臺大管理論叢 2013/6
第 23 卷 第 2 期 97-132
DOI: 10.6226/NTURM2013.SEP.R10050

財務會計準則第 35 號公報與財務報表公佈時效性

Taiwan SFAS No.35 and Timeliness of Financial Reporting

范弘舒 / 輔仁大學會計學系教授
Hung-Shu Fan, Professor, Department of Accounting, Fu Jen Catholic University

林彥廷 / 輔仁大學會計學系助理教授
Yan-Ting Lin, Assistant Professor, Department of Accounting, Fu Jen Catholic University

陳慶隆 / 國立雲林科技大學會計學系教授
Ching-Lung Chen, Professor, Department of Accounting, National Yunlin University of Science and Technology

Received 2010/9, Final revision received 2011/9

摘 要

本研究以我國之財務會計準則第 35 號公報為對象，探討該公報實施後對財務報表公佈時效性的影響。文獻指出管理當局有動機為延緩資產減損之負面影響而與會計師進行協商，且若企業認列資產減損存在盈餘管理動機，預期會計師為減少其審計風險，亦會與公司針對資產減損進行協商，本研究預期此協商程序將延遲財務報表公佈。本研究實證結果顯示有認列資產減損損失的公司，相對於未認列資產減損損失的公司，會較晚公佈其財務報表，且認列減損損失金額越高的公司，其延遲公佈財務報表的時間越長。此時間落差可能擴大投資者之間資訊不對稱的程度，為新財務準則實施的潛在負面經濟效果，可提供證券主管機關評估與留意新財務會計準則公報公佈實施之可能影響。

【關鍵字】第 35 號公報、財務報表時效性、固定效果非平衡追蹤資料迴歸分析

Abstract

This study aims to investigate the impact of SFAS No.35, which regulates the accounting for the impairment of assets, on financial report lags. Prior studies document that the recognitions of asset impairments would drive stock prices down. In addition, managers might recognize the asset impairments to manipulate earnings, and earnings management would increase audit risk. To reduce this negative influence on stock prices for listed firms and audit risk for auditors, they have motivations to negotiate over the recognition of asset impairments, which, in turn, delays declaring the financial statements. Based on the unbalanced panel data-fixed effect models, the empirical results of this study support the hypothesis that financial report lags increase because of the recognition of an asset impairment, and the larger amount of the asset impairment causes the longer financial report lag. These results provide some evidence to understand the possible economic effect of SFAS No.35 on financial reporting timeliness.

【Keywords】SFAS No.35, financial reporting timeliness, unbalanced panel data regression analysis

臺灣大學學術期刊資料庫

壹、緒論

Beaver (2002) 提出財務報導之資訊觀點 (Informational Perspective)，主張財務報表可傳遞有關企業未來股利支付能力相關資訊，協助投資人進行股票評價，且財務報表之揭露有助於減緩公司管理當局與股東間之資訊不對稱程度。而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，財務報表資訊揭露時點較早的公司，股價反應較為正面 (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盈餘資訊價值，亦會造成資本市場參與者之間的資訊不對稱。因此，財務報表的時效性 (註 [1]) 一直為會計資訊使用者、主管機關與會計專業團體視為一項重要財務會計資訊特徵 (Soltani, 2002)。

近 30 年來，關於財務報表時間落差 (Financial Report Lag) 的議題，學者曾分別探討會計師查核報告時間落差之影響因素、會計師異動對審計報告與盈餘宣告時間落差之影響、公司治理對財務報表公佈時效性之影響、以及盈餘品質與財務報表公佈時效性之關係等。然未見文獻探討新財務會計準則公報之實施對於財務報表公佈時效性之影響者。我國自 2005 年 (註 [2]) 開始實施財務會計準則第 35 號公報 (以下簡稱第 35 號公報)，此一公報旨在規範資產減損之提列，該公報實施後國內之資產減損相關研究漸多 (謝宛庭、吳清在，2005；Chao, 2007; Fan & Chen, 2009; 顏信輝、曹嘉玲，2009)。然而，國內外關於資產減損財務會計準則公報之研究，大部分集中於探討公司認列資產減損的動機、影響資產減損的因素、資產減損資訊的市場反應 (Zucca & Campbell, 1992; Rees, Gill, & Core, 1996; Francis, Hanna, & Vincent, 1996; Bunsis, 1997; Chaney, Hogan, & Jeter, 2000; Comprix, 2000; Riedl, 2004; Chen, Chen, Su, & Wang, 2004; 謝宛庭、吳清在，2005；Chao, 2007)，檢視目前之國內外相關文獻，未發現有研究探討資產減損公報之實施對於財務報表時間落差之影響者。

本研究認為資產減損之提列可能對公司的淨利造成負面影響，或傳遞未來績效表現可能不佳之消息，此一壞消息會重大衝擊公司股價 (Strong & Meyer, 1987; Comprix, 2000; 謝宛庭、吳清在，2005；Chao, 2007)，因此管理當局有動機為減緩此一負面消息的衝擊，而與查核會計師協商、溝通是否要提列資產減損以及提列金額多寡。另外，公司認列資產減損可能存在盈餘管理動機 (Riedl, 2004; 謝宛庭、吳清在，2005；Chao, 2007; 顏信輝、曹嘉玲，2009)，而 Ashton、Graul 與 Newton (1989)、Bamber、Bamber 與 Schoderbek (1993)、Schwartz 與 Soo (1996)、Henderson 與 Kaplan (2000) 均認為公司的盈餘操弄動機會提高會計師的查核風險，因此查核會計師亦需與受查公司之管理

註 [1] 部分探討財務報表時效性的研究 (Basu, 1997) 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，而本研究係以財務報表公佈時間之觀點，探討財務報表公佈時間落差的決定因素，兩者雖皆歸屬於時效性的討論，然議題並不相同。

註 [2] 2004 年為提早適用財務會計準則第 35 號公報之年度。

臺灣期刊學術期刊資料庫

當局協調溝通提列資產減損事宜，而協商溝通程序會影響財務報表公佈時間 (范宏書、陳慶隆、李淑華、謝永明，2008)，故本研究預期公司認列資產減損，將會顯著延長財務報表的時間落差，且資產減損認列金額越大，查核會計師與受查公司之協商溝通越耗時，導致財務報告時間落差越長。本研究實證結果顯示：相對於未提列資產減損之公司而言，提列資產減損之公司會延後財務報表之公佈，而且，資產減損提列金額越大，其財務報表的公佈時間落差越大。

本研究可能貢獻如下：首先，截止目前未見文獻由新財務會計準則公報實施的角度探討其對財務報表時間落差之影響者，本研究結合新公報實施與時效性的議題，可豐富財務報表公佈時效性影響因素之研究；其次，Henderson 與 Kaplan (2000) 認為財務報表公佈時效性之研究結果可靠性，深受實證模式中遺漏變數與異質性偏誤的影響，而 Hsiao (1986) 曾指出追蹤資料型態 (Panel Data) 可控制橫剖面所代表的個別差異與時間序列面所代表的動態性，較能釐清經濟變數之間所隱含的行為意義，降低遺漏變數與異質性對係數估計偏誤的影響，故本研究採用追蹤資料進行實證研究，除能有效提高實證模式的配適度之外 (註 [3])，亦能減少估計偏誤，提高推論的準確性，期能獲得較嚴謹之實證結果，此研究架構亦可運用於後續財務報表公佈時效性之研究。最後，本研究發現資產減損之提列導致財務報表公佈延後，而延後公佈財務報表可能擴大投資者與公司管理當局之間的資訊不對稱程度，進而影響投資者之財富分配，此為實施資產減損公報可能存在之潛在負面經濟後果，故本研究結果可提供證券主管機關以另一角度評估與留意新財務會計公報公佈實施之可能影響。

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討論；第五節為強韌性測試；第六節則為結論。

貳、文獻探討與實證假說

一、文獻探討

本研究旨在探討資產減損公報之實施對於財務報表時間落差的影響，相關文獻可分為兩大類，一為財務報表時間落差相關研究，二為資產減損相關研究。

近 30 年來，財務報表時間落差的相關研究主要可分為幾個主題，包括：1. 會計師查核報告時間落差的影響因素；2. 會計師異動對審計報告時間落差與盈餘宣告時間落差之影響；3. 公司治理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。探討會計師查核報告時間落差的影響因素之國外文獻包括：Dyer 與 McHugh (1975)、Courtis (1976)、Ashton、Willingham 與 Elliott (1987)、Ashton et al. (1989)、Bamber et al. (1993)、Schwartz 與 Soo (1996)、Henderson 與 Kaplan (2000)、

註 [3] 倘若以混合資料最小平方法 (Pooled Least Square) 進行實證分析，本研究之各實證模式的配適度 (調整後 R^2) 約介於 5~6% 之間，遠低於固定效果非平衡追蹤資料迴歸分析之配適度 (47~48%)。

臺灣博碩學術期刊資料庫

Knechel 與 Payne (2001) 與 Soltani (2002) 等；國內則有林郁蕙 (1993)、賴美慧 (1994) 及許林舜 (1994) 等研究。其中，Ashton et al. (1987) 發現公開可取得之資訊、會計師認知可獲得之私人資訊、期中執行查核工作多寡、對內部控制是否有信心等因素，皆會影響審計報告時間落差。Ashton et al. (1989) 另以加拿大公司為樣本，探討審計報告時間落差之影響因素，發現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)、是否存在損失與非常項目 (存在該項目者時間落差長) 及審計意見 (無保留意見有較長時間落差) 等因素有關。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；而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 與 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 與 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，發現前述結論依舊成立。Knechel 與 Payne (2001) 之實證結果則發現增額審計時間、經驗不足之查帳人員工作時間、及是否提供稅務方面之非審計服務三項因素與審計報告時間落差呈顯著正相關。

有關會計師異動對審計報告與盈餘宣告時間落差影響的研究，國外文獻僅有 Schwartz 與 Soo (1996) 之研究。Schwartz 與 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 (註 [4])。國內現行文獻中，廖秀梅與廖益興 (2002) 曾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。最近，范宏書與陳慶隆 (2007) 以監察人查核報告時間落差來重新定義財務報表的公告時間落差，該研究亦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。

關於公司治理對財務報表公佈時效性影響的研究，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，作者認為倘若股權愈分散，則外部投資人愈多，愈依賴財務報表，企業或會計師遭訴訟的可能性愈高，會計師審計風險增加，此

註 [4] Schwartz 與 Soo (1996) 認為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具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。

臺灣會計研究學會

時會計師會傾向延後完成其查帳工作，而實證結果證實股權越集中則審計報告時間落差越短。另外，Henderson 與 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，但無論在橫剖面資料分析或在追蹤資料分析中，均未達統計顯著水準。在國內相關研究方面，蔡彥卿 (1996) 發現家族控股集團內公司間交易較為頻繁，且集團內發生性質特殊交易的可能性較高，導致會計師查核風險提高，會計師與管理當局之溝通協調程序較長，因而較晚公佈財務報表。范宏書與陳慶隆 (2007) 則延伸蔡彥卿 (1996) 的研究，探討公司控制權型態對財務報表公佈時效性之影響，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，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時效性關聯之文獻方面，Trueman (1990) 認為公司管理當局需要較長時間以進行盈餘管理或評估盈餘管理的影響，因此，較晚揭露會計資訊的公司存在較高的正向盈餘操弄 (Income-increasing)，或盈餘品質較低。Bowen、Johnson、Shevlin 與 Shores (1992) 則發現公司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 與 Yue (2004) 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，發現盈餘管理與財務報表公佈時效性具相互影響之內生關係，在國內，范宏書等人 (2008) 則發現企業自結盈餘與會計師審定盈餘間差距越大，會計師與公司之間的溝通協調所需時間可能較長，公司越晚公佈財務報表，此結果意謂企業自結盈餘品質越差，財務報告時間落差越長。

國內外關於企業提列資產減損的相關研究方面，在 1995 年美國財務會計準則委員會發布 SFAS No.121「長期性資產價值減損之會計處理」以前，美國關於資產減損之會計處理，僅依賴 1975 年發布之 SFAS No.5「或有事項」準則公報，但 SFAS No.5 對「或有事項」允許公司彈性地適用，使不同公司之間認列資產減損之會計處理及會計報導迥異。而在 SFAS No.5 規範下之資產減損相關研究，亦多數以檢視企業宣告認列資產減損之市場反應為主。其中，Strong 與 Meyer (1987) 發現公司宣告認列資產減損會導致公司股價下跌，且宣告前股票報酬越高者，宣告後其股價下跌越多；公司宣告認列資產減損比重越高者，在宣告後之股價下跌幅度也越大。另外，Rees et al. (1996) 則發現企業於認列資產減損年度會存在負向 (Income-decreasing) 裁決性短期應計數，其認為公司管理當局面對經濟環境變差之情況下，在認列資產減損的同時，亦會認列負向裁決性短期應計數，以傳遞公司未來經營前景不佳之價值攸關訊息。然而，Francis et al. (1996) 則發現認列資產減損之公司大多存在更換高階主管的情形，其目的是為清除前任主管表現不佳之財務績效，以利新主管上任後得以達到更高的獲利目

臺灣博碩士論文知識加值系統

標，但市場對資產減損卻以負面評價加以反應，因此，Francis et al. (1996) 認為投資人體認公司認列資產減損為資產價值實質受損，而非公司未來獲利能力可能改善之訊號；但 Chaney et al. (2000) 卻持相反看法，因其未發現市場對於資產減損之負面評價反應，故認為投資人視提列資產減損之原因為管理階層變動，而非真實的資產價值有減損。Zucca 與 Campbell (1992) 從盈餘管理角度探討公司認列資產減損對盈餘的影響，發現公司在認列資產減損前後年度之盈餘績效較差，惟公司宣告認列資產減損並未發現存在負面市場反應。Bunsis (1997) 則認為公司宣告認列資產減損之市場反應會受到交易本質所影響，當交易預期會增加未來現金流量，則有正面之市場反應，反之會有負面評價反應。綜觀上述文獻，多數關於資產減損之研究著重探討公司宣告認列資產減損時之市場反應，或探討公司認列資產減損之決定因素，且研究發現公司認列資產減損與公司管理當局之報導動機有關。

美國 FASB 發布 SFAS No.121 號公報後，該公報雖然較 SFAS No.5 號公報具體規範資產減損之會計處理，然 SFAS No.121 號公報仍無法完全排除公司管理當局對資產減損認列時點及認列金額之裁量權。國外探討 SFAS No.121 號公報之文獻相對稀少，其中 Comprix (2000) 發現 SFAS No.121 號公報發佈後，公司管理當局會認列資產減損而使得減損資產之帳面價值接近其市價，且在公司認列資產減損之前後年度，投資人對於認列資產減損公司之評價會低於沒有資產減損者，此外，盈餘績效及過往資產減損之記錄都可能影響投資人對於公司之評價。Riedl (2004) 研究發現在 SFAS No.121 號公報發佈前，公司認列資產減損之金額係受經濟因素所影響，但在 SFAS No.121 號公報發佈後，公司管理當局報導資產減損主要為了洗大澡 (Take a Big Bath) 之盈餘管理動機，而非提供私有資訊以減少資訊之不對稱，因此，Riedl (2004) 認為 SFAS No.121 號公報發佈後，財務報表之盈餘品質降低。在非美國資料的研究中，僅有 Chen et al. (2004) 以中國資本市場為樣本探討資產減損規範改變後，公司提前適用並認列資產減損的動機，作者發現提前適用資產減損旨在傳遞未來前景樂觀之訊息，而投資人亦在股價上反應此樂觀資訊。我國在財務會計準則第 35 號公報發佈以前，沒有資產減損之相關會計規定，資產減損之相關研究亦付之闕如。在第 35 號公報發佈後與此相關之研究亦僅有謝宛庭與吳清在 (2005)、Chao (2007)、顏信輝與曹嘉玲 (2009) 三篇 (註 [5])，前兩篇研究均發現管理當局報導動機如洗大澡等會影響資產減損認列金額，有資產減損之盈餘宣告均有負面之股價反應，且此負面反應會隨資產減損金額增加而加大；而顏信輝與曹嘉玲 (2009) 則發現企業在洗大澡之淨利減少盈餘管理需求下，會同時使用資產減損與裁決性應計項目二工具。

註 [5] 另有二篇研究與第 35 號公報相關之文獻，一為 Fan 與 Chen (2009) 探討提前適用第 35 號公報對於帳面價值、盈餘價值攸關性之影響，二為張文瀞、汪瑞芝與林鴻儒 (2008) 探討未分配盈餘加徵 10% 營利事業所得稅對於企業提前適用財務會計公報第 35 號之影響。

臺灣商管學術期刊資料庫

在影響財務報表時間落差之相關研究中，並未發現有探討第 35 號公報之實施對於財務報表時間落差之影響者，此即為本研究之動機與目的，本文之研究結果除有助於豐富我國影響財務報表公佈之時效性的研究外，亦可提供證券主管機關瞭解新財務會計公報公佈實施之可能影響。

二、實證假說

Riedl (2004) 發現在 SFAS No.121 號公報發佈前，公司認列資產減損之金額係受經濟因素所影響，但在 SFAS No.121 號公報發佈後，公司管理當局報導資產減損主要為了洗大澡之盈餘管理動機，而非提供私有資訊以減少資訊之不對稱；因此，Riedl (2004) 認為 SFAS No.121 號公報發佈後，財務報表之盈餘品質降低。在國內，謝宛庭與吳清在 (2005) 發現，洗大澡、盈餘平穩化、高階主管更換等盈餘管理動機皆會影響資產減損之認列，Chao (2007) 亦得到類似之發現。顏信輝與曹嘉玲 (2009) 則發現企業在洗大澡之負向盈餘管理 (Decreasing-income) 需求下，會同時使用資產減損與裁決性應計項目二工具，因此由上述文獻可推論資產減損與盈餘管理存在某種程度之關聯性。另外，Chai 與 Tung (2002) 發現當公司管理當局有洗大澡之負向盈餘管理 (Decreasing-income) 需求時，會同時延後其財務報表之公佈時點，以提高其與利害關係人之談判協商的籌碼。Ashton et al. (1989)、Bamber et al. (1993)、Schwartz 與 Soo (1996)、Henderson 與 Kaplan (2000) 均認為公司的盈餘操弄動機會提高會計師的查核風險，而 Lee 與 Son (2009) 發現會計師面對受查公司之負向盈餘管理時，會延長查核工作時間以降低其查核風險，且此顯著增加的查核期間將進一步導致公司延後其財務報表之公佈，由上述文獻可知企業之負向盈餘管理行為會導致延後財報公佈。綜合上述兩類文獻，本研究推論資產減損之認列，可能存在某種程度的負向盈餘管理動機，導致查核會計師需與受查公司管理當局協調溝通資產減損之提列，預期將造成公司延後其財務報表之公佈。

Strong 與 Meyer (1987) 發現公司宣告認列資產減損會導致公司股價下跌，且宣告前股票報酬越高者，宣告後其股價下跌幅度越大；另外，公司宣告認列資產減損比重越高者，在宣告後之股價下跌幅度顯著擴大。Comprix (2000) 發現 SFAS No.121 號公報發佈後，公司認列資產減損之前後年度，投資人對於認列資產減損公司之評價會低於沒有資產減損者，謝宛庭與吳清在 (2005) 亦發現，市場對於我國提前適用第 35 號公報之公司所認列之資產減損會有負面之股價反應，且資產減損金額越大，此負面反應越大，Chao (2007) 則發現，不論提前適用或準時適用第 35 號公報之公司，宣告認列資產減損均會產生顯著之負面股價反應，且認列資產減損金額越大，負面反應越大。因 Trueman (1990) 認為公司的管理者有動機且需更多的時間透過盈餘管理減緩負面消息的衝擊，倘若投資者對於認列較多資產減損的公司會給予較負面的股票評價，則管

臺灣博碩士論文知識加值系統

理當局為減緩此一負面消息的衝擊，就需更多的時間與查核會計師協商、溝通會計選擇與是否要提列資產減損以及提列金額多寡。

綜上所述，查帳會計師與受查核公司均有動機針對資產減損認列之有無及金額多寡進行協商、溝通，而此協商程序會影響財務報表公佈時間 (范宏書等人，2008)，故本研究預期公司認列資產減損，將會顯著延長財務報表的時間落差，而且資產減損認列金額越大，查帳會計師與受查核公司之協商、溝通越耗時，故財務報告時間落差越長。

綜合上述推論，得到本研究的研究假說如下：

其他條件不變下，有提列資產減損之公司，其財務報告時間落差較長；且公司提列資產減損金額越大，財務報告時間落差越長。

參、研究設計與變數衡量

一、樣本與資料來源

本研究樣本為我國非金融保險業之上市、上櫃及興櫃公司，此乃因上市、上櫃及興櫃公司須向主管機關申報並公告財務報表，其資料取得容易且較為可靠，而排除金融保險業公司乃因其性質與產業規範不同於一般產業公司。另外，樣本公司須採曆年制以提高樣本的一致性，且無資料缺漏。因我國第 35 號公報允許公司可自願於 2004 年報提前適用此公報，並自 2005 年起財務報表強制適用此公報，故本研究樣本期間定為 2004 年至 2007 年。

本研究所需之資料來源方面，財務報表公佈日資料係取自台灣證券交易所之公開資訊觀測站之年度財務報表上傳日，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、實證模式與變數定義

為驗證前述之實證假說，本研究建立下列檢定模式：

$$(1)\quad FRL_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 * AI_{i,t} + \beta_2 * DAC_{i,t} + \beta_3 * CS_{i,t} + \beta_4 * DEI_{i,t} + \beta_5 * DNAL_{i,t} + \beta_6 * PB_{i,t} + \beta_7 * DQO_{i,t} + \beta_8 * DAQ_{i,t} + \beta_9 * NS_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(2)\quad FRL_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 * DAI_{i,t} + \gamma_2 * DAC_{i,t} + \gamma_3 * CS_{i,t} + \gamma_4 * DEI_{i,t} + \gamma_5 * DNAL_{i,t} + \gamma_6 * PB_{i,t} + \gamma_7 * DQO_{i,t} + \gamma_8 * DAQ_{i,t} + \gamma_9 * NS_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

臺灣大學學術期刊資料庫

變數說明：

$FRL_{i,t}$ (Financial Report Lag)：財務報表時間落差，其為 *i* 公司第 *t* 會計年度截止日 (12/31) 到第 t 年年報上傳日間之天數。

$AI_{i,t}$ (Asset Impairment)：資產減損損失金額變數，其為 *i* 公司第 *t* 年損益表中資產減損金額取自然對數 (註 [6])。預期資產減損金額越大之公司，其財務報表公佈時間落差越長，預期係數為正號。

$DAI_{i,t}$ (Dummy for an Asset Impairment)：認列資產減損損失虛擬變數，若 *i* 公司第 *t* 年損益表中有認列資產減損金額則設為 1，否則為 0。預期有提列資產減損樣本公司較無提列資產減損樣本公司，將顯著延長財務報表公佈的時間落差，亦即此係數的符號預期為正號。

$DAC_{i,t}$ (Dummy for Auditor Change)：簽證會計師異動的虛擬變數。如 *i* 公司第 *t* 年發生簽證會計師皆異動者設為 1，其餘為 0 (註 [7])。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)，預期係數為正號。

$CS_{i,t}$ (Client Size)：公司規模，其為 *i* 公司第 *t* 年總資產帳面價值取自然對數。公司規模對財務報表時間落差兼有正向及負向之影響，一方面大公司會計交易多、資產、負債、收入、費用多，自然查核工作較多，此會延長時間落差；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，此可減少會計師期末之審計查核工作，故公司規模大不見得會延長此時間落差 (Newton & Ashton, 1989)。再者，規模大之公司面臨較大提早公佈盈餘之壓力 (Dyer & McHugh, 1975; Newton & 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 (註 [8]) (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。

$DEI_{i,t}$ (Dummy for Extraordinary Items)：*i* 公司第 *t* 年損益表中有無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非常損益項目者設為 1，其餘為 0。Ashton et al. (1989)、Bamber et al. (1993)、Schwartz 與 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需額外時間查核與認定，將

註 [6] 未提列資產減損公司，此變數設為零。

註 [7] 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。若主簽會計師與副簽會計師對調，仍視為未變動。

註 [8] 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) 發現正向關係，Ashton et al. (1989)、Bamber et al. (1993) 發現負向關係，在 Knechel 與 Payne (2001) 之研究則不顯著。

臺灣人文學術期刊資料庫

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。

$DNAL_{i,t}$ (Dummy for Net Annual Loss)：*i* 公司第 *t* 年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為負數者設為 1，其餘為 0。本研究預期當年度發生營業虧損的公司，其盈餘操弄動機提高，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預期為正。

$PB_{i,t}$ (Probability of Bankruptcy)：*i* 公司第 *t* 年之預期破產機率。本研究沿用 Bamber et al. (1993)、Schwartz 與 Soo (1996)、Henderson 與 Kaplan (2000) 之研究，採用 Zmijewski (1984) 之破產預測模式 (註 9)，預測樣本公司破產之可能性。當企業破產可能性提高，會計師的查核風險亦提昇，本研究預期此變數的係數符號為正號。

$DQO_{i,t}$ (Dummy for a Qualified Opinion)：*i* 公司第 *t* 年財務報表會計師查核意見型態的虛擬變數。若樣本公司當年度之查核意見為標準無保留意見則設為 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，皆設為 1。因非標準無保留的查核意見並非公司所樂見，意謂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)，本研究預期係數為正號。

$DAQ_{i,t}$ (Dummy for Audit Quality)：四大會計師事務所虛擬變數，本研究以樣本公司之財務報表是否為四大會計師事務所簽證作為審計品質替代變數，前四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符號。

$NS_{i,t}$ (Number of Shareholders)：會計資訊需求強度之代理變數，定義為公司的總股東人數取自然對數。Sengupta (2004) 認為公司的股東人數愈多，適時揭露資訊的要求愈高，預期係數符號為負。

$\varepsilon_{i,t}$：模式殘差項。

根據我國第 35 號公報規範，認列資產減損後，當後續年度資產價值回升時，除商譽外，可於原認列損失範圍內認列回升利益。故本研究另以資產減損淨額 (即資產減損損失扣除資產減損損失迴轉利益) 取自然對數，與減損損失淨額之虛擬變數，作為資產減損另外之代理變數，再進行檢測，其模式如下：

註 9　Zmijewski (1984) 之破產預測模式為：AFC = - 4.336 - 4.513*ROA +5.679*FINL+0.004*LIQ。其中 AFC 為預期破產機率，ROA 為資產週轉率 (淨利除以總資產的比率)，FINL 為財務槓桿 (總負債除以總資產的比率)，LIQ 為流動性 (流動資產除以流動負債的比率)。

臺灣大學學術期刊資料庫

$$(3)\quad FRL_{i,t} = \varphi_0 + \varphi_1 * NAI_{i,t} + \varphi_2 * DAC_{i,t} + \varphi_3 * CS_{i,t} + \varphi_4 * DEI_{i,t} + \varphi_5 * DNAL_{i,t} + \varphi_6 * PB_{i,t} + \varphi_7 * DQO_{i,t} + \varphi_8 * DAQ_{i,t} + \varphi_9 * NS_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(4)\quad FRL_{i,t} = \xi_0 + \xi_1 * DNAI_{i,t} + \xi_2 * DAC_{i,t} + \xi_3 * CS_{i,t} + \xi_4 * DEI_{i,t} + \xi_5 * DNAL_{i,t} + \xi_6 * PB_{i,t} + \xi_7 * DQO_{i,t} + \xi_8 * DAQ_{i,t} + \xi_9 * NS_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$NAI_{i,t}$ (Net Asset Impairment)：i 公司第 t 年損益表中資產減損損失淨額 (等於資產減損損失減資產減損損失迴轉利益) 取自然對數 (註 [10])。預期資產減損淨額越大之樣本公司，將顯著延長財務報表的時間落差，係數預期為正。

$DNAI_{i,t}$ (Dummy for a Net Assets Impairment)：資產減損淨額虛擬變數，若 i 樣本公司第 t 年減損損失淨額大於零則設為 1，否則為 0。其係數預期為正。

其餘變數悉如 (1) 式與 (2) 式。

因 Henderson 與 Kaplan (2000) 認為財務報表公佈時效性研究之實證結果可靠性，受實證模式中遺漏變數與異質性偏誤的影響，若以追蹤資料模式 (Panel Data) 進行實證分析，較混合資料最小平方法 (Pooled Least Square) 能有效地降低迴歸係數的估計偏誤，且能大幅提升整體模型之解釋力。其次，如果以平衡追蹤資料 (Balanced Panel Data) 進行實證分析，因每家公司在樣本期間的每一年度皆須有觀測值，故須刪除任何一年度有遺漏觀測值之樣本，此時又受到樣本存活偏誤 (Survival Bias) 的影響 (Hsiao, 1986; Henderson & Kaplan, 2000)，因此，本研究採取折衷的處理方式，以非平衡追蹤資料 (Unbalanced Panel Data) 迴歸分析進行實證測試。

肆、實證結果

一、樣本與敘述統計

本節說明研究樣本與相關變數之敘述統計量。表 1 呈現本研究樣本篩選過程，樣本期間自 2004 年起至 2007 年止，原始樣本數共 5,789 筆觀察值，剔除遺漏資料者後，樣本數共有 5,328 筆觀察值。另外有 66 家公司於樣本期間內僅有一個年度有觀測值，故在進行追蹤資料估計時需將之排除，最後納入本研究實證模型之總樣本數為 5,262 筆觀察值，此 5,262 筆觀察值是由 1,327 家公司所產生。

臺灣大學學術期刊資料庫

註 [10] 若資產減損損失減資產減損損失迴轉利益小於零，則先取絕對值後取自然對數，再將此自然對數值加上負號。

表 1 樣本篩選過程

2004-2007 年之原始觀察值 (未包含金融業、保險業)	5,789
排除：財務報表上傳日資料不齊全之觀察值	(332)
資產減損損失資料不齊全之觀察值	(2)
會計師查核意見資料不齊全之觀察值	(9)
查核會計師事務所資料不齊全之觀察值	(9)
股東人數資料不齊全之觀察值	(96)
稅後淨利資料不齊全之觀察值	(13)
樣本期間內僅一個年度有觀測值	(66)
驗證假說所採用之總樣本數	5,262

表 2 為相關變數之敘述統計量，財務報表公佈時間落差 (FRL) 平均為 113.68 天，最小值為 29 天，最大值為 386 天，中位數為 117 天。時間落差大於 120 天之樣本是導因於少數公司有重編報表並補上傳至股市公開資訊觀測站的情形。主要解釋變數中，財務報表認列資產減損損失之虛擬變數 (DAI)，其平均值為 0.1688，意謂樣本中約有 16.88% 的觀察樣本，曾於樣本期間之財務報表中認列資產減損損失，至於資產減損損失金額取自然對數 (AI)，平均值為 1.64，資產減損損失淨額取自然對數 (NAI) 平均數為 1.48，資產減損淨額虛擬變數 (DNAI) 平均數為 0.1674，與 DAI 平均數相近，由此結果推論以淨額或毛額衡量企業認列資產減損程度應不致產生重大差異。

控制變數中，簽證會計師異動 (DAC) 平均數約 0.58，意謂所有樣本觀察值中約有 58% 曾更換過簽證會計師，而非常項目 (DEI)、營業虧損 (DNAL) 之平均數分別為 0.02 與 0.19，代表約有 2% 的樣本曾於損益表中列非常項目，約有 19% 的樣本曾發生營業虧損。破產機率預測值 (PB) 之平均數為 -2.24。查核意見型態 (DQO) 及事務所規模 (DAQ) 之平均值分別為 0.63 與 0.84，意謂樣本中約有 63% 的樣本查核意見為非標準無保留意見，約 84% 的樣本觀察值是由前四大會計師事務所簽證。最後，總股東人數取自然對數之平均數為 8.43。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 2 變數敘述統計量 (N = 5,262)

變數	平均值	標準差	最小值	第 1 四分位數	中位數	第 3 四分位數	最大值
FRL	113.68	14.01	29.00	111.00	117.00	120.00	386.00
AI	1.64	3.72	0.00	0.00	0.00	0.00	15.50
DAI	0.1688	0.3746	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
NAI	1.48	3.95	-12.00	0.00	0.00	0.00	15.50
DNAI	0.1674	0.3734	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
DAC	0.58	0.49	0.00	0.00	1.00	1.00	1.00
CS	14.91	1.35	11.55	13.94	14.73	15.68	20.25
DEI	0.02	0.13	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00
DNAL	0.19	0.40	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00
PB	-2.24	1.48	-5.64	-3.19	-2.34	-1.51	26.40
DQO	0.63	0.48	0.00	0.00	1.00	1.00	1.00
DAQ	0.84	0.37	0.00	1.00	1.00	1.00	1.00
NS	8.43	1.70	1.79	7.35	8.46	9.58	13.76

註：FRL：財務報表時間落差，其為會計年度截止日 (12/31) 至財務報表上傳日之天數。AI：指財務報表提列資產減損損失金額取自然對數。DAI：損益表存在資產減損損失金額之虛擬變數，如樣本年度資產減損損失金額大於零則為 1，否則為 0。NAI：資產減損損失淨額 (等於資產減損損失減資產減損損失迴轉利益) 取自然對數。DNAI：虛擬變數，若資產減損損失淨額大於零則設定為 1；否則為 0。DAC：指公司簽證會計師異動的虛擬變數，如當年度有更換簽證會計師則為 1，否則為 0。CS：公司規模變數，為公司的總資產取自然對數。DEI：非常項目之虛擬變數，如公司當年度損益表出現非常損益項目者為 1，其他為 0。DNAL：公司當年度發生營業虧損之虛擬變數，如公司當年度損益表之稅後淨利是負數者設為 1，其他為 0。PB：採 Zmijewski (1984) 之破產預測模式計算公司破產機率之預估值。DQO：會計師查核意見型態的虛擬變數，若公司當年度之查核意見為標準無保留意見者設為 0，其他為 1。DAQ：審計品質替代變數的虛擬變數，若樣本公司財務報表由四大會計師事務所簽證者為 1，其他為 0。NS：公司的總股東人數取自然對數。

表 3 為各變數間相關係數矩陣。由表中結果可知財務報表時間落差 (FRL) 與四個資產減損損失代理變數 (DAI、AI、DNAI、NAI) 皆呈正相關，Pearson 相關係數與 Spearman 相關係數均約 0.12，皆於 1% 統計水準下顯著異於零。另一方面，四個資產減損損失代理變數存在高度正相關，預期後續實證測試中使用減損毛額或淨額之實證結果不致產生重大影響。另外，各控制變數與財務報表公佈時間落差間之 Pearson 相關係數與 Spearman 相關係數皆顯著異於零，支持本研究將這些變數納入作為控制變數。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 3 變數間之相關係數矩陣

	FRL	AI	DAI	NAI	DNAI	CS	DEI	DNAL	PB	DQO	DAQ	DAC	NS
FRL		0.118***	0.115***	0.114***	0.115***	-0.010	0.066***	0.164***	0.200***	0.068***	-0.059***	0.023	0.027*
AI	0.118***		0.926***	0.943***	0.939***	0.123***	0.009	0.214***	0.178***	0.164***	-0.034**	0.007	0.187***
DAI	0.119***	0.946***		0.950***	0.995***	0.104***	0.020	0.211***	0.181***	0.189***	-0.061***	-0.003	0.190***
NAI	0.125***	0.981***	0.994***		0.978***	0.136***	0.022	0.234***	0.198***	0.193***	-0.053***	-0.001	0.218***
DNAI	0.118***	0.990***	0.995***	0.955***		0.105***	0.020	0.209***	0.179***	0.187***	-0.057***	-0.002	0.188***
CS	0.060***	0.113***	0.099***	0.101***	0.099***		0.017	-0.141***	-0.020	0.203***	0.070***	0.043***	0.750***
DEI	0.065***	0.021	0.020	0.010	0.020	0.019		0.062***	0.129***	0.040***	-0.014	0.008	0.050***
DNAL	0.230***	0.225***	0.211***	0.207***	0.209***	-0.151***	0.062***		0.461***	0.095***	-0.091***	0.010	0.080***
PB	0.255***	0.145***	0.136***	0.128***	0.134***	0.054***	0.109***	0.430***		0.089***	-0.148***	0.027*	0.037***
DQO	0.093***	0.192***	0.189***	0.164***	0.187***	0.217***	0.040***	0.095***	0.063***		-0.069***	0.013	0.303***
DAQ	-0.053***	-0.057***	-0.061***	-0.040***	-0.057***	0.046***	-0.014	-0.091***	-0.105***	-0.069***		0.035**	-0.017
DAC	0.052***	-0.002	-0.003	0.005	-0.002	0.051***	0.008	0.010	0.026*	0.013	0.035**		0.089***
NS	0.116***	0.208***	0.193***	0.178***	0.190***	0.755***	0.047***	0.073***	0.026*	0.316***	-0.026*	0.078***	

註：

1. 變數定義請參見表 2 附註。
2. *** 代表 1% 顯著水準；** 代表 5% 顯著水準；* 代表 10% 顯著水準。
3. 右上半為 Pearson 相關係數，左下半為 Spearman 相關係數。

臺灣人壽保險商務發展

二、迴歸分析結果

追蹤資料迴歸分析之係數估計方式分為固定效果 (Fixed Effect) 與隨機效果 (Random Effect)，本研究先分別針對 (1) 式至 (4) 式執行 Hausman Test (Hausman, 1978)，以決定估計係數時宜採何種估計方式，Hausman Test 檢定統計量報導於表 4。由表 4 知 (1) 式至 (4) 式之 Hausman Test 檢定統計量皆於 1% 統計水準下顯著異於零，此檢定結果顯示實證模式存在遺漏變數的疑慮，而 Greene (1993) 認為當遺漏變數問題不嚴重時，隨機效果 (Random Effect) 的追蹤資料模式才是適當的實證模式設定，故根據 Hausman Test 結果本研究採固定效果方式估計係數，以降低遺漏變數可能導致的估計偏誤。

再由表 4 可知，四個資產減損損失代理變數之迴歸係數皆為正號且皆於 1% 統計水準下顯著異於零，其中，資產減損損失金額取自然對數 (AI) 之迴歸係數為 0.23 (t = 3.98)，顯示財務報表中認列的資產減損損失金額越大，財務報表公佈時間落差越長。若以資產減損淨額之自然對數 (NAI) 為解釋變數，其迴歸係數為 0.26 (t = 5.05)，因此推論使用減損損失毛額與淨額為解釋變數之結果差異不大。而資產減損損失虛擬變數 DAI 之迴歸係數為 2.39 (t = 4.22)，意謂樣本年度財務報表有認列資產減損損失的公司，相對於未認列資產減損的公司，其財務報表公佈時間平均約延長 2~3 天；若以資產減損損失淨額虛擬變數 (DNAI) 為解釋變數，亦得到類似結果，迴歸係數為 2.59 (t = 4.58)。此等結果均支持本研究之假說，意謂樣本公司於年度財務報表中有認列資產減損損失時，平均財務報告落差時間會增長，且資產減損損失金額越大，財務報表公佈時間落差越長 (註 [11])。

在控制變數之實證結果方面，公司規模變數 (CS) 與財報公佈落差時間呈顯著負向關係，其係數皆於 1% 統計水準下顯著異於零，顯示公司規模越大反而越早公佈財務報表，此結果與 Dyer 與 McHugh (1975)、Newton 與 Ashton (1989)、Bamber et al. (1993) 研究之實證結果一致；營業虧損變數 (DNAL) 與財報公佈落差時間呈顯著正向關係，其係數皆於 1% 統計水準下顯著異於零，顯示公司當年度有營業虧損者，其審計風險較高，會計師需花費較多時間查核簽證，因此會顯著延長財務報表公佈時間落差，此結果與 Ashton et al. (1989)、Bamber et al. (1993)、Schwartz 與 Soo (1996)、Henderson 與 Kaplan (2000) 研究之實證結果一致。破產預測值 PB 係數皆為正，且於

註 [11] 感謝匿名評審教授建議定義資產減損變數時，宜考量減損金額相對於公司規模與營收之重要性。本研究曾嘗試沿用謝宛庭與吳清在 (2005) 及 Chao (2007) 對於資產減損變數之衡量方式，採資產減損金額除以期初總資產作為資產減損代理變數，以及將資產減損變數以淨營業收入平減，重新進行主測試中 (1) 式、(3) 式之測試，實證結果顯示以期初總資產平減之二個資產減損金額代理變數之係數在 1% 顯著水準下顯著為正，以淨營業收入平減之資產減損代理變數係數至少於 10% 水準下顯著為正，實證結果再次支持本研究假說。本研究曾額外測試發現本研究樣本之資產減損提列與負向盈餘管理動機具有顯著關聯性，此提供本研究推論之部分基礎。

臺灣博碩士論文知識加值系統庫

1% 水準下顯著異於零，意謂破產機率較高的公司，其公司之財務狀況愈差，愈有可能發生舞弊或窗飾之行為，會計師須加強查核，因此會延長財務報表公佈時間落差，此與 Bamber et al. (1993)、Schwartz 與 Soo (1996)、Henderson 與 Kaplan (2000) 研究之實證結果一致。至於會計師查核意見型態虛擬變數 (DQO) 係數顯著為負，與 Ashton et al. (1989) 之結果相同，但與 Bamber et al. (1993)、Schwartz 與 Soo (1996) 之結果相反，但因前述二研究用混合資料最小平方迴歸分析，故本研究推論此現象乃因本研究採固定效果方式估計係數，此變數之解釋力為個別公司虛擬變數所吸收，導致係數符號與上述研究結果相反，但 Henderson 與 Kaplan (2000) 認為追蹤資料迴歸分析優於混合資料最小平方迴歸分析 (註 [12])。本研究以股東人數 (NS) 為會計資訊需求之代理變數，發現股東人數越多的公司，其財務報表公佈落差時間越短，此結果意謂股東人數較多的公司，其適時揭露資訊的壓力越大，與 Sengupta (2004) 之發現一致。

表 4 最後一列報導 (1) 式至 (4) 式於固定效果下，各樣本公司固定效果虛擬變數係數 F 檢定結果，F 檢定統計量皆於 1% 顯著水準下異於零，此結果意謂每家公司與委任會計師事務所對於財務報表公佈時程與查核程序有其企業慣性，而估計係數時採固定效果方式，可允許每家公司有不同的截距項，以捕捉各公司特有之決策慣性，同時控制潛在的遺漏變數 (註 [13]) (註 [14])。

表 4 資產減損認列與財務報表公佈時效性之迴歸分析結果

	(1) 式	(2) 式	(3) 式	(4) 式
	係數 (t 值)	係數 (t 值)	係數 (t 值)	係數 (t 值)
截距	178.66***	178.50***	178.55***	178.44***
	(t = 13.07)	(t = 13.06)	(t = 13.08)	(t = 13.06)
AI	0.23***			
	(t = 3.98)			
DAI		2.39***		

註 [12] 此與 Henderson 與 Kaplan (2000) 所發現追蹤資料迴歸分析之規模變數的係數與混合資料最小平方迴歸分析之結果相反的情況類似，而 Henderson 與 Kaplan (2000) 認為追蹤資料迴歸分析較不受混合資料最小平方法迴歸分析之潛在遺漏變數與異質性偏誤所影響。

註 [13] 除了整體獲利情況考量外，為測試資產減損對於延長財報時間落差具有額外解釋力，本研究另以資產減損與虧損虛擬變數交乘項作為解釋變數，若資產減損於企業考量是否延後公佈財報時，具有增額解釋力，則交乘項係數預期為正。設定虧損虛擬變數時，本研究分別嘗試以包含減損損失之淨利，以及未含減損損失之淨利設定虛擬變數。實證結果顯示，資產減損金額與虧損虛擬變數之交乘項係數為正；而資產減損淨額與虧損虛擬變數交乘項之係數至少於 10% 水準下顯著為正。

註 [14] 感謝評審教授指出：「因認列資產減損導致延後公佈的情況，可能僅會出現於新公報實施初期，待時間久了，投資人敏感度下降，公司延遲公佈財報的現象便會消失」。為測試此種可能性，本研究另以分年 (橫斷面) OLS 方式重新測試 (1) 式至 (4) 式發現，四個資產減損代理變數之係數均為正，且顯著性未隨時間經過而遞減。

臺灣會計學術期刊

		(t = 4.22)		
NAI			0.26***	
			(t = 5.05)	
DNAI				2.59***
				(t = 4.58)
DAC	0.34	0.35	0.33	0.35
	(t = 0.93)	(t = 0.95)	(t = 0.89)	(t = 0.95)
CS	-3.39***	-3.37***	-3.39***	-3.37***
	(t = -3.70)	(t = -3.69)	(t = -3.7)	(t = -3.69)
DEI	1.57	1.57	1.63	1.58
	(t = 0.82)	(t = 0.82)	(t = 0.85)	(t = 0.82)
DNAL	2.49***	2.54***	2.38***	2.50***
	(t = 3.65)	(t = 3.72)	(t = 3.48)	(t = 3.67)
PB	1.21***	1.23***	1.18***	1.22***
	(t = 5.05)	(t = 5.12)	(t = 4.91)	(t = 5.09)
DQO	-1.42***	-1.45***	-1.43***	-1.47***
	(t = -2.70)	(t = -2.75)	(t = -2.74)	(t = -2.80)
DAQ	2.92	2.92	2.79	2.91
	(t = 1.56)	(t = 1.56)	(t = 1.49)	(t = 1.56)
NS	-2.72***	-2.73***	-2.72***	-2.74***
	(t = -5.88)	(t = -5.90)	(t = -5.88)	(t = -5.91)
Individual fixed effect	yes	yes	yes	yes
N	5262	5262	5262	5262
Adj. R^2	0.4705	0.4708	0.4719	0.4712
Hausman Test	40.42***	40.03***	41.31***	40.11***
Homogeneous intercepts-F test	2.22***	2.22***	2.23***	2.22***

註：

1. 變數定義請參見表 2 附註。
2. *** 代表 1% 顯著水準。

伍、強韌性測試

一、混合資料最小平方 (Pooled Least Square) 迴歸分析結果

Henderson 與 Kaplan (2000) 以固定效果追蹤資料迴歸分析方式測試審計報告時間落差的影響因素，並將結果與混合資料最小平方法估計之結果相比，發現採固定效果追蹤資料迴歸分析可大幅提升整體模型解釋力 (調整後 R^2)，且若干變數採追蹤資料迴歸方式估計之係數，與混合資料最小平方法估計之結果相反。作者分析採用追蹤資料迴歸分析時模型解釋力之所以大幅提升，主要乃因固定效果追蹤資料迴歸允許不同公

臺灣大學圖書館授權使用

司有不同的截距項，有助於改善遺漏變數情況；而係數估計之差異，乃因採追蹤資料迴歸分析時，係數估計可納入考量不同觀察期間的相關性，同時因固定效果納入控制個別公司虛擬變數，而減少遺漏變數所造成的可能偏誤，因此作者主張從事審計報告時間落差研究時，追蹤資料迴歸分析方式優於混合資料最小平方法。

前節表 4 是採固定效果追蹤資料迴歸分析結果，為輔助說明本研究採用追蹤資料迴歸分析之適當性，本小節呈現混合資料最小平方法估計之實證結果，並將之與前節結果比較。表 5 是以混合資料進行普通最小平方法估計 (1) 式至 (4) 式結果。比較表 4 與表 5 可發現，採用固定效果追蹤資料迴歸分析時，調整後 R^2 約 47%，而採混合資料最小平方法時，調整後 R^2 僅約 5%，此結果與 Henderson 與 Kaplan (2000) 的主張一致，採追蹤資料迴歸分析可大幅提升整體模型解釋力。個別變數係數估計方面，採混合資料最小平方法估計時，公司規模 (CS)、股東人數 (NS) 變數解釋力被低估，本研究推論此結果主要因為此兩變數皆具有衡量公司規模的概念，而公司規模有其持續性，採混合資料最小平方法估計係數時，未考量到不同樣本年度的相關性，因而造成低估變數解釋力的情況。另外，採混合資料最小平方估計時，四大事務所虛擬變數 (DAQ) 仍具邊際統計顯著解釋力，而採追蹤資料迴歸分析時，此變數不具解釋力，本研究推論此乃因個別公司欲聘任何會計師事務所進行查核簽證有其內部特殊考量，因此採固定效果追蹤資料估計係數時，此變數的解釋力為個別公司固定效果虛擬變數所吸收。類似的情況可見於會計師查核意見型態虛擬變數 (DQO) 之係數，採混合資料最小平方法估計時，係數顯著為正，而採固定效果追蹤資料迴歸分析時，係數則顯著為負，推論此乃因變數解釋力為固定效果虛擬變數吸收所致。綜上所述，比較表 4 與表 5 之結果，採追蹤資料迴歸分析可提高整體模型解釋力，同時於係數估計時可考量不同公司特性與不同樣本年度之相關性，支持本研究採追蹤資料迴歸分析方式之適當性。

表 5 資產減損認列與財務報表公佈時效性之混合資料最小平方迴歸分析結果

	(1) 式	(2) 式	(3) 式	(4) 式
	係數 (t 值)	係數 (t 值)	係數 (t 值)	係數 (t 值)
截距	117.02***	116.64***	117.12***	116.66***
	(t = 47.40)	(t = 47.31)	(t = 47.44)	(t = 47.32)
AI	0.25***			
	(t = 4.61)			
DAI		2.48***		
		(t = 4.69)		
NAI			0.24***	
			(t = 4.79)	

臺灣大學學術期刊資料庫

DNAI				2.52***
				(t = 4.76)
DAC	0.55	0.55	0.53	0.54
	(t = 1.43)	(t = 1.43)	(t = 1.37)	(t = 1.42)
CS	-0.06	-0.04	-0.07	-0.04
	(t = -0.27)	(t = -0.16)	(t = -0.32)	(t = -0.17)
DEI	4.39***	4.38***	4.45***	4.38***
	(t = 2.98)	(t = 2.98)	(t = 3.02)	(t = 2.97)
DNAL	2.69***	2.75***	2.70***	2.74***
	(t = 4.72)	(t = 4.83)	(t = 4.74)	(t = 4.83)
PB	1.32***	1.33***	1.33***	1.32***
	(t = 9.00)	(t = 9.04)	(t = 9.05)	(t = 9.04)
DQO	1.04**	1.02**	1.07***	1.02**
	(t = 2.51)	(t = 2.48)	(t = 2.59)	(t = 2.47)
DAQ	-0.97*	-0.94*	-1.00*	-0.95*
	(t = -1.85)	(t = -1.81)	(t = -1.92)	(t = -1.83)
NS	-0.08	-0.08	-0.06	-0.07
	(t = -0.42)	(t = -0.42)	(t = -0.32)	(t = -0.41)
N	5262	5262	5262	5262
Adj. R^2	0.0533	0.0534	0.0536	0.0536
F 值	33.92***	34.01***	34.11***	34.08***

註：

1. 變數定義請參見表 2 附註。
2. *** 代表 1% 顯著水準；** 代表 5% 顯著水準；* 代表 10% 顯著水準。

二、控制查核工作困難度

根據第 35 號公報之規定，企業要認列資產減損損失與減損迴轉利益大致上可分為四個程序，首先必須先辨認個別資產與劃分現金產生單位，待確認個別資產與現金產生單位後再進行減損跡象的辨認；而減損跡象辨認的過程中，至少應考慮可取得之外部資訊，與企業內部提供之內部資訊。第三階段則須先將共用資產與商譽分攤至現金產生單位，以計算個別資產或現金產生單位之可回收金額。待可回收金額估計完畢後，第四階段則須比較可回收金額與資產之帳面價值；若可回收金額小於資產帳面價值，則進一步認列資產減損損失。若可回收金額大於資產帳面價值，則於原認列減損損失範圍內認列回升利益 (除商譽外)。

因第 35 號公報實施而延長財務報表落差時間的可能原因，除了前述公司與會計師對於資產減損之有無、金額進行溝通、協商之影響外，本研究預期實施第 35 號公報後，因會計師須執行額外的查核程序，查核困難度提升，導致需要較長的審計工作

臺灣人文暨管理期刊資料庫

期間，進而影響財務報表延後公佈。為控制此查核工作困難度提升所產生的影響，本研究另外納入查核工作困難度之代理變數加以控制，以驗證本研究假說是否仍獲得支持。在查核工作困難度代理變數方面，本研究以審計工作期間為其代理變數，其定義為會計年度終了日 (12/31) 至財務報表審計報告完成日之期間，審計報告完成日之資料取自台灣經濟新報資料庫。變數定義如下：

$ARL_{i,t}$ (Audit Report Lag)：審計工作期間， 其為 *i* 公司第 *t* 會計年度截止日 (12/31) 到第 t 年審計報告完成日間之天數。

表 6 是控制審計工作期間後，(1) 式至 (4) 式之固定效果追蹤資料迴歸結果。由表 6 顯示，四個資產減損代理變數之迴歸係數皆為正，且於 1% 統計水準下顯著異於零，此結果意謂在控制審計工作期間長度下，有認列資產減損公司的財務報表公佈時間仍相對較晚，且認列減損金額越大的公司，其財務報表公佈時間越晚，本研究假說獲得支持。再者，審計工作期間 (ARL) 在 (1) 式至 (4) 式中，皆於 1% 統計水準下，正向顯著異於零，代表審計工作期間確實與財務報告公佈時間呈正相關，亦即審計工作期間越長，財務報表越晚公佈。比較表 4 與表 6 的結果可發現，四個資產減損代理變數之係數皆未有重大改變，但表 4 截距項之係數皆等幅下降，代表資產減損代理變數所捕捉到的資訊意涵，異於審計工作期間變數所捕捉到的資訊意涵。另外，表 6 顯示其他控制變數之係數與表 4 相當，不再贅述 (註 [15])。

表 6 控制審計工作期間之資產減損認列與財務報表公佈時效性之迴歸分析結果

	(1) 式	(2) 式	(3) 式	(4) 式
	係數 (t 值)	係數 (t 值)	係數 (t 值)	係數 (t 值)
截距	165.13***	164.97***	164.94***	164.89***
	(t = 12.10)	(t = 12.09)	(t = 12.11)	(t = 12.09)
AI	0.23***			
	(t = 4.04)			
DAI		2.41***		
		(t = 4.29)		
NAI			0.27***	
			(t = 5.19)	
DNAI				2.61***
				(t = 4.66)
DAC	0.36	0.37	0.35	0.37
	(t = 1.00)	(t = 1.02)	(t = 0.96)	(t = 1.02)

註 [15] 作者感謝評審教授建議可採審計報告完成日至年報上傳日之間的天數來衡量財報時間落差，故本研究另嘗試以審計報告完成日至年報上傳日之間的天數為財報時間落差代理變數，實證結果仍發現四個資產減損代理變數之係數至少於 5% 水準顯著異於零。

臺灣期刊論文學術期刊資料庫

CS	-2.51***	-2.50***	-2.51***	-2.50***
	(t = -2.75)	(t = -2.74)	(t = -2.75)	(t = -2.73)
DEI	1.10	1.09	1.16	1.10
	(t = 0.58)	(t = 0.58)	(t = 0.61)	(t = 0.58)
DNAL	2.72***	2.77***	2.60***	2.74***
	(t = 4.02)	(t = 4.09)	(t = 3.84)	(t = 4.05)
PB	1.30***	1.31***	1.26***	1.31***
	(t = 5.45)	(t = 5.53)	(t = 5.31)	(t = 5.49)
DQO	-1.05**	-1.08**	-1.07**	-1.10**
	(t = -2.02)	(t = -2.06)	(t = -2.05)	(t = -2.11)
DAQ	3.19*	3.18*	3.05	3.18*
	(t = 1.72)	(t = 1.71)	(t = 1.64)	(t = 1.71)
NS	-2.62***	-2.63***	-2.62***	-2.64***
	(t = -5.72)	(t = -5.74)	(t = -5.72)	(t = -5.75)
ARL	0.10***	0.10***	0.10***	0.10***
	(t = 8.38)	(t = 8.38)	(t = 8.43)	(t = 8.39)
Individual fixed effect	yes	yes	yes	yes
N	5262	5262	5262	5262
Adj. R^2	0.4800	0.4802	0.4814	0.4807
Hausman Test	67.99***	67.64***	69.31***	67.81***
Homogeneous intercepts-F test	2.29***	2.29***	2.30***	2.29***

註：

1. ARL：會計年度截止日 (12/31) 到審計報告完成日之天數。其餘變數定義請參見表 2 附註。
2. *** 代表 1% 顯著水準；** 代表 5% 顯著水準；* 代表 1% 顯著水準。

三、以分數排序值定義之資產減損損失代理變數

本研究將資產減損損失金額 (AI)，與資產減損損失淨額 (NAI) 分別轉換為分數排序值，並以此分數排序值作為解釋變數，衡量不同的資產減損變數定義方式是否會對迴歸結果造成影響。轉換過程說明如下，首先分年將資產減損損失代理變數由小到大排序，得出各年樣本觀察值之原始排序值，再將各年樣本觀察值之原始排序值除以當年排序樣本總數，即得各樣本觀察值之分數排序值。

表 7 是將資產減損損失金額與損失淨額以分數排序值替換之固定效果追蹤資料迴歸分析結果。由表 7 發現，資產減損損失金額分數排序值變數 (FSAI) 之迴歸係數為 4.63 (t = 4.08)，於 1% 統計水準下顯著異於零，而資產減損損失淨額分數排序值 (FSNAI) 之迴歸係數為 4.96 (t = 5.19)，亦於 1% 水準下顯著異於零，此結果意謂樣本公司認列資產減損金額越高，其財務報表公佈時間越晚，本研究假說再次獲得實證支

臺灣大學學術期刊資料庫

持。在控制變數之影響方面，營業虧損變數 (DNAL) 與財報公佈落差時間呈顯著正向關係，其係數皆於 1% 統計水準下顯著異於零。另外，破產預測值 PB 係數皆為正，且於 1% 水準下顯著異於零，此結果與表 4 相似。公司規模 (CS) 與股東人數 (NS) 之係數亦與財報公佈時間落差呈負向關係，其係數皆於 1% 統計水準下顯著異於零。

表 7 以分數排序值衡量資產減損之迴歸分析結果

	(1) 式	(3) 式
	係數 (t 值)	係數 (t 值)
截距	176.67***	176.05***
	(t = 12.9)	(t = 12.88)
FSAI	4.63***	
	(t = 4.08)	
FSNAI		4.96***
		(t = 5.19)
DAC	0.34	0.33
	(t = 0.94)	(t = 0.91)
CS	-3.38***	-3.37***
	(t = -3.69)	(t = -3.68)
DEI	1.56	1.63
	(t = 0.82)	(t = 0.85)
DNAL	2.51***	2.40***
	(t = 3.68)	(t = 3.52)
PB	1.22***	1.19***
	(t = 5.09)	(t = 4.97)
DQO	-1.43***	-1.45***
	(t = -2.73)	(t = -2.76)
DAQ	2.91	2.78
	(t = 1.56)	(t = 1.49)
NS	-2.73***	-2.72***
	(t = -5.89)	(t = -5.89)
Individual fixed effect	yes	yes
N	5262	5262
Adj. R^2	0.4707	0.4720
Hausman Test	40.22***	41.18***
Homogeneous intercepts-F test	2.22***	2.23***

註：

1. FSAI：資產減損損失金額 (AI) 之分數排序值，每年將樣本公司之資產減損金額由小到大排序，每年排序一次，得出各樣本觀察值減損金額之原始排序值，再將各樣本觀察值之減損金額原始排序值除以當

臺灣大學學術期刊資料庫

年排序樣本數，即得各樣本觀察值減損金額之分數排序值。FSNAI：資產減損淨額 (NAI) 之分數排序值，每年將樣本公司之資產減損損失淨額由小到大排序，每年排序一次，得出各樣本資產減損損失淨額之原始排序值，再將各樣本觀察值之減損淨額原始排序值除以當年排序樣本數，即得各樣本觀察值減損淨額之分數排序值。其餘變數定義請參見表 2 附註。

2. *** 代表 1% 顯著水準。

四、以會計師事務所異動替換簽證會計師異動之虛擬變數

本研究發現除少數會計師離職帶走審計客戶的情形外，原則上，會計師事務所更換即表示整個審計工作團隊異動，故本研究另以會計師事務所異動之虛擬變數取代簽證會計師異動之虛擬變數，以控制更換審計工作團隊之影響。未列出之實證結果顯示整體實證結果未有重大改變，四個資產減損損失代理變數之迴歸係數仍於 1% 統計水準下顯著為正，本研究假說再次獲得實證支持。

五、以調整資產減損損失金額後之繼續營業部門淨利控制企業獲利情況

前述 (1) 式至 (4) 式之實證均使用稅後淨損虛擬變數 (DNAL) 來控制管理當局的盈餘操弄動機；當盈餘操弄動機提高，會計師的查核風險上升，需額外時間與管理當局協調溝通，此將顯著延長財務報表的時間落差。然而資產減損損失亦包含於稅後淨利 (損) 的計算當中，故 DNAL 與資產減損損失代理變數可能存在共線性的問題。因此，本研究另將資產減損損失金額、資產減損損失淨額加回稅後淨利，並以此調整後之稅後淨利 (損) 重設虛擬變數，重新納入控制，藉以觀察前述實證結果是否具有強韌性。未列出之實證結果顯示四個資產減損損失代理變數之迴歸係數仍於 1% 水準下正向顯著異於零，四模式中之稅後淨損虛擬變數之迴歸係數仍於 1% 水準下正向顯著異於零，表 4 之實證結果未有重大改變，本研究推論稅後淨損虛擬變數 (DNAL) 與資產減損損失代理變數可能存在的共線性問題，未對研究結果產生重大影響 (註 [16])。

六、以 Winsorized 調整財報上傳天數極端值之測試

因樣本公司之中，少數公司有重編報表的情形，並於財務報表申報截止日後再次修正財務報表之情況，導致財務報表上傳期間超過 120 天，形成極端值的現象，此類樣本於本研究樣本期間內共有 772 筆觀察值。為避免因重編報表而產生的極端值之影響，本研究將財報上傳天數 (FRL) 進行 Winsorized 調整 (註 [17])，將大於第 99 百分位的

註 [16] 作者感謝評審教授指出管理者考量是否延遲公佈財報的主因可能是整體獲利不佳，未必是考量單一損益項目，故本研究另針對淨利為正的樣本進行測試，發現資產減損損失對於財報時間落差仍有正向顯著影響，四個資產減損代理變數之係數皆於 1% 水準下顯著異於零。

註 [17] 作者感謝評審教授建議應區隔自願提早適用第 35 號公報之樣本與重編報表之樣本，根據未報導實證結果顯示，若樣本年度設定自 2005 年起，四個資產減損代理變數之係數皆至少於 5% 水準顯著為正。本文另嘗試排除重編報表樣本重新進行測試，測試發現除了 AI 之外 (t = 1.46)，其餘三個資產減損代理變數係數皆於 10% 水準下顯著為正。另外若以 120 天取代重編報表樣本之財

臺灣博碩士論文知識加值系統

數值以第 99 百分位 (138 天) 替代，重新估計 (1) 式至 (4) 式，以測試前述實證結果之強韌性。未列出之實證結果顯示，四個資產減損損失代理變數之迴歸係數皆為正，且至少於 5% 統計水準下顯著異於零，意謂會計年度有認列資產減損損失的公司，其財務報表公佈時間相對較晚，且認列減損金額越大的公司，其財務報表公佈時間越晚，本研究之研究假說仍獲得實證支持。

彙總而言，前述強韌性測試，包括控制查核工作困難度測試、以分數排序值定義之資產減損損失代理變數測試、以會計師事務所異動替換簽證會計師異動之虛擬變數測試、以調整資產減損損失金額後之繼續營業部門淨利控制企業獲利情況測試、以 Winsorized 調整財務報表時間落差極端值之測試，這些測試結果均支持本研究假說，顯示本研究的實證結果具相當的穩固性。

陸、結論與研究限制

我國在 2004 年發佈財務會計準則第 35 號公報，規定企業自 2005 年起強制認列資產減損，但企業亦可於 2004 年選擇提前提列資產減損。過去關於財務報表時間落差之研究文獻，並未有探討新財務會計準則公報之實施對企業財務報表時間落差的影響者，為補文獻之不足以及瞭解提列資產減損之可能經濟效果，本研究針對兩者關係加以探討。

因資產減損之提列會直接對公司的淨利造成負面影響，或可能傳遞未來績效表現可能不佳之消息，此一壞消息可能重大衝擊公司股價，故管理當局有動機為減緩此一負面消息的衝擊，而與查核會計師協商溝通。此外，公司認列資產減損可能存在負向盈餘管理動機，其將造成查帳會計師之審計風險上升，亦強化簽證會計師與公司協商溝通的可能性，本研究預期會計師與受查公司對於資產減損提列之協商溝通將會造成財務報表公佈延後。實證結果支持本研究之假說，亦即，相對於未提列資產減損之公司而言，提列資產減損之公司會延後財務報表之公佈，且公司提列資產減損金額越大，財務報告時間落差越長。本研究亦進行若干強韌性測試，此等額外測試的結果均支持本研究假說，顯示本研究實證結果有相當的穩固性。

本研究發現資產減損之提列導致財務報表延後公佈，而延後財務報表公佈可能擴大投資者間資訊不對稱的程度，進而影響投資者之財富分配，此為實施資產減損公報可能存在之潛在經濟後果，透過本研究的實證發現可提供證券主管機關以另一角度評估新財務會計公報公佈實施之可能影響。然因本研究係採用非平衡追蹤資料進行實證分析，故刪除樣本期間內僅有一個年度有觀測值的樣本，某種程度存在樣本之存活偏誤 (Survival Bias) 的疑慮，然混合資料實證結果與未列出之平衡追蹤資料額外測試的

報時間落差重新進行測試，測試發現除了 NAI 之外 (t = 1.48)，其餘三個資產減損代理變數係數皆於 10% 水準下顯著為正。

臺灣大學學術期刊資料庫

實證結果顯示，除混合資料最小平方迴歸分析之模式配適度較低之外，其迴歸係數之顯著性大致雷同且支持研究假說，故合理的推論，存活偏誤問題應未影響本研究的實證結果。

此外，因本研究之觀測期間係屬於新公報實施的初期，故無法排除新公報實施隨著時間的經過，投資人對新公報的敏感度下降，進而減緩此延遲公佈財務報表現象的可能性 (註 [18])。最後，因第 35 號公報係規範資產減損之認列，資產減損對當年度報導的淨利有負面的影響，倘若將之視為傳遞負面消息，加上資產減損的認列某種程度存在盈餘管理的動機與裁量性判斷的問題，進而影響會計師與審計客戶之溝通協調時間，此兩特性導致該公報的實施影響財務報表公佈的時效性，因此，本研究的實證結果不宜擴大推論至未俱備該兩種特徵之新財務會計準則公報之實施。

臺灣大學學術期刊資料庫

註 [18] 感謝匿名評審教授指出此點研究限制。

Taiwan SFAS No.35 and Timeliness of Financial Reporting

Hung-Shu Fan, Professor, Department of Accounting, Fu Jen Catholic University

Yan-Ting Lin, Assistant Professor, Department of Accounting, Fu Jen Catholic University

Ching-Lung Chen, Professor, Department of Accounting, National Yunlin University of Science and Technology

Purpose/Objective

The timeliness of financial reporting is an important qualitative characteristic and may help in more efficient allocation of resources by reducing dissemination of asymmetric information. Long financial report lag, which is the number of days between fiscal year-end and annual report release date, jeopardizes the quality of financial reporting by not providing timely information to investors. Givoly and Palmon (1982) and Kross and Schroeder (1984) have provided evidence that delayed earnings announcements more often convey bad news than do early announcements. Thus, delayed disclosure of financial information exacerbates the information asymmetry, and, in turn, adversely affecting investors' confidence in the capital market. It is found that prior studies on corporate timeliness (Ashton et al., 1987; Ashton et al., 1989; Bamber et al., 1993; Schwartz & Soo, 1996; Henderson & Kaplan, 2000; Knechel & Payne, 2001; Soltani, 2002) have mainly focused on explaining variability of financial report lags by employing selected corporate characteristics, which are derived from financial (e.g., good versus bad earnings news) or non-financial (e.g., auditor changes and ownership structure) variables. Little research has been done on the influence of newly issued accounting standards on financial report lags.

Statement of Financial Accounting Standards No.35 in Taiwan (hereafter, SFAS No. 35), Accounting for the Impairment of Assets, mandates that all listed companies must write-down the carrying amount of any overvalued assets and record the unrealized loss, measured as the difference between the asset's carrying value and fair value, in earnings after year 2005. This new accounting rule allows inherently subjective estimates and assumptions for the recoverable value of assets. It suggests that reporting discretion over asset impairments, as conventional subjective criteria, may enable managers to more easily justify their reporting choices after this standard's implementation. Therefore, the periodic impairment test places a new and continuous responsibility on managers to determine the fair value of assets and a new burden on auditors to evaluate managers' assessments. Prior studies document that the recognitions of asset impairments would drive stock prices down and its earnings management motivation would increase audit risks (Strong & Meyer, 1987;

臺灣大學學術期刊資料庫

Comprix, 2000; Riedl, 2004; Chao, 2007; Ashton et al., 1989; Bamber et al., 1993; Schwartz & Soo, 1996; Henderson & Kaplan, 2000). To reduce this negative influence on stock prices for listed firms and audit risk for auditors, they are thus motivated to negotiate over the recognitions of asset impairments, which, in turn, delays declaring the financial statements. This study investigates the influence of SFAS No.35 on financial report lags.

Design/Methodology/Approach

We choose year 2004-2007 as the sample period. The year 2004 is chosen as the beginning year because SFAS No.35 was enforced in year 2005, though early adoption in year 2004 was encouraged. The sample firms are composed of publicly traded companies listed on Taiwan Security Exchange Corporation and GreTai Securities Market in Taiwan. The empirical data are retrieved from the Taiwan Economic Journal Database. We exclude financial related firms for their regulated characteristics. We also delete sample firms whose accounting periods did not end on December 31 for consistency and exclude firms whose data were deficient or unavailable. These selection procedures yield a final sample of 5,262 firm-year observations.

The important role of timeliness in financial reporting disclosures has motivated research into the determinants of financial report lag. Following prior studies, except for our pivotal variables, the magnitude of an asset impairment (AI) and the dummy variable for an asset impairment (DAI), eight firm-specific and audit-related variables have been selected to control the possible influences of these variables on financial report lags (FRL). These variables are: the dummy variable for auditor change (DAC), client size (CS), the dummy variable for extraordinary items (DEI), the dummy variable for net annual loss (DNAL), the probability of bankruptcy which is measured by the Zmijewski's (1984) bankruptcy prediction model (PB), the dummy variable for receiving a qualified opinion (DQO), the dummy variable for audit quality which is measured by the auditor firm size (DAQ), and the intensity of need for accounting information which is measured by the natural logarithm of number of shareholders (NS). The empirical models are presented as follows:

$$(1)\quad FRL_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 * AI_{i,t} + \beta_2 * DAC_{i,t} + \beta_3 * CS_{i,t} + \beta_4 * DEI_{i,t} + \beta_5 * DNAL_{i,t} + \beta_6 * PB_{i,t} + \beta_7 * DQO_{i,t} + \beta_8 * DAQ_{i,t} + \beta_9 * NS_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

臺灣大學學術期刊資料庫

$$(2)\quad FRL_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 * DAI_{i,t} + \gamma_2 * DAC_{i,t} + \gamma_3 * CS_{i,t} + \gamma_4 * DEI_{i,t} + \gamma_5 * DNAL_{i,t} + \gamma_6 * PB_{i,t} + \gamma_7 * DQO_{i,t} + \gamma_8 * DAQ_{i,t} + \gamma_9 * NS_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

While the existing literature has provided valuable insights, the reliability of reported results in prior studies may be adversely affected by model misspecification. Specifically, the omitted variables bias and heterogeneity bias are of particular concern. In other words, with respect to financial report lag, reporting behavior may differ markedly between firms due to unobservable firm-specific traits (Henderson & Kaplan, 2000). With panel data analysis (specifically, fixed effects), especially as the estimation focuses on within-firm variation, omitted variables bias is avoided, provided that it is reasonable to assume that the omitted variable is constant over the time frame of the study. In addition, because it allows the intercept to vary across firms, panel data analysis can be used to capture heterogeneity. However, the balanced panel analysis requires consistently reported data across every year of the panel; thus, it is perplexed by the potential for sample attrition and survivorship bias (Hsiao, 1986; Henderson & Kaplan, 2000). The estimation process of this study begins with least-squares regression of the pooled data followed by an assessment of the validity of the pooled model's assumption of a single, overall intercept term. The F-test rejects the pooled model (implies heterogeneous intercepts); thus, panel data models, as conjectured, offer a more powerful approach. Subsequently, the estimation proceeds to panel data analysis and a choice between fixed effects and random effects. The Hausman specification test (Hausman, 1978) reveals the potential for omitted variables bias and the importance of firm-specific effects in this setting; thus, we anticipate the need to use the fixed-effects approach. To avoid the drawbacks of balanced panel analysis, this study uses unbalanced panel data-fixed effect model to examine the influence of the enforcement of SFAS No.35 on financial report lags.

Findings

The empirical results of this study support the hypothesis that financial report lags increase because of the recognition of an asset impairment, and the larger amount of the asset impairment causes the longer financial report lag. This study demonstrates some diagnostic checks for both models and selected variables. These additional examinations include the consideration of the asset impairment reversing effect, the traditional pooled least square approach examination, the balanced panel fixed effect and random effect tests, the complexity of audit engagement consideration (the consideration of audit report lag), the use

臺灣大學學術期刊資料庫

of the percentage-ranking measure to proxy the magnitude of the asset impairment (AI) to remove the disturbance of extreme observations, and excluding sample firms with abnormal financial report lag test (observations which transgress the regulated filing reports date). The results remain robust to the above additional tests.

Research Limitations/Implications

In this study, we provide some evidence that SFAS No.35 ultimately has the unintended consequences in timeliness of financial reporting. An unintended consequence of increasing financial report lags seems to be that firms are expending more time to negotiate with auditors about the asset impairment recognitions and are making their earnings announcements later than they did in the past. On the other hand, the inherently subjective estimates and assumptions for the recoverable value of assets suggest that reporting discretion over asset impairments may enable managers to more easily justify their reporting choices after the standard's implementation (Riedl, 2004). Thus, this new rule triggers the auditors to increase communications with management to reduce their audit risk, then, resulting in even later earnings announcements. We believe these findings are of interest to investors, regulators, and academics.

The findings are subject to several limitations and should be interpreted with some caveats. Since this study only covers early enforcement periods of SFAS No.35, we emphasize that studies using data beyond these few early years are needed to draw further conclusions about the timeliness effect of changes in accounting rules for asset impairment recognitions. In addition, our evidence to some extent reflects both the bad news signaling effect and managerial discretionary earnings reporting which results from the characteristics of asset impairment recognitions. Any new accounting rule change without above characteristics may lead to possible bias in explaining the association between the new standard's implementation and financial reporting lags which, therefore, unavoidably limits the generalization of this study.

Originality/Contribution

This study enriches the financial reporting timeliness related research from three angles. First, to our best knowledge, no prior research has been done on the association between the new accounting rule enforcement and the timeliness of financial reporting. This study is expected to be the first-mover which examines the effect of the accounting rule

臺灣大學學術期刊資料庫

enforcement on the timeliness of financial reporting, specifically, in asset impairment recognitions. Secondly, this study demonstrates the usefulness of the unbalanced panel data approach for the investigation of the determinants of financial report lag. By way of the unbalanced panel data approach, which can effectively address the omitted variables bias, heterogeneity bias and survivorship bias, we can provide confirmatory evidence on whether the enforcement of SFAS No.35 is truly associated with the increasing financial report lags. Finally, the increasing financial report lag that results from SFAS No.35 enforcement are likely to enlarge the information asymmetry among investors. It suggests that the unintended consequences of the enforcement of SFAS No.35 provide some implications for regulators in evaluating the possible economic effect of a new standard promulgation.

臺灣大學學術期刊資料庫

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，國立台灣大學會計學研究所未出版碩士論文。(Lin, Yu-Hui. 1993. ***An empirical study of audit report lag in Taiwan***. Unpublished master's thesis, Graduate Institute of Accounting, NTU.)

范宏書、陳慶隆，2007，「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，8 卷 1 期：頁 1-33。(Fan, Hung-Shu, & Chen, Ching-Lung. 2007. Auditor changes, ultimately family-controlled shareholders and the timeliness of financial report. ***Journal of Contemporary Accounting***, 8 (1): 1-33.)

范宏書、陳慶隆、李淑華、謝永明，2008，「總審計調整數對公司財務報表公佈時效性之影響」，輔仁管理評論，15 卷 1 期：頁 73-104。(Fan, Hung-Shu, Chen, Ching-Lung, Lee, Shu-Hua, & Hsieh, Yung-Ming. 2008. The influence of aggregate audit adjustments on the financial reports lag. ***Fu-Jen Management Review***, 15 (1): 73-104.)

許林舜，1994，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未出版碩士論文。(Hsu, Lin-Sune. 1994. ***The determinants of various reporting lags in Taiwan: An application of Duration Model.*** Unpublished master's thesis, Graduate Institute of Accounting, NTU.)

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，3 卷 2 期：頁 211-230。(Liao, Hsiu-Mei, & Liao, Yi-Hsing. 2002. The effect of the timing of auditor changes on reporting lags and stock markets. ***Journal of Contemporary Accounting***, 3 (2): 211-230.)

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，3 卷 1 期：頁 1-16。(Tsai, Yann-Ching. 1996. Family control and financial reporting lag of Taiwan's listed firms. ***Journal of Management & Systems***, 3 (1): 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，東吳大學會計學研究所未出版碩士論文。(Lai, Mei-Hui. 1994. ***An empirical analysis of audit report lag in Taiwan***. Unpublished master's thesis, Graduate Institute of Accounting, SCU.)

張文瀞、汪瑞芝、林鴻儒，2008，「未分配盈餘加徵 10% 營利事業所得稅對於企業提前適用財務會計準則公報第 35 號之影響」，會計評論，47 期：頁 61-88。(Chang, Wen-Ching, Wang, Jui-Chih, & Lin, Hung-Ru. 2008. The effect of additional 10% surtax on undistributed retained earnings upon the firm's early adoption of SFAS No. 35. ***International Journal of Accounting Studies***, 47:

臺灣大學學術期刊資料庫

61-88.)

謝宛庭、吳清在，2005，「認列資產減損時點與金額之決定因素及其市場反應」，中華會計學刊，6 卷 1 期：頁 59-95。(Hsieh, Wan-Ting, & Wu, Tsing-Zai. 2005. Determinants and market reaction of assets impairment in Taiwan. ***Taiwan Accounting Review***, 6 (1): 59-95.)

顏信輝、曹嘉玲，2009，「資產減損與裁決性應計項目之關聯性」，臺大管理論叢，19 卷 S2 期：頁 165-194。(Yen, Sin-Hui, & Chao, Chia-Ling. 2009. Asset write-offs and discretionary accruals. ***NTU Management Review***, 19 (S2): 165-194.)

Ashton, R. H., Graul, P. R., & Newton, J. D. 1989. Audit delay and the timeliness of corporate reporting. ***Contemporary Accounting Research***, 5 (2): 657-673.

Ashton, R. H., Willingham, J. J., & Elliott, R. K. 1987. An empirical analysis of audit delay. ***Journal of Accounting Research***, 25 (2): 275-292.

Bamber, E. M., Bamber, L. S., & Schoderbek, M. P. 1993. Audit structure and other determinants of audit report lag: An empirical analysis. ***Auditing***: ***A Journal of Practice & Theory***, 12 (1): 1-23.

Basu, S. 1997. The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. ***Journal of Accounting and Economics***, 24 (1): 3-37.

Beaver, W. H. 2002. ***Financial reporting***: ***An accounting revolution*** (3rd ed.). Taipei, TW: Pearson Education.

Bowen, R. M., Johnson, M. F., Shevlin, T., & Shores, D. 1992. Determinants of the timing of quarterly earnings announcements. ***Journal of Accounting, Auditing and Finance***, 7 (4): 395-422.

Bunsis, H. 1997. A description and market analysis of write-off announcements. ***Journal of Business Finance and Accounting***, 24 (9/10): 1385-1400.

Chai, M. L., & Tung, S. 2002. The effect of earnings-announcement timing on earnings management. ***Journal of Business Finance and Accounting***, 29 (9/10): 1337-1354.

Chaney, P. K., Hogan, C. E., & Jeter, D. C. 2000. ***The information content of restructuring charges: A contextual analysis***. Manuscript, Vanderbilt University.

Chao, C. L. 2007. An examination of SFAS No.35: Adoption timing motives, write-off characteristics, and market reaction. ***International Journal of Accounting Studies***, 45 (Special Issue): 77-120.

Chen, C. J. P., Chen, S., Su, X., & Wang, Y. 2004. Incentives for and consequences of initial voluntary asset write-downs in the emerging Chinese market. ***Journal of***

臺灣大學學術期刊資料庫

International Accounting Research, 3 (1): 43-61.

Comprix, J. J. 2000. ***Write-offs and restructuring charges: Evidence from SFAS No.121 and EITF 94-3 mandatory disclosures***. Unpublished doctoral dissertation, University of Illinois at Urbana-Champaign.

Courtis, J. K. 1976. Relationships between timeliness in corporate reporting and corporate attributes. ***Accounting and Business Research***, 6 (1): 45-56.

Dyer, J. C., & McHugh, A. J. 1975. The timeliness of the Australian annual report. ***Journal of Accounting Research***, 13 (2): 204-219.

Fan, H. S., & Chen, C. L. 2009. The effect of voluntary early SFAS No. 35 adoption on the relative value-relevance of equity book value and earnings in Taiwan. ***Journal of Management: Special Issue on Financial Disclosure, Ownership Structure and Operating Performance***, 26 (1): 51-77.

Francis, J., Hanna, J. D., & Vincent, L. 1996. Causes and effects of discretionary asset write-offs. ***Journal of Accounting Research***, 34 (3): 117-134.

Givoly, D., & Palmon, D. 1982. Timeliness of annual earnings announcements: Some empirical evidence. ***The Accounting Review***, 57 (3): 486-508.

Greene, W. H. 1993. ***Econometric analysis*** (2nd ed.). New York, NY: Macmillan.

Hakansson, N. H. 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.

Henderson, B. C., & Kaplan, S. E. 2000. An examination of audit report lag for banks: A panel data approach. ***Auditing: A Journal of Practice & Theory***, 19 (2): 159-174.

Hsiao, C. 1986. ***Analysis of panel data***. New York, NY: Cambridge University Press.

Knechel, W. R., & Payne, J. L. 2001. Additional evidence on audit report lag. ***Auditing***: ***A Journal of Practice & Theory***, 20 (1): 137-146.

Kross, W., & Schroeder, D. A. 1984. An empirical investigation of the effect of quarterly earnings announcement timing on stock returns. ***Journal of Accounting Research***, 22 (1): 153-176.

Lee, H. Y., & Son, M. 2009. Earnings announcement timing and earnings management. ***Applied Financial Economics***, 19 (4): 319-326.

Lee, C. W. J., & Yue, H. 2004. ***Timeliness and earnings quality***. Paper presented at the American Accounting Association Annual Meeting, Orlando.

Lev, B. 1988. Toward a theory of equitable and efficient accounting policy. ***The Accounting Review***, 63 (1): 1-22.

臺灣大學學術期刊資料庫

Newton, J. D., & Ashton, R. H. 1989. The association between audit technology and audit delay. ***Auditing: A Journal of Practice & Theory***, 8 (2): 22-37.

Rees, L., Gill, S., & Core, R. 1996. An investigation of asset write-downs and concurrent abnormal accruals. ***Journal of Accounting Research***, 34 (3): 157-169.

Riedl, E. J. 2004. An examination of long-lived asset impairments. ***The Accounting Review***, 79 (3): 823-852.

Schwartz, K. B., & Soo, B. S. 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.

Soltani, B. 2002. Timeliness of corporate and audit reports: Some empirical evidence in the French context. ***The International Journal of Accounting***, 37 (2): 215-246.

Strong, J. S., & Meyer, J. R. 1987. Asset write-downs: Managerial incentives and security returns. ***The Journal of Finance***, 42 (3): 643-661.

Trueman, B. 1990. Theories of earnings-announcement timing. ***Journal of Accounting and Economics***, 13 (3): 285-301.

Zmijewski, M. E. 1984. Methodological issues related to the estimation of financial distress prediction models. ***Journal of Accounting Research***, 22 (Supplement): 59-82.

Zucca, L. J., & Campbell, D. R. 1992. A closer look at discretionary write-downs of impaired assets. ***Accounting Horizons***, 6 (3): 30-41.

臺灣大學學術期刊資料庫

作者簡介

*** 范宏書**

現為輔仁大學會計學系教授兼系主任。其擁有台灣大學商學研究所碩士以及台灣大學商學研究所會計組博士學位。研究領域包括資本市場研究，特別是會計資訊價值攸關性、無形資產、新會計公報影響之研究，以及審計市場研究。

林彥廷

現為輔仁大學會計學系助理教授。其擁有輔仁大學會計碩士與輔仁大學商學博士學位。研究領域包括資本市場、無形資產、財務會計之研究。

陳慶隆

現為國立雲林科技大學會計學系教授。其擁有台灣大學商學研究所碩士以及國立雲林科技大學管理學 (主修會計) 博士學位。研究領域包括 IPO 公司相關議題、公司盈餘報導決策、財務會計準則公報或政策管制效果研究，與運用人工智慧於會計及財務之研究。

* E-mail: 038773@mail.fju.edu.tw

臺灣大學學術期刊資料庫

臺灣大學學術期刊資料庫