

更換經理人對公司經營績效之影響

林有志*

國立雲林科技大學

邱炳雲

國立雲林科技大學

高茂峰

逢甲大學

摘要

在經營權與所有權分離的狀況下，真正對公司經營績效負責的是高階經理人。從公司治理的角度來看，更換經營績效不佳之經理人，是公司治理的重要一環，故經理人更換的議題，確實值得加以探討。

本研究透過多元迴歸模式，探討經理人更換對公司經營績效之影響，研究樣本包括 2000 年至 2004 年的台灣上市公司 2,573 筆資料。實證結果發現，經理人更換對經營績效之影響具遞延效果，在更換當年度，經理人更換與會計績效和市場績效間的關係均呈現顯著負相關。而經理人更換次年度，經理人更換與會計績效仍呈現顯著負相關但與市場績效間的關係並不顯著。若更進一步將經理人的更換原因區分為自願性更換和強迫性更換時，發現自願更換與當年度會計績效和市場績效及次年度的會計績效呈現顯著負相關，而與次年度的市場績效間並不顯著；而強迫更換雖與當年度的會計績效和市場績效間均不顯著，但與次年度的會計績效和市場績效呈現顯著正相關。

關鍵詞：公司治理、更換經理人、經營績效

*作者感謝兩位匿名評審所提供之寶貴建議，惟文中如有任何錯誤，全為作者之責。

The Impact of Management Turnover On Corporate Performance

Yu-Chih Lin

National Yunlin University of Science & Technology

Ping-Yung Chiu

National Yunlin University of Science & Technology

Mao-Feng Kao

Feng Chia University

Abstract

Given that management separates from ownership, managers take the responsibilities of the operating performance of a company. From the perspective of corporate governance, getting rid of poorly performed managers is an important function of corporate governance. So, it is worthwhile to discuss the issue of management turnover.

This paper examines the relationship between firm performance and the turnover of general manager. The empirical tests are conducted using a sample of 2,573 firm-year for firms listed on the Taiwan Stock Exchange with fiscal year ends between 2000 and 2004. Empirical results indicate that there is deferral effect of management turnover on operating performance. Accounting performance tends to deteriorate both in the year and in the next year of general manager turnover. Firm performance, measured by market performance, tends to deteriorate in the year of general manager turnover and shows no significant association with the turnover in the next year. Considering the reason of management turnover, empirical results indicate that, accounting performance shows negatively significant association with voluntary turnover both in the current year and the next year, and shows no significant association with the forced turnover in the current year but positive significance in the next year. Firm market performance shows negatively significant association with voluntary turnover in the current year but no significance in the next year, and shows no significant association with the forced turnover in the current year but positive significance in the next year.

Keywords: *Corporate Governance, Management Turnover, Operating Performance*

壹、緒論

傑出企業經理人，往往能帶領企業不斷茁壯，這些經理人的能力不但獲得市場的肯定，也為自己博得好名聲，有人甚至被譽為「經營之神」。相反的，有些經理人因錯誤決策，導致公司虧損連連，終免不了被市場淘汰。經理人的才能雖然無法在企業資產負債表上列為公司資產，但無庸置疑的，經營才能卻會反映在財務報表的經營績效及市場績效中。因此，經理人更迭對企業經營績效之影響是個值得探討的議題。

利害關係人可以利用各種財務性及非財務性的指標來衡量公司經理人的績效，如果經營績效遠低於董事會預期時，公司便可能發生經理人的更換（尤其是總經理），而當經理人更換時，公司組織可能產生變革，這時便可能會對公司的經營績效產生影響，這是公司治理重要機制之一。Clayton, Hartzell and Rosenberg (2005) 發現不論是自願性或強迫性經理人的更換，均會顯著增加權益報酬的波動性，由於經理人的決策及策略對公司影響深遠，錯誤決策的代價輕則獲利不佳，重則可能影響公司生存，故經理人的更換攸關公司價值。

良好的公司治理會要求經營績效不佳之經理人下台，但經理人更換後是否對公司經營績效產生正面影響，頗值得探討。因此，本研究將重心置於此，針對所有台灣上市公司，以多元迴歸模式進行分析研究，以檢定經理人更換對公司經營績效之影響。

本研究實證結果發現，經理人更換對經營績效之影響具遞延效果，在更換當年度，經理人更換與會計績效和市場績效間的關係均呈現顯著負相關。而經理人更換次年度，經理人更換與會計績效仍呈現顯著負相關但與市場績效間的關係並不顯著。若更進一步將經理人的更換原因區分為自願性更換和強迫性更換時，發現自願更換與當年度會計績效和市場績效及次年度的會計績效呈現顯著負相關，而與次年度的市場績效間並不顯著；而強迫更換雖與當年度的會計績效和市場績效間均不顯著，但與次年度的會計績效和市場績效呈現顯著正相關。

本文共分五節，其餘各節安排如下：第二節為文獻探討，分別探討經理人更換及公司經營績效之相關文獻並提出研究假說；第三節研究方法，包括研究假說、樣本選擇與資料來源、實證模型及變數衡量；第四節實證結果，分析實證之結果與發現；第五節結論與建議。

貳、文獻探討

一、公司經營績效衡量指標

績效指標的衡量方法，目前並沒有一致的作法，一般文獻把績效指標分為兩大類：一是財務性指標，二是非財務性指標。非財務性指標包括：產品瑕疵

率、顧客滿意度、新產品研發時間等。由於非財務性指標在實務上較難以量化，故較少有學者利用此指標來衡量公司績效，所以本研究採用財務性指標資料作為公司經營績效衡量標準。本研究將財務性指標分為會計績效指標和市場績效指標。

(一) 會計績效

衡量高階經理人員績效最常被使用的是會計利潤觀點（如：資產報酬率、股東權益報酬率、利潤率、普通股報酬率等）。Ou and Penman (1989) 指出財務報表分析的目標之一就是從財務報表中確認公司價值，並且很多研究已經試圖發現會計特性的相關價值，以強化財務報表分析，因此，可由財務報表資訊，推估公司價值。會計績效常被用來當作績效衡量的標準主要有兩項原因：1. 會計績效具可分割性，因為會計盈餘能夠計算公司各個部門的績效以及市場的指標。2. 公司市場價值無法準確的衡量，因為很多公司的債務並非是在公開市場上交易，那麼公司的總價值就無法衡量。

Sloan (1993) 探討會計盈餘在高階經理人員獎酬契約中的角色，實證結果指出盈餘幫助高階經理人的獎酬契約免於受到市場波動影響，主要在於公司價值改變時，盈餘比起市場對公司價值而言，具有更高的敏感度。此外，Murphy and Zimmerman (1993) 探討公司財務績效與高階經理人更換的影響時，採用會計績效之會計盈餘的變動，作為公司經營績效的衡量標準。Denis and Denis (1995) 也採用會計績效的總資產報酬率來衡量公司經營績效，實證結果發現高階經理人的更換與總資產報酬率有顯著關係。

(二) 市場績效

另外一項財務績效則為市場績效，而 Tobin's Q 是最常被用來衡量公司市場績效的指標。Morck, Shleifer and Vishny (1988) 探討美國製造業的股權結構與市場評價的關係時，績效的衡量主要是採 Tobin's Q 來衡量公司之價值，也就是採用公司市值佔有形資產之重置成本的比率來計算，所以當公司之無形資產價值越高（如：特許權、商譽、專利權...等）時，Tobin's Q 會越高，雖然 Tobin's Q 對管理者的績效會有雜訊，但是該研究主要在於預測公司之股權結構對公司價值之影響，因此，使用 Tobin's Q 可以合適的衡量出股權與公司價值間的關係。

Lambert and Larcker (1987) 同時使用會計與市場績效來衡量高階經理人員的獎酬契約。兩個指標同時使用，不只可以減低會計績效因為財務報表上的操弄或者對盈餘預估的誤差，使衡量公司績效產生偏差，更可以減低市場績效受到經濟情勢的影響。因此，本研究對公司經營績效之衡量，同時使用會計績效與市場績效兩種，不只可看出兩者之差異所在，更可以客觀的衡量經理人更換對公司經營績效之影響。

二、經理人更換類型

國外文獻研究總經理人更換多分類成自願性更換 (voluntary turnover) 與強迫性更換 (forced turnover)。Clayton et al. (2005) 將下列二項歸類為強迫更換：(1) 總經理的離職宣告有提及總經理是被迫離開或被解雇；(2) 離職的總經理年齡小於 60 歲且不是由於健康因素或加入其他公司而離開，至於其他原因則歸類為自願更換。

Huson, Malatesta and Parrino (2004) 和 Parrino, Sias and Starks (2003) 則是依照以下的決策過程來分類：(1) 如果 *Wall Street Journal* 報導總經理被解雇、被迫更換或因為未具體說明的政策差異而離開；(2) 離職的總經理年齡小於 60 歲且 *Wall Street Journal* 的報導並沒有提及離開的原因是有關死亡、健康不佳或接受其他職務；(3) 離職的總經理年齡小於 60 歲且 *Wall Street Journal* 報導離開的原因是退休，但卻沒有在至少離職前六個月公告，則更換被歸類成強迫性更換，而其他情況則歸類為自願更換。另外為了降低分類錯誤的可能性，更進一步從相關的商業新聞報導搜尋文章進行分類。

Dahya, McConnell and Travlos (2002) 則將下列三種更換事件歸類為強迫更換：(1) 新聞評論認為總經理被解雇；(2) 新聞評論認為總經理辭職，且其年齡小於 60 歲、其它文章未提及該總經理任職他處、離開的原因也不是由於健康或死亡；(3) 新聞評論指出公司有績效不佳，且離職的總經理年齡小於 60 歲、其它文章中沒有提及該總經理任職他處、離開的原因也不是由於健康或死亡，至於其他的更換情況則視為正常更換。

Farrell and Whidbee (2002) 根據 *Wall Street Journal* 的報導，若經理人更換係董事會施壓、管理改革、請辭、解雇、績效不佳則歸類成強迫更換；而若是退休、正常管理繼承、生病、死亡或接受其他公司職務則歸類成自願更換。Engel, Hayes and Wang (2001) 則將經理人的離職是由於解雇、績效不佳、追求其他利益、政策差異、控制權改變、法律或弊案或沒有理由等歸類為強迫性更換，其他理由則歸類為自願性更換。

林穎芬、祝道松與洪晨桓 (2006) 參照真像王資料庫之公司重大資訊公告中的報導，將更換類型分類成自願更換與強迫更換。其中自願更換包含退休、健康因素、任期屆滿、董事長免兼任總經理、另有他用與內部升遷；強迫更換包含請辭、解任、職務調整、配合發展需要、控制權改變與無具體原因。

而黃旭輝 (2006) 在區分自願性更換與強迫性更換的重要基礎在於總經理更換之後，是否仍留在原公司或集團擔任重要或更重要的職務，如果更換之後仍留在原公司或集團，則將其歸類為自願性更換，例如：聘任專任總經理、內部晉升與職務調動；而非自願性更換，主要是指該總經理更換之後，並未留任原公司或集團內服務，或完全未提及總經理新的職務，則將其歸類為非自願更換，例如：合併、任期屆滿、改派、法律因素、退休與請辭。

但正如 James and Soref (1981) 所說，經理人被解雇通常不會直接稱作解雇，公司往往以婉轉的方法說明總經理更換的理由，因此，外界很難明確得知總經理更換的真正原因，要做分類有其一定的困難度存在。蔡柳卿與陳慧慧 (2006) 研究發現，確實存在公告經理人更換原因為退休，但實則和經營績效有關的情形。李佳玲、葉穎蓉與何晉滄 (2005) 研究亦指出管理者的強迫性與自願性離職資料，在我國公開說明書及股東會年報均未揭露，自行根據報章資料已揭露者來判定與研究，可能會造成選樣上的偏誤。

三、經理人更換與後續經營績效之關係

經理人更換之後，對於公司績效的影響並無一致的結論，文獻上有三種不同的說法：

(一) 常識理論 (Common-Sense Theory)

由於因為前任經理人的經營績效不好，公司在更換經理人的時候，會選擇一個有經驗、有專業能力的優秀經理人來管理公司，所以公司的經營績效理所當然的會有所改善。Huson et al. (2004) 利用控制組配對所計算出的資產報酬率做為經營績效的衡量標準，發現經理人的更換與經營績效間呈現顯著正相關，亦即公司於更換經理人後會提升公司的經營績效。Hotchkiss (1995) 研究發現破產之後的公司，若是經過重整之後沒有更換原經理人，通常會導致第二次破產，更換經理人之後反而會提升公司的經營績效。此外 Denis and Denis (1995) 以資產報酬率做為公司經營績效的衡量標準，也發現更換經理人後會提升公司的經營績效，而強迫更換的效果比自願更換的效果來的大。另持相同論點的文獻有 Guest (1962)、Helmich (1974)、Smith, Carson and Alexander (1984)、Davidson, Worrell and Cheng (1990)、Murphy and Zimmerman (1993) 等。

(二) 惡性循環理論 (Vicious-Circle Theory)

惡性循環理論認為經理人的更換會造成公司績效的低落，因為領導權的轉換會造成組織成員的緊張及分裂，同時對組織產生傷害，進而降低了組織的績效。而績效變差之後，組織又再度更換領導者，如此惡性循環下去 (Grusky 1969)。Cosh and Hughes (1997) 指出，當公司更換經理人後，公司的經營績效會下降。持相同看法的學者還有 Allen, Panian and Lotz (1979) 與 Suchard, Singh and Barr (2001) 等。

(三) 代罪羔羊理論 (Ritual-Scapegoating Theory)

認為經理人的更換與公司經營績效之間沒有關係，亦即經理人的更換對公司績效根本不會有任何的影響，被換掉的經理人只是公司績效不佳的犧牲品罷了 (Gamson and Scotch 1964)。戴錦周與郭佩文 (2006) 以資產報酬率、股東權益報率和每股盈餘做為績效衡量之指標，實證發現總經理的更換與經營績效

間沒有顯著的關係。Huson, Parrino and Starks (2001) 以資產、盈餘及股價做為績效衡量之指標，實證發現無論強迫性或自願性經理人的更換對公司經營績效之改善均不明顯。而 Brown (1982) 探討繼任的管理者是否會影響組織的績效，發現繼任者對於組織的績效並沒有明顯的改善。另持相同論點的文獻尚有 Eitzen and Yetman (1972)、Leiberson and O'Connor (1972)、Salancik and Pfeffer (1980)、McGuire, Schneeweis and Naroff (1988)、Friendman and Singh (1989) 與 Zajac (1990) 等。

造成研究者間眾說紛紜的根本原因應是研究方法的不同，由於研究者對研究對象的選擇、研究期間的選取、主要變數的衡量、統計方法的使用等都不盡相同，自然難有一定的結論 (Kesner and Sebor 1994)。

參、研究設計

本研究期望將經理人更換與公司經營績效相結合，並考量影響公司經營績效的控制變數，例如：董事會股權結構中的董監事持股比率、公司規模、成長機會與負債比率，探討公司之經營績效是否受經理人更換之影響。雖然經理人更換後的公司經營績效在理論上分為三派，亦即常識理論、惡性循環理論與代罪羔羊理論，且實證上並無一致的結論，但本研究假設，在更換了經理人之後，繼任的經理人應該要對公司的經營績效有所貢獻，否則公司內部或外部控制機制又將再次的啟動，以致於威脅到新經理人的職位安全，因此本研究提出假說如下：

假說1a：經理人自願更換後對公司會計績效有正向影響。

假說1b：經理人強迫更換後對公司會計績效有正向影響。

假說2a：經理人自願更換後對公司市場績效有正向影響。

假說2b：經理人強迫更換後對公司市場績效有正向影響。

一、樣本與資料來源

本研究之實證分析對象以 2000 年至 2004 年所有台灣上市公司為研究樣本，探討總經理之更換與經營績效之關聯性。上市公司名稱與相關財務資料取自台灣證券交易所之公開資訊觀測站與台灣經濟新報資料庫 (Taiwan Economic Journal, TEJ)，總經理變動年度則取自上市公司股東會年報。總經理更換原因係由證券基金會所提供的真像王資料庫之公司重大資訊公告中查得。樣本公司在 2000 年至 2004 年間必須有完整的財務報表資料、股價資料，並排除全額交割股的公司，另為避免樣本產業差異性過大或會計處理方式不同對實證結果造成影響，排除金融保險業，最後選出 18 個產業，共 2,573 筆樣本資料，有更換總經理的樣本數有 362 筆。其中 2000 年有 420 家公司，有更換總經理的有 71 家公司；2001 年有 474 家公司，有更換總經理的有 64 家公司；2002 年有 515

家公司，有更換總經理的有 68 家公司；2003 年有 569 家公司，有更換總經理的有 84 家公司；2004 年有 595 家公司，有更換總經理的有 75 家公司。

此外，在 362 筆有更換總經理的樣本資料中，自願性更換有 220 筆，分別佔了全部樣本數和有更換樣本數的 9% 和 61%，而強迫性更換有 142 筆，分別佔了全部樣本數和有更換樣本數的 6% 和 39%。

樣本公司的產業年度分佈情形如表一所示。其中以電子業的總經理更換達 138 筆最多，水泥業則最少，只有 3 筆。

表一 樣本公司產業年度分佈

產業 \ 年度	2000		2001		2002		2003		2004		總計	
	樣本	更換	樣本	更換	樣本	更換	樣本	更換	樣本	更換	樣本	更換
11 水泥業	7	1	7	1	7	1	7	0	7	0	35	3
12 食品業	18	1	18	6	18	1	19	3	19	2	92	13
13 塑膠業	19	2	19	3	19	5	19	3	20	3	96	16
14 紡織業	43	3	43	4	44	2	43	6	44	4	217	19
15 電機業	24	5	27	2	29	4	31	4	32	3	143	18
16 電器電纜	13	3	13	0	13	5	13	1	13	2	65	10
17 化學業	25	4	29	4	30	1	31	2	33	3	148	14
18 玻璃陶瓷	6	1	6	1	6	2	6	1	6	2	30	7
19 造紙業	7	1	7	2	7	1	7	2	7	1	35	7
20 鋼鐵業	24	6	24	6	24	5	24	4	24	1	120	22
21 橡膠業	8	1	8	1	9	2	9	1	9	1	43	6
22 汽車業	4	1	4	1	4	1	4	2	4	1	20	6
23 電子業	131	26	173	18	204	23	250	37	271	34	1,029	138
25 營建業	28	5	31	3	32	5	34	7	34	6	159	26
26 航運業	17	5	17	5	18	5	18	1	18	1	88	17
27 觀光業	6	1	6	2	6	2	6	1	6	1	30	7
29 百貨業	10	2	10	1	10	1	10	1	10	1	50	6
99 其他	31	3	32	4	35	3	38	8	38	9	173	27
總計	420	71	474	64	515	68	569	84	614	75	2,573	362

二、實證模型

本研究將公司經營績效分為會計績效與市場績效兩方面來討論，另外考慮到經營績效的改善，可能需要一段時間效果才會顯現出來，因此本研究另將對公司經營績效之影響分為經理人更換當年度 (t 年) 及更換次年度 (t+1 年) 兩方面來討論，建立以下的基本迴歸模式：

(一) 會計績效迴歸模型

$$ROA_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 TURN_{it} + \alpha_2 VOL_{it} + \alpha_3 OWN_{it} + \alpha_4 SIZE_{it} + \alpha_5 GROWTH_{it} + \alpha_6 DEBT_{it} + \alpha_7 IND_{it} + \mu_{it} \quad (1)$$

$$ROA_{it+1} = \alpha_0 + \alpha_1 TURN_{it} + \alpha_2 VOL_{it} + \alpha_3 ROA_{it} + \alpha_4 OWN_{it+1} + \alpha_5 SIZE_{it+1} + \alpha_6 GROWTH_{it+1} + \alpha_7 DEBT_{it+1} + \alpha_8 IND_{it+1} + \mu_{it+1} \quad (2)$$

其中， ROA_{it} 和 ROA_{it+1} 為會計績效分別以 t 年和 t+1 年的資產報酬率衡量； $TURN_{it}$ 為總經理更換（虛擬變數，未更換為 0，有更換為 1）； VOL_{it} 為更換原因（虛擬變數，強迫更換為 1，反之為 0）； OWN_{it} 和 OWN_{it+1} 分別為 t 年和 t+1 年的董監事持股比例； $SIZE_{it}$ 和 $SIZE_{it+1}$ 分別為 t 年和 t+1 年的公司規模； $GROWTH_{it}$ 和 $GROWTH_{it+1}$ 分別為 t 年和 t+1 年的成長機會； $DEBT_{it}$ 和 $DEBT_{it+1}$ 分別為 t 年和 t+1 年的負債比率； IND_{it} 和 IND_{it+1} 分別為 t 年和 t+1 年的產業別（電子業為 1，反之為 0）； μ_{it} 和 μ_{it+1} 分別為 t 年和 t+1 年的誤差項。

(二) 市場績效迴歸模型

$$Q_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 TURN_{it} + \alpha_2 VOL_{it} + \alpha_3 OWN_{it} + \alpha_4 SIZE_{it} + \alpha_5 GROWTH_{it} + \alpha_6 DEBT_{it} + \alpha_7 IND_{it} + \mu_{it} \quad (3)$$

$$Q_{it+1} = \alpha_0 + \alpha_1 TURN_{it} + \alpha_2 VOL_{it} + \alpha_3 Q_{it} + \alpha_4 OWN_{it+1} + \alpha_5 SIZE_{it+1} + \alpha_6 GROWTH_{it+1} + \alpha_7 DEBT_{it+1} + \alpha_8 IND_{it+1} + \mu_{it+1} \quad (4)$$

其中， Q_{it} 和 Q_{it+1} 為市場績效分別以 t 年和 t+1 年的近似 Tobin's Q 衡量。

三、變數衡量

為檢定本研究之經理人更換是否對公司經營績效有影響，以多元迴歸模式進行分析研究，分別以資產報酬率與公司市場價值為應變數，自變數為總經理更換，而為了增加迴歸模式的解釋能力，再加入控制變數，包含董監事持股比例、公司規模、成長機會、負債比率與產業別五項。

表二 變數之定義

變數	衡量	預期方向
資產報酬率 (ROA)	$= [\text{稅後淨利} + \text{利息費用} \times (1 - \text{稅率})] / \text{平均總資產}$	
市場績效 (Q)	$= [(\text{期末市值} + \text{期末總負債}) / \text{期末總資產}] \times 100\%$	
總經理更換 (TURN)	虛擬變數，未更換為 0，有更換為 1	+
更換原因 (VOL)	虛擬變數，強迫更換為 1，其餘為 0	+
董監事持股比率 (OWN)	$= (\text{董監持股數} / \text{總股數}) \times 100\%$	+
公司規模 (SIZE)	= 期初權益市值取自然對數	+
成長機會 (GROWTH)	$= [(\text{本期營業收入} - \text{上期營業收入}) / \text{上期營業收入}] \times 100\%$	+
負債比率 (DEBT)	$= (\text{期末總負債} / \text{期末總資產}) \times 100\%$	-
產業別 (IND)	虛擬變數 若樣本公司為電子業，以 1 為代表，其餘為 0	?

表二彙總各變數之定義，說明如下：

(一) 應變數

1. 會計績效：

資產報酬率 (ROA)：資產報酬率等於稅後息前淨利除以平均資產總額，代表公司投資的資產可以獲得多少利潤。Demsetz and Villalonga (2001)認為，使用會計績效來衡量公司經營績效時，並不會受到投資者心理因素的影響，因此，使用會計績效來衡量公司經營績效較為適當，此外，資產報酬率可以作為衡量公司整體經營績效、評估公司經營及管理當局決策品質等優點，加上資料容易取得且計算方法客觀。基於上述理由，本研究之會計績效使用 ROA 作為衡量公司會計績效之標準。

2. 市場績效：

以普通股權益市值加上負債帳面價值再除以資產帳面價值之近似的 Tobin's Q 值來衡量公司之市場績效。本研究以 Tobin's Q 作為衡量公司市場績效之指標，在於 Tobin's Q 是以公司市場價值佔有形資產重置成本之比率來衡量企業市場績效，因此當公司無形資產價值越高時，Tobin's Q 會越高 (Morck et al. 1988)。由於 Chung and Pruitt (1994) 的實證研究指出，近似的 Tobin's Q 值對 Lindenberg and Ross (1981) 所採用的 Tobin's Q 值有 96.6% 以上的解釋力，故本研究參考 Chung and Pruitt (1994) 所計算之近似的 Tobin's Q 值來衡量市

場績效，公式如下：

$$\text{Approximate Tobin's } Q = (\text{普通股權益市值} + \text{負債帳面價值}) / \text{資產帳面價值}$$

(二) 自變數

1. 總經理更換 (TURN):

本研究之主要變數為總經理更換，係觀察各年度上市公司股東會年報所記載之總經理，若前後年度為不同人，則視為總經理更換，研究中以虛擬變數作為總經理更換與否的代理變數，若該年度有更換總經理，記錄為 1，未更換則為 0。本研究以總經理做為經理人的替代變數，而非 CEO。主要理由係 CEO 並非法定名詞，有些公司是由總經理兼任 CEO (如：台積電)，有些公司是董事長兼任 CEO (如：聯電)，更有些公司在組織架構裡是沒有所謂的 CEO (如：廣達)，因此本研究以實際主導公司營運政策的總經理做為經理人的替代變數。

2. 更換原因 (VOL):

根據前述文獻指出，近來一些國內、外研究將總經理更換的原因區分為自願性更換與強迫性更換，因此本研究參酌林穎芬等 (2006) 的研究，自證券基金會所提供的真像王資料庫之公司重大資訊公告中，查詢公告的總經理異動原因，將總經理更換的樣本再區分為自願更換和強迫更換。研究中以虛擬變數作為更換原因的代理變數，強迫更換為 1，其餘則為 0。

(三) 控制變數

1. 董監事持股比率 (OWN):

Zahra and Pearce (1989) 認為董事會對公司的財務績效扮演著重要的角色。而 Fama (1980) 更指出董事會有降低代理問題的功能。由於董事會結構特性如：董事會規模、董事長是否兼任總經理、董事會股權結構、董事會之獨立性等皆會影響公司的經營績效，而本研究便採用董監事持股比率來當作控制變數，探討對經營績效之影響。Hill and Snell (1989) 發現股權集中程度與生產能力呈現正向關係，主要在於有權力的股東能夠讓公司的效率提升。Jensen and Meckling (1976) 提出利益趨同假說 (convergence of interest hypothesis)，若管理者持有公司股票比率越高時，那麼就會制訂符合股東利益最大化的決策，即所有權結構集中程度高，公司績效越高，因此利益趨同假說認為所有權結構與公司績效呈現正向關係。另外 Fama and Jensen (1983) 則提出利益掠奪假說 (entrenchment hypothesis)，當管理者增加其持股比率或影響力達到足以保障職位時，便有可能產生怠惰之情形，做出違背股東利益的行為，偏離公司價值極大化的目標，因此降低公司本身價值。

大部分的學者都認為董事會持股比率越大時，公司之經營績效越佳。邱毅與張訓華 (1991) 亦發現，當董事會持股比率超過 40% 時，對公司財務績效有正面影響。愈海琴與周本鄂 (1994) 亦發現，董事、監察人暨經理人及大股東

持股比率，與公司 Tobin's Q 間呈正向關係。

2. 公司規模 (SIZE) :

以公司權益市值取自然對數來衡量公司規模。一般公司的規模大小會影響經營績效，主要在於大公司比較容易獲得內部與外部資金，並且規模大的公司會有經濟規模，能夠讓公司所產生的效益反應在公司之經營績效上 (Ng 2005)。而 Keats and Hitt (1988) 也指出，規模較大之公司擁有較多的創新活動，績效也會較小公司為佳。

3. 成長機會 (GROWTH) :

以本期營業收入減掉上期營業收入再除以上期營業收入來衡量成長機會，使用成長機會此變數是為了控制公司的成長變化對公司的經營績效產生之影響。McConnell and Servaes (1995) 實證發現，成長機會與負債比率呈現負向關係，然而再根據融資順位理論，發現負債比率也與公司價值呈現負向關係，因此，公司成長機會與公司價值之間的影響為正向關係，故公司成長機會與公司經營績效有關 (公司經營績效反應在公司的價值上)。

4. 負債比率 (DEBT) :

以總負債除以總資產來衡量公司之負債比率。Stiglitz (1985) 認為，能有效率地控制管理階層活動的並非是股東而是債權人，特別是銀行。另外 Jensen and Meckling (1976) 也認為，負債可以解決管理者與股東間的衝突，使管理人員能謹慎而不會過度的浪費公司資源，並且增加公司的權益價值。此外，根據融資順位理論，負債與公司之獲利結果是呈現負向關係 (Ng 2005)。因此，負債比率被用來控制對公司經營績效的可能影響。

5. 產業別 (IND) :

由於電子業的樣本數有 1,029 家公司，更換總經理的有 138 家公司，分別各占總樣本數和有更換總經理樣本數的 40% 和 38%，因此產業別被用來控制電子業對公司經營績效的可能影響。若為電子業的樣本，記錄為 1，其餘則為 0。

肆、實證結果

一、樣本敘述統計分析

表三為 2,664 家樣本公司各項變數之敘述統計量，其中分表 A 是 t 年的敘述統計量，分表 B 是 t+1 年的敘述統計量。會計績效 (ROA) 之平均數在 t 年為 0.0476，t+1 年為 0.0440，二者並無太大的差異；市場績效 (Q) 之平均數在 t 年為 1.2296，t+1 年為 1.2210，二者亦無太大的差異。

表三 樣本敘述統計量

	個數	平均數	中位數	標準差	最小值	最大值
分表 A：t 年						
ROA	2,573	0.0476	0.0446	0.0872	-1.0072	0.5064
Q	2,573	1.2296	1.0326	0.6742	0.2796	8.1805
TURN	2,573	0.1407	0	0.3478	0	1
VOL	2,573	0.0552	0	0.2284	0	1
OWN	2,573	0.2461	0.2196	0.1381	0.0013	0.9533
SIZE	2,573	8.2736	8.0944	1.4230	3.8918	14.2027
GROWTH	2,573	0.1308	0.0794	0.5410	-9.9169	13.5914
DEBT	2,573	0.4073	0.4058	0.1599	0.0208	0.99593
IND	2,573	0.3999	0	0.4890	0	1
分表 B：t+1 年						
ROA	2,573	0.0440	0.0433	0.0867	-1.0072	0.4565
Q	2,573	1.2210	1.0468	0.6294	0.2796	8.0962
TURN	2,573	0.1407	0	0.3478	0	1
VOL	2,573	0.0552	0	0.2284	0	1
OWN	2,573	0.2351	0.2070	0.1349	0.0013	0.8185
SIZE	2,573	8.2492	8.0836	1.4343	3.8918	14.2027
GROWTH	2,573	0.1169	0.0670	0.6272	-9.9169	14.5104
DEBT	2,573	0.44076	0.4038	0.1642	0.0155	0.9593
IND	2,573	0.3999	0	0.4890	0	1

註：各變數之定義如下：OWN=董監事持股比率；SIZE=公司規模；GROWTH=成長機會；DEBT=負債比率；IND=產業別（虛擬變數，電子業為1，其它為0）。

表四為全體樣本之相關係數矩陣，其中分表A是t年的相關係數矩陣，分表B是t+1年的相關係數矩陣。表中對角線的右上為Spearman等級相關係數，左下則為Pearson積差相關係數。從表中可知t年和t+1年的董監事持股比率、公司規模、成長機會、負債比率與產業別均達顯著水準，相關係數均不超過0.3。相關係數t年最大為0.290，最小為-0.181；t+1年最大為0.260，最小為-0.208，故模型並沒有顯著的共線性問題。

表四 相關係數矩陣

	OWN	SIZE	GROWTH	DEBT	IND
分表 A：t 年					
OWN	1	-0.014 (0.487)	0.020 (0.314)	-0.110*** (0.000)	0.007 (0.713)
SIZE	0.021 (0.293)	1	0.187*** (0.000)	-0.143*** (0.000)	0.290*** (0.000)
GROWTH	0.010 (0.599)	0.067*** (0.000)	1	0.017 (0.382)	0.195*** (0.000)
DEBT	-0.088*** (0.000)	-0.181*** (0.000)	0.015 (0.439)	1	-0.124*** (0.000)
IND	-0.028 (0.155)	0.296*** (0.000)	0.095*** (0.000)	-0.143*** (0.000)	1
分表 B：t+1 年					
OWN	1	-0.036* (0.066)	0.023 (0.248)	-0.095*** (0.000)	-0.055*** (0.005)
SIZE	-0.002 (0.935)	1	0.153*** (0.000)	-0.164*** (0.000)	0.250*** (0.000)
GROWTH	0.029 (0.144)	0.012 (0.536)	1	0.050** (0.011)	0.118*** (0.000)
DEBT	-0.072*** (0.000)	-0.208*** (0.000)	0.056*** (0.005)	1	-0.096*** (0.000)
IND	-0.087*** (0.000)	0.260 (0.000)	0.025 (0.203)	-0.117*** (0.000)	1

註：1.對角線的右上為 Spearman 等級相關係數，左下則為 Pearson 積差相關係數。

2.括號中的數字為雙尾之機率值 (P-value)；***為 P<0.01；**為 P<0.05；*為 P<0.1。

3.各變數之定義如下：OWN=董監事持股比率；SIZE=公司規模；GROWTH=成長機會；DEBT=負債比率；IND=產業別（虛擬變數，電子業為 1，其它為 0）。

二、迴歸模型分析

(一) 會計績效模型

1.全部樣本

在表五模型 (1) 及模型 (2) 中，總經理更換 (TURN) 的係數均為負向顯著，顯示公司在更換總經理後，當年度和次年度“會計績效”並沒有因此而提升，反而是更加惡化；而更換原因 (VOL) 的係數均為正向顯著，顯示在強迫更換情形下，公司在更換總經理後會提升當年度及次年度公司之會計績效，符合假說 1b。綜合來看，從 TURN 和 VOL 二者間的關係便可推論出自願更換對於公司當年度及次年度會計績效有負面影響，不符合假說 1a。在控制變數方面，除了模式 (2) 的 IND 不顯著外，其餘的方向均與預期符號一致並達 1% 顯著水準。

表五 總經理更換與其他因素對公司經營績效之迴歸結果（全部樣本）

模型	會計績效 (ROA) 為依變數		市場績效 (Q) 為依變數	
	(1) t 年	(2) t+1 年	(3) t 年	(4) t+1 年
自變數				
截距項	-3.1825*** (-3.0562)	-0.1482 (-0.1637)	0.2023** (2.4145)	0.2597*** (4.6238)
TURN	-2.8022*** (-5.4116)	-1.0965** (-2.4544)	-0.0730* (-1.7527)	-0.0378 (-1.3556)
VOL	3.5844*** (4.5511)	2.9519*** (4.3584)	0.0965 (1.5230)	0.1587*** (3.7403)
ROA(t 年)		0.5454*** (32.4709)		
Q(t 年)				0.6712*** (49.0972)
OWN	0.0947*** (9.0511)	0.0442*** (4.7608)	0.0051*** (6.0562)	0.0001* (1.6669)
SIZE	1.4553*** (13.5933)	0.5166*** (5.3201)	0.1176*** (13.6574)	0.0157** (2.5526)
GROWTH	3.1098*** (11.6297)	2.0498*** (10.3950)	0.1162*** (5.4017)	0.0473*** (3.8027)
DEBT	-0.1760*** (-19.0021)	-0.0846*** (-10.4464)	-0.0057*** (-7.5772)	-0.0015*** (-3.1129)
IND	1.3155*** (4.2410)	-0.3647 (-1.3831)	0.3709*** (14.8625)	0.0922*** (5.3561)
F 值	159.2419***	300.0784***	119.0749***	508.5727***
Adj R-sq	0.3010	0.4819	0.2432	0.6122
樣本數	2,573	2,573	2,573	2,573

註：1. ()內為 t 值，***為顯著水準 1%，**為顯著水準 5%，*為顯著水準 10%。

2. 各變數定義如下：ROA=資產報酬率；Q=近似 Tobin's Q；TURN=總經理更換（虛擬變數，未更換為 0，有更換為 1）；VOL=更換原因（虛擬變數，強迫更換為 1，其它為 0）；OWN=董監事持股比率；SIZE=公司規模；GROWTH=成長機會；DEBT=負債比率；IND=產業別（虛擬變數，電子業為 1，其它為 0）。

2. 不含強迫更換樣本

在表六模型 (1) 及模型 (2) 中，TURN 的係數均為負向顯著，顯示在自願更換情形下，公司在更換總經理後，當年度和次年度會計績效並沒有因此而提升，反而是更加惡化，其結果較接近惡性循環理論，與本研究假說 1a 不符。在控制變數方面，除了模式 (2) 的 IND 不顯著外，其餘的方向均與預期符號一致並達 1% 顯著水準。

表六 總經理更換與其他因素對公司經營績效之迴歸結果(不含強迫更換)

自變數	會計績效 (ROA) 為依變數		市場績效 (Q) 為依變數	
	模型 (1) t 年	模型 (2) t+1 年	模型 (3) t 年	模型 (4) t+1 年
截距項	-3.3417*** (-3.1037)	-0.2519 (-0.2647)	0.2164** (2.4946)	0.2450*** (4.3560)
TURN	-2.7792*** (-5.3501)	-1.1217** (-2.4674)	-0.0734* (-1.7541)	-0.0387 (-1.4286)
ROA(t 年)		0.5363*** (30.8166)		
Q(t 年)				0.6699*** (49.4712)
OWN	0.0963*** (8.8715)	0.0483*** (4.9310)	0.0053*** (6.0686)	0.0011* (1.8492)
SIZE	1.4844*** (13.4066)	0.5214*** (5.0878)	0.1147*** (12.8582)	0.0165** (2.6699)
GROWTH	3.7231*** (12.4934)	1.9881*** (9.8513)	0.1455*** (6.0624)	0.0454*** (3.7393)
DEBT	-0.1794*** (-18.8209)	-0.0838*** (-9.9607)	-0.0056*** (-7.2677)	-0.0013*** (-2.5873)
IND	1.1505*** (3.6000)	-0.3901 (-1.4180)	0.3673*** (14.2648)	0.0844*** (4.9228)
F 值	183.8897***	306.8809***	130.5196***	576.4270***
Adj R-sq	0.3111	0.4684	0.2423	0.6237
樣本數	2,431	2,431	2,431	2,431

註：1. ()內為 t 值，***為顯著水準 1%，**為顯著水準 5%，*為顯著水準 10%。

2. 各變數定義如下：ROA=資產報酬率；Q=近似 Tobin's Q；TURN=總經理更換（虛擬變數，未更換為 0，有更換為 1）；OWN=董監事持股比率；SIZE=公司規模；GROWTH=成長機會；DEBT=負債比率；IND=產業別（虛擬變數，電子業為 1，其它為 0）。

3. 不含自願更換樣本

在表七模式 (1) 中，TURN 之係數並不顯著，顯示在強迫更換情形下，總經理更換當年度，公司之會計績效並不會因為公司在更換總經理後而受到影響，其結果較接近代罪羔羊理論，與本研究假說 1b 不符。在控制變數方面，其方向均與預期符號一致達 1% 顯著水準。

在表七模式 (2) 中，TURN 的係數與預期符號一致，且達 1% 顯著水準，顯示在強迫更換情形下，總經理更換次年度在公司之會計績效上，會因為公司在更換總經理後而提升公司之會計績效，其結果較接近常識理論，與本研究假說 1b 相符。在控制變數方面，其方向均與預期符號一致並分別達 1% 或 5% 顯著水準。

表七 總經理更換與其他因素對公司經營績效之迴歸結果（不含自願更換）

模型 自變數	會計績效 (ROA) 為依變數		市場績效 (Q) 為依變數	
	(1) t 年	(2) t+1 年	(3) t 年	(4) t+1 年
截距項	-2.8733*** (-2.7925)	-0.1768 (-0.1913)	0.1441 (1.6206)	0.2566*** (4.2689)
TURN	0.8206 (1.3818)	1.8030*** (3.4259)	0.0246 (0.4797)	0.1202*** (3.4760)
ROA(t 年)		0.6123*** (33.5229)		
Q(t 年)				0.6760*** (46.9698)
OWN	0.0893*** (8.6820)	0.0431*** (4.5470)	0.0053*** (6.0188)	0.0012* (1.9201)
SIZE	1.4076*** (13.3046)	0.4406*** (4.276)	0.1254*** (13.7232)	0.0154** (2.3232)
GROWTH	3.2563*** (11.8497)	2.9385*** (11.1060)	0.1397*** (5.8863)	0.0643*** (3.6934)
DEBT	-0.1739*** (-18.9256)	-0.0765*** (-9.1848)	-0.0061*** (-7.6414)	-0.0017*** (-3.2705)
IND	1.6019*** (5.2558)	-0.5434** (-2.0176)	0.3742*** (14.2112)	0.0934*** (5.0900)
F 值	172.8370***	355.8668***	132.5159***	537.0899***
Adj R-sq	0.3048	0.5137	0.2512	0.6147
樣本數	2,353	2,353	2,353	2,353

註：1. ()內為 t 值，***為顯著水準 1%，**為顯著水準 5%，*為顯著水準 10%。

2. 各變數定義如下：ROA=資產報酬率；Q=近似 Tobin's Q；TURN=總經理更換（虛擬變數，未更換為 0，有更換為 1）；OWN=董監事持股比率；SIZE=公司規模；GROWTH=成長機會；DEBT=負債比率；IND=產業別（虛擬變數，電子業為 1，其它為 0）。

4. 不含未更換樣本

在表八模型（1）及模型（2）中，TURN 的係數均為正向顯著，顯示相對於自願更換，在強迫更換的情形下，公司於更換總經理後，均會提升公司當年度和次年度的會計績效，意即總經理遭到公司強迫更換時，相對於總經理自願更換，對於公司的會計績效會有較正面的影響。在控制變數方面，除了模式（1）的 IND 和模式（2）的 OWN 及 IND 不顯著外，其餘的方向均與預期符號一致並達 1% 顯著水準。

表八 總經理更換與其他因素對公司經營績效之迴歸結果 (不含未更換)

模型 自變數	會計績效 (ROA) 為依變數		市場績效 (Q) 為依變數	
	(1) t 年	(2) t+1 年	(3) t 年	(4) t+1 年
截距項	-5.8994* (-1.6895)	-0.0145 (-0.0064)	0.3882** (2.0291)	0.3450** (2.1993)
VOL	3.2878*** (3.1568)	3.6737*** (5.5308)	0.0972* (1.7029)	0.1653*** (3.5271)
ROA(t 年)		0.3241*** (9.6959)		
Q(t 年)				0.6291*** (13.7107)
OWN	0.1105*** (3.1435)	0.0211 (0.9313)	0.0023 (1.2069)	-0.0009 (-0.5700)
SIZE	1.5147*** (4.2730)	0.6315*** (2.7869)	0.0929*** (4.7828)	0.0132 (0.7987)
GROWTH	1.3317** (2.2714)	0.8764*** (3.1585)	-0.0024 (-0.0733)	0.0362* (1.8271)
DEBT	-0.1812*** (-5.8426)	-0.1110*** (-5.4190)	-0.0048*** (-2.8272)	-0.0021 (-1.4883)
IND	0.2085 (0.1910)	-0.1111 (-0.1644)	0.3394*** (5.6745)	0.1351*** (2.6897)
F 值	19.8639***	45.6847***	18.0711***	54.8706***
Adj R-sq	0.2387	0.4642	0.2210	0.5109
樣本數	362	362	362	362

註：1. () 內為 t 值，*** 為顯著水準 1%，** 為顯著水準 5%，* 為顯著水準 10%。

2. 各變數定義如下：ROA=資產報酬率；Q=近似 Tobin's Q；VOL=更換原因 (虛擬變數，強迫更換為 1，其它為 0)；OWN=董監事持股比率；SIZE=公司規模；GROWTH=成長機會；DEBT=負債比率；IND=產業別 (虛擬變數，電子業為 1，其它為 0)。

(二) 市場績效模型

1. 全部樣本

在表五模型 (3) 中，TURN 的係數為負向顯著，顯示公司在更換總經理後，當年度“市場績效”並沒有因此而提升，反而是更加惡化；而 VOL 的係數並不顯著，顯示在強迫更換情形下，總經理更換當年度，公司之市場績效並不會因為公司在更換總經理後而受到影響，與本研究假說 2b 不符。另從 TURN 和 VOL 二者間的關係便可推論出自願更換對於公司當年度市場績效有負面影響，不符合假說 2a。在控制變數方面，其方向均與預期符號一致並達 1% 顯著水準。

在表五模型 (4) 中，TURN 之係數並不顯著，顯示總經理更換次年度，

公司之市場績效並不會因為公司在更換總經理後而受到影響；而 VOL 的係數為正向顯著，顯示在強迫更換情形下，公司在更換總經理後會提升次年度公司之市場績效，符合假說 2b。另從 TURN 和 VOL 二者間的關係便可推論出自願更換對於公司次年度市場績效有負面影響，不符合假說 2a。在控制變數方面，其方向均與預期符號一致並分別達 1%、5% 或 10% 顯著水準。

2. 不含強迫更換樣本

在表六模型 (3) 中，TURN 的係數為負向顯著，顯示在自願更換情形下，公司在更換總經理後，當年度市場績效並沒有因此而提升，反而是更加惡化，其結果較接近惡性循環理論，與本研究假說 2a 不符。在控制變數方面，其方向均與預期符號一致並達 1% 顯著水準。

在表六模型 (4) 中，TURN 之係數並不顯著，顯示在自願更換情形下，總經理更換次年度，公司之市場績效並不會因為公司在更換總經理後而受到影響，其結果較接近代罪羔羊理論，與本研究假說 2a 不符。在控制變數方面，其方向均與預期符號一致並分別達 1%、5% 或 10% 顯著水準。

3. 不含自願更換樣本

在表七模型 (3) 中，TURN 之係數並不顯著，顯示在強迫更換情形下，總經理更換當年度，公司之市場績效並不會因為公司在更換總經理後而受到影響，其結果較接近代罪羔羊理論，與本研究假說 2b 不符。在控制變數方面，其方向均與預期符號一致達 1% 顯著水準。

在表七模型 (4) 中，TURN 的係數與預期符號一致，且達 1% 顯著水準，顯示在強迫更換情形下，總經理更換次年度在公司之市場績效上，會因為公司在更換總經理後而提升公司之市場績效，其結果較接近常識理論，與本研究假說 2b 相符。在控制變數方面，其方向均與預期符號一致並分別達 1%、5% 或 10% 顯著水準。

4. 不含未更換樣本

在表八模型 (3) 及模型 (4) 中，TURN 的係數均為正向顯著，顯示相對於自願更換，在強迫更換的情形下，公司於更換總經理後，均會提升公司當年度和次年度的市場績效，亦即總經理遭到公司強迫更換時，相對於總經理自願更換，對於公司的市場績效會有較正面的影響。在控制變數方面，除了模式 (3) 的 OWN 及 GROWTH 和模式 (4) 的 OWN、SIZE 及 DEBT 不顯著外，其餘的方向均與預期符號一致並分別達 1% 或 10% 顯著水準。

三、敏感性分析

(一) 配對

因更換經理人的樣本資料僅佔全部樣本的 14%，所以本研究另針對更換經理人的樣本進行配對，以觀察其效果。在表九模型 (1) 及模型 (2) 中，總經理更換 (TURN) 的係數均為負向顯著，而更換原因 (VOL) 的係數均為正向顯著，此一測試結果與實證結果一致。而在模型 (3) 中，TURN 的係數並不顯著，VOL 的係數為正向顯著；模型 (4) 中，TURN 的係數為負向顯著，VOL 的係數為正向顯著，此一測試結果與實證結果並無重大差異。

表九 總經理更換與其他因素對公司經營績效之迴歸結果 (配對)

模型 自變數	會計績效 (ROA) 為依變數		市場績效 (Q) 為依變數	
	(1) t 年	(2) t+1 年	(3) t 年	(4) t+1 年
截距項	-3.7767* (-1.7029)	1.0167 (0.5999)	0.2146 (1.5173)	0.2828** (2.3591)
TURN	-2.6375*** (-3.7744)	-1.3851*** (-2.6154)	-0.0523 (-1.1740)	-0.0825** (-2.1947)
VOL	3.4313*** (3.8852)	3.2264*** (4.8272)	0.1026* (1.8207)	0.1576*** (3.3159)
ROA(t 年)		0.4075*** (14.5357)		
Q(t 年)				0.7010*** (20.9823)
OWN	0.0963*** (4.4698)	0.0251 (1.5038)	0.0027** (1.9799)	-0.0000 (-0.0528)
SIZE	1.5679*** (7.0703)	0.7323*** (4.2037)	0.1133*** (8.0136)	0.0178 (1.3780)
GROWTH	2.0736*** (4.3987)	1.5380*** (5.7055)	0.0370 (1.2298)	0.0532*** (2.7408)
DEBT	-0.1831*** (-9.2540)	-0.1236*** (-8.0963)	-0.0041*** (-3.2124)	-0.0019* (-1.8120)
IND	1.1577* (1.7515)	-0.7150 (-1.4620)	0.3619*** (8.5837)	0.1177*** (3.1988)
F 值	44.8411***	85.8146***	36.8772***	110.2388***
Adj R-sq	0.2980	0.4841	0.2578	0.5473
樣本數	724	724	724	724

註：1. () 內為 t 值，*** 為顯著水準 1%，** 為顯著水準 5%，* 為顯著水準 10%。

2. 各變數定義如下：ROA=資產報酬率；Q=近似 Tobin's Q；TURN=總經理更換 (虛擬變數，未更換為 0，有更換為 1)；VOL=更換原因 (虛擬變數，強迫更換為 1，其它為 0)；OWN=董監事持股比率；SIZE=公司規模；GROWTH=成長機會；DEBT=負債比率；IND=產業別 (虛擬變數，電子業為 1，其它為 0)。

(二) t+2 年

為了觀察經理人更換對經營績效的影響是否具有更長時間的遞延效果，本研究另做了 t+2 年的測試。在表十中，除了不含自願更換市場績效的 TURN 的係數是正向顯著外，其餘各種情形，TURN 和 VOL 的係數均為不顯著。此一測試結果與實證結果比較，t 年及 t+1 年會計績效和市場績效的 TURN 的係數多為負向顯著，而 t+2 年的結果雖然並不顯著，但已轉為正向的影響，由此可以發現遞延效果是存在的。

(三) 其它

為了更進一步驗證測試結果，本研究另用了其他方法來衡量會計績效和市場績效進行測試，如前後年度 ROA 變動數 (ΔROA)、前後年度 Q 變動數 (ΔQ)、 ΔROA /前期 ROA 與 ΔQ /前期 Q 等，其測試結果與所報導的大致呈現一致性結果。此外，由於過去對於績效評估的研究中，資產報酬率 (ROA) 與股東權益報酬率 (ROE) 皆為最常被使用的兩項指標，因此，本研究也另外進行 ROE 之測試，其測試結果與 ROA 大致呈現一致性結果，顯示以 ROA 或 ROE 對績效衡量的結果皆不會產生影響。

伍、結論

一、結論

高階經理人的更換，對於公司經營績效有深遠影響，也是公司治理的重要機制之一，本研究以 2000~2004 年台灣上市公司為樣本，透過多元迴歸模式探討經理人更換與公司經營績效之關聯性。實證結果發現，在不區分更換原因下，經理人更換當年度，經理人更換與會計績效和市場績效間的關係均呈現顯著負相關。而經理人更換次年度，經理人更換與會計績效仍呈現顯著負相關但與市場績效間的關係並不顯著。簡言之，在不區分更換原因下，總經理更換後，公司的經營績效並沒有因此而提升，進一步分析發現，經理人更換對經營績效之影響具遞延效果。

就經理人的更換原因對經營績效的影響深入分析，發現自願更換與當年度會計績效和市場績效及次年度的會計績效呈現顯著負相關，而與次年度的市場績效間並不顯著，整體來看，自願性更換經理人對公司的經營績效具有負面的影響，接近惡性循環理論。

表十 總經理更換與其他因素對公司經營績效之迴歸結果 (t+2 年)

依變數	全部樣本		不含強迫更換		不含自願更換		不含未更換	
	ROA	Q	ROA	Q	ROA	Q	ROA	Q
自變數								
截距項	0.1674 (0.1799)	0.3814*** (7.0913)	0.1322 (0.1361)	0.4116*** (7.4677)	-0.3494 (-0.3541)	0.3281*** (5.7495)	3.0407 (1.4634)	0.5069*** (3.7040)
TURN	0.1711 (0.3741)	0.0160 (0.5966)	0.1532 (0.3312)	0.0160 (0.6011)	0.3313 (0.5902)	0.0591* (1.7915)		
VOL	0.1947 (0.2789)	0.0440 (1.0762)					0.5787 (0.8820)	0.0405 (0.9536)
ROA (t+1 年)	0.5679*** (32.8581)		0.5601*** (31.4752)		0.5778*** (31.9255)		0.5399*** (11.8617)	
Q (t+1 年)		0.7758*** (54.8328)		0.7692*** (52.5928)		0.7760*** (53.0110)		0.8168*** (20.4287)
OWN	0.0345*** (3.5768)	-0.0000 (-0.0815)	0.0381*** (3.7661)	0.0000 (0.1107)	0.0379*** (3.7222)	0.0000 (0.1292)	-0.0028 (-0.1320)	-0.0012 (-0.8591)
SIZE	0.5667*** (5.7178)	-0.0019 (-0.3261)	0.5740*** (5.5392)	-0.0040 (-0.6620)	0.6086*** (5.7914)	0.0030 (0.4792)	0.3102 (1.4441)	-0.0169 (-1.1618)
GROWTH	0.5548*** (5.1460)	0.0118* (1.8637)	0.5264*** (4.8218)	0.0117* (1.8559)	0.5700*** (5.1928)	0.0116* (1.7926)	1.0099* (1.7069)	0.0159 (0.3987)
DEBT	-0.0837*** (-10.4095)	-0.0018*** (-3.9031)	-0.0843*** (-10.1631)	-0.0020*** (-4.2224)	-0.0820*** (-9.6043)	-0.0015*** (-3.0944)	-0.0895*** (-4.8028)	-0.0023* (-1.8971)
IND	-0.4089 (-1.5171)	0.0237 (1.4383)	-0.5160* (-1.8489)	0.0229 (1.3634)	-0.4662 (-1.6409)	0.0193 (1.1108)	0.6542 (1.0216)	0.0586 (1.3149)
F 值	285.7400***	562.2486***	296.9403***	584.3391***	307.2904***	607.0129***	51.3467***	93.4863***
Adj R-sq	0.4697	0.6358	0.4602	0.6269	0.4769	0.6433	0.4940	0.6420
樣本數	2,573	2,573	2,431	2,431	2,353	2,353	682	682

註：1. ()內為 t 值，***為顯著水準 1%，**為顯著水準 5%，*為顯著水準 10%。

2. 各變數定義如下：ROA=資產報酬率；Q=近似 Tobin's Q；TURN=總經理更換（虛擬變數，未更換為 0，有更換為 1）；VOL=更換原因（虛擬變數，強迫更換為 1，其它為 0）；OWN=董監事持股比率；SIZE=公司規模；GROWTH=成長機會；DEBT=負債比率；IND=產業別（虛擬變數，電子業為 1，其它為 0）。

另一方面，強迫更換雖與當年度的會計績效和市場績效間均不顯著，但與次年度的會計績效和市場績效呈現顯著正相關，顯示在強迫更換經理人的情形下可以提升公司的經營績效，接近常識理論，符合本研究的假說，此一結果與Huson et al. (2004) 研究發現一致，其研究發現非自願的經理人更換可提升管理的品質與公司經營績效。綜上所述，強迫更換對公司經營績效的影響比自願更換的效果來的好。此結果有兩項重要管理意涵：首先，基於公司治理，董事會應主動要求經營不善之經理人下台。其次，投資人應進一步瞭解經理人更換之原因，作為投資決策之參考。

二、研究貢獻

(一) 國內外針對經理人更換的研究文獻甚多，但是大多著重於替換原因的探究，亦即大部份都在研究造成經理人更換的原因為何；亦或著重於經理人更換之宣告對股票或報酬的影響，本文補充了經理人更換後對公司經營績效的文獻。

(二) 在研究經理人更換對經營績效影響的相關文獻中，其研究方法大都是採用事件研究法，亦即針對有更換經理人的樣本選定一事件窗口，利用統計檢定量來檢定宣告前、後的經營績效是否有顯著差異；然而本研究是針對所有台灣上市公司，以橫斷面多元迴歸的方法，檢定經理人更換是否對公司經營績效有影響。

(三) 在研究經理人更換對經營績效影響的相關文獻中，對於公司經營績效的衡量大都是採用會計績效，如：資產報酬率、股東權益報酬率和每股盈餘等；然而本研究除了採用會計績效來衡量公司的經營績效外，另採用了市場績效，這樣不只可看出兩者之差異所在，更可以客觀的衡量經理人更換對公司經營績效之影響。

參考文獻

- 林穎芬、祝道松與洪晨桓，2006，經濟附加價值與總經理更替之探討，當代會計，第7卷第1期（6月）：103-134。
- 李佳玲、葉穎蓉與何晉滄，2005，績效、公司治理與高階管理者離職關係之實證研究，中山管理評論，第13卷第1期：75-106。
- 邱毅與張訓華，1991，股權結構、董事會組成與企業財務績效，台北市銀行月刊，第22卷第5期（5月）：11-32。
- 俞海琴與周本鄂，1994，台灣地區上市公司董監事、關係人持股比率和公司Tobin's Q 關係之研究，管理評論，第13卷第1期（1月）：79-98。
- 黃旭輝，2006，經理人異動與股東財富效果，管理評論，第25卷第1期（1月）：23-45。
- 蔡柳卿與陳慧慧，2006，公司治理對總經理更換—公司績效敏感性之影響：台灣上市公司之證據，管理研究學報，第6卷第2期（7月）：273-305。
- 戴錦周與郭佩文，2006，高階管理者更迭的因素及其對公司績效的影響，台中技術學院學報，第7期第2卷（7月）：47-68。
- Allen, M. P., S. K. Panian and R. E. Lotz. 1979. Managerial succession and organizational performance: A recalcitrant problem revisited. *Administrative Science Quarterly*, 24(June): 167-180.
- Brown, C. M. 1982. Administrative succession and organizational performance: The succession effect. *Administrative Science Quarterly*, 27(March): 1-16.
- Chung, K. H. and S. W. Pruitt. 1994. A simple approximation of Tobin's Q. *Financial Management*, 23(Fall): 70-74.
- Clayton, M. C., J. C. Hartzell and J. Rosenberg. 2005. The impact of CEO turnover on equity volatility. *The Journal of Business*, 78(September): 1779-1808.
- Cosh, A. and A. Hughes. 1997. Executive remuneration, executive dismissal and institutional shareholdings. *International Journal of Industrial Organization*, 15(July): 469-492.
- Dahya, J., J. J. McConnell and N. G. Travlos. 2002. The Cadbury Committee, corporate performance, and top management turnover. *The Journal of Finance*, 57(February): 461-483.
- Davidson III, W. N., D. L. Worrell and L. Cheng. 1990. Key executive succession and stockholder wealth: The influence of successor's origin, position, and age. *Journal of Management*, 16(September): 647-664.

- Demsetz, H. and B. Villalonga. 2001. Ownership structure and corporate performance. *Journal of Corporate Finance*, 7(September): 209-233.
- Denis, D. J. and D. K. Denis. 1995. Performance changes following top management dismissals. *The Journal of Finance*, 50(September): 1029-1058.
- Eitzen, S. E. and N. R. Yetman. 1972. Managerial change, longevity, and organizational effectiveness. *Administrative Science Quarterly*, 17(March): 110-116.
- Engel, E., R. M. Hayes, and X. Wang. 2001. Relative usefulness of firm performance measure in CEO turnover decision. Unpublished manuscript, University of Chicago.
- Fama, E. F. 1980. Agency problems and the theory of the firm. *The Journal of Political Economy*, 88(April): 288-307.
- Fama, E. F., and M. C. Jensen. 1983. Separation of ownership and control. *Journal of Law and Economics*, 26(June): 301-325.
- Farrell, K. A., and D. A. Whidbee. 2002. The impact of forced CEO turnover on committee structure. *Journal of Managerial Issues*, 14(Spring): 49-67.
- Friedman, S. D. and H. Singh. 1989. CEO succession and stockholder reaction: The influence of organizational context and event content. *Academy of Management Journal*, 32(December): 718-744.
- Gamson, W. A. and N. A. Scotch. 1964. Scapegoating in baseball. *American Journal of Sociology*, 70(July): 69-72.
- Guest, R. 1962. Managerial succession in complex organizations. *American Journal of Sociology*, 68(July): 47-54.
- Grusky, O. 1963. Managerial succession and organizational effectiveness. *American Journal of Sociology*, 69(July): 21-31.
- Helmich, D. L. 1974. Organization growth and succession patterns. *Academy of Management Journal*, 17(December): 771-775.
- Hill, C. W. L. and S. A. Snell. 1989. Effects of ownership structure and control on corporate productivity. *Academy of Management Journal*, 32(March): 25-46.
- Hotchkiss, E. S. 1995. Postbankruptcy performance and management turnover. *Journal of Finance*, 50(March): 3-21.
- Huson, M. R., P. H. Malatesta and R. Parrino. 2004. Managerial succession and firm performance. *Journal of Financial Economics*, 74(November): 237-275.
- Huson, M. R., R. Parrino and L. T. Starks. 2001. Internal monitoring mechanisms and CEO turnover: A long-term perspective. *The Journal of Finance*, 56(December):

2265-2297.

James, D. R., and M. Soref. 1981. Profit constraints on managerial autonomy: Managerial theory and the unmaking of the corporate president. *American Sociological Review*, 46(December): 1-18.

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

Keats, B. W. and M. A. Hitt. 1988. A causal model of linkages among environmental dimensions, macro organizational characteristics, and performance. *Academy of Management Journal*, 31(September): 570-598.

Kesner, I.F. and T.C. Sebor. 1994. Executive succession: Past, present & future. *Journal of Management*, 20(April): 327-372.

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.

Lieberson, S. and J. F. O'Connor. 1972. Leadership and organizational performance: A study of large corporations. *American Sociological Review*, 37(February): 117-130.

Lindenberg, E. B. and S.A. Ross. 1981. Tobin's Q ratio and industrial organization. *Journal of Business*, 54(January): 1-32.

McConnell, J. J. and H. Servaes. 1995. Equity ownership and the two faces of debt. *Journal of Financial Economics*, 39(September): 131-157.

McGuire, J., T. Schneeweis and J. Naroff. 1988. Effects of top manager's cabinet appointments on shareholders' wealth. *Academy of management Journal*, 31(March): 201-212.

Morck, R., A. Shleifer and R.W. Vishny. 1988. Management ownership and market valuation: An empirical analysis. *Journal of Financial Economics*, 20(January): 293-315.

Murphy, K. J. and J. L. Zimmerman. 1993. Financial performance surrounding CEO turnover. *Journal of Accounting and Economics*, 16(April): 273-315.

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

Ou, J. A. and S. H. Penman. 1989. Financial statement analysis and the prediction of stock returns. *Journal of Accounting and Economics*, 11(November): 295-329.

- Parrino, R., R. Sias, and L. Starks. 2003. Voting with their feet: Institutional ownership changes around forced CEO turnover. *Journal of Financial Economics*, 68(April): 3-46
- Salancik, G. R. and J. Pfeffer. 1980. Effects of ownership and performance on executive tenure in US corporations. *Academy of Management Journal*, 23(December): 653-664.
- Sloan, R. G. 1993. Accounting earnings and top executive compensation. *Journal of Accounting and Economics*, 16(April): 55-100.
- Smith, J. E., K. P. Carson and R. A. Alexander. 1984. Leadership: It can make a difference. *Academy of Management Journal*, 27(December): 765-776.
- Stiglitz, J. E. 1985. Credit markets and the control of capital. *Journal of Money, Credit and Banking*, 17(May): 133-152.
- Suchard, Jo-Ann., M. Singh and R. Barr. 2001. The market effects of CEO turnover in Australian firms. *Pacific-Basin Finance Journal*, 9(January): 1-27.
- Zahra, S. A. and J. A. Pearce. 1989. Boards of directors and corporate financial performance: A review and integrative model. *Journal of Management*, 15(June): 291-334.
- Zajac, E. J. 1990. CEO selection, succession, compensation and firm performance: A theoretical integration and empirical analysis. *Strategic Management Journal*, 11(March/April): 217-230.

應用知識庫於會計師事務所—分散式知識管理之 使用者行為研究

晁瑞明

國立聯合大學

譚言家

大葉大學

黃淑華

大葉大學

摘要

隨著資訊社會的快速發展，知識庫 (knowledge-based) 成為知識分享及散佈主要的管道之一，至今亦成為企業中最熱門之運用，並已擴展至企業內部之經驗分享中。為此，本研究建構一個適於企業環境的知識庫學習社群，針對會計師事務所內審計人員的學習行為進行研究。研究中運用了計畫行為理論 (Theory of Planned Behavior, 簡稱 TPB) 並加入創新知覺特性 (Perceived Attributes of Innovations, 簡稱 PAI) 及任務科技配適度 (Task-Technology Fit, 簡稱 TTF)，做為研究架構之基礎，以探討會計使用者在審計知識庫學習社群中，影響使用行為之關鍵因素。此三種理論以往皆應用於資訊管理之領域中，本研究首次將其引用於會計環境中，作為一創新之研究方式。本研究之結果可提供會計師事務所以知識庫取代傳統之教育訓練之參考依據，期以提高審計人員之工作效率，並可節省其龐大之教育訓練成本。

關鍵詞：知識庫、創新知覺特性、計畫行為理論、任務科技配適度

Using knowledge Based for Accounting Firm – User of Behavior Research the Disperser Knowledge Management

Ruey-Ming Chao

National United University

Yen-Chia Tan

Da-Yeh University

Shu-Ping Huang

Da-Yeh University

Abstract

With the fast development of the information society, the knowledge base creating has become the one of the most important issues for knowledge sharing and spreading; even to be the hottest application for promoting knowledge sharing in business. Therefore, this research constructs a knowledge base which is suitable for the environment of study the community in the business. It carries on research to the auditor's study behavior in the accounting firm. This research has used the TPB to join the PAI and TTF to be the framework of studying; also, discussing the accounting user in the audit knowledge of study the community and the affecting of key aspect the use behavior. These three kinds of theories formerly all applied domain to the information management. This research quotes into accounting environment for the first time, also takes research way an innovation. This research result may provide accounting firm aim Knowledge-Based at traditional continuing education, and then advancement auditor's working efficiency moreover economize high education cost.

Keywords : *Knowledge-Based, Perceived Attributes of Innovations, Theory of Planned Behavior, Task–Technology Fit.*

壹、緒論

企業組織及各類型機構團體已承認知識庫 (knowledge-based) 的潛在價值，並開始建構屬於自己內部所使用之知識庫。即使知識庫迅速成為知識分享及散佈主要的管道，但傳統的知識庫系統通常只有以文字介面作為呈現，此種資訊呈現方式，往往會產生會計師事務所受限於單純文字呈現，而造成實務經驗敘述之困難或審計人員不易瞭解資訊內容。假設將知識庫系統運用在職教育訓練學習課程上，審計人員只能作單方面之閱讀學習，唯其審計工作並非千篇一律，僅單方面獲取知識庫內之資訊並不能完全切合實際審計需要。為此，本研究為改善此一不足，試圖搭載基於開放源碼 (Open Source Software, 簡稱 OSS) 之知識庫學習系統以解決此一問題。

一個資訊系統存在的價值，來自於資訊系統使用者的肯定 (楊正甫與戴維舵 1991)。資訊系統使用者之所以肯定其價值，乃來自於二方面：一則為資訊系統使用者心理層面的因素，包括「認知有用」、「使用意願」、「態度」等變數；另一方面則是對使用者的工作效率或績效之提昇是否有所幫助，包括資訊內容是否符合使用者的需求、是否可輔助使用者達到正確且即時的決策。

會計是門社會科學，為因應時代潮流及環境變遷，各國會審準則製訂委員會頻頻修訂會計審計相關準則，且企業的國際化及多角化經營使會計事務更加繁雜，所以會計師事務所為提高事務所品質及降低會審業務相關風險，故需經常舉辦在職教育訓練或鼓勵審計人員自動至外部參加各種進修活動。有鑑於會計事務繁重，事務所內之審計人員常因參與教育訓練或進修而延滯工作，更造成工作量增加影響工作效率。故本研究以會計師事務所內部舉辦之教育訓練作為研究之主軸，將其導入知識庫中，其目的在於使審計人員在提升執業能力及工作競爭力的同時亦能兼顧其工作效率，並探討審計人員使用知識庫進行知識學習之行為與使用知識庫平台之意願，進而達到知識分享、資源共享和經驗交流之研究。

本研究將以 Rogers (1983) 所提出的認知創新特質 (Perceived Attributes of Innovations, 簡稱 PAI) 來探討使用者對於知識庫學習「態度」的形成，並使用計畫行為理論模式 (Theory of Planned Behavior, 簡稱 TPB) (Ajzen 1985) 且結合 Goodhue and Thompson (1995) 的「工作-科技配適度」模型 (Task-Technology Fit, 簡稱 TTF) 為研究架構基礎，探討使用者對於知識庫學習 (multimedia learning blog) 於在職教育訓練學習課程上的使用意願，企圖尋找影響一般使用者對知識庫學習的使用意願因素，以完成本研究欲達成之目的。

貳、文獻探討

一、會計審計人員核心能力

現在社會競爭激烈，會計師事務所相關業務也不例外，那麼事務所該如何擁護各自的利基以維持其優勢？會計審計人員究竟應具備何種程度的專業知識及特質？關於此類問題，廖芷羚（2001）綜合國內外相關文獻，將審計人員應具備之專業能力區分為一般專業能力及審計專業能力兩大類，其中一般專業能力包括溝通技巧、外語能力、學習能力、團隊能力、業務拓展、智慧技能、應變能力、電腦技能、國際觀及人文通識，而審計專業能力則包括財務會計、成本及管理會計、審計學、會計資訊系統、財務金融、產業知識、商事法知識、稅務知識、數學及統計知識及職業道德及操守。據以上所述，Helleloid and Simonin（1994）則認為核心能力的提升，應該透過不斷學習的方式來進行，隨著時間的日漸進展，公司便能發展出自己的獨特組織常規來儲存、流傳、取用資料。

針對審計人員核心能力的重要性，本研究建構適於企業環境的知識庫學習社群，加設審計人員在職訓練課程並運用計畫行為理論、創新知覺特性及任務科技配適度，探討審計人員進行學習的行為而對往後的影響為何。

二、網路學習社群

（一）網路學習社群的定義

網路學習社群源自學習社群的概念解釋層面相當廣泛，包括組織、課程結構、認知、小組學習、社群屬性等等。Cohen（1985）認為社群是人們持續不斷地學習及經驗如何社會化的地方，人們藉由動態而非僵化的建構歷程，不斷地建立其人際關係，與學習不同於家庭的外在經驗。

此外，Gabelnick, Matthews and Smith（1990）定義「學習社群」是指一個多樣化的課程結構，Barab and Duffy（2000）認為社群有顯著的歷史、共享的虛擬空間、共同的文化和歷史遺產、社會依賴性和循環週期，這些凝聚社群的價值信仰使得網路學習社群有高互動性。尤其 Weber（2000）將學習社群引申成一群有共同目標的大隊，聚集在整合學科的主題探索活動。關於社群的發展，趙金婷（2002）亦說明社群中的學習活動包括社群成員合作、溝通、對話、分享及貢獻知識的過程，過程中成員以開放、有目的方式進行對話，同時還要能體驗如何合作、溝通、分享知識、貢獻所學。

總而言之，具備高互動性的網路學習社群，才能在互動過程中讓成員逐漸形成共同的學習經驗，讓彼此的社群意識共同成長以開創出成功的網路知識庫，充份達到知識分享和創造、資源共享和交換、經驗和情感交流等目的。

（二）學習社群與分散式知識管理的關係

分散式知識管理，正是以滿足自主知識工作者的工作需要為訴求，提供了

組織在進行知識管理時的一個新的思考方向。一個能夠實現分散式知識管理的系統必須至少符合以下兩項原則：能夠維護知識工作者的自主性，及能夠促進知識工作者間的協調合作（施嘉峻 2004）。

吳莉欽等人認為網路學習從「分散式知識」的核心理念出發，社會上每個人都有其專業知識技能，透過網路科技個體與他人經驗分享，專家和生手都可在這個環境中藉由討論和互動的方式，共同尋找問題的解決方案，並建構起他們的知識系統，從而建立網路學習社群（吳莉欽 2002；邱貴發 1998；徐新逸與楊昭儀 1997）。基於共通興趣和目的所構成兼具知識性和情感性的網路學習社群，參與者集體合作學習、累積知識、獲致學習技巧，而且更從學習中進行認知結構與行為的修正。

（三）小結

研究文獻發現，分散式知識管理系統需符合知識工作者的「自主性」及促進知識工作者間的「協調合作」；另外，學者提出分散式知識管理的核心概念為希望每項知識工作者個體都可能是「給予者」或「接受者」，藉由網路工具將分散在各地的個體及經驗結合，進而構建符合自身需求的知識系統，以建立網路學習社群。而本研究針對審計工作所建立的事務所內部網路平台，因其本身具有知識庫特性，亦符合上述分散式知識管理的意涵，故本研究根據文獻探討後，認為知識庫社群從管理學的角度，符合了分散式知識管理的原則。

三、知識庫

知識庫收集整理專家在特定應用領域內的知識和經驗，並匯集先前所解決問題的資料和經驗，並找出資料和知識之間的聯繫，建立關於某個領域專業知識的資料庫。Mockler（1992）認為知識庫為收集專門資訊與資料或專家的知識，它可能包含各種任何的資訊，凡有關知識領域的範疇都可去闡述推論知識的特性，以便做判斷或去完成複雜的工作。

近年來知識庫已經擴展應用到會計事務所當中。會計審計人員透過內部網路平台，提出審計過程中各種問題的解決方式意見交換或討論，同時也可以作為職業輔導的加強者及以便上級主管協助解決問題。知識庫主要的特色為平台知識及經驗分享的動作。並針對領域的問題提供正確的推論、合理的解釋、可行的建議以及解決的方法。另一方面，透過交流的過程中許多繁瑣審計程式予以效率化。

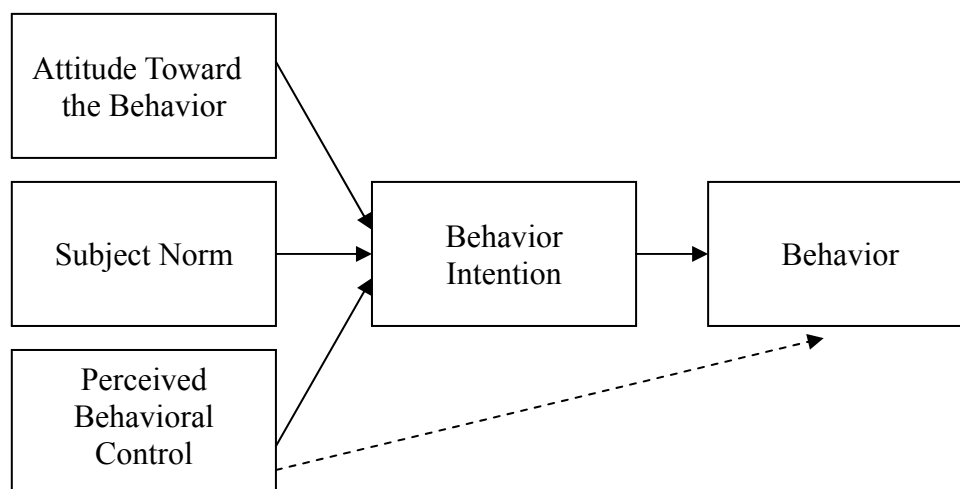
而本研究運用開放源碼，開發事務所內部知識庫系統，較傳統具有相當高的運作效能以及更新率。透過開放源碼能夠立即傳達新資訊，提升審計工作績效。因此，本研究採用開放源碼審計人員便可達到事半功倍的效果。

四、計畫行為理論

計畫行為理論是由多屬性態度理論（Theory of Multi-attribute Attitude, 簡

稱 TMAA) 及理性行為理論 (Theory of Reasoned Action, 簡稱 TRA) 所發展而來的, 由於理性行為理論假設行為之發生, 皆能夠由個人的意志控制; 但在於實際之情況下, 個人對於行為的意志控制往往受到諸多因素之限制, 而大大的降低理性行為理論對個人行為的解釋力。因此, Ajzen (1985) 便將理性行為理論加以延伸, 因而提出了計畫行為理論, 期望能夠對個人行為之預測及解釋更具有適當性。

計畫行為理論是用來解釋與預測各種不同狀態下的人類行為。在理性行為理論中, 個人的行為是出於自由意志, 個人的行為可完全決定是否執行 (Fishbein and Ajzen 1975)。然而有些行為的表現, 除了出於自願的狀況下, 尚需執行行為時所需的資源與機會加以配合, 亦即個人是否具有控制及執行行為的能力, 皆會影響其「行為意願」(behavior intention), 此部份的個人控制能力稱之為「知覺行為控制」(perceived behavioral control)。故 Ajzen 修正了理性行為理論模型加入了「知覺行為控制」, 認為在預測行為意願時, 除了探討「行為態度」和「主觀規範」外, 個人是否能夠擁有機會和資源去執行行為以及個人是否具有控制執行行為的能力, 皆會影響其「行為意願」, 此理論即為「計畫行為理論」(Ajzen 1985)。其架構參見圖一。



圖一 計畫行為理論 (TPB)

資料來源：Ajzen (1985)

五、創新擴散理論

經過上述對理性行為理論及計畫行為理論的探討與介紹後, 因計畫行為理論廣泛應用於探討個人採取某一特定行為之主要理論架構, 故本研究選用計畫行為理論為本研究之理論基礎, 並決定引入創新擴散理論裡的「創新特性」, 以增加探討影響審計人員對知識庫態度因素之廣度。故本小節將先從創新擴散理論方面, 就引用該理論的合理性, 以及針對其理論內容進行瞭解。

創新擴散理論 (Innovation Diffusion Theory, 簡稱 IDT) 是 Rogers 於 1983 年所提出, 根據 Rogers 的定義: 「創新並不僅僅只有科技的突破, 新的概念、行為模式, 都可以算是一種創新」。而擴散 (diffusion) 是一種將創新 (innovation) 事物加以拓展的活動, 透過某些特殊溝通管道傳播給社會系統中的個人或組織, 經過一段時間後, 由社會系統成員所接受的過程。此一活動包含四項關鍵要素, 分別為創新事物 (innovation)、溝通管道 (communication channel)、時間 (time) 及社會系統 (social system) (Rogers 1995)。

1. 創新事物: 個人或組織認為可被採用的一種新的事物。
2. 溝通管道: 訊息經由一人傳達至另一人的管道。
3. 時間: 在創新擴散中會存在於 (1) 創新決策過程。(2) 創新事物已出現的時間, 亦即創新事物處於早期或後期。(3) 創新採用的速率。其中個人的創新決策過程可分為知曉、說服、決策、建置及確認五個階段。
4. 社會系統: 所謂社會系統是指一群有關係的單元, 組合在一起解決問題以達成共同的目標。社會系統及溝通的結構將能促進或是抑制創新擴散的活動。

依據上述文獻的整理, 本研究之研究目的之一, 應更明確的描述為審計人員在決定使用知識庫以交流工作經驗及問題解決, 瞭解審計人員對知識庫的態度及其影響因素。在學者 Hu, Chau, Sheng and Tam (1999) 建議, 引用科技接受模型為理論基礎以瞭解影響態度的因素之外, 應加入其它的因素以進一步提昇解釋能力。而 Rogers (1983) 所提出的創新擴散模型, 是最常被用來預測和解釋採用以及擴散行為 (Agarwal and Prasad 1997)。Rogers (1983) 認為個人或是其他決策單位決定某項創新並不只是一時的行為, 而是經過一系列活動與決策的模式。影響個人或是其他決策單位形成與改變對採用創新態度的因素, 此五個創新特性分別簡述如下 (Rogers 1983):

1. 相對優勢 (relative advantage): 創新被認為優於先前概念的程度, 如經濟效益、便利性等。以本研究而言, 當個人知覺到知識庫的相對優勢愈高時, 採用的可能性愈高。
2. 相容性 (compatibility): 創新被認為與個人價值觀、過去經驗及現有需求相符的程度。以本研究而言, 當個人知覺知識庫的相容性程度愈高, 則採用的可能性愈高。
3. 複雜性 (complexity): 創新被認為難以瞭解或使用的程度。以本研究而言, 當個人知覺知識庫的運用、操作, 困難程度愈高, 則採用知識庫的可能性愈低。
4. 可試用性 (trialability): 創新被認為可以有限度地試用、體驗的程度。

以本研究而言，當知識庫可以讓使用者減少花費時間成本，並解決領域問題時，則可以降低潛在採用者的不確定性，增加採用知識庫的可能性，而鼓勵人們提早採用。

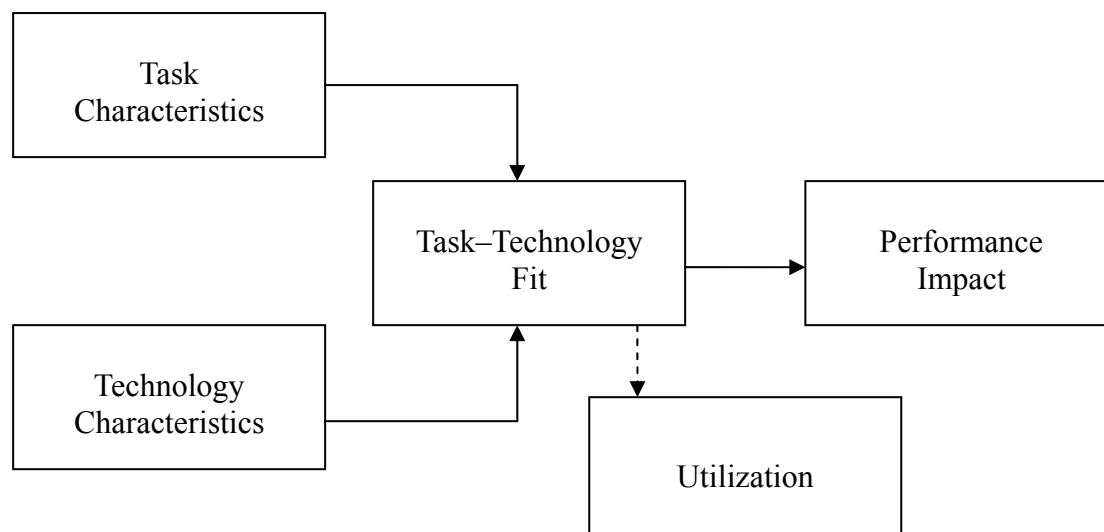
5. 可觀察性 (observability)：創新本身或創新被採用後結果，可以被觀察、討論的程度。以本研究而言，當知識庫的利益或功能容易被認知且容易被口語表達時，則資訊流通速度加快，促使更多人提早採用。根據 Rogers 的創新特性定義，整理如表一所示：

表一 創新擴散理論的創新特性

創新特性	定義	文獻來源
相對優勢 (relative advantage)	創新後比創新前能帶來更好利益的程度，如經濟效益、形象 (image)、進步、便利、和滿意等。	Rogers, 1983
相容性 (compatibility)	創新科技或應用與潛在使用者內心所存在的現有價值、經驗、和需求的認知相符程度。	Rogers, 1983
複雜性 (complexity)	創新的科技或應用被認為是不容易了解、學習、和操作的程度。 創新科技容易學習和使用的程度。	Rogers, 1983
可試用性 (trialability)	使用在決定接受或拒絕創新科技前可親自體驗使用該創新科技的程度。	Rogers, 1983
可觀察性 (observability)	使用者決定接受創新科技的決定可被其它人觀測到的程度。	Rogers, 1983

六、任務-科技配適理論

資訊科技採用的研究領域中，任務-科技適配理論是近年被廣泛接受與採用的一個理論 (Klopping and Mckinney 2004；Goodhue, Klein and March 2000；D'Ambra and Wilson 2004；Staples and Seddon 2004；Dishaw and Strong 1999)，任務-科技適配理論是由 Goodhue and Thompson (1995) 提出，其綜合了研究資訊科技與個人績效表現之間關係的兩類研究主流：認為態度是行為之預測指標方面的研究，以及強調科技與任務配合方面的研究。Goodhue and Thompson (1995) 認為此兩者實際上是互補的，故將之合併成為科技-績效表現鏈 (Technology to Performance Chain, 簡稱 TPC) 之模型並討論之，其主要理論是認為資訊科技要能對績效表現有所幫助，其前提是此科技必須被接受而願意使用，故科技、任務、個人三方面的配適會影響績效表現本身與使用者的認知信念，而信念會轉而影響使用情形，再進一步影響績效表現。其研究架構如圖二所示。



圖二 任務-科技配適理論 (TTF)

資源來源：Goodhue and Thompson (1995)

參、研究方法

一、研究架構

本研究以會計師事務所內部審計人員為研究對象，為使審計人員在提升執業能力及工作競爭力的同時亦能兼顧其工作效率，故將會計師事務所舉辦之在職教育訓練導入知識庫中，並探討審計人員使用知識庫進行知識學習之行為與使用知識庫平台之意願，進而達到知識分享、資源共享和經驗交流。

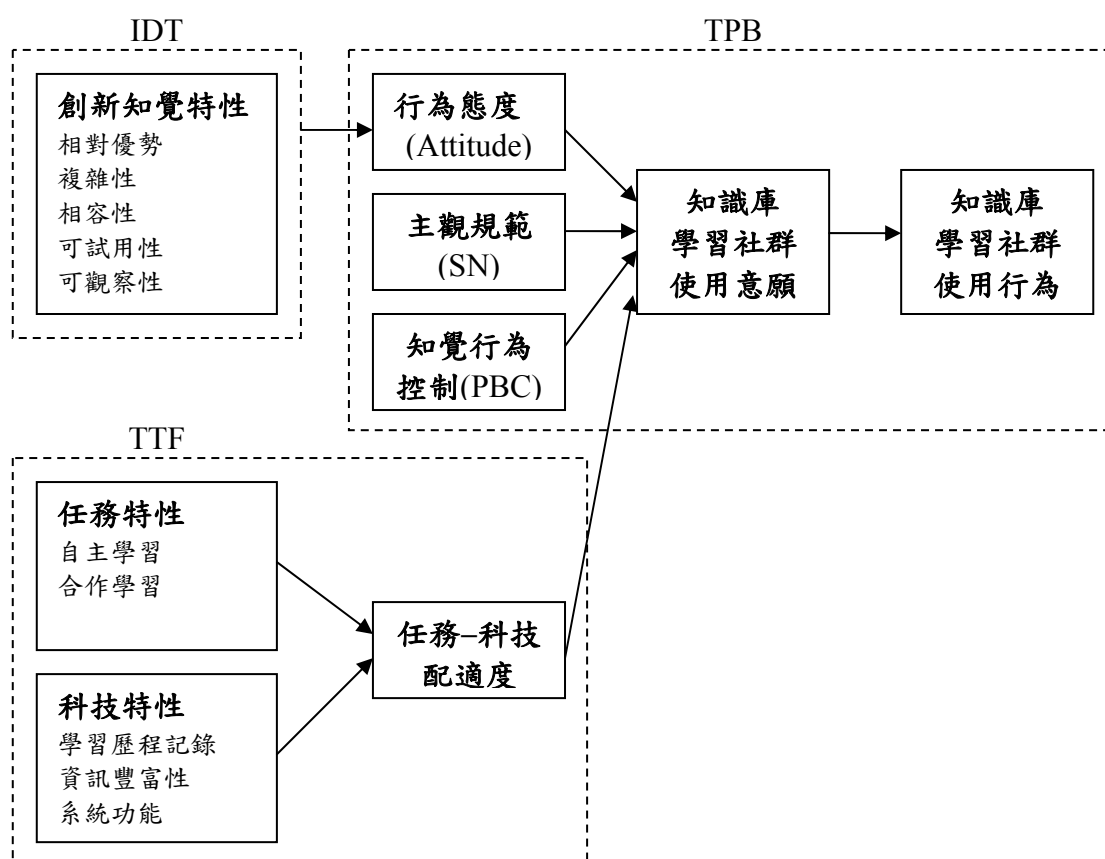
針對會計師事務所內部審計人員之在職教育訓練課程大約有下列幾類：

1. 管理類：企業內部控制制度之規劃、企業內部審計之執行現況、各產業適用（採用）之會計制度等。
2. 審計類：職業道德規範及法律責任、工作底稿之編寫、審計證據之蒐集方式、審計抽樣方法之使用、電腦審計程序等。
3. 稅務類：新公告稅制之使用、關於稅務方面之行政法院決議文及大法官解釋之說明等。
4. 電腦系統類：會計資訊系統之處理、不同會計資訊系統間資料之轉換、資訊系統除錯改寫之應用、簡易會計處理系統之編寫等。
5. 國際會審類：國際會計準則之說明及應用、美國會計準則與國際會計準則差異之說明及應用、美國審計準則與我國審計準則之說明及應用、我國新增訂之會計準則之應用等。
6. 語言類：英日語聽說讀寫之訓練、外國財稅會審法規準則之查詢。

以上所列之在職教育訓練課程原採行方式為定期聘請專家學者至事務所為審計人員講授相關實務之應用與經驗之分享或審計人員至會計工會或學校參加相關課程。但審計人員平時業務繁忙，還需依事務所之規定參與在職教育訓練以提升執業能力，致使審計人員積壓審計業務影響工作效率。本研究試著將上列在職教育訓練課程導入知識庫中，使審計人員於工作空檔進行學習或於執行業務遭遇困難時可隨時查詢，借此提高工作效率，本研究亦於知識庫中加入開放源碼之功能，以便審計人員能隨時回饋審計經驗。

根據前述文獻的研究探討，本研究為了更加了解使用者態度的形成，因此以創新擴散理論之「創新認知特質」(Rogers 1995)來衡量使用者對於知識庫學習平台的「行為態度」。此外知識庫學習平台本身的易用性、安全性、穩定性、開放性等特性是否與使用者的任務特性適配，繼而影響了使用者的使用意願。故本研究使用計畫行為理論(Ajzen 1985)為主要架構並加入了「任務-科技配適度」理論(Goodhue and Thompson 1995)以用來預測及解釋使用者對於知識庫學習平台的使用意願，如圖三所示。

研究首先探討審計人員以「知識庫學習平台」從事教育訓練時，使用者在該平台進行教育學習之行為態度是否受到創新擴散理論(Rogers 1995)中所提及的「創新知覺特性」影響；亦即，影響使用者對知識庫學習社群的使用行為態度。其次，從任務-科技配適度理論文獻探討中發現，科技特性與任務特性的適配會影響到知識庫學習平台的使用意願。因此，本研究將任務-科技配適度納入影響知識庫學習平台使用意願之因素，並以計畫行為理論的行為態度(Attitude)、主觀規範(SN)、知覺行為控制(PBC)的構面元素，形成本研究的主要構面，藉以瞭解影響審計人員使用知識庫學習平台(Knowledge-Based Learning Community, 簡稱KBLC)，從事網路輔助教育訓練意願的主要影響因素。



圖三 研究模型

二、研究假說

本研究依相關文獻的研究與研究架構，提出了八個假說，分述如下：

(一) 創新知覺特性

根據 Rogers (1995) 的理論，創新後比創新之前能帶來更好利益的程度，如經濟效益、形象 (image)、進步、便利、和滿意等。以本研究而言，當個人知覺到知識庫學習社群的相對優勢愈高時，採用的可能性愈高。

1. Rogers (1995) 將複雜性 (complexity) 定義為：創新的科技或應用被認為是不容易了解、學習和操作的程度。以本研究而言，當個人知覺知識庫學習社群的學習、使用，困難程度愈高，則採用知識庫學習平台的可能性愈低。
2. Rogers (1995) 將相容性 (compatibility) 定義為：創新科技或應用與潛在使用者內心所存在的現有價值、經驗、和需求的認知相符程度。以本研究而言，當個人知覺知識庫學習社群的相容性程度愈高，則採用的可能性愈高。

3. Rogers (1995) 將可試用性 (trialability) 定義為：使用在決定接受或拒絕創新科技前可親自體驗使用該創新科技的程度。以本研究而言，當知識庫學習社群可以讓使用者僅花費較少時間即可獲得大量有用資訊，並試用時，則可以降低潛在採用者的不確定性，增加採用知識庫學習社群的可能性，而鼓勵人們提早採用。

4. Rogers (1995) 將可觀察性 (observability) 定義為：使用者決定接受創新科技的決定可被其它人觀測到的程度。以本研究而言，當知識庫學習社群的利益或功能容易被認知且容易被口語表達時，則資訊流通速度加快，促使更多人提早採用。綜合上述，因此本研究提出：

H1：「創新知覺特性」會正面影響使用者對知識庫學習社群的行為態度。

(二) 任務-科技配適度

Goodhue and Thompson (1995) 在任務-科技配適度理論中指出資訊科技要能對績效表現有所幫助，其前提是此科技必須被接受而使用者願意使用，且科技必須與其所支援的任務有相當好的配合。

Vessey and Galletta (1991) 在研究中發現當資料呈現「科技特性」不符合任務的需要時，決策的品質會降低。因此本研究提出下列假設：

H2：知識庫學習平台的「任務特性」會正面影響任務-科技配適度。

H3：知識庫學習平台的「科技特性」會正面影響任務-科技配適度。

Goodhue and Thompson (1995) 提出「任務-科技配適度」，該模式之主要特點為提出「任務-科技配適度」變數，該模式假設使用者對系統之「任務特性」(task characteristics)、「科技特性」(technology characteristics) 與個人態度等三個變數的認知，會透過此變數直接或間接影響其「使用度」(utilization) 以及「使用績效」(performance impacts)。故此三項的配適會影響績效表現與使用者認知信念，而信念會轉而影響使用情形，再進一步影響績效表現。基於此本研究提出假設如下：

H4：「任務-科技配適度」會正面影響使用者對知識庫學習社群的使用意願。

(三) 計畫行為理論

第二章文獻探討指出，「實際的行為」是由「行為意願」所決定，而「行為意願」則由三個因素所決定，其包含了「行為態度」、「主觀規範」和「知覺行為控制」(Ajzen 1985)。因此要了解一個人是否會採用某種行為，就必須了解他對該行為的行為意願 (Fishbein and Ajzen 1975)。

而根據 Ajzen (1985) 計畫行為理論，「態度」是指個人對此特定行為之評價經過概念化後所形成正面或負面的感覺。而當使用者對某一行為抱持的態度

愈正面，則從事該行為的意向會愈強。以本研究而言，個人對於使用知識庫學習社群之態度會影響到使用者願意使用此系統。因此本研究提出：

H5：「行為態度」會正面影響使用者對知識庫學習社群的使用意願。

Ajzen (1985) 計畫行為理論指出「主觀規範」乃指個人對於是否採取某項特定行為所感受到之社會壓力。以本研究而言，個人或團體 (salient individuals or groups) 對於使用者是否採取知識庫學習社群所發揮之影響作用，通常為正向的。因此本研究提出：

H6：「主觀規範」會正面影響使用者對知識庫學習社群的使用意願。

Ajzen (1985) 計畫行為理論指出「知覺行為控制」反映個人過去之經驗和預期的阻礙，當個人認為自己所擁有之資源與機會愈多、所預期的阻礙愈少，對行為的知覺行為控制就愈強。以本研究而言，個人使用知識庫學習社群會認為自己所擁有的資源和學習機會變多了，知識庫的容易使用也使得個人所預期的知識庫使用阻礙愈少。因此本研究提出：

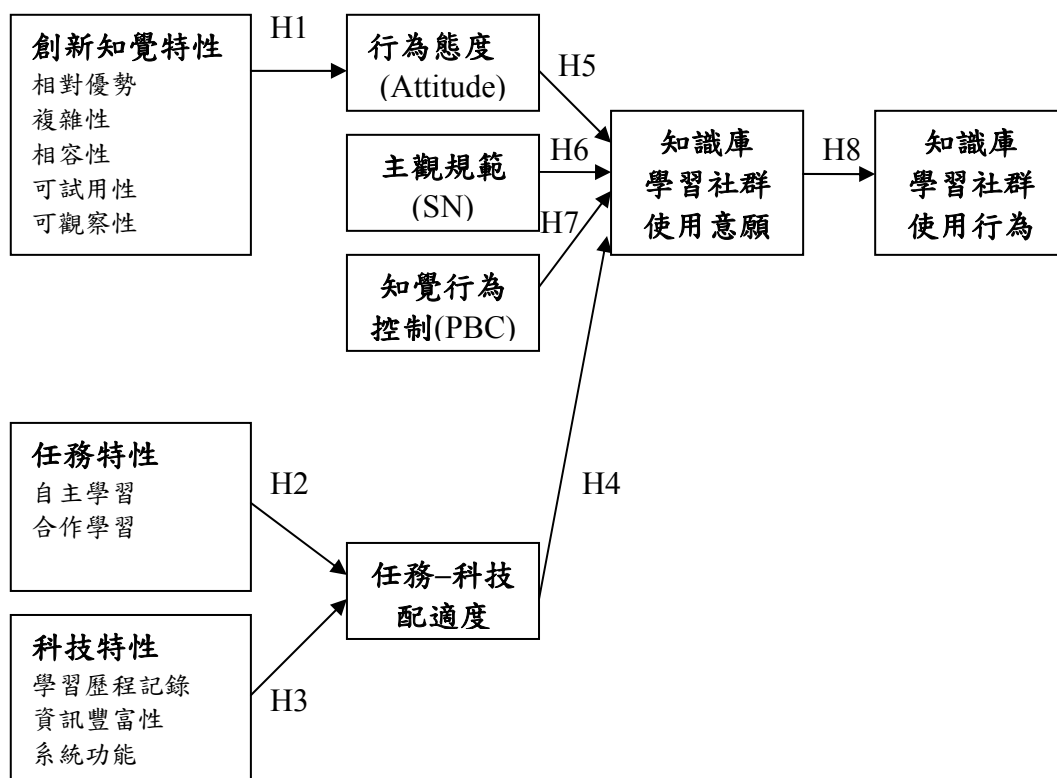
H7：「知覺行為控制」會正面影響使用者對知識庫學習社群的使用意願。

Ajzen (1985) 計畫行為理論指出「使用意願」是個人對採取某項特定行為之主觀機率判定，它反映了個人對某一項特定行為之採行意願。此理論認為，個人是否採取某一特定行為最直接之決定因素即為使用意願，並且認為所有可能影響行為之因素都是經使用意願來間接影響行為的表現。以本研究而言，知識庫學習社群的使用意願會直接影響到使用行為情況。因此本研究提出：

H8：知識庫學習社群的使用意願對使用行為有顯著影響。

表二 本研究假設彙整表

代號	假 說
H1	創新知覺特性會正面影響使用者對知識庫誌學習社群的行為態度。
H2	知識庫學習平台的任務特性會正面影響任務-科技配適性。
H3	知識庫學習平台的科技特性會正面影響任務-科技配適性。
H4	任務-科技配適度會正面影響使用者對知識庫學習社群的使用意願。
H5	行為態度會正面影響使用者對知識庫學習社群的使用意願。
H6	主觀規範會正面影響使用者對知識庫學習社群的使用意願。
H7	知覺行為控制會正面影響使用者對知識庫學習社群的使用意願。
H8	知識庫學習社群的使用意願對使用行為有顯著影響。



圖四 研究假說

三、研究對象介紹與抽樣方法

(一) 研究對象

本研究以某會計師事務所對知識庫學習平台輔助在職教育訓練課程上課的審計人員為研究對象，搭載一知識庫學習平台供教育訓練使用，並協助事務所參與課程建置。於受試者進行四個月數位課程參與、學習、使用後，以問卷方式調查，蒐集資料。

(二) 抽樣方法

本研究以某會計師事務所審計人員參與知識庫學習平台輔助學習的審計人員為樣本對象，採用非隨機抽樣 (non-probability sampling) 中的立意抽樣 (purposive sample) 發送，進行問卷填寫蒐集，做為後續統計分析之資料。

四、研究變數及操作型定義

(一) 知識庫學習平台使用意願

根據 Fishbein and Ajzen (1975) 指出，使用意願是指個人會從事某種行為的意願強度，此變數常被用來預測或解釋實際行為的表現。而在本研究當中，定義使用意願為審計人員使用知識庫學習平台時意願的強度。衡量的方式以 Likert 量表 5 點尺度計分 (1=非常不同意, 5=非常同意)，分數越高，表示學

習者認為知識庫學習平台時意願的強度愈強。

(二) 行為態度

根據 Fishbein and Ajzen (1975) 指出，個人對行為的態度是指一個人對於執行某種行為所感受到好或不好，或是正面或負面的評價。而在本研究當中，定義態度為審計人員使用知識庫學習平台正面或負面的感覺。衡量的方式以 Likert 量表 5 點尺度計分 (1=非常不同意，5=非常同意)，分數越高，表示學習者使用知識庫學習平台的態度愈正面。

(三) 主觀規範

根據 Fishbein and Ajzen (1975) 指出，主觀規範是指個人從事某種行為時所受到的社會壓力。而在本研究中，定義主觀規範為審計人員使用知識庫學習平台時，是否依從他人的意見。衡量的方式以 Likert 量表 5 點尺度計分 (1=非常不同意，5=非常同意)，分數越高，表示學習者使用知識庫學習平台愈依從他人的意見。

(四) 知覺行為控制

根據 Fishbein and Ajzen (1975) 指出，知覺行為控制是指一個人在執行行為時，對於所需要的機會與資源的控制能力。而在本研究當中，定義知覺行為控制為審計人員使用知識庫學習平台時，對於機會與資源所能控制的程度。衡量的方式以 Likert 量表 5 點尺度計分 (1=非常不同意，5=非常同意)，分數越高，表示學習者使用知識庫學習平台時，對於學習機會與資源控制的程度愈高。

(五) 相對優勢 (relative advantage)

使用知識庫學習平台之後所帶來的相對優勢是指學習者採行知識庫學習平台學習之後，會改善審計人員學習成效的程度。本研究從是否改提高學習效果來衡量此一變數。衡量的方式以 Likert 量表 5 點尺度計分 (1=非常不同意，5=非常同意)，分數越高，表示學習者認為知識庫學習平台會帶來越多的優勢來影響創新系統滿意度。

(六) 複雜性 (complexity)

複雜性是指知識庫學習系統操作被了解與使用的困難度，複雜性高低會影響系統的滿意度。本研究以學習者使用後對知識庫學習系統平台的操作流程、功能及說明等問項來衡量此一變數，衡量的方式以 Likert 量表 5 點尺度計分 (1=非常不同意，5=非常同意)，分數越高，表示學習者認為知識庫學習平台的複雜性越高，會負面影響創新系統滿意度。

(七) 相容性 (compatibility)

相容性是指接受者所認知的創新知識庫學習平台的系統價值、過去的經驗和學習需求，與創新本身相容性的高低。本研究從軟體操作、硬體的相容度及

學習需求等三個問項來衡量此一變數，衡量的方式以 Likert 量表 5 點尺度計分（1=非常不同意，5=非常同意），分數越高，表示知識庫學習平台的相容性越高，會影響創新系統滿意度。

（八）可試用性（*triability*）

可試用性是指創新事物在某些限制之下可以被試用的範圍。本研究從試用的時間及試用的重要性等兩個問項來衡量此一變數，衡量的方式以 Likert 量表 5 點尺度計分（1=非常不同意，5=非常同意），分數越高，表示學習者認為可試用性越高會影響創新系統滿意度。

（九）可觀察性（*observability*）

可觀察性是指創新所帶來的利益（包括有形或無形），是否容易被觀察與描述，或是容易被揣摩以表本身的優點。本研究從可見性與可展示性兩個方向來衡量此一變數，衡量的方式以 Likert 量表 5 點尺度計分（1=非常不同意，5=非常同意），分數越高，表示學習者認為可觀察性越高會影響創新系統滿意度。

（十）科技特性（*technology characteristics*）

根據 Goodhue and Thompson（1995）在任務-科技配適度理論中，對「科技」的解釋為個人在執行工作時所使用的工具。而在本研究當中，定義此一科技為「知識庫學習平台」，衡量的方式以 Likert 量表 5 點尺度計分（1=非常不同意，5=非常同意），分數越高，表示學習者使用知識庫此一科技的程度愈高。

（十一）任務特性（*task characteristics*）

根據 Goodhue and Thompson（1995）在任務-科技配適度理論中，對「任務」的解釋為個人將輸入轉換成輸出的行為，以本研究而言，即將知識庫學習的過程轉換成知識分享並產生合作學習的行為，衡量的方式以 Likert 量表 5 點尺度計分（1=非常不同意，5=非常同意），分數越高，表示學習者將知識庫學習行為轉換成知識分享並產生合作學習的行為之次數愈多。

（十二）任務-科技配適度（*Task-Technology Fit*）

任務技術配適度是表示技術支援個人完成任務的程度，此與任務要求、個人能力與技術所提供的功能有關。本研究以 Goodhue（1998）的衡量構面來作修改，產生本研究的衡量構面。以本研究而言，當科技特性和任務特性的配合程度愈高，對於使用知識庫學習平台的配適度就愈高，衡量的方式以 Likert 量表 5 點尺度計分（1=非常不同意，5=非常同意），分數越高，表示學習者認為知識庫學習平台的配適程度愈高。

五、問卷設計

本研究研究模型中之各構面變數衡量皆參考相關文獻而來，並配合知識庫學習社群的系統環境特性加以更改，建構出衡量問卷。本研究問卷分為三大部

份，第一部份為學習者使用行為問卷內容，第二部份為影響審計人員使用知識庫學習社群使用構面因素的衡量，根據創新擴散理論、計畫行為理論模式及工作-科技配適度相關研究文獻（Moore and Benbasat 1991; Goodhue and Thompson 1995; Fishbein and Ajzen 1975），第三部份為個人基本資料的問項內容。構面量表的計分方式皆採 Likert 五點量表，從非常不同意到非常同意採雙極計分，等距尺度量測。

肆、研究結果分析

本研究根據前測分析結果，修改問卷內容後進行正式問卷施測。本章針對施測後所得的樣本數據進行統計分析，並檢定研究假說是否被支持，依序進行：一、敘述性統計，用以瞭解回收樣本的分佈情形與基本特性；二、因素分析與信度分析；三、路徑分析，以線性迴歸（linear regression）的方式計算出研究模式中每條路徑的標準化迴歸係數（ β ）及顯著性（P），以了解態度對使用意願的解釋能力；四、以單因子變異數分析（One-Way ANOVA）及 Scheffe 法進行事後比較，來探討學習者使用知識庫學習社群意願之差異，是否對使用行為有所影響。

一、樣本基本資料分析

本研究以會計師事務所內部在職教育訓練課程的審計人員為主要研究對象，在訓練課程結束後，以網路問卷方式進行問卷調查。審計人員人數分配如表三所示。

表三 人數分配表

職務	經理人	領組	佐理員
審計人員數	13	29	128

本研究共發放 170 份網路問卷，回收 170 份，扣除無效問卷 23 份，回收之有效問卷總計 147 份，有效回收率為 86.47%。在敘述性統計分析部份如表四所示。研究對象整體樣本為會計師事務所三個職級的審計人員，審計人員人數為 147 人，其中男生佔 47.62%，女生佔 52.38%；資料顯示平均每天上網時數，則以 3 小時以上為最多數，佔 42.18%。

表四 整體樣本基本資料分析

個人基本資料變項	組別	人數	百分比(%)
性別	男	70	47.62%
	女	77	52.38%
職級	經理人	11	7.48%
	領組	24	16.33%
	佐理員	112	76.19%
平均每天上網時間	1 小時以內	22	14.97%
	1-2 小時	28	19.05%
	2-3 小時	35	23.81%
	3 小時以上	62	42.18%

二、因素分析與信度分析

本研究為求研究之嚴謹性，將針對正式問卷中的有效問卷進行信、效度分析，以驗證本研究之研究架構及各構面變數。表五將詳細說明本研究架構中的八個構面。

表五 因素分析與信度分析

構面	子構面	特徵值	解釋變異量%	KMO	Cronbach's α
創新知覺特性	相對優勢	2.761	18.028	0.926	0.917
	複雜性	3.485	21.432		0.843
	相容性	1.669	9.257		0.769
	可試用性	2.084	12.565		0.817
	可觀察性	2.796	18.366		0.988
任務特性	自主學習	2.128	33.63	0.9	0.837
	合作學習	2.658	44.96		0.878
科技特性	學習歷程記錄	2.543	26.077	0.938	0.845
	資訊豐富性	2.432	28.425		0.907
	系統功能	2.029	24.885		0.826
任務科技配適度		7.865	64.028	0.965	0.949
主觀規範		2.673	82.153	0.747	0.893
知覺行為控制		2.136	69.295	0.683	0.779
行為態度		2.583	81.802	0.733	0.883
使用意願		2.635	81.187	0.739	0.881

三、路徑分析與假說檢定

路徑分析為探討變數間之單向影響關係，由一系列的迴歸分析所組成，此方法可同時讓所有預測變項進入迴歸模式中，用以探討多重變項之間的因果結構模式。本研究採用路徑分析，藉以瞭解研究模式中的創新知覺特性（相對優勢、複雜性、相容性、可試用性、可觀察性）、任務特性、科技特性對於知識庫學習社群使用者的任務-科技配適度、行為態度、主觀規範、知覺行為控制、使用意願間的關係強度，並求出各構面間的路徑係數大小，藉以了解變數間之相互影響力以及影響程度。

經由文獻整理與分析，本研究找出了影響知識庫學習社群使用者採用知識庫學習平台輔助教育訓練之使用意願及使用行為間相關構面，並確立研究架構。本研究欲進一步衡量每條路徑之影響力，故進行路徑分析，求出各個路徑係數值，並判定其路徑值是否具有顯著影響，以確立最終路徑關係。本研究將進行三個路徑分析，分別為：

1. 第一個簡單迴歸：原因變數為創新知覺特性，結果變數為行為態度。
2. 第二個複迴歸：原因變數為任務特性、科技特性，結果變數為任務-科技配適度。
3. 第三個複迴歸：原因變數為行為態度、主觀規範、知覺行為控制、任務-科技配適度，結果變數為使用意願。

經由上述的因果關係影響路徑，進行路徑分析，求出各個路徑係數，並判定其路徑係數是否具有顯著影響。由分析結果可知，創新知覺特性對行為態度的解釋變異量（ R^2 ）為 0.594；任務特性、科技特性對任務-科技配適度的解釋變異量為 0.484；行為態度、主觀規範、知覺行為控制、任務-科技配適度對於使用意願的解釋變異量為 0.752。依照研究分析結果之因果關係影響路徑、標準化迴歸係數(β)、 R^2 、以及顯著性 (P)以表六呈現路徑分析結果摘要。由此顯示，本研究建構的知識庫學習社群使用行為評估模型，具有良好的解釋能力。

表六 路徑分析結果摘要表

因果關係影響路徑	標準化迴歸係數(β)	R^2	顯著性 (P)
創新知覺特性→行為態度	0.759	0.549	0.000***
任務特性→任務-科技配適度	0.466	0.484	0.001**
科技特性→任務-科技配適度	0.257		0.049*
行為態度→使用意願	0.216	0.752	0.010*
主觀規範→使用意願	0.163		0.045*
知覺行為控制→使用意願	0.454		0.000***
任務-科技配適度→使用意願	0.141		0.019*

註：***表 $P < 0.001$ 。 **表 $P < 0.01$ 。 *表 $P < 0.05$ 。

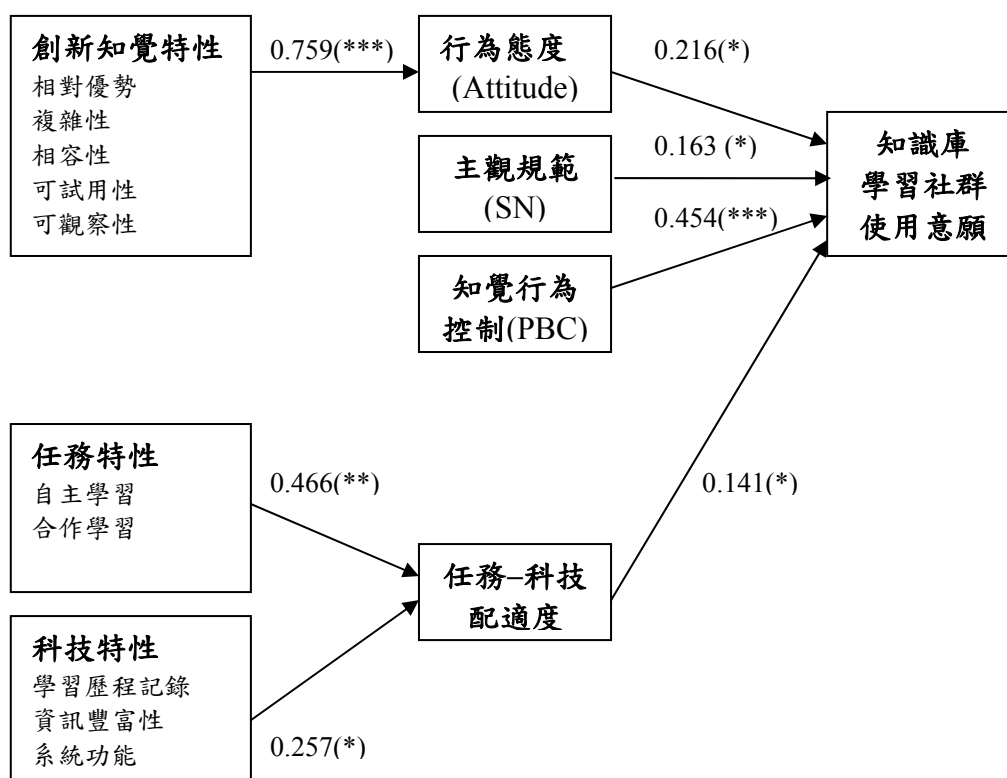
依研究分析結果顯示，每項因果關係影響路徑皆達到顯著性，本研究提出之研究假設 H1 到 H8 皆成立，以下將路徑分析研究結果進行說明：

(一) 創新知覺特性(相對優勢、複雜性、相容性、可試用性、可觀察性)對「行為態度」的關係，實證結果顯示，創新知覺特性對行為態度具有正向影響。如下所述：

1. 若學習者個人知覺到知識庫學習社群的相對優勢愈高，則對行為態度具有正向影響。
2. 若使用知識庫功能愈容易及將知識庫社群與教育訓練過程相配合愈容易，則對行為態度具有正向影響。
3. 有足夠的時間作試用來降低使用者的不確定性，則對行為態度具有正向影響。
4. 學習者容易感受與說明使用知識庫學習社群所帶來的效果時，便會正向影響學習者對知識庫學習社群之行為態度。

(二) 任務特性與科技特性對「任務-科技配適度」的關係，實證結果顯示，兩者皆對任務-科技配適度具有正向影響。意謂學習者利用知識庫學習社群時採自主學習與合作學習的兩種學習任務特性，搭配知識庫學習社群的科技特性(包括了學習歷程記錄、資訊豐富性、系統功能)三個科技特性，兩者配適的程度愈高，會提高使用知識庫學習社群的任務-科技配適程度。

(三) 行為態度、主觀規範、知覺行為控制及任務-科技配適度對「使用意願」的關係，實證結果顯示，行為態度、主觀規範、知覺行為控制及任務-科技配適度皆對使用意願具有正向影響。表示個人的行為態度、主觀規範與是否具有控制執行行為的能力，皆會影響行為意願；學習任務(包含自主學習與合作學習)與學習平台的科技特性(包含學習歷程記錄、資訊豐富性、系統功能)，兩者配適的程度愈高時，亦會影響使用知識庫學習社群之意願。



圖五 研究架構之路徑分析圖

四、使用意願與使用行為分析

首先，先對使用意願進行分組，依得分比例各佔 33% 做為區分法則，將使用意願分為低度使用意願、中度使用意願、高度使用意願三組，分別為 10 分以下、11~12 分與 13~15 分三種得分數，各組的成員個數分別為使用意願程度低有 34 人、使用意願程度中有 45 人及使用意願程度高有 68 人。

經上述樣本分群結果後，本研究進一步針對三種使用意願型態進行檢定，利用單因子變異數分析 (One-Way ANOVA) 及 Scheffe 法進行事後比較，來探討學習者使用知識庫學習社群意願之差異不同，是否對使用行為有所影響。

使用意願對使用時間的影響，以「使用時間」而言，三種型態的學習者在此部份皆達到顯著差異，尤以第三組的使用者最為突顯，平均每天使用知識庫學習平台的時間長。其使用時間的程度為：「高度使用意願」之學習者 > 「中度使用意願」之學習者 > 「低度使用意願」之學習者，由此可知，高度使用意願的學習者使用意願高，每天投入去使用知識庫學習平台的時間也長。

伍、研究發現與結論

一、路徑分析結果探討

(一) 創新知覺特性對行為態度的關係

實證結果顯示，創新知覺特性對行為態度具有正向影響。而創新知覺特性主要分為以下五個特性，其影響到使用者之行為態度分述如下。

1. 若審計人員知覺到知識庫學習社群的相對優勢愈高，則對行為態度具有正向影響。
2. 若使用知識庫功能愈容易及將知識庫社群與審計處理過程相配合愈容易，則對行為態度具有正向影響。
3. 實際減少花費時間成本來降低使用者的不確定性，則對行為態度具有正向影響。
4. 審計人員容易感受與說明使用知識庫學習社群所帶來的效果時，便會正向影響使用者對知識庫學習社群之行為態度。

(二) 任務特性、科技特性對任務-科技配適度的關係

實證結果顯示，兩者皆對任務-科技配適度具有正向影響。意謂學習者利用知識庫學習社群時採自主學習與合作學習的兩種學習任務特性，並搭配知識庫學習社群的科技特性，兩者配適的程度愈高，會提高使用知識庫學習社群時任務-科技配適程度。

(三) 行為態度、主觀規範、知覺行為控制與任務-科技配適度對知識庫學習社群使用意願的關係

實證結果顯示，行為態度、主觀規範、知覺行為控制及任務-科技配適度皆對使用意願具有正向影響。表示個人的行為態度、主觀規範與是否具有控制執行行為的能力，皆會影響行為意願；另外，利用知識庫學習社群輔助審計過程，審計任務與企業內部網路平台的科技特性，兩者配適的程度愈高時，亦會影響使用知識庫學習社群之意願。

二、使用行為與 ANOVA 分析結果探討

(一) 使用者行為描述

本研究數據顯示，因為配合知識庫輔助在職訓練的課程，故個人使用知識庫的主要目的是以學習需求為主，使用知識庫學習社群的行為，以知識分享與學習別人經驗為主，平均每天使用的時間為 3 小時；對於分享資訊的頻率與個人認為從經驗內容獲取有價值資訊的多寡而言，約有一半以上的審計人員認為在知識庫學習社群上，願意分享不錯的資訊，並時常從別人經驗上獲取有價值的資訊內容。

(二) ANOVA 分析結果

本研究透過平均數分析，依使用意願之差異程度，將「使用意願」程度區分為三種層次：高度使用意願、中度使用意願、低度使用意願，為瞭解使用意願的差異程度，是否影響審計人員使用知識庫學習社群之行為，本研究以此三種不同使用意願程度與使用行為進行單因子變異數分析及 Scheffe 法進行事後比較，以探究不同使用意願程度對知識庫學習社群使用行為是否有所差異。

三、結論

研究發現，使用者在透過知識庫學習社群來輔助在職訓練課程，高度使用意願之使用者易於在知識庫學習社群中進行經驗分享的動作。本研究歸納原因為：高度使用意願的使用者，他們樂於使用知識庫學習社群此一平台作經驗資訊的交流。而低度使用意願的使用者卻僅只單方面的瀏覽知識庫內的資訊，較少貢獻、分享個人所知與經驗資源；較樂意觀看別人的經驗內容與知識分享，來彌補個人未知的專業領域，以減少自身於搜尋資訊，進而轉換成學習資訊的時間。

以「使用時間」而言，三種型態的學習者在此部份皆達到顯著差異，尤以「高度使用意願」的使用者最為突顯，平均每天使用知識庫學習社群的時間長。由此可知，此類型的學習者使用意願高，每天投入去使用知識庫學習社群的時間也長。

因此研究建議對於會計師事務所內部在職訓練能以知識庫的方式代替傳統的教育訓練，能夠節省成本並且打破傳統訓練時間的限制，並且會計師事務所能依各所其需求於知識庫中建構，包含審計人員訓練相關資料及系統使用紀錄、回饋次數，用以審計人員訓練考核。並能藉此鼓勵所內審計人員自發性充實自我以提升工作效率，同時更加健全會計師事務所內部知識庫。

參考文獻

- 吳莉欽，2002，電腦網路學習環境的理念與問題，*教育資料與圖書館學*，第39卷第4期（6月）：441-455。
- 邱貴發，1998，網路世界中的學習：理念與發展，*教育研究資訊*，第6卷第1期（1月）：20-27。
- 施嘉峻，2004，以網格服務協助分散式知識管理之研究，國立臺灣大學資訊管理研究所未出版之碩士論文。
- 徐新逸、楊昭儀，1999，兒童自然科網路學習社群之設計與發展經驗，*遠距教育*，第12卷：36-44。
- 楊正甫、戴維舵，1991，使用者觀點之資訊系統績效評估模式，*管理科學學報*，第8卷第1期（5月）：109-118。
- 趙金婷，2002，學習社群理念在教育上的應用，*教育資訊與研究*，第6卷第1期：76-90。
- 廖芷玲，2001，審計人員教育背景與其專業能力及工作績效之相關性研究，東吳大學會計學系碩士論文。
- Agarwal, R. and J. Prasad. 1997. The role of innovation characteristics and perceived voluntariness in the acceptance of information technologies. *Decision Sciences*, 28(Summer): 557-582.
- Ajzen, I. 1985. From intentions to acts: A theory of planned behavior. In J. Kuhl & Bechmann J. (Eds.), *Action-Control: From Cognition to Behavior*, Springer, Heidelberg: 11-39.
- Barab, S. A. and T. Duffy. 2000. From practice fields to communities of practice. In the *Theoretical foundations of learning environments*, (Eds.), D. Jonassens & S. M. Land: 25-56. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Cohen, A. 1985. *The Symbolic Construction of Community*. New York: Routledge.
- D'Ambra, J. and C. S. Wilson. 2004. Use of the World Wide Web for international travel: Integrating the construct of uncertainty in information seeking and the task-technology fit (TTF) model. *Journal of the American Society for Information Science and Technology*, 55(June): 731-742.
- Dishaw, M. T. and D. M. Strong. 1999. Extending the technology acceptance model with task-technology fit constructs. *Information and Management*, 36(July): 9-21.
- Fishbein, M. and I. Ajzen. 1975. *Belief, Attitude Intention, and Behavior: An Introduction to Theory and Research*. Reading, MA: Addison-Wesley.

- Gabelnick, F., J. MacGregor, R. S. Matthews and B. L. Smith. (Eds.). 1990. *Learning communities: Creating connection among students, faculty, and disciplines*. *New Direction for Teaching and Learning*, 41(Spring). San Francisco: Jossey-Bass
- Goodhue, D. L., B. D. Klein and S. T. March. 2000. User evaluations of IS as surrogates for objective performance. *Information & Management*, 38(December): 87-101.
- Goodhue, D. L. and R. L. Thompson. 1995. Task-technology fit and individual performance. *MIS Quarterly*, 19(June): 213-236.
- Goodhue, D. L. 1998. Development and measurement validity of a task-technology fit instrument for user evaluations of information systems. *Decision sciences*, 29(Winter): 105-137.
- Helleloid, Duane and Bernard Simonin. 1994. *Organizational Learning and a Firm's Core Competence*. in Hemel & Heene *Competence-Based Competition*.
- Hu, P. J., P. Y. K. Chau, O. R. L. Sheng, and K. Y. Tam. 1999. Examining the technology acceptance model using physician acceptance of telemedicine technology. *Journal of Management Information Systems*, 16(September): 91-112.
- Klopping, I. M., and E. Mckinney. 2004. Extending the technology acceptance model and the Task-Technology fit model to consumer E-Commerce. *Information Technology, Learning, and Performance Journal*, 22(Spring): 35-49.
- Moore, G. C., and I. Benbasat. 1991. Development of an instrument to measure the perceptions of adopting an information technology innovation. *Information System Research*, 2(September): 192-222.
- Mockler R.J., 1992. *Developing knowledge-based systems using an expert system shell*. Macmillan Publishing Company, New York.
- Rogers, E. M. 1983. *The Diffusion of Innovation*. (3rd ed.). New York: The Free Press.
- Rogers, E. M. 1995. *Diffusion of Innovation*. (4th ed.). New York: The Free Press.
- Staples, D. S. and P. Seddon. 2004. Testing the Technology-to-Performance Chain model. *Journal of Organizational and End User Computing*, 16(October): 17-36.
- Vessey, I. and D. Galletta. 1991. Cognitive fit: An empirical study of information acquisition. *Information Systems Research*, 2(March): 63-86.
- Weber, J. 2000. *Learning communities in higher education*. A field observation case study. Unpublished doctoral dissertation, Widener University. *Science and Technology*, 55, 8: 731-742.

運用決策樹技術探討會計師選擇之關鍵決定因素

洪嘉聲
南華大學

盧鈺欣
國立中正大學

歐進士
國立中正大學

摘要

本研究利用多元選擇迴歸模型及決策樹技術，從代理問題、股權結構、營運績效、風險等構面，探討影響我國企業會計師選擇決策之關鍵決定因素。本研究不僅探討企業會計師選擇決策之關鍵決定因素，亦研究各決定因素在會計師選擇決策過程中的優先順序。由多元選擇迴歸的實證結果可知，我國企業之會計師選擇決策之關鍵決定因素主要包括現金流量權、最終股東控制權、負債資產比率、資產報酬率、資產周轉率、子公司家數、監督股東及負債新增比率有顯著關連。決策樹的實證結果則顯示影響企業會計師選擇五個關鍵決定因素之先後順序分別為負債資產比率、資產周轉率、負債新增比率、資產報酬率及是監督股東。本文的最主要貢獻之一是不但找出企業會計師選擇決策之關鍵決定因素，更進一步透過決策樹分析找出上述因素之先後順序。本文之研究結果使會計師了解企業選擇會計師決策以進一步研擬對策，對擴展會計師業務有參考價值。

關鍵字：會計師選擇、資料探勘、決策樹、分類與迴歸樹

The Critical Deciding Factors of Auditor Choice Decision : An Application of the Decision Tree Technique

Chia-Sheng Hung
Nan Hua University

Yu-Hsin Lu
National Chung Cheng University

Chin S. Ou
National Chung Cheng University

Abstract

In this paper, we apply the multinomial logit regression and decision tree approaches to examine the critical deciding factors that affect auditor choice decisions. We first examine the relationship between the auditor choice and firm specific factors. In order to get deeper insights about the association between auditor choice and firm's characteristics, this paper employs the decision tree approach, a data mining technique, to explore the priority of variables affecting audit choices. The decision tree approach is an innovative tool that can help researchers choose between alternative options and investigate the possible outcomes of choosing options. To the best of our knowledge, this study is one of few studies that use the decision tree techniques to investigate the sequential deciding factors of audit choice decision. By applying both the regression and CART approaches, we find that auditor choice is affected first by agency conflict, and then by operating efficiency consideration, funding needs, and operating performance consideration sequentially.

Keywords: *Auditor choice, Data mining, Decision tree, Classification and regression tree.*

I. Introduction

There are growing studies on how firms select their auditors. Wallace (1980) proposed three sources of demand for auditor services: agency demand, information demand and insurance demand. The agency demand is derived from the agency theory developed by Jensen and Meckling (1976). Auditors can reduce agency costs arising from the self-interested behavior of agents. Heterogeneous agency costs across firms may account for the differential demands for auditor services (Dopuch and Simunic 1980, 1982). The information demand is derived from the argument that the selection of a credible auditor signals management honesty and quality to all related stakeholders. The insurance demand is originated from the argument that auditors indemnify investors and creditors against financial losses via auditors' professional liability exposure.

According to the previous researches, auditor choice is affected by firm specific factors or characteristics. These factors include the agency cost, ownership structure, complexity and risk of firms. In this paper, we first examine the relationship between the auditor choice and firm specific factors. We then use the decision tree approach to investigate the priority of these factors.

The regression models are the conventional methodologies for many empirical investigations (Francis and Wilson 1988; Firth 1999; Lee, Stokes, Taylor and Walter 2003; Fan and Wong 2005). The regression methods usually require the assumption of linear relationship between dependent variables and independent variables and require the independence among all independent variables. However, the above assumptions can be easily challenged. In order to get deeper insights about the association between auditor choice and firm's characteristics, this paper employs the decision tree approach, a data mining technique, to explore the priority of variables affecting audit choices. The decision tree approach is an innovative tool that can help researchers choose between alternative options and investigate the possible outcomes of choosing options. Decision trees are considered to be a map of reasoning process that helps solve the task of classifying cases into individual categories. To the best of our knowledge, this study is one of few studies that use the decision tree techniques to investigate the sequential deciding factors of audit choice decision.

This paper consists of five sections. Section 1 gives an overall introduction of this paper. Section 2 presents the literature review. Section 3 introduces the research method. The data and empirical results are reported in Section 4. Section 5 concludes this paper.

II. Literature Review

Auditor Choice

Prior studies proposed three primary sources of demand for auditors, including agency demand, information demand, and insurance demand (Wallace 1980; Beattie and Fearnley 1995; Abbott and Parker 2000). When the agency conflicts exist, a firm may hire an external auditor to enhance corporate governance mechanism in order to mitigate agency problems. The more serious the agency problem is, the more intensive the need for the external auditor (Jensen and Meckling 1976; Francis and Wilson 1988; Francis, Maydew and Sparks 1999).

Concentrated ownership induces agency problems. When the degree of ownership concentration is high enough, major shareholders will obtain effective control of the firm. Under this circumstance, the nature of the agency problem shifts from shareholder-manager conflicts to the conflicts between the controlling shareholders and the minority shareholders (Fan and Wong 2002; Lemmon and Lins 2003). Shareholders have the voting rights to deploy corporate assets and cash flow right to share the earnings (Fan and Wong 2002). When major shareholders obtain voting rights in the excess of their cash flow rights, the minority shareholders' interest is easily entrenched.

There are other factors that may influence the auditor choice in addition to the agency problem and the ownership structure. Francis et al. (1999) and Reed, Trombley and Dhaliwal (2000) claimed that the audit firms are valuable in moving up the credibility of firms. The contribution of audit firms is especially valuable for firms which have urgent need of rising external funding by issuing debt or equity. Abbott and Parker (2000) and Chaney and Jeter (2004) proposed that the complexity of enterprise and the probability of bankruptcy may also influence the audit choice decisions. Therefore, number of business segment, firm size, profitability, asset utilization efficiency and capital structure are important deciding factors for auditor choice.

The international big audit firms have brand-name reputations and are viewed as producing higher quality audits than non-big firms. DeFond (1992) and Francis and Wilson (1988) proposed that the demand of Big 6 audits is an increasing function of agency costs. Craswell, Francis and Taylor (1995) argued that Big 6 auditors earn significant premiums over non-Big 6 auditors due to their quality differentiation.

The quality of audit depends on the expertise of auditors. Prior studies suggested that the brand name and industry specialization can be used as the proxies of audit quality (Velury, Reisch and O'Reilly 2003; Hay and Davis 2004; Dunn and Mayhew 2004; Fan and Wong, 2005). Abdolmohammadi, Searfoss and Shanteau (2004) examined the differences in expertise attributes by industry specialization. The experience of industry

specialization can help auditor to effectively solve the problems of specific industries (Chan, Ferguson, Simunic and Stockes 2001).

Decision Trees

The decision tree approach is one of data mining methods. Data mining is a systematic approach to find underlying patterns, trends, and relationships buried in data and is regarded as a knowledge discovery method. Roiger and Geatz (2003) defined data mining as a process of employing one or more computer learning techniques to automatically analyze and extract knowledge out of data contained within a database. Data mining can be an automatic or semi-automatic process to discover and analyze volumes of data and find meaningful patterns or rules for many decision making problems (Berry and Linoff, 1997).

The researches regarding data mining can be classified into two categories: methodologies and techniques. The methodologies researches consist of data visualization, machine learning, statistical technique, and deductive database (Curt, 1995). The relevant applications of these methodologies include classification, prediction, clustering, summarization, linkage analysis, and sequential analysis (Fayyad, Piatetsky-Shapiro and Smyth 1996). The techniques of data mining include statistical methods, neural networks, decision trees, genetic algorithms, and non-parametric methods.

The classification analysis is a process for building a systematic classification model that establishes relationships between decision outcome and input variables. Several classification techniques have been proposed, including decision tree, neural network, nearest-neighbor classification, decision-rule induction, and Bayesian networks (Wei, Piramuthu and Shaw 2003).

The decision tree approach has been applied to many issues. Beynon, Peel and Tang (2004) proposed a decision tree model to examine the relationship between firm characteristics and audit fees. Lee, Chiu, Chou and Lu (2006) used the Classification And Regression Tree (CART) approach to explore the performance of credit scoring. They presented four reasons of using CART as a research methodology. First, CART exhibits the capability of modeling complex relationships between variables without strong model assumption. Second, CART can identify “important” independent variables through the built tree when many variables are considered. Third, CART does not require much time for modeling and training process. Finally, the results of CART can be easily interpreted.

The CART has been applied to many research issues. Li (2006) applied CART to stainless steel production and found that the CART could produce insight to materials usage behaviors. Waheed, Bonnell, Prasher and Paulet (2006) utilized CART to investigate the hyper-spectral remote sensing data to extract better crop information. Lee et

al. (2006) employed CART to examine the customer credit of banks. Chang and Chen (2005) and Chang and Wang (2006) used CART to examine the risk factors associated with freeway traffic accidents and found that daily traffic volume is the most important determinant for freeway accidents.

Although decision tree and CART have been applied to empirical researches in many fields, application of decision tree or CART to auditor choice has been very limited. In the auditor choice literature, the logistic regression model and the ordered choice model are the conventional methods for empirical investigations (Francis and Wilson 1988; Firth 1999; Lee et al. 2003; Fan and Wong 2005). The regression models require some specific model assumptions and pre-defined underlying relationships between dependent and independent variables. For example, the regression models assume linear relationships between dependent variable and independent variables and require the independence for each independent variable. If these assumptions are violated, the estimated results could be biased. On the other hand, CART is a non-parametric model without pre-defined relationships between dependent variable and independent variables, thus is more flexible in model specification.

III. Sample, Variables and Research Method

Sample

The objective of this paper is to examine the auditor choice decision of business groups in Taiwan. Business groups are popular in the developing or developed world, including Taiwan and China. A business group is a gathering of formally independent firms under a single common administrative and financial control center. Ownership structures of firms in business groups are usually pyramidal and more concentrated (La Porta, Lopez-de-Silanes and Shleifer 1999; Claessens, Djankov and Lang 2000; Chang and Hong, 2000; Morck and Yeung, 2003) and thus makes agency conflicts worsen. Since audit is mechanism to reduce agency costs, it is worthy to investigate how business groups make their auditor choice decisions.

Many Taiwan enterprises, such as the Taiwan Semiconductor Manufacturing Company (TSMC), Foxconn Technology Group, Formosa Plastic Group, and Uni-President Group, have invested a lot of capital and resources in China. Since joining the WTO on December 11, 2002, China has removed many geographic limitations and business restrictions. These actions have created many investment opportunities and thus create more and more demand for audit firms' services. For international audit firms, they need to have a good grasp of Chinese cultural factors and local business practices before penetrating this huge auditing market. China had implemented a centrally planned

economy for many years before the start of its reform program. As a result, there is little information about Chinese business practices. Since the business practices and value judgement are similar between Taiwan and China, this paper provides the lessons learned from Taiwanese firms to facilitate the understanding of the auditor choices of China businesses which are useful for international audit firms to penetrate the Chinese audit market.

In order to avoid the impact of the merge between KPMG and Coopers & Lybrand in 1999 and the merge of Arthur Andersen and Deloitte Touche Tohmatsu in 2003, we choose the research period from 2000 to 2002. During this period, there were three big audit firms in Taiwan, Arthur Andersen, Pricewaterhouse Coopers, and KPMG. The data about auditor and firm characteristics are drawn from datasets of Taiwan Economic Journal (TEJ), Taiwan Stock Exchange, Smart Net¹, and Joint Credit Information Center. We exclude financial institutions since they are highly regulated. Overall, there are 874 observations used in this paper.

Variables

This paper examines the critical deciding factors affecting the auditor choice decisions. We classify the audit firms into three categories. The first category is the non-Big 3, the second category is the Big 3, and the last one is Big 3 with industry specialization. The big audit firms carry names that can be viewed as “brand” (Hay and Davis 2004; Kane and Velury 2004; Fan and Wong 2005). The experience of industry specialization can help auditor to solve auditing problems specific to industries effectively (Chan et al., 2001). Prior studies suggested that both brand name and industry specialization are indicators of audit quality (Velury et al. 2003; Hay and Davis 2004; Dunn and Mayhew 2004; Fan and Wong 2005).

Prior researches used audit market share within a specific industry as a proxy of industry specialization (Palmrose 1986; Craswell et al. 1995; Ferguson and Stokes 2002; Velury et al. 2003). Following the definition of Simunic (1980) and Palmrose (1986), we adopt two conditions to define audit firms with industry specialization within a specific industry. First, the audit firm’s market share within a industry should exceed 24%. Second, the number of companies within the industry should be more than 20. The audit firm may not be viewed as with industry specialization just because the number of companies within a specific industry is less than the requirement of definition.

From the perspective of agency cost, DeFond, Francis and Wong (2000) indicated when current liability ratio (the ratio of current liabilities to current assets) is larger, agency problem is more serious. Jung and Kwon (2002) and Velury et al. (2003) proposed that the second largest shareholder can play a supervising role to help outside shareholders monitor

¹ Smart Net: <http://www.smartnet.com.tw>.

a corporation's management. We use the ratio of long term debt to total assets and the existence of the second largest shareholder investor as proxies of agency conflicts. These two variables are denoted as *LEV* and *BLOCK*, respectively. When the second largest shareholder (if the share of second largest shareholder is more than 5%) exists, the variable, *BLOCK*, equals to one; otherwise, zero. When the ratio of long term debt to total assets is higher or the second largest shareholder exists, the firm will require higher audit quality. Thus, we predict the coefficients of *LEV* and *BLOCK* to be positive.

As large shareholders' control increases, their abilities to expropriate minority shareholders' interest increase. We use the controlling shareholder's voting rights and cash flow rights as the proxies of control and ownership (Fan and Wong, 2005). These two variables are denoted as *VOTE* and *CASH*, respectively. We use ownership of 10% or more of shares to define controlling shareholder (La Porta et al., 1999). If there is no controlling shareholder, we define the voting rights (*VOTE*) and cash flow rights (*CASH*) to be zero. When the controlling shareholder's control increased or their ownership decreased, the possibility for the controlling shareholders to entrench small investors will rise. In this case, the agency conflict between large shareholders and small shareholders becomes more serious and the demand for higher audit quality services increases. Hence, we predict the coefficients of *VOTE* and *CASH* to be positive and negative, respectively.

The auditor with high audit quality can rise up the credibility for the auditees, especially for those planning to issue debt or equity to raise funds (Francis et al. 1999; Reed et al. 2000). If the ratio of the increment of long debts and equities to total assets is higher than the average, the firm's demand for the endorsement of an audit firm is more urgent than other companies. We use a dummy variable (denoted as *NEW*) to indicate whether the demand for the endorsement of an audit firm is urgent. The variable *NEW* is equal to one if the ratio of the increment of long debts and equities to total assets is higher than the average. Otherwise, the dummy variable *NEW* is given zero. If the demand for the endorsement is relative intensive, the firm will require higher auditing quality. Thus, the predicted sign of the coefficient of variable *NEW* is positive.

Besides, the complexity of firms can influence auditor choice decision as well. We use size and number of subsidiary companies as the proxies of organizational complexity of firms. These two variables are denoted as *SEGNUM* and *SIZE* is. The variable *SEGNUM* is the square root of the number of subsidiary companies. *SIZE* is a dummy variable. If a firm's total assets belong to top 25%, *SIZE* equals to 1, otherwise 0. Larger audit firms are expected to have higher capabilities to audit large and complex companies, thus the predicted signs of coefficients of *SEGNUM* and *SIZE* are both positive.

Abbott and Parker (2000) and Chaney and Jeter (2004) found that operating performance and efficiency were related to auditor choice decisions. In this paper, we use the return of assets (denoted as *ROA*) and the ratio of sales to total assets (denoted as

ATURN) as the proxies of operating performance and operating efficiency, respectively. The variable *ROA* is a conventional accounting performance index and the variable *ATURN* represents a firm's assets utilization efficiency. In addition, we control for the impact of negative income on *ROA* and thus include the variable *ROA *LOSS* as an additional independent variable. The *LOSS* variable is a dummy variable, which equals to 1 when a firm's net income is negative and 0 otherwise.

In order to avoid business failure, a firm has to be conscious about managing credit, liquidity, and risk. We use the ratio of current assets to total assets (denoted as *CURR*) as a risk proxy. The variable *CURR* represents the liquidity of assets. If the liquidity of assets is low, the risk of bankruptcy will be high. The audit firms provide management consulting service and risk management service to help firms enhance their operating performance and control operating risk to an acceptable level. If a firm is not very efficient in operation or their risk is relatively high, its demand for the services from audit firms will be more intensive. On the other hand, a firm with higher operating efficiency or lower risk could be the consequence of following an audit firm's consultant services. It is hard to identify the causality between audit choice and operating efficiency and risk, therefore we don't make prediction of the signs of the coefficients of *ROA*, *ROA *LOSS*, *ATURN*, and *CURR*.

In short, in this paper we include the variables of agency cost, ownership structure, and needs of raising funds, firm complexity, operating performance and efficiency when examining the auditor choice decision.

In order to avoid business failure, a firm has to be conscious about managing credit, liquidity, and risk. The audit services can help firms (auditees) enhance their credibility and transparency in financial reporting. Pittman and Fortin (2004) examined the impact of auditor choice on debt pricing. They found that the auditor of higher quality can reduce debt-monitoring costs by enhancing the credibility of financial statements.

Research Method

The main propose of this paper is using the decision tree approach to find the critical deciding factors of the auditor choice in addition to logit regression model. Previous studies argued that the combination of multiple techniques of data mining can improve the accuracy of estimation (Kim, Kim and Lee 2003; Kim, Min and Han 2006). This paper combines the decision tree approach and multinomial logit regression model to estimate the critical deciding factors of the auditor choice. We first perform multinomial logit regression to examine the relationship between auditor choice and the proposed explanatory factors. The empirical results of this stage will show the factors which are significantly related with auditor choice decisions. Next, we precede the decision tree analysis only on the significant variables of the first stage. By doing so, we can simply the decision tree and delete the non-significant variables out of the decision tree analysis. The

results of decision tree will indicate the sequential order of these deciding factors when firms make their auditors choice decisions.

Multinomial Logit Regression

This paper classifies auditors into three classes: non-Big 3, Big 3 and Big 3 with industry specialization. The audit quality of non-Big 3 is presumed to be worse than Big 3 and Big 3 with industry specialization.

The multinomial logit regression model is specified as the following equations:

$$\text{AUD_CH} = \beta_0 + \beta_1 \text{CASH} + \beta_2 \text{VOTE} + \beta_3 \text{LEV} + \beta_4 \text{SIZE} + \beta_5 \text{BLOCK} + \beta_6 \text{NEW} + \beta_7 \text{SEGNUM} + \beta_8 \text{ROA} + \beta_9 \text{ATURN} + \beta_{10} \text{CURR} + \beta_{11} \text{LOSS*ROA} + \varepsilon \quad (1)$$

The definitions of variables are presented in table 1.

Table 1 Definition of variables

AUD_CH	If an auditor is non-Big 3, AUD_CH is given 0; if an auditor is Big 3 without industry specialization, AUD_CH is given 1; if an auditor is Big 3 with industry specialization, AUD_CH is given 2.
CASH	Cash flow right. The percentage of cash flow right of controlling shareholders.
VOTE	Voting right. The percentage of voting right of controlling shareholders.
LEV	The ratio of long debts to total assets.
SIZE	Dummy variable. When the log of total assets belongs to top 25% of the sample, SIZE is given 1 and 0 otherwise.
BLOCK	Dummy variable. If percentage of shares of the second largest shareholder is more than 5%, BLOCK is given 1 and 0 otherwise.
NEW	Dummy variable. If the growth ratio of long debts and equities to total assets is higher than the average, NEW is given 1, otherwise 0.
SEGNUM	The square root of the number of subsidiary companies.
ROA	The ratio of income before tax and interest to total assets.
ATURN	The ratio of sales to total assets.
CURR	The ratio of current assets to total assets.
LOSS*ROA	LOSS is a dummy variable, 1 when a firm had net loss last year and 0 otherwise.

Decision Tree Approach

The decision tree approach is a powerful tool for making prediction and classification. Several algorithms of decision trees are developed in recent years, for example C4.5, C5.0 and CART (classification and regression tree). Proposed by Breiarn, Friedman, Olshen and Stone (1984), CART is a non-parametric method that can find the rules for classifying

the dependent variable. CART has been found to produce more accurate predictions than other statistical approaches in many cases (Kattan, Hess and Beck 1998). CART is also found to be better than conventional discriminate analysis (for example Chang and Chen 2005; Chang and Wang 2006). One of the distinguishing features of CART is that it can be applied to both categorical and continuous dependent variable. To the best of our knowledge, this paper is one of very few studies that use CART to investigate the auditor choice.

CART has the capacity of automatically searching of the best predictors and the best threshold values for all predictors to classify the dependent variable. It uses a stepwise method to establish splitting rules. The procedure is binary and recursive. The parent nodes are always split into two child nodes and the process is repeated by treating each child node as a parent node. The process is repeated until further partitioning is impossible. The node is called a terminal node if the node data cannot be split into additional child nodes. Once the first terminal node has been created, the algorithm repeats the procedure for each set of data until all data are categorized as terminal nodes.

Beginning with the first parent node, CART finds the best possible variable to split the node into child nodes. The algorithm checks all possible splitting variables and all possible threshold values of the variable to be used to split the node. The algorithm seeks to maximize the average “purity” of the two child nodes. The “Gini method” is the default splitting criterion (Han, 2007).

CART attempts to pull out the largest category in the child nodes. For example, in our case, we classify the data into three categories, non-Big 3, Big 3 without industry specialization, and Big 3 with industry specialization. The proportions of these categories are 15.22%, 75.97%, and 8.81%, respectively. The CART would attempt to pull out the “Big 3 without industry specialization” category into a node first. The procedure is recursively repeated until the terminal node has been created.

If we have n-category classification problem, the impurity of node t can be calculated by the following equation: $i(t) = 1 - \sum_{j=1}^n p(j|t)^2$, where $i(t)$ is Gini impurity, $p(j|t)$ is the proportions of category j in the node t . In this study, n is 3 and the proportion of each categories is 15.22%, 75.97%, and 8.81 %, respectively.

IV. Empirical Results

Descriptive Statistics

The descriptive statistics are presented in Table 3. The average cash flow right of controlling shareholder (*CASH*) is 19.880 and the voting right (*VOTE*) is 27.691. The *BLOCK* value of 0.344 suggests that about one-third of sample companies have the second largest shareholders with more than 5% of shares. About 25% companies issue large long debts and equities. The mean value of *ROA*LOSS* is -0.382 indicating that the average *ROA* is -0.382 for firms suffering net losses.

The correlate analysis of independent variables is shown in Table 2. The figures above the diagonal are the Spearman coefficients, and the figures below the diagonal are the Pearson coefficients. The correlation coefficients between variables are low except for *CASH* and *VOTE* (correlation coefficient between *CASH* and *VOTE* is 0.637). Although the correlation coefficient between *CASH* and *VOTE* is 0.637, the VIFs of all independent variables are smaller than 4, suggesting that no co-linearity exists in our regression model.

Results of Multinomial Logit Regression Model

The auditor choice is a polychromous-response variable. In this paper we use multinomial logit regression model to analyze the critical deciding factors of auditor choice. We use non-Big 3 as the baseline auditor choice case. The empirical results of multinomial logit regression are shown in Table 4.

With regard to the proxies of agency conflicts, the coefficients of *LEV* and *BLOCK* are significantly different from zero for Big 3 and Big 3 with industry specialization models. The coefficients of *LEV* of both models are statistically significant, indicating that the auditor choice is significantly affected by agency conflicts. The coefficient of *LEV* for Big 3 being negative and the coefficient for Big 3 with industry specialization being positive indicate that firms with higher *LEV* have higher probability of choosing Big 3 with industry specialization and have lower probability of choosing Big 3. The above results reveal that firms with higher ratio of long term debt to total assets prefer non-Big 3 or Big 3 with industry specialization to deal with this problem.

Table 2 Correlation coefficients of independent variables

	CASH	VOTE	LEV	SEGNUM	ROA	ATURN	CURR	SIZE	BLOCK	NEW	LOSS* ROA
CASH1	1.000	.561	.007	.020	.094	.056	.082	-.162	-.047	-.040	-.039
VOTE1	.637	1.000	.097	-.091	-.036	-.078	-.059	-.048	-.086	-.047	-.034
LEV	.007	.125	1.000	.057	-.383	-.043	.004	.176	-.015	.067	-.118
SEGNUM	-.016	-.075	.078	1.000	.077	.003	-.218	.286	-.151	-.062	.000
ROA	.064	-.046	-.383	.068	1.000	.456	.280	-.083	.123	.084	.328
ATURN	.003	-.089	.037	.005	.316	1.000	.525	-.229	.035	.041	.146
CURR	.045	-.065	.047	-.229	.221	.504	1.000	-.286	.133	.055	.010
SIZE	-.153	-.034	.157	.288	-.051	-.166	-.252	1.000	-.038	.046	.035
BLOCK	-.040	-.083	-.018	-.138	.077	.077	.132	-.038	1.000	.076	-.001
NEW	-.025	-.029	.040	-.055	.037	.090	.059	.046	.076	1.000	.009
LOSS* ROA	-.018	-.016	-.150	.023	.553	.104	.016	.075	-.010	-.010	1.000
	CASH	VOTE	LEV	SEGNUM	ROA	ATURN	CURR	SIZE	BLOCK	NEW	LOSS* ROA

The figures above the diagonal are Spearman coefficients, and the figures below the diagonal are Pearson coefficients.

Table 3 Basic descriptive statistics

	Mean	Std. Dev.	Minimum	Maximum
AUD_CH	0.936	0.486	0	2
CASH	19.880	13.808	0	87.73
VOTE	27.691	13.554	10.06	88.97
LEV	41.823	15.686	3.080	94.52
SEGNUM	1.927	0.976	0	6.403
ROA	4.890	9.353	-73.400	42.19
ATURN	77.639	61.076	0	446.830
CURR	41.110	21.947	3.101	96.860
SIZE	0.391	0.4883	0	1
BLOCK	0.344	0.475	0	1
NEW	0.247	0.432	0	1
LOSS*ROA	-0.382	4.747	0	1

Table 4 Results of multinomial logit regression

$$\text{AUD_CH} = \beta_0 + \beta_1 \text{CASH} + \beta_2 \text{VOTE} + \beta_3 \text{LEV} + \beta_4 \text{SIZE} + \beta_5 \text{BLOCK} + \beta_6 \text{NEW} \\ + \beta_7 \text{SEGNUM} + \beta_8 \text{ROA} + \beta_9 \text{ATURN} + \beta_{10} \text{CURR} + \beta_{11} \text{LOSS*ROA} + \varepsilon$$

	Sign	AUD_CH=1			AUD_CH=2		
		Parameter	p value	VIF	Parameter	p value	VIF
Constant		-1.131	0.002 ***		-6.185	0.000 ***	
CASH	—	-0.035	0.000 ***	1.826	-0.055	0.000 ***	1.826
VOTE	+	0.021	0.014 ***	1.819	0.059	0.000 ***	1.819
LEV	+	-0.014	0.013 ***	1.773	0.044	0.000 ***	1.773
SIZE	+	0.052	0.763	1.285	0.242	0.424	1.285
BLOCK	+	0.439	0.009 ***	1.053	0.689	0.018 **	1.053
NEW	+	0.634	0.001 ***	1.223	-1.220	0.009 ***	1.223
SEGNUM	+	0.327	0.000 ***	1.213	0.579	0.000 ***	1.213
ROA	?	-0.020	0.080 *	1.721	0.009	0.681	1.721
ATURN	?	0.009	0.000 ***	1.470	0.008	0.003 ***	1.470
CURR	?	0.014	0.001 ***	1.746	0.000	0.987 ***	1.746
LOSS*ROA	?	-0.013	0.540	1.501	-0.004	0.910	1.501
Pseudo R ²		0.127					
Predict Correct Percentage		60.870					
Chi Square		204.838					
Degree of freedom		22					

a. * P<0.1, ** P<0.05, *** P<0.01.

As to the ownership structure, the coefficients of *CASH* and *VOTE* are both significantly different from zero. The coefficients of *CASH* are negative and those of *VOTE* are positive² in the Big 3 or Big 3 with industry specialization models. These results show that the more the controlling shareholders own cash flow right, the less likely the firms would select Big 3 or Big 3 with industry specialization. The more the controlling shareholders own the voting right, the more likely the firms would select Big 3 or Big 3 with industry specialization. These evidence are consistent with prior studies (for example, Claessens, Djankov, Fan and Lang 2002; Fan and Wong 2002, 2005) which argued that cash flow right and voting right can be used as proxies for agency conflicts. Our results suggest that firms are more likely to select Big 3 or Big 3 with industry specialization when the agency conflicts are more serious.

The variable *NEW* is the proxy for firms' funding needs. We find that the auditor choice is significantly affected by *NEW*. Firms with higher funding needs choose Big 3 for their endorsements for funds rising. The proxies of firm complexity are *SEGNUM* and *SIZE*. *SEGNUM* has significant impact on auditor choice, but *SIZE* doesn't. The coefficients of *SEGNUM* are positive, indicating that firms will be more likely to choose Big 3 with or without industry specialization when their organizations are more complex.

The variable *CURR* represents the liquidity of assets. If the liquidity of assets is low, the risk of company will be high. The coefficients of *CURR* are significantly positive, suggesting that firms with higher risks tend to hire an auditor of Big 3 with or without industry specialization.

The variables *ROA* and *ATURN* represent the return of assets and the ratio of sales to total assets, proxies of operating performance or efficiency. The coefficients of *ATURN* are significantly positive in both models suggesting that firms with higher operating efficiency tend to hire an auditor of Big 3 with or without industry specialization. The coefficient of *ROA* is significantly negative for the Big 3 model, indicating that firms with lower operating performance tend to choose Big 3. The coefficients of *ROA *LOSS* are not significantly different from zero, indicating that firms with negative net income have no obvious impact on auditor choice.

From the above empirical results of multinomial logit regression, we find that only two independent variables, *SIZE* and *LOSS*ROA*, have no significant associations with audit choice decisions. The variables of *LEV*, *BLOCK*, *CASH* and *VOTE* all have significant impacts on auditor choice decisions. The variable *NEW* is associated with the demand for the financial advisory service. The variable *ROA*, *ATURN*, *SEBNUM* are related with the demands for management consulting service and the variable *CURR* is corresponding to the risk management service. In short, we find that auditor choice is associated with firms'

² Some researches take the deviation of cash flow right and voting right as the proxies of agency conflicts. In our sample, the deviation of cash flow right and voting right does not significantly affect the auditor choice.

needs for financial advisory service, management consulting service and risk management service.

Results of CART

In order to avoid the interferences of irrelevant variables and simplify the decision tree, we exclude the variables of *SIZE* and *LOSS*ROA* in the second stage CART analysis. The CART uses a stepwise method to establish splitting rules recursively. The “Gini method” is the default splitting criterion and attempt to pull out the largest category in the node. In our sample, there are 664 observations choosing Big 3 audit firms without industry specialization. Therefore, the CART pulls out the observations which chose Big 3 audit firms without industry specialization recursively. In order to simplify the splitting rules, the CART sets the maximum tree depth of 5 as the stopping rule.

The results of CART are shown in Figure 1. The sample is first split by *LEV*, and then by the order of *ATURN*, *NEW*, *ROA*, and *BLOCK*.

The splitting rule for nodes of second layer depends on the value of the variable *LEV*. Observations with $LEV \geq 0.619$ are gathered in node 2. In this node, there are 53.12% of observations choosing Big 3 audit firms. This result shows that when the agency conflicts are serious, more than 50% of firms will choose Big 3 audit firms. There is no enough information in node 2 to reduce the impurity of node, so no node is extended from node 2.

Observations with $LEV < 0.619$ are gathered in node 1. In the node 1, the class of Big 3 is the largest category. There are 75.97% of observations choosing Big 3 audit firms. The node 1 is splitted into node 3 and 4 according the value of *ATURN*. In node 1, observations with $ATURN \geq 1.326$ are grouped into node 3; and the other observations are grouped into node 4. In node 4, 93.27% of observations chose Big 3, 6.73% of observations chose Big 3 with industry specialization, and no observation chose non-Big 3 audit firms. Since the variable *ATURN* represents operating efficiency, the above results show that when agency conflicts are not very serious, operating efficiencies will domain the auditor choice decision.

In following layers of the nodes, the splitting criterions depend on the values of *NEW*, *ROA*, and *BLOCK*. There are 87.65%, 86.05%, and 78.57% of observations choosing Big 3 in nodes 6, 8, and 10, respectively. These nodes show that funding needs, operating performance consideration, and agency conflict sequentially domain the auditor choice. There is no node developed from node 2, 4, 6, and 8, because there is no additional information in these nodes to reduce the Gini impurity by further splitting.

From the above CART analysis, auditor choice is affected first by *LEV* and *ATURN*, and then by *NEW*, *ROA*, and *BLOCK*. The variable *LEV* and variable *ATURN* are the proxies for agency conflicts and operating efficiency and play key roles in auditor choice decisions.

Although the variables of *CASH*, *VOTE*, *SEGNUM*, and *CURR* are significantly associated with auditor choice in multinomial logit regression, these variables have no high priority in the decision tree analysis, they do not show up in Figure 1. Our results demonstrate the contribution of using the traditional regression model first and then apply the CART approach to find the sequential order of factors that have significant impacts on auditor choice decision. From the first stage of multinomial logit regression, we find that two independent variables, *SIZE* and *LOSS*ROA*, have no significant associations with audit choice. In the second stage of CART analysis, we find that although variables of *CASH*, *VOTE*, *SEGNUM*, and *CURR* are significantly in multinomial logit regression, these variables have low priority in the decision tree. By applying both the regression and CART approaches, we find that auditor choice is affected by *LEV*, *ATURN*, *NEW*, *ROA*, and *BLOCK* sequentially.

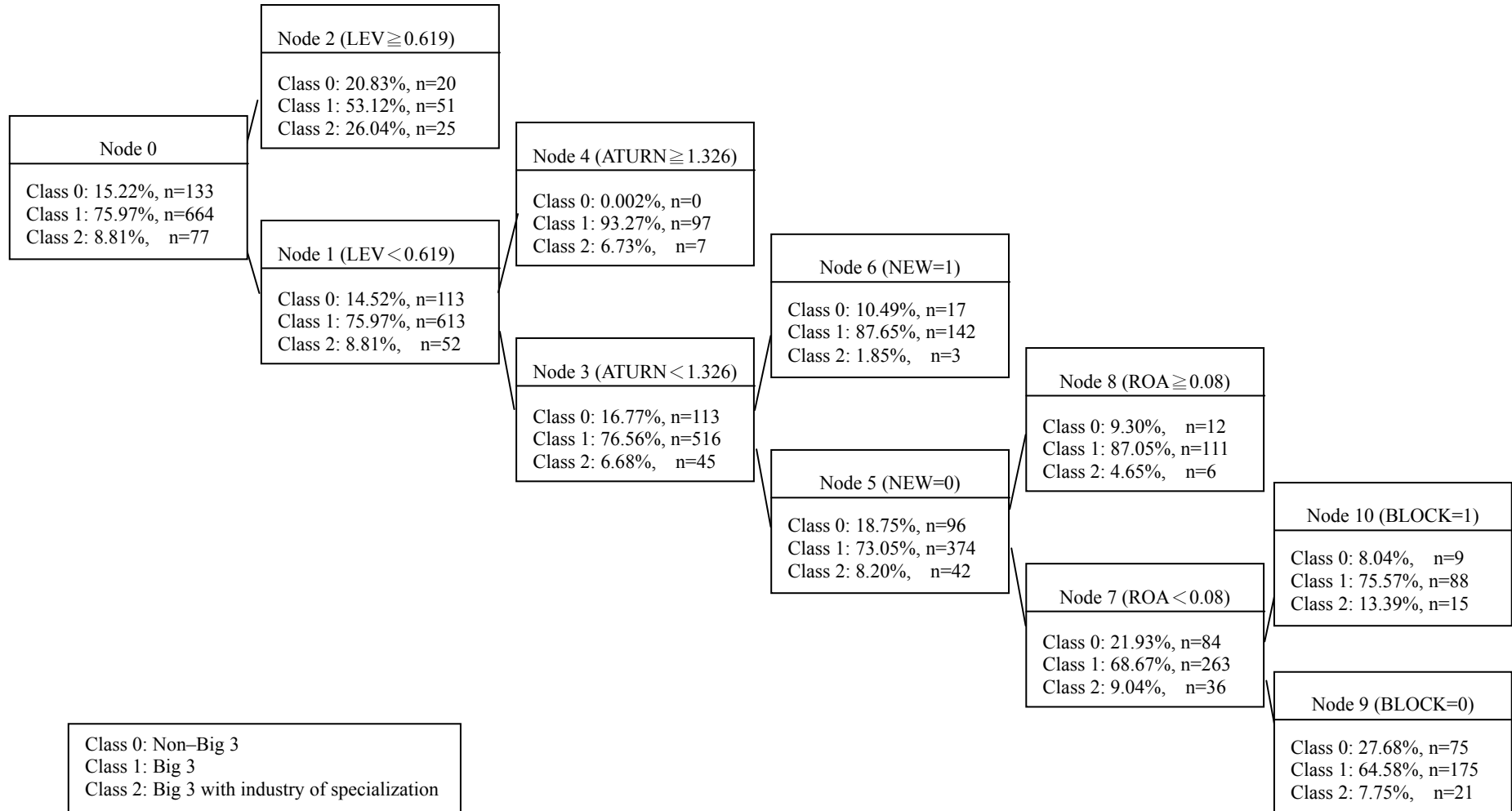
V. Conclusion

This study is an exploratory application of data mining to examine the sequentially critical deciding factors of auditor choice decision. We examine the relationship between auditor choice and the deciding factors from the perspectives of agency conflicts, ownership structure, funding needs, organizational complexity, operating performance and efficiency, and liquidity of assets. In the first stage, our regression results indicate that auditor choice is associated with agency conflicts, ownership structure, funding needs, organizational complexity, operating performance and efficiency, and liquidity of assets. In the second stage, the CART results show that agency conflict and operating efficiency have high priority in the auditor decision process. By applying both the regression and CART approaches, we find that auditor choice is affected first by agency conflict, and then by operating efficiency consideration, funding needs, and operating performance consideration sequentially.

There are two limitations in this paper. DeAngelo (1981) claimed that the low rate at which firms change auditors is an evidence of switching costs. The auditor choice may not a response to firm characteristics over time. Prior researches examined the auditor choice as the consequences of changes in circumstances and focused on the auditor change (Francis and Wilson 1988; Beattie and Fearnley 1995; Firth 1999; Branson and Breesch 2004) or the auditor choice initial public offering (IPO) firms (Lee et al. 2003; Pittman and Fortin 2004). If we follow prior researches and study the audit change or the audit choice of IPO firms, the number of sample will be small and the empirical results may lose the generality. Thus, we assume firm characteristics hold out over time. In the future, the effects of changes in firm characteristics on auditor changes would be an interesting issue to be explored.

The second limitation is that we do not investigate the role of corporate governance in auditor choice decisions in this paper. Since the enactment of Sarbanes-Oxley act, there are more and more firms establishing audit committee and giving the power of choosing auditor to the committee. It would be interesting to examine the effects of audit committee on auditor choice decisions in addition to the effects of firm characteristics.

Figure 1: Decision tree analysis



References

- Abbott, L. J., and S. Parker. 2000. Auditor selection and audit committee characteristics. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 19(Fall): 47-66.
- Abdolmohammadi, M.J., D. G. Searfoss, and J. Shanteau. 2004. An investigation of the attributes of top industry audit specialists. *Behavioral Research in Accounting*, 16(Fall): 1-17.
- Beattie, V., and S. Feranley. 1995. The importance of audit firm characteristics and the driver of auditor change in UK listed companies. *Accounting and Business Research*, 25(Autumn): 227-239.
- Berry, M.J., and G. Linoff. 1997. *Data mining techniques: For marketing sale and customer support*. John Wiley and Sons, Inc., Canada.
- Beynon, M. J., M. J. Peel and Yu-Cheng Tang. 2004. The application of fuzzy decision tree analysis in an exposition of the antecedents of audit fees. *Omega*, 32(June): 231-244.
- Branson, J. and D. Breesch. 2004. Referral as a determining factor for changing auditors in the Belgian auditing market: An empirical study. *The International Journal of Accounting*, 39: 307-326.
- Breiman, L., J. Friedman, R. Olshen, and C. Stone. 1984. *Classification and regression trees*. Wadsworth.
- Chan, D. K., A. Ferguson, D. A. Simunic, and D. Stockes. 2001. A spatial analysis and test of oligopolistic competition in the market for assurance services. Working paper, University of British Columbia.
- Chang, S. J., and J. Hong. 2000. Economic performance of group-affiliated companies in Korea: Intra-group resource sharing and internal business transactions. *Academy of management Journal*, 43(June): 429-48.
- Chaney, P. K., and D. C. Jeter. 2004. Self-selection of auditors and audit pricing in private firms. *The Accounting Review*, 79 (January): 51-72.
- Chang, L.Y. and H. W. Wang. 2006. Analysis of traffic injury severity: An application of non-parametric classification tree techniques. *Accident Analysis and Prevention*, 38(September): 1019-1027.
- Chang, L.Y. and W. C. Chen. 2005. Data mining of tree-based models to analyze freeway accident frequency. *Journal of Safety Research*, 36: 365-375.
- Claessens, S., S. Djankov, J. P.H. Fan, and L. H. P. Lang. 2002. Disentangling the incentive and entrenchment effects of large shareholdings. *Journal of Finance*, 57(December): 2741-2771.

- 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.
- Craswell, A. T., J. R. Francis, and S. L. Taylor. 1995. Auditor brand name reputations and industry specialization. *Journal of Accounting and Economics*, 20(December): 297-322.
- Curt, H. 1995. The devil's in the detail: techniques, tools, and applications for database mining and knowledge discovery-Part I. *Intell. Software Strategies*, 6: 1-15.
- DeAngelo, L. E. 1981. Auditor size and audit quality. *Journal of Accounting and Economics*, 3(December): 183-199.
- DeFond, M., J. Francis, and T. J. Wong. 2000. Auditor industry specialization and market segmentation: Evidence from Hong Kong. *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, 19(Spring): 49-66.
- DeFond, M., T. J. Wong, and S. Li. 1999. The impact of improved auditor independence on audit market concentration in China. *Journal of Accounting and Economics*, 28(December): 269-305.
- DeFond, M. 1992. The association between changes in client firm agency cost and auditor switching. *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, 11(Spring): 16-31.
- Dopuch, N. and D. Simunic. 1980. *The nature of competition in the auditing profession: A descriptive and normative view*. In Buckley, J. W. and Weston, J. F. (eds.), *Regulation and the Accounting Profession* (Lifetime Learning Publications).
- Dopuch, N. and D. Simunic. 1982. *Competition in auditing: An assessment*. Fourth Symposium on Auditing Research (University of Illinois).
- Dunn, K. A., and B. W. Mayhew. 2004. Audit firm industry specialization and client disclosure quality. *Review of Accounting Studies*, 9(March): 35-58.
- Fan, J. P. H., and T. J. Wong. 2005. Do external auditors perform a corporate governance role in emerging markets? Evidence form East Asia. *Journal of Accounting Research*, 43(March): 35-72.
- Fan, J. P. H., and T. J. Wong. 2002. Corporate ownership structure and the informativeness of accounting earnings in East Asia. *Journal of Accounting and Economics*, 33(August): 401-425.
- Ferguson, A., and D. Stokes. 2002. Brand name, audit pricing, industry specialization, and leadership premiums post-Big 8 and Big 6 mergers. *Contemporary Accounting Research*, 19(Spring): 77-110.
- Fayyad, U., G. Piatetsky-Shapiro, and P. Smyth. 1996. The KDD process for extracting

- useful knowledge from volumes of data. *Communications of the ACM*, 39(November): 27-34.
- Firth, M. 1999. Company takeovers and the auditor choice decision. *Journal of International Accounting, Auditing & Taxation*, 8: 197-214.
- Francis, J. R., E. L. Maydew, and H. C. Sparks. 1999. The role of Big 6 auditors in the credible reporting of accruals. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 18(Fall): 17-34.
- Francis, J. R., and E. R. Wilson. 1988. Auditor changes: A joint test of theories relating to agency costs and auditor differentiation. *The Accounting Review*, 63(October): 663-682.
- Han, J. and M. Kamber. 2007. *Data mining-concepts and techniques*. Morgan Kaufmann Pub. San Francisco, CA. USA.
- Hay, D., and D. Davis. 2004. The voluntary choice of an auditor of any level of quality. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 23(September): 37-53.
- Jensen, M. C., and W. H. Meckling. 1976. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, 3(October): 305-360.
- Jung, K., and S. Y. Kwon. 2002. Ownership structure and earnings informativeness: Evidence from Korea. *The International Journal of Accounting*, 37: 301-325.
- Kane, G. D., and U. Velury. 2004. The role of institutional ownership in the market for auditing services: An empirical investigation. *Journal of Business Research*, 57(September): 976-983.
- Kattan, M.W., K.R. Hess, J. R. Beck. 1998. Experiments to determine whether recursive partitioning (CART) or an artificial neural network overcomes theoretical limitations of Cox proportional hazards regression. *Computers and biomedical research*, 31(October): 363-373.
- Kim, E., W. Kim, and Y. Lee. 2003. Combination of multiple classifiers for the customers' purchase behavior prediction. *Decision Support Systems*, 34(January): 167-175.
- Kim, M.J., S.H. Min, and I. Han. 2006. An evolutionary approach to the combination of multiple classifiers to predict a stock price index. *Expert Systems with Applications*, 31(August): 241-247.
- La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, and A. Shleifer. 1999. Corporate ownership around the world. *Journal of Finance*, 54(April): 471-517.
- Lee, P., D. Stokes, S. Taylor, and T. Walter. 2003. The association between audit quality, accounting disclosures and firm-specific risk: Evidence from initial public offerings.

- Journal of Accounting and Public Policy*, 22(September-October): 377-400.
- Lee, T.S., C.C. Chiu, Y.C. Chou and C.J. Lu. 2006. Mining the customer credit using classification and regression tree and multivariate adaptive regression splines. *Computational Statistics & Data Analysis*, 50(February): 1113-1130.
- Lemmon, M. L., and K. V. Lins. 2003. Ownership structure, corporate governance, and firm value: Evidence from the East Asian financial crisis. *Journal of Finance*, 58(August): 1445-1468.
- Li, Y. 2006. Predicting materials properties and behavior using classification and regression trees. *Materials Science and Engineering: A*, 433(October): 261-268.
- Morck, R., and B. Yeung. 2003. Agency problems in large family business group. *Entrepreneurship Theory and Practice*, 27(Summer): 367-382.
- Palmrose, Z. V. 1986. Audit fees and auditor size: Further evidence. *Journal of Accounting Research*, 24(Spring): 97-110.
- Pittman, J.A. and S. Fortin. 2004. Auditor choice and the cost of debt capital for newly public firms. *Journal of Accounting and Economics*, 37(February): 113-136.
- Reed, B. J., M. A. Trombley, and D. S. Dhaliwal. 2000. Demand for audit quality: The case of Laventhol and Horwath's Auditees. *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 15(Spring): 183-198.
- Roiger, R. J. and M. W. Geatz. 2003. *Data mining: A tutorial-based primer*. Boston MA: Addison Wesley.
- Simunic, D. 1980. The pricing of audit services: Theory and evidence. *Journal of Accounting Research*, 18(Spring): 161-190.
- Velury, U., J. T. Reisch, and D. M. O'Reilly. 2003. Institutional ownership and the selection of industry specialist auditors. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 21 (July): 35-48.
- Waheed, T., R.B. Bonnell, S.O. Prasher and E. Paulet. 2006. Measuring performance in precision agriculture: CART- A decision tree approach. *Agricultural Water Management*, 84(July): 173-185.
- Wallace, W. A. 1980. *The economic role of the audit in free and regulated markets*. New York: The Touch Ross and Co. Aid to Education Program, reprinted in Auditing Monographs (Macmillan Publishing Co., 1985).
- Wei, C. P., S. Piramuthu, M. J. Shaw. 2003. Knowledge discovery and data mining, *Handbook of Knowledge Management*, vol.2, in C.W. Holsapple (Ed.), Germany, Springer-Verlag, Berlin, Ch. 41: 157-189.

會計資訊、公司治理特性與企業評價之攸關性

陳振遠*

國立高雄第一科技大學

王朝仕

樹德科技大學

徐如萍

國立高雄第一科技大學

摘要

本研究為探討公司價值的攸關性，主要係以 Ohlson (1995) 會計評價架構為基礎，並以公司治理特性為會計資訊以外的其他資訊之代理變數，而公司真實價值的衡量係延續 Frankel and Lee (1998) 對剩餘所得評價的推導，並將之修改以較能符合公司理財觀念與理性投資人實務行為。實證發現，市場價格有偏離真實價值的情況，若以價值的領先落後關係而論，則造成價值偏離的原因可能係市場價格對資訊的反應較敏感所引起。其次，若董事會穩定性能提高，則不論是公司真實價值或市場價格，皆能獲得提昇。最後，若能在模式內同時考慮會計資訊與公司治理特性，則模式對市場價格的解釋能力將有大幅度的增加，此即支持若能以會計資訊為評價架構，並考慮公司治理特性，則能更為完整地探討公司價值的攸關性。

關鍵詞：會計評價、公司治理、董事會穩定性

*作者感謝國科會補助研究經費（專題研究計畫編號 NSC93-2416-H-327-014）。

Accounting Information, Corporate Governance Characteristics, and Valuation Relevance

Roger C. Y. Chen

National Kaohsiung First University of Science and Technology

Chao-Shi Wang

Shu-Te University

Ru-Ping Shi

National Kaohsiung First University of Science and Technology

Abstract

This paper presents empirical evidence to investigate corporate features of value-relevance. Mainly based on Ohlson (1995) model, we bring governance characteristics as proxy variables for qualitative attributes other than accounting information. To determine corporate intrinsic value, we evolve Frankel and Lee(1998)'s residual income measurement which can better meets the concept of corporate finance and virtual behavior of judicious investors. Our results reveal that the market price deviates from the intrinsic value. With the assumption that the intrinsic value lags behind the market price, we may attribute this phenomenon to highly sensible response of market price to information. Moreover, the board stability can simultaneously lift both the market price and the intrinsic value. Therefore, under the circumstance of taking both accounting information and governance characteristics into consideration, the model's explanatory ability for market price will have dramatic increment. Our findings are consistent with the idea that governance characteristics are valuable in providing oversight of accounting information to completely discuss corporate features of value-relevance.

Keywords: *Accounting Valuation, Corporate Governance, Board Stability.*

壹、前言

公司真實價值 (intrinsic value) 的評估，長久以來廣為學術界與實務界所關心。傳統財務理論的股利折現評價模式 (Present Value of Expected Dividends, 簡稱 PVED)，係將公司未來各期的現金股利折現以評定公司的價值，但卻面臨到預測未來各期現金股利的困難，以致影響評價的準確性。

美國財務會計準則委員會 (Financial Accounting Standards Board, FASB) 發佈的第一號公報—「財務會計觀念架構及財務報表之編製」，即指出財務報導之基本目的，乃在於公司可藉由正式的財務報表，傳遞公司資產負債明細、盈餘規劃、業務預測、財務狀況、經營結果檢討，以及分析量化與非量化等相關資訊。因此，Ball and Brown (1968) 即認為公司的盈餘具有資訊內涵。Easton and Harris (1991)、Barth, Beaver, and Landsman (1993) 及 Ohlson (1995) 等亦指出公司價值可依帳面價值與盈餘等會計資訊作為評價基礎；White, Sondhi and Fried (1998) 甚至認為會計盈餘可能比歷史現金流量更能對未來盈餘及現金流量產生較佳且永久性的預測。

但財務報表容易窗飾，甚至近年許多企業假帳事件頻傳¹。在此狀況下，若要以財務報表所揭露的資訊評估公司真實價值，進而做為投資決策之參考，將倍受爭議。因此，許多研究開始探求各種除了盈餘等財務報表數字外，是否存在其他影響公司價值評定的因素。其中，公司治理² (corporate governance) 等非盈餘資訊對於公司價值評定之攸關性，更是逐受重視。Fürst and Kang (2000)、陳振遠、張智堯、王蘭芬與李文智 (2005) 等即指出公司治理特性與公司價值之間存在明顯的攸關性。

Zingales (1997) 以不完全契約 (incomplete contracts) 的角度，認為公司治理討論的主軸在於如何有效率的分配準租 (quasi-rent)；葉銀華、李存修與柯承恩 (2002) 則定義公司治理為透過公司治理制度的設計與執行，以確保資金提供者的投資能夠獲得應有的報酬，並兼顧其他利害關係人的利益。簡言之，公司治理機制的目的係為了降低代理成本，使投資人與利害關係人皆能擁有監督公司內部管理者的管道，進而獲得合理與公平的對待。經濟合作暨發展組織 (Organization for Economic Cooperation and Development, OECD) 於 1999 年即發佈公司治理基本原則，提供較具共通性的指導原則。台灣證券主管機關亦於 2002 年頒布「上市上櫃公司治理實務守則」，要求各公開發行公司積極建立良好的公司治理制度，除了可落實公司健全經營、提升營運品質外，更期望

¹ 其中最著名的莫過於 2001 年美國安隆 (Enron) 案，該事件使公司市值暴跌超過 90%，連帶使負責簽證的美國安達信會計師事務所 (Arthur Anderson) 信用破產，投資人更蒙受重大損失。

² 自 Berle and Means (1932) 開始提出一些公司治理的相關問題後，該領域逐漸受到重視。在 Jensen and Meckling (1976) 的代理關係架構下，當公司所有權與經營權分離時，主理人與代理人之間就可能因追求的目標不一致而存在潛在的利益衝突，導致代理問題的發生。而代理問題所衍生的代理成本，諸如監督與約束的成本，或是機會損失等，皆有損公司價值。公司治理，就是為降低投資人與管理階層的利益衝突、消除阻礙公司價值成長因素的機制。

能增加公司的競爭優勢。

隨著 Ohlson (1995) 連結剩餘所得評價³ (Residual Income Valuation, 簡稱 RIV) 與剩餘所得線性資訊動態性⁴ (Linear Information Dynamics, 簡稱 LID) 推導出會計評價模式之後, 探討影響公司真實價值等相關議題也更為有系統地發展。值得注意的是, 雖然應用 Ohlson 的會計評價模式的相關文獻雖不在少數, 但卻多有誤用 (Ohlson 2001), 認為剩餘所得評價即是 Ohlson (1995) 評價模式。事實上, 剩餘所得評價的觀念最早由 Preinreich (1938) 提出, 其後歷經 Edwards and Bell (1961) 與 Ohlson (1991, 1995) 的發展, 直至 Lee (1996) 對該模式正名為剩餘所得評價。簡言之, 剩餘所得評價僅為 Ohlson 會計評價模式的一部份, 並未納入會計資訊以外的其他資訊。爾後, Frankel and Lee (1998) 及 Fuerst and Kang (2000) 更基於會計資訊的可預測性, 對剩餘所得評價進行修正。然而, 投資人要求報酬率的衡量方式, 亦會影響 Ohlson 評價模式對公司真實價值的評定結果。本研究為力求研究方法之嚴謹, 故擬採取考慮市場、公司規模與淨值市價比等因素的 Fama-French 三因子模式衡量之。

歸結上述, 本研究以 Ohlson (1995) 會計評價架構為研究基礎, 並考慮公司治理特性, 期望能更為完整地探討公司價值的攸關性。本研究的組織架構依次為相關文獻回顧、研究方法、資料與基本統計量分析、實證結果與分析, 最後為結論。

貳、公司治理特性與公司價值之關係

一、董事會結構與公司價值

公司治理中董事會的角色, 主要目的為監督公司經營階層, 以確保股東能夠獲得應得的報償, 亦即董事會具有聯繫公司治理與管理績效的功能。Fama and Jensen (1983) 與 DeAngelo and DeAngelo (1985) 認為公司所有權結構的組成, 或許可呈現出支配公司特定有價值資訊的創辦人對公司控制的慾望。但 Jensen (1993) 認為若董事會僅扮演提供諮詢與監督管理的角色時, 公司內部的控制問題往往就肇因於董事會本身, 並進一步將董事會治理的失敗歸因於 CEO 干預議程排定的權力、董事會成員的股權過低、董事會過度擁擠、排除異聲的董事會文化等。

Lipton and Lorsch (1992) 與 Jensen (1993) 指當董事會規模愈大時, 將因成員過多導致效率降低, 而且也較容易受到經理人所控制。Yermack (1996)、Eisenberg, Sundgren and Wells (1998) 亦支持董事會規模與公司價值呈反向關

³ 剩餘所得評價, 又稱剩餘盈餘 (residual earning) 評價或超常盈餘 (abnormal earning) 評價, 係結合股東權益帳面價值與未來剩餘所得折現值以評估公司真實價值。

⁴ 剩餘所得線性資訊動態性, 即假設剩餘所得具有時間序列特性, 其收斂條件為剩餘所得與其他資訊皆滿足自我迴歸過程 (autoregressive process)。

係。另在董事會成員持有股權的研究方面，Oswald and Jahera (1991) 發現當董事持股比例愈高時，公司績效愈好。Crutchley, Garner and Marshall (2002) 進一步指出董事會的穩定與否，即董事會成員是否容易遭到撤換，亦會影響董事會發揮監督機制的有效性，並提出穩定性假說 (stability hypothesis)。當公司績效佳時，董事會成員將滿意個人財富與聲譽的增加，故董事會成員將不會輕易更動；相對的，若公司績效不佳，不論是董事成員主動離職或是因為壓力所致的被動要求，董事會將隨之發生變動。此外，該研究發現績效愈差的公司，其董事會結構愈不穩定；但隨著後續績效的改善，董事會將愈趨穩定。若以改善監督機制的觀點，董事會的變動應該能促使公司後續績效之改善，而且這也與公司治理理論中，將董事會視為監督機制的觀念一致。

在董事會的獨立性方面，Fama (1980) 與 Fama and Jensen (1983) 認為納入獨立董事成為專業諮詢者，將強化董事會的生存能力，同時也可降低高階管理者因彼此串謀而掠奪股東財富的機會。Byrd and Hickman (1992) 發現外部董事與公司價值之間具顯著正向關係，甚至經理人會聘用更多的獨立董事，以傳遞公司擁有高品質治理體系的訊號。Rosenstein and Wyatt (1990) 發現公司宣告任用獨立董事的事件，將有正向的超額報酬。Whidbee (1997) 發現獨立董事的多寡，與資產報酬率之間有正向關係。但亦有學者對於獨立董事的「優點」並非全面認同，如 Patton and Baker (1987) 認為獨立董事仍是經理人所聘用，故較不會牽制經理人的行為；甚至 Core, Holthausen and Larcker (1999) 進一步指出獨立董事比例較高的董事會，傾向支付經理人較高的薪資，有損公司的價值。Noe and Rebbello (1997) 則認為獨立董事的存在會影響公司執行政策的效率。而 Hermalin and Weisbach (1991)、Yermack (1996) 與 Mehran (1995) 等研究則顯示獨立董事的比例，與公司營運績效或公司價值之間並無明顯關係。

二、經理人與公司價值

Morck, Shleifer, and Vishny (1988) 觀察經理人所有權的情況，提出兩個相互對立的假說：合作誘因 (incentive alignment) 與職位鞏固 (entrenchment)。合作誘因係指隨著經理人所有權的增加，其利益將與其他股東趨於一致，則也就降低經理人追求公司價值極大化的風險。但相對的，經理人的協商力量亦同時增加，職位也愈益鞏固，導致經理人可能為追求私利而犧牲其他股東的權益。

此外，有些公司存在董事長同時擔任總經理職務的現象，稱之「CEO 雙元制」(CEO duality)，但如此做法是否有助於公司價值的提昇，並無一致的結論。有學者認為 CEO 雙元制的公司因權力較為集中，使得經營效率得以提升。如 Brickley, Coles and Jarrell (1997) 即發現雙元制對公司績效會產生正向的效果，Simpson and Gleason (1999) 亦指出雙元制公司發生財務危機的機率會小於獨立領導的公司。相對的，權力過大也可能衍生諸多不利股東財富極大化的問題，故亦有學者否定 CEO 雙元制的做法。如 Patton and Baker (1987) 認為經

理人若具有雙重角色，會因自身利益干擾董事會議事之進行。Rechner and Dalton (1991) 指出獨立領導制公司之績效會優於雙元制領導公司；Jensen (1993) 則建議經理人應與董事長的功能分離。

三、大股東與公司價值

在探討大股東與公司價值之間的關係方面，Shleifer and Vishny (1997) 指出對經理人而言，大股東具潛在的接管威脅，而該威脅更提供有效的監督作用，可降低公司的代理成本並增進營運績效。Mikkelsen and Ruback (1985)、Holderness and Sheehan (1985) 與 Gomes (2000) 等指出當公司股權集中度較高或具大股東時，可向市場傳遞正面的資訊效果。但 McConnell and Servaes (1990) 與 Mehran (1995) 則發現大股東對公司價值或績效無影響。

四、法人與公司價值

在法人股權對公司價值的影響方面，由於法人相較於一般的投資大眾（散戶），較具專業知識與資訊搜集能力，甚至較有能力對公司經營產生助益，故一般對法人持股抱持正面的看法。Agrawal and Mandelker (1990) 即指出當法人持股比例愈高，則有助於公司價值的提升。

綜上所述，本研究發現過去在探討公司治理特性對公司價值的影響方面，並無一致的結論。因此，本研究為進一步分析公司治理特性的內涵，首先即衡量公司真實價值，並與其市場價格做一比較，以探討公司治理特性對公司真實價值與市場價格的影響是否不同，甚至公司治理特性是否能解釋兩者的差距。

參、研究方法

一、研究假說與實證模式之建立

(一) 公司真實價值與市場價格

Ohlson (1995) 會計評價模式認為剩餘所得評價並未考慮到其他可預測資訊的影響，故加入剩餘所得線性資訊動態性，以建立較完整的公司價值評估方式。但剩餘所得線性資訊動態性尚包括無法觀察的誤差項，隱含公司市場價格可能並非等於真實價值。因此，本研究首先檢測市場價格與真實價值是否一致，即公司真實價值為市場價格的不偏估計值⁵，推行假說 1A 與檢定模式如下：

假說 1A：「公司真實價值為市場價格的不偏估計值。」

$$IV_t = c + \alpha_1 MV_t + e_t \quad (1A)$$

其中： IV_t 為公司第 t 期之真實價值； MV_t 為公司第 t 期之市場價格； c 為常數項； e_t 為第 t 期誤差項。若公司真實價值為市場價格的不偏估計值，則 α_1 應無異於

⁵ 因為市場價格係可觀察的，但公司真實價值則為本研究估計求得。本研究依此統計邏輯，推行出公司真實價值為市場價格的不偏估計值的假說。

1，且常數項亦應無異於 0 ($H_0: \alpha_1 = 1, c = 0$)，即 $E(IV_t) = MV_t$ 。

其次，公司真實價值與市場價格之間的領先落後關係⁶為何，亦引發本研究進一步探討的興趣，分別推衍假說 1B 與 1C，以及相對應的檢定模式如下：

假說 1B：「公司過去市場價格愈高（低），則本期真實價值愈高（低）。」

$$IV_t = c + \alpha_1 MV_{t-1} + e_t \quad (1B)$$

其中： IV_t 為公司第 t 期之真實價值； MV_{t-1} 公司第 $t-1$ 期（即落後一期）之市場價格； c 為常數項； e_t 為第 t 期誤差項。

假說 1C：「公司過去真實價值愈高（低），則本期市場價格愈高（低）。」

$$MV_t = c + \alpha_1 IV_{t-1} + e_t \quad (1C)$$

其中： MV_t 為公司第 t 期之市場價格； IV_{t-1} 為公司第 $t-1$ 期之真實價值； c 為常數項； e_t 為第 t 期誤差項。

然而，當公司的市場價格與真實價值不一致時，將產生價值偏離。但該差距究竟是由過去真實價值或過去市場價格所導致的，亦值得進一步探討，故分別推衍假說 1D 與 1E，以及相對應的檢定模式如下：

假說 1D：「公司過去真實價值愈高（低），則公司市場價格偏離真實價值的程度愈大（小）。」

$$bias_t = c + \alpha_1 IV_{t-1} + e_t \quad (1D)$$

其中： $bias_t$ 為第 t 期的價值偏離，即公司市場價格與真實價值的差距 ($MV_t - IV_t$)； IV_{t-1} 為公司第 $t-1$ 期之真實價值； c 為常數項； e_t 為第 t 期誤差項。

假說 1E：「公司過去市場價格愈高（低），則公司市場價格偏離真實價值的程度愈大（小）。」

$$bias_t = c + \alpha_1 MV_{t-1} + e_t \quad (1E)$$

其中： $bias_t$ 為第 t 期的價值偏離，即公司市場價格與真實價值的差距 ($MV_t - IV_t$)； MV_{t-1} 為公司第 $t-1$ 期之市場價格； c 為常數項； e_t 為第 t 期誤差項。

（二）公司治理特性與公司價值

本研究根據 Fuerst and Kang (2000) 與陳振遠等 (2005) 等以公司治理特性代理 Ohlson 會計評價模式中的其他資訊，以檢測公司治理特性對公司價值之影響，並進一步探討公司治理特性是否可解釋價值偏離。據此，分別推衍假說 2A 至 2C，以及相對應的檢定模式如下：

假說 2A：「公司治理特性會影響公司之真實價值。」

⁶ 本研究在一些假設檢定與模式的設計上，皆會使用到落後項 (lag)。但 Ohlson (1995) 會計評價模式的全含所得關係僅考慮落後一期，且剩餘所得線性資訊動態性亦服從一階自我迴歸過程，故本研究至多只取落後一期。

$$IV_t = c + \alpha v_t + e_t \quad (2A)$$

其中： IV_t 為公司第 t 期之真實價值； v_t 為第 t 期之公司治理特性； c 為常數項； e_t 為第 t 期誤差項。

假說 2B：「公司治理特性會影響公司之市場價格。」

$$MV_t = c + \alpha v_t + e_t \quad (2B)$$

其中： MV_t 為公司第 t 期之市場價格； v_t 為第 t 期之公司治理特性； c 為常數項； e_t 為第 t 期誤差項。

假說 2C：「公司治理特性會影響公司市場價格偏離真實價值。」

$$bias_t = c + \alpha v_t + e_t \quad (2C)$$

其中： $bias_t$ 為第 t 期之價值偏離，即公司市場價格與真實價值的差距 ($MV_t - IV_t$)； v_t 為第 t 期之公司治理特性； c 為常數項； e_t 為第 t 期誤差項。

(三) 會計資訊與公司價值

由於公司真實價值係依其帳面價值與剩餘所得（即盈餘超過要求盈餘的部分）等會計資訊為估計基礎，但市場價格則為實際可觀察的資料。因此，本研究認為有必要檢測該會計資訊對公司市場價格的影響，甚至會計資訊是否可解釋公司市場價格偏離真實價值的現象，這些再再皆引發本研究探討的興趣，故分別推衍假說 3A 與 3B，以及相對應的檢定模式如下：

假說 3A：「公司的會計資訊會影響其市場價格。」

$$MV_t = c + \alpha_1 b_t + \alpha_2 x_t^a + e_t \quad (3A)$$

其中： MV_t 為公司第 t 期之市場價格； b_t 為公司第 t 期之帳面價值； x_t^a 為公司第 t 期之剩餘所得； c 為常數項； e_t 為第 t 期誤差項。

假說 3B：「公司的會計資訊會影響其市場價格偏離真實價值。」

$$bias_t = c + \alpha_1 b_t + \alpha_2 x_t^a + e_t \quad (3B)$$

其中： $bias_t$ 為第 t 期的價值偏離，即公司市場價格與真實價值的差距 ($MV_t - IV_t$)； b_t 為公司第 t 期之帳面價值； x_t^a 為公司第 t 期之剩餘所得； c 為常數項； e_t 為第 t 期誤差項。

(四) 會計資訊、公司治理特性與公司價值

本研究以 Ohlson 會計評價模式為基礎，即除了考慮公司會計資訊，更以公司治理特性為其他資訊的代理變數，期望能較全面地探討公司價值的攸關性，故分別推衍假說 4A 與 4B，以及相對應的檢定模式如下：

假說 4A：「公司的會計資訊與公司治理特性會影響其市場價格。」

$$MV_t = c + \alpha_1 b_t + \alpha_2 x_t^a + \alpha_3 v_t + e_t \quad (4A)$$

其中： MV_t 為公司第 t 期之市場價格； b_t 為公司第 t 期之帳面價值； x_t^a 為公司第 t 期之剩餘所得； v_t 為第 t 期之公司治理特性； c 為常數項； e_t 為第 t 期誤差項。

假說 4B：「公司的會計資訊與公司治理特性會影響其市場價格偏離真實價值。」

$$bias_t = c + \alpha_1 b_t + \alpha_2 x_t^a + \alpha_3 v_t + e_t \quad (4B)$$

其中： $bias_t$ 為第 t 期的價值偏離，即公司市場價格與真實價值的差距 ($MV_t - IV_t$)； b_t 為公司第 t 期之帳面價值； x_t^a 為公司第 t 期之剩餘所得； v_t 為第 t 期之公司治理特性； c 為常數項； e_t 為第 t 期誤差項。

二、研究方法

(一) 公司真實價值的評估架構

1. Ohlson 會計評價模式

Ohlson (1995) 連結剩餘所得評價與剩餘所得線性資訊動態性推導出 Ohlson 會計評價模式後，即廣泛被應用於探討公司真實價值。剩餘所得評價係基於全含所得關係⁷ (Clean Surplus Relation, 簡稱 CSR)，與財務資訊基礎評價之股利折現評價模式推導，使得公司盈餘與帳面價值等會計資訊可直接用以評估公司實質價值，而剩餘所得線性資訊動態性即是考量會計與股利等以外的資訊。

Ohlson 會計評價模式的建立，係基於以下三項假設：

(1) 預期股利之折現值決定公司真實價值

在投資人為風險中立者、對未來具有同質預期，且利率滿足非隨機與水平利率期間結構的設定下，將公司未來發放的股利以投資人要求報酬率折現，即可得到公司真實 (理論) 價值。

$$IV_t = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{E_t(d_{t+i})}{(1 + re_t)^i} \quad (\text{PVED}) \quad (5)$$

其中： IV_t 為公司第 t 期之真實價值； d_t 為公司第 t 期發放的淨現金股利； re_t 為投資人第 t 期要求報酬率。

(2) 股東權益會計 (Owner's Equity Accounting)

以股東權益會計之全含所得關係與股利替代性⁸ (Dividend Displacement Property, 簡稱 DDP)，連結公司市場價格、會計資料與其他資訊。

$$\begin{aligned} b_t &= b_{t-1} + x_t - d_t \\ \Rightarrow d_t &= b_{t-1} - b_t + x_t = (1 + re_t)b_{t-1} - re_t b_{t-1} - b_t + x_t \end{aligned} \quad (\text{CSR}) \quad (6)$$

⁷ 在全含所得關係下，盈餘與股利的變動將導致帳面價值的產生變化。

⁸ 利用 CSR 偏微分，可得 DDP，表示現金股利之支付會影響帳面價值，但不影響當期盈餘。

$$\text{and } \frac{\partial b_t}{\partial d_t} = -1, \frac{\partial x_t}{\partial d_t} = 0 \quad (\text{DDP}) \quad (7)$$

其中： b_t 為公司第 t 期之帳面價值； x_t 為公司第 t 期之盈餘； d_t 為公司第 t 期發放的淨現金股利； re_t 為第 t 期投資人要求報酬率。

(3) 剩餘所得線性資訊動態性

假設剩餘所得具有時間數列特性，且其收斂條件為剩餘所得與其他資訊皆滿足自我迴歸過程。

$$\begin{aligned} x_{t+1}^a &= \omega x_t^a + v_t + \varepsilon_{1,t+1} \\ \text{and } v_{t+1} &= \gamma v_t + \varepsilon_{2,t+1} \end{aligned} \quad (\text{LID}) \quad (8)$$

其中： x_t^a 為公司第 t 期之剩餘所得，即當期盈餘超過要求盈餘的部分（ $x_t^a \equiv x_t - re_t \cdot b_{t-1}$ ），並假設 $\{x_t^a\}_{t \geq 1}$ 滿足隨機過程（stochastic process）； v_t 為第 t 期之其他資訊，即會計資訊與股利等以外的資訊，攸關公司價值但卻未表達於財務報表的，並為可預測的； ω 與 γ 為固定且已知之參數，並限制 $0 \leq \omega < 1$ 與 $0 \leq \gamma < 1$ 以符合穩定性界限； ε 為誤差項，即完全不可預測的因素。

因此，將全含所得關係（式 6）代入股利折現評價模式（式 5），可得到剩餘所得評價（式 9）。最後，再連結股利折現評價模式（式 5）、全含所得關係（式 6）與剩餘所得線性資訊動態性（式 8），代入剩餘所得評價（式 9），即可得到 Ohlson 會計基礎評價模式（式 10）。由該評價模式可知，公司真實價值係由帳面價值、剩餘所得與其他資訊所構成；換言之，如公司治理特性等其他資訊亦會影響公司價值的評定。

$$IV_t = b_t + \sum_{i=1}^{\infty} \frac{E_t[x_{t+i} - re_t b_{t+i-1}]}{(1+re_t)^i} = b_t + \sum_{i=1}^{\infty} \frac{E_t[x_{t+i}^a]}{(1+re_t)^i} \quad (\text{RIV}) \quad (9)$$

$$\Rightarrow IV_t = b_t + \alpha_1 x_t^a + \alpha_2 v_t \quad (10)$$

$$\text{and } \alpha_1 = \frac{\omega}{1+re_t - \omega} \geq 0, \alpha_2 = \frac{1+re_t}{(1+re_t - \omega)(1+re_t - \gamma)} > 0$$

其中： IV_t 為公司第 t 期之真實價值； b_t 為公司第 t 期之帳面價值； x_t^a 為公司第 t 期之剩餘所得； v_t 為第 t 期之其他資訊； re_t 為投資人第 t 期要求報酬率。

2. 剩餘所得模式

Frankel and Lee (1998) 基於會計資訊的可取得性與預測性，以第 t 期可預期到第 $t+1$ 期的一期觀點（one period version），將權益報酬率代入剩餘所得評價，可得公司真實價值的評定模式，如式 11 所示。

$$IV_t = b_t + \sum_{i=1}^{\infty} \frac{E_t[roe_{t+i} b_{t+i-1} - re_t b_{t+i-1}]}{(1+re_t)^i} = b_t + \sum_{i=1}^{\infty} \frac{E_t[(roe_{t+i} - re_t) b_{t+i-1}]}{(1+re_t)^i} \quad (11)$$

其中： IV_t 為公司第 t 期之真實價值； b_t 為公司第 t 期之帳面價值； roe_t 為公司

第 t 期之權益報酬率 ($roe_t = x_t/b_{t-1}$)； re_t 為投資人第 t 期要求報酬率。

爾後，Fuerst and Kang (2000) 認為若預測期數過長，則可能因預測資訊較不具參考性而扭曲公司真實價值，故建議僅運用預測一期資訊，且假設權益報酬率皆為固定不變，而以永續年金折現的方式衡量，將式 11 的公司真實價值評定模式改寫如下：

$$IV_t = b_t + \frac{(froe_t - re_t)b_t}{(1 + re_t)^1} + \frac{(froe_t - re_t)b_t}{(1 + re_t)^1} = b_t + \frac{(froe_t - re_t)b_t}{re_t} \quad (12)$$

其中： IV_t 為公司第 t 期之真實價值； b_t 為公司第 t 期之帳面價值； $froe_t$ 為公司第 t 期預測第 $t+1$ 期之權益報酬率； re_t 為投資人第 t 期要求報酬率。

3. 修正剩餘所得模式

本研究認為上述以會計資觀點所推導的剩餘所得模式，並未全盤考慮到理性投資人之基本假設，而必須加以修正。預測權益報酬率為公司本身對未來營運的展望，而投資人要求報酬率卻是以持有期間 (holding period) 的方式所估計，即投資人期望報酬率。然而，就實務而言，即使是過去績效表現再差的公司，理性投資人對於承擔該公司風險的要求報酬率也必然不會低於無風險資產報酬率；換言之，在上述剩餘所得模式中的投資人最低要求報酬率之水準，至少應是無風險資產報酬率。再者，剩餘所得模式係以永續年金方式折現剩餘所得，若理性投資人已瞭解到公司的剩餘所得將永續為負，則將不會投資此類公司；換言之，在上述剩餘所得模式中，公司真實價值應修正為以當期帳面價值為底限。

據此，本研究為使公司真實價值的評估能更符合理性投資行為，故進一步修改 Frankel and Lee (1998) 與 Fuerst and Kang (2000) 所推導的剩餘所得模式，修改如式 13 所示⁹。

$$IV_t = b_t + \max \left\{ \frac{[froe_t - \max(re_t, rf_t)]b_t}{re_t}, 0 \right\} \quad (13)$$

其中： IV_t 為公司第 t 期之真實價值； b_t 為公司第 t 期之帳面價值； $froe_t$ 為公司第 t 期預測第 $t+1$ 期之權益報酬率； re_t 為投資人第 t 期對公司的要求報酬率； rf_t 為第 t 期的無風險資產報酬率。

(二) 投資人要求報酬率

投資人要求報酬率衡量方式的選擇，對評定公司真實價值的影響甚鉅。如 Frankel and Lee (1998) 採用 Fama-French 三因子模式，而 Fuerst and Kang (2000) 則以僅考慮市場風險的單因子模式進行估計。本研究認為隨著公司規模與績效

⁹ 在剩餘所得報酬率的部份，即預測權益報酬率減投資人要求報酬率，為符合投資人對公司的最低要求，故投資人要求報酬率係取其與無風險資產報酬孰高者。但為反映成本，故折現因子並不調整。

表現的不同，投資人要求報酬率亦有差異，故採取考慮市場、規模與淨值市價比等三項風險溢酬之 Fama-French 三因子模式（式 14）。在估計出該股票的預期報酬率後，則可計算投資人要求報酬率¹⁰（式 15）。

$$r_{i,\tau} - rf_{\tau} = a_i + m_i(rm_{\tau} - rf_{\tau}) + s_iSMB_{\tau} + h_iHML_{\tau} + \varepsilon_{i,\tau} \quad (14)$$

$$\Rightarrow re_{i,\tau} = rf_{\tau} + \hat{a}_i + \hat{m}_i(rm_{\tau} - rf_{\tau}) + \hat{s}_iSMB_{\tau} + \hat{h}_iHML_{\tau} \quad (15)$$

其中： $r_{i,\tau}$ 為公司 i 在第 τ 期的股票報酬率； $re_{i,\tau}$ 為投資人要求報酬率； rf_{τ} 為第 τ 期的無風險資產報酬率； rm_{τ} 為第 τ 期市場投資組合報酬率。 SMB_{τ} 為第 τ 期規模溢酬，係以所有上市公司當年度六月的市場價格（股價乘以流通在外股數）做為當年度七月至次一年度六月的規模大小之排序基礎，分為小規模公司（Small，前 50%）與大規模公司（Big，後 50%）。再將小規模公司的等權平均報酬率¹¹，減去大規模公司的等權平均報酬率（Small Minus Big, SMB）。 HML_{τ} 為第 τ 期淨值市價比溢酬，係以所有上市公司去年度年底的淨值市價比（帳面價值除以市場價格）做為當年度七月至次一年度六月的淨值市價比大小之排序基礎，分為高淨值市價比公司（High，前 30%）、中淨值市價比公司（Middle，中間 40%）、低淨值市價比公司（Low，後 30%）。再將高淨值市價比公司的等權平均報酬率，減去低淨值市價比公司的等權平均報酬率（High Minus Low, HML）。

（三）董事會穩定性的衡量

為探討公司治理變數對公司價值的影響，其中列為本研究公司治理特性之一的董事會穩定性，係延續 Crutchley et al. (2002) 的穩定性指標 (Stability Index, stab)。該指標主要利用年度董事會組成¹²與規模變動程度的資料計算，數值將介於 0 至 1 之間—值愈大，表示該公司的董事會穩定性愈高。而考慮一期期間（第 $t-1$ 期至第 t 期）的董事會穩定性指標計算方式，如式 15 所示。

$$stab_t = \frac{M_{t-1} - \#(S_{t-1} \setminus S_t)}{M_{t-1}} \times \frac{M_t}{M_{t-1} + M_t} + \frac{M_t - \#(S_t \setminus S_{t-1})}{M_t} \times \frac{M_{t-1}}{M_{t-1} + M_t} \quad (15)$$

其中： M_t 為第 t 期的董事會成員的人數； $\#(S_{t-1} \setminus S_t)$ 為原屬於第 $t-1$ 期董事會集合，但已不屬於第 t 期董事會集合的成員人數； $\#(S_t \setminus S_{t-1})$ 為屬於第 t 期董事會集合，但原非屬於第 $t-1$ 期董事會集合的成員人數。

¹⁰ 由於 Fama-French 三因子模式係以「月」為期間單位，但剩餘所得模式所需的投資人要求報酬率係以「年」為期間單位，故在以 Fama-French 三因子模式估計出各樣本公司的月投資人要求報酬率後，再以持有期間報酬方式，即持有 12 個月，計算各年度的投資人要求報酬率，即

$$re_{i,t} = \prod_{\tau=1}^{12} (1 + re_{i,\tau}) - 1$$

¹¹ Brav and Gompers (1997) 分別以等權平均與加權平均等方式計算投資組合，但發現兩者並無明顯差異。

¹² 台灣企業的董事會組織架構，除了董事之外，尚設有監察人。再者，董監事通常採聯席會議方式運作，監察人雖無董事會授實權，但因已實際參與董事會，故本研究稱董事會即包括董事與監察人。

肆、資料來源與基本統計量分析

一、資料來源

本研究主要根據 Ohlson 會計評價模式的架構，並考慮公司治理特性，以探討公司價值的攸關性。但由於各產業的會計處理特性或有差異，若全面進行研究，則實證結論可能因產業特性差異而較不具參考性。因此，本研究選取在台灣證券交易所掛牌上市的電子產業公司為研究對象，原因係電子類股的成交值占總成交值的比例較大¹³，且其價值的評估一向較受投資人關心。再者，電子產業公司存在許多無法資本化的無形資產（如 know-how），故如何利用非會計報表資訊的所有權與公司治理特性等其他資訊，對於此類公司的評價也就更顯得重要。

本研究以 OECD 發佈公司治理基本原則後的期間，即以 2000 年至 2004 年進行分析，由於並非所有公司於研究期間內皆有公開的財報預測資料，故本研究在刪除計算公司真實價值所需資料不全者後，五年度的樣本共計有 701 筆。本研究所有的公開財務資料，包括公司市場價格、帳面價值、財報預測與董監事持股資料等，皆取自於台灣經濟新報資料庫。

二、基本統計量分析

各變數之基本統計量整理於表一。在價值變數方面，公司真實價值平均為 19.8668 元，低於市場價格的 26.7401 元，而該差距即反應在價值偏離的程度上，平均為 6.8733 元。本研究由上述數據可知，若以真實價值為比較基礎，則市場可能存在高估公司價值的現象。此外，不論是真實價值或是市場價格，皆高於帳面價值的 17.7644 元。

公司預測權益報酬率平均為 9.1896%，不但高於投資人要求報酬率（5.4160%），更高於以持有期間衡量的市場投資組合報酬率（-2.0111%）¹⁴，顯示出公司對未來的營運狀況抱持較樂觀的態度；相對的，投資人則較抱持悲觀的態度。本研究認為該結果可能與研究期間市場整體績效表現較差有關，導致投資人要求報酬率偏低。而上述公司與投資人對未來績效認知的差距，亦反應在公司剩餘所得，平均為 1.1205 元，進而對公司真實價值的評估具有正向的影響。

在公司治理變數方面，公司的本國個人持股比例平均為 67.3501%，明顯高於法人持股比例的 32.21749%，該現象可能與台灣股市投資人類別的交易中，以個人交易所佔的比重較高有關¹⁵。值得注意的是，董監事持股比例平均

¹³ 2004 年上市股票的總成交值為新台幣 2,387,537 仟萬元，其中電子類股為新台幣 1,229,443 仟萬元（占總額的 51.49%），資料來源為台灣證券交易所。

¹⁴ 由於 Fama-French 三因子模式變數的期間單位為「月」，本研究為利於與其他變數做比較，故以持有期間報酬方式將 Fama-French 三因子模式變數的期間轉換為「年」。

¹⁵ 至 2004 年年底，本國個人成交比重為 75.94%，而法人的成交比重則僅為 24.06%。（資料來源：台灣證券交易所 http://www.tse.com.tw/ch/statistics/statistics_list.php?tm=07&stm=031）

為 24.2404%，而經理人持股比例平均僅為 0.6691%，兩者差距頗大，顯示公司所有權與經營權分離的情況相當明顯。此外，大股東持股比例平均僅為 1.9758%。

董事會規模平均為 9.1343 人，但由基本統計量並無法觀察是否董事會規模愈大，對公司價值將具有正面的助益，仍待後續討論。然而，獨立董監事平均卻不到 1 人 (0.6434 人)，該結果係因為所有樣本公司於 2000 年皆未設立獨立董事或獨立監察。至 2002 年，受到證券主管機關開始要求初次申請上市 (櫃) 公司須聘任二席獨立董事與一席獨立監察人的影響，使得所有樣本公司獨立董事與獨立監察的總人數始有明顯增加。本研究認為上述現象除了係受到國內法規的限制外，亦可能與近年提倡公司治理的觀念有關，使得各公司認為公司治理確有其必要性，更可對市場傳遞董事會結構健全與良好公司治理的訊號，進而吸引投資人的目光。就 CEO 雙元制變數而言，其平均值為 0.3295，表示董事長同時擔任總經理職務的現象較不普遍。董事會穩定性指數平均為 0.8551，顯示大部分公司的董事會屬於較穩定的情況，亦即較少發生替換董事會成員的現象。

最後，在 Fama-French 三因子模式的變數方面，市場風險溢酬平均為 -0.3544% (= -0.1477% - 0.2067%)，表示市場整體的表現低於無風險資產報酬率，而該期間市場應可歸屬於空頭時期。規模風險溢酬平均為 0.9958%，表示小規模公司投資組合報酬率平均高於大規模公司投資組合報酬率，支持「規模效應」(size effect)。淨值市價比溢酬平均為 1.9526%，表示高淨值市價比公司投資組合報酬率平均高於低淨值市價比公司投資組合報酬率。

表一 基本統計量

本研究以在台灣證券交易所掛牌上市的電子產業公司為研究對象，研究期間為 2000 年至 2004 年，樣本共計有 701 筆。

A. 價值變數

變數		樣本數	平均數	標準差
真實價值 (元)	<i>IV</i>	701	19.8668	10.0744
市場價格 (元)	<i>MV</i>	701	26.7401	18.3699
價值偏離 (元)	<i>bias</i>	701	6.8733	17.5594
帳面價值 (元)	<i>b</i>	701	17.7644	6.2981
剩餘所得 (元)	<i>x^a</i>	701	1.1205	10.1971
預測權益報酬率 (%)	<i>froe</i>	701	9.1896	14.5069
投資人要求報酬率 (%)	<i>re</i>	701	5.4160	51.8451

B. 公司治理變數

變數		樣本數	平均數	標準差
法人持股比例 (%)	<i>hinst</i>	663	32.2174	19.3866
本國個人持股比例 (%)	<i>hindiv</i>	663	67.3501	19.3694
董監事持股比例 (%)	<i>hbrd</i>	701	24.2404	12.4543
董監事質押股比例 (%)	<i>hbrdhp</i>	701	9.0221	16.6724
經理人持股比例 (%)	<i>hmag</i>	701	0.6691	1.4879
大股東持股比例 (%)	<i>hstak</i>	701	1.9758	5.4463
董事會規模 (人)	<i>nbrd</i>	700	9.1343	2.0852
獨立董監事人數 (人)	<i>nibrd</i>	701	0.6434	1.2135
CEO 雙元制	<i>dual</i>	701	0.3295	0.4704
董事會穩定性	<i>stab</i>	700	0.8551	0.1730

C. Fama-French 三因子模式之變數 (以月為變數的期間單位)

變數		樣本數	平均數	標準差
無風險資產報酬率 (%)	<i>rf</i>	60	0.2067	0.1199
市場投資組合報酬率 (%)	<i>rm</i>	60	-0.1477	8.9141
規模風險溢酬 (%)	<i>SMB</i>	60	0.9958	5.2045
淨值市價比溢酬 (%)	<i>HML</i>	60	1.9526	6.8021

三、相關係數分析

各變數之間的相關係數整理於表二。真實價值與市場價格之間的相關係數為 0.5011，且達顯著水準 1%，顯示就同期而言，兩者的變異具有正向關係。再者，不論是真實價值或市場價格，皆與帳面價值之間呈顯著正向關係。

剩餘所得與公司真實價值之間呈現顯著正向關係，但剩餘所得與公司市場價格之間卻呈顯著負向關係。投資人要求報酬率與公司市場價格之間呈顯著正

向關係，該結果應與投資人係以公司市場績效進行其未來表現的預期有關。此外，投資人要求報酬率與公司預測權益報酬率之間呈顯著正相關，亦顯示出兩者具有同步變動的現象。投資人要求報酬率及公司預測權益報酬率皆與價值偏離之間呈顯著正向關係。

在公司治理變數與公司價值變數的關係方面，法人、董監事、經理人、大股東等持股比例，皆與公司市場價格之間呈顯著正向關係；有趣的是，本國個人持股比例卻與公司市場價格之間呈顯著負向關係。本研究認為法人、董監事、經理人、大股東等較具操作策略上的優勢，故當其持有的股份愈多時，對公司價值應愈有幫助；相對的，若個人持股愈多，表示該公司股份的分配較為凌亂，故不易受到特定力量的拉抬。

CEO 雙元制變數與公司價值變數之間，大部分傾向為正向關係，顯示出可能的關係有二：若董事長同時擔任總經理職務時，則執行決策可能較有效率，使公司價值傾向愈高；當公司價值愈高時，董事長與總經理就愈可能為同一人所擔任。然而，CEO 雙元制變數與董事會規模呈現顯著負向關係，本研究推論可能的因果關係是當董事會規模愈小時，董事長與經理人愈可能為同一人。

董事會穩定性指數與公司價值變數之間皆呈現正向關係，本研究認為可能的原因是當董事會穩定性愈高時，將有助於公司價值的提昇；亦可能是公司價值愈高時，則其董事會成員將愈不會遭到撤換，此與「穩定性假說」(Crutchley et al. 2002)的論述一致。值得注意的是，董事會穩定性與大股東持股比例之間呈顯著負向關係，本研究推測可能的原因是董事會穩定性高的公司，董事成員較難以被大股東所替換。

表二 Spearman 相關係數

本研究以在台灣證券交易所掛牌上市的電子產業公司為研究對象，研究期間為 2000 年至 2004 年，樣本共計有 701 筆。

變數	<i>IV</i>	<i>MV</i>	<i>bias</i>	<i>b</i>	<i>x^a</i>	<i>froe</i>	<i>re</i>	<i>hinst</i>	<i>hindiv</i>
<i>IV</i>	1.0000								
<i>MV</i>	0.5011***	1.0000							
<i>bias</i>	0.0148	0.8180***	1.0000						
<i>b</i>	0.8535***	0.6013***	0.2281***	1.0000					
<i>x^a</i>	0.1610***	-0.1686***	-0.3054***	0.1628***	1.0000				
<i>froe</i>	0.3716***	0.6903***	0.5444***	0.4712***	0.1367***	1.0000			
<i>re</i>	-0.0531	0.3330***	0.4128***	-0.0173	-0.9422***	0.0707*	1.0000		
<i>hinst</i>	0.1597***	0.3081***	0.2677***	0.2048***	0.0014	0.2402***	0.0550	1.0000	
<i>hindiv</i>	-0.1518***	-0.3067***	-0.2686***	-0.1972***	0.0070	-0.2373***	-0.0635	-0.9962***	1.0000
<i>hbrd</i>	0.0816**	0.1087***	0.0402	0.1159***	0.0888**	0.0934**	-0.0580	0.1379***	-0.1261***
<i>hbrdhp</i>	-0.0736*	-0.1480***	-0.1334***	-0.0857**	0.0661*	-0.1705***	-0.1150***	-0.0437	0.0319
<i>hmag</i>	-0.0116	0.0624*	0.0728	-0.0385	-0.2125***	0.0509	0.2283***	0.0273	-0.0382
<i>hstak</i>	-0.0190	0.0818**	0.1205***	0.0265	0.0466	0.1328***	-0.0083	0.1880***	-0.1829***
<i>nbrd</i>	-0.0371	0.0419	0.0512	0.0308	0.0052	0.0169	-0.0083	0.0360	-0.0378
<i>nibrd</i>	-0.0079	0.0689*	0.0724*	0.0082	-0.0445	0.1517***	0.1015***	0.0074	-0.0092
<i>dual</i>	0.0910**	-0.0050	-0.0530	0.0868**	-0.0194	0.0598	0.0463	-0.0607	0.0606
<i>stab</i>	0.0897**	0.0159	-0.0398	0.0797**	0.1181***	0.0443	-0.1158***	-0.0763**	0.0684*
變數	<i>hbrd</i>	<i>hbrdhp</i>	<i>hmag</i>	<i>hstak</i>	<i>nbrd</i>	<i>nibrd</i>	<i>dual</i>	<i>stab</i>	
<i>hbrd</i>	1.0000								
<i>hbrdhp</i>	-0.2211***	1.0000							
<i>hmag</i>	-0.0749**	-0.0861**	1.0000						
<i>hstak</i>	-0.0657*	-0.0583	0.0197	1.0000					
<i>nbrd</i>	-0.0394	0.0500	-0.0081	-0.0851**	1.0000				
<i>nibrd</i>	-0.0134	-0.1567***	0.2427***	-0.0179	0.0761**	1.0000			
<i>dual</i>	0.0892**	-0.1321***	-0.0314	0.0600	-0.1645***	-0.0203	1.0000		
<i>stab</i>	0.0431	0.0416	-0.0090	-0.0852**	0.1066***	0.0460	0.0158	1.0000	

註：*、**與***分別表示達顯著水準 10%、5%與 1%。

伍、實證結果與分析

一、公司真實價值與市場價格

公司真實價值與市場價格之間的關係，整理如表三所示。首先檢測在同期下，公司市場價格對真實價值的影響方面（模式1A），本研究發現市場價格顯著正向影響真實價值。更重要的是，在檢定該模式的解釋變數（市場價格）是否無異於1及截距項是否無異於0的虛無假說，由Wald Test的F檢定統計量達到顯著水準1%可知，拒絕虛無假說，表示公司真實價值並非為市場價格的不偏估計值，故拒絕假說1A。

在市場價格落後項對當期真實價值的影響方面（模式1B），本研究發現落後一期的市場價格顯著正向影響真實價值，亦即若上一期的市場價格的表現愈佳，則本期真實價值愈高；相對的，若上一期的市場價格的表現愈差，則將損害本期真實價值。據此，本研究支持假說1B。在真實價值落後項對當期市場價格的影響方面（模式1C），本研究發現落後一期的真實價值顯著正向影響市場價格，故本研究支持假說1C。若進一步歸納模式1B與模式1C的結果，可發現真實價值與市場價格之間似乎存在雙向的正因果關係，亦即當真實價值愈高（低）時，則下一期的市場價格將愈高（低）；當市場價格愈高（低）時，則下一期的真實價值亦將愈高（低）。

在真實價值落後項對價值偏離的影響方面（模式1D），本研究發現落後一期的真實價值似乎無法解釋價值偏離的程度，故無法支持假說1D。但值得注意的是，在市場價格落後項對價值偏離的影響方面（模式1E），落後一期的市場價格則顯著正向影響價值偏離的程度，即支持假說1E。根據剩餘所得評價模式，公司真實價值不但受到帳面價值的影響，更決定於公司未來的營運狀況，屬於長期觀點的衡量。然而，公司市場價格不僅受到長期因素的影響，亦可能受到短期條件變化的衝擊；換言之，市場價格對各種資訊的反應較真實價值敏感。因此，當市場價格受到某些短期資訊的影響而變動時，在真實價值對該資訊的反應較不敏感之情況下，將導致下一期價值偏離的程度就會愈大。

表三 公司真實價值與市場價格

本研究以在臺灣證券交易所掛牌上市的電子產業公司為研究對象，研究期間為 2000 年至 2004 年，樣本共計有 701 筆。假說 1A 至 1E 的迴歸模式分別如下所示：

$$IV_t = c + \alpha_1 MV_t + e_t \quad (1A)$$

$$IV_t = c + \alpha_1 MV_{t-1} + e_t \quad (1B)$$

$$MV_t = c + \alpha_1 IV_{t-1} + e_t \quad (1C)$$

$$bias_t = c + \alpha_1 IV_{t-1} + e_t \quad (1D)$$

$$bias_t = c + \alpha_1 MV_{t-1} + e_t \quad (1E)$$

其中： IV_t 與 MV_t 分別為公司第 t 期之真實價值與市場價格； IV_{t-1} 與 MV_{t-1} 分別為公司第 $t-1$ 期之真實價值與市場價格； $bias_t$ 第 t 期的價值偏離，即公司市場價格與真實價值的差距（ $MV_t - IV_t$ ）； c 為常數項； e_t 為第 t 期誤差項。

模式	1A 真實價值 IV_t	1B 真實價值 IV_t	1C 市場價格 MV_t	1D 價值偏離 $bias_t$	1E 價值偏離 $bias_t$
市場價格 MV_t	0.1935 (0.0000***)				
落後一期市場價格 MV_{t-1}		0.1428 (0.0000***)			0.3243 (0.0000***)
落後一期真實價值 IV_{t-1}			0.1518 (0.0023***)	0.0650 (0.1708)	
常數項 c	14.6918 (0.0000***)	15.3591 (0.0000***)	24.3038 (0.0000***)	6.4727 (0.0000***)	-2.9731 (0.0062***)
調整判定係數 \bar{R}^2	0.1233	0.09401	0.0181	0.0019	0.1536
F 檢定統計量 F	1049.3860 (0.0000***)	71.9161 (0.0000***)	9.4328 (0.0023***)	1.8820 (0.1708)	124.9107 (0.0000***)

註：括弧內為 p 值；*、**與***分別表示達顯著水準 10%、5%與 1%。

二、公司治理特性與公司價值

公司治理特性對公司價值的影響，整理如表四所示。在公司治理特性對公司真實價值的影響方面（模式 2A），本研究發現法人持股比例與本國個人持股比例皆顯著正向影響真實價值，表示當法人或本國個人持有該公司股份比例愈高（低）時，則公司真實價值就愈大（小）。換言之，若公司能受到法人與本國個人的支持，將有助於公司真實價值的提昇。經理人持股比例亦顯著正向影響真實價值。本研究認為當經理人持股比例增加時，其利益將愈與其他股東一致，增加其合作誘因（Morck et al. 1988），故有助於公司真實價值的提昇。然而，大股東持股比例則顯著負向影響真實價值，表示當公司股權愈集中時，則有損於公司真實價值。此外，董事會穩定性顯著正向影響公司真實價值，表示當公司董事會成員較固定或不輕易撤換時，則對公司真實價值將有正面的助益；相對的，若董事會處於不穩定的狀態，則將有損公司真實價值。在所有解釋變數的係數是否同時無異於 0 的聯合檢定，由 F 檢定統計量達到顯著水準 1% 可知，拒絕虛無假說，表示公司治理特性等因素會影響公司之真實價值，據此支持假說 2A。

在公司治理特性對公司市場價格的影響方面（模式 2B），法人持股比例顯著正向影響市場價格。一般認為法人較具專業知識與資訊搜集能力，故當法人持股愈多時，不但將有助於安定該公司的籌碼，且更能吸引一般投資人的目光，故使公司的市場價格能獲得提昇，與 Agrawal and Mandelker（1990）的研究結果一致。其次，董監事質押股比例顯著負向影響公司市場價格，本研究認為可能的原因是當董監事質押股比例愈高時，表示其較為缺少能在公開市場中進行保護或安定公司市場價格的籌碼，亦可能向市場傳遞出董監事欲操縱價格的負面的訊息，故有損於市場價格。獨立董監事人數則顯著正向影響市場價格，亦即獨立董監事的設立將有助於監督功能的發揮，提昇公司真實價值。此外，董事會穩定性亦顯著正向影響公司市場價格，表示當董事會成員較穩定時，則公司將有較高的市場價格。在聯合檢定方面，由 F 檢定統計量達到顯著水準 1% 可知，拒絕虛無假說，表示公司治理特性等因素會影響公司之市場價格，據此支持假說 2B。

在公司治理特性對公司價值偏離的影響方面（模式 2C），董監事質押股比例顯著負向影響價值偏離。本研究認為可能的原因是當董監事質押股比例愈高時，在市場對此一訊息將以負面看待（參模式 2B 之結果），且在公司真實價值並無明顯反應的情況下（參模式 2A 之結果），使公司市場價格偏離真實價值的程度就愈小。再者，大股東持股比例顯著正向影響價值偏離，表示當股權愈集中時，則公司市場價格偏離真實價值的程度就愈大。在聯合檢定方面，由 F 檢定統計量達到顯著水準 1% 可知，拒絕虛無假說，亦即公司治理特性等因素會影響公司市場價格偏離真實價值，故支持假說 2C。

表四 公司治理特性與公司價值

本研究以在台灣證券交易所掛牌上市的電子產業公司為研究對象，研究期間為 2000 年至 2004 年，樣本共計有 701 筆。假說 2A 至 2C 的迴歸模式分別如下所示：

$$IV_t = c + \alpha v_t + e_t \quad (2A)$$

$$MV_t = c + \alpha v_t + e_t \quad (2B)$$

$$bias_t = c + \alpha v_t + e_t \quad (2C)$$

其中： IV_t 與 MV_t 分別為公司第 t 期真實價值與市場價格； $bias_t$ 為第 t 期的價值偏離，即公司市場價格與真實價值的差距 ($MV_t - IV_t$)； v_t 為第 t 期之公司治理特性； c 為常數項； e_t 為第 t 期誤差項。

模式		2A 真實價值 IV_t	2B 市場價格 MV_t	2C 價值偏離 $bias_t$
法人持股比例	$hinst_t$	0.7510 (0.0193**)	1.0912 (0.0482**)	0.3402 (0.5259)
本國個人持股比例	$hindiv_t$	0.6713 (0.0359**)	0.8099 (0.1412)	0.1386 (0.7955)
董監事持股比例	$hbrd_t$	0.0102 (0.7629)	-0.0411 (0.4821)	-0.0513 (0.3664)
董監事質押股比例	$hbrdhp_t$	0.0010 (0.9680)	-0.1221 (0.0031***)	-0.1231 (0.0022***)
經理人持股比例	$hmag_t$	0.5387 (0.0439**)	-0.1497 (0.7447)	-0.6884 (0.1237)
大股東持股比例	$hstak_t$	-0.1957 (0.0116**)	0.0802 (0.5471)	0.2759 (0.0334**)
董事會規模	$nbrd_t$	-0.0458 (0.8109)	-0.2370 (0.4721)	-0.1912 (0.5506)
獨立董監事人數	$nibrd_t$	0.4383 (0.1722)	1.1808 (0.0329**)	0.7425 (0.1672)
CEO 雙元制	$dual_t$	0.9117 (0.2886)	-0.0444 (0.9760)	-0.9561 (0.5061)
董事會穩定性	$stab_t$	4.9738 (0.0311**)	8.7049 (0.0285**)	3.7311 (0.3333)
常數項	c	-54.2948 (0.0908*)	-67.3222 (0.2231)	-13.0274 (0.8083)
調整判定係數	\bar{R}^2	0.0363	0.1077	0.0731
F 檢定統計量	F	3.4888 (0.0001***)	8.9796 (0.0000***)	6.2158 (0.0000***)

註：括弧內為 p 值；*、**與***分別表示達顯著水準 10%、5%與 1%。

三、會計資訊與公司價值

會計資訊對公司價值的影響，整理如表五所示。在會計資訊對公司市場價格的影響方面（模式 3A），帳面價值顯著正向影響市場價格，即當公司帳面價值成長時，市場價格亦隨之增加。值得注意的是，本研究發現剩餘所得顯著負向影響市場價格，惟係數並不大（-0.5483）。回顧剩餘所得的主要構成項目，係公司預測未來的權益報酬與投資人要求報酬。當剩餘所得愈高時，表示公司對未來營運的看法較投資人樂觀，則以剩餘所得為計算基礎的公司真實價值就

會愈高；相對的，若公司剩餘所得為負時，表示公司對未來的看法較投資人悲觀，則真實價值就會較低。因此，當剩餘所得愈高時，真實價值就會愈高，但可能受到其他資訊的影響，如公司治理特性，導致市場價格不一定亦會隨之提昇。該結果也進一步支持本研究在探討公司價值攸關性時，為避免僅以會計資訊所造成的評估誤差，故建議應納入其他資訊的影響，即完整的 Ohlson 會計評價架構，以較全面地探討本議題。最後，由聯合檢定可知，F 檢定統計量達到顯著水準 1%，拒絕虛無假說，表示公司的帳面價值與剩餘所得等會計資訊會影響其市場價格，故支持假說 3A。

在會計資訊對價值偏離的影響方面（模式 3B），帳面價值顯著正向影響價值偏離，亦即當帳面價值愈高時，市場價格偏離真實價值的情況將更嚴重，本研究認為該結果可能與投資人過度解釋帳面價值資訊有關。由於公司的帳面價值資料為投資人可輕易獲取的會計資訊，故當投資人瞭解到帳面價值有增加的情況，可能過度反應在該公司的市場價格；相對的，真實價值不但受到帳面價值的影響，更決定於剩餘所得，即公司與投資人對公司未來營運的預測差距。因此，當帳面價值增加時，市場價格將隨之提昇（如模式 3A 的結果），但在真實價值變動幅度小於市場價格變動幅度的情況下，將導致市場價格偏離真實價值的情況更嚴重。此外，本研究發現剩餘所得顯著負向影響價值偏離，亦即當剩餘所得愈高時，市場價格將愈不會偏離真實價值。由聯合檢定可知，F 檢定統計量達到顯著水準 1%，拒絕虛無假說，表示公司的帳面價值與剩餘所得等會計資訊會影響其價值偏離，故支持假說 3B。

表五 會計資訊與公司價值

本研究以在臺灣證券交易所掛牌上市的電子產業公司為研究對象，研究期間為 2000 年至 2004 年，樣本共計有 701 筆。假說 3A 與 3B 的迴歸模式分別如下所示：

$$MV_t = c + \alpha_1 b_t + \alpha_2 x_t^a + e_t \quad (3A)$$

$$bias_t = c + \alpha_1 b_t + \alpha_2 x_t^a + e_t \quad (3B)$$

其中： MV_t 為公司第 t 期的市場價格； $bias_t$ 為第 t 期的價值偏離，即公司市場價格與真實價值的差距 ($MV_t - IV_t$)； b_t 為公司第 t 期之帳面價值； x_t^a 為公司第 t 期的剩餘所得； c 為常數項； e_t 為第 t 期誤差項。

模式		3A 市場價格 MV_t	3B 價值偏離 $bias_t$
帳面價值	b_t	1.8134 (0.0000***)	0.8572 (0.0000***)
剩餘所得	x_t^a	-0.5483 (0.0000***)	-0.5662 (0.0000***)
常數項	c	-4.8597 (0.0028***)	-7.7199 (0.0000***)
調整判定係數	\bar{R}^2	0.4049	0.1614
F 檢定統計量	F	239.1061 (0.0000***)	68.3844 (0.0000****)

註：括弧內為 p 值；*、**與***分別表示達顯著水準 10%、5%與 1%。

四、會計資訊、公司治理特性與公司價值

本研究為較完整地探討公司價值攸關性，除了以 Ohlson 會計評價模式為基礎，更以公司治理特性為其他資訊的代理變數，迴歸結果如表六所示。在同時考慮會計資訊與公司治理特性對公司市場價格的影響方面（模式 4A），就會計資訊而言，帳面價值與剩餘所得對市場價格的影響與模式 3A（模式內僅考慮會計資訊）的結果相同。就公司治理特性而言，大股東持股比例與獨立董監事人數皆顯著正向影響市場價格，亦即當股權愈集中或獨立董監事的設立，皆對其市場價格將有正面的助益。值得注意的是，董事會規模顯著負向影響市場價格，表示當董監事人數愈多時，則擬定或執行決策時可能受到較多的阻撓，對公司市場價格將造成傷害，與 Lipton and Lorsch（1992）等學者的研究結果一致。CEO 雙元制顯著負向影響市場價格，亦即當公司的董事長與總經理為同一人時，在目前倡導所有權與經營權分離的公司經營架構下，有違公司治理的精神，導致市場對該資訊產生負面的反應，對市場價格將造成傷害，此亦呼應 Jensen（1993）的建議—經理人應與董事長的功能分離。此外，董監事質押比例亦顯著負向影響市場價格。在聯合檢定方面，由 F 檢定統計量達到顯著水準 1% 可知，拒絕虛無假說，表示會計資訊與公司治理特性會影響公司市場價格，故支持假說 4A。

在同時考慮會計資訊與公司治理特性對價值偏離的影響方面（模式 4B），就會計資訊而言，帳面價值與剩餘所得對市場價格的影響與模式 3B（模式內僅考慮會計資訊）的結果相同。而就公司治理特性而言，大股東持股比例顯著正向影響價值偏離，亦即當股權愈集中時，則市場價格偏離真實價值的程度就愈大。然而，董監事質押股比例與經理人持股比例皆顯著負向影響價值偏離，顯示當董監事質押股比例或經理人持股比愈高時，則有助於縮小市場價格偏離真實價值的程度。此外，CEO 雙元制亦顯著負向影響價值偏離。在聯合檢定方面，由 F 檢定統計量達到顯著水準 1% 可知，拒絕虛無假說，表示會計資訊與公司治理特性會影響價值偏離，故支持假說 4B。

最後，在同時考慮會計資訊與公司治理特性的情況下，模式對公司市場價格的解釋能力則能獲得大幅度的提昇。例如模式 2B（僅考慮公司治理特性）的調整判定係數為 0.1077，而模式 3A（僅考慮會計資訊）為 0.4049，但模式 4A（同時考慮會計資訊與公司治理特性）卻高達 0.4692。此外，在同時考慮會計資訊與公司治理特性的情況下，模式對價值偏離的解釋能力亦較高。

表六 會計資訊、公司治理特性與公司價值

本研究以在台灣證券交易所掛牌上市的電子產業公司為研究對象，研究期間為 2000 年至 2004 年，樣本共計有 701 筆。假說 4A 與 4B 的迴歸模式分別如下所示：

$$MV_t = c + \alpha_1 b_t + \alpha_2 x_t^a + \alpha_3 v_t + e_t \quad (4A)$$

$$bias_t = c + \alpha_1 b_t + \alpha_2 x_t^a + \alpha_3 v_t + e_t \quad (4B)$$

其中： MV_t 為公司第 t 期的市場價格； $bias_t$ 為第 t 期的價值偏離，即公司市場價格與真實價值的差距 ($MV_t - IV_t$)； b_t 為公司第 t 期之帳面價值； x_t^a 為公司第 t 期的剩餘所得； v_t 為第 t 期之公司治理特性； c 為常數項； e_t 為第 t 期誤差項。

模式		4A 市場價格 MV_t	4B 價值偏離 $bias_t$
帳面價值	b_t	1.7561 (0.0000***)	0.7989 (0.0000***)
剩餘所得	x_t^a	-0.5283 (0.0000***)	-0.5587 (0.0000***)
法人持股比例	$hinst_t$	0.4972 (0.2469)	0.2972 (0.5489)
本國個人持股比例	$hindiv_t$	0.3600 (0.3998)	0.1658 (0.7370)
董監事持股比例	$hbrd_t$	-0.0356 (0.4301)	-0.0373 (0.4743)
董監事質押股比例	$hbrdhp_t$	-0.0931 (0.0036***)	-0.0949 (0.0100***)
經理人持股比例	$hmag_t$	-0.1367 (0.7010)	-0.8603 (0.0367**)
大股東持股比例	$hstak_t$	0.2459 (0.0173**)	0.3701 (0.0020***)
董事會規模	$nbrd_t$	-0.4644 (0.0683*)	-0.3279 (0.2647)
獨立董監事人數	$nibrd_t$	0.7456 (0.0810*)	0.4666 (0.3440)
CEO 雙元制	$dual_t$	-2.5925 (0.0241**)	-2.4473 (0.0651*)
董事會穩定性	$stab_t$	1.8681 (0.5462)	1.9608 (0.5834)
常數項	c	-40.0168 (0.3506)	-24.2589 (0.6241)
調整判定係數	\bar{R}^2	0.4692	0.2216
F 檢定統計量	F	49.6995 (0.0000***)	16.6797 (0.0000***)

註：括弧內為 p 值；*、**與***分別表示達顯著水準 10%、5%與 1%。

陸、結論

本研究以 Ohlson (1995) 會計評價架構為基礎，並以公司治理特性為會計資訊以外的其他資訊之代理變數，期望能較完整地探討公司價值的攸關性。在公司真實價值的衡量方面，本研究主要係修改 Frankel and Lee (1998) 以會計資訊的可預測性對剩餘所得評價的推導，期望能較符合理性投資人的實務行

為。

實證發現，市場價格有偏離真實價值的情況，故若僅以會計評價模式衡量公司價值，而未考慮到其他資訊的影響（如公司治理特性），則較無法完整地探討公司價值的攸關性。再者，在價值的領先落後關係方面，本研究發現真實價值與市場價格之間可能存在雙向的正因果關係，而造成價值偏離的原因，可能係市場價格對資訊的反應較真實價值敏感所引起。

在公司治理特性對公司真實價值的影響方面，當法人、本國個人、經理人等持股比例愈高時，或董事會成員能維持穩定，皆有助於真實價值的提昇；但當大股東持股比例愈高時，對真實價值卻將造成損害。在公司治理特性對公司市場價格的影響方面，在不考慮會計資訊的情況下，法人持股比例愈高、董監事質押比例愈低、獨立董監事人數愈多或董事會穩定性愈高等，皆對市場價格有正面的助益。但在考慮帳面價值與剩餘所得等會計資訊後，上述變數除董監事質押比例與獨立董監事人數對市場價格仍具顯著影響外，其他皆未達統計上的顯著性。此外，大股東持股比例顯著正向影響市場價格，而市場對公司實行 CEO 雙元制的政策或董事會規模過大等有負面的反應。在公司治理特性對價值偏離的影響方面，在不考慮會計資訊的情況下，僅董監事質押股比例與大股東持股比例能解釋價值偏離；但在考慮帳面價值與剩餘所得等會計資訊後，除上述變數外，經理人持股比例與 CEO 雙元制亦能解釋價值偏離，由此可知大股東與經理人在公司股權結構中扮演角色的重要性。

最後，若比較會計資訊與公司治理特性對公司市場價格的影響，可發現會計資訊對市場價格的解釋能力明顯較高。本研究認為可能的原因是市場較能解讀會計資訊內涵；相對的，市場對公司治理特性資訊內涵較不易瞭解。然而，若能在模式內同時考慮會計資訊與公司治理特性，則模式對市場價格的解釋能力將有大幅度的增加，此即支持若能以會計資訊為評價架構，並考慮公司治理特性，則能更為完整地探討公司價值的攸關性。

參考文獻

- 陳振遠、張智堯、王蘭芬與李文智，2005，應用 Ohlson 會計評價模式探究公司治理之價值攸關性-以台灣上市公司電子業為例，*臺大管理論叢*，第 15 卷第 2 期（12 月）：123-142。
- 葉銀華、李存修與柯承恩，2002，*公司治理與評等系統*，商智文化。
- Agrawal, A. and G. N. Mandelker. 1990. Large shareholders and the monitoring of managers: The case of antitakeover charter amendments. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25(June): 143-161.
- Ball, R., and P. Brown. 1968. An empirical evaluation of accounting income numbers. *Journal of Accounting Research*, 6(Autumn): 159-178.
- Barth, M., W. Beaver, and W. Landsman. 1993. A structural analysis of pension disclosures under SFAS 87 and their relation to share prices. *Financial Analysts Journal*, 49(January/February): 18-26.
- Berle, A., and G. Means. 1932. *The Modern Corporation and Private Property*. New York, MacMillan.
- Brav, A., and P. Gompers. 1997. Myth or reality? The long-run underperformance of initial public offerings: Evidence from venture and nonventure capital-backed companies. *Journal of Finance*, 52(December): 1791-1821.
- Brickley, J., J. Coles, and G. Jarrell. 1997. Leadership structure: Separating the CEO and chairman of the board. *Journal of Corporate Finance*, 3(June): 189-220.
- Byrd, J., and K. Hickman. 1992. Do outsider directors monitor managers? *Journal of Financial Economics*, 32(October): 195-222.
- Crutchley, C., J. Garner, and B. Marshall. 2002. An examination of board stability and the long-term performance of initial public offerings. *Financial Management*, 31(Autumn): 63-90.
- Core, J., R. Holthausen, and D. Larcker. 1999. Corporate governance, chief executive officer compensation, and firm performance. *Journal of Financial Economics*, 51(March): 371-406.
- DeAngelo, H., and L. DeAngelo. 1985. Managerial ownership of voting rights: A study of public corporations with dual classes of common stock. *Journal of Financial Economics*, 14(March): 33-69.
- Easton, P., and T. Harris. 1991. Earnings as an explanatory variable for returns. *Journal of Accounting Research*, 29 (Spring): 19-36.

- Edwards, E., and P. Bell. 1961. *The theory and measurement of business income*. University of California Press, Berkeley, CA.
- Eisenberg T., 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. 1980. Agency problems and the theory of the firm. *Journal of Political Economy*, 88(April): 288-307.
- Fama, E., and M. Jensen. 1983. Separation of ownership and control. *Journal of Law and Economics*, 26(June): 301-325.
- Fama, E., and K. French. 1993. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(February): 3-56.
- Frankel, R., and C. Lee. 1998. Accounting valuation, market expectation, and cross-sectional stock returns. *Journal of Accounting and Economics*, 25(June): 283-319.
- Fürst, O., and S. Kang. 2000. Corporate governance, expected operating performance, and pricing. Working paper, Yale School of Management, New Haven.
- Gomes, A. 2000. Going public without governance: Managerial reputation effects. *Journal of Finance*, 55(April): 615-646.
- Hermalin, B., and M. Weisbach. 1991. The effects of board composition and direct incentives on firm performance. *Financial Management*, 20(Winter): 101-112.
- Holderness, C., and D. Sheehan. 1985. Raiders or saviors? The evidence on six controversial investors. *Journal of Financial Economics*, 14(December): 555-579.
- Jensen, M., and W. Meckling. 1976. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, 3(October): 306-360.
- Jensen, M. 1993. The modern industrial revolution, exit, and the failure of internal control systems. *Journal of Finance*, 48(July): 831-880.
- Lee, C. M. 1996. Measuring wealth. *CA Magazine*, 129(April): 32-37.
- Lipton, M., and J. Lorsch, 1992. A modest proposal for improved corporate governance. *Business Lawyer*, 48(November): 59-77.
- McConnell, J., and H. Servaes, 1990. Additional evidence on equity ownership and corporate value. *Journal of Financial Economics*, 27(October): 595-612.
- Mehran, H. 1995. Executive compensation structure, ownership, and firm performance. *Journal of Financial Economics*, 38(June): 163-184.
- Mikkelson, W., and R. Ruback, 1985. An empirical analysis of the interfirm equity

- investment process. *Journal of Financial Economics*, 14(December): 523-553.
- Morck, R., A. Shleifer, and R. Vishny. 1988. Management ownership and market valuation: An empirical analysis. *Journal of Financial Economics*, 20(January): 293-315.
- Noe, Y., and M. Rebello. 1997. The design of corporate boards: Composition, compensation, factions and turnover, analyst following and institutional ownership. *Journal of Accounting Research*, 28: 55-76.
- Ohlson, J. 1991. The theory of value and earnings, and an introduction to the Ball-Brown analysis. *Contemporary Accounting Research*, 8(Fall): 1-19.
- Ohlson, J. 1995. Earnings, book value, and dividends in equity valuation. *Contemporary Accounting Research*, 11(Spring): 661-687.
- Ohlson, J. 2001. Earnings, book values, and dividends in equity valuation: An empirical perspective. *Contemporary Accounting Research*, 18(Spring): 107-120.
- Oswald, S., and J. Jahera Jr. 1991. The influence of ownership on performance: An empirical study. *Strategic Management Journal*, 12(May): 321-326.
- Patton, A., and J. Baker. 1987. Why won't directors rock the board? *Harvard Business Review*, 65: 10-18.
- Preinreich, G. 1938. Annual survey of economic theory: The theory of depreciation. *Econometrica*, 6(July): 219-241.
- Rechner, P., and D. Dalton. 1991. CEO duality and organizational performance: A longitudinal analysis. *Strategic Management Journal*, 12(February): 155-160.
- Rosenstein, S., and J. Wyatt. 1990. Outside directors, board independence, and shareholder wealth. *Journal of Financial Economics*, 26(August): 175-192.
- Shleifer, A., and R. Vishny. 1997. A survey of corporate governance. *Journal of Finance*, 52(June): 737-783.
- Simpson, W., and A. Gleason. 1999. Board structure, ownership, and financial distress in banking firms. *International Review of Economics and Finance*, 8(September): 281-292.
- Whidbee, D. 1997. Board composition and control of shareholder voting rights in the banking industry. *Financial Management*, 26(Winter): 27-41.
- White, G., A. Sondhi, and D. Fried, 1998. *The Analysis and Use of Financial Statements. Second Edition*. John Wiley and Sons, Inc.
- Yermack, D. 1996. Higher market valuation of companies with a small board of directors. *Journal of Financial Economics*, 40(February): 185-211.

Zingales, L. 1997. *Corporate Governance*. The New Palgrave Dictionary of Economics and the Law. P. Newman ed, New York, NY: Macmillan.

