

客戶重要性與非審計服務是否影響 審計品質？Enron 後的觀察

楊炎杰*

銘傳大學

官月緞

銘傳大學

摘要

本研究旨在探討客戶重要性與非審計服務是否影響審計品質，並且為 Enron 後的觀察。過去文獻指出，客戶重要性或非審計服務與高估盈餘呈正相關，顯示審計品質受到危害；然而，Enron 審計失敗導致簽證功能受到質疑，會計師在維持聲譽與限制法律責任的誘因下，審計決策可能有所不同。本研究以 2002 年與 2003 年由五大事務所查核之上市、上櫃公司共計 1605 筆觀察值為樣本，實證結果發現，客戶重要性與異常應計數的幅度呈顯著負相關，而這種關係主要是由於會計師越會限制重要客戶向上操縱盈餘所導致。若比較 Enron 前後期間，可發現 Enron 後會計師對於重要客戶更重視聲譽維護效果而傾向於採取保守的審計決策。至於非審計服務與異常應計數並不存在顯著關係，但「重大」非審計服務則可能因為較強烈的經濟依賴或藉由其他影響會計師獨立性之因素，使得會計師對於重要客戶傾向維護聲譽的誘因被弱化。

關鍵詞：客戶重要性、非審計服務、異常應計數、審計品質

*作者衷心感謝兩位匿名評審於審查過程中，指正本文缺失並提供諸多寶貴建議。

收稿日：2005 年 4 月

接受日：2005 年 12 月

二審後接受

Do Client Importance and Nonaudit Services Affect Audit Quality? Post-Enron Observation

Yan-Jie Yang

Ming Chung University

Yue-Duan Guan

Ming Chung University

Abstract

This study aims to examine whether the client importance and nonaudit services affect audit quality after the Enron fraud. Prior literature shows that client importance or nonaudit services are positively associated with earnings overstatements, which implies audit quality is impaired. However, due to audit failure in Enron, the attestation function has been challenged by the public. Under the incentives of reputation protection and legal liability restriction, the auditors' decisions may change. With a sample of 1,605 observations audited by Big 5 in 2002 and 2003, we find that client importance has a significantly negative association with abnormal accruals, which is driven by auditors' tendency to limit larger clients' income increasing-accruals. Compare to pre-Enron period, auditors tend to adopt a more conservative strategy due to more focus on reputation protection in the post-Enron period. In addition, nonaudit services do not significantly associate with abnormal accruals. However, material nonaudit services may affect audit quality through stronger economic dependence or other threats to auditor independence, thus weaken auditors' tendency to limit larger clients' income-increasing accruals.

Keywords: *Client importance, Nonaudit services, Abnormal accruals, Audit quality.*

Submitted April 2005
Accepted December 2005
After 2 rounds of review

壹、前言

審計功能在於賦予財務報表公信力，降低管理階層與報表使用者之間因資訊不對稱所導致的代理成本(Jensen and Meckling 1976 ; Watts and Zimmerman 1983)。當審計品質越高，會計師對於財務報表是否存在重大不實表達的確信程度(level of assurance)也就越高，報表使用者在信賴查核報告下所面臨的資訊風險也就越小。DeAngelo (1981a)定義審計品質是會計師「發現」並「報導」重大不實表達的聯合函數，前者與會計師的專業能力有關，後者則與其獨立性有關；當會計師的獨立性越高，越能在偵測到財務報表重大不實表達後，要求受查者採用適當的會計處理，否則即拒絕出具無保留意見。然而，審計本身也是一種行業，也同樣面臨生存與獲利的壓力，在現行機制下，會計師提供審計服務給有審計需求的企業，並向受查者收取審計公費；並且，隨著審計市場的成熟與飽和，會計師事務所亦把業務拓展到其他非審計服務¹。這些非審計服務的提供或能拓展會計師對客戶的知識，但也加深了會計師與受查者經濟上的依賴，因而可能損及獨立性。本研究即在探討，當客戶對會計師的重要性越高，或者當客戶同時向會計師購買非審計服務時，會計師是否會因為與受查客戶的經濟依賴度提高而損害超然獨立的立場。

根據經濟理論，一旦受查者為重要客戶時，會計師越有誘因對獨立性做出妥協，而客戶的重要性反映在來自客戶的準租(quasi rent)占所有其他客戶準租的比重，該比重越高，客戶也就越重要(Watts and Zimmerman 1981 ; DeAngelo 1981b)。過去文獻在衡量客戶重要性時，有以來自特定客戶的公費占事務所總公費的比例來衡量者(Stice 1991 ; Lys and Watts 1994)，也有以來自特定客戶的公費占該執業處所總公費的比例來衡量者(Reynolds and Francis 2001 ; Chung and Kallapur 2003)；唯國內會計師執業環境與國外有所不同，委任關係的維持與建立，與會計師所屬的組別較為相關。為反映會計師從事審計決策時所面臨的財務誘因，本研究參考李建然與陳政芳 (2004)之作法，以簽證會計師所屬組別為基礎來衡量特定客戶之重要性，以探討審計品質是否因客戶重要性而有所差異。

此外，會計師對審計客戶同時提供非審計服務是否影響審計品質向為各界關注的焦點，持正面立場者認為非審計服務能強化會計師對客戶的瞭解與累積實務經驗，透過審計服務與非審計服務的知識交流，使查核人員能享受知識外溢效果(knowledge spillover effect)，以更有效率的方式從事專業服務，因而提升審計品質(Goldman and Barlev 1974 ; Wallman 1996 ; Arruñada 1999)；而從業人員亦樂見非審計服務的適度開放，俾在競爭激烈的環境中爭取存活空間。但持負面立場者認為，非審計服務加深了查核人員與受查客戶的經濟依賴，管理

¹ 例如資訊系統的導入、管理諮詢服務、公司理財服務、稅務諮詢服務、評價服務、內部稽核服務、工商登記服務、精算業務服務與招募高階主管等。

階層可能藉由威脅撤換會計師以獲得有利的報導方式(Antle 1984 ; Simunic 1984 ; Beck et al. 1988a)；此外，非審計服務亦可能使得查核人員充當經營階層的角色，有損超然獨立之立場(Pany and Reckers 1983 ; SEC 2000)。前述兩種立場各有主張，且一直是學術上與實務上的重要議題。Frankel et al. (2002)的研究是近來最受重視及廣為討論的文章；該研究發現，當非審計公費占總公費比重越高時，會計師越會容許企業報導較大幅度的異常應計數，顯示企業有較差的盈餘品質，而股價亦會反映較差的盈餘品質而有折價的現象。然而，後續研究採取不同的研究設計或變數衡量後，並未發現一致的結果，因此，提供非審計服務將損及審計品質的說法，目前文獻上大多持保留態度(DeFond et al. 2002 ; Ashbaugh et al. 2003 ; Chung and Kallapur 2003 ; Larcker and Richardson 2004)。

隨著近年來國內外一系列知名企業的會計醜聞相繼曝光²，會計師的獨立性受到主管機關與社會大眾的強烈質疑。2002 年沙氏法案(Sarbanes-Oxley Act of 2002)充分展現美國政府健全資本市場的決心。在該法案之下，成立公開公司會計監督委員會(Public Companies Accounting Oversight Board)，任何辦理公開發行公司財務報表查核簽證的會計師事務所均須向該會登記，並定期接受檢查。此外，該法案大幅限制會計師事務所對同一簽證客戶提供特定非審計服務³，以避免非審計服務損害審計品質。國內方面，為讓大眾評估公費對會計師獨立性的可能影響，證期局⁴也於 2002 年修訂證券發行人財務報告編製準則，要求達到特定條件的公開發行公司須於財務報告中揭露最近給付簽證會計師的各項公費資訊，包括審計和非審計服務公費的內容⁵。儘管如此，國內相關法令並未如沙氏法案般嚴格限制會計師的非審計服務範圍，而非審計服務是否影響審計品質之實證研究，國內相關文獻亦不充分。國內業界對非審計服務的檢討，雖有會計師公會全國聯合會於 2003 年發布職業道德規範公報第十號「正

² 美國企業舞弊如 Enron、Worldcom、Bristol-Myers Squibb、Adelphia、Qwest Communications、Tyco、Global Crossing 與 AOL Time Warner 等。其中，Enron 以每年一億美元公費將外部審計、內部稽核及顧問業務統包給安達信會計師事務所(Andersen)，而顧問費即高達總公費的 75%。國內方面，則以 2004 年 6 月博達公司無預警宣布重整最引人側目，而後續的訊碟、皇統、宏達科、勁永等公司也都爆發財務報導不實，不僅讓台灣證券市場籠罩著地雷疑雲，也讓會計師的審計品質與審計價值備受質疑。

³ 包括簿記及代客記帳、財務資訊系統的設計及建置、鑑價服務、精算服務、承包內部稽核、管理職能及人力資源服務、經紀或投資顧問、法律服務等。

⁴ 證期局為證券期貨局之簡稱，前身為證券暨期貨管理委員會，該會係於 2004 年 7 月 1 日依「行政院金融監督管理委員會組織法」改稱，並改隸行政院金融監督管理委員會。

⁵ 依照 2002 年 10 月 3 日所修正的證券發行人財務報告編製準則第二十二條之規定，發行人有下列情事之一者，應揭露會計師公費：

(一)給付簽證會計師、簽證會計師所屬事務所及其關係企業之非審計公費占審計公費之比例達四分之一以上或非審計公費達新臺幣五十萬元以上者，應揭露審計與非審計公費金額及非審計服務內容。

(二)更換會計師事務所且更換年度所支付之審計公費較更換前一年度之審計公費減少者，應揭露審計公費減少金額、比例及原因。

(三)審計公費較前一年度減少達百分之十五以上者，應揭露審計公費減少金額、比例及原因。

所稱審計公費係指發行人給付簽證會計師有關財務報告查核、核閱、複核、財務預測核閱及稅務簽證之公費。

直、公正客觀及獨立性」，但存在高度的自我判斷，其執行成效如何，不得而知。另外，國內會計師執業生態與美國有所不同，除了訴訟風險遠低於美國外，事務所大多偏重簽證業務，不若美國有龐大的非審計公費⁶；且由於審計市場競爭激烈，審計公費偏低，會計師在保有客戶與維持審計品質之間如何抉擇？是否為了保有重要客戶或非審計服務所帶來的利益而做出妥協，以致於犧牲審計品質，亟待實證研究加以澄清。

本研究同時探討國內由五大會計師事務所⁷查核的上市、上櫃公司，其審計品質是否受到客戶重要性與非審計服務的影響，研究期間涵蓋 2002 年與 2003 年。其中，客戶重要性係按客戶占簽證會計師組別業務之比重來衡量，以捕捉簽證會計師面對特定客戶的財務誘因；非審計服務方面，則以事務所是否提供審計客戶非審計服務來衡量；審計品質則根據過去文獻，採用異常應計數⁸加以衡量(Becker et al. 1998 ; Francis et al. 1999 ; Frankel et al. 2002 ; Ashbaugh et al. 2003 ; Chung and Kallapur 2003 ; Larcker and Richardson 2004)。值得注意的是，本研究係 Enron 後的觀察，2001 年 12 月美國第七大企業 Enron 聲請破產，不僅重創美國資本市場，也使得審計市場重新洗盤。Andersen 因無法偵測 Enron 財務報表的重大不實而受到各界指責；同時，Andersen 與 Enron 的利益相依更使得輿論質疑會計師的獨立性。影響所及，除 Andersen 成為集體訴訟的被告外，其客戶出走、全球合作伙伴脫離，會計師人人自危⁹。隨著 Andersen 的倒閉，國內也由五大會計師事務所變為四大。此一事件，是否影響國內會計師的審計決策，是一個相當值得探討的問題。國內相關研究方面，雖有李建然等 (2003)、李建然與陳政芳 (2004) 分別探討非審計服務與客戶重要性對審計品質的影響，但其研究結果能否推廣至 Enron 後的期間仍有待進一步的研究證實。

本研究之實證結果發現，客戶重要性與異常應計數的幅度呈顯著負相關，而這種關係主要是由於會計師越會限制重要客戶向上操縱盈餘所導致。若比較 Enron 前後期間，可發現 Enron 後會計師對於重要客戶更重視聲譽維護效果而

⁶ 例如，Byrnes et al. (2002) 引用調查數據顯示，1993 年全美前一百大事務所來自管理諮詢服務的收入約占總收入的 31%，1999 年底已超越審計服務的收入，高達總收入的 51%。但國內據證期局調查，2002 年五大會計師事務所非審計公費占總公費的比重約 22%，非五大會計師事務所則約 15.6%，均較美國為低。

⁷ 五大係指勤業、安侯建業、資誠、眾信、致遠等五家大型會計師事務所。其中，勤業與眾信已於 2003 年 6 月 1 日合併，成為「勤業眾信」會計師事務所，因此由五大變為四大。為行文簡便，本研究統稱為五大。據證期局調查，2002 年五大會計師事務所簽證上市公司 547 家、上櫃公司 459 家，分別占上市公司的 82.38%、上櫃公司的 84.1%。就總公費收入而言，五大會計師事務所約占上市公司 87%、上櫃公司 88%。因此，台灣上市、上櫃公司之審計市場可說係由五大所主導。

⁸ 異常應計數(abnormal accruals)在文獻中亦稱為裁決性應計數字(discretionary accruals)，惟該數據乃推估而得，實際上無法完全分離營運績效或盈餘管理對此估計變數之影響，本研究以異常應計數稱之(Heninger 2001)。

⁹ 例如，五大會計師事務所曾於 2001 年 12 月 4 日發表共同聲明，除承認會計師專業應維持投資大眾信心外，對於查核效果的提升、財務報導準則建議、記取 Enron 事件教訓與會計師自律機制也都有所回應。

傾向於採取保守的審計決策。至於非審計服務與異常應計數並不存在顯著關係，但「重大」非審計服務則可能因為較強烈的經濟誘因或藉由其他影響會計師獨立性之因素，使得會計師對於重要客戶傾向維護聲譽的誘因被弱化。

本研究其餘架構如下：第二節說明研究假說；第三節說明研究設計，包括變數衡量、樣本及資料來源；第四節為實證結果，包括敘述性統計、複迴歸結果分析與敏感性測試；第五節則為結論。

貳、研究假說

DeAngelo (1981a)認為事務所的價值為全部客戶未來準租的折現值，而準租必須藉由保有客戶而得以實現。在既有的委任關係改變時，客戶將蒙受因更換會計師而產生的成本；這使得會計師具有抬高價格的談判力，也得以藉由保有客戶而實現未來的準租。另一方面，準租也導致會計師對客戶的經濟依賴，當會計師不願配合客戶的報導方式而遭撤換時，也會失去該客戶的準租。但當會計師為保有客戶的準租而犧牲獨立性時，也可能喪失其他具有高審計品質需求者的準租。故會計師在決定是否接受特定客戶的財務報導策略時，將權衡特定客戶準租與其他客戶準租。DeAngelo (1981b)認為，會計師對於重要客戶越有可能犧牲獨立性，而客戶的重要性反映在來自特定客戶的準租占所有其他客戶準租的比重，該比重越高，客戶也就越重要。而大型事務所因客戶的組成較廣，來自特定客戶的準租比重較小，也就比較能維持獨立性。

Reynolds and Francis (2001)認為會計師是否報導特定客戶財務報表的重大不實表達，在於經濟依賴(economic dependence)與聲譽維護(reputation protection)兩種效果的取捨。經濟依賴效果使得會計師為保有並實現特定客戶的未來準租而犧牲獨立性；而一旦會計師被察覺不獨立，聲譽的損害將導致其他客戶不願以較高價格購買審計服務(Davis and Simon 1992)，或者將要求更換會計師，使得會計師喪失其他客戶的準租，故聲譽維護效果能強化獨立性。Chung and Kallapur (2003)進一步分析追求財富極大化的會計師固然可藉由犧牲獨立性來保有客戶，但會計師也同時承擔被發現不獨立的風險以及喪失追求高品質審計服務的客戶的風險。因此會計師是否犧牲獨立性，其實是成本與效益的權衡；特別是當來自特定客戶的準租占其他客戶的準租比重越高時，特定客戶的重要性也就越高，會計師越有可能對特定客戶的重大不實表達妥協。

前述經濟依賴與聲譽維護效果的取捨，除受客戶重要性影響外，審計環境的改變如法令、準則的變動或審計失敗的發生，也有可能影響會計師的審計決策。例如，Shafer et al. (1999)證實訴訟風險的改變將影響查核人員維持獨立性的誘因；Geiger and Raghunandan (2002)也發現不同的法令環境下，會計師對於財務困難公司出具繼續經營意見的決策也會不同。Raghunandan and Rama (1995)的實證結果則顯示美國審計準則公報第 59 號生效後，會計師對於失敗公司未能及時修改意見的成本增加，使得會計師對於財務困難公司傾向於出具繼

續經營意見。此外，當企業失敗時也經常會使得會計師被注意是否同時發生審計失敗。一旦會計師被察覺有缺失而導致聲譽重創時，公眾對會計師獨立性的質疑與信心危機也有可能使得會計師採取保守的審計決策。例如，Krishnan (2004)之研究證實 Enron 後會計師為因應訴訟風險增加與重建聲譽，會提高客戶盈餘保守性；傅鍾仁等 (2005)之研究也發現 Enron 審計失敗存在蔓延效果，使得國內會計師之簽證行為趨於保守。因此，在探討客戶重要性對於審計品質之影響時，除了必須採取適當指標衡量會計師所面臨的財務誘因外，審計環境的改變似乎也有納入考量的必要。

在客戶重要性的衡量方面，由於準租無法直接觀察，DeAngelo (1981b)認為可以來自特定客戶的公費收入占事務所總公費收入的比重作為客戶重要性的衡量。Reynolds and Francis (2001)與 Chung and Kallapur (2003)則認為過去文獻 (Stice 1991 ; Lys and Watts 1994)以來自特定客戶的公費收入占事務所總公費收入的比重來衡量重要性，可能無法反映執行業務處所的會計師所面臨的財務誘因，因審計案件的規劃、執行與審計報告的簽發，是以執行業務處所為決策單位；故按照執業處所為基礎來衡量客戶重要性較為適當。李建然與陳政芳 (2004)則認為衡量國內會計師所面臨的財務誘因，宜按組別為基礎。該研究認為，國內會計師執業環境與國外有重大差異，首先，國內會計師所面臨的訴訟風險相對較低，控告會計師的案件鮮少發生，而訴訟與懲戒也是以簽證會計師為對象，因而造成同一事務所內會計師相互監督的力量薄弱(林嬋娟與蔡彥卿 1995；林嬋娟與劉嘉雯 1999)。其次，審計合約的執行係以組別為單位，每組各有其客戶來源，審計工作係由同組查核人員共同支應，而簽證會計師也通常是由同組會計師掛名。這種以組別為基礎的運作單位，在事務所合併與會計師跳槽時最為明顯；當事務所合併時，合併前各組的客戶並未因合併而拆散，而會計師加入其他事務所也通常是整組查核人員一起進退。因此，賴春田 (2000)指出事務所的組織可視為以組別為基礎的審計單位的結合，各組各自為政，而結合的目的係為了降低共同費用或是共用國外會計師聯盟的招牌。第三，會計師的盈餘分配除受年資、技術影響外，更與該組業績貢獻有密切關聯。通常事務所在分配盈餘時係以各組業績貢獻為基礎，再由各組分配給所屬會計師(賴春田 2000)。故與國外相較，國內會計師本身的利益與事務所整體的利益可能相當分歧，按事務所(或執業處所)來衡量客戶重要性，恐無法充分反映簽證會計師所面臨的財務誘因。

為探討國內會計師關於經濟依賴與聲譽維護效果的取捨，本研究參考李建然與陳政芳 (2004)之作法，採用會計師組別計算客戶重要性，以探討客戶重要性是否影響會計師允許管理階層盈餘管理空間。該研究發現客戶重要性越高，會計師允許盈餘管理的空間越大，而此現象主要是因會計師越能容忍重要客戶向上操縱盈餘所致；若客戶向下操縱盈餘，則與客戶重要性的關係不明顯。然而，該研究係以 1998 年與 1999 年由五大事務所簽證的上市、上櫃公司共 587 筆觀察值為對象，隨著台灣資本市場規模的擴大與五大事務所業務的成長，特

別是在 Enron 後不利的審計環境下，其研究結果能否成立，值得進一步評估。為探討此一問題，本研究建立下列假說¹⁰：

假說 1：按組別衡量的客戶重要性與會計師允許管理階層從事盈餘管理的空間有關。

至於同時提供非審計服務是否影響審計品質，文獻上有兩種對立的論點。首先，Goldman and Barlev (1974)認為非審計服務使得客戶依賴會計師的程度加深，促使管理階層越想保有會計師的服務；而會計師在對客戶的價值與談判力提升下，越能保持客觀性與獨立性。PSB (2000), Jenkins and Krawczyk (2000)以問卷調查的方式，探討投資人是否認為會計師同時提供非審計服務將損及審計品質；結果發現投資人反而認為非審計服務使得會計師對客戶的知識越多，審計品質越好。Arruñada (1999)則分析非審計服務拓展查核人員對於受查事業的瞭解，不僅提升其專業能力，也使事務所能以具成本效益的方式投資在專業，故能改善專業判斷。但在另一方面，Simunic (1984)認為非審計服務的知識外溢效果固然得以改善生產效率並降低審計成本，產生經濟租(economic rent)，然而當事務所投入資源後，為能保有經濟租所帶來的利潤，有可能因此屈服管理階層的壓力。Parkash and Venable (1993)與 Firth (1997a)分別以美國及英國資料進行分析，發現代理成本高的公司對於高審計品質的需求越殷切，為避免非審計服務損及審計品質，越不會向會計師購買非審計服務。Abbott et al. (2001)亦發現獨立且積極運作的審計委員會將阻止公司向會計師購買重大非審計服務，以避免審計品質受到質疑。此外，Wines (1994)、Sharma (2001)採用澳洲的資料進行分析，發現非審計服務公費越高，會計師出具保留意見的機率越低，顯示非審計服務導致獨立性受損。此外，也有相當多的文獻指出非審計服務與審計品質並不存在負向關聯(McKinley et al. 1985 ; Glezen and Millar 1985 ; Beck et al. 1988b ; Dopuch and King 1991 ; Davis et al. 1993 ; Barkess and Simnett 1994 ; Craswell 1999 ; Lennox 1999 ; DeFond et al. 2002 ; Craswell et al. 2002)，因而推論同時提供非審計服務不必然犧牲審計品質。

前述文獻之結論並不一致，部分原因可歸諸於研究議題、資料來源與研究設計的差異性；此外，非審計服務之類別與幅度對於獨立性的影響也可能不同(Pany and Reckers 1984 ; Bartlett 1993)。2001 年 2 月起，美國 SEC 要求公開發行公司須於 proxy statement 中揭露支付會計師公費資訊，包括審計與非審計公費；在公費資訊可獲得之下，激勵相當多的文獻探討非審計服務與審計品質的關聯。然而，這些實證研究仍沒有定論。例如，Frankel et al. (2002)之研究顯示非審計公費比重與異常應計數存在正相關，但 Ashbaugh et al. (2003)在控制公司績效後，並未發現此現象。Chung and Kallapur (2003)認為來自特定客戶的準

¹⁰ 若會計師基於經濟依賴效果而給予管理階層較大的盈餘管理空間，客戶重要性與異常應計數應呈現正相關；若 Enron 審計失敗導致會計師更重視聲譽維護，客戶重要性與異常應計數則不為正相關，甚至為負相關。唯實際上，這兩種效果的取捨是一個實證問題，因此假說 1 不對客戶重要性與盈餘管理幅度的方向形成預期。

租也包含非審計服務的貢獻，其模型同時探討客戶重要性、非審計服務比重與異常應計數的關聯，唯結果亦未發現客戶重要性、非審計服務比重與異常應計數存在正相關。Larcker and Richardson (2004)則複製 Frankel et al. (2002)的研究，發現觀察值中僅有少數比例呈現非審計公費比重與異常應計數的正向關係。此外，該研究也發現若以公費水準(包括審計公費與非審計公費)來衡量會計師獨立性時，反而會有較小的異常應計數，這種負向關係在公司治理較差的觀察值中最為明顯。故 Larcker and Richardson (2004)認為聲譽效果(reputation effect)是會計師阻止受查客戶從事不當會計選擇的重要因素。

儘管如此，美國 SEC 仍對於會計師事務所高度的非審計服務比重感到憂心，甚至認為會計師寧願以較低的審計公費爭取客戶，以獲取非審計服務的利益(SEC 2000)。雖然國內非審計公費不若美國重大，但在訴訟風險低、會計師利益與事務所整體利益有重大分歧的執業環境下，簽證會計師是否會因為非審計服務的提供而影響獨立性¹¹，仍是非常值得探討的問題。唯國內關於此部分的研究相當匱乏，主要理由是會計師均將公費資訊視為業務機密，為避免同業削價競爭，均不願對外公開；因此按實際公費計算客戶重要性與非審計公費比重均有所困難。李建然等 (2003)以 2000 年與 2001 年由國內四家大型事務所簽證的上市公司共計 615 個觀察值，探討會計師事務所同時提供非審計服務是否損害審計品質。其研究結果顯示非審計服務的提供與操縱盈餘向上的盈餘管理呈顯著正相關，但與操縱盈餘向下的盈餘管理無顯著關聯。唯該研究之資料來源係由會計師協助提供，觀察值受到會計師揭露意願限制，研究結論未必能推廣至其他上市、上櫃公司。並且 Enron 審計失敗後，國內各界也開始重視非審計服務對會計師獨立性的影響，會計師公會也有自律的回應。若 Enron 審計失敗具備蔓延效果，則非審計服務所產生的經濟依賴對於會計師審計決策的影響，在 Enron 後可能不同。準此，本研究觀察 Enron 後，國內由五大簽證之上市、上櫃公司，審計品質是否受到非審計服務影響。此外，重大非審計服務是否危害審計品質是主管機關修訂財務報告編製準則最主要的考量，本研究進一步探討達到揭露會計師公費條件的上市、上櫃公司(包括非審計公費占審計公費之比例達四分之一以上或非審計公費達五十萬元以上者)，盈餘管理的程度是否與其他上市、上櫃公司有別，本研究建立下列假說：

假說 2a：事務所對審計客戶同時提供非審計服務時，將影響會計師允許管理階層盈餘管理的空間。

假說 2b：事務所對審計客戶同時提供重大非審計服務時，將影響會計師允許管理階層盈餘管理的空間。

¹¹ 國內會計師所承接的非審計服務通常是伴隨著審計服務而來，當會計師喪失審計客戶，也會連帶地喪失同一客戶的非審計服務業務。此外，若觀察依規定揭露會計師公費資訊的公司，非審計服務大多係由簽證會計師執行或由其協調；因此，儘管無法精確區分不屬於簽證會計師或其所屬組別的非審計服務，但此衡量誤差應不致於影響本研究的結論。

參、研究設計

一、變數衡量

本研究旨在探討客戶重要性與非審計服務對審計品質的影響，而審計品質則以異常應計數作為代理變數。由於審計的功能在於合理確信財務報表有無重大不實表達，所謂重大不實表達，係指財務報表違反一般公認會計原則，以致於不能允當表達企業之財務狀況、經營結果與現金流量情形；當會計師對重大不實表達的財務報表出具無保留意見時，審計失敗因而發生，會計師所要面對的懲戒、訴訟、聲譽損失的風險也會增加。而不允當表達的財務報表係由誤述或遺漏所造成，原則上，會計師在評估查核結果時會將查核過程所發現的誤述或遺漏作成調整分錄，並建議客戶更正。若管理階層具有盈餘管理的誘因，未必會完全接納會計師的調整建議；因此，財務報表最後的數字係由會計師與管理階層雙方協商決定，當會計師越能堅持立場，也就越能抗拒管理階層的壓力，財務報表的可靠性也會越高。由於調整分錄係以應計項目為主，故會計師容許客戶盈餘管理的空間越大，也會反映在較大幅度的異常應計數¹²，表示審計品質越差。文獻上在探討影響會計師獨立性的因素時，也經常以異常應計數推斷審計品質的良窳¹³ (Reynolds and Francis 2001 ; Frankel et al. 2002 ; Ashbaugh et al. 2003 ; Chung and Kallapur 2003 ; Myers et al. 2003)。

由於異常應計數尚受到其他因素所干擾，在分析上必須予以控制；為測試實驗變數(客戶重要性與非審計服務)對因變數(異常應計數)的影響並控制其他因素的干擾效果，本研究採用複迴歸模型進行實證分析。以下分別說明本研究之變數衡量。

首先，異常應計數係採用修正後 Jones 模式(Dechow et al. 1995)¹⁴估計；此外，由於台灣證券市場歷史不久，若採用時間序列資料估計異常應計數，可能產生樣本不足、存活偏差(survivorship)或跨期不穩定(nonstationary)等問題(Subramanyam 1996)；而現有文獻也指出橫斷面產業別之修正後 Jones 模式在設定上優於時間序列模式(DeFond and Jiambalvo 1994 ; Subramanyam 1996 ; Bartov et al. 2001)，因此本研究採用橫斷面產業別之修正後 Jones 模式估計異常應計數。

本研究以 2002 年及 2003 年台灣上市、上櫃公司為研究對象，依照台灣經濟新報社(Taiwan Economic Journal)資料庫之產業分類，採用下列模型估計異常應計數：

¹² 異常應計數與盈餘管理有關，反映管理階層操弄應計項目的程度。儘管盈餘管理的手段尚有改變會計方法、控制實際交易(如處分資產、延遲交貨、調整廣告活動等)、運用新會計準則採用時機等，但均受到一般公認會計原則所規範，容易為外界所辨識，在使用上限制較多；因此多數學者認為異常應計數最能代表公司操弄會計政策之綜合效果(Healy 1985 ; Jones 1991)。

¹³ 當會計師放任客戶從事扭曲損益的盈餘管理時，除了造成審計品質低落外，也危害盈餘品質。

¹⁴ Dechow et al. (1995)分別評估 Healy 模式、DeAngelo 模式、Jones 模式、修正後 Jones 模式與產業模式偵測盈餘管理之檢定力，其中以修正後 Jones 模式表現最佳，後續研究大多加以沿用，成為估計裁決性應計數最普遍的模式。

$$TAC/A_{-1} = \alpha_0/A_{-1} + \alpha_1(\Delta SALES - \Delta AR)/A_{-1} + \alpha_2 PPE/A_{-1} + e \quad (1)$$

其中

| | |
|----------------|---------------------------|
| TAC | =總應計數，為經常性盈餘與營業活動現金流量的差額； |
| A_{-1} | =期初總資產； |
| $\Delta SALES$ | =銷貨收入淨額之變動數； |
| ΔAR | =應收款項之變動數； |
| PPE | =財產、廠房及設備毛額； |
| e | =迴歸模型之誤差項。 |

上述迴歸模型中之誤差項，即為本研究之異常應計數，記為 *DAC*。由於本研究係在探討客戶重要性與非審計服務是否影響會計師允許管理階層操縱盈餘的空間，而管理階層可能有向上操縱或向下操縱的誘因，因此文獻上大多採用異常應計數的絕對值來衡量會計師給予管理階層操縱盈餘的「彈性」(Reynolds and Francis 2001 ; Frankel et al. 2002 ; Ashbaugh et al. 2003 ; Chung and Kallapur 2003)。然而，過去文獻(St. Pierre and Anderson 1984 ; DeFond 1993 ; Dechow 1996 ; Bonner et al. 1998)指出，審計訴訟案件絕大多數來自於公司美化盈餘或高估資產，鮮少來自於低估盈餘或高估負債¹⁵；Hirst (1994)¹⁶，Kinney and Martin (1994)¹⁷更進一步指出，管理階層高估盈餘的誘因要比低估盈餘的誘因強烈，會計師在委任風險與法律責任考量下，會比較注意盈餘的高估；因此 Becker et al. (1998)認為，以帶有方向的異常應計數(即異常應計數不取絕對值)較能代表會計師的實際決策。為評估此可能性，本研究之實證分析將同時考量取絕對值的異常應計數與未取絕對值的異常應計數。

在客戶重要性的衡量方面，理論上，應以特定客戶的公費收入占會計師所有客戶公費收入的比重，以評估會計師所面臨的財務誘因效果(Chung and Kallapur 2003)。然而，國內公開發行公司僅在特定條件下方須揭露公費資料，在難以全面獲得公費資訊下，無法以公費收入的比重來衡量客戶重要性。本研究參考過去文獻，採特定客戶銷貨收入(取自然對數)占會計師所有客戶銷貨收入(取自然對數)的比重作為替代變數(Reynolds and Francis 2001)¹⁸。而在累積所有客戶銷貨收入時，則參考李建然與陳政芳 (2004)之作法，以簽證會計師所屬組別為基礎。

在探討非審計服務是否影響審計品質方面，由於資料的限制無法直接計算非審計公費占會計師公費比重，僅得以事務所是否同時提供非審計服務之虛擬

¹⁵ Dechow (1996)以 1982 至 1992 年美國證管會披露違反一般公認會計原則的公司為研究對象，發現除未符揭露規定者外，樣本中約有 77%高估或提前認列收益，而低估或延遲認列費用的個案僅約佔 13%；Bonner et al. (1998)則以因財務報表舞弊而涉訟的公司為研究對象，發現涉訟公司中高估收益或資產者超過一半，但低估費用者少於 10%。

¹⁶ Hirst (1994)則發現會計師對於盈餘管理具有敏感性，並傾向於注意管理階層高估盈餘的誘因。

¹⁷ Kinney and Martin (1994)分析遭會計師偵測並更正錯誤與舞弊的 1,500 個審計案件中，會計師建議受查者的調整分錄絕大部分是用以調降盈餘及淨資產者。

¹⁸ 過去文獻(Craswell et al. 1995 ; Francis 1984)發現審計公費與銷貨收入(取自然對數)存在高度正相關，因此以銷貨收入(取自然對數)比重做為審計公費比重的替代變數應屬適當。此外，國內會計師公會對於會計師酬金收取訂有參考標準，在財務報表查核簽證係以總資產為基礎，在稅務簽證係以營業收入為基礎；故本研究在進行敏感性分析時，也按特定客戶總資產的比重來衡量客戶重要性。

變數進行分析。此外，證期局對於向會計師購買重大非審計服務的公司，審計品質是否較差表示高度的重視；為評估重大非審計服務對審計品質之影響，本研究也加入符合揭露會計師公費條件的上市、上櫃公司(包括非審計公費占審計公費之比例達四分之一以上或非審計公費達五十萬元以上者)之虛擬變數。

在其他控制變數方面，首先，會計師任期長短可能會影響審計品質；美國沙氏法案強制會計師輪調，以避免會計師與客戶的過度熟悉而損害審計品質；而台灣證券交易所與櫃檯買賣中心也藉由「審閱上市櫃公司財務報告作業程序」要求上市、上櫃公司進行會計師輪調。然而，一些證據也顯示任期越久，會計師與客戶間資訊不對稱的程度越低，盈餘品質反而會提高(Frankel et al. 2002; Johnson et al. 2002; Chung and Kallapur 2003; Myers et al. 2003)。國內研究方面，Chi and Huang (2003)探討審計任期長短與異常應計數之關係，研究結果發現審計任期在五年內者，審計品質會因會計師的學習效果而逐年提升；但超過五年者，則會因會計師與客戶的過度熟悉效果而逐年下降。為控制審計任期對異常應計數的影響，本研究以會計師任期是否超過五年的虛擬變數(*Tenure*)作為控制變數之一¹⁹。

負債比率亦可能影響異常應計數，但影響的方向未有定論；DeFond and Jiambalvo (1994)與 Sweeney (1994)發現負債比率越高的公司，違反債務契約的可能性越高，因而越有誘因藉由增加盈餘的異常應計數來避免違約；另一方面，負債比例越高的公司越有可能是財務困難公司，為了爭取工會與債權人讓步或政府紓困，反而會設法調降盈餘(DeAngelo et al. 1994)，故本研究以負債比率(*LEV*)來控制這方面可能的影響。Francis and Krishnan (1999)之研究則發現因繼續經營有重大疑慮而遭會計師出具保留或修正式無保留意見之公司，傾向於報導較大幅度的異常應計數，故本研究以一虛擬變數(*GC*)來控制此意見型態對異常應計數之影響。而會計師若為首次受託，可能因為對受查者不熟悉或欲建立良好關係而允許較大的盈餘管理空間；但亦可能因不確定性較高而採取保守策略，反而越會限制管理階層盈餘管理行為(DeFond and Subramanyam 1998; Becker et al. 1998)，本研究以一虛擬變數(*First*)加以控制。

最後，本研究也參考過去文獻，以股本增加是否超過 10%的虛擬變數(*Share*)，來控制增資對異常應計數之影響(Becker et al. 1998)；以當期是否報導損失的虛擬變數(*Dloss*)來控制當期績效對當期異常應計數的影響(Ashbaugh et al. 2003)；以前一期的異常應計數(*DAC_{t-1}*)來控制迴轉效果對當期異常應計數的影響(Sloan 1996)；以當期營業活動現金流量(*OCF*)，來控制其與當期異常應計數的負向關係(Dechow et al. 1995)；以前期資產報酬率(*ROA_{t-1}*)來控制前期績效對當期異常應計數的影響(Chung and Kallapur 2003)；最後，以總資產取對數(*Size*)，來控制公司規模對異常應計數之影響(Becker et al. 1998; Reynolds and Francis 2001)。

¹⁹ 本研究在計算任期時，係以兩位簽證會計師同時更換才視為會計師更換；並以此計算審計任期是否超過五年。

本研究之實證模型如下：

$$\begin{aligned} |DAC_{it}| \text{ or } DAC_{it} = & \beta_0 + \beta_1 IMPT_{it} + \beta_2 NAS_{it} + \beta_3 Dfee_{it} + \beta_4 Tenure_{it} + \beta_5 LEV_{it} + \beta_6 GC_{it} + \beta_7 First_{it} \\ & + \beta_8 Share_{it} + \beta_9 Dloss_{it} + \beta_{10} |DAC_{it-1}| \text{ or } DAC_{it-1} + \beta_{11} OCF_{it} + \beta_{12} ROA_{it-1} + \beta_{13} Size_{it} + e_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

其中

- DAC_{it} = 第 i 家公司，第 t 期之異常應計數，按期初總資產平減； $|DAC_{it}|$ 為 DAC_{it} 取絕對值；
 $IMPT_{it}$ = 第 i 家公司，第 t 期對其簽證會計師之客戶重要性，係按公司 i 的銷貨收入取對數後，佔會計師所屬組別之所有其他上市、上櫃審計客戶銷貨收入取對數後總額之比率；
 NAS_{it} = 第 i 家公司，第 t 期向簽證會計師事務所購買非審計服務者標記為 1，否則為 0；
 $Dfee_{it}$ = 第 i 家公司，第 t 期符合揭露會計師公費條件（包括非審計公費佔審計公費之比例達四分之一以上或非審計公費達五十萬元以上者）者標記為 1，否則為 0；
 $Tenure_{it}$ = 第 i 家公司，第 t 期之簽證會計師任期，若任期超過五年者標記為 1，否則為 0；
 LEV_{it} = 第 i 家公司，第 t 期之負債比率，以總負債除以總資產衡量；
 GC_{it} = 第 i 家公司，第 t 期之查核報告因繼續經營存有重大疑慮而遭簽證會計師出具修正式無保留意見者標記為 1，否則為 0；
 $First_{it}$ = 第 i 家公司，第 t 期之簽證會計師為首次受託者標記為 1，否則為 0；
 $Share_{it}$ = 第 i 家公司，第 t 期之股本較 t-1 期增加超過 10% 者標記為 1，否則為 0；
 $Dloss_{it}$ = 第 i 家公司，第 t 期報導損失者標記為 1，否則為 0；
 DAC_{it-1} = 第 i 家公司，第 t-1 期之異常應計數，按期初總資產平減， $|DAC_{it-1}|$ 為 DAC_{it-1} 取絕對值；
 OCF_{it} = 第 i 家公司，第 t 期之營業活動現金流量，按期初總資產平減；
 ROA_{it-1} = 第 i 家公司，第 t-1 期之資產報酬率；
 $Size_{it}$ = 第 i 家公司，第 t 期之總資產取自然對數；
 e_{it} = 第 i 家公司，第 t 期之誤差項。

二、樣本及資料來源

本研究以 2002 年及 2003 年國內由五大會計師事務所查核之上市、上櫃公司為研究對象，但由於金融、保險與證券業之產業性質特殊，財務資料特性與一般公司有別，不予列入分析對象²⁰。在排除變數資料不齊全的公司後，本研究共有 1740 筆觀察值。此外，為避免估計異常應計數時產生重大的衡量誤差，亦排除產業家數過少之汽車業(10 筆)；而其他業之公司因業務性質差異甚大，不適合用以估計異常應計數，本研究亦予以排除(107 筆)。最後，本研究也排除非曆年制公司(9 筆)、以及更換會計師事務所且更換年度所支付之審計公費較更換前一年減少之公司(9 筆)，最後樣本共計 1605 個觀察值(公司/年)。

表一為樣本資料分析，第一部份顯示樣本主要集中於資訊電子業，計有 1010 筆觀察值，比重達 62.93%；其次分別為紡織人纖、化學、機電與營建，比重分別為 5.86%、5.48%、4.80% 與 4.55%，而其他產業之觀察值比重則皆在 3% 以下。本研究為避免電子業主導研究結果，後續敏感性分析進一步將樣本區分為電子業與非電子業進行測試。第二部分為樣本於年度分配情形，2002 年與 2003 年之觀察值筆數相近，且於各產業之分佈情形大致相同，故不予進一步區分。第三部分則為事務所資料，各事務所總所審計組數與分所數目大致上也和李建然與陳政芳 (2004) 之研究相近。

本研究之資料來源主要取自台灣經濟新報社相關之資料庫，其中，計算異常應計數與各種財務變數之資料係取自一般產業財務資料庫；會計師任期之計

²⁰ 雖然觀察值不包括金融、保險與證券業，但在計算客戶重要性時，仍然包含在內；唯不論包含與否，均不影響實證結果。

算與會計師意見型態之資料係取自會計師簽證資料庫；會計師公費相關資料係取自會計師審計公費資料庫。會計師組別資料則直接由事務所提供；至於公司是否向簽證會計師事務所購買非審計服務之資料則取自於證期局第六組。

表一 樣本資料分析

| 第一部分：樣本於產業分佈情形（2002 年與 2003 年上市、上櫃公司合計） | | | |
|-----------------------------------------|--------|-----|---------|
| 產業別 | 觀察值數 | | 百分比 |
| 水泥 | 14 | | 0.87% |
| 食品 | 29 | | 1.81% |
| 塑膠 | 43 | | 2.68% |
| 紡織人纖 | 94 | | 5.86% |
| 機電 | 77 | | 4.80% |
| 電線電纜 | 22 | | 1.37% |
| 化學 | 88 | | 5.48% |
| 玻璃陶瓷 | 12 | | 0.75% |
| 造紙 | 8 | | 0.50% |
| 鋼鐵金屬 | 35 | | 2.18% |
| 橡膠輪胎 | 12 | | 0.75% |
| 資訊電子 | 1010 | | 62.93% |
| 營建 | 73 | | 4.55% |
| 運輸 | 44 | | 2.74% |
| 觀光 | 16 | | 0.99% |
| 百貨 | 28 | | 1.74% |
| 合計 | 1605 | | 100.00% |
| 第二部分：樣本於年度分配情形 | | | |
| 年度 | 家數 | | 百分比 |
| 2002 年 | 807 | | 50.28% |
| 2003 年 | 798 | | 49.71% |
| 第三部分：事務所資料(2003 年) | | | |
| | 總所審計組數 | 分所數 | 查核家數比例 |
| 勤業眾信 | 16 | 5 | 36.75% |
| 安侯 | 5 | 4 | 26.25% |
| 資誠 | 5 | 5 | 19.26% |
| 致遠 | 8 | 4 | 17.74% |

勤業、眾信於 2002 年合併前，總所審計組數各為 9 組與 7 組，2003 年合併後組數為 16 組，並未因合併而打散。

肆、實證結果

一、敘述性統計

表二為本研究各變數之敘述性統計量。第一部份為全部樣本之敘述性統計，其中，按組別衡量的客戶重要性(IMPT)平均數為 0.057，明顯低於李建然與陳政芳 (2004)所報導的 0.104；這可能是因為近年來上市、上櫃公司遽增，而五大事務所簽證家數亦不斷擴充所導致。此外，樣本中高達 74.2%的公司同時向事務所購買非審計服務(NAS)，明顯高於李建然等 (2003)所報導的

28.13%；而同時向事務所購買「重大」²¹非審計服務的公司(*Dfee*)則占樣本的16.3%。此外，會計師任期(*Tenure*)超過五年者高達72.7%，顯示會計師通常都能與客戶維持穩定的委任關係。第二部分與第三部分則是按照 *DAC* 之方向區分為 $DAC \geq 0$ 與 $DAC < 0$ 兩組後，各變數之敘述性統計量。

本研究各變數間之相關係數彙整於表三。Pearson 相關係數顯示客戶重要性(*IMPT*)與異常應計數的絕對值($|DAC|$)存在顯著的負相關($p < 0.01$)，似乎顯示客戶重要性越高，會計師反而越會限制盈餘管理的空間。而非審計服務(*NAS*)並未與 $|DAC|$ 呈顯著相關；至於重大非審計服務(*Dfee*)則與 $|DAC|$ 有顯著正相關($p < 0.01$)。在其他控制變數方面，負債比率(*LEV*)與收到繼續經營意見(*GC*)的 Pearson 相關係數為 0.4，顯示負債比率越高，越有可能收到會計師對於繼續經營有重大疑慮的意見；而前期資產報酬率(ROA_{-1})與股本增加 10%以上(*Share*)之 Pearson 相關係數為 0.49，顯示公司增資幅度與前期績效有正相關； ROA_{-1} 與當期報導損失(*Dloss*)之 Pearson 相關係數為-0.43，則顯示前期財務績效越好，本期報導虧損的可能性越低。至於其他自變數間之相關係數均不高，但為了評估共線性(multicollinearity)問題之影響，本研究於後續迴歸分析時以變異數膨脹值(variance inflation factor)測試之。

二、複迴歸結果分析

表四為複迴歸結果，其中模型一、模型二與模型三之因變數均為異常應計數取絕對值($|DAC|$)，不同者為模型一僅測試客戶重要性(*IMPT*)，模型二與模型三則分別再加入購買非審計服務(*NAS*)與購買重大非審計服務(*Dfee*)。由於 White (1980)檢定顯示以普通最小平方法(OLS)估計迴歸式有明顯的異質變異數(heteroskedasticity)現象，本研究以 White 共變數矩陣調整 p 值，以解決 OLS 估計參數一致但缺乏效率的問題。此外，各模型係數之變異數膨脹值均小於 3，顯示共線性問題並不嚴重(Kennedy 1992)。以下分別說明實證結果。

首先，表四模型一之實證結果顯示，按照組別所計算的客戶重要性(*IMPT*)與異常應計數的絕對值($|DAC|$)呈顯著負相關($p = 0.016$)，故假說 1 獲得證實，這與 Reynolds and Francis (2001)、Chung and Kallapur (2003)沒有發現客戶重要性與盈餘管理幅度呈正相關之結論一致；此結果似乎顯示客戶重要性越高，會計師基於聲譽維護效果，反而更會限制客戶盈餘管理的空間(Reynolds and Francis 2001)。

然而，本研究與李建然與陳政芳 (2004)之實證結果不同，其原因除了觀察值有別外，也可能是樣本涵蓋期間不同所造成的差異。由於本研究係以 Enron 審計失敗後為研究期間，正值企業假帳頻傳、會計師信譽與功能遭受強烈質疑之際；在不利的審計環境下，可能導致會計師採取保守決策。為評估本研究之

²¹ 據證期局調查，2002 年上市公司中，五大會計師事務所非審計公費占審計公費的比重約 16.67%，非五大則約 19.51%；上櫃公司中，五大約 22.19%；非五大則約 20.84%。故符合揭露會計師公費條件的公司，可視為向會計師購買「重大」非審計服務。

實證結果是否因審計環境改變所造成，本研究分別以 Enron 前兩年與 Enron 前後兩年重新進行實證分析。

表二 敘述性統計量

| 第一部分：全部樣本(n=1605) | | | | | |
|---------------------|--------|-------|--------|--------|--------|
| 變數 | 平均數 | 標準差 | Q1 | 中位數 | Q3 |
| DAC | 0.080 | 0.086 | 0.025 | 0.054 | 0.106 |
| IMPT | 0.057 | 0.051 | 0.030 | 0.046 | 0.067 |
| NAS | 0.742 | 0.437 | 1 | 1 | 1 |
| Dfee | 0.163 | 0.369 | 0 | 0 | 0 |
| Tenure | 0.727 | 0.445 | 0 | 1 | 1 |
| LEV | 0.415 | 0.172 | 0.294 | 0.412 | 0.523 |
| GC | 0.028 | 0.167 | 0 | 0 | 0 |
| First | 0.047 | 0.212 | 0 | 0 | 0 |
| Share | 0.451 | 0.497 | 0 | 0 | 1 |
| DAC ₋₁ | 0.085 | 0.112 | 0.025 | 0.058 | 0.112 |
| OCF | 0.062 | 0.131 | 0.004 | 0.058 | 0.124 |
| Dloss | 0.217 | 0.412 | 0 | 0 | 0 |
| ROA ₋₁ | 0.053 | 0.099 | 0.008 | 0.049 | 0.102 |
| Size | 15.035 | 1.387 | 14.081 | 14.872 | 15.719 |
| 第二部分：DAC ≥ 0(n=761) | | | | | |
| DAC | 0.085 | 0.098 | 0.026 | 0.055 | 0.108 |
| IMPT | 0.057 | 0.049 | 0.029 | 0.046 | 0.069 |
| NAS | 0.757 | 0.429 | 1 | 1 | 1 |
| Dfee | 0.184 | 0.388 | 0 | 0 | 0 |
| Tenure | 0.701 | 0.458 | 0 | 1 | 1 |
| LEV | 0.411 | 0.158 | 0.296 | 0.411 | 0.517 |
| GC | 0.010 | 0.101 | 0 | 0 | 0 |
| First | 0.048 | 0.215 | 0 | 0 | 0 |
| Share | 0.530 | 0.499 | 0 | 1 | 1 |
| DAC ₋₁ | 0.016 | 0.123 | -0.044 | 0.013 | 0.067 |
| OCF | 0.008 | 0.128 | -0.031 | 0.022 | 0.068 |
| Dloss | 0.111 | 0.314 | 0 | 0 | 0 |
| ROA ₋₁ | 0.073 | 0.092 | 0.022 | 0.067 | 0.118 |
| Size | 14.951 | 1.210 | 14.061 | 14.831 | 15.622 |
| 第三部分：DAC < 0(n=844) | | | | | |
| DAC | -0.077 | 0.074 | -0.104 | -0.053 | -0.024 |
| IMPT | 0.056 | 0.051 | 0.030 | 0.047 | 0.064 |
| NAS | 0.718 | 0.350 | 0 | 1 | 1 |
| Dfee | 0.141 | 0.348 | 0 | 0 | 0 |
| Tenure | 0.749 | 0.434 | 0 | 1 | 1 |
| LEV | 0.421 | 0.186 | 0.290 | 0.410 | 0.530 |
| GC | 0.045 | 0.206 | 0 | 0 | 0 |
| First | 0.048 | 0.215 | 0 | 0 | 0 |
| Share | 0.373 | 0.484 | 0 | 0 | 1 |
| DAC ₋₁ | -0.018 | 0.153 | -0.080 | -0.023 | 0.030 |
| OCF | 0.112 | 0.112 | 0.043 | 0.093 | 0.160 |
| Dloss | 0.325 | 0.469 | 0 | 0 | 1 |
| ROA ₋₁ | 0.034 | 0.102 | -0.015 | 0.034 | 0.087 |
| Size | 15.107 | 1.379 | 14.045 | 14.083 | 15.719 |

DAC = 由修正後 Jones 模式所估計之異常應計數，按期初總資產平減；|DAC|為 DAC 取絕對值；

IMPT = 為客戶重要性之衡量，係按公司的銷貨收入取對數後，占簽證會計師所屬組別之所有其他上市、上櫃審計客戶銷貨收入取對數後總額之比率；

NAS = 若公司向簽證會計師事務所購買非審計服務者標記為 1，否則為 0；

Dfee = 公司符合揭露會計師公費條件(包括非審計公費占審計公費之比例達四分之一以上或非審計公費達五十萬元以上者)者標記為 1，否則為 0；

Tenure = 簽證會計師之任期，若任期超過五年者標記為 1，否則為 0；

LEV = 負債比率，以總負債除以總資產衡量；

GC = 查核報告因繼續經營存有重大疑慮而遭簽證會計師出具修正式無保留意見者標記為 1，否則為 0；

First = 簽證會計師為首次受託者標記為 1，否則為 0；

Share = 股本較前期增加超過 10%者標記為 1，否則為 0；

DAC₋₁ = 前期之異常應計數，按期初總資產平減；|DAC₋₁|為 DAC₋₁取絕對值；

OCF = 營業活動現金流量，按期初總資產平減；

Dloss = 若公司當期報導損失者標記為 1，否則為 0；

ROA₋₁ = 前期之資產報酬率；

Size = 公司規模，以總資產取自然對數衡量，單位為仟元。

表三 相關係數矩陣

| | N=1605 | /DAC/ | DAC | IMPT | NAS | Dfee | Tenure | LEV | GC | First | Share | DAC ₁ | OCF | Dloss | ROA ₁ | Size |
|------------------|--------|-------|-----|------|-----|------|--------|-----|----|-------|-------|------------------|-----|-------|------------------|------|
| /DAC/ | | | | | | | | | | | | | | | | |
| DAC | | | | | | | | | | | | | | | | |
| IMPT | | | | | | | | | | | | | | | | |
| NAS | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Dfee | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Tenure | | | | | | | | | | | | | | | | |
| LEV | | | | | | | | | | | | | | | | |
| GC | | | | | | | | | | | | | | | | |
| First | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Share | | | | | | | | | | | | | | | | |
| DAC ₁ | | | | | | | | | | | | | | | | |
| OCF | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Dloss | | | | | | | | | | | | | | | | |
| ROA ₁ | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Size | | | | | | | | | | | | | | | | |

^a 左下角為 Spearman 相關係數，右上角為 Pearson 相關係數。表中，**、* 分別代表顯著水準為 1%、5%。

DAC = 由修正後 Jones 模式所估計之異常應計數，按期初總資產平減；|DAC| 為 DAC 取絕對值；

IMPT = 為客戶重要性之衡量，係按公司的銷貨收入取對數後，占簽證會計師所屬組別之所有其他上市、上櫃審計客戶銷貨收入取對數後總額之比率；

NAS = 若公司向簽證會計師事務所購買非審計服務者標記為 1，否則為 0；

Dfee = 若公司符合揭露會計師公費條件（包括非審計公費占審計公費之比例達四分之一以上或非審計公費達五十萬元以上者）者標記為 1，否則為 0；

Tenure = 簽證會計師之任期，若任期超過五年者標記為 1，否則為 0；

LEV = 負債比率，以總負債除以總資產衡量；

GC = 查核報告因繼續經營存有重大疑慮而遭簽證會計師出具修正式無保留意見者標記為 1，否則為 0；

First = 簽證會計師為首次受託者標記為 1，否則為 0；

Share = 股本較前期增加超過 10% 者標記為 1，否則為 0；

DAC₁ = 前期之異常應計數，按期初總資產平減；

OCF = 營業活動現金流量，按期初總資產平減；

Dloss = 若公司當期報導損失者標記為 1，否則為 0；

ROA₁ = 前期之資產報酬率；

Size = 公司規模，以總資產取自然對數衡量，單位為仟元。

Enron 財務報表不實係於 2001 年 10 月由媒體所披露並大篇幅報導，若爆發 Enron 案確實影響會計師的審計決策，則 Enron 前後會計師容許客戶盈餘管理的策略應不相同。本研究以 2000 年與 2001 年國內由五大所簽證的上市、上櫃公司為觀察值，重新進行迴歸分析，實證結果列於表五。正如李建然與陳政芳 (2004) 之觀察，Enron 前之迴歸結果顯示 $IMPT$ 與 $|DAC|$ 成正相關，顯著水準接近 10%。若進一步將觀察值區分為 $DAC \geq 0$ 與 $DAC < 0$ 兩組，可發現在 $DAC \geq 0$ 的迴歸中， $IMPT$ 與 DAC 存在顯著正相關 ($p=0.062$)，但在 $DAC < 0$ 的迴歸中則未發現統計的顯著性。此結果顯示，在 Enron 案前，經濟依賴效果使得會計師越會容忍重要客戶向上操縱盈餘。

為比較 Enron 案對會計師審計策略的衝擊，本研究整合 Enron 前後兩年 (2000 年至 2003 年) 的觀察值進行迴歸分析，迴歸模型與實證結果列於表六。模型中，以虛擬變數 $Post$ 表示觀察值是否屬於 Enron 後的期間，來測試 Enron 後會計師的審計判斷是否趨於保守；以 $IMPT$ 與 $Post$ 的交乘項 ($IMPT \times Post$) 來測試 Enron 後會計師對於重要客戶是否越會限制其盈餘管理；此外，Enron 審計失敗導致 Andersen 倒閉，國內與其聯盟的勤業會計師事務所首當其衝，在審計判斷上可能更加謹慎，為探討原屬於勤業的組別是否在 Enron 案後較其他組別更為保守，本研究也於模型中納入屬於勤業組別 (TNS) 與 $Post$ 的交乘項 ($TNS \times Post$)。表六之實證結果顯示，在因變數為 $|DAC|$ 的迴歸中， $Post$ 的係數為負，但不顯著；然而 $IMPT \times Post$ 的係數則顯著為負 ($p=0.005$)，顯示 Enron 後會計師對於重要客戶越會限制其盈餘管理的空間。至於 $TNS \times Post$ 則不顯著，這可能是因為 Enron 審計失敗相關的法律責任主要是以美國 Andersen 為求償對象，對於勤業組別的衝擊不大；此外，由於審計市場的區隔，Enron 審計失敗畢竟不是國內事件，對於勤業組別固然有警惕作用，但卻沒有相對其他事務所組別更保守的審計判斷。

表六也將觀察值依照 DAC 的方向區分為 $DAC \geq 0$ 與 $DAC < 0$ 兩組，分別進行迴歸分析。在因變數為 $DAC \geq 0$ 的迴歸結果中，可發現 $Post$ 之係數顯著為負 ($p=0.080$)，顯示相對於 Enron 前，Enron 後會計師確實有限制客戶向上操縱盈餘的現象； $IMPT \times Post$ 之係數亦顯著為負 ($p=0.001$)，顯示 Enron 後會計師對於重要客戶，基於聲譽維護效果，限制其向上操縱盈餘的現象也越明顯；至於 $TNS \times Post$ 之係數雖然為負，但不顯著。而在 $DAC < 0$ 的迴歸結果中，雖然 $Post$ 、 $IMPT \times Post$ 、 $TNS \times Post$ 之係數為正，但均不顯著。本研究可與傅鍾仁等 (2005) 之發現對照，該研究顯示 Enron 審計失敗導致國內會計師簽證行為趨於保守，在 Enron 案後財務報表的異常應計數幅度降低；而會計師的保守行為反映在 Enron 後傾向於限制客戶向上操縱盈餘。唯該研究係以國內上市公司為觀察對象，亦非評估 Enron 案對五大會計師組別審計判斷的影響，研究主題與變數也和本研究有別，因此在解釋上不宜過度延伸。

表四 客戶重要性、非審計服務與異常應計數之迴歸結果

$$|DAC_{it}| = \beta_0 + \beta_1 IMPT_{it} + \beta_2 NAS_{it} + \beta_3 Dfee_{it} + \beta_4 Tenure_{it} + \beta_5 LEV_{it} + \beta_6 GC_{it} + \beta_7 First_{it} + \beta_8 Share_{it} \\ + \beta_9 Dloss_{it} + \beta_{10} |DAC_{it-1}| + \beta_{11} OCF_{it} + \beta_{12} ROA_{it-1} + \beta_{13} Size_{it} + e_{it}$$

| 變數 | 預期方向 | 模型一 (因變數為 DAC) | | 模型二 (因變數為 DAC) | | 模型三 (因變數為 DAC) | |
|---------------------------|------|--------------------|-------|--------------------|-------|--------------------|-------|
| | | 係數 | p 值 | 係數 | p 值 | 係數 | p 值 |
| 截距項 | ? | 0.126 | 0.001 | 0.129 | 0.001 | 0.127 | 0.001 |
| <i>IMPT</i> | ? | -0.071 | 0.016 | -0.076 | 0.009 | -0.078 | 0.008 |
| <i>NAS</i> | ? | | | 0.001 | 0.904 | -0.001 | 0.762 |
| <i>Dfee</i> | ? | | | | | 0.011 | 0.097 |
| <i>Tenure</i> | +/- | 0.004 | 0.369 | 0.002 | 0.709 | 0.003 | 0.519 |
| <i>LEV</i> | +/- | 0.035 | 0.046 | 0.038 | 0.030 | 0.036 | 0.036 |
| <i>GC</i> | + | 0.059 | 0.004 | 0.057 | 0.002 | 0.056 | 0.003 |
| <i>First</i> | +/- | 0.021 | 0.114 | 0.020 | 0.151 | 0.020 | 0.156 |
| <i>Share</i> | + | 0.017 | 0.001 | 0.015 | 0.002 | 0.014 | 0.003 |
| <i>Dloss</i> | + | -0.003 | 0.640 | -0.002 | 0.737 | -0.001 | 0.837 |
| <i> DAC₋₁ </i> | + | 0.146 | 0.001 | 0.148 | 0.001 | 0.145 | 0.001 |
| <i>OCF</i> | - | -0.168 | 0.001 | -0.167 | 0.001 | -0.168 | 0.001 |
| <i>ROA₋₁</i> | + | 0.084 | 0.015 | 0.119 | 0.002 | 0.119 | 0.002 |
| <i>Size</i> | +/- | -0.005 | 0.001 | -0.005 | 0.001 | -0.005 | 0.001 |
| N | | 1605 | | 1605 | | 1605 | |
| F 值 | | 24.81 (p<0.001) | | 22.88 (p<0.001) | | 24.45 (p<0.001) | |
| Adj. R ² | | 0.141 | | 0.151 | | 0.149 | |

^a *DAC* =由修正後 Jones 模式所估計之異常應計數，按期初總資產平減；|*DAC*|為 *DAC* 取絕對值；

IMPT =為客戶重要性之衡量，係按公司的銷貨收入取對數後，占簽證會計師所屬組別之所有其他上市、上櫃審計客戶銷貨收入取對數後總額之比率；

NAS =若公司向簽證會計師事務所購買非審計服務者標記為 1，否則為 0；

Dfee =公司符合揭露會計師公費條件（包括非審計公費占審計公費之比例達四分之一以上或非審計公費達五十萬元以上者）者標記為 1，否則為 0；

Tenure =簽證會計師之任期，若任期超過五年者標記為 1，否則為 0；

LEV =負債比率，以總負債除以總資產衡量；

GC =查核報告因繼續經營存有重大疑慮而遭簽證會計師出具修正式無保留意見者標記為 1，否則為 0；

First =簽證會計師為首次受託者標記為 1，否則為 0；

Share =股本較前期增加超過 10%者標記為 1，否則為 0；

Dloss =若公司當期報導損失者標記為 1，否則為 0；

DAC₋₁ =前期之異常應計數，按期初總資產平減，|*DAC₋₁*|為 *DAC₋₁* 取絕對值；

OCF =營業活動現金流量，按期初總資產平減；

ROA₋₁ =前期之資產報酬率；

Size =公司規模，以總資產取自然對數衡量，單位為仟元。

^b 預期符號有單一方向者，p 值為單尾檢定，否則為雙尾檢定。

^c p 值係依 White (1980) 共變數矩陣(heteroskedasticity-corrected covariance matrix)加以調整。

表五 客戶重要性與異常應計數之迴歸結果(Enron 案前)

$$|DAC_{it}| \text{ or } DAC_{it} = \beta_0 + \beta_1 IMPT_{it} + \beta_2 Tenure_{it} + \beta_3 LEV_{it} + \beta_4 GC_{it} + \beta_5 First_{it} + \beta_6 Share_{it} + \beta_7 Dloss_{it} \\ + \beta_8 |DAC_{it-1}| \text{ or } DAC_{it-1} + \beta_9 OCF_{it} + \beta_{10} ROA_{it-1} + \beta_{11} Size_{it} + e_{it}$$

| 變數 | 因變數為 DAC | | 因變數為 $DAC \geq 0$ | | 因變數為 $DAC < 0$ | |
|-------------------------|-----------------|-------|-------------------|-------|-----------------|-------|
| | 係數 | p 值 | 係數 | p 值 | 係數 | p 值 |
| 截距項 | 0.014 | 0.001 | 0.094 | 0.105 | 0.128 | 0.012 |
| <i>IMPT</i> | 0.015 | 0.102 | 0.023 | 0.062 | 0.017 | 0.607 |
| <i>Tenure</i> | -0.018 | 0.022 | -0.079 | 0.002 | 0.024 | 0.002 |
| <i>LEV</i> | 0.083 | 0.001 | 0.153 | 0.001 | -0.134 | 0.001 |
| <i>GC</i> | 0.036 | 0.049 | -0.029 | 0.128 | -0.029 | 0.174 |
| <i>First</i> | 0.013 | 0.196 | 0.024 | 0.115 | -0.004 | 0.855 |
| <i>Share</i> | 0.009 | 0.064 | 0.020 | 0.083 | -0.018 | 0.004 |
| <i>Dloss</i> | 0.002 | 0.416 | -0.068 | 0.002 | 0.009 | 0.394 |
| $ DAC_{-1} $ | 0.142 | 0.001 | | | | |
| <i>DAC₋₁</i> | | | -0.023 | 0.182 | -0.024 | 0.174 |
| <i>OCF</i> | -0.184 | 0.001 | -0.478 | 0.001 | -0.435 | 0.001 |
| <i>ROA₋₁</i> | 0.087 | 0.473 | 0.392 | 0.002 | 0.395 | 0.001 |
| <i>Size</i> | 0.006 | 0.031 | -0.001 | 0.433 | -0.010 | 0.006 |
| N | 1333 | | 573 | | 760 | |
| F 值 | 15.99 (p<0.001) | | 58.77 (p<0.001) | | 28.22 (p<0.001) | |
| Adj. R ² | 0.111 | | 0.545 | | 0.313 | |

a *DAC* =由修正後 Jones 模式所估計之異常應計數，按期初總資產平減； $|DAC|$ 為 *DAC* 取絕對值；

IMPT =為客戶重要性之衡量，係按公司的銷貨收入取對數後，占簽證會計師所屬組別之所有其他上市、上櫃審計客戶銷貨收入取對數後總額之比率；

NAS =若公司向簽證會計師事務所購買非審計服務者標記為 1，否則為 0；

Dfee =公司符合揭露會計師公費條件（包括非審計公費占審計公費之比例達四分之一以上或非審計公費達五十萬元以上者）者標記為 1，否則為 0；

Tenure =簽證會計師之任期，若任期超過五年者標記為 1，否則為 0；

LEV =負債比率，以總負債除以總資產衡量；

GC =查核報告因繼續經營存有重大疑慮而遭簽證會計師出具修正式無保留意見者標記為 1，否則為 0；

First =簽證會計師為首次受託者標記為 1，否則為 0；

Share =股本較前期增加超過 10%者標記為 1，否則為 0；

Dloss =若公司當期報導損失者標記為 1，否則為 0；

DAC₋₁ =前期之異常應計數，按期初總資產平減， $|DAC_{-1}|$ 為 *DAC₋₁* 取絕對值；

OCF =營業活動現金流量，按期初總資產平減；

ROA₋₁ =前期之資產報酬率；

Size =公司規模，以總資產取自然對數衡量，單位為仟元。

b 預期符號有單一方向者，p 值為單尾檢定，否則為雙尾檢定。

c p 值係依 White (1980) 共變數矩陣(heteroskedasticity-corrected covariance matrix)加以調整。

表六 客戶重要性與異常應計數之迴歸結果(Enron 案前後)

$$|DAC_{it}| \text{ or } DAC_{it} = \beta_0 + \beta_1 IMPT_{it} + \beta_2 Post + \beta_3 IMPT \times Post + \beta_4 TNS \times Post + \beta_5 Tenure_{it} + \beta_6 LEV_{it} + \beta_7 GC_{it} + \beta_8 First_{it} + \beta_9 Share_{it} + \beta_{10} Dloss_{it} + \beta_{11} |DAC_{it-1}| \text{ or } DAC_{it-1} + \beta_{12} OCF_{it} + \beta_{13} ROA_{it-1} + \beta_{14} Size_{it} + e_{it}$$

| 變數 | 因變數為 DAC | | 因變數為 $DAC \geq 0$ | | 因變數為 $DAC < 0$ | |
|---------------------|-----------------|-------|-------------------|-------|-----------------|-------|
| | 係數 | p 值 | 係數 | p 值 | 係數 | p 值 |
| 截距項 | 0.005 | 0.824 | 0.178 | 0.003 | -0.023 | 0.419 |
| IMPT | 0.036 | 0.024 | 0.092 | 0.001 | 0.004 | 0.902 |
| Post | -0.029 | 0.121 | -0.027 | 0.080 | 0.006 | 0.124 |
| IMPT×Post | -0.119 | 0.005 | -0.163 | 0.001 | 0.055 | 0.230 |
| TNS×Post | -0.001 | 0.409 | -0.007 | 0.207 | 0.004 | 0.458 |
| Tenure | -0.009 | 0.033 | -0.030 | 0.001 | 0.012 | 0.041 |
| LEV | 0.044 | 0.014 | 0.099 | 0.421 | -0.057 | 0.001 |
| GC | 0.053 | 0.001 | -0.048 | 0.344 | -0.035 | 0.050 |
| First | -0.001 | 0.972 | 0.009 | 0.674 | -0.007 | 0.602 |
| Share | 0.021 | 0.001 | 0.044 | 0.001 | -0.001 | 0.016 |
| Dloss | 0.012 | 0.018 | -0.009 | 0.218 | -0.031 | 0.001 |
| DAC ₋₁ | 0.162 | 0.001 | | | | |
| DAC ₋₁ | | | -0.049 | 0.148 | -0.040 | 0.057 |
| OCF | -0.528 | 0.001 | -0.630 | 0.001 | -0.371 | 0.001 |
| ROA ₋₁ | 0.009 | 0.435 | 0.111 | 0.201 | 0.232 | 0.001 |
| Size | 0.002 | 0.187 | -0.007 | 0.225 | -0.003 | 0.160 |
| N | 2938 | | 1315 | | 1623 | |
| F 值 | 22.05 (p<0.001) | | 65.57 (p<0.001) | | 24.28 (p<0.001) | |
| Adj. R ² | 0.487 | | 0.577 | | 0.343 | |

a DAC =由修正後 Jones 模式所估計之異常應計數，按期初總資產平減； $|DAC|$ 為 DAC 取絕對值；

$IMPT$ =為客戶重要性之衡量，係按公司的銷貨收入取對數後，占簽證會計師所屬組別之所有其他上市、上櫃審計客戶銷貨收入取對數後總額之比率；

$Post$ =觀察值屬於 Enron 後者標記為 1，否則為 0；

TNS =觀察值為勤業組別查核者標記為 1，否則為 0；

$Tenure$ =簽證會計師之任期，若任期超過五年者標記為 1，否則為 0；

LEV =負債比率，以總負債除以總資產衡量；

GC =查核報告因繼續經營存有重大疑慮而遭簽證會計師出具修正式無保留意見者標記為 1，否則為 0；

$First$ =簽證會計師為首次受託者標記為 1，否則為 0；

$Share$ =股本較前期增加超過 10%者標記為 1，否則為 0；

$Dloss$ =若公司當期報導損失者標記為 1，否則為 0；

DAC_{-1} =前期之異常應計數，按期初總資產平減， $|DAC_{-1}|$ 為 DAC_{-1} 取絕對值；

OCF =營業活動現金流量，按期初總資產平減；

ROA_{-1} =前期之資產報酬率；

$Size$ =公司規模，以總資產取自然對數衡量，單位為仟元。

b 預期符號有單一方向者，p 值為單尾檢定，否則為雙尾檢定。

c p 值係依 White (1980) 共變數矩陣(heteroskedasticity-corrected covariance matrix)加以調整。

表六之實證結果具有下列意涵：首先，國內會計師執業風險相對較低，儘管會計師被預期須秉持超然獨立的立場進行查核簽證，但在審計品質無法直接觀察、會計師訴訟風險低的環境下，會計師對於重要客戶因經濟依賴程度較高，給予盈餘管理的空間也較大。其次，當審計環境變得不利，特別是在簽證功能與審計品質被質疑與檢討時，會計師在維護聲譽或限制法律責任的誘因下，審計決策趨於保守，而重要客戶被揭發審計失敗所要擔負的法律責任越

大，使得會計師越會限制重要客戶盈餘管理的空間。第三，會計師對於客戶向上操縱盈餘與向下操縱盈餘的態度不同，這種不對稱的決策與會計師的委任風險有關。當客戶高報盈餘時，會計師未來遭受控告的風險也會越高，在訴訟成本與聲譽損失的考量下，會較為謹慎；另一方面，會計師鮮少因為客戶低報盈餘而受控告，因此對於客戶向下操縱盈餘的行為較不敏感。因此，在 Enron 前會計師傾向於容許重要客戶向上操縱盈餘，在 Enron 後則傾向於限制重要客戶向上操縱盈餘；至於向下操縱盈餘的部分，不論 Enron 前、後，均沒有顯著的統計關係。

表四模型二測試非審計服務(*NAS*)對於 $|DAC|$ 的影響，依照假說 2a，*NAS* 與 $|DAC|$ 應存在顯著相關，唯實證結果與預期不符，故假說 2a 未獲證實。模型三進一步將購買重大非審計服務的公司(*Dfee*)自 *NAS* 區隔，實證結果發現 *Dfee* 對 $|DAC|$ 的影響顯著為正($p=0.097$)，故假說 2b 獲得證實，亦即相對事務所未同時提供非審計服務或雖提供但金額不重大者而言，當事務所同時提供客戶重大非審計服務時，會計師給予管理階層盈餘管理的空間越大。表七則按異常應計數的方向，將 *DAC* 分成兩組進行迴歸分析。在因變數為 $DAC \geq 0$ 的迴歸中，若模型中僅納入 *NAS*，其係數雖然為正，但不顯著；若模型中同時納入 *NAS* 與 *Dfee*，則 *NAS* 之係數為負，但不顯著，而 *Dfee* 之係數則顯著為正($p=0.053$)。至於在 $DAC < 0$ 的觀察值中，不論模型中僅納入 *NAS* 或同時納入 *NAS* 與 *Dfee*，*NAS*、*Dfee* 均與 *DAC* 無顯著相關。因此，表四模型三之實證結果發現重大非審計服務與異常應計數幅度的正相關，主要係因會計師越能容許向其購買重大非審計服務的客戶向上操縱盈餘所造成。

表四模型二與表七之實證結果與李建然等 (2003) 之發現不同。該研究發現購買非審計服務的公司會列報較大的正向異常應計數，唯本研究並未有相同的結果；而非審計服務與異常應計數的關係，僅有在非審計服務為「重大」時才有顯著的正相關。造成此種差異的原因，有可能是李建然等 (2003) 之觀察值僅能區別是否購買非審計服務，而該資料是由會計師協助提供，實證結果所反映的是重大非審計服務的影響。例如，本研究之觀察值中，74.2% 的公司同時向會計師購買非審計服務，若觀察揭露非審計公費的公司，大多包含工商登記服務，而此部分的金額相對而言是不重大的。重大非審計服務主要是來自於其他類，例如內部控制專案審查、稅務諮詢、投資諮詢、發行海外有價證券、退休金精算等，所引發的經濟依賴或損害獨立性的誘因也是相對強烈的，而這也是主管機關設定揭露門檻的主要考量。此外，本研究是 Enron 後的觀察，Enron 審計失敗也可能導致會計師審計決策趨於保守，使得非審計服務與異常應計數的正向關係僅在重大時存在，唯在缺乏 Enron 前非審計服務之資料下，無法進一步評估。

表七 客戶重要性、非審計服務與異常應計數之迴歸結果

$$DAC_{it} = \beta_0 + \beta_1 IMPT_{it} + \beta_2 NAS_{it} + \beta_3 Dfee_{it} + \beta_4 Tenure_{it} + \beta_5 LEV_{it} + \beta_6 GC_{it} + \beta_7 First_{it} + \beta_8 Share_{it} + \beta_9 Dloss_{it} + \beta_{10} DAC_{it-1} + \beta_{11} OCF_{it} + \beta_{12} ROA_{it-1} + \beta_{13} Size_{it} + e_{it}$$

| 變數 | 預期方向 | DAC ≥ 0 | | | | 預期方向 | DAC < 0 | | | |
|---------------------|------|----------------|-------|----------------|-------|------|----------------|-------|----------------|-------|
| | | 係數 | p 值 | 係數 | p 值 | | 係數 | p 值 | 係數 | p 值 |
| 截距項 | ? | 0.104 | 0.001 | 0.111 | 0.001 | ? | -0.062 | 0.004 | -0.059 | 0.007 |
| IMPT | ? | -0.057 | 0.092 | -0.067 | 0.044 | ? | 0.039 | 0.175 | 0.037 | 0.206 |
| NAS | ? | 0.001 | 0.831 | -0.003 | 0.548 | ? | -0.003 | 0.568 | -0.002 | 0.639 |
| Dfee | ? | | | 0.013 | 0.053 | ? | | | -0.001 | 0.820 |
| Tenure | +/- | -0.006 | 0.237 | -0.004 | 0.386 | +/- | -0.004 | 0.369 | -0.005 | 0.345 |
| LEV | +/- | -0.064 | 0.001 | -0.063 | 0.001 | +/- | -0.034 | 0.016 | -0.037 | 0.011 |
| GC | + | 0.064 | 0.011 | 0.062 | 0.011 | - | -0.027 | 0.213 | -0.026 | 0.125 |
| First | +/- | 0.007 | 0.555 | 0.010 | 0.405 | +/- | -0.008 | 0.506 | -0.008 | 0.525 |
| Share | + | 0.009 | 0.110 | 0.007 | 0.171 | + | -0.012 | 0.019 | -0.012 | 0.024 |
| Dloss | - | -0.044 | 0.001 | -0.045 | 0.001 | - | -0.055 | 0.001 | -0.056 | 0.001 |
| DAC ₋₁ | - | -0.001 | 0.490 | -0.001 | 0.495 | - | -0.070 | 0.001 | -0.070 | 0.001 |
| OCF | - | -0.626 | 0.001 | -0.624 | 0.001 | - | -0.503 | 0.001 | -0.503 | 0.001 |
| ROA ₋₁ | + | 0.364 | 0.001 | 0.363 | 0.001 | + | 0.279 | 0.001 | 0.278 | 0.001 |
| Size | +/- | -0.001 | 0.749 | -0.001 | 0.320 | +/- | 0.005 | 0.001 | 0.005 | 0.001 |
| N | | 761 | | 761 | | | 844 | | 844 | |
| F 值 | | 98.87(p<0.001) | | 90.26(p<0.001) | | | 49.88(p<0.001) | | 45.66(p<0.001) | |
| Adj. R ² | | 0.602 | | 0.604 | | | 0.408 | | 0.408 | |

^a DAC = 由修正後 Jones 模式所估計之異常應計數，按期初總資產平減；|DAC|為 DAC 取絕對值；

IMPT = 為客戶重要性之衡量，係按公司的銷貨收入取對數後，占簽證會計師所屬組別之所有其他上市、上櫃審計客戶銷貨收入取對數後總額之比率；

NAS = 若公司向簽證會計師事務所購買非審計服務者標記為 1，否則為 0；

Dfee = 公司符合揭露會計師公費條件（包括非審計公費占審計公費之比例達四分之一以上或非審計公費達五十萬元以上者）者標記為 1，否則為 0；

Tenure = 簽證會計師之任期，若任期超過五年者標記為 1，否則為 0；

LEV = 負債比率，以總負債除以總資產衡量；

GC = 查核報告因繼續經營存有重大疑慮而遭簽證會計師出具修正式無保留意見者標記為 1，否則為 0；

First = 簽證會計師為首次受託者標記為 1，否則為 0；

Share = 股本較前期增加超過 10%者標記為 1，否則為 0；

Dloss = 若公司當期報導損失者標記為 1，否則為 0；

DAC₋₁ = 前期之異常應計數，按期初總資產平減，|DAC₋₁|為 DAC₋₁ 取絕對值；

OCF = 營業活動現金流量，按期初總資產平減；

ROA₋₁ = 前期之資產報酬率；

Size = 公司規模，以總資產取自然對數衡量，單位為仟元。

^b 預期符號有單一方向者，p 值為單尾檢定，否則為雙尾檢定。

^c p 值係依 White (1980) 共變數矩陣(heteroskedasticity-corrected covariance matrix)加以調整。

表四模型三與表七之實證結果顯示客戶重要性與重大非審計服務對於異常應計數的影響方向不同，前者反映 Enron 後會計師基於聲譽維護效果而傾向於限制客戶盈餘管理，而後者則又呈現重大非審計服務使得會計師容許客戶向上操縱盈餘。這種不一致的現象，在解釋上必須謹慎。首先，Enron 審計失敗導致會計師審計決策趨於保守，在不利的審計環境中為維護聲譽、降低法律責任，對於重要客戶越會限制其盈餘管理，因此客戶重要性與異常應計數的幅度呈顯著負相關(表四模型一)。另一方面，若採用李建然等 (2003) 之結論並與之

對照，Enron 後會計師的委任風險增加，同樣使得會計師更為謹慎，因此非審計服務僅在重大時方與正向的異常應計數呈顯著正相關(表七因變數為 $DAC \geq 0$ 之迴歸)。由於國內審計市場成熟，五大所提供的審計服務差異不大，再加上價格競爭激烈，導致利潤微薄(賴春田 2000)；因此在不利的審計環境中，會計師通常不願為了微薄的審計公費利潤而承擔較高的委任風險。然而，非審計服務的價格彈性較之審計服務小(Firth 1997b)，帶給會計師的利潤相對豐厚，並且未來成長性大，反而容易形成會計師在作決策時的經濟誘因考量，而重大非審計服務加深了這種誘因的效果。例如，本研究以達到揭露門檻的觀察值(共 262 筆)進行迴歸(未列表)，發現 $IMPT$ 與 $|DAC|$ 之係數雖然為負，但不顯著($p=0.562$)；同樣地，在 $DAC \geq 0$ 的迴歸中(未列表)， $IMPT$ 與 DAC 之負向關係亦不顯著($p=0.423$)。若於表七的模型中再加入 $IMPT$ 與 $Dfee$ 的交乘項($IMPT \times Dfee$)，則在在 $DAC \geq 0$ 的迴歸中(未列表)， $IMPT$ 與 $Dfee$ 之方向與顯著性仍然大致相同，而 $IMPT \times Dfee$ 之係數則顯著為正($p=0.095$)；此結果顯示，Enron 後會計師對於客戶重要性的聲譽維護效果，似乎受到重大非審計服務所弱化。

在客戶重要性與重大非審計服務方向不一致的解釋上，無法排除另一種可能；即除了經濟誘因外，重大非審計服務仍可能透過其他因素影響會計師判斷。這些因素包括自我評估、辯護與熟悉度等²²。當會計師所從事的非審計服務為達成審計結論之重要依據，或非審計服務使得會計師必須站在審計客戶的立場為其辯護，或非審計服務導致會計師受到審計客戶的人格特質牽引而過度同情其利益時，仍會產生影響會計師獨立性的風險。唯實際上，在重大非審計服務的經濟誘因與這些因素交互作用之下，難以辨別各種因素是否(或如何)改變會計師決策。故僅以經濟依賴或聲譽維護效果的取捨來評估重大非審計服務對於審計品質之影響，或許並不完整。

在控制變數方面，表四模型一、模型二與模型三之結果大致相同，其中，負債比率(LEV)與 $|DAC|$ 為顯著正相關，顯示負債比率越大，管理階層從事盈餘管理的幅度越大。收到繼續經營意見的公司(GC)也與 $|DAC|$ 呈顯著正相關，顯示繼續經營有重大疑慮的公司會有較大幅度的盈餘管理行為(Francis and Krishnan 1999)。而股本增加超過 10%的公司($Share$)也會有較大幅度的盈餘管理行為，這與李建然等 (2003)一致。與過去盈餘管理文獻的推論相同，營運活動現金流量(OCF)與 $|DAC|$ 呈顯著負相關(Dechow 1994 ; Dechow et al. 1995)。前期異常應計數的絕對值($|DAC_{-1}|$)與 $|DAC|$ 呈顯著正相關，反映應計項目的迴轉效果。前期資產報酬率(ROA_{-1})與 $|DAC|$ 呈顯著正相關，顯示公司前期績效越好，

²² IFAC(International Federation of Accountants)、EC(European Commission)、ICAEW(Institute of Chartered Accountants in England and Wales)等，均以原則性基礎的方式(principles-based approach)建立獨立性架構；包括辨識獨立性的威脅(threats)與提出保障(safeguards)。其中，獨立性的危害是相對而不是絕對的，威脅獨立性的情形包括自我利益、自我評估、辯護、熟悉度與脅迫等五種，保障獨立性的方式則有管制、事務所品質控制、公司治理與拒絕受任等四種。此架構亦為我國會計師職業道德規範公報第十號所採用。

也會有較大的異常應計數(Chung and Kallapur 2003)。公司規模(*SIZE*)與 $|DAC|$ 呈顯著負相關，顯示規模較大的公司傾向於報導較小幅度的異常應計數，此結果亦與 Reynolds and Francis (2001)一致。至於會計師任期(*Tenure*)、會計師首次受託(*First*)與當期報導損失(*Dloss*)等均未達顯著水準。

三、敏感性分析

李建然與陳政芳 (2004)之研究發現，規模較小的組別會有較強烈的經濟誘因，而越能允許重要客戶向上操縱盈餘。本研究評估此可能性，依照規模將組別區分為大組與小組，並增加組規模之虛擬變數，將小組標記為 1，否則為 0；再於迴歸模型中加入組規模與客戶重要性之交乘項，以測試規模較小的組別面臨重要客戶是否越會給予操縱盈餘的空間。實證結果顯示，不論因變數為 $|DAC|$ 、 $DAC \geq 0$ 或 $DAC < 0$ ，此交乘項之係數均不顯著，故沒有證據顯示組規模會影響會計師容許(或限制)重要客戶操縱盈餘的決策。另外，客戶重要性與異常應計數之關係也可能受到公司規模影響，本研究分年按公司規模之中位數區分為大公司(標記為 1)與小公司(標記為 0)兩組，於迴歸模型中加入公司規模與客戶重要性之交乘項，但實證結果亦不顯著。

本研究在計算客戶重要性時，係以公司的銷貨收入為基礎，唯會計師公會訂有酬金收取參考標準，在財務報表查核簽證方面係以總資產為基礎。本研究按照公司的總資產為基礎計算客戶重要性，重新進行迴歸分析；實證結果同樣顯示，按總資產所計算的客戶重要性與 $|DAC|$ 存在顯著的負相關($p=0.03$)，而這種關係主要是由於會計師對於重要客戶，越會限制其向上操縱盈餘所導致；至於其他變數之實證結果亦大致相同。此外，本研究也按照等級順序衡量重要性，逐年將各組客戶依客戶重要性大小排序，區分為四個等級，重新進行迴歸分析，實證結果仍然不改變結論。

由於達到揭露會計師公費門檻的公司須於財務報告中揭露審計公費金額、非審計公費種類及金額，以及非審計公費占審計公費的比例，本研究以達到門檻的公司與未向簽證會計師購買非審計服務的公司為樣本，測試當以連續變數來衡量非審計服務時，是否影響結論。表八為實證結果，其中 *NASR* 代表非審計公費占審計公費之比例，此變數仍與 $|DAC|$ 仍存在顯著正相關($p=0.074$)；並且在 $DAC \geq 0$ 的迴歸中，*NASR*之係數顯著為正($p=0.013$)，在 $DAC < 0$ 的迴歸中則不顯著，故以非審計公費比例取代虛擬變數，結論仍然相同。

表八 客戶重要性、非審計服務比例與異常應計數之迴歸結果

$$|DAC_{it}| \text{ or } DAC_{it} = \beta_0 + \beta_1 IMPT_{it} + \beta_2 NASR + \beta_3 Tenure_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 GC_{it} + \beta_6 First_{it} + \beta_7 Share_{it} \\ + \beta_8 Dloss_{it} + \beta_9 |DAC_{it-1}| \text{ or } DAC_{it-1} + \beta_{10} OCF_{it} + \beta_{11} ROA_{it-1} + \beta_{12} Size_{it} + e_{it}$$

| 變數 | 因變數為 DAC | | 因變數為 DAC ≥ 0 | | 因變數為 DAC < 0 | |
|---------------------|----------------|-------|-----------------|-------|-----------------|-------|
| | 係數 | p 值 | 係數 | p 值 | 係數 | p 值 |
| 截距項 | 0.212 | 0.001 | 0.143 | 0.001 | -0.092 | 0.022 |
| IMPT | -0.059 | 0.014 | -0.186 | 0.003 | 0.011 | 0.740 |
| NASR | 0.001 | 0.074 | 0.002 | 0.013 | 0.000 | 0.940 |
| Tenure | 0.018 | 0.378 | -0.007 | 0.373 | -0.008 | 0.310 |
| LEV | 0.074 | 0.210 | -0.042 | 0.143 | -0.012 | 0.603 |
| GC | 0.020 | 0.116 | 0.047 | 0.050 | -0.003 | 0.452 |
| First | 0.064 | 0.227 | 0.004 | 0.831 | -0.020 | 0.226 |
| Share | 0.026 | 0.007 | -0.010 | 0.357 | -0.026 | 0.005 |
| Dloss | -0.025 | 0.485 | -0.037 | 0.001 | -0.063 | 0.001 |
| DAC _{t-1} | 0.229 | 0.001 | | | | |
| DAC _{t-1} | | | 0.029 | 0.720 | -0.052 | 0.050 |
| OCF | -0.124 | 0.089 | -0.614 | 0.001 | -0.522 | 0.001 |
| ROA _{t-1} | 0.048 | 0.482 | 0.365 | 0.001 | 0.322 | 0.001 |
| Size | -0.012 | 0.001 | -0.003 | 0.306 | 0.007 | 0.011 |
| N | 630 | | 297 | | 333 | |
| F 值 | 9.98 (p<0.001) | | 33.58 (p<0.001) | | 21.25 (p<0.001) | |
| Adj. R ² | 0.146 | | 0.569 | | 0.411 | |

^a *DAC* = 由修正後 Jones 模式所估計之異常應計數，按期初總資產平減；|*DAC*| 為 *DAC* 取絕對值；

IMPT = 為客戶重要性之衡量，係按公司的銷貨收入取對數後，占簽證會計師所屬組別之所有其他上市、上櫃審計客戶銷貨收入取對數後總額之比率；

NASR = 非審計公費占審計公費之比例；

Tenure = 簽證會計師之任期，若任期超過五年者標記為 1，否則為 0；

LEV = 負債比率，以總負債除以總資產衡量；

GC = 查核報告因繼續經營存有重大疑慮而遭簽證會計師出具修正式無保留意見者標記為 1，否則為 0；

First = 簽證會計師為首次受託者標記為 1，否則為 0；

Share = 股本較前期增加超過 10% 者標記為 1，否則為 0；

Dloss = 若公司當期報導損失者標記為 1，否則為 0；

DAC_{t-1} = 前期之異常應計數，按期初總資產平減，|*DAC_{t-1}*| 為 *DAC_{t-1}* 取絕對值；

OCF = 營業活動現金流量，按期初總資產平減；

ROA_{t-1} = 前期之資產報酬率；

Size = 公司規模，以總資產取自然對數衡量，單位為仟元。

^b 預期符號有單一方向者，p 值為單尾檢定，否則為雙尾檢定。

^c p 值係依 White (1980) 共變數矩陣(heteroskedasticity-corrected covariance matrix)加以調整。

Bartov et al. (2001) 指出，橫斷面版本的 Jones 模式與橫斷面版本的修正後 Jones 模式在偵測盈餘管理方面同樣有效，而兩者之差別在於前者於估計參數時並未將應收帳款變動數自銷貨變動數中減除。此外，Dechow et al. (1995) 之研究結果顯示對於營運績效兩極化的公司，無論以何種模式估計異常應計數，皆存在極大的衡量誤差。Ashbaugh et al. (2003) 在按照公司績效調整異常應計數後，並未發現非審計服務與異常應計數存有正相關，該研究更質疑 Frankel et al. (2002) 之實證結果係受到異常應計數的衡量誤差所主導。準此，本研究採

用 Jones 模式並參考 Ashbaugh et al. (2003)與 Kothari et al. (2005)之建議，在估計時加入前期資產報酬率(ROA_{i-1}) 以控制公司績效對異常應計數之影響。表九為實證結果，其中， $IMPT$ 仍與 $|DAC|$ 呈顯著負相關($p=0.009$)，而 NAS 則不顯著，至於 $Dfee$ 之係數顯著為正($p=0.080$)。若進一步將 $|DAC|$ 區分為 $DAC \geq 0$ 與 $DAC < 0$ 兩組，可發現在 $DAC \geq 0$ 的迴歸中， $IMPT$ 的係數顯著為負($p=0.003$)， $Dfee$ 的影響則顯著為正($p=0.087$)，至於 NAS 仍不顯著；在 $DAC < 0$ 的迴歸中， $IMPT$ 、 NAS 與 $Dfee$ 則均不顯著。故在採用 Jones 模式並考慮公司績效重估異常應計數後，本研究所獲致之結論仍然大致相同。

表九 客戶重要性、非審計服務與異常應計數之迴歸結果(敏感性測試)

$$|DAC_{it}| \text{ or } DAC_{it} = \beta_0 + \beta_1 IMPT_{it} + \beta_2 NAS_{it} + \beta_3 Dfee_{it} + \beta_4 Tenure_{it} + \beta_5 LEV_{it} + \beta_6 GC_{it} + \beta_7 First_{it} + \beta_8 Share_{it} + \beta_9 Dloss_{it} + \beta_{10} |DAC_{it-1}| \text{ or } DAC_{it-1} + \beta_{11} OCF_{it} + \beta_{12} ROA_{it-1} + \beta_{13} Size_{it} + e_{it}$$

| 變數 | 因變數為 $ DAC $ | | 因變數為 $DAC \geq 0$ | | 因變數為 $DAC < 0$ | |
|---------------------|-----------------|-------|-------------------|-------|-----------------|-------|
| | 係數 | p 值 | 係數 | p 值 | 係數 | p 值 |
| 截距項 | 0.130 | 0.001 | 0.148 | 0.001 | -0.117 | 0.001 |
| $IMPT$ | -0.079 | 0.009 | -0.092 | 0.003 | 0.008 | 0.791 |
| NAS | 0.001 | 0.784 | 0.005 | 0.301 | -0.000 | 0.499 |
| $Dfee$ | 0.011 | 0.080 | 0.011 | 0.087 | -0.013 | 0.122 |
| $Tenure$ | 0.004 | 0.484 | -0.002 | 0.756 | 0.006 | 0.417 |
| LEV | 0.018 | 0.344 | -0.074 | 0.001 | -0.007 | 0.797 |
| GC | 0.054 | 0.007 | 0.072 | 0.001 | -0.045 | 0.061 |
| $First$ | 0.017 | 0.195 | 0.007 | 0.528 | 0.013 | 0.222 |
| $Share$ | 0.015 | 0.002 | 0.013 | 0.016 | -0.019 | 0.003 |
| $Dloss$ | -0.007 | 0.228 | -0.052 | 0.001 | -0.058 | 0.001 |
| $ DAC_{i-1} $ | 0.233 | 0.001 | | | | |
| DAC_{i-1} | | | -0.061 | 0.032 | -0.082 | 0.067 |
| OCF | -0.189 | 0.001 | -0.686 | 0.001 | -0.449 | 0.001 |
| ROA_{i-1} | 0.092 | 0.008 | 0.126 | 0.007 | 0.198 | 0.001 |
| $Size$ | -0.005 | 0.001 | -0.003 | 0.162 | 0.008 | 0.001 |
| N | 1605 | | 821 | | 784 | |
| F 值 | 28.64 (p<0.001) | | 103.39 (p<0.001) | | 33.34 (p<0.001) | |
| Adj. R ² | 0.183 | | 0.619 | | 0.351 | |

a DAC =由 Jones 模式所估計之異常應計數，按期初總資產平減，在估計時同時控制前期資產報酬率； $|DAC|$ 為 DAC 取絕對值；

$IMPT$ =為客戶重要性之衡量，係按公司的銷貨收入取對數後，占簽證會計師所屬組別之所有其他上市、上櫃審計客戶銷貨收入取對數後總額之比率；

NAS =若公司向簽證會計師事務所購買非審計服務者標記為 1，否則為 0；

$Dfee$ =公司符合揭露會計師公費條件（包括非審計公費占審計公費之比例達四分之一以上或非審計公費達五十萬元以上者）者標記為 1，否則為 0；

$Tenure$ =簽證會計師之任期，若任期超過五年者標記為 1，否則為 0；

LEV =負債比率，以總負債除以總資產衡量；

GC =查核報告因繼續經營存有重大疑慮而遭簽證會計師出具修正式無保留意見者標記為 1，否則為 0；

$First$ =簽證會計師為首次受託者標記為 1，否則為 0；

$Share$ =股本較前期增加超過 10%者標記為 1，否則為 0；

$Dloss$ =若公司當期報導損失者標記為 1，否則為 0；

DAC_{i-1} =前期之異常應計數，按期初總資產平減， $|DAC_{i-1}|$ 為 DAC_{i-1} 取絕對值；

OCF =營業活動現金流量，按期初總資產平減；

ROA_{i-1} =前期之資產報酬率；

$Size$ =公司規模，以總資產取自然對數衡量，單位為仟元。

b 預期符號有單一方向者，p 值為單尾檢定，否則為雙尾檢定。

c p 值係依 White (1980)共變數矩陣(heteroskedasticity-corrected covariance matrix)加以調整。

為避免極端值影響實證結果，本研究針對連續型自變數剔除其極大與極小各百分之一之觀察值，重新進行迴歸分析，仍不改變結論。由於資訊電子業占樣本比例高達 62.93%，為避免結論由資訊電子業主導，本研究於迴歸模型中加入是否為資訊電子業的虛擬變數；實證結果顯示電子業確實有較大幅度的盈餘管理行為，但在控制電子業之後，結論仍不受影響。最後，事務所可能有不同的品質政策而影響研究結果；在控制事務所品牌之後，並未發現事務所品牌與異常應計數的顯著相關，故本研究之結論亦不受事務所品牌所影響。

伍、結論

經審定的財務報表有助於使用者從事各項投資及授信決策，是維持資本市場順暢運作的要素之一。而財務報表可信度與審計品質有關，會計師不僅要具備偵測財務報表重大不實表達的能力，更重要地，必須秉持超然獨立，限制管理階層從事任何使財務報表不能允當表達的盈餘操縱。自美國 Enron 案爆發後，會計師獨立性成為各界質疑的焦點；而後續國內外又爆發一連串大型企業財務報表舞弊，更加深大眾對於審計品質與審計價值的疑慮。因此，審計功能的強化與審計品質的提升，在近年來成為主管機關與實務界討論的焦點；而影響會計師審計品質的因素，更是學術研究的重心。

會計師的審計公費是由受查客戶支付，在經濟依賴關係下不可能完全獨立於受查者。固然會計師可藉由容許盈餘操縱來保有特定客戶，但另一方面，其他客戶也有購買高品質審計服務的需求，若會計師被揭發為不獨立，伴隨而來的訴訟成本與聲譽損失可能超過犧牲獨立性所實現的利益；故會計師給予客戶盈餘操縱的彈性，其實是經濟依賴與聲譽維護效果的取捨(Reynolds and Francis 2001)。而重要客戶將加深會計師與受查者的經濟依賴關係，因而越可能導致低落的審計品質(Chung and Kallapur 2003)。此外，美國 SEC 質疑會計師事務所高度的非審計服務可能損害審計品質，該會並強制要求公開發行公司必須揭露審計與非審計公費，俾投資人自行評估非審計服務對會計師獨立性的影響。沙氏法案則更進一步大幅限制非審計業務，重大衝擊美國審計市場。

然而，學術上對於客戶重要性與非審計服務是否影響審計品質，並沒有一致的結論。儘管 Frankel et al. (2002) 的研究支持提供非審計服務有損審計品質的論點，但後續學者採用不同的研究設計或變數衡量，並未發現一致的結果(Reynolds and Francis 2001 ; Defond et al. 2002 ; Ashbaugh et al. 2003 ; Chung and Kallapur 2003 ; Larcker and Richardson 2004)。而國內由於欠缺會計師公費資料，類似的研究相當匱乏；目前僅李建然與陳政芳(2004)、李建然等(2003)分別探討客戶重要性與盈餘管理幅度、非審計服務與盈餘管理幅度的關係。其研究結果顯示，會計師對於重要客戶或同時提供非審計服務的客戶，越能容忍其向上操縱盈餘；唯該等研究均為 Enron 前的觀察，若 Enron 審計失敗導致國內會計師行為趨於保守，則客戶重要性與非審計服務對於盈餘管理幅度的影響在 Enron 後的觀察可能有所不同。

Enron 審計失敗造成社會大眾對於會計師的信心危機，國內關於強化會計師獨立性與加重會計師法律責任的呼聲四起。會計師在不利的審計環境中，審計決策是否受到委任風險的提高而有所改變則是一個實證問題。若會計師在審計失敗的期望成本增加下而越能抗拒管理階層所施加的壓力，則主管機關藉由加重會計師法律責任以提升審計品質的作法當有其成效，而本研究可對此作法之成效提出部分回應。

本研究以 2002 年與 2003 年國內由五大事務所查核之上市、上櫃公司共計 1,605 個觀察值，同時探討客戶重要性與非審計服務是否影響審計品質。實證結果發現，客戶重要性與異常應計數的幅度呈顯著負相關，而這種關係主要反映會計師越會限制重要客戶向上操縱盈餘。若比較 Enron 前後期間，可發現 Enron 後會計師在維護聲譽或限制法律責任的考量下，對於重要客戶越傾向於採取保守的審計決策。此外，Enron 後不利的審計環境也可能使得非審計服務與異常應計數不存在顯著正相關，但「重大」非審計服務則可能因為較強烈的經濟誘因或藉由自我評估、辯護、熟悉度等影響會計師獨立性之因素，而弱化會計師對於重要客戶傾向維護聲譽的誘因。此結果支持證期局要求揭露重大非審計服務的政策意涵，同時也與會計師公會要求會員檢討非審計服務是否損害獨立性的自律精神一致。

本研究在採取不同的客戶重要性衡量、改採 Jones 模式並控制公司前期績效重估異常應計數、考量極端值之影響、控制資訊電子業與事務所品牌之差異性後，實證結果仍然相似，顯示研究結論相當穩固。

本研究對於 Enron 後客戶重要性、非審計服務是否影響審計品質提供了證據，然而，本研究仍然有所限制。首先，會計師公費資訊的缺乏使得客戶重要性的計算或多或少存在衡量誤差，因此不宜直接評估客戶重要性對於異常應計數的影響幅度。其次，非審計服務僅在符合特定條件時才會揭露其種類與金額，因此也無法評估非審計服務比重對異常應計數之影響幅度。而不同種類的非審計服務，對於審計品質之影響也可能不同²³，囿於資料形式，無法逐一評估。最後，本研究之觀察值僅包含由五大事務所簽證之上市、上櫃公司，研究結論未必能推廣至非五大所簽證之上市、上櫃公司。2004 年 6 月，博達公司無預警宣布重整，引發台灣資本市場的軒然大波；而後續的訊碟、皇統、宏達科、勁永等公司也都爆發假帳疑雲，再度使得會計師的簽證功能受到質疑。隨著金管會嚴懲失職會計師、會計師法草案加重會計師法律責任與集體訴訟制度的推展，國內會計師執業環境已經明顯不同於往昔。在執業風險進一步提升下，會計師的審計決策是否有所差異，則有待後續研究進一步探討。

²³ 例如，Kinney et al. (2004)發現，會計師的稅務服務公費與審計客戶被要求重編財務報告的可能性存在顯著負相關，顯示稅務服務能提升財務報告的品質。

參考文獻

- 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(1 月)：59-80。
- 李建然、許書偉與陳政芳，2003，非審計服務與異常應計數之關聯性研究，會計評論，第 37 期(7 月)：1-30。
- 林嬋娟與蔡彥卿，1995，會計師事務所組織型態及其法律責任之比較分析：我國與其他國家之比較分析，台北市商業同業公會委託研究。
- 林嬋娟與劉嘉雯，1999，我國與先進國家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。
- 傅鍾仁、張福星與陳慶隆，2005，審計失敗對會計師保守主義的影響：ENRON 案是否存在產業蔓延效果？會計評論，第 40 期(1 月)：37-61。
- 賴春田，2000，會計師的業務、責任及會計師事務所組織的演變，國立台灣大學會計研究所碩士論文。
- Abbott, L. J., S. Parker, G. Peters, and K. Raghunandan. 2001. An investigation of the impact of audit committee characteristics on the relative magnitude of nonaudit service provision. SSRN Working Paper.
- Antle, R. 1984. Auditor independence. *Journal of Accounting Research* 22 (1): 1-20.
- Arruñada, B. 1999. The economic of audit quality: Private incentives and regulation of audit and nonaudit services. Norwell MA: Kluwer Academic Publishers.
- Ashbaugh, H., R. LaFond, and B. W. Mayhew. 2003. Do nonaudit services compromise auditor independence? Further evidence. *The Accounting Review* 78 (3): 611-639.
- Barkess, L. and R. Simnett. 1994. The provision of other services by auditors: Independence and pricing issues. *Accounting and Business Research* 24(94): 99-108.
- Bartlett, R. W. 1993. A scale of perceived independence: New evidence on an old concept. *Accounting, Auditing & Accountability Journal* 6(2): 52-67.
- Bartov, E., A. F. Gul, and S. L. Tusi. 2001. Discretionary-accruals models and audit qualifications. *Journal of Accounting and Economics* 30 (December): 421-452.
- Beck, P. J., T. J. Frecka, and I. Somomon. 1988a. A model of the market for MAS: Knowledge spillovers and auditor-auditee bonding. *Journal of Accounting Literature* 7: 50-64.

- Beck, P. J., T. J. Frecka, and I. Solomon. 1988b. An empirical analysis of the relationship between MAS involvement and auditor tenure: Implications for auditor independence. *Journal of Accounting Literature* 7: 65-84.
- Becker, C. L., M. L. DeFond, J. Jiambalvo, and K. R. Subramanyam. 1998. The effect of audit quality on earnings management. *Contemporary Accounting Research* 14: 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 (4): 503-532.
- Byrnes, N., M. McNamee, D. Brady, L. Lavelle, and C. Palmeri. 2002. The accounting crisis. *Business Week* 3751 (January): 50-54.
- Chi, W., and H. Huang. 2003. Discretionary accruals, audit-firm tenure and auditor tenure: Evidence from Taiwan. Working paper, National Chengchi University, Taipei, Taiwan.
- Chung, H., and S. Kallapur. 2003. Client importance, nonaudit services, and abnormal accruals. *The Accounting Review* 78 (4): 931-955.
- Craswell, A. T., J. Francis, and S. Taylor. 1995. Auditor brand name reputations and industry specializations. *Journal of Accounting and Economics* 20 (3): 297-322.
- Craswell, A. T. 1999. Does the provision on non-audit services impair auditor independence? *International Journal of Auditing* 3: 29-40.
- Craswell, A. T., D. J. Stokes, and J. Laughton. 2002. Auditor independence and fee dependence. *Journal of Accounting and Economics* 33 (2): 253-275.
- Davis, L. R., and D. T. Simon. 1992. The impact of SEC disciplinary actions on audit fees. *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 11 (1): 58-68.
- Davis, L. R., D. N. Ricchiute, and G. Trompeter. 1993. Audit effort, audit fees and the provision of nonaudit services to audit clients. *The Accounting Review* 68: 135-150.
- DeAngelo, L. E. 1981a. Auditor independence, "lowballing," and disclosure regulation. *Journal of Accounting and Economics* 3 (2): 113-127.
- DeAngelo, L. E. 1981b. Auditor size and auditor quality. *Journal of Accounting and Economics* 3 (3): 183-199.
- DeAngelo, H., L. E. DeAngelo, and D. J. Skinner. 1994. Accounting choice in troubled companies. *Journal of Accounting and Economics* 17 (1-2): 113-144.

- 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 (1): 3-42.
- Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney. 1995. Detecting earnings management. *The Accounting Review* 70 (2): 193-225.
- Dechow, P. M. 1996. Causes and consequences of earnings management: An analysis of firms subject to enforcement actions by the SEC. *Contemporary Accounting Research* 13 (1): 1-36.
- DeFond, M. L. 1993. Factors related to auditor-client disagreements over income-increasing accounting methods. *Contemporary Accounting Research* 9 (Spring): 411-431.
- DeFond, M. L., and J. Jiambalvo. 1994. Debt covenant violations and manipulation of accruals. *Journal of Accounting and Economics* 23 (2): 115-139.
- DeFond, M. L., and K. R. Subramanyam. 1998. Auditor changes and discretionary accruals. *Journal of Accounting and Economics* 25 (1): 35-67.
- DeFond, M. L., K. Raghunandan, and K. Subramanyam. 2002. Do nonaudit service fees impair auditor independence? Evidence from going concern audit opinions. *Journal of Accounting Research* 40: 1247-1274.
- Dopuch, N., and R. R. King. 1991. The impact of MAS on auditors' independence: An experimental markets study. *Journal of Accounting Research* 29 (Supplement): 60-98.
- Firth, M. 1997a. The provision of non-audit services by accounting firms to their audit clients. *Contemporary Accounting Research* 14(2): 1-21.
- Firth, M. 1997b. The provision of non-audit services and the pricing of audit fees. *Journal of Business Finance and Accounting* 24 (3/4): 511-525.
- Francis, J. 1984. The effect of audit firm size on audit prices: A study of the Australian market. *Journal of Accounting and Economics* 6 (2): 133-151.
- Francis, J., E. L. Maydew, and H. C. Sparks. 1999. The role and of Big 6 auditors in the credible reporting of accruals. *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 18: 17-34.
- Francis, J., and J. Krishnan. 1999. Accounting accruals and auditor reporting conservatism. *Contemporary Accounting Research* 19 (Spring): 135-165.
- Frankel, R. M., M. F. Johnson, and K. K. Nelson. 2002. The relation between auditors' fees for non-audit services and earnings quality. *The Accounting*

- Review 77* (Supplement): 71-105.
- Geiger M. A., and K. Raghunandan. 2002. Going-concern opinions in the "new" legal environment. *Accounting Horizons* 16 (1): 17-26.
- Glezen, G. W., and J. A. Millar. 1985. An empirical investigation of stockholder reaction to disclosures required by ASR No. 250. *Journal of Accounting Research* 23(2): 859-870.
- Goldman, A., and B. Barlev. 1974. The auditor-firm conflict of interests: Its implications for independence. *The Accounting Review* 49 (3): 707-718.
- Healy, P. M. 1985. The effect of bonus schemes on accounting decisions. *Journal of Accounting and Economics* 7 (1): 85-107.
- Heninger, W. 2001. The association between auditor litigation and abnormal accruals. *The Accounting Review* 76 (1): 111-126.
- Hirst, E. 1994. Auditors' sensitivity to earnings management. *Contemporary Accounting Research* 11 (Fall): 405-422.
- Jenkins, J. G., and K. Krawczyk. 2000. The relationship between nonaudit services and perceived auditor independence. Working Paper, North Carolina State University.
- Jensen, M., and W. Meckling. 1976. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics* 3 (October): 305-360.
- Johnson, V. E., I. K. Khurana, and J. K. Reynolds. 2002. Audit-firm tenure and the quality of financial reports. *Contemporary Accounting Research* 19 (Winter): 637-660.
- Jones, J. J. 1991. Earnings management during import relief investigation. *Journal of Accounting Research* 29 (2): 193-228.
- Kennedy, P. 1992. *A Guide to Econometrics*. Cambridge, MA: MIT Press.
- 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 & Theory* 13 (Spring): 151-156.
- Kinney, W., Z. Palmrose, and S. Scholz. 2004. Auditor independence, non-audit services, and restatements: Was the U.S. Government right? *Journal of Accounting Research* 42 (3): 561-587.
- Kothari, S., A. Leone, and C. Wasley. 2005. Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics* 39 (1): 163-197.

- Krishnan, G. V. 2004. Auditors' risk management and reputation building in the post-Enron environment: An examination of earnings conservatism of former Andersen clients. Working paper, George Mason University.
- Larcker, D. F., and S. A. Richardson. 2004. Fees paid to audit firms, accrual choices, and corporate governance. *Journal of Accounting Research* 42 (3): 625-658.
- Lennox, C. S. 1999. Non-audit fees, disclosure and audit quality. *European Accounting Review* 8(2): 239-252.
- Lys, T., and R. Watts. 1994. Lawsuits against auditors. *Journal of Accounting Research* 32: 65-102.
- McKinley, S., K. Pany, and P. M. J. Reckers. 1985. An examination of the influence of CPA firm type, size, and MAS provision on loan officer decisions and perceptions. *Journal of Accounting Research* 23(2): 887-896.
- Myers J., 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 (3): 779-799.
- Pany, K., and P. M. J. Reckers. 1983. Auditor independence and nonaudit services. *Journal of Accounting and Public Policy* 2: 43-62.
- Pany, K., and P. M. J. Reckers. 1984. Nonaudit services and auditor independence: A continuing problem. *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 3(2): 89-97.
- Parkash, M., and C. F. Venable. 1993. Auditee incentives for auditor independence : The case of nonaudit services. *The Accounting Review* 68 (1): 113-133.
- Penn, Schoen and Berland Associates Inc. (PSB) 2000. *Findings From National Investor Poll About Auditing and Financial Reporting*. Washington D. C.
- Raghunandan K., and D. V. Rama. 1995. Audit reports for companies in financial distress: Before and after SAS no. 59. *Auditing: A journal of Practice and Theory* 14 (1): 51-63.
- 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 (3): 375-400.
- Securities and Exchange Commission (SEC). 2000. Final Rule: Revision of the Commission's Auditor Independence Requirements. Washington D.C.: Government Printing Office.
- Shafer, W. E., R. E. Morris, and A. A. Ketchand. 1999. The effects of formal sanctions on auditor independence. *Auditing: A Journal of Practice and Theory*

18 (Supplement): 85-101.

- Sharma, D. S. 2001. The association between nonaudit services and the propensity of going concern qualifications: Implications for audit independence. *Asia-Pacific Journal of Accounting and Economics* 8: 127-142.
- Simunic, D. A. 1984. Auditing, consulting, and auditor independence. *Journal of Accounting Research* 22 (Autumn): 679-702.
- Sloan, R. 1996. Do stock fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings? *The Accounting Review* 71 (3): 289-315.
- St. Pierre, K., and J. Anderson. 1984. A analysis of the factors associated with lawsuits against public accountants. *The Accounting Review* 59 (April): 242-263.
- Stice, J. 1991. Using financial and market information to identify pre-engagement factors associated with lawsuits against auditors. *The Accounting Review* 66: 516-533.
- Subramanyam, K. R. 1996. The pricing of discretionary accruals. *Journal of Accounting and Economics* 22 (1-3): 249-281.
- Sweeney, A. P. 1994. Debt covenant violations and managers' accounting response. *Journal of Accounting and Economics* 17 (3): 281-308.
- Wallman, S. M. H. 1996. The future of accounting, part III: Reliability and auditor independence. *Accounting Horizons* 10 (4): 76-97.
- Watts, R., and J. Zimmerman. 1981. The markets for independence and independent auditors. Working paper, University of Rochester.
- Watts, R., and J. Zimmerman. 1983. Agency problems, auditing, and the theory of the firm: Some evidence. *Journal of Law and Economics* 26 (October): 613-633.
- White, H. 1980. A heteroskedasticity-consistence covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica* 48: 817-838.
- Wines, G. 1994. Auditor independence, audit qualifications and the provision of nonaudit services: A note. *Accounting and Finance* 34: 75-86.