

大型會計師事務所之審計品質真的比 非大型會計師事務所好嗎？從抑制 盈餘管理的角度探討 —控制自我選擇偏誤的重要性[†]

李建然^a 林秀鳳^{b*}

^a國立臺北大學會計學系

^b東海大學會計學系

摘要

本研究以會計師事務所抑制裁決性應計數的能力作為審計品質之衡量指標，在控制自我選擇偏誤的情況下，探討安隆案後，臺灣四大會計師事務所的審計品質是否明顯優於非四大會計師事務所。實證證據顯示，樣本資料的確有自我選擇偏誤的現象，以內生性二元處理模型(endogenous binary treatment model)並輔以多種估計方法及固定效果迴歸模型，分離自我選擇效果後，四大會計師事務所相較於非四大會計師事務所更能抑制管理階層盈餘管理的空間；亦即從抑制公司盈餘管理的角度，四大會計師事務所的審計品質明顯優於非四大會計師事務所。此外，臺灣四大會計師事務所間儘管規模差異不小，但其間之審計品質並沒有明顯的差距。最後，證據也顯示，如像過去文獻一樣，若未控制自我選擇偏誤的問題，則檢測結果相當分歧，無法作出穩健的結論，本研究突顯相關議題之探討，對自我選擇偏誤控制的重要性。

關鍵詞：審計品質、盈餘管理、大型會計師事務所、自我選擇偏誤

數據可供性：所有數據皆可由公開資料取得

1. 緒論

本研究旨在以會計師事務所抑制裁決性應計數的能力作為審計品質的衡量指標，探討在控制自我選擇偏誤(self-selection bias)的情況下，臺灣大型（四大）會計師事務所（文後簡稱四大）的審計品質是否明顯優於非大型（非四大）會計師事務所（文後簡稱非四大）。

[†] 作者感謝兩位匿名審查人，亦感謝國家科學委員會之財務支持(NSC 96-2416-H-305-010)

*通訊作者，電子郵址：s4282@thu.edu.tw

審計功能在資本市場中扮演相當重要的角色。就審計需求理論而言，審計功能欲發揮減少代理成本或交易（資訊）成本的作用，其重要的基石在於取得財務報表使用者對會計師的信賴，而此信賴須建立在會計師的審計品質上。所謂的審計品質係指會計師是否能夠發現財務報表重大不實的能力（即專業能力(competency)）與是否能忠實報導其查核結果的能力（即獨立性(independence)）。然而會計師的專業能力及獨立性卻非財務報表使用者所能直接觀察，若要使用者判斷某一會計師是否具有審計品質，以決定財務報表可信賴的程度是不切實際的。因此，對財務報表使用者而言，是否有一簡單且可觀察的指標告訴他們何者的審計品質較可信賴將是非常的重要。

1980 年代初期，美國學界即指出會計師事務所規模（品牌）可以作為判斷審計品質的指標，然而卻引起許多的爭議，並且引發中小型會計師事務所的反彈，會計師事務所之規模或品牌是否是一個簡單且可觀察的審計品質指標，成為一項相當重要之研究議題。隨後許多學者從實證的角度驗證上述的理論，整體而言，實證結果支持上述論點(Simunic and Stein 1987; Beatty 1989; Menon and Williams 1991; Teoh and Wong 1993; Wallman 1996; Becker, DeFond, Jambalvo and Subramanyam 1998; Francis, Maydew and Sparks 1999; Lennox 1999)。反觀我國，雖然已有不少研究投入此一議題的討論，但由於研究設計與衡量方法不同，或是取用資料期間或方式有所差別，實證結果並不一致，臺灣四大的審計品質是否明顯優於非四大的議題仍無定論（張文瀾 2001；邱秀清 2002；王鐘霆 2005；Hsieh and Tsai 2004）¹。審計為一門社會科學，會計師的審計品質深受一個國家的法律環境及會計師事務所組織結構影響，此一議題實無法依賴他國相關的實證證據回答，有賴臺灣本身之研究加以驗證。

根據美國相關文獻，聲譽假說(reputation hypothesis)與深口袋假說(deep pocket hypothesis)²表徵了會計師事務所規模愈大審計品質則愈佳之論述，就相關文獻的探討不難發現，藉由聲譽假說及深口袋假說所論證的四大審計品質優於非四大，係建立在美國所具有的會計師法律環境及會計師事務所組織結構上。然而臺灣與美國在會計師法律責任及事務所組織結構存有許多差異，是否我國四大的審計品質亦優於非四大則仍存有許多爭議。

首先，就我國法律環境而言，會計師事務所遭致訴訟的情況遠不及美國發生的頻率，而且會計師因審計失敗所實際支付民事賠償的個案極少，使得國內會計師所承擔之訴訟風險及成本遠不及美國。從美國法律環境觀之，會計師的簽證責任乃整體會計

¹ 其實，其他國家相關研究的實證證據亦與美國有相當大的差異，例如以裁決性應計數作為審計品質之代理變數時，會計師法律責任較輕的韓國、法國皆未發現大型會計師事務所審計品質明顯優於非大型會計師事務所 (Jeong and Rho 2004)；比利時與巴西的研究指出，大型會計師事務所為避免稅務機關調查，會抑制客戶調降盈餘，但對限制管理階層向上操縱盈餘則不明確(Vander Bauwhede, Willekens, and Gaeremynck 2003; Carlos A. de Mello-Souza 2004)。此外，少數研究使用其他審計品質代理變數，同樣也未有定論，例如 Carlos A. de Mello-Souza (2004)以報導盈餘時效性來衡量審計品質，結果顯示大型會計師事務所客戶較遵守資訊揭露原則，更及時認列損失；然而，Khurana and Raman (2004)研究東南亞國家指出，大型會計師事務所客戶報導盈餘時效性並未明顯優於非大型會計師事務所客戶。

² 聲譽假說認為，大型會計師事務所的客戶相對較多，對單一客戶經濟依賴度小，故較能維持審計獨立性；深口袋假說則認為，擁有較多財富的大型會計師事務所在遭逢審計失敗時，將面臨較高的訴訟風險。

師事務所之責，即事務所對財務報表使用者負擔審計失敗的責任；亦認為事務所各合夥會計師因互負連帶過失賠償責任，將建立合夥人間的相互監督機制，以確保會計師事務所之審計品質。然而，臺灣的法律制度係以會計師個人為訴訟對象³，而非會計師事務所整體，因而造成會計師事務所內部會計師相互監督力量不若美國般的縝密，導致各合夥會計師的自主性提高（郭奕伶 2000；李建然與陳政芳 2004）。

其次，在國內事務所的組織結構方面，從臺灣大型會計師事務所的歷史沿革不難發現，大型會計師事務所係由許多中小型會計師事務所合併而成，合併的目的在於使用同一個國外大型國際會計聯盟的品牌（郭奕伶 2000；賴春田 2000）。基於原先各中小型事務所自身利益的考量，合併後許多大型會計師事務所並未將各中小型事務所合併前的客戶打散，仍由各中小型事務所在大型事務所中以組別的組織型態運作，使得合夥會計師的自主性並未因合併而有所影響。因此，仍時有所聞會計師事務所的合縱連橫，反對合併的會計師往往可以率整組的查核人員及客戶跳槽，顯示客戶跟隨的是會計師所屬組別，而非會計師事務所⁴。上述大型會計師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），影響臺灣合夥會計師盈餘分配的因素包括有：合夥會計師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大多採利潤中心制度，各合夥會計師只能分得自己部門的利潤。

透過上述的論析可知，臺灣大型會計師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，當大型會計師事務所發生審計失敗時，不見得會造成現有或潛在客戶的流失。即使客戶想要更換另一品牌的大型會計師事務所，若該客戶對查核會計師非常重要，會計師甚至會與客戶一同跳槽至另一大型會計師事務所，組織結構若如此運作，則單一客戶的經濟利益對各組別合夥會計師的影響，就猶如單一客戶對非大型會計師事務所的影響。除此之外，在臺灣法律制度下，財務報表使用者在面對審計失敗時，並不易於法律訴訟中獲取會計師事務所的賠償，而且係以會計師個人為訴訟對象，非事務所整體，對大型會計師事務所及非大型會計師事務所的會計師而言，其法律風險及成本應不致於有明顯的差異。綜上所述，不論是會計師事務所組織結構亦或是法律環境，我國與美國有所不同，以美國相關文獻所發現的大型會計師事務所表徵較佳審計品質的主流論述，真能適用於臺灣嗎？實有賴我國自身之實證證據予以解答。

不過，雖然以大型會計師事務所表徵較佳審計品質的美國主流論述在臺灣仍有待驗證，但自安隆(Enron)案發生以來，臺灣四大之國際大型聯盟會計師事務所，加強對

³ 美國的審計實務，係以會計師事務所的名義在查核報告上簽名；而臺灣除了在查核報告上具名會計師事務所外，尚有查核會計師之簽名，使得我國在面臨審計相關訴訟時，即以查核會計師為對象。

⁴ 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，立本臺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。

各事務所的協助及監督，藉以提升各大事務所品質控制要素，甚至必須接受美國公開發行公司會計監督委員會(PCAOB)的檢查，如此將有益於提升我國四大的審計品質。另一方面，會計師事務所屬於知識密集的專業服務業，會計師事務所人力資本結構亦攸關著審計品質良窳，國際大型聯盟會計師事務所擁有較多的經濟及資訊資源，除可提供國內各大型會計師事務所使用之外，也相對較非四大能吸引優秀的員工，並且較具備標準化的查核方法及完善的員工訓練計畫，予以厚實人力資本，對於四大的審計品質可能亦有所幫助⁵。最後，臺灣某些四大也體認到事務所組織結構所帶來的潛在問題，業已開始從事組織結構改造的工程，企圖降低前述以組別方式運作所帶來的負面影響。上述因素是否足以確保四大的審計品質得以優於非四大則屬實證問題。

考量 2001 年安隆案發生後，對全球審計環境有關鍵及結構性的影響，故本研究著重於安隆案發生後，臺灣大型會計師事務所規模（品牌）是否為一個簡單且可觀察的審計品質指標。再則，過去文獻皆將四大視為審計品質是相似的，但近幾年事務所間的合併及競爭環境的改變，臺灣四大間的規模與運作其實已有相當大的差異，故本研究除了對過去尚未有定論之議題提供額外的實證資料外，也進一步探究四大各所之審計品質是否皆一致的優於非四大。

在研究方法上，本研究相較於臺灣過往文獻，其最大之差異在於過去相關研究探討會計師事務所規模與審計品質關係議題時，在研究設計上皆將會計師選擇視為外生變數，但此一假設並不正確。過去有關會計師事務所選擇的文獻即發現，受查公司選擇四大或非四大的決策，與公司個別的特質有關（包括盈餘的特性）。例如 Francis et al. (1999)的研究發現，選擇大型會計師事務所的公司相較於非大型會計師事務所的公司，其盈餘中有較大比率的應計數，較易使外部報表使用者懷疑其盈餘品質，為降低其代理成本及資訊成本，故較會選擇大型會計師事務所。換言之，探討大型會計師事務所相較於非大型會計師事務所，是否更能抑制公司盈餘管理，樣本公司可能有自我選擇的問題，即會計師事務所的選擇為一內生變數。故本研究探討會計師事務所規模與審計品質關係議題時，試圖使用內生性二元處理模型（endogenous binary treatment model，文後簡稱 EBTM 模型）⁶進行資料分析。此外，為克服 EBTM 估計結果易因選擇模型設定上之些微差異而改變，可能存在欠缺穩健性(robustness)的缺點(Lennox, Francis and Wang 2012)⁷，本研究同時輔以多種估計方法及固定效果迴歸模型(fixed effect regression model)控制自我選擇效果，檢測四大之審計品質是否真的優於非四大，以強化

⁵ 本研究根據財政部統計處的「會計師事務所服務業調查報告」之普查資料庫，彙整分析 2002 年至 2007 年臺灣會計師事務所之人力資本。資料指出，非四大規模最大者 488 人，不及四大最小規模(989 人)之半數。此外，四大會計師與助理員工具碩士以上之高學歷人數平均比率為 23.0%，非四大僅為 9.4%；助理員工擁有會計師證照的比率在四大平均為 8.4%，高於非四大的 1.4%；四大每一會計師與助理員工的訓練費支出平均為 13,630 元，亦遠高於非四大的 5,967 元，進一步檢測皆達 1%顯著水準，表示四大在高學歷教育程度、會計師證照以及教育訓練支出等人力資本明顯優於非四大。

⁶ Villalonga and Amit (2006)探討家族與出，受查公司選擇四大或非四大的決策與公司特質有關，但在評估四大審計品質是否優於非四大時非家族企業對公司價值影響的內生性問題時，即利用 EBTM 分析。另一方面，雖然 Francis et al. (1999)指，該研究僅使用 OLS 加以檢測，未進一步控制自我選擇效果。

⁷ 該研究指出以 2SLS 克服內生性問題時，估計結果易因選擇模型設定上之些微差異而改變，結論可能欠缺穩健性。

實證結論之穩健性，此亦為本研究的另一貢獻⁸。

實證結果指出，台灣四大相較於非四大較能限制審計客戶盈餘管理的空間，並且不論管理階層盈餘向上或向下操縱，四大亦皆較能抑制管理階層盈餘操縱的幅度，即四大之審計品質優於非四大，此結論在經過許多敏感性測試後，仍相當具有穩健性。另一方面，實證證據亦顯示臺灣四大間審計品質並沒有明顯的差距，各所之審計品質皆優於非四大。最後，比照過去相關文獻之研究設計，如未控制自我選擇效果，則檢測結果相當分歧，無法作出穩健的結論，這樣的結果突顯此類研究對自我選擇偏誤加以控制的重要性。

本研究具有以下政策與管理意涵：在政策意涵方面，本研究可提供對會計師監理政策之參考，例如主管機關可依照會計師事務所的規模，建立一套雙軌制的會計師事務所監管模式等。就管理意涵而言，本研究可提供財務報表使用者瞭解台灣四大能夠代表較高的審計品質，財務報表使用者將可直接透過此一簡單且可觀察的指標判斷會計師事務所審計品質的良窳，據以評估其所面臨的資訊風險，進而提升其決策品質。最後，本研究結果發現，在採用會計師與公司共同協議之裁決性應計數作為審計品質代理變數時，臺灣之實證資料的確有明顯的自我選擇偏誤現象，也提醒後續研究者在相關議題的研究設計上應考量自我選擇問題。

本文其餘結構如下：第二節說明研究假說建立之依據及理論背景；第三節說明研究方法及變數衡量、樣本選取及資料來源；第四節彙整實證結果及分析；最後，第五節則為結論與建議。

2. 研究假說之建立

審計之主要功能在於提升查核財務報表的允當性，降低管理階層與財務報表使用者間存在之資訊不對稱，審計能否發揮效用及限制盈餘管理程度之大小，均與審計品質息息相關。美國相關研究指出，事務所的規模為決定審計品質良窳之重要因素，DeAngelo (1981)及 Dye (1993)曾以分析性模型說明大型事務所更有更強的動機查核並揭露財務報表之誤述。許多實證文獻也支持上述學者的分析，例如，Teoh and Wong (1993)發現六大會計師事務所之客戶較非六大會計師事務所客戶有較高之盈餘反應係數；Craswell, Francis and Taylor (1995)觀察到六大會計師事務所獲取較高之審計公費溢酬與審計品質有關；St.Pierre and Anderson (1984)亦指出，六大會計師事務所之訴訟比例小於非六大會計師事務所；此外，Becker et al. (1998)認為較低的審計品質伴隨著會計選擇方法之彈性，該研究同時也發現，平均而言，非八大會計師事務所之客戶報導增加盈餘之裁決性應計項目，比八大會計師事務所多出約總資產的 1.5~2.1%；Francis et al. (1999)亦發

⁸ 國內其他審計研究之議題，薛敏正、張瑀珊與高君慈(2008)在探討審計公費以及謝永明與黃荃(2009)在探討事務所審計任期時，雖亦涉獵四大自我選擇問題，然而根據兩者之研究設計，是將四大視為調節變數，即四大為內生調節變數，故就計量經濟理論而言，應適用轉換模型，而非本文採用之處理模型。並且由於轉換模型係區分兩狀態(四大、非四大)分別加以檢視測實驗變數與應變數之關係(例如公費或任期與審計品質之關係)，故若使用分割四大與非四大樣本之兩階段估計法(2SLS)克服內生性問題時，估計結果除了易因選擇模型設定上之些微差異而改變，結論欠缺穩健性外(Lennox et al. 2012)，同時也可能會有僅單一樣本呈現內生性問題，因此文獻多傾向以聯立系統方式之最大概似法(MLE)估計。

現六大會計師事務所客戶之裁決性應計數較低，顯示六大會計師事務所較能抑制管理階層盈餘操弄行為⁹。

根據美國相關文獻，會計師事務所的規模關乎審計品質之主要論點有聲譽及深口袋假說。聲譽假說認為規模大的事務所，若審計品質不佳，將對會計師事務所品牌(brand name)有負面的影響，進而使會計師事務所失去更多現在及潛在的客戶，而客戶流失所造成的經濟損失，是審計品質的“抵押品”；此外，當會計師事務所的規模愈大，事務所對單一客戶的經濟依賴度即愈小，因而愈能維持其審計獨立性。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相對較佳(DeAngelo 1981)。深口袋假說則認為，在審計失敗時，財務報表使用者愈會控告財力雄厚的會計師事務所，以期獲取更多的賠償，大型會計師事務所因有較多的財富，故面臨的訴訟風險較高，為避免較高的訴訟風險，愈會維持較佳的審計品質(Dye 1993)。另一方面，由於會計師事務所各合夥人互負連帶過失賠償責任，因此會計師事務所規模愈大，合夥會計師相互監督的力量會愈強，其審計品質也愈佳。透過聲譽假說及深口袋假說之立論，據以確立大型會計師事務所之規模或品牌乃表徵較佳的審計品質。

但誠如前言所述，美國大型會計師事務所較佳審計品質之論述及相關的實證結果，在臺灣的法律環境及會計師事務所組織下不一定能獲得支持。然而，安隆案後，會計師法律環境愈趨嚴苛，大型事務所愈積極致力於審計品質的提升及組織改造，其審計品質可能較非大型事務所有更多之提升。因此，本研究提出下列之研究假說(以虛無假設之方式表達)：

H₀：在其他條件不變之下，審計品質與會計師事務所規模無關。

3. 研究方法

3.1 實證模式及變數衡量

在評估四大是否具有較高的審計品質時，本研究依循過去相關文獻的作法(Warfield, Wild and Wild 1995; Becker et al. 1998; Francis et al. 1999; Frankel, Johnson and Nelson 2002)，以裁決性應計數作為審計品質之代理變數¹⁰。文獻上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。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，

⁹ 前述實證研究皆未控制自我選擇偏誤的問題。Kim, Chung and Firth (2003)在控制自我選擇之情況下，複製 Becker et al. (1998)的研究卻發現，大型會計師事務所在抑制管理階層操縱盈餘增加時較非大型會計師事務所佳，但在抑制管理階層操縱盈餘減少時，非大型會計師事務所反而較大型會計師事務所佳。Lawrence, Minutti-Meza and Zhang (2011)亦曾以傾向分數配對法(propensity-score matching method)試圖控制自我選擇偏誤，其實證結果卻未發現四大之審計品質較非四大佳，惟該研究建議未來研究應該使用其他研究方法克服自我選擇的問題。

¹⁰ 就盈餘管理的文獻而言，管理階層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階層盈餘操縱的衡量變數。

會計師越能發現公司不當的調整分錄，在與公司協商時，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)¹¹。

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），無法預期各年度裁決性應計數的方向。而且管理階層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，這些因素及管理階層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（以 $|DA|$ 代表），衡量會計師允許管理階層盈餘管理的空間(Jones 1991; DeFond and Jiambalvo 1994; Francis et al. 1999; 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同時考量管理階層盈餘增加及減少兩操弄行為較佳的代理變數。此外，本研究並進一步將樣本依裁決性應計數的正負（分別以 DA^+ 及 DA^- 代表）分成兩個子樣本，分別進行迴歸分析。

至於裁決性應計數（應變數）的估計，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, Sloan and Sweeney 1995)，故本文採用產業別橫斷面 modified Jones 模式估計裁決性應計數¹²。同時本文也參酌 Kothari, Leone and Wasley (2005)之研究，於產業別橫斷面 modified Jones 模式中加入前一期之資產報酬率(ROA)進行估計¹³，以控制異常經營績效對裁決性應計數估計所造成之偏誤，估計模式如下：

$$TA_{it} / A_{it-1} = \delta_0 + \delta_1 (1/A_{it-1}) + \delta_2 [(\Delta REV_{it} - \Delta AR_{it}) / A_{it-1}] + \delta_3 (DFA_{it} / A_{it-1}) + \delta_4 ROA_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， TA_{it} 為 i 公司第 t 期實際總應計數； ΔREV_{it} 為 i 公司第 t 期實際營業收入淨變動數； ΔAR_{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； ROA_{it-1} 為 i 公司第 t-1 期資產報酬率； A_{it-1} 為 i 公司第 t 期期初總資產。式(1)的誤差項(ε)即為裁決性應計數(DA)。

在會計師事務所規模（實驗變數）的衡量方面，本研究亦仿照相關研究，以虛擬變數之方式衡量之（以 $BIG4$ 代表），如受查公司為四大所查核，則 $BIG4$ 為 1；否則 $BIG4$ 為 0。

至於其他控制變數方面，Dechow et al. (1995)的研究顯示，營業現金流量（以 OCF

¹¹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。

¹²產業別採用 TEJ 資料庫之分類標準，產業上市櫃公司至少 8 家。

¹³Kothari et al. (2005)強調，配對方法成功之關鍵在於如何匹配樣本，使其平均而言具有相同之非事件裁決性應計項目(Kothari et al. 2005, p170)；換言之，配對方法通常是使用在事件型盈餘管理的研究。由於本文非屬事件型盈餘管理的研究，且所有上市櫃公司中由四大查核者比率超過八成，使得同產業同績效的基礎下仍符合配對條件的非四大查核公司（對照組）樣本會很少，故本研究較不適用配對之方法。

代表)與裁決性應計數負相關¹⁴。Becker et al. (1998)認為,公司規模(以 *SIZE* 代表)可能代表相當多的遺漏變數,因此必須加以控制,以增加模式設定(model specification)的正確性。過去不少研究發現負債比率(以 *LEV* 代表)亦可能影響裁決性應計數,但影響的方向並沒有定論,負債比率較高的公司,為避免違反債務合約,管理階層較可能操弄盈餘增加(Defond and Jambalvo 1994; Warfield et al. 1995);不過,高負債比率也有可能與財務困難有關,管理階層有壓低盈餘以獲取重新協議時較寬厚債務條件的動機(DeAngelo, DeAngelo and Skinner 1994)。本研究參考文獻(Ashbough, LaFond, and Mayhew 2003; 姜家訓與楊雅雯 2005, 李建然與林秀鳳 2005)的作法,將上期總應計數(以 *PREACC* 代表)納入迴歸式加以控制。應計數愈大,公司愈有機會操縱盈餘而不易被察覺,故預期在裁決性應計數絕對值樣本與在裁決性應計數為正的樣本中,*PREACC* 的係數為正值,而在裁決性應計數為負的樣本中,其係數為負值。*PREACC* 則以上期非常項目前淨利加折舊攤銷費用減營業現金流量之數,除以上期期初總資產予以計算。當公司有重大股權變動時,例如發行新股,向投資大眾籌募資金時,管理者為了能以較高價格出售新股,會有動機操縱盈餘向上,使公司的淨利增加(Teoh, Welch and Wang 1998; Jeong and Rho 2004),本研究設置虛擬變數來表示重大股權變動(以 *ISSUE* 代表),並參考文獻作法(Francis et al. 1999, 李建然與陳政芳 2004, 謝永明與黃荃 2009),當股權變動百分之十以上(含)者,*ISSUE* 令為 1,否則為 0¹⁵。

此外,會計師對受查公司首年查核時,可能覺得不確定性較大,故傾向於較保守的審計決策;但另一方面,也可能對客戶較不瞭解,或想要與其維持良好關係,比較無法發現客戶不當的操縱或較易與其妥協,本研究設置虛擬變數 *NEWAUD*,繼任會計師為查核第一年度者,*NEWAUD* 為 1,否則為 0。本研究不預期 *NEWAUD* 係數符號,至於更換會計師之認定,只有當兩位簽證會計師同時更換時,本研究方視為會計師更換¹⁶。當公司處於虧損狀態時,管理階層較有操弄盈餘之誘因,例如 Healy (1985)指出管理階層視其酬勞計畫有可能採用洗大澡(take a big bath)策略,選擇壓低盈餘的會計政策;Ashbaugh et al. (2003)研究也發現公司當期發生虧損有向下操縱盈餘之傾向,即支持此一論點,故本研究納入虛擬變數 *LOSS* 代表公司當年是否處於虧損狀態。過去文獻大多認為,公司初次上市櫃(以虛擬變數 *IPO* 代表)時可能欲以高價出售股票有報導正的異常應計數之誘因(Teoh et al. 1998);相反的, Ball and Shivakumar (2008)指出 *IPO* 公司因為將面對廣大報表使用人,除法令規章之約束外,尚須接受更為嚴密之審視,

¹⁴OCF 在裁決性應計數正、負子樣本預期方向皆為負值,但 OCF 與裁決性應計數絕對值之間的關係,則無法預期。因為若加上絕對值後,裁決性應計數負樣本之預期方向將變為正值,不過,裁決性應計數正樣本之預期方向仍維持不變(亦即為負值)。由於裁決性應計數絕對值樣本係受到正、負樣本兩者的影響,因而將造成負值、正值相互抵銷,導致裁決性應計數之絕對值樣本的預期方向無法明確判定為正或負值,另虛擬變數 *LOSS* 情況亦相同。

¹⁵本研究另以股權變動百分比衡量 *ISSUE*,實證結論並不受 *ISSUE* 以虛擬變數或連續變數的衡量方式而有所不同。

¹⁶換言之,即使前後年度的簽證會計師事務所不同,但只要並非兩位簽證會計師同時更換,則不論是屬於事務所合併或是會計師個人跳槽,皆屬原簽證關係的延續。由於本文研究樣本期間已推行強制會計師輪調,簽證會計師同時連續查核五年即列為實質審閱名單,因此實際更換之情況會較制度推行前頻繁許多(上市上櫃公司治理實務守則第 29 條於 2011 年 3 月 31 日修正由原先連續五年至七年)。

包含內部控制、外部審計、董事會、分析師，甚至媒體，而對不實資訊之懲處更加嚴厲，可能使 *IPO* 公司有更為保守(*conservative*)的報導，故本研究不預期 *IPO* 之影響方向。最後，審計環境會隨時間經過而有所不同，安隆案後管制機關態度趨於嚴格，相關法規亦較為周延，而會計師事務所亦因安隆案之發生，其簽證行為也可能愈為審慎，這些皆可能對審計品質產生作用，因此本研究也將時間之影響納入考量，透過年度固定效果之虛擬變數（以 *YR* 表示之）加以控制。

根據上述的討論，本研究之迴歸模型列式如下：

$$|DA_{it}| (DA_{it}^+ \text{ or } DA_{it}^-) = \beta_0 + \beta_1 OCF_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 LEV_{it} + \beta_4 PREAC_{it} + \beta_5 ISSUE_{it} + \beta_6 NEWAUD_{it} + \beta_7 LOSS_{it} + \beta_8 IPO_{it} + \beta_9 BIG4_{it} + \sum_t \beta_t YR_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

誠如前述，過去有關會計師選擇的文獻即發現(如 Francis et al. 1999; Kim et al. 2003; Lawrence et al. 2011)，受查公司選擇四大或非四大的決策，與公司個別的特質有關，例如選擇大型會計師事務所的公司本身即可能比較不會去操縱盈餘，如果僅依式(2)，將 *BIG4* 視為外生變數，所得到的結果可能僅是公司的特質，而非因大型會計師事務所查核所造成的結果，因此過去相關文獻將 *BIG4* 視為外生變數的研究設計可能存有疑義；換言之，會計師事務所的選擇並非隨機分配(*random distribution*)，若僅以迴歸式(2)探討本研究議題，則裁決性應計數與實驗變數之關聯性，將同時包括自我選擇效果(*self-selection effect*)及處理效果(*treatment effect*)兩種效果（處理效果才是反映盈餘管理因選擇大型會計師事務所而受抑制的影響）。在此情形下，直接使用 OLS，將產生不一致(*inconsistent*)的參數估計值，可能導致在評估會計師事務所審計品質之效果時出現偏誤。

因此，為了區別自我選擇及處理影響兩種效果，又因會計師選擇模型為類別型機率模型，本研究之實證模型將採用 EBTM 進行資料分析。至於會計師選擇模型，根據相關文獻 (Francis et al. 1999；Lawerence et al. 2011；Kim et al. 2003)，本研究設定會計師選擇之 Probit 模型如下（文後稱為會計師選擇模型）：

$$Pr(BIG4)_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 CYCLE_{it} + \alpha_2 CAPINT_{it} + \alpha_3 SIZE_{it} + \alpha_4 LEV_{it} + \alpha_5 PE_{it} + \alpha_6 ISSUE_{it} + \alpha_7 LOSS_{it} + \mu_{it} \quad (3)$$

根據 Francis et al. (1999)及 Dechow (1994)的說法，認為營業週期愈長（以 *CYCLE* 代表）及資本愈密集（以 *CAPINT* 代表），則營運資本(*working capital*)之短期應計數（例如：存貨、應收帳款）及長期應計數也愈大，公司愈有機會操縱盈餘，此時管理階層為了避免代理成本及交易成本，愈會聘任四大。Simunic and Stein (1987)認為，當公司規模（以 *SIZE* 代表）愈大時，組織愈為複雜，公司內部代理成本也愈高，管理階層為了避免代理成本，愈會聘請四大。負債比率愈高，公司面臨的財務風險也就愈大，所以公司的負債比率（以 *LEV* 代表）愈高時，管理階層愈易選擇四大，使其財務報表的可信度提高，以降低與債權人之間的代理成本及交易成本(Jensen and Meckling 1976)；但另一方面，大型事務所為了維持其辛苦建立之聲譽，較不易與管理階層妥協，且失去單一客戶對事務所之營收影響較小，對接受高財務風險客戶之意願會較低，因此本

研究預期負債比率與會計師事務所選擇有關，至於影響之方向則不作預期。

此外，當公司未來成長潛力較大，或有重大股權變動時，較會選擇四大，原因在於四大能提供更多的諮詢服務，例如：稅務規劃、財務管理、申請上市上櫃諮詢服務等，以滿足企業擴充營運的需求(Healy and Lys 1986)。本研究依循 Francis et al. (1999)的作法，以本益比（每股年底市價除以每股盈餘，以 *PE* 代表）捕捉公司成長機會。至於重大股權變動（以 *ISSUE* 代表）則延用前述式(2)之衡量方式。Schwartz and Menon (1985)認為經營績效不佳（以 *LOSS* 代表）的公司，希望藉由大型會計師事務所的選擇重塑公司的形象，或提供相關資訊的服務，以協助公司渡過難關，故較會選擇四大。不過，績效不佳的公司可能為了節省審計公費而傾向聘任小型會計師事務所，同時大型事務所也可能不願意承接績效差客戶以避免查核風險，本研究預期 *LOSS* 與會計師事務所選擇有關，但不預期方向。

傳統上多數文獻在進行式(2)及式(3)系統估計時多採兩階段估計法(two-stage approach)，但 Lennox et al. (2012)認為兩階段估計法之估計結果易因選擇模型設定上之些微差異而改變，可能欠缺穩健性。故為求實證結論之穩健性，本研究將分別使用 EBTM 最大概似法(maximum likelihood estimator)以及兩階段估計法，藉以分離自我選擇效果及處理效果，檢驗在臺灣的環境下，四大之審計品質是否明顯優於非四大。最大概似法是先以概似比檢定(LR test)測試資料是否有自我選擇的問題(Greene 2003; Maddala 1983)，當式(2)及式(3)兩殘差之相關係數(ρ)顯著異於 0 時，即表示實證資料存在自我選擇問題，即以最大概似估計法推演之 EBTM，來矯正單純使用 OLS 估計所引發之自我選擇偏誤。反之，LR test 無法拒絕 $\rho=0$ 時，即代表自我選擇偏誤並不明顯，直接以 OLS 估計式(2)即可。

至於 EBTM 兩階段估計法係參照 Heckman (1979)研究方法所發展的模型(Maddala 1983)，兩階段估計模式之第一階段須先根據式(3)會計師選擇模型，估計公司選擇某類會計師事務所機率之期望值，然後在原迴歸方程式(2)中納入自我選擇控制變數 *hazard*，如果實證資料存在自我選擇問題，則 *hazard* 的係數應顯著不為 0；若該係數未達顯著水準，代表樣本未有自我選擇偏誤所造成之問題，可逕行採用 OLS 檢測迴歸方程式(2)的結果進行推論。本研究第二階段估計法模式設定為：

$$\begin{aligned} |DA_{it}| (DA_{it}^+ \text{ or } DA_{it}^-) = & \beta_0 + \beta_1 OCF_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 LEV_{it} + \beta_4 PREACC_{it} \\ & + \beta_5 ISSUE_{it} + \beta_6 NEWAUD_{it} + \beta_7 LOSS_{it} + \beta_8 IPO_{it} + \beta_9 BIG4_{it} \\ & + \beta_{10} hazard_{it} + \sum_t \beta_t YR_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

hazard 為校正自我選擇的控制變數（式(2)及式(4)文後統稱為盈餘管理模型）。

$BIG4=1$ 時， $hazard=\phi(\cdot)/\Phi(\cdot)$ ； $BIG4=0$ 時， $hazard=-\phi(\cdot)/(1-\Phi(\cdot))$ 。 $\phi(\cdot)$ 與 $\Phi(\cdot)$ 分別為標準常態的 pdf 與 cdf。

誠如本文研究方法所述，由於本研究並非屬於特定事件盈餘管理的研究，無法預期各年度裁決性應計數的方向，因而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階層盈餘管理的空間。不過，也有許多研究指出，會計師對於高

估盈餘（股東權益淨額）及低估盈餘（股東權益淨額）的關切程度並不一樣，會計師較容易因公司高估盈餘及股東權益淨額，而遭受訴訟或商譽上的損害（相對於低估盈餘及股東權益淨額）(Bonner, Palmrose and Young 1998; Francis and Krishnan 1999; Kellogg 1984; Kinney and Martin 1994; Kim et al. 2003)。有鑒於會計師建議之調整分錄絕大多數為調降公司盈餘及資產的分錄，如果以裁決性應計數絕對值衡量會計師允許管理階層盈餘操縱的態度，可能會喪失某些資訊。因此，本研究進一步探討會計師事務所規模的大小，對會計師允許管理階層操縱盈餘增加或減少（分別以 DA^+ 與 DA^- 代表）行為的影響是否有所差別。而在控制變數方面，考量 DA^+ 及 DA^- 與事件較為相關，本研究除設置初次上市櫃之虛擬變數(*IPO*)外，另在 DA^+ 及 DA^- 模式中分別額外設置融資狀況（以 *FINANCE* 代表）以及買回股票（以 *SR* 代表）之虛擬變數作為控制變數。公司欲現金增資或取得新融資來源時，管理者為高價出售新股或取得較低的資金成本，有操縱盈餘向上的動機(Teoh et al. 1998; Jeong and Rho 2004)；而當公司要買回庫藏股票時，管理者會有調降盈餘的動機(Becker et al. 1998)。本研究參酌文獻(Reynolds and Francis 2001; DeFond, Raghunandan and Subramanyam 2002；劉嘉雯與王泰昌 2008)作法，若公司有現金增資或發行公司債者，*FINANCE* 為 1，否則為 0，預期 *FINANCE* 之係數估計值為正數。而虛擬變數 *SR* 代表有買回股票之公司者為 1，否則為 0，預期 *SR* 之係數估計值為負數。此外，由於根據應變數符號之正負劃分樣本，故本研究進一步改採用截斷式迴歸(Truncated Regression)取代 OLS 估計正負裁決性應計數兩樣本(Myers, Myers and Omer 2003)。

最後，Core, Daniel and Naveen (2008)指出，除了以聯立方程式克服內生性問題外，在模型納入公司固定效果亦是另一控制內生性之作法。由於固定效果係同時處理時間序列以及橫斷面不同公司之差異，適用於本研究之資料結構。另一方面，此法亦可避免前述會計師選擇模型設定問題可能影響四大審計品質推論之疑慮。除此之外，固定效果模型是計量經濟學用來克服觀察單位存在不隨時間變動，且無法觀察到的個體差異與解釋變數相關時常用的方法，故若受查公司選擇四大或非四大的決策與公司盈餘特性同受無法觀察到之因素影響，因而衍生的內生性問題特別適用，惟固定效果模型僅能分析以 $|DA|$ 為應變數之模型，在以 DA^+ 及 DA^- 為應變數之模型，個別公司之時間序列會中斷，將不會是追蹤型資料，故本研究將固定效果模型作為敏感性測試¹⁷。

3.2 樣本選取與資料來源

由於安隆案對全球審計環境有關鍵性之影響，為免此一改變影響實證結論，因此本研究著重於 2001 年安隆案發生後審計品質之探討，樣本包含 2002 年至 2007 年臺灣上市櫃公司。本研究所需財務資料取自臺灣經濟新報(TEJ)資料庫-國內上市（櫃）公司-合併報表；對於毋須編製合併報表之公司則取自上市（櫃）公司一般產業資料庫。樣本選取原則及篩選標準如下：樣本未包含金融保險業（產業代碼 28 與 58），係因其相

¹⁷就計量經濟而言，傾向分數配對法是另一種常用於控制自我選擇的方法。但就本研究而言，上市櫃公司超過八成由四大查核，如採用傾向分數配對法將損失大量觀察值，因此本研究並未利用傾向分數配對法處理自我選擇偏誤的問題。

關政策及會計制度須遵照財政部指示辦理，且裁決性應計數之估計不適用 modified Jones 模式；刪除其他產業，因其無法按產業別歸屬計算裁決性應計數；另為避免影響橫斷面 modified Jones 模式之效度，剔除觀察值個數過少之產業；除此之外，刪除資料缺漏不全之觀察值。篩選後全樣本共計 5,005 個公司/年觀察值，依年度與產業分配情況列示於表 1。

表 1. 樣本產業-年度分佈狀況表
Table 1. Distribution of Sample Industry-Year

產業代碼(Industry Code)	2002	2003	2004	2005	2006	2007	Total	%
食品(Foods)	12	20	21	20	21	22	126	2.52
塑膠(Plastics)	13	24	23	23	26	27	150	3.00
紡織(Textiles)	14	51	51	52	50	53	309	6.17
電機(Elec. Machinery)	15	38	42	47	50	55	288	5.75
電器(Elec. & Cable)	16	13	13	12	13	13	77	1.54
化學(Chemical)	17	42	48	55	62	68	345	6.89
鋼鐵(Iron and Steel)	20	33	33	31	31	33	197	3.94
電子(Electronics)	23	294	399	469	541	598	2932	58.58
營建(Building & Cons.)	25	50	50	51	49	53	306	6.11
運輸(Shipping & Trans.)	26	20	21	21	21	21	125	2.50
觀光(Tourism)	27	10	10	11	11	11	64	1.28
百貨(Trading & Cons.)	29	10	13	13	15	17	86	1.72
合計(Total)	605	724	805	890	971	1010	5005	100

4. 實證結果

4.1 敘述性統計分析

本研究各變數敘述統計量及相關係數彙整於表 2 及表 3。由表 2 所示，超過八成的上市櫃公司由四大提供查核簽證服務。四大查核的公司其 *OCF*、*SIZE*、*ISSUE*、*FINANCE*、*SR* 與 *IPO* 皆顯著大於非四大查核的公司，顯示平均而言，由四大查核的公司有較多的營業活動現金流量，公司規模也較大；此外，當公司有重大股權變動、融資、買回股票或初次上市櫃時，較會選擇四大。而 *NEWAUD*、*LOSS* 與 *CYCLE* 則顯著小於非四大查核的公司，顯示四大的會計師遭更換的情事較少，由四大查核的公司較不會是虧損公司，且公司營運週期亦較短。從單變量檢定並未發現四大與裁決性應計數絕對值有明顯的關聯性。不過，單變數檢測並未將控制變數納入考量，亦無法釐清會計

表 2. 敘述性統計量 (n=5,005)

Table 2. Descriptive Statistics

	Big4(n=4,139)		non-Big4				
變數 ^a (Variable ^a)	平均數 (Mean)	中位數 (Median)	平均數 (Mean)	中位數 (Median)	平均數差異 (Mean Diff.)	t 值 (t-value)	Wilcoxon t-value
DA	0.077	0.049	0.083	0.052	-0.006	-1.48	-0.86
DA	0.002	-0.004	0.010	0.001	-0.008	-1.60	-2.00
OCF	0.082	0.077	0.040	0.047	0.042	8.13	8.74
SIZE	15.356	15.151	15.043	14.883	0.313	6.80	4.55
LEV	0.084	0.047	0.077	0.045	0.007	1.88	0.41
PREACC	-0.022	-0.025	0.002	-0.017	-0.023	-1.10	-3.28
ISSUE	0.401	0.000	0.325	0.000	0.076	4.05	3.93
FINANCE	0.164	0.000	0.119	0.000	0.045	3.41	3.12
SR	0.056	0.000	0.040	0.000	0.016	2.05	1.84
NEWAUD	0.114	0.000	0.216	0.000	-0.102	-6.42	-7.56
LOSS	0.163	0.000	0.204	0.000	-0.041	-2.60	-2.75
IPO	0.040	0.000	0.024	0.000	0.016	2.51	2.13
CYCLE	8.026	3.921	21.761	4.812	-13.735	-1.82	-9.77
CAPINT	0.589	0.300	0.560	0.327	0.029	0.37	-2.58
PE	26.544	10.959	23.300	10.019	3.244	0.56	2.56

^a 變數定義(Variable Definitions) :

DA(|DA|) : 裁決性應計數(絕對值) (Discretionary accruals (absolute value)) ;

OCF : 營業活動現金流量, 平減(除以)期初之總資產 ; (Cash flows from operating activities deflated by total assets.)

SIZE : 總資產取自然對數(Natural logarithm of total assets) ;

LEV : 長期負債除以總資產(Long-term liabilities divided by total assets) ;

PREACC : 上期總應計數, 為上期非常項目前淨利加折舊攤銷費用減營業現金流量之數, 平減(除以)上期期初之總資產 ; (Lagged total accruals. Total accrual equals net income before extraordinary items + depreciation and amortization charges - operating cash flow) deflated by lagged total assets.)

ISSUE : 當年度股數變動百分之十以上(含)者, 若有則為 1, 否則為 0 ; (1 if the annual change in the number of shares exceeds 10%, and 0 otherwise.)

FINANCE : 融資狀況之虛擬變數, 若公司有現金增資或發行公司債者為 1, 否則為 0 ; (1 if new equity or bonds issue, and 0 otherwise.)

SR : 公司有買回股票之虛擬變數, 若是為 1, 否則為 0 ; (1 if the company repurchases stock, and 0 otherwise.)

NEWAUD : 繼任會計師是否為查核第一年度之虛擬變數, 若是為 1, 否則為 0, 且當兩位簽證會計師同時

更換時方認為會計師更換；(1 if the audit engagement is the initial year, and 0 otherwise. Additionally, change is identified when two auditors are replaced simultaneously.)

LOSS：當年度是否淨損之虛擬變數，若是為 1，否則為 0(1 if net income <0, and 0 otherwise.)；

IPO：當年度是否上市櫃之虛擬變數，若是為 1，否則為 0；(1 if shares of stock in a company are offered to the public during the current year, and 0 otherwise.)

CYCLE：營業週期，為應收帳款收現期間加存貨出售期間，以月表示；(Operating cycle in months (days' sales in inventory and receivables, divided by 30).

CAPINT：資本密集度，為折舊性固定資產除以淨銷貨收入；(Capital intensity (property, plant, and equipment divided by net sales).

PE：本益比，為每股年底市價除以每股盈餘。(P/E ratio. Stock price divided by earnings per share.)

***、**與*分別表示 1%、5%及 10%的顯著水準。

(***, ** and * represent 1%, 5%, and significance level, respectively.)

師事務所選任之內生性問題。因此，本研究進一步使用多元迴歸模型控制其他變數可能產生的影響，並檢測樣本是否存在自我選擇之內生性問題。此外，有些連續性自變數之變異程度較大，為恐極端值(outliers)對迴歸模式結果造成影響，本研究將於敏感性分析中剔除極端值，測試極端值對實證結論的影響。

從表 3 應變數與自變數之相關係數中可以發現，*OCF* 與 *DA* 之間，與過去文獻一致，呈高度的負相關，其 Pearson 相關係數為 -0.579 (Spearman 相關係數則為 -0.546)；至於各自變數之間，多數相關係數之絕對值未超過 0.1，數值超過 0.3 者，僅 *LEV* 與 *FINANCE* (Spearman 相關係數 0.417；Pearson 相關係數 0.414)。因此，初步看來自變數共線性的問題應不致太嚴重¹⁸。

4.2 多元迴歸分析

首先藉由 LR test 檢測以 $|DA|$ 為應變數之式(2)及式(3)的殘差項是否顯著相關($\rho \neq 0$)，表 4 顯示兩者有顯著的相關($\chi^2 = 252.6$, $p < 1\%$)，且兩階段估計法 *hazard* 之係數亦顯著異於 0 (係數 0.1476, p 值 0.002)，代表不可觀察的特質同時影響公司會計師事務所選擇決策及盈餘特質，式(3)選任四大之決策非外生決定，係為一內生性變數。換言之，應以 EBTM 進行估計，在分離對會計師事務所的自我選擇效果下，探討大型會計師事務所與審計品質之間的關聯性較為適合，如以 OLS 估計將可能產生偏誤。茲將 EBTM 估計的結果彙整於表 4。此外，為了與 OLS 估計進行比較，亦將 OLS 估計之結果一併列示。

從表 4 結果可以發現，以最大概似法及兩階段估計法估計 EBTM，*BIG4* 之係數分別為 -0.1398 及 -0.2642，皆顯著小於 0 (p -value 皆小於 1%)，即在控制自我選擇所產生之內生性問題後，四大相較於非四大更能抑制公司管理階層盈餘操縱的空間。換言之，從抑制公司盈餘管理的角度，四大的審計品質明顯優於非四大。然而，以 OLS 估計的結果卻呈現，*BIG4* 之係數為正，但不具統計顯著性 (0.0007, p 值 0.857)，與

¹⁸本研究以變異數膨脹因素(Variance Inflation Factor, 簡稱 VIF)進行測試，檢定結果顯示，所有自變數之 VIF 值均明顯小於 10，且多介於 1~2，自變數之間共線性問題並不嚴重。

表 3. 相關係數矩陣^aTable 3. Correlation Matrix^a

Variable ^b	DA	DA	BIG4	OCF	SIZE	LEV	PREACC	ISSUE	FINANCE	SR	NEWAUD	LOSS	IPO	CYCLE	CAPINT	PE
DA																
DA	0.180**															
BIG4	-0.023	-0.226**														
OCF	-0.025	-0.579**	0.037*													
SIZE	-0.013	-0.030*	0.120**	0.086**												
LEV	-0.034*	-0.546**	0.130**	0.083**	-0.043**											
PREACC	-0.062**	0.021	0.067**	0.055**	0.265**	-0.044**										
ISSUE	-0.034	0.058**	0.006	-0.079**	0.294**	0.005	0.043**	0.414**	0.017	0.013	0.090**	0.018	-0.018			
FINANCE	0.063**	0.010	-0.049**	-0.026	-0.022	-0.055**	0.056**	0.030*	0.013	0.011	-0.035*	0.023	-0.001	-0.043**	-0.007	
SR	0.128**	0.054**	0.058	0.114**	0.009	0.050**	0.163**	0.183**	0.074**	-0.005	-0.116**	0.164**	-0.009	-0.040**	-0.015	
NEWAUD	0.077**	0.070**	0.047**	-0.019	0.152**	0.417**	0.073**	0.183**	0.066**	0.002	-0.047**	0.062**	0.005	0.016	-0.025	
LOSS	0.010	-0.011	0.027	-0.001	-0.050	0.022	0.050**	0.074**	0.066**	0.011	-0.001	0.030*	-0.008	-0.015	-0.003	
IPO	0.001	-0.015	-0.112**	-0.055**	-0.047**	0.015	-0.004	-0.005	0.002	0.012	0.061**	-0.035*	-0.006	-0.014	-0.007	
CYCLE	0.058**	-0.146**	-0.041**	-0.284**	-0.124**	0.089**	-0.172**	-0.116**	-0.047**	-0.001	0.061**	-0.083**	0.046**	0.079**	-0.079**	
CAPINT	0.057**	0.050**	0.032*	0.055**	-0.006	0.013	0.087**	0.164**	0.062	0.030*	-0.035*	-0.083**	-0.007	-0.026	-0.018	
PE	0.119**	0.091**	-0.145*	-0.224**	-0.224**	0.014	0.089**	0.016	-0.008	0.063	0.057**	0.218**	0.006	0.121**	0.017	
	-0.190**	0.020	-0.038**	0.073**	0.146**	0.290**	-0.287**	-0.150**	0.010	-0.064**	0.010	0.109**	-0.083**	0.054**	0.001	
	-0.108**	0.084**	0.038*	0.040**	0.047**	-0.098**	0.020	-0.056**	-0.038*	-0.033*	-0.044**	-0.281**	-0.045**	-0.174**	0.074**	

^a 本表右上方為 Pearson 相關係數，左下方為 Spearman 相關係數。**、* 分別表示 1% 及 5% 的顯著水準。

(Pearson coefficients in the upper triangle; Spearman coefficient in the lower triangle. ** and * represent 1% and 5% significance level, respectively.)

^b 變數定義參見表 2 (See Table 2 for variable definitions)。

EBTM 估計的結果不同，從此現象可以得知，在相關議題的探討，控制自我選擇的偏誤是非常重要的。

誠如前述，會計師對於高估盈餘（股東權益淨額）及低估盈餘（股東權益淨額）的關切程度可能並不一樣，如果以 $|DA|$ 作為應變數，有可能發生喪失若干資訊的現象。為求上述結論之穩健性，本研究進一步將樣本依裁決性應計數之正負，區分為正、負兩個子樣本，並分別針對兩個子樣本，重複表 4 的分析。如果上述 *BIG4* 在 $|DA|$ 樣本中所呈現四大審計品質較佳的結論（係數顯著為負）具有穩健性的話，在控制自我選擇所產生之內生性問題後，以 DA^+ 樣本資料進行估計時，則 *BIG4* 之係數應顯著為負；反之，以 DA^- 樣本資料進行估計時，則 *BIG4* 之係數應顯著為正。茲將上述兩個子樣本估計的結果彙整於表 5 及表 6。

首先，從表 5 及表 6 估計的結果可以發現，不論從 LR test 或 *hazard* 係數的顯著性判斷，兩個子樣本的資料皆呈現，選任四大之決策非外生決定，係一內生性變數，亦應以 EBTM 進行估計。表 5 顯示，以 DA^+ 樣本資料進行估計，不論以 EBTM 最大概似法或兩階段估計法估計，*BIG4* 之係數皆顯著為負（係數分別為 -0.1225 及 -0.0795），意謂當公司操縱盈餘增加時，四大相較於非四大更能抑制公司操縱盈餘增加的程度。另一方面，表 6 的結果顯示，以 DA^- 樣本資料進行估計，不論以最大概似法或兩階段估計法估計 EBTM，*BIG4* 之係數皆顯著為正（係數分別為 0.1383 及 0.1206），意謂當公司操縱盈餘減少時，四大相較於非四大更能抑制公司操縱盈餘減少的程度。上述結果進一步強化表 4 結論的穩健性，即四大的審計品質的確明顯優於非四大。

反觀表 5 及表 6 Truncated Regression 模型的估計結果¹⁹，雖然 Adjusted R^2 （分別為 0.44 及 0.30）明顯較表 4 的 OLS 高，然而 *BIG4* 之係數在 DA^+ 樣本卻顯著為正，其結論與 EBTM 的結論相反（係數 0.0083，p 值 0.060），意味著在未控制自我選擇偏誤的情況下，四大對公司向上操弄盈餘行為反而較非四大寬容（四大的審計品質較非四大差）。而在 DA^- 樣本雖顯著為正（係數 0.0157，p 值 0.005），其結論與 EBTM 的結論相同，此意味在未控制自我選擇偏誤的情況下，四大對公司向下操弄盈餘行為反而較非四大嚴格（四大的審計品質較非四大佳）。綜合表 4 至表 6 之結果，如果依循我國過去相關之文獻，對自我選擇偏誤未加以控制，是無法做出穩健的結論。

綜合上述實證結果發現，資料的確存在自我選擇的問題，在分離自我選擇效果後，四大相較於非四大更能抑制管理階層盈餘管理的空間，而且不論管理階層盈餘向上或向下操縱，四大亦較非四大更能有效地限制其盈餘操縱的程度；換言之，從抑制公司盈餘管理的角度，四大的審計品質明顯優於非四大。此外，實證結果也發現，過去臺灣相關文獻未控制自我選擇效果下，其實證結果不但欠缺穩定，而且實證結果亦難以解釋，此種結果突顯在相關議題的研究設計上，控制自我選擇所造成之內生性問題應該是非常關鍵的控制。

本研究推測在台灣目前的環境下，四大之審計品質優於非四大的最主要原因較可能來自聲譽假說，畢竟四大擁有較多的查核客戶，一旦審計品質受到質疑，對其聲譽

¹⁹另以 OLS 估計正負裁決性應計數兩樣本，實證結果與截斷式迴歸一致，*BIG4* 之係數皆為正，惟在 DA^+ 樣本不具顯著性(t 值 1.04)。

表 4. 裁決性應計數絕對值與四大會計師事務所之關係 (n=5,005)

Table 4. The relation between absolute value of discretionary accruals and Big 4 firms

內生性二元處理模型 EBTM						OLS	
變數 ^a	預期符號 ^b	(一) MLE		(二)two-stage approach			
(Variable ^a)	(Pred sign ^b)	係數	p 值	係數	p 值	係數	p 值
(Coefficient) (p-value) (Coefficient) (p-value) (Coefficient) (p-value)							
盈餘管理模型(earnings management model)							
CONSTANT	?	0.1926	0.000	0.2609	0.000	0.1340	0.000
OCF	?	−0.1792	0.000	−0.1742	0.000	−0.1729	0.000
SIZE	?	0.0018	0.142	0.0045	0.070	−0.0014	0.243
LEV	?	−0.0223	0.190	−0.0211	0.327	−0.0256	0.124
PREACC	+	0.0050	0.047	0.0042	0.100	0.0041	0.204
ISSUE	+	0.0320	0.000	0.0374	0.000	0.0264	0.000
NEWAUD	?	0.0016	0.685	0.0028	0.525	0.0028	0.564
LOSS	?	0.0033	0.459	−0.0005	0.931	0.0061	0.216
IPO	?	0.0156	0.030	0.0102	0.223	0.0106	0.125
YR2003	?	−0.0366	0.000	−0.0447	0.000	−0.0447	0.000
YR2004	?	−0.0276	0.000	−0.0363	0.000	−0.0363	0.000
YR2005	?	−0.0286	0.000	−0.0380	0.000	−0.0379	0.000
YR2006	?	−0.0218	0.000	−0.0304	0.000	−0.0306	0.000
YR2007	?	−0.0272	0.000	−0.0359	0.000	−0.0355	0.000
BIG4	?	−0.1398	0.000	−0.2642	0.002	0.0007	0.857
hazard				0.1476	0.002		
會計師選擇模型(auditor selection model)							
CONSTANT	?	−0.5528	0.035	−0.6321	0.024		
CYCLE	+	−0.0003	0.000	−0.0002	0.019		
CAPINT	+	0.0150	0.112	0.0099	0.249		
SIZE	+	0.0891	0.000	0.1015	0.000		
LEV	?	−0.1690	0.448	0.0695	0.777		
PE	+	0.0004	0.044	0.0001	0.273		
ISSUE	+	0.1960	0.000	0.1795	0.000		
LOSS	?	−0.0128	0.819	−0.0870	0.143		
Wald χ^2		1440.3***		408.4***		F-value 13.9***	
LR test of indep. eqns. (H ₀ : $\rho=0$) χ^2						252.6***	
						Adjusted R ² 0.09	

^a 變數定義參見表 2(See Table 2 for variable definitions)。^b 各項變數若有預期符號，其為單尾檢定；若無則為雙尾檢定。

(If variable has expected sign, the p-value is one-tail test, and two-tail test otherwise.)

***、**與*分別表示 1%、5%及 10%的顯著水準。

(***, ** and * represent 1%, 5%, and significance level, respectively.)

表 5. 裁決性應計數為正之樣本，四大會計師事務所與裁決性應計數之關係(n=2,395)

Table 5. The relation between discretionary accruals and Big 4 firms in DA^+ sample

變數 ^a (Variable ^a)	預期符號 ^b (Pred sign ^b)	內生性二元處理模型 EBTM				Truncated ^c	
		(一) MLE		(二)two-stage approach		Regression	
		係數 (Coefficient)	p 值 (p-value)	係數 (Coefficient)	p 值 (p-value)	係數 (Coefficient)	p 值 (p-value)
盈餘管理模型(earnings management model)							
CONSTANT	?	0.1438	0.000	0.1141	0.000	0.0969	0.000
OCF	—	—0.5214	0.000	—0.5327	0.000	—0.5349	0.000
SIZE	?	0.0061	0.000	0.0038	0.017	0.0031	0.075
LEV	?	0.0273	0.196	0.0067	0.733	—0.0008	0.967
PREACC	+	—0.0056	0.306	0.0053	0.315	0.0058	0.364
FINANCE	+	0.0320	0.000	0.0298	0.000	0.0291	0.000
NEWAUD	?	0.0000	0.996	0.0014	0.791	0.0014	0.734
LOSS	—	—0.0429	0.000	—0.0384	0.000	—0.0360	0.000
IPO	?	0.0226	0.003	0.0190	0.014	0.0192	0.015
YR2003	?	—0.0745	0.000	—0.0895	0.000	—0.0896	0.000
YR2004	?	—0.0664	0.000	—0.0808	0.000	—0.0808	0.000
YR2005	?	—0.0571	0.000	—0.0710	0.000	—0.0711	0.000
YR2006	?	—0.0561	0.000	—0.0697	0.000	—0.0701	0.000
YR2007	?	—0.0646	0.000	—0.0781	0.000	—0.0785	0.000
BIG4	?	—0.1225	0.000	—0.0795	0.092	0.0083	0.060
hazard				0.0618	0.015		
會計師選擇模型(auditor selection model)							
CONSTANT	?	—1.0009	0.011	—0.7033	0.101		
CYCLE	+	—0.0074	0.000	—0.0109	0.000		
CAPINT	+	0.0429	0.002	0.0796	0.007		
SIZE	+	0.1151	0.000	0.1056	0.000		
LEV	?	0.4566	0.145	0.6834	0.057		
PE	+	0.0012	0.001	0.0003	0.176		
ISSUE	+	0.1355	0.011	0.0910	0.085		
LOSS	?	—0.0887	0.323	—0.2382	0.006		
Wald χ^2		2,307.3***		1,776.3***		432.1***	
LR test of indep. eqns. (H ₀ : $\rho=0$) χ^2		153.9***				Adjusted R ²	0.44

^a 變數定義參見表 2(See Table 2 for variable definitions)。^b 各項變數若有預期符號，其為單尾檢定；若無則為雙尾檢定。

(If variable has expected sign, the p-value is one-tail test, and two-tail test otherwise.)

^c 截斷式迴歸以 0 為臨界之端點(0 is the cutting point in the Truncated Regression)。

***、**與*分別表示 1%、5%及 10%的顯著水準。

(***, ** and * represent 1%, 5%, and significance level, respectively.)

表 6. 裁決性應計數為負之樣本，四大會計師事務所與裁決性應計數之關係(n=2,610)

Table 6. The relation between discretionary accruals and Big 4 firms in DA^- sample

變數 ^a (Variable ^a)	預期符號 ^b (Pred sign ^b)	內生性二元處理模型 EBTM				Truncated ^c	
		(一) MLE		(二)two-stage approach		Regression	
		係數 (Coefficient)	p 值 (p-value)	係數 (Coefficient)	p 值 (p-value)	係數 (Coefficient)	p 值 (p-value)
盈餘管理模型(earnings management model)							
CONSTANT	?	-0.1143	0.000	-0.1113	0.007	-0.0548	0.023
OCF	-	-0.4965	0.000	-0.4968	0.000	-0.4929	0.000
SIZE	?	0.0061	0.000	0.0066	0.001	0.0087	0.000
LEV	?	0.0556	0.012	0.0562	0.010	0.0554	0.012
PREACC	-	-0.0405	0.000	-0.0396	0.000	-0.0379	0.024
SR	-	0.0047	0.285	0.0050	0.274	0.0060	0.177
NEWAUD	?	-0.0036	0.534	-0.0030	0.608	-0.0027	0.707
LOSS	-	-0.0721	0.000	-0.0720	0.000	-0.0735	0.000
IPO	?	0.0185	0.040	0.0205	0.027	0.0225	0.009
YR2003	?	-0.0868	0.000	-0.0811	0.000	-0.0811	0.000
YR2004	?	-0.0904	0.000	-0.0830	0.000	-0.0826	0.000
YR2005	?	-0.0722	0.000	-0.0659	0.000	-0.0657	0.000
YR2006	?	-0.0826	0.000	-0.0778	0.000	-0.0779	0.000
YR2007	?	-0.0951	0.000	-0.0883	0.000	-0.0890	0.000
BIG4	?	0.1383	0.000	0.1206	0.055	0.0157	0.005
hazard				-0.0580	0.094		
會計師選擇模型(auditor selection model)							
CONSTANT	?	-0.5940	0.105	-0.4785	0.205		
CYCLE	+	-0.0002	0.057	-0.0001	0.324		
CAPINT	+	-0.0107	0.283	-0.0278	0.088		
SIZE	+	0.0981	0.000	0.0955	0.000		
LEV	?	-0.2179	0.497	-0.0545	0.870		
PE	+	0.0000	0.395	-0.0001	0.348		
ISSUE	+	0.3110	0.000	0.2456	0.000		
LOSS	?	0.0340	0.639	-0.0275	0.714		
Wald χ^2		1198.0***		1017.0***		1016.0***	
LR test of indep. eqns. (H ₀ : $\rho=0$) χ^2 50.8***						Adjusted R ² 0.30	

^a 變數定義參見表 2(See Table 2 for variable definitions)。^b 各項變數若有預期符號，其為單尾檢定；若無則為雙尾檢定。

(If variable has expected sign, the p-value is one-tail test, and two-tail test otherwise.)

^c 截斷式迴歸以 0 為臨界之端點(0 is the cutting point in the Truncated Regression)。

***、**與*分別表示 1%、5%及 10%的顯著水準。

(***, ** and * represent 1%, 5%, and significance level, respectively.)

資本的傷害，要比非四大來的大；此外，國內四大所屬之國際四大聯盟會計師事務所也為了維護其聲譽，自安隆案發生後，亦積極地協助及監督全球加盟事務所審計品質的提升，因而使得國內四大的審計品質得以較非四大佳²⁰。再者，由於國內四大皆有在美國發行存託憑證(ADR)的客戶，因此自安隆案後，亦必須接受美國 PCAOB 嚴格的會計師事務所品質管制制度檢查，可能也是造成其審計品質較佳的原因之一。至於深口袋（保險）假說，由於台灣對會計師的訴訟仍以會計師個人為對象，且在台灣的法律環境下，投資人並不容易獲得會計師的民事賠償，會計師事務所規模越大（口袋越深），越容易遭受財務報表使用者訴訟的論述，在台灣並不一定會成立；換言之，台灣四大與非四大所面臨訴訟風險及成本應沒有明顯的差距。因此，本研究推測造成四大與非四大審計品質的差異的主因，應非來自深口袋假說。

儘管上述實驗變數 *BIG4* 的檢測，EBTM 及 OLS 兩模型呈現截然不同的結果，然而在各控制變數方面，兩模型所估計之係數符號及檢定結果卻相當接近。控制變數的實證結果大致說明如下：營業現金流量(*OCF*)係數與文獻相符，依變數為裁決性應計數絕對值或區分正、負應計數，使用各迴歸模型都呈顯著負相關(Becker et al. 1998; Dechow et al. 1995)；與楊炎杰與官月緞(2006)研究相同，本研究亦發現 *LOSS* 在正、負應計數樣本中皆顯著為負，支持公司當期發生虧損有向下操縱盈餘傾向之論點。而 *PREACC* 與裁決性應計數絕對值顯著正相關，與相關文獻研究發現一致（姜家訓與楊雅雯 2005；李建然與林秀鳳 2005）。*ISSUE* 與 *FINANCE* 係數顯著為正，符合當公司股權有重大變動與資金需求時較可能進行向上盈餘管理之說法。*IPO* 係數不論在正裁決性應計數或負裁決性應計數之子樣本均為正，與公司初次上市櫃時可能欲以高價出售股票，有報導正的異常應計數之誘因觀點一致。實證資料顯示，財務槓桿(*LEV*)係數在負裁決性應計數之子樣本為正，意指在異常應計數為負的樣本中，公司負債比率越高，愈會向上操縱盈餘以避免違反債務合約。觀察年度固定效果發現，不論在裁決性應計數絕對值樣本或是正裁決性應計數及負裁決性應計數之子樣本，各年度係數均顯著為負，顯示樣本期間會計師態度較趨審慎。

在會計師選擇模型方面，除了 *CYCLE* 係數顯著為負，與預期相反外，其餘變數符號多符合預期。Francis et al. (1999)以營業週期(*CYCLE*)衡量短期應計數（例如：存貨、應收帳款），並認為管理階層為避免高應計數易有操縱盈餘之嫌，因而愈會聘請四大。不過，營業週期過長是企業資金缺口重要原因之一，過去多數公司在發生財務危機時，亦多出現營運資金週轉吃緊的情形，換言之，*CYCLE* 係數顯著為負有可能是捕捉到公司營業週期長，財務狀況差，愈不會聘任四大查核的因素。最後，對照絕對值裁決性應計數樣本以及正、負裁決性應計數之子樣本可以發現，變數在子樣本呈現之關聯性，可能未顯示於裁決性應計數取絕對值之樣本中，亦即以異常應計數之絕對值作為應變數的確會損失某些資訊。

誠如前述，自安隆案後，臺灣大型事務所間的合併及競爭環境的改變，臺灣四大間之規模已有相當大的差異，且四大與國際大型會計師事務所聯盟的方式並不完全一致，組織改造的程度及成功與否，亦可能造成四大間審計品質存在差異。因此本研究

²⁰四大由於有較佳的聲譽，相對於非四大，也較容易吸引較優秀的人才。

進一步在迴歸式(4)中，針對每一大型會計師事務所設置虛擬變數（分別以 DT、PWC、KPMG 及 EY 代表）取代 *BIG4*，重複表 4 至表 6 之估計。但因為 EBTM 之最大概似法對迴歸方程式以及選擇模型是採用系統估計，不適用於變數拆解，故本研究僅能以兩階段估計法檢測四大個別之審計品質。假如實證結果呈現各虛擬變數在 $|DA|$ 與 DA^+ 樣本係數為負，而在 DA^- 樣本係數為正，即表示各大型會計師事務所相較於非大型會計師事務所所有較佳之審計品質，並可透過各虛擬變數係數是否有顯著差異的檢定，探討四大間之審計品質是否相異的議題，上述實證結果列示於表 7。

表 7 實證結果顯示，當使用 EBTM 進行估計時²¹，各大型事務所係數差異不大，且不論以 $|DA|$ 、 DA^+ 或 DA^- 作為應變數，每一虛擬變數係數之估計結果與表 4 至表 6 表之結論一樣，且皆具統計顯著性，即四大每一家的審計品質皆優於其他非四大，而非僅係平均之觀察。進一步使用 Wald test 則發現，各虛擬變數係數之間的差異不具統計顯著性，意指每一家大型事務所之審計品質並沒有明顯的差異。另一方面，OLS 的檢測結果相當分歧，正如同表 4 至表 6 表 OLS 估計結果一樣，無法作出穩健的結論。

4.3 敏感性測試

Core, Daniel and Naveen (2008)指出，除了以聯立方程式克服內生性問題外，在模型中納入公司固定效果也是另一控制內生性之做法，因此本研究另輔以控制公司效果及年度效果之追蹤資料模型進行敏感性測試。首先以 Hsiao (1986)提出之 F 檢定、Breusch and Pagan (1980)的拉式乘數(Lagrange Multiplier, LM)檢定以及 Hausman 檢定測試固定效果模型的適用性，結果顯示實證資料適合追蹤資料固定效果模型（F 值、LM 值與 Hausman 值分別為 2.52、140.6 與 141.4，皆達 1%顯著水準）。因此，本研究進一步利用固定效果模型校正使用 OLS 產生之偏誤。表 8 除列示固定效果模型估計之結果外，亦同時列示 OLS 及隨機效果估計之結果予以比較。從表 8 可知，固定效果模型同樣顯示 *BIG4* 係數顯著為負（係數為 -0.0669，其 p 值 < 1%），實際檢測與 EBTM 結論一致。

由於先前文獻曾使用審計公費作為評估四大優於非四大的代理變數，相關研究也發現四大有較高的議價能力(Francis 2004)，審計公費高於非四大，且審計公費與盈餘管理存在負相關。考量審計公費亦可能為影響會計師選任之重要因素，本研究以下列兩種方式處理：1. 於式(3)納入公費變數加以控制，重新進行分析。2. 依我國現行之規定，僅符合特定條件之公司才須揭露審計公費，故另使用兩階段修正估計法(2SLS)以校正僅部分上市櫃公司須揭露審計公費可能存在樣本自我選擇之偏誤(Wooldridge 2002, p.568)²²，檢測之樣本共計 783 個觀察值。上述兩種處理方法所估計之結論與 EBTM 所估計之結論一致，顯示本研究結果並未受到未納入審計公費而受影響。

²¹由於 hazard 係數顯著不為 0，代表校正自我選擇偏誤的兩階段估計法是較合理的分析模型，再次印證了忽略選擇會計師事務所之內生性問題，產生的結論極可能有所偏差的觀點。

²²第一階段先以 Probit Regression 找出影響公司揭露審計公費之因素，並估計 Probit Regression 之 Inverse Mills Ratio (IMR)，會計師選擇模型除了增加審計公費(LNFEE)變數外，同時另加入 IMR 做為控制變數，以降低揭露公費樣本自我選擇偏誤可能造成之影響，至於審計公費揭露 Probit Regression 則係參考薛敏正等(2008)之研究設定。

表 7. 四大會計師事務所個別之審計品質

Table 7. Audit quality of each big 4 firm

Panel A : <i>IDA</i> 全部樣本(<i>IDA</i> full sample) (n=5,005)					
變數 ^a (Variable ^a)	預期符號 ^b (Pred sign ^b)	兩階段估計法 (two-stage approach)		OLS(or Truncated)	
		係數 (Coefficient)	p 值 (p-value)	係數 (Coefficient)	p 值 (p-value)
<i>DT</i>	?	-0.2646	0.000	0.0056	0.327
<i>PWC</i>	?	-0.2557	0.000	0.0091	0.132
<i>KPMG</i>	?	-0.2535	0.001	0.0122	0.037
<i>EY</i>	?	-0.2669	0.000	-0.0065	0.242
<i>hazard</i>		0.1455	0.000		
Panel B : 異常應計數為正之樣本(<i>DA</i> ⁺ sample) (n=2,395)					
<i>DT</i>	?	-0.1765	0.058	0.0076	0.119
<i>PWC</i>	?	-0.1668	0.073	0.0174	0.012
<i>KPMG</i>	?	-0.1810	0.052	0.0032	0.554
<i>EY</i>	?	-0.1773	0.057	0.0067	0.214
<i>hazard</i>		0.1023	0.048		
Panel C : 異常應計數為負之樣本(<i>DA</i> ⁻ sample) (n=2,610)					
<i>DT</i>	?	0.1798	0.009	0.0233	0.000
<i>PWC</i>	?	0.1711	0.013	0.0150	0.058
<i>KPMG</i>	?	0.1555	0.023	-0.0009	0.896
<i>EY</i>	?	0.1793	0.009	0.0232	0.000
<i>hazard</i>		-0.0875	0.022		

^a *DT*、*PWC*、*KPMG* 及 *EY* 分別代表勤業眾信、資誠、安侯建業及致遠四家大型會計師事務所之虛擬變數；
hazard：兩階段估計法用以校正自我選擇之控制變數；

(*DT* (*PWC*, *KPMG*, and *EY*) is 1 if a company is audited by Deloitte (PricewaterhouseCoopers, *KPMG*, and Ernst & Young), and 0 otherwise. *hazard* is a corrected item for self-selection problem in the two-stage approach.)

其他變數因實證結果未有重大改變，為避免篇幅過長，本研究並未列出。

(The results remain qualitatively the same in the other variables. In order to avoid lengthy, they are not shown in this table.)

^b 各項變數無預期符號，為雙尾檢定

(Because all variables have no expected sign, two-tail test is applied.)

表 8. 裁決性應計數絕對值與四大會計師事務所之關係－追蹤資料模型(n=5,005)

Table 8. The relation between absolute value of discretionary accruals and Big 4 firms – Panel data model

變數 ^a (Variable ^a)	預期符號 ^b (Pred sign ^b)	OLS ^c		隨機效果(RE)		固定效果(FE)	
		係數 (Coefficient)	p 值 (p-value)	係數 (Coefficient)	p 值 (p-value)	係數 (Coefficient)	p 值 (p-value)
<i>CONSTANT</i>	?	0.1340	0.000	0.1265	0.000	-0.3877	0.000
<i>OCF</i>	?	-0.1729	0.000	-0.1713	0.000	-0.1659	0.000
<i>SIZE</i>	?	-0.0014	0.243	-0.0024	0.058	-0.0255	0.000
<i>LEV</i>	?	-0.0256	0.124	0.0002	0.992	0.0767	0.001
<i>PREACC</i>	+	0.0041	0.204	0.0039	0.066	0.0035	0.098
<i>ISSUE</i>	+	0.0264	0.000	0.0219	0.000	0.0108	0.002
<i>NEWAUD</i>	?	0.0028	0.564	-0.0032	0.432	-0.0069	0.114
<i>LOSS</i>	?	0.0061	0.216	0.0043	0.275	-0.0084	0.095
<i>IPO</i>	?	0.0106	0.125	0.0160	0.031	0.0117	0.162
<i>BIG4</i>	?	0.0007	0.857	-0.0012	0.857	-0.0669	0.000
Adjusted R ²		0.09		0.20		0.38	
F-value		13.9***		Wald χ^2 304.5***		F-value 22.9***	
LM test (OLS vs RE) :		140.6***		Hausman test (RE vs FE) :		141.4***	
F-value(OLS vsFE) :		2.52***					

^a 變數定義參見表 2(See Table 2 for variable definitions)。^b 各項變數若有預期符號，其為單尾檢定；若無則為雙尾檢定。

(If variable has expected sign, the p-value is one-tail test, and two-tail test otherwise.)

^c ***, **與*分別表示 1%、5%及 10%的顯著水準。(***, ** and * represent 1%, 5%, and significance level, respectively.)
OLS 係沿用本文前述實證結果，為比較之便，省略年度效果之表達。

(The empirical results of OLS are the same with Table 4. For comparison, year effects are not shown in this table.)

考量殘差項非為常態分配對 discretionary accruals 檢定結果可能產生影響，本研究除了將實證模型連續性之自變數超出其標準差三倍之觀察值予以剔除外，另以下列兩種方式處理：1.變數轉換：應變數($|DA|$ 、 DA^+ 、 DA^-)改以取自然對數取代；2.使用無母數統計方法 Bootstrapping，根據隨機重複抽樣形成之統計分配求得抽樣分配標準誤(bootstrapped standard errors)，再進行檢定分析。實證結果亦一致顯示四大之審計品質優於非四大，未受極端值之影響。

最後，在計算 DA 時，本文改以觀察期前三年作為估計期，以普通最小平方法估計出同產業公司正常水準下之迴歸式(1)參數值，求得觀察期各期非裁決性應計數之預測值後，再將其自實際總應計數中扣除，以其差額做為各期裁決性應計數。在此情況下所得結論未因採用不同 DA 估計方法而有太大的影響。

5. 結論與建議

長期以來，美國的文獻不論從理論及實證上，皆推論並證實大型會計師事務所的審計品質的確明顯優於非大型會計師事務所。美國的理论及實證證據似乎也被臺灣學術界及實務界視為理所當然，然而審計為一門社會科學，此一議題之解答，實有賴臺灣本身之實證證據加以驗證。

有鑒於臺灣的實證證據相當分歧，無法明確支持臺灣大型會計師事務所的審計品質明顯優於非大型會計師事務，而此一議題的解答，將影響臺灣財務報表使用者對財務報表可靠度之判斷、企業聘任會計師之決策及主管機關對會計師之監理。本研究即以會計師事務所抑制受查公司裁決性應計數的能力，作為審計品質之衡量指標，探討臺灣大型會計師事務所的審計品質是否明顯優於非大型會計師事務所。另一方面，考量臺灣過去相關研究多將會計師選擇視為外生變數，但從理論及實證資料皆發現，此一假設並不正確，因此本文與過去文獻最大之差異在於研究設計上，以 EBTM 及固定效果迴歸控制自我選擇的偏誤，進行實證資料之分析。

實證結果指出，實證資料有明顯自我選擇產生內生性之問題，過去使用 OLS 模型估計的結果可能是偏誤的，宜在控制自我選擇偏誤的情況下進行估計。其估計結果發現，臺灣四大相較於非四大更能限制審計客戶盈餘管理的空間，並且不論管理階層盈餘向上或向下操縱，四大皆較能抑制管理階層盈餘操縱的幅度；此外，臺灣四大間之審計品質並沒有明顯的差距，實證結果一致的顯示四大各所之審計品質皆優於非四大。

我國會計師事務所組織結構抑或是法律環境與美國有所差異，而過去國內之實證證據分歧，業已使不少學者對據以推論大型事務所具較佳審計品質之深口袋假說與聲譽假說持保留態度。然而，依照本研究對安隆案後審計品質之探討，在控制內生性問題的情況下，實證結果還是能夠支持四大審計品質優於非四大，根據台灣現行的環境，本研究推測聲譽假說可能是支持實證結果的主要原因。由本研究亦可得知，如比照過去相關文獻之研究設計，未控制自我選擇效果，相同的樣本資料則檢測結果相當分歧，無法作出穩健的結論，這樣的結果突顯，此類研究對自我選擇偏誤控制的重要性，未來相關研究宜留意模型之適當性，方能避免推論之謬誤。

本研究僅提供相關證據以進一步釐清公司特質與審計品質效果，但由於無法確認

已將公司及會計師事務所攸關變數納入加以控制，因而無法排除前述限制可能致使本研究分析過程產生偏誤。此外，本研究採實證上經常使用之裁決性應計數，研究結果未必能推論至其他審計品質衡量變數。最後，透過實際現象之觀察不難發現，臺灣事務所之組織結構，組別在事務所內部實際執行查核及審計決策上有重大之影響，考量同組會計師彼此互相支援的情形，在安隆案後推行的輪調制度可能使得組別之運作模式更加明顯。未來研究之延伸，若能同時納入組別的實證資料，比較對審計品質影響之差異，將更能提高此一議題的完整性。

參考文獻

中文文獻

- 王鐘霆，2006，《上市（櫃）公司會計師事務所選擇及其審計品質》，台北大學會計研究所碩士論文。
- 李建然與陳政芳，2004，〈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〉，《會計評論》，第38期：59-80頁。
- 李建然與林秀鳳，2005，〈會計師任期與異常應計數之關聯性研究〉，《管理評論》，第24卷（4期）：103-126頁。
- 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頁。
- 邱秀清，2002，〈會計師事務所規模對審計品質之影響〉，《商學學報》，第10卷：11-27頁。
- 姜家訓與楊雅雯，2005，〈會計師事務所之產業專精及查核年資與盈餘品質之關係〉，《當代會計》，第6卷（1期）：23-60頁。
- 張文瀾，2001，〈審計品質對上市公司盈餘管理之影響〉，《當代會計》，第2卷（2期）：195-214頁。
- 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頁。
- 楊炎杰與官月緞，2006，〈客戶重要性與非審計服務是否影響審計品質？Enron後的觀察〉，《會計評論》，第43期：27-61頁。
- 劉嘉雯與王泰昌，2008，〈會計師任期與審計品質之關聯性研究〉，《管理評論》，第27卷（4期）：1-28頁。
- 薛敏正、張瑀珊與高君慈，2008，〈公司自我選擇聘任會計師與審計公費〉，《當代會計》，第9卷（2期）：167-200頁。
- 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。
- 謝永明與黃荃，2009，〈會計師事務所任期與盈餘管理之關聯性-自我選擇模型之運用〉，《會計學報》，第2卷（1期）：73-99頁。

References

- Ashbaugh, S., H. R. LaFond, and B. W. Mayhew. 2003. Do nonaudit services compromise auditor independence? Further evidence. *The Accounting Review* 78(July): 611-639.
- Ball, R., and L. Shivakumar. 2008. Earnings quality at initial public offerings. *Journal of Accounting and Economics* 45(2-3): 324-349.
- Beatty, R. P. 1989. Auditor reputation and the pricing of initial public offerings. *The Accounting Review* 64(October): 693-709.
- Becker, C. L., M. L. DeFond, J. J. Jambalvo, and K. R. Subramanyam. 1998. The effect of audit quality on earning management. *Contemporary Accounting Research* 15(Spring): 1-24.
- Bonner, S. E., Z. Palmrose, and S. M. Young. 1998. Fraud type and auditor litigation: An analysis of SEC accounting and auditing enforcement releases. *The Accounting Review* 73(October): 503-532.
- Breusch, T. S., and A. R. Pagan. 1980. The Lagrange multiplier test and its applications to model specifications in econometrics. *Review of Economic Studies* 47(1): 239-254.
- Carlos, A. de Mello-e-Souza. 2004. Accounting quality vs auditor choice in a weak regulatory environment with strong Tax-to-GAAP Conformity. Working Paper.
- Chang, Wen-Jing. 2001. The effect of auditor's quality on earnings management. *Journal of Contemporary Accounting* 2(2): 195-214. (in Chinese)
- Chiu, Hsiu-Ching. 2002. The effect of audit firm size on audit quality. *Journal of Business* 10: 11-27. (in Chinese)
- Core, J. L., N. D. Daniel, and L. Naveen. 2008. Boards: Does one size fit all? *Journal of Financial Economics* 87(February): 329-356.
- Craswell, A. T., J. R. Francis, and S. L. Taylor. 1995. Auditor brand name reputations and industry specialization. *Journal of Accounting and Economics* 20(December): 297-332.
- DeAngelo, H., L. DeAngelo, and D. Skinner. 1994. Accounting choices in troubled companies. *Journal of Accounting and Economics* 17(January): 113-143.
- DeAngelo, L. E. 1981. Audit size and audit quality. *Journal of Accounting and Economics* 3 (December): 183-199.
- Dechow, P. M. 1994. Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance: The role of accounting accruals. *Journal of Accounting and Economics* 18(July): 3-42.
- _____, R. G. Sloan, and A. P. Sweeney. 1995. Detecting earnings management. *The Accounting Review* 70(April): 193-225.
- DeFond, M. L., and J. M. Jambalvo. 1994. Debt covenant violation and manipulation of accruals. *Journal of Accounting and Economics* 17(January): 145-176.
- _____, K. Raghunandan, and R. Subramanyam. 2002. Do non-audit service fees impair auditor independence? Evidence from going-concern audit opinions. *Journal of Accounting Research* 40(September): 1247-1274.

- Dye, R. A. 1993. Auditing standards, legal liability and auditor wealth. *Journal of Political Economy* 101(October): 887-914.
- Francis, J. 2004. What do we know about audit quality? *The British Accounting Review* 36(4): 345-368.
- Francis, J. R., E. L. 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(Fall): 17-34.
- _____, and J. Krishnan. 1999. Accounting accruals and auditor reporting conservatism. *Contemporary Accounting Research* 16(Spring): 135-165.
- Frankel, R. M., M. F. Johnson, and K. K. Nelson. 2002. The relation between auditors' fees for nonaudit services and earnings management. *The Accounting Review, supplement* 77(October): 71-105.
- Greene, W. H. 2003. *Econometric Analysis*, 5th ed. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- Healy, P. M. 1985. The effect of bonus schemes on accounting decisions. *Journal of Accounting and Economics* 7(1-3): 85-107.
- _____, and T. Lys. 1986. Auditor changes following big eight mergers with Non-Big eight audit firms. *Journal of Accounting and Public Policy* 5(Winter): 251-265.
- Heckman, J. J. 1979. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica* 47(January): 153-161.
- Hsiao, C. 1986. *Analysis of panel data*, 1st ed. Cambridge, United Kingdom: Cambridge University press.
- Hsieh, Yung-Ming, and Chuan Huang. 2009. The association between audit firm tenure and earnings management: Evidence from the self-selection model. *Soochow Journal of Accounting* 2(1):73-99. (in Chinese)
- _____, and Y. C. Tsai. 2004. "Do auditors mitigate earnings management in audit process?" Proceedings of the Fourth Asia Pacific Interdisciplinary Research in Accounting Conference, Singapore.
- Jensen, M. C., and W. H. Meckling. 1976. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics* 3(October): 305-360.
- Jeong, S. W., and J. Rho. 2004. Big six auditors and audit quality: The Korean evidence. *The International Journal of Accounting* 39(2): 175-196.
- Jiang, Jia-Xun, and Ya-Wen Yang. 2005. The effects of audit firms' industry specialization and auditor tenure on earnings quality. *Journal of Contemporary Accounting* 6(1): 23-60. (in Chinese)
- Jones, J. J. 1991. Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research* 29(Autumn): 193-228.
- Kellogg, R. L. 1984. Accounting activities, securities prices, and class action lawsuits. *Journal of Accounting and Economics* 6(December): 185-204.
- Khurana, I. K., and K. K. Raman. 2004. Are big four audits in ASEAN countries of higher

- quality than Non-Big four audits?" *Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics* 11: 139-165.
- Kim, J., R. Chung, and M. Firth. 2003. Auditor conservatism, asymmetric monitoring, and earnings management. *Contemporary Accounting Research* 20(Summer): 323-359.
- Kinney, Jr., W. R., and R. D. Martin. 1994. Does auditing reduce bias in financial reporting? A review of audit-related adjustment studies. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 13(Spring): 149-156.
- Kothari, S. P., A. J. Leone, and C. E. Wasley. 2005. Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics* 39(January): 163-197.
- Kuo, I-Ling. 2000. The battle of KPMG and Deloitte & Touche in the accounting industry. *Business Weekly* 22:22-28. (in Chinese)
- Lai, Springfield. 2000. The Changes in the Business Scope, Legal Responsibilities of a Certified Public Accountant(CPA) and the Evolution of Audit Firm's Organization. Unpublished Master's Dissertation, Department of Accounting, National Taiwan University, Taiwan. (in Chinese)
- Lawrence, A., M. Minutti-Meza, and P. Zhang, 2011. Can Big 4 versus Non-Big 4 differences in audit-quality proxies be attribute to client characteristics? *The Accounting Review* 86 (1): 259-286.
- Lee, Jan-Zan, and Hsiu-Feng Lin. 2005. The relation between auditor tenure and abnormal accruals. *Management Review* 24(4): 103-126. (in Chinese)
- _____, and Jeng-Fang Chen. 2004. The effect of audit client's importance on magnitude of earnings management: From the perspective of audit groups within the big five. *The International Journal of Accounting Studies* 38: 59-80. (in Chinese)
- Lennox, C. S. 1999. Audit quality and auditor size: An evaluation of reputation and deep pockets hypotheses. *Journal of Business Finance & Accounting* 26: 779-805.
- Lennox, C., J. Francis, and Z. Wang. 2012. Selection models in accounting research. *The Accounting Review* 87(2): 589-616.
- Lin, Ku-Jun. 1992. Reports of partner' earnings distribution in audit firm. *Accounting Research Monthly* 78: 62-65. (in Chinese)
- Liu, Chia-Wen and Tay-Chang Wang. 2008. Auditor tenure and audit quality. *Management Review* 27(4): 1-28. (in Chinese)
- Maddala, G. S. 1983. *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometric*. New York: Cambridge University Press.
- Menon, K., and D. D. Williams. 1991. Auditor credibility and initial public offerings. *The Accounting Review* 66(April): 313-332.
- Myers, J. N., L. A. Myers, and T. C. Omer. 2003. Exploring the term of the auditor-client relationship and the quality of earnings: A Case for mandatory auditor rotation?" *The Accounting Review* 78(July): 779-799.

- Reynolds, J. K., and J. R. Francis. 2001. Does size matter? The influence of large clients on office-level auditor reporting decisions. *Journal of Accounting and Economics* 30 (December): 375-400.
- Schwartz, K. B., and K. Menon. 1985. Auditor switches by failing firms. *The Accounting Review* 60(April): 248-261.
- Shiue, Min-Jeng, Yu-Shan Chang, and Chun-Tzu Kao. 2008. Self-selection of auditors and audit fees. *Journal of Contemporary Accounting* 9(2): 167-200. (in Chinese)
- Simunic, D. A., and M. T. Stein. 1987. Production differentiation in auditing: A study of auditor choice in the market for new issue. Canadian Certified General Accountants' Research Foundation.
- St. Pierre, and J. A. Anderson. 1984. An analysis of the factors associated with lawsuits against public accountants. *The Accounting Review* 59(April): 242-263.
- Teoh, S. H., and T. J. Wong. 1993. Perceived auditor quality and the earnings response coefficient. *The Accounting Review* 68(April): 346-366.
- _____, I. Welch, and T. J. Wong. 1998. Earnings management and the underperformance of seasoned equity offerings. *Journal of Financial Economics* 50(October): 63-99.
- Vander, B. H., M. Willekens, and A. Gaeremynck. 2003. Audit firm size, public ownership, and firms' discretionary accruals management. *The International Journal of Accounting* 38(Spring): 1-22.
- Villalonga, B., and R. Amit. 2006. How do family ownership, control and management affect firm value?" *Journal of Financial Economics* 80(May): 385-417.
- Warfield, T. D., J. J. Wild, and K. L. Wild. 1995. Managerial ownership, accounting choices, and informativeness of earnings. *Journal of Accounting and Economics* 20(July): 61-91.
- Wallman, S. M. H. 1996. The future of accounting, part iii: reliability and auditor independence. *Accounting Horizons* 10(December): 76-97.
- Wang, Jong-Ting. 2006. CPA Firm Choice and Audit Quality: Evidence from Taiwan Listed Company. Unpublished Master's Dissertation, Department of Accounting, National Taipei University, Taiwan. (in Chinese)
- Wooldridge, J. M. 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. London, England. MIT Press.
- Yang, Yan-Jie, and Yue-Duan Guan. 2006. Do client importance and nonaudit services affect audit quality? Post-Enron observation. *The International Journal of Accounting Studies* 43: 21-67. (in Chinese)



Is the Audit Quality of Big4 Better than Non-Big4? Evidence from Ability of CPA Firm to Restrict Earnings Management —The Importance of Controlling Self-Selection Bias

Jan-Zan Lee^a Hsiu-Feng Lin^{b*}

^aDepartment of Accounting, National Taipei University

^bDepartment of Accounting, Tunghai University

Abstract

Using abnormal accruals as proxies for audit quality, this study examines whether the audit quality of Big 4 firms is superior to that of non-Big 4 firms in Taiwan after Enron's accounting scandals. Empirical evidence suggests that client characteristics can confound inferences of the Big4 effect. Therefore, we employ an endogenous binary treatment model and a fixed effects regression model to control different client characteristics between the two auditor groups, and estimate the audit quality effects. The empirical results of these models show that Big 4 firms deliver higher audit quality than non-Big4 firms. In addition, the audit quality between Big 4 firms is homogenous even though the size of Big 4 firms is quite different in Taiwan. However, these findings become unclear under traditional OLS regression. The results indicate that control of self-selection bias is crucial in such audit empirical research.

Keywords: *Audit quality, Earnings management, Big4, Self-selection bias.*

Data Availability: *All data are available from public sources.*

1. Research Issues

In this study, we use abnormal accruals as proxies for audit quality to examine whether the audit quality of Taiwan's Big 4 accounting firms is superior to that of non-Big 4 firms when controlling for self-selection bias. Audit functions play a major role in capital markets. According to audit demand theory, audit functions are designed to reduce agent and transaction (information) costs based on the trust that users of financial statements have in their auditors. However, users of financial statements cannot directly observe the competence and independence of auditors. Whether the size or brand of an accounting firm is a simple and observable indicator of audit quality has become an important research topic. Auditing literature in the U.S. generally concludes that the audit quality of Big4 firms is superior to that of non-Big4 firms. Although studies of this topic have been conducted in Taiwan, the results have differed because of differences in the research design or the sampling period. Thus, whether larger accounting firms provide higher quality services remains unclear. Auditing is a social science. Audit quality is significantly influenced by the legal environment of the country and

* Corresponding author. Email:s4282@thu.edu.tw

the organizational structure of the accounting firm. A number of differences exist between Taiwan and the U.S. regarding the legal responsibilities of auditors and organizational firm structures. Significant controversy remains regarding whether the audit quality of Taiwan's Big 4 firms is superior to that of non-Big 4 firms. To answer this question, empirical evidence from Taiwan must be examined and verified.

The most substantial difference between the research methods of this study and those of previous studies in Taiwan is that previous research view auditor choice as an exogenous variable. However, this assumption is incorrect. Therefore, when investigating the relationship between accounting firm size and audit quality, we employ the endogenous binary treatment model (EBTM) for data analysis. However, the EBTM assessment results may change because of slight differences in the selection model settings, and soundness may be lacking (Lennox, Francis, and Wang, 2012). Thus, we supplement the EBTM with estimation methods and a fixed effects regression model to control the self-selection effects.

2. Research Hypothesis

According to studies conducted in the U.S., the main arguments regarding the association between accounting firm size and audit quality are the reputation hypothesis and the deep pockets hypothesis. The reputation hypothesis holds that poor audit quality in large accounting firms negatively influences the firm's brand name, leading to the loss of current and potential clients. The economic losses caused by this loss of clients are "collateral" to audit quality. Additionally, as the size of an accounting firm increases, the firm's economic reliance on a single client decreases. Therefore, larger accounting firms are less likely to compromise their independence compared to smaller accounting firms (DeAngelo, 1981). The deep pockets hypothesis holds that financial statement users are more likely to sue financially strong accounting firms in the hopes of obtaining higher compensation. Because larger accounting firms have greater wealth, they face greater risks of litigation. To mitigate higher risks of litigation, larger accounting firms maintain a higher audit quality (Dye, 1993). In addition, all partners within an accounting firm are mutually responsible for negligence liability. Thus, in larger accounting firms, the mutual supervision of partners is stronger, which results in superior audit quality. The arguments of the reputation and deep pockets hypotheses contend that the size or brand of an accounting firm reflects the audit quality.

Examining Taiwan's legal environment, accounting firms face litigation much less frequently compared to firms in the U.S. Cases where auditors face an actual civil damages payment because of audit failures are extremely rare. Additionally, individual auditors are the subjects of litigation (not the entire accounting firm). Thus, the risks and costs of litigation borne by Taiwanese accounting firms are substantially less than those faced by accounting firms in the U.S. Next, concerning the organizational structure of accounting firms, Big 4 firms in Taiwan tend to form from the mergers of the medium- and small-size accounting firms. These mergers occur to facilitate the use of the same international accounting alliance brand. Each medium- and small-size firm operates within a large firm according to their organizational type. Thus, mergers do not influence the autonomy of audit partners. This organizational culture, which facilitates the high autonomy of internal units, is also reflected in the earnings distribution system of the audit partners. Briefly, whether the reputation and deep pockets hypotheses indicate that the audit quality of Taiwan's Big 4 firms is superior to that of non-Big 4 firms still requires verification. However, since the Enron case, Taiwan's Big 4 in-

ternational alliance accounting firms have strengthened the assistance and supervision of each firm. They have enhanced the quality control elements for each of the large firms, even accepting an inspection from the U.S. Public Company Accounting Oversight Board (PCAOB). They are also better able to attract excellent employees compared to non-Big 4 firms. These factors contribute to enhancing the audit quality of Taiwan's Big 4 firms. Therefore, we propose the following hypothesis (expressed as a null hypothesis):

H₀: *Ceteris paribus, audit quality and accounting firm size are unrelated.*

3. Research Methods

To assess whether the audit quality of Big 4 firms is superior, we reference the methods adopted in previous studies (Warfield, Wild, and Wild, 1995; Becker et al., 1998; Francis et al., 1999; Frankel, Johnson, and Nelson, 2002). We use the absolute values of discretionary accruals (expressed with $|DA|$) to measure potential earnings management behavior (Jones, 1991; DeFond and Jambalvo, 1994; Francis et al., 1999; Frankel et al., 2002). Additionally, we further divide the samples into two subsamples according to whether discretionary accruals are positive or negative (expressed as DA^+ and DA^- , respectively). The following estimation model is used for discretionary accruals (dependent variable):

$$TA_{it} / A_{it-1} = \delta_0 + \delta_1 (1/A_{it-1}) + \delta_2 [(\Delta REV_{it} - \Delta AR_{it}) / A_{it-1}] + \delta_3 (DFA_{it} / A_{it-1}) + \delta_4 ROA_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

In this equation, TA denotes the total accruals; ΔREV denotes the change in net sales; ΔAR denotes the change in accounts receivable; and DFA_{it} denotes the gross property, plant, and equipment; ROA_{it-1} denotes the rate of return on assets for the last period; and A_{it-1} is the total assets at the beginning of the period. The error term (ε) in Eq. (1) represents discretionary accruals (DA).

We follow related studies by measuring the size of accounting firms using the dummy variable method (expressed as $BIG4$). $BIG4$ is 1 if a company is audited by Deloitte, Ernst & Young, KPMG, or PricewaterhouseCoopers, and 0 otherwise. To identify the influence of the self-selection and treatment effect, and because the auditor selection model is a binary response model, we include the EBTM in our empirical model for data analysis. The earnings management model and auditor selection model are as follows:

$$|DA_{it}| (DA_{it}^+ \text{ or } DA_{it}^-) = \beta_0 + \beta_1 OCF_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 LEV_{it} + \beta_4 PREAC_{it} + \beta_5 ISSUE_{it} + \beta_6 NEWAUD_{it} + \beta_7 LOSS_{it} + \beta_8 IPO_{it} + \beta_9 BIG4_{it} + \sum_t \beta_t YR_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Pr(BIG4)_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 CYCLE_{it} + \alpha_2 CAPINT_{it} + \alpha_3 SIZE_{it} + \alpha_4 LEV_{it} + \alpha_5 PE_{it} + \alpha_6 ISSUE_{it} + \alpha_7 LOSS_{it} + \mu_{it} \quad (3)$$

$|DA|$ = Absolute value of discretionary accruals;

OCF = Cash flows from operating activities deflated by total assets;

$SIZE$ = Natural logarithm of total assets;

LEV = Long-term liabilities divided by total assets;

PREACC = Lagged total accruals. Total accrual equals net income before extraordinary items + depreciation and amortization charges – operating cash flow) deflated by lagged total assets;

ISSUE = 1 if the annual change in the number of shares exceeds 10%, and 0 otherwise;

NEWAUD = 1 if the audit engagement is the initial year, and 0 otherwise;

LOSS = 1 if net income < 0, and 0 otherwise;

IPO = 1 if shares of stock in a company are offered to the public during the current year, and 0 otherwise;

CYCLE = Operating cycle in months (days' sales in inventory and receivables, divided by 30);

CAPINT = Capital intensity (property, plant, and equipment divided by net sales);

PE = P/E ratio. Stock price divided by earnings per share.

We use both the EBTM maximum likelihood estimator and the two-stage approach to differentiate the selection and treatment effects. The maximum likelihood estimator first uses the likelihood ratio (LR) test to examine whether the data possess self-selection problems (Greene, 2003; Maddala, 1983). If the correlation coefficient (ρ) of the residuals in Eqs. (2) and (3) differs significantly from 0, self-selection problems exist within the empirical data. Thus, the EBTM derived from the maximum likelihood estimator is used. Regarding the EBTM two-stage approach, we reference the model (Maddala, 1983) based on the research by Heckman (1979). In the first stage of the two-stage approach, the expected probability of a company selecting a certain accounting firm must be first estimated based on the auditor selection model in Eq. (3). The self-selection control variable *hazard* is then included in the original regression Eq. (2). If self-selection problems exist within the empirical data, the *hazard* coefficient should differ significantly from 0. Furthermore, Core, Daniel, and Naveen (2008) indicate that, in addition to using simultaneous equations to overcome endogeneity problems, including firm-level fixed effects in the model can control endogeneity. Therefore, we use the fixed effects model for robustness tests.

We primarily investigate audit quality after the occurrence of the Enron's accounting scandal in 2001. For our analyses, we use firm-year observations from 2002 to 2007. Our sample comes from the *Taiwan Economic Journal* (TEJ) database. We eliminate observations from finance-related industries, incomplete data from *DA* computations, and missing data of the control variables used in this study. The final sample consists of 5,005 observations.

4. Research Results

The *|DA|* sample estimations in Table 4 are all at 1% significance level for both the LR test and *hazard* coefficient. This indicates that selection decision-making for the Big 4 firms is not exogenously determined. Instead, it is an endogenous variable that should be estimated using the EBTM. Using the maximum likelihood estimator and the two-stage approach to estimate the EBTM, the *BIG4* coefficients are -0.1398 and -0.2642 , respectively. Both values are significantly less than 0 (p -values < 1%). That is, from the perspective of constraining company earnings management, the audit quality of Big 4 firms is clearly superior to that of non-Big 4 firms. The OLS estimation results show a positive *BIG4* coefficient. However, this coefficient is insignificant (0.0007, p -value = .857).

We perform subsample analyses with *DA*⁺ observations. Table 5 indicates that the *BIG4*

coefficient is significantly negative when using either the EBTM maximum likelihood estimator or the two-stage approach (the coefficients are -0.1225 and -0.0795 , respectively). Table 6 shows that the *BIG4* coefficient is significantly positive in the DA^- sample (the coefficients are 0.1383 and 0.1206 , respectively). Additionally, we employ the two-stage approach to examine the individual audit quality of the Big 4 firms. The results in Table 7 show that the coefficients for each Big 4 firm do not differ substantially. Regardless of whether $|DA|$, DA^+ , or DA^- is used as the dependent variable, the estimations for each dummy variable are consistent with previous results, and all are statistically significant. Thus, the audit quality of each Big 4 firm is superior to that of non-Big 4 firms, and is not limited to the average observation. Table 8 shows that our sample is appropriate for the panel data with fixed effects model (the F, LM, and Hausman values are 2.52 , 140.6 , and 141.4 , respectively; all at 1% significance level). Using the fixed effects model to test the $|DA|$ sample, we obtain a significantly negative *BIG4* coefficient (coefficient of -0.0669 , p -value $< 1\%$). The results are consistent with the EBTM conclusion.

In summary, our analyses reveal that Taiwan's Big 4 firms can better constrain managerial discretions with accounting accruals, regardless of whether the manipulations are income-increasing or income-decreasing. In addition, no clear disparities are observed in the audit quality of Taiwan's Big 4 firms. The consistency of the empirical results indicates that the audit quality of each Big 4 firm is superior to that of non-Big 4 firms.

The results of this study have the following policy and managerial implications: Regarding policy implications, the results of this study can provide competent authorities with a reference for auditor supervision policies. For example, whether Taiwan should consider PCAOB methods and establish a CPA regulatory approach with a two-track system. Regarding managerial implications, this study can assist financial report users in understanding that Taiwan's Big 4 firms can provide higher audit quality. Thus, financial report users can directly employ this simple and observable indicator to determine the audit quality of an accounting firm. The results can be used as a basis for estimating the information risk faced, thereby increasing the quality of decision making. Finally, the results suggest that when using the discretionary accruals mutually selected by an auditor and a company as proxy variables of audit quality, empirical data from Taiwan shows a clear self-selection bias. We recommend that future researchers consider self-selection problems when designing studies on related issues.