

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

謝永明*

東吳大學會計學系

黃 荃

銘傳大學會計學系

摘要

自美國安隆案與台灣博達案先後爆發企業舞弊案件，對資本市場造成重大衝擊，為了健全資本市場，確保投資大眾權益，各國證券主管機關希望藉由實施會計師輪調制度來改善審計品質。本研究利用我國上市櫃公司2000年至2003年兩千多筆資料，以異常應計數絕對值做為盈餘管理程度的代理變數，檢視兩個研究議題：(1)以傳統OLS迴歸模型分析我國會計師事務所任期長短與盈餘管理程度之關係；(2)運用自我選擇模型，重新檢驗會計師事務所任期與盈餘管理程度之關係，並與傳統迴歸分析結果做一比較。研究結果發現，以傳統OLS迴歸分析，顯示會計師事務所任期與盈餘管理程度具有顯著的負向關係，但此一負向關係在自我選擇模型下則較不顯著。此結果之含意為，會計師事務所任期愈長應不致使審計品質變差，但也未必能提昇審計品質。

關鍵詞：會計師事務所任期、盈餘管理、審計品質、自我選擇模型

* 作者由衷感謝兩位匿名評審的細心指正與寶貴建議。

The Association between Audit Firm Tenure and Earnings Management: Evidence from the Self-Selection Model

Yung-Ming Hsieh

Department of Accounting, Soochow University

Chuan Huang

Department of Accounting, Ming Chuan University

Abstract

Following many events on accounting scandals such as Enron case in USA and Procomp Informatics case in Taiwan, the capital market has suffered a major impact. To better upkeep the market and to safeguard the interest of public investors, many government regulators are hoping to improve the audit quality by the mechanism of mandatory auditor rotation.

Based on the financial data from year 2000 to 2003 of the listed companies in Taiwan, this study uses over 2,000 firm/year observations to examine two issues: (1) if the audit firm tenure relates to the level of earnings management, proxied by the absolute value of abnormal accruals; (2) if the association between the audit firm tenure and earnings management remains unchanged with the use of "Self-selection" model instead of traditional OLS regression model.

Our empirical result shows that the audit firm tenure is significantly negatively related to the level of earnings management from traditional OLS regression, however this relation becomes less significant under the self-selection model. This evidence implies that longer audit firm tenure does not necessarily cause the deterioration and/or improvement of audit quality.

Keywords: *Audit Firm Tenure, Earnings Management, Audit quality, Self-Selection Model*

壹、前言

在美國的安隆(Enron)案與台灣的博達案對資本市場產生巨大衝擊之後，各國證券主管機關希望藉由實施會計師事務所輪調制度來改善審計品質。但是，過去研究卻發現，會計師事務所任期愈長，客戶公司的盈餘管理程度愈小(Johnson, Khurana and Reynolds 2002; Myers, Myers and Omer 2003; Ghosh and Moon 2005)。這些研究結果顯現的意義為，會計師事務所任期愈長並未對審計品質(以盈餘管理程度來衡量)產生負面影響，因此似無必要實施會計師事務所輪調制度¹。國內在這方面的研究結果並不少，但由於研究與衡量方法不同，或是取用資料期間或方式有所差別，其結果並不一致(戚務君、廖益君與黃惠琦 2004；范宏書與陳慶隆 2004；李建然與林秀鳳 2005；蘇裕惠 2005；Chi and Huang 2005)。因此，本研究目的之一，即以台灣上市櫃公司資料檢驗國內的情形，藉以瞭解我國會計師事務所任期長短與盈餘管理程度之關係，並提供證券主管機關制定有關會計師事務所輪調政策之參考。

過去研究在檢驗會計師事務所任期與盈餘管理之關係時，多以傳統OLS迴歸模式進行分析，並未控制客戶公司自我選擇的影響。若具有盈餘管理程度較低之特質的公司，多傾向選擇大型會計師事務所並與其維持較長久之關係；反之，具有盈餘管理程度較高之特質的公司，傾向於選擇小型會計師事務所且維持較短暫之關係，如此便可能發生自我選擇問題。這些現象存在的原因在於，選擇事務所類型並維持長期關係之決策，對不同特質公司而言，應各自有其本身利益的考量。例如高盈餘管理程度特質之公司，若選擇大型事務所且維持較長期關係，則可能擔心無法達成其操縱盈餘之目的，故較傾向選擇小型會計師事務所且維持較短暫之關係。如果真存在這樣的現象，則我們並不能斷定，會計師事務所任期愈長是否確實未對審計品質產生不良影響。因為會計師事務所任期與盈餘管理程度之負向關係，可能只是不同特質公司自我選擇的結果，而非任期愈長之事務所愈能有效抑制盈餘管理。

再者，從計量模型適當性角度，應用傳統迴歸模型進行會計師事務所任期與盈餘管理關係之分析時，由於會計師選擇與任期長短可能是盈餘管理的內生變數，迴歸係數之估計將產生不一致(inconsistent)的問題。故迴歸模式對盈餘管理與會計師事務所任期間關係的估計並不充分，無法區分客戶特質的影響。自我選擇分析模型將會計師事務所類型視為一項選擇變數(choice variable)，它同時影響會計師事務所任期與盈餘管理程度之估計。若要避免此一偏誤，則可在迴

¹ 本研究所謂之會計師事務所任期係指Audit Firm Tenure，本文內或用「會計師事務所審計任期」，或簡稱為「審計任期」。會計師事務所審計任期中若有因合併或拆夥，只要簽證會計師未更動，則仍視為連續任期。

歸式中加入一個調整項，將偏誤反向調整回來，如此之分析方法，也允許針對各種會計師類型特質不同影響進行檢驗²。

因此，本研究的第二個目的，即在應用自我選擇模型，重新檢驗會計師事務所任期與盈餘管理程度之關係，並與傳統OLS迴歸分析的結果做一比較。利用台灣上市、上櫃公司2000年至2003年的2,102筆觀察資料，並以異常應計數絕對值做為盈餘管理程度的代理變數，分別以傳統迴歸模型與自我選擇模型進行實證分析。

研究結果發現，傳統OLS迴歸模型分析顯示，會計師事務所任期與盈餘管理程度具有顯著的負向關係，但此一負向關係在自我選擇模型下則較不顯著。由於自我選擇模型是較合理的分析模式，若以其結果推論，則我們的實證結果顯示會計師事務所任期與盈餘管理之關係，雖為負向但並不顯著。這結果隱含意義為，會計師事務所任期愈長應不致使審計品質變差，但也未必能提昇審計品質。

本研究的主要貢獻，首先是透過實證分析檢驗國內會計師事務所任期長短與盈餘管理程度之關係，發現會計師事務所任期愈長則盈餘管理程度愈小，雖然未必達到顯著關連，但這結果足以提供證據讓證券主管機關參考。由於會計師事務所任期愈長並不會造成審計品質變差，若想藉由實施強制會計師事務所輪調制度來提昇審計品質，未必可產生預期效果，反而應該考量實施此制度的代價是否太高。其次，本研究發現以傳統OLS迴歸模型檢驗會計師事務所任期與盈餘管理之關係，存在因變數與自變數間內生作用的問題，對實證研究之推論有重要影響。未來此類研究，應利用自我選擇模型進行分析，方不致使其實證結果產生重大偏誤。

貳、文獻探討

自美國安隆案與台灣博達案先後爆發企業舞弊案件，對資本市場造成重大衝擊，為了健全資本市場，確保投資大眾權益，各國證券主管機關希望藉由實施會計師輪調制度來改善審計品質。美國國會通過沙氏法案(Sarbanes-Oxley Act of 2002)，建議上市公司的簽證會計師事務所每任滿五年就必須輪調，以強化會計師的獨立性與維持審計的客觀性。我國新的「會計師法」修正案也授權各事業主管機關(如台灣證券交易所)依管理需要，強制會計師必須定期輪調。目前是由證券交易所實質審查的機制，間接實行會計師輪調制度，亦即上市公司若

² 此處所探討的會計師事務所任期長短與盈餘管理關係之分析模型，實際上存在兩種內生性問題，一是會計師事務所選擇與盈餘管理的內生性問題，二是會計師事務所任期長短與盈餘管理的內生性問題，由於同時解決兩種內生性問題的模型較為複雜，故本研究所採用的分析模型僅解決第一個內生性問題。

連續五年之財務報表皆由相同會計師查核簽證者，第六年起若未更換會計師，則該公司之財務報表將被列為實質審查之對象，且於2004年度正式適用。

贊成會計師輪調者認為，上市公司的財務報表若連續多年皆由相同會計師簽證，可能使會計師與客戶過從甚密，未能嚴格質疑客戶的會計問題，導致會計師獨立性不足，而使其查核意見喪失公正客觀性，此即會計師與客戶過度熟悉會對審計品質與獨立性產生負面的效果(excessive familiarity effect)(Mautz and Sharaf 1961; Chi and Huang 2005)。

然而，反對者認為若強制會計師輪調，將增加繼任會計師在初任年度的查核成本，包括取得瞭解新客戶所需資訊之成本及行銷成本，且因對客戶累積知識和經驗不足，亦可能增加初任年度審計失敗的機會。此外，原任會計師在最後查核年度的審計嚴謹度也可能下降。對客戶而言，除了增加選任會計師的成本與額外支援審計工作的成本外，也會增加聘用不適任會計師的風險。對小型會計師事務所而言，更可能面臨不利的競爭情勢，特別是大型事務所合併後所產生的競爭優勢，可能使小事務所傷害更大。

雖然證期局等管制機構與實務界均認為審計任期愈長，愈可能損及會計師簽證財務報表的獨立性與客觀性。但是，仍不乏研究或報告指出審計任期與審計品質或財務報表品質存在正向關係，亦即強制會計師輪調很可能會使審計或財報品質下降，而非強化(AICPA 1992; Johnson et al. 2002; Myers et al. 2003; Ghosh and Moon 2005)。

美國GAO (United States General Accounting Office)在國會的要求下，調查強制會計師事務所輪調的潛在影響。GAO以問卷調查方式探詢各會計師事務所與Fortune 1000大公開發行公司的意見，結果發現大部份事務所與公司認為，強制會計師事務所輪調的代價(成本)可能超過其所能產生的效益。GAO並以面談方式訪問其他利益關係人，如機構投資人、股市管理者、銀行人員、會計人員與消費者團體等，結論是多數利益關係人的看法與問卷調查結果一致。因此，GAO的最後結論指出，強制會計師事務所輪調，可能不是強化會計師獨立性與改善審計品質的最有效途徑(GAO 2003)。

Geiger and Raghunandan (2002)以1996至1998年間發生破產之公司為研究對象，運用Logistic迴歸檢驗破產前剛出具的審計意見類型與審計任期長短之關係，分析結果指出審計任期較短者，相對上較不能對這些事後破產的公司出具質疑其繼續經營能力的修正(保留)審計意見，而審計任期愈長者愈能出具修正(保留)意見。意指若會計師與客戶關係在較早期時，會計師較容易發生審計報告失敗(audit reporting failures)，他們認為這結果正好符合Dye(1991)的分析性研究結論，亦即會計師輪調會增加審計失敗的風險。

雖然國外研究結果大多指出，審計任期愈長應可提昇審計品質或財務報表品質(AICPA 1992；Geiger and Raghunandan 2002；Johnson et al. 2002；Myers et al. 2003；Ghosh and Moon 2005)。實際上，仍有其他研究結果獲得不同結論，認為審計任期愈長會有較差的審計品質(如：Casterella, Knechel and Walker 2002；Davis, Soo and Trompeter 2003)。過去文獻中，Farmer, Rittenberg and Trompeter (1987)認為會計師在察覺與管理階層意見不同，可能會流失客戶時，會傾向於降低審計品質，而保住客戶，故主張限制會計師的任期長度。Davis et al. (2003)發現審計任期愈長則異常應計數絕對值愈大，而且審計任期愈長則分析師盈餘預測誤差愈小，顯示當會計師與客戶關係持續愈久，會給公司管理當局更大的盈餘報導彈性，故易於達成分析師的盈餘預測。Casterella et al. (2002)則發現當審計任期較長時，發生審計失敗的可能性較高。不過，後來Carcello and Nagy (2004)的研究結果則推翻Casterella et al.的結論。Carcello and Nagy以1990至2001年間發生財務報表舞弊公司及配對(未發生舞弊)公司的近期且較多觀察值為研究樣本(Casterella et al.則以1980至1991年間的資料)，分析審計任期長短與財務報表舞弊發生與否的關係，結果發現審計任期較短者(三年內)，發生財務報表舞弊的可能性較高。馬君梅與謝永明 (2007)認為會計師事務所內自發性更換後之異常應計數絕對值顯著小於更換之前，故會計師事務內的自發性更換確實有助於改善公司之盈餘品質，且大型事務所內之自發性會計師輪調，對改善盈餘品質的效果較大。

亞洲地區的韓國在1989年通過外部審計人員修正法案(Amendment to Act of External Auditors, AAEA)之後，Chung (2004)以此法案通過前後公司營運績效為主，以債務與權益(D/E)比率，以及其他變數作複迴歸分析，結果發現，在法案通過後，一些高風險公司顯著減少，且限制會計師的審計任期，確實能提高盈餘績效與會計品質。另外，在1991年韓國政府通過選擇性會計師輪調(Selective Auditor Rotation, SAR)法案，要求一些高風險的公司必須強制更換會計師。Kim, Min and Yi (2004)以實驗與對照組進行研究，一組為問題公司，必須“強制更換會計師”；另一組為正常公司，可自由選擇會計師。用會計所得及敏感度進行檢測與分析後發現，強制更換會計師的公司，其會計所得顯著降低，尤其是替換的第一年，而正常公司效果則不顯著。故韓國方面研究的結論是，會計師強制性輪調可加強審計品質與財務報告之可靠性。

參、研究設計

本研究的第一個目的，在以台灣上市、櫃公司資料，檢驗我國會計師事務所任期長短與盈餘管理程度之關係，故先應用傳統OLS迴歸模式檢驗之。但由於會計師選擇與任期長短可能是盈餘管理的內生變數，迴歸係數之估計將會產

生不一致的問題。因此，本研究的第二個目的，即在應用自我選擇模型，重新檢驗會計師事務所任期與盈餘管理程度之關係，並與傳統OLS迴歸分析的結果做一比較。以下將分別說明異常應計數之估計、OLS迴歸與自我選擇的實證模型、以及選樣過程與資料來源。

一、異常應計數之估計

由於會計盈餘之衡量在應計基礎之會計體系中尚存在許多會計方法可供選擇，當公司管理當局基於自利(self-interest)的目的(如獲取較高額紅利或炒作股價)，便有動機利用應計基礎所提供之彈性(主要為異常或可裁量應計數)，進行盈餘管理。已有研究證實，審計品質與異常應計數絕對值之間具有負向關係，亦即審計品質好的會計師事務所仍能有效抑制盈餘管理，所以會有較低的異常應計數絕對值(Kinney and Martin 1994; Becker, Defond, Jiambalvo and Subramanyam 1998; Francis, Krishnan, Maydew and Spark 1999; Francis and Krishnan 1999; 張文潯 2001; Kim, Chung and Firth 2003)。因此，多數研究會計師事務所任期與審計品質的文獻，多以異常應計數絕對值做為衡量盈餘管理程度的代理變數(Johnson et al. 2002; Davis et al. 2003; Myers et al. 2003; Ghosh and Moon 2005; Chi and Huang 2005)。基於此，本研究即以異常應計數絕對值做為盈餘管理程度的衡量變數。

至於異常應計數之估計方式，因Dechow, Sloan and Sweeney (1995) 與Guay, Kothari and Watts (1996)均曾顯示修正版Jones 模式，為衡量異常應計數與偵測盈餘管理的最佳模式。故本研究採用修正版的橫斷面Jones模式(Dechow et al. 1995)，分年且考量產業別來估計每一公司的異常應計數，若樣本期間該產業內公司家數少於十家，則刪除該產業的資料。總應計數係以扣除異常項目前盈餘減去營業現金流量來衡量，異常應計數(AAccr)則定義為下列OLS迴歸估計模式所得出的殘差項(V_{ijt})：

$$\begin{aligned} TAccr_{ijt} / A_{ijt-1} = & \alpha_{1jt} (1 / A_{ijt-1}) + \alpha_{2jt} ((\Delta REV_{ijt} - \Delta REC_{ijt}) / A_{ijt-1}) \\ & + \alpha_{3jt} (PPE_{ijt} / A_{ijt-1}) + v_{ijt} \end{aligned} \quad (1)$$

其中，

$TAccr_{ijt} = (IncBEI_{ijt} - CF_{ijt})$ ，在 t 年 j 產業中 i 公司的總應計數；

A_{ijt-1} = 在 j 產業中 i 公司的期初資產總額；

ΔREV_{ijt} = 在 t 年 j 產業中 i 公司營業收入淨額的變動數；

ΔREC_{ijt} = 在 t 年 j 產業中 i 公司應收款淨額的變動數；

PPE_{ijt} = 在 t 年 j 產業中 i 公司的財產、廠房與設備毛額；

α_{1jt} , α_{2jt} , α_{3jt} : 在 t 年 j 產業中(1)式的估計係數;

$IncBEI_{ijt}$ = 在 t 年 j 產業中 i 公司的扣除異常項目前盈餘;

CF_{ijt} = 在 t 年 j 產業中 i 公司的營業現金流量。

二、檢定方法與實證分析

本研究之目的，乃在檢驗事務所內會計師事務所任期與異常應計數絕對值之關係，以瞭解實施強制事務所內會計師定期輪調的必要性。故在研究方法上，除計算各變項的敘述統計資料外，分別採用OLS迴歸模型與自我選擇模型進行多變量的實證分析。

1. OLS迴歸模型

迴歸分析實證模型中之因變數即為「異常應計數絕對值(AbsAAccr)」，而本研究有興趣的主要研究(影響)變數則為「會計師事務所任期(AUDTNUR)」。因為過去國外的研究發現，會計師事務所任期長短對異常應計數絕對值亦有顯著負向影響(Johnson et al. 2002; Myers et al. 2003; Ghosh and Moon 2005)，故可預期AUDTNUR與AbsAAccr間應為負相關。至於控制變數方面，先參酌過去Becker et al. (1998)、Johnson et al. (2002)、Myers et al. (2003)與李建然與陳政芳(2004)等研究設定之模式，再考慮資料之可行性，選擇「事務所類型(NB5)」、「營業現金流量」、「總資產規模」、「舉債水準」、「總應計數絕對值」、「流通在外股數增、減幅度高低」以及「當年是否更換新會計師」等為控制變數。最終設定為下列OLS迴歸式：

$$\begin{aligned} AbsAAccr = & \gamma_0 + \gamma_1 AUDTNUR + \gamma_2 NB5 + \gamma_3 OCFbyAt + \gamma_4 LnAst \\ & + \gamma_5 HiLev + \gamma_6 AbsTAccr + \gamma_7 SharDecr + \gamma_8 SharIncr \\ & + \gamma_9 AudChg + \sum_{i=10}^{12} \gamma_i YrDummy + \varepsilon \end{aligned} \quad (2)$$

其中，

AbsAAccr = 以期初資產總額平減後(deflated)之估計異常應計數絕對值；

AUDTNUR = 會計師事務所連續任期年數；

NB5 = 會計師事務所類型之虛擬變數，若公司係由非五大事務所審計則設為1，反之則為零³；

OCFbyAt = 以期初資產總額平減後之營業現金流量；

³ 五大會計師事務所是指勤業、安侯、資誠、眾信與致遠等五家國內的大型事務所，其中勤業與眾信已經合併為勤業眾信會計師事務所，故目前五大應改稱為四大。但因本研究所用資料多為民國91年之前，是以仍沿用五大(Big 5)的名稱。

- LnAst = 期末資產總額之自然對數值；
- HiLev = 一項舉債水準的虛擬變數，若公司該年度之負債比率(高)在所屬產業排名在前10%者則設為1，反之則為0；
- AbsTAccr = 以期末資產總額平減後總應計數的絕對值；
- SharDecr = 一項流通在外股數減少的虛擬變數，若公司該年度之流通在外股份減少超過10%者則設為1，反之則為0；
- SharIncr = 一項流通在外股數增加的虛擬變數，若公司該年度之流通在外股份增加超過10%者則設為1，反之則為0；
- AudChg = 若公司在當年度更換新任會計師事務所則設為1，反之則為0。
- YrDummy = 為控制各年度時間序列相關之影響所設的虛擬變數，因研究資料期間涵蓋2000至2003年，故共設有Yr2000、Yr2001、Yr2002等三個虛擬變數，若觀察資料屬於各該年度則設為1，否則為0。

模式中納入事務所類型，是基於過去研究已發現會計師事務所類型與異常應計數絕對值有顯著關係(Becker et al. 1998; Francis et al. 1999; Francis and Krishnan 1999; 張文滸 2001; Kim et al. 2003)。將「營業現金流量」、「總資產規模」、「舉債水準」、「總應計數絕對值」、「流通在外股數減少幅度高低」與「流通在外股數增加幅度高低」等變數列入(2)式中，主要是依據Becker et al. (1998)所設定的模式，因為他們指出過去研究發現這些變數與異常應計數有顯著關係。再者，由於DeFond and Subramanyam (1998)發現在更換會計師的新年度，會計師對異常應計數的處理態度有顯著差異，故本研究亦將「當年是否更換新會計師」納入控制變數中。最後，因研究資料期間涵蓋四個年度，為控制時間序列相關的影響，故設置三個年度虛擬變數加以控制。

2. 自我選擇模型

本文採用Maddala(1983)的自我選擇分析模型，重新檢驗會計師事務所任期與異常應計數絕對值之關係。過去研究以異常應計數絕對值為因變數，以會計師事務所任期及其他控制變數為自變數，進行迴歸分析。而後根據會計師事務所任期變數的估計迴歸係數，解釋會計師事務所任期對異常應計數絕對值(盈餘品質之代理變數)的影響程度(如：Myers et al. 2003)。然而，此種方法並未考慮到不同客戶之特質對會計師選擇及繼續維持委任關係的影響，由於會計師選擇及持續任期是一內生變數，致使OLS迴歸的係數估計產生不一致的(inconsistent)問題，OLS迴歸對會計師事務所任期與異常應計數絕對值之關係的估計並不充

分，無法區分不同客戶特質之影響。Myers et al. (2003)、Ghosh and Moon (2005) 及李建然與林秀鳳(2005)等研究，雖以剔除任期不到五年之觀察值的方式，控制任期長短與異常應計數絕對值間的內生問題，但此一處理方式同時也排除了任期不到五年之觀察資料對異常應計數的影響，並且將衍生研究結果缺乏外部效度的問題，使研究結果無法一般化至所有可觀察資料。

本文之自我選擇模型將會計師事務所類型視為一項選擇變數，它同時影響會計師事務所任期與盈餘管理程度之估計。若要避免此一偏誤，則可在迴歸式中加入一個調整項，將偏誤反向調整回來，如此之分析方法，也允許針對各種會計師類型特質的不同影響進行檢驗。

應用此種自我選擇模型概念，主要認為客戶公司對兩類會計師事務所的理性選擇，應該是基於其個別的預期成本/效益來做抉擇(Maddala 1991)。若選擇五大的淨效益大於選擇非五大，則客戶將選擇五大，反之則選擇非五大。自我選擇模型是一種兩階段的估計方法，第一階段運用Probit模型(如(4)式所示)，計算客戶選擇某類會計師事務所之機率的估計值(predicted value)，亦即(4)式 $NB5 = \beta'Z + \mu$ 中的 $\beta'Z$ 。而第二階段則以最大概似估計法(maximum likelihood estimation (MLE))(亦即(3)式所示)，分析異常應計數絕對值與會計師事務所任期及其他控制變數之關係。因此，在分成兩組會計師事務所類型下，盈餘管理程度的分析模型如下(分別根據 $i=1$ 或 $i=0$ 兩式分兩組估計)：

$$\begin{aligned} \text{AbsAAccr}_i = & \gamma_{0i} + \gamma_{1i}\text{AUDTNUR} + \gamma_{2i}\text{OCFbyAt} + \gamma_{3i}\text{LnAst} \\ & + \gamma_{4i}\text{HiLev} + \gamma_{5i}\text{AbsTAccr} + \gamma_{6i}\text{SharDecr} + \gamma_{7i}\text{SharIncr} \\ & + \gamma_{8i}\text{AudChg} + \sum_{j=9}^{11} \gamma_{ji}\text{Yrdummy} + \gamma_{12i}\text{W}_i + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (3)$$

其中，

i = 1 若選用五大會計師事務所；否則為0；

W_i = 自我選擇的控制變數，用以修正殘差項在截斷常態分配中的期望值。對選擇五大之公司群組而言， $W_i = -\phi(\beta'Z)/\Phi(\beta'Z)$ ；對選擇非五大之公司群組，則 $W_i = \phi(\beta'Z)/(1-\Phi(\beta'Z))$ ；其中 $\phi(\cdot)$ 及 $\Phi(\cdot)$ 分別為標準常態pdf與cdf，而 $\beta'Z$ 則是根據下列(4)式的Probit模型所得的預測(估計)值。

其餘變數之定義，如同(2)式。

下列Probit 模型則用以估計 $\beta'Z$ ：

$$\begin{aligned} \text{NB5} = & \beta_0 + \beta_1 \text{AUDTNUR} + \beta_2 \text{LnRev} + \beta_3 \text{OCFbyAt} + \beta_4 \text{Leverag} \\ & + \beta_5 \text{LnAst} + \beta_6 \text{AbsTAccr} + \beta_7 \text{ShareIncr} + \beta_8 \text{AudChg} \\ & + \sum_{k=9}^{11} \beta_k \text{YrDummy} + \mu \end{aligned} \quad (4)$$

其中，若公司選用非五大會計師事務所，則NB5等於1，否則為0。LnRev為營業收入淨額之自然對數值，Leverag為負債比率，其他變數之定義如同(2)式。模式中除了「會計師事務所連續任期年數(AUDTNUR)」之外，亦納入「營收淨額規模(LnRev)」、「營業現金流量」、「負債比率(Leverag)」、「總資產規模」、「總應計數絕對值」與「流通在外股數增加幅度高低」等變數，由於(4)式的解釋變數不能與(3)式相同，故根據(2)式再篩選對NB5較有顯著影響的變數做為控制變數。

三、選樣與資料來源

研究之樣本主要係選自台灣證券交易所與櫃檯買賣中心的上市或上櫃公司，含所有曾經上市櫃者，但不包括金融與保險產業的公司，因為這些公司的財務資料特性不同於一般公司。實證分析資料來源則包括兩部分，一為估計異常應計數所需資料，另一方面則是會計師的相關資料，這些資料主要來自台灣經濟新報社(TEJ)的資料庫。

估計異常應計數的資料期間涵蓋2000至2003年，但是為計算會計師事務所的連續任期，實際蒐集的資料期間則涵蓋1980至2003年。有些公司因缺乏部份資料或前期財務資料，或同產業內公司家數太少(例如：少於十家)，故必須予以排除。此外，為避免極端值對實證分析結果產生影響，故參照Davis et al.

表1 研究樣本之選擇條件與結果

	分年之公司家數				
	2000年	2001年	2002年	2003年	合計
各年底在台灣證券交易所上市之公司家數	531	584	638	669	2,422
各年底在櫃台買賣中心上櫃之公司家數	300	333	384	423	1,440
小計	831	917	1,022	1,092	3,862
扣除：金融保險業與TEJ代碼為99之其他產業	-54	-63	-68	-68	-253
扣除：公司家數少於10之產業	-215	-220	-219	-217	-871
扣除：總應計數在全體之前1%與後1%的公司	-44	-21	-30	-15	-110
扣除：缺乏研究資料之公司	-127	-47	-152	-200	-526
研究樣本之觀察資料個數	391	566	553	592	2,102

表2 研究樣本之產業分佈

產業代碼	產業名稱	2000年	2001年	2002年	2003年	合計
12	食品業	20	15	8*	6*	49
14	紡織業	44	44	24	16	128
15	電機機械業	33	37	29	31	130
17	化工業	29	38	30	40	137
20	鋼鐵業	20	27	14	18	79
23	電子業	208	360	420	457	1,445
25	營建業	37	45	28	24	134
總計		391	566	553	592	2,102

* 在估計異常應計數時，該產業內之公司家數原本大於十家，但在合併會計師事務所任期資料後，由於缺乏任期資料，或因異常應計數超過99%或小於1%的極端值而被刪去，因而使該產業內公司家數少於十家。

(2003)的做法，將觀察值中異常應計數超過99%或小於1%的極端值資料刪去，最終本研究之樣本包括2,102個觀察值(公司/年)。研究樣本的篩選條件與過程，請參見表1。最終的研究樣本，共包含七個產業，其不同產業及各年度的分佈情形，列示於表2之中。

肆、實證結果與分析

一、敘述統計與相關分析

為觀察本研究樣本資料中各變數的分佈情形，表3首先列示各變數全部觀察資料的敘述統計量(參見Panel A)，其次再按會計師事務所類型分別列示其敘述統計值(Panel B與C)。為供比較應計數絕對值與原始應計數之差異程度，亦特別列示原始總應計數(TAbyAt)與異常應計數(AAccr)於表中。由表3 Panel A可觀察到，全部觀察資料中的異常應計數絕對值(AbsAAccr)平均數為0.156(中位數為0.111)，表示平均而言樣本公司可操縱盈餘的彈性空間約佔期初總資產的15.6%(以中位數計則為11.1%)，最大值可高達127.6%。若以總應計數絕對值(AbsTA)觀之，平均數約佔其期初資產的17.5%(以中位數計則為14.1%)，最大值高達127.3%。值得特別注意的是，本研究所算出的異常應計數絕對值(AbsAAccr)平均約佔期初總資產的15%，顯然遠高於國內其他研究所得出的結果，例如，李建然與林秀鳳(2005)所報導的數據為7.6%，而蘇裕惠(2005)的數據約在8%左右。若探究其差異，主要可能有三項原因：(1)本研究選樣對象包括上

櫃公司，但李建然與林秀鳳(2005)則未包括上櫃公司；(2)本研究之樣本中只含公司總家數較多之產業，(3)本研究係以OLS迴歸模式分年且分產業估計異常應計數，不同於其他兩篇研究的估計方法。

表3 敘述統計資料(一)

Panel A: 全體樣本觀察資料 (N=2,102)					
變數	平均數	標準差	中位數	最小值	最大值
TAbyAt	-0.068	0.222	-0.087	-0.697	1.273
AbsTA	0.175	0.152	0.141	0.000	1.273
AAccr	-0.021	0.216	-0.029	-0.846	1.276
AbsAAccr	0.156	0.151	0.111	0.000	1.276
AUDTNUR	6.780	3.889	6.000	1.000	23.000
NB5	0.165	0.371	0.000	0.000	1.000
OCFbyAt	0.066	0.126	0.064	-0.628	0.675
LnRev	14.557	1.226	14.410	9.286	19.020
LnAst	14.883	1.196	14.712	12.403	19.959
Leverag	0.410	0.166	0.407	0.035	1.149
AbsTAccr	0.156	0.135	0.124	0.000	1.173
SharDecr	0.011	0.106	0.000	0.000	1.000
SharIncr	0.590	0.492	1.000	0.000	1.000
AudChg	0.037	0.188	0.000	0.000	1.000
Panel B: 五大查核之公司 (N=1,755)					
變數	平均數	標準差	中位數	最小值	最大值
TAbyAt	-0.068	0.229	-0.089	-0.697	1.273
AbsTA	0.181	0.156	0.145	0.000	1.273
AAccr	-0.024	0.222	-0.034	-0.846	1.276
AbsAAccr	0.161	0.155	0.114	0.000	1.276
AUDTNUR	6.766	3.819	6.000	1.000	23.000
OCFbyAt	0.068	0.131	0.066	-0.628	0.675
LnRev	14.608	1.253	14.441	9.286	19.020
LnAst	14.919	1.225	14.738	12.403	19.959
Leverag	0.406	0.162	0.404	0.035	1.149
AbsTAccr	0.158	0.137	0.126	0.000	1.173
SharDecr	0.011	0.104	0.000	0.000	1.000
SharIncr	0.613	0.487	1.000	0.000	1.000
AudChg	0.030	0.171	0.000	0.000	1.000

表3 敘述統計資料(一)(續)

Panel C: 非五大查核之公司 (N=347)					
變數	平均數	標準差	中位數	最小值	最大值
TAbYAt	-0.066	0.184	-0.079	-0.565	1.073
AbsTA	0.149	0.126	0.116	0.001	1.073
AAccr	-0.010	0.180	-0.014	-0.587	1.003
AbsAAccr	0.132	0.123	0.099	0.000	1.003
AUDTNUR	6.850	4.232	6.000	1.000	20.000
OCFbyAt	0.057	0.096	0.054	-0.429	0.419
LnRev	14.299	1.040	14.224	9.425	17.126
LnAst	14.703	1.022	14.546	12.445	18.024
Leverag	0.426	0.183	0.426	0.049	0.977
AbsTAccr	0.142	0.122	0.111	0.001	0.804
SharDecr	0.014	0.119	0.000	0.000	1.000
SharIncr	0.478	0.500	0.000	0.000	1.000
AudChg	0.069	0.254	0.000	0.000	1.000

- TAbYAt : 以期初資產總額平減後之總應計數。
 AbsTA : TAbYAt的絕對值。
 AAccr : 以期初資產總額平減後之異常應計數；
 AbsAAccr : 以期初資產總額平減後之異常應計數絕對值；
 AUDTNUR : 會計師事務所連續任期年數；
 NB5 : 會計師事務所類型之虛擬變數，非五大事務所則設為1，反之則為零；
 OCFbyAt : 以期初資產總額平減後之營業現金流量；
 LnRev : 營業收入淨額之自然對數值；
 LnAst : 期末資產總額之自然對數值；
 Leverag : 負債比率；
 AbsTAccr : 以期末資產總額平減後總應計數的絕對值；
 SharDecr : 流通在外股數減少的虛擬變數，減少超過10%者則設為1，反之則為0；
 SharIncr : 流通在外股數增加的虛擬變數，增加超過10%者則設為1，反之則為0；
 AudChg : 若公司在當年度更換新任會計師事務所則設為1，反之則為0。

而會計師事務所審計任期(AudTnr)平均為6.78年(中位數為6年)，最長為23年，可見多數公司的審計任期較短。若以NB5的平均數0.165來看，可知上市櫃公司由非五大會計師事務所查核者僅佔16.5%，顯示大多數公司是由五大會計師事務所查核。再者，此處列示之負債比率(Leverag)必須略加說明，由於實證模式中係以舉債水準的虛擬變數(HiLev)為控制變數，並無法觀察平均的舉債水準，故列出原來的負債比率，較易令人瞭解樣本資料的實際舉債情況。

表3之Panel B與C分別列示按會計師事務所類型區分的敘述統計資料，經比較Panel B與C的結果可發現，五大會計師事務所查核之公司的異常應計數

(AAccr)平均數為-0.024 (中位數為-0.034)，相對較小於非五大會計師事務所查核之公司的異常應計數(AAccr)平均數-0.01 (中位數為-0.014)，兩者差異之顯著水準 (未列於表中)， P 值為0.21 (t 值為-1.27)。但在異常應計數絕對值(AbsAAccr)的平均數則為0.161(中位數為0.114)，相對較大於非五大會計師事務所查核之公司的平均數0.132 (中位數為0.099)，兩者差異之顯著水準， P 值為0.0001 (t 值為3.86)。這結果顯示，五大會計師事務所查核之公司的異常應計數(AAccr)變異較大，此亦可由其標準差來觀察(0.222大於0.18)。至於在總應計數(TAbyAt)方面，則兩者差異不大(P 值為0.88， t 值為-0.15)，惟五大會計師事務所查核之公司的變異較大(標準差0.229大於0.184)。在審計任期(AUDTNUR)變數上，五大會計師事務所查核之公司的平均數為6.766年(中位數為6年)，非五大會計師事務所查核之公司則為6.85年(中位數為6年)，故兩者之差異亦小(P 值為0.78， t 值為-0.28)。

表4之Panel A與B則分別列示，按異常應計數絕對值大於(或小於)其中位數區分的敘述統計資料。由表中的資料可知，異常應計數絕對值大於其中位數之公司的審計任期(AUDTNUR)平均數為6.338年(中位數為6年)，而異常應計數絕對值小於其中位數之公司的審計任期平均數則為7.222年(中位數為6年)，這結果似乎顯示審計任期較長者之異常應計數絕對值較小。再者，觀察圖1之Panel A的結果可發現，平均異常應計數絕對值隨審計任期增長而呈下降趨勢，但在20至22年間則呈上升趨勢，不過這可能是因為觀察個數較少所產生的結果。而圖1之Panel B的結果，在五大(BIG5組)與非五大(NB5組)事務所兩組觀察資料中，平均異常應計數絕對值雖亦隨審計任期增長而呈下降趨勢，但兩組的變動趨勢明顯有異，顯示兩組公司間具有不同的特質。

至於各變數間之相關分析結果，則列示於表5，表中所列為Pearson積差相關係數。由表5可發現，異常應計數絕對值(AbsAAcc)與審計任期(AUDTNUR)之相關係數為-0.149，且達到0.01的顯著水準，顯示審計任期愈長則異常應計數絕對值愈小。此外，AbsTAccr與異常應計數絕對值(AbsAAcc)非常顯著相關，符合Becker et al. (1998)與Francis et al. (1999)的結果，在公司有較大的總應計數時，可操縱的異常應計數相對亦較大，故實證模式中應控制AbsTAccr對異常應計數絕對值的影響。而異常應計數絕對值與其他變數間大多有顯著相關，只與SharDecr變數的關係較不顯著。此外，其他變數彼此間之關係，除了總資產規模(LnAst)與審計任期(AUDTNUR)兩個變數間相關係數較高外，其餘自變數間相關係數並不高。

表4 敘述統計資料(二)

Panel A: AbsAAccr大於其中位數之公司的敘述統計資料 (N=1,051)					
變數	平均數	標準差	中位數	最小值	最大值
TAbyAt	-0.070	0.302	-0.166	-0.697	1.273
AbsTA	0.264	0.164	0.233	0.002	1.273
AAccr	-0.035	0.298	-0.138	-0.846	1.276
AbsAAccr	0.258	0.153	0.215	0.111	1.276
AUDTNUR	6.338	3.532	6.000	1.000	23.000
NB5	0.142	0.349	0.000	0.000	1.000
OCFbyAt	0.075	0.167	0.098	-0.628	0.675
LnRev	14.596	1.220	14.450	9.425	18.773
LnAst	14.833	1.162	14.651	12.403	19.632
Leverag	0.415	0.174	0.412	0.035	1.105
AbsTAccr	0.229	0.146	0.201	0.001	1.173
SharDecr	0.012	0.111	0.000	0.000	1.000
SharIncr	0.645	0.479	1.000	0.000	1.000
AudChg	0.044	0.205	0.000	0.000	1.000
Panel B: AbsAAccr小於其中位數之公司的敘述統計資料 (N=1,051)					
變數	平均數	標準差	中位數	最小值	最大值
TAbyAt	-0.066	0.086	-0.067	-0.409	0.482
AbsTA	0.087	0.064	0.076	0.000	0.482
AAccr	-0.008	0.061	-0.012	-0.111	0.111
AbsAAccr	0.053	0.032	0.053	0.000	0.111
AUDTNUR	7.222	4.171	6.000	1.000	23.000
NB5	0.188	0.391	0.000	0.000	1.000
OCFbyAt	0.058	0.059	0.054	-0.177	0.412
LnRev	14.519	1.230	14.335	9.286	19.020
LnAst	14.934	1.229	14.736	12.560	19.959
Leverag	0.404	0.158	0.402	0.035	1.149
AbsTAccr	0.083	0.066	0.069	0.000	0.619
SharDecr	0.010	0.102	0.000	0.000	1.000
SharIncr	0.536	0.499	1.000	0.000	1.000
AudChg	0.030	0.169	0.000	0.000	1.000

變數定義：同表3中之定義或說明。

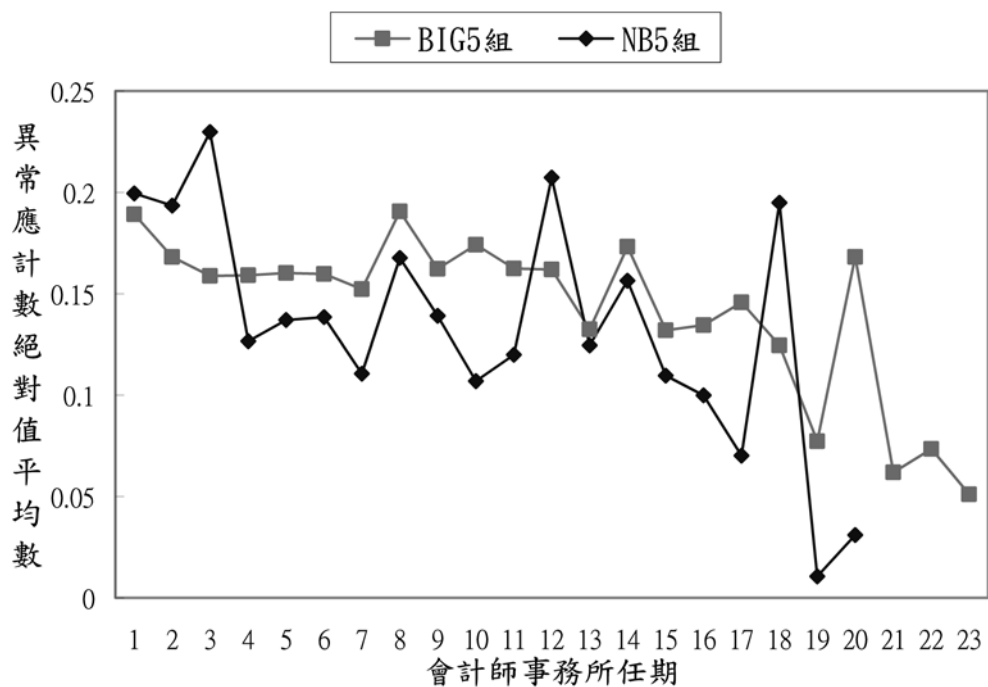
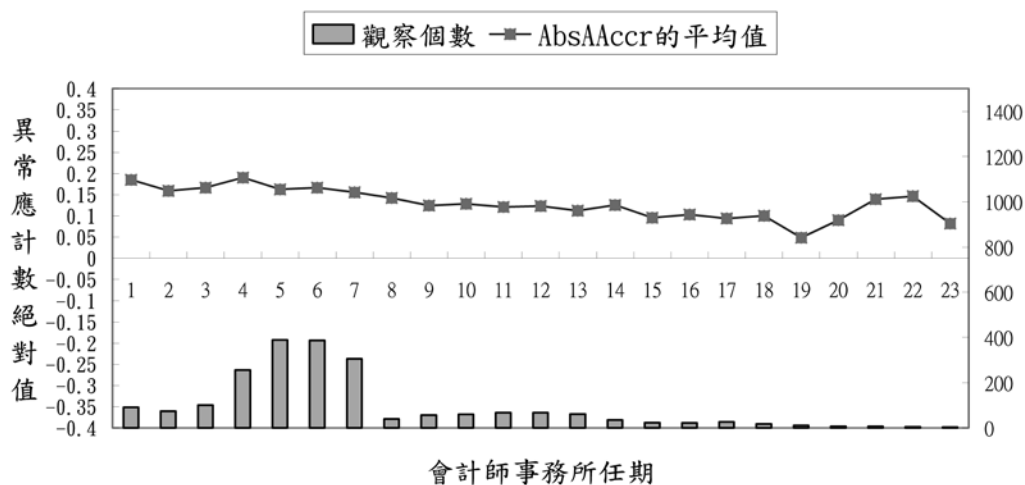


圖1 平均異常應計數絕對值與會計師事務所任期之關係圖

表5 研究變數間之Pearson相關係數

	AAccr	NB5	AUDTNUR	LnRev	OCFbyAt	LnAst	Leverag	AbsTAccr	SharDecr	SharIncr	AudChg
AbsAAccr	0.081***	-0.071***	-0.149***	0.050**	-0.043**	-0.048**	0.090***	0.741***	0.017	0.122***	0.038*
AAccr		0.024	-0.023	-0.005	-0.870***	-0.043*	0.180***	-0.207***	-0.067***	-0.050**	-0.012
NB5			0.008	-0.094***	-0.031	-0.067***	0.043**	-0.044**	0.013	-0.101***	0.077***
AUDTNUR				0.298***	-0.016	0.408***	0.030***	-0.076***	0.030	-0.229***	-0.290***
LnRev					0.052**	0.857***	0.226***	0.026	-0.033	0.111***	-0.018
OCFbyAt						0.049**	-0.332***	0.127***	0.007	0.079***	-0.018
LnAst							0.184***	-0.007	0.004	0.013	-0.009
Leverag								0.096***	0.130***	-0.142***	0.085***
AbsTAccr									0.099***	-0.087***	0.058***
SharDecr										-0.129***	0.122***
SharIncr											-0.033

*, (**), and (***) 分別表示達到 0.10, (0.05), 及 (0.01) 的顯著水準。
變數定義請參見表3。

二、實證分析結果與討論

為瞭解會計師事務所任期與異常應計數絕對值之關係，本研究先以傳統OLS迴歸模型進行多變量的實證分析，而後再應用自我選擇模型重新檢驗，並與OLS迴歸分析結果做一比較。

1. OLS迴歸分析結果

表6首先列示OLS迴歸分析的結果，整體模型的F統計量為282.94，達0.001的顯著水準，且調整後 R^2 亦高達0.62，顯示此一模型已納入主要解釋變數。再者，針對本文的第一個研究問題，由AUDTNUR的估計係數顯著($\alpha < 0.05$)為負值可知，會計師事務所任期愈長則異常應計數絕對值愈小，此一實證結果傾向支持Johnson et al. (2002)與Myers et al. (2003)等研究發現，即會計師事務所與客戶關係持續愈久，客戶公司異常應計數絕對值愈低，因此審計品質或財務報表品質隨任期愈長而改善，故會計師事務所任期愈長反而有助提昇公司盈餘品質。

如同過去文獻的結果，營業現金流量(OCFbyAt)、總應計數絕對值(AbsTAccr)、流通在外股數減少幅度高低(SharDecr)與流通在外股數增加幅度高低(SharIncr)等變數對異常應計數絕對值有較顯著($\alpha < 0.05$)的影響(Becker et al. 1998; 張文瀾 2001; Kim et al. 2003)，但總資產規模(LnAst)、舉債水準(HiLev)與更換會計師事務所(AudChg)等變數則無顯著影響。此外，值得一提的是，「非五大會計師事務所(NB5)」變數雖達邊際顯著水準($\alpha < 0.1$)，但其估計係數為負值，顯示非五大會計師事務所查核之公司的異常應計數絕對值較小，此一結果雖與Becker et al.(1998)、Francis et al.(1999)與Kim et al. (2003)不一致，但與表3之Panel B與C的敘述統計量所顯示的結果相同。如先前所述，其主要原因可能是五大會計師事務所查核公司的異常應計數變異較大所產生的影響。

表6 會計師事務所任期對異常應計數之迴歸分析結果

因變數 = AbsAAccr		
自變數	估計係數	p值
截距項	0.0606	0.0246
AUDTNUR	-0.0017	0.0061
NB5	-0.0093	0.0948
OCFbyAt	-0.1856	<.0001
LnAst	-0.0028	0.1483
HiLev	-0.0001	0.9863
AbsTAccr	0.8755	<.0001
SharDecr	-0.0442	0.0245
SharIncr	0.0565	<.0001
AudChg	-0.0104	0.3749
Yr2000	0.0091	0.1402
Yr2001	-0.0239	<.0001
Yr2002	-0.0077	0.1655
觀察值個數		2,102
F統計量:		282.94
調整後R ²		0.62

AbsAAccr : 以期初資產總額平減後之異常應計數絕對值；

AUDTNUR : 會計師事務所連續任期年數；

NB5 : 事務所類型之虛擬變數，非五大事務所則設為1，反之則為零；

OCFbyAt : 以期初資產總額平減後之營業現金流量；

LnAst : 期末資產總額之自然對數值；

HiLev : 舉債水準的虛擬變數，排名在前10%者則設為1，反之則為0；

AbsTAccr : 以期末資產總額平減後總應計數的絕對值；

SharDecr : 股數減少的虛擬變數，減少超過10%者則設為1，反之則為0；

SharIncr : 股數增加的虛擬變數，增加超過10%者則設為1，反之則為0；

AudChg : 若公司在當年度更換新任會計師事務所則設為1，反之則為0。

YrDummy : 為控制各年度時間序列相關之影響所設的虛擬變數，因研究資料期間涵蓋2000至2003年，故共設有Yr2000、Yr2001、Yr2002等三個虛擬變數，若觀察資料屬於各該年度則設為1，否則為0。

表7列示按事務所類型區分成兩個樣本，再個別進行OLS迴歸分析的結果。在五大會計師事務所查核之樣本中，共有1,755個觀察值個數，整體模型的F統計量為268.55，達0.001的顯著水準，且調整後R²亦高達0.63；而在非五大會計師事務所查核之樣本中，僅有347個觀察值個數，整體模型的F統計量雖只有43.61，但亦達0.001的顯著水準，且調整後R²亦有0.58。由於AUDTNUR的估

計係數均為負值，且僅在五大會計師事務所查核之樣本中達到顯著($\alpha < 0.05$)水準，由此可知，會計師事務所任期愈長則異常應計數絕對值愈小的現象，在五大會計師事務所查核之公司中較為顯著，但在非五大會計師事務所查核之公司則未達顯著水準。至於其他控制變數方面，LnAst在五大查核之樣本中變為邊際顯著($\alpha < 0.1$)，但在非五大查核之公司中則不顯著，這應是非五大查核公司的資產規模平均較小的關係。然而，AudChg在非五大查核之樣本中，係數為負數且變為邊際顯著($\alpha < 0.1$)，顯示非五大查核之公司在更換新任會計師當年的異常應計數絕對值愈小。此項結果與圖1之Panel B所顯示結果並不一致，圖中在審計任期等於1年(表示當年剛更換新任會計師事務所)，甚至在3年內，五大查核之公司的異常應計數絕對值平均皆小於非五大所查核之公司。由此可見，OLS迴歸分析的結果確實可能對解釋變數之係數的估計，產生偏誤。

表7 會計師事務所任期對異常應計數之迴歸分析結果
—按事務所類型(五大vs.非五大)分類

自變數	五大查核之公司		非五大查核之公司	
	因變數 = AbsAAccr		因變數 = AbsAAccr	
	估計係數	p值	估計係數	p值
截距項	0.0666	0.0226	0.0255	0.7113
AUDTNUR	-0.0016	0.0222	-0.0022	0.1085
OCFbyAt	-0.1681	<.0001	-0.3307	<.0001
LnAst	-0.0037	0.0735	0.0018	0.7197
HiLev	-0.0004	0.9638	-0.0005	0.9741
AbsTAccr	0.8995	<.0001	0.7472	<.0001
SharDecr	-0.0692	0.0020	0.0565	0.1500
SharIncr	0.0595	<.0001	0.0484	<.0001
AudChg	-0.0069	0.6194	-0.0338	0.0989
Yr2000	0.0145	0.0367	-0.0226	0.0808
Yr2001	-0.0267	<.0001	-0.0175	0.1368
Yr2002	-0.0060	0.3256	-0.0211	0.0871
觀察值個數	1,755		347	
F統計量:	268.55		43.61	
調整後R ²	0.63		0.58	

變數定義請參見表6。

2. 自我選擇模型分析結果

從計量模式適當性的角度來看，應用傳統OLS迴歸模式進行會計師事務所任期與盈餘管理關係之分析時，由於會計師選擇與任期長短可能是盈餘管理的內生變數，迴歸係數之估計將會產生不一致的問題。故OLS迴歸模式對盈餘管理與會計師事務所任期間關係的估計並不充分，無法區分客戶特質的影響。為瞭解OLS迴歸模式(即第(2)式)是否存在此一衡量誤差的問題，本研究利用Hausman (1978) 所建議的模型，檢驗AUDTNUR與第(2)式之殘差項的關聯，結果發現第(2)式之殘差項對AUDTNUR有顯著影響(P值=0.0008)，顯示會計師事務所任期與異常應計數絕對值之間具內生的影響。

自我選擇分析模型將會計師事務所類型視為一項選擇變數，它同時影響會計師事務所任期與盈餘管理程度之估計。為避免此一偏誤，則可在模式中加入一個調整項，將偏誤反向調整回來，如此之分析方法，也允許針對各種會計師類型特質的不同影響進行檢驗。因此，本研究的第二個目的，在應用自我選擇模型，重新檢驗會計師事務所任期與盈餘管理程度之關係，並與傳統迴歸分析的結果做一比較。

由於自我選擇模型是一種兩階段的估計方法，第一階段運用Probit模型(如(4)式所示)，計算客戶選擇某類會計師事務所之機率的估計值，第二階段則以最大概似估計法(MLE)(亦即(3)式所示)，分析異常應計數絕對值與會計師事務所任期與其他控制變數之關係。表8之Panel A即為第一階段Probit模型的分析結果，表中顯示LnRev、Leverage、AbsTAccr、SharIncr、與AudChg等變數對NB5具有顯著影響(P值<0.05)，而AUDTNUR也有邊際顯著的影響(P值<0.1)。

而表8之Panel B則列示不同會計師事務所類型的MLE分析結果，首先最值得注意的是，AUDTNUR的係數雖然仍為負數，但在兩組會計師事務所類型中，其係數均未達顯著水準，顯示在自我選擇模型下AUDTNUR與AbsAAccr的關係並不顯著⁴。至於其他變數的結果，除了AudChg在非五大查核之公司內變得不顯著外，其餘結果大致與表7的結果相同。

由上述研究結果發現，以傳統OLS迴歸模型分析，雖顯示會計師事務所任期與盈餘管理程度具有顯著的負向關係，但此一負向關係在自我選擇模型下則並不顯著。由於自我選擇模型是較合理的分析模型，若以其結果推論，則我們的實證結果顯示會計師事務所任期與盈餘管理之關係，雖為負向但並不顯著。

⁴ 本研究另外運用Heckman (1979) 處理自我選擇偏誤的兩階段估計模型進行檢驗，結果發現在Heckman的模型下，Inverse Mills比率達到0.01的顯著水準，表示確實存在自我選擇偏誤的問題，而且AUDTNUR與AbsAAccr的關係雖仍維持負向關係，但t值僅為-0.29 (P值=0.77)，顯示兩者之負向關係更不顯著。

表8 自我選擇模型之分析結果—按事務所類型(五大vs.非五大)分類

Panel A: 第一階段Probit 模型之分析結果				
因變數 = NB5				
自變數	估計係數	標準誤	Chi-Square	p值
截距項	-1.2351	0.4829	6.54	0.0105
AUDTNUR	-0.0170	0.0103	2.72	0.0992
LnRev	0.1240	0.0546	5.16	0.0231
OCFbyAt	-0.0697	0.3102	0.05	0.8223
Leverag	-0.5102	0.2206	5.35	0.0207
LnAst	0.0403	0.0592	0.46	0.4955
AbsTAccr	0.6631	0.2660	6.22	0.0127
SharIncr	0.2370	0.0724	10.73	0.0011
AudChg	-0.5994	0.1688	12.61	0.0004
Yr2000	-0.1886	0.0996	3.59	0.0582
Yr2001	-0.1104	0.0901	1.50	0.2205
Yr2002	0.0485	0.0926	0.27	0.6007
觀察值個數	2,102			
Log 最大概似值	-907.60			

Panel B: 第二階段最大概似估計法(MLE)之分析結果				
自變數	五大查核之公司		非五大查核之公司	
	因變數 = AbsAAccr		因變數 = AbsAAccr	
	估計係數	p值	估計係數	p值
截距項	0.1286	0.0020	0.0496	0.4920
AUDTNUR	-0.0011	0.1577	-0.0016	0.2663
OCFbyAt	-0.1729	<.0001	-0.3379	<.0001
LnAst	-0.0084	0.0061	-0.0033	0.6272
HiLev	0.0014	0.8534	0.0056	0.7092
AbsTAccr	0.8804	<.0001	0.7219	<.0001
SharDecr	-0.0667	0.0029	0.0639	0.1088
SharIncr	0.0540	<.0001	0.0364	0.0107
AudChg	0.0033	0.8226	-0.0040	0.9048
Yr2000	0.0195	0.0079	-0.0154	0.2846
Yr2001	-0.0234	0.0002	-0.0140	0.2491
Yr2002	-0.0072	0.2414	-0.0244	0.0541
W	0.0011	0.0373	-0.0479	0.2634
觀察值個數	1,755		347	
Wald統計量：	312.67		19.14	

LnRev : 營業收入淨額之自然對數值；
其餘變數之定義請參見表6。

這結果隱含意義為，會計師事務所任期愈長應不致使審計品質變差，但也未必能提昇審計品質。

伍、結論與建議

本研究之目的在探討會計師事務所任期長短與盈餘管理程度之關係，國內此類研究結果並不少，但由於研究與衡量方法不同，或是取用資料期間或方式有所差別，其結果並不一致(戚務君、廖益君與黃惠琦 2004；范宏書與陳慶隆 2004；李建然與林秀鳳 2005；蘇裕惠 2005)。因此，本研究首先以台灣上市、櫃公司資料檢驗國內的情形，藉以瞭解我國會計師事務所任期長短與盈餘管理程度之關係，並提供證券主管機關制定有關會計師事務所輪調政策之參考。

過去研究在檢驗會計師事務所任期與盈餘管理之關係時，多以傳統迴歸模式進行分析，並未控制客戶公司自我選擇之偏誤的影響。例如高盈餘管理程度特質之公司，若選擇大型事務所且維持較長期關係，則可能擔心無法達成其操縱盈餘之目的，故較傾向選擇小型會計師事務所且維持較短暫之關係。若存在這樣的現象，則我們並不能斷定，會計師事務所任期愈長是否確實未對審計品質產生負面影響。從計量模型適當性的角度，應用傳統迴歸模型時，自我選擇偏誤的問題將導致迴歸模式對盈餘管理與會計師事務所任期間關係產生衡量誤差。而自我選擇模型則將會計師事務所類型視為一項選擇變數，以兩階段的模式，在迴歸式中加入一個調整項，將偏誤反向調整回來，如此之分析方法，也允許針對各種會計師類型特質的不同影響進行檢驗。

因此，本研究的第二個目的，即在應用自我選擇模型，重新檢驗會計師事務所任期與盈餘管理程度之關係，並與傳統迴歸分析的結果做一比較。結果發現，傳統迴歸模型顯示會計師事務所任期與盈餘管理程度具有顯著的負向關係，但此一負向關係在自我選擇模型下則不顯著。由於自我選擇模型是較合理的分析模式，若以其結果推論，則我們的實證結果顯示會計師事務所任期與盈餘管理之關係，雖為負向但並不顯著。這結果隱含之意義為，會計師事務所任期愈長應不致使審計品質變差，但也未必能提昇審計品質。

本研究的主要貢獻，首先是透過實證分析檢驗國內會計師事務所任期長短與盈餘管理程度之關係，發現會計師事務所任期愈長則盈餘管理程度愈小，雖然未必達到顯著關連，但這結果足以提供證據讓證券主管機關參考。由於會計師事務所任期愈長並不會造成審計品質變差，若想藉由實施強制會計師事務所輪調制度來提昇審計品質，未必可產生預期的效果，反而應該考量實施此制度的代價是否太高。其次，本研究發現以傳統迴歸模型檢驗會計師事務所任期與盈餘管理之關係，存在因變數與自變數間內生作用的問題，對實證研究之推論

有重要影響。此即本研究對此類研究，所產生的增額貢獻。未來此類研究，應利用自我選擇模型進行分析，方不致使其實證結果產生重大偏誤。

參考文獻

- 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卷第4期：103-126。
- 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。
- 范宏書與陳慶隆，2004，會計師任期與盈餘品質之關係，政治大學會計系與中華會計教育學會合辦之「2004會計理論與實務研討會」，國立政治大學商學院。
- 馬君梅與謝永明，2007，事務所內自發性會計師更換對公司盈餘品質之影響，東吳經濟商學學報，第56期：79-105。
- 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卷第2期：195-214。
- 戚務君、廖益君與黃惠琦，2004，強制性合夥會計師輪調制度與異常應計金額之關聯性研究，國立政治大學資訊與金融活動學術研討會，國立政治大學。
- 蘇裕惠，2005，會計師任期與審計品質，當代會計，第6卷第2期：63-96。
- Becker, C.L., M. L. Defond, J. Jiambalvo, and K. R. Subramanyam. 1998. The effect of audit quality on earnings management. *Contemporary Accounting Research* 15 (Spring): 1-24.
- Carcello J. V. and A. L. Nagy. 2004. Audit firm tenure and fraudulent financial reporting. *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 23(2): 55-69.
- Casterella, J., W. R. Knechel, and P. L. Walker. 2002. The relationship of audit failures and auditor tenure. Working Paper. University of Florida.
- Chi, W. and H. Huang. 2005. Discretionary accruals, audit-firm tenure and audit-partner tenure: empirical evidence from Taiwan. *Journal of Contemporary Accounting & Economics*. 1 (June): 65-92.
- Chung, H. 2004. Selective mandatory auditor rotation and audit quality: an empirical investigation of auditor designation policy in Korea. Ph.D. Thesis. October 2004.

Purdue University. West Lafayette, IN.

- Davis, L. R., B. Soo, and G. Trompeter. 2003. Auditor tenure, auditor Independence and earnings management. Working Paper, Michigan Tech University and Boston College.
- Dechow, P. M, R. G. Sloan, and A. P. Sweeney. 1995. Detecting earnings management. *The Accounting Review* 70 (April): 193-225.
- DeFond, M. L. and K. R. Subramanyam. 1998. Auditor changes and discretionary accruals. *Journal of Accounting and Economics*. 25(1): 35-67.
- Dye, R.A. 1991. Informationally motivated auditor replacements. *Journal of Accounting and Economics* 14 (4): 347-374.
- Farmer, T., L. Rittenberg, and G. Trompeter. 1987. An investigation of the impact of economic and organization factors in auditor independence. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 7 (1): 1-14.
- Francis, J.R. and J. Krishnan. 1999. Accounting accruals and auditor reporting conservatism. *Contemporary Accounting Research* 16 (Spring): 135-165.
- Francis, J. R., Krishnan, E. L. Maydew, and H. C. Spark. 1999. The role of Big6 auditors in the credible reporting of accrual. *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 18 (Fall): 17-34.
- Geiger, M. A. and K. Raghunandan. 2002. Auditor tenure and audit reporting failures. *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 21 (1): 67-78.
- Ghosh, A. and D. Moon. 2005. Auditor tenure and perceptions of audit quality. *The Accounting Review* 80 (2): 585-612.
- Guay, W., S. Kothari and R. Watts. 1996. A market-based evaluation of discretionary accrual models. *Journal of Accounting Research* 34 (Supplement): 663-682.
- Hausman, J. 1978. Specification tests in econometrics. *Econometrica* 46, 1251-1271.
- Heckman, J. 1979. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica* 47 (1): 153-161.
- Johnson, V. E., I. K. Khurana, and J. K. Reynolds. 2002. Audit-firm tenure and the quality of financial reports. *Contemporary Accounting Research* 19(4): 637-660.
- Kim, J. B., C. K. Min, and C. H. Yi. 2004. Selective auditor rotation and earnings

- management: evidence from Korea. Working Paper. Hong Kong Polytechnic University and Hankuk University of Foreign Studies. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=560522>.
- Kim, J., R. Chung, and M. Firth. 2003. Auditor conservatism, asymmetric monitoring, and earnings management. *Contemporary Accounting Research* 20(2): 323-359.
- 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 (1): 149-156.
- Maddala, G. S. 1983. *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*. New York: Cambridge University Press.
- Maddala, G. S. 1991. A perspective on the use of limited-dependent and qualitative variables models in accounting research. *The Accounting Review* 66 (October): 788-807.
- Mautz, R. and H. Sharaf. 1961. *The Philosophy of Auditing*. Sarasota, FL: American Accounting Association.
- Myers, J. N., L. A. Myers, and T. C. Omer. 2003. Exploring the term of auditor-client relationship and the quality of earnings: a case for mandatory auditor rotation. *The Accounting Review* 78(3): 779-799.
- Sarbanes-Oxley Act. 2002. *Public Law No: 107-204*. GPO: Washington, DC.
- United States General Accounting Office (GAO). 2003. *Public Accounting Firms: Required Study on the Potential Effects of Mandatory Audit Firm Rotation*, Washington, D. C.