

董監事異常變動、家族企業與企業舞弊之 關聯性*

林嬋娟

國立台灣大學會計學系

張哲嘉

國立台灣大學會計學系

摘要

本文就我國企業舞弊案件提供較全面而非個案分析的實證研究，並探討公司治理機制與舞弊發生機率間的關係。在考量我國公司治理的獨特背景後，本文就董監事異常變動（未到任期屆滿便辭職）與家族企業發展相關研究假說。實證結果顯示，相較於非舞弊公司，舞弊公司董監事席次異常變動比例顯著較高，且異常變動比例與舞弊發生機率的正向關聯性主要來自於家族企業。而在家族企業方面，相對於非家族企業，家族企業發生舞弊的機率顯著較低，此似乎隱含我國家族企業的利益結合效果大於侵略效果。有別於過去文獻，本文發現外部董監事比例較無法捕捉我國公司治理與企業舞弊之關聯性，董監事異常變動反而是觀察企業舞弊時重要的公司治理指標。

關鍵詞：企業舞弊、公司治理、董監事異常變動、家族企業

* 作者感謝會計評論兩位匿名評審委員及副總編輯李怡宗教授之寶貴意見，亦感謝「2007 年會計理論與實務研討會」李建然教授和與會先進的建議。本研究得以順利完成，特別感謝國科會之贊助 (NSC95-2416-H-002-026)，以及張婷茹、陳怡樺、劉亭均與賴信蒼助理們辛苦的協助資料蒐集。

收稿日：2008 年 1 月

接受日：2008 年 12 月

二審後接受

Abnormal Change of Board Members, Family Firms and Fraud

Chan-Jane Lin

Department of Accounting
National Taiwan University

Che-Chia Chang

Department of Accounting
National Taiwan University

Abstract

This paper provides a comprehensive analysis about fraud firms in Taiwan and empirically investigates the relation between corporate governance and fraud occurrence. Considering the characteristics of corporate governance in Taiwan, this paper develops hypotheses relating abnormal change of board members and family firms to the likelihood of fraud. Empirical results show that there is positive association between unexpected change of board members and the probability of fraud. Further, the above positive relation exists mainly in family firms. This paper also shows that family firms alone are less likely to be involved in fraud than non-family firms. The result implies that alignment effect of family firms is dominant in Taiwan's capital market. This paper contributes to the literature by providing the evidence that unexpected change of board members, rather than the percentage of outside board members, may be regarded as an important governance indicator to fraud occurrence.

Keywords: *Fraud, Corporate governance, Board change, Family firm.*

Submitted January 2008
Accepted December 2008
After 2 rounds of review

壹、前言

自 Jensen and Meckling (1976) 探討經營權與所有權分離 (the separation of ownership and decision control) 下產生的代理問題後，股權結構、監督機制以及代理成本間的諸多問題成為研究之重要議題。而諸多代理成本中，企業舞弊所帶來的後果可以說是最為嚴重，其廣泛程度涉及投資人與債權人的損失、企業的重整、會計師的法律責任、法律條文的修改等諸多層面。以我國著名的博達科技舞弊案為例，該公司在發生舞弊案後，便以流動資金不足，無法給付即將到期的 29 億 8 仟萬元公司債為由提出重整。而投資人保護中心在案發後也以公開說明書及財報不實，代受害投資人提出求償訴訟，登記的投資人合計 1 萬零 61 人，金額高達 58 億 2 仟萬元。而行政院金融監督管理委員會也對其前後任四位簽證會計師做出停業兩年之懲戒，使當時 25 家上市公司及 11 家上櫃公司不得不更換會計師。另證券交易法也修正增列多項博達條款，如：(1) 與外國簽定資訊合作防範跨國金融犯罪；(2) 加重內線交易罰則；(3) 擴大證券商業務；(4) 引進獨立董事 (independent directors) 與審計委員會；(5) 強化董事獨立性，明定董事會議事規範；(6) 強化相關人員財報責任。由此可見企業舞弊所帶來後果之嚴重性，然而自早期的匯豐證券，到博達科技、太平洋電線電纜，乃至於近期的明基電子、力霸集團... 等一連串的舞弊案件層出不窮，企業舞弊儼然已是不可輕忽的問題。

本文擬探討我國公司治理問題與舞弊發生機率間之關聯性。本文以財務報表舞弊、掏空公司資產以及內線交易等非法且蓄意之舞弊行為作為研究對象，試圖從代理問題角度探討我國公司治理機制與舞弊發生機率之關係。本文之研究動機除上述舞弊所帶來之廣泛且深遠的影響外，尚有以下三點。第一，我國尚未有較全面之舞弊相關實證研究，而其中主要原因在於我國舞弊相關資料庫缺乏¹。過去文獻在研究美國資本市場的舞弊案件時，多以美國證期會 (Securities and Exchange Commission, SEC) 所發布的 Accounting and Auditing Enforcement Release (AAER) 作為搜集舞弊資訊的來源 (如: Beasley 1996; Dechow, Sloan and Sweeney 1996)。然而我國並沒有如同 AAER 方面的完整資料庫，故本文認為將我國舞弊資料做一有系統的搜集與分析，將會為我國舞弊相關之研究提供較全面之實證結果。

第二，如上所述，我國在一連串舞弊案件後，主管機關開始注重公司治理機制之設置，相關法規明定自 2002 年起，申請上市 (櫃) 之公司，董事會席次中至少應包含獨立董事兩名及獨立監察人一名²，希望藉此能提升我國公司

¹ 我國舞弊相關之研究有劉嘉雯 (2004)，該文自審計需求假說之角度，探討匯豐證券舞弊案對其簽證會計師事務所的客戶股價以及客戶是否更換會計師事務所之決策的影響，然該研究只針對單一舞弊案件加以探討。另外，林昱成、林金賢、陳雪如與莊家豪 (2007) 則是以企業訴訟案件為研究對象，研究公司治理與企業訴訟間的關係，然而企業訴訟案件並不完全等於企業舞弊，且該文之主旨乃是在建構類神經模糊專家系統之訴訟預警模式，故與本文之研究目的與研究問題皆有所不同。

² 相關法規有：證券交易法第 14 條之 2、第 14 條之 3；臺灣證券交易所股份有限公司有價證券上市審

治理機制，而許多文獻也指出較高的外部董事(outside directors)比例或較高的獨立董事比例能有效降低企業舞弊的機率³。然而觀察我國之舞弊案件，外部董監事所扮演的角色似乎無法彰顯。如外部董監事比例高達 80% 以上的突破電子，在舞弊發生前一年度即有董監事未到任期屆滿便辭職的現象（後續稱此為董監事異常變動），且占總席次比例超過 50%；雖然該公司舞弊情事爆發係起因於董監事向主管機關檢舉，但在舞弊情事被舉發後依然有董監事辭職的現象。另外，我國獨立董監事設置之情況，主要受法規的影響，如以台灣經濟新報資料庫的資料約略分析，在 1998 年至 2001 年間，我國上市櫃公司設立獨立董監的公司平均比例不到 1%；而在 2002 年至 2006 年間，該比例則高達 36%。是故本文認為，在我國公司治理環境下，過去舞弊相關研究所採用的外部董監事或獨立董監事比例變數，恐無法完整捕捉我國公司治理機制的優劣，故值得另外尋求更具實質意義的指標，以觀察董事會職能與企業舞弊間的關係。

第三，家族企業在我國公司治理機制中扮演著特殊的角色。有別於國外，我國大部分公司股權乃由家族企業掌握。以台灣經濟新報資料庫的資料約略分析，若以家族直接持有或透過其他機構持有之董事會席次過半作為家族企業之判斷門檻，可以發現自 1998 至 2006 年，我國家族企業約占上市（櫃）公司整體約 57%。其中家族成員擔任董監事或管理階層的情況相當普遍，所有權與經營權高度重疊所引伸的代理問題，使董事會職能遭受質疑(Fama and Jensen 1983)。故我國家族企業之獨特現象對公司治理機制，乃至於對企業舞弊情事之影響為何，實值得深入探討。

在檢視歷年的企業舞弊案後，本文發現過去文獻常探討的外部董監事與獨立董監事並無法完整捕捉我國公司治理機制的優劣。反而，本文觀察到在舞弊發生的前一年度或當年度，董監事異常變動的情形甚為普遍。另外，近來爆發的力霸集團舞弊案，使得掌控力霸集團與台塑集團的雙王家族的強烈對比受到注目。故本文就董監事未到改選日即發生之異常變動與家族企業發展相關研究假說。

本文以新聞檢索合併台灣經濟新報資料庫，以舞弊事件發生時點為準，選取 1998 至 2006 年間有發生舞弊事件的 49 家上市與上櫃公司作為研究樣本，另就發生舞弊公司樣本配對至多兩家非舞弊公司樣本，總計為 136 筆觀察值。本文採 Probit 迴歸模型與 Weighted Exogenous Sample Maximum Likelihood Probit 迴歸模型作為主要研究方法，在控制樣本公司財務狀況與年度差異下，探討各公司治理變數與舞弊發生機率間的關係。另外，本文也考量實證模型中企業舞弊與董監事異常變動的內生性問題、配對樣本包含潛在舞弊公司的問

查準則第 9 條、有價證券上市審查準則補充規定第 17 條；財團法人中華民國證券櫃檯買賣中心證券商營業處所買賣有價證券審查準則第 10 條等。

³ 如針對美國市場的研究有 Beasley (1996)，以中國為研究對象則有 Chen, Firth, Gao and Rui (2006)。

題，以及內線交易樣本的特殊性質對實證結果之影響，進一步執行相關穩健性測試。

實證結果顯示，相較於非舞弊公司，舞弊公司董監事席次異常變動的比例顯著較高，並且兩者之正相關主要來自家族企業，該現象在非家族企業中並不顯著。但不同於過去之研究結果，在公司發生舞弊的前一年度，外部董監事比例與舞弊發生機率間並沒有顯著關聯性。此結果符合本文就我國各舞弊案件之觀察與推論，即就我國公司治理環境而言，在影響企業舞弊方面，外部董監事比例並無法完整捕捉我國公司治理機制的優劣。

在家族企業方面，實證結果則指出，相對於非家族企業，家族企業發生舞弊的機率顯著較低，此結果隱含我國家族企業所產生的利益結合效果 (alignment effect) 是較為普遍之現象，亦即家族企業因最終控制者利益與公司整體利益一致、對公司活動較為熟悉，並對公司的投資較一般投資人抱持更長遠之規劃，故會監督進而減少管理階層的舞弊行為，該實證結果也與盈餘品質與家族企業關聯性之研究相呼應 (Ali, Chen and Radhakrishnan 2007)。

本文共分七節，除第一節外，第二節將彙總舞弊與公司治理機制之相關文獻，並建立研究假說，第三節說明樣本選取與相關敘述性統計，第四節發展研究設計，第五節為實證結果說明，第六節針對內生問題、潛在舞弊公司問題與內線交易樣本之影響執行額外測試，最後，第七節針對本文之結果提出結論，並說明研究限制。

貳、文獻探討與研究假說

依照不同的畫分方法，企業舞弊可以分成許多型態，其中與財務報表查核有關之故意不實表達舞弊，主要可以分成財務報導舞弊與挪用資產 (中華民國一般公認審計準則第 43 號公報)，其中管理階層為掩飾不當挪用公司資產，往往也會藉由財務報導舞弊掩飾該行為。而契約理論 (contracting theory) 則發展出許多盈餘操弄的可能動機，其中紅利假說 (bonus hypothesis) 與負債假說 (debt hypothesis) 是較為接受的動機 (Watts and Zimmerman 1990)。就負債假說方面，Dechow et al. (1996) 發現降低外部融資成本是舞弊的重要動機之一，且相對於非舞弊公司，舞弊公司的財務槓桿顯著較高。而在紅利假說方面，Denis, Hanouna and Sarin (2006) 則指出激勵報酬制度 (incentive compensation) 下，總經理會有較強烈的誘因進行舞弊行為。而以會計師的查核經驗評估，Hackenbrack (1993) 指出，具有高度財務槓桿、嚴苛融資契約、高股價壓力、紅利基礎的獎勵制度等狀況的公司較容易引發舞弊。

相對於企業舞弊動機方面的研究，Jensen and Meckling (1976) 認為，透過監督機制的設置 (如會計師的簽證)，能減緩企業內部代理問題的發生；而 Fama and Jensen (1983) 也指出，董事會是內部控制最高階層的機制，有責任監督管理階層的行為，故延伸出公司治理與企業舞弊關聯性之研究。在董事會機能方

面，過去文獻指出，外部董事占董事會人數的比例、外部董事任期，以及外部董事持股比例皆與舞弊發生的機率呈負相關(Beasley 1996)。Dechow et al. (1996)則發現董事長兼任 CEO、缺乏外部大股東，以及內部董事持股比例過高的公司發生舞弊的機率較高。而審計委員會是否會減少舞弊發生機率的結論就較為不一致，雖然 Beasley (1996)發現審計委員會的存在並沒有顯著降低舞弊的發生機率，然而 McMullen (1996)卻發現兩者間存在負相關。Abbott, Park and Parker (2000)認為得到不同的實證結果，是因為上述文獻只探討審計委員會的設置與否，然而設置審計委員會未必代表其會有效運作，其結果即指出，具備獨立性且較常開會的審計委員會較能有效降低舞弊的發生率；另外，Farber (2005)也得到類似的研究結果。而在外部審計方面，一般而言，獨立的外部審計有助於揭露財務報導舞弊情形(Hackenbrack 1993)，而會計師事務所所提供的查核品質也與舞弊的偵測有關，但基於實證上查核品質不易衡量，故往往以查核會計師事務所的規模，或是會計師事務所的任期作為其查核品質的代理變數。Beasley, Carcello, Hermanson and Lapides (2000)針對 1987 至 1997 年間舞弊案件的調查結果顯示，56%的舞弊公司是由大型會計師事務所查核，其中無保留意見占所有簽證意見的 55%；而 Farber (2005)則指出相對於非舞弊公司，舞弊公司由大型事務所查核的情形較少。另外在會計師輪調方面，Carcello and Nagy (2004)指出在新任會計師查核的初期三年中，審計程序尚未健全，故其審計品質相對較低，因此舞弊發生的機率較高。

總括而言，前人的研究大部分指出，公司治理機制的強弱與舞弊發生的機率有關。本文旨在探討我國公司治理與企業舞弊間的關係，在考慮我國公司治理機制的特性與可用的資料後，本文將針對董事會職能與家族企業兩方面來發展研究假說。

一、董事會職能

Fama and Jensen (1983)指出，董事會的重要機能之一就是減少經營權與所有權分離下產生的代理成本，而外部董事比例較高的董事會較能有效地保護股東的權益。The Business Roundtable (1997)也指出，董事會的重要功能之一即在監督並評估內部控制適當性、風險管理、財務報導及遵循相關規定之流程。實證研究也指出，外部董事人數或席次比例較高的公司發生舞弊的機率較小(Farber 2005; Chen et al. 2006)。然而具有較高外部董事比例的董事會也未必就能架構出較好的董事會機能。綜觀我國舞弊案件，不少舞弊公司也設有外部董監事，且占董監事整體比例高達 70%以上(如：美亞、中友百貨、榮睿生物、普誠)，而突破與信南建設之外部董監事比例更高達 80%以上。另外，就本文所搜集之舞弊公司樣本，舞弊情事被揭露之原因中，由董監事檢舉的只占總舞

弊公司樣本之 5.13%。是故本文認為在影響企業舞弊方面的情況，外部董監事比例並無法完整捕捉我國公司治理機制的優劣。

然而在一連串舞弊案件後，相關法規要求自 2002 年起，我國申請上市(櫃)之公司，董事會席次中至少應包含獨立董事兩名及獨立監察人一名，希望藉此能提升我國公司治理機制。而 Beasley (1996)在將外部董事區分為灰色董事(gray directors)與獨立董事兩部分後，發現兩者皆與舞弊發生的機率呈現負相關；另外 Uzun, Szewczyk and Varma (2004)也發現獨立董事若占董事會席次較高，會減少公司舞弊的機率⁴。綜上所述，過去文獻大致支持較具獨立性的董事會能有效降低企業舞弊發生之可能性，然而觀察我國獨立董監事設置之情況可以發現，法規的要求占很大的影響，如以本文所搜集配對樣本所示，不論是舞弊公司或非舞弊公司，在 2001 年以前皆無獨立董監事設置之情況。雖然審計委員會與董事會職能不盡相同，但依照 Abbott et al. (2000)的研究指出，單就審計委員會的獨立性而言，與舞弊發生的機率並不存在關聯性，然而若具備獨立性的審計委員會其每年開會的次數多於兩次以上，便能顯著降低舞弊發生的機率。是故本文認為獨立董監事比例與設置也無法完整捕捉我國公司治理機制的優劣在影響企業舞弊方面的情況。

獨立董監事是否實際發揮其職能，決定了公司治理機制的優劣，故在我國現有環境下，應另外尋求更具實質意義的指標，以觀察董事會職能與企業舞弊間的關係。在觀察我國諸多舞弊事件後，可以發現在舞弊發生的前一年度或當年度，舞弊公司的董監事多有未到任期屆滿即辭職的現象，如皇統、訊碟、勁永等；而立大與突破舞弊案的爆發是因為董監事向主管機關檢舉，然而其在舞弊發生年度前一年依然皆有董監事未到任期屆滿即辭職的現象，且異動席次占總席次比例均超過 50%，甚至在舞弊情事被舉發後也有董監事辭職的現象。相關實證研究中，Chen et al. (2006)發現，董事長任職年數與舞弊發生機率間存在負相關，即董事長更換頻率越高，其董事會職能越不穩定，較易發生舞弊。

綜上所述，異常的董監事變動似乎可以做為企業舞弊的一項指標，本文主要論點有三。首先，董監事具有資訊不對稱之優勢⁵，較投資人瞭解公司營運之現況，是故在發現公司舞弊情事即將無法掩飾之前，提早離職以避免相關刑責。其次，也許董監事不欲同流合汙，卻又無力制止舞弊情事，便以無預警辭職，表達企業內部有舞弊情事的訊息。第三，不論董監事辭職或異動的原因為何，董監事異動若過於頻繁，其運作之效能勢必受到影響，除異常辭職使得董

⁴ 外部董事可區分為灰色董事與獨立董事兩部分。根據 Beasley (1996)，前者為外部董事中與公司管理階層、顧問或供應商具有關係者，如法律諮詢顧問、退休之總經理...等。後者除具備公司董事身份外與公司並無任何關係者。Beasley (1996)指出，外部董事比例越高，企業舞弊的機率越低；而將外部董事分成灰色董事與獨立董事後，兩者占董事會人數比例皆與企業舞弊的機率呈負相關。本文取樣之年度橫跨 1998 年至 2006 年，因我國強制設置獨立董監事是在 2002 年以後，故在 2002 年前，樣本之獨立董監事人數多為 0，故本文研究重心將擺在外部董監事。

⁵ Summers and Sweeney (1998)與 Beneish (1999)皆發現，董事會成員會利用其握有的企業內部資訊，在企業舞弊期間買賣股票以獲得利益。

監事規模縮小造成效能不彰外，新任董監事也需要一段時間的參與才能瞭解企業的營運概況，這也將削弱其適任性。過去尚乏董監事異常變動與舞弊發生機率之關聯性研究，本文擬主張異常董監事變動在我國應可做為企業舞弊的一項指標⁶，故發展出下列研究假說：

假說一：董監事異常變動的比例越高，公司發生舞弊的機率越大。

二、家族企業

如前所述，以 1998 至 2006 年為例，我國家族企業占上市（櫃）公司整體約 57%，家族企業投票權與現金流量權偏離程度則高達 11.14%，非家族企業平均約 7.99%。有鑑於家族企業在我國資本市場的特殊現象，本文接著探討家族企業與企業舞弊間的關聯性。

Anderson and Reeb (2003)指出家族企業主要面臨兩個代理問題。第一種代理問題來自於經營權與所有權分離，公司的經營者與股東的分離，可能使得管理階層做出背離股東最大利益的行為決策。第二種代理問題來自於具控制權股東與非具控制權股東間的衝突，前者可能會藉由犧牲後者的利益以圖利自身。

在第一種代理問題之下，家族企業有許多特徵會減少該代理問題的產生：(1) 家族企業利益與公司整體利益一致，故其會嚴格監控管理階層之行為 (Demsetz and Lehn 1985)。(2) 家族企業對其公司活動較為熟悉，故能有效監督管理階層 (Anderson and Reeb 2003)。(3) 家族企業對其公司的投資較一般投資人抱持更長遠之規劃，故其會監督減少管理階層較短視近利的投資決策 (Stein 1989)。在此家族企業之最終控制者與股東間存在利益結合效果，如我國的台塑集團，便是家族企業中表現優異、經營穩健的代表之一。

然而在第二種代理問題之下，身為控制股東 (controlling owners) 的家族企業因為其投票權 (voting right) 超過其現金流量權 (cash flow right)，且在董事會運作中握有優勢，故其可能犧牲少數股東的權益以謀求自身利益 (Shleifer and Vishny 1997)。在此家族企業之最終控制者與股東間則存在利益侵略效果 (entrenchment effect)，如早期的立大掏空舞弊案，其舞弊原因便是家族企業經營人為護盤股票而挪用公司資產，最後因為護盤不成反遭股票套牢，遂直接掏空公司資產。而於 2003 年的太電舞弊案，家族成員則是利用出售股權的機會，將價金挪用，並利用清償連帶保證債務機會以非常規交易圖利他人，掏空太電 7 億餘元資金。而近年的力霸舞弊案，其複雜的交叉持股方式與掏空手法，更彰顯了家族企業在第二種代理問題下的疑慮。

⁶ 在我國公司治理環境中，董監事股權質押與代理問題間的議題已被廣泛討論，然因董監事股權質押與董監事的異動會有關連性，易造成實證結果與假說推論上的矛盾。一般而言，董監事股權質押比率過高是一種公司治理機制不佳的指標，但在董監事異常請辭後，董監事股權質押的比率會隨之下降，反而可能得到董監事股權質押愈高，企業發生舞弊機率愈小的矛盾實證結果。另外，本文在觀察分析各舞弊案件時，並未有發現明顯的相關問題，故本文並未針對董監事股權質押方面發展相關研究假說。

在相關實證研究方面，就第一種代理問題而言，相較於非家族企業，Wang D. (2006) 指出，創業家族企業(founding family ownership)的盈餘品質(earnings quality)較佳；而 Ali et al. (2007)也指出，家族企業財務揭露的品質較佳；Chi, Hsu and Lin (2007)以我國資料進行實證分析，也發現若該公司為家族企業，董事會成員與股東間報酬的不對稱程度(payment asymmetry between board members and shareholders)較小。就第二種代理問題而言，Ali et al. (2007)則指出，家族企業對於公司治理方面的活動揭露較少；Fan and Wong (2002)以東亞國家為研究對象（包含我國），指出日本以外的七個國家資本市場多由家族企業所掌控，而高度的所有權集中、金字塔結構與交叉持股模式造成了控制股東與外部投資人間的代理問題，而實證結果亦指出，當最終控制者（多為家族企業）之投票權與現金流量權偏離程度愈大，盈餘與股票報酬率間的關聯性愈低；而金成隆、呂倩如與蘇淑慧 (2007)以我國資料進行實證分析，也發現家族企業之盈餘品質較差。雖然兩代理問題之理論皆有實證結果支持，然總括而言，前人的研究大部分指出，家族企業與盈餘品質有關。

過去研究亦指出，舞弊發生機率與盈餘品質有關，如舞弊公司的裁決性應計項目以及總應計項目往往都有偏高的現象(Beneish 1997; Lee, Ingram and Howard 1999)，且舞弊公司也常面臨重編財務報表的情況 (McMullen 1996; Beasley et al. 2000)。本文認為，由於企業舞弊係情節嚴重且違法之盈餘管理或資產挪用行為，故綜合盈餘品質與代理問題之關聯性後，本文認為在第一種代理問題之下，家族企業舞弊發生機率應會減少；相對的，在第二種代理問題之下，家族企業舞弊發生機率則會增加。故本文發展出下列研究假說：

假說二：家族企業與公司發生舞弊的機率間存在關聯性。

參、樣本選取與敘述性統計

本節首先定義本文舞弊案件的研究範圍，接著說明舞弊公司之樣本篩選方法、非舞弊公司樣本之配對方式，並說明舞弊公司與非舞弊公司的配對結果與敘述性統計量。本文用來配對非舞弊公司樣本之變數，以及研究模型所需之各變數取自台灣經濟新報資料庫，其中董監事異常變動之資料取自公開資訊觀測站。

一、舞弊研究範圍

我國審計準則第 43 號公報，查核財務報表對舞弊之考量，提到：「舞弊係指管理階層、治理單位或員工中之一人或一人以上，故意使用欺騙等方法以獲取不當或非法利益之行為。」由定義看來，舞弊的涵蓋範圍頗廣，故第 43 號公報有另外定義：「舞弊係一廣泛法律概念，惟查核人員所須關注之舞弊行為，僅指會造成財務報表重大不實表達之舞弊。」

造成財務報表重大不實表達之舞弊主要可以分成財務報導舞弊與挪用資產，過去文獻指出，相較於財務報導舞弊的公司，發生挪用資產的公司相對較少(Dechow et al. 1996; Beasley, Carcello and Hermanson 1999; Beasley et al. 2000; Chen et al. 2006)。而 Bonner, Palmrose and Young (1998)則將舞弊細分成虛列收入、虛增資產或少列費用或負債、揭露不完整、掏空、不法行為、關係人交易等數種型態。其中虛列或預先認列收入以及應收帳款舞弊是較常使用的手法(Feroz, Park and Pastena 1991; Dechow et al. 1996; Bonner et al. 1998; Beasley et al. 1999; Beasley et al. 2000)。

本文在參考過去文獻以及考量本國的舞弊案件之後，將舞弊搜集的對象區分為：(1) 財務報導不實 (2) 濫用或侵占公司資產(掏空) (3) 高價取得資產，以圖利他人 (4) 虛偽不實之交易虛設行號 (5) 內線交易 (6) 背信、跳票 (7) 其他。

二、舞弊公司樣本篩選與舞弊特質

過去文獻在研究美國資本市場的舞弊案件時，多以美國證期會所發布的 AAER 作為搜集舞弊資訊的來源，而 Chen et al. (2006)以大陸公司為研究對象，其舞弊公司樣本也是由相關的官方資料庫篩選取得。然而我國並沒有類似 AAER 的完整資料庫，故本文採用新聞檢索的方式，搜尋我國舞弊事件的相關報導，再進一步篩選資訊來源，以兼具可靠性與完整性的舞弊案件作為研究對象⁷。本文除避免小道消息以外，也參考財團法人證券投資人及期貨交易人保護中心、證期局、司法院等政府機構所發布之統計資料、訴訟資料、判決資料，以求瞭解各舞弊案件之前因後果，另外，本文也排除單一新聞之舞弊事件，以及無後續發展之舞弊事件。

本文以「知識贏家」新聞檢索資料庫為主⁸，輔以公開資訊觀測站之重大訊息公佈，以舞弊事件發生時點為準，選取 1998 至 2006 年間有發生舞弊事件的上市與上櫃公司作為研究樣本，樣本搜集及篩選結果共計 39 筆舞弊案件⁹。另外合併台灣經濟新報基本資料資料庫中的危機事件定義為掏空公司，計 10 家舞弊公司。總舞弊公司樣本為 49 家，其中上市公司 37 家，上櫃公司 12 家。

在舞弊類型方面，由表一可以發現，舞弊案件大多會涉及一種以上的舞弊種類，其中有 46 家公司之舞弊涉及財務報導不實，或濫用或侵占公司資產兩種型態之一，此兩種係過去常研究之對象，而翔昇電子、台灣櫻花與嘉益工業則是涉及內線交易。而同時具有財務報導不實與濫用或侵占公司資產兩種舞弊

⁷ 相關方法也可見於 Beasley (1996)，其採用 Wall Street Journal 的關鍵字搜尋，以補足 AAER 不足之處。

⁸ 資料庫網站為：<http://kmw.ctgin.com/>。

⁹ 本文未以舞弊起始年度為基準點，而採舞弊發生年度為基準點，係因採用資料檢索之方法很難確切得知各舞弊案件的起始年度。其中若無投資人檢舉或主管機關公佈等相關確切時點，則以第一則相關新聞發布之日期作為舞弊案件發生之時點，故未必能確切追溯到特定日期，部分案件只能追溯到特定月份。

類型之公司共計 26 家。在其他舞弊類型方面，則包含不實財務預測、炒作股票、違反稅務法規等舞弊事件。

表一 樣本公司舞弊類型

舞弊類型	公司數 ^a	百分比
(1) 財務報導不實 ^{b,c}	30	75.61
(2) 濫用或侵占公司資產(掏空) ^{b,c}	42	78.05
(3) 高價取得資產，以圖利他人	6	14.63
(4) 虛偽不實之交易、虛設行號	25	63.41
(5) 內線交易	17	41.46
(6) 背信、跳票	27	65.85
(7) 其他 ^d	3	12.20

註：a.公司數加總超過 49 家是因為舞弊案件大多會涉及一種以上的舞弊類型。

b.舞弊類型涉及 (1) 財務報導不實或 (2) 濫用或侵占公司資產兩種型態之一的公司共計 46 家。

c.同時具有 (1) 財務報導不實與 (2) 濫用或侵占公司資產兩種舞弊類型之公司共計 26 家。

d.其他舞弊類型包含不實財務預測、炒作股票、違反稅務法規等舞弊事件。

樣本的產業分布方面，由表二可以發現，以資訊電子業的 21 筆最多，占總樣本 42.86%，然而以 2006 年各產業的公司數為基準，只占整體資訊電子產業公司數 3.14%，與其他產業大致相當，且資訊電子業占整體產業之比例也高達 59.64%。而玻璃陶瓷與運輸工具產業的公司數本身就較少，故其觀察值占整體產業百分比會較高，分別為 12.50%與 40.00%。食品業觀察值共 4 筆，占總樣本 8.16%、總產業數 18.18%，而食品業占整體產業之比例為 1.96%。整體而言，舞弊案件並無產業集中之現象。

表二 樣本產業分布

產業編號 ^a	產業名稱	樣本		產業		樣本占整體 產業百分比
		觀察值	百分比	觀察值 ^b	百分比	
1200	食品	4	8.16	22	1.96	18.18
1400	紡織人纖	1	2.04	57	5.09	1.75
1500	機電	3	6.12	89	7.95	3.37
1600	電線電纜	1	2.04	15	1.34	6.67
1700	化學	4	8.16	74	6.61	5.41
1800	玻璃陶瓷	1	2.04	8	0.71	12.50
2000	鋼鐵金屬	3	6.12	36	3.21	8.33
2200	運輸工具	2	4.08	5	0.45	40.00
2300	資訊電子	21	42.86	668	59.64	3.14
2500	營建	5	10.20	56	5.00	8.93
2900	百貨	2	4.08	19	1.70	10.53
9900	其它	2	4.08	71	6.34	2.82
合計		49	100.00	1,120	100.00	4.38

註：a.產業編號以台灣經濟新報資料庫產業別代碼 I 為分類標準。

b.產業公司數以 2006 年為準，未區分上市與上櫃公司。

我國自 2004 年博達科技舞弊案後，皇統科技、訊碟科技、陞技電腦（後改名為欣煜科技）...等著名的舞弊案也接連發生，由表三的 Panel A 可知，2004 年前後的舞弊案件發生數明顯較高，總計 2003 至 2005 分別占總樣本的 15.69%、25.49%、15.69%。由 Panel B 可知，就本文所搜集的樣本，舞弊的起始年度並無特別集中的趨勢，但相對於 Panel A 可以發現，一般而言公司在進行舞弊之後需要經過幾年才會被揭露，此與以美國為研究對象之研究結果相似 (Dechow et al. 1996)。進一步由 Panel C 可知，76.32% 的舞弊公司在開始舞弊後的 3 個會計年度內就會被外界察覺其有舞弊情事，然而卻也有舞弊公司是在停止舞弊之後才被外界發覺其有舞弊情事¹⁰。

表三 舞弊相關時點

Panel A：舞弊發生年度														
	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	Total				
N	3	6	8	2	1	8	13	8	1	49				
%	5.88	11.76	15.69	5.88	1.96	15.69	25.49	15.69	1.96	100.00				
Panel B：舞弊起始年度														
	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	Total
N	1	1	0	1	4	6	3	2	2	5	6	4	3	38 ^a
%	2.63	2.63	0.00	2.63	10.53	15.79	7.89	5.26	5.26	13.16	15.79	10.53	7.89	100.00
Panel C：舞弊情事開始至舞弊被揭穿歷時年度														
	1 年內	1-2 年	2-3 年	3-4 年	4-5 年	5-6 年	6-7 年	7 年以上	Total					
N	7	10	12	3	2	1	0	3	38 ^{a,b}					
%	18.42	26.32	31.58	7.89	5.26	2.63	0.00	7.89	100.00					

註：a. 因為登寶(5385)無法確定舞弊起始年度，故無法得知其舞弊期間所橫跨的會計年度，也無法得知其舞弊起始日與爆發日間的落差程度（49 家減至 48 家）。另外，由台灣經濟新報所搜集之 10 家舞弊公司，只有記載發生年度，無法確定舞弊起始年度，故無法得知其舞弊期間所橫跨的會計年度，也無法得知其舞弊起始日與爆發日間的落差程度（48 家減至 38 家）。

b. 38 家舞弊公司中，有 11 筆觀察值是在舞弊情事結束數年之後才被揭發。

表四列示舞弊被揭露之原因，可以發現主管機關之監控是查出舞弊情事的主因之一，占 20.51%，另外因為檢方辦案而意外查獲舞弊情事之情況也占 20.51%¹¹。主要被揭露之原因尚有遭人檢舉，占 17.95%，然而其中由董監事檢舉的只占 2 起（占總樣本之 5.13%）。

三、非舞弊公司樣本配對與敘述性統計

在舞弊公司與非舞弊公司樣本配對方面，過去文獻多以一筆舞弊公司配對一筆非舞弊公司，然而該一比一的配對比率，與實際資本市場上舞弊公司與非舞弊公司家數的比率相差甚遠，將造成過度抽樣舞弊公司的問題，使得研究結果過度樂觀 (Manski and Lerman 1977)，故本文採每家舞弊公司配對至多 2 家非舞弊公司。而非舞弊公司樣本之篩選須符合以下要素：(1) 選樣年度為對應舞

¹⁰ Dechow et al. (1996) 搜集 1982 至 1992 的美國 AAER 公司，發現其財務報表舞弊橫跨 2 個會計年度以內的案件占其總樣本的 78.26%。

¹¹ 如茂矽，係因太平洋電線電纜掏空案的偵辦，而揭發相關人士在茂矽舞弊的行為。

弊公司之舞弊發生年度前一年；(2) 上市(櫃)交易市場與舞弊公司相同；(3) 與對應舞弊公司總資產差額之絕對值不超過舞弊公司總資產 40%；(4) 與對應舞弊公司具相同 TEJ 產業名 3，若無可供配對公司，改採相同 TEJ 產業名 2，若仍無可供配對公司，則採相同 TEJ 產業名 1¹²；(5) 各項資料須完備¹³。另外，為避免非舞弊公司樣本選到潛在舞弊公司，故本文除刪除有舞弊跡象的配對公司之外¹⁴，另參考 Chen et al. (2006) 的作法，刪除應計項目落於一個產業標準差外的配對公司¹⁵。

表四 舞弊情事被揭露之原因^a

原因	原因細目	案件數	細目案件數	百分比
主管機關監控		8		20.51
	證期局		3	
	證交所		2	
	金管會		1	
	投保中心		1	
	櫃檯買賣中心		1	
檢方調查案外案		8		20.51
遭人檢舉 ^b		7		17.95
	股東		4	
	董監事		2	
	外部人事		2	
自首		2		5.13
股價異常		4		10.26
財務危機		4		10.26
違約交割		2		5.13
其他 ^c		4		10.26
合計		39		100.00

註：a. 因資料缺失，樣本並未包含由台灣經濟新報所搜集之 10 家舞弊公司。

b. 遭人檢舉之舞弊案件總數(7 家)低於子項目家數之加總(8 家)的原因係有一案件同時遭到多方人士檢舉。

c. 其他包含無預警停工、同業訴訟、投資失利、市場傳言等。

本文在配對非舞弊公司樣本時，雖然考量潛在舞弊公司，但並未排除財務危機公司，也未排除經會計師出具繼續經營假設疑慮意見之公司，係因本文研究目的乃企業舞弊，所關注的是企業不當或非法之行為，若將有財務危機或具繼續經營假設疑慮之非舞弊公司觀察值排除，則後續實證結果的解讀將造成企業舞弊與財務危機皆可適用的模糊結論。

¹² 台灣經濟新報資料庫所提供之公司產業名稱中，TEJ 產業名 3 為最細目之產業名稱，而 TEJ 產業名 1 為最粗略之產業名稱。如皇統科技之 TEJ 產業名 3 為應用軟體，而 TEJ 產業名 1 則為一般所熟知的資訊電子。

¹³ 本文配對非舞弊公司選樣年度與各變數之搜集皆為對應舞弊公司之舞弊發生前一年，係因於舞弊發生當年度，舞弊公司多已撤銷公開發行，故資料多有缺漏。另外，採用舞弊發生前一年之資料以探討各變數與舞弊發生之關聯性，也可減緩迴歸模型中内生性問題所帶來的影響。

¹⁴ 如台鹽，其雖曾傳出舞弊情事，然而後來法院判決結果指出其舞弊情事不成立，故不被收入在舞弊樣本之中，但也不會被納入配對之非舞弊樣本之中。

¹⁵ 應計項目為繼續營業部門淨利扣除來自營業活動現金流量。

配對結果為 49 筆舞弊公司配到 87 筆非舞弊公司，在產業配對方面，由表五，Panel B，可以知道有 36 家(41.38%)非舞弊公司配到最細目的 TEJ 產業名 3，而配到 TEJ 產業名 2 與 TEJ 產業名 1 的非舞弊公司則分別占 19 家(21.84%)與 32 家(36.78%)。

表五 舞弊公司與非舞弊公司配對結果彙整

Panel A：財務報表變數與市場衡量變數之配對結果							
變數 ^a	平均數	標準差	第一四分位數	中位數	第三四分位數	差異檢定 ^b	
						平均數	中位數
資產總額(千元)							
舞弊樣本	9,469,029	11,200,000	2,741,128	4,733,891	13,800,000	1.18	0.90
配對樣本	7,438,586	8,643,091	2,344,684	4,088,369	9,679,108	(0.24)	(0.37)
銷貨收入淨額(千元)							
舞弊樣本	4,972,630	6,074,342	1,374,193	2,680,201	6,686,288	-1.00	-0.77
配對樣本	6,471,082	9,432,999	1,471,150	3,485,767	6,902,579	(0.32)	(0.44)
市值(百萬元)							
舞弊樣本	6,746	10,770	948	2,100	7,531	-0.55	-0.89
配對樣本	8,092	14,940	1,329	2,772	8,064	(0.58)	(0.38)
上市(櫃)年數(年)							
舞弊樣本	7.76	10.66	1.00	3.00	9.00	1.21	-0.40
配對樣本	6.03	5.96	2.00	4.00	8.00	(0.22)	(0.69)
Panel B：非舞弊公司產業配對結果							
TEJ 產業名	公司數		百分比				
TEJ 產業名 3	36		41.38				
TEJ 產業名 2	19		21.84				
TEJ 產業名 1	32		36.78				
合計	87		100.00				

註：a. 本表之變數資料皆為舞弊發生年度前一年的資料。

b. t-test 用來檢測舞弊公司與非舞弊公司間各變數的平均數是否有顯著差異。Wilcoxon Rank-Sum Test 用來檢測舞弊公司與非舞弊公司間各變數的中位數是否有顯著差異。

表五列示舞弊公司與非舞弊公司配對結果彙整，過去採用樣本配對的研究中，在控制配對樣本規模方面，除本文所採用的總資產外，尚有銷貨淨額與市值兩種配對標準。而由表五 Panel A 可知，舞弊與非舞弊公司兩組樣本除總資產沒有顯著差異外，銷貨淨額與市值也沒有顯著差異，即兩組樣本的規模受到良好控制。另外，過去研究指出，新公開發行公司管理階層因有達到預期盈餘的壓力，故其會有較高的舞弊風險，故相關研究對已公開發行年度加以控制(Beasley 1996; Chen et al. 2006)，而由表五可知舞弊與非舞弊公司兩組樣本在上市(櫃)年數方面並沒有顯著差異。

表六列示在發生舞弊的前一年度，舞弊公司與非舞弊公司財務報表變數與市場衡量變數之敘述性統計。由表六可以發現，相對於非舞弊公司，舞弊公司之每股盈餘、稅前息前淨利、來自營業活動現金流量皆顯著較低，此一結果隱

含財務績效較差的公司舞弊風險較高(Loebbecke, Eining and Willingham 1989)。而在市場表現方面，舞弊公司與非舞弊公司在一年期之股票報酬率與市值淨值比皆有顯著差異。另外，表六也指出發生舞弊的公司其財務報表重編的次數相對較高。

表六 舞弊公司與非舞弊公司財務報表變數與市場衡量變數之敘述性統計

變數 ^a	平均數	標準差	第一四分位數	中位數	第三四分位數	差異檢定 ^b	
						平均數	中位數
每股淨利(元)							
舞弊樣本	-1.75	4.56	-3.82	-0.34	0.77	-5.47***	-4.68***
配對樣本	1.40	2.16	0.21	1.01	2.23	(0.00)	(0.00)
經常利益(稅後)除以期初資產總額							
舞弊樣本	-0.07	0.24	-0.16	-0.01	0.03	-4.65***	-4.72***
配對樣本	0.06	0.10	0.01	0.05	0.09	(0.00)	(0.00)
來自營業活動現金流量除以期初資產總額							
舞弊樣本	-0.06	0.24	-0.12	-0.01	0.03	-4.61***	-5.25***
配對樣本	0.08	0.11	0.03	0.07	0.12	(0.00)	(0.00)
年底股票年報酬率							
舞弊樣本	-3.12	75.06	-54.40	-25.37	12.50	-0.28	-1.78*
配對樣本	-0.21	44.27	-35.38	-4.52	20.65	(0.78)	(0.08)
市值與帳面價值比							
舞弊樣本	1.27	1.08	0.66	1.04	1.28	-2.18**	-2.62***
配對樣本	1.82	1.53	0.89	1.31	2.35	(0.03)	(0.01)
財務報表重編 ^c							
舞弊樣本	1.31	2.64	0	0	1	3.65***	2.66***
配對樣本	0.21	0.73	0	0	0	(0.00)	(0.01)

註：1.*、**與***分別表示達10%、5%與1%顯著水準。

2.a. 本表之變數資料皆為舞弊發生年度前一年的資料。

b. t-test 用來檢測舞弊公司與非舞弊公司間各變數的平均數是否有顯著差異。Wilcoxon Rank-Sum Test 用來檢測舞弊公司與非舞弊公司間各變數的中位數是否有顯著差異。

c. 財務報表重編為虛擬變數，若舞弊公司與其配對公司的舞弊爆發年度財務報表有重編過則為1，否則為0。

肆、研究設計

本文延續過去文獻，採用 Probit 迴歸模型探討各公司治理變數與舞弊發生機率間的關係。如前所述，本文舞弊公司樣本占整體樣本比例約為36%，然而以我國上市(櫃)市場規模而言，舞弊公司數占整體市場公司數之比例應是遠低於36%，此一樣本分配與母體分配不一致的問題將會使 Probit 迴歸模型之結果過於樂觀。故本文參考 Dopuch, Holthausen and Leftwich (1987)，另採用 Weighted Exogenous Sample Maximum Likelihood Probit (WESML Probit) 迴歸模型測試假說¹⁶。

¹⁶ 雖然過去舞弊相關研究曾採用舞弊樣本配對市場上所有非舞弊樣本的研究方法(Beneish 1997)，然該研究方法將產生兩個問題：1. 非舞弊樣本包含到潛在舞弊公司的可能性上升，即有舞弊但卻未爆

自變數的衡量以公司發生舞弊前一年作為研究年度。另外，因本研究之樣本係人工搜集而來，舞弊案件的起始年度無法確切判斷，是以本文採舞弊爆發年度為基準點以捕捉企業舞弊之情事，進而發展研究模型如下：

$$\begin{aligned}
 FRAUD_i = & \beta_0 + \beta_1 UNCH_i + \beta_2 FAMILY_i + \beta_3 (UNCH_i * FAMILY_i) + \beta_4 OUT_i \\
 & + \beta_5 CEO_i + \beta_6 CONCASH_i + \beta_7 SIZE_i + \beta_8 BIGN_i + \beta_9 BLOCK_i + \beta_{10} LOSS_i \\
 & + \beta_{11} LEV_i + \beta_{12} GOING_i + \sum_{k=1998}^{2005} \beta_k YEAR_{ki} + \varepsilon_i
 \end{aligned}$$

其中，

- FRAUD : 虛擬變數，舞弊公司設為 1，否則為 0。
- UNCH : 董監事異常變動比例。
- FAMILY : 虛擬變數，若為家族企業則為 1，否則為 0。
- OUT : 年底外部董監席次占全體董監席次百分比¹⁷。
- CEO : 虛擬變數，董事長兼任總經理則為 1，否則為 0。
- CONCASH : 投票權與現金流量權偏離程度¹⁸。
- SIZE : 年底董監事席次。
- BIGN : 虛擬變數，簽證會計師為大型會計師事務所則為 1，否則為 0。
- BLOCK : 年底持股率超過 3% 之外部股東累積持股百分比。
- LOSS : 虛擬變數，連續兩年淨利呈現虧損則為 1，否則為 0。
- LEV : 年底總負債除以總資產。
- GOING : 虛擬變數，被出具繼續經營假設疑慮之簽證意見則為 1，否則為 0。
- YEAR_k : 虛擬變數，*k* 分別為 1998 至 2005，舞弊公司與其配對之非舞弊公司樣本為 *k* 年度則為 1，否則為 0。

研究假說一之主要測試變數，即董監事異常變動席次百分比(UNCH)，本文採兩種定義。第一種為董監事異常變動(UNCH_1)，主要在捕捉廣義的董監事異動，衡量方式為研究年度中未到董事會改選日即異動（包含辭職或新增）之董監席次占年初全體董監席次百分比¹⁹。第二種董監事異常變動定義為董監事異常辭職(UNCH_2)，衡量方式為董監事未到董事會改選日即辭職之席次占年初全體董監席次百分比。此乃考慮到在異動中，相對於席次異常增加，異常

發舞弊之公司可能被包含在非舞弊樣本之中，如此將降低樣本的可靠性。2. 舞弊與非舞弊公司的樣本觀察值比將非常的不對稱，此時若採用 Probit 迴歸模型也易造成估計上之偏誤。而 WESML Probit 迴歸模型則是採用原配對樣本作為研究樣本，但會考量到各研究年度整體市場的觀察值（即母體觀察值），故可降低潛在舞弊觀察值被包含在非舞弊樣本中的問題。

¹⁷ 年底非以最終控制者名義之個人、非最終控制者透過其所控制之財團法人、(未)上市(櫃)公司出任董監事席次總和除以年底董監事總席次。

¹⁸ 即 TEJ 變數中，控制持股百分比減盈餘分配百分比。

¹⁹ 以突破電子為例，其爆發舞弊年度為 2003 年，以舞弊發生前一年作為研究年度，本文計算 2002 年之董監事異動情形。在 2002 年初，該公司董監事總席次為 11 席，在三月、四月共計有三位董監事請辭，在六月新增三席董監事，而後在七月、十一月及十二月各有一人請辭，因 2002 年非董監事改選年度，故該年度之異常變動為 9 席，占期初總席次 81.82%。

辭職會較單純且直接傳遞有關公司治理機制減弱的訊息，此外，席次異常新增有可能單純是因為異常辭職所引起²⁰。

至於研究假說二之主要測試變數家族企業(FAMILY)，本文也採用兩種定義。第一種家族企業(FAMILY_1)之定義為年底最終控制者以個人名義，或透過其所控制之(未)上市(櫃)公司、財團法人等出任之董事席次總和超過或等於年底董事會總席次 50%之樣本公司。第二種家族企業(FAMILY_2)之定義則採較為嚴格之衡量，即在符合 FAMILY_1 的情況下，最終控制者的總持股數高於 10%時，便定義為家族企業 (FAMILY_2)。此主要係考慮到若只計算家族企業在董事會佔的席次比率，可能會高估最終控制者在公司的投票權。

雖然本文認為在影響企業舞弊方面外部董監事比例並無法完整捕捉我國公司治理機制的優劣，但為與前人之研究結果做比較，故仍將其納入研究模型中(OUT)，作為控制變數。接著討論董事長兼任總經理與企業舞弊間的關係。

前述家族企業的第二種代理問題，即大股東所有權與控制權不一致，使其在董事會運作中握有優勢，可能會使其犧牲少數股東的權益以謀求自身利益。家族企業便常以家族成員兼任 CEO 或透過交叉持股擴大所有權與控制權偏離程度的擴增控制權機制(control-enhancing mechanisms)穩定其在企業中的控制力。Villalonga and Amit (2006) 即指出，上述兩項家族企業擴增控制權之機制將影響企業本身價值。而企業舞弊相關研究也指出，董事長兼任 CEO 將增加公司發生舞弊的機率(Dechow et al. 1996; Abbott et al. 2000; Farber 2005)²¹，故本文將董事長是否兼任 CEO(CEO)做為控制變數，並預期其係數為正。另外，Claessens, Djankov, Fan and Lang (2002)指出，所有權與控制權偏離程度愈高，公司經營績效與整體股東價值愈差；而 Claessens, Djankov and Lang (2000)也指出，東亞國家(包含我國)的家族企業存在顯著的所有權與控制權偏離情形，故本文將投票權與現金流量權偏離程度(CONCASH)做為控制變數，並預期其係數為正。

董事會組成人數的多寡被視為董事會運作效率及監控機制的指標之一。Dalton, Daily, Johnson and Ellstrand (1999)認為董事會規模越大，代表董事所具備的專業背景越廣泛，故越能掌握外在環境的變遷，使得監督功能越好。然而 Jensen (1993)卻認為，董事會規模越大其運作越不具效率性，反而不易發揮監督功能。而在舞弊的相關研究中，Beasley (1996)也指出，董事會規模與舞弊發生機率呈正相關。綜上所述，可以發現董事會規模和舞弊發生機率可能存在關聯性，故本文將董監事席次(SIZE)做為控制變數，但不預期其係數方向。

²⁰ 在公開資訊觀測站重大訊息發布資料中，並無法判別董監事辭職與新增之原因，故本文只單純計算董監事異常變動(辭職)之席次。

²¹ 我國著名的突破通訊舞弊案，即是其董事長兼總經理於其任職內，涉嫌以假交易方式掏空公司 2 億餘元資產。

一般而言，公司治理機制較佳的公司會傾向於聘任審計品質較高的會計師；而獨立的會計師也有助於揭露財務報導舞弊情形 (Hackenbrack 1993)。但基於實證上查核品質不易衡量，故往往以查核會計師事務所的規模作為其查核品質的代理變數(DeAngelo 1981)。而 Farber (2005)也發現相對於非舞弊公司，舞弊公司由大型事務所查核的比例顯著較低。本文以是否被大型會計師事務所查核的虛擬變數(*BIGN*)做為控制變數，並預期其係數為負。

就外部大股東持股率而言，Jensen (1993)指出，外部大股東有動機監督管理階層的行為，以確保其投資利益，故可降低財務報表舞弊的機率。而 Dechow et al. (1996) 也發現相對於舞弊公司，非舞弊公司有外部大股東持股的情形顯著較多。故本文將持股率超過 3%之外部股東累積持股比率(*BLOCK*)做為控制變數，並預期其係數為負。

就財務狀況與舞弊之關聯而言，Loebbecke et al. (1989)指出，財務績效較差的公司其管理階層較有壓力操弄獲利能力，進而導致舞弊風險增加。而 Baysinger and Butler (1985) 指出，相對於財務績效較佳的公司，財務績效較差的公司其外部董事比例較低，故本文參考 Chen et al. (2006)，以是否連續兩年淨利呈現虧損的虛擬變數(*LOSS*)做為控制變數，並預期其係數為正。另外，Dechow et al. (1996)發現，降低外部融資成本是造成舞弊的重要動機之一，且相對於非舞弊公司，舞弊公司的負債比率顯著較高，故本文也以負債比率(*LEV*)做為控制變數，並預期其係數為正。而本文在配對非舞弊公司樣本時，並未排除財務危機或經會計師出具繼續經營假設疑慮意見之公司，故本文另控制是否被會計師出具繼續經營假設疑慮之簽證意見(*GOING*)，並預期其係數為正。

本文選樣年度橫跨 1998 至 2006，期間不只我國經濟環境有所變動，隨著舞弊案件不斷發生，許多法律規定也有所變動。如 2005 年銳普掏空案後，台灣證交所即修訂財務及業務例外管理規定，新增三項條例以管制上市公司²²，其中添加對衍生性商品損益的查核項目等，被視為是銳普條款，並由逐季查核漸進為逐月查核，除強化管理時效性，例外管理範圍與對象也因此擴大。故為控制選樣期間各年度的經濟背景與法規背景，本文另在研究模型中加入年度虛擬變數(*YEAR*)。

²² 此次修訂條文包括：(1) 衍生性商品契約單月增加過多、或衍生性商品損益增加逾 1 億元；(2) 營收成長或衰退過多名列上市公司前 20 名者；(3) 私募案完成一年內營收異常變動者，均列入單月例外管理範圍，證交所依規定須提出檢查報告，並報請主管機關處理。

伍、研究結果

本節分別列示敘述性統計量與迴歸分析之實證結果，另就潛在舞弊公司問題所進行之穩健性測試加以說明。

一、敘述性統計量

表七列示舞弊公司與非舞弊公司各變數敘述性統計量，以及兩組樣本間的差異檢定，其中 t-test 用來檢測兩組變數的平均數是否顯著差異(t 值)；Wilcoxon Rank-Sum Test 用來檢測兩組變數的中位數是否顯著差異(z 值)。

由表七可以看出，在發生舞弊的前一年，舞弊公司董監事異常變動(UNCH_1)顯著高於非舞弊公司(t 值=2.72, z 值=2.24)。另相對於非舞弊公司，舞弊公司的董監事異常辭職(UNCH_2)也顯著較高(t 值= 3.48, z 值= 2.95)。

是否為家族企業方面，就 FAMILY_1 而言，舞弊公司與非舞弊公司並沒有顯著的差異。但若在嚴格家族企業定義 FAMILY_2 下，相對於非舞弊公司，舞弊公司的家族企業便顯著較少。

其他公司治理相關控制變數方面，相對於非舞弊公司，舞弊公司董事長兼任總經理(CEO)的比例較高，達 10%的顯著水準(t 值=1.81, z 值=1.79)。較特別的結果是在投票權與現金流量權偏離程度(CONCASH)方面的顯著差異，其差異的方向與本文的預測相反，達 5%的顯著水準(t 值= -2.35, z 值= -2.33)，然而該偏離程度在兩組樣本中皆不嚴重(舞弊公司與非舞弊公司平均各偏離 2%與 5%)，且此結果與 Chi et al. (2007)的單變量統計結果大致符合。

另外由表七也可以看出相對於非舞弊公司，舞弊公司在連續兩年淨利呈現虧損之比例(LOSS)、負債比率(LEV)、被出具繼續經營疑慮之簽證意見的比例(GOING)等方面都顯著較高，具達 1%的顯著水準，此單變量結果與前人之研究結果大致相同(Dechow et al. 1996)。本文亦發現非舞弊公司由大型事務所查核的比例(BIGN)也顯著高於舞弊公司，達 5%的顯著水準(t 值= -2.19, z 值= -2.16)，此單變量結果與前人之研究結果也大致相同(Farber 2005)。

二、迴歸分析結果

表八於 Panel A 與 Panel B 分別列示 Probit 迴歸模型及 WESML Probit 迴歸模型結果。其中模型一至模型四分別為兩種董監事異常變動席次百分比衡量方法(UNCH_1 與 UNCH_2)與兩種家族企業衡量方法(FAMILY_1 與 FAMILY_2)之交互模型，由 Panel A 與 Panel B 可知，不論是在 Probit 迴歸模型及 WESML Probit 迴歸模型下，四種模型之實證結果一致，以下本文採模型三，即以董監事異常變動(UNCH_1)與嚴格家族企業(FAMILY_2)，為主要討論模型。

表七 單變量分析結果

變數名稱 ^a	平均數	標準差	第一四分位數	中位數	第三四分位數	差異檢定 ^b	
						平均數	中位數
UNCH_1							
舞弊樣本	0.09	0.15	0.00	0.00	0.13	2.72***	2.24**
配對樣本	0.04	0.09	0.00	0.00	0.00	(0.01)	(0.03)
UNCH_2							
舞弊樣本	0.08	0.12	0.00	0.00	0.13	3.48***	2.95***
配對樣本	0.03	0.06	0.00	0.00	0.00	(0.00)	(0.00)
FAMILY_1							
舞弊樣本	0.51	0.51	0.00	1.00	1.00	-0.72	-0.72
配對樣本	0.57	0.50	0.00	1.00	1.00	(0.47)	(0.47)
FAMILY_2							
舞弊樣本	0.31	0.47	0.00	0.00	1.00	-2.28**	-2.25**
配對樣本	0.51	0.50	0.00	1.00	1.00	(0.02)	(0.02)
OUT							
舞弊樣本	0.45	0.33	0.14	0.50	0.75	0.11	0.16
配對樣本	0.45	0.32	0.22	0.43	0.67	(0.91)	(0.87)
CEO							
舞弊樣本	0.39	0.49	0.00	0.00	1.00	1.81*	1.79*
配對樣本	0.24	0.43	0.00	0.00	0.00	(0.07)	(0.07)
CONCASH							
舞弊樣本	0.02	0.04	0.00	0.00	0.03	-2.35**	-2.33**
配對樣本	0.05	0.09	0.00	0.02	0.06	(0.02)	(0.02)
SIZE							
舞弊樣本	9.22	2.99	7.00	9.00	10.00	-0.33	-0.47
配對樣本	9.43	3.58	7.00	9.00	10.00	(0.74)	(0.64)
BIGN							
舞弊樣本	0.69	0.47	0.00	1.00	1.00	-2.19**	-2.16**
配對樣本	0.85	0.36	1.00	1.00	1.00	(0.03)	(0.03)
BLOCK							
舞弊樣本	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.02	-0.15
配對樣本	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	(0.98)	(0.88)
LOSS							
舞弊樣本	0.29	0.46	0.00	0.00	1.00	3.02***	2.94***
配對樣本	0.09	0.29	0.00	0.00	0.00	(0.00)	(0.00)
LEV							
舞弊樣本	0.52	0.21	0.37	0.52	0.66	3.47***	3.05***
配對樣本	0.42	0.13	0.36	0.41	0.49	(0.00)	(0.00)
GOING							
舞弊樣本	0.14	0.35	0.00	0.00	0.00	2.75***	2.69***
配對樣本	0.02	0.15	0.00	0.00	0.00	(0.01)	(0.01)

註：1.*、**與***分別表示達10%、5%與1%顯著水準。

2.a. FRAUD：虛擬變數，舞弊公司設為1，否則為0。UNCH_1：董監事異常變動。UNCH_2：董監事異常辭職。FAMILY_1：虛擬變數，在寬鬆定義下，若為家族企業則為1，否則為0。FAMILY_2：虛擬變數，在嚴格定義下，若為家族企業則為1，否則為0。OUT：年底外部董監席次占全體董監席次百分比。CEO：虛擬變數，董事長兼任總經理則為1，否則為0。CONCASH：投票權與現金流量權偏離程度。SIZE：年底董監事席次。BIGN：虛擬變數，簽證會計師為大型會計師事務所則為1，否則為0。BLOCK：年底持股率超過3%之外部股東累積持股百分比。LOSS：虛擬變數，連續兩年淨利呈現虧損則為1，否則為0。LEV：年底總負債除以總資產。GOING：虛擬變數，被出具繼續經營假設疑慮之簽證意見則為1，否則為0。

b. t 檢定用來檢測舞弊公司與非舞弊公司間各變數的平均數是否有顯著差異。Wilcoxon Rank-Sum Test 用來檢測舞弊公司與非舞弊公司間各變數的中位數是否有顯著差異。

檢驗假說一方面，在發生舞弊的前一年，整體而言，董監事異常變動與舞弊發生的機率具有顯著關聯性（ $\beta_1=\beta_3=0$ 之檢定下，卡方值分別為 Probit 迴歸模型下的 7.22 及 WESML Probit 迴歸模型下的 12.65），此結果支持假說一。在以是否為家族企業區分後，首先在非家族企業中，董監事異常變動與舞弊發生的機率並沒有顯著關聯性。但在家族企業中兩者則呈現顯著正相關（ $\beta_1+\beta_3=0$ 之檢定下，兩迴歸模型之卡方值分別為 6.69 及 12.26）。此結果隱含董監事異常變動與舞弊發生機率間的正相關主要來自家族企業，而該現象在非家族企業中並不顯著。

研究假說二方面，Probit 迴歸模型及 WESML Probit 迴歸模型結果皆指出家族企業與舞弊發生的機率呈現負相關（ $\beta_2=\beta_3=0$ 之檢定下，卡方值分別為 10.83 與 9.97，皆達 1% 顯著水準），支持本文的研究假說二，即相較於非家族企業，家族企業發生舞弊的機率較低，且此結果也與我國家族企業相關研究相呼應（如：Chi et al. 2007）。該結果隱含，平均而言，我國家族企業的利益結合效果大於侵略效果，在此台塑集團王氏企業，便是一個典型的例子。

在外部董監事(OUT)方面，儘管方向與預期相符，但其與企業舞弊間並沒有顯著關聯性，符合本文之推論，即在影響企業舞弊方面的情況，外部董監事比例並無法完整捕捉我國公司治理機制的優劣。推究其可能原因，應是我國外董監事之設置多徒具形式。主管機關最初希望設置獨立董監事的原因乃是希望藉由聘請公正客觀之專業人士擔任企業董監事，使董事會成員間形成良性制衡，以提高董事會的決策品質及效率。然而就本文所搜集之樣本，許多舞弊公司的外部董監事比例竟也高達 70% 以上，且在舞弊情事被揭發前後多有異常辭職之現象，而獨立董監事之設置也多是順應法規之要求。另外，由董監事檢舉的舞弊案件只有兩起，僅占總樣本之 5.13%。故就本文所搜集之舞弊資料以及實證結果顯示，我國董監事之職能尚有加強空間。

另外，表八也指出投票權與現金流量權偏離程度(CONCASH)與舞弊發生間的負相關達 10% 的邊際顯著水準（在 Probit 迴歸模型及 WESML Probit 迴歸模型下，z 值分別為 -1.39 與 -1.89）。此結果與本文之預期相反，本文推估可能原因係偏離程度與企業舞弊間的非線性關係所引起。由敘述性統計量可以發現，兩群樣本之平均數分別為 0.02 與 0.05，然而在本文研究期間內，整體市場的平均值約為 0.098（由台灣經濟新報資料庫估算），大於本文之兩組研究樣本。最近 Wang and Lin (2008) 之研究亦指出，雖然偏離程度與裁決性應計項目絕對值呈顯著正相關，惟在低偏離程度樣本中，兩者反而呈現顯著負相關，此與本文實證結果有類似之處。

在其他控制變數方面，由表八也可以看出負債比率(LEV)與舞弊發生機率間呈現顯著正相關（在 Probit 迴歸模型及 WESML Probit 迴歸模型下，z 值分

別為 2.09 與 1.88)，此實證結果與前人一致（如：Chen et al. 2006），隱含財務績效較差的公司舞弊風險也相對較高。

表八 Probit 迴歸及 WESML Probit 迴歸分析結果

$$FRAUD_i = \beta_0 + \beta_1 UNCH_i + \beta_2 FAMILY_i + \beta_3 (UNCH_i * FAMILY_i) + \beta_5 CEO_i + \beta_6 CONCASH_i + \beta_7 SIZE_i + \beta_8 BIGN_i + \beta_9 BLOCK_i + \beta_{10} LOSS_i + \beta_{11} LEV_i + \beta_{12} GOING_i + \sum_{k=1998}^{2005} \beta_k YEAR_{ki} + \varepsilon_i$$

Panel A : Probit 迴歸分析結果，觀察值=136

自變數 ^a	預期方向	模型一		模型二		模型三		模型四	
		係數	z 值	係數	z 值	係數	z 值	係數	z 值
CONSTANT	?	-0.517	-0.49	-0.569	-0.55	-0.559	-0.54	-0.685	-0.67
UNCH_1	+	0.025	0.02			0.724	0.52		
UNCH_2	+			2.052	1.16			2.859	1.82*
FAMILY_1	?	-0.872	-2.34**	-0.748	-2.21**				
FAMILY_2	?					-1.095	-3.28***	-0.862	-2.72***
UNCH*FAMILY	+	6.075	2.34**	6.415	1.98**	6.455	2.02**	5.472	1.11
OUT	-	-0.261	-0.35	-0.269	-0.36	-0.308	-0.47	-0.310	-0.46
CEO	+	0.351	1.20	0.238	0.77	0.324	1.08	0.251	0.80
CONCASH	+	-4.286	-1.98**	-3.291	-1.65*	-4.304	-1.93*	-3.076	-1.55
SIZE	?	0.013	0.31	0.006	0.14	0.031	0.70	0.020	0.47
BIGN	-	-0.603	-1.70*	-0.609	-1.76*	-0.634	-1.77*	-0.608	-1.78*
BLOCK	-	4.906	0.47	3.296	0.31	0.026	0.00	-0.543	-0.05
LOSS	+	0.861	2.34**	0.871	2.37**	0.912	2.36**	0.900	2.43**
LEV	+	1.966	2.04**	1.879	1.94*	1.953	2.09**	1.918	2.03**
GOING	+	0.099	0.12	0.191	0.23	-0.127	-0.16	-0.041	-0.05
YEAR ₁₉₉₈	?	-0.019	-0.03	0.050	0.08	-0.080	-0.12	0.028	0.04
YEAR ₁₉₉₉	?	-0.004	-0.01	0.082	0.14	-0.128	-0.20	0.020	0.03
YEAR ₂₀₀₀	?	-0.568	-0.62	-0.420	-0.45	-0.555	-0.57	-0.418	-0.43
YEAR ₂₀₀₁	?	-0.407	-0.42	-0.330	-0.34	-0.567	-0.55	-0.424	-0.42
YEAR ₂₀₀₂	?	-0.402	-0.63	-0.351	-0.55	-0.548	-0.79	-0.440	-0.64
YEAR ₂₀₀₃	?	-0.123	-0.22	-0.117	-0.19	-0.174	-0.27	-0.133	-0.20
YEAR ₂₀₀₄	?	0.045	0.08	0.055	0.09	-0.038	-0.06	-0.014	-0.02
YEAR ₂₀₀₅	?	-0.570	-0.69	-0.196	-0.22	-0.513	-0.57	-0.113	-0.12
Pseudo R ²			0.226		0.234		0.243		0.241
Chi-Square			33.53		35.62		41.95		45.61
		卡方值	p 值	卡方值	p 值	卡方值	p 值	卡方值	p 值
$\beta_1 = \beta_3 = 0^c$		10.33	0.006***	10.41	0.006***	7.22	0.027**	6.19	0.045**
$\beta_1 + \beta_3 = 0^d$		10.21	0.001***	9.30	0.002***	6.69	0.010***	3.12	0.077***
$\beta_2 = \beta_3 = 0^e$		7.53	0.023**	6.93	0.031**	10.83	0.004***	7.40	0.025**

註：1.*、**與***分別表示達10%、5%與1%顯著水準。

2.a. 各自變數之操作型定義請參考表七。

b. WESML Probit Model 係指 Weighted Exogenous Sample Maximum Likelihood Probit Model。

c. $\beta_1 = \beta_3 = 0$ 在測試董監異常變動 (UNCH) 與舞弊發生機率 (FRAUD) 的整體關聯性。

d. $\beta_1 + \beta_3 = 0$ 在測試於家族企業中董監異常變動 (UNCH) 與舞弊發生機率 (FRAUD) 的關聯性。

e. $\beta_2 = \beta_3 = 0$ 在測試家族企業 (FAMILY) 與舞弊發生機率 (FRAUD) 的整體關聯性。

表八 Probit 迴歸及 WESML Probit 迴歸分析結果 (續)

$$FRAUD_i = \beta_0 + \beta_1 UNCH_i + \beta_2 FAMILY_i + \beta_3 (UNCH_i * FAMILY_i) + \beta_4 OUT_i + \beta_5 CEO_i + \beta_6 CONCASH_i + \beta_7 SIZE_i + \beta_8 BIGN_i + \beta_9 BLOCK_i + \beta_{10} LOSS_i + \beta_{11} LEV_i + \beta_{12} GONING_i + \sum_{k=1998}^{2005} \beta_k YEAR_{ki} + \varepsilon_i$$

Panel B : WESML Probit^b 迴歸分析結果，觀察值=13,408

自變數 ^a	預期方向	模型一		模型二		模型三		模型四	
		係數	z 值	係數	z 值	係數	z 值	係數	z 值
CONSTANT	?	-2.898	-2.84***	-3.066	-2.76***	-3.038	-3.49***	-3.196	-3.17***
UNCH_1	+	-0.850	-0.69			-0.178	-0.16		
UNCH_2	+			0.655	0.33			1.795	1.07
FAMILY_1	?	-0.601	-1.99**	-0.447	-1.70*				
FAMILY_2	?					-0.799	-3.05***	-0.586	-2.50**
UNCH*FAMILY	+	6.530	3.18***	6.441	2.47**	6.761	2.84***	5.803	2.12**
OUT	-	-0.021	-0.03	-0.041	-0.08	-0.370	-0.64	-0.399	-0.73
CEO	+	0.274	1.02	0.169	0.64	0.278	0.94	0.157	0.55
CONCASH	+	-2.226	-1.95*	-1.859	-1.64	-2.433	-1.89*	-1.916	-1.60
SIZE	?	-0.003	-0.08	-0.018	-0.46	0.017	0.51	-0.002	-0.06
BIGN	-	-0.440	-1.69*	-0.313	-1.31	-0.370	-1.89*	-0.274	-1.44
BLOCK	-	8.388	1.07	6.567	0.76	7.017	0.87	4.309	0.49
LOSS	+	0.403	1.41	0.459	1.72*	0.460	1.54	0.491	1.72*
LEV	+	1.738	1.99**	1.528	1.61	1.607	1.88*	1.391	1.46
GOING	+	0.227	0.42	0.258	0.46	0.232	0.42	0.263	0.45
YEAR ₁₉₉₈	?	0.096	0.21	0.356	0.63	0.270	0.56	0.570	0.92
YEAR ₁₉₉₉	?	0.168	0.41	0.357	0.68	0.256	0.59	0.516	0.89
YEAR ₂₀₀₀	?	-0.563	-0.99	-0.249	-0.41	-0.535	-0.84	-0.131	-0.20
YEAR ₂₀₀₁	?	-0.823	-1.42	-0.609	-0.95	-1.283	-1.75*	-0.846	-1.09
YEAR ₂₀₀₂	?	-0.309	-0.68	0.089	0.17	-0.259	-0.53	0.205	0.35
YEAR ₂₀₀₃	?	0.116	0.33	0.298	0.67	0.247	0.60	0.480	0.94
YEAR ₂₀₀₄	?	0.025	0.06	0.221	0.39	0.172	0.34	0.417	0.65
YEAR ₂₀₀₅	?	-0.622	-1.44	-0.367	-0.70	-0.480	-1.02	-0.170	-0.30
Pseudo R ²			0.176		0.176		0.176		0.173
Chi-Square			164.66		231.64		176.27		223.63
		卡方值	p 值	卡方值	p 值	卡方值	p 值	卡方值	p 值
$\beta_1=\beta_3=0^c$		20.37	0.000***	26.60	0.000***	12.65	0.002***	14.18	0.001***
$\beta_1+\beta_3=0^d$		19.70	0.000***	25.39	0.000***	12.26	0.001***	12.84	0.000***
$\beta_2=\beta_3=0^e$		10.15	0.006***	6.10	0.047**	9.97	0.007***	6.40	0.041**

註：1.*、**與***分別表示達10%、5%與1%顯著水準。

2.a. 各自變數之操作型定義請參考表七。

b. WESML Probit Model 係指 Weighted Exogenous Sample Maximum Likelihood Probit Model。

c. $\beta_1=\beta_3=0$ 在測試董監異常變動 (UNCH) 與舞弊發生機率 (FRAUD) 的整體關聯性。

d. $\beta_1+\beta_3=0$ 在測試於家族企業中董監異常變動 (UNCH) 與舞弊發生機率 (FRAUD) 的關聯性。

e. $\beta_2=\beta_3=0$ 在測試家族企業 (FAMILY) 與舞弊發生機率 (FRAUD) 的整體關聯性。

陸、額外測試

本文接著探討實證模型中潛在的內生問題，另外也說明配對公司為潛在舞弊公司可能性，與內線交易觀察值的特殊性對實證結果之影響。

一、董監事異常變動之潛在內生問題

雖然前述實證結果指出，董監事異常變動席次百分比越高，舞弊發生機率越高；但也有可能是因董監事獲悉公司舞弊之內部消息，為避免責任而提早辭職，因此董監事異動與企業舞弊便存在內生性問題。故本文進一步採兩階段迴歸模型，以處理此一潛在內生問題。

在第一階段，必須先找到與應變數(FRAUD)無關，但和自變數(UNCH)有關之工具變數。本文擬採期初董事會歷時(TENURE)及外部董監事變動(OUTCH)做為工具變數²³，其中 TENURE 之衡量方法為董事會於期初已完成該任期之天數除以該任期總天數。本文預期當董事會歷時越長，代表越接近任期屆滿，此時因為改選在即，較不會有異動之情形；但也有可能為歷時越長，促使董監事辭職的因素越多，故本文並未預期 TENURE 與董監事異常變動間的關聯性。至於另一工具變數 OUTCH 之衡量方式則為期末減期初外部董監事席次除以期初外部董監事席次。採用此變數，在於控制董監事異常變動係來自外部董監變動或是內部董監變動。實證結果指出，董事會歷時與外部董監事變動皆與舞弊發生機率沒有顯著關聯，兩者與舞弊發生機率之 Pearson 相關係數（未列示）分別為 0.016（P 值為 0.850）與 -0.080（P 值為 0.353）。表九，Panel A 列示第一階段迴歸結果。該結果指出，TENURE 與 OUTCH 皆與董監事異常變動成反比，模型解釋力約為 8%²⁴。

表九 兩階段迴歸分析結果

Panel A：第一階段迴歸，觀察值=136				
$UNCH_i = \alpha_0 + \alpha_1 TENURE_i + \alpha_2 OUTCH_i + \alpha_3 BIGN_i + \alpha_4 BLOCK_i + \alpha_5 LOSS_i$				
$+ \alpha_6 LEV_i + \alpha_7 GOING_i + \mu_i$				
自變數 ^a	Y=UNCH 1		Y=UNCH 2	
	係數	t 值	係數	t 值
CONSTANT	0.098	2.05**	0.073	2.29**
TENURE	-0.049	-1.48	-0.048	-2.06**
OUTCH	-0.123	-1.77*	-0.094	-1.86*
BIGN	-0.030	-1.05	-0.011	-0.63
BLOCK	0.972	0.82	0.589	0.76

²³ 本文最初嘗試之工具變數是舞弊爆發年度前兩期之董監事異常變動。直觀而言，舞弊發生前一年與前兩年的董監事異常變動應存在正相關，即公司治理機制低落之公司，董監事異動的頻率會較高，甚至有跨年度之影響。此推論合乎工具變數須與自變數有關之假設，而實證結果亦指出前後兩期董監事異常辭職的 Pearson 相關係數為 0.205，達 5%顯著水準。惟董監事異動若過於頻繁，其運作之效能勢必受到影響，故前兩期之董監事異常變動仍可能與企業舞弊有關，即未能符合工具變數與應變數無關之假設。本文以前兩期董監事異常變動作為工具變數之兩階段迴歸分析結果並未支持假說一或假說二。另外，本文也考慮以董監事年齡做為工具變數（Chen, Lin and Lin 2008），因為董監事年紀越大，其提早退休去職之可能性越大，而且尚無相關文獻指出其與企業舞弊之間有關聯性，然而該變數資料取得難度相當高，故本文乃報導以 TENURE 與 OUTCH 作為工具變數之結果。

²⁴ 為避免模型過度複雜以致於模型變異數過大，本文只選取較相關的簽證事務所、財務變數做為第一階段迴歸模型之控制變數。

表九 兩階段迴歸分析結果(續)

Panel A：第一階段迴歸，觀察值=136					
$UNCH_i = \alpha_0 + \alpha_1 TENURE_i + \alpha_2 OUTCH_i + \alpha_3 BIGN_i + \alpha_4 BLOCK_i + \alpha_5 LOSS_i$ $+ \alpha_6 LEV_i + \alpha_7 GOING_i + \mu_i$					
自變數 ^a	Y=UNCH 1		Y=UNCH 2		
	係數	t 值	係數	t 值	
LOSS	-0.012	-0.52	-0.018	-0.94	
LEV	-0.005	-0.08	-0.005	-0.09	
GOING	0.086	1.39	0.076	1.73*	
Adjusted R ²	0.079		0.083		
Panel B：第二階段迴歸，觀察值=136					
$FRAUD_i = \beta_0 + \beta_1 EX_UNCH_i + \beta_2 FAMILY_i + \beta_3 (EX_UNCH_i * FAMILY_i) + \beta_4 OUT_i$ $+ \beta_5 CEO_i + \beta_6 CONCASH_i + \beta_7 SIZE_i + \beta_8 BIGN_i + \beta_9 BLOCK_i + \beta_{10} LOSS_i$ $+ \beta_{11} LEV_i + \beta_{12} GOING_i + \sum_{k=1998}^{2005} \beta_k YEAR_{ki} + \varepsilon_i$					
自變數 ^a	預期方向	模型三		模型四	
		係數	z 值	係數	z 值
CONSTANT	?	-1.006	-0.90	-0.918	-0.91
EX_UNCH_1	+	0.486	0.06		
EX_UNCH_2	+			3.592	0.47
FAMILY_2	?	-1.673	-2.26**	-1.160	-1.35
EX_UNCH*FAMILY	+	15.278	1.45	10.402	0.71
OUT	-	-0.061	-0.09	-0.153	-0.20
CEO	+	0.307	1.04	0.244	0.78
CONCASH	+	-3.266	-1.48	-2.661	-1.21
SIZE	?	0.024	0.53	0.019	0.44
BIGN	-	-0.379	-1.07	-0.575	-1.71*
BLOCK	-	-2.140	-0.21	-2.771	-0.26
LOSS	+	0.823	2.12**	0.893	2.37**
LEV	+	1.777	1.83*	1.857	1.97**
GOING	+	-0.309	-0.29	-0.223	-0.23
YEAR ₁₉₉₈	?	0.162	0.27	0.126	0.20
YEAR ₁₉₉₉	?	0.242	0.41	0.199	0.32
YEAR ₂₀₀₀	?	-0.348	-0.40	-0.319	-0.35
YEAR ₂₀₀₁	?	-0.017	-0.01	-0.035	-0.03
YEAR ₂₀₀₂	?	-0.108	-0.17	-0.283	-0.41
YEAR ₂₀₀₃	?	0.118	0.21	0.003	0.01
YEAR ₂₀₀₄	?	0.087	0.12	0.084	0.13
YEAR ₂₀₀₅	?	-0.379	-0.41	-0.166	-0.17
Chi-Square			33.87		36.08
		卡方值	p 值	卡方值	p 值
$\beta_1 = \beta_3 = 0^b$		3.45	0.178	1.83	0.401
$\beta_1 + \beta_3 = 0^b$		3.35	0.067*	1.46	0.228
$\beta_2 = \beta_3 = 0^b$		7.61	0.022**	4.32	0.115

註：1.*、**與***分別表示達10%、5%與1%顯著水準。

2.a. TENURE：董事會歷時，為董事會於期初已完成該任任期之天數除以該任任期總天數。OUTCH：外部董監事變動，為期末減期初外部董事席次除以期初外部董事席次。EX_UNCH_1：由第一階段迴歸估計出之預期董監事異常變動。UNCH_2：由第一階段迴歸估計出之預期董監事異常辭職。其他自變數之操作型定義請參考表七。

b. $\beta_1 = \beta_3 = 0$ 、 $\beta_1 + \beta_3 = 0$ 與 $\beta_2 = \beta_3 = 0$ 的定義請參考表八。

接著本文將第一階段迴歸所估計出的預期董監事異常變動(EX_UNCH_1 與 EX_UNCH_2)帶入原主測模型，實證結果列示於表九，Panel B²⁵。實證結果指出，在模型三中，僅家族企業中董監事異常變動(EX_UNCH_1)與舞弊發生機率呈顯著正相關 ($\beta_1+\beta_3=0$ 之檢定下，卡方值為 3.35，達 10%顯著水準)，此與原實證結果一致。然而在模型四中，董監事異常辭職(EX_UNCH_2)與舞弊發生機率便無顯著關聯性 ($\beta_1+\beta_3=0$ 之檢定下，卡方值為 1.46)，該實證結果並不支持研究假說一。

本文揣測上述實證結果可能導因於工具變數的選擇偏差²⁶。而過去研究亦指出在沒有合適的工具變數時，相對於採用變異較大之工具變數，單純迴歸模型所造成的偏誤反而會較小(Larcker and Rusticus 2005; Chan, Chen, Janakiraman and Radhakrishnan 2006)。因不易覓得較佳的工具變數，本文認為採用 Probit 迴歸模型與 WESML Probit 迴歸模型之測試，可能還是較可信之實證結果²⁷。

二、配對公司為潛在舞弊公司可能性

本文的研究方法係採用新聞檢索方式篩選舞弊公司樣本，再以樣本配對之方法配對非舞弊公司樣本，雖然本文在配對樣本時有過濾潛在舞弊風險之樣本以及控制配對樣本之應計項目，然而仍有可能配對到實質上有舞弊情事之公司。為檢測本文所搜集之樣本是否有上述問題，本文參考 Chen et al. (2006)及 Wang T. Y. (2006)之方法，將主要測試變數、外部董監事比例(OUT)、董事長是否兼任總經理(CEO)、投票權與現金流量權偏離程度(CONCASH)、董監事規模(SIZE)、簽證會計師是否為大型事務所(BIGN)、外部股東累積持股率(BLOCK)等公司治理有關變數作為舞弊發生傾向變數(propensity to commit fraud model)；另將主要測試變數外的公司治理有關變數、是否被出具繼續經營疑慮之簽證意見(GOING)、負債比率(LEV)、是否連續兩年淨利呈現虧損(LOSS)等財務狀況變數作為舞弊偵測變數(fraud detection model)；在控制各年度虛擬變數下，分別進行迴歸分析，若舞弊發生傾向模型與舞弊偵測模型相吻合，則兩模型之迴歸係數應與本文之主要 WESML Probit 迴歸模型係數一致²⁸。

表十列示舞弊發生傾向模型與舞弊偵測模型之迴歸結果，其中 Hausman Test 在分別檢定兩模型與表八之主要實證模型的各相同係數間是否有顯著差異。實證結果顯示，兩個迴歸模型之係數與本文主要 WESML Probit 迴歸模型係數並無顯著差異（舞弊發生傾向模型與舞弊偵測模型的 p 值分別為 1.000

²⁵ 在此本文採定義較嚴格之家族企業衡量方式，即 FAMILY_2。

²⁶ 因第一階段迴歸，模型整體解釋力約只有 8%，且第二階段之實證結果也可以發現，本文主要測試變數係數之變異數都有明顯提高之情形（如以模型三為例，EX_UNCH_1 係數變異數由 1.393 提高到 8.092）。

²⁷ Maddala (1992)亦指出，第二階段迴歸殘差估計是否良好建立在工具變數並無不合適的前提之下。

²⁸ 為避免樣本分配與母體分配不一致下 Probit 迴歸模型結果過於樂觀之問題，本文在此僅採用 WESML Probit 迴歸模型。

與 0.991)，故可以推測配對樣本中存在舞弊公司之問題應不會對本文之實證結果造成重大影響。

表十 非舞弊公司樣本包含潛在舞弊公司可能性之分析結果^a

$$FRAUD_i = \beta_0 + \beta_1 UNCH_i + \beta_2 FAMILY_i + \beta_3 (UNCH_i * FAMILY_i) + \beta_4 OUT_i + \beta_5 CEO_i + \beta_6 CONCASH_i + \beta_7 SIZE_i + \beta_8 BIGN_i + \beta_9 BLOCK_i + \beta_{10} LOSS_i + \beta_{11} LEV_i + \beta_{12} GOING_i + \sum_{k=1998}^{2005} \beta_k YEAR_{ki} + \varepsilon_i$$

變數名稱 ^b	預期方向	WESML Probit Model		舞弊發生傾向模型		舞弊偵測模型	
		係數	z 值	係數	z 值	係數	z 值
CONSTANT	?	-3.038	-3.49***	-2.215	-4.01***	-3.339	-4.58***
UNCH_1	+	-0.178	-0.16	0.004	0.00		
FAMILY_2	?	-0.799	-3.05***	-0.818	-3.34***		
UNCH*FAMILY	+	6.761	2.84***	6.159	3.11***		
OUT	-	-0.370	-0.64	-0.699	-1.30	0.529	1.41
CEO	+	0.278	0.94	0.288	1.20	0.086	0.39
CONCASH	+	-2.433	-1.89*	-2.869	-2.07**	-1.800	-1.80*
SIZE	?	0.017	0.51	0.038	1.74*	-0.013	-0.55
BIGN	-	-0.370	-1.89*	-0.398	-2.51**	-0.254	-1.43
BLOCK	-	7.017	0.87	3.320	0.47	4.429	0.68
LOSS	+	0.460	1.54			0.366	1.63
LEV	+	1.607	1.88*			1.482	2.04**
GOING	+	0.232	0.42			0.420	0.82
YEAR ₁₉₉₈	?	0.270	0.56	0.180	0.49	0.179	0.53
YEAR ₁₉₉₉	?	0.256	0.59	0.211	0.66	0.246	0.72
YEAR ₂₀₀₀	?	-0.535	-0.84	-0.445	-0.90	-0.174	-0.46
YEAR ₂₀₀₁	?	-1.283	-1.75*	-0.836	-1.39	-0.991	-1.98**
YEAR ₂₀₀₂	?	-0.259	-0.53	-0.095	-0.27	0.058	0.17
YEAR ₂₀₀₃	?	0.247	0.60	0.136	0.41	0.340	1.25
YEAR ₂₀₀₄	?	0.172	0.34	0.125	0.34	0.047	0.12
YEAR ₂₀₀₅	?	-0.480	-1.02	-0.574	-1.37	-0.393	-0.95
Pseudo R ²			0.176		0.122		0.125
Chi-Square			176.27		106.29		127.65
		卡方值	p 值	卡方值	p 值	卡方值	p 值
$\beta_1 = \beta_3 = 0^c$		12.65	0.002***	15.93	0.000***		
$\beta_1 + \beta_3 = 0^c$		12.26	0.001***	15.33	0.000***		
$\beta_2 = \beta_3 = 0^c$		9.97	0.007***	11.91	0.003***		
Hausman Test ^d			0.73		1.000	6.28	0.991

註：1.*、**與***分別表示達 10%、5%與 1%顯著水準。

2.a. 本表僅列示 Weighted Exogenous Sample Maximum Likelihood Probit Model 之結果，觀察值=13,408。

b. 各自變數之操作型定義請參考表七。

c. $\beta_1 = \beta_3 = 0$ 、 $\beta_1 + \beta_3 = 0$ 與 $\beta_2 = \beta_3 = 0$ 的定義請參考表八。

d. Hausman Test 在分別檢定潛在舞弊發生傾向模型、舞弊偵測模型與表八之主要實證模型的各相同係數間是否有顯著差異。

三、排除單純內線交易樣本

本文蒐集之舞弊樣本主要以財務報表舞弊與掏空公司資產為主，而其中有三個觀察值為單純內線交易事件，雖然過去研究指出公司內部人士會依據舞弊相關之私有資訊執行內線交易以謀求不當利益(Beneish 1999)，然內線交易多為內部人個人行為，不需經過董事會同意，故與公司監督體系較無直接關聯性。故本文另執行敏感性分析，排除單純內線交易之樣本及其配對樣本，共 9 筆觀察值，重新執行 Probit 迴歸模型與 WESML Probit 迴歸模型。

實證結果顯示（未列示），各主要解釋變數與舞弊發生機率的關聯性與顯著程度並無改變，即單純內線交易樣本並不會影響本文之研究結果。

柒、結論與建議

本文將焦點放在財務報導不實、掏空、內線交易等企業舞弊情事上，並探討公司治理機制與代理問題之間的關係。本文以舞弊事件發生時點為準，選取 1998 至 2006 年間有發生舞弊事件的上市（櫃）公司以及配對之非舞弊公司，共 136 筆觀察值，探討公司治理變數與舞弊發生機率間的關係。

本文在考量我國公司治理的獨特背景後，就董監事異常變動席次百分比與家族企業發展相關研究假說。本文實證結果顯示，相較於非舞弊公司，舞弊公司董監事席次異常變動的比率顯著較高，且兩者的關係主要是來自家族企業。而在家族企業方面，實證結果則指出相對於非家族企業，家族企業發生舞弊的機率顯著較低，代表平均而言，我國家族企業利益結合效果大於利益侵略效果。而相較於相關文獻所指出的外部（獨立）董事的重要性，本文則發現外部董監事比例並無法完整捕捉我國公司治理機制的優劣。

本文研究貢獻在於首次對我國企業舞弊案件提供較全面而非個案分析的實證研究，並針對我國資本市場以及公司治理機制之特殊狀況，探討各公司治理變數與舞弊發生機率間的關係。接著本文實證結果指出，若董監事席次出現高度異常變動，則公司內部存在舞弊情事之可能性也會增加，相對於此，以美國舞弊案件為研究對象之相關文獻所指出的外部（獨立）董事，在我國反而無法完整捕捉公司治理機制的優劣。該研究結果指出我國公司治理機制之特殊情況，可供後續研究作為參考。最後，本文也探討到舞弊相關研究尚未涉及之家族企業面向，並發現我國資本市場中，家族企業普遍存在利益結合效果，該實證結果可為家族企業與盈餘品質相關文獻補充不同面向之實證證據。

儘管本文具有前述貢獻，但同時亦存在研究限制。首先，本文未以舞弊起始年度為基準點，而採舞弊發生年度為基準點，因此本文係探討各公司治理變數與舞弊發生機率間的關係，而非探討公司治理機制與舞弊動機間的關係。上述限制係因我國舞弊資料庫之欠缺所致，有鑒於企業舞弊對我國資本市場影響之深，在此建議相關主管機關可仿效美國建立相關資料庫，除利於學術研究之

外，也方便於進行分析過去之舞弊案件，進而防範於未然。接著，雖然過去文獻指出，不健全的公司治理機制會導致舞弊機率上升(如：Dechow et al. 1996)，然而此關聯性也可推論為預謀舞弊或正在舞弊之公司本來就會忽略，甚至避免公司治理機制之設置，故將造成迴歸模型上的內生性問題。本文在額外測試採用兩階段迴歸模型控制潛在內生性問題，但相關假說未獲支持，該結果可能導因於工具變數的選擇偏差。在不易覓得較佳的工具變數下，本文以過去相關文獻相似之研究設計為主軸，也採用舞弊發生年度前一年之資料探討各變數與舞弊發生之關聯性，以減緩迴歸模型中內生性問題的影響。最後本文認為單純的Probit 迴歸模型與 WESML Probit 迴歸模型結果還是可以提供可信之實證證據，但內生性問題依然不可忽視，未來研究可進一步探討。

參考文獻

- 金成隆、呂倩如與蘇淑慧，2007，家族公司與盈餘品質關係之研究：所有權、管理權與控制權，21世紀會計專業、會計產業與會計揭露研討會論文集，國立台灣大學管理學院。
- 林昱成、林金賢、陳雪如與莊家豪，2007，類神經模糊專家系統在訴訟預警模型之應用：以公司治理觀點，會計評論，第44期(1月)：95-126。
- 劉嘉雯，2004，匯豐事件對審計客戶影響之實證研究，會計評論，第39期(7月)：25-53。
- Abbott, L. J., Y. Park, and S. Parker. 2000. The effects of audit committee activity and independence on corporate fraud. *Managerial Finance* 26 (November): 55-67.
- Ali, A., T. Chen, and S. Radhakrishnan. 2007. Corporate disclosures by family firms. *Journal of Accounting and Economics* 44 (September): 238-286.
- Anderson, R., and D. Reeb. 2003. Founding-family ownership and firm performance: Evidence from the S&P 500. *Journal of Finance* 58 (June): 1301-1328.
- Baysinger, B. D., and H. N. Butler. 1985. Corporate governance and the board of directors: Performance effects of changes in board composition. *Journal of Law, Economics, and Organization* 1 (Spring): 101-124.
- Beasley, M. S. 1996. An empirical analysis of the relation between the board of director composition and financial statement fraud. *The Accounting Review* 71 (October): 443-465.
- Beasley, M. S., J. V. Carcello, and D. R. Hermanson. 1999. *Fraudulent financial reporting: 1987-1997, an analysis of U.S. public companies*. New York, NY:

COSO.

- Beasley, M. S., J. V. Carcello, D. R. Hermanson, and P. D. Lapides. 2000. Fraudulent financial reporting: Consideration of industry traits and corporate governance mechanisms. *Accounting Horizons* 14 (December): 441-454.
- Beneish, M. D. 1997. Detecting GAAP violation: Implications for assessing earnings management among firms with extreme financial performance. *Journal of Accounting and Public Policy* 16 (Fall): 271-309.
- Beneish, M. D. 1999. Incentives and penalties to earnings overstatements that violate GAAP. *The Accounting Review* 74 (October): 425-457.
- Bonner, S. E., Z. Palmrose, and S. M. Young. 1998. Fraud type and auditor litigation an analysis of SEC accounting and auditing enforcement releases. *The Accounting Review* 73 (October): 503-532.
- Business Roundtable. 1997. *Statement on corporate governance*. An Association of Chief Executive Officers Committed to Improving Public Policy.
- Carcello, J. V., and A. L. Nagy. 2004. Audit firm tenure and fraudulent financial reporting. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 23 (September): 57-73.
- Chan, L., T. Chen, S. Janakiraman, and S. Radhakrishnan. 2006. A note on the joint determination of audit and non-audit fees. Working Paper, School of Management, the University of Texas at Dallas, Richardson, TX 75083.
- Chen, C., C. Lin, and Y. Lin. 2008. Audit partner tenure, audit firm tenure, and discretionary accruals: Does long auditor tenure impair earnings quality? *Contemporary Accounting Research* 25 (Summer): 415-445.
- Chen, G., M. Firth, D. N. Gao, and O. M. Rui. 2006. Ownership structure, corporate governance, and fraud: Evidence from China. *Journal of Corporate Finance* 12 (3): 424-448.
- Chi, W. C., C. Y. Hsu, and W. Y. Lin. 2007. Board effectiveness: Investigating payment asymmetry between board members and shareholders. Working Paper, Department of Accounting, National Cheng-Chi University. Taipei, Taiwan, R.O.C.
- Claessens, S., S. Djankov, and L. H. P. Lang. 2000. The separation of ownership and control in East Asian corporations. *Journal of Financial Economics* 58 (1-2): 81-112.
- Claessens, S., S. Djankov, J. P. H. Fan, and L. H. P. Lang. 2002. Disentangling the incentive and entrenchment effects of large shareholdings. *Journal of Finance*

- 57 (December): 2741-2771.
- Dalton, D. R., C. M. Daily, J. L. Johnson, and A. E. Ellstrand. 1999. Number of directors and financial performance: A meta-analysis. *Academy of Management Journal* 42 (December): 674-686.
- DeAngelo, L. E. 1981. Auditor size and audit quality. *Journal of Accounting and Economics* 3 (December): 183-199.
- Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney. 1996. Causes and consequences of earnings manipulations: An analysis of firms subject to enforcement actions by the SEC. *Contemporary Accounting Research* 13 (Spring): 1-36.
- Demsetz, H., and K. Lehn. 1985. The structure of corporate ownership: Causes and consequences. *Journal of Political Economy* 93 (December): 1155-1177.
- Denis, D. J., P. Hanouna, and A. Sarin. 2006. Is there a dark side to incentive compensation? *Journal of Corporate Finance* 12 (June): 467-488.
- Dopuch, N., R. W. Holthausen, and R. W. Leftwich. 1987. Predicting audit qualifications with financial and market variables. *The Accounting Review* 62 (July): 431-454.
- Fama, E. F., and M. C. Jensen. 1983. Separation of ownership and control. *Journal of Law and Economics* 26 (June): 301-325.
- 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.
- Farber, D. B. 2005. Restoring trust after fraud: Does corporate governance matter? *The Accounting Review* 80 (April): 539-561.
- Feroz, E. H., K. Park, and V. S. Pastena. 1991. The financial and market effects of the SEC's accounting and auditing enforcement releases. *Journal of Accounting research* 29 (Supplement): 107-148.
- Hackenbrack, K. 1993. The effect of experience with different sized clients on auditor evaluations of fraudulent financial reporting indicators. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 12 (Spring): 99-110.
- Jensen, M. C. 1993. The modern industrial revolution, exit, and the failure of internal control systems. *Journal of Finance* 48 (Autumn): 831-880.
- Jensen, M., and W. Meckling. 1976. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics* 3 (October): 305-360.

- Larcker, D. F., and T. O. Rusticus. 2005. On the use of instrumental variables in accounting research. Working paper, University of Pennsylvania.
- Lee, T. A., R. W. Ingram, and T. P. Howard. 1999. The difference between earnings and operating cash flow as an indicator of financial reporting fraud. *Contemporary Accounting Research* 16 (Winter): 749-786.
- Loebbecke, J. K., M. M. Eining, and J. J. Willingham. 1989. Auditors' experience with material irregularities: Frequency, nature, and detectability. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 9 (Fall): 1-28.
- Maddala, G. S. 1992. *Introduction to Econometrics*. Mcmillen Publishing Company, New York.
- Manski, C. F., and S. R. Lerman. 1977. The estimation of choice probabilities from choice based samples. *Econometrica* 45 (November): 1977-1988.
- McMullen, D. A. 1996. Audit committee performance: An investigation of the consequences associated with audit committees. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 16 (Spring): 87-103.
- Shleifer, A., and R. Vishny. 1997. A survey of corporate governance. *Journal of Finance* 52 (June): 737-783.
- Stein, J. 1989. Efficient capital markets, inefficient firms: A model of myopic corporate behavior. The *Quarterly Journal of Economics* 104 (November): 655-669.
- Summers, S. L., and J. T. Sweeney. 1998. Fraudulently misstated financial statements and insider trading: An empirical analysis. *The Accounting Review* 73 (January): 131-146.
- Uzun, H., S. H. Szewczyk, and R. Varma. 2004. Board composition and corporate fraud. *Financial Analysts Journal* 60 (May-June): 33-43.
- Villalonga, B., and R. Amit. 2006. How do family ownership, control and management affect firm value? *Journal of Financial Economics* 80 (May): 385-417.
- Wang, D. 2006. Founding family ownership and earnings quality. *Journal of Accounting Research* 44 (3): 619-656.
- Wang, T. Y. 2006. Real investment and corporate securities fraud. Working Paper, Carlson School of Management, University of Minnesota.
- Wang, H. D., and C. J. Lin. 2008. Is the control-ownership deviation always "parasites"? Evidence from family firms and earnings management. Working

Paper, Department of Accounting and Information Systems, National Kaohsiung First University of Science and Technology.

Watts, R., and J. Zimmerman. 1990. Positive accounting theory: A ten year perspective. *The Accounting Review* 65 (January): 131-156.