

依會計盈餘時效性設計高階主管薪酬 契約：董事會所扮演的角色

蔡柳卿*

國立嘉義大學

摘要

本研究旨在探討依會計盈餘時效性設計之高階主管薪酬契約，是否和董事會有效性（或稱董事會誘因融合度）具有關聯性。董事會依循股東利益加以評估、監督管理者之能力愈強及誘因愈大，則董事會有效性（或董事會誘因融合度）愈高。本研究預期，當董事會有效性愈高，其設計的總經理誘因契約較會依據盈餘時效性來決定盈餘的薪酬權數，俾驅使總經理在決定努力水準時，將本期行動對公司價值當期及未來各期的全部影響皆考慮在內，避免作成短視的決策。本研究以國內上市公司為樣本進行分析，實證結果發現，董事會有效性愈高，則盈餘時效性和高階主管薪酬-盈餘敏感度間的正向關係愈強。此結果支持本研究之預測，顯示董事會誘因融合度愈高時，較能設計誘因一致的管理者薪酬契約，進而降低代理問題。

關鍵詞：公司治理、高階主管薪酬、董事會、盈餘時效性

*作者衷心感謝兩位評審委員的悉心指正與寶貴意見。

收稿日：2004 年 11 月

接受日：2006 年 8 月

三審後接受

The Design of Top Executive Compensation Contracts Based on the Timeliness of Accounting Earnings: The Role of the Board of Directors

Liu-Ching Tsai

National Chia-Yi University

Abstract

The purpose of this paper is to empirically examine whether the effectiveness of the board (or the degree of director incentive alignment) is associated with the design of top executive compensation contracts based on the timeliness of earnings. This study refers to the extent to which a board of directors exhibits characteristics consistent with the ability and incentive to monitor and evaluate top management in the interests of the firm's shareholders as the degree of board's effectiveness or director incentive alignment. This paper predicts that when the degree of director incentive alignment is higher, the incentive weight on earnings is more likely to embed the timeliness of earnings to capture dynamic aspects of the marginal product of current period action not captured by current period earnings. Using a sample of Taiwanese listed firms, this study finds that the positive relation between measures of earnings timeliness and measures of executive compensation-earnings sensitivity are significantly stronger as the board's effectiveness increases. This result supports the prediction that the more effective board would design more incentive-aligned executive compensation contracts to mitigate the managerial moral hazard problem.

Keywords: *Corporate governance, Top executive compensation, Board of directors, Earnings timeliness.*

Submitted November 2004
Accepted August 2006
After 3 rounds of review

壹、緒論

隨著經營權與所有權日趨分離，引發管理者追求自利、犧牲股東利益的代理問題(Jensen and Meckling 1976)。在股權分散的情況下，公司股東監督管理者的誘因與能力較低，因此董事會被賦予監督經營績效、防制利益衝突及確保公司遵循法令等廣泛職權。然而，由於高階管理者的行動通常難以直接監督，因此董事會也透過有效的誘因契約，評估管理者績效並制定薪酬，俾激勵其採取極大化公司價值的行動。儘管如此，一些學者對董事會在薪酬制定方面提出批評，例如缺乏獨立性、設計的誘因契約係獎勵短期財務結果、薪酬與企業績效的關連性薄弱等（如Blair 1995）¹，尤其自2001年美國安隆(Enron)案後國內外一連串的會計詐欺事件，使公司治理機制與薪酬設定過程更加受到各界的關注。

過去一些研究探討公司治理特徵與高階主管薪酬水準的關係（如 Boyd 1994；Core, Holthausen and Larcker 1999 等）。以 Core et al. (1999)為代表的這脈文獻，主要是觀察管理者是否利用較弱的治理機制來獲取超額報酬，然而，這類研究並未討論治理機制如何影響管理者薪酬契約中績效指標的運用。

關於績效指標的採用，已有許多研究發現，會計績效指標被廣泛運用於高階主管薪酬契約中(Lambert and Larcker 1987; Sloan 1993; Baber, Janakiraman and Kang 1996; Ittner, Larcker and Rajan 1997; Murphy 1999)。然而，會計盈餘也往往被批評導致管理者過於短視、忽略有價值活動(Duru, Iyengar and Thevaranjan 2002)、受到管理者採用之會計方法的影響(Sloan 1993)等缺失。因此，已有研究根據最適契約觀點，探討董事會是否洞悉盈餘數字的本質與背景，進而調整決定薪酬的盈餘數字(Dechow, Huson and Sloan 1994; Gaver and Gaver 1998; Duru et al. 2002)，或是針對公司特性與盈餘的資訊品質來調整盈餘薪酬權數(Banker and Datar 1989; Lambert and Larcker 1987; Sloan 1993; Baber, Kang and Kumar 1998; Bushman, Engel and Smith 2006; 傅鍾仁、歐進士與張寶光 2002; 洪玉舜與王泰昌 2005)²，俾設計最適誘因契約。其中，Baber et al. (1998)及 Bushman et al. (2006)發現董事會會考慮盈餘的持續性與評價功能等資訊品質，來設計薪酬權數以減少管理者短視決策。然而，這脈文獻的證據，未能說明依資訊品質設計薪酬契約的能力與誘因，是如何隨著董事會有效性而變化。因此，本研究將董事會有效性納入考量，來延伸這些研究³。

¹ 國內的報導（如劉俞青 2002）亦指出，許多公司執行長酬勞增加幅度大於公司盈餘成長幅度，或公司獲利雖在衰退中，但執行長所支領的酬勞卻逆勢增加。

² Banker and Datar (1989)分析性研究中指出，在最適契約觀點下，績效衡量指標的敏感性(sensitivity)與精確性(precision)會影響市場面指標與會計面指標對高階主管薪酬的相對權數，Lambert and Larcker (1987)、Sloan (1993)及國內傅鍾仁等 (2002)、洪玉舜與王泰昌 (2005)等之實證結果得到相同的發現。

³ 本研究基本上是依循 Core et al. (1999)的觀點（但本研究的薪酬決策與他們不同），認為並非所有公

Bushman et al. (2006)提出的盈餘評價特性和 Bushman, Chen, Engel and Smith (2004)、Ball, Kothari and Robin (2000)的盈餘時效性(earnings timeliness)概念相同⁴, 係指本期盈餘包含本期經濟所得或價值攸關資訊的程度(後文中均以「盈餘時效性」來代表此一資訊品質)。由於新經濟下公司的價值創造取決於無形投資, 導致會計盈餘的價值攸關性有逐年降低的趨勢(Lev and Zarowin, 1999; 李華與王泰昌 2003)。因此, 若能根據盈餘時效性來調整薪酬與盈餘之連結程度, 應可有效激勵管理者分配資源於諸如創新等無形投資活動, 驅使管理者與股東誘因一致並減少短視問題⁵。鑑此, 本研究擬針對此一薪酬設計問題進行探討。

Milliron (2000)將治理機制納入考量, 探討董事會特性對總經理薪酬設計的影響, 其發現薪酬契約中誘因強度(或稱薪酬績效敏感度)的高低, 和董事會監督機制間具有互補的關係。國內林淑惠與胡星陽(2003)亦發現台灣較大規模之上市公司中, 存在類似情形。雖然林淑惠與胡星陽(2003)及Milliron (2000)均有考量治理結構對薪酬設計的影響, 然而, 這些研究僅聚焦於「薪酬與績效連結程度」(誘因強度), 而未觸及績效指標資訊品質對此一連結程度的影響。由於有效激勵的誘因契約不單是機械性地加強績效與薪酬間的連結程度, 而應視績效指標的資訊品質來決定其誘因強度, 據此, 本研究考量盈餘時效性對誘因強度的影響, 藉以深入捕捉董事會在激勵與監督管理者所投注的努力。⁶

雖然國內董事會中, 鮮少公司設有獨立專責機構(如國外的薪酬委員會)來設定高階主管薪酬契約。但依據我國公司法第29條, 董事會係負責設計並決定高階主管的薪酬, 故綜合前述, 本研究旨在針對國內上市公司, 探討董事會特性對於高階主管薪酬設計有效性的影響。本文所稱的「薪酬設計有效性」, 是指依據盈餘時效性決定薪酬-盈餘敏感度, 俾使管理者與股東利益趨於一致

司的薪酬設計均能處於最適狀態, 有些公司會接近最適契約訂定, 有些則否, 而其間差異即由公司治理(本研究專注於董事會有效性)差異來解釋。文獻探討中亦有詳細說明。

⁴ Bushman et al. (2004)探討盈餘時效性和公司治理機制間的互動關係, 該文採用 Ball et al. (2000)的概念, 將盈餘時效性定義為本期盈餘包含本期經濟所得或價值攸關資訊的程度, 其中採用的三項代理變數中, 有一項為 Bushman et al. (2006)衡量盈餘評價功能所採用的盈餘反應係數。

⁵ 所謂管理者短視(managerial myopia), 是指為了滿足短期目標, 而對於諸如研究發展、廣告及員工訓練等長期的無形投資計劃, 有投資不足的情形(Porter 1992)。由於無形投資支出均被費用化(Lev 2001), 總經理通常會擔心從事創新活動而降低短期盈餘, 因此基於自利而有刪減研發支出的行為(Dechow and Sloan 1991), 這種短視作法可被有效的 CEO 薪酬設計所緩和(Cheng 2004)。由於市場股價會反映創新投資對公司價值的影響(Lev and Sougiannis 1996), 因此, 本研究此處係主張, 若公司的盈餘時效性低, 即盈餘捕捉公司價值變動之資訊的程度較低, 則公司在制定薪酬時, 若能了解公司盈餘的資訊特質後再據以降低「盈餘和薪酬間的連結強度」(亦即降低盈餘的薪酬權數), 此時總經理比較不會因為投資於創新活動而受到降低薪酬的懲罰, 如此可以激勵管理者基於極大化公司價值(而非本身利益)的考量, 有效分配資源。

⁶ 關於薪酬契約中「績效指標和薪酬之關聯性」, 一般用詞包括酬勞與績效連結程度(林淑惠與胡星陽 2003)、誘因強度(incentive intensity; Milliron 2000)、薪酬績效敏感度(pay-performance sensitivity; Milliron 2000)等, 由於這些用詞直覺上可判定係相同意義, 且散見於和薪酬議題有關的諸多文獻中, 故本研究並不刻意予以統一, 而係適度地忠於原作交互使用。

的程度。若盈餘時效性和薪酬-盈餘敏感度的關聯性愈高，則愈能驅使高階主管在決定努力水準時，將其本期行動對公司價值之當期及未來各期的全部影響皆考慮在內，藉以避免短視近利之決策。其次，本文所謂的「董事會有效性」，係指董事會在評估與監督管理者時能夠降低代理問題的程度。Milliron (2000) 認為董事會降低代理問題的程度，是「董事會誘因」與「股東目標」融合程度的函數。本研究採用其主張，並在後文中以「董事會誘因融合度」(director incentive alignment)及「董事會有效性」交互使用。

以我國1997-2002年上市公司為樣本進行分析，結果發現，在控制其它影響薪酬-盈餘敏感度之因素後，企業的盈餘時效性愈低（高）時，其高階主管薪酬-盈餘敏感度愈低（高），亦即盈餘時效性和薪酬-盈餘敏感度間成正向關係。此外亦發現，當董事會與股東的誘因融合度越高時，此一正向關係更強。此結果支持本文提出的研究假說，顯示誘因融合度較高的董事會，在設計薪酬契約時會考量績效指標的資訊品質，促使管理者在決定當期努力水準時，較能考量到本期行動對公司價值當期及未來各期的全部影響，俾使高階主管的財富與股東的財富更為緊密連結。

本研究具有以下貢獻。就學術上而言，過去研究發現，隨著董事會的治理動機與能力增強，董事會將會設計誘因強度較高的契約。本研究進一步發現，與股東誘因融合度較高的董事會除了強化誘因強度外，亦會視績效之資訊品質（本文的焦點是盈餘時效性）來調整誘因強度，故本研究之證據可進一步補充這類文獻。此外，過去許多研究探討董事會結構對公司績效之影響，大致均發現與股東誘因較為融合的治理結構，較能有效降低代理問題，增進公司績效，本研究則專注在薪酬契約的有效設計，從另一角度對董事會結構的治理有效性提供佐證。就實務與政策意涵而言，目前正值國內積極宣導建置完備的治理機制、期能提高國際評等之際，本研究之證據應對國內強化公司治理之實務作法與政策制定上，具有參考價值。

本文其餘內容簡述如下：第貳節為文獻探討與假說發展；第參節為研究方法；第肆節實證結果分析與討論；第伍節為敏感度分析；最後是結論與建議。

貳、文獻探討與研究假說

一、會計盈餘與薪酬契約

根據代理理論，主理人在不加諸代理人非必要風險的情況下，透過在薪酬契約中使用績效衡量以及相對誘因權數之運用，可以有效激勵代理人採取極大化公司價值的行動。一些分析性研究即指出，會計盈餘係評估管理者績效，決定薪酬的基本指標(Holmstrom 1979; Banker and Datar 1989; Baker, Gibbs and Holmstrom 1994)。而實證上也已發現，會計盈餘與高階主管薪酬間具有強烈的關聯性(Lambert and Larcker 1987; Jensen and Murphy 1990; Sloan 1993; Gaver

and Gaver 1998 ; 傅鍾仁等 2002 ; 林穎芬與劉維琪 2003 ; 林淑惠與胡星陽 2003 ; 洪玉舜與王泰昌 2005) , 顯示盈餘數字被運用於高階主管薪酬契約中。

除了利用統計分析檢測盈餘與薪酬關聯性外, 一些研究也直接調查公司紅利計畫使用的績效衡量指標。例如, Murphy (1999) 使用 Towers Perrin 於 1996-1997 所執行的調查資料進行研究, 發現 177 家樣本公司中, 有 161 家明確表示其年度紅利計畫中, 至少使用一項以上的會計利潤衡量。Ittner et al. (1997) 蒐集 1993-94 年間 317 家美國公司年度紅利計畫中「實際使用」的績效衡量資料, 發現這些公司中有 312 家使用至少一項財務衡量來決定總經理 (chief executive officer, CEO) 的年度紅利水準; 其中每股盈餘 (earnings per share)、淨利 (net income) 與營業利益 (operating income) 是最常用的財務績效衡量。

上述文獻說明了會計資訊系統扮演評量與監督角色, 是公司治理機制中的重要一環。然而, 過度強調會計盈餘績效則遭致一些批評。例如, 研發活動通常對公司價值具有正面影響 (Lev and Sougiannis 1996), 但在現行 GAAP 下, 研發支出係被費用化處理而使當期盈餘減少 (Lev 2001)。因此, 高階管理者將偏好刪減研發支出而採用極大化私利的短視投資決策 (Dechow and Sloan 1991)。其他諸如廣告、顧客關係維持及員工訓練等無形投資活動, 亦均對當期盈餘有負面影響而易招致投資不足的問題。

面對這類潛在的短視誘因, 過去文獻發現, 董事會會透過有效的薪酬設計來激勵管理者採取創造公司最大價值之活動。可能的方式包括考量非會計基礎績效指標的誘因契約, 例如在主觀評量績效時, 考量管理者對無形投資的努力 (Bushman, Indjejikian and Smith 1996)、在薪酬契約中併入諸如創新和專利權等特定的非財務指標 (Ittner et al. 1997; Balkin, Markman and Gomez-Mejia 2000), 以彌補會計資訊之不足。另外, 亦可調整決定薪酬的 GAAP 盈餘數字, 將研發與廣告等策略性支出加回 (Duru et al. 2002; Cheng 2004); 或根據盈餘特性與公司特性來調整其盈餘薪酬權數 (Lambert and Larcker 1987; Smith and Watts 1992; Sloan 1993; Baber et al. 1998; Bushman et al. 2006; 傅鍾仁等 2002; 洪玉舜與王泰昌 2005), 俾降低或消除有利公司長期價值之行動對會計盈餘的負面效果。

然而, 上述證據僅說明平均而言, 董事會能有效設計薪酬契約, 俾減少短視決策, 但未能回答董事會治理有效性, 如何影響盈餘資訊品質和薪酬-盈餘敏感度的關係。換言之, 上述文獻多係針對公司治理均衡狀態下的最適契約進行探討, 並未觸及公司治理偏離均衡時的薪酬契約現象。

根據 Bushman et al. (2004) 採用的觀點: 觀察到的治理結構應代表公司契約環境內生決定之最適契約安排, 亦即假設公司治理結構是均衡狀態下的最適結果。作者探討的治理機制之一為薪酬組合, 其強調當公司的會計盈餘時效性較差時, 公司會強化激勵誘因 (即薪酬中權益基礎誘因計畫與長期誘因計畫的比重較高), 來驅使經理人與股東利益更為一致。然而, Bushman et al. (2004) 亦

指出，另有一脈治理文獻的觀點，是將某些結果以「偏離均衡的現象」來解釋，例如Core et al. (1999)的研究。Core et al. (1999)舉出諸多文獻來佐證「最適治理機制的存在」是缺乏一致證據的，因此，其觀點是：無效的治理機制（含董事會結構），會使CEO賺取較多「經濟決定因素以外」的薪酬（此時並非最適薪酬水準），亦即無效的治理機制會導致薪酬設計並非最適。

本研究探討之薪酬決策的相關文獻（Banker and Datar 1989；Lambert and Larcker 1987；Sloan 1993；Baber et al. 1998；Bushman et al. 2006；傅鍾仁等 2002；洪玉舜與王泰昌 2005），係基於最適契約觀點，預測公司會根據盈餘特性將盈餘薪酬權數做最適的安排（亦屬最適契約設計），而本研究的主要焦點，是進一步依循Core et al. (1999)的觀點來延伸上述研究。鑑此，以下將進一步討論董事會有效性差異對薪酬設計之影響，並建立本研究待檢定之假說。

二、董事會誘因-股東目標融合度與薪酬設計有效性—假說發展

公司的治理機制有效性較高時，具有提供較佳監督效果的能力與努力，進而產生較多關於高階主管行為的資訊，而額外的資訊可用於對總經理的努力做出較佳推論，並改善對管理者的薪酬設計。公司治理對薪酬設計之影響的文獻中，所討論的薪酬決策著重於(1)『薪酬水準的決定』，和(2)『薪酬與績效連結的強度（即誘因強度）』不同面向的問題(Denis 2001)。在建立本研究假說之前，先就過去文獻討論公司治理對這兩種薪酬設計問題的影響。

首先，就薪酬水準的決定而言，Gomez-Mejia, Tosi and Hinkin (1987)指出，在有效的治理機制下，管理者很難額外獲取超出客觀預測因子所決定的薪酬。Boyd (1994)指出，當公司在決定高階主管薪酬時，高階主管會試圖極大化個人財富，至於是否成功，尚須視董事會的監督力量而定。同樣地，Core et al. (1999)也發現，當CEO兼任董事長、董事會規模越大、及外部董事由CEO指派的比例越高時，董事會監督效果較差，因而CEO的薪酬也越高。國內相關研究方面，曾玉潔 (2000)、吳政穎 (2000)都發現，當總經理兼任董事長時，其薪酬水準較高。綜而言之，管理者會利用較弱的治理機制來增加本身的薪酬水準，當董事會的控制越無效時，高階主管的薪酬越高。

其次，就誘因強度的設計而言，Milliron (2000)發現美國過去二十年來的董事會特性(包括董事的可課責性(accountability)、獨立性(independence)及有效性(effectiveness))的變化，呈現出董事的誘因與股東的利益越趨融合，同時發現董事會設計的薪酬契約中，管理者財富與股東財富的關連性越強；亦即誘因契約中誘因強度的高低和董事會的監督機制有互補的關係。在國內研究方面，林淑惠與胡星陽 (2003)以台灣證券交易所上市公司總經理薪酬進行實證研究，發現大公司的監督機制和薪酬-績效敏感度呈互補關係，顯示當經理人投入不易被掌握時，隨著董事會與大股東的治理動機與能力增強，董事會將會設計薪酬與

績效連結程度較高的誘因契約。其探討的治理機制包括董事會中非總經理關係人比例, 以及最大股東的絕對持股比例和相對持股比例。

本研究有別於上述兩種薪酬設計問題, 主要係針對「依績效指標資訊品質決定績效指標誘因強度」的薪酬決策, 探討董事會特性對此一薪酬決策的影響為何。根據過去文獻可知, 董事會對公司財務報表品質具有判斷與監控能力 (Fama and Jensen 1983; Beasley 1996; Klein 2002; Xie, Davidson III and DaDalt 2003; 李建然與廖益興 2003), 故理論上而言, 董事會具有專業知識與能力, 來判斷公司盈餘是否能夠反映出攸關長期價值創造的管理者當期決策。例如, 若盈餘降低的原因為管理者投資較多的員工訓練、客戶服務及研發支出, 則其薪資水準不應受到盈餘降低之影響。此外, 由於董事會降低代理問題的程度是董事與股東誘因融合程度的函數(Milliron 2000), 本研究以董事與股東誘因融合度來衡量董事會治理機制的品質。當董事會的誘因與股東利益越融合者, 董事們越會確實地行使監督職權, 有效評估管理階層之行動與效能, 進而更能瞭解當期會計盈餘捕捉攸關資訊的程度。因此, 本研究預期當董事會與股東之誘因融合程度愈高 (治理有效性較高) 時, 其設計之誘因契約中, 薪酬-盈餘敏感度與盈餘時效性的關聯性較強。據此, 本文提出以下研究假說:

假說: 董事會與股東之誘因融合程度越高, 則愈能強化薪酬-盈餘敏感度與盈餘時效性的關聯性。

參、研究方法

一、研究樣本與資料蒐集

本研究以國內上市公司為研究對象, 研究期間為 1997 年至 2002 年。研究期間裏初步取得之上市公司樣本共計 2946 筆(公司/年), 進一步選取樣本的過程如以下說明: (1)刪除非曆年制之公司, 共計 12 筆; (2)剔除營業性質及會計實務特殊, 且受政府管制之金融保險業, 共計 175 筆; (3)新上市公司及現金增資公司較強的盈餘管理動機及異常股價效應, 可能使盈餘時效性的衡量產生偏差, 故將研究期間裏這類樣本加以刪除, 兩者共計 419 筆; (4)刪除研究期間內總經理更換當年及次年之樣本, 亦即總經理未連續在位兩年之觀察值, 共計 294 筆; (5)刪除計算盈餘反應係數及盈餘與股票報酬反迴歸分析時資料不全之樣本, 共計 604 筆; (6)排除總經理薪酬、董事會特性相關資料及其他財務變數資料為遺漏值的樣本, 共計 278 筆; (7)依 Belsley, Kuh and Welsch (1980)提出的方法, 將本文迴歸分析中 Studentized residual 數值超過 2 的觀察值, 視為極端值而予以刪除, 共計刪除 60 筆。茲將樣本篩選過程列示於表一。

表二系列示樣本公司之產業及年度分佈狀況。表二中可看出紡織纖維業與電子業所佔比重最高, 主要係此二產業之上市公司家數較多所致。由於本研究之樣本涵蓋了多年度及多產業, 故後續在迴歸分析中將考量產業及年度效果 (fixed industry and year effects), 藉以捕捉固定的(constant)產業及時間特定因素

之影響，如產業風險及年度景氣等。關於資料來源，總經理薪酬資料係取自台灣經濟新報社(TEJ)之上市公司經理人員薪酬資料庫；相關的財務資料取自 TEJ 財務資料庫；調整後股票報酬則取自 TEJ 股價資料庫。此外，本研究所需的董事會特性相關資訊，係取自公司股東會年報及公開說明書。

表一 樣本篩選過程彙總表

1997 年至 2002 年間上市公司之總數	2946
減：非曆年制公司	(12)
金融保險業	(175)
研究期間新上市之樣本	(270)
研究期間辦理現金增資之樣本	(149)
研究期間有總經理更換	(294)
計算盈餘反應係數及盈餘-報酬反迴歸所需前期資料不足	(604)
總經理薪酬、董事會特徵相關資料及其他財務變數資料為遺漏值	(278)
極端值	(60)
最後納入資料分析之樣本	1104

表二 樣本公司產業/年度分佈表

產業別	86		87		88		89		90		91		總計	
	家數	比例	家數	比例	家數	比例	家數	比例	家數	比例	家數	比例	家數	比例
水泥業	6	5.22	7	4.93	6	3.26	6	3.00	7	3.07	6	2.55	38	3.44
食品業	9	7.83	12	8.45	13	7.07	15	7.50	12	5.26	6	2.55	67	6.07
塑膠業	12	10.43	9	6.34	12	6.52	14	7.00	13	5.70	4	1.70	64	5.80
紡織纖維業	19	16.52	25	17.61	31	16.85	32	16.00	32	14.04	31	13.19	170	15.40
電機機械業	3	2.61	4	2.82	6	3.26	8	4.00	11	4.82	16	6.81	48	4.35
電器電纜業	3	2.61	7	4.93	9	4.89	6	3.00	9	3.95	10	4.26	44	3.99
化學業	8	6.96	9	6.34	15	8.15	13	6.50	14	6.14	7	2.98	66	5.98
玻璃陶瓷業	2	1.74	4	2.82	3	1.63	3	1.50	4	1.75	4	1.70	20	1.81
造紙業	5	4.35	5	3.52	5	2.72	5	2.50	5	2.19	5	2.13	30	2.72
鋼鐵業	7	6.09	10	7.04	10	5.43	12	6.00	14	6.14	18	7.66	71	6.43
橡膠業	7	6.09	7	4.93	7	3.80	5	2.50	6	2.63	8	3.40	40	3.62
汽車業	1	0.87	2	1.41	0	0.00	2	1.00	3	1.32	3	1.28	11	1.00
電子資訊業	14	12.17	14	9.86	25	13.59	30	15.00	44	19.30	64	27.23	191	17.30
營造建材業	4	3.48	4	2.82	9	4.89	12	6.00	15	6.58	26	11.06	70	6.34
運輸業	5	4.35	6	4.23	8	4.35	10	5.00	10	4.39	12	5.11	51	4.62
觀光業	3	2.61	2	1.41	5	2.72	5	2.50	4	1.75	5	2.13	24	2.17
百貨業	2	1.74	5	3.52	8	4.35	6	3.00	7	3.07	3	1.28	31	2.81
其他業	5	4.35	10	7.04	12	6.52	16	8.00	18	7.89	7	2.98	68	6.16
總計	115	100	142	100	184	100	200	100	228	100	235	100	1104	100

二、實證模式及變數衡量

本研究之假說係預測：董事會與股東之誘因融合程度越高，則愈能強化薪酬-盈餘敏感度與盈餘時效性的關聯性。茲以下列迴歸模式來進行檢測：

$$CES_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 EARN_TIME_{it} + \gamma_2 ALIGN_{it} + \gamma_3 EARN_TIME_{it} \times ALIGN_{it} + \gamma_4 GROWTH_{it} + \gamma_5 UESTD_{it} + \gamma_6 RETSTD_{it} + \gamma_7 LEV_{it} + \gamma_8 SIZE_{it} + \sum_{j=1997}^{2001} b_j YEAR_j + \sum_{k=1}^{18} c_k IND_k + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，

CES_{it}	=	i 公司 t 期之高階主管薪酬 - 盈餘敏感度；
$EARN_TIME_{it}$	=	i 公司 t 期之會計盈餘時效性；
$ALIGN_{it}$	=	i 公司 t 期之董事與股東誘因融合程度；
$GROWTH_{it}$	=	i 公司 t 期之成長機會；
$UESTD_{it}$	=	i 公司 t 期之未預期盈餘變異性；
$RESTD_{it}$	=	i 公司 t 期之股票報酬變異性；
LEV_{it}	=	i 公司 t 期之負債比率；
$SIZE_{it}$	=	i 公司 t 期之公司規模；
$YEAR_j$	=	年度虛擬變數，若為 j 年 ($j=1997\dots2001$)，其值為 1，否則為 0；
IND_k	=	產業虛擬變數，若為 k 產業 ($k=1\dots17$)，其值為 1，否則為 0；
ε_{it}	=	隨機誤差項。

以下進一步說明模式(1)中採用各項變數的理論依據及其變數定義，其中，本研究對於總經理薪酬-盈餘敏感度(CES)及會計盈餘的時效性($EARN_TIME$)均採用多種衡量方式，俾加強研究結果之堅實性。

1. 薪酬-盈餘敏感度(CES)

本研究探討的高階主管係以總經理為對象。總經理薪酬中包括薪資、獎金、特支費及紅利之合計數⁷。值得注意的是，國內並未強制要求公司揭露這些薪酬組成細項，一般僅揭露各項薪酬之合計數，且有申報股票紅利者亦僅以面額十元計算，故當公司股票市價與面值不等時，總經理薪酬可能產生偏誤。這項揭露實務，使得目前國內從事薪酬議題的研究均受到難以精確掌握「股票紅利」的限制。國內林淑惠與胡星陽 (2003)是首篇在探討高階經理人酬勞結構時，嘗試估計股票紅利價值調整薪酬的研究。為盡量降低本研究之薪酬變數衡量誤差，本研究之分析將採用林淑惠與胡星陽 (2003)的方法設算股票紅利價值來調整薪酬。

本研究首先針對樣本中各年度有發放員工股票紅利的樣本進一步確認應否進行調整。若除權日所屬月份之總經理持股增量，超出其獲得分配之股票股利，則該部分視為總經理獲分配之股票紅利股數，然後乘以股東會當日的收盤

⁷ 由於國內可實際取得關於上市公司高階主管的獎酬資料內容，主要來自證券發行人財務報告編製準則第 18 條第三項 (民國 94 年 9 月 27 日修正前條文) 公司財務報告之揭露要求，其中規定應揭露最近會計年度支付給總經理及副總經理之薪資、獎金、特支費及紅利總額。此外亦要求揭露給予高階主管的其他特權消費，例如汽車、房屋或其他專屬個人支出等，這部分的報償並無公司間可以一致比較的基礎，故排除不予納入總經理薪酬中。其揭露的薪酬內容中未單獨揭露有關股票紅利的部分。

價，即得股票紅利的市值，該估計的股票紅利市值減去面值即為應調整金額。本研究最後共計有 88 個樣本需調整股票紅利價值，全體樣本經調整後的薪酬平均數為 395 萬元⁸。

此一調整方式下，若是總經理在該期間買進（賣出）股票，有可能導致總經理股票紅利數量的高估（低估）。因此，本研究採用兩種方法來佐證此一估算方式產生偏誤的可能性不會太大。首先，本研究參酌林淑惠與胡星陽（2003）的作法，根據總經理按月申報公告的持股比例，計算其整年平均發生變動的次數分別為：86 年平均 1.5 次⁹；87 年平均 1.56 次；88 年平均 1.46 次；89 年平均 2 次；90 年平均 2.65 次；91 年平均 2.07 次，由此數據看來，總經理全年買賣股份的頻率很低。其次，本研究亦針對有調整股票紅利市價的觀察值中，逐一了解其總經理申報轉讓持股的情形，結果發現在除權日所屬月份前三個月內申報轉讓者，僅有 5 筆觀察值，若將這些可能造成估算誤差的觀察值排除重新分析，亦未對結果產生影響。

關於會計盈餘，係以繼續營業部門稅前淨利來衡量。總經理薪酬及公司盈餘均分別以前期總資產平減之，俾降低總經理薪酬水準及公司盈餘之規模效果。由於國內薪酬資料揭露之年度期間過短，透過迴歸模式估計各公司的高階主管薪酬-盈餘敏感度並不穩定。Lippert and Porter (1997)指出，以迴歸模式估計總經理薪酬-績效敏感度需要 8~15 年的長期資料，且其所得的迴歸結果未必較精確。而以較近期的資訊直接衡量薪酬-績效敏感度的方式，可以考量到公司當時所面臨之薪酬與績效必須相連結的壓力。因此，本研究參考 Lippert and Porter (1997)的作法，以當期總經理薪酬變動數除以當期盈餘變動數，來衡量總經理薪酬對盈餘的敏感度。

2.會計盈餘的時效性(EARN_TIME)

本研究所指的盈餘時效性，是根據過去學者(Ball et al. 2000; Bushman et al. 2006; Bushman et al. 2004)提出的概念，定義為本期盈餘包含本期經濟所得或價值攸關資訊的程度，由於公司之真實權益價值並無法取得，故使用股價來做為權益價值的估計。據此，以下係透過盈餘和股價之關係，來建構衡量盈餘時效性的代理變數。由於使用單一變數並無法充分衡量盈餘時效性(Bushman et al. 2004)，故本文依循該研究的作法，同時採用多種代理變數的衡量方式，以求周延。茲分別說明如下：

(1) 盈餘反應係數(ERC)

當盈餘包含價值攸關資訊的程度愈高時，投資人也更會使用盈餘資訊來判斷公司價值，進而股票市場反映盈餘資訊的程度愈高。如下列(2)式所示，本研

⁸ 林淑惠與胡星陽（2003）以 85 年至 88 年為研究期間，498 個研究樣本中共計 58 個樣本需調整股票紅利價值，其調整後總經理薪酬平均約為 379 萬元。

⁹ 林淑惠與胡星陽（2003）一文中，僅以 86 年的估計結果為例，估計結果為平均 1.7 次。

究以異常報酬與未預期盈餘間的迴歸分析,來估計每家樣本公司的盈餘反應係數(ERC),亦即(2)式的 a_1 估計值,此處要求每家公司要有連續 24 季(6年)的資料以利估計。預期當盈餘資訊愈有用時,則盈餘反應係數愈高。其估計模式如下:

$$QAR_{iq} = a_0 + a_1 UQE_{iq} + e_{iq} \quad (2)$$

其中,

- QAR_{iq} = i 公司 q 季季盈餘宣告期間裏, 30 天(-29,+1)的市場調整後累積異常報酬, 令其季盈餘宣告日為第 0 日;
- UQE_{iq} = i 公司 q 季未預期盈餘, 並以 q 季的期初股價平減之。其中, 未預期盈餘係以本期 q 季繼續營業部門稅前淨利與前期 q 季繼續營業部門稅前淨利之差額來衡量, $q=1, 2, 3, 4$;
- e_{iq} = 隨機誤差項。

(2) 「盈餘與股票報酬反迴歸」模式的股票報酬係數及判定係數(R^2)

除了採用盈餘反應係數外,本研究亦參考 Basu (1997)、Ball et al. (2000)及 Bushman et al. (2004)的研究,計算(3)式盈餘與股票報酬反迴歸(reverse regression)模式中的股票報酬(RET)估計係數(後文亦簡稱反迴歸斜率,以 REV_SP 代表),以及(3)式的判定係數 R^2 (後文中以 REV_RSQ 代表),來衡量盈餘的時效性。對於反迴歸模式,本研究要求公司至少需擁有過去連續 6 年的股票報酬及盈餘資料,以利估計。其模式列示如下:

$$EARN_{it} = b_0 + b_1 NEG_{it} + b_2 RET_{it} + b_3 NEG_{it} \times RET_{it} + u_{it} \quad (3)$$

其中,

- $EARN_{it}$ = i 公司 t 期經期初權益市值平減後的繼續營業部門稅前淨利;
- RET_{it} = i 公司 t 期股票之年報酬率,係以 t 年底前 8 個月至 t 年底之後 4 個月止,共計 12 個月的月報酬率複利計算而得¹⁰;
- NEG_{it} = 為一虛擬變數,若 RET 為負,其值為 1,否則其值為 0;
- u_{it} = 殘差項。

(3)式中股票報酬估計係數(REV_SP)及判定係數 R^2 (REV_RSQ),係衡量個別公司當期會計盈餘捕捉當期權益價值改變程度的代理變數。若盈餘愈是延遲反映出管理者從事的創造公司價值之活動,則預期REV_SP的值將越低,反之則愈高; b_2 係捕捉好消息已反映在公司盈餘的相對速度。由於會計的保守原則,故預期盈餘反映壞消息的速度比好消息要快,(2)式中的定式可容許 b_2 捕捉股價中的好消息反映在會計盈餘中的速度,而 $b_2 + b_3$ 可捕捉壞消息反映到會計

¹⁰ 上市公司依據證券交易法第 36 條,應於每營業年度終了後四個月內公告並向主管機關申報經會計師查核簽證、董事會通過及監察人承認之年度財務報告。因此,為確保市場投資人已充分掌握公司年報資訊,故本研究以截至次年 4 月底的 12 個月年度報酬來衡量, Bushman et al. (2004)及 Basu (1997)之報酬衡量方式亦有類似的考量。為周延起見,本研究亦如 Basu (1997)另外採用 t 年 1 月至 12 月底的會計年度年度報酬(fiscal year returns)來衡量,分析結果顯示與前述結果並無重大差異。

盈餘中的速度。國內曹壽民、金成隆、藍心梅與陳俊雄 (2001)的證據顯示，大多數公司會採用較保守之會計原則；而姜家訓與葉鴻銘 (2005)亦發現，台灣非金融業上市櫃公司之盈餘具穩健性，即盈餘反映經濟損失之時效性高於其反映經濟利益之時效性。這些證據顯示，在台灣環境下欲衡量會計時效性時，考量穩健性原則的影響是有必要的。

(3)會計盈餘時效性綜合指標(ETIDX)

運用各項時效性因素的百分位等級分數(percentile ranks)形成綜合指標，可以緩和各項時效性因素的潛在衡量誤差問題(Greene 2003)，因此，本研究參酌 Bushman et al. (2004)的作法，彙總上述三個不同面向的盈餘時效性衡量(ERC、REV_SP、及REV_RSQ)以計算盈餘時效性綜合指標。首先分別針對ERC、REV_SP、及REV_RSQ這三個變數，計算每一公司在樣本中的百分位等級數值(percentile rank value)，然後以這三個數值之和作為衡量公司盈餘時效性的綜合指標(以ETIDX代表)。該綜合指標數值越高，盈餘的時效性越高，代表當期盈餘捕捉當期所有公司價值變動的程度越高。

3.董事與股東之誘因融合程度(ALIGN)

依循Milliron (2000)，本研究將董事與股東之誘因融合(ALIGN)定義為：董事會依據股東利益來監督與評核高階管理者的能力。Milliron (2000)根據機構投資人及提倡公司治理團體的建議，提出一些可衡量董事誘因與股東極大化公司價值之目標相融合程度的董事會特性，本研究以此為基礎並參酌相關文獻及國內資料可得性，茲以下列變數捕捉影響董事會誘因融合度的相關特性：

(1)外部董事席次比率(OUTBOD)

外部董事席位比率係衡量董事會的獨立性。依據 Fama and Jensen (1983)的主張，董事會之監督有效性會隨著外部董事成員比重而提高；這些外部董事具有努力成為決策控制專家俾發展其聲譽的誘因。此外，過去文獻均佐證：較具獨立性的外部董事席次愈高，具有較佳的監督效果：公司績效會隨著董事會的獨立性而增加（例如，Brickley, Coles and Terry 1994；Byrd and Hickman 1992），Beasley (1996)及 Dechow, Sloan and Sweeney (1996)聚焦於違反一般公認會計原則的財務報導問題，他們均發現外部董事比率和公司發生財務報導舞弊的機率成負向關係，顯示董事會對於是否違反會計準則具有監督效果。另一方面，Klein (2002)及 Xie et al. (2003)均發現獨立董事的監督，有助於抑制使財務報表失真的盈餘管理行為；國內李春安、吳欽杉與葉麗玉 (2003)發現外部董事席次比率很低或高於某一程度之後，繼續增加外部董事席次，會有降低非法行為發生的效果。上述證據顯示獨立董事具有專業性，有誘因與能力監督公司管理者，降低公司的代理成本。因此，本研究預期外部董事席位比率越高，董事會越能有效監督經理人行為，故董事與股東誘因融合程度亦越高。

此外，Yeh, Lee and Woidtke (2001)發現在台灣上市公司中，非最大股東成員擔任董事席位比率愈高，則將增加公司的價值。Yeh and Woidtke (2005)針對台灣上市公司研究發現，和控制家族密切連結的董事會，會和強烈的負向侵佔

效果或較大的代理問題有關,而這類公司亦會受到投資人的負面評價,反之則不然。鑑此,本研究在定義外部董事時,為能有效掌握其獨立性的本質,故亦將「是否為控制家族成員」納入考量。

外部董事比率係定義為「外部董事席次數目」除以「董事會席次總數」。本文的外部董事係指沒有兼任公司管理職務、與高階主管不具二親等關係、非總經理所屬控制家族成員以及非控制家族所控制的投資公司法人代表之董事。其中控制家族係指,公司內同一家族成員直接持股及間接透過投資公司持股之比率最高,且持股超過20%之家族¹¹。家族成員包括公司董監事、管理者等二親等以內親屬,此一衡量與李春安等(2003)的作法相似。

必須特別說明的是,本研究樣本期間涵蓋 1997-2002 年,由於自 2001 年起上市公司應於年報中揭露原規定之董監事相關資訊外,尚須額外揭露董監事對專業知識及新規定獨立性條件的符合情形,故理論上 2001、2002 這兩年間,應可從年報獲知董事會中符合目前主管機關要求之獨立董事席次。但因我國過去並未強制設置獨立董事,且對董事會結構要求揭露的資訊有限,故基於各年度判定的一致性,此處無法採行目前主管機關要求的董事獨立性條件來界定獨立外部董事。然本研究所採的定義,是植基於國內外文獻的合理作法。

(2)外部董事非忙碌席次比率(NBOUTBOD)

外部董事非忙碌席次比率係定義為「非忙碌外部董事席次數目」除以「外部董事席次總數」。當外部董事擔任 5 家以上其他公司的董事職位時,本研究將之定義為忙碌外部董事¹²。依據臺灣證券交易所股份有限公司『有價證券上市審查準則補充規定』之第 17 條第一項第四款規定,若董事兼任其他公司之董監事合計超過 5 家以上,則認為該名董事有無法獨立執行其職務之情況。

Core et al. (1999) 及 Milliron (2000)指出,當董事同時擔任太多其他公司的董事職位時,較不可能投入充分的時間善盡董事職務,導致董事會監督機制的有效性降低。¹³因此,若外部董事中,非忙碌董事所佔的比率越高,則外部董事較能有效地發揮其監督機制,故董事與股東之誘因融合程度亦越高。

¹¹ Morck, Yeung and Yu (2000)以投票權(voting right)來定義所有權結構。如果存在一個股東或團體直接(透過登記在其名下的股份)或間接(透過其所控制個體所持有的股份)的投票權超過 20%,便定義該公司為存在控制股東的企業,而非股權分散的企業(wildly held firms)。

¹² 由於早期並無規定上市公司應揭露董事會成員之詳細兼任情形,故本研究僅能系統化查詢出兼任其他公開發行公司董事的資訊,故未能捕捉到兼任非公開發行公司董事的部分,此為本研究之限制。

¹³ 目前,對於外部董事兼任其他公司董事職務所產生的效果,存在分歧的看法。在 Bushman et al. (2004)的研究中,係將外部董事擔任其他公司董事,視為外部董事的品質(聲譽),其以公司中外部董事兼任其他公司董事職務之平均數來衡量外部董事的品質。但其在註釋中也提及:『外部董事可能因為擔任太多職務,過於忙碌而降低監督品質』,因此,作者另外將「擔任其他公司董事超過 4 家」的樣本排除後重作分析。本研究目前的概念則是與 Core et al. (1999)相同,也依循國內法令規範的精神。此作法並非全然否定「外部董事兼任其他公司董事職務」所具有的正面意義,而是著眼於「超額數目」的部分,將超出某個基準數目者界定為忙碌外部董事,而視為對於監督有效性具有負面影響。

(3)董事會規模(BODSIZE)

董事會規模係定義為董事會中董事席位總數。一般認為董事會規模越大，由於溝通效率的問題，故越難針對議題做批判性的辯論，且越容易受到高階管理者的掌控和影響。Yermack (1996) 和 Eisenberg, Sundgren and Wells (1998) 發現，董事會規模與公司績效呈負向關係，亦即隨著董事會規模逐漸擴大，董事會對高階管理者的監督與控制能力將降低，而使權益代理問題增加。同樣地，Core et al. (1999)提出證據指出，董事會規模較大者，其治理有效性較差而使總經理愈能攫取超額報酬。Singh and Davidson III (2003)之研究結果亦顯示董事會規模與公司的資產運用效率呈顯著負向關係。因此，本研究預期董事會的規模越大，越無法有效監控公司的運作，故董事與股東之誘因融合程度亦越低。

(4)外部董事持股比率(OUTHOLD)

外部董事持股比率係定義為外部董事及其配偶與子女之總持股比率¹⁴。由於管理者決策對大額持股之董事的財富影響較大，因此這類董事較不可能支持降低股東財富的行動。一些研究提出證據，指出董事股權可提供其財務誘因，去進行耗費成本的監控。Beasley (1996)發現，財務報表詐欺和非執行董事的股權成負相關。Shivdasani (1993)亦發現相較於其他公司，在敵意購併的目標公司中，其外部董事股權顯著較低，此項證據和外部董事股權有助於提供外部董事較大誘因去監控管理者決策的說法一致。上述證據和 Jensen (1993)及 Bushman et al. (2004)的主張相同：持有股權可以提供外部董事有較大的財務誘因，基於股東利益而致力於耗時費力的監督與諮詢活動。據此，本研究預期較高（低）的外部董事持股比率下，董事與股東之誘因融合程度亦越高（低）。

(5)董事會誘因融合度綜合指標(ALIGN_I)

過去已有學者(Jensen 1993; Shleifer and Vishny 1997)指出，各項治理機制會有交互作用而決定公司的治理環境。這表示公司治理結構的個別要素並非單獨決定，而是取決於所獲致的控制利益，以及加諸管理者與股東身上的成本後同時決定。鑑此，本研究亦著眼於公司之整體董事會有效性來進行探討。

本研究參酌過去學者(Milliron 2000; Bushman et al. 2004)的方法，彙總前述四項董事誘因融合度的衡量，計算出誘因融合度綜合指標。首先，將外部董事席次比率、非忙碌外部董事比率、外部董事持股比率等變數由小至大排序，而將董事會規模由大至小排序，計算每一家公司在樣本中的百分位等級分數(percentile rank)，故每一誘因融合變數均已轉換為[0,1]的尺度。其次，將這些轉換後的誘因融合度變數數值加總，得出公司整體誘因融合綜合指標(ALIGN_I)，其值係介於 0~4 的範圍內，且越接近 4 代表公司整體董事與股東誘因融合程度越高。

¹⁴ 本研究另外外部董、監事及其配偶與子女之總持股比率進行敏感度分析，研究結論並未因而改變。

根據本研究建立之假說, 此處主要關切盈餘時效性與董事會誘因融合度交乘項($EARN_TIME_{it} \times ALIGN_{it}$)的係數 γ_3 , 若 γ_3 顯著為正, 表示隨著董事會與股東的誘因融合度愈高, 則盈餘時效性和「薪酬-盈餘敏感度」的正向關係愈強, 此時假說成立。

4. 控制變數

本研究根據過去文獻, 控制公司成長機會、未預期盈餘變異性、股票報酬變異性、負債比率及公司規模等CES的決定因素。各控制變數之衡量分述如下。

(1)成長機會(GROWTH)

係以總經理取得薪酬前三年營業收入淨額成長率之平均數來衡量公司成長機會 (Bushman et al. 2004; 洪玉舜與王泰昌 2005)¹⁵, 當公司的成長機會越高時, 則盈餘績效指標相對於其它指標而言, 對管理者的努力水準較不敏感 (Lambert and Larcker 1987; Smith and Watts 1992; Baber et al. 1996; Bushman et al. 1996; Ittner et al. 1997; 洪玉舜與王泰昌 2005), 故預期成長機會的係數符號為負。

(2)未預期盈餘變異性(UESTD)

以總經理取得薪酬前五年未預期盈餘之標準差來衡量, 其中未預期盈餘為本期盈餘與前期盈餘之差。根據多元績效衡量指標代理文獻(Banker and Datar 1989; Baker et al. 1994)及相關實證證據 (Lambert and Larcker 1987; Sloan 1993; 傅鍾仁等 2002; 洪玉舜與王泰昌 2005), 當盈餘的雜訊越高, 則薪酬-盈餘敏感度越低, 故未預期盈餘變異性的係數應為負向。

(3)股票報酬變異性(RETSTD)

以總經理取得薪酬前五年股票報酬之標準差來衡量。同樣根據多元績效衡量指標代理模型, 若股票報酬績效指標的雜訊越高, 則薪酬 - 盈餘敏感性越高, 故本研究預期股票報酬變異性的係數為正。洪玉舜與王泰昌 (2005)亦發現, 當會計績效相對於股價績效之雜訊越大, 總經理現金薪酬與會計績效之敏感度越低。

(4)負債比率(LEV)

以總經理取得薪酬前三年之負債比率平均數來衡量, 其中負債比率為總負債除以總資產。較高的負債比率讓公司的現金流量相對較低, 加上負債契約的限制存在, 使經理人的裁決性決策範圍縮小(Jensen 1986), 據此, John and John (1993)指出負債會降低薪酬-盈餘敏感度, 且Bryan and Hwang (1997)及洪玉舜

¹⁵ 本研究亦參酌過去文獻採用市價淨值比衡量成長機會(Smith and Watts 1992), 係以權益市場價值除以權益帳面價值。當該比率越高時, 表示公司的投資機會集或成長機會越高。採用此替代變數時, 並不影響主要結果之推論。

與王泰昌 (2005)之實證結果亦支持負債比率與薪酬-盈餘敏感度呈負向關係，故本研究預期負債比率之係數符號為負。

(5)公司規模(SIZE)

以公司期初總資產(TA)取自然對數來衡量。過去文獻以公司規模(SIZE)捕捉監督困難(Smith and Watts 1992)或政治限制(Jensen and Murphy 1990)因素對薪酬-盈餘敏感性之影響。依據 Bryan and Hwang (1997)及洪玉舜與王泰昌 (2005)之實證結果，公司規模與薪酬-盈餘敏感度呈反向關係，故預期公司規模係數符號為負。

肆、實證結果分析

一、敘述統計結果

敘述性統計結果列示於表三¹⁶。樣本公司總經理薪酬-盈餘敏感度(CES)平均值為 3.4124 (中位數為 0.0039)，亦即平均而言，當公司盈餘每增加 1000 元時，總經理薪酬會增加 3.4124 元¹⁷。整體平均而言，總經理薪酬變動數對盈餘變動數之比並不高，主要係肇因於許多觀察值之盈餘變動與總經理薪酬變動呈反向關係。進一步分析這些低薪酬-盈餘敏感度的樣本，結果發現(未列示)，盈餘增加而總經理薪酬卻降低的觀察值佔總樣本 21.70% (這些觀察值之薪酬-盈餘敏感度平均值為-5.58)；盈餘減少而總經理薪酬卻增加的觀察值佔總樣本的 25.50% (這些觀察值之薪酬-盈餘敏感度平均值為-5.39) 其中，這些盈餘變動與總經理薪酬變動呈負向關係之樣本以電子資訊業居多，且其盈餘時效性顯著較低¹⁸。低薪酬 - 盈餘敏感性之觀察值其盈餘時效性較低，符合文獻中高科技產業或展望型企業的盈餘數字有用性偏低之證據(Amir and Lev 1996; Ittner et al. 1997)¹⁹，因而這類公司的薪酬會有較多權重是決定於其他因素。

樣本公司盈餘反應係數(ERC)之平均數大於中位數 (分別為 0.0694 及 0.0026)，至於其他的盈餘時效性衡量，反迴歸分析中股票報酬估計係數

¹⁶ 過去文獻對於控制極端值的作法，包括將變數分佈之前後 1%的樣本截斷排除(Defond and Park 1999)，亦有針對前後 1%的變數加以 Winsorize (Garvey and Milbourn 2003)，本研究的關鍵變數甚多，諸如薪酬盈餘敏感度、形成會計盈餘時效性的個別變數、形成董事會有效性的個別變數等，若將各關鍵變數的前後 1%觀察值截斷刪除，恐會損失過多樣本，使樣本失去代表性。因此，為保留較多樣本，本研究主要採 Winsorize 的方法，對於變數分配在前後 1%以外之樣本，將該變數值設定為 1%與 99%的數值，進行分析。

¹⁷ Lippert and Porter (1997)以相同的公式計算美國公司的 CEO 現金薪酬-績效敏感性平均值約為 1.21，即公司每增加 1000 美元的財富時，總經理現金薪酬會增加 1.21 美元。

¹⁸ 針對盈餘變動與總經理現金薪酬變動呈同向變動與反向變動的兩組樣本進行盈餘時效性平均數的 t 檢定，顯示 ERC、REV_SP 及 REV_RSQ 平均數差異檢定之 t 值分別為 2.85、2.32 及 2.12，皆達 5% 的統計顯著水準。

¹⁹ 例如，Amir and Lev (1996)發現在無形資產投資密集的行動通訊產業，其盈餘、帳面價值及現金流量等財務資訊對投資人而言不具有價值攸關性。反而是該產業的非財務資訊如人口數 (代表市場規模)、市佔率，以及被當作費用的當期銷管費用、折舊及攤銷費用等與股價有顯著之正相關。

(REV_SP)的平均值為 0.0833 (中位數為 0.0620); 判定係數(REV_RSQ)平均值為 0.3655 (中位數為 0.3129), 顯示這些變數存在右偏(right skewness)現象。後續分析中, 本研究亦針對這三個變數(ERC、REV_SP、及 REV_RSQ)的百分位等級分數(percentile rank)形成盈餘有效性綜合指標(ETIDX), 如表三所示, 該值平均數與中位數分別為 1.5713 及 1.5705, 顯示可有效減緩偏態問題。

關於董事會特性的相關變數, 外部董事比率(OUTBOD)平均為 0.3463, 數值偏高的原因主要是本研究對外部董事的定義與目前規範的獨立董事資格略有差異(參見變數衡量該部分的外部董事定義), 本研究係參酌國外研究(Core et al. 1999; Milliron 2000; Klein 2002)及國內李春安等 (2003)的作法來界定外部董事。其他董事會誘因融合變數方面, 外部董事中非忙碌董事的比率(NBOUTBOD)為 79.42%, 顯示我國上市公司董事會中, 約有 2 成的外部董事係擔任 5 家以上其他公司的董事職位。平均董事會規模(BODSIZE)約為 9 人, 外部董事總持股比率(OUTHOLD)平均為 9.19%。

表三亦列示其他控制變數的敘述統計量。衡量成長機會的營收淨額成長率(GROWTH)平均值為 0.1035; 未預期盈餘變異性(UESTD)及股票報酬變異性(RETSTD)平均值分別為 0.5311 及 0.4223; 負債比率(LEV)平均值為 0.3896; 公司總資產(TA)平均為 158.15 億元。

表三 敘述統計量

變數名稱	平均數	標準差	中位數	最小值	最大值
CES	3.4124	28.9308	0.0039	-160.0977	234.8801
ERC	0.0694	0.9576	0.0026	-2.1447	9.7042
REV_SP	0.0833	0.3242	0.0620	-0.8741	0.7852
REV_RSQ	0.3655	0.2534	0.3129	0.1013	0.8245
ETIDX	1.5713	0.4934	1.5705	0.4874	2.8000
OUTBOD	0.3463	0.2265	0.3636	0.0000	0.7333
NBOUTBOD	0.7942	0.3443	1	0	1
BODSIZE	8.8623	4.7902	7	3	30
OUTHOLD	0.0919	0.1009	0.0598	0.0000	0.4584
ALIGN_I	2.2700	0.7310	2.3342	0.4692	3.9538
GROWTH	0.1035	0.4502	0.0475	-1.3228	12.7199
UESTD	0.5311	0.8288	0.2655	0.0041	5.0606
RETSTD	0.4223	0.2455	0.3608	0.0305	1.7067
LEV	0.3896	0.1401	0.3916	0.0927	0.7849
TA(億元)	158.15	287.41	75.70	6.4840	3700

註:樣本數為 1104。變數定義如下: CES 代表以本期總經理現金薪酬變動數對本期盈餘變動數之比率來衡量總經理薪酬-盈餘敏感度; ERC 代表盈餘反應係數; REV_SP 代表反迴歸中股票報酬之估計係數; REV_RSQ 代表反迴歸估計之判定係數; ETIDX 盈餘時效性之綜合指標; OUTBOD 代表外部董事席位比率; NBOUTBOD 代表非忙碌外部董事佔外部董事之席位比率; BODSIZE 代表董事會規模; OUTHOLD 代表外部董事總持股比率; ALIGN_I 代表董事會誘因融合綜合指標; GROWTH 代表公司成長機會, 以過去三年平均營收淨額成長率來衡量; UESTD 代表公司過去五年未預期盈餘之標準差; RETSTD 代表公司過去五年股票報酬率之標準差; LEV 代表負債比率, 以過去三年平均負債比率衡量; TA 代表公司期初總資產, 取自然對數後衡量公司規模。

二、相關分析結果

研究變數之 Pearson 相關係數矩陣列示如表四。表四顯示，各項盈餘時效性的代理變數(ERC、REV_SP 及 REV_RSQ)之間均呈顯著正向關係 (p 值皆 <0.05)，隱含各項代理變數皆同樣衡量盈餘的時效性構念。此外，各項盈餘時效性的代理變數間相關係數皆不高，介於 0.21~0.37 之間，顯示各項盈餘時效性代理變數是捕捉到不同構面的盈餘時效性。其次，各盈餘時效性代理變數(ERC, REV_RSQ, REV_SP, ETIDX)與薪酬-盈餘敏感度(CES)之間皆呈顯著正相關 (相關係數介於 0.27~0.44 之間, p 值皆 <0.01)，初步支持盈餘的資訊品質對盈餘薪酬權數具有正面影響。董事會誘因融合的綜合指標(ALIGN_I)與薪酬-盈餘敏感度之相關係數顯著為正(0.49, p 值 <0.01)，此結果亦支持 Milliron (2000) 及林淑惠與胡星陽 (2003) 之研究結果：董事會與股東之誘因越融合時，董事會所設計的總經理誘因契約中，薪酬與績效的連結程度越高。最後，迴歸(1)式中諸如董事會誘因融合度指標、盈餘時效性指標及其他公司特徵變數等自變數間，相關係數最大值為 0.45 (公司規模與未預期盈餘變異性)，其次為 0.30 (股票報酬變異性與未預期盈餘變異性)，其餘則皆在 0.3 以下，故應無嚴重共線問題的疑慮。後續分析時將採用變異膨脹因子(variance inflation factor, VIF)，來判斷有無嚴重的共線問題。

三、會計盈餘時效性與其他公司特性之關聯性的檢測結果

由於模式(1)的盈餘時效性和其餘公司特性變數(ALIGN_I、GROWTH、UESTD、RETSTD、LEV、SIZE)可能有關，進而導致本研究關切的「會計盈餘時效性」(EARN_TIME)及「會計盈餘時效性與董事會誘因融合度交乘項」(EARN_TIME×ALIGN)和薪酬盈餘敏感度有顯著關係，而非「會計時效性」及「會計盈餘時效性與董事會誘因融合度交乘項」本身的直接效果所造成。為減緩此一疑慮，本研究以不同衡量方式的盈餘時效性為因變數，並以各項公司特性因素為自變數進行不同模式的迴歸分析，以確保盈餘時效性這個變數捕捉到的特質係有別於其他公司特性變數。檢測結果發現²⁰，各項變數中僅有公司規

²⁰下表為盈餘時效性與公司特徵關係的檢測結果：

自變數	盈餘時效性(EARN_TIME)代理變數			
	反迴歸判定係數 (REV_RSQ)	反迴歸斜率 (REV_SP)	盈餘反應係數 (ERC)	盈餘時效性綜合指標 (ETIDX)
截距項	0.010 **	-1.906 ***	-0.541	0.234
ALIGN_I	0.024 **	0.015	0.061	0.018
GROWTH	-0.011	0.021	-0.122	-0.077 **
UESTD	0.016	0.028	-0.006	0.023
RETSTD	0.046	0.027	0.062	0.125 *
LEV	-0.132 **	-0.181	0.337	0.003
SIZE	0.021 **	0.111 ***	0.015	0.076 ***
Adj R ²	0.039	0.106	0.016	0.057
Model F	2.370 ***	5.050 ***	1.530 **	3.010 ***

註：樣本數為 1104；係數下方括號內為標準誤。變數定義參見表三。***表示達 1% 的顯著水準；**表示達 5% 的顯著水準；*表示

模在所有模式下均呈顯著，而成長機會在以時效性綜合指標為因變數的模式中達 5%。此外，除了以反迴歸斜率為因變數時的 Adjusted R^2 為 0.106 最高之外，其餘模式下的 Adjusted R^2 則為 0.016~0.057，整體而言，各項公司特性變數對於各項盈餘時效性代理變數的橫斷面變異，僅能解釋很小的部分。因此，盈餘時效性變數應是捕捉到有別於其他公司特性之資訊環境固有本質。

四、迴歸分析結果

本研究之假說係預測董事會與股東之誘因融合程度越高，則總經理的薪酬契約中，薪酬-盈餘敏感度與盈餘時效性的正相關程度越高。如前所述，本研究關切模式(1)中 $EARN_TIME_{it} \times ALIGN_{it}$ 的係數 γ_3 是否顯著為正。其中，盈餘時效性有三種盈餘股價關係的衡量及綜合指標，而董事會與股東誘因融合度亦包含五種董事會特性及綜合指標。本研究先就某一種盈餘時效性變數下，分別以個別董事會特性代入模式(1)中的變數 $ALIGN$ 中，觀察各董事會特性和盈餘時效性的交乘項是否符合預期。分析結果初步發現 γ_3 符號均與預期相符，惟顯著性不一。由於盈餘時效性以反迴歸判定係數(REV_RSQ)衡量時，各項董事會特性與盈餘時效性交乘項係數的整體結果較佳，基於篇幅，此處僅就反迴歸判定係數(REV_RSQ)衡量盈餘時效性時，同時列示個別董事會特性之效果及整體董事會有效性綜合指標的效果，如表五所示。至於其他以盈餘反應係數、反迴歸模式中股票報酬係數及綜合指標來衡量盈餘時效性時，則以董事會與股東誘因融合綜合指標為基礎，將分析結果列示如表六。

1. 董事會誘因融合與薪酬設計有效性之關聯性——以反迴歸判定係數 (REV_RSQ) 衡量盈餘時效性

表五列示以反迴歸判定係數(REV_RSQ)衡量盈餘時效性時，模式(1)之迴歸分析所得之結果。如表五模式(1.1)之結果顯示，不考慮任何董事會之誘因融合程度時，在控制其他影響薪酬-盈餘敏感度(CES)之因素後，REV_RSQ 之係數顯著為正（係數值 1.74，p 值 < 0.05）。此結果表示，平均而言，董事會為了降低總經理的短視行為，在設計總經理薪酬計畫時，會依據當期盈餘的時效性來決定盈餘的薪酬權數。

關於控制變數對薪酬-盈餘敏感度(CES)的影響，公司成長機會(GROWTH)之係數顯著為負，而未預期盈餘變異性(UESTD)顯著為負，顯示盈餘相對其他績效指標而言對管理者努力水準較不敏感或較不精確時，薪酬盈餘敏感度會降低。股票報酬變異性(RETSTD)之係數顯著為正，表示市場績效的雜訊越高時，盈餘的有用性相對提高，故總經理薪酬-盈餘敏感度越高。負債比率(LEV)之係數顯著為負，表示負債比率越高時，總經理的裁量空間較小，誘因薪酬較不重要，故總經理薪酬-盈餘敏感度越低。

表四 各變數 Pearson 相關係數表

	CES	ERC	REV_SP	REV_RSQ	ETIDX	OUTBOD	NBOUTBOD	BODSIZE	OUTHOLD	ALIGN_I	GROWTH	UESTD	RETSTD	LEV
ERC	0.27***													
REV_SP	0.33***	0.21***												
REV_RSQ	0.34***	0.28***	0.37***											
ETIDX	0.44***	0.39***	0.71***	0.63***										
OUTBOD	0.40***	0.15***	0.14***	0.15***	0.14***									
NBOUTBOD	0.18***	0.19***	0.16***	0.27***	0.26***	0.47***								
BODSIZE	-0.04	-0.02	-0.06*	0.02	0.04	0.18***	0.06**							
OUTHOLD	0.58***	0.18***	0.13***	0.17***	0.16***	0.63***	0.23***	0.16***						
ALIGN_I	0.49***	0.23***	0.17***	0.23***	0.15***	0.67***	0.72***	-0.33***	0.51***					
GROWTH	0.01	-0.07**	-0.01	-0.05*	-0.09**	0.06*	0.03	-0.04	0.01	0.04				
UESTD	-0.03	-0.06*	-0.09**	-0.05	-0.04	0.05	-0.05	0.22***	-0.01	-0.16***	0.07**			
RETSTD	0.10***	-0.01	-0.03	-0.07**	-0.06*	0.01	-0.05	-0.07**	-0.07**	-0.02	0.20***	0.30***		
LEV	-0.07**	0.04	-0.08**	-0.06*	-0.02	0.04	0.04	0.13***	-0.08**	-0.05	0.03	0.11***	0.04	
SIZE	-0.01	0.05	0.10***	0.01	0.06*	0.06*	-0.06*	0.23***	0.01	-0.17***	0.11***	0.45***	0.28***	0.02

註：樣本數為 1104。變數定義參見表三。***表示達 1% 的顯著水準；**表示達 5% 的顯著水準；*表示達 10% 的顯著水準。

模式(1.2)中列示考慮董事會獨立性下,分析模式(1)所得之結果,結果顯示外部董事席位比率(OUTBOD)之係數顯著為正(係數值 3.873, p 值 <0.01),表示獨立性越高之董事會所設計的總經理薪酬契約,薪酬與盈餘的連結程度越高,此結果與 Milliron (2000)之結論相符。盈餘時效性代理變數 REV_RSQ 與外部董事席位比率(OUTBOD)交乘項之係數顯著為正(係數值 7.372, p 值 <0.01),表示獨立性越高的董事會所設計的總經理薪酬契約,薪酬-盈餘敏感度與盈餘時效性的正向關係越強。此結果隱含獨立性越高的董事會在設計總經理薪酬計畫時,除了提高薪酬-盈餘敏感度之外,也比較會依據當期盈餘的時效性來決定盈餘的薪酬權數。

模式(1.3)中列示以非忙碌外部董事比率(NBOUTBOD)捕捉董事會有效性時,分析模式(1)所得之結果。如模式(1.3)中之迴歸結果顯示,非忙碌外部董事比率之係數顯著為正(係數值 3.299, p 值 <0.01),表示董事會效能越佳時,所設計的總經理薪酬契約中薪酬-盈餘的連結程度越高。此外,亦發現非忙碌外部董事與盈餘時效性代理變數 REV_RSQ 交乘項之係數顯著為正(係數值 6.667, p 值 <0.01),表示非忙碌外部董事愈高時,薪酬-盈餘敏感度與盈餘時效性的正向關係越強,支持董事會效能愈高時,較能依據盈餘時效性決定盈餘薪酬權數的說法。此外,考量董事會規模(BODSIZE)時,模式(1.4)之結果顯示,董事會規模與總經理薪酬契約之設計並無顯著的關聯性。本文推測可能是董事會與監督有效性的關係存在相互兩股互斥的力量所導致:一方面,較大的董事會較不可能有效運作,而容易流於高階主管的掌控(Jensen 1993),Yermack (1996)和 Eisenberg et al. (1998)即發現董事會規模(BODSIZE)與公司績效呈負向關係,亦即隨著董事會規模逐漸擴大,董事會對總經理的監督與控制的能力將降低,而使權益代理問題增加。另一方面,較大的董事會提供較佳的環境連結與具有較多專家(Dalton, Daily, Johnson and Ellstrand 1999),Xie et al. (2003)亦發現董事會規模與盈餘管理程度呈負向關係,顯示當董事會規模越大時,其可能擁有較多具有各種專業學經歷的董事,亦較能有效地發揮董事之職能。鑑於目前實證上對於董事會規模與監督有效性的關係仍有爭議,本研究亦另將董事會規模排除不予納入綜合指標。敏感性分析的結果顯示,不論是否納入董事會規模該變數,本研究之結論並無重大改變。

模式(1.5)中列示以外部董事持股(OUTHOLD)衡量董事會可課責性時,分析模式(1)所得之結果。如模式(1.5)中迴歸結果顯示,董事會可課責性越高,則薪酬契約中薪酬與盈餘的連結程度越高(外部董事持股之係數為 9.93, p 值 <0.01),同時薪酬-盈餘敏感度與盈餘時效性的正向關係越強(外部董事持股與盈餘時效性代理變數 REV_RSQ 交乘項之係數為 12.613, p 值 <0.10)。此結果顯示外部董事持股愈高時,愈會強化薪酬-盈餘敏感度,同時也更會依據盈餘時效性適度調整盈餘績效的誘因權數。

最後，將前述各項董事會誘因融合度代理變數彙整為綜合指標進行分析²¹，實證結果如模式(1.6)所列示。表中列示之實證結果指出，誘因融合度綜合指標(ALIGN_I)之係數顯著為正(0.831, p 值 <0.05)，表示整體而言，董事會誘因融合度越高時，總經理薪酬契約中薪酬-盈餘敏感度越高；同時薪酬-盈餘敏感度會更加隨著盈餘時效性增減而呈同向變動(誘因融合度與盈餘時效性代理變數 REV_RSQ 交乘項之係數為 1.983, p 值 <0.05)，與預期一致。

前述研究結果顯示，盈餘時效性是薪酬-盈餘敏感度的重要決定因素，此結果與國外對於盈餘評價與監督功能具正向關聯性(Bushman et al. 2006)的實證發現是一致的。另外，董事與股東之誘因融合程度較高者，除了會更強化薪酬-盈餘敏感度外，董事會亦更有誘因與能力將盈餘時效性納入薪酬設計之考量，以敦促管理者基於股東長期利益為目標來選擇其行動方案。整體而言，分析結果與本研究假說的預期一致。

2. 董事會誘因融合與薪酬設計有效性之關聯性—以反迴歸斜率(REV_SP)、盈餘反應係數(ERC)及盈餘時效性綜合指標(ETIDX)衡量盈餘時效性

表六分別顯示以其他各項盈餘時效性代理變數進行模式(1)迴歸分析之結果。受限於篇幅，表六僅列示採用董事會誘因融合度綜合指標(ALIGN_I)時的分析結果，而不列示個別董事會特性對薪酬設計有效性之影響。由表六可看出，各模式之 F 檢定結果顯示，整體解釋力皆達 1% 以上的顯著水準。此外，各變數之變異膨脹因素(variance-inflation factor, VIF)皆小於 5，顯示沒有嚴重的共線性問題。

表六之實證結果指出，不論將何項盈餘時效性的代理變數置入迴歸分析中，皆一致呈現盈餘時效性之係數顯著為正(p 值皆小於 0.05)，表示盈餘時效性與薪酬-盈餘敏感度呈正向關係；其次，誘因融合度與盈餘時效性代理變數交乘項之係數皆顯著為正(p 值小於 0.05)，顯示隨著董事會誘因融合度越高，盈餘時效性與薪酬-盈餘敏感度之正向關聯性越強烈。

綜合表五及表六之實證檢定結果，本研究呈現強韌的證據指出，誘因融合度越高的董事會中，董事可能因為投入較多的時間與精力於公司的運作與監督上，而較瞭解當期會計盈餘捕捉攸關資訊的程度，因而越能透過有效的薪酬設計—考量盈餘時效性來決定盈餘的薪酬權數，促使總經理致力於創造股東長期利益的活動。²²

²¹ 本研究表五的(1.1)式至(1.5)式，係將各項董事會特性變數，逐一單獨置入迴歸模式中，俾了解其個別董事會特性的效果。但各項董事會特性係同時存在於公司且同時運作，因此，理論上應將這些董事會特性變數同時納入模式中，並逐一與會計時效性變數進行交乘。然而，當全部董事會特性變數及交乘項變數納入模式中時，出現了變數間高度相關的問題。因此，為兼顧各種董事會特性同時運作的本質，本研究參酌 Bushman et al. (2004)及 Milliron (2000)的作法，採用一個整合性的誘因融合指標來進行分析，以求周延。

²² 在台灣，由於總經理多屬公司中的控制家族(控制大股東)成員(Claessens, Djankov and Lang 2000)，

表五 董事會誘因融合度與薪酬設計有效性之關聯性檢定：
以反迴歸判定係數衡量盈餘時效性

因變數：CES							
自變數	預期符號	(1.1)	(1.2)	(1.3)	(1.4)	(1.5)	(1.6)
截距項	?	1.898 (4.38)	3.761 (4.45)	0.450 (4.43)	3.860 (4.50)	0.665 (4.43)	0.511 (4.55)
REV_RSQ	+	1.740** (0.83)	4.640*** (1.68)	4.180*** (1.54)	3.053** (1.77)	2.690*** (1.12)	5.598*** (2.09)
OUTBOD	+		3.873*** (1.29)				
REV_RSQ×OUTBOD	+		7.372*** (2.80)				
NBOUTBOD	+			3.299*** (1.34)			
REV_RSQ×NBOUTBOD	+			6.667*** (2.81)			
BODSIZE	-				-0.204 (0.21)		
REV_RSQ×BODSIZE	-				-0.154 (0.19)		
OUTHOLD	+					9.930*** (3.78)	
REV_RSQ×OUTHOLD	+					12.613* (8.19)	
ALIGN_I	+						0.831** (0.50)
REV_RSQ×ALIGN_I	+						1.983 (0.99)
GROWTH	-	-1.443*** (0.48)	-1.468*** (0.49)	-1.435*** (0.49)	-1.363*** (0.48)	-1.421*** (0.49)	-1.427*** (0.29)
UESTD	-	-1.523*** (0.34)	-1.381*** (0.35)	-1.555*** (0.34)	-1.584*** (0.34)	-1.560*** (0.35)	-1.535*** (0.36)
RETSTD	+	1.306* (0.95)	1.948** (1.06)	1.627* (1.06)	1.654* (1.06)	1.510* (1.07)	1.334* (1.30)
LEV	-	-6.473*** (1.64)	-6.373*** (1.65)	-6.509*** (1.65)	-6.981*** (1.65)	-6.304*** (1.66)	-6.525*** (1.65)
SIZE	-	-0.123 (0.28)	-0.021 (0.28)	-0.139 (0.28)	-0.100 (0.29)	-0.160 (0.28)	-0.117 (0.29)
Adj R ²		0.213	0.240	0.219	0.215	0.221	0.235
Model F(p)		10.209 (<.001)	11.802 (<.001)	9.995 (<.001)	9.974 (<.001)	10.044 (<.001)	10.746 (<.001)
Δ Adj R ² (相較於模式 1.1)			0.027	0.006	0.002	0.008	0.022
置入增額變項之 F(p)值			4.558 (0.011)	3.217 (0.041)	0.660 (0.417)	3.921 (0.020)	3.226 (0.040)
White test F(p)值		2.109 (<.001)	1.798 (<.001)	1.753 (<.001)	1.770 (<.001)	1.912 (<.001)	1.800 (<.001)

註：樣本數為 1104。係數下方括號內為標準誤。變數定義參見表三。***:1%顯著水準; **:5%顯著水準; *:10%顯著水準。各變數之變異膨脹因素(VIF)皆小於 5，顯示無嚴重共線性問題。White 檢定顯示有異質變異數的問題，故列示之 t 及 p 值皆經過 White (1980)調整程序修正共變異矩陣後所得到的結果。

因此，瞭解當總經理屬於控制家族成員時，董事會的監督及薪酬設計是否會受到影響，值得注意。本研究另於模式(1)中加入：EARN_TIME×ALIGN×「總經理為控制大股東與否虛擬變數」，據以判斷：當總經理為控制家族成員時，董事會有效性對於「盈餘品質與 CES (盈餘薪酬連結程度)之關聯性」是否會有所不同。未列示之結果顯示：當總經理為控制家族成員時，並未看到其董事會有效性對於「盈餘品質與 CES (盈餘薪酬連結程度)之關聯性」，會顯著不同於總經理非為家族成員者。推論其因：由於本研究對於外部董事的界定已考量了控制家族，因此所捕捉的外部董事確能掌握到某種程度的獨立性，這些外部董事在聲譽及本身權益的考量下，即使面對的總經理為控制家族成員，仍有積極監督的動力。

表六 董事會誘因融合度與薪酬設計有效性之關聯性檢定：
以反迴歸斜率(REV_SP)、盈餘反應係數(ERC)及
盈餘時效性綜合指標(ETIDX)衡量盈餘時效性

因變數：CES							
自變數	預期符號	盈餘時效性(EARN_TIME)代理變數					
		反迴歸斜率(REV_SP)		盈餘反應係數(ERC)		盈餘時效性綜合指標(ETIDX)	
		(1.1)	(1.2)	(1.1)	(1.2)	(1.1)	(1.2)
截距項	?	6.791 (4.46)	8.732 (5.47)	0.729 (4.64)	3.979 (4.85)	3.268 (4.65)	0.132 (4.93)
EARN_TIME	+	0.867** (0.46)	3.650** (1.54)	0.357** (0.21)	1.891*** (0.70)	0.848** (0.53)	4.182*** (1.59)
ALIGN_I	+		0.529** (0.28)		0.706** (0.34)		2.151** (1.16)
EARN_TIME×ALIGN_I	+		1.232** (0.65)		1.074*** (0.32)		1.619** (0.70)
GROWTH	-	-1.476*** (0.48)	-1.447*** (0.48)	-1.601*** (0.50)	-1.604*** (0.50)	-1.475*** (0.27)	-1.448*** (0.32)
UESTD	-	-1.360*** (0.34)	-1.435*** (0.34)	-1.463*** (0.36)	-1.513*** (0.35)	-1.477*** (0.37)	-1.509*** (0.36)
RETSTD	+	1.559* (1.05)	1.625* (1.05)	1.842** (1.10)	1.794** (1.09)	1.761* (1.31)	1.821* (1.30)
LEV	-	-6.658*** (1.64)	-6.921*** (1.64)	-6.111*** (1.73)	-5.905*** (1.73)	-7.787*** (1.73)	-7.432*** (1.66)
SIZE	-	-0.120 (0.28)	-0.157 (0.29)	-0.192 (0.30)	-0.089 (0.30)	-0.040 (0.30)	-0.036 (0.29)
Adj R ²		0.202	0.208	0.199	0.210	0.204	0.213
Model F(p)		9.598 (<.001)	9.156 (<.001)	9.339 (<.001)	9.308 (<.001)	9.964 (<.001)	9.606 (<.001)
Δ Adj R ²			0.007		0.011		0.009
置入增額變項之 F (p)			2.967 (0.052)		7.115 (0.001)		3.501 (0.031)
White test F(p)		1.982 (<.001)	1.823 (<.001)	1.811 (<.001)	1.675 (<.001)	1.948 (<.001)	1.802 (<.001)

註：樣本數為 1104；係數下方括號內為標準誤。變數定義參見表三。***表示達 1%的顯著水準；**表示達 5%的顯著水準；*表示達 10%的顯著水準。各變數之變異膨脹因素 (variance-inflation factor, VIF) 皆小於 5，顯示沒有共線性之問題。由於 White 檢定顯示模式有異質變異數的問題，故所列示之 t 值及 p 值皆為經過 White (1980) 調整程序修正共變異矩陣後所得到的結果。

五、敏感性分析

1. 逐年迴歸分析

本研究採用跨期、跨公司的混合資料型態，因此，殘差項間的序列相關或橫斷面相依性會低估係數標準誤，進而高估 t 統計量 (Smith and Watts 1992)。為確保本研究結果之穩健性，此處進一步參酌過去文獻 (Hartzell and Starks 2003) 的作法，使用 Fama-MacBeth (1973) 迴歸程序，亦即估計逐年迴歸並使用年度係數之標準誤來評估係數的時間序列平均數的顯著性。

首先,本研究進行 1997 至 2002 年之逐年迴歸分析,分析結果如表七所示,本研究所關切的「董事會誘因融合度與會計時效性之交乘項」,在 6 年的逐年迴歸中,有 5 年的係數達顯著水準,顯示研究結果在不同年度間相對上具有穩定性²³。其次,本研究檢視 Fama-MacBeth 統計量,即逐年迴歸估計係數的平均值除以這些係數的標準差(Fama and MacBeth 1973)²⁴,結果與表六一致,即盈餘時效性與薪酬-盈餘敏感度呈正向關係,而誘因融合度與盈餘時效性交乘項之係數亦顯著為正。因此,逐年迴歸分析結果亦同樣顯示董事會誘因融合度越高,盈餘時效性與薪酬-盈餘敏感度之正向關聯性越強烈。

表七 董事會誘因融合度與薪酬設計有效性之關聯性檢定:

以盈餘時效性綜合指標(ETIDX)衡量盈餘時效性 - 逐年迴歸分析結果

因變數: CES								
自變數	預期符號	1997 年 (n=115)	1998 年 (n=142)	1999 年 (n=184)	2000 年 (n=200)	2001 年 (n=228)	2002 年 (n=235)	平均 (Fama-MacBeth t 值)
截距項	?	10.497 (0.518)	0.198 (0.015)	-6.401 (-0.414)	-4.050 (-0.350)	8.724 (0.760)	-2.644 (-0.210)	1.054 (0.075)
ETIDX	+	5.094** (2.097)	6.582** (1.889)	4.485** (1.928)	4.104* (1.282)	6.355** (1.756)	2.130** (1.834)	4.792** (1.772)
ALIGN_I	+	3.998** (1.824)	4.237* (1.363)	4.273* (1.264)	3.388* (1.413)	4.175** (1.607)	3.810* (1.311)	3.980* (1.440)
ETIDX×ALIGNE_I	+	1.541** (1.979)	2.973** (1.967)	1.262 (1.237)	1.535** (1.910)	2.741** (1.736)	2.962* (1.530)	2.169** (1.706)
GROWTH	-	-1.993*** (-2.817)	-1.991** (-1.765)	-1.704 (-1.188)	-1.866** (-1.624)	-1.936** (-1.627)	-1.826 (-1.149)	-1.886* (-1.572)
UESTD	-	-1.402 (-0.540)	-1.653** (-1.651)	-2.692** (-1.847)	-1.972** (-1.870)	-0.823 (-1.201)	-1.905*** (-3.039)	-1.741* (-1.408)
RETSTD	+	2.038* (1.464)	1.887 (0.439)	1.436 (0.413)	3.340* (1.286)	4.317* (1.409)	0.433 (0.115)	2.242 (0.723)
LEV	-	-6.083 (-0.843)	-0.958 (-0.229)	-3.596 (-0.827)	-10.687*** (-2.890)	-10.643*** (-3.095)	-7.959** (-1.854)	-6.654* (-1.469)
SIZE	-	-0.479 (-0.396)	-0.373 (-0.444)	-0.432 (-0.451)	-0.034 (-0.049)	-0.700 (-1.239)	-0.190 (-0.330)	-0.368 (-0.455)
Adj R ²		0.206	0.208	0.171	0.262	0.134	0.201	
Model F(p)		2.015 (0.011)	2.294 (0.002)	2.305 (0.002)	3.663 (<.001)	2.397 (<.001)	2.892 (<.001)	
White test F(p)		1.062 (0.408)	4.075 (<.001)	2.677 (<.001)	3.188 (<.001)	2.479 (<.001)	2.168 (0.001)	

註:係數下方括號內為 t 值。變數定義參見表三。***表示達 1%的顯著水準;**表示達 5%的顯著水準;*表示達 10%的顯著水準。各變數之變異膨脹因素(variance-inflation factor, VIF)皆小於 5,顯示沒有共線性之問題。由於 White 檢定顯示模式有異質變異數的問題,故所列示之 t 值及 p 值皆為經過 White (1980)調整程序修正共變異矩陣後所得到的結果。

²³ 由於 2002 年起初次申請上市、上櫃的公司,依上市、上櫃審查準則之規定需聘任二席以上獨立董事、一席以上獨立監察人,因此,2002 年的樣本相較於其他年度而言,會存在較多具有外部董事的新公司。此處的逐年迴歸分析結果,亦可額外提供佐證,說明本研究之實證結論並非肇因於 2002 年的獨特情況。

²⁴ 由於 Fama-MacBeth 統計量是基於逐年迴歸所得之係數所計算出來的,因此不受年度迴歸模式中 t 統計量潛在高估的影響。

2. 薪酬-盈餘敏感度之替代衡量

為求分析的周延，本研究進一步以模式(4)進行迴歸分析，估計每家公司之總經理薪酬-盈餘敏感度，以此為因變數重新進行模式(1)之迴歸分析，俾確保本研究之結論具強韌性。

$$\Delta COMP_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 \Delta EARN_{it} + \lambda_2 RET_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中，

$$\begin{aligned} \Delta COMP_{it} &= i \text{ 公司 } t \text{ 期總經理薪酬變動數,} \\ \Delta EARN_{it} &= i \text{ 公司 } t \text{ 期盈餘變動數,} \\ RET_{it} &= i \text{ 公司 } t \text{ 期累積 12 個月之會計年度年度股票報酬。} \end{aligned}$$

模式(4)要求每家公司須有 1997 年至 2002 年共計 6 年的完整資料可供估計，由於薪酬資料自 84 年起才開始要求公開揭露，且 84 年的揭露資料疏漏很多，因此，樣本數僅餘 106 筆。(4)式估計所得之係數 λ_1 即為薪酬-盈餘敏感度，為了方便區隔，此處將迴歸估計而得之薪酬-盈餘敏感度的代號命名為 CES'。迴歸結果指出，CES'之平均數、中位數、最小值、最大值及標準差分別為：0.3015、0.0356、-1.8635、1.0239 及 4.8232。由於估計使用之樣本點僅有 6 筆，係數估計較容易受極端值之影響。因此，本研究先將 CES'進行轉換為百分位等級分數，再進行迴歸分析。迴歸結果列示如表八。以 CES'取代原來的薪酬-盈餘敏感度後，實證結果顯示，不論採用何種盈餘時效性代理變數，皆一致顯示「盈餘時效性」與「董事會誘因融合度」交乘項之係數顯著為正，與預期相符。採用薪酬-盈餘敏感度之替代衡量後，所得之結果仍支持本研究之假說，顯示本研究之結論應具強韌性。

3. 考量董事會特性的內生性問題

本文前述結果均是假設董事會結構或特性係一外生變數。然而，一些治理研究指出，公司特性或其他因素會影響公司治理機制（包括董事會特性）的選擇(Himmelberg, Hubbard and Palia 1999; Bushman et al. 2004)，而治理機制間亦存在交互作用(Agrawal and Knoeber 1996)。因此，董事會相關變數受到薪酬-盈餘敏感性及其他公司特性影響，進而衍生的內生性問題，是否影響本研究結果的穩健性(robustness)，值得注意。鑑此，本研究以聯立方程式來處理此一內生問題。首先參酌過去文獻，另建一迴歸模式：以董事會有效性綜合指標為因變數，以薪酬-盈餘敏感性、會計盈餘時效性、公司成長機會（前三年營收淨額成長率）、公司績效（股東權益報酬率）、公司規模（總資產取自然對數）、公司上市年數、負債比率等為自變數，和本研究的主要模式（(1)式）進行聯立方程式之估計（採兩階段最小平方法估計）。未列示之估計結果指出，採用聯立方程式估計後，模式(1)的實證結果大致與前述結論相同，顯示本研究之結論不受內生性問題的影響。

表八 董事會誘因融合度與薪酬設計有效性之關聯性檢定：
以迴歸係數(CES')作為薪酬-盈餘敏感度之替代衡量

因變數：CES'					
自變數	預期符號	盈餘時效性(EARN_TIME)代理變數			
		反迴歸之判斷係數 (REV_RSQ)	反迴歸斜率 (REV_SP)	盈餘反應係數 (ERC)	盈餘時效性綜合指 標(ETIDX)
截距項	?	-0.162 (0.317)	0.626 (0.405)	0.128 (0.341)	-0.604* (0.312)
EARN_TIME	+	0.430*** (0.157)	0.318** (0.162)	0.115* (0.076)	0.213*** (0.072)
ALIGN_I	+	0.057** (0.030)	0.039** (0.023)	0.028* (0.021)	0.094** (0.049)
EARN_TIME×ALIGN_I	+	0.152*** (0.061)	0.162** (0.068)	0.058** (0.031)	-0.061** (0.031)
GROWTH	-	-0.051 (0.069)	-0.048 (0.081)	-0.031 (0.083)	-0.105* (0.065)
UESTD	-	-0.035* (0.022)	-0.060 (0.079)	-0.039 (0.075)	-0.005 (0.021)
RETSTD	+	0.115** (0.064)	0.042** (0.023)	0.052** (0.026)	0.133** (0.068)
LEV	-	-0.084 (0.098)	-0.053 (0.141)	-0.103 (0.118)	-0.029 (0.095)
SIZE	-	-0.004 (0.018)	-0.021 (0.027)	-0.009 (0.021)	-0.021 (0.017)
Adj R ²		0.122	0.140	0.105	0.155
Model F(p)		1.883 (0.088)	2.218 (0.041)	1.748 (0.094)	2.121 (0.056)
White test F(p)		0.732 (0.743)	1.549 (0.126)	0.738 (0.739)	0.573 (0.881)

註：樣本數為 106；係數下方括號內為標準誤。CES'為(4)式中 $\Delta EARN$ 之迴歸係數，衡量總經理薪酬-盈餘敏感度，其餘變數定義參見表三。***表示達 1%的顯著水準；**表示達 5%的顯著水準；*表示達 10%的顯著水準。各變數之變異膨脹因素(variance-inflation factor, VIF)皆小於 5，顯示沒有共線性之問題。由於 White 檢定顯示模式有異質變異數的問題，故所列示之 t 值及 p 值皆為經過 White (1980)調整程序修正共變異矩陣後所得到的結果。

陸、結論與建議

過去代理文獻指出，績效指標的薪酬權數決定於績效指標的精確性與對代理人努力的敏感性(Banker and Datar 1989; Lambert and Larcker 1987; Sloan 1993)。然而，過去文獻相對上忽略了薪酬契約的設計者 - 董事會 - 所扮演的角色。鑑於薪酬設定的程序與董事會治理機制的品質息息相關，本研究檢測誘因融合度越高的董事會，在設計高階主管薪酬契約時，是否越能夠考量會計績效之資訊品質 - 盈餘時效性。

以國內上市公司為樣本所進行的實證分析顯示，誘因融合度越高的董事會在設計薪酬契約時，不僅更加強化薪酬-盈餘敏感度，同時也會根據當期盈餘資訊包含公司價值變化的程度，來調整盈餘的薪酬權數，而非機械性地增加誘因強度。本研究之結果隱含，與股東誘因融合度較高的董事會將投入較多時間

與努力於公司的經營、監督工作，因而較瞭解本期盈餘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，其設計的總經理誘因契約較會依據盈餘的時效性來決定盈餘的薪酬權數，驅使總經理在決定努力水準時，將本期行動對公司價值當期及未來各期的全部影響皆考慮在內，避免短視決策而降低代理成本。

本研究從績效衡量指標誘因權數的設計來檢測董事會效能，因此，本研究之證據同時補充了公司治理與薪酬設計這兩脈文獻。此外，本研究之實證結果支持國內目前加強董事誘因與股東利益相融合之公司治理改革方向，可供主管機關訂定規範之參考。在實務意涵上，由於建置與股東誘因融合度較高的董事會，具有透過有效薪酬設計來降低短視問題之效益，雖然可能耗費較高的成本，但對公司的長遠發展或許更有助益，故值得公司參酌，依循主管機關的宣導，強化董事會有效性。

參考文獻

- 吳政穎, 2000, 我國上市公司股權集中度、薪酬設計與公司經營績效關係之研究, 國立政治大學企業管理系研究所博士論文。
- 李建然與廖益興, 2003, 董事會組成特徵及其相關監理機制與盈餘管理之關係, 2003 中華決策科學學會年會暨論文研討會。
- 李春安、吳欽杉與葉麗玉, 2003, 所有權結構與公司非法行為關係之研究 - 以台灣股票上市公司為例, 證券市場發展季刊, 第 14 卷第 4 期(1 月):75-138
- 李華與王泰昌, 2003, 價值攸關性: 權益淨值與內在價值, 證券市場發展季刊, 第 15 卷第 3 期(10 月): 63-104。
- 林淑惠與胡星陽, 2003, 上市公司高階經理人之酬勞結構, 經濟論文, 第 31 卷第 2 期(6 月): 171-206。
- 林穎芬與劉維琪, 2003, 從高階主管薪酬的研究探討代理理論在台灣的適用程度, 管理學報, 第 20 卷第 2 期(4 月): 365-395。
- 姜家訓與葉鴻銘, 2005, 債權人監督、公司治理、會計師公費依賴度與盈餘穩健性之關係, 2005 會計理論與實務研討會。
- 洪玉舜與王泰昌, 2005, 績效衡量指標在高階主管現金薪酬契約中之相對重要性, 證券市場發展季刊, 第 17 卷第 2 期(7 月): 35-100。
- 曹壽民、金成隆、藍心梅與陳俊雄, 2001, 會計基礎評價模式在台灣股市適用性之研究, 2001 會計理論與實務研討會。
- 傅鍾仁、歐進士與張寶光, 2002, 我國企業經營者薪酬與績效指標之關聯性, 管理學報, 第 19 卷第 6 期(12 月): 1073-1096。
- 曾玉潔, 2000, 我國高階主管薪酬決定因素之實證研究, 國立中正大學會計學研究所碩士論文。
- 劉俞青, 2002, 臉不紅氣不喘的超高酬勞執行長, 財訊, 第 245 期: 331-334。
- Agrawal, A., and C. Knoeber. 1996. Firm performance and mechanisms to control agency problems between managers and shareholders. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 31 (September): 377-397.
- Amir, E., and B. Lev. 1996. Value-relevance of non-financial information: The wireless communication industry. *Journal of Accounting and Economics* 22 (August - December): 3-20.
- Baber, W., S. Janakiraman, and S. Kang. 1996. Investment opportunities and the structure of executive compensation. *Journal of Accounting and Economics* 21 (June): 297-318.
- Baber, W., S. Kang, and K. Kumar. 1998. Accounting earnings and executive compensation: The role of earnings persistence. *Journal of Accounting and Economics* 25 (May): 169-193.
- Baker, G., M. Gibbs, and B. Holmstrom. 1994. The wage policy of a firm. *Quarterly Journal of Economics* 109 (November): 921-955.

- Balkin, D. B., G. D. Markman, and L. S. Gomez-Mejia. 2000. Is CEO pay in high-technology firms related to innovation? *Academy of Management Journal* 43 (December): 1118-1129.
- Ball, R., S. Kothari, and A. Robin. 2000. The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings. *Journal of Accounting and Economics* 29 (February): 1-51.
- Banker, R., and S. Datar. 1989. Sensitivity, precision, and linear aggregation of signals for performance evaluation. *Journal of Accounting Research* 27 (Spring): 21-39.
- Basu, S. 1997. The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of Accounting and Economics* 24 (December): 3-37.
- 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.
- Belsley, D., E. Kuh, and R. Welsch. 1980. *Regression Diagnostics*. New York, NY: John Wiley & Sons.
- Blair, M. 1995. *Ownership and control: Rethinking corporate governance for the twenty-first century*. The Brookings Institution, Washington D. C.
- Boyd, B. K. 1994. Board control and CEO compensation. *Strategic Management Journal* 15 (June): 335-344.
- Brickley, J. A., J. L. Coles, and R. L. Terry. 1994. Outside directors and the adoption of poison pills. *Journal of Financial Economics* 35 (June): 371-390.
- Bryan, S., and L. Hwang. 1997. The Economic determinants of the CEO compensation-performance sensitivity. Working Paper, Baruch College, CUNY.
- Bushman, R., R. Indjejikian, and A. Smith. 1996. CEO compensation: The role of individual performance evaluation. *Journal of Accounting and Economics* 21 (April): 161-193.
- Bushman, R., E. Engel, and A. Smith. 2006. An analysis of the relation between the stewardship and valuation roles of earnings. *Journal of Accounting Research* 44 (March): 53-83.
- Bushman, R., Q. Chen, E. Engel, and A. Smith. 2004. Financial accounting information, organizational complexity and corporate governance systems. *Journal of Accounting and Economics* 37 (June): 167-201.
- Byrd, J. W., and K. A. Hickman. 1992. Do outside directors monitor managers? Evidence from tender offer bids. *Journal of Financial Economics* 32 (October): 195-222.
- Cheng S. 2004. R&D expenditures and CEO compensation. *The Accounting Review*

- 79 (April): 305-328.
- Claessens, S., S. Djankov, and L. H. P. Lang. 2000. The separation of ownership and control in East Asian corporation. *Journal of Financial Economics* 58: 81-112.
- Core, J. E., R. W. Holthausen, and D. F. Larcker. 1999. Corporate governance, chief executive officer compensation, and firm performance. *Journal of Financial Economics* 51 (March): 371-406.
- 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.
- Dechow, P., and R. Sloan. 1991. Executive incentives and horizon problem. *Journal of Accounting and Economics* 14 (March): 51-89.
- Dechow, P. M., M. R. Huson, and R. G. Sloan. 1994. The effect of restructuring charges on executives' cash compensation. *The Accounting Review* 69 (January): 138-156.
- Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney. 1996. Causes and consequences of earnings manipulation: An analysis of firms subject to enforcement actions by the SEC. *Contemporary Accounting Research* 13 (Spring): 1-36.
- Defond, M. L., and C. W. Park. 1999. The effect of competition on CEO turnover. *Journal of Accounting and Economics* 27 (February): 35-56.
- Denis, D. K. 2001. Twenty-five years of corporate governance research...and counting. *Review of Financial Economics* 10: 191-212.
- Duru, A., R. J. Iyengar, and A. Thevaranjan. 2002. The shielding of CEO compensation from the effects of strategic expenditures. *Contemporary Accounting Research* 19 (Summer): 175-193.
- Eisenberg, T. S., S. Sundgren, and M. Wells. 1998. Larger board size and decreasing firm value in small firms. *Journal of Financial Economics* 48 (April): 35-54.
- Fama, E. F., and J. D. MacBeth. 1973. Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *The Journal of Political Economy* 81 (May-June): 607-636.
- Fama, E. F., and M. C. Jensen. 1983. The separation of ownership and control. *Journal of Law and Economics* 26 (June): 301-325.
- Garvey, G., and T. Milbourn. 2003. Incentive compensation when executives can hedge the market: Evidence of relative performance evaluation in the cross section. *Journal of Finance* 58 (August): 1557-1581.
- Gaver, J. J., and K. M. Gaver. 1998. The relation between nonrecurring accounting transactions and CEO cash compensation. *The Accounting Review* 73 (April): 235-253.
- Gomez-Mejia, L. R., H. Tosi, and T. Hinkin. 1987. Managerial control, performance,

- and executive compensation. *Academy of Management Journal* 30 (March): 51-70.
- Greene, W. 2003. *Econometric Analysis*. New York, NY: MacMillan.
- Hartzell, J. C., and L. T. Starks. 2003. Institutional investors and executive compensation. *The Journal of Finance* 58 (December): 2351-2374.
- Himmelberg, C., R. Hubbard, and D. Palia. 1999. Understanding the determinants of managerial ownership and the link between ownership and performance. *Journal of Financial Economics* 53 (September): 353-384.
- Holmstrom, B. 1979. Moral hazard and observability. *Bell Journal of Economics* 10 (Spring): 74-91.
- Ittner, C. D., D. F. Larcker, and M. Rajan. 1997. The choice of performance measures in annual bonus contracts. *The Accounting Review* 72 (April): 231-255.
- Jensen, M. C. 1993. The modern industrial revolution, exit and the failure of internal control system. *Journal of Finance* 48 (July): 831-880.
- Jensen, M. C., and K. J. Murphy. 1990. Performance pay and top management incentives. *Journal of Political Economy* 98 (April): 225-264.
- Jensen, M. C., and W. H. Meckling. 1976. The theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics* 3 (October): 305-360.
- Jensen, M. C. 1986. Agency costs of free cash flow, corporate finance and takeovers. *American Economic Review* 76 (May): 323-339.
- John, T. A., and K. John. 1993. Top-management compensation and capital structure. *Journal of Finance* 48 (July): 949-974.
- Klein, A. 2002. Audit committee, board of director characteristics, and earnings management. *Journal of Accounting and Economics* 33 (August): 375-400.
- Lambert, R. A., and D. F. Larcker. 1987. An analysis of the use of accounting and market measures of performance in executive compensation contracts. *Journal of Accounting Research* 25 (Supplement): 85-125.
- Lev B. 2001. *Intangibles: Management, measurement, and reporting*. Washington, DC: Brookings Institution Press.
- Lev B., and T. Sougiannis. 1996. The capitalization, amortization, and value-relevance of R&D. *Journal of Accounting and Economics* 21 (February): 107-138.
- Lev, B., and P. Zarowin. 1999. The boundaries of financial reporting and how to extend them. *Journal of Accounting Research* 37 (Autumn): 353-385.
- Lippert, R. L., and G. Porter. 1997. Understanding CEO pay: A test of two pay-to-performance sensitivity measures with alternative measures of

- alignment and influence. *Journal of Business Research* 40 (October): 127-138.
- Milliron J. 2000. Board of director incentive alignment and the design of executive compensation contracts. Working paper, University of Chicago.
- Morck, R., B. Yeung, and W. Yu. 2000. The information content of stock markets: Why do emerging markets have synchronous stock price movements? *Journal of Financial Economics* 58: 215-260.
- Murphy, K. J. 1999. Executive compensation. In Orley Ashenfelter and David Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Vol.3b, Elsevier Science North Holland, Chapter 38: 2485-2563.
- Porter, M. 1992. *Capital choices: Changing the way America invests in industry*. Boston, MA: Harvard Business School.
- Shivdasani, A. 1993. Board composition, ownership structure, and hostile takeovers. *Journal of Accounting and Economics* 16 (January-March): 167-198.
- Shleifer, A., and R. Vishny. 1997. A survey of corporate governance. *Journal of Finance* 52 (June): 737-783.
- Singh, M., and W. N. Davidson . 2003. Agency costs, ownership structure and corporate governance mechanisms. *Journal of Banking and Finance* 27 (May): 793-816.
- Sloan, R. G. 1993. Accounting earnings and top executive compensation *Journal of Accounting and Economics* 16 (January-July): 55-100.
- Smith, C. W., and R. L. Watts. 1992. The investment opportunity set and corporate financing, dividend, and compensation policies. *Journal of Financial Economics* 32 (December): 263-292.
- White, H. 1980. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*. 48 (May): 817-838.
- Xie, B., W. N. Davidson III, and P. J. DaDalt. 2003. Earnings management and corporate governance: The role of the board and the audit committee. *Journal of Corporate Finance* 9 (June): 295-316.
- Yeh, Y. H., T. S. Lee, and T. Woidtke. 2001. Family control and corporate governance: Evidence for Taiwan. *International Review of Finance* 2 (March-June): 21-48.
- Yeh, Y. H., and T. Woidtke. 2005. Commitment or entrenchment? : Controlling shareholders and board composition. *Journal of Banking and Finance* 29 (July): 1857-1885.
- Yermack, D. 1996. Higher market valuation of companies with a small board of directors. *Journal of Financial Economics* 40 (February): 185-211.