

會計師異動、存在最終家族控制股東與財務 報表公佈時效性之探討

范宏書* 陳慶隆**

摘要：公司財務報表資訊的揭露在資本市場具有資訊內涵，提高財務報表資訊的時效性一直為主管機關與資本市場的參與者所關注。本文以財務報表資訊生產之觀點，重新定義財務報表時間落差為會計年度結束日至監察人審核報告書日止的時間長度，企求更適切捕捉我國財務報表的公佈時效性。本研究延續 Schwartz & Soo (1996) 的研究架構，併入我國會計師簽證市場、法規與資本市場之獨特性，探討會計師異動與家族公司控制型態變數對財務報表公佈時效性之影響。實證結果顯示：會計師事務所異動與會計師個人異動與財務報表公佈時間落差呈現顯著的正向關係，即發生會計師異動的公司，其財務報表之公佈時間落差顯著長於未發生會計師異動之公司；而存在最終家族控制股東之公司，其財務報表公佈時間落差亦顯著長於不存在最終控制股東的公司，顯示是否發生會計師異動與是否存在最終家族控制股東，確實為公司財務報表之公佈時間落差之重要決定變數。

關鍵詞：會計師異動、家族控制公司、財務報表時效性、監察人審核報告書日

* 輔仁大學會計學系副教授

** 朝陽科技大學會計學系副教授

作者感謝三位匿名評審委員之細心指正及寶貴意見，惟本文如有任何疏漏，仍由作者自負全責。

收稿日：2005 年 9 月

接受日：2006 年 6 月

Auditor Changes, Ultimately Family-controlled Shareholders and the Timeliness of Financial Report

Hung-Shu Fan* Ching-Lung Chen**

Abstract: The timeliness of financial report is of interests for the regulator and participants of capital market. Based on the perspective of financial statements production period, this study redefines the financial report lag as from the end of fiscal year to the supervisor report day to capture the financial report timeliness more accuracy and examines the impacts of auditor changes and corporate governance variable proxied by the ultimately family-controlled shareholders on financial report lag. As expected, the empirical results show that both the dummy variable for auditor changes and the dummy variable for family-controlled firms are significantly positive-associated with the financial report lag. This study therefore concludes that the incorporation of “auditor change” variable and “ultimately family-controlled shareholders” variable can greatly enrich and supplement the empirical studies in financial report lag.

Keywords: auditor changes, family-controlled firms, financial report lag, supervisor report day

* Associate Professor, Department of Accounting, Fu Jen Catholic University

** Associate Professor, Department of Accounting, Chaoyang University of Technology

Submitted September 2005

Accepted June 2006

壹、前言

公司財務報表資訊的揭露在資本市場具有資訊內涵，對揭露時點較早的公司，市場之反應較為正面（Givoly & Palmon, 1982；Kross & Schroeder, 1984）。Hakansson (1977) 及 Lev (1988) 更指出延緩盈餘資訊的公佈會降低資訊的價值，亦造成市場參與者之間的資訊不對稱。一般而言，公司早公佈盈餘資訊，通常被視為透明度較高及好消息，晚發佈其盈餘資訊，則易被解釋為公司意圖隱匿其負面資訊，助長內線交易的機會。因為財務報表必須完成法律的要件與符合會計專業團體的規範後，公佈才具備公信力，而且，在完成相關要件與規範之後，合理的預期，公司應會適時公佈其財務資訊，以滿足資本市場的資訊需求。因此，若將會計年度截止日至財務報表完成全部法律要件可以公佈這段期間看作財務報表資訊之生產期間，藉由縮短此期間以提升財務報表資訊之時效性，並減少資本市場的資訊不對稱現象，當為主管機關與資本市場市場參與者所樂見。本研究擬藉由會計師異動與公司經營者特質兩個角度，探討此兩個變數對財務報表資訊之生產期間長短之影響。

DeAngelo (1981) 與 Dhaliwal, Schatzberg, and Trombley (1993) 曾指出會計師的異動係代表一個新的審計客戶與會計師關係的成立，會計師對於一個新的審計客戶，需花時間去熟悉其會計制度、營運情況、內部控制及瞭解前任會計師之工作底稿，故預期會計師異動會增加審計報告時間落差（Audit Report Lag），進而影響財務報表公佈之時效性。會計師異動之原因包括自願性與非自願性，當公司規模擴張、營運複雜度增加、上市（櫃）需求或外部融資計劃等情境改變時，通常會異動至規模大之會計師事務所，因繼任會計師有充裕時間規劃完成審計合約，對當年度審計報告時間落差影響較小；如果因會計政策的考量，或查核工作之執行無法達成協議，甚至審計意見型態之衝突而異動會計師，因為此類型異動的時機無法妥善規劃，且審計合約的複雜度增加，此時會計師與公司管理者的協調難度增加，則可能因此延誤財務報表公佈的時效性。然而，無論前者或後者，會計師異動會影響審計報告時間落差，進而影響財務報表公佈的時效性，似乎是合理的預期，只是影響程度可能略有差異而已。過去雖有相當的研究探討

審計報告時間落差之決定因素，然而，會計師異動對財務報表公佈時效性之影響的研究相對稀少，僅有 Schwartz & Soo (1996) 曾探討會計師異動時機對審計報告時間落差及財務報表公告時間落差 (Financial Report Lag) (或稱為盈餘宣告時間落差) 之影響。不過 Schwartz & Soo (1996) 的研究顯示在會計年度的第四季異動簽證會計師事務所，才會導致審計報告時間落差增加，進而影響財務報表公佈的時效性，如果在會計年度開始即接受委託審計則無影響，此研究結果與 DeAngelo (1981) 的觀點並不一致。因此，本文擬以我國資本市場的資料針對此一議題加以檢測。

其次，Antle & Nalebuff (1991) 曾指出審計合約的規劃與執行係會計師與公司經營者協商妥協下的產品。因公司經營者的特質在某種程度會反映在其與會計師的協商溝通之上，故在考量財務報表之公佈時效性時，公司經營者與會計師之間的互動對財務報表的公佈時效性的潛在影響不容忽視。關於公司經營者的特質與財務報表公佈時效性的關係，截止目前文獻，並未發現有研究觸及此一議題，僅部份文獻以股權集中度作為監理機制的替代變數，討論其與報表時效性的關係 (e.g., Bamber, Bamber, and Schoderbek, 1993; Henderson & Kaplan, 2000)。然而，股權集中度的高低，並無法完全反應公司的實際經營者的特質，當一個公司股權集中度高且存在最終控制股東時，會計師所面對的係所有權與經營權結合程度高的經營階層，審計的目的被期許在保障少數股權或外部股東的權益；此種情境與會計師面對股權集中度高卻由專業經理人經營的公司，因所有權與經營權結合程度低，會計師的角色可能著重在保護公司外部股東的權益，兩者的情境並不相同。因此，以股權集中度作為公司監理變數可能無法捕捉公司的真正經營者與監理機制的有效性，遑論其對審計合約的規劃與執行，以及對財務報表公佈時效性的影響。故本文以審計客戶是否存在最終家族控制股東作為監理變數的替代變數，探討財務報表公佈之時效性，是否受到公司存在最終家族控制股東，此類公司經營者特質的影響。

財務報表時效性的研究主要有兩個時點：外勤工作截止日 (會計師查核報告書日) 與財務報表公佈日 (即所謂盈餘宣告日)。針對前者，審計報告時間落差通常指會計年度結束日至會計師的外勤工作截止日這段期間，故外勤工作截止日僅代表會計師外勤工作的結束，其至財

務報表完成全部程序可以公佈，尚有時間落差，故以外勤工作截止日作為衡量會計師審計效率的基礎較為恰當，倘若因會計師查核報告書與公司的財務報表係同時公佈，即以審計報告時間落差作為捕捉財務報表公佈時效性，則未盡合理。至於財務報表時間落差，文獻上通常係指會計年度結束日至向主管機關申報之財務報表日。在我國的法令規範，證券交易法第 36 條規定公司應於每營業年度終了後四個月內公告，並向主管機關申報經會計師查核簽證、董事會通過及監察人承認之年度財務報告。而依證券交易所之規定需將財務報表相關資訊上傳至證券交易所的股市公開資訊觀測站才能完成年度財務報表之申報程序，此時公司的財務報表才正式公佈，可提供投資者的決策參考，所以年報上傳日可視為台灣之盈餘宣告日。因此，在我國財務報表的申報機制之下，合理的財務報表公佈日應定義為公司將其財務報表資訊正式上傳至證券交易所的股市公開資訊觀測站之日。然而，觀察我國上市公司的財務報表上傳日資訊，發現大部分的公司皆在上傳截止日的前幾天才將財務報表資訊上傳至股市公開資訊觀測站，亦即財務報表上傳日存在截止日的框架效應（framing effect）¹，故以財務報表上傳日作為衡量台灣上市公司財務報表時效性的基礎，是否適切，值得考慮。

因我國設有監察人的機制，財務報表必須經由監察人完成審查，公司方能將財務報表資訊上傳、申報，故監察人何時完成法律賦予的實質或形式要件，成為影響財務報表資訊之生產完成時點（亦即財務報表時效性）的關鍵變數。當監察人完成審查並於監察人審查報告書上簽字後，公司的財務報表即隨時可以上傳至證交所，進而完成年報之申報程序，如果公司管理當局未於監察人完成審查後立即上傳年報，通常牽涉到公司管理當局的自願性延後揭露年報與公司年報上傳作業的慣性（例如，就算監察人早早完成年報審查，但公司仍習慣於四月底上傳、申報年報）的問題，與會計師是否異動、或者會計師與管理當局之間的互動並無太大的關聯。故在財務報表資訊生產完成即可揭露之觀點下，以監察人的審查報告日作為衡量財務報表時效性的基礎，在我國應為一個最合理的基準日。因國外並無監察人的機制設

¹ 在本研究的 1543 個觀測值中，高達 969 個（佔 62.80%）觀測值，係在截止日的前三天（即 4/28 日以後）將財務報表上傳至證交所的股市公開資訊觀測站。

計，而國內截止目前的文獻，並未發現有任何關於財務報表時效性之研究考慮此要素，故本研究將財務報表公佈時間落差定義為會計年度結束日至監察人審查報告書日止的時間長度，此為針對我國特殊法令與經營環境所作的必要調整，並預期可以適當捕捉我國法規環境下的影響²。

本研究的實證結果顯示：無論是會計師事務所異動或會計師個人異動，與財務報表公佈時間落差均呈現顯著的正向關係，即發生會計師異動的公司，其財務報表之公佈時間落差顯著長於未發生會計師異動之公司，此結果與 DeAngelo (1981) 與 Dhaliwal et al. (1993) 的觀點相符。其次，存在最終家族控制的上市公司，其財務報表公佈時間落差顯著長於不存在最終控制股東的上市公司，亦即存在最終家族控制股東的上市公司，其經營者之特質的確會顯著影響財務報表公佈的時效性，此結果在某種程度印證 Bamber et al. (1993) 不同變數下的結論。

本文除前述研究動機外，貳為文獻探討與實證假說；參為研究設計；肆為實證結果分析；伍為敏感性測試；最後為結論。

貳、文獻探討與實證假說

一、文獻探討

因為審計報告時間落差會影響財務報表公佈之時效性及會計資訊品質，近 20 年來，相當多的研究試圖探討影響審計報告時間落差的因素，諸如：Dyer & McHugh (1975); Courtis (1976); Ashton, Willingham, & Elliott (1987); Ashton, Graul, & Newton (1989); Bamber et al. (1993); Henderson & Kaplan (2000) 及 Knechel & Payne (2001) 等；國內則有林郁蕙(1993)、賴美惠(1994)及許林舜(1994)以台灣上市公司

² 部分學者認為在台灣，監察人常為配合董事會之橡皮圖章，監察人審查財務報表不具實質意義，故以監察人審查報告書日來衡量財務報表時效性不妥，此論點恐有誤解，因本文係採用財務報表資訊生產期間觀點，故財務報表資訊之生產完成，監察人審查為必要且最終之法律要件，不會因監察人審查財務報表不具實質意義而有所改變。部分公司在監察人審查報告書日至年報上傳日間尚有數日之差距，此數日差距與財務報表資訊生產無關，因而會干擾影響財務報表資訊生產之探討，故以年報上傳日探討台灣財務報表資訊生產期間影響因素不宜，此觀點會於本研究附註 12 中證實。

探討審計報告時間落差決定因素。如觀察國內相關文獻，發現皆屬於相對較早期的研究，因審計環境已歷經數年的變化，本研究以最新的資料探討此一議題，有助於豐富我國影響財務報表公佈之時效性的研究。

國外文獻中，Ashton et al. (1987) 發現審計報告時間落差的潛在決定因素包括公開可取得之資訊(publicly available information)與會計師認知可獲得之私人資訊(private information)；當期中查核執行越多查核工作及對內部控制有信心時，無論非金融業或金融業，都有顯著較短之審計報告時間落差。Ashton et al. (1989) 以加拿大公司為樣本，發現平均審計報告時間落差與產業特性（金融業有較短之審計報告時間落差）、是否存在損失及非常項目（時間落差長）及審計意見（與預期相反，無保留意見有較長時間落差）等有關。至於，Bamber et al. (1993) 則將影響審計報告時間落差之因素分為三個不同構面：審計工作需求的範圍、會計師更快速完成審計工作的誘因及會計師事務所的技術，然產業變數中僅有金融業達統計顯著水準。除了 Ashton et al. (1989) 及 Bamber et al. (1993) 的研究發現金融業有顯著較短之審計報告時間落差外，Schwartz & Soo (1996) 則發現會計師異動時機越接近會計年度結束日，審計報告時間落差就越長。Henderson & Kaplan (2000) 以追蹤資料(Panel Data)方式消除樣本異質性產生的衡量偏誤，發現結論依舊成立。Knechel & Payne (2001) 則以無法公開觀察的資訊，包括增額審計時間、各審計層級之實際查核工作時間及非審計服務之提供與否，探討這些變數與審計報告時間落差之關係，實證結果發現增額審計時間、經驗不足查帳人員之實際查核工作時間比率、與提供稅務方面之非審計服務三者與審計報告時間落差成正相關。綜合以上所述，影響審計報告時間落差之因素，大致可歸納為下列幾項：審計客戶之規模、審計客戶之營運複雜度、審計客戶之財務狀況、當年度是否有非常項目、當年度是否有報導或有事項、審計客戶當年度是否發生虧損、客戶的盈餘消息（好消息或壞消息）、產業獨特性、會計年度結束日、會計師事務所之查核技術、查核意見及會計師更換時機等。

至於國外有關會計師異動與盈餘宣告時間落差間之關係者，僅有 Schwartz & Soo (1996) 之研究。Schwartz & Soo (1996) 的研究指出公司

更換會計師係屬重大訊息，會計師事務所可能因發展有效率的審計技術而吸引審計客戶，當審計客戶有高財務槓桿與風險時，部分會計師事務所可能因具備結構化審計技術可提供更多的監督，而導致客戶更換會計師。因審計市場是動態環境，當審計客戶規模、營運複雜度及風險之特性改變時，甚至審計客戶之新投資機會需其他類型之審計服務時，亦會造成會計師之更換。然而，前述原因所造成之會計師更換之決策會較早，使繼任會計師有充裕之時間規劃及執行審計工作，對審計報告時間落差與財務報表公佈的時效性影響較小。但若因客戶對審計的執行、審計意見的出具或財務狀態惡化之可能揭露，與會計師發生爭議而更換會計師者，則因繼任會計師係在倉促之下接受審計委託，可預期對審計報告時間落差與財務報表公佈的時效性會產生較大的影響。其研究結論顯示會計師之更換時機確實會影響財務報告時間落差，且在某一會計年度中，會計師異動的時間越晚對財務報表公佈時效性的影響越大。國內晚近關於此議題的研究則有廖秀梅與廖益興(2002)，該文探討會計師更換時機對年報揭露時效的影響，亦發現會計師更換的決定時間越晚，財務報表公佈的時間落差越長，然其衡量財務報表時效性的期間係定義為審計報告日到財務報表公佈日，與國外文獻的審計報告時間落差或財務報表時間落差並不相同，且其研究期間亦為較早期的民國 84 年到民國 88 年。故本研究採用會計年度截止日到監察人審核報告書日之期間作為衡量財務報表時效性的指標，同時兼顧我國的特殊監察人設計機制與國外相關文獻的作法，以重新檢驗此一議題。

Jensen & Meckling (1976) 指出當公司的控制權與所有權分離時，在自利動機與外部股東的不完全理性預期(incomplete rational expectation)情況下，管理者因不必承擔剩餘求償權與分攤風險，會產生違背公司利潤極大化的行為。然而，晚近有相當多的文獻指出公司控制權與所有權分離的主張並非事實³，La Porta, Lopez-de-Silanes, & Shleifer (1999) 發現已開發國家的大型上市公司，其股權的集中度有升高的趨勢，且大部分之公司都存在最終控制股東的現象，且最終控制股東又以家族企業行使控制權的控制型態(family-controlled)最為普

³ 如:Shleifer and Vishny (1986)、Mock et al. (1988)、La Porta et al. (1998)、La Porta et al. (1999) 與 Claessens et al. (1999) 等。

遍⁴。在公司控制權與所有權分離的假設下，公司財務報表公佈時效性可視為擁有私有資訊的公司管理者與會計師互動的函數，惟當公司控制權與所有權分離的假設不成立時，存在最終控制股東與少數股權或外部股東之間的代理問題，就成為探討公司財務報表公佈時效性的不容忽視變數，透過最終控制股東與會計師之間的互動，有助於釐清股權結構的差異性對公司財務報表公佈時效性的影響。關於股權變數與財務報表公佈時效性之關係的研究，國外文獻中，Bamber et al. (1993) 發現股權愈分散，則外部投資人愈多，愈依賴財務報表，企業遭訴訟的可能性愈高，故會增加企業風險，此時，會計師提早完成審計程序的壓力上升，而公司當局管理當局提早揭露資訊的壓力亦大。其實證結果顯示股權集中度與審計報告時間落差呈顯著負相關。另外，Henderson & Kaplan (2000) 延續 Bamber et al. (1993) 之方法探討銀行業之審計報告時間落差。研究結果顯示：股權集中度與審計報告時間落差呈負相關，但無論在橫斷面合併資料分析或在追蹤資料的分析，均未達到統計顯著水準。故股權集中度與財務報表公佈時效性之間的關係，實證結論並不一致。

Zahra & Pearce (1989) 認為董事會同時扮演與外界建立良好關係易於籌措資金、指導公司策略選擇與評估管理階層經營績效等服務、策略及控制等角色，因此，公司會依據其本身之股權控制型態的特性形成不同型態之董事會以掌控公司的運作。該研究雖未探討財務報表公佈時效性的問題，但控制權的行使影響董事會的運作，進而影響與會計師之間的互動與財務報表的公佈，可視為延伸性的推論。Healy & Wahlen (1998) 雖指出當管理人員在判斷財務報導或是形成交易時，會意圖影響財務報表之公佈以誤導某些股東對於公司經濟情境的表現之印象，但該研究並未探討最終控制股東的管理者與非控制股東的管理者的行為模式是否有差異。另外，Patton & Baker (1987) 曾指出總經理如具有雙重身分(董事長兼總經理)，則會因自身利益而干擾董事會之運作，但是當家族董事佔多數席次時，因家族之向心力驅使，將更能監督管理者，減輕代理問題。該研究亦未觸及在控制權的不同行使方式下，控制股東與小股東的代理問題的減輕是否有差異。因此，董

⁴ Claessens et al. (1999)以亞洲國家為研究對象，亦發現多數公司的股權結構為家族企業的控制型態。

事會的組成係反映不同的公司控制權型態，如果董事會運作的有效性是影響公司財務報表公佈時效性的表面因素，那是否存在最終控制股東就是影響公司財務報表公佈時效性的潛在重要變數。國內研究文獻中，蔡彥卿(1995)曾發現公司內部重要人士違反證券交易法規定時，會操弄與延遲財務資訊的揭露時間，在其後續研究中，更主張家族控股集團企業內公司間之交易可能較為頻繁，且集團內之性質特殊交易安排的可能性較高，導致會計師的查帳風險提高，會計師與公司之間的溝通協調所需時間可能較長，故建議在財務報表時效性之研究中，將家族控制集團變數作為一個重要解釋變數加以討論（蔡彥卿，1996）。職此緣故，在會計師執行審計合約、完成審計任務時，公司是否存在最終控制股東與不同控制權型態的特性將影響監督力量的強弱，進而左右財務報表公佈的時效性。

截止目前國內文獻，除陳鴻文(1995)探討會計師更換所隱含資訊內涵，廖秀梅與廖益興(2002)探討會計師更換時機早晚對於審計報告日至財務報表公佈日之期間之影響外，並未發現有關會計師異動對審計報告時間落差、財務報表公佈時效性影響之研究。蔡彥卿(1996)的研究雖觸及控制集團對財務報表時效性的影響，惟其研究係以財務報表公告日為基礎，且以集團企業為衡量指標，並未探討公司控制權型態的特性對財務報告公佈時效性之影響，而且國內研究未有以監察人報告日來定義財務報表時效性，故本研究希望透過我國審計簽證市場及法規獨特性，控制相關影響財務報告時間落差之變數，探討不同類型的會計師異動及存在最終家族控制股東是否對財務報告公佈時效性有顯著的影響。

二、實證假說

就審計之簽證實務而言，大部份外勤工作均由會計師事務所中的佐理人員擔任，審計領組隨時覆核工作底稿與控制審計工作之進行並維持審計工作之品質，經理層級則負責督導規劃審計任務，詳細覆核工作底稿及核閱報告等，最後由負責審計合約之會計師執行全面性檢查審計工作，並簽發審計報告，故審計報告的簽發是整個審計工作團隊的成果展現。因此，會計師的異動是否影響審計報告時間落差，進而影響財務報表的時效性，應與整個審計工作團隊有關。然而，國外

之簽證實務係以事務所名義簽證，會計師異動即為事務所異動，亦即整個審計工作團隊的異動，故 DeAngelo (1981) 與 Dhaliwal et al. (1993) 主張的會計師事務所異動會影響審計報告時間落差即為合理之預期⁵。再者，審計報告時間落差為財務報表時間落差之一部分，會計師異動因影響審計報告時間落差進而延長財務報表時間落差，為自然之推論。

然而，我國之簽證實務係以會計師分組且以個人之名義簽證，故會計師異動亦可定義為前述的簽證會計師事務所異動與簽證會計師個人異動兩種情形。後面一種定義下之會計師異動，因不一定表示整個審計工作團隊異動，是否會影響審計報告時間落差即有相當值得探討之空間。如果簽證會計師個人異動並未伴隨著事務所異動，則可能僅是事務所本身之工作輪調或職務調整，此時對財務報表公佈時效性的影響可能較小；然而，我國會計師個人通常有其審計工作團隊，會計師個人異動亦可能審計工作團隊隨之改變，故本文預測會計師個人之異動對審計報告時間落差亦會有影響，但其影響會小於會計師事務所之異動。經由國內外文獻與以上之推理，故本研究將區分會計師事務所異動與會計師個人異動兩種異動型態，以測試下列的第一個實證假說：

假說一：在其他條件不變下，會計師異動會延長財務報表時間落差。

La Porta et al. (1999) 將公司區分為股權分散與存在最終控制權兩大類，該研究追蹤與分辨擁有投票權的最終控制權股東身分，將屬於同一控制群體的直接與間接持有的投票權相加，藉以辨認公司的最終控制型態。本研究承續 La Porta et al. (1999) 的「最終控制者」研究方法，追蹤台灣上市公司的公司控制權型態，探討存在最終家族控制型態與不存在最終控制股東的公司，對公司財務報表的公佈時效性是否存在顯著的差異。

延續 Bamber et al. (1993) 主張的股權集中度對財務報表公佈時效

⁵ 我國會計師簽證市場存在會計師退出原合夥會計師事務所，卻帶走其審計客戶加入另一合夥會計師事務所之獨特現象，但在研究期間中僅發生三例，且其審計工作團隊是否隨簽證會計師集體離職亦無法加以驗證，故本研究將之歸入會計師事務所異動之群組中。如果將該三個樣本刪除，實證結果相同。

性有影響的觀點，一個公司如果存在最終控制家族或個人，在所有權與經營權較一致的情境之下，公司的管理者（即最終控制股東）因擁有公司實際的經營資訊，對於適時揭露資訊的需求相對較低，而且，如果私有資訊有價值，控制股東可因擁有公司的實際私有資訊而獲得利益，就更不願意提前揭露財務資訊而讓自己喪失資訊的利益，故可預期當公司存在最終家族控制股東時，提早揭露財務報表資訊的可能性降低。其次，會計師的聘任權不管由董事會聘任或董事會與經營階層共同協商後聘任，就存在最終家族控制股東的公司而言，因控制股東幾乎同時掌控董事會，故實質上，皆由公司的最終控制股東所聘任。一般而言，存在家族控制的公司，其決策形成的一致性與共識較高，當會計師就有關會計原則適用爭議、應調整之分錄、審計意見型態等議題進行協商時，面對一個對自己擁有聘任權而無相對制衡的審計客戶，可預期會計師會處在相對不利的情境，會計師在必須落實職業道德規範與控制審計風險之下，除審計合約的完成困難度增加外，完成審計合約的時間亦可能會延長。職此，一個對適時揭露資訊需求較低，且擁有私有資訊利益之家族或個人所控制的公司，加上一個相對弱勢的簽證會計師，可預期其財務報表時間落差勢必延長。故本研究之第二個實證假說為：

假說二：在其他條件不變下，存在最終家族控制股東的公司相較於不存在最終控制股東的公司有顯著較長的財務報告時間落差。

參、研究設計

一、樣本與資料來源

本研究之樣本為我國上市公司，此乃因上市公司須向證管會申報並公告財務報表，其資料取得容易且較為可靠。其次，由於金融保險業之營業性質及財務結構與其他產業相差甚鉅，故在樣本中予以排除。另外，公司須採用曆年制以提高樣本的一致性且無資料缺漏。而董事之任期依據公司法第 195 條規定不得超過三年⁶，董事會三年改選

⁶ 董事任期不得逾三年，但得連選連任。因董事會的組成(包括獨立董事、專業經理

一次意味控制股東如果要維持控制權，其持股每三年就必須歷經一次控制權市場的檢驗，故以三年資料為基準可確保在該期間每家公司至少發生一次董事會改選，有助於證實控制權的有效行使，以捕捉控制權的相對完整影響，故本研究期間設定為三年，即民國 89 年至 91 年。

本研究所需之資料來源，會計師異動資料取自臺灣證券交易所之重大訊息公告，輔以臺灣經濟新報社資料庫。監察人審查報告日之資料來自財團法人中華民國證券暨期貨市場發展基金會附設圖書館所陳列之上市公司年度財務報告或公開說明書。其餘樣本公司之相關變數資料，取自臺灣證券交易所的股市公開資訊觀測站的統計資料與臺灣經濟新報社資料庫。

由股市公開資訊觀測站直接取得的樣本數為 1753 (89-91 年各為 531、584 與 638)，扣除金融保險相關產業樣本數(89-91 年分別為 51、54 與 60)與無公開說明書或年報資料不齊無法判斷最終控制權的樣本後，得到 1586 個觀察值。在 La Porta et al. (1999) 的分類方式下，沒有公司符合股權分散的金融機構控制類型，政府控制類型樣本數亦相對稀少，而其他控制型態，因無法辨別是否為共同創業，故此三種類型的控制型態對財務報表公佈時效性的影響，本研究不加以探討。故本研究進一步排除最終控制權所有者為金融機構、政府及其他型態者的 43 個觀測值，以剩餘的 1543 個觀測值測試會計師異動與存在最終控制權的公司對財務報表公佈時間落差的影响。以存在最終控制權類型區分，此 1543 個觀測值包括 315 個觀測值歸類為存在最終家族控制股東⁷，223 個觀測值歸類為存在最終公開發行且股權分散的公司控制

人出任董事、法人機構指派之董事、控制股東當選或指派之董事等)與公司控制權的行使並非一定存在必然的關係，故本研究強調的係董事會改選的法律規範有助於控制股東必須確保穩定的持股比率以利於其控制權的有效行使，並無企圖將研究擴大解釋為公司控制權係透過董事會組成行使其控制權，因可提前改選董事會亦為控制權的行使中很重要的一環。

⁷ 家族型態之公司定義為下列任何一種情形之公司：(1)單一個人持股超過該公司股份之 20%以上者；(2)單一個人持股加上其三等親以內親屬之總持股數超過該公司股份之 20%以上者；(3)單一個人持股加上其三等親以內親屬之總持股數未超過該公司股份之 20%，但加上以該個人或其三等親以內親屬為負責人且其持股佔 50%以上之投資公司後，合計持股總數超過 20%者；(4)單一個人持股、其三等親以內親屬之總持股數與該個人或其三等親以內親屬為負責人且其持股佔 50%以上之投資公司持股後，未超過該公司股份之 20%，但加計符合前述 1~3 的任一條件且公開發行之其他上市公司所持有該公司的持股後，總合計持股超過該公司股份之 20%以上者。

股東，其餘則歸類為不存在任何控制股東的公司。而存在最終公開發行且股權分散的公司控制型態，因可能由個人或家族透過股權分散公司而僅能間接控制被投資公司，且其影響力尚須視個人或家族對股權分散公司的持股以及股權分散控制公司對被投資公司的控制力而定，本研究無法釐清其複雜股權結構的影響，故將股權分散的公司控制型態樣本暫時排除，而在敏感性測試時再加以討論。在排除股權分散之公司控制型態及政府控制型態後，得到 1320 個研究樣本，其中存在最終家族控制股東的觀測樣本 315，不存在最終控制股東之觀測樣本為 1005。

然而，上述採用跨期間的合併資料 (pooled data) 作實證分析，雖然有助於擴大實證樣本數，惟會受到新上市公司與下市公司的影響，且因同一家公司在不同的觀測時點具有相關性，故本研究另以追蹤資料 (balance structured data) 作測試，以強化實證結果的解釋。本研究根據 Hausman (1978) 判斷樣本公司 (即橫剖面觀測值) 的追蹤資料設定，檢測結果拒絕固定效果 (Fixed effects) 模式與隨機效果 (Random effects) 模式無差異的虛無假設，故本研究採用隨機效果模式以進行追蹤模式的實證。在追蹤資料之下，樣本數遞減為 1113 個，其中存在最終家族控制股東的觀測樣本為 269，其餘為不存在最終控制股東之觀測樣本 844。樣本篩選如表 1 所呈現。

倘若依據台灣證券交易所之產業類別分類，本研究的樣本分佈情形如表 2 所示。由表 2 發現產業分佈與上市公司分佈實況，並無顯著異常情形，然而，電子產業高達 550 個觀測值 (佔實證樣本的 41.67%)，因 Wang, Lee, & Huang (2003) 發現各國的資本市場皆存在顯著的電子業產業效果，而 Sengupta (2004) 亦認為科技產業的訴訟風險高於其他產業，故會顯著較早公佈財務資訊。針對電子產業與財務報表時效性的關係，本研究將於敏感性測試時加以說明。

表 1 樣本篩選表

篩選說明	樣本數
89-91 年上市公司總樣本數	1,753
減：金融保險相關產業（產業代碼 28）	155
無公開說明書、年報或資料不齊	12
歸類為金融機構控制、政府機構控制與其他控制者	43
可供實證之樣本數	1,543
歸類為家族控制樣本數	315
歸類為股權分散公開發行公司所控制樣本數	223
不存在最終控制權樣本數	1,005
最後實證樣本數（包括家族控制與不存在最終控制權樣本數）	1,320

註：不存在最終控制權係指公司之最終控制者持股未超過 20%。存在家族控制型態係指公司之最終控制者為個人或家族且持股超過 20%；存在股權分散之公司控制型態係指公司之最終控制者為公司法人且持股超過 20%；存在政府控制型態係指公司之最終控制者為政府機關且持股超過 20%。

表 2 樣本的產業/年度分佈表

行業別	89 年	90 年	91 年	合計
11 水泥	7	6	5	18
12 食品	19	17	21	57
13 塑膠	15	14	15	44
14 紡織纖維	46	44	48	138
15 電機機械	27	27	28	82
16 電器電纜	10	11	10	31
17 化學生技醫療	21	25	28	74
18 玻璃陶瓷	7	6	6	19
19 造紙工業	5	5	4	14
20 鋼鐵工業	20	20	20	60
21 橡膠工業	6	8	8	22
22 汽車工業	2	2	2	6
23,24,30 電子工業	136	198	216	550
25 建材營建	28	29	29	86
26 航運業	4	4	9	17
27 觀光事業	2	4	4	10
29 貿易百貨	7	7	7	21
98,99 其他	23	23	24	70
合計	385	451	484	1320

二、統計估計模式、相關變數定義及衡量

為探討會計師異動、存在最終家族控制股東對財務報表時間落差之影響，必須對其他可能影響的相關變數加以控制。有關會計年度結

東日之差異對財務報告公佈落差之可能影響，因在本文的研究期間，全部樣本皆以十二月三十一日為會計年度結束日，故不列入控制變數中。至於，結構化審計方法 (structural audit approach) 對審計報告時間落差之影響，因我國事務所並無相關使用之紀錄，亦無法列入控制變數中。Knechel & Payne (2001) 之研究所採用無法公開觀察的資訊，包括增額審計時間、各層級審計人員之實際查核工作時間及非審計服務之提供與否，在我國因無法取得，故亦排除在控制變數之外。最後，本研究彙整目前文獻所歸納的影響財務報表公佈時效性的變數，採用的控制變數包括審計客戶之規模、當年度是否有非常項目、當年度是否發生虧損、審計客戶之財務狀況、查核意見型態、審計品質與會計資訊需求強度等變數。

為驗證前述之實證假說，本研究建立下列統計估計模式：

$$FRL = \beta_0 + \beta_1 \times DAC + \beta_2 \times FC + \beta_3 \times SIZE + \beta_4 \times DAI + \beta_5 \times DNAL + \beta_6 \times PB + \beta_7 \times DQO + \beta_8 \times BIG5 + \beta_9 \times SHARES + \varepsilon$$

變數說明：

FRL (Financial Report Lag)：指會計年度截止日到監察人審核報告書日之天數。

DAC (Dummy for Auditor Change)：公司之簽證會計師異動的虛擬變數。如當年度有會計師異動者為 1，其他為 0。此解釋變數將區分為會計師事務所異動與會計師個人異動兩種類型。惟如有會計師事務所合併，則合併後仍由存續會計師事務所繼續簽證者，視為未異動。另外，因我國會計師之簽證係採用兩位會計師個人簽證的制度 (即所謂的雙簽制度)，故本研究所指之會計師個人異動包括一位會計師異動與兩位同時異動兩種情況⁸。本研究預期會計師異動將會顯著延長財務報表的時間落差，亦即此係數的符號預期應為正號。

FC (Dummy for Family-Controlled Company)：家族控制型態公司的虛擬變數。存在最終家族控制股東者為 1，其他為 0。本研究預期存

⁸ 值得加以說明的是會計師個人異動的原因，包括事務所內部的輪調制度、會計師個人簽證風險的控管與審計客戶的要求等自願性及非自願性的因素，因在正式公告揭露的資訊中並無法辨認會計師異動的真正的原因，因此，本研究在會計師個人異動的部份的測試，係針對會計師個人異動的平均現象作檢驗，並未觸及異動原因的影響。

在家族控制股東的公司將會有顯著較長財務報表的時間落差，亦即此係數的符號預期應為正號。

SIZE (*Client Size*)：公司規模變數。為審計客戶的總資產取自然對數。目前文獻顯示公司規模與財務報表公佈時效性間，並無明確的正負關係 (Ashton et al., 1987; Dyer & McHugh, 1975; Ashton et al., 1989; Bamber et al., 1993; Schwartz & Soo, 1996; Knechel & Payne, 2001)，故本研究不預估此變數的符號方向。

DAI (*Dummy for Abnormal Items*)：財務報表中存在非常項目之虛擬變數。非常項目包括停業部門損益、非常損益及會計原則變動累積影響數，如公司當年度損益表出現這些非常項目者設為 1，其他為 0。Ashton et al. (1989)、Bamber et al. (1993) 與 Schwartz & Soo (1996) 均指出公司當年度有非常項目者，有顯著較長的審計報告時間落差，故本研究預期存在非常項目的財務報表將需額外時間查核與認定，將會顯著延長財務報表的時間落差，亦即此係數的預期符號應為正號。

DNAL (*Dummy for Net Annual Loss*)：公司當年度發生營業虧損之虛擬變數。簽證公司當年度損益表之稅後淨利是負數者設為 1，其他為 0。因發生營業虧損對公司而言可視為壞消息，管理當局延後公佈其盈餘資訊的動機提高，而對會計師而言，財務報表出現營業虧損在某種程度提高其被訴訟的風險，會計師在簽發審計報告之前可能執行更周全詳細的風險控管措施，因此，本研究預期當年度發生營業虧損的公司，將會顯著延長財務報表的時間落差 (Ashton et al., 1989; Bamber et al., 1993; Schwartz & Soo, 1996; Henderson & Kaplan, 2000)，亦即此變數的係數預期符號應為正號。

PB (*Probability of Bankruptcy*)：預測破產預估值。本研究沿用 Bamber et al. (1993)、Schwartz & Soo (1996)、Henderson & Kaplan (2000) 之研究採用 Zmijewski (1984) 之破產預測模式⁹，以一指數預估被

⁹ Zmijewski (1984) 之破產預測模式為：

$$AFC (\text{Nonfailure}) = -4.336 - 4.513 (\text{ROA}) + 5.679 (\text{FINL}) + 0.004 (\text{LIQ})$$

AFC = an estimate of Zmijewski's financial condition index

ROA = 資產報酬率 (淨利除以總資產)

FINL = 財務槓桿 (總負債除以總資產)

LIQ = 流動比率 (流動資產除以流動負債)

簽證公司破產之可能性。因破產可能性提高，會計師的查核風險亦提升，本研究預期此變數的係數符號應為正號。

DQO (Dummy for a Qualified Opinion)：會計師查核意見型態的虛擬變數。被簽證公司當年度之查核意見為標準無保留意見者設為 0，標準無保留意見以外之意見包括修正式無保留意見、保留意見、拒絕表示意見及相反意見，設為 1。因非標準無保留的查核意見並非公司所樂見，意味會計師將簽發非標準無保留意見時，其與公司經營者的溝通協調時間將拉長 (Bamber et al., 1993; Schwartz & Soo, 1996)，故本研究預期此變數的係數符號應為正號。

BIG5 (Dummy for Audit Quality)：以會計師事務所規模作為審計品質替代變數的虛擬變數。本研究以前五大會計師事務所及非前五大會計師事務所作區分，前五大會計師事務所係指勤業、安侯建業、資誠、致遠與眾信會計師事務所，由前五大會計師事務所簽證者為 1，其他為 0。大會計師事務所基於聲譽與查核品質的考量，可能願意以更謹慎的態度面對其審計合約，將導致其外勤工作時間的延長；然而，大會計師事務所資源較豐富，審計效率較高，此時會顯著縮短外勤工作時間，因存在相反的兩種可能性，故本研究不預期此變數的係數預期符號。

SHARES (Accounting Information Needs Intensity)：會計資訊需求強度。為審計客戶的總股東人數取自然對數。Sengupta (2004) 認為公司的股東人數越多，則適時揭露資訊的要求越高，故此變數的預期符號為負。

ε ：模式殘差項。

肆、實證結果分析

一、敘述性統計量

關於會計師異動與家族控制公司對財務報表公佈時效性影響之相關變數的敘述性統計量，如表 3 所示。由表 3 可知，財務報表公佈時間落差的平均值約 98 天，即從會計年度截止日至監察人審核報告書日之平均天數約為 98 天，標準差為 20 天。如觀察個別樣本，發現有

4 個樣本公司的財務報表時間落差高於證券交易法規定之期限（證券交易法規定應於每營業年度終了後四個月內公告並向主管機關申報（經核准得延長至 5 月 31 日），經會計師查核簽證、董事會通過及監察人承認之年度財務報告），分析原因多數與會計師簽發非標準無保留意見導致監察人進一步查核有關，因本研究在控制變數中包括會計師的意見型態，故未加以排除。然為求實證結果的強韌性，本文將刪除財務報表時間落差高於 152 天（相當於 5 月 31 日後）的樣本，於敏感性分析時加以測試。會計師事務所異動與會計師個人異動的虛擬變數部份，樣本中約有 3.11% 的觀察值在研究期間發生會計師事務所異動，約 24.77% 的觀察值在研究期間發生至少一個簽證會計師個人異動。有 23.86% 的觀察樣本係由家族所控制。控制變數方面，約有 3.48% 的觀察值存在非常項目，當年度發生營業虧損的觀察值約佔 38.79%，約 51.44% 的觀察值收到非標準無保留意見，約 81.36% 的觀察值係由前五大會計師事務所簽證。破產預估值控制變數的平均值為 -1.9934，股東人數取自然對數的平均值為 9.4896。

表 3 相關變數敘述性統計量 (N=1320)

變數	平均值	標準差	最小值	第一四分位數	中位數	第三四分位數	最大值
FRL	98.4341	19.5844	30	86	101	115	200
DAFC	0.0311	0.1735	0	0	0	0	1
DAIC	0.2477	0.4319	0	0	0	0	1
FC	0.2386	0.4264	0	0	0	0	1
SIZE	15.5557	1.1092	13.1097	14.7708	15.4239	16.1630	19.7291
DAI	0.0348	0.1835	0	0	0	0	1
DANL	0.3879	0.4875	0	0	0	1	1
PB	-1.9934	1.0126	-4.3357	-2.6872	-2.0376	-1.3570	1.8056
DQO	0.5144	0.5000	0	0	1	1	1
BIG5	0.8136	0.3895	0	1	1	1	1
SHARES	9.4896	1.3537	5.1059	8.5885	9.5184	10.3549	13.5494

符號說明：

FRL：會計年度截止日至監察人審核報告書日之天數。

DAFC：公司簽證會計師事務所異動之虛擬變數。當年度有會計師事務所異動為 1，其他為 0。

DAIC：公司簽證會計師個人異動之虛擬變數。當年度有會計師個人異動為 1，其他為 0。

FC：家族控制型態公司的虛擬變數。家族控制公司者為 1，不存在最終控制權的公司為 0。

表 3 相關變數敘述性統計量 (N=1320)

SIZE：公司規模。為簽證公司總資產之自然對數。

DAI：非常損益項目的虛擬變數。公司當年度損益表出現這些非常損益項目者為 1，其他為 0。

DNAL：當年度發生營業虧損之虛擬變數。當年度損益表之稅後淨利是負數者為 1，其他為 0。

PB：採用 Zmijewski (1984) 之破產預測模式計算簽證公司破產之預估值。

DQO：審計意見型態的虛擬變數。公司當年度之查核意見為非標準無保留者為 1，其他為 0。

BIG5：會計師事務所審計品質的虛擬變數。由前五大會計師事務所簽證者為 1，其他為 0。

SHARES：會計資訊需求強度。為審計客戶的總股東人數取自然對數。

表 4 變數之相關係數分析

	FRL	DAFC	DAIC	FC	SIZE	DAI	DNAL	PB	DQO	BIG5	SHARES
FRL		0.122 ^a	0.071 ^a	0.074 ^a	0.048 ^c	0.062 ^b	0.245 ^a	0.197 ^a	0.122 ^a	-0.078 ^a	0.110 ^a
DAFC	0.102 ^a		0.312 ^a	0.012	0.016	-0.010	0.099 ^a	0.124 ^a	0.052	-0.049	0.312 ^a
DAIC	0.079 ^a	0.312 ^a		0.016	0.024	-0.004	0.083 ^a	0.092 ^a	0.006	0.036	0.020
FC	0.066 ^a	0.012	0.016		-0.217 ^a	0.010	-0.074 ^a	-0.083 ^a	-0.089 ^a	-0.015	-0.276 ^a
SIZE	0.069 ^a	0.015	0.030	-0.228 ^a		0.074 ^a	0.096 ^a	0.168 ^a	0.211 ^a	0.074 ^a	0.781 ^a
DAI	0.075 ^a	-0.010	-0.004	0.010	0.080 ^a		0.069 ^b	0.045	0.061 ^b	0.017	0.083 ^a
DNAL	0.265 ^a	0.099 ^a	0.083 ^a	-0.074 ^a	0.123 ^a	0.069 ^a		0.427 ^a	0.154 ^a	-0.050	0.270 ^a
PB	0.222 ^a	0.115 ^a	0.082 ^a	-0.074 ^a	0.218 ^a	0.061 ^a	0.411 ^a		0.191 ^a	-0.085 ^a	0.162 ^a
DQO	0.117 ^a	0.052	0.006	-0.089 ^a	0.227 ^a	0.061 ^a	0.154 ^a	0.176 ^a		0.025	0.264 ^a
BIG5	-0.050	-0.079	0.036	-0.015	0.050	0.017	-0.050	-0.086 ^a	0.025		0.014
SHARES	0.110 ^a	0.009	0.014	-0.283 ^a	0.784 ^a	0.085 ^a	0.028 ^a	0.168 ^a	0.262 ^a	0.012	

說明：

1. FRL：會計年度截止日至監察人審核報告書日之天數。

DAFC：公司簽證會計師事務所異動之虛擬變數。當年度有會計師事務所異動為 1，其他為 0。

DAIC：公司簽證會計師個人異動之虛擬變數。當年度有會計師個人異動為 1，其他為 0。

FC：家族控制型態公司的虛擬變數。家族控制公司者為 1，不存在最終控制權的公司為 0。

SIZE：公司規模。為簽證公司總資產之自然對數。

DAI：非常損益項目的虛擬變數。公司當年度損益表出現這些非常損益項目者為 1，其他為 0。

DNAL：當年度發生營業虧損之虛擬變數。當年度損益表之稅後淨利是負數者為 1，其他為 0。

PB：採用 Zmijewski (1984) 之破產預測模式計算簽證公司破產之預估值。

DQO：審計意見型態的虛擬變數。公司當年度之查核意見為非標準無保留者為 1，其他為 0。

BIG5：會計師事務所審計品質的虛擬變數。由前五大會計師事務所簽證者為 1，其他為 0。

SHARES：會計資訊需求強度。為審計客戶的總股東人數取自然對數。

2. 右上半部份為 Pearson 相關係數分析，左下半部份為 Spearman 相關係數分析。

3. 「a」代表達 1% 的顯著水準，「b」代表達 5% 的顯著水準，「c」代表達 10% 的顯著水準。

二、迴歸結果分析

為避免樣本異質性影響實證的推論，本研究以 White (1980) 的方法調整異質變異後進行實證分析。會計師異動與家族控制型態對財務報表公佈時效性影響的實證結果如表 5 所顯示。由表 5 觀察，在會計師事務所異動與會計師個人異動兩個模式的配適度，均達到 1% 的統計顯著水準¹⁰。另外，各自變數 VIF 值（為簡化而未列出），除公司規模（SIZE）與會計資訊需求強度（SHARES）變數的 VIF 值在 3 左右之外，其餘變數的 VIF 值均小於 1.4，而公司規模與會計資訊需求強度變數的 VIF 值雖然較高，因 Neter, Wasserman, & Kutner (1989) 認為 VIF 值超過 10 時才會出現顯著的共線性問題，因此本研究實證模型所用的解釋變數可合理推估應未受到嚴重共線性的影響¹¹。

表 5 之實證結果顯示：會計師異動對於財務報表公佈時效性之影響方面，在合併資料的檢測中，會計師事務所異動之係數為 9.58 ($t=2.77$)，符號為正，且達到 1% 的統計顯著水準，可知會計師事務所異動與財務報表公佈時間落差確實存在顯著正相關，代表當會計師事務所異動時，財務報表公佈時間落差平均會延長約 9.6 天，換言之，會計師事務所的異動會延長財務報表公佈時間落差。本文針對我國特殊的審計環境規範，另以會計師個人異動測試對財務報表公佈時間落差之影響。會計師個人異動之虛擬變數的迴歸係數為 2.12 ($t=1.74$)，亦達到 10% 的統計顯著水準，表示會計師個人異動與財務報表公佈時間落差呈顯著正相關，亦即當會計師個人異動時，財務報表時間落差平均會延長約 2.1 天。如果觀察追蹤資料的實證結果，會計師事務所異動虛擬變數之係數為 6.88 ($t=2.11$)，會計師個人異動虛擬變數之係數為 0.89 ($t=0.71$)，前者達到 10% 的統計顯著水準，而後者影響方向為正，但未達統計顯著水準¹²。綜合比較上述實證結果，會計師事務

¹⁰ 本研究曾以公司將財務資訊上傳至股市公開資訊觀測站為衡量時間落差的基礎，相同的模式的調整後 R^2 僅達 2.87% 與 3.03%，顯見在台灣之證券交易法、交易所對於財務報表申報之規範下，以財務資訊上傳日為基礎討論財務報表的時效性，相對不適宜。

¹¹ 本研究曾將公司規模與會計資訊需求強度兩個控制變數加以排除，進行額外測試，發現結果雷同，僅模式的調整後 R^2 分別降為 9.36% ($F=20.47$) 與 8.89% ($F=19.38$)。

¹² 本研究根據 Hausman (1978) 的檢測結果，將橫剖樣本觀測值採用隨機效果設定，至於年度部份則採用固定效果的設定，倘若僅橫剖樣本觀測值採用隨機效果設定，而年度未設定固定效果，實證結果雷同。

所的異動確實與財務報表的時間落差成正向關係，而會計師個人異動對財務報表時效性之影響小於會計師事務所異動。因此，本研究之研究假說一獲得實證的支持。

公司控制型態對於財務報表公佈時效性之影響方面，在合併資料的檢測中，存在最終家族控制股東之公司的虛擬變數，在會計師事務所異動與會計師個人異動兩個模型中的迴歸係數分別為 5.25 ($t=4.37$) 與 5.28 ($t=4.42$)，皆達到 1% 的統計顯著水準，得知存在最終家族控制股東的公司與財務報表時間落差呈顯著正相關。如觀察追蹤資料的實證結果，存在最終家族控制股東之公司的虛擬變數在兩個異動模型中的係數分別為 8.01 ($t=5.59$) 與 8.12 ($t=5.67$)，亦皆達到 1% 統計顯著水準。此結果顯示當公司由家族或個人持股達 20% 以上時，財務報表時間落差平均會較不存在最終控制權型態之公司延長約 5~8 天，研究假說二獲得實證的支持。換言之，存在最終家族控制股東的公司，因家族控制股東對適時揭露資訊需求較低，且因擁有私有資訊的利益導致提前揭露資訊的動機降低，加上一個相對弱勢的簽證會計師，因此顯著延長財務報表的公佈時間。

至於控制變數方面，說明如下：在合併資料的檢測中，公司規模與財務報表公佈時間落差為負相關，但皆未達統計顯著水準，可能由於投資者或利害團體對大型公司的資訊透明度與時效性要求高，故雖然交易繁雜，但會計師與管理階層在外部壓力下，導致較短之財務報表公佈時間落差。¹³ 存在非常項目的虛擬變數與財務報表公佈時間落差呈正相關，但未達顯著水準。當年度是否發生營業虧損的虛擬變數與財務報表公佈時間落差顯著為正，迴歸係數分別為 6.63 ($t=5.39$) 與 6.73 ($t=5.47$)，皆達 1% 的統計顯著水準，其代表公司當年度有發生營業虧損者，財務報表時間落差平均分別會延長約 6.5 天，此結果與文獻之實證結果並無差異，意味公司當年度有營業虧損者，由於有較高之審計風險，會計師需花費較多時間查核與溝通協調，因此會顯著延長財務報表公佈時間落差。另外，衡量公司財務狀況之破產可能性的變數之迴歸係數分別為 1.92 ($t=3.30$) 與 2.00 ($t=3.42$)，皆達 1% 的統計顯著水準，亦與文獻結論相一致，顯示公司之財務狀況愈差，愈有可

¹³ 本研究以 Sengupta (2004) 的作法，以營業收入作公司規模的替代變數加以測試，結果相同。如果以股票市值作為規模的替代變數，結果亦一致。

表 5 會計師異動、存在最終控制家族對財務報表公佈時間落差之影響

$$FRL = \beta_0 + \beta_1 \times DAC + \beta_2 \times FC + \beta_3 \times SIZE + \beta_4 \times DAI + \beta_5 \times DNAL + \beta_6 \times PB + \beta_7 \times DQO + \beta_8 \times BIG5 + \beta_9 \times SHARES + \varepsilon$$

變數	預期 符號 方向	會計師事務所異動模式 (FRL)		會計師個人異動模式 (FRL)	
		合併資料	追蹤資料	合併資料	追蹤資料
		係數 (t 值)	係數 (t 值)	係數 (t 值)	係數 (t 值)
截距		99.31 ^a (11.48)	94.73 ^a (9.57)	99.46 ^a (11.58)	94.79 ^a (9.58)
會計師異動 (DAC)	+	9.58 ^a (2.77)	6.88 ^b (2.11)	2.12 ^c (1.74)	0.89 (0.71)
家族控制型態 (FC)	+	5.25 ^a (4.37)	8.01 ^a (5.59)	5.28 ^a (4.42)	8.12 ^a (5.67)
公司規模 (SIZE)	?	-0.90 (-1.10)	-1.12 (-1.24)	-0.89 (-1.10)	-1.12 (-1.24)
非常項目 (DAI)	+	4.07 (1.43)	2.74 (0.94)	3.95 (1.40)	2.66 (0.91)
營業虧損 (DNAL)	+	6.63 ^a (5.39)	5.47 ^a (4.20)	6.73 ^a (5.47)	5.55 ^a (4.26)
破產預估值 (PB)	+	1.92 ^a (3.30)	1.96 ^a (2.91)	2.00 ^a (3.42)	2.02 ^a (3.00)
審計意見型態 (DQO)	+	2.65 ^b (2.48)	2.16 ^c (1.78)	2.78 ^a (2.60)	2.27 ^c (1.87)
審計品質 (BIG5)	?	-2.76 ^b (-2.15)	-4.00 ^a (-2.60)	-3.03 ^b (-2.30)	-4.15 ^a (-2.69)
會計資訊需求強度 (SHARES)	-	1.42 ^c (1.94)	2.38 ^a (2.98)	1.40 ^c (1.92)	2.39 ^a (2.99)
N		1320	1113	1320	1113
F 值		16.55 ^a	11.03 ^a	15.67 ^a	10.65 ^a
調整後 R ²		9.59%	9.03%	9.10%	8.71%

說明：

1. FRL：會計年度截止日至監察人審核報告書日之天數。

DAC：公司之簽證會計師事務所異動虛擬變數。如當年度有會計師事務所異動為 1，其他為 0。

FC：家族控制型態公司的虛擬變數。家族控制公司者為 1，不存在最終控制權的公司為 0。

SIZE：公司規模。為簽證公司總資產之自然對數。

DAI：非常損益項目的虛擬變數。公司當年度損益表出現這些非常損益項目者為 1，其他為 0。

DNAL：當年度發生營業虧損之虛擬變數。當年度損益表之稅後淨利是負數者為 1，其他為 0。

PB：採用 Zmijewski (1984) 之破產預測模式計算簽證公司破產之預估值。

DQO：審計意見型態的虛擬變數。公司當年度之查核意見為非標準無保留者為 1，其他為 0。

BIG5：會計師事務所審計品質的虛擬變數。由前五大會計師事務所簽證者為 1，其他為 0。

SHARES：會計資訊需求強度。為審計客戶的總股東人數取自然對數。

2. 迴歸係數下面括號內為 t 值。

3. 「a」代表達 1% 的顯著水準，「b」代表達 5% 的顯著水準，「c」代表達 10% 的顯著水準。

能發生舞弊或窗飾之行為，會計師加強查核的結果，會延長財務報表公佈時間落差。在審計意見型態方面，迴歸係數分別為 2.65($t=2.48$)與 2.78($t=2.60$)，代表當公司收到非標準無保留意見時，會顯著延長其財務報表時間落差。在審計品質的控制變數方面，迴歸係數分別為 -2.76($t=-2.15$)與 -3.03($t=-2.30$)，顯示公司由前五大會計師事務所簽證時，平均會縮短財務報表時間落差約 3 天，此結果與 Ashton et al.(1989)研究之實證結果一致，可能係因大型事務所人力資源較豐富，審計效率較高，因此會有較短之財務報表公佈時間落差。至於會計資訊需求強度變數，迴歸係數分別為 1.42($t=1.94$)與 1.40($t=1.92$)，意味股東人數越多，顯著延長財務報表公佈時間落差，此結果與 Sengupta (2004)的結果不一致。因我國資本市場之投資者結構，個人投資者(即所謂散戶)仍居多數，個人投資者相較於專業的投資機構，投資專業能力與資訊的可及性較低，可能導致其對會計資訊的攸關性需求高於時效性的需求。股東人數越多，通常意味個人投資者越多，因此，此實證結果在某種程度可能與我國資本市場的投資者結構相關。¹⁴惟此議題並非本文所探討的主題，故不再加以深究其原因。至於在追蹤資料的檢測中，其結果與合併資料之檢測結果雷同，不再贅述。

綜合前述結果，本研究的兩個研究假說皆獲得實證的支持，而多數的控制變數的實證結果亦與目前文獻的觀點相一致。故可合理推論會計師異動會顯著延長財務報表公佈的時間落差，且會計師事務所異動的影響高於會計師個人異動的影響，而且，存在最終家族控制股東的公司亦為影響財務報告時間落差的重要因素。

伍、敏感性測試

針對前述有部分樣本的財務報表時間落差高於證券交易法之規定期限，本文將財務報表時間落差高於 152 天之 4 個樣本加以刪除，作額外測試，其實證結果如表 6 的「刪除時間逾限樣本測試」。結果發現會計師異動之迴歸係數分別為 5.11 ($t=2.07$)與 1.60 ($t=1.36$)，顯示會計師事務所異動確實會影響財務報表公佈時間落差，但會計師個人

¹⁴ 作者非常感謝一位匿名評審委員提供資本市場投資人組成結構可以適當解釋此控制變數實證結果與國外文獻不一致的寶貴意見。

異動部份對財務報表公佈時間落差的影響較小，與前述結果大致雷同。而存在最終家族控制的虛擬變數之係數，則分別為 5.45 ($t=4.58$) 與 5.46 ($t=4.61$)，此結果與前述實證結果完全一致，其他控制變數除審計品質外，結果亦與前述結果雷同。審計品質變數符號與前面相同為負，但未達統計顯著水準。

其次，在樣本中有 223 個觀測值歸類為最終控制股東為股權分散的公開發行公司的控制型態，因可能由個人或家族透過股權分散的公司間接控制被投資公司，故本研究另以最終控制股東為股權分散的公開發行公司的控制型態之樣本¹⁵，測試存在最終控制股東對財務報表公佈時間落差之影響。因不存在最終控制型態的樣本數為 1,005，故此額外測試的總樣本數為 1,228。同時，本研究沿續前述家族控制型態虛擬變數的設定方式，將最終控制股東為股權分散的公開發行公司者設為 1，不存在最終控制股東之公司為 0。測試結果呈現於表 6 之「股權分散公司之控制」欄位。由表 6 發現：會計師異動之迴歸係數分別為 11.57 ($t=2.85$) 與 3.29 ($t=2.67$)，皆達到 1% 的統計顯著水準，與前述結果相同。而最終控制股東為股權分散之公開發行公司的控制型態虛擬變數之係數，則分別為 0.7 ($t=0.49$) 與 0.64 ($t=0.45$)，皆未達到統計顯著水準，此單獨分析最終控制股東為股權分散的公開發行公司的控制型態與不存在最終控制型態的樣本間比較之實證結果符合預期，即個人或家族透過股權分散的公司僅能間接控制被投資公司，且其影響力尚須視個人或家族對股權分散公司的持股與股權分散的控制公司對被投資公司的控制力而定。其他控制變數除審計品質外，與原實證結果並無差異。¹⁶

再者，本研究將 Sengupta (2004) 的部分控制變數加入實證模式中，包括衡量所有權成本的市值與帳面價值比 (market value to book value of equity, MB)、衡量訴訟風險的科技產業變數 (電子相關產業，IND)、衡量外部監理機制的機構投資者持股比率 (percentage of

¹⁵ 本研究將股權分散的公開發行公司控制型態樣本定義為下列任何一種情形之公司：(1) 單一公司持股超過該公司股份之 20% 以上者；(2) 單一公司持股加上其轉投資持股達 50% 以上之公司持股總數達該公司股份之 20%。

¹⁶ 本研究改以前三大會計師事務所 (即勤業、資誠與安侯建業) 作為審計品質變數，作額外測試，結果亦僅在刪除時間逾限與股權分散公開發行公司控制兩個實證模式下不顯著。

common shares held by financial institutions, INST)、與衡量投資者資訊需求的股票週轉率(total number of shares traded over the fiscal year divided by total shares outstanding at fiscal year end, TURN)。加入此四個額外控制變數的測試結果如表 6 的「其他控制變數模式」欄位所呈現。會計師異動之迴歸係數分別為 9.65($t=2.78$)與 2.12($t=1.73$)，分別達到 1%與 10%的統計顯著水準，與原始結果大致雷同。而存在最終家族控制型態的虛擬變數之係數，則分別為 5.17($t=4.33$)與 5.22($t=4.39$)，皆達到 1%的統計顯著水準。Sengupta (2004) 的四個控制變數的迴歸係數，則皆未達統計顯著水準，而原始的控制變數的迴歸係數則未出現顯著的差異。因此，是否加入 Sengupta (2004) 的控制變數似乎未影響本研究的實證結果。

最後，本研究將 Sengupta (2004) 的四個控制變數結合追蹤資料作檢測，測試結果如表 6 的最右邊兩個欄位的資料所顯示。由表 6 顯示：主要解釋變數會計師事務所異動之係數為 6.72($t=2.06$)，達到 5%統計顯著水準，然而，會計師個人異動之虛擬變數迴歸係數為 0.85($t=0.69$)，係數符號為正，但未達統計顯著水準。而存在最終家族控制股東之公司的虛擬變數，在會計師事務所異動與會計師個人異動兩個模型中的迴歸係數分別為 8.07($t=5.62$)與 8.18($t=5.70$)，此結果與前述實證結果完全一致。其他控制變數的結果亦與前述結果雷同。

綜合前述敏感性分析，可合理的推論本研究的實證結果具有強韌性，亦即實證結果在不同的樣本數、不同的控制型態、增加控制變數、與不同的模式設定下，皆獲得實證的支持。

表 6 會計師異動、存在最終控制家族對財務報表公佈時間落差之影響

$$FRL = \beta_0 + \beta_1 \times DAC + \beta_2 \times FC + \beta_3 \times SIZE + \beta_4 \times DAI + \beta_5 \times DNAL + \beta_6 \times PB + \beta_7 \times DQO + \beta_8 \times BIG5 + \beta_9 \times SHARES + \varepsilon$$

$$FRL = \beta_0 + \beta_1 \times DAC + \beta_2 \times FC + \beta_3 \times SIZE + \beta_4 \times DAI + \beta_5 \times DNAL + \beta_6 \times PB + \beta_7 \times DQO + \beta_8 \times BIG5 + \beta_9 \times SHARES + \beta_{10} \times MB + \beta_{11} \times IND + \beta_{12} \times INST + \beta_{13} \times TURN + \varepsilon$$

變數	刪除 時間逾限樣本		股權分散 之公司控制		其他控制變數		追蹤資料加 其他控制變數	
	事務所 異動	會計師 異動	事務所 異動	會計師 異動	事務所 異動	會計師 異動	事務所 異動	會計師 異動
	係數 (t 值)	係數 (t 值)	係數 (t 值)	係數 (t 值)	係數 (t 值)	係數 (t 值)	係數 (t 值)	係數 (t 值)
截距 (C)	99.39a (11.68)	99.33 ^a (11.73)	110.20a (12.47)	110.19 ^a (12.58)	94.26 ^a (10.07)	94.50 ^a (10.15)	87.58 ^a (8.11)	87.38 ^a (8.09)
會計師異動 (DAC)	5.11 ^b (2.07)	1.60 (1.36)	11.57 ^a (2.85)	3.29 ^a (2.67)	9.65 ^a (2.78)	2.12 ^c (1.73)	6.72 ^b (2.06)	0.85 (0.69)
家族控制型態 (FC)	5.45 ^a (4.58)	5.46 ^a (4.61)	0.70 (0.49)	0.64 (0.45)	5.17 ^a (4.33)	5.22 ^a (4.39)	8.07 ^a (5.62)	8.18 ^a (5.70)
公司規模 (SIZE)	-0.92 (-1.15)	-0.92 (-1.15)	-2.22 a (-2.71)	-2.19 a (-2.69)	-0.45 (-0.50)	-0.44 (-0.50)	-0.41 (-0.42)	-0.39 (-0.40)
非常項目 (DAI)	4.35 (1.55)	4.32 (1.55)	1.45 (0.44)	1.66 (0.51)	3.93 (1.39)	3.78 (1.34)	2.38 (0.81)	2.27 (0.77)
營業虧損 (DNAL)	6.39 ^a (5.32)	6.41 ^a (5.34)	7.35 ^a (5.79)	7.44 ^a (5.88)	6.26 ^a (4.93)	6.36 ^a (5.00)	5.02 ^a (3.75)	5.10 ^a (3.81)
破產預估 (PB)	1.88 ^a (3.31)	1.90 ^a (3.35)	1.70 ^a (2.87)	1.78 ^a (2.98)	1.72 ^a (2.88)	1.81 ^a (3.00)	1.71 ^a (2.50)	1.77 ^a (2.58)
審計意見 (DQO)	2.39 ^b (2.26)	2.46 ^b (2.33)	2.71 ^b (2.33)	2.96 ^a (2.53)	2.51 ^b (2.34)	2.66 ^a (2.47)	1.96 (1.60)	2.07 ^c (1.69)
審計品質 (BIG5)	-1.67 (-1.43)	-1.80 (-1.53)	-1.62 (-1.07)	-2.09 (-1.33)	-2.36 c (-1.77)	-2.67c (-1.93)	-3.49b (-2.22)	-3.64b (-2.31)
股東資訊需求 (SHARES)	1.36 ^c (1.90)	1.35 ^c (1.89)	2.27 ^a (3.16)	2.21 ^a (3.07)	1.27 (1.61)	1.24 (1.58)	2.06 ^b (2.47)	2.06 ^b (2.47)
市值帳面比 (MB)	---	---	---	---	-0.26 (-0.40)	-0.32 (-0.48)	-0.76 (-1.18)	-0.79 (-1.22)
電子產業 (IND)	---	---	---	---	-0.44 (-0.33)	-0.23 (-0.17)	-0.69 (-0.40)	-0.57 (-0.33)
機構投資者 (INST)	---	---	---	---	-7.47 (-1.23)	-7.33 (-1.21)	-7.91 (-1.22)	-8.33 (-1.28)
股票週轉率 (TURN)	---	---	---	---	0.07 (0.29)	0.06 (0.25)	0.13 (0.56)	0.13 (0.55)
N	1316	1316	1228	1228	1320	1320	1113	1113
F 值	14.38 ^a	14.26 ^a	15.65 ^a	14.99 ^a	11.67 ^a	11.05 ^a	8.38 ^a	8.11 ^a
調整後 R ²	8.39%	8.32%	9.70%	9.31%	9.52%	9.01%	9.06%	8.75%

**表 6 會計師異動、存在最終控制家族對財務報表公佈時間落差之影響
(續)**

說明：

1. FRL：會計年度截止日至監察人審核報告書日之天數。
DAC：公司之簽證會計師異動虛擬變數。區分為會計師事務所異動與會計師個人異動兩大類。如當年度有會計師事務所異動為 1，其他為 0。
FC：家族控制型態公司的虛擬變數。家族控制公司者為 1，不存在最終控制權的公司為 0。在測試股權分散公開發行公司控制時，則指股權分散公開發行公司的虛擬變數。
SIZE：公司規模。為簽證公司總資產之自然對數。
DAI：非常損益項目的虛擬變數。公司當年度損益表出現這些非常損益項目者為 1，其他為 0。
DNAL：當年度發生營業虧損之虛擬變數。當年度損益表之稅後淨利是負數者為 1，其他為 0。
PB：採用 Zmijewski (1984) 之破產預測模式計算簽證公司破產之預估值。
DQO：審計意見型態的虛擬變數。公司當年度之查核意見為非標準無保留者為 1，其他為 0。
BIG5：會計師事務所審計品質的虛擬變數。由前五大會計師事務所簽證者為 1，其他為 0。
SHARES：會計資訊需求強度。為審計客戶的總股東人數取自然對數。
MB：市值與帳面價值比。係公司的期末權益市值除以權益的帳面價值。
IND：科技產業的虛擬變數。電子相關產業者設為 1，其餘為 0。
INST：機構投資者持股比率。機構投資者係指國內外金融機構與國內外基金。
TURN：股票週轉率。為當年度交易總股數除以期末流通在外普通股股數。
2. 迴歸係數下面括號內為 t 值。
3. 「a」代表達 1% 的顯著水準，「b」代表達 5% 的顯著水準，「c」代表達 10% 的顯著水準。

陸、結論

基於會計師異動對財務報表公佈時效性影響的實證研究結論並不一致，加上國內審計環境特殊，當面臨訴訟時，由會計師個人來負法律責任，而非會計師事務所，因此，本研究分別以會計師事務所異動及會計師個人異動來測試會計師異動對財務報表公佈時效性的影響。另外，在台灣，基於證券交易法第 36 條規定，對財務報表時間落差之決定而言，監察人審查報告書日至為關鍵，因此本文站在財務報表資訊生產完成即可揭露之觀點下，重新定義財務報表時間落差為會計年度結束日至監察人審核報告書日止的時間長度，企求更適切捕捉台灣財務報表的公佈時效性。研究結果顯示，會計師事務所異動與會計師

個人異動與財務報表公佈時間落差呈顯著的正向關係，即會計師異動會顯著延長財務報表公佈時間落差，且會計師事務所異動對財務報表公佈時效性的影響高於會計師個人異動的影響。此實證結果印證 DeAngelo (1981) 與 Dhaliwal et al. (1993) 的觀點。

再者，因存在最終控制家族或個人的公司，其所有權與經營權較一致，公司的管理者因擁有公司實際的經營私有資訊，對於適時揭露資訊的需求相對較低，而且，控制股東可因擁有公司的實際私有資訊而獲得利益，其提前揭露財務資訊的誘因較低，故可預期當公司存在最終家族控制股東時，提早揭露財務報表資訊的可能性降低。而且，因控制股東通常可有形或無形的掌控董事會，故實質上，會計師的聘任權皆由公司的最終控制股東所主導，加上存在家族控制的公司，其決策形成的一致性與共識較高，故會計師就有關會計原則適用爭議、應調整之分錄、審計意見形態等議題進行協商時，面對一個對自己擁有聘任權而無相對制衡的審計客戶，可預期會計師會處在相對不利的情境，完成審計合約的時間可能受到延誤。綜合上述因素，預期存在最終控制權為家族性公司將會有顯著較長的財務報表時間落差。研究結果顯示，家族控制型態公司與財務報表公佈時間落差呈顯著的正向關係，因此，本研究的研究假說獲得證實，亦即存在最終家族控制型態的公司的財務報表公佈時間落差顯著長於不存在最終控制股東的公司的財務報表公佈時間落差。本研究並進行若干敏感性測試，發現實證結果並不因其他設定與樣本變動的影響。

最後，在解釋本研究的實證結果時，有下列幾點須加以注意。首先，我國的特殊審計環境，在正常情況，審計決策與報告的簽發係由負責查核組別的會計師所決定，故以簽證組別異動作為衡量會計師異動的指標，或許更能捕捉會計師異動對財務報表公佈時效性的影響，然因會計師事務所內部簽證組別係非公開的資訊，而且會計師事務所存在跨組簽證的情形，本研究以可驗證的事務所及簽證會計師個人為衡量會計師異動的指標，實為權衡之下的選擇，實證結果亦無法擴大到簽證組別異動的影響，然這亦提供未來繼續探究此一議題的機會。¹⁷其次，本研究的實證模式係透過各解釋變數的設計與選擇，以捕捉解釋與被解釋變數之間可能存在的因果關係，故解釋變數的衡量無法完

¹⁷ 本文作者謝謝一位評審委員指出此一延伸研究議題的重要性。

全呈現變數之間的理論效果之可能性是存在的，譬如被解釋變數（財務報表時間落差，FRL）係沿用過去文獻的作法，以天數加以衡量，然 Bamber et al. (1993) 與 Henderson & Kaplan (2000) 皆指出審計工作的衡量係以工作小時為計算基礎，故在解釋實證結果時不能忽略衡量誤差的影響。然而，因審計時間規劃係會計師事務所內部資料，且受個別事務所的資源與特質所影響，以審計工作的時數作為衡量指標是否優於以天數作為衡量指標，有待未來研究加以檢驗。再者，自願性（如事務所內部輪調）與非自願性（如公司對會計師財務報表查核有歧見而更換）會計師異動對財務報表公佈的時效性可能有不同的影響¹⁸，雖然上市公司的會計師異動屬於重大訊息，須於證券交易所的網站公告更換會計師的原因及繼任的會計師，然而除少數諸如會計師退休、死亡等明確因素之外，實際的異動原因，會計師與審計客戶是否會據實揭露，並無法查證，故本研究的實證結果為不同異動原因下，平均會計師異動對財務報表公佈時效性的影響。最後，因研究樣本排除金融保險業，故研究結論可能無法推論至以金融保險產業為對象的此一議題的研究，而且，因實證資料的限制，本研究期間僅涵蓋三個會計年度，如果能延長研究期間至 6 年將提供更穩固的實證結果。至於其他未來研究建議方面，可加入考慮在一個會計年度中會計師更換時機，進一步探討早或晚更換之不同影響；亦可利用現金流量權與控制權之偏離來探討公司治理狀況對於財務報表公佈時效性之影響。

¹⁸ 不同會計師異動原因對於財務報表公佈時效性可能有不同的影響，例如，自願性會計師更換之原因，可能為會計師事務所內部輪調，若其審計團隊未改變，則對於財務報表公佈時效性影響較小，但若隨內部輪調而改變其審計團隊則影響較大。又例如公司與會計師就財務報表查核有歧見無法化解，導致會計師主動求去，則為自願性會計師更換，若在公司要求下而更換則為非自願性會計師更換，因此類異動通常會造成繼任會計師需花時間規劃及執行查核計畫，故此類更換會計師不論自願性、非自願性均可能造成較大之財務報表時效性之影響。因此，本研究無法以自願性、非自願性更換之簡單分類來歸類會計師更換對於財務報表時效性之影響。

參考文獻

- 林郁蕙，1993，我國上市公司年度財務報表期末查核期間之研究，台灣大學會計學系碩士班未出版碩士論文。
- 許林舜，1994，財務資訊發佈攸關期間之決定因素含 Duration Model 之應用，台灣大學會計學系碩士班未出版碩士論文。
- 陳鴻文，1995，我國上市公司會計師更換之資訊內涵研究，東吳大學會計學系碩士班未出版碩士論文。
- 廖秀梅、廖益興，2002，會計師更換時機對年報揭露時效及資本市場之影響，當代會計，第3卷第2期：221-230。
- 蔡彥卿，1995，公司財務報告時效性之實證研究：違反證券交易法之探討，臺大管理論叢，第6卷第1期：25-42。
- 蔡彥卿，1996，家族控股集團企業財務報表公告期間之研究，管理與系統，第3卷第1期：1-16。
- 賴美慧，1994，我國股票上市公司決算日至查核報告日時間落差之研究，東吳大學會計學系碩士班未出版碩士論文。
- Antle, R., and B. Nalebuff. 1991. Conservatism and auditor-client negotiations. *Journal of Accounting Research* 29 (3): 31-54.
- Ashton, R., J. Willingham, and R. Elliott. 1987. Empirical analysis of audit delay. *Journal of Accounting Research* 25 (2): 275-292.
- _____, P. Graul, and J. Newton. 1989. Audit delay and the timeliness of corporate reporting. *Contemporary Accounting Research* 5 (2): 657-673.
- Bamber, E. M., L. S. Bamber, and M. P. Schoderbek. 1993. Audit structure and other determinants of audit report lag: An empirical analysis. *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 12 (1): 1-23.
- Claessens, S., S. Djankov, and L. H. P. Lang. 1999. Who control east Asian corporation. *Policy Research Working Paper*, 2054, The World Bank.
- Courtis, J. K. 1976. Relationships between timeliness in corporate reporting and corporate attributes. *Accounting and Business Research* 7 (25): 45-56.
- DeAngelo, L. 1981. Auditor independence, 'Low Balling', and disclosure

- regulation. *Journal of Accounting & Economics* 3 (2): 113-127.
- Dhaliwal, D., J. Schatzberg, and M. Trombley. 1993. An analysis of the economic factors related to auditor-client disagreements preceding auditor changes. *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 12 (2): 22-38.
- Dyer, J., and A. McHugh. 1975. The timeliness of the Australian annual report. *Journal of Accounting Research* 13 (2): 204-219.
- Givoly, D., and D. Palmon. 1982. Timeliness of annual earnings announcements: Some empirical evidence. *The Accounting Review* 57 (3): 486-508.
- Hakansson, N. 1977. Interim disclosure and public forecasts: An economic analysis and a framework for choice. *The Accounting Review* 52 (2): 396-416.
- Hausman, J. A. 1978. Specification tests in econometrics. *Econometrica* 46 (6): 1251-1271.
- Healy, P. M., and J. M. Wahlen. 1999. A review of the earning management literature and its implications for standard setting. *Accounting Horizon* 13 (4): 365-383.
- Henderson, B. C., and S. E. Kaplan. 2000. An examination of audit report lag for banks: A panel data approach. *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 19 (2): 159-174.
- Jensen, M. C., and W. H. Meckling. 1976. Theory of the firm: Managerial behavior, agency cost and ownership structure. *Journal of Financial Economics* 3 (4): 305-360.
- Knechel W. R., and J. L. Payne. 2001. Additional evidence on audit report lag. *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 20 (1): 137-146.
- Kross, W., and D. A. Schroeder. 1984. An empirical investigation of the effect of quarterly earnings announcement timing on stock returns. *Journal of Accounting Research* 22 (1): 153-176.
- La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer, and R. Vishny. 1998. Law and finance. *Journal of Political Economy* 106 (6): 1113-1155.
- La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, and A. Shleifer. 1999. Corporate

- ownership around the world. *Journal of Finance* 54 (2): 471-517.
- Lev, B. 1988. Toward a theory of equitable and efficient accounting policy. *The Accounting Review* 63 (1): 1-22.
- Mock, R., A. Shleifer, and R. Vishny. 1988. Management ownership and market valuation: An empirical analysis. *Journal of Financial Economics* 20: 293-315.
- Neter, J., W. Wasserman, and M. H. Kutner. 1989. *Applied Linear Regression Models*. 2nd Ed, Homewood, Ill: Irwin.
- Patton, A., and J. C. Baker. 1987. Why won't directors rock the boat. *Harvard Business Review* 65 (6): 10-14.
- Schwartz, K. B., and B. S. Soo. 1996. The association between auditor changes and reporting lags. *Contemporary Accounting Research* 13 (1): 353-370.
- Sengupta, P. 2004. Disclosure timing: Determinants of quarterly earnings release dates. *Journal of Accounting and Public Policy* 23 (6): 457-482
- Shleifer, A., and R. Vishny. 1986. Large shareholders and corporate control. *Journal of Political Economy* 94 (3): 461-488.
- Wang, C., C. Lee, and B. Huang. 2003. An analysis of industry and country effects in global stock returns: Evidence from Asian countries and the U.S. *The Quarterly Review of Economics and Finance* 43 (3): 560-577.
- White, H. 1980. A heteroscedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity. *Econometrica* 48 (4): 817-838.
- Zahra, S. A., and J. A. Pearce. 1989. Boards of directors and corporate financial performance: A review and integrated model. *Journal of Management* 15 (2): 291-334.
- Zmijewski, M. E. 1984. Methodological issues related to the estimation of financial distress prediction models. *Journal of Accounting Research* 22 (Supplement): 59-86.

