

## 會計盈餘及時性對公司治理結構之影響 - 以台灣上市 市公司為例

楊朝旭\*

**摘要：**本研究之目的為探討會計盈餘及時性 (the timeliness of accounting earnings) 對公司治理結構之影響。董事與外部投資人欲監督公司與經理人之績效，需要會計資訊來瞭解公司權益價值的改變。本文提出假說預期：當本期會計數字相對上較無法捕捉公司當期全部之價值攸關資訊時，財務會計系統較無法滿足董事與股東的治理需求，盈餘的監督功能 (stewardship function) 因而降低。此時，公司的治理結構特徵將偏向那些能夠協助董事與股東進行高成本監督活動的董事會與所有權結構，俾補充盈餘監督價值之不足。本研究以上市公司為研究對象，藉由檢視盈餘及時性代理變數與隨後之公司治理結構特徵之橫斷面相關性，來探討公司治理結構是否隨盈餘及時性而改變。實證結果發現，會計盈餘及時性相對較低的公司，其內部董事的權益誘因、董事及經理人整體權益誘因及外部股東權益誘因皆較高。整體而言，此實證證據支持本研究假說之預期，即公司財務會計資訊的特性亦為公司治理結構的決定因素之一。

**關鍵詞：**公司治理、會計盈餘、盈餘及時性

---

\* 國立中正大學會計學系專任助理教授

本論文為國科會研究計畫 (計畫編號：NSC90-2416-H-194-017) 成果之一部份，作者感謝國科會研究經費補助，以及兩位匿名審查教授之細心指正與建議。

# **The Effects of the Timeliness of Accounting Earnings on Corporate Governance Structures – Empirical Evidence on Taiwanese Listed Firms**

**Chaur-Shiuh Young**

**Abstract:** This study investigates how corporate governance structures vary with the timeliness of accounting earnings using a sample of Taiwanese listed firms. In order to monitor managers' performance, directors and outside investors need accounting information to evaluate changes in firm value. Accounting earnings are less effective in the governance processes when current accounting numbers do a relatively poor job of capturing the effects of the firm's current activities and outcomes on shareholder value. The hypotheses developed in this study predict that for firms with relatively uninformative earnings, the characteristics of their board and ownership structures will be those that assist costly monitoring activities by directors and shareholders to make up for the inadequacy of earnings. The research design of this study aims at examining the cross-sectional relation between proxies for earnings timeliness and subsequent corporate governance structures after controlling for other firm characteristics that are related to corporate governance. Consistent with the predictions of the proposed hypotheses, the results show that there is a significant negative relation between the timeliness of earnings and the equity-based incentives of inside directors, the equity-based incentives of all officers and directors, and the equity-based incentives of outside shareholders respectively. This study identifies the timeliness of a firm's accounting earnings as an additional important determinant of governance structures.

**Key Words:** Corporate governance, Accounting earnings, Earnings timeliness

## 壹、緒論

自 1998 年下半年以來，國內多家公司、集團受到亞洲金融風暴及經濟蕭條的影響，財務危機頻傳，除了肇因於公司營運體質不健全外，公司治理 (corporate governance) 制度的健全與否，也成為主管機關與專家學者們熱烈討論的焦點。同時，美國從 2001 年底亦開始陸續爆發如安隆、全錄、世界通訊、及默克藥廠等一連串的大型企業會計醜聞，已使得公司治理成為時下最重要的議題。麥肯錫管理顧問公司 (McKinsey & Co.) 所公佈的「2002 年全球投資機構調查報告」即指出，公司治理機制的良窳是機構投資人投資決策的關鍵考量。

Bushman et al. (2000a) 指出，傳統的治理機制研究僅專注於某種治理機制，然而要瞭解治理機制的問題，需要體認到治理機制具有互動的特質。亦即，公司會視其特性而採用不同的治理機制組合，達到一個最適均衡的治理結構<sup>1</sup>。在整體公司治理機制中，會計資訊是其中一個重要的環結，因為董事與外部投資人欲監督公司與經理人之績效，需要會計資訊來瞭解權益價值的改變。Ramesh and Thiagarajan (1995)、Francis and Schipper (1999) 與 Lev and Zarowin (1999) 指出，近年來的盈餘反應係數有下降的趨勢，顯示其評價功能的降低。由於盈餘的評價功能 (valuation function) 與盈餘的監督功能 (stewardship function) 具有正相關 (Bushman et al., 2000a)，此結果表示盈餘的監督功能亦降低了。現存文獻中少有研究探討會計資訊在治理結構中所扮演的角色。有鑑於此，本研究之目的為針對國內上市公司，探討會計盈餘及時性對公司治理結構之影響。換言之，本研究擬檢測當本期會計數字相對上較無法捕捉公司當期全部之價值攸關資訊時，公司的治理結構特徵是否會因為財務會計系統較無法滿足董事與股東的治理需求<sup>2</sup>，而偏向那些能夠協助

---

<sup>1</sup> 治理機制一般包括公司內部機制 - 如董事會結構、股權結構及誘因契約，以及市場整體機制 - 如法律制度、公司控制權市場、產品市場競爭性及勞動市場壓力。

<sup>2</sup> 董事會負責監督管理者與公司的績效、建議及批准管理者的決策、提供或設計管理者誘因制度，以增進股東的財富。為了達成這些監督任務，董事需要需要資訊來幫助他們瞭解權益價值如何及為何改變。外部投資人欲監督公司與管理者之績效時，也需要資訊來瞭解公司權益價值的改變。在治理與資本市場情境中，因為盈餘對於公司與經理人績效扮演首要的彙總性衡量角色，因此我們專注在會計盈餘的分析。雖然上市公司的股價可以提供有關

董事與股東進行高成本監督活動的董事會與所有權結構，俾補充盈餘監督價值之不足。

目前大部分有關治理機制內生性選擇的相關研究係探索公司道德危險問題之嚴重性、或監督經理人困難程度等因素對公司治理機制的影響（如 Demsetz and Lehn, 1985; Smith and Watts, 1992; Himmelberg et al., 1999）。例如，Demsetz and Lehn (1985) 以股票報酬變異性捕捉公司環境的不確定性，檢視環境不確定性對公司所有權集中度的影響。Smith and Watts (1992) 以市場對帳面值之比率衡量公司的投資機會集 (the investment opportunity set)，探討投資機會對公司的融資、股利與獎酬政策的影響。Himmelberg et al. (1999) 延伸 Demsetz and Lehn (1985) 的研究，考慮了研發支出、廣告及有形資產密集度等變數對管理者持股的影響。這些文獻認為，當公司環境不確定性與無形資產程度較高，以及經理人擁有較大的裁決性支出範圍時，公司面臨較嚴重的經理人道德危險與監督問題，因此必須選擇諸如較高的所有權集中度及管理者持股等較佳的治理機制。本研究以 1996 至 2000 年間符合選樣標準的我國上市公司觀察值進行迴歸分析，實證結果發現，會計盈餘及時性相對較低的公司，其內部董事的權益誘因、董事及經理人整體權益誘因及外部股東權益誘因皆較高，此結果與 Bushman et al. (2000b) 針對美國公司所作的分析結果一致，顯示公司盈餘的特性亦是治理機制選擇的重要決定因素之一。國內目前並沒有這方面的類似研究，因此本文可補充國內目前有關治理結構決定因素之實證證據的不足。另外，Fan and Wong (2002) 曾檢視東亞國家公司所有權結構對會計盈餘資訊性的影響，本研究與該研究之最大差異在於，Fan and Wong (2002) 從公司的治理結構是否影響公司財務報表資訊的品質來探討，而本研究則依循 Bushman et al. (2000b) 的看法，從財務報表資訊的特性出發，探討財報資訊的及時性與公司治理結構的關係。

本文後續內容安排如下：第貳節為文獻探討；第參節中提出本文之研究假說；第肆節為研究方法，說明研究變數之衡量、樣本選取與實證模型；第伍節報導實證結果；最後為研究結論與建議。

---

權益價值整體改變的資訊，但本文認為會計系統藉由蒐集及彙總公司在投資、營運及融資活動的財務結果，可以傳達有關權益價值根本改變來源的資訊。

## 貳、文獻探討

### 一、公司治理機制之替代性

傳統的治理機制研究僅專注於某一治理機制，然而事實上，要瞭解治理機制的問題，需要體認治理機制具有互動的特質。以經理人獎酬契約或經理人的更換為例，產品市場競爭性（外部治理機制）會影響會計資訊（內部治理機制）的採用，如 Aggrawal and Samwick (1999) 指出在較競爭的產業，薪酬契約的設計必須納入策略性的考量，以避免經理人在市場上採取積極的價格競爭行為。Parrino (1997) 與 DeFond and Park (1999) 指出在較競爭的產業中，同儕的比較資訊較多，可以較精確地衡量經理人之相對績效，因此績效差的 CEO 被更換 (CEO turnover) 的機率較高。Jagannathan and Srinivasan (1999) 則檢視產品市場競爭性是否降低了公司的自由現金流量代理問題。上述列舉的文獻皆認為產品市場競爭性會影響經理人薪酬誘因機制的設計與運作。

再以董事會結構與經理人更換間的關係為例，Weisbach (1988) 以董事會組成及公司績效來預測經理人之更換。他發現當董事會主要成員為外部董事時，CEO 的更換與公司績效間的關係較密切。一個可能的解釋是外部董事較能監督經理人。另外一個解釋是，當公司的會計數字能夠充分反映經理人及公司的績效時(會計績效與經理人更換決策高度相關)，公司就不需要很多瞭解公司營運狀況的內部董事，而較需要獨立性較高的外部董事。

目前已有實證證據支持公司的治理機制存在替代性的關係。Bushman et al. (1996) 與 Ittner et al. (1997) 實證探討經理人年度紅利計畫中，所採用的績效衡量指標組合，以及什麼因素會影響績效衡量指標的組合。他們的證據顯示，專注於成長創新或產品生命週期較長的公司較偏好採用個人主觀的績效指標及非財務指標，而非傳統的會計數字。Bushman et al. (1996) 與 Ittner et al. (1997) 認為成長創新或產品生命週期較長的公司，其當期盈餘較無法捕捉經理人當期行動對權益價值的影響，此時公司將轉而採用非會計績效的衡量指標來決定經理人的誘因薪酬。又 Verrecchia (1982) 認為當會計揭露的品質惡化，資本市場參與者會蒐集高成本的私有資訊來代替。不佳的會計品質可能增加其他資訊機制的的需求，如財務中介者的私有資訊蒐集及經理人的

自願性揭露與發射訊號。這些各種管道的機制將傳遞一些經理人的私有資訊，會計資訊較不具資訊性之公司的外部董事與投資人可從中獲取較大比例的總可得資訊。然而這些各種管道的機制將無法充分補償公司財務會計資訊的限制，因此仍須其他的治理機制來填補。首先，因為自願揭露可能導致競爭劣勢，加上自願揭露可信度的限制及經理人承受的潛在法律責任，經理人不太可能揭露所有的當期創造價值之活動的私有資訊 (Verrecchia, 1983; Givler, 1994)。第二，對於私下蒐集的資訊或自願揭露的資訊，其他人可能僅能透過該資訊對股價的影響而取得。然而由於股價係彙總不同來源的資訊而形成，此一彙總本質將限制股價資訊在監督經理人之決策與行動的價值 (Paul, 1992)。

LaPorta et al. (1998) 發現各國的所有權集中度與其會計揭露的程度呈反向關係。LaPorta et al. 指出保護投資人免於投機經理人之剝削，是投資人是否願意投資、進而公司外部資金的成本、及股權集中度的基本決定因素。他們建立一個涵蓋非洲、亞洲、澳洲、歐洲、北美及南美 49 個國家有關投資人權益保護的法律及其執行狀況的廣泛資料庫。他們發現不同國家的財務會計制度會影響投資人權益保護法律的執行。他們採用國際財務分析與研究中心 (Center for International Financial Analysis and Research, CIFAR) 所發展的指數來衡量每個國家的會計體系之品質<sup>3</sup>。LaPorta et al. 發現各國法律所提供的投資人保護水準有顯著的差異，且一個國家的股權集中度與 CIFAR 指數顯著成負向關係。此結果顯示當會計與法律體系無法充分保護投資人免於經理人的剝削，則公司的治理機制會轉為由大股東負擔監督責任的情況。Bushman et al. (2000b) 則是發現美國上市公司的股權集中度與盈餘的及時性在橫斷面有顯著的負向關係。LaPorta et al. (1998) and Bushman et al. (2000b) 的研究結果顯示財務會計系統所提供的資訊越少，就越需要大股東高成本的監督。同樣地，就董事會此治理機制而言，當財務會計系統所提供的資訊相對較低時，董事會乃必須增加高成本的資訊取得及處理活動，此時公司需要較多的內部董事，且公司董事的持股比例需增加，以確保董事有意願花成本監督公司的誘因。

---

<sup>3</sup> CIFAR 指數係公司年報中 90 個項目的平均數。

Ball et al. (2000) 假定各國會計實務的差異係源自經理人與其他公司利害關係人間之資訊不對稱程度。他們的證據顯示：諸如美國等習慣法 (common-law) 國家的盈餘及時性較高，其公司治理結構較偏向經理人與其他利益關係人的分離。Ball et al. (2000) 係強調國家會計體制的決定因素，本研究則是視台灣的會計體制為既定，探討公司會計盈餘特性 ( 捕捉當期價值攸關資訊的能力 ) 的良窳是否導致公司內部治理結構的差異。

## 二、公司治理制度的特徵與財務報表資訊的品質

Wright (1996) 宣稱財務報表資訊的可靠性 (credibility) 與公司個別的治理特色有關。Wright 以 (1) 分析師對公司揭露實務的評價，及 (2) 證管會對公司或其審計人員的處罰來衡量公司財務報表資訊的品質。他發現董事會的成員中，當經理人的親屬或與公司有業務往來者的比例越低時，公司的財務報表資訊品質越高。Warfield, et al. (1995) 認為經理人持股水準會影響盈餘的資訊性以及會計裁量性應計項目的大小。其實證結果顯示，經理人持股比例與盈餘對報酬的解釋能力呈正相關，而與應計項目調整之大小呈負相關。Fan and Wong (2002) 檢視東亞國家公司所有權結構對會計盈餘資訊性的影響。他們指出東亞國家股權結構的特色為，表決權集中在家族的手中，且現金流量權與表決權的高度分離，使得握有控制權的所有權人有能力及有誘因剝削少數股東。Fan and Wong 因此假設此剝削的威脅將降低會計盈餘的可靠性，進而其股價的資訊性。其實證結果發現，東亞國家除了日本之外，盈餘資訊性 ( 以盈餘報酬關係來衡量 ) 隨著最大所有權人的表決權水準、以及其表決權超過現金流量權的程度而降低。其次，家族控制本身並不會降低盈餘的資訊性，只有當控制的家族握有高的表決權或表決權與現金流量權高度分離的情況下，盈餘才會變得較不具資訊性。

在國內的文獻方面，郭淑芬 (1995) 探討我國上市公司董監事的特性與公司盈餘品質的關連性。她以公司所發生的異常應計項目之絕對值來衡量盈餘操縱的程度；以盈餘數字對股票報酬率的解釋能力作為盈餘品質的代理變數。實證結果發現當董監事的年平均持股比例超過 35% 之後，董監事之持股比例愈高，則公司盈餘操縱程度愈深，盈餘品質愈低。謝文馨 (1998) 指出我國上市公司中家族企業之比例高達 83.25%，並發現相較於非家族企業，

家族企業顯著易透過關係人之處分財產損益，及關係人應收帳款占全年銷貨百分比等兩項工具進行盈餘管理。陳家慧 (1999) 的實證結果指出，董事會規模越大，公司之盈餘管理程度越高；最大家族成員董事持股比例越高，公司盈餘管理程度越高。

由以上的回顧可知，目前的研究皆從公司的治理結構是否影響其財務報表資訊的品質 ( 如資訊的可靠度等 ) 來探討。本研究則從財務報表資訊的資訊特性出發，探討財報資訊的及時性與公司治理結構的關係。相信本研究將有助於補充目前國內文獻之不足。

### 參、研究假說

從前述的文獻探討可瞭解治理機制具有替代關係。本研究認為當公司的盈餘資訊比較無法解釋經理人本期行動與成果對股東價值的影響時，董事會的組成、董事會成員以及外部投資者的權益誘因設計，會偏向於促成董事會及外部投資者具備誘因而進行高成本的監督活動。亦即當期會計數字及時性相對較低時，本研究預期公司治理機制的特徵是：(1) 高度效率的董事會結構與高的經理人與董事權益基礎之誘因，(2) 外部投資人的大量持股，俾提供這些投資人有強大的誘因而從事高成本的監督活動。茲將本研究之各研究假說分別提出如下。

#### 一、董事會的組成

Fama (1980) 與 Fama and Jensen (1983) 認為董事會監督公司經理人的有效性是外部與內部董事組成比例的函數。他們指出一個最適的董事會應同時包括內部董事與外部董事：內部董事對公司的運作與其競爭環境較瞭解，可發揮其管理專長；外部董事具獨立性，可發揮其監督才能。

本研究預期當會計數字的及時性較低時，董事會組成結構的特徵為董事會的規模較小或董事會中內部董事的比例較高，俾協助公司蒐集、分享與處理較多不同來源的資訊。這是因為 (1) 董事會的規模越小越有利於高頻率與強度的資訊處理需求，且 (2) 內部董事對公司的運作與競爭環境較瞭



解，當公司的會計數字較無法評量管理者與公司的當期績效，董事會中需要較高比例的內部董事加強監督。根據上述推論，提出假說 1、2 ( 對立假說 ) 如下：

**假說 1：盈餘的及時性越低，則公司董事會的規模越小。**

**假說 2：盈餘的及時性越低，則公司董事會中內部董事的比例越高。**

## 二、經理人與董事的權益誘因

自從 Berle and Means (1932) 以來，學者對於經理人與股東間的利益衝突已有廣泛的探討。當股東持股太過於分散而無法監督經理人，公司資產可能被經理人挪為私用，而非用於極大化公司價值。解決方法之一為讓經理人持有公司的權益股份，當經理人持有的權益較高，根據利益一致性假說 (Jensen and Meckling, 1976)<sup>4</sup>，經理人將較有誘因以全體股東的利益而履行其管理責任。

同樣地，由於董事的持股將董事與外部股東兩者的財務誘因直接相連結，本研究預期，當盈餘較無法協助減輕經理人與內部董事間的資訊不對稱時，公司內部董事的持股會較多；這是因為當內部董事有較大的權益利益時，內部董事較有誘因為了維護全體股東的利益，去履行其管理及監督責任。同樣的道理，外部董事的持股較多時，外部董事有較強的財務誘因，為了所有股東的利益，從事高成本的監督與諮詢建議活動。基於上述推論，提出假說 3、4 及 5 ( 以對立假說表示 ) 如下：

**假說 3：盈餘的及時性越低，則內部董事持有公司的權益越高。**

**假說 4：盈餘的及時性越低，則外部董事持有公司的權益越高。**

**假說 5：盈餘的及時性越低，則董事與經理人全體持有公司的權益越高。**

## 三、外部股東 ( 非公司高層職員或董事 ) 的權益誘因

在外部股東的治理機制上，Demsetz and Lehn (1985) 指出股權結構的集

---

<sup>4</sup> 當經理人持有的權益較高，經理人與股東的利益較為一致，解決了部分的道德危險問題。

中度是內生決定的，至少一部份是由股東監督公司的潛在利益所決定。Demsetz and Lehn 的推論過程為：股東持有公司股份少時，較沒有誘因花時間及成本去監督管理者，因為監督成本全由監督的股東承擔，但其僅從此監督活動當中獲得一小部分的利益；相反的，只要監督的總利益夠大，持有公司高股權比例的股東會有強烈的監督誘因。本研究預期當盈餘的及時性較低時，外部股東的股權型態將呈現較高的集中性，俾提供其進行高成本監督作業的誘因。基於上述推論，以下分別提出假說 6、7（以對立假說表示）：

**假說 6：盈餘的及時性越低，則外部個人股東持有公司的權益越高。**

**假說 7：盈餘的及時性越低，則機構投資人持有公司的權益越高。**

## 肆、研究方法

### 一、變數衡量

#### [一]、盈餘及時性 (*EARN\_TIME*)

對於投資者與董事會而言，盈餘及時性是當期盈餘（或會計數字）所能提供資訊多寡的基本決定因素。Ball et al. (2000) 對盈餘及時性的定義為，當期盈餘包含當期經濟所得或所有價值攸關資訊的程度。依據 Ball 等人的定義，本研究以盈餘中包含有關公司當期活動與營運結果對股東價值影響之程度作為盈餘及時性的操作性定義<sup>5</sup>。

參考 Beaver et al. (1987), Basu (1997) and Ball et al. (2000) 的研究，本研究以公司的股價作為公司權益價值的估計，並以個別公司盈餘及股價間的反迴歸 (reverse regression)，估計個別公司的當期會計盈餘捕捉當期權益價值

---

<sup>5</sup> 經理人當期努力發展成長機會或改善服務品質可能已經大大地增加公司的權益價值，但此權益價值的增加必須等到利益實現時才反映在會計數字中。在此情況下，會計數字較無法預測未來現金流量及提供經理人行動的及時回饋資訊，對董事及投資人而言，其有用性較低。特別是那些有高成長機會的公司或發展新產品、新市場或新技術所需的時間較長的公司，會計數字捕捉經理人當期行動對公司價值的影響會延遲更久，其盈餘的及時性，進而盈餘的有用性較低。

改變的多寡來衡量盈餘及時性<sup>6</sup>：

$$EARN_t = a_0 + a_1 NEG_t + b_1 RET_t + b_2 NEG_t * RET_t + e_t \quad (1)$$

其中：

- $EARN_t$  = 公司  $t$  年的核心盈餘 (core earnings), 定義為非常項目及停業部門損益前盈餘, 並以年初權益市場價值平減,
- $RET_t$  = 公司  $t$  年股票之年報酬率, 乃是以 12 個月報酬率複利計算而得 (係由 5 月 1 日計算到次年的 4 月 30 日),
- $NEG_t$  = 為一虛擬變數, 若  $RET$  為負, 則其值為 1, 否則其值為 0,
- $e_t$  = 殘差項。

盈餘及時性的第一個衡量是迴歸係數  $b_1$ , 它反應了公司的好消息反映到公司盈餘的相對速度<sup>7</sup>。本研究預期, 當公司盈餘對管理者增加公司價值的活動愈是延遲認列, 則係數  $b_1$  的值越低。盈餘及時性的第二個衡量是 (1) 式的  $R^2$ , 當盈餘愈晚捕捉到已反映在股價中的好消息, 此  $R^2$  值預期會越低, 故可將其視為本期盈餘捕捉當期所有攸關資訊之比例的一個代理變數。

為了彙總  $b_1$  及  $R^2$  這兩個衡量面向的盈餘及時性, 以及避免變數衡量誤差的影響, 首先分別對  $b_1$  及  $R^2$  這兩個衡量變數, 計算每一公司在樣本中的百分位數 (percentile rank)。在每家公司取得  $b_1$  及  $R^2$  相對百分位數的值之後, 再以這兩個百分位數的平均值衡量該公司的盈餘及時性, 並以  $EARN\_TIME$  代表; 該指標分數愈高時, 代表盈餘及時性越高。

[二]、董事會規模 ( $BOARD\_SIZE$ ): 董事會成員總人數。

[三]、董事會中內部董事的比例 ( $\%INDIR$ ): 係以內部董事的人數除以董事會成員總人數。內部董事  $INDIR$  的定義為, 公司董事又兼公司管理職務, 或者與高階主管有二等親的關係人, 其餘則定義為外部董事。

<sup>6</sup> 本研究要求公司至少需擁有過去連續八年的股票報酬及盈餘資料, 以進行反迴歸之估計。

<sup>7</sup> 由於會計的保守原則, 我們預期盈餘反映壞消息的速度比好消息要快, 故 (1) 式中的定式可容許  $b_1$  捕捉股價中的好消息反映在會計盈餘中的速度, 而  $b_1 + b_2$  可捕捉到壞消息反映到會計盈餘中的速度。

[四]、平均每位內部董事持股之權益市值 ( $STKVAL\_INDIR$ )：係以平均每位內部董事持有流通在外普通股股數乘上年底股價。至於平均每位外部董事持股之權益市值 ( $STKVAL\_OUTDIR$ ) 計算方式以此類推。

[五]、平均每位內部董事持股比例 ( $STK\%\_INDIR$ )：平均每位內部董事持有流通在外普通股股數的比例；其計算方式為每位內部董事年底的持股數除以年底的流通在外普通股總數，再取所有內部董事持股比例的平均數。平均每位外部董事持股比例 ( $STK\%\_OUTDIR$ ) 之計算方式以此類推。

[六]、董事及經理人全部持股之總市值 ( $STKVAL\_DM$ )：董事及經理人共計持有的流通在外普通股股數乘上年底股價。

[七]、董事及經理人全部持股之比例 ( $STK\%\_DM$ )：董事及經理人共計持有的流通在外普通股股數的比例。其計算方式為董事及經理人年底的總持股數除以年底的流通在外普通股總數。

[八]、平均每位外部個人股東持股之權益市值 ( $STKVAL\_SHLDR$ )：其計算方式為年底公司流通在外普通股總市值減去董事及經理人全部持股之總市值後，再除以普通股股東人數<sup>8</sup>。

[九]、外部個人股東之平均持股比例 ( $STK\%\_SHLDR$ )：年底普通股股東人數的倒數。

[十]、機構投資人持股比例 ( $\%\_INST$ )：以期末公司股權結構資料之股權總額扣除個人持股後之機構投資人持股數，除以年底的流通在外普通股總數來衡量。

[十一]、股票報酬變異性 ( $RETS$ )：以公司過去八年之股票年報酬標準差衡量，作為營運環境不確定性的替代變數<sup>9</sup>。

---

<sup>8</sup> 董事及高階主管之人數相對於全部普通股股東人數而言極少，故分母普通股股東人數未減除董事及高階主管之人數。本研究認為此衡量誤差應不會影響到研究結果。

<sup>9</sup> 本研究以公司過去八年之股票年報酬標準差衡量股票報酬變異性，主要考量到股票報酬變異性估計之穩定性。若改以過去六或七年之股票年報酬標準差衡量股票報酬變異性，此一控制變數之標準差變高，但並不致於影響研究結論。另外，公司規模等特徵變數取過去五年資料之平均值，同樣是為了降低公司特徵變數的變異，本研究亦嘗試以過去三年資料之

[十二]、公司規模 (*SIZE*)：公司過去五年取對數後的權益市場價值 ( 期末每股股價×期末流通在外普通股股數 ) 之平均值。

[十三]、市價淨值比 (*MTOB*)：以公司過去五年之平均普通股權益市價除以淨值 (market to book ratio for common equity) 作為公司成長機會之代理變數。

$$\text{市價淨值比} = \frac{\text{普通股流通在外股數} \times \text{每股股價}}{\text{股東權益總額} - \text{特別股股本}}$$

[十四]、銷售成長率 (*SG*)：公司過去五年的平均銷售淨額成長率。

[十五]、上市年數 (*PUB\_YEARS*)：自公司上市年度起算至研究當年的總年數。

[十六]、前期績效 (*PR\_ROE*)：公司過去五年的平均權益報酬率 ( 非常項目前淨利/股東權益總額 )。

[十七]、總經理年資 (*CEO\_TENURE*)：總經理在研究年度已任職該職位的年數。

[十八]、研發密度 (*RD\_INTY*)：公司過去五年研發費用佔銷貨淨額的平均比率。

[十九]、行銷密度 (*AD\_INTY*)：公司過去五年行銷費用佔銷貨淨額的平均比率。

[二十]、資本密度 (*PPE\_INTY*)：公司過去五年固定資產、廠房與設備佔總資產的平均比率。

## 二、研究期間、樣本選取與資料來源

本研究之樣本來源為在台灣證券交易所上市的公司；研究期間為 1996 至 2000 年。研究期間初步取得總經理薪酬資料共計 2,311 筆 ( 公司/年 )，選樣過程如下 ( 參見表 1 )：(1) 金融保險業之營業性質、財務結構及法令規章與其他產業有諸多不同，故剔除行業較特殊、產業代碼為 28 之金融保險業，共計 252 筆，(2) 排除樣本公司為下市、新上市及非曆年制的公司，共計 524 筆，(3) 由於總經理在更換前後有較強的誘因從事盈餘管理之行

---

平均值衡量各項公司特徵變數，兩者所得之分析結果並無顯著差異。

為，故剔除在研究期間內發生總經理更換之公司，共計 286 筆，(4) 最後排除盈餘及股票報酬歷史資料不足八年的公司、以及經理人、董事會名單及相關持股等年報資料不可得之公司，共計 864 筆<sup>10</sup>。以上選樣過程得到最後進行分析的樣本數為 385 個觀察值。

樣本公司在各產業及年度之分佈狀況列示於表 2。表 2 中顯示，樣本中以紡織業所佔比重最高 (20.52%)，其次為食品業 (10.65%)，第三為塑膠業及化學業 (皆為 10.39%)，而電子業僅佔總樣本的 4.94%，其主要原因為：許多新上市電子公司之盈餘及股票報酬歷史資料不足八年，無法計算盈餘及時性研究變數，而被排除在樣本之外。

關於資料之蒐集，總經理任期資料、相關的年度財務及股價資料、公開發行上市年數、及股權結構資料等皆取自台灣經濟新報社 (TEJ) 之資料庫。此外，本研究利用證基會圖書館所提供的真相王資料庫取得公司的股東會年報與公開說明書；從公司股東會年報中取得經理人、董事會名單及相關持股資料，再依照公司說明書上所揭露的二等親內親屬關係，交叉比對將董事分類內部及外部董事。

表 1 樣本篩選過程彙總表

	85 年	86 年	87 年	88 年	89 年	合計
初步取得樣本數	499	475	456	433	448	2311
減：金融保險業	(50)	(50)	(50)	(50)	(52)	(252)
非歷年制公司	(3)	(3)	(3)	(3)	(3)	(15)
研究期間下市公司	(6)	(6)	(6)	(6)	(6)	(30)
研究期間新上市公司	(133)	(109)	(90)	(67)	(80)	(479)
經理人更換	(56)	(63)	(50)	(56)	(61)	(286)
資料不全遺漏者	(185)	(166)	(177)	(170)	(166)	(864)

<sup>10</sup>由於本研究係針對每家樣本公司，利用 (1) 式估計其盈餘及時性，考量到迴歸估計結果的穩定性，故要求樣本公司需至少具有八年的盈餘及股票報酬資料。若要求樣本公司具備更長的資料，雖然可以增加估計結果的穩定性，但卻會更進一步降低本研究之樣本量。

總計(公司/年)	66	78	80	81	80	385
----------	----	----	----	----	----	-----

表 2 研究所有樣本公司產業/年度分佈狀況

	85 年		86 年		87 年		88 年		89 年		合計	
	家數	比例	家數	比例	家數	比例	家數	比例	家數	比例	家數	比例
11 水泥業	1	1.52	3	3.85	3	3.75	3	3.70	3	3.75	13	3.38
12 食品業	6	9.09	8	10.26	9	11.25	9	11.11	9	11.25	41	10.65
13 塑膠業	8	12.12	8	10.26	8	10.00	8	9.88	8	10.00	40	10.39
14 紡織業	16	24.24	16	20.51	16	20.00	16	19.75	15	18.75	79	20.52
15 電機業	2	3.03	3	3.85	3	3.75	3	3.70	3	3.75	14	3.64
16 電器電纜	4	6.06	6	7.69	6	7.50	6	7.41	6	7.50	28	7.27
17 化學業	8	12.12	8	10.26	8	10.00	8	9.88	8	10.00	40	10.39
18 玻璃業	1	1.52	1	1.28	1	1.25	1	1.23	0	0.00	4	1.04
19 造紙業	5	7.58	6	7.69	6	7.50	6	7.41	6	7.50	29	7.53
20 鋼鐵業	1	1.52	2	2.56	2	2.50	2	2.47	2	2.50	9	2.34
21 橡膠業	4	6.06	4	5.13	4	5.00	4	4.94	3	3.75	19	4.94
22 汽車業	1	1.52	1	1.28	1	1.25	1	1.23	1	1.25	5	1.30
23 電子業	3	4.55	4	5.13	4	5.00	4	4.94	4	5.00	19	4.94
25 建築業	4	6.06	4	5.13	4	5.00	5	6.17	5	6.25	22	5.71
26 航運業	0	0.00	1	1.28	1	1.25	1	1.23	1	1.25	4	1.04
27 觀光業	1	1.52	1	1.28	1	1.25	1	1.23	2	2.50	6	1.56
29 百貨業	1	1.52	2	2.56	3	3.75	3	3.70	4	5.00	13	3.38
合計	66	100.00	78	100.00	80	100.00	81	100.00	80	100.00	385	100.00

### 三、實證模型

參照 Bushman et al. (2000b) 的研究方法, 本研究的基本實證模型為下列 OLS 迴歸估計式:

$$GOV\_VAR = \alpha + \beta_1 EARN\_TIME + \beta_2 * SIZE + \beta_3 * RETSD + \varepsilon \quad (2)$$

GOV\_VAR 代表前述的治理變數, 包括董事會的組成、平均每位內部及

外部董事的權益誘因、董事及經理人整體權益誘因與外部股東的權益誘因等治理變數。其中董事會中內部董事的比例 ( $\%INDIR$ )、內外部董事及經理人的持股比例 ( $STK\%\_INDIR$ ,  $STK\%\_OUTDIR$ ,  $STK\%\_DM$ )、外部股東的平均股權百分比 ( $STK\%\_SHLDR$ )、機構投資人持股比例 ( $\%\_INST$ )。這些因變數數值的分配係受限於 0 到 1 之間，故本研究參照 Demsetz and Lehn (1985) 及 Himmelberg et al. (1999) 的方式，在估計之前，首先針對這些變數做 logistic 轉換，亦即使用  $\log[GOV\_VAR / (1 - GOV\_VAR)]$  此公式將原變數之分配轉換成未受限的分配 (unbounded distribution)<sup>11</sup>。

本研究關切的是 (2) 式中盈餘及時性變數  $EARN\_TIME$  的斜率  $\beta_1$ 。當以  $BOARD\_SIZE$  為因變數時，若  $\beta_1$  顯著為正，則假說 1 成立，表示當盈餘的及時性越低，則董事會的規模越小。當以  $\%INDIR$  為因變數時，若  $\beta_1$  顯著為負，則假說 2 成立，表示當盈餘的及時性越低，則內部董事的比例越高。當以  $STKVAL\_INDIR$  及  $STK\%\_INDIR$  ( $STKVAL\_OUTDIR$  及  $STK\%\_OUTDIR$ ) 為因變數時，若  $\beta_1$  顯著為負，則假說 3 (假說 4) 成立，表示當盈餘的及時性越低，則內部董事 (外部董事) 持有公司的權益越高。當以  $STKVAL\_DM$  及  $STK\%\_DM$  ( $STKVAL\_SHLDR$  及  $STK\%\_SHLDR$ ) 為因變數時，若  $\beta_1$  顯著為負，則假說 5 (假說 6) 成立，表示當盈餘的及時性越低，則董事與經理人全體 (外部個人股東) 持有公司的權益越高。最後，當以  $\%\_INST$  為因變數時，若  $\beta_1$  顯著為負，則假說 7 成立，表示當盈餘的及時性越低，則機構投資人持有公司的權益越高。

為了避免治理變數的衡量誤差，本研究亦將各類治理變數加以整合。在董事會組成結構部分，本研究為每家樣本公司計算整合後的董事會組成結構變數  $GOV\_BOARD$ ；先分別對兩項董事會組成特徵變數計算其樣本內的百分位數，再取其兩項百分位數的平均值<sup>12</sup>。 $GOV\_BOARD$  的值越高，表示公司董事會結構的特徵越是能夠協助董事進行高成本的監督。

同樣地，我們也計算整合後的變數來分別捕捉內部董事之權益誘因強度

<sup>11</sup> 不轉換分配受限之治理變數所得的研究結果與轉換後所得的研究結果相似。

<sup>12</sup> 其中在計算百分位數之前， $\%INDIR$  先經遞增排序，而  $BOARD\_SIZE$  先經遞減排序，因為本研究預期董事會監督將隨  $\%INDIR$  而增加；隨  $BOARD\_SIZE$  而減少。



(*GOV\_INDIR*)、外部董事之權益誘因強度 (*GOV\_OUTDIR*)、及董事與經理人整體之權益誘因強度 (*GOV\_DM*)。每項整合變數分別代表各相對應之群體所持有股權比例與股權價值之樣本內百分位數平均值。在計算百分位數值之前，所有的變數皆經過遞增排序，使整合變數值越大代表各相對應之群體所持有之權益誘因強度相對越大。

在外部股東權益誘因部分，本研究計算 *STKVAL\_SHLDR*、*STK%\_SHLDR*、及 *%\_INST* 的樣本內百分位數平均值（皆分別先經過遞增排序），並以 *GOV\_SHLDR* 代表。*GOV\_SHLDR* 值越高，代表外部股東平均持有相對較大的股權。最後，本研究將前述全部的治理變數，計算其平均百分位數值（除了 *BOARD\_SIZE* 先經過遞減排序，其餘的公司治理特徵變數為遞增排序），求得全部治理變數的整合變數 *GOV\_ALL*。當以前述整合後的治理變數為因變數，本研究預期盈餘及時性 *EARN\_TIME* 的係數  $\beta_1$  顯著為負。表示當盈餘的及時性越低，公司治理機制的特徵為協助董事及投資人進行高成本的監督活動，俾彌補盈餘治理功能之不足。

在 (2) 式中，我們納入取對數後的權益市值 (*SIZE*) 以及公司股票報酬變異性 (*RETS*) 作為控制變數，以控制公司規模及經營環境對治理結構變數的影響。由於公司經營環境的不確定性越高，公司越需要高成本的監督機制，故預期 *RETS* 與本研究之治理結構間，應成顯著的正向關係 ( $\beta_3 > 0$ )<sup>13</sup>。而公司規模係用來控制公司間與公司規模相關的各種非特定差異（諸如資訊環境、營運複雜度、經理人努力的邊際產出等）對治理結構變數的影響，因此本研究並不對 *SIZE* 的係數  $\beta_2$  作方向性的預測。茲將本研究中所使用之變數的定義彙總列示如表 3。

除了公司風險與公司規模之外，目前已有文獻提供橫斷面的證據，顯示所有權及董事會等治理結構與其它可觀察的公司及經理人特徵變數有關（如 Demsetz and Lehn, 1985 等）。Smith and Watts (1992) 認為高成長機會的公司，經理人道德危險的範圍較廣，此時公司可能需要較有效的治理機制。

<sup>13</sup> 如 Demsetz and Lehn (1985) 發現經理人持股決定於公司的風險。他們主張在風險較高的公司中，經理人的道德危險問題範圍較大，因此這些經理人必須持有較高的股權，俾加強其與股東利益之一致性。

Hermalin and Weisbach (1998) 發現當 CEO 接近退休年齡時，公司傾向增加內部董事，這些內部董事為下任 CEO 的可能繼任人選。在 CEO 更換之後，年資較短的內部董事較可能因為在 CEO 職位爭奪戰中失敗而離開董事會。此外，他們也發現績效較差及退出產品市場的公司，內部董事較可能離開董事會而外部董事較可能加入。Denis and Sarin (1999) 發現公司的所有權與董事會組成結構的變動與高階經理人的更換、前期股價績效、及公司控制權的威脅有關。另外，Core and Guay (1999) 指出過去的經營績效的良窳會導致公司是否加重董事會的監督責任。Gibbons and Murphy (1992) 發現誘因計劃的採用及董事會監控的需求，與 CEO 之任期呈現反向的關係。在模式 (3) 中，本研究將這些過去討論過的公司特徵變數納入控制，觀察盈餘及時性相對於這些公司及總經理特徵變數，是否擁有顯著的增額解釋力：

**表 3 變數定義彙總表**

---

$R^2$	= 盈餘及股價間的反迴歸所得之判定係數，
$b_1$	= 盈餘及股價間的反迴歸所得之斜率係數，
<i>EARN_TIME</i>	= 盈餘及時性，係 $R^2$ 及 $b_1$ 之平均百分位數值，
<i>BOARD_SIZE</i>	= 董事會規模，以董事會成員總人數衡量，
<i>%INDIR</i>	= 董事會中內部董事的比例，以內部董事人數÷董事總人數來衡量，
<i>GOV_BOARD</i>	= 整合後的董事會組成結構變數，以 <i>BOARD_SIZE</i> 及 <i>%INDIR</i> 之平均百分位數值衡量，
<i>STKVAL_INDIR</i>	= 平均每位內部董事持股之權益市值，以平均每位內部董事持有流通在外普通股股數×年底股價來衡量，
<i>STK%_INDIR</i>	= 平均每位內部董事持股比例，以平均每位內部董事年底持有流通在外普通股股數的比例衡量，
<i>GOV_INDIR</i>	= 整合後的內部董事之權益誘因變數，以 <i>STKVAL_INDIR</i> 及 <i>STK%_INDIR</i> 之平均百分位數值衡量，
<i>STKVAL_OUTDIR</i>	= 平均每位外部董事持股之權益市值，以平均每位外部董事持有流通在外普通股股數×年底股價來衡量，
<i>STK%_OUTDIR</i>	= 平均每位外部董事持股比例，以平均每位外部董事年底持有流通在外普通股股數的比例衡量，

---

- 
- $GOV\_OUTDIR$  = 整合後的外部董事之權益誘因變數，以  $STKVAL\_OUTDIR$  及  $STK\%\_OUTDIR$  之平均百分位數值衡量，
- $STKVAL\_DM$  = 董事及經理人全部持股之總市值，以董事及經理人共持有流通在外普通股股數×年底股價來衡量，
- $STK\%\_DM$  = 董事及經理人共持有流通在外普通股股數的比例，以董事及經理人年底的總持股數÷年底的流通在外普通股總數來衡量，
- $GOV\_DM$  = 整合後的董事與經理人之權益誘因變數，以  $STKVAL\_DM$  及  $STK\%\_DM$  之平均百分位數值衡量，
- $STKVAL\_SHLDR$  = 平均每位外部個人股東持股之權益市值，以 ( 公司總權益市值 - 全部董事及經理人共持有權益市值 ) ÷ 年底普通股東人數來衡量，
- $STK\%\_SHLDR$  = 外部個人股東之平均持股比例，以 1 ÷ 年底普通股東人數來衡量，
- $\%INST$  = 機構投資人持股比例，以機構投資人所持有股數 ÷ 年底流通在外普通股之股數來衡量，
- $GOV\_SHLDR$  = 整合後之外部股東權益誘因變數，以  $STKVAL\_SHLDR$ 、 $STK\%\_SHLDR$ 、及  $\%INST$  的平均百分位數值衡量，
- $GOV\_ALL$  = 全部治理變數整合後之治理特徵變數，以本研究中所探討的全部治理變數之平均百分位數值衡量，
- $SIZE$  = 公司規模，以權益市值 ( 股價×年底流通在外普通股之股數 ) 取對數後之值衡量，
- $RETSD$  = 股票報酬變異性，以公司過去八年股票年報酬之標準差衡量，
- $MTOB$  = 市價淨值比，以公司過去五年之平均普通股權益之市價淨值比衡量，
- $SG$  = 銷售成長率，以公司過去五年的平均銷售淨額成長率衡量，
- $PUB\_YEARS$  = 上市年數，公司上市年度起算至研究當年年數，
- $PR\_ROE$  = 前期績效，以公司過去五年的平均權益報酬率衡量，
- $CEO\_TENURE$  = 總經理年資，總經理在研究年度已任職該職位的年數，
- $RD\_INTY$  = 研發密度，以公司過去五年研發費用佔銷貨淨額的平均比率衡量，
- $AD\_INTY$  = 行銷密度，以公司過去五年行銷費用佔銷貨淨額的平均比率衡量，
- $PPE\_INTY$  = 資本密度，以公司過去五年固定資產、廠房與設備佔總資產的平均比率衡量。
- 

$$GOV\_VAR = \alpha + \beta_1 * EARN\_TIME + \beta_2 * SIZE + \beta_3 * RETSD + \beta_4 * PUB\_YEARS + \beta_5 * MTOB + \beta_6 * SG + \beta_7 * PR\_ROE + \beta_8 * CEO\_TENURE + \varepsilon \quad (3)$$

(3) 式中各研究變數之定義請參見表 3。在 (3) 式中，除了公司規模與股票報酬變異性控制變數之外，我們也控制公司上市年數 ( $PUB\_YEARS$ )、投資機會集 ( $MTOB$ )、銷貨成長率 ( $SG$ )、前期績效 ( $PR\_ROE$ ) 及 CEO 年資

(*CEO\_TENURE*)。這樣作的目的在檢視納入這些可能與盈餘及時性 (*EARN\_TIME*) 的衡量誤差有關的變數後, *EARN\_TIME* 在解釋治理變數上是否具有穩健性 (robustness)。因此, 本研究不擬針對這些額外控制變數之係數符號進行預測。

## 伍、實證結果

### 一、敘述統計分析

表 4 列示研究變數的敘述統計結果。盈餘報酬反迴歸所得之判定係數, 其平均數為 0.26 (標準差為 0.24); 盈餘報酬反迴歸所得之斜率係數  $b_1$ , 其平均數為 0.08 (標準差為 0.21)。盈餘及時性之平均數為 49.49 (標準差為 23.13)。董事會組成分成董事會規模 (*BOARD\_SIZE*) 與內部董事比例 (*%INDIR*)。 *BOARD\_SIZE* 之平均數為 11 人 (標準差為 5), *%INDIR* 之平均數為 0.59 (標準差為 0.28)。

在董事權益誘因方面, 平均每位內部董事持股權益市值之 (*STKVAL\_INDIR*) 平均數為 454 百萬元 (標準差為 1325); 平均每位外部董事持股權益市值 (*STKVAL\_OUTDIR*) 之平均數為 221 百萬元 (標準差為 497); 平均每位內部董事持股比例 (*STK%\_INDIR*) 之平均數為 0.024 (標準差為 0.027); 平均每位外部董事持股比例 (*STK%\_INDIR*) 之平均數為 0.019 (標準差為 0.038)。

在董事及經理人整體之權益誘因部分, 董事及經理人整體持股總市值 (*STKVAL\_DM*) 之平均數為 3,911 百萬元 (標準差為 9345); 董事及經理人整體持股比率 (*STK%\_DM*) 之平均數為 0.18 (標準差為 0.13)。

外部投資人之權益誘因部分, 平均每位外部個人股東持股權益市值 (*STKVAL\_SHLDR*) 之平均數為 429 千元 (標準差為 1074); 外部個人股東之平均持股比例 (*STK%\_SHLDR*) 之平均數為 0.00005 (標準差為 0.00088); 機構投資人持股比例 (*%INSTN*) 之平均數 0.35 (標準差為 0.19)。表 4 中亦列示可能影響公司治理機制之控制變數 (包括 *SIZE*、*RETS*、*MTOB*、*SG*、

*PUB\_YEARS*、*PR\_ROE* 及 *CEO\_TENURE* ) 及影響盈餘及時性之其它控制變數 ( 包括 *RD\_INTY*、*AD\_INTY* 及 *PPE\_INTY* ) 的敘述統計結果，此處不再贅述。

表 4 敘述統計結果<sup>a</sup>

變數 <sup>b</sup>	平均數	標準差	Q1	中位數	Q3
$R^2$	0.26	0.24	0.17	0.26	0.46
$b_1$	0.08	0.21	-0.01	0.05	0.16
<i>EARN_TIME</i>	49.49	23.13	31.77	49.48	68.75
<i>SIZE</i>	15.8305	1.34107	14.9199	15.7425	16.56
<i>RETS</i>	0.5893	0.3575	0.3875	0.4913	0.67
<i>MTOB</i>	1.4441	0.99415	0.8282	1.2619	1.76
<i>SG</i>	0.1640	0.0203	-0.0655	0.0160	0.10
<i>PUB_YEARS</i>	22.3221	8.0111	15	22	27
<i>PR_ROE</i>	0.0297	0.1444	0.0035	0.0449	0.10
<i>CEO_TENURE</i>	10.4	13.1310	2	4	14
<i>RD_INTY</i>	0.0779	0.0948	0.0307	0.0456	0.09
<i>AD_INTY</i>	0.06288	0.13259	0	0	0.07
<i>PPE_INTY</i>	0.3402	0.17108	0.2223	0.3303	0.45
<i>BOARD_SIZE</i>	10.5299	5.1574	7	9	15
<i>%INIDR</i>	0.5942	0.2791	0.4103	0.6015	0.80
<i>STKVAL_INDIR</i> ( 百萬元 )	454.07	1325.46	39.98	87.33	321.89
<i>STK%_INDIR</i>	0.0237	0.0267	0.0075	0.01565	0.03
<i>STKVAL_OUTDIR</i> ( 百萬元 )	221.36	497.40	17.10	50.46	184.80
<i>STK%_OUTDIR</i>	0.0188	0.0380	0.0029	0.0095	0.0212
<i>STKVAL_DM</i> ( 百萬元 )	3911.20	9344.95	379.74	957.65	2746.94
<i>STK%_DM</i>	0.1826	0.12542	0.0982	0.1363	0.2311
<i>STKVAL_SHLDR</i> ( 千元 )	429.11	1073.74	108.83	207.43	398.48
<i>STK%_SHLDR</i>	0.00005	0.00088	0.00016	0.00027	0.00049
<i>%INSTN</i>	0.3455	0.1863	0.2015	0.3443	0.4812

<sup>a</sup> 樣本數=385。<sup>b</sup> 變數定義參見表 3。

## 二、相關性分析

各盈餘及時性變數與整合後治理結構變數 (*GOV\_ALL*) 之相關係數矩陣列示如表 5。表 5 顯示，盈餘報酬反迴歸所得之判定係數 ( $R^2$ ) 與斜率係數 ( $b_1$ ) 之相關係數顯著為正 ( $r = .31, p < .01$ )。EARN\_TIME 與  $R^2$  及  $b_1$  的相關係數皆高達 0.8 ( $p < .01$ )，顯示整合後的盈餘及時性變數可以合理捕捉個別盈餘及時性變數的變異。表 5 亦顯示，各盈餘及時性變數與整合後治理結構變數 (*GOV\_ALL*) 間皆呈顯著的負向關係 ( 相關係數為 -0.16~ -0.20,  $p$  皆  $< .01$  )。此初步相關分析結果與預期相符，即盈餘的及時性越低，則治理結

構特性傾向為可協助董事及股東進行高成本監督活動。

表 6 列示各項整合後治理變數與其各項治理變數間之相關係數。表 6 顯示，各整合後治理變數與其組成細項治理變數間之相關性皆達 5% 以上之統計顯著水準，這說明各類合併後變數可捕捉到各類組成細項變數的本質。

**表 5 各盈餘及時性變數與整合後治理結構變數(GOV\_ALL)之相關係數矩陣<sup>a</sup>**

變數 <sup>b</sup>	R <sup>2</sup>	b <sub>1</sub>	EARN_TIME	GOV_ALL
R <sup>2</sup>		0.31 <sup>***</sup>	0.81 <sup>***</sup>	-0.17 <sup>***</sup>
b <sub>1</sub>	0.31 <sup>***</sup>		0.81 <sup>***</sup>	-0.16 <sup>***</sup>
EARN_TIME	0.80 <sup>***</sup>	0.81 <sup>***</sup>		-0.19 <sup>***</sup>
GOV_ALL	-0.18 <sup>***</sup>	-0.17 <sup>***</sup>	-0.20 <sup>***</sup>	

<sup>a</sup> 樣本數=385。<sup>b</sup> 變數定義參見表 3。<sup>c</sup> \*\*\*表示  $p < .01$  ; \*\*表示  $p < .05$  ; \*表示  $p < .10$  。

### 三、盈餘及時性對公司治理結構之影響迴歸分析結果

模式 (2) 盈餘及時性與公司治理結構關連性之實證結果列示如表 7。*GOV\_VAR* 代表各治理變數，共分成董事會結構、內部及外部董事權益誘因、董事及經理人整體權益誘因及外部股東權益誘因等四大類。(2) 式之迴歸結果中，公司規模 (*SIZE*) 該控制變數在大部分情況下皆達 1% 的顯著水準，表示已控制了公司間與公司規模相關的各種非特定差異 ( 諸如資訊環境、營運複雜度、經理人努力的邊際產出等 ) 對治理結構變數的影響。公司股票報酬變異性 (*RETS*) 係控制經營環境對治理結構變數的影響。表 7 顯示 *RETS* 之係數大致上與預期相符，公司經營環境的不確定性越高，公司越需要有效率的董事會 ( 董事會成員人數較少及較高比例的內部董事 ) 及協助高成本監督的治理機制 ( 較高的外部董事與經理人之權益誘因及外部投資人之權益誘因 )。

盈餘及時性如預期與董事會規模 (*BOARD\_SIZE*) 呈正相關，但係數未達統計顯著水準，故沒有顯著證據支持假說 1。盈餘及時性與內部董事比例 (*%INIDR*) 呈負相關，但係數同樣不顯著，故假說 2 亦未能成立。將前述 *BOARD\_SIZE* 與 *%INIDR* 兩變數合成董事會組成結構 (*GOV\_BOARD*)，實證結果發現盈餘及時性與 *GOV\_BOARD* 之關係如預期成負相關，但係數仍不顯著。此結果說明了，董事會組成結構不會因盈餘及時性之不足而有所調整。可能因為我國大部分的企業為家族型企業，董事會人數及內部董事比例皆涉及公司的權力分配，因此其隨盈餘及時性而調整之空間並不大。

在內部董事權益誘因部分，盈餘及時性與平均每位內部董事持股之權益市值 (*STKVAL\_INDIR*)、平均每位內部董事持股比例 (*STK%\_INDIR*) 及整合後的內部董事之權益誘因變數 (*GOV\_INDIR*) 皆呈顯著負向關係 (分別為 -3.45、-0.02 及 -0.13, *p* 皆 < .01)。此結果支持假說 3：盈餘的及時性越低，則內部董事持有公司的權益越高。

表 6 治理變數相關係數矩陣  
(表中左下方為 spearman 相關係數；右上方為 pearson 相

<i>STK%_OTUDIR</i>	<i>GOV_OUTDIR</i>	<i>STKVAL_DM</i>	<i>STK%_DM</i>	<i>GOV_DM</i>	<i>STKVAL_SHLDR</i>	<i>STK%_SHLDR</i>	<i>%INSTN_SHLDR</i>	<i>GOV_SHLDR</i>
-0.21***	-0.15***	0.14**	-0.04	0.16	0.08	-0.08	0.17***	0.13**
0.10*	-0.01	0.08	0.13**	0.17	-0.02	-0.18***	-0.08	-0.11**
0.19***	0.08	-0.10*	0.01	-0.11**	-0.11**	-0.06	-0.23***	-0.22***
-0.08	-0.05	0.94***	0.28***	0.39***	0.28***	-0.09*	0.28***	0.21***
-0.07	-0.08	0.13**	0.57***	0.36***	-0.01	0.46***	0.17***	0.26***
-0.13**	-0.04	0.38**	0.55***	0.62***	0.15**	0.12**	0.25***	0.35***
0.44***	0.54***	0.38**	0.16**	0.34**	0.70***	-0.07	0.10*	0.23**
0.92***	0.55***	-0.06	0.06	0.35***	-0.01	0.05	0.14**	0.16***
0.01	0.32***	0.02	0.36***	0.45***	0.14	0.06	0.15***	0.23***
0.37***	0.37***	0.26**	0.26**	0.45***	0.50***	-0.12**	0.31***	0.45***
0.23***	0.44***	0.43***	0.81***	0.81***	0.09*	0.41***	0.44***	0.56***
0.03	0.24***	0.84***	0.80***	0.80***	0.21***	0.10*	0.52***	0.57***
0.32***	0.06	0.76**	0.32***	0.58***	0.13*	0.12**	0.12**	0.36***
0.03	0.14**	-0.45***	0.26**	-0.18**	0.05	0.15***	0.15***	0.51***
0.10*	0.20**	0.40**	0.39***	0.51***	0.29***	-0.12**	0.71***	0.71***
		0.52**	0.48**	0.56**	0.76***	0.26**	0.75***	0.75***

\* 樣本數=385。

\*\* 變數定義參見表 3。

\*\*\* 表示 *p* < .01；\*\* 表示 *p* < .05；\* 表示 *p* < .10。

變數 <sup>b</sup>	BOARD_SIZE	%INDIR	GOV_BOARD	STKVAL_INDIR	STK%_INDIR	GOV_INDIR	STKVAL_OUTDIR
BOARD_SIZE	-0.15***	-0.83***	0.04	-0.39***	-0.26***	-0.07	
%INDIR	-0.16***	0.62***	0.06	0.04	0.20***	0.08	
GOV_BOARD	-0.81***	0.66***	-0.05	0.26***	0.23***	0.08	
STKVAL_INDIR	-0.03	0.22***	0.10*	0.25***	0.42***	0.12**	
STK%_INDIR	-0.45***	0.18***	0.36***	0.62***	0.76***	-0.08	
GOV_INDIR	-0.26***	0.20***	0.24***	0.89***	0.88***	0.10*	
STKVAL_OUTDIR	0.04	-0.00	-0.04	0.19***	0.02		
STK%_OUTDIR	-0.28***	-0.07	0.16***	-0.23***	-0.14**	0.71***	
GOV_OUTDIR	-0.15***	-0.03	0.07	-0.02	-0.11**	0.91***	
STKVAL_DM	0.31***	0.14**	-0.18***	0.72***	0.10*	0.59***	
STK%_DM	-0.07	0.08	0.03	0.41***	0.58***	0.31***	
GOV_GROUP	0.17***	0.13**	-0.10*	0.63***	0.35***	0.54***	
STKVAL_SHLDR	0.21***	0.03	-0.17***	0.59***	0.11**	0.44***	
STK%_SHLDR	-0.30***	-0.10*	0.13**	-0.27***	0.26**	-0.17***	
%INSTN	0.18***	-0.11*	-0.24***	0.25***	0.08	0.19***	
GOV_SHLDR	0.15***	-0.08	-0.21***	0.40***	0.19***	0.27***	

表 7 盈餘及時性變數對治理結構變數之迴歸分析結果<sup>a</sup>

實證模型： $GOV\_VAR = \alpha + \beta_1 EARN\_TIME + \beta_2 *SIZE + \beta_3 *RETS D + \varepsilon$  (2)

GOV_VAR <sup>b</sup>	預期符號	EARN_TIME <sup>c, d</sup>	SIZE <sup>c, d</sup>	RETS D <sup>c, d</sup>	Adjusted R <sup>2</sup>
<b>1. 董事會組成結構</b>					
BOARD_SIZE	(+)	0.06 (0.54)	0.13 (7.94)***	-0.15 (-2.11)**	0.12
%INDIR	(-)	-0.02 (0.33)	0.01 (1.16)	0.07 (2.09)**	0.01
GOV_BOARD	(-)	-0.02 (-0.48)	-0.04 (-4.35)***	0.07 (1.91)*	0.05
<b>2. 董事權益誘因</b>					
STKVAL_INDIR	(-)	-3.45 (-2.62)***	2.98 (8.87)***	-0.40 (-0.80)	0.44
STK%_INDIR	(-)	-0.02 (-2.59)***	-0.002 (-1.69)*	0.0002 (0.05)	0.02
GOV_INDIR	(-)	-0.13 (-2.52)***	0.07 (8.67)***	0.02 (0.85)	0.12
STKVAL_OUTDIR	(-)	1.29 (1.13)	1.52 (3.57)***	0.02 (0.05)	0.17
STK%_OUTDIR	(-)	-0.01 (-0.59)	-0.003 (-1.60)	0.01 (1.27)	0.01



<i>GOV_OUTDIR</i>	(-)	0.06 (1.11)	0.03 (2.39)**	0.09 (2.27)**	0.03
<b>3. 董事及經理人整體</b>					
<b>權益誘因</b>					
<i>STKVAL_DM</i>	(-)	-39.01 (-2.58)***	45.59 (7.26)***	16.27 (2.66)***	0.41
<i>STK%_DM</i>	(-)	-0.08 (-3.78)***	0.01 (3.14)***	0.01 (0.38)	0.28
<i>GOV_DM</i>	(-)	-0.12 (-2.78)***	0.11 (14.45)***	0.08 (2.95)***	0.36
<b>4. 外部股東權益誘因</b>					
<i>STKVAL_SHLDR</i>	(-)	-1.71 (-1.97)**	1.60 (10.11)***	1.96 (2.90)***	0.26
<i>STK%_SHLDR</i>	(-)	-0.03 (-4.40)***	-0.01 (-8.99)***	0.02 (3.18)***	0.28
<i>%INSTN</i>	(-)	-0.08 (-2.10)**	0.04 (6.35)***	0.04 (1.49)*	0.12
<i>GOV_SHLDR</i>	(-)	-0.10 (-3.14)***	0.04 (9.46)***	0.09 (3.60)***	0.16
<b>整合的治理結構變數</b>					
<i>GOV_ALL</i>	(-)	-0.10 (-3.78)***	0.06 (11.71)***	0.03 (1.77)**	0.28

a 樣本數=385。

b 變數定義參見表 3。

c 括號內為 t 值。\*\*\*表示  $p < .01$ ；\*\*表示  $p < .05$ ；\*表示  $p < .10$ 。

d 各變數之 VIF 值皆小於 3.6，顯示無共線性問題。由於 white 檢定顯著，故在修正異質變異數的問題，故此處所列示的 t 值係以 white (1980) 調整程序修正共變異矩陣後所得出的結果。

在外部董事權益誘因部分，盈餘及時性與平均每位外部董事持股之權益市值 (*STKVAL\_OUTDIR*)、平均每位外部董事持股比例 (*STK%\_OUTDIR*) 及整合後的外部董事之權益誘因變數 (*GOV\_OUTDIR*) 皆無顯著之相關性，故假說 4 不成立。外部董事持股誘因不會因為盈餘及時性高低而調整的可能原因之一是，在個人聲譽的考量下，外部董事的持股即使不多或甚至沒有持股的情況，他仍然有誘因為了所有股東的利益，而從事高成本的監督與諮詢建議活動。此外，若外部董事為投資公司之法人代表，則其持股狀況的調整亦非代表人所能掌控。

在全體董事及經理人權益誘因部分，盈餘及時性與董事及經理人全部持股之總市值 (*STKVAL\_DM*)、董事及經理人共持有流通在外普通股股數的比例 (*STK%\_DM*) 及整合後的董事與經理人之權益誘因變數 (*GOV\_GROUP*) 皆呈顯著之負向關係 (分別為 -39.01, -0.08 及 -0.12,  $p$  皆  $< .01$ )，故假說 5 成

立：盈餘的及時性越低，則董事與經理人全體持有公司的權益越高。

在外部股東權益誘因部分，盈餘及時性與平均每位外部個人股東持股之權益市值 (*STKVAL\_SHLDR*)、外部個人股東之平均持股比例 (*STK%\_SHLDR*)、機構投資人持股比例 (*%INSTN*)、以及整合後之外部股東權益誘因變數 (*GOV\_SHLDR*) 皆呈顯著之負向關係 (分別為-1.71, -0.03, -0.08 及-0.10,  $p$  皆 $< .05$ )，故假說 6 及 7 皆成立。表示當盈餘的及時性越低，則外部個人股東及機構投資人持有公司的權益越高。最後，盈餘及時性與整體治理結構 (*GOV\_ALL*) 呈顯著的負向關連性 ( $= -0.10, p < .01$ )。因此，整體而言，當盈餘的及時性較低時，公司之治理結構特徵較偏向那些能協助高成本監督活動的治理機制，以彌補會計盈餘及時性之不足。

#### 四、盈餘及時性與公司治理機制關連性之增額分析

實證模型 (3) 之迴歸分析結果列示如表 8。在控制了公司年齡、投資機會集、過去的銷貨成長與績效、及 CEO 的影響力等因素對公司治理機制的影響後，除了外部董事權益誘因 (*GOV\_OUTDIR*) 之外，盈餘及時性與其餘各治理變數皆呈顯著的負向關係。整體而言，盈餘及時性與整體治理結構變數 (*GOV\_ALL*) 呈顯著之負向關係 ( $= -0.08, p < .01$ )。此結果表示盈餘及時性對公司治理變數的解釋力，擁有超越其餘控制變數之增額解釋力。

對新加入之控制變數(*PUB\_YEARS, MTOB, SG, PR\_ROE, CEO\_TENURE*) 的聯合顯著性進行 F 檢定，表 8 顯示除了以外部董事權益誘因 (*GOV\_OUTDIR*) 為因變數之外，皆發現這些控制變數具有顯著的聯合增額解釋力，表示過去文獻所發現之一些與治理結構相關之公司特徵變數對治理結構具有直接的影響，並非透過它們對盈餘及時性的影響，進而影響治理結構。

- 加 + $\beta$ Adjusted $R^2$	0.10	0.15	0.10	0.34	0.38	0.44

a 樣本數 = 385。  
b 變數定  
c 義參見表

<i>GOV_VAR</i>	預期 符號	<i>EARN</i> <i>_TIME</i> <sup>c,d</sup>	<i>SIZE</i>	<i>RETS</i> <i>D</i>	<i>PUB</i> <i>_YEARS</i>	<i>MTOB</i>	<i>SG</i>	<i>PR</i> <i>_ROE</i>	<i>CEO</i> <i>_TENURE</i>	$\delta_4 + \delta_5 + \delta_6 +$ $\delta_7 + \delta_8 = 0^c$
<b>1. 董事會組成結構</b>										
<b><i>GOV_BOARD</i></b>	(-)	-0.04 (-0.71)	-0.02 (-2.37)**	0.07 (2.12)**	-0.55 (-3.71)**	-0.03 (-2.20)**	0.01 (2.11)**	0.03 (0.34)	0.07 (0.82)	0.0603
<b>2. 董事權益誘因</b>										
<b><i>GOV_INDIR</i></b>	(-)	-0.13 (-2.44)***	0.06 (5.18)***	-0.01 (-0.27)	-0.39 (-2.59)***	0.02 (1.17)	0.71 (3.81)***	0.21 (2.39)**	0.06 (0.62)	0.0048
<b><i>GOV_OUTDIR</i></b>	(-)	0.06 (0.88)	0.01 (0.67)	0.16 (3.95)***	-0.59 (-3.29)***	0.05 (3.33)***	0.15 (0.04)	0.18 (1.98)**	-0.18 (-1.65)*	0.3148
<b>3. 董事及經理人整體權益誘因</b>										
<b><i>GOV_GROUP</i></b>	(-)	-0.08 (-1.71)**	0.08 (9.16)***	0.10 (3.10)***	-0.22 (-1.66)*	0.04 (3.10)***	0.20 (1.10)	0.25 (4.23)***	0.08 (0.92)	0.0014
<b>4. 外部股東權益誘因</b>										
<b><i>GOV_SHLDR</i></b>	(-)	-0.05 (-1.95)**	0.02 (3.61)***	0.04 (1.71)**	-0.27 (-3.32)***	0.07 (8.90)***	0.49 (2.92)**	0.14 (2.68)***	-0.06 (-1.49)	<.0001
<b>整合的治理結構變數</b>										
<b><i>GOV_ALL</i></b>	(-)	-0.08 (-3.09)***	0.04 (7.53)***	0.02 (1.37)*	-0.41 (-5.68)***	0.05 (8.26)***	0.40 (1.44)	0.12 (2.63)***	0.10 (2.39)**	<.0001

## 陸、敏感性分析 - 考慮盈餘及時性變數的內生性

有許多的盈餘管理文獻強調一般公認會計原則的彈性允許經理人策略性地影響盈餘。其中一些研究視公司治理結構為盈餘特性的起因，例如 Warfield et al. (1995) 曾檢視所有權結構對裁量性應計項目及會計盈餘及時性的影響。若治理結構影響管理者對收入及費用認列時間的裁量，進而影響盈餘的及時性，則 (2) 及 (3) 式可能發生定式的錯誤。

在敏感性分析中，本研究以聯立方程模型處理會計盈餘特性的內生性問題，避免 OLS 估計時可能產生的估計誤差：除了 (3) 式的治理結構模型之外，另外允許盈餘及時性為治理結構的函數。具體而言，我們將盈餘及時性定式為治理結構變數及公司規模 (*SIZE*)、股票報酬變異性 (*RETS*)，投資機會集 (*MTOB* 及 *SG*)、研發密度 (*RD\_INTY*)、行銷密度 (*AD\_INTY*) 與資本密度 (*PPE\_INTY*) 等一些與公司的生產函數及公司的投資與市場機會有關，假設會影響會計盈餘特性之變數的函數。建立的聯立方程 (simultaneous equations) 模型如下所示：

$$GOV\_VAR = \alpha + \beta_1 * EARN\_TIME + \beta_2 * SIZE + \beta_3 * RETSD + \beta_4 * PUB\_YEARS + \beta_5 * MTOB + \beta_6 * SG + \beta_7 * PR\_ROE + \beta_8 * CEO\_TENURE + \varepsilon \quad (4)$$

$$EARN\_TIME = \lambda + \gamma_1 * GOV\_VAR + \gamma_2 * SIZE + \gamma_3 * RETSD + \gamma_4 * MTOB + \gamma_5 * SG + \gamma_6 * RD\_INTY + \gamma_7 * AD\_INTY + \gamma_8 * PPE\_INTY + \eta \quad (5)$$

(4) 式及 (5) 式之變數定義參見表 3。以聯立模型考慮盈餘及時性的內生性問題後之迴歸結果列示於表 9。表 9 顯示，除了盈餘及時性與外部股東權益誘因 (*GOV\_SHLDR*) 間之負向關係，由原先的 5% 顯著水準降為 10% 之外 (= -0.21,  $p < .1$ )，其餘結果與 OLS 模型 (3) 一致。亦即，盈餘及時性較低的公司，其公司治理結構之特徵偏向於較高的內部董事權益誘因 (*GOV\_INDIR*)、董事及經理人整體權益誘因 (*GOV\_GROUP*) 及外部股東權益誘因 (*GOV\_SHLDR*)。

整體而言，盈餘及時性與整體治理特徵變數 *GOV\_ALL* 仍呈現顯著的負向關係 (= -0.34,  $p < .01$ )，故盈餘及時性之內生性所產生的潛在估計偏誤並不會重大影響到前述之研究結論。

### 柒、結論與建議

本研究之目的在探討會計盈餘及時性對公司治理結構之影響。會計盈餘代表公司會計系統的一個彙總性衡量，其在治理情境中的有用性，端視本期盈餘能夠捕捉到經理人本期活動與成果對股東價值影響的程度。為檢測盈餘及時性對公司治理結構的影響，本研究首先根據 Ball et al. (2000) 對會計盈餘

表 9 盈餘性質與結構變遷迴歸結果

$$RARN\_TIME = \lambda + \gamma_1 * GOV\_VAR + \gamma_2 * SIZE + \gamma_3 * RETSD + \gamma_4 * MTOB + \gamma_5 * SG + \gamma_6 * RD\_INTY + \gamma_7 * AD\_INTY + \gamma_8 * CEO\_TENURE + \epsilon \quad (4)$$

預期符號	EARN_TIME <sup>c</sup>	SIZE	RETSD	PUB_YEARS	MTOB	SG	PR_ROE	CEO_TENURE	Adjusted R <sup>2</sup>
(-)	-0.19 (-0.77)	-0.02 (-1.21)	0.0742 (1.84)**	-0.47 (-2.39)**	-0.03 (-1.64)	1.12 (1.63)	0.03 (0.33)	0.1313 (1.37)	0.06
(-)	-0.54 (-2.42)***	0.11 (7.41)***	-0.0240 (-0.65)	-0.57 (-3.17)***	0.03 (1.91)*	-0.61 (-0.98)	0.22 (2.50)**	0.14 (1.65)	0.35
(-)	-0.19 (-0.79)	0.06 (3.61)***	-0.04 (-0.10)	-0.41 (-2.13)**	0.02 (0.85)	0.63 (0.92)	0.21 (2.10)**	0.06 (0.65)*	0.15
(-)	-0.55 (-2.37)***	0.11 (6.72)***	0.07 (1.88)**	-0.44 (-2.40)**	0.02 (1.01)	-0.36 (-0.56)	0.23 (2.48)**	0.12 (1.29)	0.29
(-)	-0.21 (-1.52)*	0.02 (1.90)*	0.04 (1.62)*	-0.26 (-2.27)**	0.07 (6.62)***	0.39 (0.98)	0.13 (2.35)**	-0.10 (-1.76)*	0.29
(-)	-0.34 (-2.40)***	0.05 (5.41)***	-0.01 (-0.24)	-0.44 (-3.94)***	0.03 (2.95)***	0.10 (0.25)	0.15 (2.73)***	0.07 (1.22)	0.30

a 樣本數=385。

b 變數定義參見表 3。若 Durbin-Watson 檢定指出迴歸模式有殘差項一階自我相關的問題，則表中所示之估計結果係採用 Fair (1984) 提出的 nonlinear least squares 程序進行處理後之結果。

c 括號內為 t 值。\*\*\*表示 p < .01；\*\*表示 p < .05；\*表示 p < .10。EARN\_TIME 及 RETSD 為單尾檢定，其餘變數為雙尾檢定。



及時性的定義：當期盈餘包含當期經濟所得或價值攸關資訊的程度，利用當期盈餘與股票報酬間的公司別反迴歸分析來估計盈餘及時性衡量。治理結構特徵則分別採用董事會組成、內部與外部董事之權益基礎誘因、董事及經理人整體權益誘因及外部股東權益誘因等相關治理變數作為代理變數。在控制了其他公司特徵後，本研究估計公司的盈餘及時性與各項治理變數間的橫斷面關係。

實證結果發現，盈餘及時性相對較低的公司，其內部董事的權益誘因、董事及經理人整體權益誘因及外部股東權益誘因皆較高。因此，除了董事會組成及外部董事之權益基礎誘因之外，以我國上市公司為樣本所進行的實證結果與 Bushman et al. (2000b) 的研究結果一致。本研究認為，我國董事會組成及外部董事之權益基礎誘因不會隨盈餘及時性高低而調整的可能原因為：(1) 我國大部分的企業為家族型企業，董事會人數及內部董事比例皆涉及公司的權力分配，因此其隨盈餘特性而調整之空間並不大，(2) 外部董事不論持股狀況，在個人聲譽的考量下，皆有誘因盡力做好監督與諮詢建議的活動。此外，若外部董事為投資公司之法人代表，則其持股狀況的調整亦非代表人所能掌控。

若將全部的治理變數整合，本研究亦發現盈餘及時性與整體的治理結構變數間呈現顯著的負向關係。此結果表示，整體而言公司的治理結構是會計盈餘及時性的函數；盈餘及時性相對較低的公司，其治理結構特徵偏向那些能夠協助董事與股東進行高成本監督活動的董事會與所有權結構，俾補充盈餘監督價值之不足。亦即，當公司的盈餘及時性較低時，其盈餘在監督經理人活動所扮演的價值相對較低，此時公司的董事與股東必須進行其他高成本

的監督活動，而公司的所有權結構（較高的權益誘因）正好提供董事及股東足夠的誘因而進行此高成本的監督活動。同樣的道理，若經理人持有的權益較高，根據利益一致性假說（Jensen and Meckling, 1976），經理人亦將較有誘因而以全體股東的利益而履行其管理責任。

大部分目前有關治理機制內生性選擇的相關研究係探索公司道德危險問題之範圍或嚴重性、或監督經理人困難程度等相關因素的角色，而本研究之實證結果支持公司財務會計資訊的特性亦為治理機制選擇的決定因素之一；不佳的會計資訊品質可能增加公司對其他治理機制的需求。因此，未來探討公司治理機制的研究，需要體認治理機制具有互動的特質。

最後，由於本研究發現盈餘及時性與後續的公司治理結構特徵有顯著的關連性，故建議未來的研究，可以探討是否會計數字的資訊特性會造成其他的經濟後果，如自願性的揭露、公司的訊號發射、分析師活動、公司的投資決策、融資選擇及負債與權益資金成本等。

## 參考文獻

謝文馨，1998，家族企業管治機制與盈餘管理之關連性研究，東吳大學會計研究所未出版碩士論文。

郭淑芬，1995，董監事特性與盈餘操縱現象及盈餘品質之關連性研究，中正大學會計研究所未出版碩士論文。

陳家慧，1999，我國上市公司管理機制與盈餘管理相關性之實證研究，政治大學會計研究所未出版碩士論文。

Aggarawal, R., and A. Samwick. 1999. Executive competition, strategic competition, and relative performance evaluation. *The Journal of Finance* 54: 1999-2043.

Ball, R., A. Robin, and J. Wu. 2000. Incentives versus standards: Properties of accounting income in four East Asian countries, and implications for acceptance of IAS. Working paper, University of Rochester.

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

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

Beaver, W., R. Lambert, and S. Ryan. 1987. The information content of security prices- A second look. *Journal of Accounting and Economics* 9: 139-157.

Berle, A., and G. Means .1932. *The Modern Corporation and Private Property*. New York Commerce Clearing House.

Bushman, R., E. Engle, J. Milliron, and A. Smith. 2000a. An analysis of the relation between the stewardship and valuation roles of earnings. Working paper, University of Chicago.

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

Bushman, R., R. Indjejikian, and A. Smith. 1996. CEO compensation: The role of individual performance evaluation. *Journal of Accounting and Economics* 21: 161-193.

Carlin, W., and C. Mayer. 2000. Finance, investment and growth. Working paper, University College London and Said Business School, University of Oxford.

Core, J., and W. Guay. 1999. The use of Equity Grants to manage Optimal



- Incentive levels. *Journal of Accounting and Economics* 28: 151-184.
- DeFond, M., and C. Park. 1999. The effect of competition on CEO turnover. *Journal of Accounting and Economics* 27: 35-56.
- Demsetz, H., and K. Lehn. 1985. The structure of corporate ownerships: Causes and consequences. *Journal of Political Economy* 93: 1155-77.
- Denis, D., and A. Sarin. 1999. Ownership and board structures in publicly traded corporations. *Journal of Financial Economics* 52:187-223.
- Fair, R. C. 1984. Specification, Estimation, and Analysis of Macroeconometric Models. Harvard University Press.
- Fama, E. 1980. Agency problem and the theory of the firm. *Journal of Political Economy* 88: 288-307.
- Fama, E., and M. Jensen. 1983. Separation of ownership and control. *Journal of Law and Economics* 26: 301-25.
- Fan, J., and T. Wong. 2002. Corporate ownership structure and the informativeness of accounting earnings in East Asia. *Journal of Accounting and Economics* 33 (3): 401-425.
- Francis, J., and K. Schipper. 1999. Have financial statements lost their relevance? *Journal of Accounting Research* 37: 319-352.
- Gibbons, R., and K. Murphy. 1992. Optimal Incentive Contracts in the Presence of Career Concerns: Theory and Evidence. *Journal of political Economy* 100:468-505.
- Gigler, F. 1994. Self-enforcing voluntary disclosures. *Journal of Accounting Research* 32: 224-240.
- Hermalin, B., and M. Weisbach. 1998. Endogenously chosen boards of DIRECTs and their monitoring of the CEO. *American Economic Review* 88: 96-118.
- Himmelberg, C., R. Hubbard, and D. Palia. 1999. Understanding the determined of managerial ownership and the link between ownership and performance. *Journal of Financial Economics* 53(3): 353-384.
- Indjejikian, R. 1999. Performance evaluation and compensation research: An agency perspective. *Accounting Horizons* 13 (2): 147-157.
- Ittner, C., D. Larcker, and M. Rajan. 1997. The choice of performance measures in annual bonus contracts. *The Accounting Review* 72: 231-255.
- Jagannathan, R., and S. Srinivasan. 1999. Does product market competition reduce agency costs? *The North American Journal of Economics and Finance* 10:387-399.
- Jensen, M., and W. Meckling. 1976. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics* 3:

305-360.

- La Pora, R., F. Lopez-De-Silanes, A. Shleifer, and R. Vishny. 1998. Law and finance. *Journal of Political Economy* 106: 1113-1155.
- Lev, B., and P. Zarowin. 1999. The boundaries of financial reporting and how to extend them. *Journal of Accounting Research* 37: 353-385.
- McKinsey & Company. 2002. McKinsey Global Investor Opinion Survey on Corporate Governance 2002.
- Natarajan, R. 1996. Stewardship value of earnings components: additional evidence on the determinants of executive compensation. *The Accounting Review* 71(1): 1-22.
- Parrino, R. 1997. CEO turnover and outside succession: A cross-sectional analysis. *Journal of Accounting and Economics* 46 (2): 165-197.
- Paul, J. 1992. On the efficiency of stock-based compensation. *Review of Financial Studies* 5: 471-502.
- Ramesh, K. and R. Thiagarajan. 1995. Intertemporal decline in earnings response coefficients. Working paper, Northwestern University.
- Smith, C., and R. Watts. 1992. The investment opportunity set and corporate financing, dividend, and compensation policies. *Journal of Financial Economics* 87: 255-274.
- Verrecchia, R. 1982. Information acquisition in a noisy rational expectations economy. *Econometrica* 50 (6): 1415-30.
- Verrecchia, R. 1983. Discretionary disclosure. *Journal of Accounting and Economics* 5: 179-194.
- Warfield, T., J. Wild, and K. Wild. 1995. Managerial ownership, accounting choices, and informativeness of earnings. *Journal of Accounting and Economics* 20: 61-91.
- Weisbach, M. 1988. Outside DIRectors and CEO turnover. *Journal of Financial Economics* 20: 431-460.
- White, H. 1998. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica* 48(4): 817-838.
- Wright, D. 1996. Evidence on the relation between corporate governance characteristics and the quality of financial reporting. Working paper, University of Michigan.