會計與公司治理
第四卷　第二期
2007 年 12 月
1-22 頁

銀行業之公司治理機制如何影響銀行風險承擔行為？

李馨蘋
銘傳大學

何喜將
何喜將會計師事務所

摘要

主要探討公司治理機制及「二五八」金改目標宣稱對銀行風險承擔的影響。因本研究所採用的追蹤型資料型態，經由 F-test、LM test 與 Hausman test 之驗證顯示，逾放比率模型適用於固定效果模型分析，整體風險模型、廠商特性風險模型與系統風險模型均適用於隨機效果模型分析。實證結果顯示，內部人持股比例與銀行系統風險呈一倒 U 型的關係，符合「公司控制假說」。機構法人持股比例與系統風險呈顯著負相關，符合「效率監督假說」。董事會規模愈大或存放比率愈高，則逾放比率將降低。銀行特許價值在四種模型中均呈負相關，但關係人借貸比率影響效果並不顯著。再者，「二五八」金改目標宣稱之管制效果並不顯著。

關鍵詞：公司治理機制、銀行風險承擔、公司控制假說、道德危機假說、效率監督假說

Journal of Accounting and Corporate Governance
Volume 4 Number 2, Dec 2007
pp.1-22

How Does Bank Industry's Corporate Governance Mechanism Impact on Bank Risk-Taking Behavior?

Shin-Ping Lee
Ming Chuan University

Sie-Jang Ho
HO, SIE-JIANG CPA'S FIRM

Abstract

The main purpose of this study is to examine how the corporate government mechanism and regulation impact on the Taiwan banking industry's risk-taking ability. This study collects a panel data set, and applies F-test, LM-test and Hausman test to determine the best statistical method (ordinary least squares method, fix effects model or random effects model). The results suggest an inverse U-shaped relation between insider ownership and systematic risk consistent with corporate control hypothesis. We also find a strong inverse relationship between outsider ownership and systematic risk. As a result, efficient monitoring hypothesis is supported. We also find that the bad loans ratio decrease as board size or the ratio of loan-to-deposits increase. Bank charter value is negatively correlated with various models, and no statistical significant relation is found in regulation.

Keywords: *Corporate governance mechanism, Bank risk-taking, Corporate control hypothesis, Moral hazard hypothesis, Efficient monitoring hypothesis.*

壹、前言

開放民營銀行設立與放寬設立分行限制等銀行業務自由化措施實施後，使得短期間增加太多競爭者，但金融業務並未同幅度擴增，存放款市場有限，造成金融機構間業務競爭加劇，此激烈競爭的結果，固然可以提高營運效率，促進業務革新，改善服務態度，提升服務品質，增加消費者福利，但競爭也使得本國銀行業的存放款利差逐漸縮小，獲利能力削弱，逾放比率上升。再者，我國加入WTO後，政府持續開放金融市場，台灣銀行業面臨跨國金融集團更為嚴峻的競爭與挑戰。

面對內外金融環境的劇變，台灣銀行業必須從組織結構進行調整與改造，實施公司治理，拓展消費金融業務，進行跨業經營，培訓金融專業人才，及注意銀行風險，才能因應快速變動的經營環境，解決面臨的問題，提升競爭力。Shleifer and Vishny（1997）認為公司治理在內部機制方面，應能提供追求銀行與股東利益的適當誘因，在外部機制方面，應有效監控，以鼓勵銀行更有效率的使用資源。惟良好的公司治理模式，強調採取適當機制監督或控制銀行事務，即透過自治方式來統管或經營銀行業務。依據2001年4月里昂亞洲證券公司發表「新興市場公司治理」研究報告指出，過去5年新興市場的前100大股價報酬率為388%，但前25%的公司治理較佳的企業，其報酬率達930%，故良好的公司治理機制確實有助於公司價值提升（劉靜容 2003；何里仁 2003；陳麗娟 2004；Ang, Cole and Lin 2000; Fan and Wong 2002; Andres, Azofra and Lopez 2005）。

然而，良好的公司治理機制是否有助於銀行風險之監督與管理？過去相關研究對銀行風險的定義不同，部分研究以逾放比率來作為信用風險的替代變數，或者如陳曉蓉（2003）曾以Panel data門檻迴歸模型將樣本分為美式銀行與德式銀行兩類，並探討銀行是否因公司治理機制而降低信用風險、市場風險與整體風險。該研究資料係取自「貨幣觀測與信用評等」所公佈的預測值為觀察樣本，本研究擬採逾放比率與資本訂價模型之整體風險、廠商特性風險及系統風險等做為銀行風險之替代變數，盼望從不同的風險角度，共同來衡量公司治理機制對銀行風險承擔能力之影響。

過去與銀行風險承擔能力相關之研究中較少探討關係人交易的影響，然而在關係人借貸中，銀行可能較不會認真查詢借款者的信用，一旦有逾放情況產生，則可能給予循環貸放來隱藏事實，借款者也可能因道德風險而不願還款，故當關係人借貸情況愈嚴重時，銀行的風險也會跟著提高。但是依據「銀行內部控制與稽核制度實施辦法」第18條中規定，內部稽核報告應揭露利害關係人交易，且財務會計準則公報第六號「關係人交易之揭露」也明確規定關係人交易必須清楚揭露，因此，本研究擬探討關係人交易的強制揭露，是否能有效遏止因銀行內部舞弊所導致風險提高的狀況？

最後，由於銀行掌理社會信用及支付系統的機能，其經營穩健與否及其兌償能力身繫金融秩序的穩定與存款大眾的權益，所以政府主管機關必須對銀行進行各種管制限制，我國於2001年6月27日通過「金融控股公司法」，並自同年11月1日起正式實施，且行政院宣稱以「二五八」為金改目標，主要係在二年內將逾放比率降低至五%以下並將資本適足率提高至八%以上。該宣稱在公司治理機制上是否真能對銀行所承擔的風險有所影響？

本文共分為五節，第一節主要說明本研究之背景、動機與目的；第二節則將過去的相關文獻作一回顧；第三節說明研究假說之推論，並建立實證模型與定義變數，以及研究對象、期間、資料來源與統計方法；第四節則彙總實證結果與分析；第五節為結論與建議。

貳、文獻回顧

過去相關研究針對公司治理與銀行風險承擔行為之關連性，其實證結果各有不同，本研究主要針對管理者持股比例、機構法人持股比例、董事會規模、關係人借貸比率等公司治理變數對銀行風險承擔行為的影響來探討，另提出管制效果之相關文獻。

針對管理者持股比例方面，1980年代，非銀行的競爭侵蝕傳統銀行業務的獲利，美國銀行業變成系統性的低獲利和高風險，其結果造成兩千餘家儲貸機構倒閉，儲貸保險公司崩潰，對美國納稅人造成約4500億美元之損害（林維義2004），當時對此一現象的解釋係以「道德危險假說」（moral hazard hypothesis）為主。存款者僅能不完整地事後監視和控制股東行為，因而導致銀行股東能以增加資產風險來增加其權益價值，並引發股東控制銀行管理者以進行超額風險承擔的誘因，以極大化其賣權價值，進而使銀行倒閉風險升高。Amihud and Lev（1981）即指出，當管理者持股比例在某一特定比例之下，則可能存在掠奪效果（entrenchment effect），管理者傾向於保護自己的工作與聲譽，而承擔較低的風險。但當管理者持股比例超過該特定比例時，則因有「固定費率存款保險制度」的存在，反而傾向於追求高風險，故從「道德危險假說」來看，銀行風險與管理者持股比例應成一U型關係。

Konishi and Yasuda（2004）指出，經理人及前十大股東持股比例與銀行風險間為非線性關係；亦即在經理人及前十大股東持股初期，銀行風險下降，隨後因管理產生資產替代效果，使銀行風險上升。林宜嫻（1997）也發現銀行經營者持股比例在40%以下時，將以自身利益極大化，來保護其無法分散的失業風險，因而與銀行所承擔的風險呈負向關係。但當銀行經營者持股比例在40%以上時，此時經營者與股東利益趨於一致，偏好高風險的營運或投資策略，以提高其權益價值及存款保險補貼的價值，而且經營者可利用職權，從事各種高風險作為（例如對關係人或關係人所負責之企業進行不當貸款），以獲得私人利益，故持股比例愈高時，銀行所承擔的風險愈高。

然而，Gorton and Rosen（1995）則提出「公司控制假說」（corporate control hypothesis）來解釋此一銀行業的現象。該研究認為銀行風險增加而導致獲利能力下降，其原因為銀行內有能力較差的管理者，這些管理者將想盡辦法讓外部股東相信他們是高能力的管理者且銀行所承擔風險較低，因此當管理者持股比例在某特定水準以下時，將使銀行承擔超額風險，亦即，管理者持股比例愈高時，銀行所承擔的風險愈高；但當持股比例增加超過該特定水準時，為了考量自身安全，管理者將嘗試安全性計畫，亦即，管理者持股比例愈高時，銀行所承擔的風險愈低，故從「公司控制假說」來看，銀行風險與管理者持股比例應呈一倒U字型關係。

陳曉蓉（2003）探討1996年至2001年台灣銀行業衰退期間，影響銀行風險承擔行為之因素，並調查在「部份綜合銀行體系」下，公司治理機制對於銀行信用風險承擔行為之影響。其結果證實台灣銀行業具備「部分綜合銀行體系」的特性，以傳統存放款業務為重的美式銀行，其經理人持股比例與銀行信用風險間呈一倒U型關係，符合「公司控制假說」，而在綜合銀行業務為主的德式銀行中，經理人持股比例與銀行信用風險間卻呈一U型關係，支持「道德危機假說」。

針對機構法人持股比例方面， Pound（1988）針對機構投資人對銀行風險的重要影響，提出「效率監督假說」（efficient monitoring hypothesis）、「利益衝突假說」（conflict-of-interest hypothesis）與「策略合力假說」（strategic alignment hypothesis）三者。Cebenoyan, Cooperman and Register（1995）實證發現在管制時期有較高機構法人持股比例的儲貸機構，其銀行破產風險較其他儲貸機構低，這是由於機構法人較其他儲貸機構的機構法人善於確保其投資之安全性，符合「效率監督假說」。Chaganti and Damanpour（1991）將機構法人歸類為具有潛在影響特定決策的權力，且涉入銀行經營程度較深的股東。為了吸引機構投資人的投資以提高股價，銀行通常會採取策略以反映機構投資人的目標及期望，所以機構法人持股比例較多的銀行，其管理者傾向趨避風險，依據機構投資人的獲利導向以維持經營效率，此符合「策略合力假說」。林宜嫻（1997）認為機構法人的持股比例愈高，銀行所承擔之風險愈高，推論其原因為機構投資人並非僅為保守的監督者，其為了提升所投資的銀行價值，對成長導向或高報酬的風險承擔決策有正面的影響，加上其監督管理上的專業知識與技術，將更有能力承擔較高的風險，此符合「利益衝突假說」。

陳曉蓉（2003）則提出機構法人持股比例越高，銀行的信用風險愈小；至於在整體風險方面，機構法人持股比例越高，銀行的整體風險反而提高，亦即，在台灣的銀行中，機構投資人並非保守監督者，因此雖然在前述的信用風險部份有發揮監督功能，但在其他風險承擔（如市場風險、流動性風險等）上卻可能表現較積極，進而提高銀行整體風險。不過Ross（1989）卻認為在資訊不對稱下，銀行業本身的不透明性會使機構投資人難以發揮監督功能及控制銀行經

理人的行為。管瑞昌（2003）發現機構法人持股比例與銀行逾放比率間無顯著的關係，可能係因一般對機構投資人之持股比例皆有若干限制，加上部份機構投資人可能與銀行本為舊識，致使其外部監督的力量反倒未能有效發揮。葉銀華（2004）指出其從1992年初開始研究台灣上市公司所有權結構與董事會組成，發現過去十年來創業者個人持股比例愈來愈低，並逐漸轉由私人投資公司與財團法人持有。同時，由這些法人當選董事，再指派家族成員與其親信擔任該職，維持對上市公司的控制權。

針對董事會規模方面，Chaganti, Mahajan and Sharma（1985）與Jensen（1993）皆認為一個較多成員的董事會很難有效加以控制，讓最高管理當局來管似乎較好，亦即成員較少的董事會成員可達到較有效率的控制機制，不易出現管理者有機會去追逐個人利益之情形，進而使管理者決策較傾向於和股東利益結合，而不會造成銀行風險增加。Eisenberg, Sundgren and Wells（1998）認為當董事會人數變多，會增加董事間溝通及協調的困難度，進而影響董事會對管理者的監督能力，使得公司代理問題不但沒有減輕，反而使其績效降低。但從另一角度來看，Simpson and Gleason（1999）認為當董事會人數較少時，可能會出現易受經理人影響與控制的現象；但是當人數增加時，反而還可提出較佳的建議，而且當主計長同時也是公司董事長時，因為留意銀行的內部制度，銀行未來發生財務危機的機率很小。李文惠（2002）按銀行董事會人數多寡分為兩類，並以十五人做一分界點，分為大規模董事會銀行及小規模董事會銀行，從其敘述統計量中可發現小規模董事會銀行之市場風險，顯著高於大規模董事會銀行之市場風險。陳曉蓉（2003）之實證發現，不管是美式銀行或是德式銀行，就董事會規模來說，其與銀行的信用風險呈反向關係，唯影響程度有顯著差異，尤以美式銀行為最。

在關係人借貸比之相關研究方面，黃思嘉（2000）認為銀行較不會認真去查借款者的信用，一旦有逾放也不會認真將其列入資產負債表，而可能給予循環貸放，借款者也產生道德上風險而不會認真還錢，因而實證結果證實，當關係人借貸情況愈嚴重時，銀行的逾放比率也會跟著提高，顯示對於利害關係人貸款案件確實有審查放寬、徇私偏頗之嫌。

在管制效果之相關研究方面，Buser, Chen and Kane（1981）認為在管制期間，管制者的干預及權宜性的停業規定，使得風險承擔的代價提高，償債能力低的銀行也不再容易取得存款保險。因此為避免管制干預，股東不再偏好風險，而將採取降低風險的行為來保護銀行的特許價值。Keeley（1990）認為取消管制與開放市場後，競爭增加，個別銀行競爭力下降，造成銀行的特許價值降低，此時銀行將有較高意願利用存款保險的補貼以使價值極大化，進而降低資本或提高風險。

Cebenoyan et al.（1995）認為對銀行的管制會影響股東的風險傾向；在放寬管制的環境中，股東為追求報酬而從事風險性的投機；但在管制環境中，則因破產風險造成的倒閉損失將會抵銷風險性投資的利得及選擇權價值，所以在經營上將採取較穩健保守的策略。基本上，管制因素對股東風險承擔的影響，端視在存款保險制度下追求風險所獲之利益與政府管制下違法成本間的取捨而定。其實證結果指出，在非管制期間，擁有較高所有權的管理者，較偏好承擔銀行風險；而在管制期間，則偏好降低銀行風險。林宜嫻（1996）以1990年至1992年實施風險性導向資本管制之前的期間為非管制期間，1993年至1995年實施風險性導向資本管制之後的期間為管制期間。實證分析結果顯示，管制確能規範銀行之資本適足性，進而降低其營運風險。經營者持股比例對銀行風險的正向影響，在非管制期間顯著大於管制期間，此乃因在政府干預程度較低的情形下，持股較高的經營者將更有空間利用其職權充分結合兼為股東的利益，藉由高風險的營運策略，以提高存款保險補貼及權益價值，以增加其自身財富。

參、研究設計

一、研究假設的建立

Amihud and Lev（1981）、林宜嫻（1997）、Konishi and Yasuda（2004）認為管理者持股比例與銀行所承擔之風險呈顯著U型關係，符合「道德危機假說」；Gorton and Rosen（1995）則認為銀行風險與管理者持股比例應成一倒U型關係，符合「公司控制假說」。然而，過去相關文獻針對管理者的定義並無統一，本研究擬以能夠掌控銀行內部經營狀況者來分析，因而定義內部人持股比例（INSIDER）為銀行之董監事與高階主管所持有之股數占總發行股數的比例，並預期內部人持股比例與銀行風險承擔行為具有顯著非線性關係。

假說 1：內部人持股比例與銀行風險承擔行為具有顯著非線性關係。

Cebenoyan et al.（1995）實證發現機構法人持股比例愈高時，銀行風險承擔愈低，符合「效率監督假說」。Chaganti and Damanpour（1991）則提及機構法人持股比率與銀行風險承擔呈現正向關係，符合「策略合力假說」。林宜嫻（1997）則提出機構法人的持股比例愈高，銀行所承擔之風險愈高，符合「利益衝突假說」。因而本研究定義機構法人持股比例（OUTSIDER）為政府機構、金融機構、公司法人、外國機構與其他法人之持股總數佔總發行股數的比例，並預期機構法人持股比例與銀行風險承擔行為具有顯著關係。

假說 2：機構法人持股比例與銀行風險承擔行為具有顯著關係。

Chaganti et al.（1985）、Jensen（1993）、Eisenberg et al.（1998）認為董事會的成員較多時，很難有效控制，並將增加董事間溝通及協調的困難度。但Simpson and Gleason（1999）則認為當董事會人數增加時，反而可提出較佳的建議，而且當主計長同時也是公司董事長時，因為較注重銀行的內部制度，銀

行未來發生財務危機的機率也相對較低。陳曉蓉（2003）也認為不管是美式銀行或是德式銀行，就董事會規模來說，其與銀行的信用風險均呈反向關係。因而本研究定義董事會規模（BOARD）為銀行董事會包括董事長、常務董事及一般董事之總人數，並預期董事會規模與銀行風險承擔行為具有顯著關係。

假說 3：董事會規模與銀行風險承擔行為具有顯著關係。

依據黃思嘉（2000）之研究發現，在關係人貸款中，銀行較不會認真去查借款者的信用，且可能循環貸放，借款者也可能產生道德風險，因而銀行風險跟隨增加。因此本研究定義關係人借貸比率（RELATION）為應收關係人借支佔總放款之比例，並欲驗證以下假設：

假說 4：關係人借貸比率愈高，銀行的風險承擔程度愈高。

金融自由化、國際化後，銀行同業間競爭日益激烈，為了因應市場上的生存壓力，有些銀行不惜違反一般經營原則，從事高風險的投資與經營策略，因此造成了許多金融風暴、弊案的產生，金融管制的作用即在於杜絕個別銀行過高的風險暴露，以維繫金融機構之健全與兌償能力。Buser et al.（1981）、Cebenoyan et al.（1995）、林宜嫻（1996）均認為對銀行的管制會影響股東的風險傾向，在管制環境中，則因破產風險造成的倒閉損失將會抵銷風險性投資的利得，所以在經營上會採取較穩健保守的策略。本研究將「二五八」金改目標宣稱當成虛擬變數。D=0，係以1997至2000年代表「二五八」金改目標宣稱前（非管制期間）。D=1，係以2001至2003年代表「二五八」金改目標宣稱後（管制期間）。認為行政院要在二年內將逾放比率降低至五%以下及將資本適足率提高至八%以上之「二五八」金改目標宣稱，會使銀行的風險承擔程度下降，因此本研究欲驗證以下假設：

假說 5：在「二五八」金改目標宣稱後（管制期間），銀行的風險承擔程度較低。

二、模型建立與變數之操作性定義

Keeley（1990）則發現銀行特許價值（bank charter value）較高時，其自有資本比也比較高。同時銀行因存在特許價值，故以增加資產組合風險來提高存款保險價值的誘因將降低。Galloway, Lee and Roden（1997）、Anderson and Fraser（2000）及Konishi and Yasuda（2004）認為低特許價值之存款機構較能承擔較大的風險；高特許價值之存款機構則在風險承擔行為上趨向自我約束，以保護其特許價值。鄭裕城（2003）實證結果發現在整體風險及廠商特性風險上，特許價值呈現顯著負相關，系統風險上則無顯著相關，與Marcus（1984）及Keeley（1990）相似，顯示特許價值高的銀行為保護其商譽的價值而採取較為保守的經營策略。因此，本研究定義銀行特許價值（MVBV）＝（流通在外股票市值+負債帳面價值）/資產帳面價值。

Cebenoyan et al.（1999）認為，若「公司控制假說」成立，則銀行在高特許價值下，經理人持股比例愈大，銀行風險反而愈小，換言之，銀行特許價值與經理人持股比例之交叉項係數應為負；而當「道德危險假說」成立時，銀行在高特許價值下，經理人持股比例愈大，銀行風險會愈大，此時該交叉項之係數應為正。

在銀行資產規模方面，Saunders, Strock and Travlos（1990）實證研究發現銀行規模對於整體風險及廠商特性風險並沒有顯著影響，但和系統性風險呈正向相關。然而Simpson and Gleason（1999）、Anderson and Fraser（2000）、林宜嫻（1997）、黃思嘉（2000）等之研究均指出當銀行規模愈大，其風險程度愈低，因其認為資產規模愈大，相對地會計報酬的變動就愈小，且較有能力蒐集資訊以進行各種分析，所以較有潛力分散投資及營運風險。Cebenoyan et al.（1995）則提及，在非管制期間，當銀行規模愈大則破產風險愈高；而在管制期間，當銀行規模變得相當龐大時，則反而使破產風險下降。因此，本研究定義銀行資產規模（LNSIZE）＝銀行資產規模取其自然對數。

我國證券交易法第43條之4規定，「公開收購人應於應賣人請求時或應賣人向受委任機構交存有價證券時，交付公開說明書」，亦即證券交易法容許收購者、被收購者，以及投資大眾在資本市場中，藉由資訊即時公開之確保，公平、公開地進行競價收購行為，尤以營運槓桿係攸關公開收購價格及數量等因素，向為爭奪銀行控制權市場之標的，屬於銀行外部治理機制。鄭裕城（2003）實證結果發現營運槓桿對風險的效果乃展現於整體風險及廠商特性風險上，可以藉由投資組合策略來分散風險。因此，本研究定義營運槓桿（OL）＝固定資產/總資產。Keeley（1990）、Chen, Steiner and Whyte（1998）則提出自有資本比愈高，則其逾放比率愈低。因此，本研究定義自有資本比（FL）＝股東權益/總資產。

存放比表示銀行滿足客戶信用需要的程度，亦可約略顯示銀行剩餘可用資金的多寡。鄭嘉慶（1996）根據「道德風險假說」認為金融體系可供貸放的資金過多時，金融機構為了儘速消化這些過剩的資金，在從事放款審查時，徵信制度往往流於形式，因而使得放款品質惡化。當存放比的降低是來自於存款的增加時，銀行的信用風險會跟著提高。另外存放比愈高時，同時也表示銀行面臨的放款需求愈小，使得銀行有機會選擇低風險客戶進行貸放，改善銀行的信用風險，故存放比與信用風險呈負相關。因此，本研究定義存放比率（DL）＝放款/存款。

當市場出現銀行借款需求增加的現象時，銀行在挑選授信對象時，會選擇風險較低的對象放款，降低銀行的信用風險。鄭博仁（1995）提到高放款需求的銀行認為放款的成長，會導致資產風險的增加，故以改善資產品質作為降低資產風險的手段。因此，本研究定義前期之放款成長率（GLOAN）＝（前期放款總額-上上期放款總額）/上上期放款總額。

黃思嘉（2000）認為當銀行貸放給高風險群的借款人時會要求較高的報酬，以彌補銀行在未來有較大可能會面臨借款人無法償還的情況，而使銀行的存放款利差加大，淨利息利潤也跟著提高。但是，當非業務因素介入時（例如政治人物的干預），迫使銀行必須以優惠放款利率進行不良債權的貸放，使得銀行的淨利息利潤減少以及信用風險增加。因此，本研究定義淨利息利潤（INTEREST）＝（利息收入-利息費用）/生利資產。另外，該研究也認為手續費收入為銀行利息收入外的另一項財源，可用來代表銀行獲利情形，當銀行獲利愈好時，愈注重其風險控管以避免獲利流失，因而信用風險降低。因此，本研究定義手續費收入比率（REV）＝手續費收入/（手續費收入+利息收入）。

本研究對應變數之衡量，係以探討四種不同的銀行風險，即，逾放比率、整體風險、廠商特性風險及系統風險。逾放比率（RISKB）定義為逾期放款/買匯貼現及放款總額，可作為信用風險之替代變數。Anderson and Fraser（2000）採用單一因子市場模型（single-index market returns）衡量銀行股票報酬。該模型指出三種不同的銀行風險衡量方法：以上市股票日報酬率之標準差作為整體風險（RISKT）的替代變數；以股票價格波動衡量個別銀行之風險，其本質與放款、投資、存款和資本相關，為每一銀行市場模型的殘差項標準差，以作為廠商特性風險（RISKF）的替代變數；整體風險減銀行個別風險，以作為系統風險（RISKS）的替代變數。其衡量方法如下：

整體風險 $RISK_T = \sqrt{\frac{1}{n}\sum(x_i - \overline{x})^2}$

其中，x_i 為第 i 銀行的日報酬率，$\overline{x}$ 是第 i 銀行的平均日報酬率。

廠商特性風險 $RISK_F = \sqrt{\frac{1}{n}\sum(\varepsilon_i - \overline{\varepsilon})^2}$

其中，ε_i 為單一因子市場模型第 i 銀行的殘差項，$\overline{\varepsilon}$ 是單一因子市場模型第 i 銀行的平均殘差項。

$R_i = \alpha_i + \beta_i R_m + \varepsilon_i$

其中，R_i 是第 i 銀行的日報酬率，市場報酬（R_m）由市場日報酬率計算而得。

系統風險$RISK_S$=整體風險－廠商特性風險

根據先前述說，本研究所建立的迴歸式分為未討論管制效果與討論管制效果兩者：

未加入管制效果之迴歸式：

$$RISK_{B,T,F,S} = \alpha_i + \beta_1 INSIDER_{it} + \beta_2 INSIDER_{it}^2 + \beta_3 OUTSIDER_{it} + \beta_4 BOARD_{it} + \beta_5 MVBV_{it} + \beta_6 MVBV_{it} * INS_{it} + \beta_7 LNSIZE_{it} + \beta_8 FL_{it} + \beta_9 OL_{it} + \beta_{10} DL_{it} + \beta_{11} GLOAN_{it} + \beta_{12} RELATION_{it} + \beta_{13} INTEREST_{it} + \beta_{14} REV_{it} + \varepsilon_{it}$$

加入管制效果之迴歸式：

$$RISK_{B,T,F,S} = \alpha_i + \beta_1 INSIDER_{it} + \beta_2 INSIDER_{it}^2 + \beta_3 OUTSIDER_{it} + \beta_4 BOARD_{it} + \beta_5 MVBV_{it} + \beta_6 MVBV_{it} * INS_{it} + \beta_7 LNSIZE_{it} + \beta_8 FL_{it} + \beta_9 OL_{it} + \beta_{10} DL_{it} + \beta_{11} GLOAN_{it} + \beta_{12} RELATION_{it} + \beta_{13} INTEREST_{it} + \beta_{14} REV_{it} + \beta_{15} D_{it} + \varepsilon_{it}$$

式中的it代表第t期之第i家銀行，β_k（k=1,…,15）代表未知係數，ε_{it}則為誤差項。

三、研究對象、期間、資料來源與統計方法

本研究之樣本以在台灣證券交易所上市、上櫃之33家台灣銀行業為研究對象，Keeley（1990）、Galloway et al.（1997）、Cebenoyan et al.（1999）則以市價淨值比作為判定銀行體質的好壞，並作為銀行特許價值（bank charter value）之代表，而觀察台灣銀行特許價值的變化，可得知1997~2003年為銀行業體質不佳時期，因而研究期間定為1997年至2003年共7年之年資料並進行實證分析。但資本市場資料所衡量的各種風險指標，係以台灣經濟新報社資料庫（TEJ）日資料進行研究。主要資料來源包括台灣經濟新報社資料庫（TEJ）、時報資訊資料庫及台灣上市上櫃銀行之銀行年報和公開說明書。刪除資料不齊的樣本後，共計有196筆資料。

就統計方法而言，本研究所使用的資料型態係結合橫斷面與時間數列之追蹤型資料（panel data），因此，將採用追蹤型資料線性迴歸模型（linear regression models for panel data）加以探討。模型選取的準則步驟如下：

1. 先決定固定效果模型與最小平方法之選取：檢定固定效果模型其固定截距項之間是否相等，應採用 F-test 以進行檢定之。

   H_0:適用最小平方法

   H_1:適用固定效果模型

2. 再決定隨機效果模型與最小平方法之選擇：檢定截距項是否為具有隨機變數之性質，應採用 LM（largrange multiplier）test 以進行檢定之。

   H_0:適用最小平方法

   H_1:適用隨機效果模型

3. 進行固定效果模型與隨機效果模型之選取：假設經由 F-test 與 LM test 均顯示固定效果模型與隨機效果模型較最小平方法適用，則進行固定效果模型與隨機效果模型之選取，根據隨機截距項與解釋變數間的關係而定，若隨

機截距項與解釋變數間為統計無關，則應採用隨機效果模型；若隨機截距項與解釋變數間為統計相關，則應採用固定效果模型；將採用 Hausman test 以進行檢定之。

H_0 :適用隨機效果模型

H_1 :適用固定效果模型

肆、實證結果

一、敘述性統計量

本研究之敘述性統計值彙總於表一。由表一可發現1997年至2003年全體本國銀行之逾放比率平均值約為5.67%，顯示1997年發生的亞洲金融風暴還是重創台灣經濟，受到經濟不景氣影響，個人及一般企業的還款能力下降，而金融自由化、國際化趨勢，使得銀行競爭日益激烈，銀行的信用風險節節上升。1997年至2003年全體本國銀行之整體風險、廠商特性風險及系統風險平均值約為16.4%、14.91%及1.5%。

1997年至2003年全體本國銀行內部人持股比例平均值約為22%、標準差為18.11%，機構投資人持股比例平均值約為31.95%、標準差約為25.64%，可知本國銀行的股權分佈情形差異性相當大；若股東與經營者間的利益無法趨於一致，則兩者之間的代理問題即有逐漸惡化的傾向。

董事會規模之平均數為14.92347、標準差為5.41974。關係人借貸比率之平均數為1.137%、標準差為2.148%，顯示該比率雖不高，但銀行間之差異性卻很大，可能顯示政府掃除金融黑金及新銀行法增列「銀行負責人或職員意圖為自己或第三人不法之利益，或損害銀行之利益等，而做出違背當事人職務之行為，並導致銀行之財產或其它利益遭受損失，將被處於三年以上十年以下有期徒刑」之罪責奏效。

二、最適之追蹤型資料線性迴歸模型

本研究首先採用F-test檢定固定效果模型與最小平方法之適切性，其檢定結果不論逾放比率模型、整體風險模型、廠商特性風險模型或系統風險模型均否決虛無假設，即，固定效果模型較最小平方法為佳。

再採用LM test檢定隨機效果模型與最小平方法之適切性，其檢定結果不論逾放比率模型、整體風險模型、廠商特性風險模型或系統風險模型仍是否決虛無假設，即，隨機效果模型較最小平方法佳。F-test與LM test均顯示追蹤型資料模型（固定效果模型與隨機效果模型）較最小平方法適用。

進一步採用Hausman test檢定固定效果模型與隨機效果模型之適切性，其檢定結果逾放比率模型否決虛無假設，顯示固定效果模型較佳；另外三個模型

均無法否決虛無假設，因此整體風險模型、廠商特性風險模型與系統風險模型均適用於隨機效果模型，其結果彙總如表二。

表一　各變數之敘述性統計值

變數	平均值	標準差	極小值	極大值
逾放比率(%)	5.66832	4.44513	0.61000	30.25000
整體風險(%)	16.40206	6.17597	8.22000	82.10200
廠商特性風險(%)	14.90514	6.25860	7.59600	82.3590
系統風險(%)	1.49691	1.71593	0.25700	5.60800
內部人持股比例	0.22002	0.18118	0.00245	0.85682
機構投資人持股比例	0.31954	0.25639	0.00501	0.80190
董事會規模	14.92347	5.41974	6	30
銀行特許價值	1.00812	0.05373	0.88488	1.20011
銀行資產規模	19.41900	0.74672	17.54756	21.0010
自有資本比	0.07676	0.02446	0.00682	0.20654
營運槓桿	0.01878	0.00765	0.00387	0.04005
存放比率	0.84847	0.17624	0.34090	2.07260
前期之放款成長率	0.15774	0.62820	-0.17338	8.07158
關係人借貸比率	0.01137	0.02148	0.00000	0.17699
淨利息利潤	0.02004	0.06724	0.00722	0.06539
手續費收入比率	0.37469	0.02868	0.00336	0.18407
管制效果	0.34694	0.47722	0	1

表二　檢定適用之模型

	逾放比率模型	整體風險模型	廠商特性風險模型	系統風險模型
F-test	14.20***	2.97***	3.29***	7.75***
LM-test	115.42***	3.08*	3.30*	300.46***
Hausman test	33.91***	17.55	17.49	16.08

註：*表 p-value＜0.1；**表 p-value＜0.05；***表 p-value＜0.01

三、實證結果分析

本研究未加入管制效果之實證結果彙總於表三。各模型之實證結果分析如下：

表三　研究結果彙總表（未考慮管制效果）

解釋變數	逾放比率模型	整體風險模型	廠商特性風險模型	系統風險模型
內部人持股比例	0.129378 (0.19439)	-0.114839 (0.403858)	-0.123955 (0.406124)	0.095205* (0.056611)
內部人持股比例平方項	0.002886 (0.069104)	-0.047907 (0.136940)	0.001640 (0.137974)	-0.070490*** (0.019808)
機構法人持股比例	0.006192 (0.008561)	0.010635 (0.020271)	0.017368 (0.020343)	-0.005775** (0.002562
董事會規模	-0.001988*** (0.000701)	0.001078 (0.001047)	0.000710 (0.001064)	0.000215 (0.000197)
銀行特許價值	-0.110802* (0.059265)	-0.352326** (0.135806)	-0.314581** (0.136156)	-0.041574*** (0.017029)
銀行特許價值*內部人持股比例	-0.105738 (0.177905)	0.148069 (0.403914)	0.132902 (0.405910)	-0.047026 (0.053273)
銀行資產規模	-0.040205** (0.017153)	-0.001646 (0.010225)	-0.016210 (0.010425)	0.013102*** (0.002842)
自有資本比	-0.496683*** (0.094717)	-0.592502*** (0.208046)	-0.639370*** (0.209451)	0.024387 (0.028366)
營運槓桿	0.713027 (0.732557)	1.425187* (0.769551)	1.148557 (0.785463)	0.262601 (0.183982)
存放比率	-0.135919*** (0.022175)	0.019362 (0.031580)	0.007911 (0.03210)	-0.002458 (0.006181)
前期之放款成長率	-0.002880 (0.002956)	0.0009471 (0.006922)	0.001367 (0.006952)	-0.000118 (0.000892)
關係人借貸比率	0.048975 (0.119231)	0.066683 (0.246250)	-0.020636 (0.248704)	0.035722 (0.035174)
淨利息利潤	-0.058380 (0.397536)	1.211845 (0.844387)	1.440853 (0.850328)	-0.104179 (0.114227)
手續費收入比率	-0.380641*** (0.094081)	0.108597 (0.184811)	0.103974 (0.186818)	-0.008499 (0.027786)
截距項	N/A	0.500902** (0.226156)	0.750468*** (0.229863)	-0.206359*** (0.059357)
Adjusted R^2	0.8147	0.24535	0.26733	0.88088
最適內部人持股比例	NO optimal	NO optimal	NO optimal	67.5%

註 1：*表 p-value＜0.1；**表 p-value＜0.05；***表 p-value＜0.01

註 2：N/A 表在固定效果模型下無列出各銀行截距項的迴歸係數

註 3：括弧內係為標準誤

1. 逾放比率模型之實證結果

從表三逾放比率模型中發現，董事會規模與逾放比率呈顯著負關係，即董事會規模愈大時，銀行之逾放比率反而愈小。當董事會人數較少時，可能會出現易受管理者影響與控制的現象；但是當人數增加時，反而還可提出較佳的建議，銀行未來發生財務危機的機率較小，進而降低銀行逾放之風險。

銀行特許價值與逾放比率呈顯著負相關，表示低特許價值銀行會有較高的逾放比率；高特許價值銀行則會對逾放風險自我約束，以保護其特許價值。

銀行資產規模與逾放比率呈顯著負相關，表示當銀行規模愈大，銀行愈有能力變賣其投資或閒置資產來打銷呆帳，降低逾放比率，銀行所承擔之風險愈小，或者規模較大的銀行，較能有效率的降低風險，使其逾放比率較低；而經營績效愈好的銀行，由於瞭解到逾期放款對銀行獲利可能之傷害，因此較重視對逾放比率的控制，才不會有大量呆帳侵蝕銀行獲利的情形出現。

自有資本比與逾放比率呈顯著負相關，顯示自有資本比愈高時，將保障銀行安全的基礎且可作為意外損失時的保障，因而銀行逾放比率將減少。存放比率與逾放比率呈顯著負相關，可能原因在於當存放比率的降低是來自於存款的增加時，為了賺取利差，放款之供給會增加，因而銀行的信用風險會跟著提高，或者存放比率愈高時，也表示銀行有機會選擇低風險客戶進行貸放，改善銀行的信用風險，故存放比率與信用風險呈負相關。

手續費收入比率與逾放比率呈顯著負相關，表示近年來台灣銀行業積極轉向推展基金銷售、信託、財富管理等業務，以手續費收入增加銀行獲利，而當銀行獲利愈好時，愈注重其風險控管以避免獲利流失，致銀行逾放風險降低。

然而公司治理相關變數，除了董事會規模外，其餘均與逾放比率無顯著相關，可能顯示內部人無法避免政治力要求銀行護盤及紓困之干擾，縱使機構投資人有效監督單個借款人違約或單項資產的市場價格波動，亦無法制止銀行逾放比不斷攀升。再者，關係人借貸比率對逾放比率呈不顯著相關，可能顯示因關係人交易必須充分揭露的效果確實發生效益，並不會因為關係人借貸比率的增加，而造成銀行逾放比率的增加。

2. 整體風險模型之實證結果

從整體風險模型中發現，銀行特許價值與整體風險呈顯著負相關，表示當銀行之特許價值愈低時，會承擔較高的整體風險；也就是當特許價值愈高的銀行，則可能對整體風險之承擔有自我約束的能力，以保護其特許價值。

自有資本比與整體風險呈顯著負相關，顯示自有資本比愈高時，將保障銀行整體安全的基礎，因而銀行整體風險將減少。營運槓桿與整體風險呈顯著正相關，表示台灣銀行業在銀行體質不佳時期，購併盛行，而攸關併購之營運槓桿愈高，被購併之整體風險愈高。

整體風險為銀行的經營存在過高的流動性、利率、信用、市場風險，所面臨的破產風險，致內部人持股比例、機構投資人持股比例及關係人借貸比率對整體風險並沒有顯著之影響。再者，機構法人持股比例與銀行整體風險無顯著的關係，可能因機構投資人與銀行原本即較為熟識，致使外部監督力量不能有效發揮。董事會雖對管理者具有監督能力，但依陳錦村（2000）研究指出，總行與營業單位已同時監督業務及投資部門的流動性、利率與市場風險，董事會規模大小不會影響銀行整體風險，董事會規模對整體風險無顯著相關，表示在台灣股票市場裡，股價的變動所造成風險的高低，並不會因董事會規模增減而有所影響。關係人借貸比率對整體風險呈不顯著相關，可能也顯示因關係人交易必須充分揭露的效果確實發生效益，並不會因為關係人借貸比率的增加，而造成銀行整體風險增加。

3. 廠商特性風險模型之實證結果

從廠商特性風險模型中發現，銀行特許價值與廠商特性風險呈顯著負相關，表示特許價值愈高之銀行，廠商特性風險將愈低。自有資本比與廠商特性風險呈顯著負相關，顯示自有資本比愈高時，將保障銀行安全的基礎且可作為意外損失時的保障，因而銀行廠商特性風險將減少。

廠商特性風險是由於單個借款人違約或單項資產的市場價格波動所產生的風險，致內部人持股比例對廠商特性風險並沒有顯著之影響。再者，機構法人持股比例與銀行廠商特性風險無顯著的關係，可能因機構投資人與銀行原本即較為熟識，致使外部監督力量不能有效發揮。關係人借貸比率對廠商特性風險呈不顯著相關，可能也顯示因關係人交易充分揭露的效果確實發生效益。

董事會雖對管理者具有監督能力，唯降低單個借款人違約或單項資產的市場價格波動所產生的風險，依陳錦村（2000）研究係屬總行與營業單位所共同監督的任務，董事會規模大小不會影響廠商特性風險，董事會規模對廠商特性風險無顯著相關，表示在台灣股票市場裡，股價的變動所造成風險的高低，並不會因董事會規模增減而有所影響。

4. 系統風險模型之實證結果

從系統風險模型中發現，內部人持股比例與系統風險呈顯著正相關，但內部人持股比例平方項與系統風險呈顯著負相關中，可得知內部人持股比例與系統風險為一倒U型的關係，符合「公司控制假說」。表示當內部人持股比例低於67.5%時，內部人持股比例愈高時，將使銀行承擔超額風險，因而導致銀行系統風險增加；但當持股比例高過67.5%時，管理者為了考量自身安全，將嘗試安全性計畫，因而其持股比例愈高時，銀行系統風險反而降低。

機構法人持股比例與系統風險呈顯著負相關，顯示機構法人持股比例愈高時，將善於確保其投資之安全性，符合「效率監督假說」，因而機構法人持股比例愈高，則系統風險愈低，銀行所承擔之風險較低。

銀行特許價值與系統風險也呈顯著負相關，如同先前所述，銀行特許價值愈高時，銀行風險將降低。銀行資產規模與系統風險呈顯著正相關，表示當銀行規模愈大，銀行愈容易成為關說對象或政策試金石，增加系統風險，銀行風險承擔愈大。

系統風險是由於社會的信用環境不佳、法治不健全，出現普遍性的違約現象，或由於整體市場週期性波動、總體政策不穩定，所造成資產價值普遍下降的風險，致董事會規模對系統風險並沒有顯著之影響。再者，關係人借貸比率對系統風險沒有顯著的影響，可能顯示因充分揭露的功能發揮效益。

最後，本研究欲探討「二五八」金改目標宣稱之管制措施是否能使得銀行風險承擔降低，但因此變數為虛擬變數（dummy variable），會與固定效果模型之截距項產生共線性問題，所以從表二中發現整體風險、廠商特性風險及系統風險模型皆適用隨機效果分析，因此本研究僅探討此三模型之管制效果，最終結果彙總於表四。從表四中發現該管制對整體風險、廠商特性風險及系統風險呈未顯著正相關，表示管制期間（D=1）之整體風險、廠商特性風險及系統風險高於非管制期間（D=0），但不顯著。顯示要在二年內將逾放比率降低至五%以下及將資本適足率提高至八%以上之「二五八」金改目標宣稱，對於銀行風險的降低，並無發揮效力。

表四　研究結果彙總表（考慮管制效果）

解 釋 變 數	整體風險模型	廠商特性風險模型	系統風險模型
內部人持股比例	-0.123490	-0.130347	0.094697*
	(0.404542)	(0.409660)	(0.056610)
內部人持股比例平方項	-0.041975	0.006382	-0.071924***
	(0.137205)	(0.139474)	(0.019812)
機構法人持股比例	0.006321	0.014508	-0.005868**
	(0.020765)	(0.020936)	(0.002604)
董事會人數	0.001092	0.000769	0.000223
	(0.001046)	(0.001082)	(0.000199)
銀行特許價值	-0.335284**	-0.300216**	-0.041214***
	(0.137275)	(0.138154)	(0.017115)
銀行特許價值*內部人持股比例	0.154099	0.136537	-0.046323
	(0.404614)	(0.409175)	(0.053340)
銀行資產規模	-0.001330	-0.015877	0.013125***
	(0.010212)	(0.010628)	(0.002802)
自有資本比	-0.513250**	-0.580593**	0.026533
	(0.223486)	(0.226601)	(0.029855)
營運槓桿	1.481645*	1.15520	0.265257
	(0.769425)	(0.802535)	(0.182948)
存放比率	0.023140	0.010981	-0.001929
	(0.031780)	(0.032892)	(0.006278)
前期之放款成長率	0.002255	0.002177	-0.000100
	(0.007051)	(0.007121)	(0.000903)
關係人借貸比率	0.045263	-0.036810	0.035385
	(0.247346)	(0.252650)	(0.035456)
淨利息利潤	1.108266	1.401877	-0.108477
	(0.850597)	(0.863889)	(0.115350)
手續費收入比率	0.074881	0.071017	-0.008871
	(0.188401)	(0.192684)	(0.028064)
虛擬變數	0.010308	0.007807	0.000251
	(0.010599)	(0.010636)	(0.001271)
截距項	0.468285**	0.721887***	-0.207854***
	(0.228551)	(0.236154)	(0.058237)

註 1：*表 p-value＜0.1；**表 p-value＜0.05；***表 p-value＜0.01

註 2：括弧內係為標準誤

伍、結論與建議

隨著金融體系朝向自由化、國際化的趨勢，銀行同業間業務競爭非常激烈，並面臨跨國金融集團更為嚴峻的競爭與挑戰，台灣銀行業必須從組織結構進行調整與改造，實施公司治理，提升競爭力。本研究主要目的在探討內部人持股比例、機構法人持股比例、董事會規模與關係人借貸比率等公司治理機制及管制效果對銀行所承擔之風險的影響。因本研究所採用的資料為混合橫斷面與時間數列的資料，經由F-test、LM test與Hausman test之驗證顯示逾放比率模型適用於固定效果模型分析，整體風險、廠商特性風險及系統風險模型適用於隨機效果模型分析。其實證結果在銀行體質不佳期間，內部人持股比例與銀行系統風險成一倒U字型的關係，符合「公司控制假說」；機構投資人持股比率與系統風險呈顯著負相關，符合「效率監督假說」，關係人借貸比率在此四模型中均不顯著，顯示關係人交易在已強制揭露的情況下，此變數已不是影響銀行風險的要素之一。至於「二五八」金改目標宣成之管制效果，在本研究中發現並不顯著。

綜上所述，當銀行想要調整自身所面對之逾放比率、整體風險、廠商特性風險及系統風險時，即可從公司治理的層面開始著手，挑選出對各項風險有顯著影響之要素進行調整，另外再輔以風險管理方法之改善，如此一來，效果將會更加顯著。藉由實證結果檢定目前台灣銀行業的概況，盼望能提供台灣銀行業者及金融監理機構在控管銀行風險時之參考依據。

參考文獻

何里仁，2003，公司治理之資訊透明度與績效評核關聯性之研究，逢甲大學會計與財稅研究所碩士論文。

李文惠，2002，公司治理的角度看銀行風險承擔問題之研究，國立中山大學財務管理研究所碩士論文。

林宜嫻，1997，本國銀行的股權結構與風險承擔關係之研究，國立交通大學管理科學研究所碩士論文。

林維義，2004，金融預警制度與金融控股公司之風險管理，存款保險資訊季刊，第 17 卷第 5 期（9 月）：1-36。

陳曉蓉，2003，台灣銀行業公司治理機制與風險承擔行為之關係，風險管理學報，第 5 卷第 3 期（11 月）：363-391。

陳麗娟，2004，董事會組成、股權結構、關係人交易與企業績效關係之研究—以紡織業及電子業為實証，國立成功大學高階管理碩士在職專班碩士論文。

陳錦村，2000，銀行之風險管理，存款保險資訊季刊，第 13 卷第 3 期（3 月）：82-93。

管瑞昌，2003，關係銀行、公司治理與銀行風險承擔行為之研究，風險管理學報，第 5 卷第 3 期（11 月）：393-410。

黃思嘉，2000，股權結構與組織策略對銀行信用風險之衝擊，國立中央大學財務管理研究所碩士論文。

葉銀華，2004.10.14，稅制改革與公司治理的大障礙，中國時報財經漫談版。

劉靜容，2003，經理者股權與公司績效—內生轉換聯立方程模型分析，淡江大學產業經濟研究所碩士論文。

鄭博仁，1995，資本適足性、銀行風險及其相關性之比較分析—台灣上市銀行之實證研究，淡江大學金融研究所碩士論文。

鄭裕城，2003，本國銀行經營者持股比率、特許價值與風險關係之研究，國立高雄第一科技大學金融營運研究所碩士論文。

鄭嘉慶，1996，擠兌風險與景氣波動關係之探討—信用合作社之實證分析，國立台灣大學經濟研究所碩士論文。

Amihud, Y., and B. Lev. 1981. Risk reduction as a managerial motive for conglomerate mergers. *The Bell Journal of Economics* 12 (Autumn): 605-617.

Andres, P. D., V. Azofra, and F. Lopez. 2005. Corporate boards in OECD countries: Size, composition, functioning and effectiveness. *Corporate Government: An International*

Review 13 (March): 197-210.

Anderson, R. C., and D. R. Fraser. 2000. Corporate control, bank risk taking, and the health of the banking industry. *Journal of Banking and Finance* 24 (August): 1383-1398.

Ang, J. S., R. A. Cole, and J. W. Lin. 2000. Agency costs and ownership structure. *The Journal of Finance* 55 (February): 81-106.

Buser, S. A., A. H. Chen, and E. J. Kane. 1981. Federal deposit insurance, regulatory policy, and optimal bank capital. *The Journal of Finance* 36 (March): 51-60.

Cebenoyan, A. S., E. S. Cooperman, and C. A. Register. 1995. Deregulation, reregulation, equity ownership, and S&L risk-taking. *Financial Management* 24 (Autumn): 63-76.

Cebenoyan, A. S., E. S. Cooperman, and C. A. Register. 1999. Ownership structure, charter value, and risk-taking behavior for thrifts. *Financial Management* 28 (Spring): 43-60.

Chaganti, R. S., V. Mahajan, and S. Sharma. 1985. Corporate board size, composition, and corporate failures in retailing industry. *Journal of Management Studies* 22 (July): 400-417.

Chaganti, R., and F. Damanpour. 1991. Institutional ownership, capital structure, and firm performance. *Strategic Management Journal* 12 (October): 479-491.

Chen, C. R., T. L. Steiner, and A. M. Whyte. 1998. Risk-taking behavior and management ownership in depository institutions. *The Journal of Financial Research* 21 (Spring): 1-16.

Eisenberg, T., S. Sundgren, and M. T. Wells. 1998. Larger board size and decreasing firm value in small firms. *Journal of Financial Economics* 48 (April): 35-54.

Fan, P. H., and T. J. Wong. 2002. Corporate ownership structure and the informativeness of accounting earnings in East Asia. *Journal of Accounting and Economics* 33 (August): 401-425.

Galloway, T. M., W. B. Lee, and D. M. Roden. 1997. Bank's changing incentives and opportunities for risk taking. *Journal of Banking & Finance* 21 (April): 509-527.

Gorton, G., and R. Rosen. 1995. Corporate control, portfolio choice, and the decline of banking. *The Journal of Finance* 50 (December): 1377-1420.

Jensen, M. C. 1993. The modern industrial revolution, exit, and the failure of internal control systems. *The Journal of Finance* 48 (July): 831-880.

Keeley, M. C. 1990. Deposit insurance, risk, and market power in banking. *The American Economic Review* 80 (December): 1183-1200.

Konishi M., and Y. Yasuda. 2004. Factors affecting bank risk taking: Evidence from Japan. *Journal of Banking & Finance* 28 (January): 215-232.

Marcus, A. J. 1984. Deregulation and bank financial policy. *Journal of Banking & Finance* 8: 557-565

Pound, J. 1988. Proxy contests and the efficiency of shareholder oversight. *Journal of Financial Economics* 20 (January-March): 237-265.

Ross, S. A. 1989. Institutional markets, financial marketing, and financial innovation. *The Journal of Finance* 44 (July): 541-556.

Saunders, A., E. Strock, and N. G. Travlos. 1990. Ownership structure, deregulation, and bank risk taking. *The Journal of Finance* 45 (June): 643-654.

Shleifer, A., and R. W. Vishny. 1997. A survey of corporate governance. *The Journal of Finance* 52 (June): 737-783.

Simpson, W. G., and A. E. Gleason. 1999. Board structure, ownership, and financial distress in banking firms. *International Review of Economics & Finance* 8: 281-292.

會計與公司治理
第四卷　第二期
2007 年 12 月
23-44 頁

私立大專院校會計師選任之決定性因素

張雅芬*
靜宜大學
國立雲林科技大學

邱炳雲
國立雲林科技大學

曾乾豪
逢甲大學

摘要

自九十三學年度起，教育部放寬規定，私立學校得按教育部核可之聯合會計師事務所名單逕行遴選會計師事務所辦理財務報表之查核簽證，並自行負擔簽證費用。私立大專院校如何選擇會計師事務所迅速成為社會大眾所關心的議題。為了傳達更透明的財務資訊，獲得更多社會大眾的信賴，私立大專院校會考量本身條件及相關成本效益，來決定是否取得高品質的審計服務。因此，為了瞭解在成本效益的考量下，私立大專院校選擇會計師事務所的決定性因素，本研究以九十三學年度的私立大專院校為樣本，使用會計師事務所規模作為審計品質的替代變數，探討私立大專院校的規模、業務複雜程度、盈餘管理程度、負債比率與大學型態之影響是否是影響該學校選擇會計師事務所的重要條件。實證結果發現私立大專院校規模、業務複雜程度與大學型態是大專院校選任會計師的重要決定性因素。

關鍵詞：私立大專院校、審計品質、盈餘管理

*作者感謝兩位匿名評審所提供之寶貴建議，惟文中如有任何錯誤，全為作者之責。

Journal of Accounting and Corporate Governance
Volume 4 Number 2, Dec 2007
pp.23-44

Determinants of Auditor Selections by Private Colleges and Universities

Ya-Fen Chang
Providence University
National Yunlin University of Science & Technology

Ping-Yung Chiu
National Yunlin University of Science & Technology

Chien-Hao Tseng
Feng Chia University

Abstract

Due to the deregualtion of bylaws by the Ministry of Education, private colleges and universities are allowed to choose their auditors since 2004 academic year. To communicate more transparent financial information to the public and to gain the trust of the society, private colleges and universities are motivated to obtain high quality auditing services. This paper examines the determinants of auditor selection by private colleges and universities. Empirical results indicate that, size, business complexity and the type of the institutions are important factors for colleges or universities whether to choose big 4 audit firms or not.

Key words: *Private colleges and universities, Audit quality, Earnings management.*

壹、緒論

隨著社會與經濟活動不斷進步，各產業需要的人力資源變得更多元甚至更為廣泛，教育部為了因應時代潮流，在兼顧教育品質下，持續擴增大專院校學生人數，使得大專院校在最近幾年內，如雨後春筍般的設立，尤其私立大專院校擴增速度更為快速，加上為了均衡公私立大專院校的發展，教育部對私立學校之補助金額亦比以往大大提升，如此一來，如何有效地監督大專院校的財務狀況為主管機關不得不重視的重要議題。有鑑於此，教育部於民國八十四年七月十九日修訂沿用多年的「私立學校建立會計制度實施辦法」，條文中規定私立學校必須在年度終了辦理決算，將財務報表委請經教育部認可之會計師查核簽證，並提經董事會通過後，於每年十一月底以前函報主管教育行政機關備查。同年七月二十五日亦頒佈「私立學校會計制度之一致規定」，明確說明私立學校於每學年度終了後，財務報表應委由教育部認可之會計師事務所查核簽證，並根據查核後之財務報表連同會計師之查核報告書及重要會計科目明細表，彙整提報董事會通過，於每年十一月底以前函報主管教育行政機關備查。希望藉由會計師查核簽證，提升私立大專院校審計品質，讓財務狀況透明化，並嚇阻弊端的產生。

在九十學年度以前，私立大專院校委託會計師查核簽證，係按教育部核可之聯合會計師事務所名單逕行遴選會計師事務所。自九十學年度起，則採依公開招標方式，適用政府採購法，由教育部委託並指派會計師專案查核私立專科以上學校之相關報表，所需查核簽證費用，由教育部全額負擔。九十二學年度，也依照九十學年度的方式比照辦理，只是教育部將委託專案查核的公開招標方式，改為限制性招標方式，所需查核簽證費用，亦是由教育部全部負擔。自九十三學年度起，教育部又對會計師遴選方式進行修改，規定私立學校得按教育部核可之聯合會計師事務所名單逕行遴選會計師事務所委託辦理查核簽證財務報表，所需查核費用，由私立學校自行負擔。經由上述選任模式之改變，發現會計師遴選模式由原本的學校自行遴選方式，改為教育部委託專案查核，最後再由學校完全自行遴選，在這之間便產生了私立大專院校如何選任會計師事務所之重要課題，哪些是私立學校選擇會計師事務所的決定性因素值得深入探討。

管理當局與利害關係人間往往存在著資訊不對稱與潛在的利益衝突，使得財務報表在經濟發展的社會中，不只是利害關係人觀察公司概況的橋樑，更是監督經營成果最佳方式。但是由於資訊的不對稱，讓財務報表使用者對於管理當局所提供的財務資訊產生疑慮，需要經由公正第三者，也就是會計師來驗證財務報表的允當性，提高管理當局報導財務資訊的品質。藉由透過會計師對財務報表的審核與監督，報表使用者更可達到監督公司的功能，也可減少代理成本。同理，非營利組織大多以公益或慈善為主要目的，主要資金來源都是透過企業贊助或募款的方式，募集之資金都相當可觀，使得資金流向與是否適切使

用成為大眾所關心的焦點。學校雖然是非營利事業，但也向學生收取可觀的學雜費，並接受政府補助，因此也需要一個有公信力的第三者來監督查核，讓學校資源能做最有效之運用。

由於企業有代理成本的問題存在，為了有效監督及降低代理成本的問題，企業傾向聘用大型會計師事務所來查核簽證（Francis and Wilson 1988; DeFond 1992; Francis, Maydew and Sparks 1999）。同樣的，楊清溪、廖益興與廖秀梅（2003）從利益衝突（conflict of interests）觀點，來探討私校審計需求層面，研究中將代理成本從兩方面論述：一為自我約束成本（bonding cost）概念，代理人（私校管理當局）意圖藉由委任高審計品質，而達到釋放正面訊號予本人（債權人），以不做出傷害本人行為之保證；二為監督成本（monitoring cost）概念，此訊號對象包含教育主管機關，教育主管機關希望透過高審計品質，俾監控私校財務收支之正當性。此外，Francis（2004）指出，好的企業傾向選擇四大會計師事務所，也較少從事盈餘管理，所以盈餘品質會較高。

從效益方面來說，私立大專院校為了獲得財務報表使用人之信賴，會傾向選擇高品質會計師事務所，來傳達有利訊息給利害關係人（教育部、學生家長與債權人等），透過較高之審計品質，使資訊變得較為透明，降低資訊不對稱，也讓相關主管機關更能夠適度監督私立學校之財務狀況，以防止有心人士利用私立學校來掏空資產或非法吸金。但從九十三學年度起，學校必須自負審計費用，高審計品質代表高審計公費，成本與效益間之取捨是私立大專院校面臨的抉擇，也提供絕佳之研究機會。因此，本研究主要在探討為何有些私立大專院校選擇大型會計師事務所，有些則選擇其他會計師事務所？其決定性因素為何？此為本研究最主要之目的。

本研究共分五節，本節為緒論；第二節為文獻探討與假說；第三節為研究方法，包括研究期間與資料來源、樣本選取、變數的衡量與定義以及實證模型；第四節為實證結果與分析，解釋本研究統計分析之結果與發現；第五節為結論，說明本研究之結論及研究建議。

貳、參考文獻與假說

審計的價值在於被用來減少企業對債權人與股東間的代理成本（Jensen and Meckling 1976; Watts and Zimmerman 1983）。但要準確的衡量審計品質並不是一件容易的事，在過去的研究中，最常以大型會計師事務所[1]與非大型會計師事務所來當作衡量審計品質的替代變數（例如 DeFond and Jiambalvo 1991, 1993; DeFond 1992; Davidson and Neu 1993; Becker, DeFond, Jiambalvo and Subramanyam 1998; Reed, Trombley and Dhaliwal 2000）。因為大型會計師事務所所擁有的資源較多，能夠執行更多有效用測試。Beatty（1989）與 Titman and

[1] 原先大型會計師事務所有所謂之八大，後來隨著事務所之合併，成為六大，目前為四大。

Trueman（1986）就指出大型會計師事務所比起小型會計師事務所更能準確的報導資訊，使投資者更準確預測出企業本身價值。在 DeAngelo（1981a）的研究中，對於依賴審計的人士（包括現在或潛在的投資人、經理人和公司產品的消費者）而言，審計的價值在於會計師是否具有以下二種能力：（1）發現會計系統中錯誤或舞弊的能力，以及（2）能承受顧客壓力，且勇於揭露所發現的違規事項。還指出會計師獨立性水準為會計師有能力發現違規的事項，並報導這一違規事項，如此一來，為了使會計師的查核意見有價值，當受查客戶有壞消息時，會計師必須要有動機將此一資訊報導出來。換句話說，會計師具有獨立性時，愈有動機說實話，會計師查核意見愈有價值，審計品質也會較佳。

此外，DeAngelo（1981b）探討會計師事務所規模與審計品質間之關係時，提出準租（quasi-rents）的觀念，因為準租都是來自於特定客戶，為了避免失去特定客戶準租，現任會計師會有動機去降低審計品質。相反地，客戶數較多的會計師反而不會為了留住特定客戶而產生欺騙的動機。直覺上，準租降低會計師的獨立性，因為會計師會為了留住客戶而有欺騙的動機。但另一方面，會計師其他客戶的準租將形成一種抑制作用，即聯合擔保（collateral bond），使會計師能抵抗特定客戶所帶來的壓力，以維持審計品質。一般認為，具有較多審計客戶的會計師比較不會為了留住客戶而有欺騙的動機，因為他們的總擔保客戶數量較多，因此，大規模的事務所有較高的審計品質。故其推論，若會計師事務所規模越大，其公費收入愈不會集中在特定客戶上，所以擁有較高能力來抵抗來自於客戶的壓力，而審計品質也愈高。

Moore and Scott（1989）證明了會計師事務所規模與審計工作所從事範圍有正向關係，顯示事務所規模深深影響了審計品質。Knapp（1991）探討審計委員會成員決定審計品質的要素，文中使用事務所規模、會計師輪替時間長短與審計策略的使用來衡量審計品質，結果發現審計委員會成員在評論審計品質時，會受到事務所規模與會計師輪替時間長短所影響，主要是八大會計師事務所更有可能揭露他們所發現的重大錯誤。Davidson and Neu（1993）在探討會計師事務所與審計品質間關係的研究中，以管理當局所預測的盈餘數字與報導的盈餘數字相比較，作為衡量審計品質的方法，研究結果顯示大型會計師事務所相對於小型會計師事務所提供較高的審計品質。Francis and Wilson（1988）探討是否企業的代理成本與審計品質差異性間是否呈現正向關係，而會計師事務所的品質以兩種方式來代表：（1）以事務所規模（客戶的銷貨收入）來衡量；（2）另一以是否為八大會計師事務所來衡量。最後，Reynolds and Francis（2000）指出，規模較大之客戶創造了經濟的依賴性，使得審計人員妥協本身的獨立性，該研究以客戶規模來衡量經濟依賴性。結果顯示，並沒有證據指出經濟依賴性引起五大審計人員對規模較大之客戶報導更有利資訊，因為規模較大客戶會引起較大的訴訟風險，使得五大審計人員會更謹慎的報導資訊。

綜觀上述，事務所的規模大小，是影響審計品質的重要因素，自九十三學年度起，教育部對會計師遴選方式進行修改，規定私立學校得按教育部核可之聯合會計師事務所名單逕行遴選會計師事務所委託辦理查核簽證財務報表，使得私立大專院校選擇會計師事務所的因素即變為社會大眾所關心的議題。若私立大專院校為了傳達更透明的財務資訊，獲得更多社會大眾的信賴，應會選擇四大會計師事務所來查核簽證財務報表，讓本身財務報表品質提升，但是並非所有學校都是以四大會計師事務所為簽證事務所，該項原因為本研究極欲瞭解的問題。因此，本研究使用會計師事務所規模作為審計品質的替代變數，探討私立大專院校的規模、業務複雜程度、盈餘管理程度、負債比率與大學型態之影響是否是影響該學校選擇會計師事務所的重要條件。

一、 受查者規模與審計品質

Healy and Lys（1986）該研究探討了非八大會計師事務所被八大會計師事務所合併時，其客戶的反應。當合併非八大的八大會計師事務所能夠帶給該客戶專業化服務及有較高事務所聲譽時，該客戶將保留合併的會計師事務所。反之，若客戶並未有專業化與事務所聲譽的經濟動機時，便有可能更換會計師。實證結果顯示，受查者規模較大或成長速度較快之企業，將會選擇留在八大會計師事務所。主要原因是這些公司交易情況較複雜，八大會計師事務所能夠提供較具專業的服務來滿足客戶需求。

此外，Reed et al.（2000）探討 1990 年 Laventhol and Horwath（LH）宣布破產時，其受查客戶對審計品質之需求，而審計品質的需求主要在於客戶是選擇六大會計師事務所或非六大會計師事務所。該研究使用兩項因素作為審計品質需求的決定性因素：(1）為客戶契約的構成要素，如債務契約、紅利計畫、證券發行與管理者股權；(2）為其他公司特性，如風險與公司規模。實證結果顯示，當負債佔資產比率越高、新股發行越多以及管理者股權較少時，傾向選擇六大會計師事務所，並且證實出公司規模與契約結構是影響審計品質需求的主要決定性因素。

當企業規模越大時，相對的組織型態越顯得龐大複雜，審計品質較高之會計師事務所便容易獲得企業的青睞，因為代理問題與資訊的不對稱，使得利害關係人愈不容易直接觀察管理者之行為，如此一來，管理當局操縱盈餘的機會就相對提高，例如管理當局為增加公司本身價值，會利用裁決性應計項目穩定盈餘，故公司規模可能影響管理當局選任審計品質較高會計師事務所。楊清溪等人（2003）亦指出，當學校規模越大，學雜費收入金額便提高，私校可運用自由資金相對增加，社會大眾對支出合理性更為關心，促使聘任高審計品質會計師查核簽證。安隆案之後，勤業與眾信於民國九十二年六月一日正式合併為“勤業眾信”會計師事務所，所以目前大型會計師事務所只剩勤業眾信、安侯建業、資誠與安永等四家。因此本研究建立假說如下：

假說一：規模較大之學校，傾向選擇四大會計師事務所

二、 受查者複雜度與審計品質

若該組織交易的性質與結構過於多樣性時，會計師事務所在進行查核工作不只需要更多的審計人員，還需要有更資深的審計人員來輔助（Anderson and Zeghal 1994）。以集團企業為例，由於集團內包含了核心企業與其他分子企業，因此集團內部的運作方式、經營型態等，必定比一般企業來的複雜許多，若財務資訊不夠透明時，資訊不對稱便在管理當局與利害關係人間產生。進一步來說，當企業集團下的分子公司越多，或者集團經營的產業越分散，資訊不對稱與代理問題將愈嚴重，因此，當公司複雜程度越高時，越需要大型會計師事務所來進行查核工作。相同的，當私立大專院校其學校業務程度較為複雜時，需要更多的查核人員與資深的查核人員來執行查核工作，加上學校規模越複雜，如在各地設立分校者，系所經費之運用需仰賴會計師以系統方式進行詳實查核，致使學校委任高審計品質查核簽證增加（楊清溪等人 2003）。因此本研究假說如下：

假說二：業務較複雜之學校，傾向選擇四大會計師事務所

三、 受查者盈餘管理程度與審計品質

Becker et al.（1998）探討審計品質與盈餘管理之關連性。該研究使用二分變數（dichotomous variable）來區分審計品質，即高審計品質（六大會計師事務所）與低審計品質（非六大會計師事務所）兩類，並以裁決性應計項目做為盈餘管理之代理變數，裁決性應計數採用橫斷面 Jones 模型（cross-section Jones model）估計。

過去文獻認為，當公司財務報表產生高估盈餘時（相較於低估盈餘），更可能為查核人員帶來訴訟風險，使得查核人員更可能反對管理當局選擇增加盈餘的會計政策（相對於減少盈餘）。實證結果顯示，由非六大查核人員所查核之客戶，在裁決性應計數之比較上，約略高於六大查核人員之查核客戶總資產的 1.5-2.1％。此外，該研究亦發現，非六大查核客戶之裁決性應計數絕對值，其平均數與中位數均大於六大查核之客戶，因此該結果顯示出低審計品質較具有會計彈性（accounting flexibility）。亦即，低審計品質的會計師事務所不一定是違反一般公認會計原則（GAAP），只是與高審計品質會計師事務所相較，其盈餘數字的偏離程度，可能比公司實際的數字來得高。

此外，DeFond and Jiambalvo（1993）發現，會計師與受查者常會因為盈餘管理而意見不合，而最常發生在該公司為六大會計師事務所查核時。由於管理當局若有不當的財務報導時，大型會計師事務所為了本身的聲譽以及聯合擔保的影響，不會因為特定客戶而喪失獨立性。而 Jones（1991）指出，大型會計師事務所的客戶，其不尋常應計項目較低，意味著有較少的積極性盈餘管理行為與較高盈餘品質（Becker et al. 1998; Francis et al. 1999）。Nelson, Elliott and Tarpley（2002）也認為大型會計師事務所能偵測客戶盈餘管理的企圖（特別是

有關盈餘的增加）並要求客戶作適當的調整。因此，審計品質較高的事務所能夠有效的抑制盈餘管理。相同的，管理當局亦可能害怕報導錯誤的盈餘行為被揭露，影響到管理當局的聲譽及公司價值，基於被發現之恐懼，較不會從事投機性應計項目管理（張文瀞 2001），或者為了向利害關係人傳遞訊息，說明管理當局無盈餘管理行為，傾向聘任高審計品質之會計師事務所。由以上觀點，本研究建立下列假說：

假說三：盈餘管理程度較低之學校，傾向選擇四大會計師事務所

四、 受查者負債比率與審計品質

DeFond and Jiambalvo（1994）指出，當企業越有可能違反債務契約時，管理人員越會選擇能夠增加盈餘的會計政策，顯示負債比率較高的公司相對操縱盈餘的動機也較高。Press and Weintrop（1990）證實了高財務槓桿之公司與違反債務契約有關，以及債務契約也與裁決性應計項目的選擇有關（DeFond and Jiambalvo 1994），若要避免違反債務契約，高財務槓桿的公司就會有操縱裁決性應計項目的動機。另外，為了維護大型會計師事務所的聲譽與審計品質，當受查核企業有較高負債比率時，表示審計風險相對較高，使得事務所必須投入較多的查核時間與人力，必然會影響事務所收取的公費，造成企業所要支付較高的公費，可能無意聘任高審計品質會計師事務所。但是楊清溪等人（2003）認為負債比率較高之學校，為了降低債權人之貸款風險以減少學校資金成本之負擔，學校委任高品質會計師簽證之機率會增加，其實證結果發現與該研究論點有些出入。因此，本研究將此變數納入，探討負債比率對私立大專院校選任會計師的影響，故本研究建立下列假說：

假說四：負債比率較低之學校，傾向選擇四大會計師事務所

五、 大學型態與審計品質

根據《大學法》規定，技術學院、管理學院是獨立學院，因為系所的規模、校地面積、師資結構等條件未達到「大學」的標準，因此以獨立單一的學院名義招生。普通大學至少要含括三個以上不同領域的學院，全校師資至少要有40%以上為博士或助理教授以上。顯示出大學型態的學校其所需動用資源較龐大，會比其他組織型態的私立大專院校需要更高的審計品質來因應。因此建立假說如下：

假說五：大學型態之學校，傾向選擇四大會計師事務所

參、研究方法

一、 研究期間與資料來源

由於自民國九十三學年度起，教育部允許私立大專院校自行遴選核可之聯合會計師事務所委託辦理查核簽證財務報表，因此本研究以私立大專院校九十三學年度為本研究之研究期間。而資料來源則取自於教育部、私立學校財報公告欄、私立大專院校會計師查核報告與各私立大專院校網頁。

二、 樣本選取

民國九十三學年度由私立大專院校自行遴選會計師事務所，共計 108 個研究樣本，但會計師查核簽證之財務報表資料不全有 14 個研究樣本，扣除後剩餘 94 個研究樣本。

三、 變數的衡量與定義

為了檢定本研究之私立大專院校會計師選任模式受到哪些因素影響，以獨立單變量檢定、卡方檢定與 logistic 迴歸模式進行分析研究。應變數為審計品質，以事務所規模（四大會計師事務所與非四大會計師事務所）來衡量，自變數分別為私立大專院校規模、業務複雜程度、盈餘管理程度、負債比率與學校型態五項。表一彙總各變數之定義，說明如下：

1. 應變數

本研究參考 Becker et al.（1998），以會計師事務所規模作為衡量審計品質（AQ）的代理變數。衡量方式如下：

$$\begin{cases} AQ=1\text{，代表私立大專院校為四大會計師事務所查核} \\ AQ=0\text{，代表私立大專院校為非四大會計師事務所查核} \end{cases}$$

2. 自變數

（1）私立大專院校規模（SIZE）：學校規模程度以當年度學雜費總收入取自然對數來衡量。

（2）私立大專院校業務複雜度（COMPLEX）：學校業務複雜度以非學雜費佔總收入比例來衡量，亦即，（總收入－學雜費收入）/總收入。

私立大專院校主要收入來源為學雜費收入、產學合作計畫、政府補助及受贈收入。其中學雜費屬經常性收入，最為單純，其他非學雜費收入通常伴隨許多經費運用限制及查核。因此，當非學雜費佔總收入比重越高，學校業務複雜度就越高。

（3）私立大專盈餘管理程度（DA）：本研究採用 DeAngelo Model 來衡量該學校之盈餘管理程度。

在探討盈餘管理的相關研究時，其中很重要的一項就是裁決性應計項目的

估計，因為應計項目的操縱比起會計方法的選擇較為容易，加上改變的彈性也較大，因此成為管理當局進行盈餘管理的重要工具。一般將應計項目分成非裁決性與裁決性兩項，前者是隨企業營運變動而變動，非經理人員所能控制；而後者則為經理人員可自由裁決者，例如遲延認列費用、降低壞帳估計率及提早認列銷貨以增加應收帳款等，因而經理人員較可能利用裁決性應計項目來增加盈餘（林嬋娟、洪櫻芬與薛敏正 1997）。

目前常用來估計裁決性應計項目的模式有下列五種：Healy Model（Healy 1985）、DeAngelo Model（DeAngelo 1986）、Jones Model（Jones 1991）、Modified Jones Model（Dechow, Sloan and Sweeney 1995）、Margin Model（Peasnell, Pope and Young 2000）與 WHL Model（吳壽山、蕭子誼與林昱成 2003）。其中 Jones Model 與 Modified Jones Model 係以折舊性資產總額作為折舊的代理變數，進行裁決性應計項目之估計，由於私立大專院校不提列折舊，雖然可透過〝報廢〞認列折舊，但何時報廢？報廢多少為可裁決？卻是難以衡量，因此本研究在估計裁決性應計項目時不宜採用 Jones Model 或 Modified Jones Model。此外，薛敏正與林嬋娟（2004）為了找出何種模式較合適國內外會計資料或偵測能力，以財務困難公司為比較盈餘管理偵測模式，其結果發現 DeAngelo Model 和 Healy Model 比較適合國內環境，本研究考量上述因素，採用 DeAngelo Model 作為估計裁決性應計項目模式。另外，Bartov, Gul and Tsui（2000）藉由裁決性應計項目與審計品質間的關聯性，來對應計項目估計模型進行評價以偵測盈餘管理，故本研究亦採用裁決性應計項目來偵測私立大專院校盈餘管理程度。

在 DeAngelo Model 中，假設非裁決性應計項目各期變動係為隨機漫步（random walk），因此以前一期之總應計項目作為當期非裁決性應計項目之估計值。Hribar and Collins（2002）實證發現，現金流量表法相較於資產負債表法所衡量出來之總應計項目誤差較小，因此本研究亦採用現金流量表法來計算總應計項目。茲將 DeAngelo Model 列於下面：

$$TA_t = NI_t - OCF_t \tag{1}$$

$$NDA_t = TA_{t-1} \tag{2}$$

$$DA_t = TA_t - NDA_t \tag{3}$$

其中，NI_t=第 t 期之餘絀。

OCF_t=第 t 期之營運活動現金流量。

TA_t：第 t 期之總應計項目。

DA_t：第 t 期之裁決性應計項目。

NDA_t：第 t 期之非裁決性應計項目。

TA_{t-1}：第 t-1 期之總應計項目。

（4）私立大專院校負債比率（LEV）：負債比率以總負債/總資產來衡量。

（5）私立大專院校之型態（TYPE）：為虛擬變數，當該學校為大學型態之學校時，記錄為 1；其餘記錄為 0。

表一　變數之定義

變數	衡量	預期方向
審計品質 (AQ)	虛擬變數，若該學校為四大會計師事務所查核時，以 1 為代表，其餘為 0	
大專院校規模 (SIZE)	＝當年度學雜費總收入取自然對數	+
業務複雜度 (COMPLEX)	＝（總收入－學雜費收入）/總收入	+
盈餘管理程度 (DA)	採用 DeAngelo Model 來衡量該學校之盈餘管理程度	－
負債比率 (LEV)	＝總負債/總資產	－
大專院校型態 (TYPE)	虛擬變數，若該學校為大學型態時，以 1 為代表，其餘為 0	＋

四、 實證模型

利用 logistic 迴歸的方式，探討私立大專院校規模、業務複雜程度、盈餘管理程度、負債比率與大學型態對審計品質之影響，模型設定如下：

$$AQ_{it} = \alpha_0 + \beta_1 SIZE_{it} + \beta_2 COMPLEX_{it} + \beta_3 DA_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 TYPE_{it} + \mu_{it} \quad (4)$$

其中，AQ_{it} 為審計品質，當四大會計師事務所查核簽證時，記錄為 1；其餘則為 0；$SIZE_{it}$ 為大專院校規模：$COMPLEX_{it}$ 為大專院校業務複雜程度；DA_{it} 為私立大專院校盈餘管理程度；LEV_{it} 為私立大專院校負債比率；$TYPE_{it}$ 為私立大專院校型態，若為大學型態時，記錄為 1，其餘則為 0；μ_{it} 為誤差項。

肆、實證結果與分析

一、 樣本敘述統計量

表二為九十三學年度私立大專院校樣本資料之基本敘述統計量，共有樣本資料 94 家。樣本中有 32 家選擇四大會計師事務所，其餘 62 家選擇非四大會計師事務所。換言之，只有大約 34%的私立大專院校其財務報表是由四大會計師事務所簽證，大部分學校傾向由非四大會計師事務查核，這種情形與上市櫃公司大多由四大會計師事務所查核簽證財務報表顯有不同。

表二顯示，私立大專院校業務複雜程度的平均值為 29.69%，最低為 13.43%，最高為 87.18%，顯示了私立大專院校其各校的業務複雜度相當懸殊，導致對審計需求有所差異。另外，負債比率的平均值為 12.86%，最低為 0.57%，最高為 53.48%，顯示學校的負債比率不高，僅有少數 5 家學校負債比率高於百分之三十以上。

表二　樣本敘述統計量

所有私立大專院校敘述統計量						
	個數	平均數	中位數	標準差	最小值	最大值
SIZE	94	20.6270	20.5994	0.6936	18.3286	22.0719
COMPLEX	94	0.2969	0.2192	0.1886	0.1343	0.8718
DA	94	0.0026	-0.0016	0.0932	-0.3510	0.5524
LEV	94	0.1286	0.0890	0.1076	0.0057	0.5348
TYPE	94	0.2872	0	0.4549	0	1

註：各變數之定義如下：SIZE＝規模；COMPLEX＝業務複雜程度；DA＝盈餘管理程度；LEV＝負債比率；TYPE＝學校型態。

為了避免變數之間具有高度相關，而產生共線性問題影響迴歸模型之結果，本研究進行各自變數 Pearson 積差相關係數與 Spearman 等級相關係數，以檢視變數間的共線性問題，其結果列示於表三。

表三為全體樣本相關係數統計量。從表中可知，各變數間相關係數最高者是 SIZE 與 TYPE 為 59.2%，並達 1%的顯著水準，因此可能會有共線性問題存在。而其餘的變數間，相關係數均小於 0.5，表示相關程度並不嚴重並在可容忍之範圍之內。

表三 各變數 Spearman 等級相關係數及 Pearson 積差相關係數

	SIZE	COMPLEX	DA	LEV	TYPE
SIZE	1	0.179*	0.095	-0.293***	0.592***
	.	（0.084）	（0.361）	（0.004）	（0.000）
COMPLEX	0.188**	1	0.137	-0.317***	0.445***
	（0.070）	.	（0.187）	（0.002）	（0.000）
DA	0.320***	0.408***	1	0.026	-0.192**
	（0.002）	（0.000）	.	（0.804）	（0.064）
LEV	-0.338***	-0.248***	-0.197***	1	-0.333***
	（0.001）	（0.016）	（0.057）	.	（0.001）
TYPE	0.585***	0.322***	0.075**	-0.303***	1
	（0.000）	（0.002）	（0.474）	（0.003）	.

註：1.對角線的右上為 Spearman 等級相關係數，左下部則為 Pearson 積差相關係數。 2.括號中的數字為雙尾之機率值（P-value）;***為 P<0.01; **為 0.01<P<0.05; *為 0.05<P<0.1。3.各變數之定義如下：SIZE＝規模；COMPLEX＝業務複雜程度；DA＝盈餘管理程度；LEV＝負債比率；TYPE＝學校型態。

二、 單變量檢定與卡方檢定

1.審計品質與私立大專院校規模

由表四可看出審計品質與私立大專院校規模間的關係。由四大會計師事務所查核之私立學校，其總收入的平均數與中位數，皆高於由非四大會計師事務所，並達 1%顯著水準，證實了本研究的假說：規模較大之學校，傾向選擇四大會計師事務所。

2.審計品質與私立大專院校業務複雜度

由表四可看出審計品質與私立大專院校業務複雜度間的關係。由四大會計師事務所查核之私立學校，其複雜度的平均數與中位數，皆高於由非四大會計師事務所，並達 1%顯著水準，證實了本研究的假說：業務複雜度較大之學校，傾向選擇四大會計師事務所。

3.審計品質與私立大專院校盈餘管理程度

由表四可看出審計品質與私立大專院校盈餘管理程度間的關係。由四大查核之學校與非四大查核之學校，其盈餘管理程度之平均數並無顯著差異，因此未證實本研究的假說：盈餘管理程度較低之學校，傾向選擇四大會計師事務所。

4.審計品質與私立大專院校負債比率

由表四可看出審計品質與私立大專院校負債比率間的關係。由四大查核之學校與非四大查核之學校，其負債比率之平均數並無顯著差異，並未證實了本研究的假說：負債比率較低之學校，傾向選擇四大會計師事務所。

表四　單變量檢定

	AQ	平均數	中位數	標準差	t 值
SIZE	四大	20.974	21.041	0.681	3.713***
	非四大	20.448	20.492	0.634	
COMPLEX	四大	0.374	0.311	0.223	2.966***
	非四大	0.257	0.202	0.156	
DA	四大	0.024	0.003	0.106	1.621
	非四大	-0.009	-0.003	0.085	
LEV	四大	0.110	0.065	0.109	-1.194
	非四大	0.138	0.104	0.107	

註：1.***代表顯著水準＜0.01。2.各變數之定義如下：SIZE＝規模；COMPLEX＝業務複雜程度；DA＝盈餘管理程度；LEV＝負債比率。

5.審計品質與私立大專院校型態

由表五交叉表得知審計品質與私立大專院校型態間的關係。非大學型態的學校（71.28％），多於大學型態的學校（28.72％），其中大學型態的學校選擇四大會計師事務所的學校（14.89％）又多於大學型態的學校選擇非四大會計師事務所的學校（13.83％）；非大學型態的學校選擇四大會計師事務所的學校又（19.15％）少於非大學型態的學校選擇非四大會計師事務所的學校（52.13％）。此外，從卡方檢定，其漸進顯著性（p-value）為 0.021，顯示審計品質與學校型態顯著相關。亦即，大學型態相對於非大學型態，傾向選擇高審計品質之會計師事務所來進行查核簽證，證實了本研究的假說。

表五　學校型態與審計品質之卡方檢定

變項名稱		大學型態（％）	非大學型態（％）	顯著性近似值
審計品質	四大	14（14.89）	18（19.15）	0.021
	非四大	13（13.83）	49（52.13）	
合計		27（28.72）	67（71.28）	

三、 Logistic 迴歸模型分析

本研究主要針對私立大專院校九十三學年度，會計師選任之決定性因素進行實證研究，參考 Becker et al.（1998），本研究亦將使用二分變項來區分審計品質，即高審計品質（四大會計師事務所）與低審計品質（非四大會計師事務所）兩類，因此，採用 logistic 迴歸模型分析，探討決定私立大專院校選任會計師之決定性因素為何，實證結果如表六。

表六　私立大專院校會計師選任之決定性因素迴歸分析（全部變數）

自變數	預期符號	係數	P-value
Intercept	?	-31.378***	0.003
SIZE	+	1.433***	0.005
COMPLEX	+	3.361**	0.019
DA	—	-1.558	0.324
LEV	—	1.245	0.312
TYPE	+	-0.382	0.295
Hosmer 和 Lemeshow 檢定		6.282	0.616
-2 對數概似值		101.919	
卡方值		18.649***	0.002

註：1.***為 P＜0.01；**為 0.01＜P＜0.05；*為 0.05＜P＜0.1。2.各變數之定義如下：SIZE＝規模；COMPLEX＝業務複雜程度；DA＝盈餘管理程度；LEV＝負債比率；TYPE＝學校型態。

Hosmer and Lemeshow（1989）研發了一種對 logistic 迴歸模型擬合度的檢驗方法，Hosmer-Lemeshow 指標，尤其是包含連續性自變數之 logistic 迴歸模型時被廣為接受，此指標 p 值不顯著代表著迴歸模型很好地擬合了資料，王濟川及郭志剛（2004）表示按照理想情況，最好是模型 $\chi 2$ 統計性顯著而擬合優度統計性不顯著，本研究 Hosmer-Lemeshow 之 p 值為 0.616 未達顯著水準，而 $\chi 2$ 之 p 值為 0.002 達到顯著水準，顯示本研究模型係屬理想狀況。其中，私立大專院校規模（SIZE）之係數呈現 1%顯著水準以及方向也與預期結果一致，支持本研究之假說一，規模較大之學校，傾向選擇四大會計師事務所，顯示當學校的收入越高時，可運用的資金相對提高，不只是教育部，社會大眾對學校資金的運用更加關注，為了減少外界對學校的質疑，使得規模越大的學校，越需要高審計品質的會計師事務所來查核簽證。而私立大專院校業務複雜度（COMPLEX）之係數呈現 5%顯著性水準，方向也與預期結果一致，亦支持本研究之假說二，業務複雜度之學校，傾向選擇四大會計師事務所，由於業務程度較複雜，相對地需要更多的查核人員，才能符合學校的需求，甚至需要更資深的審計人員來進行查核工作，故為了符合學校業務程度的需求，也需要高審計品質的會計師事務所來進行查核簽證。

另外，私立大專院校盈餘管理程度（DA）、負債比率（LEV）與學校型態（TYPE）之係數皆未達顯著水準，DA 與 LEV 可歸因於私立大專院校在融資方面，並未像營利事業機構需要較多的融資貸款，故大部分學校融資貸款並不高，使得負債比率相對較低，由於需要較少的融資貸款，學校對盈餘的操控程度相對會減少，其學校的盈餘管理程度也會相對的降低，此結果也符合楊清溪等人（2003）的研究結果，故結果不符合假說三與假說四。而在 TYPE 方面，

由於 SIZE 與 TYPE 的相關係數為 59.2%，並達 1%的顯著水準，可能因為共線性問題存在，使得結果並不如預期。因此，本研究另外進行下列研究，分別將 SIZE 與 TYPE 各別刪除，來探討實證結果是否與預期一致，結果如表七。在表七（A）中，將變數 TYPE 刪除，結果發現在 SIZE 與 COMPLEX 方面，兩者皆呈現正向且顯著結果，符合本研究假說；而 DA 與 LEV 仍呈現不顯著結果，不符合本研究假說，因此結果與上述結果一致。相同的，在表七（B）中，將變數 SIZE 刪除，結果發現 COMPLEX 與 TYPE 方面，兩者皆呈現正向且顯著結果，符合本研究假說；而 DA 與 LEV 仍呈現不顯著結果，不符合本研究假說，因此結果顯示 SIZE 與 TYPE 間確實存在共線性問題。

表七　私立大專院校會計師選任之決定性因素迴歸分析（刪除部分變數）

Panel A：刪除 TYPE			
自變數	預期符號	係數	P-value
Intercept	?	-27.744***	0.001
SIZE	＋	1.255***	0.002
COMPLEX	＋	3.057**	0.021
DA	－	-0.935	0.388
LEV	－	1.392	0.290
Hosmer 和 Lemeshow 檢定		15.013	0.059
-2 對數概似值		102.215	
卡方值		18.353***	0.001
Panel B：刪除 SIZE			
自變數	預期符號	係數	P-value
Intercept	?	-1.642***	0.004
COMPLEX	＋	2.390**	0.043
DA	－	1.992	0.266
LEV	－	-0.064	0.489
TYPE	＋	0.791*	0.067
Hosmer 和 Lemeshow 檢定		9.869	0.274
-2 對數概似值		109.943	
卡方值		10.624**	0.031

註：1.***為 P＜0.01；**為 0.01＜P＜0.05；*為 0.05＜P＜0.1。2.各變數之定義如下：SIZE＝規模；COMPLEX＝業務複雜程度；DA＝盈餘管理程度；LEV＝負債比率；TYPE＝學校型態。

四、 敏感性測試

為了更進一步驗證結果，本研究另外採用 Healy Model（Healy 1985）作為估計裁決性應計項目模式，來驗證是否會對盈餘管理程度（DA）產生影響。茲將 Healy Model 列於下列：

$$TA_t = DA_t + NDA_t$$

$$NDA_t = \frac{\sum_{\tau} TA_{\tau}}{\tau}$$

其中，TA_{τ} ：τ 期之總應計項目。

TA_t ：第 t 期之總應計項目。

DA_t ：第 t 期裁決性應計項目。

NDA_t ：第 t 期非裁決性應計項目。

τ ：1,2,…T 為非事件期（估計期）。

本研究發現，採用 Healy Model 作為估計裁決性應計項目模式（估計期為三年），其實證結果與 DeAngelo Model 作為估計裁決性應計項目模式的結果大略一致，顯示並不會因為採用不同的裁決性應計項目模式，而影響實證結果。

伍、結論

身為私立大專院校的主管機關，教育部深恐私立大專院校爆發財務危機，一向非常重視私立大專院校財務報表之查核。針對會計師之選任，歷經多次變革後，目前的作法基本上與上市櫃公司類似，由私立大專院校就教育部核可之聯合會計師事務所名單中自行遴選。

本研究以九十三學年度的私立大專院校為樣本，使用會計師事務所規模作為審計品質的替代變數，探討私立大專院校的規模、業務複雜程度、盈餘管理程度、負債比率與大學型態之影響是否是影響該學校選擇會計師事務所的重要條件。實證結果發現私立大專院校規模、業務複雜程度與大學型態確實是大專院校選任會計師的重要決定性因素；負債比率及盈餘管理程度則非重要因素。

規模較大之學校或業務較複雜之學校傾向選擇四大會計師事務所，與過去針對企業界所做實證研究一致，主要是因為代理問題與資訊不對稱所導致。在盈餘管理與負債比率方面，因為私立大專院校的負債比率普遍不高，也只有 5 家學校超過 30%，表示學校資本中，資金大多非來自外部，反而不需要有高審計品質的會計師事務所來對其財務報表提供強而有力的擔保，以降低籌資成本，使得實證結果並不如預期；相同的，由於學校並不需要像營利事業一樣，

受到獎酬、債務等各種契約的限制，使得學校對操縱盈餘的動機相對不高，盈餘管理的程度也就相對降低，因此，實證結果也並不如預期。

綜合上述，我們建議教育部今後在訂定私立大專院校委任會計師查核相關規定時，似乎可以維持目前的作法，讓私立大專院校自行選擇合格之會計師事務所。如果要強制規範，也可考慮採取分級制，要求規模較大，業務較複雜之學校由大型事務所查核；規模較小，業務較單純之學校由中型事務所查核。

學校是培育高等人才的殿堂，一向強調自律，加上又是非營利事業，在財務資訊揭露相關規範上，遠不如一般企業嚴格，但至少在財務報表的查核簽證上應與營利事業一樣，受到大眾的監督。唯有透明的財務狀況，才能讓社會大眾有信心，私立大專院校也才能有穩定及永續的發展。

本研究限制與建議如下：(1) 個別會計師之簽證品質尚未獲得相關理論或實證證實，本研究並未針對個別會計師之審計品質之差異性加以探討。(2) 本研究之研究期間只有一學年度，樣本數目有所不足，未來研究可加入之後學年度進行研究測試。(3) 關於影響私立大專院校選任會計師的因素，未來研究可進一步探討是否有其他影響因素。

參考文獻

王濟川與郭志剛，2003，Logistic 迴歸模型-方法及應用，五南書局。

吳壽山、蕭子誼與林昱成，2003，運用橫斷面二階段迴歸檢定企業盈餘管理有效力之實證研究，證券市場發展季刊，第 15 卷第 3 期（10 月）：105-136。

林嬋娟、洪櫻芬與薛敏正，1997，財務困難公司之盈餘管理實證研究，管理學報，第 14 卷第 1 期（3 月）：15-38。

張文瀞，2001，審計品質對上市公司盈餘管理之影響，當代會計，第 2 卷第 2 期（11 月）：195-214。

楊清溪、廖益興與廖秀梅，2003，私立大專院校自願性選擇審計品質之研究，東吳經濟商學學報，第 42 期（9 月）：1-28。

薛敏正與林嬋娟. 2004. The study of earnings management detecting models: A case of firms in financial distress. *Taiwan Accounting Review* 5 (October): 105-130.

Anderson, T., and D. Zeghal. 1994. The pricing of audit services: Further evidence from the Canadian market. *Accounting and Business Research* 24 (Summer): 195-207.

Bartov, E., F. Gul, and J. Tsui. 2000. Discretionary-accruals models and audit qualifications. *Journal of Accounting and Economics* 30 (December): 421-452.

Beatty, R. P. 1989. Auditor reputation and the pricing of initial public offerings. *The Accounting Review* 64 (October): 693-709.

Becker, C. L., M. L. DeFond, J. Jiambalvo, and K. R. Subramanyam. 1998. The effect of audit quality on earnings management. *Contemporary Accounting Research* 15 (Spring): 1-24.

Davidson, R. A., and D. Neu. 1993. A note on the association between audit firm size and audit quality. *Contemporary Accounting Research* 9 (Spring): 479-488.

DeAngelo, L. E. 1981a. Auditor independence, low balling, and disclosure regulation. *Journal of Accounting and Economics* 3 (August): 113-127.

DeAngelo, L. E. 1981b. Auditor size and audit quality. *Journal of Accounting and Economics* 3 (December): 183-199.

DeAngelo, L. E. 1986. Accounting numbers as market valuation substitutes: A study of management buyouts of public stockholders. *The Accounting Review* 61 (July): 400-420.

Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney. 1995. Detecting earnings management. *The Accounting Review* 70 (April): 193-225.

DeFond, M. L. 1992. The association between changes in client firm agency costs and auditor switching. *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 11 (Spring): 16-31.

DeFond, M. L., and J. Jiambalvo. 1991. Incidence and circumstances of accounting errors. *The Accounting Review* 66 (July): 643-655.

DeFond, M. L., and J. Jiambalvo. 1993. Factors related to auditor-client disagreements over income-increasing accounting methods. *Contemporary Accounting Research* 9 (Spring): 415-431.

DeFond, M. L., and J. Jiambalvo. 1994. Debt covenant violation and manipulation of accruals. *Journal of Accounting and Economics* 17 (January): 145-176.

Francis, J. R., and E. R. Wilson. 1988. Auditor changes: A joint test of theories relating to agency costs and auditor differentiation. *The Accounting Review* 63 (October): 663-682.

Francis, J. R., E. L. Maydew, and H. C. Sparks. 1999. The role of big 6 auditors in the credible reporting of accruals. *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 18 (Fall): 17-34.

Francis, J. R. 2004. What do we know about audit quality? *The British Accounting Review* 36 (December): 345-368.

Healy, P. 1985. The effect of bonus schemes on accounting decisions. *Journal of Accounting and Economics* 7 (April): 85-107.

Healy, P., and T. Lys. 1986. Auditor changes following big eight mergers with non-big eight audit firms. *Journal of Accounting and Public Policy* 5 (Winter): 251-265.

Hosmer, D. W., and S. Lemeshow. 1989. *Applied logistic repression*. New York: John Wiley and Sons.

Hribar, P., and D. W. Collins. 2002. Errors in estimating accruals: Implications for empirical research. *Journal of Accounting Research* 40 (March): 105-134.

Jensen, M. C., and W. H. Meckling. 1976. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics* 3 (October): 305-360.

Jones, J. 1991. Earnings management during import relief investigation. *Journal of Accounting Research* 29 (Autumn): 193-228.

Knapp, M. C. 1991. Factors that audit committee members use as surrogates for audit quality. *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 10 (Spring): 35-52.

Moore, G., and W. R. Scott. 1989. Auditors' legal liability, collusion with management, and investors' loss. *Contemporary Accounting Research* 5 (Spring): 754-774.

Nelson, M. W., J. A. Elliott, and R. L. Tarpley. 2002. Evidence from auditors about managements' and auditors' earnings management decisions. *The Accounting Review* 77 (October): 175-202.

Peasnell, K. V., P. F. Pope, and S. Young. 2000. Detecting earnings management using cross-sectional abnormal accruals models. *Accounting and Business Research* 30 (Autumn): 313-326.

Press, E. G., and J. B. Weintrop. 1990. Accounting-based constraints in public and private debt agreements: Their associations with leverage and impact on accounting choice. *Journal of Accounting and Economics* 12 (January): 65-95.

Reed, B. J., M. A. Trombley, and D. S. Dhaliwal. 2000. Demand for audit quality: The case of Laventhol and Horwath's auditees. *Journal of Accounting Auditing and Finance* 15 (Spring): 183-198.

Reynolds, J. K., and J. R. Francis. 2000. Does size matter? The influence of large clients on office-level auditor reporting decisions. *Journal of Accounting and Economics* 30 (December): 375-400.

Titman, S., and B. Trueman. 1986. Information quality and the valuation of new issues. *Journal of Accounting and Economics* 8 (June): 159-172.

Watts, R. L., and J. L. Zimmerman. 1983. Agency problems, auditing, and the theory of the firm: Some evidence. *Journal of Law and Economics* 26 (October): 613-633.

會計與公司治理
第四卷　第二期
2007 年 12 月
45-80 頁

遞延所得稅資產備抵評價是否具有損益平穩化與資訊傳遞效果？

林松宏*
國立成功大學

呂政哲**
國立成功大學
行政院環境保護署會計室

摘要

過去文獻對損益平穩化之研究多著重於裁決性應計項目之操縱，僅少數文獻針對特定會計科目或產業進行探討。過去文獻也指出遞延所得稅資產備抵評價（簡稱 DTA 備抵評價）能夠傳遞資訊內涵給投資人，管理當局也能夠透過備抵評價所擁有的會計裁量權進行盈餘管理。本文以一般性產業 DTA 備抵評價作為盈餘管理工具，檢視其是否具有預期損益平穩化、當期損益平穩化及訊息傳遞效果，並進一步實證其損益平穩化及訊息傳遞效果是否共同存在（co-existing），可分別傳達不同訊息給市場投資人。

實證結果發現：（1）在「工作安全動機」下，裁決性 DTA 備抵評價具有預期損益平穩化效果。（2）在「風險分散動機」下，有當期損益平穩化動機存在之公司，其 DTA 備抵評價具有當期損益平穩化效果，而且盈餘波動性高的公司比盈餘波動性低的公司，更有動機採用 DTA 備抵評價來進行損益平穩化。（3）在「資訊不對稱動機」下，當公司價值低估時， DTA 備抵評價具有訊息傳遞效果；但當公司價值高估或公平表達時，DTA 備抵評價不具訊息傳遞效果。（4）在進行相關動機聯合檢定時，當公司價值被市場低估，且當期盈餘波動性高時，管理當局有強烈動機同時進行損益平穩化及訊息傳遞之盈餘管理行為。但當「當期損益平穩化」動機存在，「訊息傳遞」動機不存在時，實證結果並不顯著，此種結論與 Kanagaretnam et al.（2004）以金融業「裁決性貸款損失準備」科目所得出的結論並不一致，可能原因是會計科目本身性質及會計準則公報對操縱工具規範程度不同所致。

關鍵詞：DTA 備抵評價、預期損益平穩化、當期損益平穩化、訊息傳遞、共存效果

---

*國立成功大學會計學系暨財務金融研究所助理教授。
**國立成功大學會計學研究所碩士

Journal of Accounting and Corporate Governance
Volume 4 Number 2, Dec 2007
pp.45-80

Does the Valuation Allowance of Deferred Tax Assets Have the Dual Effects of Income Smoothing and Information Signaling？

Song-Horng Lin
National Cheng Kung University

Cheng-Che Leu
National Cheng Kung University
Accounting Office, Environmental Protection Administration
Executive Yuan

Abstract

Prior documents had paid much attention to detect income smoothing in discretionary accrual items, but only little research was emphasized to detect earning management by using special account or a more homogeneous sample. Prior studies also indicate that disclosures of changes in valuation allowance of deferred tax assets can convey information contents to investors. Managers can also use the discretion available in setting valuation allowance to manage reported earnings. Our paper uses the valuation allowance of DTA as a tool of earnings management and exploits a broader sample to examine whether valuation allowance of DTA can be exercised to anticipatory income smoothing, current income smoothing and information signaling. Moreover, we also further examine whether income smoothing and signaling are co-existing and convey different information to investors.

Empirical results indicate that：(1) Under job-security incentive, discretionary valuation allowance of DTA can be exercised to achieve anticipatory income smoothing. (2) Under risk-shared incentive, the firm with current income smoothing incentive could exercise the valueation allowance of DTA to realize current income smoothing. And the firm with high earnings volatility has stronger incentive to exercise income-smoothing by using the valuation allowance of DTA than the firm with low earnings volatility. (3) Uunder information-asymmetry incentive, when the firm is undervalued, its valuation allowance of DTA has the signaling effect, but when the firm is overvalued or fair-valued, the signaling effect cannot be found. (4) In examining the joint test, when the firm is

undervalued and has higher earnings volatility, managers have stronger incentive to simultaneously execcise income smoothing and signaling. But when the firm has the current income smoothing incentive rather than signaling incentive, co-existing effects cannot be found. Such results are not the same as those of Kanagaretnam et al. (2004). Possible reasons are that discretionary loan loss provision and valueation allowance of DTA are different in account nature regulation of managerial discretion of GAAP.

Keywords：*Valuation allowance of DTA, Anticipatory income smoothing, Current income smoothing, Information signaling, Co-existing effect.*

壹、 緒論

台灣財務會計準則公報第二十二號（SFAS No. 22 1994，1999）與美國財務會計準則公報第一百零九號（SFAS No. 109 1992）對所得稅會計處理最大的變革，便是將遞延所得稅資產（deferred tax assets, 簡稱DTA）的認列標準「放寬」，允許較多的DTA入帳[1]，但也規定管理當局必須對DTA大半無法實現的部分提列備抵評價（俗稱DTA備抵評價），以防止DTA金額不當高估。由於DTA備抵評價的決定並未有適當公式可算，金額的求取係取決於管理當局對未來數年內公司盈餘的預期，因此公司有可能透過DTA備抵評價的提列，對公司會計盈餘作出重大且具直接效果的調整，使得DTA評價成為公司管理當局盈餘管理的工具。

過去在DTA備抵評價盈餘管理的研究上，許多文獻指出管理當局有可能利用DTA備抵評價所具有的會計裁量權進行盈餘管理，其主要探討層面有四：（1）有基於「代理理論」效用考量，如實是性會計理論之槓桿假說、紅利假說、政治成本假說、洗大澡假說及損益平穩化假說，惟其結論並不一致（張至誼 2001；吳清在與林松宏 2003；Miller and Skinner 1998; Visvanathan 1998; Bauman and Bauman 2000; Lu 2000; Holland and Jackson 2004; Gordon and Joos 2004; Chao, Kelsey, Horng and Chiu 2004）；（2）有基於「準則制定」運作考量，如正向證據法與負向證據法（Heiman-Hoffman and Patton 1994）；（3）也有基於「資本市場」反應考量，如私有資訊溝通法、脈絡分析法、同質性產業法與事件研究法（Schrand and Wong 2003; Kumar and Visvanathan 2003; Frank and Rego 2006）；及（4）更有基於「管理動機」誘因考量，如避免發生損失、避免盈餘減少、達成分析師盈餘預測（Burgstahler, Elliott and Hanlon 2002; Phillips, Pincus and Rego 2003）等研究。實證結果大都發現DTA備抵評價確實具有盈餘管理效果。

有關盈餘管理的研究，多數係以裁決性應計項目作為運用工具[2]，但裁決性應計項目為一綜合性科目，未考慮個別裁決性科目間所具有的抵銷特性，只能找出綜合操縱效果，處理上具有相當程度的衡量誤差，然而特定科目的採用卻可得出盈餘管理的直接證據。因此，本文選擇與金融業特有會計科目「貸款

---

[1] SFAS No. 109規定企業管理當局於評估DTA實現可能性時，若有任何負面證據顯示DTA將有「超過50%之機率（more likely than not）」無法實現時，宜考慮設立DTA備抵評價科目，將DTA帳面價值降低。惟此舉將使DTA備抵評價的非預期揭露，藉由市場之傳遞，潛在地告訴投資人有關DTA金額、實現可能性及公司未來課稅所得性質與金額等有關資訊。

[2] 過去對公司盈餘管理研究的運作方式有三：（1）使用裁決性應計項目（aggregate accruals model），著重「會計盈餘」及「營業活動現金流量」之分析，並依操控能力將應計項目區分為「裁決性」及「非裁決性」兩類；（2）利用特定帳戶模式（special accrual model）進行裁決性行為，偵測管理當局是否利用特定帳戶來進行盈餘管理（Miller and Skinner 1998; Frank and Rego 2006）；（3）盈餘分配間斷模式（frequency distribution model），針對公司在盈餘為零時之間斷，推論公司是否有進行盈餘管理。

損失準備」具有相同盈餘管理效果的DTA備抵評價科目作為「盈餘管理」工具，其主要理由有三：（1）與文獻中常用的裁決性應計項目相較，DTA備抵評價為特定帳戶應計項目（specific accrual），本身衡量誤差較小，盈餘管理效果較容易衡量；（2）研究者可藉由特定帳戶應計項目的檢視，提供準則制訂機構有關公司進行盈餘管理的直接證據，此種研究焦點是未來盈餘管理研究上的熱門主題（Healy and Wahlen 1999）；（3）DTA備抵評價變動係透過所得稅費用的修正來調整公司盈餘，本質上屬於「稅後」觀念，具有一元抵一元（one dollar for one dollar）的特性（Bauman and Bauman 2000），且其盈餘管理效果為其他稅前收入或費用科目的四倍（因為我國營利事業所得稅稅率為25%）。

過去會計文獻指出，所得稅會計公報所規定的DTA備抵評價會計裁量權，其盈餘管理思潮已漸由傳統代理理論與準則制定層面，轉為資本市場與管理動機層面，此種轉變也開啟學者間的比較研究。Schrand and Wong （2003）認為DTA備抵評價之所以具有盈餘管理效果，主要是採用同質性的樣本（金融業）所致。Burgstahler et al.（2002）認為該盈餘管理效果必須在具有盈餘管理動機（如盈餘接近零）的公司才會發生。Frank and Rego（2006）卻發現在一般公司樣本中，管理當局也會採用DTA備抵評價進行盈餘管理以符合分析師的盈餘預期。因此，本文以DTA備抵評價作為盈餘管理工具，對其「損益平穩化」（income smoothing）與「訊息傳遞」（information signaling）進行利益考量，瞭解兩者對公司未來盈餘價值的評估與影響，此種作法與過去文獻中管理當局僅重視成本面考量（Teoh, Welch and Wong 1998; Bartov and Mohanram 2004; Marquardt and Wiedman 2005）所得出的負面解讀有所不同。

在盈餘管理架構上，當期損益平穩化是基於投資者偏好風險低的公司所作的假設，因此公司會對當期損益進行平穩化，以縮短盈餘間之差距（Ronen and Sadan 1981; Trueman and Titman 1988），此意味著當公司當期盈餘低（高）於特定目標時，管理當局會提高（或降低）當期盈餘俾減少盈餘產生的波動性。因此，損益平穩化可視為管理當局傳遞非公開訊息給投資者（Ronen and Sadan 1981），以創造公司價值的方法，此種看法也反映出盈餘波動小的公司其整體風險也會較低（Beidleman 1973）。

在訊息傳遞方面，管理當局與投資大眾的資訊不對稱會導致公司股價無法反映真實價值（Akerlof 1970）。若公司價值被低估，由於獎酬和公司股價具有關聯性，管理當局會有動機將自身私有訊息傳遞給市場。Wahlen（1994）發現當銀行預期未來現金流量增加時，管理當局會增加裁決性貸款損失準備的提列，股價也隨著貸款損失準備的提列呈正向變動。基於上述訊息傳遞及損益平穩化假說，Kanagaretnam, Lobo and Yang（2004）以金融業為樣本，發現管理當局會利用貸款損失準備，在特定情況下進行損益平穩化及訊息傳遞。

Kanagaretnam et al.（2004）採用金融業特有的會計科目「貸款損失準備」進行損益平穩化及訊息傳遞檢測，發現損益平穩化及訊息傳遞效果確實存在。由於「貸款損失準備」係銀行業特定會計科目，所產生的損益平穩化及訊息傳遞效果是否會存在於一般產業的特定會計科目中，並不清楚。過去文獻曾指出DTA備抵評價具有盈餘管理作用，如Schrand and Wong（2003）利用DTA備抵評價科目採用金融業樣本，發現DTA備抵評價具有盈餘管理效果，且DTA備抵評價為稅後淨額，其盈餘管理效果大於其他盈餘管理工具。因此，本文基於風險及資訊不對稱觀點，檢測一般性產業DTA備抵評價是否具有損益平穩化及訊息傳遞效果，並考慮損益平穩化及訊息傳遞是否具有交互影響關係。

「預期損益平穩化」係由Fudenberg and Tirole（1995）所提出，其認為在工作安全動機下，管理當局會考慮現在及未來相對績效而進行損益平穩化。DeFond and Park（1997）利用Fudenberg and Tirole（1995）之假說，使用裁決性應計項目作為操縱工具，加入對未來盈餘的預期，以本期操縱前盈餘及下期盈餘的相對表現進行盈餘管理，實證結果支持預期損益平穩化假說。但由於DeFond and Park（1997）所採用的盈餘管理工具係裁決性應計項目，本身由各種不同應計項目所組成，在運用上可能出現相互抵銷的混淆作用。故Kanagaretnam, Lobo and Mathieu（2003）將偵測工具換成金融業特定會計科目「裁決性貸款損失準備」以進行盈餘管理，發現預期損益平穩化效果確實存在。因此，本文基於工作安全考量，預期管理當局有可能採用DTA備抵評價進行預期損益平穩化，以達成工作保全以避免被解雇。

本文共分五節，第一節為緒論，說明研究動機與目的。第二節為文獻回顧與假說發展，說明「損益平穩化」與「訊息傳遞」之相關文獻及作假說推論。第三節為研究方法，主要在說明實證模式與變數定義，以及樣本期間與選樣說明。第四節為實證結果與討論。第五節為本文之結論。

貳、 文獻回顧與假說發展

一、損益平穩化假說

(一)預期損益平穩化假說

Fudenberg and Tirole（1995）以當期操縱前盈餘與預期未來盈餘的相對表現，來推測管理當局盈餘操縱行為，並假設：(1）管理當局為風險的趨避者，且從經營的公司獲得報酬及滿足；(2）公司不會與經理人訂立長期雇傭契約，當經理人表現不佳，公司會將經理人辭退；(3）管理當局在評估績效時，對當期盈餘的重視程度較過去績效為大。DeFond and Park(1997)利用Fudenberg and Tirole（1995）提出的假設，認為管理當局會基於「工作安全」動機，考慮公

司現在及未來的相對績效而進行跨期間損益平穩化。損益平穩化係假定若公司當期盈餘較低而預期未來盈餘較高時，管理當局會增加裁決性應計項目，以「預支」未來盈餘來提升當期損益；但公司當期盈餘較高而預期未來盈餘較低時，管理當局將會減少裁決性應計項目，以「保留」當期盈餘至未來年度。

Schrand and Wong（2003）以金融業為樣本公司，發現銀行調整前盈餘低於分析師預測或歷史平均盈餘時，管理當局會利用DTA備抵評價的變動數來增加盈餘以進行損益平穩化。Frank and Rego（2006）進一步以一般性產業但具盈餘管理動機的公司樣本來證實管理當局會透過DTA備抵評價以進行盈餘管理。

由於過去針對DTA備抵評價[3]的損益平穩化的研究結論並不一致，因此本研究採用一般性產業為樣本，以DTA備抵評價來檢視管理當局是否基於「工作安全」動機，而有預期損益平穩化之事實。本文依照DeFond and Park（1997）之分組方式，將樣本公司依當期操縱前盈餘中位數及未來操縱前盈餘中位數分為四組。若當期（未來）操縱前盈餘大於操縱前盈餘的中位數，則將當期（未來）績效視為「佳」；若當期（未來）操縱前盈餘小於操縱前盈餘的中位數，則將當期（未來）績效視為「差」。其樣本分配共四組，分別是當期績效佳且未來績效佳、當期績效佳但未來績效差、當期績效差但未來績效佳、當期績效差且未來績效差。

Frank and Rego（2006）認為DTA備抵評價具有裁決性及非裁決性兩種成分，證得在特定盈餘管理目標下，裁決性DTA備抵評價具有損益平穩化效果。由於損益平穩化屬於管理當局可自由裁決的盈餘管理方式，因此本文認為管理當局會透過裁決性DTA備抵評價來進行損益平穩化的盈餘管理。故推論出待驗證之假說一如下：

H1：在其他條件不變情況下，當期績效佳但未來績效差之公司裁決性 DTA 備抵評價，會較當期績效差但未來績效佳的公司為大。

(二)當期損益平穩化假說

當期損益平穩化係認為投資人對風險低的公司有投資偏好，因此管理當局有誘因進行損益平穩化以縮短盈餘差距，並降低盈餘波動性（Ronen and Sadan 1981; Trueman and Titman 1988）。Barton（2001）發現公司採用裁決性應計項目與衍生性金融商品聯合運用的方式管理盈餘，以達成損益平穩化的目的。

[3] DTA 備抵評價的提列，必須考慮公司未來年度課稅所得來源。台灣 SFAS No. 22 第 15 段及美國 SFAS No. 109 第 21 段都規定，公司未來年度課稅所得來源包括下列各項：（1）未來收入減費用後之正常課稅所得；（2）現存應課稅暫時性差異之未來迴轉金額；（3）若稅法允許虧損扣抵或所得稅抵減遞轉以前年度，其可遞轉的以前年度課稅所得（台灣稅法沒有虧損前抵之規定，此點在台灣不適用）；（4）所得稅規劃所產生的課稅所得。其中（1）（4）涉及主觀判斷，（2）（3）較為客觀且可加以驗證。

Kanagaretnam et al.（2004）指出管理當局會利用「貸款損失準備」於特定情況下進行損益平穩化，以降低可接受風險。

在DTA備抵評價方面，Bauman and Bauman（2000）發現大規模公司會利用DTA備抵評價將未來各年損益平穩化。Schrand and Wong（2003）以金融業為樣本，証實DTA備抵評價具有損益平穩化。吳清在與林松宏（2003）探討DTA備抵評價於台灣資本市場之適用性，實證結果支持損益平穩化之盈餘管理假說。

由上述文獻可發現，公司管理當局會利用特定工具（如衍生性金融商品、裁決性應計項目、壞帳）來進行損益平穩化，而在DTA備抵評價文獻上，亦發現有支持損益平穩化的實證結果存在，但這些結果大多發生在特定產業或特定盈餘管理目標上。本文以「風險動機」概念，針對一般性產業檢視DTA備抵評價是否具有非特定盈餘管理目標之損益平穩化效果。因此，本文推論出待驗證的假說二如下：

H2：在其他條件不變情況下，盈餘波動性高的公司，會比盈餘波動性低的公司，更有動機採用 DTA 備抵評價來進行損益平穩化。

二、訊息傳遞假說

Akerlof（1970）認為公司管理當局和投資者間的資訊不對稱，會導致公司股價無法反映真實價值。Tucker and Zarowin（2006）發現高損益平穩化的公司相較於低損益平穩化公司其股價包含較多未來盈餘資訊。Wahlen（1994）以金融業為實証樣本，發現當公司價值低估時，管理當局會將自身私有訊息傳遞給市場。Kanagaretnam et al.（2004）也指出金融業管理當局會利用「貸款損失準備」在公司價值低估時進行訊息傳遞，將公司未來現金流量及盈餘資訊傳遞給投資者。

現行所得稅會計公報規定若有任何負面證據顯示DTA將有「超過50%之機率」無法實現時，宜考慮設立DTA備抵評價科目，將DTA帳面價值降低。DTA未來是否實現，須視暫時性差異迴轉時或法規規定之有效期間內是否有足夠的課稅所得而定。而課稅所得的產生是否確定，應視公司過去及未來營業績效或應課稅暫時性差異未來迴轉加以決定。因此，公司管理當局對DTA備抵評價的非預期（變動）揭露，會藉由市場傳遞潛在地告訴投資人，有關DTA金額、實現可能性及公司未來課稅所得性質與金額等有關資訊（Kumar and Visvanathan 2003）。

由於DTA備抵評價金額係根據管理當局預期盈餘來決定，公司有可能必須運用許多攸關且非公開資訊，對DTA備抵評價的提列進行審慎判斷，而此項金

額會對公司盈餘作出重大且具直接的調整（Bauman, Bauman and Halsey 2001）。吳清在與林松宏（2003）曾指出DTA備抵評價帳戶在企業經營與投資決策上具有經濟意涵。Kumar and Visvanathan（2003）也指出若DTA備抵評價變動揭露可傳達有價值的資訊給投資人，則透過市場上的股價反應，DTA備抵評價資訊有助於管理當局對公司未來獲利能力的預測。林娟慧（2005）發現公司管理當局會利用DTA備抵評價變動之揭露傳遞公司未來獲利能力，進而反映至股價上。因此DTA備抵評價可視為是一種訊息傳遞工具。

根據上述文獻，基於「資訊不對稱」觀點，公司在價值低估時，管理當局會傳遞公司未來現金流量或盈餘資訊。故本文預期DTA備抵評價可用來傳遞公司價值之變動。因此，本文推論出待驗證之假說三如下：

H3：在其他條件不變情況下，公司價值低估的管理當局，較公司價值高估或公平表達的管理當局，有較高動機運用 DTA 備抵評價對市場進行訊息傳遞。

三、當期損益平穩化及訊息傳遞聯合假說

本文利用Kanagaretnam et al.（2004）實證分組方式，考慮當期損益平穩化及訊息傳遞動機，檢視DTA備抵評價受兩種動機的「聯合」影響程度。當訊息傳遞動機存在時，代表公司價值被市場低估，管理當局會使用DTA備抵評價來傳遞有關未來盈餘資訊以影響股價。然而，在當期損益平穩化動機存在時，公司管理當局會利用DTA備抵評價來緩和盈餘波動性，以降低公司的可接受風險。

表一係同時考慮「當期損益平穩化」及「訊息傳遞」動機之公司樣本分組狀況，本文依公司真實價值大小分為「低估」與「公平表達或高估」兩組。當公司價值低估時，管理當局會有較高的動機傳遞公司未來樂觀前景私有訊息給投資者；但當公司價值高估及公平表達時，公司此種訊息傳遞動機並不存在。另外，本文也將公司當期操縱前盈餘分為高、中、低三組，用以表達公司損益平穩化動機之大小。當公司操縱前盈餘偏高或偏低（盈餘波動性大）時，管理當局會有較強動機平穩化盈餘，但當公司當期操縱前盈餘為中等（盈餘波動性小）時，較不會有動機去平穩化盈餘。因此，在公司本期操縱前盈餘偏高時，管理當局會藉由增加DTA備抵評價來降低當期盈餘；但當公司當期操縱前盈餘偏低時，管理當局也會藉由減少DTA備抵評價以提高當期盈餘。此外，當公司價值被市場低估時，管理當局也會藉由減少DTA備抵評價來向市場傳遞訊息。

表一在考慮損益平穩化及訊息傳遞動機後，將其分為6組，各組樣本公司之盈餘管理狀況如下：

表一　當期損益平穩化及訊息傳遞分組狀況表

項　　目	當期操縱前盈餘偏高	當期操縱前盈餘中等	當期操縱前盈餘偏低
公司價值低估	（11） 具高度訊息傳遞傾向－減少DTA備抵評價 具高度損益平穩化傾向－增加DTA備抵評價	（12） 具高度訊息傳遞傾向－減少DTA備抵評價 具低度損益平穩化傾向－DTA備抵評價不變	（13） 具高度訊息傳遞傾向－減少DTA備抵評價 具高度損益平穩化傾向－減少DTA備抵評價
公司價值高估或公平表達	（21） 具低度訊息傳遞傾向－DTA備抵評價不變 具高度損益平穩化傾向－增加DTA備抵評價	（22） 具低度訊息傳遞傾向－DTA備抵評價不變 具低度損益平穩化傾向－DTA備抵評價不變	（23） 具低度訊息傳遞傾向－DTA備抵評價不變 具高度損益平穩化傾向－減少DTA備抵評價

（11）代表具高度訊息傳遞傾向（減少 DTA 備抵評價），且具高度損益平穩化傾向（增加 DTA 備抵評價）之公司。

（12）代表具高度訊息傳遞傾向（減少 DTA 備抵評價），且具低度損益平穩化傾向（DTA 備抵評價不變）之公司。

（13）代表具高度訊息傳遞傾向（減少 DTA 備抵評價），且具高度損益平穩化傾向（減少 DTA 備抵評價）之公司。

（21）代表具低度訊息傳遞傾向（DTA 備抵評價不變），且具高度損益平穩化傾向（增加 DTA 備抵評價）之公司。

（22）代表具低度訊息傳遞傾向（DTA 備抵評價不變），且具低度損益平穩化傾向（DTA 備抵評價不變）之公司。

（23）代表具低度訊息傳遞傾向（DTA 備抵評價不變），且具高度損益平穩化傾向（減少 DTA 備抵評價）之公司。

首先，當公司當期操縱前盈餘偏高或偏低，且當公司市場價值被低估時，管理當局會同時具有損益平穩化及訊息傳遞雙重動機，如（11）、（13）兩種情況。管理當局此時會有強烈動機藉由傳遞公司未來私有訊息以反映公司真正價值，同時也會有動機藉由損益平穩化來降低盈餘波動性。因此，本文推論出待驗證之假說四如下：

H4：在其他條件不變情況下，當公司價值被市場低估，且當期盈餘波動性高時，管理當局會有強烈動機同時進行損益平穩化及訊息傳遞之盈餘管理行為。

其次，當公司價值被市場低估且當期操縱前盈餘中等，如（12）之情況，管理當局只有強烈訊息向市場傳遞動機，而沒有損益平穩化動機。在此種情況下，管理當局會透過減少DTA備抵評價來傳遞公司未來遠景的私有訊息。因此，本文推論出待驗證之假說五如下：

H5：在其他條件不變情況下，當公司價值被市場低估，且當期盈餘波動性低時，管理當局會有強烈動機進行訊息傳遞，而不會有動機進行損益平穩化之盈餘管理行為。

再者，當公司價值高估或公平表達，且當期操縱前盈餘偏高或偏低時，如（21）（23）之情況，管理當局會有強烈動機進行損益平穩化，但訊息傳遞動機則不存在。當公司價值高估或公平表達，且當期操縱前盈餘偏低時，管理當局會有動機藉由減少DTA備抵評價提昇公司報導之盈餘。相反的，當公司價值高估或公平表達，且當期操縱前盈餘偏高時，管理當局會有動機藉由增加DTA備抵評價降低公司的報導盈餘。因此，本文推論出待驗證之假說六如下：

H6：在其他條件不變情況下，當公司價值高估或公平表達，且當期盈餘波動性高時，管理當局會有強烈動機進行損益平穩化，而不會有動機向市場傳遞訊息之盈餘管理行為。

最後，當公司價值高估或公平表達，且當期操縱前盈餘為中等時，如（22）之情況，管理當局沒有動機進行訊息傳遞及損益平穩化。因此，本文推論出待驗證之假說七如下：

H7：在其他條件不變情況下，當公司價值高估或公平表達，且當期盈餘波動性低時，管理當局沒有動機進行損益平穩化及訊息傳遞之盈餘管理行為。

參、 研究方法

一、實證模式及變數定義

(一)裁決性 DTA 備抵評價之計算

本文採用 Frank and Rego（2006）之作法，依照 SFAS No. 109 所建構的 DTA 備抵評價組成因子，以殘差項作為 DTA 備抵評價之裁決性部分。其模型如下：

$$\Delta VAA_{it} = \beta_1 \Delta NOLDTA_{it} + \beta_2 \Delta ODTA_{it} + \beta_3 \Delta DTL_{it} + \beta_4 \Delta HEPS_{it} + \beta_5 \Delta EPS_{it} + \beta_6 \Delta FEPS_{it} + \beta_7 HEPS_{it} + \beta_8 \Delta MTB_{it} + \sum \beta_{9t} YEAR_{it} + \sum \beta_{10i} FIRM_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，ΔVAA_{it}：代表 DTA 備抵評價變動金額，以流通在外股數平減。

$\Delta NOLDTA_{it}$：代表營業損失後抵之遞延所得稅資產變動金額，以流通在外股數平減。

$\Delta ODTA_{it}$：代表非營業損失後抵之遞延所得稅資產變動金額，以流通在外股數平減

ΔDTL_{it}：代表遞延所得稅負債變動數，以流通在外股數平減。

$\Delta HEPS_{it}$：代表歷史盈餘變動數，以（第 t-1 期稅前淨利/第 t-1 期流通在外股數）－（第 t-2 期稅前淨利/第 t-2 期流通在外股數）加以表示。

ΔEPS_{it}：代表每股盈餘變動數，以（當期稅前淨利/當期流通在外股數）－（前期稅前淨利/前期流通在外股數）加以表示。

$\Delta FEPS_{it}$：代表預期未來盈餘變動數，以（下期稅前淨利/下期流通在外股數）－（當期稅前淨利/當期流通在外股數）加以表示。

$HEPS_{it}$：代表歷史盈餘，以[（第 t-1 期稅前淨利/第 t-1 期流通在外股數）+（第 t-2 期稅前淨利/第 t-2 期流通在外股數）] /2 加以表示

ΔMTB_{it}：代表市價及帳面價值比，以（第 t 期市場價值/第 t 期帳面價值）－（第 t-1 期市場價值/第 t-1 期帳面價值）加以表示。

$YEAR_{it}$ 及 $FIRM_{it}$：則為控制公司和年度的固定影響。

Frank and Rego（2006）依照過去文獻及公報規定來擇取 DTA 備抵評價決定因子，如（1）式所示。SFAS No. 109 規定公司如有證據顯示 DTA 於未來年

度「多半可能」無法實現時，應設立備抵評價以降低其帳面價值。DTA 依性質可分為來自營業損失遞轉（$\Delta NOLDTA_{it}$）及非來自營業損失遞轉（$\Delta ODTA_{it}$）兩部分，依照公報規定，衡量 DTA 未來實現可能性時，應考慮下列因素：(1) 現存應課稅暫時性差異之未來迴轉金額；(2) 以前年度課稅所得；(3) 所得稅策略規劃；(4) 預期未來課稅所得。因此本文依照 Miller and Skinner（1998）及 Frank and Rego（2006）之作法將遞延所得稅負債變動數（ΔDTL_{it}）、歷史盈餘變動數（$\Delta HEPS_{it}$）、當期盈餘變動數（ΔEPS_{it}）、預期未來課稅所得變動數（$\Delta FEPS_{it}$）視為 DTA 備抵評價之組成因子。另外，公報亦規定若公司過去營運績效良好或淨資產評估價值超過課稅基礎，足以產生課稅所得使 DTA 得以實現，則無須認列備抵評價。因此本文也將平均歷史盈餘（$HEPS_{it}$）、市場價值對帳面價值變動比率（ΔMTB_{it}）包含於 DTA 備抵評價組成因子中。

本文將第（1）式所得出的殘差項，作為裁決性 DTA 備抵評價，再加回本期盈餘即可得出備抵評價操縱前盈餘（PME_{it}），並以 PME_{it} 作為損益平穩化的分組依據。

(二)預期損益平穩化

由於公司會基於「工作安全」動機進行損益平穩化（Fudenberg and Tirole 1995），依照 DeFond and Park（1997）的分組方式，將樣本公司依當期備抵評價操縱前盈餘（PME_{it}）及未來備抵評價操縱前盈餘（PME_{it+1}）分為四組。若當期（未來）備抵評價操縱前盈餘大於該產業備抵評價操縱前盈餘中位數，則將當期（未來）績效視為「佳」；若當期（未來）備抵評價操縱前盈餘小於該產業備抵評價操縱前盈餘的中位數，則將當期（未來）績效視為「差」。依照上述分組方式將樣本分為：「當期績效佳且未來績效佳」、「當期績效佳但未來績效差」、「當期績效差但未來績效佳」與「當期績效差且未來績效差」等四組。

本文檢視 DTA 備抵評價是否具預期損益平穩化效果時，將裁決性 DTA 備抵評價帶入分組中，採用獨立樣本 t 檢定及無母數 Wilcoxon 符號等級檢定以判斷預期損益平穩化效果是否存在。

(三)當期損益平穩化

本文參照 Kanagaretnam et al.（2004）分組方式以產業年度 PME_{it} 作為分組基準，當公司 PME_{it} 大於該年度該產業 PME_{it} 前 25%時，該公司當年度備抵評價操縱前盈餘即屬「偏高」；當公司 PME_{it} 低於該年度該產業 PME_{it} 之後 25%，該公司當年度備抵評價操縱前盈餘即屬「偏低」；當公司 PME_{it} 介於該年度該產業 PME_{it} 之 75%至 25%時，該公司當年度操縱前盈餘即屬「中等」。備抵評價操縱前盈餘偏高或偏低之公司歸類為當年度盈餘波動性高，具有當期損益平穩化動機之公司；備抵評價操縱前盈餘為中等的公司，則歸類為當年度盈餘波動性低，無當期損益平穩化動機公司。

為檢視當期損益平穩化效果是否存在，本文將具有公司（個別）特性的損益平穩化判斷因子（PME_{it}）加入第（1）式，為避免相關變數存有高度共線性，乃將預期未來盈餘變動數（$\Delta FEPS_{it}$）及歷史盈餘（$HEPS_{it}$）剔除，以得出第（2）式如下：

$$\Delta VAA_{it} = \beta_1 PME_{it} + \beta_2 \Delta NOLDTA_{it} + \beta_3 \Delta ODTA_{it} + \beta_4 \Delta DTL_{it} + \beta_5 \Delta HEPS_{it} + \beta_6 \Delta EPS_{it} + \beta_7 \Delta MTB_{it} + \sum \beta_{8t} YEAR_{it} + \sum \beta_{9i} FIRM_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中，PME_{it} 為當期損益平穩化變數。其他變數定義與（1）式相同。本文認為在損益平穩化動機存在下，若公司 PME_{it} 偏高，管理當局會增加 ΔVAA 以降低當期盈餘；相反的，若公司 PME_{it} 偏低，管理當局會減少 ΔVAA 以增加當期盈餘。因此在當期損益平穩化動機下，PME_{it} 和 ΔVAA 會呈現正向關係，係數 β_1 會為正。

(四)訊息傳遞

1.樣本區分

本研究依照 Kanagaretnam et al.（2004）之作法，將公司依照訊息傳遞動機分為公司價值「低估」與公司價值「公平表達或高估」兩組。公司價值低估係指公司真實價值（instrinsic value）與公司股價的比率（簡稱 I/P）高於該年度 I/P 之中位數。公司價值高估或公平表達則為公司的 I/P 低於年度中位數。真實價值係以 Ohlson（1995）殘差盈餘模式（residual earnings model）衡量。Ohlson 認為公司市場價值應包含帳面價值與預期未來異常盈餘折現值兩部分，所謂殘差盈餘係指實際盈餘超過股東要求之正常盈餘部分，殘差盈餘模式的計算如下：

$$P_t = Y_t + \sum_{r=1}^{\infty} R_f^{-\tau} E\left[\chi_{t+\tau}^{a}\right] \quad (3)$$

P_t 代表公司在第 t 期之市場價值，Y_t 代表公司在第 t 期之帳面價值，等式右邊第二項即為異常盈餘折現值，其作法係將 t+1 期以後的異常盈餘 $\left(\chi_{t+1}^{a} \sim \chi_{\infty}^{a}\right)$ 以一折現率 $R_f^{-\tau}$ 加以折算現值。由於每家公司未來各期異常盈餘，無法精確計算，因此實務均採下列方法求算：

$$RV_i = (NI_i - r \times BV_i) \times P / E_i \quad (4)$$

其中，RV_i 代表 i 公司剩餘價值，NI_i 代表 i 公司實際盈餘，$r \times BV_i$ 代表 i 公司正常盈餘，P/E_i 代表 i 公司本益比。由於考慮某些較具持續性的盈餘組成項目比較適合估計未來盈餘，故採用下式加以修正估計剩餘價值：

RV_{i} ＝（經常 EPS_i －r× BV_i ）×本益比 (5)

RV_{i} ：代表以經常每股盈餘為計算基礎所求得之 i 公司每股剩餘價值。

經常 EPS_i ：以經常盈餘為計算基礎之每股盈餘，其作法為營業淨利加投資淨收益（代表經常性盈餘）除以年底流通在外股數。

r：股東要求報酬率。

BV_i ：第 i 家公司每股帳面價值。

此外，為反映報酬率的實際變動狀況，本文依據精算師所採用的精算假設，對利率變動採分段修正，令民國 83-86 年為 10%、87-89 年為 7%、90-91 年為 4%、92-94 年為 2%。依據張仲岳（1997）之推論，台灣股票市場在 1997 年以前合理的本益比為 25 倍，1997 年以後修正為 15 倍，將上述資料帶入第（4）式即可計算出每家公司之真實價值。

2.實證模型

為檢視樣本公司訊息傳遞效果是否存在，本文採用 Kanagaretnam et al.（2004）之作法，將具有公司（個別）特性的訊息傳遞判斷因子（ ΔPME_{it+1} ），加入第（2）式，得出實證模型如下：

$$\begin{aligned}\Delta VAA_{it} &= \beta_1 \Delta PME_{it+1} + \beta_2 \Delta NOLDTA_{it} + \beta_3 \Delta ODTA_{it} + \beta_4 \Delta DTL_{it} + \beta_5 \Delta HEPS_{it} \\ &\quad + \beta_6 \Delta EPS_{it} + \beta_7 \Delta MTB_{it} + \sum \beta_{8t} YEAR_{it} + \sum \beta_{9i} FIRM_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

本文認為在具有訊息傳遞動機下，管理當局會有動機使用 ΔVAA 來傳遞公司未來遠景，使 ΔVAA 和 ΔPME_{t+1} 呈現負向關係，係數 β_1 會為負。亦即當公司未來營運狀況佳，ΔPME_{t+1} 會較高，管理當局會減少 DTA 備抵評價，以傳遞所得稅會計公報規定之正面證據。但若公司價值高估或公平表達，管理當局則無動機進行訊息傳遞。

(五)當期損益平穩化及訊息傳遞之交互作用

為檢視樣本公司管理當局之盈餘管理是否存在當期損益平穩化及訊息傳遞之聯合意涵，本文將第（6）式，加入公司（個別）特性的損益平穩化判斷因子（ PME_{it} ）及兩者交互影響項（ $PME_{it} \times \Delta PME_{it+1}$ ），以觀察兩者間是否有並存效果。得出實證模型如下：

$$\begin{aligned}\Delta VAA_{it} &= \beta_1 PME_{it} + \beta_2 \Delta PME_{it+1} + \beta_3 PME_{it} * \Delta PME_{it+1} + \beta_4 \Delta NOLDTA_{it} \\ &\quad + \beta_5 \Delta ODTA_{it} + \beta_6 \Delta DTL_{it} + \beta_7 \Delta HEPS_{it} + \beta_8 \Delta EPS_{it} + \beta_9 \Delta MTB_{it} \\ &\quad + \sum \beta_{10t} YEAR_{it} + \sum \beta_{11i} FIRM_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (7)$$

二、資料來源與樣本選取

我國所得稅會計公報於 1995 年 12 月 31 日（含）以後發布之財務報表才開始生效。因此本文研究期間為 1995 年到 2004 年（民國 84 年至民國 93 年）。並且連續十年都有季報及年報資料之上市公司為實證樣本，以完整觀察該公報適用後 DTA 備抵評價損益平穩化及訊息傳遞之問題。而預期損益平穩化假說部份，真正樣本為 1997 年至 2003 年。當期損益平穩化假說及訊息傳遞假說部份，真正樣本則為 1997 至 2002 年。本文採用的資料庫有二：(1）臺灣經濟新報社（TEJ）財務及股價資料庫。(2）財團法人中華民國證券暨期貨市場發展基金會財務報表及附註揭露資料庫。本文實證樣本的選樣標準如下：

1.公用事業、金融業、共同基金及信託機構等公司，因財務資料性質特殊，與一般產業有別，故將其由樣本中排除。

2.排除會計年度非曆年制之公司（如：中鋼、佳錄、陽明），以避免因不同會計年度而混淆研究效度。

3.為使變數分組能夠執行，排除研究期間（1995~2004 年）股價資訊不完備的公司。

4.由於遞延所得稅資產的評價涉及公司管理當局主觀判斷，管理當局有可能基於不同動機，利用 DTA 備抵評價的會計裁量權進行損益平穩化及訊息傳遞。故本文也將未詳細列示遞延所得稅各項目、財務報表資料揭露不足及有遺漏變數之樣本加以排除。

5.由於本研究乃依照證交所所劃分之產業及年度特性分組以進行研究，故上市公司若無法依照產業分組，如證交所歸類為其他或綜合，則本研究予以排除。

本研究根據上述選樣標準，篩選出實證模式的基本樣本。首先以民國 84 年至民國 93 年，有完整十個年度的 DTA 備抵評價資料之台灣證券交易所上市公司為樣本，並將取得之樣本進行分組實證。樣本刪選過程如表二所示：

表二　DTA 備抵評價實證之基本樣本

1995 年至 2004 年(民國 84 年至民國 93 年)之上市公司年度樣本數（排除銀行及證券業）	6,251
排除無法分類產業之公司樣本	(388)
排除缺乏股價資訊之公司樣本	(1,542)
排除缺乏完整十年度 DTA 備抵評價資料之樣本	(2,621)
財務報表資料揭露不足之樣本數	(510)
1997 年至 2003 年上市公司基本樣本數	1,190

此外，本研究為檢視公司 DTA 備抵評價是否具有預期損益平穩化、當期損益平穩化、訊息傳遞、當期損益平穩化與訊息傳遞聯合效果，以表三、表四、表五、表六列示相關樣本分組資料如下：

表三 DTA 備抵評價預期損益平穩化實證樣本

1997 年至 2003 年上市公司基本樣本數	1,190
刪除極端值及缺漏值之樣本	(119)
1997 年至 2003 年上市公司有效樣本數	1,071
以有效樣本按照當期與下期績效分成四組：	
當期績效差且下期績效差	385
當期績效佳但下期績效差	168
當期績效差但下期績效佳	157
當期績效佳且下期績效佳	361

表四 DTA 備抵評價當期損益平穩化之實證樣本

1997 年至 2003 年上市公司基本樣本數	1,071
刪除 2003 年缺漏值樣本	(117)
1997 年至 2002 年上市公司有效樣本數	954
將有效樣本依照當期盈餘波動性高低分為兩組：	
無損益平穩化動機(當期盈餘波動性低)	404
有損益平穩化動機(當期盈餘波動性高)	550
將當期盈餘波動性高之有效樣本，分為當期盈餘偏高及偏低兩組	
有損益平穩化動機(當期盈餘偏高)	287
有損益平穩化動機(當期盈餘偏低)	263

表五 DTA 備抵評價訊息傳遞之實證樣本

1997 年至 2003 年上市公司基本樣本數	1,071
刪除 2003 年缺漏值樣本	(117)
1997 年至 2002 年上市公司有效樣本數	954
將有效樣本依照公司價值分為下列兩組	
有訊息傳遞動機(公司價值低估)	285
無訊息傳遞動機(公司價值高估或公平表達)	669

表六 DTA 備抵評價當期損益平穩化及訊息傳遞之實證樣本

項　　目	當期盈餘波動性偏高	當期盈餘波動性偏低
公司價值低估	197	88
公司價值高估或公平表達	353	316

肆、 實證結果

一、DTA 備抵評價預期損益平穩化

表七列示 DTA 備抵評價預期損益平穩化變數敘述統計量。其中除市價/帳面價值比（ΔMTB_{it}）為比率外，其餘變數皆以流通在外股數平減。DTA 備抵評價（ΔVAA_{it}）、DTA 來自虧損扣抵遞轉部分（$\Delta NOLDTA_{it}$）及遞延所得稅負債（ΔDTL_{it}）中位數皆為 0，顯示有部分公司並未認列 DTA 備抵評價（ΔVAA_{it}）、DTA 來自虧損扣抵遞轉部分（$\Delta NOLDTA_{it}$）及遞延所得稅負債（ΔDTL_{it}）。

表七　DTA 備抵評價「預期損益平穩化效果」之敘述性統計

相關變數	平均數	中位數	標準差	最小值	最大值
ΔVAA_{it}	0.05351	0.00000	0.14943	-0.26390	0.59946
$\Delta NOLDTA_{it}$	0.02992	0.00000	0.25814	-4.13634	2.63992
$\Delta ODTA_{it}$	0.07016	0.02765	0.30466	-2.31014	4.07907
ΔDTL_{it}	0.01428	0.00000	0.11708	-0.60529	1.16957
$\Delta HEPS_{it}$	- 0.23118	- 0.11690	1.85143	-14.84239	12.45133
ΔEPS_{it}	- 0.10843	- 0.01144	1.68491	-12.42816	15.55239
$\Delta FEPS_{it}$	- 0.17253	- 0.01262	2.01658	-20.04797	8.54554
$HEPS_{it}$	0.78509	0.54585	1.90148	-8.53391	11.98925
ΔMTB_{it}	- 0.09138	- 0.03616	1.05393	-15.57367	6.43768

表八列示 DTA 備抵評價預期損益平穩化變數之 Pearson 及 Spearman 相關係數，其關係大致與 Frank and Rego（2006）及公報規定一致。DTA 備抵評價（ΔVAA_{it}）和 DTA 來自虧損扣抵遞轉部分（$\Delta NOLDTA_{it}$）、DTA 來自非虧損扣抵遞轉部份（$\Delta ODTA_{it}$）相關係數較高，乃因 DTA 備抵評價係依照遞延所得稅資產實現可能性提列所致。歷史盈餘變動數（$\Delta HEPS_{it}$）、歷史盈餘（$HEPS_{it}$）、未來盈餘（$\Delta FEPS_{it}$）和當期盈餘變動數（ΔEPS_{it}）間相關係數較高，可能原因為公司各期盈餘間原本就存在一定之相關性。

表八　DTA 備抵評價「預期損益平穩化效果」之相關係數(N=1,071)

	$\triangle VAA_{it}$	$\triangle NOLDTA_{it}$	$\triangle ODTA_{it}$	$\triangle DTL_{it}$	$\triangle HEPS_{it}$	$\triangle EPS_{it}$	$\triangle FEPS_{it}$	$HEPS_{it}$	$\triangle MTB_{it}$
$\triangle VAA_{it}$	1.000	0.454	0.416	-0.001	-0.084	-0.183	0.124	-0.073	-0.113
		(0.000***)	(0.000***)	(0.967)	(0.006***)	(0.000***)	(0.000***)	(0.016**)	(0.000***)
$\triangle NOLDTA_{it}$	0.268	1.000	-0.101	0.005	-0.117	-0.189	0.133	-0.129	-0.140
	(0.000***)		(0.000***)	(0.882)	(0.000***)	(0.000***)	(0.000***)	(0.000***)	(0.000***)
$\triangle ODTA_{it}$	0.294	-0.626	1.000	0.115	-0.059	-0.165	0.034	0.169	-0.033
	(0.000***)	(0.000***)		(0.000***)	(0.053*)	(0.000***)	(0.265)	(0.000***)	(0.274)
$\triangle DTL_{it}$	0.002	0.007	0.117	1.000	-0.019	0.035	-0.027	0.176	0.042
	(0.960)	(0.821)	(0.000***)		(0.525)	(0.253)	(0.379***)	(0.000***)	(0.171)
$\triangle HEPS_{it}$	-0.057	-0.088	-0.018	0.033	1.000	-0.236	-0.032	-0.062	-0.013
	(0.063*)	(0.004***)	(0.560)	(0.281)		(0.000***)	(0.291)	(0.043**)	(0.680)
$\triangle EPS_{it}$	-0.171	-0.056	-0.173	-0.001	-0.298	1.000	-0.216	-0.317	0.228
	(0.000***)	(0.068*)	(0.000***)	(0.974)	(0.000***)		(0.000***)	(0.000***)	(0.000***)
$\triangle FEPS_{it}$	0.106	0.096	0.028	-0.254	-0.046	-0.297	1.000	-0.144	0.037
	(0.000***)	(0.002***)	(0.362)	(0.132)	(0.132)	(0.000***)		(0.000**)	(0.222)
$HEPS_{it}$	-0.124	-0.104	0.121	0.224	-0.086	-0.318	-0.128	1.000	0.070
	(0.000***)	(0.001***)	(0.000***)	(0.000***)	(0.000***)	(0.000***)	(0.000***)		(0.022**)
$\triangle MTB_{it}$	-0.103	0.152	-0.200	0.016	-0.135	0.120	0.014	0.156	1.000
	(0.000***)	(0.000***)	(0.000***)	(0.598)	(0.000***)	(0.000***)	(0.659***)	(0.000***)	

(1)表格中之對角線左下角為 Pearson 相關係數，右上角則為 Spearman 相關係數，括號內為 p 值。
(2) ***：表示達 1%顯著水準，**：表示達 5%顯著水準，*：表示達 10%顯著水準

表九係裁決性 DTA 備抵評價「預期損益平穩化效果」分組檢定結果。其中公司當年度績效佳但未來年度績效差（第 2 組）之裁決性 DTA 備抵評價平均數（中位數）為 0.019271（0.013715），大於公司當年度績效差但未來年度佳（第 3 組）之裁決性 DTA 備抵評價平均數（中位數）[-0.03348（-0.01087）]，顯示管理當局會利用裁決性 DTA 備抵評價之操縱，將當年度盈餘「保留」至下一年度；而管理當局也會利用裁決性 DTA 備抵評價「預支」下一年度盈餘，其結果支持假說一，亦即當期績效佳但未來績效差公司的裁決性 DTA 備抵評價，會大於當期績效差但未來績效佳公司的裁決性 DTA 備抵評價。

表九　裁決性 DTA 備抵評價「預期損益平穩化效果」分組檢定結果

△DVAA			當年度績效		合計
			績效差	績效佳	
			1	2	
未來年度績效	績效差	平均數	-0.01787***	0.019271**	-0.00659
		中位數	0.00208	0.013715**	0.00461
		標準差	0.13248	0.10528	0.12592
		樣本數	385	168	553
			3	4	
	績效佳	平均數	-0.03348**	0.004529	-0.00699
		中位數	-0.01087**	0.007066	0.00319
		標準差	0.17134	0.11555	0.13587
		樣本數	157	361	518
	合計	平均數	-0.02239***	0.009211*	-0.00678
		中位數	-0.00183**	0.007186**	0.00394
		標準差	0.14482	0.11250	0.13077
		樣本數	542	529	1071

(1)平均數使用雙尾 t 檢定，中位數使用 Wilcoxon signed-rank test。
(2) ***：表示達 1%顯著水準，**：表示達 5%顯著水準，*：表示達 10%顯著水準。

二、DTA 備抵評價當期損益平穩化

本文檢視當期損益平穩化、訊息傳遞及兩者聯合檢定效果，所採用樣本均相同。為行文方便起見，乃將三者之敘述性統計及相關係數分析並同說明。

表十列示 DTA 備抵評價當期損益平穩化、訊息傳遞、當期損益平穩化及訊息傳遞聯合檢定效果之敘述性統計。其中操縱前盈餘（PME_{it}）、下期操縱前盈餘變動數（ΔPME_{it+1}）及未來每股盈餘（$FEPS_{it}$），均以每股方式表達，故其平均值較大。$\Delta PME_{it} \times \Delta PME_{it+1}$ 則為操縱前盈餘及操縱前盈餘變動數之乘積故

其平均數、標準差均較大。市價/帳面價值比（ΔMTB_{it}）係以比率表達，其餘變數均以每股方式表達。

表十 DTA 備抵評價「當期損益平穩化、訊息傳遞及相互聯合檢定效果」之敘述性統計(N=954)

相關變數	平均數	中位數	標準差	最小值	最大值
ΔVAA_{it}	0.05564	0.00000	0.23042	-1.35495	1.76829
PME_{it}	0.46172	0.33923	1.73187	-11.90037	8.05241
ΔPME_{it+1}	-0.23987	-0.02845	1.85278	-18.86401	14.45246
$PME_{it} \times \Delta PME_{it+1}$	-1.42470	-0.15530	7.30762	-127.46923	15.78081
$\Delta NOLDTA_{it}$	0.03905	0.00000	0.45351	-6.71027	9.28843
$\Delta ODTA_{it}$	0.06967	0.02946	0.45318	-7.57436	6.21438
ΔDTL_{it}	0.01642	0.00000	0.12047	-0.70423	1.16957
$\Delta HEPS_{it}$	-0.35029	-0.19078	2.03732	-20.04797	12.45133
ΔEPS_{it}	-0.11031	-0.04707	1.70456	-12.42816	15.55243
ΔMTB_{it}	-0.13264	-0.07958	1.05903	-15.57367	10.61599

表十一列示 DTA 備抵評價當期損益平穩化、訊息傳遞及兩者聯合檢定效果之 Pearson 及 Spearman 相關係數。其中備抵評價操縱前盈餘（PME_{it}）和下期備抵評價操縱前盈餘變動數（ΔPME_{it+1}）相關係數較高，係因下期備抵評價操縱前盈餘變動數（ΔPME_{it+1}）係以下期備抵評價操縱前盈餘（PME_{it+1}）減除當期備抵評價操縱前盈餘（PME_{it}）得出。備抵評價操縱前盈餘（PME_{it}）、下期備抵評價操縱前盈餘變動數（ΔPME_{it+1}）和每股盈餘變動數（ΔEPS_{it}）相關係數較高，係因三者變數均屬於每股盈餘性質，公司各期盈餘間原本就存在一定之相關性。其餘控制變數和 DTA 備抵評價相關係數方向大致和 Frank and Rego（2006）相同。

表十一　DTA 備抵評價「當期損益平穩化、訊息傳遞及相互聯合檢定效果」之相關係數(N=954)

	$\triangle VAA_{it}$	PME_{it}	$\triangle PME_{it+1}$	$PME_{it}\times\triangle PME_{it+1}$	$\triangle NOLDTA_{it}$	$\triangle ODTA_{it}$	$\triangle DTL_{it}$	$\triangle HEPS_{it}$	$\triangle EPS_{it}$	$\triangle MTB_{it}$
$\triangle VAA_{it}$	1.000	-0.205	0.059	-0.070	0.467	0.423	-0.022	-0.075	-0.149	-0.121
		(0.000***)	(0.068*)	(0.030**)	(0.000***)	(0.000***)	(0.491)	(0.021**)	(0.000***)	(0.000***)
PME_{it}	-0.130	1.000	-0.384	-0.064	-0.380	-0.051	0.175	0.076	0.288	0.275
	(0.000***)		(0.000***)	(0.047)	(0.000***)	(0.113)	(0.000***)	(0.019**)	(0.000***)	(0.000***)
$\triangle PME_{it+1}$	0.130	-0.410	1.000	0.237	0.146	-0.004	-0.026	-0.061	-0.221	0.006
	(0.688)	(0.000***)		(0.000***)	(0.000***)	(0.891)	(0.415)	(0.06*)	(0.000***)	(0.847)
$PME_{it}\times\triangle PME_{it+1}$	0.003	0.047	0.075	1.000	-0.079	-0.046	-0.022	-0.041	0.026	0.021
	(0.920)	(0.150)	(0.02**)		(0.015**)	(0.153)	(0.494)	(0.209)	(0.427)	(0.510)
$\triangle NOLDTA_{it}$	0.397	-0.132	0.064	-0.037	1.000	-0.090	0.011	-0.101	-0.169	-0.128
	(0.000***)	(0.000***)	(0.047**)	(0.258)		(0.005***)	(0.735***)	(0.002***)	(0.000***)	(0.001***)
$\triangle ODTA_{it}$	0.106	-0.065	-0.018	-0.050	-0.780	1.000	0.101	-0.053	-0.138	-0.020
	(0.001***)	(0.043**)	(0.587)	(0.122)	(0.000***)		(0.002***)	(0.104***)	(0.000***)	(0.540)
$\triangle DTL_{it}$	-0.052	0.261	-0.030	-0.010	0.002	0.061	1.000	-0.001	0.039	0.042
	(0.107)	(0.000***)	(0.354)	(0.768)	(0.940)	(0.060*)		(0.968)	(0.234)	(0.197)
$\triangle HEPS_{it}$	-0.015	0.106	-0.058	0.031	0.070	-0.098	0.068	1.000	-0.320	-0.042
	(0.646)	(0.001***)	(0.075*)	(0.332)	(0.030**)	(0.003***)	(0.037)		(0.000***)	(0.193)
$\triangle EPS_{it}$	-0.075	0.313	-0.283	0.080	-0.031	-0.079	0.017	-0.424	1.000	0.205
	(0.021**)	(0.000***)	(0.000***)	(0.013**)	(0.342)	(0.014**)	(0.602)	(0.000***)		(0.000***)
$\triangle MTB_{it}$	-0.098	0.164	-0.001	-0.106	-0.008	-0.035	0.015	-0.242	0.167	1.000
	(0.002***)	(0.000***)	(0.964)	(0.001***)	(0.812)	(0.285)	(0.641)	(0.000***)	(0.000***)	

(1)表格中之對角線左下角為 Pearson 相關係數，右上角則為 Spearman 相關係數，括號內為 p 值。
(2) ***：表示達 1%顯著水準，**：表示達 5%顯著水準，*：表示達 10%顯著水準。

表十二依照樣本公司當期盈餘波動性高低，分別檢定 DTA 備抵評價「當期損益平穩化效果」。Panel A 為具有損益平穩化動機且當期盈餘波動高（當期盈餘偏高或偏低）之樣本公司，迴歸模式之 $Adj-R^2$ 為 0.6451，F 值為 6.75。Panel B 為無損益平穩化動機（當期盈餘波動中等）之樣本公司，迴歸模式之 $Adj-R^2$ 為 0.7276，F 值為 8.05，兩者 F 值均達 1%顯著水準，表示迴歸模式整體配適度（解釋能力）均良好。在 Panel A 有損益平穩化動機之樣本中，其備抵評價操縱前盈餘（PME_{it}）估計係數（β_1）為 0.03608，t 值為 4.71，p 值為 0.0000，達顯著 1%水準，顯示當公司當期盈餘波動性高時（當期盈餘偏高或偏低），管理當局會基於風險考量，運用 DTA 備抵評價之提列進行損益平穩化，以降低盈餘波動性，進而降低可接受風險。在 Panel B 無損益平穩化動機之樣本中，其備抵評價操縱前盈餘（PME_{it}）估計係數（β_1）為-0.01760，t 值為-1.09，p 值為 0.2755，未達到顯著水準。顯示當公司當期盈餘波動低時，管理當局並無動機使用 DTA 備抵評價以進行當期損益平穩化。

在 Panel C 中，在具有損益平穩化及不具損益平穩化動機之樣本比較，係使用虛擬變數方式測試，若具損益平穩化動機則為 1，否則為 0。PME_{it} 及虛擬變數交互作用項，t 值為 2.20，p 值為 0.028，達 5%顯著水準，顯示兩種情形下，不同損益平穩化動機下存在顯著差異。綜上所述，實證結果支持假說二之推論，盈餘波動性高的管理當局會比盈餘波動性低的管理當局，更有動機使用 DTA 備抵評價來進行當期損益平穩化。

表十二　DTA 備抵評價「當期損益平穩化效果」之分組檢定結果

$$\Delta VAA_{it} = \beta_1 PME_{it} + \beta_2 \Delta NOLDTA_{it} + \beta_3 \Delta ODTA_{it} + \beta_4 \Delta DTL_{it} + \beta_5 \Delta HEPS_{it} + \beta_6 \Delta EPS_{it} + \beta_7 \Delta MTB_{it} + \sum \beta_{8t} YEAR_{it} + \sum \beta_{9i} FIRM_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Panel A：有損益平穩化動機				
變　數	預期符號	參數估計值	t 值	p 值
PME_{it} (β_1)	+	0.03608***	4.71	0.0000
$\Delta NOLDTA_{it}$ (β_2)	+	0.65710***	20.41	0.0000
$\Delta ODTA_{it}$ (β_3)	+	0.60316***	19.48	0.0000
ΔDTL_{it} (β_4)	-	-0.41702***	-6.66	0.0000
$\Delta HEPS_{it}$ (β_5)	-	-0.01495***	-3.22	0.0014
ΔEPS_{it} (β_6)	-	-0.01812***	-2.92	0.0037
ΔMTB_{it} (β_7)	-	-0.01635***	-2.78	0.0057
$Adj-R^2$ =0.6451 ; F=6.75 ; p 值(F)=0.0000 ; N=550				
Panel B：無損益平穩化動機				
PME_{it} (β_1)	+/-	-0.01760	-1.09	0.2755
$\Delta NOLDTA_{it}$ (β_2)	+	0.67327***	16.31	0.0000
$\Delta ODTA_{it}$ (β_3)	+	0.59288***	19.75	0.0000
ΔDTL_{it} (β_4)	-	-0.23694**	-2.56	0.0111
$\Delta HEPS_{it}$ (β_5)	-	0.00580	1.04	0.2981
ΔEPS_{it} (β_6)	-	0.00768	0.87	0.3856
ΔMTB_{it} (β_7)	-	-0.00315	-0.23	0.8159
$Adj-R^2$ =0.7276 ; F=8.05 ; p 值(F)=0.0000 ; N=404				
Panel C：測試 Panel A 及 Panel B，損益平穩化係數（β_1）是否有顯著差異				
估計差異＝0.05368；t 值＝2.20；p 值 0.028**				

註：***：表示達 1%顯著水準，**：表示達 5%顯著水準，*：表示達 10%顯著水準(單尾檢定)。

由於表十二 Panel A 實證結果顯示當公司存在當期損益平穩化動機時，管理當局會利用 DTA 備抵評價進行損益平穩化，但存在當期損益平穩化動機之公司又可分為當期盈餘偏高及偏低兩種樣本公司，兩種情形下公司損益平穩化是否會具有不同效果，DTA 備抵評價的運用程度是否有所差異，值得探討。因此本文進一步將存有損益平穩化動機之公司區分為兩種（當期盈餘偏高及偏低），再分別進行測試。

表十三列示當期盈餘偏高及當期盈餘偏低樣本，以檢定其 DTA 備抵評價「當期損益平穩化效果」是否存在。實證結果發現在 Panel A 中，當期盈餘偏高樣本之迴歸模式 $Adj-R^2$ 為 0.5728，F 值為 4.29，達 1%顯著水準。在 Panel B

中，當期盈餘偏低樣本之迴歸模式 $Adj-R^2$ 為 0.7521，F 值為 7.38，達 1%顯著水準。兩者模式整體配適度（解釋能力）均良好。此外，Panel A 為當期盈餘偏高樣本，其備抵評價操縱前盈餘（PME_{it}）估計係數（β_1）為 0.02693，t 值為 1.90，p 值為 0.0593，達顯著 10%水準，顯示當公司當期盈餘偏高時，管理當局會利用 DTA 備抵評價進行損益平穩化，多提列 DTA 備抵評價將當期盈餘降低，以減少當期盈餘波動性。符合當期損益平穩化假說。

Panel B 為當期盈餘偏低之樣本，其操縱前盈餘（PME_{it}）估計係數（β_1）為-0.02289，t 值為-1.39，p 值為 0.1680，未達顯著水準，顯示 Panel B 之實證結果並不支持當期損益平穩化假說。可能原因為當期盈餘偏低之公司多數為當期虧損、或營運不佳之公司，產生遞延所得稅資產實現可能性之負面證據，依照公報規定應增加 DTA 備抵評價之提列，與當期損益平穩化預期方向相反，造成損益平穩化效果被抵銷。

另外在 Panel C 中，本文比較當期盈餘偏高與無損益平穩化動機之樣本，發現其估計損益平穩化估計係數差異為 0.04453，t 值達 6.72，p 值為 0.0097，達 1%顯著水準，顯示在兩種樣本其損益平穩化動機存在顯著不同。在 Panel D 中，也對當期盈餘偏低及無損益平穩化動機之樣本進行係數比較，其估計損益平穩化估計係數差異為 0.00529，t 值為 0.61，p 值為 0.4363，未達顯著水準，顯示此兩種樣本損益平穩化動機並無顯著差異。就當期損益平穩化動機而言，公司盈餘偏高時，管理當局利用 DTA 備抵評價進行平穩化之動機，會較盈餘偏低或無損益平穩化動機的公司為大。公司盈餘偏低時，並未存在損益平穩化之動機，可能原因是公報所規定：當公司盈餘偏低時，管理當局應考慮負面證據之影響，因而多提列 DTA 備抵評價，造成損益平穩化效果之抵銷。

因此，實證結果僅部分支持假說二，亦即公司盈餘波動性高的管理當局，會比公司盈餘波動性低的管理當局，更有動機使用 DTA 備抵評價來進行損益平穩化。同時，因盈餘波動性高之公司只有當期盈餘偏高公司會進行當期損益平穩化，當期盈餘偏低之公司則無動機進行當期損益平穩化。

表十三　DTA 備抵評價當期損益平穩化效果，具有損益平穩化動機之分組檢定結果

$$\Delta VAA_{it} = \beta_1 PME_{it} + \beta_2 \Delta NOLDTA_{it} + \beta_3 \Delta ODTA_{it} + \beta_4 \Delta DTL_{it} + \beta_5 \Delta HEPS_{it} + \beta_6 \Delta EPS_{it} + \beta_7 \Delta MTB_{it} + \sum \beta_{8t} YEAR_{it} + \sum \beta_{9i} FIRM_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

變　數	預期符號	參數估計值	t 值	p 值
Panel A：具有損益平穩化動機－當期盈餘偏高				
PME_{it} (β_1)	+	0.02693*	1.90	0.0593
$\Delta NOLDTA_{it}$ (β_2)	+	0.49581***	10.83	0.0000
$\Delta ODTA_{it}$ (β_3)	+	0.38264***	8.54	0.0000
ΔDTL_{it} (β_4)	-	-0.20471***	-3.16	0.0019
$\Delta HEPS_{it}$ (β_5)	-	-0.01537**	-2.06	0.0410
ΔEPS_{it} (β_6)	-	-0.00231	-0.23	0.8189
ΔMTB_{it} (β_7)	-	-0.03798**	-2.32	0.0216
$Adj-R^2$ =0.5728 ; F=4.29 ; p 值(F)=0.0000 ; N=287				
Panel B：具有損益平穩化動機－當期盈餘偏低				
PME_{it} (β_1)	+	-0.02289	-1.39	0.1680
$\Delta NOLDTA_{it}$ (β_2)	+	0.81371***	15.77	0.0000
$\Delta ODTA_{it}$ (β_3)	+	0.76552***	16.85	0.0000
ΔDTL_{it} (β_4)	-	-0.79003***	-6.52	0.0000
$\Delta HEPS_{it}$ (β_5)	-	0.00084	0.12	0.9061
ΔEPS_{it} (β_6)	-	0.00466	0.45	0.6500
ΔMTB_{it} (β_7)	-	-0.00847	-1.11	0.2675
$Adj-R^2$ =0.7521 ; F=7.38 ; p 值(F)=0.0000 ; N=263				
Panel C：測試在有損益平穩化動機（當期盈餘偏高）及無損益平穩化動機下，損益平穩化係數（β_1）是否有顯著差異				
估計係數差異＝0.04453；t 值＝6.72；p 值 0.0097***				
Panel D：測試在有損益平穩化動機（當期盈餘偏低）及無損益平穩化動機下，損益平穩化係數（β_1）是否有顯著差異				
估計係數差異＝0.00529；t 值＝0.61；p 值 0.4363				

三、DTA 備抵評價訊息傳遞

表十四列示 DTA 備抵評價「訊息傳遞效果」之分組樣本檢定結果。Panel A 為存在訊息傳遞動機樣本，迴歸模式 $Adj-R^2$ 為 0.5808，F 值為 4.40，達 1%顯著水準。Panel B 為不存在訊息傳遞動機之樣本，迴歸模式 $Adj-R^2$ 為 0.7333，F 值為 11.87，達 1%顯著水準。顯示其模型整體配適度（解釋能力）均良好。Panel A 其下期備抵評價操縱前盈餘變動數（ΔPME_{it+1}）估計係數（β_1）為

-0.01192，t 值為-2.02，p 值為 0.0445，達 5%顯著水準。顯示當公司價值相對低估時，公司管理當局會利用 DTA 備抵評價進行訊息傳遞。例如減少 DTA 備抵評價提列數，以傳遞所得稅會計公報規定 DTA 之正面證據。在 Panel B 其下期備抵評價操縱前盈餘變動數（ΔPME_{it+1}）估計係數（β_1）為 0.00039，t 值為 0.11，p 值為 0.9160，未達顯著水準。其係數（β_1）為正，t 值並未顯著。顯示價值高估或公平表達之公司並不會利用 DTA 備抵評價傳遞訊息。再者，訊息傳遞動機存在及不存在之兩種不同樣本，其訊息傳遞估計係數差異為 0.01231，ΔPME_{it+1}和虛擬變數 t 值為 1.65，p 值為 0.0987，達 10%顯著水準，顯示兩者β_1具顯著差異。表十四之實證結果支持假說三，當公司價值低估時，比價值高估或公平表達，更有動機運用 DTA 備抵評價進行傳遞訊息。

表十四　DTA 備抵評價「訊息傳遞效果」之分組檢定結果

$$\Delta VAA_{it} = \beta_1 \Delta PME_{it+1} + \beta_2 \Delta NOLDTA_{it} + \beta_3 \Delta ODTA_{it} + \beta_4 \Delta DTL_{it} + \beta_5 \Delta HEPS_{it} + \beta_6 \Delta EPS_{it} + \beta_7 \Delta MTB_{it} + \sum \beta_{8t} YEAR_{it} + \sum \beta_{9i} FIRM_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

變　數	預期符號	參數估計值	t 值	p 值
Panel A：有訊息傳遞動機－公司價值相對低估				
$\Delta PME_{it+1}(\beta_1)$	-	-0.01192**	-2.02	0.0445
$\Delta NOLDTA_{it}(\beta_2)$	+	0.66714***	5.18	0.0000
$\Delta ODTA_{it}(\beta_3)$	+	0.47047***	12.73	0.0000
$\Delta DTL_{it}(\beta_4)$	-	-0.27557***	-4.88	0.0000
$\Delta HEPS_{it}(\beta_5)$	-	-0.00352	-0.79	0.4292
$\Delta EPS_{it}(\beta_6)$	-	0.00444	0.78	0.4342
$\Delta MTB_{it}(\beta_7)$	-	-0.00654	-0.44	0.6612
$Adj-R^2$=0.5808 ; F=4.40 ; p 值(F)=0.0000 ; N=285				
Panel B：無訊息傳遞動機－公司價值相對高估或公平表達				
$\Delta PME_{it+1}(\beta_1)$	+/-	0.00039	0.11	0.9160
$\Delta NOLDTA_{it}(\beta_2)$	+	0.77534***	35.17	0.0000
$\Delta ODTA_{it}(\beta_3)$	+	0.72420***	30.67	0.0000
$\Delta DTL_{it}(\beta_4)$	-	-0.39427***	-5.71	0.0000
$\Delta HEPS_{it}(\beta_5)$	-	0.00414	1.13	0.2587
$\Delta EPS_{it}(\beta_6)$	-	0.01194***	2.69	0.0074
$\Delta MTB_{it}(\beta_7)$	-	-0.00616	-1.11	0.2660
$Adj-R^2$=0.7333 ; F=11.87 ; p 值(F)=0.0000 ; N=669				
Panel C：測試 Panel A 及 Panel B，訊息傳遞係數（β_1）是否有顯著差異				
係數估計差異＝0.01231；t 值＝1.65；p 值 0.0987*				

註：***：表示達 1%顯著水準，**：表示達 5%顯著水準，*：表示達 10%顯著水準(單尾檢定)。

四、DTA 備抵評價當期損益平穩化及訊息傳遞聯合檢定

本節同時考慮 DTA 備抵評價當期損益平穩化及訊息傳遞效果，並分組觀察其當期損益平穩化及訊息傳遞效果，兩者間是否具有並存效果。由於損益平穩化及訊息傳遞的預期符號並不相同，管理當局在進行損益平穩化時，是否會影響訊息傳遞效果並不清楚，故本研究分別觀察在不同情況下，公司訊息傳遞及損益平穩化之盈餘管理行為。

表十五列示 DTA 備抵評價「當期損益平穩化及訊息傳遞效果」之分組檢定，其結果可分為四組：Panel A－同時存在訊息傳遞及損益平穩化動機、Panel B－存在訊息傳遞動機，但不存在損益平穩化動機、Panel C－不存在訊息傳遞動機，但存在損益平穩化動機、及 Panel D－同時不存在訊息傳遞及損益平穩化動機。Panel A 迴歸模式之 $Adj-R^2$ 為 0.4590，F 值為 2.74，達 1%顯著水準，其模式有良好解釋能力及配適度。當期備抵評價操縱前盈餘（PME_{it}）、下期備抵評價操縱前盈餘（ΔPME_{it+1}）及交互影響項（$PME_{it}\times\Delta PME_{it+1}$）估計係數（$\beta_1$、$\beta_2$、$\beta_3$）分別為 0.04825、-0.02721、0.00569，t 值分別為 1.99、-1.87、1.74，p 值分別為 0.0488、0.0648、0.0855。β_1 達 5%顯著水準、其餘 β_2、β_3 均達 10%顯著水準。顯示當公司同時具訊息傳遞及損益平穩化動機時，DTA 備抵評價之訊息傳遞及損益平穩化效果可以同時並存。實證結果符合假說四之推論，當公司價值低估，而且當期盈餘波動性高時，管理當局會同時有強烈動機進行損益平穩化及訊息傳遞。

表十五 Panel B 迴歸模式之 $Adj-R^2$ 為 0.8101，F 值為 6.52，達 1%顯著水準，顯示模式有良好解釋力及配適度。當期備抵評價操縱前盈餘（PME_{it}）、下期備抵評價操縱前盈餘變動數（ΔPME_{it+1}）及交互影響項（$PME_{it}\times\Delta PME_{it+1}$）估計係數（$\beta_1$、$\beta_2$、$\beta_3$）分別為 0.07035、0.02551、-0.01556，t 值分別為 1.13、0.51、-0.54，p 值分別為 0.2709、0.6164、0.5951。β_1、β_2、β_3 均未達顯著水準。顯示當公司價值低估且無損益平穩化動機時，公司既無訊息傳遞動機，亦無損益平穩化動機。實證結果並不符合假說五之推論，亦即當公司價值低估，且當期盈餘波動性低時，管理當局會有強烈動機進行訊息傳遞，沒有動機去進行損益平穩化。但符合 Kanagaretnam et al.（2004）研究結果，訊息傳遞僅存在於同時考慮訊息傳遞及損益平穩化動機之交互作用項之狀況下才會顯著，訊息傳遞效果是附屬於損益平穩化效果之下。

表十五 Panel C 迴歸模式之 $Adj-R^2$ 為 0.7730，F 值為 9.01，達 1%顯著水準，顯示模式有良好解釋能力及配適度。當期備抵評價操縱前盈餘（PME_{it}）、下期備抵評價操縱前盈餘變動數（ΔPME_{it+1}）及交互影響項（$PME_{it}\times\Delta PME_{it+1}$）估計係數（$\beta_1$、$\beta_2$、$\beta_3$）分別為-0.01357、-0.00214、0.00057，t 值分別為-0.89、-0.40、0.36，p 值分別為 0.3756、0.6681、0.7223。β_1、β_2、β_3 均不顯著。實

證結果也不符合假說六之推論（當公司價值高估或公平表達，且當期盈餘波動性高時，管理當局會有強烈動機進行損益平穩化，沒有動機去進行訊息傳遞）。由於表十三曾證實損益平穩化可能會受到所得稅公報影響，因而抵銷損益平穩化效果。因此，本文進一步檢視 Panel C 係數 β_1 不顯著之原因是否公報所導致。由表十六發現 Panel C 操縱前盈餘之平均數與中位數皆小於 0，顯示公司多為虧損或營運不佳。依照所得稅會計公報規定此類公司依照資產負債表觀點，DTA 實現可能性不大，因此必須增加 DTA 備抵評價之提列。但損益平穩化觀點應減少 DTA 備抵評價提列以增加盈餘，因而造成相互抵銷之結果。

表十五 Panel D 迴歸模式之 $Adj-R^2$ 為 0.7449，F 值為 7.45，達 1%顯著水準，顯示模式有良好解釋能力及配適度。當期備抵評價操縱前盈餘（PME_{it}）、下期操縱前備抵評價操縱前盈餘（ΔPME_{it+1}）及交互影響項（$PME_{it}\times\Delta PME_{it+1}$）估計係數（$\beta_1$、$\beta_2$、$\beta_3$）分別為 0.04325、0.00940、0.00781，t 值分別為 1.64、0.99、0.70，p 值分別為 0.1030、0.3225、0.4834。β_1、β_2、β_3 均不顯著。顯示當公司價值高估或公平表達而且當期盈餘波動性低時，管理當局並不存在訊息傳遞及損益平穩化動機。實證結果符合假說七之推論，當公司價值高估或公平表達，且當期盈餘波動性低時，管理當局沒有動機進行損益平穩化及訊息傳遞。

表十五 DTA 備抵評價「當期損益平穩化及訊息傳遞效果」之分組樣本檢定結果

$$\begin{aligned}\Delta VAA_{it} &= \beta_1 PME_{it} + \beta_2\Delta PME_{it+1} + \beta_3 PME_{it} * \Delta PME_{it+1} + \beta_4\Delta NOLDTA_{it} \\ &+ \beta_5\Delta ODTA_{it} + \beta_6\Delta DTL_{it} + \beta_7\Delta HEPS_{it} + \beta_8\Delta EPS_{it} + \beta_9\Delta MTB_{it} \\ &+ \sum\beta_{10t}YEAR_{it} + \sum\beta_{11i}FIRM_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (7)\end{aligned}$$

Panel A：同時存在訊息傳遞及損益平穩化動機

變　數	預期符號	參數估計值	t 值	p 值
PME_{it}（β_1）	+	0.04825**	1.99	0.0488
ΔPME_{it+1}（β_2）	-	-0.02721*	-1.87	0.0648
$PME_{it}\times\Delta PME_{it+1}$（$\beta_3$）	+/-	0.00569*	1.74	0.0855
$\Delta NOLDTA_{it}$ (β_4)	+	0.55862***	3.57	0.0005
$\Delta ODTA_{it}$ (β_5)	+	0.30286***	5.33	0.0000
ΔDTL_{it} (β_6)	-	-0.17427***	-2.76	0.0068
$\Delta HEPS_{it}$ (β_7)	-	-0.01887**	-2.24	0.0275
ΔEPS_{it} (β_8)	-	-0.00832	-0.67	0.5059
ΔMTB_{it} (β_9)	-	-0.04181	-1.73	0.0872

$Adj-R^2$ =0.4590 ; F=2.74 ; p 值(F)=0.0000 ; N=197

Panel B：存在訊息傳遞動機，但不存在損益平穩化動機				
變　數	預期符號	參數估計值	t 值	p 值
ΔPME_{it+1}（β_2）	-	0.02551	0.51	0.6164
$PME_{it} \times \Delta PME_{it+1}$（$\beta_3$）	+/-	-0.01556	-0.54	0.5951
$\Delta NOLDTA_{it}$ (β_4)	+	5.89628**	2.55	0.0191
$\Delta ODTA_{it}$ (β_5)	+	0.56758***	6.05	0.0000
ΔDTL_{it} (β_6)	-	-0.72718***	-2.90	0.0089
$\Delta HEPS_{it}$ (β_7)	-	-0.00534	-0.47	0.6451
ΔEPS_{it} (β_8)	-	-0.01351	-0.85	0.4056
ΔMTB_{it} (β_9)	-	-0.01571	-0.57	0.5772
$Adj-R^2$ =0.8101 ; F=6.52 ; p 值(F)=0.0000 ; N=88				
Panel C：不存在訊息傳遞動機，但存在損益平穩化動機				
PME_{it}（β_1）	+	-0.01357	-0.89	0.3756
ΔPME_{it+1}（β_2）	+/-	-0.00214	-0.40	0.6881
$PME_{it} \times \Delta PME_{it+1}$（$\beta_3$）	+/-	0.00057	0.36	0.7223
$\Delta NOLDTA_{it}$ (β_4)	+	0.79510***	21.60	0.0000
$\Delta ODTA_{it}$ (β_5)	+	0.78033***	21.15	0.0000
ΔDTL_{it} (β_6)	-	-0.77899***	-7.46	0.0000
$\Delta HEPS_{it}$ (β_7)	-	0.00327	0.55	0.5838
ΔEPS_{it} (β_8)	-	0.00412	0.47	0.6353
ΔMTB_{it} (β_9)	-	-0.00383	-0.59	0.5563
$Adj-R^2$ =0.7730 ; F=9.01 ; p 值(F)=0.0000 ; N=353				
Panel D：同時不存在訊息傳遞及損益平穩化動機				
PME_{it}（β_1）	+/-	0.04325	1.64	0.1030
ΔPME_{it+1}（β_2）	+/-	0.00940	0.99	0.3225
$PME_{it} \times \Delta PME_{it+1}$（$\beta_3$）	+/-	0.00781	0.70	0.4834
$\Delta NOLDTA_{it}$ (β_4)	+	0.72873***	14.89	0.0000
$\Delta ODTA_{it}$ (β_5)	+	0.67318***	16.96	0.0000
ΔDTL_{it} (β_6)	-	-0.11124	-0.99	0.3231
$\Delta HEPS_{it}$ (β_7)	-	0.00499	0.53	0.5971
ΔEPS_{it} (β_8)	-	0.00699	0.52	0.6038
ΔMTB_{it} (β_9)	-	-0.03315	-1.59	0.1133
$Adj-R^2$ =0.7449 ; F=7.45 ; p 值(F)=0.0000 ; N=316				

註：***：表示達 1%顯著水準，**：表示達 5%顯著水準，*：表示達 10%顯著水準(單尾檢定)。

表十六 「當期損益平穩化及訊息傳遞效果」聯合檢定操縱前盈餘敘述性統計

Panel A：同時存在訊息傳遞及損益平穩化動機					
相關變數	平均數	中位數	標準差	最小值	最大值
PME_{it}	2.36902	1.93675	1.70763	0.03143	8.05242
Panel B：存在訊息傳遞動機，但不存在損益平穩化動機					
PME_{it}	1.48392	1.31252	0.81651	-0.18438	3.46848
Panel C：不存在訊息傳遞動機，但存在損益平穩化動機					
PME_{it}	-0.55534	-0.38034	1.55064	-11.90037	5.54880
Panel D：同時不存在訊息傳遞及損益平穩化動機					
PME_{it}	0.12417	0.13277	0.74054	-1.90264	2.20702

本文進一步將上述假說四至假說七實證結果與 Kanagaretnam et al.（2004）結論比較，除假說六結論不一致外，其餘結論大致相同。Kanagaretnam et al.（2004）採用「貸款損失準備」作為盈餘管理工具，科目本身並無相關會計公報嚴格規範，管理當局擁有較大裁量權。但所得稅會計公報規定提列 DTA 備抵評價應考量公報所規定之正負面證據，管理當局裁量權相對於貸款損失準備來的小。損益平穩化係基於損益表觀點平穩化盈餘；而訊息傳遞則基於資產負債表觀點提升公司價值。Kanagaretnam et al.（2004）以貸款損失準備作為盈餘管理工具，並不會造成損益平穩化及訊息傳遞間的衝突，兩者操縱方向不會互相抵銷。但本文假說六的樣本多為虧損或營運不佳的公司，公報規定依照資產負債表觀點，DTA 實現可能性不大，應增加 DTA 備抵評價之提列，與損益表觀點之損益平穩化操縱方向不同，兩者產生抵銷效果，故本文在此種情況下無法判定假說六是否成立。歸納本文實證與 Kanagaretnam et al.（2004）不一致的原因，除會計科目本身性質不同外，會計準則公報對操縱工具之規範程度，也會影響管理當局利用操縱工具進行盈餘管理的效果，顯示盈餘管理行為會因為會計科目本身性質的不同，而有不同的因應及選擇。

伍、 結論

許多文獻指出，DTA 備抵評價是一項盈餘管理工具（Peavey and Nurnberg 1993; Comiskey and Mulford 1994; Petree, Gregory and Vitray 1995），因其金額係由管理當局根據公報所規定之正負面證據加以自行決定，公司管理當局可能運用許多攸關且非公開資訊，對 DTA 備抵評價之提列金額審慎判斷與考量，而此項金額會對公司會計盈餘作出重大且具直接效果的調整（Bauman et al. 2001）。因此，管理當局便可能利用 DTA 備抵評價所具有的裁量空間，進行盈餘管理。過去文獻也多以此種負面意涵來解讀 DTA 備抵評價。但是盈餘管理的進行並非全然為負向意涵，例如藉由損益平穩化將公司盈餘波動性予以降

低，即為正向意涵。而管理當局若能將公司未來前景的私有訊息傳遞給市場投資人知悉，有利投資人決策的釐定，亦為一種正向意涵。上述兩種正向意涵有可能共同存在並具有交互作用，可分別傳達不同訊息給市場投資人，而影響投資人之決策考量。

實證結果發現：(1) 在「工作安全動機」下，當期績效佳但未來績效差的公司，其裁決性 DTA 備抵評價會較當期績效差但未來績效佳的公司為大，顯示裁決性 DTA 備抵評價具有預期損益平穩化效果。(2) 在「風險分散動機」下，當期盈餘波動性高的公司，DTA 備抵評價具有當期損益平穩化效果，當期盈餘波動性低的公司，DTA 備抵評價不具當期損益平穩化效果；進一步將當期盈餘波動性高的公司，分為當期盈餘偏高及偏低兩群，只有當期盈餘偏高的公司才具有當期損益平穩化動機。(3) 在「資訊不對稱動機」下，當公司價值低估時， DTA 備抵評價具有訊息傳遞效果；但當公司價值高估或公平表達時，DTA 備抵評價不具訊息傳遞效果。(4) 在進行相關動機聯合檢定時，只有訊息傳遞動機及損益平穩化動機同時存在的樣本公司，損益平穩化及訊息傳遞才有並存效果。但當「當期損益平穩化」動機存在，「訊息傳遞」動機不存在時，其實證結果則不顯著，此種結論與 Kanagaretnam et al. (2004) 以金融業「裁決性貸款損失準備」科目所得出的結論並不一致，可能原因是會計科目本身性質及會計準則公報對操縱工具規範程度不同所致。

參考文獻

吳清在與林松宏，2003，遞延所得稅資產備抵評價之決定因素及價值攸關性：台灣上市公司之實證研究，中華會計學刊，第 3 卷第 2 期(4 月)：201-236。

林娟慧，2005，遞延所得稅資產備抵評價之資訊內涵及股價資訊性：台灣上市公司之實證研究，國立成功大學會計學研究所碩士論文。

財團法人中華民國會計研究發展基金會，1994，財務會計準則公報第二十二號：所得稅之會計處理準則。

財團法人中華民國會計研究發展基金會，1999，財務會計準則公報第二十二號：所得稅之會計處理準則，最新修訂版。

張仲岳，1997，證券投資分析－會計資訊之應用，三民書局。

張至誼，2001，遞延所得稅資產評價之盈餘管理探討，國立台灣大學會計學研究所碩士論文。

Akerlof, G. A. 1970. The market for “lemons”: Quality uncertainty and the market mechanism. *Quarterly Journal of Economics* 84 (August): 488-500.

Barton, J. 2001. Does the use of financial derivatives affect earnings management decisions? *The Accounting Review* 76 (January): 1-26.

Bartov, E., and P. Mohanram. 2004, Private information, earnings manipulations, and executive stock-option exercises. *The Accounting Review* 79 (October): 889-920.

Bauman, C. C., and M. P. Bauman. 2000. The deferred tax asset valuation allowance as a strategic accounting choice. Working paper, University of Wisconsin-Milwaukee , University of Illinois at Chicago.

Bauman, C. C., M. P. Bauman, and R. F. Halsey. 2001. Do firms use the deferred tax asset valuation allowance to manage earnings? *The Journal of the American Taxation Association* 23 (Supplement): 27-48.

Beidleman, C. R. 1973. Income smoothing: The role of management. *The Accounting Review* 48 (October): 653-667.

Burgstahler, D., W. B. Elliott, and M. Hanlon. 2002. How firms avoid losses: Evidence of use of the net deferred tax asset account. Working paper, University of Washington.

Chao C. L., R. L. Kelsey, S. M. Horng, and C. Y. Chiu. 2004. Evidence of earnings

management from the measurement of the deferred tax allowance account. *The Engineering Economist* 49: 63-93.

Comiskey, E. A., and C. W. Mulford. 1994. Evaluating deferred-tax assets: Some guidance for lenders. *Commercial Lending Review* 9: 12-25.

Defond, M. L., and C. W. Park. 1997. Smoothing income in anticipation of future earnings. *Journal of Accounting and Economics* 23 (July): 115-139.

Financial Accounting Standards Board (FASB), 1992. *Accounting for Income Taxes.* Statement of Financial Accounting Standards No. 109. Norwalk. CT: FASB.

Frank, M. M., and S. O. Rego. 2006. Do managers use the valuation allowance account to manage earnings around certain earnings targets? *The Journal of the American Taxation Association* 28 (Spring): 43-65.

Fudenberg, D. and J. Tirole. 1995. A theory of income and dividend smoothing based on incumbency rents. *Journal of Political Economy* 103 (February): 75-93.

Gordon, E. A., and P. R. Joos. 2004. Unrecognized deferred taxes: Evidence from the UK. *The Accounting Review* 79 (January): 97-124.

Healy, P. M., and J. M. Wahlen. 1999. A review of the earnings management literature and its implication for standard setting. *Accounting Horizons* 13 (December): 365-383.

Holland, K., and Richard H. G. Jackson. 2004. Earnings management and deferred tax. *Accounting and Business Research* 34: 101-123.

Heiman-Hoffman, V. B., and J. M. Patton. 1994. An experimental investigation of deferred tax asset judgments under SFAS No. 109. *Accounting Horizons* 8 (March): 1-7.

Kanagaretnam, K., G. J. Lobo, and R. Mathieu. 2003. Managerial incentive for income smoothing through bank loan loss provisions. *Review of Quantitative Finance and Accounting* 20 (January): 63-80.

Kanagaretnam, K., G. J. Lobo, and D. Yang. 2004. Joint tests of signaling and income smoothing through bank loan loss provisions. *Contemporary Accounting Research* 21 (Winter): 843-884.

Kumar, K. R. and G. Visvanathan. 2003. The information content of the deferred tax valuation allowance. *The Accounting Review* 78 (April): 471-490.

Lu, J. 2000. The valuation allowance for deferred tax assets and earnings management. Working paper, University of Southern California.

Marquardt, C., and C. Wiedman. 2005. Earnings management through transaction structuring: Contingent convertible debt and diluted earnings per share. *Journal of Accounting Research* 43 (May): 205-243.

Miller, G., and D. Skinner. 1998. Determinants of the valuation allowance for deferred tax assets under SFAS No.109. *The Accounting Review* 73 (April): 213-33.

Ohlson, J. 1995. Earnings, book values, and dividends in equity valuation. *Contemporary Accounting Research* 11 (Spring): 661-687.

Peavey, D. E., and H. Nurnberg. 1993. FASB 109：Auditing considerations of deferred tax assets. *Journal of Accountancy* 175 (May): 77-81.

Petree, T. R., G. J. Gregory, and R. J. Vitray. 1995. Evaluating deferred tax assets. *Journal of Accountancy* 179 (March): 71-77.

Phillips, J. D., M. Pincus, and S. O. Rego. 2003. Earnings management：New evidence based on deferred tax expense. *The Accounting Review* 78 (April): 491-521.

Ronen, J., and S. Sadan. 1981. *Smoothing income numbers: objectives, means and implications*. Reading, MA: Addison-Wesley.

Schrand, C. and M. H .F. Wong. 2003. Earnings management using the valuation allowance for deferred tax assets under SFAS 109. *Contemporary Accounting Research* 20 (Fall): 579-611.

Teoh, S., I. Welch, and T. Wong. 1998. Earnings management and the underperformance of seasoned equity offerings. *Journal of Financial Economics* 50 (October): 63-99.

Trueman, B., and S. Titman. 1988. An explanation for accounting income smoothing. *Journal of Accounting Research* 26 (Supplement): 127-139.

Tucker, J. W., and P. A. Zarowin. 2006. Does income smoothing improve earning informativeness? *The Accounting Review* 81 (January): 251-270.

Visvanathan, G.. 1998. Deferred tax valuation allowances and earnings management. *Journal of Financial Statement Analysis* 3 (Summer): 6-15.

Wahlen, J. 1994. The nature of information in commercial bank loan loss disclosures. *The Accounting Review* 69 (July): 455-478.

會計與公司治理
第四卷　第二期
2007 年 12 月
81-104 頁

中國財務報導穩健性實證分析

官月緞
銘傳大學

陳麗雯
國立暨南國際大學

摘要

本研究以 1992~2005 年中國 A 股上市公司為樣本，預期 1998 年起，由於會計改革與證券法頒布實施，上市公司財務報導穩健程度將顯著增加。文獻對於穩健性缺乏一致性的定義，因此本文採多重的衡量方式，包括累積應計數字變化、盈餘反應好壞消息的時效性差異、淨值相對於市值持續向下偏誤的程度，實證結果一致支持研究假說，顯示會審準則與國際標準接軌發揮一定成效，A 股報表的比較性與可靠性提升，有利於未來推展 A、B 股並軌與加深中國資本市場國際化的程度。

關鍵詞：穩健性、應計數字、盈餘/報酬關係、淨值/市值比率

Journal of Accounting and Corporate Governance
Volume 4 Number 2, Dec 2007
pp.81-104

An Empirical Analysis of Chinese Financial Reporting Conservatism

Yue-Duan Guan
Ming Chuan University

Li-Wen Chen
National Chi Nan University

Abstract

Based on a sample of Chinese listed firms with A-shares during 1992~2005, we anticipate financial reporting has become more conservatism after accounting reform and the securities law promulgation in 1998. In the absence of a generally accepted definition of conservatism, a number of measures of reporting conservatism are examined, including the accumulation of accruals, the differential timeliness of incorporating good news versus bad news in reported earnings, and the level of book values persistently below market values. The empirical results support our hypothesis consistently, indicating some success towards convergence with international accounting standards and enhancement of the comparability and reliability of A-shares' financial statements. Thus, the desegregation of A-shares and B-shares and the increases of Chinese capital market globalization will be facilitated in the near future.

Keywords：*Conservatism*、*Accruals earnings/Returns relation*、*Book-to-market ratio.*

壹、前言

探討中國發行 A 股的上市公司財務報導穩健程度[1]的變化，主要動機為中國新興市場成立初期，爲了吸引外資與管制外匯，依投資對象進行 A、B 股分軌的市場區隔。其中，A 股專供中國公民買賣，財務報表係依據中國會計準則編製，通常由當地會計師事務所查核簽證；B 股專供外國投資者買賣，財務報表係依據國際會計準則編製，通常委由國際型會計師事務所查核簽證，同時發行 A、B 股的公司，必須提供雙重準則編製的財務報表。依據 Chen, Gul and Su（1999）顯示 1998 年之前，中國會計準則編製查核之 A 股報表盈餘高於國際會計準則編製查核之 B 股報表盈餘約 20%~30%。加上股票上、下市與配股規範均以會計盈餘或淨資產報酬率為依據[2]，由於早期會審規範不甚完備，公司治理與監管機制尚在起步，衍生諸多盈餘管理（earnings management）現象[3]。具體而言，Aharony, Lee and Wong（2000）發現國家企業（stated owned enterprises）窗飾報表以利上市；Chen, Chen and Su（2001a）發現財務艱困公司美化盈餘規避下市危機；Chen and Yuan（2004）亦證實上市公司操縱業外損益跨越配股門檻。一系列實證證據引發各界質疑中國 A 股財務報表的穩健程度。

為了消弭各界對於財務報表的疑慮與資本市場全球化的發展，中國主管機構積極推動會審準則與國際標準接軌，並落實各項監管機制。具體而言，1997 年起推動「脫鉤改制」，強制會計師事務所與所屬政府機構或大學分離，獨立成為合夥事務所或有限責任事務所，以提高審計獨立性；1998 年起進行會計改革，採取「成本與市價孰低法」的穩健架構，要求上市公司提列壞帳損失、存貨跌價損失與長短期投資跌價損失等多項規範，同年「證券法」頒布實施，邁入法制化；2002 年起廢除「特別轉讓」服務，真正落實「公司法」下市機制等[4]。中國系列改革與監管成效是否提升會計資訊品質引發關注，如 Chen et al.（2001b）發現 A 股會計資訊具價值攸關性（relevance），亦即會計資訊可以解釋權益證券市值與報酬的變化；Sami and Zhou（2004）進而證實 B 股會計資訊較 A 股會計資訊更具價值攸關性；Haw, Qi, Wu and Wu（2005）則持續探討特定樣本進行資本市場融資所衍生的盈餘管理行為與市場反應。上述文獻強調投資決策攸關性與盈餘管理議題，至於財務報導穩健性研究有限，早期 Lin and Chen（1999）透過問卷了解中國各界對於會計改革採用穩健慣例的看法；晚近雖有 Chen, Chen, Su and Wang（2004）與 Yang, Rohrbach and Chen（2005）二

---

[1] 本文對於「conservatism」採用穩健性說詞，有些學者採審慎性或保守性說詞。

[2] 首先，中國大陸上市（下市）條件為連續三年盈利（虧損）。其次，配股條件 1993 年前為連續二年盈利；1994 年改為淨資產報酬率（簡稱 ROE）三年平均 10%以上；1996 年起改為最近三年每年 ROE 在 10%以上；1999 年起改為最近三年 ROE 平均在 10%以上，但每年不得低於 6%。

[3] 盈餘管理為公司管理階層編製財務報表時，基於經濟動機，在一般公認會計原則所允許的彈性範圍內，操控實質交易或損益認列以遂行機會主義。

[4] 依據中國大陸「公司法」第 4 章第 157 條規定，上市公司連續三年虧損理應下市，中國證監會考慮投資者權益與公司存活，每週五仍對其提供「特別轉讓」服務，退場機制形同虛設。

篇研究檢視資產沖銷對於權益證券的評價角色，但囿於研究期間（1998~2000）與範圍（特定資產），因此未能了解財務報導穩健程度十餘年的變化與全貌[5]。

由於穩健性為國際會計準則的重要慣例，加上中國新興市場，資訊仲介業尚未成熟，在其他替代性資訊（包括分析師盈餘預測、管理當局法人說明會等）不足的前提下，財務報表仍是市場參與者最主要的參考資訊。會計資訊攸關事前（ex-ante）決策與事後（ex-post）評估，在全球資本移動的浪潮下，A 股財務報導是否進一步與國際標準接軌，轉趨穩健以提高報表可靠性（reliability）、比較性（comparability）、與資訊透明度（transparency）至為重要。

財務報導穩健性在美國安隆（Enron）弊案[6]後再度引發討論，會計規範採取穩健態度由來已久。Watts（2003a, 2003b）論述相關理由如下：（1）股東或債權人爲了預防資訊優勢的管理階層遂行機會主義，偏好穩健的會計政策。（2）公司希望藉由收益遞延或損失提前認列以極小化所支付的稅負現值。（3）會審人員由於盈餘或淨資產高估被懲處機率遠高於盈餘或淨資產低估。（4）管制機構因為管制對象財務報表美化所承受的政治成本與日俱增。中國開放改革，實施市場經濟後，管制機構的政治成本與會審人員的法律責任雖然與美國成熟的證券市場差距甚遠，但在「法制化」與「規範化」的目標下有逐漸增加的趨勢，1998 年可視為轉折年度，如前所述，當年「證券法」頒布，資本市場的健全發展與秩序維護有了正式的法源依據，加上因應 A、B 股並軌，會審準則積極與國際標準接軌，因此本文預期 1998 年後，由於會計改革與監管落實，上市公司財務報導行為將轉趨穩健。

對於穩健性的定義與衡量，各學者觀點不盡相同，如 Givoly and Hayn（2000）從公司財務報導裁量權切入，以應計基礎（accrual basis）與現金基礎（cash basis）差額之應計數字（accruals）來觀察穩健程度變化；Basu（1997）從損益表觀點切入，主張穩健性為「會計盈餘對於好（壞）消息的認列，要求嚴格（寬鬆）的驗證，驗證要求越不對稱，會計處理越穩健」；Feltham and Ohlson（1995）從資產負債表觀點切入，並以市值為評比標竿，認為穩健性為「權益證券之淨值（book value）相對其市值（market value）向下偏誤的程度」；Beaver and Ryan（2000）進一步分析其成因，一為穩健會計的不對稱認列使得淨值持續低於市值，另一為遞延認列使得淨值暫時低於市值。由於缺乏一致性的操作性定義，本文採多重的穩健性衡量方式檢視中國財務報導穩健程度跨期變化，包括觀察應計數字之符號與幅度變化、盈餘反應好壞消息之時效性差異、淨值/市值比率的變化。

---

[5] 中國境內文獻經搜尋多為敘述性文章，因此不加引用，本研究引用之文獻為在國際性學術期刊發表之中國財務報導穩健性相關論文為主。

[6] 美國第七大企業安隆公司，高階主管不當財務操作與盲目擴張，為了掩飾經營失敗透過「特殊目的個體」進行資產負債表外融資達 270 億美元；另外安隆公司與安達信（Arthur Anderson）會計師事務所過往甚密，證管會調查時簽證會計師竟然銷毀安隆文件，導致安達信聲譽毀於一旦。

本文以 1992~2005 年 A 股上市公司為研究樣本，實證結果支持本研究假說預期，亦即 1998 年起財務報導穩健程度顯著大於 1998 年之前。具體而言，整體市場（整合上海與深圳市場）證據顯示：（1）1992~1997 各年應計數字皆為正（平均數 0.208），反之，1998~2005 各年應計數字皆轉負（平均數-0.024）。（2）累積應計數字（累積非營業應計數字）1997 至 1998 由 0.4034（0.3320）大幅滑落至 0.1560（0.1413），之後呈現單調遞減（排除 1999 年應計數字自動迴轉），財務報導穩健程度在 1998 年以後顯著增加。（3）盈餘對於壞消息的增額反應在 1998 年前、後分別為-0.293 與 0.641，增幅達 3 倍。（4）至於控制遞延各期股票報酬後，1998 年之後淨值/市值比率顯著小於 1998 年之前的淨值/市值比率（估計係數為-1.061），同樣支持 1998 年起 A 股財務報導穩健程度增加。若將上海與深圳證券市場分別觀察，結論相同。本文研究顯示會計改革與監管落實發揮一定成效，1998 年後加速與國際會計準則接軌的步調，財務報導明顯轉趨穩健，A 股報表的可靠性提升，A、B 股全面並軌與資本市場國際化的深化為期不遠。

本文其餘章節安排如下：第二節簡介中國資本市場與會計改革背景；第三節為研究設計，包括假說建構、變數衡量與資料來源；第四節實證結果分析與討論；第五節彙總結論。

貳、資本市場發展與會計改革

一、資本市場發展與現況

中國資本市場源自國家企業改革與吸引外資，發展至今僅十餘年。1990 年 11 月 26 日，中國人民銀行在中國國務院授權下成立上海證券交易所，1991 年 4 月 11 日，深圳證券交易所相繼成立[7]。政府在推動國家企業剝離（carve-out）上市過程中，仍然維持社會主義國有制的基調，僅允許部份股權流通在外，國家仍為最大股東[8]。具體而言，上市公司股權結構依投資主體可區分為尚未流通股與已流通股；前者包括國家股、法人股、職工股與轉配股，後者為社會公眾股。依據中國證券監督管理委員會（China Securities Regulatory Commission 以下簡稱中國證監會）2006 年 7 月統計資料顯示，上海與深圳證券交易所上市公司股份總額為 10,540.30 億股，尚未流通股為 6,294.53 億股（約占 59.72%），已流通之社會公眾股為 4,245.77 億股（約占 40.28%）[9]。在國家為主要控股股東的結構下，政府同時掌控上市公司董事會與指派高階主管，內部制衡機制形同虛設，關係企業利益輸送問題難以杜絕。尤其證券市場成立初期，相關法規尚未完備，國務院證券委員會、中國證監會與中國人民銀行等管制機構多頭管

[7] 除了上海與深圳證券交易所外，過去在北京尚有全國證券交易自動報價系統（STAQ）與全國電子交易系統（NET）提供國家股與法人股之轉讓，1999 年 9 月 9 日暫停交易（已休市）。

[8] 國家企業將績效良好的單位包裝上市，非營利事業與獲利不佳的部門繼續停留於原有的國家企業，原國家企業成為新上市公司的控股股東。

[9] 中國證券監督管理委員會「統計信息」，http://www.csrc.gov.cn/cn/homepage/index.jsp.

理，彼此權責重疊，監管成效不彰。1998 年國務院推動整併，從此中國證監會全盤負責證券市場之監管，同年證券法頒布，證券市場正式邁入法制化，中國證監會對於涉及內線交易或信息揭露[10]不實的上市公司積極進行調查並依法懲處，懲處案例包括銀廣夏、鄭百文、瓊民源、大慶聯誼、紅光實業、閩福發、億安科技、活力 28 等，展現維護市場秩序的決心，2004 年 7 月起更是強制要求上市公司至少設置 1/3 獨立董事席次，可見中國公司治理起步雖晚，但改革步調相當快速（Chen, Firth, Gao and Rui 2005）。

中國爲了吸引外資與管制外匯的雙重目標，進一步將流通股依上市地點與投資對象分為境內上市普通股（A 股）、境內上市外資股（B 股）與境外上市外資股（H 股）。其中，A 股專供中國公民買賣，以人民幣標明面值與交易，A 股財務報表係依據中國大陸會計準則編製；B 股則專供外國投資者買賣，仍以人民幣標明面值，但在上海（深圳）證券交易所以美元（港幣）交易，B 股財務報表必須依據國際會計準則編製。2001 年 2 月 19 日起，因應加入世貿組織與解決 A、B 股同權不同價的問題[11]，開放中國公民買賣 B 股，2002 年 12 月 1 日允許合格境外機構投資者（QFII）投資 A 股，逐步推動 A、B 股並軌。至於 H 股，係在中國註冊但於香港上市的國企股，以港幣標明面值與交易，其報表則依據香港會計準則加以編製。截至 2006 年 7 月，僅發行 A 股的上市公司 1,239 家，僅發行 B 股的上市公司 23 家，僅發行 H 股的上市公司 99 家，同時發行 A、B 股的上市公司公司 86 家，同時發行 A、H 股的上市公司公司 31 家[12]。其中，上海 836 家上市公司（A 或 B 股），總股本約 7,282 億人民幣，流通股本約 2,000 億人民幣，總市值約 36,140 億人民幣，流通市值約 10,578 億人民幣；至於深圳 543 家上市公司（A 或 B 股），總股本約 2,250 億人民幣，流通股本約 1,110 億人民幣，總市值約 12,232 億人民幣，流通市值約 5,846 億人民幣[13]。

二、會審準則與國際接軌

中國 1979 年之前，實施中央計劃經濟體制，會計制度師法蘇聯，統一的規範相當僵化，本質為政府基金會計，會計角色僅是協助政府規劃與控制國家企業的生產配額。1979 年之後，開放門戶，海外資金大量湧入，加上合資企業不斷成長，1985 年首次引進西方會計實務，訂立「合資會計規範」。此外，中國積極推動國家企業股份化（shareholding system），1992 年頒布「股份制試點企業會計制度」，與「企業會計準則」。由於上述準則僅提供觀念性架構，因此 1993 年 2 月起，在世界銀行（World Bank）出資下，聘請德勤國際組織（Deloitte

---

[10] 上市公司信息披露系統，包括上市前招股說明書、上市公告書、配股說明書、定期與臨時報告。

[11] Chen, Firth and Kim（2002）同時發行 A、B 股的公司，其 A 股與 B 股有相同的權利與相同的股利，開放中國公民買賣 B 股前，A、B 股價差高達四至五倍，開放後 A、B 股價差縮減至二倍左右，未能完全消弭 A、B 股價差主要乃人民幣兌換外幣仍受管制且未全面開放外資投資 A 股。.

[12] 中國證券監督管理委員會「統計信息」，http://www.csrc.gov.cn/cn/homepage/index.jsp.

[13] 上海證券交易所「市場概況」，http://www.sse.com.cn/sseportal/ps/zhs/home.shtml.與深圳證券交易所「市場總貌」，http://www.szse.cn/mail/default.aspx.引用之數據為四捨五入結果。

Touche Tohmastsu International）協助起草 30 號具體的會計準則，勾勒與國際會計準則接軌的雛型。

1998 年會計改革之前中國會計準則與國際會計準則重大差異，包括（1）存貨與短期投資會計處理在中國採歷史成本法，國際採「成本與市價孰低法」。（2）壞帳提列中國有上限規範，如外資最高可提列 3%，其餘企業 0.3%~0.5%，但國際準則無上限規範。（3）固定資產折舊中國準則採直線法，殘值設定為成本 3%~5%，國際準則允許多種折舊方法，殘值與使用年限係管理當局裁量決定。（4）在中國長期投資採權益法，持股比率至少須達 25%，國際準則規範為 20%。（5）無形資產在中國有最低攤銷年限，國際準則並未規範使用年數之下限。（6）匯兌損益在中國先遞延然後分年攤銷，但國際準則匯兌損益應當期認列。（7）營建工程之利息資本化截止時點（折舊開始計提時點），中國會計準則規範為拿到建造完竣之執照，國際會計準則遞延至營建工程實質使用（Bao and Chow 1999）。

1998 年起引用「成本與市價孰低法」的架構，要求企業提列備抵壞帳、存貨跌價損失、短期投資跌價損失、長期投資跌價損失，通稱「四項計提」，希望藉此提高財務報表的穩健性，縮短同時發行 A、B 股的上市公司在雙軌報導制下二套準則盈餘的差距。除了上述「四項計提」強制性規範，1998 年會計改革還發布了 7 號具體的企業會計準則，包括現金流量表準則、資產負債表期後事項準則、債務重整與清算準則、收入準則、投資準則、建造合同準則、會計政策與會計估計變更準則（Haw, Qi and Wu 1999）。後續的會計改革中，穩健慣例仍然主導了中國新興市場，至 2001 年「成本與市價孰低法」架構推展至非現金的其他資產，包括固定資產、無形資產、在建工程與委託貸款應進行價值減損測試（impairment test），構思與國際會計準則全面接軌，以期降低國際資金對於中國市場資訊不透明與盈餘高估的疑慮（Chen et al. 2002）。

如同會計，中國早期審計為政府審計，主要關注政府資產是否妥善保管，政府資金是否不當挪用等。但隨著外資企業成長、國家企業改革與證券市場成立，中國財政部在 1995 年授權中國註冊會計師協會（Chinese Institute of Certified Public Accountants）參照國際慣例制定審計準則，第一批審計準則於 1996 年起出爐，當年 2 月 15 日，大華會計師事務所對上海延中實業股份有限公司 1995 年年報中投資收益歸類為營業所得提出保留意見，引起媒體高度關注與市場顯著的負面反應。1997 年，該協會更積極推動「脫鉤改制」，亦即中國會計師事務所與其關聯之政府機構或大學分離，獨立成為合夥制事務所或有限責任公司，希望藉此提升審計獨立性，並陸續於 1997 年、1999 年分別頒布第二、三批審計準則，具體規範各項查核準則與職業道德等事項，同時開放國際型會計師事務所以自營或合資方式參與中國市場，希望藉此提升中國當地會計師事務所人力素質與審計品質（DeFond, Wong and Li 1999; Chen, Su and Zhao 2000; Chen et al. 2001a）。

參、研究設計

一、假說建構

穩健主義對於財務報導與會計實務的影響由來已久，會計規範對於盈餘與淨資產的認列與衡量向來秉持審慎的態度，換言之，費用與損失傾向提早且充分認列，但收益與利得傾向分期遞延認列。過去文獻以不同的角度解釋財務報導穩健性的現象，包括契約觀點、租稅觀點、訴訟觀點以及管制觀點，若以契約或租稅觀點解釋，多半採用橫斷面資料分析，但以訴訟或管制觀點說明則以縱剖面資料分析為主，分述如下：

首先，以契約的觀點而言，公司管理階層與股東（債權人）簽訂薪酬誘因契約（債務限制條款）時，由於管理階層為資訊優越者，資訊弱勢者會理性預期管理階層有美化盈餘以遂行機會主義的誘因，因此傾向要求穩健的會計實務以降低資訊不對稱的問題（information asymmetry）。相關實證研究如 Ball, Kothari and Robin（2000）援引資訊不對稱的論述，預期與證實英美法系國家之盈餘較大陸法系國家穩健；Ahmed, Billings, Morton and Stanford-Harris（2002）檢視橫斷面資料發現公司股東與債權人股利衝突越大，會計處理越穩健；會計處理越穩健，債務成本越低。第二，租稅觀點認為企業為了節稅理由採取穩健的會計方法，Shackelford and Shevlin（2001）回顧相關實證研究支持上述主張。第三，訴訟觀點認為穩健的財務報導較不易引發訴訟，但高估盈餘或淨資產則容易引發訴訟，尤其投資人意識抬頭後，企業或查核會計師對於財報舞弊之法律責任加重，會計政策會轉趨穩健。相關研究如 Kothari, Lys, Smith and Watts（1988）將美國市場各時期審計人員訴訟發生率高低加以統計並進行分類；Basu（1997）延伸其研究，發現高訴訟時期，財務報導轉趨穩健。第四，就管制觀點而言，證券主管機構面臨公開發行公司掏空資產或美化盈餘，投資大眾權益受損時容易引起各界指責未善盡督導之責，反之資產或盈餘低估則易被忽視，政治成本相對較小。Walker（1992）證實 1930 年代前，固定資產增值之認列相當普遍，但 1940 年代美國證管會態度轉趨穩健，以行政裁量權禁止資產增值認列但允許公司提供固定資產現時價值(current value)的補充文件。

前節背景資料顯示 1998 年以前，中國證券市場法規不全，實施多頭管理，相關機構權責重疊不具效率；會計準則陳舊僵固，許多資產潛虧掛帳；會計師事務所附屬於政府機構未具獨立性等。1998 年之後中國證監會全權監管市場，同時頒布「證券法」，法制化後中國證監會展現維護市場秩序的決心，對於報表舞弊或涉及內線的案例進行調查並依法懲處；2002 年回歸公司法精神，強制連續三年虧損的公司下市，廢除「特別轉讓」的權宜措施；2004 年起要求上市公司設置 1/3 獨立董事席次，觀察上述管制沿革，1998 年起可說邁入新的里程。

大幅度的會計改革亦在 1998 年同步展開，引用「成本與市價孰低法」的穩健架構，要求企業提列備抵壞帳、存貨跌價損失、短期投資跌價損失、長期

投資跌價損失。2001 年將資產減損規範推展至固定資產、無形資產、在建工程與委託貸款等，配套措施包括加速制定審計準則、積極推動「脫鉤改制」與開放國際型會計師事務所進入審計產業，希望全面提升報表的可信度與穩健性。本文研究期間為中國證券市場成立至今（1992~2005），由於係分析縱剖面資料，因此以管制機構相關規範的觀點切入觀察財務報導穩健性的變化，1998 年為轉折年度，本文預期中國在會審改革與監管強化的雙重影響下，1998 年起財務報導的穩健程度將顯著增加[14]。由於文獻上對於穩健性並沒有一致的操作性定義，因此本文採多重的衡量方式檢視中國財務報導穩健程度歷年變化，包括（一）應計數字之符號與幅度變化、（二）盈餘認列好壞消息之時效性差異、（三）淨值/市值比率變化。上述衡量方式，除應計數字受限於會計準則規範（但管理階層仍有裁量空間，簽證會計師可要求管理階層適度調整以公允表達財務狀況與績效），其餘衡量構面涉及好、壞消息認列的不對稱、權益市值與帳面價值落差程度，可較完整捕捉管理階層與查核人員對於財務報導的穩健態度。據此，本研究分別建立假說如下：

假說 1-1：中國 A 股上市公司，1998 年會計改革後，累積應計數顯著降低。

假說 1-2：中國 A 股上市公司，1998 年會計改革後，盈餘認列壞消息之時效性，相對於好消息，顯著增加。

假說 1-3：中國 A 股上市公司，1998 年會計改革後，淨值/市值比率顯著降低。

二、穩健性變數衡量與資料來源

1. 各期應計數字與累積應計數字之符號與幅度變化

在會計上盈餘（earnings）與營業現金流量（cash flows from operation）[15]差異為應計數字（accruals），代表管理階層對於財務報導的裁量權，若應計數字顯著為正（負），顯示管理當局採用增加盈餘（降低盈餘）的會計方法或估計，換言之，其會計政策相對不穩健（穩健）。上述盈餘、營業現金流量與應計數字，考慮公司規模差異，因此均以期初總資產平減。依據本研究假說之預期，1998 年起中國大陸財務報導會轉趨穩健，因此經期初總資產平減後的應計數字，在 1998 年之後會顯著小於 1998 年之前。

上述應計數字有迴轉（reverse）的特性，主因乃商業交易係定期衡量與認列，本期的穩健處理可能造成未來各期盈餘的不穩健結果，因此本研究除了觀察各期應計數字之正（負）以推論各期財務報導之穩健（不穩健）性，還進而

[14]由於 1998 年與 2001 年會計改革對財務報導之穩健性影響趨勢一致，前者改革重點為「四項計提」；後者改革重點為「資產減損」皆會使財務報導轉趨穩健，由於 2001 年改革影響方向並未產生轉折，因此本文採二段時期測試（1998 前後），非三段時期（1998 前, 1998-2000, 2001 後）。

[15]由於中國上市公司 1998 年起才提供現金流量表，因此 1998 年之前的營業現金流量必須估計，本研究參考 Dechow, Sloan and Sweeney（1996）之估計方法如下：營業現金流量＝盈餘－（流動資產變動數－流動負債變動數－現金變動數－折舊與攤銷＋未來一年到期長期負債變動數）。

觀察樣本公司各期累積淨利與其各期累積營業現金流量之差異，亦即累積應計數字（cumulative total accruals）來觀察財務報導穩健程度的變化[16]，並參考 Givoly and Hayn（2000）將累積應計數字拆解為累積營業應計數字（cumulative operating accruals）與累積非營業應計數字（cumulative nonoperating accruals）[17]，前者來自日常營運與銷貨成長，管理當局可裁量的空間較小；後者來自資產價值減損、組織重整、資產處分損益、遞延收益或資產沖銷等項目，管理當局裁量空間較大，更能代表管理階層財務報導的策略。由於本研究分析所有發行 A 股的上市公司財務報導穩健程度，因此上述累積應計數字及其組成項目係加總 A 股累積應計數字及其組成項目。依據本研究假說之預期，1998 年為轉折年度，之後中國財務報導會轉趨穩健，因此所有公司累積應計數字，特別是所有公司累積非營業應計數字在 1998 年前後會有不同的趨勢，且在 1998 年後應呈現逐年下滑的趨勢。

2. 盈餘反映好壞消息之時效性差異

Basu（1997）從損益表觀點切入，主張穩健性為「會計盈餘對於好（壞）消息的認列，要求嚴格（寬鬆）的驗證，驗證要求越不對稱，會計處理越穩健」，由於股票市場反應所有資訊，因此該文以正（負）的股票報酬替代好（壞）消息，依上述穩健性定義，同期盈餘與負報酬關係應顯著大於同期盈餘與正報酬關係。對於盈餘與股票報酬的衡量方式，學者採取未經調整的原始數據或以市場平均值調整過的數據，中國市場由於宏觀調控，向來有政策股市之稱，因此本文採用調整市場平均值後的盈餘與報酬建構下列迴歸模式：

$$AEPS_{it}=\alpha_0+\alpha_1*DAR_{it}+\beta_0AR_{it}+\beta_1AR_{it}*DAR_{it}+\varepsilon_{it}\ldots\ldots(1)$$

其中，$AEPS_{it}$ 代表 i 公司第 t 期調整後的每股盈餘（以市場每股盈餘平減），其中每股盈餘考慮規模差異，均以期初股價平減[18]；AR_{it} 代表 i 公司第 t 期調整後的股票報酬（以市場報酬平減）；DAR_{it} 代表調整後的股票報酬正負之虛擬變數，AR_{it} 小於零為 1，否則為 0；ε_{it} 代表 i 公司第 t 期誤差項。依據穩健性定義，β_1 衡量盈餘對於壞消息的增額認列（相對於好消息），應顯著大於 0；至於 $\beta_0+\beta_1/\beta_0$ 則代表盈餘對於壞/好消息認列的敏感度差異，應顯著大於 1。本研究預期 1998 年以後財務報導會轉趨穩健，因此 1998 年以後期間的 β_1 應顯著大於 1998 年以前期間的 β_1，且 1998 年以後期間的 $\beta_0+\beta_1/\beta_0$ 應顯著大於 1998 年以

[16]本文採累積應計數為財務報導穩健性之操作性定義，乃依據 Givoly and Hayn（2000）第 292 頁第 1 段與第 2 段提及應計數字有迴轉特性，本期穩健程度會導致後續期間不穩健程度，因此比較不同期間之穩健程度較為合理之方式，為各期樣本公司累計應計數之符號與幅度，累計應計數為負代表財務報導呈現穩健，負應計數之累積速率代表各期穩健程度之變化。

[17]變數拆解過程：（1）應計數字＝盈餘－營業現金流量；（2）營業應計數＝應收帳款變動數＋存貨變動數＋預付費用變動數－應付帳款變動數－應付稅金變動數；（3）非營業應計數＝應計數字－營業應計數，上述會計科目金額下載自「台灣經濟新報社」中華人民共和國會計準則編製之財務資料模組。

[18]本文平減因子之選擇乃是參考 Basu（1997）之作法與 Christie（1987）之建議。

前期間的 $\beta_0+\beta_1/\beta_0$。

3. 淨值/市值比率

Feltham and Ohlson（1995）從資產負債表觀點切入，並以市值為評比標竿，認為穩健性為「權益淨值相對於權益市值向下偏誤的程度」。Beaver and Ryan（2000）進一步分析其成因，一為穩健會計的不對稱認列使得淨值持續低於市值，另一為遞延認列使得淨值暫時低於市值，衡量方式為淨值/市值比率對當期與過去各期股票報酬進行迴歸，股票報酬對淨值/市值比率影響隨著遞延期數增加而減少，本文考慮中國證券市場歷史過短，為了了解 1998 年前後轉折變化與避免樣本數大量流失，遞延期數參考 Ryan and Zarowin（2003）僅採四期，迴歸模式建構如下：

$$BTM_{it}=\alpha+\beta_0 D1998+\beta_1 R_{it}+\beta_2 R_{it-1}+\beta_3 R_{it-2}+\beta_4 R_{it-3}+\beta_5 R_{it-4}+\varepsilon_{it}\ldots\ldots\ldots\ldots(2)$$

其中 BTM_{it} 代表 i 公司第 t 期淨值/市值比率，以期末普通股權益之帳面價值除以其市值；*D1998* 為虛擬變數，1 代表 1998（含）會計改革後，0 代表 1998 年之前；R_{it-k} 代表 i 公司第 t-k 期之股票報酬；ε_{it} 代表 i 公司第 t 期誤差項。依據本研究預期 1998 年以後財務報導會轉趨穩健，淨值/市值比率變小，因此 β_0 應顯著為負，至於當期與前期股票報酬之估計係數代表遞延認列，因此預期符號為負。

三、選樣標準與資料來源

本研究係以 1992 年至 2005 年財務資料與股價資料齊全的 A 股為觀察對象，排除 B 股與 H 股，主因乃二者報表係依據國際與香港會計準則編製，只有 A 股報表係依據中華人民共和國（PRC）會計準則編製，必須遵行會計改革的新規範；另外本文亦排除金融保險業，因其會計政策與制度有特殊的規範，與一般產業有所不同。本研究財務資訊取自台灣經濟新報社 PRC 會計準則編製之一般產業財務資料模組；股價與股票報酬則取自台灣經濟新報社 PRC 權益證券模組。

肆、實證結果分析

一、年度盈餘、年度營業現金流量與年度應計數字變化（1992~2005）

表一資料顯示上海與深圳證券市場發行 A 股的上市公司 14 年來盈餘與營業現金流量之時間序列型態，前者代表應計基礎的獲利指標，後者代表現金基礎的獲利指標，另外考慮橫斷面樣本公司之規模差異，以總資產加以平減，平減後分別簡稱為 ROA 與 CFOA。由表一左半部份可以看出，中國證券市場應計基礎之虧損比率（ROA<0），雖非單調遞增但仍呈現攀升的趨勢，1998 年之前明顯偏低，介於 1.04%~10.24%；1998 年之後（含）虧損比率居高不下，介於 10.04%~21.32%。進一步觀察 ROA 平均數亦由 1993 年 0.081 逐年下滑至 2005

年-0.021；ROA 中位數呈現相似型態，由 1993 年 0.072 單調遞減至 2005 年 0.020。上述應計基礎指標 ROA 顯示 1998 年以後虧損比率攀升與報導盈餘惡化的現象特別明顯，由於 1998 年中國進行大幅度的會計改革，因此上述現象究係反應上市公司經濟績效的實質下滑或會計政策影響所致，有待進一步分析。爲了釐清問題，本研究改採 CFOA 衡量公司績效以為對照，此現金基礎的獲利指標排除應計數字對於公司績效衡量之干擾，因此廣為文獻引用以評估公司實質的經濟績效（Healy, Palepu and Ruback 1992; Givoly and Hayn 2000）。

表一　整體市場 ROA 與 CFOA（上海與深圳證券市場）

年度	A 股家數	應計基礎獲利指標			現金基礎獲利指標		
		ROA*<0（%）	ROA 平均數	ROA 中位數	CFOA*<0（%）	CFOA 平均數	CFOA 中位數
1992	11	9.09	0.054	0.060	87.50	-0.391	-0.382
1993	53	1.89	0.081	0.072	80.65	-0.149	-0.158
1994	192	1.04	0.074	0.068	61.76	-0.082	-0.097
1995	268	5.22	0.050	0.049	73.33	-0.103	-0.106
1996	293	10.24	0.040	0.044	65.96	-0.072	-0.044
1997	495	9.49	0.049	0.054	66.37	-0.101	-0.093
1998	679	16.20	0.034	0.050	31.65	0.032	0.031
1999	787	10.04	0.038	0.049	28.03	0.040	0.036
2000	882	10.88	0.030	0.041	23.04	0.046	0.040
2001	1027	14.12	0.008	0.032	21.92	0.044	0.043
2002	1095	14.43	0.001	0.026	20.72	0.049	0.048
2003	1166	13.46	0.012	0.026	23.31	0.043	0.045
2004	1232	15.18	0.001	0.023	21.19	0.048	0.048
2005	1276	21.32	-0.021	0.020	19.58	0.051	0.052

*ROA=盈餘/總資產；CFOA=營業現金流量/總資產。中國上市公司 1998 年起才提供現金流量表，因此 1998 年之前的營業現金流量依下列公式估計：營業現金流量＝盈餘－（流動資產變動數－流動負債變動數－現金變動數－折舊與攤銷＋未來一年到期長期負債變動數）。

表一右半部份顯示 CFOA 為負值的比率逐年減少，1998 年以後更為明顯，進一步觀察 CFOA 平均數，1998 年為轉折年度，之前 CFOA 平均數均為負值但呈現改善的跡象，由於 1998 年之前中國證券市場未要求上市公司提供現金流量表，該數據係估計所得，實證結果難以避免衡量誤差。反之，1998 年之後，現金流量資料係上市公司提供，可信度提高，CFOA 平均數由負轉正且波動不大，介於 0.040~0.051，顯示公司績效平穩改善，CFOA 中位數趨勢類似，同樣支持公司經濟績效在 1998 年之後明顯改善且相當平穩。表一左右對照可發現，整體市場 ROA 與 CFOA 趨勢相反，因此虧損比率上升以及報導盈餘衰退主要來自於會計應計數字之變化。

本研究進一步觀察上海與深圳二個集中市場 14 年來獲利趨勢是否有所不同，早期二個市場地域不同，規模略有差異，但是同質性相當高，爲了進行市場區隔與培植高新技術產業，2000 年起中國主管機關積極規劃上海證券市場為主板市場，以國家企業為主，深圳證券市場為創業板市場，以民營企業為主，但直至 2004 年 6 月深圳證券市場才成立中小企業板。由表二與表三數據顯示二個市場 ROA 均呈現衰退趨勢，1998 年後 ROA 衰退更形明顯，其中深圳證券市場在 2004 年與 2005 年 ROA 表現不如上海證券市場，可能係中小企業板成立之影響；反觀，二個市場 CFOA 均在 1998 年由負轉正，績效明顯改善，與表一整體市場之趨勢一致，顯示虧損比率上升以及報導盈餘衰退主要深受會計應計數字之影響。

表二　上海證券市場 ROA 與 CFOA

年度	A 股家數	應計基礎獲利指標			現金基礎獲利指標		
		ROA*<0（%）	ROA 平均數	ROA 中位數	CFOA*<0（%）	CFOA 平均數	CFOA 中位數
1992	7	0.00	0.053	0.051	83.33	-0.350	-0.303
1993	33	0.00	0.068	0.066	77.78	-0.097	-0.146
1994	114	0.00	0.074	0.067	61.54	-0.053	-0.066
1995	161	3.11	0.054	0.053	71.43	-0.086	-0.101
1996	176	7.39	0.044	0.047	66.07	-0.077	-0.044
1997	275	6.55	0.052	0.054	66.80	-0.116	-0.105
1998	358	16.76	0.037	0.049	36.36	0.030	0.028
1999	412	9.95	0.034	0.049	27.01	0.040	0.037
2000	456	11.18	0.027	0.040	20.61	0.049	0.043
2001	553	11.57	0.016	0.033	21.31	0.047	0.046
2002	621	12.24	-0.002	0.029	20.91	0.050	0.050
2003	691	11.29	0.015	0.028	22.69	0.043	0.046
2004	756	11.90	0.013	0.026	19.71	0.055	0.052
2005	807	18.34	-0.010	0.023	18.97	0.051	0.051

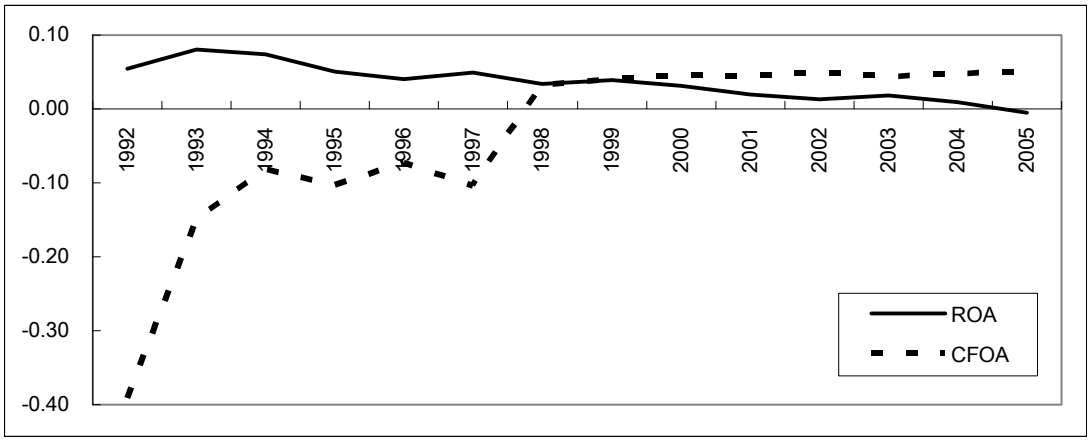
*ROA=盈餘/總資產；CFOA=營業現金流量/總資產。1998 年以前營業現金流量估計見表一註解。

表三 深圳證券市場 ROA 與 CFOA

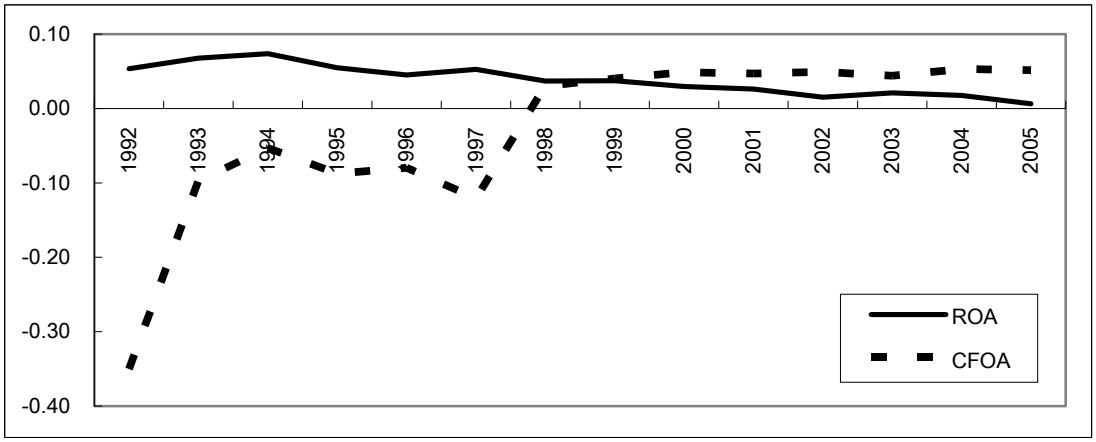
年度	A 股家數	應計基礎獲利指標			現金基礎獲利指標		
		ROA*<0（%）	ROA 平均數	ROA 中位數	CFOA*<0（%）	CFOA 平均數	CFOA 中位數
1992	4	25.00	0.055	0.070	100.00	-0.513	-0.513
1993	20	5.00	0.103	0.093	100.00	-0.500	-0.572
1994	78	2.56	0.074	0.068	61.90	-0.099	-0.105
1995	107	8.41	0.044	0.038	76.24	-0.130	-0.116
1996	117	14.53	0.033	0.039	65.79	-0.065	-0.044
1997	220	13.18	0.045	0.055	65.85	-0.082	-0.068
1998	321	15.58	0.030	0.051	25.71	0.035	0.038
1999	375	10.13	0.043	0.051	29.14	0.039	0.034
2000	426	10.56	0.033	0.042	25.65	0.043	0.035
2001	474	17.09	-0.002	0.031	22.62	0.040	0.039
2002	474	17.30	0.004	0.022	20.47	0.048	0.047
2003	475	16.63	0.008	0.021	24.21	0.043	0.041
2004	476	20.38	-0.017	0.017	23.53	0.038	0.045
2005	469	26.44	-0.040	0.015	20.63	0.052	0.052

*ROA=盈餘/總資產；CFOA=營業現金流量/總資產。1998 年以前營業現金流量估計見表一註解。

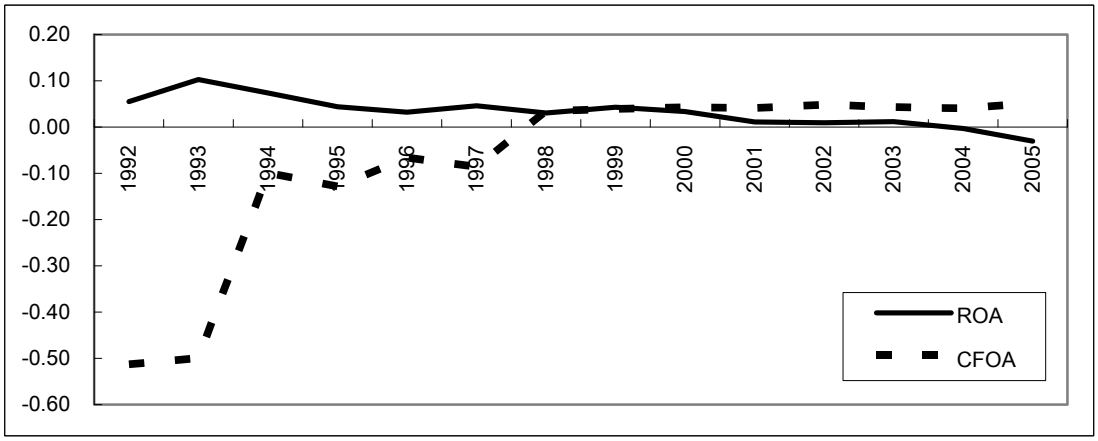
本研究進一步將整體市場、上海市場與深圳市場各年 ROA 平均數與 CFOA 平均數分別繪製於圖一、圖二和圖三，二者差距為各年應計數字平均數（經總資產平減），1998 年呈現轉折。整體市場在 1992~1997 期間 ROA 均大於 CFOA，各年應計數字皆為正，五年平均 0.208，但 1998~2005 期間 ROA 均小於 CFOA，各年應計數字皆為負，八年平均-0.024，隱含管理階層在 1992~1997 年（1998~2005）透過財務報導裁量權增加（降低）帳面盈餘，與本研究假說之預期一致。1998 年之後（含），相對於 1998 年之前，應計數字減少許多，帳面盈餘轉趨穩健，上海與深圳證券市場分開觀察時結果不變。



圖一　整體市場各年 ROA 平均數與 CFOA 平均數



圖二　上海證券市場各年 ROA 平均數與 CFOA 平均數



圖三　深圳證券市場各年 ROA 平均數與 CFOA 平均數

二、累積應計數字、累積營業應計數字、累積非營業應計數字變化（1992~2005）

由於年度的應計數字具自動迴轉的特性，因此有必要進一步觀察樣本公司逐年累積的應計數字變化，累積應計數字部份反應公司財務報導策略（包括會計改革的強制性規範與管理階層自願性的會計選擇），部份反應公司營運變化，爲了排除營運變化的干擾效果，本研究進一步拆解累積應計數字為營業性質與非營業性質，並特別觀察累積非營業應計數字之變化以捕捉財務報導策略逐期變化的純粹效果。

表四　累積應計數字、累積營業應計數字、累積非營業應計數字（1992~2005）

年度	整體市場			上海證券市場			深圳證券市場		
	累積應計數字*	累積營業應計數字*	累積非營業應計數字*	累積應計數字	累積營業應計數字	累積非營業應計數字	累積應計數字	累積營業應計數字	累積非營業應計數字
1992	0.4817	0.0608	0.4209	0.3784	0.0745	0.3039	0.6107	0.0437	0.5670
1993	0.2893	0.0849	0.2045	0.1507	0.0554	0.0953	0.7640	0.1857	0.5783
1994	0.2267	0.0671	0.1596	0.1377	0.0395	0.0982	0.3499	0.1053	0.2446
1995	0.2432	0.0718	0.1714	0.2062	0.0673	0.1389	0.3027	0.0789	0.2238
1996	0.3298	0.0727	0.2571	0.2834	0.0746	0.2088	0.4040	0.0695	0.3344
1997	0.4034	0.0713	0.3320	0.3830	0.0694	0.3135	0.4323	0.0740	0.3583
1998	0.1560	0.0147	0.1413	0.1672	0.0332	0.1340	0.1345	-0.0207	0.1551
1999	0.2056	0.0560	0.1496	0.1958	0.0541	0.1417	0.2189	0.0585	0.1604
2000	0.1666	0.0612	0.1054	0.1608	0.0571	0.1038	0.1739	0.0664	0.1074
2001	0.1228	0.0600	0.0628	0.1158	0.0561	0.0597	0.1325	0.0653	0.0672
2002	0.0721	0.0695	0.0026	0.0550	0.0624	-0.0074	0.1067	0.0840	0.0227
2003	0.0535	0.0855	-0.0319	0.0355	0.0741	-0.0386	0.0938	0.1109	-0.0171
2004	0.0400	0.0933	-0.0534	0.0211	0.0811	-0.0600	0.0841	0.1220	-0.0379
2005	0.0206	0.0974	-0.0768	0.0063	0.0887	-0.0824	0.0576	0.1199	-0.0624

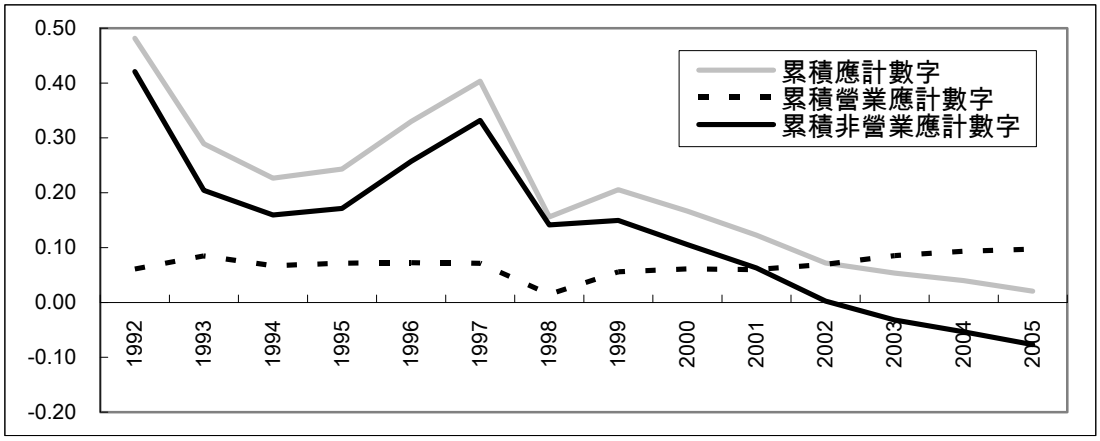
*累積應計數字=樣本公司累積應計數字合計/樣本公司總資產合計；累積營業應計數字=樣本公司累積營業應計數字合計/樣本公司總資產合計；累積非營業應計數字=樣本公司累積非營業應計數字合計/樣本公司總資產合計。

表四資料顯示整體市場，累積營業應計數字在 1992~2005 年變化不大，介於 0.0974~0.0560（1998 年受金融風暴影響僅 0.0147 除外），至於累積應計數字與累積非營業應計數字變化趨勢一致，大致有下列三階段的變化[19]：

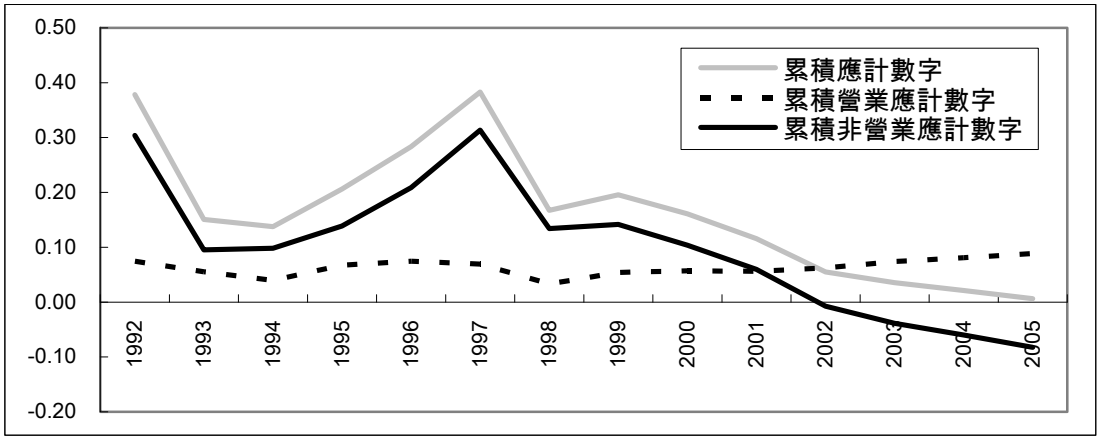
[19] 1992 與 1993 年中國證券市場才成立一、二年，上市 A 股家數相當少僅 11 與 53 家（見本研究表一），代表性不足，加上各項法規與制度還在起草階段，1994 年才催生「公司法」，因此本文自 1994 年開始分析。

（一）1994~1997 二者呈現單調遞增的趨勢，具體而言，累積應計數字（累積非營業應計數字）由 0.2267（0.1596）增加至 0.4034（0.3320），增幅約 2 倍，財務報導不穩健的程度有增加的趨勢；（二）1997~1999 累積應計數由 0.4034 迅速滑落至 0.1560，次年緩和上揚至 0.2056，累積非營業應計數字趨勢一致，先大幅減少再小幅回升。主因乃 1998 年中國進行大幅度會計改革，強制要求上市公司追溯調整過去年度應收帳款、存貨、長期投資與短期投資之跌價損失所致，過去潛虧掛帳的問題被迫浮現與解決，由於應計數字有自動迴轉的特性，因此 1999 年趨勢反轉，形成相當特殊的型態；（三）1999 年後累積應計數字與累積非營業應計數字均呈現單調遞減的趨勢，前者由 0.2056 滑落至 0.0206，後者由 0.1496 降至-0.0768，顯示樣本公司財務報導明顯轉趨穩健。此段期間會計準則仍持續採用「成本與市價孰低法」架構，如 2001 年將資產減損測試推展至固定資產與無形資產，另外中國證監會在「證券法」頒布實施後，積極監管與懲處財務報表舞弊事件亦發揮一定的成效。

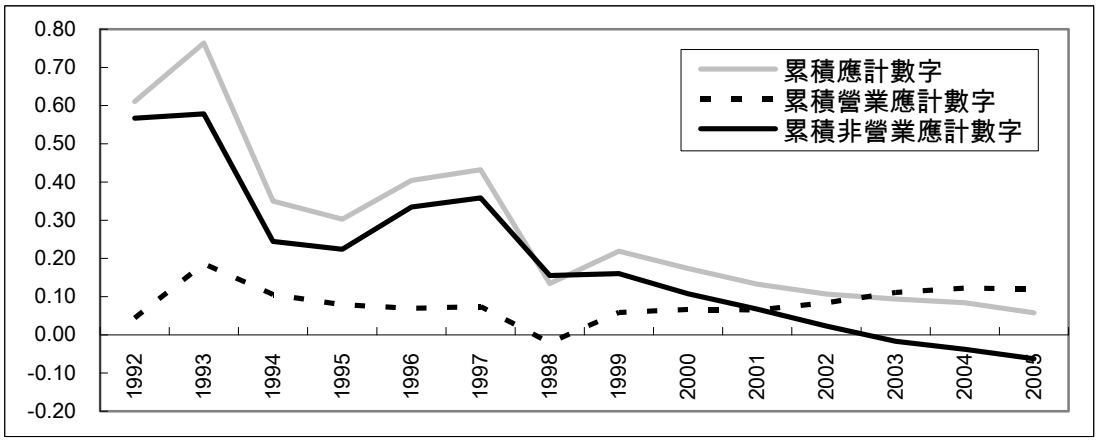
上海與深圳證券市場分開觀察，發現其累積應計數字及其組成項目變化趨勢與整體市場一致，簡而言之，上海、深圳市場累積非營業應計數字 1997~1998 分別大幅下滑 0.1795、0.2032，1998~1999 分別小幅回升 0.0077、0.0053，1999 年起單調遞減，財務報導明顯轉趨穩健，理由同上，不再重述。本研究將表四資料分別繪製於圖四~圖六，可以明顯觀察到整體市場、上海證券市場與深圳證券市場之累積應計數字與累積非營業應計數字在 1994~1997、1997~1999、1999~2005 三階段的變化，基本上 1998 年呈現轉折（1999 年之變化僅是反應會計應計數字自動迴轉的特性），1998 年之前（1992 與 1993 除外）財務報導呈現不穩健的趨勢，但 1999 年之後財務報導轉趨穩健，支持本文假說 1-1。



圖四　整體市場之各年累積應計數字及其組成項目



圖五　上海證券市場之各年累積應計數字及其組成項目



圖六　深圳證券市場之各年累積應計數字及其組成項目

三、盈餘反應好壞消息之時效性差異

財務報導穩健程度另一衡量方式為盈餘迅速反應不利的經濟事件但延遲反應有利的經濟事件。本研究參考過去文獻以正負報酬分別代表有利或不利的經濟事件，並採同期盈餘與正負報酬之關聯性差異檢視 1998 年前後財務報導穩健程度的變化。表五整體市場資料顯示 1992~1997 期間，β_1 為-0.293，顯示盈餘延遲認列壞消息（相對於好消息）財務報導並不穩健，但 1998~2005 期間，β_1 轉為 0.641，符合預期方向且其 p 值低於 0.001，顯示盈餘對於壞消息（相對於好消息）有顯著增額的反應，財務報導轉為穩健，1998 年前後，β_1 值增加約 3 倍，支持本文假說 1-2。另外觀察全部市場（$\beta_0+\beta_1$）/β_0，在 1998~2005 為 3.17 顯著大於 1，支持財務報導穩健的預期，反觀 1992~1997，β_0 與 β_1 均為負與預期方向相反，因此（$\beta_0+\beta_1$）/β_0 不具意義。最後觀察 bias 由 1992~1997 的 -0.002 轉為 1998~2005 的 0.006，該值越大財務報導越穩健，因此同樣支持 1998 年起財務報導穩健程度增加。

表五上海市場資料顯示，β_1 在 1998 年前後期間，其值由-0.170 轉為 0.809，同樣（$\beta_0+\beta_1$）/β_0 在 1998 年前後期間由-2.03 轉為 4.30，顯著增加，bias 亦由-0.003 增加至 0.005，三種衡量方式均一致支持 1998 年起財務報導轉趨穩健。表五深圳市場之實證資料同樣顯著支持 1998 年起財務報導轉趨穩健，具體而言，β_1 在 1998 年前、後期間，其值由-0.978 轉為 0.491，同樣（$\beta_0+\beta_1$）/β_0 在 1998 年前後期間由-162 轉為 2.40，顯著增加，bias 亦由-0.005 增加至 0.004，支持假說 1-2 。

表五　盈餘反應好壞消息之時效性差異

$$AEPS_{it}=\alpha_0+\alpha_1*DAR_{it}+\beta_0AR_{it}+\beta_1AR_{it}*DAR_{it}+\varepsilon_{it}*$$

年度	樣本數	α_0	α_1	β_0	β_1	Adj.R^2（%）	$(\beta_0+\beta_1)/\beta_0$	bias**
整體市場								
1992-1997	909	0.056[a]	-0.436	-0.008	-0.293	0.84	37.62	-0.002
		(0.549)[b]	(0.010)	(0.952)	(0.551)			
1998-2005	7414	0.081	0.017	0.296	0.641	6.66	3.17	0.006
		(0.000)	(0.431)	(0.000)	(0.000)			
上海證券市場								
1992-1997	557	-0.033	-0.359	0.056	-0.170	0.50	-2.03	-0.003
		(0.813)	(0.123)	(0.811)	(0.782)			
1998-2005	4160	0.077	0.061	0.245	0.809	7.17	4.30	0.005
		(0.000)	(0.028)	(0.000)	(0.000)			
深圳證券市場								
1992-1997	352	0.149	-0.539	0.006	-0.978	0.48	-162	-0.005
		(0.283)	(0.050)	(0.968)	(0.355)			
1998-2005	3254	0.089	-0.039	0.347	0.491	6.58	2.40	0.004
		(0.000)	(0.278)	(0.000)	(0.000)			

*$AEPS_{it}$ 代表 i 公司第 t 期調整後的每股盈餘（以市場每股盈餘平減），其中每股盈餘考慮規模差異，均以期初股價平減；AR_{it} 代表 i 公司第 t 期調整後的股票報酬（以市場報酬平減）；DAR_{it} 代表調整後的股票報酬正負之虛擬變數，AR_{it} 小於零為 1，否則為 0；ε_{it} 代表 i 公司第 t 期誤差項。** bias=（1/k－β_0）R_{good} Pr（good）－（$\beta_0+\beta_1$－1/k）R_{bad} Pr（bad），其中 1/k＝α_0，R_{good} 代表報酬為正之樣本報酬平均值，Pr（good）代表報酬為正之樣本百分比，R_{bad} 代表報酬為負之樣本報酬平均值，Pr（bad）代表報酬為負之樣本百分比。[a] 參數估計值。[b] 括號代表各估計係數之 p 值，p 值為雙尾檢定且係依 White（1980）共變數矩陣加以調整。*AEPS* 第 99 百分位數以上與第 1 百分位數以下的極端值採 winsorize 方式處理。

四、淨值/市值比率

本研究最後以淨值/市值比率對當期、前四期股票報酬與 1998 年度虛擬變數進行迴歸來觀察財務報導穩健程度在 1998 年會計改革前後的變化，由於淨值/市值比率越小代表財務報導越穩健，因此本研究預期 1998 年度虛擬變數之

估計參數應顯著為負。表六資料發現整體、上海與深圳證券市場 β_0 分別為 -1.061、-0.781、-1.271，達 1%統計顯著水準，顯示 1998 年起財務報導穩健程度顯著高於 1998 年以前年度，支持本研究假說 1-3。當期與前四期股票報酬之估計係數均顯著為負，且隨遞延期數增加而遞減，顯示會計資訊無法及時反應經濟事件，延遲認列的現象隨時間消逝而減少。

表六　淨值/市值比率

$$BTM_{it}=\alpha+\beta_0 D1998+\beta_1 R_{it}+\beta_2 R_{it-1}+\beta_3 R_{it-2}+\beta_4 R_{it-3}+\beta_5 R_{it-4}+\varepsilon_{it}^{*}$$

市場	樣本數	A	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	Adj.R^2（%）
整體	5407	5.184[a]	-1.061	-1.338	-1.243	-0.928	-0.895	-0.050	13.37
		(0.000)[b]	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	
上海	2947	5.021	-0.781	-1.577	-1.471	-1.024	-1.254	-0.034	21.69
		(0.000)	(0.006)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.003)	
深圳	2460	5.281	-1.271	-1.088	-1.046	-0.790	-0.626	-0.081	7.43
		(0.000)	(0.005)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.001)	

*BTM_{it} 代表 i 公司第 t 期淨值/市值比率，以期末普通股權益之帳面價值除以其市值；*D1998* 為虛擬變數，1 代表 1998（含）會計改革後，0 代表 1998 年之前；R_{it-k} 代表 i 公司第 t-k 期之股票報酬；ε_{it} 代表 i 公司 t 期誤差項。[a] 參數估計值。[b] 括號代表各估計係數之 p 值，p 值為雙尾檢定且係依 White（1980）共變數矩陣加以調整。*BTM* 第 99 百分位數以上與第 1 百分位數以下的極端值採 winsorize 方式處理。

伍、結論

分析中國 A 股上市公司財務報導穩健程度的變化，主要動機為中國會計準則在 1998 年以前與國際標準差距極大，相關文獻顯示中國會計準則編製查核的 A 股報表盈餘高出國際會計準則編製查核的 B 股報表盈餘約 20%-30%。加上資本市場融資門檻均以會計盈餘或淨資產報酬率為依據，衍生諸多盈餘管理現象，引發各界質疑中國 A 股財務報表的穩健性。有鑑於此，中國管制機構，積極推動會審準則與國際標準接軌，並落實各項監管機制，改革前後會計資訊品質的變化，學者多從價值攸關性切入分析或持續探討特定樣本盈餘管理行為，至於整體市場財務報導穩健程度的變化，相關研究有限。

中國開放改革，實施市場經濟後，管制機構的政治成本與會審人員的法律責任在法制化與規範化的目標下有逐漸增加的趨勢，1998 年可視為轉折年度，當年「證券法」頒布，資本市場的秩序維護與健全發展有了正式的法源依據，加上會計改革，引用「成本與市價法」的保守架構，積極與國際準則接軌，因此本文預期 1998 年後，由於會計改革與監管落實，上市公司財務報導行為將轉趨穩健。

由於文獻上對於穩健性並沒有一致的操作性定義，因此本文採多重的衡量方式檢視中國財務報導穩健程度歷年變化，包括（一）各期應計數字與累積（非

營業)應計數字之符號與幅度變化、(二)盈餘反應好壞消息之時效性差異、(三)淨值/市值比率變化。並以 1992~2005 年 A 股上市公司為研究樣本，實證結果支持 1998 年起財務報導穩健程度顯著大於 1998 年之前。具體而言，整體市場（包括上海與深圳）1998 年前、後各年應計數字由正轉負，累積應計數字（累積非營業應計數字）1997 至 1998 由 0.4034（0.3320）大幅滑落至 0.1560（0.1413），之後呈現單調遞減（排除 1999 年應計數字自動迴轉），財務報導穩健程度在 1998 年以後顯著增加。其次，盈餘對於壞消息的增額反應在 1998 年前後分別為-0.293 與 0.641，增幅達 3 倍。最後，控制遞延各期股票報酬後，1998 年之後（含）淨值/市值比率顯著小於 1998 年之前的淨值/市值比率（估計係數為-1.061），三種衡量方式結果一致，均發現 1998 年起 A 股財務報導穩健程度增加。上海與深圳證券市場分別觀察，結果不變。

本文研究顯示會計改革與監管落實發揮一定成效，1998 年起加速與國際會審準則接軌的步調，「四項計提」與資產減損規範使得 A 股過去潛虧掛帳的問題獲得改善，財務報導明顯轉趨穩健，A 股報表的比較性與資訊透明度提升，市場參與者與資訊仲介業應考量保守性的變化理性調整權益證券評價與盈餘品質評估，在此背景下，配合中國開放 QFII 政策，A、B 股全面並軌與資本市場國際化的加深為期不遠。

參考文獻

上海證券交易所，2006，市場概況，
http://www.sse.com.cn/sseportal/ps/zhs/home.shtml.

中國證券監督管理委員會，2006，統計信息，
http://www.csrc.gov.cn/cn/homepage/index.jsp.

深圳證券交易所，2006，市場總貌，http://www.szse.cn/mail/default.aspx.

Aharony, J., C. J. Lee, and T. J. Wong. 2000. Financial packaging of IPO firms in China. *Journal of Accounting Research* 38 (Spring): 103-126.

Ahmed, A. S., B. K. Billings, R. M. Morton, and M. Stanford-Harris. 2002. The role of accounting conservatism in mitigating bondholder-shareholder conflicts over dividend policy and in reducing debt costs. *The Accounting Revie*w 77 (October): 867-890.

Ball, R., S. P. Kothari, and A. Robin. 2000. The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings. *Journal of Accounting and Economics* 29 (February): 1-51.

Bao, B. H., and L. Chow. 1999. The usefulness of earnings and book value for equity valuation in emerging capital markets: Evidence from listed companies in the People's Republic of China. *Journal of International Financial Management and Accounting* 10 (Summer): 85-104.

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

Beaver, W. H., and S. G. Ryan. 2000. Biases and lags in book value and their effects on the ability of the book-to-market ratio to predict book return on equity. *Journal of Accounting Research* 38 (Spring): 127-148.

Chen, C. J. P., F. A. Gul, and X. Su. 1999. A comparison of reported earnings under Chinese GAAP vs. IAS: Evidence from the Shanghai stock exchange. *Accounting Horizons* 13 (June): 91-111.

Chen, C. J. P., S. Chen, and X. Su. 2001a. Profitability regulation, earnings management, and modified audit opinions: Evidence from China. *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 20 (September): 9-30.

Chen, C. J. P., S. Chen, and X. Su. 2001b. Is accounting information value-relevant in the emerging Chinese stock market? *Journal of International Accounting, Auditing & Taxation* 10: 1-22.

Chen, C. J. P., S. Chen, X. Su, and Y. Wang. 2004. Incentives for and consequences of initial voluntary asset write-downs in the emerging Chinese market. *Journal of International Accounting Research* 3: 43-61.

Chen, C. J. P., X. Su, and R. Zhao. 2000. An emerging market's reaction to initial modified audit opinions: Evidence from the Shanghai stock exchange. *Contemporary Accounting Research* 17 (Fall): 429-455.

Chen, G., M. Firth, and J. B. Kim. 2002. The use of accounting information for the valuation of dual-class shares listed on China's stock markets. *Accounting and Business Research* 32: 123-131.

Chen, G., M. Firth, D. N. Gao, and O. M. Rui. 2005. Is China's securities regulatory agency a toothless tiger? Evidence from enforcement actions. *Journal of Accounting and Public Policy* 24 (November/December): 451-488.

Chen, K. C. W., and H. Yuan. 2004. Earnings management and capital resource allocation: Evidence from China's accounting based regulation of rights issues. *The Accounting Review* 79 (July): 645-665.

Christie, A. 1987. On cross-sectional analysis in accounting research. *Journal of Accounting and Economics* 9 (December): 231-258.

Dechow, P. M., R. G.. Sloan, and A. P. Sweeney. 1996. Causes and consequences of earnings manipulation: An analysis of firms subject to enforcement actions by the SEC. *Contemporary Accounting Research* 13 (Spring): 1-36.

DeFond, M. L., T. J. Wong, and S. Li. 1999. The impact of improved auditor independence on audit market concentration in China. *Journal of Accounting and Economics* 28(December): 269-305.

Feltham, G. E., and J. A. Ohlson. 1995. Valuation and clean surplus accounting for operating and financial activities. *Contemporary Accounting Research* 11 (Spring): 689-731.

Givoly, D., and C. Hayn. 2000. The changing time-series properties of earnings, cash flows and accruals: Has financial reporting become more conservative? *Journal of Accounting and Economics* 29 (June): 287-320.

Haw, I. M., D. Qi, and W. Wu. 1999. Value relevance of earnings in an emerging capital market: The case of A-shares in China. *Pacific Economic Review* 4 (October): 337-347.

Haw, I. M., D. Qi, D.Wu, and W. Wu. 2005. Market consequences of earnings management in response to security regulations in China. *Contemporary Accounting Research* 22 (Spring): 95-140.

Healy, P. M., K. G. Palepu, and R. S. Ruback. 1992. Does corporate performance improve after mergers? Journal of Financial Economics 31 (April): 135-175.

Kothari, S. P., T. Lys, C. W. Smith, and R. L. Watts. 1988. Auditor liability and information disclosure. *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 3 (Fall): 307-339.

Lin, Z. J., and F. Chen. 1999. Applicability of the conservatism accounting convention in China: Empirical evidence. *The International Journal of Accounting* 34: 517-537.

Ryan, S. G., and P. A. Zarowin. 2003. Why has the contemporaneous linear returns-earnings relation declined? *The Accounting Review* 78 (April): 523-553.

Sami, H., and H. Zhou. 2004. A comparison of value relevance of accounting information in different segments of the Chinese stock market. *The International Journal of Accounting* 39: 403-427.

Shackelford, D. A., and T. Shevlin. 2001. Empirical tax research in Accounting. *Journal of Accounting and Economics* 31 (September): 321-387.

Walker, R. G. 1992. The SEC's ban on upward asset revaluations and the disclosure of current value. *Abacus* 28 (March): 3-35.

Watts, R. L. 2003a. Conservatism in accounting part I: Explanations and implications. *Accounting Horizons* 17 (September): 207-221.

Watts, R. L. 2003b. Conservatism in accounting part II: Evidence and research opportunities. *Accounting Horizons* 17 (December): 287-301.

White, H. 1980. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Economertrica* 48 (May): 817-838.

Yang, Z., K. Rohrbach, and S. Chen. 2005. The impact of standard setting on relevance and reliability of accounting information: Lower of cost or market accounting reforms in China. *Journal of International Financial Management and Accounting* 16 (Autumn): 194-228.