臺大管理論叢 2009/12
第20卷 第1期 289-330

股權結構、會計保守性與信用評等關係之研究

Ownership Structures, Accounting Conservatism and Firm's Credit Ratings

林美鳳／國立雲林科技大學會計系／所講師
Mei-Feng Lin, Lecturer, Department and Graduate Institute of Accounting, National Yunlin University of Science & Technology

金成隆／國立政治大學會計學系教授
Chen-Lung Chin, Professor, Department of Accounting, National Chengchi University

林良楓／國立政治大學會計學系副教授
Liang-Feng Lin, Associate Professor, Department of Accounting, National Chengchi University

Received 2006/4, Final revision received 2008/3

摘要

本研究旨在檢測台灣新興市場公司的控制股東代理問題與會計保守程度之關係。並且進一步檢測，會計政策較保守的公司其信用評等是否較佳。本文以控制股東投票權與現金流量權的偏離程度、董監質押比率以及控制股東掌控的董監席次比率，作為控制股東代理問題與參與管理的衡量變數。另外分別以 Givoly 與 Hayn (2000) 的應計基礎衡量模式以及 Basu (1997) 的盈餘報酬迴歸模式來衡量會計保守的程度和時效性。研究發現與假說預期一致，當控制股東股權質押比率愈高，或董監事內化程度愈深，使得公司治理機制弱化時，控制股東會藉由其控制力，基於自利之誘因操弄財務報表數字，降低了會計保守的程度。同時也發現，信用評等與保守會計呈顯著正相關。本研究的實證結果，說明最終控制股東的所有權結構是盈餘品質 (壞消息的認列及時性與會計保守性) 的重要因素，而會計的保守程度也是影響信用評等的重要因素。

【關鍵字】公司治理、會計保守、信用評等

Abstract

The primary objective of this study is to examine the association between firm ownership structure, measured by the divergence between the ultimate owners' voting and cash flow rights, the directors affiliated with controlling owners, and the collateralized stock by controlling owner, and the extent to which firms adopt conservative accounting. Secondly, we also examine whether a company employing more conservative accounting is likely to have a higher credit rating. We Apply Givoly and Hayn's (2000) accrual basis model and Basu's (1997) asymmetric timelines of earnings model, respectively, finding that the greater divergence between the ultimate owners' voting and cash flow rights, the higher ratio of directors affiliated with the controlling owners, and the greater ratio of collateralized stock by the controlling owner the less conservative accounting employed, as predicted. Furthermore, we also find that credit ratings are positively associated with the extent to which firms use conservative accounting. Our findings provide strong support for the notion that firm ownership structure is a critical determinant of firm earnings quality in term of incorporating bad news on a timely basis, and accounting conservatism plays a major role in enhancing firm credit ratings.

【Keywords】corporate governance, accounting conservatism, credit ratings

臺灣大學學術期刊資料庫

作者衷心感謝主編與兩位匿名評審，以及 2005 年會計學術研討會及當前會計理論與實務研討會之評論人及與會學者的寶貴意見。

壹、前言

保守原則 (Conservatism) 的起源主要來自於會計在締約時所扮演的角色，此一會計原則常常可以避免締約雙方之間利益分配的不適當 (Watts, 1993)。例如，Ahmed、Billings、Morton 與 Stanford-Harris (2002) 發現保守會計可以減輕股東和債權人之間對股利政策的利益衝突，並能降低債務成本。由於東亞地區普遍存在控制股東，使得代理問題存在於控制股東與小股東之間 (Fan & Wong, 2002, 2005)，而非所有權與經營權分離的傳統代理問題 (Jensen & Meckling, 1976)。而控制股東對於財務報導具有重大影響力，可藉由其影響力操控盈餘品質和資訊精確度 (Leuz, Nanda, & Wysocki, 2003; Chin, Gary, Lee, & Lin, 2006)。因此，本研究旨在探討控制股東的代理問題愈嚴重 (以控制股東股權偏離程度和董監質押比率來衡量) 以及公司治理愈差 (亦即董監事內部化程度愈高，以控制股東成員擔任董監席次比率衡量) 時，是否會影響到保守原則之應用，並進一步地探討，企業採取保守會計政策時，是否可降低企業之財務風險 (以信用評等指標衡量)。

公司治理問題在近幾年受到廣泛的注意，例如 La Porta、Lopez-de-Silanes 與 Shleifer (1999) 利用最終控制的觀念 (註[1]) ，分析 27 個富有國家的大型公司股權結構，發現只有約 1/3 的公司屬於股權分散；Claessens、Djankov 與 Lang (2000) 進一步將樣本縮小為東亞九國，發現除日本外，有高達 83.4% 的公司存在控制股東。Yeh 與 Lee (2001) 以台灣上市公司為樣本，發現台灣上市公司為股權集中與家族控股的典型。控制股東常藉由金字塔結構、交叉持股與參與管理等方式 (註[2])，來達成對上市公司的控制，使得控制股東所擁有的投票權偏離現金流量權，此一偏離的程度愈大時，控制股東愈有能力和誘因透過他的影響力來左右公司決策，甚至侵佔與移轉公司的資源 (註[3])，進而傷害小股東的財富 (Shleifer & Vishny, 1997; La Porta et al., 1999; Claessens, Djankov, Fan, & Lang, 2002)，因為此時剝削小股東或是損害公司價值對控制股東本身的影響利益大於損失，因而隨著偏離權的增加，剝削的行為也就會愈多。

註[1] 亦即追蹤與分辨擁有投票權的最終控制者的身分，將屬於同一控制群體的直接和間接持有的投票權相加，藉以辨認公司的最終控制型態。若公司無最終控制股東時，將其歸類為股權分散公司。

註[2] 「金字塔結構」是指控制股東利用至少一家上市公司來控制其他公司之方式。「交叉持股」則指被控制公司持有控制股東或所屬控制鏈公司的股權。「參與管理」係指控制股東指派其家族成員擔任董事會成員。

註[3] 控制股東除了直接侵占公司利潤外，或挪用公司的現金或其他資產用以支付其本身的負債，另外還可能將上市公司的產出、資產或增資的證券，以低價轉賣給他們私人所擁有的另一家公司，或直接匯入其外國銀行的帳戶。(Johnson, Boone, Breach, & Friedman, 2000; La Porta, Lopez-de-Silanes, Shleifer, & Vishny, 2002)，不論以何種方式都會損害到公司價值和小股東的財富。

臺灣大學學術期刊資料庫

因此，控制股東現金流量權與投票權偏離所造成的代理問題，近幾年來漸受到學者的關注 (註[4])。其中，此一偏離程度對於會計資訊品質的影響，尤其受到產、官、學界所重視。

例如，Fan 與 Wong (2002) 發現當控制股東所有權偏離現金流量權愈大時，控制股東會利用他所擁有的資訊優勢，基於自身的利益來報導會計資訊，而非真實反映公司實質的經濟交易情況、或隱匿並降低對其他股東揭露攸關的資訊，因而盈餘與報酬之間的關連性愈小。Leuz et al. (2003) 也發現，控制股東會透過盈餘管理、盈餘平穩化與避免讓盈餘出現虧損等操弄報表的方法，隱匿剝削的事實。可見控制股東對於財務報表之表達具有相當的影響性。

通常公司所報導的財務狀況和經營結果較佳時，公司股票價格會上漲，現有股東可從中獲取利益，另外公司在募集資本或舉借新債時也會比較容易，有助於公司未來之營運，管理當局亦較能獲得續聘或分享更多的紅利。所以管理當局在報導公司的財務狀況和經營結果時，傾向於過度樂觀。Chin et al. (2006) 發現控制股東代理問題愈嚴重時，較可能發佈樂觀偏誤以及不精確的財務預測。所以適度的保守原則，可導正過度樂觀的報導，增加財務資訊的可靠性。

以下之單例佐證可說明保守原則對於股市之影響 (劉惠臨，2005)：

光洋科 (1785) 前三季稅前盈餘 1.37 億元，財測達成率偏低，股價連三天大跌，昨 (2) 日收盤價 32 元創下掛牌新低；公司表示，這純粹是誤會一場，由於台幣大幅貶值及國際貴重金屬價格不斷向上攀升，基於保守原則，在編製財務報表時，因規避存貨匯率變動風險而持有的美元負債，認列 6,222 萬元兌換損失，但公司持有美金資產存貨因台幣大幅貶值及國際貴金屬價格不斷向上攀升，產生未實現避險利益 9,581 萬元，基於保守穩健原則卻未認列，才導致公司獲利進度落後。

隨著投資者意識抬頭以及訴訟環境愈來愈嚴峻，也使得公司不得不採取更穩健保守的會計處理來因應 (Watts, 1993; Basu, 1997; Givoly & Hayn, 2000; Holthausena & Watts, 2001)。其次，從契約理論而言，由於締約雙方需要以會計資訊作為締約的依據， 如果公司採取保守會計，可以增加公司的隱藏性保留 (Hidden Reserve)、減少透過發放過多股利而移轉債權人的財富到控制股東，因而可以向債權人傳遞他們的利益

註[4] 例如控制股東股權結構對公司價值的影響 (Claessens et al., 2002; Cronqvist & Nilsson, 2003; La Porta et al., 2002; Lemmon & Lins, 2003; Lins, 2003) 、會計績效 (Joh, 2003; Chang, 2003)、關係人交易 (葉銀華、蘇裕惠、柯承恩、李德冠，2003)、盈餘資訊性 (Fan & Wong, 2002; Jung & Kwon, 2002) 或盈餘品質 (Leuz et al., 2003)。

臺灣大學學術期刊資料庫

受到良好保障的訊息 (Ahmed et al., 2002)。

保守的基本原則是指在資產評價及損益取決時，應選擇對本期淨資產及純益較為不利的方法或金額；其具體作法為：「資產評價從低，負債估列從高；不預計任何收益，但只要有合理的基礎時，就應預計可能的損失」。另外，從心理學的角度，一般人若事前被告知為好消息，但事後卻證實是壞消息時，心理上通常會較難承受；但若事前被告知為壞消息，事後卻證實是好消息時，則其心情會沈浸於好消息的喜悅之中，而忽略或不計較當初壞消息所可能引起的傷害。所以會計上保守的另一作法即是：提早報導壞消息，隱藏或延緩報導好消息。因為未實現損失會較未實現利得較易被認列且只需要較少的驗證，產生會計盈餘對於壞消息與好消息在認列的時效上有不對稱的現象 (Basu, 1997)。

本文除了援引 La Porta et al. (1999) 與 Claessens et al. (2000) 的最終控制權觀念與研究方法，衡量控制股東股權偏離的情形外。大股東將其股權以質押的方式取得銀行貸款的情事在台灣也很普遍 (高蘭芬、邱正仁，2002)，股權質押將使得股權實質偏離更為嚴重，此時控制股東愈有誘因和能力影響公司決策進而傷害小股東的財富，如果控制股東剝削小股東的事實被小股東或是利害關係人發現，後者可能會採取反制的制裁措施 (Shleifer & Vishny, 1997; La Porta et al., 1999)。因此，為方便剝削的進行並隱匿此一行為，控制股東會透過他們掌控的財務報導與揭露決策，降低公司的資訊透明度和盈餘資訊性 (Fan & Wong, 2002; Haw, Hu, Hwang, & Wu, 2004)。所以本研究首先預期當控制股東的投票權與現金流量權的偏離程度愈大，或質押比率愈高時，控制股東的代理問題愈為嚴重，因此為隱匿其剝削的情事或基於其自利動機，控制股東較可能會有樂觀的傾向，也就是會計保守程度較低，且會延遲認列壞消息。其次，國內公司董監事會大都由控制股東及其家族成員所擔任，或控制股東利用名目投資公司持有公司股權，派任法人代表擔任董事及監察人，以增加對公司的控制能力 (Yeh, Lee, & Woidtke, 2001)。此時公司重大的經營決策幾乎完全掌握在控制股東手上，缺乏制衡力量，也弱化了董事會的公司治理機制，因此，本研究也預期當控制股東成員擔任董監席次比率愈高時，會影響到會計保守程度及盈餘反應的時效性。

至於會計保守的程度，本文分別使用 Givoly 與 Hayn (2000) 的應計基礎衡量模式衡量盈餘保守性 (Conservatism)，以及 Basu (1997) 的盈餘報酬迴歸模式衡量壞消息反應在盈餘的時效性 (Timeliness)。其中，Givoly 與 Hayn (2000) 的應計基礎衡量認為，在不偏會計下，長期累積的盈餘數字應該會趨近於營業現金流量的金額，也就是正和負的應計會隨時間經過而回轉，因此最後的淨累計應計數額會逼近於零。但如果公司刻意採取保守會計時，則會導致持續負的應計餘額。Basu (1997) 則認為，當公司採取保守會計時，由於壞消息及時認列與揭露，因此股價與盈餘的關聯性較大；相對的，好消息要在實現時才在損益表中認列，因此盈餘與股價之間的關聯性就比較弱

臺灣大學學術期刊資料庫

(註[5])。

本研究實證結果與假說一致，當股權質押比率愈高時，造成股權實質偏離的情形更嚴重，基於控制股東對財務報表之影響力，較不會採取保守的會計，且壞消息與盈餘的關聯性降低，也就是壞消息有延遲認列的現象。其次，當董監事內化程度愈深時，弱化了公司治理機制，也使得公司較不會採取保守會計，壞消息有延遲認列的現象。至於控制股東股權偏離度對於會計保守性和盈餘及時性之影響，則僅發現弱的證據支持。第三，當公司採取較保守的會計政策時，公司之財務風險較低，信用風險指標愈低，亦即信用評等愈佳，與 Ahmed et al. (2002) 一致，表示保守會計政策具有監督功能，可降低債務成本。在控制其他潛在影響會計保守和信用風險指標的因素 (如：獲利性、公司規模、成長等) 後，假說仍成立。

本研究具有下列貢獻：第一，本文對於保守會計的研究具有貢獻。以往文獻 (Beekes, Pope, & Young, 2004; Ahmed & Duellman, 2005) 都以傳統的 Jensen 與 Meckling (1976) 架構，分析公司股東與經營者所產生的代理問題對於保守會計的影響；相對的，本研究則以大股東與小股東之間的代理現象為基礎，探討大股東剝削程度對於保守會計的影響。此一作法具有其重要性，因為研究發現，除英美兩個國家外，世界各國的代理問題大多是大小股東之間的問題，而非公司股東與經營者所產生的代理問題(Haw et al., 2004; Francis, Schipper, & Vincent, 2005)，即使在美國境內也有一部份公司是屬於大小股東剝削的代理問題 (Francis et al., 2005)。因此 Beekes et al. (2004) 與Ahmed 與 Duellman (2005) 的研究結論有其侷限性；相對的，本研究的結果可以一般化到大部分的國家，甚至推論到一部份的美國公司。

第二，即使在有大股東與小股東之間的代理現象的國家，也有法系的不同 (Francis et al., 2005)。Beekes et al. (2004) 和 Ahmed 與 Duellman (2005) 分別以法律較健全且執法情況較佳的普通法系 (Common Law) 為研究對象 (也就是英國和美國)，發現外部董事席次比率愈高，盈餘保守性愈高，壞消息較能及時反應在盈餘上。相對的，本研究是以債權人和投資者保護相對較弱的成文法系 (Civil Law) 國家-台灣新興市場為對象，探討股權集中於控制股東時對保守會計之影響，結果發現投票權與現金流量權的偏離程度愈大時，會計保守的程度較小，且對於壞消息的認列有延遲的現象。因此，本研究不僅對於保守會計的文獻有貢獻，對於公司治理的文獻，也具有另一層的貢獻。第三，過去文獻發現控制股東常藉由金字塔結構或交叉持股之方式，使得控制股東的投票權與現金流量權產生偏離，此一股權偏離的現象使得控制股東產生了傷害小股東財富的誘因 (Claessens et al., 2000; Fan & Wong, 2002; La Porta et al.,

註[5] 在壞消息的情況下，因為股價立即反應相關訊息，而盈餘也即時認列，因而盈餘與股價的關聯性比較大；相對的，在好消息的情況下，由於股價已反應，但盈餘要在未來才認列，因而關聯性比較小 (Basu, 1997)。

臺灣大學學術期刊資料庫

2002)，本研究除了發現此一股權的偏離對於保守會計之影響外，同時也發現台灣常見之股票質押，對於保守會計之影響更為嚴重，主要的原因在於股票質押將使得股權產生實質的偏離現象。

第四，本研究以「控制股東」家族成員擔任之董監席次比率作為公司治理的另一個替代變數，對於公司治理與保守會計也都有貢獻。以往研究發現，在普通法系下外部董事席次對於保守會計會有正向的影響，相對的，在我國情境下，獨立董事制度輔實施，成效如何尚未有具體一致的見解，更重要的是，相對於以往文獻，我國存在控制股東的現象，而控制股東會透過其所掌控的董監事來影響公司的決策。實證結果也發現，控制股東所掌控的董監事席次，確實是保守會計的重要影響因素，此一結果尚未有學者探討，因而對於目前方興未艾的保守會計的研究具有貢獻。第五，本研究對於信用評等的文獻也有貢獻。本研究發現，公司所採取的會計政策愈是趨於保守時，會增加信用評等機構的信心，因而公司的信用評等愈高。

本研究其餘內容安排方式如下：第二節是研究假說的形成，第三節說明研究設計，第四節說明樣本的選擇及實證結果，第五節為敏感性分析，最後為結論。

貳、研究假說

一、保守假說

(一) 控制股東股權結構衍生之代理問題

台灣的上市公司普遍存在控制股東，且以家族控制最為常見 (Claessens et al., 2000; Yeh & Lee, 2001)。控制股東常常透過金字塔或交叉持股等方式來增加對於公司的控制能力，也就是文獻所謂的控制權或是投票權。控制權的增加，將會產生一股多權的現象。在此情況下，控制股東只需負擔相對較少的成本，就可以享受控制權擴大後所帶來的大量私有利益 (註[6])。故控制股東會有誘因利用公司資源，剝削其他股東的財富，以極大化個人的效用，然而此舉將降低公司的價值 (Claessens et al., 2000; Cronqvist & Nilsson, 2003; La Porta et al., 1999; Lemmon & Lins, 2003; Lins, 2003; Yeh & Lee, 2001)。換言之，控制股東的控制權與現金流量權之間的偏離情況愈大，剝削小股東的利益也愈大。

然而，當剝削的事實被其他股東偵測出來時，其他股東將會採取法律行動來制裁控制股東 (Shleifer & Vishny, 1997; Leuz et al., 2003)。為了避免受到這些外部的監督，進而引起潛在的法律成本以及聲譽的損失，控制股東會利用他所擁有的控制權力，包括對公司的財務報導與揭露政策之影響力，來隱匿剝削的現象 (Fan & Wong,

註[6] 包括特權消費，以及移轉公司資產到控制股東或是家屬 (甚或是他們所設立的名目公司) 的名下等方法。

臺灣大學學術期刊資料庫

2002; Leuz et al., 2003; Chin et al., 2006)。例如，Haw et al. (2004) 實證發現，控制股東股權偏離度愈大時，常常會透過增加應計盈餘 (Accrual Earnings) 來美化報表。然而本文認為，為隱匿剝削小股東的現象，控制股東在會計政策的選擇上，會偏向於比較不保守的會計原則，如此就可以增加當期的盈餘，也可以美化當期的資產負債表。當偏離程度愈大時，由於剝削情況愈嚴重，要美化的程度也愈高，因而採用的會計政策將愈不保守。同時，當偏離程度愈大時，也更會採取會計政策來延遲認列壞消息，以達美化報表並隱匿剝削的目的 (註[7])。

基於以上的說明，我們形成下列假說：

H1a： 控制股東股權偏離程度愈大，代理問題愈大，會計保守的程度愈小。

H1b：其他條件不變下，控制股東股權偏離程度愈大，壞消息會延遲反應在盈餘上。

控制股東除了藉由前述金字塔或交叉持股方式增加其控制力外，另一種方法就是將股票質押，也就是控制股東家族以其持有的公司股票作擔保，向金融機構借款介入股市，或投資其他公司或買進自己公司或控制集團更多的股票。股權質押將使控制股東擁有控制權卻無實質股權，所以此種質押的行為，產生了實質的股權偏離現象，導致控制股東可能從事圖利私人，不利外部股東和小股東的盈餘管理行為並加重財富侵害問題。所以股權質押與金字塔和交叉持股類似，都會使控制股東的代理問題更嚴重

Lee 與 Yeh (2004) 和高蘭芬與邱正仁 (2002) 認為大股東或董監事股權質押比率愈高，其介入股市程度愈深，公司績效愈差，同時也會弱化盈餘資訊與股價報酬間的相關性。Chen 與 Hu (2002) 和葉銀華、李存修與柯承恩 (2002) 則指出大股東若利用公司股票質押借款介入股市，或作為公司投資的資金來源，在股價大幅下跌時，面臨補提擔保品的壓力，因擔心股票被金融機構賣出而喪失控制權，往往會投資較高風險的投資計畫或挪用公司資金來維持股價，導致公司財務風險提高。故本研究預期當董監事質押比率愈高時，公司所採用的會計政策會較不保守 (註[8])。

基於以上的說明，建立以下假說：

註[7] 控制股東在採取保守的會計政策時，不僅是在操弄帳面的會計數字，也可能會實質的影響到公司的價值。例如，為了增加當期的短期盈餘，以隱匿剝削公司所產生的不利影響，控制股東可能會有誘因採取短期淨利較高，但長期而言可能對公司不利的計畫案，甚至是淨現值為負的投資方案 (Watts, 2003a)。

註[8] 對於控制股東股權質押的衡量本應以控制股東實際股權質押比率為之，然而礙於資料取得困難 (如受控制股東所控制之非公開發行公司的持股質押比率)，因此，本研究以董監事之質押比率作為控制股東董監質押比率之替代變數，一來台灣上市櫃公司董監事內部化程度嚴重，控制股東掌握一半以上之董監席次 (參見表 2)，故使用董監質押比率衡量控制股東實質偏離權有其合理性。二來董監質押比率需揭露在公開說明書上，因此資料較為正確。

H2a：董監質押比率愈高，會計保守的程度愈小。

H2b：其他條件不變下，董監質押比率愈高，壞消息會延遲反應在盈餘上。

(二) 參與管理

董事會為公司最高的決策機關，所以董事與監察人的制度，本身就存在相互制衡的力量，但是當董事會內部化與家族化後，則違反了公司治理的最終原則。Beekes et al. (2004) 和 Ahmed 與 Duellman (2005) 分別以英國和美國為研究樣本，發現當外部董事席次比率較高者，較可能及時認列壞消息；而內 (外) 部董事席次比率與保守程度呈負 (正) 相關。這些研究都顯示董事會的組成是盈餘報導品質的重要決定因素。

然而英國和美國都是屬於普通法系國家，此一法系的國家對於投資者和債權人的保護都較成文法系國家佳 (La Porta, Lopez-de-Silanes, Shleifer, & Vishny, 1998)。台灣屬於成文法系國家，且股權普遍集中於控制股東，與英美兩國的股權分散明顯不同，使得代理問題不僅是單純的所有權與經營權分離所造成的管理當局特權消費 (Perquisites) 問題 (註[9])，還有控制股東剝削小股東財富的問題 (La Porta et al., 2002)，因此董事會的效能是否能有效發揮更值得注意。

在台灣，控制股東常常會成立自己的投資公司，由這些投資公司持有上市公司的股權，進而當選董事或監察人，不但增加控制股東的董監事席次，加強其控制董事會的力量，同時弱化監察人監督的功能 (葉銀華等人，2003) (註[10])。當擔任董監事的比例愈大，控制股東的決策權愈大，圖利自己的誘因可能更大。Kesner 與 Dalton (1986) 指出，當家族成員擔任董監事的比率愈高，其成員有愈大的誘因去做自利行為的決策，因此，監理機能愈差。實證結果也發現，當控制股東擔任的董監事席位比例愈高時，公司的績效愈差 (Yeh et al., 2001)。因此本研究認為當控制股東 (含其家族成員)擔任董監席次比例愈高之公司，愈沒有誘因採取保守會計，建立以下假說：

H3a：控制股東 (含其家族成員)擔任董監席次比例愈高之公司，會計保守的程度愈小。

註[9] Jensen 與 Meckling (1976) 在代理理論中提到當所有權與管理權分離時，管理者與外部股東產生了代理問題，由於公司管理者未擁有百分之百的公司股權，因管理者若享受各種非金錢報酬時，管理者只需負擔部份的成本，另一部份將由外部股東來承擔。因此管理者會認為全力投入工作的結果必須與別人分享，所以管理者將會採取一些補償性的作法，將公司的資源移為其個人消費 (例如購買昂貴的轎車及豪華辦公大樓供自己使用，或是聘請漂亮的秘書等)，使其效用達到最大，此即為特權消費。

註[10] 據報載依據 93 年 2 月之資料顯示博達董事會中，控制股東葉素菲姊弟在四席董事中，分別擔任董事長兼總經理、副董事長二席，而其他二名董事也分別身兼副總經理級的高階主管，董事成員完全由公司高階主管擔任 (葉銀華，2004)。無獨有偶的，訊碟案中，由年報顯示，五位董事除呂學仁外，其它四位董事，一位是呂妻陳慧晶，一位是轉投資公司視訊國際多媒體董事長田政溫，也是經理人。而身負監督大責的唯一監察人，則由呂學仁的妻舅 (二親等) 擔任 (陳柏翰，2004)。顯示了國內董監事家族化和內部化的情形嚴重，故公司治理制度能否有效發揮，是一重要的研究問題。

H3b：其他條件不變下，控制股東 (含家族成員) 擔任董監席次比例愈高，壞消息會延遲反應在盈餘上。

二、信用評等假說

公司整體的信用評等反應了信用評等機構對於企業償還債務的能力以及是否有資格接受信用貸款的評定意見。

保守會計可以說是起源於會計資訊在契約理論 (Contract Theory) 中所扮演的角色。例如，在契約條款中，締約雙方常常修正會計原則下的會計數字，採用比較保守的會計數字 (註[11]) (Leftwich, 1983)。在債務條款中採取保守原則，可以增加公司隱藏性保留，減少不當的股利發放 (特別是清算股利)，以避免財富從債權人轉移到股東，也可以降低公司放棄淨現值為正的投資計畫 (Jensen & Meckling, 1976; Watts, 2003a)，因此，債務契約是公司採取保守會計的原因之一 (Watts, 2003a)。而 Ahmed et al. (2002) 研究指出保守會計可降低債務成本，故本研究預期公司採取較保守的會計政策，其違約機率較低。因此，信用評等也就比較佳。

除債務契約觀點可以直接提升信用評等外，另外幾個契約理論也會間接使得採取保守會計的公司，得到較佳的信用評等。第一，由於保守會計會提供及時性的訊息，以瞭解執行淨現值為負的投資方案之影響，因而可以及時採取改正措施，以避免情勢惡化。第二，可以降低政治成本 (Political Costs)， 例如稅務支出，一般而言，公司規模愈大愈容易受到政治監督與大眾注意，因而大企業比小企業具有更強的政治敏感性，為降低政治監督所造成的財富移轉，大企業較可能選擇降低盈餘的會計政策。(Watts, 2003a, 2003b; Watts & Zimmerman, 1986)。而保守會計的這些間接利益，都可以間接使債權人獲得更多保障。

基於以上推論，我們建立以下假說：

H4：其他條件不變下，公司採取較保守的會計政策，其信用評等較佳 (信用風險指標 (TCRI) 較低)。

參、研究設計

一、實證替代變數

我們首先介紹本研究實證時的保守衡量替代變數，以及控制股東股權偏離程度之衡量，最後再說明信用評等指標。

(一) 保守會計衡量

根據保守的定義，保守會計會使盈餘低於營業現金流量，或壞消息相對較好消

註[11] 例如，將商譽從資產中排除，或是在合併報表中將盈餘壓低 (Leftwich, 1983)。

臺灣大學學術期刊資料庫

息及時認列在盈餘中。因此，本研究分別使用 Givoly 與 Hayn (2000) 的應計基礎衡量出個別公司會計保守程度作為依變數，並援引 Basu (1997) 的盈餘報酬模型，來衡量好、壞消息不對稱及時性 (Timeliness)。分別說明如下：

1. 應計基礎的保守衡量 (CONACC)

Givoly 與 Hayn (2000) 認為保守會計與預期應計會回轉的現象相反，長期而言，保守會計會持續性出現負的應計。本研究比照 Givoly 與 Hayn (2000) 的定義，使用除了折舊外的平均總應計作為保守會計的替代變數 (註[12])，具體而言，總應計 (TA)=(非常項目前淨利＋折舊費用－營業現金流量)／總資產。由於應計基礎具有回轉的特性，因此依 Ahmed 與 Duellman (2005) 取五年的應計平均數來衡量，亦即將 t 期及其前後各二年的總應計取平均值 (註[13])，預期保守會計下平均總應計為負，因此將其乘上負號，亦即 $CONACC_t = \left[\left(\sum_{i=t-2}^{t+2} TA_i \right) / 5 \right] (-1)$，表示使用愈多的保守會計政策，*CONACC* 的值愈大。

2. 盈餘報酬模型

保守性和及時性都是財務報表品質的重要因素 (Bushman, Chen, Engel, & Smith, 2000)。Basu (1997) 利用股價領先盈餘的現象與保守原則所強調的「預期未來損失要及時認列，但不預期未來利潤」。主張會計盈餘對於好消息和壞消息的認列具有不對稱及時性，相較於好消息，保守會計使會計盈餘對於壞消息的反應較及時且敏感。因此可以藉由下式的盈餘／報酬迴歸模型衡量盈餘的及時性：

$$E_t / P_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 R_t + \beta_2 NEG_t + \beta_3 NEG_t \cdot R_t + \varepsilon \quad (1)$$

註[12] 除了Givoly 與 Hayn (2000)外，其他常用來衡量裁決性應計項目之模型，在定義總應計組成項目時亦將折舊和攤銷費用減除。例如，就 Jones Model 而言，總應計 $TA_{it}=(\Delta CA_{it}-\Delta CASH_{it})-(\Delta CL_{it}-\Delta CLD_{it}-\Delta ITP_{it})-DAE_{it}$，其中 TA_{it} 為 i 公司第 t 期之總應計項目；ΔCA_{it} 為 i 公司第 t 期之流動資產變動數；ΔCL_{it} 為 i 公司第 t 期之流動負債變動數；$\Delta CASH_{it}$ 為 i 公司第 t 期之現金變動數；ΔCLD_{it} 為 i 公司第 t 期一年內到期之長期負債變動數；ΔITP_{it} 為 i 公司第 t 期應付所得稅變動數；DAE_{it} 為 i 公司第 t 期折舊及攤銷費用 (Jones, 1991)。Scott (2003) 指出折舊 (或攤銷) 費用，是受到公司的折舊 (或攤銷) 政策，以及估計之資產耐用年限所影響。但基於一致性原則，會計方法一經選定並不可任意更改，所以在給定的政策之下，折舊 (或攤銷) 費用就成為非裁決性的應計項目 (Non-discretionary Accrual)。本文另外以稅後淨利扣除營業現金流量來衡量應計，所有的推論仍然相同。

註[13] Givoly 與 Hayn (2000) 的保守衡量是目前保守會計相關文獻 (Ahmed et al., 2002; Hui & Matsunaga, 2004; Raonic, McLeay, & Asimakopoulos, 2004; Kwon, Yin, & Han, 2006) 常見之衡量保守程度的方式之一。本文因此援引過去文獻之方式，選定一特定時間來衡量。本研究也以三年之應計平均數 (當年和前後各一年) 來衡量盈餘保守程度，迴歸結果相似。

臺灣大學學術期刊資料庫

其中

E_t/P_{t-1} = 非常項目及停業部門前損益每股盈餘除以期初股價。

R_t = 年度股票報酬率 (Raw Return)。

NEG_t = 為虛擬變數，若當年度報酬為負 (R_t <0) 時，NEG_t =1，否則為 0

模型中使用負報酬的虛擬變數與股票報酬變數的交乘項 ($NEG \cdot R$) 係數 β_3 衡量壞消息的增額敏感性，好消息則由 R 的係數 β_1 來捕捉其效果。因此，由 (1) 式迴歸結果可衡量盈餘及時性：

1. β_3 是會計盈餘對於壞消息的增額敏感度，在保守報導下，β_3 預期為正。
2. 會計盈餘對於壞消息與好消息的相對敏感性是由 (β_1 + β_3) / β_1 衡量，在保守報導下，此一比率預期大於 1。

(二) 控制股東股權偏離變數

本文依據 La Porta et al. (1999) 之定義，將最終控制股東定義為對公司決策具有最後或最大影響力者，通常是指公司之最大股東、董事長或總經理等及其家族或經營團隊。並依照 Fan 與 Wong (2002) 將前述最終控制股東定義為擁有至少 5% 投票權且其投票權並未被其他人所控制之股東，當符合條件之股東不只一人時，則以擁有投票權比率最高之股東為最終控制股東。若公司無最終控制股東時，則歸類為股權分散公司 (註[14])。La Porta et al. (1999) 和 Claessens et al. (2000) 指出東亞國家的公司，約有 80%以上的控制股東不需持有一絕對多數之股票，而只要持股 20% 以上即具有顯著的控制力。

控制股東的現金流量權和控制權是依 Claessens et al. (2000)、Yeh et al. (2001) 的方法計算，在計算控制股東的間接持股率時，係選取該控制鏈中的最小股權，作為各被控制公司的股份控制權，若控制股東透過多條控制鏈同時擁有上市公司股權時，則將每一條控制鏈中的最小股權相加，若是透過非公開發行的投資公司取得其控制權時，受限於資料取得，假設最終控制者 100% 控制此一未上市櫃法人。因此，最終控制股東的投票權＝直接持股率＋間接持股率。而控制股東的現金流量權則為最終控制者的直接持股率＋Σ各控制鏈的間接持股率之乘積 (註[15])。過去文獻指出當控制股東的投票權與現金流量權的偏離程度愈高，會降低公司的價值 (Claessens et al., 2002;

註[14] 本研究之主題在於控制股東的代理問題，故股權分散公司不在本研究範圍內，亦即當公司擁有最大投票權的股東持股比率未滿 5% 時，不納入研究樣本。

註[15] 試舉一簡單的例子解釋現金流量權和控制權偏離的情形，若某一控制股東家族同時擁有 A 上市公司 60% 的股權，及 C 公司 20% 的股權，而 A 上市公司轉投資 B 公司 40% 的股權，C 公司亦轉投資 B 公司 10% 股權。則該控制股東將擁有 B 公司 50% 的控制權 (兩條控制鏈中最小股權相加，40%＋10%)，但僅擁有 26% 的現金流量權 (因無直接持股，故只需將兩條控制鏈上各股權相乘積加總，60%×40%＋20%×10%)，此種情形顯示此家族使用金字塔結構增加對 B 公司的控制權，因為此家族只需花 26 元就可得到 50 元的權利。

Cronqvist & Nilsson, 2003; La Porta et al., 2002; Lemmon & Lins, 2003; Lins, 2003; Yeh, 2005)，以及盈餘資訊性 (Fan & Wong, 2002; Jung & Kwon, 2002) 或盈餘品質 (Leuz et al., 2003)。

本研究以下式來衡量控制股東股權偏離的代理問題：

控制股東的投票權與現金流量權的偏離程度 (DIFF)＝投票權－現金流量權

預期當控制股東的股權偏離程度愈大時，則控制股東為了隱匿其不法行為或基於自身利益，控制股東將採取較不保守的會計政策，換言之，會計保守程度較低，故 DIFF 的係數預期為負。

(三) 信用評等指標

本研究係採用台灣經濟新報社所建構的台灣企業信用風險指標 (Taiwan Corporate Credit Risk Index；TCRI) 作為企業整體信用評等的指標。使用 TCRI 作為信用評比指標的原因在於，第一，對於公司之信用風險評估最準確的資料來源應是取自各銀行的放款指標，然而此一資料通常為銀行內部評估的機密資料，不易取得。第二，目前國內公開之信用評等資料有中華信用評等公司之評等報告及經濟新報資料庫的 TCRI 徵信系統。雖然中華信用評等公司是國內第一家信用評等公司但其受評家數有限，至於 TCRI 徵信系統評估對象較廣，且國內各銀行目前也紛紛將台灣經濟新報所建置的信用評等資訊引進 (註[16])，供其徵信業務上參考，而分析師也以 TCRI 作為其選股分析時的指標之一。

TCRI 的形成是先由十個反應公司財務體質的財務指標形成基本等級後，再考量規模和財務壓力指標 (APL) (註[17]) 形成門檻等級，最後由人工解讀會計品質、產業前景和經營層風險等非量化資訊，形成最終的 TCRI。因此，本研究認為此一指標對於公司整體的信用評等評量具有相當的嚴謹性。Ahmed et al. (2002) 研究指出保守會計可降低債務成本，故本研究亦主張公司採取較保守的會計政策時其違約機率較低，信用評等較高。

二、實證模型

本研究資料形態屬於混合橫斷面與時間數列之縱橫資料模式 (Panel Data)，若採用傳統的普通最小平方法 (OLS) 會因為忽略橫斷面資料間差異性而產生估計無效率，

註[16] 例如華銀在兼顧此系統未來發展的完整性與資料及時性，並考慮因應 Basel Ⅱ(巴塞爾資本協定) 對銀行經營信用風險之規範，自 93 年起開始引用台灣經濟新報的財報原始資料及 TCRI 企業信用評等資訊。(陳妙真，2004)。

註[17] 財務壓力計 (APL) 是公司的短期壓力警訊，包括 Assets Management (A): 收款或存貨週轉速度明顯變慢，積壓資金； Profitability (P): 長期投資無效率，獲利無法支應借款；Liquidity (L): 短期現金太少且舉債太多，信用擴張困難。(陳惠玲、蕭惠元，2004a)。

臺灣大學學術期刊資料庫

所以本文後續之實證模式皆採用 Panel Data Methods 作為估計方法。Panel Data Methods 係假設每一家公司有其特殊之企業特質 (Firm-specific Characteristics)，而各公司間的企業特質在研究期間並不會隨時間改變 (Time-invariant)，因此，Panel Data Methods 具有控制公司間企業特質的異質性對於依變數影響之優點，可以使得估計結果較有效率 (Greene, 2003)。因為解釋變數中若含有個別樣本差異效果，會使得解釋變數與殘差項產生相關，而造成估計無效率，因此，Panel Data Methods 有二種估計方法：固定效果模型 (Fixed-effects Model) 是對每一家公司給予一個專屬之截距項，以控制該公司特質對依變數之影響。隨機效果模型 (Random-effects Model) 則是將各公司的企業特質視為隨機的誤差項，以控制公司異質性對依變數之影響。至於該採用何種模型才適當，可藉由 Hausman (1978) 的檢定法檢定，若截距項與自變數間為統計無關，採隨機效果模型，反之，若隨機截距項與自變數間為統計相關，表示截距項受解釋變數影響，則採用固定效果模型。

各迴歸模型如下所示：

(一) 保守迴歸

本研究使用下式檢測保守假說：

$$CONACC_t = \gamma_0 + \gamma_1 DIFF_t + \gamma_2 DIR_t + \gamma_3 PLEDGE_t + \gamma_4 INST_t + \gamma_5 INDDIR_t + \gamma_6 LEV_t + \gamma_7 ROA_t + \gamma_8 SIZE_t + \gamma_9 SGROWTH_t + \gamma_{10} RD_ADV_t + \varepsilon \quad (2)$$

其中：

CONACC＝為應計基礎的保守衡量，也就是 t 期前後各二年的營業總應計平均值，再乘上負一，數值愈大，表示愈保守，亦即 $CONACC_t$＝$\left[\left(\sum_{i=t-2}^{t+2} TA_i \right) / 5 \right]$ (-1)，其中 TA (總應計)＝(非常項目前淨利＋折舊費用－營業現金流量) ／總資產。

DIFF＝投票權－現金流量權，亦即控制股東的股權偏離程度。

DIR＝董監事席次控制權，主要在於衡量控制股東參與管理的程度，同時也表示董監事內化的程度。此變數為控制股東 (含其家族成員) 持有董監席次數÷全體董監席次數。

PLEDGE＝董監事質押股數÷董監事持股數，表示董監質押比率。

INST＝機構投資人持股數÷流通在外股數，表示機構投資人持股比率。

INDDIR＝獨立董事席次比率為獨立董事人數÷董事會總人數。

臺灣大學學術期刊資料庫

LEV＝負債比率，負債總額÷總資產。

ROA＝資產報酬率，非常項目前淨利÷平均總資產。

SIZE＝公司規模，總資產取自然對數。

SGROWTH＝銷貨收入年成長率。

RD_ADV＝(研究發展支出＋廣告費) ÷銷貨收入，衡量研發與廣告密集度。

假說預期控制股東的股權偏離程度愈大時，會計保守的程度較小，因此 DIFF 的係數預期為負；控制股東參與管理程度愈深時，會計保守的程度較小，因此，DIR 的係數預期為負；當董監質押比率愈高時，造成實質的股權偏離程度愈高，因此，PLEDGE 的係數也預期為負。(2) 式中分別以獨立董事席次比率 (INDDIR) 和機構投資人持股 (INST) 做為內、外部的公司監理機制，一般而言，機構投資人持股比率通常較散戶高，且本身資源較豐富，在自我利益保障的誘因下，較能發揮監督功能。此外，台灣證券交易所及櫃檯買賣中心自 2002 年始要求，新上市上櫃公司於申請上市 (櫃) 時必須有二名獨立董事與一名獨立監察人，此一規範雖僅適用於新上市櫃公司，但已上市櫃公司為提升公司治理，亦有自願聘請專家學者擔任獨立董監事之情形。因此，預期當獨立董事席次比愈高時，內部監理機制愈佳，預期 INST 與 INDDIR 的係數為正。

其他控制變數包括獲利能力 (ROA)、公司規模 (SIZE) 與負債比率 (LEV) 等可能增加保守成本的動機。獲利能力較低的公司，採用保守會計的成本較高 (Ahmed et al., 2002)，因此，預期獲利能力較佳 (ROA 較高) 的公司，較可能採用保守會計。當公司規模愈大時，所面對的政治成本愈高，因此較可能採用保守會計 (Watts & Zimmerman, 1978; Zmijewski & Hagerman, 1981)。另外，當負債比率愈高時，表示股東與債權人的利益衝突愈大，為降低債務成本，管理當局較可能採取保守會計 (Watts & Zimmerman, 1978)。而控制銷貨成長變數的原因為：銷貨成長可能影響到應計，例如應收帳款和存貨的變動，因此也就影響到 CONACC。

(二) 盈餘報酬迴歸

除了上述之應計基礎衡量保守外，保守會計是指壞消息反應在盈餘的速度較快，因此，我們也延伸 (1) 式 Basu (1997) 的盈餘不對稱時效模型來檢測盈餘及時性假說：

$$E_t / P_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 R_t + \beta_2 NEG_t + \beta_3 NEG_t \cdot R_t + \beta_4 DIFF_t + \beta_5 NEG_t \cdot DIFF_t + \beta_6 DIFF_t \cdot R_t + \beta_7 NEG_t \cdot DIFF_t \cdot R_t + \beta_8 DIR_t + \beta_9 NEG_t \cdot DIR_t + \beta_{10} DIR_t \cdot R_t + \beta_{11} NEG_t \cdot DIR_t \cdot R_t + \beta_{12} PLEDGE_t + \beta_{13} NEG_t \cdot PLEDGE_t + \beta_{14} PLEDGE_t \cdot R_t + \beta_{15} NEG_t \cdot PLEDGE_t \cdot R_t + \varepsilon \quad (3)$$

臺灣大學學術期刊資料庫

其中：

E_t/P_{t-1}＝非常項目及停業部門前損益每股盈餘除以期初股價。

R_t＝股票報酬的計算是採用年度結束前八個月至結束後四個月的報酬，主要考量係因財務報表的公布通常在四月底，即計算 8 月 1 日至次年 4 月 30 日之買進並持有股票的報酬率。

NEG_t= 為虛擬變數，若 R_t <0 時，NEG_t＝1，否則為 0。

預期控制股東股權偏離程度不同時，盈餘及時性會有所差異，當控制股東的投票權與現金流量權的偏離程度愈大時 (DIFF)，控制股東的侵佔誘因愈大，控制股東有誘因使壞消息延遲反應在盈餘上，盈餘的及時性較低，因此，預期 β_7 的係數為負。

當控制股東成員擔任董監事席次比率愈高時 (DIR)，控制股東參與管理的程度愈大，愈有權力影響財務報表資訊，便於隱匿其侵占或不法之行為，故預期當控制股東成員擔任董監事席次比率愈高，較可能延遲認列壞消息，β_{11} 的係數應為負。當董監事利用公司股票質押借款介入股市，在股價大幅下跌時，往往會投資較高風險的投資計畫或挪用公司資金來維持股價，導致公司財務風險提高。此外董監質押比率愈高 (PLEDGE)，也使得董監事的實質股權偏離程度愈大，預期 β_{15} 的係數為負。

(三) 信用評等迴歸

建構企業信用風險指標 (TCRI) 時，主要是參照前期的財務和非財務資料，因此，迴歸模式中，所有自變數都是採用前期的資料。因為信用風險指標具有等級上之差異，故使用 Ordered logit 模型來測試假說四，預期當公司選擇較保守的會計方法時，其獲得的信用評等較高。

$$TCRI_t(RISK_t) = \beta_0 + \beta_1 CONACC_{t-1} + \beta_2 DIFF_{t-1} + \beta_3 DIR_{t-1} + \beta_4 PLEDGE_{t-1} + \beta_5 INST_{t-1} + \beta_6 INDDIR_{t-1} + \beta_7 LEV_{t-1} + \beta_8 ROA_{t-1} + \beta_9 SIZE_{t-1} + \beta_{10} LOSS_{t-1} + \beta_{11} OI_INT_{t-1} + \beta_{12} FA_INTEN_{t-1} + \varepsilon \quad (4)$$

其中：

TCRI = 第 t 年信用風險指標 (Taiwan Corporate Credit Risk Index)，係依企業的信用風險高低分為 9 等，其中 1 至 4 等為低度風險；5、6 等為中度風險；7 至 9 等為高度風險；D 為企業已發生違約或倒帳。本研究於迴歸分析時將屬於 D 級之公司量化成第 10 等。

RISK = 信用風險等級，依 TCRI 將風險分為低、中、高、及其他。1 表示低度風險，2 表示中度風險，3 表示高度風險，4 則為已發生違約或倒帳之公司。

臺灣大學學術期刊資料庫

LOSS＝若公司連續二年為虧損時，亦即 t-1 和 t-2 年的非常項目前淨利為負時，LOSS＝1，其餘為0。

OI_INT＝利息保障倍數，t-1 年折舊前營業淨利除以利息費用。

FA_INTEN＝資本密集度，t-1 年財產、廠房和設備毛額除以總資產。

其餘變數定義與 (2) 式相同。

除了探討保守會計對於信用風險之影響，本文也於迴歸式中加入控制股東股權偏離度 (DIFF)、董監質押比率 (PLEDGE) 以及控制股東擔任董監比率 (DIR)，以了解 TCRI 是否受到這些因素影響。另外也控制了幾個會影響信用評等的公司特性因素，預期大規模公司 (SIZE)、獲利良好 (ROA)、利息保障倍數 (OI_INT) 與資本密集度 (FA_INTEN) 愈大時，公司的信用評等愈佳，也就是信用風險指標 (TCRI) 的值愈小。而當公司為淨損 (LOSS) 或負債比率 (LEV) 愈高時，信用評等愈差 (Ashbaugh-Skaife, Collins, & LaFond, 2006)，也就是與信用風險指標呈正相關。

肆、樣本選擇與實證結果

一、樣本選擇與資料來源

研究所需相關變數主要取自「台灣經濟新報社 (TEJ)」，控制股東之股權結構與所佔董監事席次取自之公司治理及上市櫃董監全體持股狀況模組。財務資料，取自之一般產業財務資料模組。股價、報酬和公司市值資料，取自上市 (櫃) 調整股價資料模組。信用風險指標 (TCRI) 取自信用評等資料模組。

研究樣本期間涵蓋範圍為 1997 年到 2003 年上市櫃公司，研究期間起自 1997 年係因 TEJ 所提供之上市櫃董監全體持股狀況資料起自 1997年，研究期間至 2003 年止係因計算各公司應計基礎保守衡量 (CONACC) 時需有前後各二年的財務資料 (註[18])。為有效檢定假說，納入研究之樣本尚需符合下列選樣標準：(1) 樣本期間非屬金融保險業等性質特殊產業的公司，共有 7,922 個公司／年度觀察值。(2) 樣本公司不得於樣本期間落入全額交割股，共計剔除 42 個觀察值。(3) 樣本公司必須為曆年制，此乃為確保公司間橫斷面比較有一致性及可比較性，共計剔除 14 個觀察值 (註[19])。(4) 公司治理與代理問題變數 (包括控制股東的投票權、現金流量權、法人持股、董監質押、董事會人數等) 不齊者，共計剔除 3,226 個觀察值。(5) 援引 Fan 與 Wong (2002) 對最終控制股東之定義，當公司內最大股東持有股權比例小於 5%，則表示該公司為股權分散公司，並不存在最終控制股東，故將之剔除，共計剔除 174 個觀察值。(6) 盈

註[18] 亦即 2003 年之 CONACC 係以 2001~2005 年之平均應計來衡量。

註[19] 非曆年制樣本相當少，如佳格、翔準和萬宇科，其對於達成盈餘數字的誘因或有別於其他公司，為避免干擾，我們將其刪除。

臺灣大學學術期刊資料庫

餘、股價及財務資料不足者，共計剔除 68 個觀察值。

經由上述條件的篩選，實際分析的最終樣本共有 4,398 。其年度和產業分配彙總於表 1，表 1 顯示，樣本觀察值呈現逐年遞增，主要是因為近幾年上市櫃公司有逐年遞增的現象。Panel B 也顯示，電子產業在總樣本中所佔比重較高，約有 44%，主要是此一產業上市櫃企業家數原本就較多。

表 1 樣本公司年度和產業分配

Panel A: 年度分配

年度	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	Total
公司數	372	397	474	561	608	952	1034	4,398
%	8.46	9.03	10.78	12.76	13.82	21.65	23.51	100

Panel B: 產業分配

TSE 產業代碼	產業別	公司數	樣本百分比
01	水泥工業	46	1.05
02	食品工業	125	2.84
03	塑膠工業	141	3.21
04	紡織纖維	323	7.34
05	電機機械	212	4.82
06	電器電纜	82	1.86
07	化學(生技醫療)	224	5.09
08	玻璃陶瓷	45	1.02
09	造紙工業	49	1.11
10	鋼鐵工業	178	4.05
11	橡膠工業	63	1.43
12	汽車工業	28	0.64
13	電子工業	1935	44.00
14	建材營造	266	6.05
15	航運業	121	2.75
16	觀光事業	57	1.30
18	貿易百貨	87	1.98
20	其他	305	6.93
21	生物科技	47	1.07
22	通訊網路	23	0.52
23	軟體業	41	0.93
	合計	4,398	100

臺灣大學學術期刊資料庫

二、敘述統計

表 2 為本研究相關變數的敘述統計量。CONACC 是應計基礎保守的衡量，值愈大表示負的應計愈大，樣本平均數為 0.0194，因為 CONACC 已經乘上負 1，與預期平均有負的應計相符。樣本觀察值中有 77.62% (未列表) 存在股權偏離的現象，亦即國內控制股東股權偏離一股一權是很普遍的現象，與 Claessens et al. (2000) 和 Fan 與 Wong (2002, 2005) 所報導之統計量一致，東亞各國的公司中 (包括台灣) 存在股權集中的現象，最終控制股東平均擁有投票權 30.67%，與 Yeh (2005) 的平均投票權 30.3% 相近。但卻只擁有 24.48% 的盈餘分配權(未列表)，所以控制股東的股權偏離的程度 (DIFF) 平均值為 6.19% (中位數為 1.51%)，此一股權偏離幅度也代表著控制股東對小股東進行侵佔的動機強弱。控制股東擔任董監事席次比例 (DIR) 平均為 64.76% (中位數為 62.5%)，顯示控制股東及其家族成員平均握有一半以上的董監事席次，此也使得控制股東對於財務報導的影響力更大，同時也弱化了董事會和監察人的監督職能。董監質押比率 (PLEDGE) 平均為 13.96% (中位數為 0)，平均數大於中位數，變數呈現右偏的現象，顯示樣本中存在極大值。

另外法人持股 (INT) 平均為 34.84%，此一比率顯著低於 Ahmed 與 Duellman (2005) (以美國為樣本，法人持股平均數為 66.4%)，顯示國內法人持股的比率仍偏低。獨立董監席次比率 (INDDIR) 平均數為 4.21%，主要為獨立董監事制度施行期間較短 (自 2002 年起)，且以新申請上市櫃公司為主要強制對象，使得國內獨立董監事仍不普遍。負債比率 (LEV) 平均數為 40.17%。平均資產報酬率為 8.42%，平均銷貨成長率為 15.08%，研究及廣告費佔當年度銷貨之比率 (RD_ADV) 平均為 3.41%。年報酬 (R) 平均數為 10.99%，樣本中有 51.68% 於研究期間中報酬率為負。最後，樣本平均信用風險指標 (TCRI) 為 5.63，屬於中度風險等級。樣本中有 12.36% 的公司／年觀察值於信用評等前二年度連續虧損 (LOSS)。由於有些研究變數出現偏態的現象，因此後面的相關係數表將同時列示有母數的 Pearson 積差相關與無母數的 Spearman 的等級相關。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 2 敘述統計量 (N=4,398)

變數[1]	平均數	標準差	Q1	中位數	Q3	極小值	極大值
CONACC	0.0194	0.0595	-0.0094	0.0141	0.0462	-0.3656	0.4614
DIFF	6.1922	10.8036	0.03	1.51	6.87	0	88.62
DIR	64.7617	21.0580	50	62.50	80 1	0	100
PLEDGE	13.9611	23.0630	0	0	19.99	0	100
INST	34.8443	21.8794	16.87	32.035	49.790	0	100
INDDIR	4.2196	10.862	0	0	0	0	60
LEV	40.167	16.147	28.520	39.875	50.510	2.50	79.87
ROA	8.4213	9.883	3.010	7.525	13.480	-38.920	62.240
SIZE	15.1827	1.2746	14.274	15.047	15.953	11.7528	19.959
SGROWTH	15.0813	36.505	-4.670	8.565	27.410	-134.40	258.81
RD_ADV	3.4051	13.208	0.2766	1.523	3.708	-0.0818	160.236
E_t / P_{t-1}	0.0311	0.2460	0.0003	0.0508	0.1046	-5.920	2.1097
R	0.1099	0.6683	-0.285	-0.017	0.314	-0.998	7.00
NEG	0.5168	0.4997	0	1	1	0	1
TCRI	5.6349	1.8393	5	6	7	1	10
LOSS	0.1236	0.3291	0	0	0	0	1
OI_INT	698.66	9329.86	0.8715	4.833	21.316	-9900.44	343426
FA_INTEN	0.2868	0.2539	0.0840	0.2160	0.4345	0	0.7794

CONACC=應計基礎的保守衡量，也就是T期前後共五年之折舊前總應計之平均數 *(-1)；DIFF=控制股東的投票權－現金流量權； DIR= 控制股東成員擔任董監事席次比率；PLEDGE=董監事質押比率；INST=機構法人持股比率；INDDIR= 獨立董監事人數比率；LEV=長期負債占總資產之比率；ROA=非常項目前淨利除以總資產；SIZE= 公司規模，總資產取自然對數；SGROWTH= 銷貨成長率；RD_ADV=研發及廣告密集度；=非常項目及停業部門前每股盈餘除以期初股價；R=股票報酬率；NEG=負報酬的虛擬變數，如果 R<0 時，NEG=1，其餘為 0；TCRI=信用風險指標，分別為 1~10 等；LOSS=1，如果前一年度和前二年度為淨損時，其餘為 0；OI_INT=折舊前營業淨利除以利息費用；FA_INTEN=財產、廠房、設備毛額除以總資產。

表 3 為信用風險指標分類以及樣本公司的信用等級分佈。TEJ 將信用風險指標分為九個等級以及 D，並將 1-4 等歸為低度風險，表示企業獲利足以支應資金成本、財務結構較健全、對不景氣的抗壓性也較高，樣本中有 1,058 (24.06%) 屬於此類。TCRI 在 5-6 等的企業是屬中度風險，其財務結構雖然還算穩定但獲利差或比較不穩、或獲利雖好但財務結構較差，對不景氣之抗壓性略差，樣本中有 61.37% 屬於此類。若 TCRI 在第 7 等及以後者，屬高度風險，樣本中有 11.62% 屬於此類企業，這類公司的會計資訊品質差、財務結構脆弱、流動性極差，多為虧損或損益兩平。而 TCRI 為 D (Default) 的企業，則為倒閉破產、重整、跳票擠兌、紓困求援、接管、會計師對繼續

臺灣大學學術 博碩士論文資料庫

經營假設存疑、淨值為負、全額下市、財務吃緊停工之企業 (陳惠玲、蕭惠元，2004b)。樣本中有 2.96% 屬於此類。後續之分析則將 D 等級轉化為量化的第 10 等級以進行 Ordered Logit 迴歸分析，而敏感性分析時，將剔除 TCRI 屬於 D 的企業，進一步加以檢測。

表 3 樣本公司的信用風險等級分佈 (N=4,398)

風險別	低度風險			中度風險			高度風險			已發生違約或倒帳
TCRI	1	2	3	4	5	6	7	8	9	D
樣本數	85	163	218	592	1024	1114	561	294	217	130
合計		1058			2699			511		130
百分比		24.06%			61.37%			11.62%		2.96%

表 4 為各變數之相關係數，右上角為 Spearman 等級相關係數，左下角為 Pearson 積差相關係數，Panel A 為保守衡量與控制股東股權結構及控制變數之相關係數，衡量控制股東股權偏離程度的變數 (DIFF 和 PLEDGE) 與應計基礎保守衡量 (CONACC) 呈顯著負相關。控制股東及其家族成員擔任董監席次比率 (DIR)，也與保守衡量呈顯著負相關。綜合言之，在未控制其他變數之下，初步符合預期。另外，獨立董監席次比率 (INDDIR) 與法人持股 (INST) 與保守衡量呈顯著正相關，顯示在未控制其他因素之下，國內法人持股與獨立董監席次比率等內外部監督機制，都與會計保守程度有關。公司規模 (SIZE)、負債比率 (LEV)、資產報酬率 (ROA)、銷貨成長率 (SGROWTH) 和研究廣告支出率 (RD_ADV) 與保守呈顯著正相關，和 Ahmed 與 Duellman (2005) 結果一致。Panel B 為信用評等假說的各變數相關係數，會計保守程度 (CONACC) 與 TCRI 呈顯著負相關，表示未控制其他因素下，會計政策愈保守，信用風險愈小，其餘各變數與信用風險指標的相關亦符合預期方向。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 4 相關係數表 (N=4,398)

Panel A：保守假說變數之相關係數

	CONACC	DIFF	DIR	PLEDGE	INST	INDDIR	LEV	ROA	SIZE	SGROWTH	RD_ADV
CONACC		-0.082***	-0.172***	-0.207***	0.035**	0.134***	0.104***	0.423***	0.132***	0.324***	0.094***
DIFF	-0.047***		0.047***	0.088***	0.281***	0.002	0.035**	0.088***	0.077***	0.120***	0.028*
DIR	-0.154***	0.101***		0.264***	0.096***	-0.349***	0.043***	-0.207***	0.373***	-0.114***	-0.210***
PLEDGE	-0.202***	0.113***	0.269***		-0.003	-0.271***	0.151***	-0.294***	0.471***	-0.156***	-0.166***
INST	0.024*	0.429***	0.095***	0.004		0.005	0.051***	0.061***	0.244***	0.051***	-0.095***
INDDIR	0.141***	0.011	-0.339***	-0.196***	0.0005		-0.034**	0.248***	-0.282***	0.174***	0.145***
LEV	0.119***	0.057***	0.053***	0.209***	0.054***	-0.038**		-0.339***	0.209***	0.003	-0.223***
ROA	0.399***	0.068***	-0.174***	-0.272***	0.065***	0.239***	-0.333***		-0.184***	0.450***	0.161***
SIZE	0.100***	0.104***	0.360***	0.316***	0.262***	-0.270***	0.197***	-0.119***		-0.075***	-0.197***
SGROWTH	0.092***	0.080***	0.003	-0.041***	0.065***	0.01	-0.006	0.051***	-0.014		0.111***
RD_ADV	0.016	0.008	-0.071***	-0.067***	-0.019	0.056***	-0.134***	-0.083***	-0.130***	0.051***	

Panel B：信用風險假說變數之相關係數

	TCRI	CONACC	INST	INDDIR	LEV	ROA	SIZE	LOSS	OI_INT	FA_INTEN
TCRI		-0.294***	-0.154***	0.0004	0.416***	-0.606***	-0.246***	0.404***	-0.577***	-0.020
CONACC	-0.291*		0.036**	0.133***	-0.103***	0.422***	-0.131***	-0.287***	0.316***	-0.209***
INST	-0.153***	0.025		0.006	0.048***	0.063***	0.242***	-0.057***	0.049***	-0.023***
INDDIR	-0.004***	0.140***	0.001**		-0.033**	0.247***	-0.282***	-0.088***	0.251***	-0.173***
LEV	0.456***	-0.118***	0.049***	-0.037***		-0.338***	0.206***	0.203***	-0.427***	-0.051***
ROA	-0.557***	0.399***	0.066***	0.239***	-0.332***		-0.182***	-0.505***	0.777***	-0.065***
SIZE	-0.277***	-0.099***	0.260***	-0.270***	0.191***	-0.117***		0.017	-0.224***	0.138***
LOSS	0.420***	-0.283***	-0.054***	-0.086***	0.216***	-0.487***	0.007		-0.525***	0.076***
OI_INT	-0.053**	0.031	0.006***	0.041***	-0.095***	0.140***	-0.006	-0.030**		-0.199***
FA_INTEN	-0.032***	-0.177***	0.055***	-0.142	-0.022***	-0.077***	0.169***	0.103***	-0.048***	

1. 右上角為 Spearman 等級相關係數，左下角為 Pearson 相關係數
2. *、**、*** 分別表示 10%、5%、1% 的雙尾顯著水準。
3. 各變數定義參見表 2。

三、保守假說之檢測

(一) 應計基礎保守衡量之多元迴歸

表 5 為 (2) 式之綜合迴歸結果，本文分別以 Panel Data Methods 的固定效果和隨機效果模型檢測，再藉由 Hausman test 測試各公司的企業特性是否符合隨機的誤差項，各模式的 Hausman test χ^2 值介於 106～120 之間，拒絕隨機效果模型 (Random-effects Model) 的假設 (P-value＝0.0001)，因此隨機效果模型 (Random-effects Model) 並非一致且無偏誤的估計式，所以本文的實證結果僅以二元固定效果模型 (Two Way Fixed-effects Model)，加入年度和公司虛擬變數 (Fixed Time and Firm-specific Effect) 的結果分析。

模型 1 顯示控制股東的股權偏離度 (DIFF) 與盈餘保守的關係為負，達到邊際顯著 (P＜0.1) ，符合預期。模型 2 控制股東及其家族成員掌握之董監事席次比率 (DIR) 係數顯著為負 (P＜0.01)，此一發現與 Ahmed 與 Duellman (2005)一致，當內部董事比率愈高時，保守程度愈低，由於國內的董事會常由控制股東家族成員所擔任，所以當董事會內化程度愈高時，會計保守程度愈低。模型 3 董監質押比率 (PLEDGE) 的係數顯著為負 (P＜0.01)，符合預期。模型 4 則將此三個變數同時納入，結果仍與預期相符。綜合言之，控制股東不論是藉由金字塔結構或交叉持股使其股權偏離，或董監質押比率愈高時，或握有多數董事席次時，皆較不可能採取保守的會計政策，

另外，表中顯示法人持股 (INST) 的係數雖為正但不顯著，與前述相關係數結果不符，也與 Shleifer 與 Vishny (1986) 和 Bhojraj 與 Sengupta (2003) 的研究不一致，可能的原因為國內上市公司之機構持股比率 (34.84%) 仍明顯低於國外公司 (註[20])，致使在控制其他因素後，法人機制對於財務報表之表達仍無法有效發揮其監理機能。國內雖自 2002 年起才開始強制規定獨立董監事設立制度，但表中顯示各模型中獨立董事席次比率 (INDDIR) 係數顯著為正 (P＜0.01)，此一結果與 Beekes et al. (2004) 和 Ahmed 與 Duellman (2005) 結果一致，外部董事席次比率與保守會計呈正相關，顯示獨立董監事制度確實為一良好監督機制。然而樣本公司中，大部分公司並未設有獨立董監事，因此，剔除獨立董事席次比率 (INDDIR) 變數後，重新執行各模式，並不影響其他變數之顯著性。

長期債務比率 (LEV) 與公司規模 (SIZE) 顯著為正，分別表示當長期債務比率愈高時，債權人與股東間的利益衝突愈大，為了降低債務融資成本或達到債務契約的規定，公司較可能採保守會計政策。大公司平均而言會使用較保守的應計。此外，ROA 顯著為正，與獲利公司較可能使用保守會計選擇的預期一致。研發和廣告密集度 (RD_ADV) 係數顯著為正，表示成長機會愈多的公司，較可能採取保守會計。

註[20] Ahmed 與 Duellman (2005)以美國為樣本，法人持股平均數為 66.4%

臺灣大學學術期刊資料庫

表 5 應計基礎保守衡量之迴歸模型 (Panel Data) (N=4,398)

$$CONACC_t = \gamma_0 + \gamma_1 DIFF_t + \gamma_2 DIR_t + \gamma_3 PLEDGE_t + \gamma_4 INST_t + \gamma_5 INDDIR_t + \gamma_6 LEV_t + \gamma_7 ROA_t + \gamma_8 SIZE_t + \gamma_9 SGROWTH_t + \gamma_{10} RD_ADV_t + \varepsilon$$

	模型1	模型2	模型3	模型4
DIFF	-0.0001			-0.0001
	(-1.48 *)			(-2.07**)
DIR	-0.0001		-0.00007	
		(-2.45 ***)		(-1.43 *)
PLEDGE			-0.0002	-0.0002
			(-5.78***)	(-5.73***)
INST	0.00002	2.68e-06	-0.00001	0.00002
	(0.59)	(0.06)	(-0.34)	(0.58)
INDDIR	0.0006	0.0006	0.0006	0.0006
	(6.93***)	(6.26 ***)	(6.84***)	(6.37***)
LEV	0.0001	0.0001	0.0002	0.0002
	(3.16***)	(2.95***)	(3.66 ***)	(3.68***)
ROA	0.0021	0.0021	0.0020	0.0020
	(20.66***)	(20.23***)	(19.19***)	(19.07***)
SIZE	0.0038	0.0032	0.0026	0.0022
	(4.77***)	(3.91 ***)	(3.19 ***)	(2.72***)
SGROWTH	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001
	(3.88***)	(3.85***)	(3.67***)	(3.81***)
RD_ADV	0.0001	0.0001	0.00016	0.0001
	(2.45***)	(2.31 **)	(2.25**)	(2.24**)
Adj. R^2	0.1194	0.1200	0.1217	0.1230
F value	88.50	89.05	93.03	75.22
Hausman test χ^2	106.48***	110.03***	118.33***	120.76***

1. 由Hausman Test 檢定結果測試各公司的企業特性是否符合隨機的誤差項，各模型皆顯著，拒絕隨機效果模型，故表格僅列示固定效果模型的係數。
2. p 值為單尾檢定，*、**、***分別表示 10%、5%、1% 的顯著水準。
3. ( ) 內為 t 值，所有的 t 值皆經由 White 異質性矯正 (White, 1980)。變數定義參見表 2。

表 4 雖然顯示部分自變數間的相關係數呈高度相關且達顯著水準，但經進一步計算各自變數的 VIF (Variance Inflation Factors)，其值皆相當低 (均未達 2)，故自變數相關的問題應不會影響本研究之結果 (Kennedy, 1992) (註[21])。另外由於表 2 顯示，有些變數呈現右偏的現象，為了避免迴歸結果受到極端值 (Outlier) 的影響，採用

註[21] 當自變數的 VIF 大於 10 時，被認為具有嚴重的共線性 (Kennedy, 1992)。

臺灣大學學術期刊資料庫

Winsorize 方式，將各變數之觀測值小於第 1 分位和大於第 99 分位的數值，調整為第 1 和第 99 分位的數值，重新執行各迴歸，發現除了研發和廣告密集度 (RD_ADV) 變的不顯著外，其餘各變數的係數都更為顯著 (未列表) (註[22])。

(二) 盈餘／報酬迴歸

表 6 為 (3) 式之迴歸結果。模型 1 是標準的 Basu (1997) 模型，用來檢測所有樣本好壞消息反應在盈餘上的時效性，報酬率 R 的係數 (β_1) 表示盈餘反應好消息的關連性，而 (β_3) 則是壞消息的增額效果，二係數均顯著為正，表示盈餘對於好消息的反應速度 (β_1＝0.0761) 較壞消息 ($\beta_1+\beta_3$ ＝0.1732) 慢，符合保守會計下，盈餘對於壞消息的反應較好消息及時的預期，模型 1 指出盈餘對於壞消息的敏感性是好消息的 2.28 倍 [(0.0761 +0.0971) ／0.0761]。

模型 2 是以控制股東股權偏離度 (DIFF) 與好壞消息變數交乘，R 的係數(β_1) 是衡量好消息的反應敏感度，為正且顯著。的係數 (β_7) 雖為負，但不顯著，故控制股東的股權偏離度愈大，壞消息反應在盈餘的速度降低並沒有獲得足夠證據支持。模型 3 是用來檢測控制股東家族成員擔任董監事席次比率高低 (DIR) 對於盈餘反應好壞消息及時性之影響，其中 β_{11} 的係數 (NEG・DIR・R) 顯著為負，表示當控制股東成員擔任董監事席次比率愈高時，較可能運用其對財務報表的影響力，基於自身的利益，延後認列壞消息，盈餘對於壞消息的反應較慢。模型 4 則是檢測董監質押比率對於盈餘及時性之影響， β_{15} 的係數 (NEG・*PLEDGE*・R) 顯著為負，表示當董監質押比率愈高時，為了隱匿其以股票質借金錢介入股市或轉投資所帶來影響，較會延後認列壞消息。

模型 5 則同時考量控制股東股權偏離程度 (DIFF)、控制股東董監席次 (DIR) 與董監質押比率 (PLEDGE) 三變數與好壞消息衡量之交乘項。結果發現 β_{11} 和 β_{15} 的係數仍顯著為負，顯示董事會內部化程度愈高，壞消息會延遲認列，此一結果與 Beekes et al. (2004) 的發現一致，該研究指出當董事會中，外部董事所佔比率愈高時，壞消息較能及時反應。另外本研究也發現當董監質押比率愈高時，壞消息較無法及時反應在盈餘上。

本研究亦依 Beekes et al. (2004) 採用二分類變數，也就是將 DIFF、DIR 和 PLEDGE 三變數依樣本中位數區分為二組，設為虛擬變數，並將這些變數與標準 Basu 模型變數交乘 (註[23])，以了解控制股東代理問題的嚴重性高低，對於壞消息反應在盈餘上的相對敏感度，結果大致與表 7 相符 (未列表)， β_7 不顯著，但 β_{11} 和 β_{15} 的係數顯著為負，表示當董監質押比率愈高或董監事內化程度愈深時，盈餘反應壞消息的速度降低，亦即盈餘與負報酬的相關性較弱。

註[22] 作者感謝匿名審查人的建議。

註[23] Gul、Srinidhi 與 Shieh (2002)，Ruddock、Taylor 與 Taylor (2006)，Beekes et al. (2004) 皆使用二分類變數來解釋其相對敏感度。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 6　盈餘報酬迴歸

$$E_t / P_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 R_t + \beta_2 NEG_t + \beta_3 NEG_t \cdot R_t + \beta_4 DIFF_t + \beta_5 NEG_t \cdot DIFF_t + \beta_6 DIFF_t \cdot R_t + \beta_7 NEG_t \cdot DIFF_t \cdot R_t + \beta_8 DIR_t + \beta_9 NEG_t \cdot DIR_t + \beta_{10} DIR_t \cdot R_t + \beta_{11} NEG_t \cdot DIR_t \cdot R_t + \beta_{12} PLEDGE_t + \beta_{13} NEG_t \cdot PLEDGE_t + \beta_{14} PLEDGE_t \cdot R_t + \beta_{15} NEG_t \cdot PLEDGE_t \cdot R_t + \varepsilon$$

變數[1]	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
R	0.0761	0.0736	0.2383	0.1305	0.2356
	(9.81***)	(8.26***)	(9.95***)	(14.24***)	(9.44***)
NEG	-0.0112	-0.0091	0.0083	0.0088	0.0098
	(-0.96)	(-0.69)	(0.22)	(0.64)	(0.27)
NEGR	0.0971	0.1069	-0.0917	0.0412	-0.0960
	(3.53***)	(3.50***)	(-1.11)	(1.23)	(-1.18)
DIFF		0.0008		0.0015	
		(1.15)		(2.20**)	
NEG · *DIFF*		-0.0005		-0.0014	
		(-0.43)		(-1.26)	
DIFF · R		0.0004		-0.0012	
		(0.59)		(-1.68**)	
NEG · *DIFF* · R		-0.0022		-0.0004	
		(-0.83)		(-0.15)	
DIR			-0.0002		-0.0002
			(-0.84)		(-0.90)
NEG · *DIR*			-0.0002		0.0001
			(-0.50)		(0.24)
DIR · R			-0.0024		-0.0015
			(-7.18***)		(-4.45***)
NEG · *DIFF* · R			-0.0028		-0.0022
			(-2.46***)		(-1.90**)
PLEDGE				-0.0002	-0.0001
				(-0.81)	(-0.62)
DIR · *PLEDGE*				-0.0013	-0.0013
				(-2.82***)	(-2.74***)
PLEDGE · R				-0.0037	-0.0032
				(-10.56***)	(-8.96***)
NEG · *PLEDGE* · R				-0.0029	-0.0024
				(-3.30 ***)	(-2.61***)
Adj. R^2	0.0541	0.0556	0.0761	0.1045	0.1145
F value	94.90***	41.61***	55.82***	79.38***	40.38***

1. 變數定義請參照表 2。
2. 由於某些變數沒有預期符號，因此顯著性為雙尾檢定，*、**、*** 分別表示10%、5%、1% 的顯著水準。( ) 內為 t 值，所有的 t 值皆經由 White 異質性矯正 (White, 1980)。

臺灣大學學術期刊資料庫

四、信用評等假說之檢測

本文認為企業會計保守程度應該會影響到企業的信用風險評等，應該會受到許多報表使用者的高度關切，特別是我國的金融業或其他債權人等，因為我國金融業在評定企業信用風險時，通常很重視財務報表的保守程度。

由於信用風險指標具有等級上之差異，因此本研究以 Ordered Logit 迴歸模型加以進行檢測會計保守程度對於信用評等的影響，結果如表 7 所示。Panel A 是針對全部樣本進行檢測，模型 1 依變數是信用風險指標 (TCRI)，模型 2 依變數則將信用風險指標 (TCRI) 劃分為風險等級 (RISK)，當 TCRI 為1～4 等級歸類為低度風險 (RISK＝1)，5～6 為中度風險 (RISK＝2)，7～9 為高度風險 (RISK＝3)，以及已經發生違約或倒帳等情事之企業 (RISK＝4)。Panel B則是將重整、跳票擠兌、紓困求援、接管、會計師對繼續經營假設存疑、淨值為負等已經有違約或倒帳事實存在之企業剔除。表 7 顯示，應計基礎保守衡量 (CONACC) 的係數在各模式中皆顯著為負，表示會計保守程度對於信用評等具有重大影響力，符合我們的預期，當公司會計政策愈保守時，財務愈穩健，因此違約或信用風險較低。此一結果也與 Ahmed et al. (2002)一致，保守會計可以降低債務風險。本文用來衡量控制股東代理問題的三個變數中，只有股權質押比率 (PLEDGE) 在各模型中皆顯著為正，因為當董監事將其持股向銀行質押借款時，公司的財務風險增加，公司的信用風險也較高。法人持股 (INST) 係數顯著為負，表示當法人持股比率愈高時，信用風險指標愈小，違約的可能性較低。至於其他控制變數皆與預期的符號一致，且達顯著水準。當公司連續虧損 (LOSS) 或負債比率 (LEV) 愈高時，風險愈大。獲利能力愈佳 (ROA)、公司規模愈大 (SIZE)、折舊前營業淨利除以利息費用愈大 (OI_INT) 以及固定資產密集度 (FA_INTEN) 愈大時，信用風險愈小。模型之整體 Likelihood ratio χ^2 為 4049.28 和 3330.56，達到 1% 的顯著水準，且 Pseudo-R^2 為 24.16% 和 34.79%，故整體模型解釋力尚可。

Panel B 在剔除已經發生違約或倒帳的樣本後， CONACC 仍顯著為負，表示我們的結果不會受到這些極端觀察值影響。另外為了避免迴歸結果受到各變數極端值的影響，採用 Winsorize 方式，將各變數之觀測值小於第 1 分位和大於第 99 分位的數值，調整為第 1 和第 99 分位的數值，重新執行各迴歸，結果發現法人持股 (INST) 係數變得不顯著外，其餘變數的符號與顯著性大致相同，因此結果尚稱穩健。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 7 信用評等迴歸 (Ordered Logit Regression)

$$TCRI_t(RISK_t) = \beta_0 + \beta_1 CONACC_{t-1} + \beta_2 DIFF_{t-1} + \beta_3 DIR_{t-1} + \beta_4 PLEDGE_{t-1} + \beta_5 INST_{t-1} + \beta_6 INDDIR_{t-1} + \beta_7 LEV_{t-1} + \beta_8 ROA_{t-1} + \beta_9 SIZE_{t-1} + \beta_{10} LOSS_{t-1} + \beta_{11} OI_INT_{t-1} + \beta_{12} FA_INTEN_{t-1} + \varepsilon$$

變數	模型1 (依變數：TCRI)		模型 2 (依變數：RISK)	
	係數	Z	係數	Z
Panel A：全部樣本 (N=4,398)				
COVACC	-4.0433	-7.02***	-3.9039	-5.90***
DIFF	0.0030	0.97	0.0083	2.30***
DIR	0.0020	1.29*	0.0018	0.99
PLEDGE	0.0215	14.64***	0.0210	12.51***
INST	-0.0026	-1.79**	-0.0034	-1.95***
INDDIR	0.0099	3.49***	0.0107	3.17***
LEV	0.0679	30.36***	0.0700	26.16 ***
ROA	-0.1203	-27.11***	-0.1281	-23.41***
SIZE	-1.0787	-34.75***	-0.9771	-26.72***
LOSS	0.9509	9.06***	1.0490	8.30***
OI_INT	-0.00001	-4.88***	-0.00001	-3.71***
FA_INTEN	-0.8967	-7.53***	-0.8118	-5.78***
LR stat.		4049.28		3330.56
Probability		<.0001***		<.0001***
Pseudo-R^2		0.2416		0.3479
Panel B：剔除已發生違約或倒帳的樣本 (亦即剔除 TCRI=D ，N=4,268)				
COVACC	-2.4571	-4.06***	-1.9712	-2.70***
DIFF	0.0005	0.19	0.0044	1.18
DIR	0.0006	0.43	0.0010	0.56
PLEDGE	0.0202	13.21***	0.0196	10.68***
INST	-0.0028	-1.83 **	-0.0038	-2.06 **
INDDIR	0.0105	3.67***	0.0124	3.56***
LEV	0.0634	27.46***	0.0649	22.73***
ROA	-0.1282	-27.79***	-0.1495	-24.16***
SIZE	-1.0953	-34.31***	-1.0325	-26.21***
LOSS	0.9513	8.59 ***	1.2373	8.51***
OI_INT	-0.00001	-4.90***	-0.00001	-3.77***
FA_INTEN	-0.9626	-7.84***	-0.8233	-5.48***
LR stat.		3578.26		2901.83
Probability		<.0001***		<.0001***
Pseudo-R^2		0.2286		0.3426

臺灣大學學術期刊資料庫

1. 變數定義詳見表 2。
2. 模型1依變數為 TCRI，亦即信用風險指標，1~10 個等級，模型 2 依變數 RISK 係將 TCRI 轉化為風險等級，將低、中、高風險及其他分別以 1、2、3、4 表示
3. LR stat. 的統計值和對應之 P 值係針對模型所有係數之顯著性所作的聯合檢定。Pseudo-R^2 為 McFdden 衡量模型的配適度，計算方法為1-(L_u/ L_c)，L_u 被定義為全部 (Full) 模型之未受限制的 Log-likelihood，而 L_c 被定義為受限模型 (Intercept Only) 之受限制 Log-likelihood。
4. ***、**、* 分別表示 p 值單尾小於 1%、5%、10%。

伍、敏感性分析

一、市場基礎的保守衡量 (CONMKT)

除了Givoly 與 Hayn (2000) 以及 Basu (1997) 的模型衡量會計保守程度外，另一種常見的保守衡量方式，則是權益帳面值對市值比 (Book-to-market Ratio；BTM)。Beaver 與 Ryan (2000) 認為權益帳面值對市值比包含二個部分，一為保守會計的偏誤認列所造成的帳面值持續低於市值，另一則為延遲認列所造成的暫時性差異，此一部分會隨時間而消失。因此實證衡量上，是以帳面市值比對當期和過去六期的報酬作迴歸分析，所估計出的公司個別效果的係數 α_i 就是反應因為保守會計所造成的持續性偏誤的因素。Ahmed 與 Duellman (2005) 發現直接將權益帳面值對市值比 (BTM) 乘上負 1 作為依變數的保守衡量，並於迴歸式中控制當期和過去六期的報酬，其結果與依 Beaver 與 Ryan (2000) 的迴歸式來估計保守係數時，迴歸所得之結果大致相同。因此，本文依 Ahmed 與 Duellman (2005) 之方式將 (2) 式的依變數改為市場基礎保守衡量 $CONMKT_t = BTM_t \times (-1)$，並於迴歸式的自變數中控制當年和過去六年的報酬，重新執行迴歸。然而，採用此一衡量方式，各公司需有過去六年的股票報酬資料，亦即公司必需要上市櫃至少滿七年，因此，使得樣本數大幅的減少為 1,382 個公司／年度觀察值。迴歸結果列示於表 8。

表 8 結果顯示控制股東股權偏離程度 (DIFF) 對於市場基礎保守衡量雖仍為負的影響，但不顯著。控制股東成員擔任董監事席次比率 (DIR) 和董監質押比率 (PLEDGE) 與市場基礎保守衡量呈顯著負相關。表示董監質押比率與董監事會內化程度愈高時，權益帳面值對市值比愈小，會計保守程度愈小。顯示本文之結果尚稱穩健。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 8 市場基礎保守衡量 (N=1,382)

$$CONMKT_t = \beta_0 + \beta_1 DIFF_t + \beta_2 DIR_t + \beta_3 PLEDGE_t + \beta_4 INST_t + \beta_5 INDDIR_t$$
$$+\beta_7 LEV_t + \beta_8 ROA_t + \beta_9 SIZE_t + \beta_{10} SGROWTH_t + \beta_{11} RD_ADV_t + \sum_{k=0}^{6} \gamma_k R_{t-k} + \varepsilon$$

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
DIFF	-0.0107			-0.0092
	(-1.08)			(-0.95)
DIR		-0.0069		-0.0063
		(-3.82***)		(-3.48***)
PLEDGE			-0.0049	-0.0045
			(-4.23***)	(-3.90***)
INST	0.0020	0.0037	0.0039	0.0045
	(0.68)	(1.27)	(1.34*)	(1.56*)
INDDIR	0.0026	-0.0018	0.0021	-0.0018
	(0.23)	(-0.17)	(0.20)	(-0.17)
LEV	0.0138	0.0125	0.0144	0.0133
	(5.32***)	(4.81***)	(5.57***)	(5.13***)
ROA	0.0043	0.0044	0.0045	0.0049
	(1.11)	(1.13)	(1.17)	(1.27)
SIZE	0.0363	0.0255	0.0162	-0.0029
	(0.41)	(0.29)	(0.18)	(-0.03)
SGROWTH	-0.0001	-0.0001	-0.00008	-0.0001
	(-0.45)	(-0.50)	(-0.25)	(-0.43)
RD_ADV	0.0135	0.0147	0.0140	0.0151
	(1.63*)	(1.78**)	(1.70**)	(1.84**)
Include lagged return (R)			YES	
Adj. R^2	0.0196	0.0164	0.0275	0.0249
F value	4.86***	6.59***	7.02***	6.98***

1. 依變數 CONMKT= 權益帳面值 / 權益市值 (BTM)*(-1)，為市場基礎保守衡量。自變數除了 (2) 式中所包含的變數外，另外依Beaver 與 Ryan (2000) 控制當年及前六年股票持有報酬。其餘變數定義參見表 2。
2. p 值為單尾檢定，*、**、*** 分別表示 10%、5%、1% 的顯著水準。
3. ( ) 內為 t 值，所有的 t 值皆經由 White 異質性矯正 (White, 1980)。

臺灣大學學術期刊資料庫

二、逐年迴歸

由於本文研究期間涵蓋七年的資料，故援引 Ahmed 與 Duellman (2005) 採用逐年迴歸分析 (Tests Using Year-by-year Annual Data)，其次，再以 Fama-MacBeth 統計量加以檢視，亦即將逐年迴歸估計係數的平均值除以這些係數的標準差 (Fama & MacBeth, 1973)，研究結果列於表 9。由表中顯示，結果與表 5 大致相符，DIFF、DIR 和 PLEDGE 係數都顯著為負，也就是控制股東的股權偏離度愈大、董監質押比率愈高，以及董事會內部化程度愈深時，會計保守程度較小。故本研究之結論尚稱穩健。

表 9 應計基礎保守衡量-逐年迴歸

	平均係數	Fama-MacBeth t 值
Intercept	-0.0280	-0.84
DIFF	-0.0003	-1.34*
DIR	-0.0002	-1.41*
PLEDGE	-0.0002	-1.92**
INST	0.0001	0.41
INDDIR	0.0012	1.13
LEV	0.0003	1.90**
ROA	0.0017	5.78***
SIZE	0.0032	1.39*
SGROWTH	0.00005	2.17**
RD_ADV	0.0007	1.46*

1. p 值為單尾檢定，*、**、***分別表示 10%、5%、1% 的顯著水準。
2. 變數定義參見表 2。

三、信用評等迴歸

台灣經濟新報社 (TEJ) 將公司之信用風險以 1～9 個等級來區分，然而各等級之間的差距是否相等不得而知。因此本文進一步的以普通最小平方法 (OLS) 重新執行迴歸式 (4)。檢測結果如表 10 所示，應計基礎保守 CONACC 的係數顯著為負，表示保守程度愈高，信用風險指標愈小、風險等級愈低。與表 8 不同的是，股權偏離度係數顯著為正，也就是當股權偏離度愈大時，風險愈高。其他結果大致與前述相同，故結果尚稱穩健。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 10 信用評等模型 (OLS) (N=4,398)

$$TCRI_t(RISK_t) = \beta_0 + \beta_1 COVACC_{t-1} + \beta_2 INST_{t-1} + \beta_3 INDDIR_{t-1} + \beta_4 LEV_{t-1} + \beta_5 ROA_{t-1} + \beta_6 SIZE_{t-1} + \beta_7 LOSS_{t-1} + \beta_8 OI_INT_{t-1} + \beta_9 FA_INTEN_{t-1} + \varepsilon$$

變數	模型1		模型 2	
	係數	p-value	係數	p-value
NTERECT	13.8544	57.83***	4.8663	44.78 ***
COVACC	-2.1629	-6.30 ***	-0.9478	-6.09***
DIFF	0.0032	1.66**	0.0023	2.71***
DIR	0.0018	1.93**	0.0004	1.13
PLEDGE	0.0124	14.46***	0.0047	12.30***
INST	-0.0016	-1.79**	-0.0008	-2.01**
INDDIR	0.0065	3.50 ***	0.0021	2.51***
LEV	0.0419	33.74***	0.0167	29.75***
ROA	-0.0744	-30.40***	-0.0291	-26.20***
SIZE	-0.6407	-38.39***	-0.222	-29.34***
LOSS	0.5885	9.36 ***	0.2629	9.21***
OI_INT	-9.43e	-06 -4.84***	-3.44e-06	-3.89***
FA_INTEN	-0.5363	-7.27***	-0.1881	-5.63***
Adj. R^2		0.6140		0.5431
F value		555.95***		415.71***

1. 變數定義詳見表 2。依變數 RISK 係將 TCRI 轉化為風險等級，將低、中、高風險分別以 1、2、3 表示。
2. 模型 1 依變數為 TCRI，亦即信用風險指標，1~10 個等級，模型 2 依變數 RISK 係將 TCRI 轉化為風險等級，將低、中、高風險及其他分別以 1、2、3、4 表示
3. ***、**、* 分別表示 p 值單尾小於 1%、5%、10%。

四、內生性問題

本文之主要測試都將控制股東的股權偏離度、董監質押比率以及控制股東家族成員擔任董監席次比率視為盈餘保守性和信用評等的外生變數，然而 Cho (1998)、Demsetz 與 Villalonga (2001)、Lins (2003) 指出公司股權結構與公司價值間存在內生性問題，亦即衡量公司治理的股權結構因素會影響到公司的價值，而公司價值高低亦會影響到管理者持股的意願，而 Hermalin 與 Weisbach (1998) 認為公司績效好會增加管理階層的權力，且會降低董事會的獨立性。而好績效可以藉由較不保守的會計方法 (Aggressive Accounting) 來達成。另外當公司信用風險低時，公司也較可能採取保守會計政策，所以「最終控制股東股權結構」、「盈餘保守性」和「信用評等」三者之間可能存在內生性的問題。

臺灣大學學術期刊資料庫

為了避免檢測結果受到變數內生性因素而產生偏誤。本文進一步藉由聯立方程模型來驗證。三階段最小平方法 (Three Stage Least Sguare；TSLS) 除了具備不偏性與一致性的良好性質外，同時也能滿足參數估計的有效性。

因此，本文使用三階段最小平方法，檢測下列之聯立方程模型：

$$\begin{cases} CONACC_t = \gamma_0 + \gamma_1 DIFF_t(DIR_t, PLEDGE_t) + \gamma_2 TCRI_t + \gamma_3 INST_t + \gamma_4 INDDIR_t + \gamma_5 LEV_t \\ \qquad + \gamma_6 ROA_t + \gamma_7 SIZE_t + \gamma_8 SGROWTH_t + \gamma_9 RD_ADV_t + \varepsilon \qquad (5) \\ DIFF_t(DIR_t, PLEDGE_t) = \delta_0 + \delta_1 CONACC_t + \delta_2 TCRI_t + \delta_3 INST_t + \delta_4 INDDIR_t + \delta_5 LEV_t \\ \qquad + \delta_6 SIZE_t + \delta_7 ALPHA_t + \delta_8 BETA_t + \delta_9 BOARDSIZE_t + \varepsilon \qquad (6) \\ TCRI_t = \beta_0 + \beta_1 CONACC_t + \beta_2 DIFF_t + \beta_3 DIR_t + \beta_4 PLEDGE_t + \beta_5 INST_t + \beta_6 INDDIR_t \\ \qquad + \beta_7 LEV_t + \beta_8 ROA_t + \beta_9 SIZE_t + \beta_{10} LOSS_t + \beta_{11} OI_INT_t + \beta_{12} FA_INTEN_t + \varepsilon \qquad (7) \end{cases}$$

(5) 式為前述之保守迴歸模型，(6) 式則為股權結構 (董事會組成) 迴歸模型，(7) 式為信用評等模型。其中之控制變數包括法人持股 (INST)、負債比率 (LEV) 以及獨立董監事席次比率 (INDDIR) 分別用以衡量外部股東、債權人以及內部監督機制，是否能降低控制股東的代理問題。因為大公司的經理人員較可能使用金字塔結構或交叉持股方式取得控制權，因此加入 SIZE 變數以控制公司規模。另外，Lins (2003) 認為風險高低以及市場報酬亦會影響到控制股東的持股比率，因此迴歸中也加入超常報酬 (ALPHA) 和市場風險 (BETA) 變數，本文以 24 個月報酬來計算市場風險。此外，董事會規模與控制股東持股比率及控制股東擔任董監席次比率有關 (Ahmed & Duellman, 2005; Ng, 2005)，因此 (6) 式中加入董事會規模 (BOARDSIZE) 作為控制變數，此一變數以董事會總人數來衡量。因為 ALPHA 和 BETA 二變數的計算，使樣本數減少約 33%。三階段最小平方法之結果列於表 11。

表 11 顯示考量了內生性問題後，控制股東股權結構 (包括控制股東股權偏離程度 (DIFF)、董監質押比率 (PLEDGE)) 和控制股東家族成員擔任董監事席次比率 (DIR) 仍與保守會計程度呈顯著負相關，與前述之估計大致相同。另外，聯立模型結果，和 Hermalin 與 Weisbach (1998) 的發現一致，當公司會計保守程度較低時，財務報表表達較亮麗，控制股東擔任董監事席次比率愈高，保守會計 (CONACC) 與控制股東擔任董監席次比率 (DIR) 呈負相關。同時也發現保守會計 (CONACC) 與控制股

臺灣大學學術期刊資料庫

東股權偏離幅度 (DIFF) 呈顯著負相關，表示當財務報導較悲觀保守時，控制股東股權偏離度較小。但保守會計 (CONACC) 對於董監質押比率沒顯著影響。同樣地，考量了內生性問題，發現控制股東代理問題顯著影響到公司的信用評等，且信用評等會顯著影響到控制股東的股權偏離度和董事會內部化程度。綜合而言，在控制了內生性所可能產生之偏誤後，結果與前述之實證大致相符，故本文之實證結果尚稱穩健。

表 11 控制股東股權結構與保守會計之關係：聯立方程模型 (N=2,939)

	模型 1 依變數			模型 1 依變數			模型 1 依變數		
Variable[1]	CONACC	DIFF	TCRI	CONACC	DIR	TCRI	CONACC	PLEDGE	TCRI
Intercept	0.6966	7.9287	12.383	1.440	-0.8180	12.948	1.1805	-96.271	13.619
	(6.79 **)	(0.55)	(25.44***)	(10.95***)	(-14.8***)	(39.05***)	(13.19***)	(-2.18**)	(32.14***)
DIFF	-0.0090		0.0669						
	(-8.39***)		(2.89***)						
DIR				-0.0030		0.0280			
				(-5.71***)		(6.53***)			
PLEDGE							-0.0012		0.0144
							(-2.33**)		(2.43***)
CONACC		-60.857	-7.681		-43.638	-8.399		-33.545	-9.581
		(-5.26***)	(-3.28***)		(-1.72**)	(-9.20***)		(-0.93)	(-8.08***)
TCRI	-0.0636	1.668		-0.1115	10.571		-0.0873	3.3686	
	(-9.32***)	(1.50 *)		(-12.0***)	(4.32***)		(-15.7***)	(0.98)	
INST	0.0012	0.1602	0.0077	0.0004	0.0882	-0.0042	0.0002	-0.0136	-0.0025
	(6.26**)	(18.22***)	(1.96**)	(3.46***)	(4.51***)	(-3.50***)	(2.17**)	(-0.55)	(-2.20**)
INDDIR	0.00007	0.0412	-0.0047	0.0007	-0.3701	0.0063	0.00003	-0.3482	-0.0004
	(0.26)	(1.69**)	(-1.33*)	(1.73**)	(-6.81***)	(1.64*)	(0.10)	(-5.03***)	(-0.13)
LEV	-0.0031	0.0976	0.0501	-0.0056	-0.6204	0.0505	-0.0037	0.0908	0.0440
	(-9.12***)	(1.82**)	(30.21***)	(-10.9***)	(-5.29***)	(30.46***)	(-12.3***)	(0.55)	(20.61***)
ROA	0.0054	-0.0602	-0.1029	0.0102	0.7959	-0.0921	0.0077	-0.1611	-0.0902
	(6.34***)	(-0.50)	(-20.9***)	(9.37***)	(2.99***)	(-23.4***)	(10.5***)	(-0.43)	(-17.9***)
SIZE	0.0289	-0.3189	-0.5351	0.0766	11.800	-0.6922	0.0533	6.607	-0.6185
	(6.20* **)	(-0.52)	(-18.3***)	(10.2***)	(8.89***)	(-23.7***)	(11.52***)	(3.5***)	(-19.6***)
SGROWTH	-0.00001			0.00003			0.00003		
	(-0.42)			(1.21)			(1.65*)		
RD_ADV	-0.0001			1.15e-06			-0.0002		
	(-1.09)			(0.01)			(-1.07)		
ALPHA		-0.0270			0.0689			-0.4944	
		(-0.57)			(0.50)			(-2.51***)	
BETA		0.7603			-0.9825			-1.430	

臺灣大學學術期刊資料庫

	模型 1 依變數			模型 1 依變數			模型 1 依變數		
Variable[1]	CONACC	DIFF	TCRI	CONACC	DIR	TCRI	CONACC	PLEDGE	TCRI
		(2.97***)			(-1.41*)			(-1.46*)	
BOARDSIZE		0.0631			-1.0311			-0.7666	
		(1.18)			(-7.48***)			(-4.10***)	
LOSS			0.0274			0.0041			0.0494
			(0.35)			(0.12)			(1.14)
OI_INT			4.68e-06			-1.04e-07			9.29e-07
			(2.44***)			(-0.09)			(0.64)
FA_INTEN			0.3857			0.0470			0.1187
			(2.41***)			(0.62)			(1.15)
chi^2	398.83***	624.18***	5537.75***	353.28***	613.61***	5429.10***	423.64***	466.65***	5991.88***
R^2	-2.7888	0.0544	0.5847	-5.5540	-0.1406	0.5838	-2.7049	0.1693	0.6329

1. ALPHA 為超常報酬，BETA 為市場風險，本文以過去 24 個月報酬來計算市場風險。BOARDSIZE 為董事會規模=董事總人數，其餘變數定義詳見表 2。
2. ***、**、* 分別表示 p 值單尾小於 1%、5%、10%。

陸、結論與限制

東亞國家企業普遍存在控制股東，故控制股東的股權偏離程度對小股東的侵佔行為，受到學者廣泛的注意，然而過去之研究都是進行跨國性比較或集中於對公司價值或盈餘資訊性影響。財務報表係依據財務會計準則編製，然而管理當局對於會計方法之採用及損益認列時點等仍具有裁量權，因此本研究認為控制股東會基於自利之動機，影響會計報導資訊。當控制股東的投票權與現金流量權愈偏離，或股票質押比率愈高時，控制股東代理問題愈大，侵佔誘因愈強。另外控制股東擔任董監事席次比率愈高，其對財務報表之表達愈具有影響力，不但弱化了董監事之公司治理機制，也使得財務報表表達較不穩健保守。另外本文亦一併探討，會計保守性對於公司之信用評等之影響。

本研究使用 Givoly 與 Hayn (2000) 的應計基礎衡量以及 Basu (1997) 的盈餘報酬迴歸來檢測控制股東股權偏離程度對會計盈餘所具備穩健程度之影響。使用台灣經濟新報社的信用風險指標 (TCRI) 作為信用評等的替代變數。

研究發現，在使用不同的保守衡量指標下，控制股東的股權偏離程度愈大、董監質押比率愈高，或控制股東擔任董監席次比率愈高時，會計保守程度愈低，盈餘認列壞消息的及時性也愈低。同時也發現當公司的會計保守程度愈高時，其信用風險指標愈小，也就是信用評等愈佳。整體而言，本研究的假說大致獲得支持。

過去研究，例如 Leuz et al. (2003) 發現控制股東會透過盈餘管理、盈餘平穩化與

臺灣大學學術期刊資料庫

避免讓盈餘出現虧損等操弄報表的方法，來隱匿剝削的事實，而 Haw et al. (2004) 發現，各國的法律制度或股東權利保護等機制，可以降低控制股東股權偏離時的盈餘管理現象。然而，這些研究都是以單一期之應計 (Accrual) 或異常應計 (Abnormal Accrual) 作為當期盈餘管理之替代變數。應計或異常應計反應著盈餘管理的程度時，在下一期可能會回轉。因為本研究是使用五年的平均營業應計作為保守的衡量，同時也使用市場基礎衡量或不對稱時效性之估計，而這二種衡量受到盈餘管理重大影響的可能性低。由實證結果發現三種衡量保守方式所獲得的結論大致相符。因此，保守原則被用來作為盈餘管理工具的可能性應該很低。

Haw et al. (2004) 和 Claessens et al. (2000) 指出當衡量控制股東股權偏離時，會因為資訊揭露的不足導致計算時會有所偏誤。因此，本研究的研究限制為 (1) 部分公司董監事及大股東持股之資訊揭露不足，可能導致直接持股率及盈餘分配率低估。(2) 在複雜的金字塔和交叉持股結構中，於計算現金流量權和投票權時，若遇到投資公司係非公開發行公司時，因無法取得全部且詳細的股權結構資料，而將公開發行但未上市 (櫃) 公司對於集團公司之持股全部視為直接持股，可能導致部分家族之直接持股率高估，影響到相關偏離率之計算。

臺灣大學學術期刊資料庫

參考文獻

高蘭芬、邱正仁，2002，「董監事股權質押對會計盈餘與股票報酬相關性之影響」，臺大管理論叢，13 卷 1 期：頁 127-162。

陳妙真，2004，「華銀引用 TCRI 評等簡介」，華銀月刊，20 期：頁 11-18。

陳柏翰，2004，「以券商觀點談防範地雷」，華南金控，23 期：頁 9-13。

陳惠玲、蕭惠元，2004a，「TCRI 定位、範圍及程序概述」，貨幣觀察與信用評等，46 期：頁 4-12。

_____，2004b，「門檻等級 & TCRI 之非數量化考量」，貨幣觀察與信用評等，46 期：頁 25-40。

葉銀華，2004，「博達事件的省思：如何健全公司治理機制」，經濟日報，6 月 24 日，3 版。

葉銀華、李存修、柯承恩，2002，初版，公司治理與評等系統，台北：商智文化。

葉銀華、蘇裕惠、柯承恩、李德冠，2003，「公司治理機制對於關係人交易的影響」，證券市場發展季刊，15 卷 4 期：頁 69-106。

劉惠臨，2005，「光洋科獲利落後？誤會啦」，經濟日報，11 月 3 日，C6 版。

Ahmed, A. S., Billings, B. K., Morton, R. M., & Stanford-Harris, M. 2002. The role of accounting conservatism in mitigating bondholder-shareholder conflicts over dividend policy and in reducing debt costs. ***The Accounting Review***, 77 (4): 867-890.

Ahmed, A. S., & Duellman, S. 2005. ***Evidence on the role of accounting conservatism in corporate governance***. Working paper, Syracuse University.

Ashbaugh-Skaife, H., Collins, D. W., & LaFond, R. 2006. The effects of corporate governance on firms' credit ratings. ***Journal of Accounting and Economics***, 42 (1/2): 203-243.

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

Beaver, W. H., & Ryan, S. G. 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 (1): 127-148.

Beekes, W., Pope, P., & Young, S. 2004. The link between earnings timeliness, earnings conservatism and board composition: Evidence from the UK. ***Corporate Governance: An International Review***, 12 (1): 47-59.

Bhojraj, S., & Sengupta, P. 2003. Effects of corporate governance on bond ratings and yields: The role of institutional investors and outside directors. ***Journal of***

臺灣大學學術期刊資料庫

Business, 76 (3): 455-476.

Bushman, R., Chen, Q., Engel, E., & Smith, A. 2000. ***The sensitivity of corporate governance systems to the timeliness of accounting earnings***. Working paper, University of Chicago.

Chang, S. J. 2003. Ownership structure, expropriation, and performance of group-affiliated companies in Korea. ***Academy of Management Journal***, 46 (2): 238-253.

Chen, Y., & Hu, S. Y. 2002. ***The controlling shareholder's personal stock loan and firm performance***. Paper presented at 2002 NTU International Conference on Finance, Taipei, Taiwan.

Chin, C. L., Gary, K., Lee, P. P., & Lin, M. F. 2006. Corporate ownership structure and accuracy and bias of mandatory earnings forecast: Evidence from Taiwan. ***Journal of International Accounting Research***, 5 (2): 41-62.

Cho, M. H. 1998. Ownership structure, investment, and the corporate value: An empirical analysis. ***Journal of Financial Economics***, 47 (1): 103-121.

Claessens, S., Djankov, S., Fan, J., & Lang, L. H. P. 2002. Disentangling the incentive and entrenchment effects of large shareholdings. ***Journal of Finance***, 57 (6): 2741-2771.

Claessens, S., Djankov, S., & Lang, L. H. P. 2000. The separation of ownership and control in East Asia corporations. ***Journal of Financial Economics***, 58 (1/2): 81-112.

Cronqvist, H., & Nilsson, M. 2003. Agency costs of controlling minority shareholders. ***Journal of Financial and Quantitative Analysis***, 38 (4): 695-719.

Demsetz, H., & Villalonga, B. 2001. Ownership structure and corporate performance. ***Journal of Corporate Finance***, 7: 209-233.

Fama, E. F., & MacBeth, J. D. 1973. Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. ***The Journal of Political Economy***, 81 (3): 607-636.

Fan, J. P. H., & Wong, T. J. 2002. Corporate ownership structure and the informativeness of accounting earnings in East Asia. ***Journal of Accounting and Economics***, 33 (3): 401-425.

_____. 2005. Do external auditors perform a corporate governance role in emerging markets? Evidence from East Asia. ***Journal of Accounting Research***, 43 (1): 35-72.

Francis, J., Schipper, K., & Vincent, L. 2005. Earnings and dividend informativeness when cash flow rights and separated from voting rights. ***Journal of Accounting and Economics***, 39 (2): 329-360.

臺灣大學學術期刊資料庫

Givoly, D., & Hayn, C. 2000. The changing time-series properties of earnings, cash flows and accruals: Has financial reporting become more conservative? ***Journal of Accounting and Economics***, 29 (3): 287-320.

Greene, W. H. 2003. ***Econometric analysis*** (5th ed.). New York, NY: Sage Publications.

Gul, F. A., Srinidhi, B., & Shieh, T. 2002. ***The Asian financial crisis, accounting conservatism and audit fees: Evidence from Hong Kong***. Working paper, City University of Hong Kong.

Hausman, J. 1978. Specification tests in econometrics. ***Econometrica***, 46 (6): 1251-1271.

Haw, I., Hu, B., Hwang, L., & Wu, W. 2004. Ultimate ownership, income management, and legal and extra-legal institutions. ***Journal of Accounting Research***, 42 (2): 423-426.

Hermalin, B., & Weisbach, M. S. 1998. Endogenously chosen boards of directors and their monitoring of the CEO. ***American Economic Review***, 88 (1): 96-118.

Holthausena, R. W., & Watts, R. L. 2001. The relevance of the value-relevance literature for financial accounting standard setting. ***Journal of Accounting and Economics***, 31 (September): 3-75.

Hui, K. W., & Matsunaga, S. 2004. ***Empirical evidence on the relation between accounting conservatism and management forecast frequency***. Working paper, University of Oregon.

Jensen, M. C., & Meckling, W. H. 1976. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. ***Journal of Financial Economics***, 3 (4): 305-360.

Joh, S. W. 2003. Corporate governance and firm profitability: Evidence from Korea before the economic crisis. ***Journal of Financial Economics***, 68 (2): 287-322.

Johnson, S., Boone, P., Breach, A., & Friedman, E. 2000. Corporate governance in the Asian financial crisis. ***Journal of Financial Economics***, 58: 141-186.

Jones, J. J. 1991. Earnings management during import relief investigation. ***Journal of Accounting Research***, 11 (1): 93-228.

Jung, K., & Kwon, S. Y. 2002. Ownership structure and earnings informativeness: Evidence from Korea. ***The International Journal of Accounting***, 37 (3): 301-325.

Kennedy, P. 1992. ***A guide to econometrics***. Cambridge, MA: MIT Press.

Kesner, I. F., & Dalton, D. R. 1986. Boards of directors and the checks and (im)balance of corporate governance. ***Business Horizon***, 29 (5): 17-23.

Kwon, S. S., Yin, Q. J., & Han, J. 2006. The effect of differential accounting conservatism on the "over-valuation" of high-tech firms relative to low-tech firms. ***Review of***

臺灣大學學術期刊資料庫

Quantitative Finance and Accounting, 27 (2): 143-173.

La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., & Shleifer, A. 1999. Corporate ownership around the world. ***Journal of Finance***, 54 (2): 471-517.

La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., & Vishny, R. 1998. Law and finance. ***Journal of Political Economy***, 106 (6): 1113-1155.

_____. 2002. Investor protection and corporate valuation. ***Journal of Finance***, 57 (3): 1147-1170.

Lee, T. S., & Yeh, Y. H. 2004. Corporate governance and distress: Evidence from Taiwan. ***Corporate Governance***, 12 (3): 378-388.

Leftwich, R. 1983. Accounting information in private markets: Evidence from private lending agreements. ***The Accounting Review***, 58 (1): 23-42.

Lemmon, M. L., & Lins, K. V. 2003. Ownership structure, corporate governance, and firm value: Evidence from the East Asian financial crisis. ***Journal of Finance***, 58: 1445-1468.

Leuz, C., Nanda, D., & Wysocki, P. D. 2003. Earnings management and investor protection: An international comparison. ***Journal of Financial Economics***, 69 (3): 505-527.

Lins, K. V. 2003. Equity ownership and firm value in emerging markets. ***Journal of Financial and Quantitative Analysis***, 38 (1): 159-184.

Ng, C. Y. M. 2005. An empirical study on the relationship between ownership and performance in a family-based corporate environment. ***Journal of Accounting, Auditing & Finance***, 20 (2): 121-146.

Raonic, I., McLeay, S., & Asimakopoulos, I. 2004. The timeliness of income recognition by European companies: An analysis of institutional and market complexity. ***Journal of Business Finance & Accounting***, 31 (1/2): 115-148.

Ruddock, C., Taylor, S. J., & Taylor, S. L. 2006. Non-audit services and earnings conservatism: Is auditor independence impaired? ***Contemporary Accounting Research***, 23 (3): 701-746.

Scott, W. R. 2003. ***Financial accounting theory*** (3rd ed.). Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.

Shleifer, A., & Vishny, R. 1986. Large shareholders and corporate control. ***Journal of Political Economy***, 94 (2): 461-488.

_____. 1997. A survey of corporate governance. ***Journal of Financial Economics***, 52 (2): 737-783.

Watts, R. 1993. ***A proposal for research on conservatism***. Working paper, University of

臺灣大學學術期刊資料庫

Rochester.

_____. 2003a. Conservatism in accounting part I: Explanations and implications. ***Accounting Horizons***, 17 (3): 203-221.

_____. 2003b. Conservatism in accounting part II: Evidences and research opportunities. ***Accounting Horizons***, 17 (4): 287-301.

Watts R., & Zimmerman, J. 1978. Towards a positive theory of the determination of accounting standards. ***The Accounting Review***, 53 (1): 112-134.

_____. 1986. ***Positive accounting theory***. Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.

White, H. 1980. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. ***Econometrica***, 48 (4): 817-838.

Yeh, Y. H. 2005. Do controlling shareholders enhance corporate value? ***Corporate Governance***, 13 (2): 313-325.

Yeh, Y. H., & Lee, T. S. 2001. ***Corporate governance and performance: The case of Taiwan***. Paper presented at the Seventh Asia Pacific Finance Association Annual Conference, Shanghai.

Yeh, Y. H., Lee, T. S., & Woidtke, T. 2001. Family control and corporate governance: Evidence form Taiwan. ***International Review of Finance***, 2 (1/2): 21-48.

Zmijewski, M., & Hagerman, R. 1981. An income strategy approach to the positive theory of accounting standard setting/choice. ***Journal of Accounting and Economics***, 3 (2): 129-149.

臺灣大學學術期刊資料庫

作者簡介

林美鳳

國立臺灣大學會計系博士候選人，現任國立雲林科技大學會計系講師。主要研究興趣及領域為財務會計。

金成隆

國立政治大學會計所博士，現任國立政治大學會計系教授，教學領域與研究興趣為財務會計。

林良楓

美國天普大學博士，現任國立政治大學會計系副教授，教學領域與研究興趣為財務會計、成本與管理會計、遠距教學。

臺灣大學學術期刊資料庫

臺灣大學學術期刊資料庫