

# 總審計調整數對公司財務報表 公佈時效性之影響

范宏書·陳慶隆·李淑華·謝永明\*

(收稿日期：95 年 9 月 20 日；第一次修正：96 年 1 月 8 日；  
第二次修正：96 年 6 月 22 日；接受刊登日期：96 年 9 月 17 日)

## 摘要

財務報表的時效性一直為會計專業、會計資訊使用者、主管機關與專業團體視為一個財務會計資訊的重要特徵 (Soltani, 2002)，且廣為資本市場參與者所討論的議題。公司所揭露之「自結盈餘」在某種程度可視為公司管理當局盈餘報導的企圖，而會計師查核後審定的盈餘則為會計師與審計客戶協商妥協之後的產品。將自結盈餘減審定盈餘之差額稱為總審計調整數。此調整數具有可觀測性與可衡量性的特徵，可避免一般盈餘管理研究中，用預期非裁決性盈餘模式推估裁決性應計數的衡量誤差問題，本研究採用此調整數作為衡量公司管理當局盈餘報導決策與會計師的盈餘報導決策間互動程度，藉以探討其對財務報表公佈時效性的影響。

實證結果顯示：無論以原始總計調整數、原始總審計調整數的絕對值或原始總審計調整數佔會計師審定後的報導盈餘數絕對值之比率的衡量指標，皆顯著與財務報表公佈時間落差呈顯著的正向關係。由正、負原始總審計調整數次樣本觀察，則發現會計師向下修正盈餘之正原始總審計調整數次樣本各總審計調整數指標，皆顯著影響公司財務報表的公佈時間落差，而會計師向上調整盈餘之負原始總審計調整數次樣本各總審計調整數指標的實證結果則皆未達統計顯著水準。本研究並進行若干敏感性測試，發現實證結果並不受其他設定與樣本變動的影響，故本研究結論具備相當的穩固性。

關鍵詞彙：總審計調整數，時間落差，監察人審查報告書日，盈餘管理，自結損益

## 壹· 緒論

訊息傳遞理論主張公司財務報表資訊的揭露在資本市場具有資訊內涵，對財務報表資訊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) 與 Lev (1988) 更指出延緩盈餘資訊的公佈會降低資訊的價值，亦造成資本市場參與者之間的資訊不對稱。Williams (1996) 則認為公司所揭露的財務預測倘若與最後公告的實際盈

---

\* 作者簡介：范宏書，輔仁大學會計學系副教授；陳慶隆，朝陽科技大學會計學系副教授；李淑華，國立台北大學會計學系助理教授；謝永明，東吳大學會計學系副教授。

餘差距過大，會造成公司信譽的損失，此資訊的不對稱會導致資訊使用者降低其對公司財務資訊的信任程度，甚至可能遭受主管機關的處分。換言之，財務報表的時效性<sup>1</sup>一直為會計專業、會計資訊使用者、主管機關與專業團體視為一個重要財務會計資訊的特徵 (Soltani, 2002)。

針對財務報表的時效性問題，我國證券主管機關設置「自結損益揭露制度」<sup>2</sup>藉以縮短財務報表時間落差 (Financial Report Lag)。公司所揭露的「自結損益」，在某種程度可視為公司管理當局報導盈餘的企圖 (即公司的盈餘報導決策)，而會計師查核後審定的盈餘，則為會計師與審計客戶之間協商妥協後的產品 (可視為會計師同意的盈餘報導決策)，此二者之差額，Hsieh & Tsai (2005) 將之定義為總審計調整數 (Aggregate Audit Adjustments, AAA)，此調整數在某種程度有其優越條件以作為衡量審計客戶盈餘管理企圖的替代變數，因其具有可觀測性與可衡量性的特徵，可避免一般盈餘管理研究中，用預期非裁決性盈餘模式 (例如，Dechow et al., 1995; Kothari et al., 2005 等) 推估裁決性應計數的衡量誤差問題<sup>3</sup>。故我國的「自結損益」的揭露資訊提供一個機會，讓本研究可以採用總審計調整數作為公司管理當局與會計師之間關於盈餘報導決策的互動衡量變數，藉以避免以非裁決性盈餘推估模式所導致的偏誤，來瞭解公司管理當局與會計師之盈餘報導決策的互動對於財務報表時間落差之影響。

會計師與審計客戶的盈餘報導決策是否影響財務報表公佈時效性的研究相對稀少。Begley & Ficher (1998) 發現非預期的盈餘變動可以解釋相當於 4% 的財務報表公佈時間落差的變異。Trueman (1990) 則認為管理當局晚揭露盈

<sup>1</sup> 部分探討財務報表時效性的研究係以資本市場對公司資訊揭露的反應或吸納速度作為時效性的衡量指標，本研究係以財務報表的生產面觀點，探討財務報表公佈時間落差的決定因素，兩者議題並不相同。

<sup>2</sup> 我國自民國 91 年 1 月 1 日起開始實施「自結損益制度」，在該制度實施之前，公司管理當局可自願性地揭露其年度的自結盈餘，該制度則要求已公開財務預測的上市 (櫃) 公司，應於年度終了日後一個月內公告上年度財務預測達成情形的相關資訊。

<sup>3</sup> 例如，Lee & Yue (2004) 以非裁決性盈餘的預期模式，推估裁決性應計數作為盈餘品質的替代變數，發現盈餘品質與財務報表時效性之間為同時決定關係。但如 Nelson et al. (2002) 所主張的，裁決性應計數係根據會計師查核後審定的財務報表的會計數字所推估，會因忽略會計師抑制公司管理當局盈餘操弄的企圖，進而低估審計的有效性。亦即，若著重在查核後審定的會計數字分析可能對會計師的調整決策 (指會計師在審計外勤工作結束日後，與審計客戶對會計估計或會計原則的適用性協商之調整事項或金額) 傳遞混雜的訊息。而且，以預期非裁決性盈餘模式推估的裁決性應計數，作為盈餘品質的替代變數從事檢定，本質上為解釋變數與被解釋變數之間的存在關係或不存在關係，與非裁決性盈餘預期模式的適切性二者之聯合檢定 (joint test)，實證的結果通常無法區分究竟是模式的適切性的影響，還是變數之間確實存在相關性所導致。換言之，實證結果所發現的盈餘品質與時效性之間的內生關係，有可能係非裁決性盈餘預期模式的適切性所造成，而非管理當局的盈餘管理影響財務報表的時效性。

餘，常伴隨著高估盈餘進而呈現較低的盈餘品質，而晚近 Bowen et al. (1992) 與 Lee & Yue (2004) 的研究亦顯示公司的管理當局，會策略性地同時操弄財務報表的公佈時間與盈餘管理。此意味管理當局的盈餘操弄意圖為影響公司財務報表公佈時效性的重要變數。然而，Begley & Ficher (1998)、Trueman (1990) 與 Bowen et al. (1992) 的研究皆以市場投資者的角度探討盈餘的報導與財務報表時效性之間的關係，而非以生產面觀點探討其對財務報表公佈時間落差的影响，且忽略會計師在盈餘報導過程中所扮演的角色。國內唯一相關文獻則為范宏書與陳慶隆 (2007) 的研究，該研究認為家族控制公司在面對會計師執行審計合約時，有較強的談判協商力，且存在最終控制家族的公司因外部股東對資訊即時揭露的要求相對較低，發現家族控制公司的財務報表公佈時效性顯著較差。本文希望透過公司所揭露的自結盈餘與會計師查核後審定的最終盈餘報導，更進一步衡量會計師與審計客戶之間的盈餘報導決策互動，對財務報表公佈時間落差的影响。因為，扮演一個外部監理機制角色的會計師，低盈餘品質可能伴隨著投資者賦予低審計品質的評價與潛藏高審計風險，故對於一個偏離真實盈餘的損益數字，會計師可能需要時間與公司管理當局溝通協調，要求公司管理當局部分或全部調整。故合理預測為總審計調整數越大，其反應會計師與審計客戶的盈餘報導決策間差距大，因需額外的時間協商調整，會延緩會計師查核後審定的盈餘之公佈時間，故會惡化財務報表的時效性。

至於如何衡量財務報表公布時間落差，在相關研究中，主要針對兩個時點來探討：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，對於財務報表完成全部程序可以公佈，尚有一段時間落差，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，但用以捕捉財務報表公佈時效性，則未盡合理。至於後者，文獻上的財務報表時間落差，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，所以年報上傳日可視為我國之盈餘宣告日。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，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。

本研究則延續范宏書與陳慶隆 (2007)，將財務報表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，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，此通常牽涉到公司管理當局的自願性延後揭露年報，或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）有關，與會計師、審計客戶的盈餘報導決策間互動並無太大的關聯。故站在財務報表資訊生產面之觀點，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。再者，因國外並無監察人的機制設計，而國內截止目前的文獻，除范宏書與陳慶隆 (2007) 外，並未發現有任何關於財務報表時效性之研究考慮此要素，故以監察人審查報告書日來定義財務報表時間落差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。<sup>4</sup>

本研究首先以 Hausman (1978) 的內生關係檢定，測試總審計調整數與財務報表時間落差之間的內生關係，實證發現總審計調整數與財務報表時間落差之間的內生關係並不顯著，故本研究直接採用最小平方法進行實證分析。實證結果顯示：無論以原始總計調整數、原始總審計調整數的絕對值或原始總審計調整數佔經會計師審定的報導盈餘數絕對值之比率的衡量指標，皆顯著其與財務報表公佈時間落差呈顯著的正向關係。換言之，總審計調整數的多寡影響公司管理當局與會計師對報導盈餘的談判妥協過程，進而顯著延長公司財務報表的公佈時效性。如果觀察正、負原始總審計調整數次樣本的實證結果，可發現現在正原始總審計調整數次樣本各總審計調整數衡量指標，皆顯著正向影響公司財務報表的公佈時效性，而在負原始總審計調整數次樣本中，各總審計調整

<sup>4</sup> 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，因在本文採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期間之探討，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，此觀點會於本研究之敏感性分析中（見表八）加以證實。

數衡量指標的實證結果則皆未達統計顯著水準，故本研究合理推論總審計調整數顯著影響公司財務報表的公佈時效性，主要來自正原始總審計調整數次樣本。

本研究主要貢獻有三：1. 國內截止目前文獻，並無直接討論公司管理當局與會計師關於盈餘報導決策之互動對財務報表公佈時效性之影響者，本研究透過自結盈餘與審定盈餘之差異來捕捉此一互動，以探討其與財務報表公佈時間落差之關係，此有助於拓展我國財務報表公佈時間落差的研究領域；2. 雖然 Bowen et al. (1992) 發現公司的管理當局會策略性的混合運用財務報表的公佈時間及盈餘管理，以影響利害關係人的認知及信念；而 Lee & Yue (2004) 亦發現盈餘管理與財務報表公佈時效性的內生關係。然而，該兩份文獻並無法釐清其實證結果是否受聯合檢定的效力所影響。在我國之「自結損益」制度下，公司所揭露的自結盈餘與會計師查核後審定的盈餘報導數的差額（即總審計調整數），具有可觀測性與可衡量性的特徵，此調整數因可避免一般盈餘管理研究中用預期非裁決性盈餘模式推估公司盈餘管理程度的衡量誤差問題，本研究有助於釐清公司盈餘品質與財務報表公佈時效性之真正關係；3. 我國證券主管機關設置「自結損益揭露制度」，企求藉此制度提高財務報表的時效性，本研究在某種程度提供佐證證據，支持主管機關晚近關於財務報表揭露制度的後續修正措施。<sup>5</sup>

本文除前述緒論外，第二節為文獻探討與實證假說；第三節為研究設計與變數衡量；第四節為實證結果與解釋；第五節為敏感性分析，最後為結論。

<sup>5</sup> 我國關於自結損益制度與財務報表揭露制度之修正演進如下：我國於民國 82 年 12 月發佈實施之「公開發行公司財務預測資訊公開體系實施要點」，其規定當公開發行公司符合特定情況，如募集與發行有價證券、同一任期董事席次變動達三分之一者等，必須發佈財務預測。民國 91 年 1 月 1 日起證期會實施之「特定情況下之強制公布財務預測及自結損益制度」，在民國 93 年底，證期局金管證六字第 0930005938 號函又重新修正，其規定自民國 94 年起，不再強制上市櫃公司編製財務預測，但未來各上市櫃公司可自行選擇公開簡式財務預測或完整式財務預測，惟已公開財務預測之上市（櫃）公司仍應於年度終了後一個月內於股市觀測站中自行發布前一年度自結盈餘及財務預測達成情形及差異原因，且若預測數或會計師審定後之公告數與自結盈餘差異達百分之二十以上且影響金額達新臺幣三千萬元及實收資本額之千分之五者，除應公告申報差異金額及原因外，並將列為證期局實質審閱的對象。因後續實質審閱之懲罰壓力的修正措施可減弱上市（櫃）公司對會計師之協商能力，有助於提升財務報表公佈時效性，故本研究的實證結果，在某種程度提供佐證證據支持主管機關關於財務報表揭露制度的修正方向。

## 貳· 文獻探討與實證假說

### 一、文獻探討

影響財務報表時間落差的研究主要可分為幾個主題，包括 1. 影響會計師查核報告時間落差的因素；2. 會計師異動與審計報告時間落差、盈餘宣告時間落差間之關係；3. 公司治理變數與財務報表公佈時效性之關係；4. 盈餘品質與財務報表公佈時效性之關係的研究。本研究的探討主題可歸屬於最後一類，即公司管理當局的盈餘品質是否顯著影響公司財務報表的公佈時效性。本研究發現國內關於財務報表時間落差的文獻，皆屬於相對較早期的研究，且並無直接討論公司管理當局以及會計師的盈餘報導決策對財務報表公佈時效性之影響者，故探討此一議題，有助於拓展我國財務報表公佈時間落差的研究領域。

近 20 年來，有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 et al. (1987)；Ashton et al. (1989)；Bamber et al. (1993)；Schwartz & Soo (1996)；Henderson & Kaplan (2000)；Knechel & Payne (2001) 與 Soltani (2002) 等；國內則有林郁蕙 (1993)、賴美惠 (1994) 及許林舜 (1994) 等以我國上市公司為對象，探討審計報告時間落差決定因素。其中，Ashton et al. (1987) 發現影響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與會計師認知可獲得之私人資訊；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) 另以加拿大公司為樣本，探討審計報告時間落差，發現平均的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。Bamber et al. (1993) 則將影響審計報告時間落差之因素分為三個構面：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，其模式的解釋能力較高（約 43%），然產業變數中僅有金融業達統計顯著水準。除前述 Ashton et al. (1989) 及 Bamber et al. (1993) 的研究外，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) 進一步以追蹤資料 (Panel Data) 方式消除樣本異質性所產生的偏誤，發現結論依舊成立。晚近，Knechel & Payne (2001) 其實證結果發現

增額審計時間、經驗不足之查帳人員實際查核工作時間越多、及提供稅務方面之非審計服務三者與審計報告時間落差成顯著正相關。

有關會計師異動與審計報告時間落差、盈餘宣告時間落差間之關係者，國外文獻僅有 Schwatz & Soo (1996) 之研究。Schwatz & Soo (1996) 研究顯示會計師之更換時機確實會影響審計報告時間落差，且會計師異動越接近會計期間截止日，對財務報表公佈時間落差的影響越大<sup>6</sup>。國內現行文獻中，則有陳鴻文 (1995) 探討會計師更換所隱含資訊內涵，晚近，廖秀梅與廖益興 (2002) 則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。最近，范宏書與陳慶隆 (2007) 以較新的資料探討會計師異動是否為決定財務報表公告時效性的影響變數，該研究發現會計師異動確實顯著延長公司財務報表的公告時間落差。

關於公司治理變數與財務報表公佈時效性關係的研究，國外文獻 Bamber et al. (1993) 以企業之股權集中度來衡量審計客戶之企業風險，其認為倘若股權愈分散，則外部投資人愈多，愈依賴財務報表，企業 (會計師) 遭訴訟的可能性愈高，故會增加會計師風險，此時會計師會傾向延後完成其查帳工作。實證結果證實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的決定因素，其研究發現股權集中度與審計報告時間落差雖然呈負相關，但無論在橫斷面資料分析或在追蹤資料分析中，均未達到統計顯著水準。在國內相關研究方面，蔡彥卿 (1996) 發現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而財務報表較晚公布。范宏書與陳慶隆 (2007) 則延伸蔡彥卿 (1996) 研究控制集團對財務報表

<sup>6</sup> Schwatz & Soo (1996) 認為發現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或高財務風險時，部分會計師事務所可能因俱備結構化審計技術可提供更多的監督，而導致審計客戶更換會計師。其次，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通常較早，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間落差的影響較小。但若因客戶對審計工作的執行、審計意見型態的簽發或財務狀態惡化之可能揭露，或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間落差會產生較大的影響。

時效性的影響，至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，該研究發現存在最終控制家族的公司，相對於非家族控制公司在面對會計師時有較強的談判協商力，而且存在最終控制家族的公司因外部股東對資訊即時揭露的要求相對較低，故存在家族控制公司的財務報表公佈時效性顯著較差。

至於盈餘品質與財務報表公佈時效性關係之相關研究文獻相對稀少。Trueman (1990) 認為公司的管理當局需要時間以進行盈餘管理或評估盈餘管理的影響，晚揭露會計資訊的公司包括較高的正向盈餘操弄 (income-increasing)，或盈餘品質較低。Bowen et al. (1992) 的研究則發現公司的管理當局會策略性的混合運用財務報表的公佈時間及盈餘管理，以影響利害關係人的認知及信念，進而強化其影響力。晚近，Lee & Yue (2004) 的研究則著重在盈餘管理與財務報表公佈時效性的內生關係，然而，其實證模式以預期非裁決性盈餘模式所計算的裁決性應計數作為盈餘品質的替代變數，雖然獲得裁決性應計數與財務報表時間落差互為影響的實證結果，但作者並無法釐清其實證結果是否受聯合檢定的效力所影響。國內研究中，並無已發表之相關研究。

雖然 Bowen et al. (1992) 主張公司的盈餘管理與財務報表的公佈時效性存在內生關係，Trueman (1990) 亦主張公司管理當局雖能控制財務報導的時間，但財務報導時間應為公司盈餘管理的副產品而非一個工具 (a by-product, not a tool)。而且，可以推論在公司管理當局與會計師的盈餘報導決策有落差時，會因協商談判盈餘調整數而影響財務報表與審計意見的簽發，但在關聯性分析上，很難建立因操弄財務報表公佈的時間而導致公司管理當局從事盈餘管理的關係者。Lee & Yue (2004) 則以裁決性應計數作為盈餘品質的替代變數，在實證下證實公司的盈餘管理與財務報表的公佈時效性存在內生關係。本研究認為 Lee & Yue (2004) 以裁決性應計數作為盈餘品質的替代變數而得到的研究結論，仍無法免除受聯合檢定效力與以裁決性應計數衡量盈餘品質之有效性的質疑。在我國之「自結損益」制度下，無論自願性揭露或強制性揭露自結盈餘，公司所揭露的自結盈餘與會計師查核後審定的盈餘報導數的差額，具有可觀測性與可衡量性的特徵，且就審計客戶而言，可視為盈餘操弄不為會計師所妥協的數額。此調整數因可避免一般盈餘管理研究中用預期非裁決性盈餘模式推估公司盈餘管理程度的衡量誤差問題，故在某種程度有其優越條件作為衡量審計客戶盈餘管理企圖的可行替代變數。

綜合前述，本研究希望透過我國審計簽證市場獨特性，控制相關影響財務報告時間落差之變數，以總審計調整數作為公司盈餘管理企圖的替代變數，

探討公司管理當局與會計師的報導盈餘決策之互動，是否對財務報告公佈時間落差有顯著的影響，以補充國內外文獻之不足。

## 二、實證假說

根據前述 Begley & Ficher (1998)、Trueman (1990)、Bowen et al. (1992)、與 Lee & Yue (2004) 的研究，在未考慮會計師在盈餘報導過程中所扮演的角色之下，仍然發現審計客戶的盈餘報導決策會影響其財務報表公告之時間落差。而 Nelson et al. (2002) 在其對某一前五大會計師事務所的 253 位會計師的問卷研究中，亦發現會計師在審計客戶的盈餘報導決策過程扮演重要的角色，Antle & Nalebuff (1991) 亦指出審計合約係會計師與公司經營者協商妥協下的產品。因此，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可能會影響財務報表的公佈時效性。倘若審計客戶報導的盈餘為會計師與審計客戶妥協之下的產品，則在將會計師的簽證行為併入公司報導盈餘決策的互動模式後，如果會計師所扮演的的外部監理機制的角色發揮作用，則會計師將顯著抑制高操弄報導盈餘的審計客戶的自結盈餘，亦即，總審計調整數 (AAA) 將顯著增加。然而，因公司管理當局對其報導的自結盈餘需負責任，故其希望總審計調整數能越少越佳，因而會計師與公司管理當局對於總審計調整數會進行談判協商。可預期高總審計調整數將顯著延長會計師與審計客戶的談判協商時間，進而延緩財務報表的公佈。故本研究的研究假說為：

**總審計調整數 (AAA) 越大，顯著延長財務報表的公佈時間落差。**

## 參· 研究設計與變數衡量

### 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差異甚大，亦予以排除。另外，樣本公司限定於採用曆年

制的公司以提高樣本的一致性<sup>7</sup>，如實證資料有缺漏之樣本，亦加以刪除。<sup>8</sup>本研究期間設定為民國 89 年至 91 年。樣本敘述性統計如表一所呈現。<sup>9</sup>

表一 樣本敘述性統計

產業/年度	89 年	90 年	91 年	合計
水泥	8	3	3	14
食品	9	13	6	28
塑膠	13	10	7	30
紡織	30	33	16	79
電機	13	23	17	53
電器	12	12	1	25
化工化學	18	20	15	53
玻璃磁磚	6	4	2	12
造紙	4	4	1	9
鋼鐵	10	12	6	28
橡膠	4	8	3	15

<sup>7</sup> 規定曆年制除此考慮外，另外可方便計算財務報表時間落差，因均為監察人審核報告書日減除一月一日。刪除非曆年制之公司只有一筆資料，其為佳格 (1227) 之 90 年公布自結損益。

<sup>8</sup> 本研究最終實證樣本 906 筆之取樣過程說明如下：TEJ 資料庫中，民國 89 年至 91 年上市公司資料共有 1,973 筆，排除金融保險產業與缺自結損益變數以外之研究資料者 355 筆，剩餘 1,618 個觀察值。此剩餘之 1,618 個觀察值中，無自結損益資料者有 711 筆，有自結損益資料者計 907 筆，再刪除 907 筆中非曆年制之公司 1 筆資料 (即股票代號 1227 之佳格公司)，自結損益樣本剩餘 906 筆資料。因這 906 筆樣本在 TEJ 資料庫中皆有會計師審定的盈餘資訊可提供計算總審計調整數 (AAA) 之用，故本研究即以此 906 筆作為最後的實證樣本數。至於自結損益資料之來源，89 年資料係作者自行透過網路搜尋公司個別新聞報導而來，至於 90-91 年資料則亦係作者自行自股市公開資訊觀測站中之財務預測相關資訊中之年度自結損益達成情況整理而來。值得說明的是在樣本篩選過程中，係以有無自結損益資料者為依據，而非以總審計調整數不為零為入選要件，且在此 906 筆資料中，並無總審計調整數為零的樣本，此亦代表會計師對於部分適用之會計原則、交易金額認定、調整事項之認知與公司不同，而在查核後進行某種程度的調整。至於無總審計調整數 (AAA) 資料之可能原因如附註 9 中所說明，主管機關並未強制所有公司均需公布自結損益所造成。

<sup>9</sup> 表一中顯示各年度各產業家數有顯著的差異，其原因可能為公司自動發佈自結損益之意願以及管制制度使然。民國 91 年 1 月 1 日前公司管理當局可自願性地揭露其年度的自結盈餘，但在民國 91 年 1 月 1 日起開始實施「自結損益制度」後，已公開財務預測的上市 (櫃) 公司，應於年度終了日後一個月內公告上年度財務預測達成情形的相關資訊，91 年度以前，則根據我國民國 82 年 12 月發佈實施之「公開發行公司財務預測資訊公開體系實施要點」，其規定當公開發行公司符合特定情況，如募集與發行有價證券、同一任期董事席次變動達三分之一者等，必須發佈財務預測。由上可知，民國 89、90 年為自願公布自結損益，而民國 91 年為強制發佈財務預測之公司亦需公布自結損益，此等原因可能造成各年樣本不同，例如，檢視自結損益資料發現台泥 (1101) 此三年均公布自結損益，其 90、91 年公布自結損益乃因 90 年增資發行特別股，當年及次年均需發佈財務預測及公布自結損益，但亞泥 (1102)、嘉泥 (1103) 均僅公布民國 89 之自結損益，乃因其 90、91 年均無需發佈財務預測之事宜。

汽車	3	4	1	8
電子	92	155	155	402
營建	17	21	12	50
航運	5	5	7	17
其他	33	31	19	83
合計	277	358	271	906

由表一發現，產業分佈除少數產業因家數限制導致樣本數較少與電子產業(佔 44.37%) 比重較高之外，其餘的產業樣本數分佈尚稱平均。至於是否存在電子產業效果以影響實證結果的推論，將於實證分析部分說明。

本研究所需之資料來源，其中監察人審查報告日與財務報表公佈日之資料，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，或證券交易所之股市公開資訊觀測站；89 年自結盈餘資料係收集自網路之公司新聞報導，至於 90-91 年自結盈餘資料則為係收集自股市公開資訊觀測站；其餘樣本公司之相關變數資料取自臺灣經濟新報社資料庫。

## 二、變數定義與衡量

### (一)被解釋變數：財務報表時間落差 (Financial Reports Lag, FRL)

本研究之財務報表公佈時效性係著重在財務報表資訊生產完成之觀點，故以財務報表時間落差加以衡量。所定義的財務報表時間落差，係指會計年度截止日到監察人審核報告書日該段期間，此乃因在我國公司法中設有監察人機制，且基於證券交易法第 36 條規定，公司的財務報表必須經由監察人查核通過後，才能完成向主管機關申報的法律程序，經監察人查核通過後的盈餘資訊通常不會再變動，可代表公司管理當局與會計師協商妥協後，最終合意報導的盈餘數字，故採用監察人的審核報告書日作為時效性的衡量指標，應是一個適當的衡量日期。本研究在敏感性分析時將以財務報表公佈日進行測試比較，以驗證前述觀點。

### (二)主要解釋變數：總審計調整數 (Aggregate Audit Adjustments, AAA)

Hsieh & Tsai (2005) 將總審計調整數定義為：

$$\text{總審計調整數} = (\text{公司自結盈餘} - \text{公司真實盈餘}) - /+ \text{未調整誤差}$$

因本研究併入會計師簽證行為對公司盈餘報導決策的影響，且公司的真實盈餘並無法觀察，如果經會計師查核的審定後盈餘可視為審計客戶與會計師合意下的報導盈餘，則可將該定義表示為：

$$\text{總審計調整數} = \text{公司自結盈餘數} - \text{經會計師審定後的報導盈餘數}$$

為同時捕捉調整數的數額 (Magnitudes)、方向 (Signs) 與相對重要性 (Ratio) 對財務報表時效性的影響，本研究將分別以原始總審計調整數 (Raw AAA, AAA)、原始總審計調整數的絕對值 (Absolute AAA, ABAAA)、原始總審計調整數佔經會計師審定後的報導盈餘絕對值之比率 (AAA Ratio, AAAR) 等三個總審計調整數指標分別進行測試，其衡量方式分別表達如下：

原始總審計調整數可表達為：

$$AAA = SRE - ARE$$

其中 *SRE* (managers' self-reported earnings) 為公司管理當局自行結算的盈餘數；而 *ARE* (audited earnings) 為經會計師審定後的報導盈餘數。原始總審計調整數的絕對值可表示為：

$$ABAAA = |AAA| = |SRE - ARE|$$

原始總審計調整數佔經會計師審定後報導盈餘的絕對值之比率可表示為：

$$AAAR = \frac{SRE - ARE}{|ARE|} = \frac{AAA}{|ARE|}$$

因原始總審計調整數包括向下調整 (公司自結盈餘數高於經會計師審定後的報導盈餘數) 與向上調整 (公司自結盈餘數低於經會計師審定後的報導盈餘數) 兩種方式的調整，本研究會進一步將總樣本分為向上調整及向下調整兩個次樣本分別測試之。

另外，為探討會計師-審計客戶報導盈餘決策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。有關會計年度結束日之差異對

財務報告時間落差之影響，因在本文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，亦不列入控制變數中。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，本研究彙整之相關控制變數包括：審計客戶之規模、當年度是否有異常項目、審計客戶當年度是否發生虧損、審計客戶之財務狀況、查核意見型態、以會計師事務所規模表示的審計品質、會計師異動等變數。各變數之定義彙整於表二。

表二 變數定義彙總表

應變數		
中文變數名稱	英文變數名稱	變數定義
財務報表時間落差	Financial Reports Lag (FRL)	指會計年度截止日到監察人審核報告書日之天數。
主要解釋變數		
中文變數名稱	英文變數名稱	變數定義
總審計調整數	Aggregate Audit Adjustment (AAA)	為公司自結盈餘與會計師審定後報導盈餘數之差額。將區分為原始總審計調整數 (AAA)、原始總審計調整數的絕對值 (ABAAA) 與原始總審計調整數佔經會計師審計的報導盈餘的絕對值之比率 (AAAR) 三個衡量指標。
控制變數		
審計客戶的規模	Client Size (CS)	審計客戶之總資產取自然對數
當年度存在非常項目之虛擬變數	Dummy for Abnormal Items (DAI)	當年度有非常項目者設為 1，其餘為 0。
當年度發生營業虧損之虛擬變數	Dummy for Net Annual Loss (DNAL)	當年度有營業虧損者設為 1，其餘為 0。
預測破產機率值	Probability of Bankruptcy (PB)	採用 Zmijewski (1984) 之破產預測模式所計算的破產預測值。
審計意見之虛擬變數	Dummy for a Modified Standard Opinion or Qualified Opinion (DQO)	簽發標準式無保留意見者設為 0，其餘為 1。
審計品質之虛擬變數	Dummy for Audit Quality (DAQ)	前五大會計師事務所簽證者設為 1，其餘為 0。
簽證會計師異動的虛擬變數	Dummy for Auditor Change (DAC)	當年度有發生會計師異動者設為 1，其餘為 0。
Zmijewski (1984) 之破產預測模式為：		
$AFC (Nonfailure) = -4.336 - 4.513(ROA) + 5.679(FINL) + 0.004(LIQ)$		
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)

### 三、實證程序與實證模式

針對 Lee & Yue (2004) 認為財務報表公佈時效性與公司管理當局的盈餘管理存在內生關係，本研究首先應用 Hausman (1978) 的內生關係檢定 (Hausman test)，檢定 AAA、ABAAA 與 AAAR 三個衡量指標是否與財務報表公佈時間落差 (FRL) 之間存在顯著的內生關係。倘若 Hausman test 的檢定結果顯示內生關係不顯著，則直接以 OLS 進行實證分析，倘若檢定結果顯示總審計調整數與財務報表公佈時間落差之間確實存在內生關係，則將採用 Lee & Yue (2004) 所採用之 2SLS 進行本研究的實證分析。

職此，為驗證前述之實證假說，本研究建立下列統計估計模式：

$$FRL = \beta_0 + \beta_1 * AAA + \beta_2 * CS + \beta_3 * DAI + \beta_4 * DNAL + \beta_5 * PB + \beta_6 * DQO + \beta_7 * DAQ + \beta_8 * DAC + \varepsilon \quad (1)$$

變數說明：

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

$AAA$  (*Aggregate Audit Adjustments*)：審計客戶的自結盈餘與會計師的審定盈餘間之總審計調整數。預期總審計調整數越大，將顯著延長財務報表的時間落差，亦即此係數的符號應為正號。

$CS$  (*Client Size*)：公司規模。為審計客戶的總資產取自然對數。公司規模對財務報表時間落差兼有正向及負向之影響，一方面公司規模大代表公司會計交易多、資產、負債、收入、費用多，故自然查核工作較多，此會延長此時間落差；另一方面，公司規模大代表其可投入較多資源以及專業人力於內部稽核與控制，此可減少期末之會計師審計查核工作，故公司規模大不見得會延長此時間落差 (New & Ashton, 1989)。再者，規模大之公司面臨較大提早公布盈餘之壓力 (Dyer & McHugh, 1975；New & Ashton, 1989)，公司亦有較大之談判籌碼要求會計師提早完成審計查核工作，故反而會縮短財務報表時間落差 (Bamber et al., 1993)。目前文獻顯示公司規模與財務報表公佈時間落差之間並

無一致的正負關係<sup>10</sup> (Ashton et al., 1987; Dyer & McHugh, 1975; Ashton et al., 1989; Bamber et al., 1993; Schwartz & Soo, 1996; Knechel & Payne, 2001), 故本研究不預設此變數的預期方向。

**DAI (Dummy for Abnormal Items)**: 財務報表中有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損益項目者設為 1, 其餘為 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, 亦即此係數的符號應為正號。

**DNAL (Dummy for Net Annual Loss)**: 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, 其餘為 0。本研究預期當年度發生營業虧損的公司, 公司的盈餘操弄動機提高且會計師的查核風險上升, 需額外時間查核與協調溝通審計意見, 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, 以一指數預估樣本公司破產之可能性。因破產可能性提高, 會計師的查核風險亦提昇, 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。樣本公司當年度之查核意見為標準無保留意見 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, 皆設為 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延長 (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。

**DAQ (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, 由前五大會計師事務所簽證者設為 1, 其餘為 0。大會計師事務所基於聲

<sup>10</sup> 目前文獻顯示公司規模與財務報表公佈時間落差之間並無一致的正負關係, 例如, Ashton et al. (1987) 為正向關係, Ashton et al. (1989)、Bamber et al. (1993) 為負向關係, Knechel & Payne (2001) 則為不顯著。

響與查核品質的考量，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符號。

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設為 1，其餘為 0。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。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 (Schwartz & Soo, 1996)，亦即此係數的符號應為正號。

$\varepsilon$ ：模式殘差項。

另外，本研究修正林嬋娟與黃惠君 (2004) 的強制自結盈餘可靠性模式作為工具變數 (instrument variables) 模式，以進行 Hausman 檢定，工具變數模式設為：

$$AAA = \beta_0 + \beta_1 * LEV + \beta_2 * DAQ + \beta_3 * RECV + \beta_4 * INV + \beta_5 * LI + \beta_6 * INSIDER + \beta_7 * PROFIT + \beta_8 * CS + \varepsilon \quad (2)$$

AAA、DAQ 與 CS 的定義悉如(1)式，其餘變數說明如下：

LEV (*Leverage*)：為審計客戶年底的負債比率。

RECV (*Account Receivables to Assets Ratio*)：為審計客戶年底的應收帳款佔總資產的比率。

INV (*Inventory to Assets Ratio*)：為審計客戶年底的存貨佔總資產的比率。

LI (*Long-term Investment to Assets Ratio*)：為審計客戶年底的長期投資佔總資產的比率。

INSIDER (*Shares Holding by Insiders*)：為審計客戶年底的董監事持股的比率。

PROFIT (*Client's Income Performance*)：為審計客戶每年的稅前淨利率。

## 肆· 實證結果與分析

### 一、相關變數敘述性統計

關於總審計調整數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三所示。由表三可知，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，標準差約為 19 天。如觀察個別樣本，發現有 1 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)<sup>11</sup>，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。主要解釋變數原始總審計調整數的平均數約為 4,310 萬元（中位數為 202 萬元），標準差高達 26,263 萬元，顯見原始總審計調整數受到部分公司原始總審計調整數較大的影響，因樣本數的考慮，本研究嘗試先以原始總審計調整數佔經會計師最終審定報導的盈餘絕對值之比率 (AAAR)，以此一個消除規模的衡量指標作為比較測試，在敏感性測試時，則進一步將極端值加以刪除，進行額外測試。約有 2.54% 的觀察值存在非常項目，約 33.11% 的樣本觀察值在當年度發生營業虧損，破產預估值控制變數的平均值為 -2.0500。另外，約 54.53% 的樣本觀察值收到非標準式無保留意見，約 83.88% 的樣本觀察值係經由前五大會計師事務所簽證。最後，樣本中約有 2.76% 的觀察值在研究期間發生會計師事務所異動。

表三 相關變數敘述性統計量 (N=906)

變數	平均值	標準差	最小值	第一分位數	中位數	第三分位數	最大值
FRL	98.1093	18.7736	36	86	101	114	198
AAA	431.18	2626.28	-22605.8	-8.89	20.22	178.31	33594.1
ABAAA	648.47	2578.13	1.01	15.06	68.41	282.82	33594.1
AAAR	2.5690	48.5193	-1.9223	-0.0041	0.0092	0.0730	1201.38
CS	15.5249	1.1003	13.1097	14.7471	15.3520	16.1189	19.9594
DAI	0.0254	0.1574	0	0	0	0	1
DANL	0.3311	0.4709	0	0	0	1	1
PB	-2.0500	0.9856	-4.1199	-2.7379	-2.0787	-1.4434	1.8056
DQO	0.5453	0.4998	0	0	0	1	1
DAQ	0.8388	0.3679	0	1	1	1	1
DAC	0.0276	0.1639	0	0	0	0	1

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。

*AAA*：原始總審計調整數，其為審計客戶的自結盈餘與會計師審定後報導盈餘之差額（金額以十萬為單位）。

<sup>11</sup> 此一樣本公司即茂矽 (2342) 公司，係因茂矽公司為會計師事務所簽發繼續經營有疑慮的保留意見之故。當本研究將茂矽當年度觀測值刪除，實證結果不受影響。在實證模式(1)下，AAA、ABAAA 與 AAAR 的係數分別為 0.000758 ( $t=3.15$ )、0.000579 ( $t=2.35$ )與 0.015562 ( $t=8.28$ )。

**ABAAA**：原始總審計調整數絕對值（金額以十萬為單位）。  
**AAAR**：原始總審計調整數佔會計師審定後報導盈餘絕對值的百分比。  
**CS**：公司規模。為簽證公司總資產之自然對數。  
**DAI**：存在非常項目之虛擬變數。如公司當年度損益表出現非常項目者設為 1，其餘為 0。  
**DNAL**：當年度發生營業虧損之虛擬變數。當年度之稅後淨利是負數者設為 1，其餘為 0。  
**PB**：採用 Zmijewski (1984) 之破產預測模式計算簽證公司破產可能性之預估值。  
**DQO**：審計意見型態之虛擬變數。公司當年度收到非標準無保留意見者設為 1，其餘為 0。  
**DAQ**：會計師事務所審計品質之虛擬變數。由前五大會計師事務所簽證者設為 1，其餘為 0。  
**DAC**：公司之簽證會計師事務所異動之虛擬變數。如當年度有會計師事務所異動為 1，其餘為 0。

表四分別檢視實證模式中，各變數之間的 Pearson 與 Spearman 相關係數分析。由表四顯示財務報表公佈時間落差與總審計調整數，不論 AAA、ABAAA 或 AAAR 均存在顯著正相關，且達統計顯著水準。另外，主要解釋變數與部份控制變數間之相關性達統計顯著水準，但最高僅為 0.2059，顯見共線性的問題可能不會太嚴重，然而，為避免可能造成參數估計的偏誤，本研究將透過變異數膨脹因子 (Variance Inflation Factor, VIF) 檢視實證模式變數共線性的問題。

表四 變數之相關係數分析 (N=906)

	FRL	AAA	ABAAA	AAAR	CS	DAI	DNAL	PB	DQO	DAQ	DAC
FRL		0.1836 <sup>a</sup>	0.1634 <sup>a</sup>	0.0456 <sup>c</sup>	0.0091	0.0787	0.1692 <sup>b</sup>	0.2030 <sup>a</sup>	0.0858 <sup>a</sup>	-0.0199	0.0963
AAA	0.2120 <sup>a</sup>		0.7351 <sup>a</sup>	0.1851 <sup>a</sup>	0.1269 <sup>a</sup>	-0.0690 <sup>b</sup>	0.1762 <sup>a</sup>	0.1622 <sup>a</sup>	0.0157	-0.0407	0.1613 <sup>a</sup>
ABAAA	0.2068 <sup>a</sup>	0.6591 <sup>a</sup>		0.02584 <sup>a</sup>	0.1969 <sup>a</sup>	0.1705 <sup>a</sup>	0.1529 <sup>a</sup>	0.2059 <sup>a</sup>	0.0625 <sup>c</sup>	-0.0963 <sup>a</sup>	0.1531 <sup>a</sup>
AAAR	0.2070 <sup>a</sup>	0.5066 <sup>a</sup>	0.4486 <sup>a</sup>		0.1969 <sup>a</sup>	0.1705 <sup>a</sup>	0.1529 <sup>a</sup>	0.2059 <sup>a</sup>	-0.0449	-0.0540	-0.0074
CS	0.2025 <sup>a</sup>	0.1009 <sup>a</sup>	0.2875 <sup>a</sup>	0.0144		0.0856 <sup>a</sup>	0.0997 <sup>a</sup>	0.1814 <sup>a</sup>	0.1775 <sup>a</sup>	0.0457	0.0245
DAI	0.0844 <sup>b</sup>	-0.0297 <sup>a</sup>	0.1494 <sup>a</sup>	-0.0405	0.0831 <sup>b</sup>		0.0774 <sup>b</sup>	0.19075 <sup>a</sup>	0.0844 <sup>b</sup>	0.0135	0.0157
DNAL	0.1015 <sup>a</sup>	0.3394 <sup>a</sup>	0.2849 <sup>a</sup>	0.3268 <sup>a</sup>	0.1206 <sup>a</sup>	0.0356		0.4299 <sup>a</sup>	0.1015 <sup>a</sup>	0.0022	0.0962 <sup>a</sup>
PB	0.1302 <sup>a</sup>	0.2244 <sup>a</sup>	0.2201 <sup>a</sup>	0.2253 <sup>a</sup>	0.2257 <sup>a</sup>	0.0804 <sup>b</sup>	0.4030 <sup>a</sup>		0.1534 <sup>a</sup>	-0.0844 <sup>b</sup>	0.1397
DQO	0.0804 <sup>b</sup>	0.0879 <sup>a</sup>	0.1739 <sup>a</sup>	0.0630 <sup>c</sup>	0.2025 <sup>a</sup>	0.0844 <sup>b</sup>	0.1015 <sup>a</sup>	0.1302 <sup>a</sup>		0.1534 <sup>a</sup>	0.0816 <sup>b</sup>
DAQ	-0.0054	0.0170	-0.0061	0.0011	0.0253	0.0135	0.0022	-0.0760 <sup>b</sup>	0.0828 <sup>b</sup>		-0.0407
DAC	0.0843 <sup>b</sup>	0.0883 <sup>a</sup>	0.0743 <sup>b</sup>	0.0878 <sup>a</sup>	0.0293	0.0157	0.0962 <sup>a</sup>	0.1232 <sup>a</sup>	0.0816 <sup>b</sup>	-0.0361	

註：1.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。

**AAA**：原始總審計調整數，其為審計客戶的自結盈餘與會計師審定後報導盈餘之差額（金額以十萬為單位）。

**ABAAA**：原始總審計調整數絕對值。

**AAAR**：原始總審計調整數佔會計師審定後報導盈餘絕對值的百分比。

**CS**：公司規模。為簽證公司總資產之自然對數。

**DAI**：存在非常項目之虛擬變數。如公司當年度損益表出現非常項目者設為 1，其餘為 0。

**DNAL**：當年度發生營業虧損之虛擬變數。當年度之稅後淨利是負數者設為 1，其餘為 0。

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

**DQO**：審計意見型態之虛擬變數。公司當年度收到非標準無保留意見者設為 1，其餘為 0。

**DAQ**：會計師事務所審計品質之虛擬變數。由前五大會計師事務所簽證者設為 1，其餘為 0。

**DAC**：公司之簽證會計師事務所異動之虛擬變數。如當年度有會計師事務所異動設為 1，

- 其餘為 0。
2. 右上半部為 Pearson 相關係數分析，左下半部為 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

本研究首先測試財務報表公佈時間落差與總審計調整數是否存在內生關係，根據 Hausman test 的檢定結果顯示：AAA、ABAAA 與 AAAR 三個總審計調整數衡量指標之工具變數模式之殘差項，納入財務報表公佈時效性模式的迴歸係數分別為 -0.002345 ( $t=-1.24$ )、-0.002726 ( $t=-1.33$ ) 與 -0.058815 ( $t=-0.29$ )，皆未達到統計顯著水準，依 Hausman test 的檢定法則解釋，財務報表公佈時間落差與總審計調整數並未存在顯著的內生關係。此預先的測試結果意味 Lee & Yue (2004) 認為財務報表公佈時效性與公司管理當局的盈餘管理存在內生關係，在本研究並不明顯。在財務報表公佈時效性與公司管理當局的盈餘管理存在內生關係的問題未困擾本研究的情形下，本研究直接以 OLS 進行實證分析。

### (一) 總審計調整數 (AAA) 對財務報表公佈時間落差 (FRL) 的影響

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再進行實證分析。總審計調整數對財務報表公佈時效性影響的實證結果如表五所顯示。由表五觀察，三個總審計調整數衡量模式的配適度均達到 1% 統計顯著水準。另外，各自變數 VIF 值均小於 1.35，因 Neter et al. (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。

表五之實證結果顯示：在 AAA 衡量模式中，原始總審計調整數之係數為 0.0011 ( $t=3.02$ )，顯著為正，且達到 1% 的統計顯著水準，可知原始總審計調整數 (AAA) 與財務報表公佈時間落差 (FRL) 確實存在顯著正相關，代表當原始總審計調整數越大時，財務報表公佈時間落差越長，每增加一億元之原始總審計調整數約會延長約 1.1 天，換言之，當公司管理當局的自結盈餘與會計師查核後最終審定之盈餘數差距越大時，會顯著延長財務報表公佈時間落差。如以原始總審計調整數的絕對值 (ABAAA) 之衡量模式測試對財務報表公佈時間落差之影響，發現 ABAAA 之迴歸係數為 0.0009 ( $t=1.96$ )，亦顯著為正，且達到 5% 的統計顯著水準，表示原始總審計調整數絕對值與財務報表公佈時間

落差呈顯著正相關，亦即當公司管理當局的自結盈餘與會計師最終審定之盈餘差距數額越大時，越會顯著延長財務報表公佈時間落差。如果以原始總審計調整數佔會計師最終審定盈餘絕對值的比率衡量模式 (AAAR) 觀察，AAAR 之迴歸係數為 0.0151 ( $t=7.89$ )，亦顯著為正，且達到 1% 的統計顯著水準<sup>12</sup>，表示原始總審計調整數佔公司管理當局與會計師協商妥協後的最終報導盈餘的比率，與財務報表公佈時間落差呈顯著正相關，亦即當 AAAR 越大時，公司有顯著較長的財務報表公佈時間落差。<sup>13</sup>綜合以上三個總審計調整數的衡量指標，皆顯著影響公司財務報表的公佈時效性，故本研究之研究假說獲得實證的支持。<sup>14</sup>

至於控制變數方面，說明如下：公司規模 (CS) 與財務報表公佈時間落差為負相關，且在 AAA 與 ABAAA 衡量模式下均達到 10% 的統計顯著水準，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，且其擁有較多資源可建構完善之會計系統，故雖然交易繁雜，但會計師與管理階層在外部資本市場參與者的壓力下，導致較短之財務報表公佈時間落差。非常項目的虛擬變數 (DAI) 與財務報表公佈時間落差呈正相關，且在 AAA 與 AAAR 衡量模式中係數為 9.0523 ( $t=2.63$ ) 與 7.4834 ( $t=2.03$ )，分別達 1% 與 5% 的統計顯著水準，顯示公司當年度財務報表中存在非常項目時，會顯著延長財務報表公佈時間落差，此實證結果與預期相一致。營業虧損的虛擬變數 (DNAL) 與財務報表公佈時間落差在三個衡量模式中皆顯著為正，迴歸係數分別為 3.1011 ( $t=2.24$ )、3.5216 ( $t=2.54$ ) 與 3.7463 ( $t=2.72$ )，係數皆為正，且分別達到 5% 與 1% 的統計顯著水準，顯示公司當年度發生營業虧損者，會顯著財務報表時間落差平均分別會延長約 3~4 天，此結果與文獻之實證結果並無差異，顯示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

<sup>12</sup> 本研究曾以林嬋娟與黃惠君(2004)所定義的總審計調整數比率 (即  $AAAR = \frac{SRE - ARE}{|SRE|} = \frac{AAA}{|SRE|}$ )

進行測試，此時 AAAR 的迴歸係數為 0.013982 ( $t=3.78$ )，實證結果雷同。

<sup>13</sup> 本研究亦額外納入民國 89 年至 91 年的上櫃公司資料完全之 207 筆資料，加上原來 906 筆上市公司資料，共計 1113 筆資料，進行實證模式(1)之迴歸分析，結果在 AAA、ABAAA、AAAR 模式中總應審計調整數之係數分別為 0.001019 ( $t=2.69$ )、0.000842 ( $t=1.90$ )、0.019549 ( $t=9.84$ )，其結果仍支持實證假說。

<sup>14</sup> 謝謝一位評審教授建議分年測試，以減少樣本間之序列相關問題及增加結果之強韌性。本研究分年進行迴歸分析，在實證模式(1)下，AAA、ABAAA 與 AAAR 的係數，在 89 年分別為 0.000794 ( $t=2.32$ )、0.000388 ( $t=1.05$ ) 與 0.02160 ( $t=3.91$ )，在 90 年分別為 0.001048 ( $t=2.49$ )、0.000797 ( $t=2.14$ ) 與 0.013218 ( $t=5.10$ )，在 91 年分別為 0.001669 ( $t=3.05$ )、0.001824 ( $t=3.75$ ) 與 0.099045 ( $t=0.042$ )，除 89 年之 ABAAA 係數、91 年之 AAAR 係數不顯著外，其餘均顯著支持研究假說。

況之破產可能性的變數 (PB) 之迴歸係數在三個衡量模式中，分別為 2.5716 (t=3.60)、2.5550 (t=3.61) 與 2.8801 (t=3.93)，迴歸係數符號均為正，且達到 1% 統計顯著水準，此實證結果亦與文獻結論相一致，顯示公司之財務狀況愈差，愈有可能發生舞弊或窗飾之行爲，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 (DQO) 方面，三個衡量模式的迴歸係數分別為 2.1026 (t=1.72)、1.9509 (t=1.59) 與 2.0009 (t=1.63)，係數均為正，但僅 AAA 衡量模式達到 10% 的統計顯著水準，而 ABAAA 與 AAAR 則僅達邊際顯著水準，顯示當公司收到非標準無保留意見時，財務報表時間落差平均會延長約 2 天。在審計品質 (DAQ) 的控制變數方面，迴歸係數均未達到統計顯著水準，顯示公司由前五大會計師事務所或非前五大會計師事務所所簽證，財務報表時間落差並無顯著的差異<sup>15</sup>。在會計師事務所異動 (DAC) 的控制變數，迴歸係數均為正數，但未達到統計顯著水準，顯示審計客戶發生會計師異動會延長財務報表時間落差，但不明顯。<sup>16</sup>

表五 總審計調整數對財務報表公佈時間落差之影響

$$FRL = \beta_0 + \beta_1 * AAA + \beta_2 * CS + \beta_3 * DAI + \beta_4 * DNAL + \beta_5 * PB + \beta_6 * DQO + \beta_7 * DAQ + \beta_8 * DAC + \varepsilon$$

變數	符號	AAA 模式 (FRL)		ABAAA 模式 (FRL)		AAAR 模式 (FRL)	
		係數	VIF	係數	VIF	係數	VIF
截距		116.53*** (12.01)	0	116.56*** (11.96)	0	113.28*** (11.61)	0
總審計調整數 (AAA)	+	0.0011*** (3.02)	1.08448	0.0009** (1.96)	1.13271	0.0151*** (7.89)	1.01231
公司規模 (CS)	?	-1.0209* (-1.68)	1.07951	-1.0457* (-1.70)	1.09478	-0.7587 (-1.23)	1.06794
非常項目 (DAI)	+	9.0523*** (2.63)	1.02404	5.4243 (1.34)	1.03955	7.4834** (2.03)	1.01568
營業虧損 (DNAL)	+	3.1011** (2.24)	1.24955	3.5216** (2.54)	1.23883	3.7463*** (2.72)	1.23829
破產預估值 (PB)	+	2.5716*** (3.60)	1.30729	2.5550*** (3.61)	1.31447	2.8801*** (3.93)	1.30071
審計意見 (DQO)	+	2.1026* (1.72)	1.06792	1.9509 (1.59)	1.06697	2.0009 (1.63)	1.06984

<sup>15</sup> 本研究亦會為五大事務所分別設立一虛擬變數，並以本研究之民國 89 年至 91 年之上市公司 906 筆資料重新對於模式(1)進行迴歸估計，AAA、ABAAA、AAAR 之係數分別為 0.001139 (t=3.01)、0.000927 (t=2.06) 與 0.018709 (t=9.19) 與表五中之原來結果相似，亦支持本研究之實證假說。另外，此五個虛擬變數之係數在 AAA、ABAAA、AAAR 模式中均未達統計顯著水準。

<sup>16</sup> 如前面所述，因電子業樣本約佔 44.37% 的觀測值，本研究曾在實證模式中加入電子產業的虛擬變數作為額外控制變數，測試電子業是否存在產業效果而影響實證結果的推論。實證結果顯示：總審計調整數的三個衡量指標 AAA、ABAAA 與 AAAR 的係數分別為 0.00110 (t=3.00)、0.000861 (t=1.98) 與 0.014851 (t=7.94)，皆達到統計顯著水準且與預期相一致。而電子產業的虛擬變數之係數符號皆為負，且未達統計顯著水準。

審計品質 (DAQ)	?	-0.1952 (-0.12)	1.02283	0.1071 (0.07)	1.03131	-0.3312 (-0.19)	1.02461
會計師異動 (DAC)	+	4.6795 (1.27)	1.04722	5.4908 (1.43)	1.04317	7.1643 (1.51)	1.02661
N		906		906		906	
F 值		10.14***		8.86***		7.51***	
調整後 R <sup>2</sup>		0.0747		0.0649		0.0544	

## 1.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。

*AAA*：原始總審計調整數，其為審計客戶的自結盈餘與會計師審定後報導盈餘之差額（金額以十萬為單位）。

*ABAAA*：原始總審計調整數絕對值。

*AAAR*：原始總審計調整數佔經會計師審定後報導盈餘絕對值的百分比。

*CS*：公司規模。為簽證公司總資產之自然對數。

*DAI*：存在非常項目之虛擬變數。如公司當年度損益表出現非常項目者設為 1，其餘為 0。

*DNAL*：當年度發生營業虧損之虛擬變數。當年度之稅後淨利是負數者設為 1，其餘為 0。

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

*DQO*：審計意見型態之虛擬變數。公司當年度收到非標準無保留意見者設為 1，其餘為 0。

*DAQ*：會計師事務所審計品質之虛擬變數。由前五大會計師事務所簽證者設為 1，其餘為 0。

*DAC*：公司之簽證會計師事務所異動之虛擬變數。如當年度有會計師事務所異動設為 1，其餘為 0。

## 2.係數下方之括號內為 t 值。

## 3.\*\*\*代表達 1 % 的顯著水準，\*\*代表達 5 % 的顯著水準，\*代表達 10 % 的顯著水準。

## (二)正負總審計調整數 (AAA) 次樣本對財務報表公佈時間落差 (FRL) 的影響

表六 正負總審計調整數對財務報表公佈時間落差之影響

$$FRL = \beta_0 + \beta_1 * AAA + \beta_2 * CS + \beta_3 * DAI + \beta_4 * DNAL + \beta_5 * PB + \beta_6 * DQO + \beta_7 * DAQ + \beta_8 * DAC + \varepsilon$$

變數	符號方向	正 AAA 次樣本		負 AAA 次樣本	
		AAA 模式 (FRL)	AAAR 模式 (FRL)	AAA 模式 (FRL)	AAAR 模式 (FRL)
截距		99.96*** (8.55)	93.78*** (7.98)	143.90*** (8.52)	145.08*** (8.69)
總審計調整數 (AAA)	+	0.0010** (2.21)	0.0125*** (5.78)	0.0010 (1.51)	1.1965 (0.24)
公司規模 (CS)	?	-0.0563 (-0.08)	0.4493 (0.61)	-2.4623** (-2.32)	-2.5901*** (-2.46)
非常項目 (DAI)	+	8.6000* (1.77)	9.6770** (2.05)	9.5946 (1.52)	5.9156 (0.97)
營業虧損 (DNAL)	+	3.9118** (2.38)	4.2305*** (2.59)	-0.6541 (-0.24)	-0.5111 (-0.19)
破產預估值 (PB)	+	1.4250* (1.71)	1.7413** (2.07)	4.7085*** (3.52)	4.5725*** (3.46)

審計意見 (DQO)	+	0.8028 (0.54)	0.7762 (0.53)	3.0246 (1.53)	2.9246 (1.48)
審計品質 (DAQ)	?	0.7202 (0.34)	0.1238 (0.05)	-2.1983 (-0.84)	-1.6990 (-0.65)
會計師異動 (DAC)	+	7.3377 <sup>+</sup> (1.74)	9.7415 <sup>+</sup> (1.79)	-0.5326 (-0.08)	-0.4681 (-0.07)
N		577	577	329	329
F 值		6.63 <sup>***</sup>	4.92 <sup>***</sup>	3.02 <sup>***</sup>	2.79 <sup>***</sup>
調整後 R <sup>2</sup>		0.0725	0.0516	0.0470	0.0418

## 1.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。

*AAA*：原始總審計調整數，其為審計客戶的自結盈餘與會計師審定後報導盈餘之差額（金額以十萬為單位）。

*AAAR*：原始總審計調整數佔經會計師審定後報導盈餘絕對值的百分比。

*CS*：公司規模。為簽證公司總資產之自然對數。

*DAI*：存在非常項目之虛擬變數。如公司當年度損益表出現非常項目者設為 1，其餘為 0。

*DNAL*：當年度發生營業虧損之虛擬變數。當年度之稅後淨利是負數者設為 1，其餘為 0。

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

*DQO*：審計意見型態之虛擬變數。公司當年度收到非標準無保留意見者設為 1，其餘為 0。

*DAQ*：會計師事務所審計品質之虛擬變數。由前五大會計師事務所簽證者設為 1，其餘為 0。

*DAC*：公司之簽證會計師事務所異動之虛擬變數。如當年度有會計師事務所異動者設為 1，其餘為 0。

## 2.係數下方之括號內為 t 值。

## 3.\*\*\*代表達 1% 的顯著水準，\*\*代表達 5% 的顯著水準，\*代表達 10% 的顯著水準。

將原始總審計調整數 (*AAA*) 區分為正原始總審計調整數 (正 *AAA*) 與負原始總審計調整數 (負 *AAA*) 兩個次樣本後 (樣本數分別為 577 與 329，其中負 *AAA* 之次樣本係以負原始總審計調整數取絕對值後進行實證)，其對財務報表公佈時效性之影響的實證結果如表六所顯示。

由正原始總審計調整數次樣本的實證結果顯示，在 *AAA* 衡量模式中，原始總審計調整數之係數為 0.0010 ( $t=2.21$ )，顯著為正，且達到 5% 的統計顯著水準，而在負原始總審計調整數次樣本中卻未達統計顯著水準，可知正原始總審計調整數與財務報表公佈時間落差確實存在顯著正相關，代表當正原始總審計調整數越大時，財務報表公佈時間落差越長，而負原始總審計調整數則不明顯。如果以原始總審計調整數的比率 (*AAAR*) 衡量模式觀察，正原始總審計調整數次樣本的 *AAAR* 之迴歸係數為 0.0125 ( $t=5.78$ )，亦顯著為正，且達到 1% 的統計顯著水準，表示正原始總審計調整數佔公司管理當局與會計師協商妥協後之最終報導盈餘的比率與財務報表公佈時間落差呈顯著正相關，亦即當正原始總審計調整數次樣本的 *AAAR* 越大時，公司有顯著較長的財務報表公佈時間落差。同樣的，負原始總審計調整數次樣本的迴歸係數亦未達統計顯著

水準，顯示負原始總審計調整數佔公司管理當局與會計師協商妥協後之最終報導盈餘的比率，與財務報表公佈時間落差之關係並不明顯。綜合以上次樣本的分析，正原始總審計調整數次樣本中的總審計調整數指標，皆顯著影響公司財務報表的公佈時效性，而負原始總審計調整數次樣本中的總審計調整數指標的結果則不明顯，故本研究可以合理推論正總審計調整數顯著影響公司財務報表的公佈時效性，但負總審計調整數對公司財務報表的公佈時效性的影響則不明顯，其意味當公司自結盈餘高於會計師審定之盈餘時，代表公司自結盈餘品質不佳，公司管理當局與會計師協商角力程度越大，其過程越消耗時間，故而延長財務報表公佈時間落差，而減低公司財務報表的公佈時效性；反之，若公司自結盈餘低於會計師審定之盈餘時，公司管理當局似乎不需與會計師協商，故不會延長財務報表公佈時間落差。

至於控制變數方面，說明如下：公司規模 (CS) 變數在正原始總審計調整數次樣本之兩個衡量模式中皆未達統計顯著水準，但在負原始總審計調整數次樣本公司規模 (CS) 變數的係數在兩個衡量模式之下皆為負數且皆達 1% 的統計顯著水準，顯示在負原始總審計調整數次樣本中，大型公司有較短之財務報表公佈時間落差。非常項目的虛擬變數 (DAI) 與財務報表公佈時間落差在兩個次樣本中皆呈現正相關，然僅在正原始總審計調整數次樣本分別達 10% 與 5% 的統計顯著水準，顯示僅在正原始總審計調整數次樣本的公司，其當年度財務報表中存在非常項目時，會顯著延長財務報表公佈時間落差。營業虧損的虛擬變數 (DNAL) 與財務報表公佈時間落差的關係，亦僅在正原始總審計調整數次樣本分別達 1% 的統計顯著水準，顯示僅在正原始總審計調整數次樣本的公司，其當年度財務報表中發生營業虧損時，會顯著延長財務報表公佈時間落差，在負原始總審計調整數次樣本中，則均未達統計顯著水準。衡量公司財務狀況之破產可能性的變數 (PB) 之迴歸係數在兩個次樣本的分析中，迴歸係數均為正，且達到統計顯著水準，顯示公司之財務狀況愈差，財務報表公佈時間落差越長，且不以上或向下盈餘調整為限。在審計意見型態 (DQO) 與審計品質 (DAQ) 的控制變數方面，迴歸係數皆未達到統計顯著水準。會計師事務所異動 (DAC) 的控制變數，僅在正原始總審計調整數次樣本分別達到統計顯著水準，顯示發生會計師異動且存在正原始總審計調整數的審計客戶會顯著延長財務報表時間落差。

總之，由前述正、負原始總審計調整數的次樣本實證結果觀察，存在正原始總審計調整數的審計客戶的各解釋變數的實證結果與總樣本之原始 AAA 或 AAAR 衡量模式的實證結果大致相同，而在負原始總審計調整數的次樣本

之實證結果則有較大的落差，顯示實證結果受正原始總審計調整數的次樣本影響較大。

## 伍· 敏感性分析

### 一、刪除總審計調整數 (AAA) 極端值之測試

因原始總審計調整數的數量受到部分極端值的影響，本研究將超過 3 個標準差的觀測值加以刪除，經此刪除程序，樣本觀測值降為 891。本研究即以此 891 個樣本進行額外測試，其實證結果如表七所顯示。結果發現總審計調整數 (AAA) 之迴歸係數在三個衡量模式中，分別為 0.0023 ( $t=3.20$ )、0.0023 ( $t=3.50$ ) 與 0.0159 ( $t=8.40$ )，係數均為正數，且達到 1% 統計顯著水準，此實證結果亦與未刪除極端值的結論相一致，然而更顯著。其他控制變數的符號與顯著性亦與未刪除極端值的結果雷同，顯見總審計調整數對公司財務報表公佈的時間落差的影響之實證結果具有穩固性。

表七 總審計調整數對財務報表公佈時間落差---刪除 AAA 極端值之測試  
 $FRL = \beta_0 + \beta_1 * AAA + \beta_2 * CS + \beta_3 * DAI + \beta_4 * DNAL + \beta_5 * PB + \beta_6 * DQO + \beta_7 * DAQ + \beta_8 * DAC + \varepsilon$

解釋變數	AAA 模式	ABAAA 模式	AAAR 模式
	FRL	FRL	FRL
截距	117.09*** (11.99)	118.25*** (11.95)	113.78*** (11.57)
總審計調整數(AAA)	0.0023*** (3.20)	0.0023*** (3.50)	0.0159*** (8.40)
公司規模 (CS)	-1.0544* (-1.73)	-1.1550* (-1.86)	-0.8438 (-1.37)
非常項目 (DAI)	10.2710*** (2.74)	7.8320* (1.99)	9.0341** (2.39)
營業虧損 (DNAL)	2.4013* (1.69)	2.6213* (1.87)	3.3161** (2.40)
破產預估值 (PB)	2.6367*** (3.62)	2.5367*** (3.57)	2.6924*** (3.75)
審計意見 (DQO)	1.7524 (1.42)	1.6756 (1.36)	1.9668*** (1.58)
審計品質 (DAQ)	0.2191 (0.13)	0.0769 (0.05)	0.5010 (0.30)
會計師異動 (DAC)	2.5302 (0.69)	2.8516 (0.78)	2.8285 (0.76)
N	891	891	891
F Value	7.47***	7.23***	6.13***
調整後 R <sup>2</sup>	0.0549	0.0530	0.0441

1.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。

*AAA*：原始總審計調整數，其為審計客戶的自結盈餘與會計師審定後報導盈餘之差額（金額以十萬為單位）。

*ABAAA*：原始總審計調整數絕對值。

*AAAR*：原始總審計調整數佔經會計師審定後報導盈餘絕對值的百分比。

*CS*：公司規模。為簽證公司總資產之自然對數。

*DAI*：存在非常項目之虛擬變數。如公司當年度損益表出現非常項目者設為 1，其餘為 0。

*DNAL*：當年度發生營業虧損之虛擬變數。當年度之稅後淨利是負數者設為 1，其餘為 0。

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

*DQO*：審計意見型態之虛擬變數。公司當年度收到非標準無保留意見者設為 1，其餘為 0。

*DAQ*：會計師事務所審計品質之虛擬變數。由前五大會計師事務所簽證者設為 1，其餘為 0。

*DAC*：公司之簽證會計師事務所異動之虛擬變數。如當年度有會計師事務所異動者設為 1，其餘為 0。

2.係數下方之括號內為 t 值。

3.\*\*\*代表達 1% 的顯著水準，\*\*代表達 5% 的顯著水準，\*代表達 10% 的顯著水準。

## 二、盈餘宣告日之測試

本研究採用監察人的審核報告書日作為財報時效性的衡量指標，然而，目前大部分國內外文獻關於財報時效性的討論皆以盈餘宣告日（在台灣為年報上傳至證券交易所之股市公開資訊觀測站之日）作為衡量指標，但公司管理當局在監察人於審核報告書上簽字後，並不一定馬上將年報上傳至交易所之股市公開資訊觀測站，故以盈餘宣告日作為指標，可能會受到其他與財務報表公布時間落差無關之因素（例如，公司習慣在接近四月底時才上傳年報）干擾，惟為與其他研究作比較，故本研究另以盈餘宣告日作為衡量財務報表時效性之指標進行實證研究，其實證結果呈現於表八。因有 47 個觀測值的盈餘宣告日在現有的資料庫與證交所的股市公開資訊觀測站中無法取得，因此，樣本數下降為 859 觀測值。

由表八顯示：總審計調整數之迴歸係數在 AAA、ABAAA 與 AAAR 三個衡量模式中，分別為 0.00025 ( $t=0.86$ )、0.000243 ( $t=0.87$ ) 與 0.001602 ( $t=1.08$ )，係數均為正，但皆未達到統計顯著水準，故以盈餘宣告日為衡量財務報表時效性指標的實證結果顯示總審計調整數雖會延遲財務報表公佈的時效性，但不明顯。<sup>17</sup>換言之，以本研究的樣本觀察，公司財務報表公佈的時效性如果以盈餘宣告日為衡量指標，因存在其他的干擾因素，將導致總審計調整數對財務報表公佈時效性的影響下降。<sup>18</sup>就另一角度而言，本研究係探討公司管理當局與會計師的盈餘報導決策對公司財務報表時效性的影響，而在我國特殊的機制之下，在監察人的審核報告書日，公司的審定盈餘已獲得確定，亦即公司管理當局與會計師協商後之最終報導盈餘得到確認，故監察人的審核報告書日相較於盈餘宣告日，更容易顯現其對財務報表公佈時效性的影響。<sup>19</sup>至於其他控制變數的實證結果，因與原始實證模式的結果雷同，在此不贅述。

<sup>17</sup> 因盈餘宣告的樣本數與監察人報告日的原始樣本數不一致，本研究另以盈餘宣告日的 859 個觀測值為樣本，而以監察人審查報告書日為衡量時效性的指標，重新進行實證。實證結果顯示 AAA、ABAAA 與 AAAR 的係數分別為 0.000804 ( $t=3.00$ )、0.000675 ( $t=2.65$ ) 與 0.015388 ( $t=8.24$ )，皆達到 1% 的統計顯著水準。顯見實證結果並未受兩者樣本數不同的影響。

<sup>18</sup> 本研究亦曾以查核報告日進行實證模式(1)之迴歸分析，實證結果顯示 AAA、ABAAA 與 AAAR 的係數分別為 0.001509 ( $t=3.09$ )、0.001347 ( $t=2.45$ ) 與 0.003272 ( $t=0.24$ )，除 AAAR 模式外，AAA、ABAAA 模式皆達到 5% 以上的統計顯著水準，亦支持本研究之實證假說。

<sup>19</sup> 國內林嬋娟與黃惠君 (2004) 以審計後盈餘公告天數作為控制變數，討論強制自結盈餘可靠性之影響因數，其實證發現盈餘公告天數在 10% 顯著水準下，會顯著影響原始總審計調整數佔自結盈餘的百分比。但其結果在表八中未獲證實。

表八 總審計調整數對財務報表公佈時間落差---盈餘宣告日之測試  
 $FRL = \beta_0 + \beta_1 * DAC + \beta_2 * CS + \beta_3 * DAI + \beta_4 * DNAL + \beta_5 * PB + \beta_6 * DQO + \beta_7 * DAQ + \varepsilon$

解釋變數	AAA 模式	ABAAA 模式	AAAR 模式
	FRL	FRL	FRL
截距	107.1576*** (20.19)	107.3605*** (20.70)	106.5548*** (19.95)
總審計調整數 (AAA)	0.00025 (0.86)	0.000243 (0.87)	0.001602 (1.08)
公司規模 (CS)	0.6147* (1.83)	0.6008* (1.84)	0.6680* (1.97)
非常項目 (DAI)	7.9619** (2.44)	7.7102** (2.50)	8.0219** (2.39)
營業虧損 (DNAL)	2.8913*** (4.19)	2.9192*** (4.31)	3.0098*** (4.45)
破產預估值 (PB)	1.0111*** (2.59)	1.0155*** (2.60)	1.0697*** (2.82)
審計意見 (DQO)	0.2942 (0.45)	0.2906 (0.45)	0.2718 (0.41)
審計品質 (DAQ)	-0.2123 (-0.28)	-0.2220 (-0.30)	-0.2561 (-0.34)
會計師異動 (DAC)	-1.6603 (-0.95)	-1.6355 (-0.92)	-1.5093 (-0.87)
N	859	859	859
F Value	8.63***	8.60***	8.30***
調整後 R <sup>2</sup>	0.0665	0.0662	0.0637

1.符號說明：

*FRL*：會計年度截止日至年報上傳日之天數。

*AAA*：原始總審計調整數，其為審計客戶的自結盈餘與會計師審定後報導盈餘之差額（金額以十萬為單位）。

*ABAAA*：原始總審計調整數絕對值。

*AAAR*：原始總審計調整數佔會計師審定後報導盈餘絕對值的百分比。

*CS*：公司規模。為簽證公司總資產之自然對數。

*DAI*：存在非常項目之虛擬變數。如公司當年度損益表出現非常項目者設為 1，其餘為 0。

*DNAL*：當年度發生營業虧損之虛擬變數。當年度之稅後淨利是負數者設為 1，其餘為 0。

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

*DQO*：審計意見型態之虛擬變數。公司當年度收到非標準無保留意見者設為 1，其餘為 0。

*DAQ*：會計師事務所審計品質之虛擬變數。由前五大會計師事務所簽證者設為 1，其餘為 0。

*DAC*：公司之簽證會計師事務所異動之虛擬變數。如當年度有會計師事務所異動者設為 1，其餘為 0。

2.係數下方之括號內為 t 值。

3.\*\*\*代表達 1% 的顯著水準，\*\*代表達 5% 的顯著水準，\*代表達 10% 的顯著水準。

綜合前述敏感性測試，可合理的推論本研究的實證結果具有強韌性<sup>20</sup>，亦即總審計調整數 (AAA) 會顯著延長財務報表公佈的時間落差，且不限於原始總審計調整數、原始總審計調整數的絕對值或原始總審計調整數的比率各衡量模式。其原因可歸屬為總審計調整數的方向、數額與比率通常反映會計師與公司管理當局的談判協商過程，當總審計調整數大時，公司管理當局與會計師需要更多的時間溝通協調，導致財務報表公佈時效性受到延遲。

## 陸· 結論

在有關公司管理當局盈餘報導決策對財務報表公佈時效性影響的研究結論，由於受限於對裁決性應計數的模式衡量誤差，故實證結果存在頗多差異的解釋。而有關公司管理當局盈餘報導決策與會計師盈餘報導決策互動對財務報表公佈時效性之影響者相對稀少，本研究以公司自結盈餘與會計師審定後報導盈餘二者差距所定義出之總審計調整數變數來測試公司管理當局與會計師的盈餘報導決策互動對財務報表公佈時效性的影響，藉由具有可觀測性與可衡量性且沒有盈餘管理衡量模式誤差的實際會計師對公司管理當局報導盈餘調整數作為衡量變數，本研究可以更適切的捕捉公司管理當局、會計師盈餘報導決策對財務報表公佈時效性之影響。另外，在台灣，基於證券交易法第 36 條規定，故在財務報表時間落差之決定上，監察人審查報告書日至為關鍵，在財務報表資訊生產完成之觀點上，本研究將財務報表公佈時間落差重新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。

研究結果顯示，無論以原始總計調整數 (AAA)、原始總審計調整數的絕對值 (ABAAA) 或原始總審計調整數佔會計師審定後報導盈餘數的絕對值之比率 (AAAR) 的衡量指標，皆顯著與財務報表公佈時間落差呈顯著的正向關係，即總審計調整數會顯著延長財務報表公佈時間落差。如果結合正、負原始總審計調整次樣本的實證結果，可發現在正原始總審計調整數次樣本中的各總計調整數指標，皆顯著影響公司財務報表的公佈時效性，而負原始總審計調整數次樣本中的各總審計調整數指標的實證結果則皆未達統計顯著水準，故本研究可以合理推論正的總審計調整數顯著影響公司財務報表的公佈時效性，但負

<sup>20</sup> 作者感謝一位評審教授建議本研究測試財務報表時間落差變動數與總審計調整數變動之關係，以增加研究結果之強韌性。本研究以前後年之財務報表時間落差變動數 ( $\Delta FRL$ ) 為因變數，前後年之總審計調整數變動 ( $\Delta AAA$ ) 為自變數進行單變量迴歸分析，實證結果為  $\Delta AAA$ 、 $\Delta ABAAA$  係數分別為 0.000894 ( $t=2.85$ )、0.000988 ( $t=2.99$ ) 均顯著為正，皆達到 1% 的統計顯著水準，故亦支持本研究實證假說。

的總審計調整數對公司財務報表的公佈時效性的影響則不明顯。此意味當公司自結盈餘高於會計師審定之盈餘時，代表公司自結盈餘品質不佳，公司管理當局與會計師協商角力程度越大，其過程越消耗時間，故而延長財務報表公佈時間落差，而減低公司財務報表的公佈時效性。本研究並進行若干強韌性測試，發現實證結果並不因其他設定與樣本變動的影響。

在研究限制方面，本研究係預期當總審計調整數越大時，無論導致該調整數的成因係盈餘操弄、對會計原則的解釋差異或會計報導的誤述，皆代表公司管理當局與會計師對盈餘報導的決策落差大，故需要更多的時間進行談判協商以取得最後報導盈餘的共識，此乃合理的推測。但既然總審計調整數係會計師與審計客戶雙方談判協商後的產品，本研究無法排除審計客戶與會計師的個人特質與談判協商技巧會對本研究的結論產生無法預期的影響。其次，如前面所述，導致總審計調整數發生的原因很多，不同的原因對調整過程的談判協商可有不同的影響，譬如報表的誤述可能很容易取得共識，對於會計原則的解釋或盈餘管理的原因，取得共識的困難度就提高，因本研究無可驗證的資料分辨導致盈餘調整的原因，故不排除不同調整數額與成因組合（譬如：高調整數與容易達成共識的成因、低調整數與不容易達成共識的成因等組合）會對本研究結論的影響。最後，基於本研究的樣本篩選程序，實證樣本中並無總審計調整數為零者，本研究不能排除在不同的樣本篩選程序下，存在若干實證樣本的總審計調整數係為零之可能性，因此，本研究實證結果的解釋並不宜推論至存在總審計調整數為零之情況。至於後續研究方面，可進一步研究自結損益公布時之市場反應，特別是會計師向下修正群公司，先前膨脹之自結盈餘的市場反應以及事後會計師修正後的市場反應；再者可探討總計調整數、時間落差何者在實證上適合作為公司窗飾盈餘的代理變數。<sup>21</sup>

## 參考文獻

林嬋娟、黃惠君，「強制自結盈餘可靠性之影響因素與政策效果」，討論稿，國立台灣大學，2004年。

林郁蕙，「我國上市公司年度財務報表期末查核期間之研究」，國立台灣大學會計學研究所碩士論文，1993年。

范宏書、陳慶隆，「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」，*當代會計*，第八卷第一期，2007年，頁1~32。

<sup>21</sup> 謝謝一位審稿教授提供此寶貴之後續研究意見。

- 許林舜，「財務資訊發布攸關期間之決定因素含 Duration Model 之應用」，國立台灣大學會計學研究所碩士論文，1994 年。
- 廖秀梅、廖益興，「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*，第三卷第二期，2002 年，頁 221~230。
- 陳鴻文，「我國上市公司會計師更換之資訊內涵研究」，東吳大學會計學研究所碩士論文，1995 年。
- 蔡彥卿，「家族控股集團企業財務報表公告期間之研究」，*管理與系統*，第三卷第一期，1996 年，頁 1~16。
- 賴美慧，「我國股票上市公司決算日至查核報告日時間落差之研究」，東吳大學會計學研究所碩士論文，1994 年。
- Antle, R. and Nalebuff, B., "Conservatism and Auditor-Client Negotiations", *Journal of Accounting Research*, (29), Supplement, 1991, pp.31-54.
- Ashton, R., Willingham, J. and Elliott, R., "Empirical Analysis of Audit Delay", *Journal of Accounting Research*, (25), 1987, pp.275-292.
- Ashton, R., Graul, P. and Newton, J., "Audit Delay and the Timeliness of Corporate Reporting", *Contemporary Accounting Research*, (5), 1989, pp.657-673.
- Bamber, E. M., Bamber, L. S. and Schoderbek, M. P., "Audit Structure and Other Determinants of Audit Report Lag: An Empirical Analysis", *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, (12), 1993, pp.1-23.
- Begley, J. and Ficher, P., "Is There Information in an Earnings Announcement Delay?" *Review of Accounting Studies*, (3), 1998, pp.347-363.
- Bowen, R., Johnson, M. Shevlin, T. and Shores, D., "Determinants of the Timing of Quarterly Earnings Announcements", *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, (7), 1992, pp.395-422.
- Courtis, J. K., "Relationships between Timeliness in Corporate Reporting and Corporate Attributes", *Accounting and Business Research*, (6), 1976, pp.45-56.
- Dechow, P. M., Sloan, R. G. and Sweeney, A., "Detecting Earnings Management", *The Accounting Review*, (70), 1995, pp.193-225.
- Dyer, J. and McHugh, A., "The Timeliness of the Australian Annual Report", *Journal of Accounting Research*, (13), 1975, pp.204-219.
- Givoly, D. and Palmon, D., "Timeliness of Annual Earnings Announcements: Some Empirical Evidence", *The Accounting Review*, (57), 1982, pp.486-508.
- Hakansson, N., "Interim Disclosure and Public Forecasts: An Economic Analysis and A Framework for Choice", *The Accounting Review*, (52), 1977, pp.396-416.
- Hausman, J. A., "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, (46), 1978, pp.1251-1271.
- Henderson, B. C. and Kaplan, S. E., "An Examination of Audit Report Lag for Banks: A Panel Data Approach", *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, (19), 2000, pp.159-174.

- Hsieh, Y-M, and Tsai, Y-C, "Aggregate Audit Adjustments and Discretionary Accruals: Further Evidence on the Relation between Audit Quality and Earnings Management", *Working Paper*, 2005, National Taiwan University.
- Knechel W. R. and Payne, J. L., "Additional Evidence on Audit Report Lag", *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, (20), 2001, pp.137-146.
- Kothari, S. P., Leone, A. J. and Wasley, C. E., "Performance Matched Discretionary Accrual Measures", *Journal of Accounting and Economics*, (39), 2005, pp.163-197.
- Kross, W. and Schroeder, D. A., "An Empirical Investigation of the Effect of Quarterly Earnings Announcement Timing on Stock Returns", *Journal of Accounting Research*, (22), 1984, pp.153-176.
- Lee, C-W J. and Yue, H., "Timeliness and Earnings Quality", *Working Paper*, 2004, American Accounting Association Annual Meeting.
- Lev, B., "Toward a Theory of Equitable and Efficient Accounting Policy", *The Accounting Review*, (63), 1988, pp.1-22.
- Nelson, M. W., Elliott, J. A. and Tarpley, R. L., "Evidence from Auditors about Managers' and Auditors' Earnings Management Decisions", *The Accounting Review*, (77), Supplement, 2002, pp.175-202.
- Neter, J., Wasserman, W. and Kutner, M. H., *Applied Linear Regression Models*, 2nd ed., 1989, Homewood, Ill: Irwin.
- New, J. and Ashton, R., "The Association between Audit Technology and Audit Delay", *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, (8), Supplement, 1989, pp.22-37.
- Schwartz, K. B. and Soo, B. S., "The Association between Auditor Changes and Reporting Lags", *Contemporary Accounting Research*, (13), 1996, pp.353-370.
- Soltani, B., "Timeliness of Corporate and Audit Reports: Some Empirical Evidence in the French Context", *The International Journal of Accounting*, (37), 2002, pp.215-246.
- Trueman, B., "Theories of Earnings-Announcement Timing", *Journal of Accounting & Economics*, (13), 1990, pp.285-301.
- White, H., "A Heteroscedasticity-consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity", *Econometrica*, (48), 1980, pp.817-838.
- Williams, P. A., "The Relation between A Prior Earnings Forecast by Management and Analyst Response to a Current Management Forecast", *The Accounting Review*, (71), 1996, pp.103-116.
- Zmijewski, M. E., "Methodological Issues Related to the Estimation of Financial Distress Prediction Models", *Journal of Accounting Research*, (22), 1984, pp.59-82.

# The Influence of Aggregate Audit Adjustments on the Financial Reports Lag

HUNG-SHU FAN, CHING-LUNG CHEN,  
SHU-HUA LEE, YUNG-MING HSIEH \*

## ABSTRACT

The timeliness of financial reports is recognized by the accounting profession, the users of accounting information, the regulatory and professional agencies as an important characteristic of financial reporting (Soltani, 2002) and universally debated by capital market participants. This paper adopts aggregate audit adjustment, which is defined as the difference between client's pre-audited preliminary earnings (i.e. self-reported preliminary earnings) and post-audited reporting earnings, to proxy the listed firm's earnings management intentions. This measure enables the present study to capture the interactions between managers' decisions on how to management earnings and auditors' decisions on how to prevent earnings management by requiring adjustment of the client's financial statements. The other benefit of such measure allows us to avoid the difficulty or measurement bias of using ex post audited accounting information to assess the listed firms' earnings management intentions. Following Fan and Chen (2007), this study defines the financial report lag based on supervisor report day.

The empirical results evidence that all aggregate audit adjustment measures are positively associated with the financial report lags. The Empirical findings of these kinds provide support to the conjecture and confirm the view that the interactions between managers' decisions on how to management earnings and auditors' decisions on how to prevent earnings management by requiring adjustment of the client's financial statement have played critical roles in determining the timeliness of financial reports. These results remain robust to the various specification tests.

**Keywords:** aggregate audit adjustments, financial reports lag, supervisor report day, earnings management, pre-audited preliminary earnings

---

\* Hung-Shu FAN, Associate Professor, Department of Accounting, Fu Jen Catholic University. Ching-Lung CHEN, Associate Professor, Department of Accounting, Chaoyang University of Technology. Shu-Hua LEE, Assistant Professor, Department of Accountancy, National Taipei University. Yung-Ming HSIEH, Associate Professor, Department of Accounting, Soochow University.