal of Practice and Theory**, Vol.17, 47-57.
- DeAngelo, L. E., 1981, "Audit Size and Audit Quality", **Journal of Accounting and Economics**, Vol.3, 183-199.
- Dechow, P., R. Sloan, and A. Sweeney, 1995, "Detecting Earning Management", **The Accounting Review**, Vol.70, 193-225.
- DeFond, M., and M. Jiambalvo, 1994, "Debt Covenant Violation and Manipulation of Accruals", **Journal of Accounting and Economics**, Vol.17, 145-176.
- DeFond, M., and K. Subramanyam, 1998, "Auditor Changes and Discretionary Accrual", **Journal of Accounting and Economics**, Vol.25, 35-68.
- Deis, D. R., and G. A. Giroux, 1992, "Determinants of Audit Quality in the Public

- Sector”, **The Accounting Review**, Vol.67, 462-479.
- Doogar, R., 1999, “A Theory of Audit Industry Structure”, **The Accounting Review**, Vol.74, 22-38.
- Doogar, R., and R. F. Easley, 1998, “Concentration without Differentiation: A New Look at the Determinants of Audit Market Concentration”, **Journal of Accounting and Economics**, Vol.21, 235-253.
- Dopuch, N., R. Holthausen, and R. Leftwich, 1987, “Predicting Audit Qualifications with Financial and Market Variables”, **The Accounting Review**, Vol.62, 431-454.
- Dopuch, N., and D. Simunic, 1982, “The Competition in Auditing: An Assessment”, **Fourth Symposium on Auditing Research**, Urbana, University of Illinois, 407-459.
- Dunn, K. A., B. W. Mayhew, and S. G. Morsfield, 2000, “Auditor Industry Specialization and Client Disclosure Quality”, Working Paper, Baruch College-CUNY, University of Wisconsin, and The Capital Markets Company.
- Dye, R., 1993, “Auditing Standards, Legal Liability and Auditor Wealth”, **Journal of Political Economy**, Vol.101, 887-914.
- Eichenseher, J. W. and P. Danos, 1981, “The Analysis of Industry Specific Auditor Concentration: Towards an Explanation Model”, **The Accounting Review**, Vol.56, 479-492.
- Ferguson, A., J. Francis, and D. Stokes, 2003, “The Effect of Firm-Wide and Office-Level Industry Expertise on Audit Pricing”, **The Accounting Review**, Vol.78, 429-488.
- Ferguson, A., and D. Stokes, 2002, “Brand Name Audit Pricing, Industry Specialization and Leadership Premiums Post Big 8 and Big 6 Mergers”, **Contemporary Accounting Research**, Vol.19, 77 - 110.
- Francis, J., 1984, “The Effect of Audit Firm Size on Audit Price: A Study of the Australian Market”, **Journal of Accounting and Economics**, Vol.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**, Vol.18, 17-34.
- Francis, J., and J. Krishnan, 1999, “Accounting Accruals and Auditor Reporting Conservatism”, **Contemporary Accounting Research**, Vol.16, 135-165.
- Frankel, R. M., M. F. Johnson, and K. K. Nelson, 2002, “The Relation between



- Auditors' Fee for Nonaudit Services and Earnings Management”, **The Accounting Review**, Vol.77, 71-105.
- Gramling, A. A., and D. N. Stone, 2001, “Audit Firm Industry Expertise: A Review and Synthesis of the Archival Literature”, **Journal of Accounting Literature**, Vol.20, 1-29.
- Gramling, A. A., V. E. Johnson, and I. K. Khurana, 2001, “Audit Firm Industry Specialization and Financial Reporting Quality”, Working Paper, Georgia State University and University of Missouri-Columbia.
- Hogan, C. E., and D. C. Jeter, 1999, “Industry Specialization by Auditors”, **Auditing: Journal of Practice and Theory**, Vol.18, 1-17.
- Kandel, E., and E. P. Lazear, 1992, “Peer Pressure and Partnerships”, **Journal of Political Economy**, Vol.100, 801-817.
- Kellogg, R., 1984, “Accounting Activities, Securities Prices, and Class Action Lawsuits”, **Journal of Accounting and Economics**, Vol.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**, Vol.13, 149-159.
- Krishnan, G., 2003, “Does Big 6 Auditor Industry Expertise Constrain Earnings Management?”, **Accounting Horizons**, Vol.17, 1-16.
- Lennox, C. S., 1999, “The Accuracy and Incremental Information Content of Audit Reports in Predicting Bankruptcy”, **Journal of Business Finance and Accounting**, Vol.26, 757-778.
- Manski, C. F., and D. McFadden, 1981, **Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications**. Cambridge, MA: MIT Press.
- Menon, K. and D. Williams, 1991, “Auditor Credibility and Initial Public Offerings”, **The Accounting Review**, Vol.66, 313-332.
- O'Keefe, T. B., R. D. King, and K. M. Gaver, 1994, “Audit Fees, Industry Specialization, and Compliance with GAAS Reporting Standards”, **Auditing: A Journal of Practice and Theory**, Vol.13, 41-55.
- Owhoso, V. E., W. F. Messier, Jr., and J.G. Lynch, Jr., 2002, “Error Detection by Industry-Specialized Teams during Sequential Audit Review”, **Journal of Accounting Research**, Vol.40, 883-900.
- Palmrose, Z., 1987, “Audit Fees and Auditor Size: Further Evidence”, **Journal of Accounting Research**, Vol.24, 97-110.
- Peel, M. J., 1997, “UK Auditor Concentration: A Descriptive Note”, **Accounting and Business Research**, Vol.4, 311-322.

- Pearson, T. and G. Trompeter, 1994, "Competition in the Market for Audit Services: The Effect of Supplier Concentration on Audit Fees", **Contemporary Accounting Research**, Vol. 11, 115-135.
- 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**, Vol.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**, Vol.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.
- Solomon, I., M. D. Shields, and O. R. Whittington, 1999, "What Do Industry-Specialist Auditors Know?", **Journal of Accounting Research**, Vol.37, 191-208.
- Su, Y. H., 2000, "Audit Fees and Auditors Size: A Study of Audit Market in Taiwan", **Taiwan Accounting Review**, Vol.1, 59-78.
- Tonge, S. D., and C. W. Wootton, 1991, "Auditor Concentration and Competition among the Large Public Accounting Firms: Post-Merger Status and Future Implication", **Journal of Accounting and Public Policy**, Vol.10, 157-172.
- Trompeter, G., 1994, "The Effect of Partner Compensation Schemes and Generally Accepted Accounting Principles on Audit Partner Judgment", **Audit: A Journal of Practice and Theory**, Vol.13, 56-68.
- Wallman, S., 1996, "The Future of Accounting, Part III: Reliability and Auditor Independence", **Accounting Horizons**, Vol.10, 76-97.
- Warfield, T., J. Wild, and K. Wild, 1995, "Managerial Ownership, Accounting Choices, and Informativeness of Earnings", **Journal of Accounting and Economics**, Vol.20, 61-91.
- White, H., 1980, "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity", **Econometrica**, Vol.48, 817-838.
- Wulf, J., 2002, "Internal Capital Markets and Firm-Level Compensation Incentives for Division Managers", **Journal of Labor Econometrics**, Vol.20, s219-s262.

## 作者簡介：

### 陳政芳

國立臺北大學會計博士，現任國立東華大學會計系助理教授。主要研究領域在審計學及國際會計。論文曾發表於 *The Accounting Review*、會計評論、證券市場發展季刊等期刊。

### 李啓華

國立台灣大學會計系博士生。主要研究領域審計學及財務會計。論文曾發表於當代會計。