

# 公司治理與財務健全度對企業價值 影響之研究-多元適應性雲形迴歸 之運用

## Corporate Governance, Financial Health and Business Values: An Empirical Study with Multivariate Adaptive Regression Splines

林妙雀\* *Miao-Que Lin*

國立臺北大學財政學系

Department of Public Finance,  
National Taipei University

顏怡音 *Yi-Yin Yen*

國立臺北商業技術學院會計資訊系

Department of Accounting Information,  
National Taipei College of Business

陳雪芳 *Hsueh-Fang Chen*

育達商業技術學院企業管理系暨輔仁大學商學研究所

Department of Business Administration,

Yu Da College of Business

Doctoral Candidate in Business Administration,

Fu Jen Catholic University

---

\* 通訊作者：林妙雀

## 摘要

過去對公司治理之研究，或因資料來源或研究方法限制，未能合理篩選出真正影響企業價值之公司治理構面。而新興的多變量無母數迴歸分析技術--多元適應性雲形迴歸(Multivariate Adaptive Regression Splines ; MARS)，不僅無須符合傳統迴歸之基本假設，而且藉由較佳的演算程序，快速找出隱藏於高維度複雜資料結構中的最佳變數轉換和交互作用，可以進行自變數之篩選，並判別自變數之相對重要性。因此本研究搜集國內 2000~2006 年上市公司之公司治理資料，並利用 MARS 篩選出對企業價值最具重要影響之董監事會特性與股權結構變數，再以縱橫資料分析公司治理對企業價值之主效果，以及財務健全度之干擾效果。

本研究經由 MARS 篩選出，對企業價值最具影響之變數，分別為與董監事會特性有關之獨立董事席次與全部監事席次，以及與股權結構有關之監事持股比例、大股東持股比例、本國金融機構持股比例、本國自然人持股比例及外國自然人持股比例等。同時本研究採用固定效果模型驗證獨立董事席次及全部監事席次愈多、監事持股比例、大股東持股比例、本國金融機構持股比例及本國自然人持股比例愈高，對企業價值會產生顯著正向之影響。此外，當企業之財務健全度愈高，愈能強化董事會特性及股權結構，對企業價值之正向效益。

**關鍵詞：**公司治理、財務健全度、企業價值、多元適應性雲形迴歸

## Abstract

Previous researches on corporate governance had not been able to derive at the corporate governance dimensions that had solid effects on the business values due to limitations of data sources or study methods. On the other hand, the Multivariate Nonparametric Regression Analysis Technique-Multivariate Adaptive Regression Splines (MARS) is not required to conform to the basic hypotheses in the traditional regressions. It is also able to rapidly obtain the conversions and interactions among best variables hidden in the high dimensional and complex data structures by means of more optimum algorithms.

The selection of independent variables and the relative importance of the independent variables can be conducted and then be determined by the MARS. Therefore, the corporate governance data are collected from the listed companies of the Taiwan Stock Exchange stock in 2000~2006. MARS is then used to select board characteristics and the ownership structure which are related variables in most influential to business values. The main effects of corporate governance on the business values and the moderating effects of financial health are then analyzed through the panel data.

The most influential variables to the business value are selected by using MARS in this research. They include independent directors and supervisors under board characteristics as well as the holding ratio in supervisor/shareholder, domestic financial institution, domestic natural persons, and foreign natural persons under ownership structure. Meanwhile, the fixed-effect model is adopted in this research. It is verified that the higher the number of independent directors and supervisors as well as the holding ratio in supervisor/shareholder, the domestic financial institution, and the domestic natural persons. Moreover, this study produces significant and positive effects on the business value. Furthermore, the higher the company with financial health, board characteristics and ownership structure can be strengthened to create positive benefits in terms of business values.

**Key words** : corporate governance, financial health, business value, Multivariate Adaptive Regression Splines(MARS)

## 壹、導論

美國自 2001 年起接連發生安隆(Enron)、世界通訊(World Com)、環球電訊(Global Crossing)、線上時代華納(AOL Time Warner)等財報弊案，不僅衝擊全球之資本市場，投資人信心為之動搖，而且公司治理機制面臨嚴苛挑戰，促使 OECD、APEC、World Bank 等國際著名組織興起另一波推動公司治理的風潮。邇來我國亦發生博達及訊碟等資產掏空及財報弊案，各界對於資本市場秩序之重建，以及如何強化公司治理，乃至於增加企業績效之議題亦倍感重視。

觀乎過去學者對公司治理之衡量，Gompers et al.(2003)雖曾發展出 G-score

單一指標，然因僅考量公司之反收購力量(anti-takeover provisions)，卻忽略了董事會及股權結構等重要因素，而且運用簡單加總方式，在計量上可能出現衡量誤差問題。2007年 Larcker et al.有別於傳統論述，在研究公司治理、異常應計數與組織績效之關聯性時，運用主成份分析，萃取出公司治理之董事會特性、反收購力量、獎酬特性、股權結構與資本結構特性等五大構面，對公司未來營運績效與超額股票報酬的影響。

以往對公司治理之詮釋，比較側重在董事會特性與股權結構，比方說 Mather & Ramsay(2007)納入董事席次、獨立董事席次比率、董事長兼任總經理、執行及關聯董事持股比率；Koh et al.(2007)則以董事會開會次數、非執行董事席次、獨立董事席次、董事長兼任總經理、非執行董事薪酬等變數，來表徵董事會之監理架構。但是細觀其董事會特性之衡量項目，並未針對獨立董事與非獨立董事席次、獨立監事與非獨立監事席次、經理人董事與席監事席次、董事與監事質押比率、董監酬勞佔稅前淨利，以及董事長兼總經理等項目詳加區分。再者，在股權結構方面，比較側重在執行及關聯董事持股比率、非執行董事薪酬，較乏通盤考量來自董事、監事、經理人、大股東、外國法人、本國政府機構、本國與外國金融機構、本國與外國自然人持股比率等細項，與企業價值之關係。

公司治理之良窳，攸關企業價值之高低，一般公司治理愈佳，投資人愈有意願配合股票溢價，購買企業股票，從而帶動股價上揚。同時公司治理除了扮演監理的角色外，亦可經由企業家精神與各項創新研發活動，逐步增加企業價值(Koh et al., 2007)。早期公司治理之研究，主要受限於實施公司治理之公司樣本較少，而且公司治理資料並未強制公開，以至於研究範圍受到限縮。其後雖公司治理之董監事會特性及股權結構資料揭露愈多，然而或因研究主題、目的與方法之不同，導致各研究者對於變數之選擇各取所需，鮮少應用高準確性之客觀統計方法，篩選真正影響企業價值之公司治理構面。

觀乎過去針對公司治理之研究，在自變數之選擇，缺乏一致性，而且模型的解釋能力偏低，推究其因為以往研究公司治理之資料來源，未必呈現常態分配，各變數之間可能存在交互作用，而且殘差項未必符合白噪音(white noise)之假設。再者，研究者對於公司治理變數之篩選，尚未運用合理方法，判別自變數之相對影響重要性，再將篩選後之自變數納入實證模型加以驗證。

有鑑於過去學者普遍採用一般線性迴歸，驗證公司治理之研究問題未盡合理，本研究特別採用多元適應性雲形迴歸(Multivariate Adaptive Regression

Splines；MARS)予以解決(Friedman, 1991)。因為此一新興多變量無母數迴歸分析技術，一方面可應用於建構非線性模型，解決資料來源未必呈現常態分配之基本假設。另一方面在自變數篩選過程中，藉由較佳的演算程序，快速找出隱藏於高維度複雜資料結構中的最佳變數轉換和交互作用，所篩選之自變數具有判別力，在模型預測能力及鑑別準確度，顯然優於一般線性迴歸，是以本研究應用 MARS 進行公司治理變數之篩選。

儘管公司治理與企業績效之議題，已廣為各方詳加討論，但是財務健全度之干擾影響亦不容忽視。因為企業經理人如能善用既有資源，擬訂最佳經營策略，並落實決策之執行力，將有別於其他競爭者，展現出較高的決策品質與更好的經營能力，此一較佳的財務健全度，對於公司治理愈佳之企業，無異如虎添翼，具有強化企業價值提升之作用。反之，公司財務健全度不佳，縱使有良好的公司治理，巧婦仍難為無米之炊，對企業價值之提升效果難以彰顯。

本研究擬搜集國內 2000~2006 年上市公司之財務資料，運用 MARS，進行 10 項董事會特性與 10 項股權結構之公司治理變數篩選，找出對企業價值最具重要影響之變數。其次，針對兼具橫斷面與縱斷面特性之縱橫資料(panel data)(又稱棋盤式資料)，本研究將進一步採用固定效果模型(fixed effects model)與隨機效果模型(random effects model)(Greene, 2000)，分別分析公司治理對企業價值之主效果，以及財務健全度之干擾效果，期能更週延且完整剖析出真正影響企業價值之公司治理與財務健全度的因素全貌，進而提供企業經營者之策略管理建議。

## 貳、文獻回顧與研究假說推導

### 一、公司治理之內涵

公司治理依世界銀行之定義，係指公司如何在符合法律與契約之規範下，建立管理與監控機制，藉以創造企業價值極大化(World Bank, 2002)。依據麥肯錫顧問公司之統計，歐洲與美國、亞洲與拉丁美洲、台灣之投資人，分別願意多支付 19%、24%、20%的股票價格，以購買能強化董事會責任與保障股東權益的股票。因為股東乃公司之資金提供者，董事則受股東之託付，為公司制

訂最佳決策，並引領決策之執行，藉以謀取股東最適報酬，一旦影響決策品質之董事會愈完善，或是攸關監督角色發揮之股權結構愈合理，愈有利於企業價值之創造。

過去學者對公司治理相關議題之探討，大部分著眼於董事會特性對企業價值之影響(Koh et al., 2007)。當然也有部分學者側重在股權結構，對於經營績效或企業價值的影響(Chahine, 2007; Goergen & Renneboog, 2007;林宜勉、陳瑞斌，2000;王元章、陳瑞璽，2003;陳美華、洪世炳，2005)。同時考量董事會特性與股權結構對企業價值影響之文獻，舉凡李春安等(2003)、洪榮華等(2005)等。有關國內外學者對董事會特性或股權結構之研究彙總如表 1 所示：

表 1 國內外學者針對董事會特性或股權結構之相關研究

作者	年代	因變數	自變數-公司治理變數	研究方法	調整後 R <sup>2</sup>
Larcker et al.	2007	組織績效；超額股票報酬	董事會特性(含審計委員會開會次數、薪酬委員會開會次數、董事會開會次數、審計委員會之董事席次、薪酬委員會之董事席次、董事席次、內部董事席次比率、審計委員會中關聯(灰色)董事席次比率、薪酬委員會中關聯(灰色)董事席次比率、審計委員會之主委是否為關係人、薪酬委員會之主委是否為關係人等 23 個變數)、股權結構(含外部董事平均持股比率、總經理持股比率、不含總經理之經理人平均持股比率、關聯董事平均持股比率、大股東持股比率、大股東數目、最大法人機構持股比率等 9 個變數)	主成份分析(萃取 11 個變數)；迴歸分析	0.142
Mather & Ramsay	2007	重要財務因子變化圖是否有利	董事席次、獨立董事席次比率、董事長兼任總經理、執行及關聯董事持股比率	迴歸分析	-0.054
Koh et al.	2007	企業價值	董事會開會次數、非執行董事席次、獨立董事席次、董事長兼任總經理、非執行董事薪酬	迴歸分析	0.19
Chahine	2007	超額報酬	家族個人直接或間接持股有無超過 20%、最大股東持股比率及創投公司持股比率、是否為家族企業	迴歸分析-最小平方法	0.041
Goergen & Renneboog	2007	企業價值	原始股東、持有超過 25%以上控制權的新大股東、小股東	迴歸分析-最小平方法；動差法 (generalized methods of moments, GMM)	-
林宜勉、陳瑞斌	2000	負債政策	經理人員持股比率	Tobit 迴歸模型	-

王元章、 陳瑞璽	2003	公司價值	董事、監察人、經理人與大股東之持股加總比率	最小平方法； 動態聯立方程組	0.23；0.87
陳美華、 洪世炳	2005	公司績效	管理者持股比率、董監事持股比率、大股東持股比率、金融機構持股比率、信託基金持股比率、外資持股比率、政府持股比率及其他法人持股比率	迴歸分析-固定效果模型與隨機效果模型 (panel data)	0.886
李春安、 吳欽杉、 葉麗玉	2003	公司非法行為	外部董事席次比率、管理者持股比率、董監事持股比率、大股東持股比率、家族持股比率、機構投資人持股比率、外資持股比率、官方持股比率及法人持股比率、董事長是否兼任總經理等。	Logit 迴歸分析	-
洪榮華、 陳香如、 柯璟瑩	2005	負債比率	外部董事比例、董事會規模、董事長是否兼任總經理、內部人持股比率、機構法人持股比率及金融機構之持股比率等。	普通最小平方法	0.140

針對公司治理自變數之選擇問題，經彙總過去國內外學者之研究(詳表 1)，最少者僅納入經理人員持股比率 1 個自變數(林宜勉、陳瑞斌，2000)，最多者納入審計委員會開會次數等 31 個自變數(Larcker et al., 2007)，惟各研究為何納入該等變數，又為何不納入其他變數，其標準為何，鮮少於文中加以敘明，以至於 10 篇公司治理之研究，就有 10 種不同組合的自變數，使得自變數之選擇缺乏一致性。

根據各學者對公司治理變數之研究，發現管理者持股比率(Morck et al., 1988;葉銀華、馬君梅，1999)、董事會持股比率、外部董事席次比率與公司價值呈曲線關係(李春安等，2003)。本研究認為既然資料本身未必呈現常態分配，變數間可能存在交互作用，而且殘差項未必符合白噪音之假設，顯然過去學者普遍採用一般線性迴歸進行驗證有待商榷。由表 1 所列各研究之調整後  $R^2$  最小為-0.054，最大為 0.87，且多數數值偏低，顯見其計量模型之適用仍較乏說服力

Larcker et al.(2007)雖曾則針對 39 個公司治理相關變數，運用主成份分析，萃取出 14 個變數，再依因素負荷數值，重新歸類並加以命名，基本上在變數之篩選相對較為客觀。但是揆諸實況，公司治理資料來源可能出現非常態，傳統研究方法難免欠缺完整的篩選標準，是故本研究為克服此一限制，乃採取 MARS，進行公司治理對企業價值影響之合理解釋變數篩選，之後再配合縱橫資料，運用固定效果或隨機效果，驗證公司治理對企業價值之主效果，以及財務健全度之干擾效果。

## 二、企業價值之評估

一般企業價值之衡量，涵蓋財務面績效、營運面績效與非財務面績效。其中，財務面績效主要是以資產報酬率(return on assets ; ROA)、淨利率(return on sales ; ROS)或股東權益報酬率(return on equity ; ROE)為主。但是財務面績效最為人所詬病者，在於管理當局可能對盈餘管理加以操弄，再加上次級財務資料之呈現具有時間落後性，無法即時反映投資人對於公司股票之動態評價，遂致公司之市場價值難以真實表達。至於營運面績效部分，有以銷貨收入/營業成本之方式加以表示，亦有採用 Tobin's Q 予以衡量(Contractor et al., 2003)。至於非財務績效部分，則因目前缺乏一致公認的評估指標，其客觀衡量似乎有所困難。

1969 年 Tobin 提出 Tobin's Q，主要在衡量企業資本財的市場評價與重置成本的比值，其優點在於可衡量企業無形資產的價值，例如：獨佔的價值、商譽、企業成長機會及高品質的管理等，而且可以反應企業的市場價值。本研究認為公司治理愈佳，投資人更願意支付股票溢價，購買公司股票，無形中助長股票價格上漲，因此 Tobin's Q 可稱得上既能反映公司績效，又能結合股價動態，為企業價值之不錯衡量指標。

Tobin's Q 之原始計算公式，涉及資產之重置成本資料(Tobin, 1969)，然因資料取得不易，Chung & Pruitt(1994)提出近似 Tobin's Q，其計算公式=(公司股價\*流通在外股數+流通在外特別股價值+長期負債的帳面價值+短期負債的市值)/總資產的帳面價值。由於此一近似 Tobin's Q 之預測準確率高達 96.6%，是故本研究將以近似 Tobin's Q 作為企業價值之代理變數。

## 三、董監事會特性與企業價值之關係

董監事會之規模、組成及特性，會影響代理成本及企業價值(Larcker et al., 2007)。我國公司法第 202 條規定，公司之經營決策係由董事會負責，監察人則負責監督公司之經營(公司法第 218 條)，是以強化董事會職能，發揮監察人(監事)功能，係落實公司治理，強化內部機制的重要環節。由於公司董事來自四面八方，如果董事席次(董事會規模)愈多，愈能集思廣益，讓決策作成最佳化，進而提昇企業價值(Bacon, 1973)。再者，Fama(1980)指出獨立董事之專業素養高，比較會關注本身的榮耀聲譽，議事處理較為公正客觀，決策品質相對較佳。另外，經理人董事席次愈多，每每因其熟稔公司目前經營現況與未來發

展瓶頸，決策作成更具效率，品質亦較佳，對企業價值自然產生正向影響。

在監事席次方面，當公司之監事席次愈多，監督之層面既廣且深，可使一些意圖從事不法的經營階層、管理當局或其他員工，因心生畏懼，反而有效遏阻，有益於企業價值之提升。此外，獨立監事之專業素養與聲譽相對較高，決策立場較為超然，對企業之監督更為有效，從而促進企業價值之提升 (Rosenstein & Wyatt, 1997; Weisbach, 1988; Huson et al., 2001)。

有關董監事之質押比率，Chao & Dai(2006)曾指出董監事之質押比率愈高，在股價大幅下跌時，會因擔心股票被金融機構斷頭賣出而喪失控制權，可能藉由投資高風險高報酬的投資計畫，期能抬高公司股價，或侵佔公司財富，以解燃眉之急的可能性驟增，無形中增加公司發生財務危機的可能性。因此公司之董監事質押比率愈高，多少反映其無心經營公司的訊息，從事舞弊的可能性大幅提高，其所作成決策可能不利於公司，從而不利於企業價值之表現。

在董監酬勞方面，依據我國公司法之規定，發放董監酬勞，必須當年度有盈餘產生才可。有鑑於此，公司之董監事如果意圖得到更多的董監酬勞，極有可能以虛列營收及利潤方式，創造公司盈餘。此外，董監事發放之酬勞與權益有關，倘若董監事為了確保個人財富，有可能市場上發佈公司成長之假消息，哄抬股價創新高，是故推論董監酬勞之比率愈高，公司治理可能較差，對企業價值可能產生不利影響。

董事長兼任總經理是否左右企業價值，有學者認為董事長兼任總經理時，決策制定者亦為決策執行者，代表公司治理機制出現嚴重缺陷，企業價值相對較差 (Yermack, 1996; Weir et al., 2001)。而依我國交易所及櫃買中心於 2003 年 12 月 31 日修正發佈之「上市上櫃公司治理實務守則」第 23 條第 2 項規定：「董事長及總經理不宜由同一人擔任」，顯見國內董事長兼任總經理容易造成權力集中，實為公司治理缺陷之癥兆，是故本研究主張董事長兼任總經理，將不利於企業價值之表現。

歸納各董監事會特性與企業價值之關係，不難發現非獨立董事之席次愈多、獨立董事之席次愈多、董事之席次愈多、非獨立監事之席次愈多、獨立監事之席次愈多、監事之席次愈多、董事質押比率愈低、監事質押比率愈低、董事長未兼任總經理，以及董監酬勞比率愈低，對企業價值愈會產生正向之影響，因此本研究推論下列研究假說：

H1：公司之董監事會特性，會影響企業價值

#### 四、股權結構與企業價值之關係

Rajan & Zingales(1998)、Prowse(1998)曾針對東亞國家調查，發現這些地區的公司股權集中程度相當高，根據利益一致性假說，凡董事、監事、經理人及大股東等內部人持股比率愈高，其個人財富與公司利益趨於一致，既可分享努力經營的正向誘因效果(Claessens et al., 2002;葉銀華、馬君梅，1999)，也須自行承擔因特權消費或怠惰，而引起公司價值降低之損失，通常基於自身利益之追求，會有較大誘因去監督管理者，從而對於企業價值會有正面影響(Jensen & Meckling, 1976;Brickley & James, 1987;Kesner, 1987)，倘若持股比率未達一定水準，顯然無法發揮監督管理作用。Shleifer & Vishny(1997)、La Porta(1999)等人提出股權結構集中的公司，可能存在負向的侵佔效果(Claessens et al., 2002)，因為控制股東有權也有可能存在挪用或侵佔公司資源的傾向，無形中傷害到小股東財富。

若大股東股權集中度愈高，可要求管理者提供充分資訊，以減少資訊不對稱問題。同時高持股比例之大股東，撤換不適任管理者的能力愈強(Kang & Shivdasani, 1996)，而且大股東可強化對公司之監督，並避免管理者採取不利於股東的決策，進而提升企業價值(Salancik & Pfeffer, 1980;Wruck, 1989;Hertzel & Smith, 1993)。

由於外國法人、外國金融機構或本國金融機構等機構投資人之財力雄厚，專業知識豐富，承擔風險與監督能力優於一般投資人，故其持股比率愈高，愈能有效發揮監督功能，無形中有益於企業價值之提升(Agrawal & Mandelker, 1990;Moh'd et al., 1998;Crutchley et al., 1999)。其次，政府機構之持股比率愈高者，雖肩負政策使命與政令宣導，可是未必對企業營運效率與效能有所裨益，有時反而不利於企業價值之表現。

我國資本市場之投資人主要以散戶為主(1992~2002 年之平均值約佔90%)，機構法人之投資比重偏低(吳當傑, 2004)，此與英美等先進國家強調以法人股東為主之資本市場迥然不同。當本國自然人持股比率愈高，愈有機會透過頻繁買進或賣出持股，此一股權分散無形中監督公司強化其營運與財務狀況(Fama & Jensen, 1983)，對於企業價值之增加有所助益。至於外國自然人對本國企業之持股比率一向不高，所能左右公司股價之機會相當有限，倘若其持股比率愈高，對企業價值亦會產生正向效益。

彙整公司之股權結構與企業價值之關係，不難得知除本國政府機構持股比

率愈低外，凡是董事、監事、經理人、大股東、外國法人、本國金融機構、外國金融機構、本國自然人及外國自然人之持股比率愈高，對企業價值愈會產生正向影響，是故本研究推論下列研究假說：

H2：公司之股權結構，會影響企業價值

## 五、財務健全度之干擾效果

公司治理是一套監理或管控機制，其目的在於發揮防弊功能。依我國公司治理之推動架構，包含內部與外部監督機制，其中，內部機制在於強化董事會職能、發揮監察人功能、內部控制制度之建立與執行、鼓勵股東之參與、保障利害關係人權益與強化資訊公開；而外部機制則涵蓋發揮外部專家之功能、自律機構之運作、主管機關或證交所之監督及司法制度之發揮(吳當傑，2004)。整體而言，公司治理愈佳，公司在保障股東權益、公平對待股東、保障利害關係人權益、資訊揭露與透明度及董事會之責任等之監理或管控機制愈能發揮，所有者與經營管理階層從事不法意圖或非常規交易的機會愈少。至於財務健全度主要站在企業經營者角度，由企業變現能力、獲利能力、營運槓桿及財務槓桿操作能力，評估企業對資源之效率化運用能力，進而反應經理人之決策品質良窳與經營能力強弱。本質上，企業之經營管理能力愈能充分發揮，財務健全度愈佳，此與代表防弊監控機制之公司治理有所不同。

有關財務健全度之衡量，首推 Altman(1968)使用線性鑑別分析(Linear Discriminate Analysis; LDA)，以五個最具解釋力的財務比率，建構一個 Z-score 模型，衡量企業財務危機診斷。細觀 Z-score 之計算公式= $1.2 * \text{營運資金} / \text{總資產} + 1.4 * \text{保留盈餘} / \text{總資產} + 3.3 * \text{稅前息前淨利} / \text{總資產} + 0.6 * (\text{特別股及普通股之市價}) / \text{總負債} + 0.999 * \text{銷貨收入} / \text{總資產}$ 。由該計算公式得知，企業之營運資金佔總資產比率愈高，代表資金流動性與變現能力愈強，愈有能力支應緊急狀況之財務需求，又公司保留盈餘比率愈高，代表公司過去年度獲利能力佳，愈有能力支應公司未來增資擴展所需之資金。其次，稅前息前淨利佔總資產比率愈高，充分反映資產愈效率化利用，營運槓桿效益高，而權益資金相對負債之比重要愈高，表示公司運用自有資金比重大，財務槓桿操作保守穩健，發生財務危機的可能性降低。至於公司銷貨佔總資產比率愈高，意味著公司善用資產，可創造更高市佔率。

Z-score 指標在歷經多年檢驗，依然是學界如 Louwers(1998)、Taffler et al.(2004)、Agarwal & Taffler(2007)等，普遍用以評估企業財務健全度的最適指標。目前 Z-score 指標在世界各國之應用情形，據 Agarwal & Taffler(2007)之研究指出 Altman & Narayanan(1997)曾審核美國以外的 22 個國家，發現共有 44 篇運用 Z-score 模型的已發表論文，而且在實務方面的運用，根據 Calandro(2007)的研究發現，Z-score 可作為策略評估與績效管理工具，兼具學術與實務應用價值。

Z-score 指標主要涵蓋企業之流動性與變現能力、業績創造、獲利能力、資金來源等因素，當企業之流動性與變現能力愈強、業績創造與獲利能力愈佳、自有資金比率愈高，愈能發揮營運槓桿及財務槓桿效益，代表企業財務狀況相對健全，發生財務危機的可能性大幅降低。又 Altman(1968)曾指出 Z-score 大於 2.99，代表財務安全公司，小於 1.81 則為具有企業風險之財務危險公司，介於 1.81~2.99 之間屬於灰色地帶。本研究為避免公司之 Z-score，落在灰色地帶，無法區分企業財務健全度之良窳，是以將 Z-score 區隔為大於 2.99 者，歸入高財務健全度公司；反之，小於 2.99 者屬於低財務健全度公司。

儘管就董監事會特性或股權結構而言，只要非獨立董監事席次、獨立董監事席次愈多、董監事質押比率愈低、董事長未兼任總經理、董監酬勞比率愈低，或是董事、監事、經理人、大股東、外國法人、本國金融機構、外國金融機構、本國自然人及外國自然人之持股比率愈高，愈能發揮內外部監控機制，愈有利於企業價值之增加。但是企業之財務健全度愈佳，代表專精於經營策略規劃與執行之經營管理階層，能夠效率化運用資源，為企業奠定紮實的經營體質，其與兼顧內部和外部監督功能之公司治理相輔相成，既能減少營私舞弊，又能配合最佳執行力之營運流程，對於企業價值更具有正面助長效益，是故本研究推論下列研究假說：

H3：公司之財務健全度愈高，愈會強化公司治理對企業價值之正向影響

## 六、控制變數

通常企業規模愈大，意含所擁有之有形與無形資源愈豐富，個人能力與組織能力相對於其他企業卓越，愈能提升企業價值與創造持續性競爭優勢。以往學者普遍以總資產及營業收入淨額分別取對數方式，當作公司規模之代理變數

(Pantzalis, 2001; Contractor et al., 2003; Mather & Ramsay, 2007)。然而近年來隨著知識經濟的蓬勃發展，企業的核心競爭力主要來自於智慧資本(intellectual capital)的隱藏價值，遠超過帳面淨資產(Kotabe et al., 2002)。觀乎智慧資本當中，雖涵蓋人力資本、結構資本與關係資本，其中又以人力資本為智慧資本之基石。有鑑於此，本研究一方面考量產業別不同，其固定資產投入金額差異頗大，而企業營業收入高低又容易受到物價漲跌與人為操縱，恐不宜作為公司規模之代理變數；另一方面員工乃企業創造智慧資本之泉源，通常大規模較中小規模企業之員工人數為多，相對適合當作公司規模之代理變數，因此本研究選擇以反應人力資本差異化之員工人數，作為控制變數。

## 七、本研究架構

過去雖不乏文獻探討公司治理，對企業價值之影響，然而對影響公司監理機制之公司治理變數，亦依探討之主題或分析對象而有所不同，本研究為了完整化衡量公司治理，特別整合董監事會特性及股權結構變數。再者，以往針對公司治理與企業價值之資料分析，偏重常態分配與線性迴歸分析，惟證諸實況若資料來源為非常態，直接採線性迴歸驗證未必妥適。職是之故，本研究將共計 20 項之公司治理衡量變項，不管其資料來源為常態或非常態，先以 MARS 進行公司治理影響企業價值之變數篩選，藉以提高模型精確度。同時考量資料本身兼具橫斷面及縱斷面之特性，特別針對篩選後之公司治理自變數，採用固定效果模型或隨機效果模型，進行其對企業價值之主效果驗證，而且配合反映決策品質與更好的經營能力之財務健全度，驗證其對公司治理影響企業價值之干擾效果。有關本研究之架構如圖 1 所示：

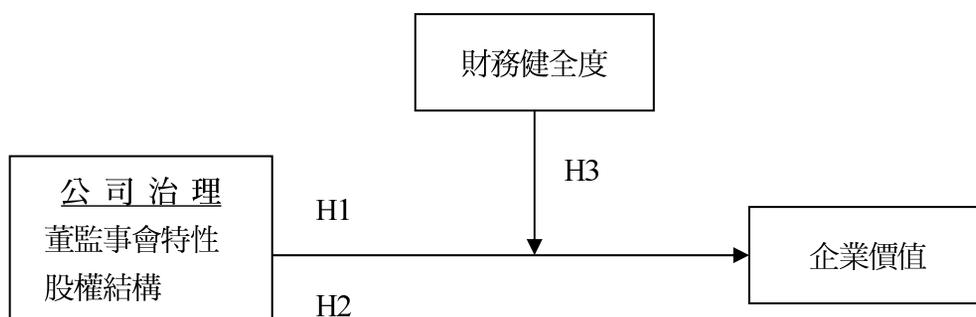


圖 1 公司治理與財務健全度對企業價值影響之研究架構

## 參、研究設計

### 一、變數衡量與操作性定義

#### (一) 公司治理

公司治理主要包含董監事會特性與股權結構等兩個構面。

1. 董監事會特性：涵蓋獨立董事席次(Fama, 1980)、除獨立董事以外之非獨立董事席次、含獨立與非獨立董事之全部董事席次、獨立監事席次(Weisbach, 1988; Rosenstein & Wyatt, 1997; Huson et al., 2001)、除獨立監事以外之非獨立監事席次、含獨立與非獨立監事之全部監事席次、董事質押比率(=董事質押股數/年底流通在外股數)、監事質押比率(=監事質押股數/年底流通在外股數)(Chao & Dai, 2006)、董事長兼任總經理(=若同時兼任，虛擬變數值設為 1；若未同時兼任，其值設為 0)(Yermack, 1996; Weir et al., 2001)，以及董監酬勞比率(=董監酬勞/稅前淨利)等 10 個操作性項目。
2. 股權結構：包含董事持股比率(=全體董事持股數/年底總流通在外股數)(Kesner, 1987)、監事持股比率(=全體監事持股數/年底總流通在外股數)、經理人持股比率(=全體經理人持股數/年底總流通在外股數)(Jensen & Meckling, 1976; Brickley & James, 1987)、大股東持股比率(=持股達 10% 以上之大股東持股數/年底總流通在外股數)(Salancik & Pfeffer, 1980; Wruck, 1989; Hertzels & Smith, 1993; Kang & Shivdasani, 1996)、外國法人持股比率(=外國公司法人、其他法人等以法人形式持有公司之股數/年底總流通在外股數)、本國政府機構持股比率(=政府機構持股數/年底總流通在外股數)、本國金融機構持股比率(=本國金融機構持股數/年底總流通在外股數)、外國金融機構持股比率(=外國金融機構持股數/年底總流通在外股數)(Agrawal & Mandelker, 1990; Moh'd et al., 1998; Crutchley et al., 1999)、本國自然人持股比率(=本國自然人持股/年底總流通在外股數)(Fama & Jensen, 1983)，以及外國自然人持股比率(=外國自然人持股/年底總流通在外股數) 等 10 個操作性項目。

#### (二) 財務健全度

取 Z-score 大於 2.99 者，其值設為 1，代表較高財務健全度之公司；

Z-score 小於 2.99 者，則值設為 0，為較低財務健全度之公司(Altman, 1968; Louwers, 1998; Taffler et al., 2004; Agarwal & Taffler, 2007)。

### (三)企業價值

本研究對企業價值之衡量，係採 Chung & Pruitt(1994)所提之近似 Tobin's Q，作為代理變數，其計算公式為 Tobin's Q=(公司股價\*流通在外股數+流通在外特別股價值+長期負債之帳面價值+短期負債之市值)/總資產之帳面價值。

### (四)控制變數

直接以各企業僱用之員工人數，作為公司規模代理變數。

## 二、研究對象與樣本

有鑑於我國證券交易法於 2006 年 1 月 11 日修正通過後，為強化公司治理，要求應設置獨立董事及監事之適用對象，為已公開發行之金融控股公司、銀行、票券、保險、上市(櫃)或金融控股公司子公司之綜合證券商，與實收資本額達新台幣 500 億元以上非屬金融業之上市(櫃)公司。由於前述行業之性質與一般行業迥異，會計科目與一般行業差異相當大，再加上已上市上櫃公司設置獨立董事及監事現象較為普遍，是以篩選 2000~2006 年底已上市公司資料，同時排除行業性質特殊之證券、金融、保險及投資等行業，以及資料不全之企業，總計有 257 家資料較為完整，直接列入本研究樣本，其中樣本公司之產業分佈<sup>註1</sup>，係以電子業 108 家居首，紡織纖維 21 家次之。又本研究採用之董事會特性(如非獨立董事席次、獨立董事席次、全部董事席次、非獨立監事席次、獨立監事席次、全部監事席次、經理人董事及監事席次)及股權結構(董事持股比率、監事持股比率、經理人持股比率及大股東持股比率)之資料，皆由台灣經濟新報社之公司治理資料庫下載而得。

---

註 1：各樣本公司之產業分佈情形，分別為水泥業 6 家、食品業 8 家、塑膠業 13 家、紡織纖維 21 家、電機機械 10 家、化學(生技醫療)15 家、玻璃陶瓷 3 家、造紙業 4 家、鋼鐵業 6 家、橡膠業 7 家、汽車業 4 家、電子業 108 家、建材營造 7 家、航運業 11 家、觀光事業 2 家、貿易百貨 7 家、其他 20 家，合計 257 家。

### 三、研究方法

為了驗證 MARS 確實優於一般線性迴歸，本研究將分別運用兩種方法，進行公司治理之董監事會特性與股權結構衡量變數，對企業價值影響之驗證，並比較兩者之均方根誤差值(Root Mean Squared Error ; RMSE)何者較低。此外，本研究將再運用同屬人工智慧之類神經網路進行驗證，並將其結果與 MARS 進行比較。由於 MARS 能快速找出隱藏於高維度複雜資料結構中的最佳變數轉換和交互作用，而且可以進行自變數之篩選及判別自變數之相對重要性，因此本研究運用 MARS 篩選對企業價值具有重要影響之變數，藉以提升模型之預測能力及鑑別準確度。其次，針對篩選後之變數，考量縱橫資料特性，乃依循 Greene(2000)之建議，採用固定效果模型與隨機效果模型，進行迴歸分析驗證。

#### (一)多元適應性雲形迴歸(MARS)

1991 年 Friedman 應用多變量無母數迴歸程序技術，提出可以處理非線性多元複雜資料之多元適應性雲形迴歸 MARS，能夠正確預測連續與二元的相依變數，並擅長在高維度複雜資料結構中，找出隱藏之最佳變數轉換和交互作用。又 MARS 主要是運用數段基本方程式(Spline Basis Function ; BF)予以加總，以組合出一個具有彈性的預測模型，並用以解釋各種非線性狀態的工具，其計算式如下所示：

$$\hat{f}(x) = a_0 + \sum_{m=1}^M a_m \prod_{k=1}^{K_m} [s_{km} \cdot (x_{v(k,m)} - t_{km})]_+$$

有關 BF 之後段累乘部分，主要是根據需求變化而得：

$$B_m(x) = \prod_{k=1}^{K_m} H [s_{km} \cdot (x_{v(k,m)} - t_{km})]_+$$

其中， $a_0$  與  $a_m$  皆為參數值(類似線形迴歸模型之迴歸係數)，其功能類似線形迴歸模型之迴歸係數； $M$  為 BF 之個數，經由評估準則決定； $km$  為切割之折點個數； $s_{km}$  之值為 +1 或 -1，其作用在於顯示方向； $v(k,m)$  是對變數的標示； $t_{km}$  則為各節點的分界點(數值)。

在給定目標變數與一個可供選擇之預測變數集合下，MARS 可將有

意義的變數與較不恰當的變數分開，以決定各預測變數之間的交互作用，並且採用新的變數群聚技術，處理遺失值，以及應用大量的自我測試，避免過度配適問題(Steinberg et al., 1999)。又 MARS 將 BF 視為每一段規則中，所歸屬的解釋方程式，而每個 BF 又是經由損適性(Loss of Fit; LOF)判斷標準，決定所包含的影響變數個數，並經由演算法，尋找較適當的折點(knots)數及交互作用，藉以解決高維度資料的問題，基本上是一種頗具彈性的迴歸處理程序，可以自動建立準確模型，推測連續和間斷的反應變數(Friedman, 1991)。

依據 LOF 決定 BF 個數時，主要是參酌各個 BF 在加入後，是否在主要模型中具有貢獻性，可降低模型的複雜度，加速資料的處理與判斷。有關損適性 LOF 之權衡判斷，係採用「一般化交叉效度」(Generalized Cross Validation; GCV)，並依 spline 的研究先趨 Craven & Wahba(1979)所提出準則加以判斷，其處理方式為：

$$LOF(\hat{f}_M) = GCV(M) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [y_i - \hat{f}_M(x_i)]^2 / \left[1 - \frac{C(M)}{N}\right]^2$$

其中，C(M)為採用 m 個 BF 所需付出的成本，其最主要概念是來自下列方程式：

$$\Delta[\hat{f}(x), f(x)] = [\hat{f}(x) - f(x)]^2$$

一般最佳化 MARS 模型是由兩個處理程序加以決定，第一個程序為「前推式演算法」，係指模型是藉由不斷增加 BF(所有主要效果、折點或交互作用)，將原始資料切割成許多相連接的拗折線段，直到找到一個完整的模型。第二程序為「後推式演算法」，主要根據基本方程式對主要模型的貢獻度大小，去除貢獻度較少的基本方程式，又基本方程式之挑選原則，大多依據損適性 LOF 的概念加以判斷，並採用一般化交叉效度 GCV，找出一個誤差與變數個數的最佳平衡點。

MARS 之應用文獻相當廣泛，舉凡地球科學(De Veaux et al., 1993)、醫學(Friedman & Roosen, 1995)、遺傳學(Nguyen-Cong et al., 1996)、經濟(Lewis & Stevens, 1991; De Gooijer et al., 1998; Griffin et al., 1997; 陳靜怡等, 2003)、財務(李天行、唐筱菁, 2003)與行銷研究(許峻源, 2001)都有，

而主張 MARS 優於其他模型之比較，亦獲得相當程度之驗證，比方說：(1)Bose(1996)將 MARS 運用於資料分類，並同時與利用類神經網路、CART(Classification and Regression Tree)與 CUS(Classification Using Splines)等三種方法加以比較，其結果顯示 CART 和 CUS 在運算速度上具優勢，但在錯分率(misclassification rate)方面，MARS 卻有不亞於類神經網路的結果。(2)許峻源(2001)利用 MARS 分析信用卡客戶資料，發現 MARS 之分析結果，優於鑑別分析、羅吉斯迴歸與倒傳遞類神經網路。(3)黃明輝(2002)以 MARS 評估台灣地區債券型基金之績效，其結果優於倒傳遞類神經網路分析。

有鑑於 Larcker et al.(2007)雖曾運用以原有較多變數的資料，經組合產生較少數新變數之「主成份分析」，萃取公司治理變數，據以研究公司治理、異常應計數與組織績效之關聯性，但是主成份分析應用之前提，必須資料合乎常態分配與獨立關係。惟揆諸實際，資料狀態不全然符合傳統假設，因此本研究乃運用多元適應性雲形迴歸 MARS 工具，藉由較佳的演算程序，快速找出隱藏在高維度複雜資料中的最佳變數轉換和交互作用(Friedman, 1991)。

## (二)類神經網路

類神經網路係模仿生物神經網路之資訊處理運算系統，其架構如同大腦之神經組織。一般人工神經元係從外界環境或其他人工神經元取得資訊(輸入值)，並依相對重要性，給予不同的權重(weights)，加總後再經由人工神經元的數學函數予以轉換，而得出一輸出值，其建構方式如圖 2 之列示(Freeman & Skapura, 1992;邱志洲等，2002)：

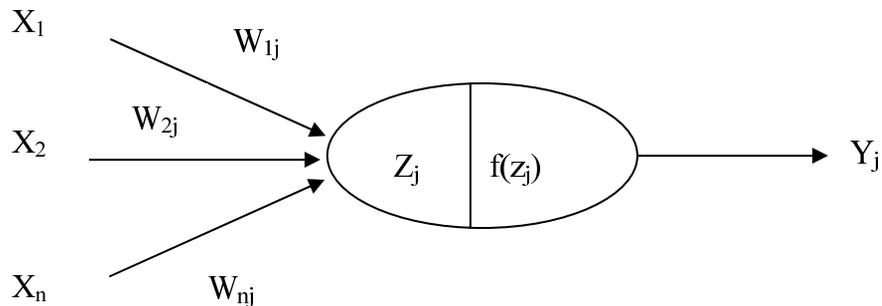


圖 2 神經元之構造

圖 2 之  $X_1, X_2, \dots, X_n$  代表輸入值； $W_{ij}$  代表連接鍵之權重； $Z_j = W_{ij} * X_i$  為加權和， $f_{(z_j)}$  為數學轉換函數， $Y_j$  則為輸出值。依過去之研究指出，約有 78% 的類神經網路分析，屬於監督式學習之倒傳遞類神經網路 (Back-Propagation Network；BPN)(Werbos, 1974; Vellido et al., 1999; 葉怡成, 2002)，較常應用在市場區隔、股價指數預測、匯率／利率預測、破產預測、信用預測、信用評等及保險之道德危險問題等研究領域。

由於一般線性迴歸必須符合傳統迴歸分析之基本假設，如資料應符合常態分配、自變數不能存在共線性問題、殘差項應符合白噪音(white noise)之假設，在適用上多所限制，而 MARS 藉由較佳的演算程序，能快速找出隱藏於高維度複雜資料結構中的最佳變數轉換和交互作用，而且可以進行自變數之篩選及判別自變數之相對重要性，自變數經篩選後，可提升模型之預測能力及鑑別準確度其精確性優於一般線性迴歸，無須符合傳統迴歸之基本假設，可同時處理大筆資料，並應用於建構非線性模型等諸多優點。至於類神經網路具有高容錯率，高聯想力，回想速度快，學習準確度高，能過濾雜訊，可應用於建構非線性模型，無須符合傳統迴歸之基本假設，可同時處理大筆資料等優點(Rumelhart et al., 1986)，惟其學習時間較長，在應用廣度不若傳統迴歸來得普遍。

### (三)縱橫資料分析

本研究期間橫跨 2000~2006 年，共有 257 家上市公司，資料共有 1,799 筆(=257\*7)，屬縱橫資料。依 Greene(2000)之觀點，採用縱橫資料進行實證時，因資料本身同時兼具橫斷面(cross sectional)及時間數列(time series)兩種特性，可以採用固定效果模型或隨機效果模型加以驗證。其中，固定效果模型係指不同觀察樣本，擁有不同的特定常數(為待估計參數)，但不隨時間變動而改變；至於隨機效果模型則指不同觀察樣本，擁有不同的特定隨機變數(黃台心, 2005)。惟實證資料究應採用固定效果模型抑或隨機效果模型，係以 Hausman test 加以檢定(Hausman, 1978)，有關其操作方式說明如下：

假設多變量迴歸分析方程式為：

$$Y_{it} = \sum_{k=1}^K \beta_k X_{kit} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (1) \text{式}$$

其中， $Y_{it}$ ：代表第  $i$  個觀察單位，在觀察期間  $t$  之因變數； $\beta_k$ ：代表參數係數； $X_{kit}$ ：為自變數，含截距項； $u_i$ ：代表第  $i$  個觀察單位所特有之誤差項，不隨時間而改變；若  $u_i$  為待估計參數，則為固定效果模型；反之， $u_i$  若為隨機變數，則屬隨機效果模型； $\varepsilon_{it}$ ：為誤差項，會隨時間而改變(Wooldridge, 2002)。同時定義  $\hat{\beta}$  為固定效果模型中，含截距項的係數參數估計值， $\hat{b}_s$  是隨機效果模型中，不含截距項的係數參數估計值。又  $\hat{\Sigma} = \hat{Cov}(\hat{\beta}) - \hat{Cov}(\hat{b}_s)$ ，代表固定效果與隨機效果模型之之斜率項係數的估計共變異數矩陣差。Hausman's test 之檢定統計量為：

$$m = (\hat{\beta} - \hat{b}_s)' \hat{\Sigma}^{-1} (\hat{\beta} - \hat{b}_s) \quad (2) \text{式}$$

Hausman's test 之檢定統計量  $m$  的漸近分配，是自由度  $K-1$  的卡方分配，其判斷方式為 Hausman's test 之檢定統計量如果落入棄卻區域，應拒絕虛無假設，以固定效果模型為正確模型設定；反之，若落入接受區域，則應接受虛無假設，並以隨機效果模型為正確模型設定(Greene, 2000)。

## 四、模型設計

### (一)不同模型之比較

本研究首先針對公司治理對企業價值之影響，設計五種模型，運用一般線性迴歸及 MARS 進行驗證，並比較其 RMSE；其次再以同屬人工智慧之類神經網路進行分析，並與 MARS 比較其 RMSE。有鑑於董監事會特性及股權結構，係我國公司治理之核心，是以本研究將公司治理變數區分為兩大構面，其中「董監事會特性」包含非獨立董事席次(X11)、獨立董事席次(X12)、非獨立監事席次(X13)、獨立監事席次(X14)、含獨立與非獨立之全部董事席次(X1112= X11+X12)、含獨立與非獨立之全部監事席次(X1314= X13+X14)、經理人董事席次(X15)、經理人監事席次(X16)、董事質押比率(X17)、監事質押比率(X18)、董監酬勞佔稅前淨利(X19)及董事長兼總經理(是 1；否 0；X110)等項目。至於「股權結構」涵蓋董事持股比率(X21)、監事持股比率(X22)、經理人持股比率(X23)、大股東持股比率(X24)、外國法人持股比率(X25)、本國政府機構持股比率(X26)、本國金融機構持股比率(X27)、外國金融機構持股比率(X28)、本國自然人持股比率(X29)及外國自然人持股比率(X210)等變數。

因應我國獨立董監事之設置，並便於模型優劣之比較，本研究針對董監事部分，區分為獨立與非獨立董監事，並設定模型 1 與模型 2 用於捕捉董監事會之特性。其中，兩者之差別在於模型 1，將董監事席次細分為非獨立董事席次(X11)、獨立董事席次(X12)、非獨立監事席次(X13)與獨立監事席次(X14)，共計納入 X11、X12、X13、X14、X15、X16、X17、X18、X19、X110 等 10 個項目；而模型 2 則針對董監事席次，僅區分為含獨立與非獨立之全部董事席次(X1112)、獨立董事席次(X12)、含獨立與非獨立之全部監事席次(X1314)、獨立監事席次(X14)，其餘變數皆與模型 1 相同，共計納入 X12、X14、X1112、X1314、X15、X16、X17、X18、X19、X110 等 10 個項目。

模型 3 只針對股權結構進行設計，共計納入 X21、X22、X23、X24、X25、X26、X27、X28、X29、X210 等 10 個項目。至於模型 4 與模型 5 則同時涵蓋董監事會特性與股權結構變數，其差別在於模型 4 結合模型 1 與模型 3，共計納入 X11、X12、X13、X14、X15、X16、X17、X18、X19、X110、X21、X22、X23、X24、X25、X26、X27、X28、X29、X210 等 20 個項目；而模型 5 則結合模型 2 與模型 3，共計納入 X12、X14、X1112、X1314、X15、X16、X17、X18、X19、X110、X21、X22、X23、X24、X25、X26、X27、X28、X29、X210 等 20 個項目。

由表 2 得知，模型一至模型五之 MARS 所得出的 RMSE，分別為 2.884771、2.821579、1.707536、1.588981、1.588975，而一般線性迴歸之 RMSE 分別為 3.874058、3.873897、3.472836、3.443828、3.443674，顯見 MARS 之 RMSE 在各模型均較一般線性迴歸為低，是以 MARS 之變數篩選準確度優於一般線性迴歸。再者，與 MARS 同屬人工智慧的類神經網路，其模型一至模型五之 RMSE 分別為 2.892887、2.859847、2.630063、2.568850、2.564088，皆較 MARS 之 RMSE 為高，亦即 MARS 之變數篩選準確度仍優於類神經網路。

表 2 一般線性迴歸、類神經網路與 MARS 對公司治理變數篩選結果之比較

模 型	一般線性迴歸	MARS <sup>a</sup>	類神經網路
模型一(X11、X12、X13、X14、X15、X16、X17、X18、X19、X110)	3.874058	2.884771	2.913917
模型二(X12、X14、X1112、X1314、X15、X16、X17、X18、X19、X110)	3.873897	2.821579	2.859847
模型三(X21、X22、X23、X24、X25、X26、X27、X28、X29、X210)	3.472836	1.707536	2.630063
模型四(X11、X12、X13、X14、X15、X16、X17、X18、X19、X110、X21、X22、X23、X24、X25、X26、X27、X28、X29、X210)	3.443828	1.588981	2.568850
模型五(X12、X14、X1112、X1314、X15、X16、X17、X18、X19、X110、X21、X22、X23、X24、X25、X26、X27、X28、X29、X210)	3.443674	1.588975	2.564088

附註：「董監事會特性」包含 X11：非獨立董事席次；X12：獨立董事席次；X13：非獨立監事席次；X14：獨立監事席次；X1112：含獨立與非獨立之全部董事席次(= X11+X12)；X1314：含獨立與非獨立之全部監事席次(= X13+X14)；X15：經理人董事席次；X16：經理人監事席次；X17：董事質押比率；X18：監事質押比率；X19：董監酬勞佔稅前淨利；X110 董事長兼總經理(是 1；否 0；)等項目。至於「股權結構」涵蓋 X21：董事持股比率；X22：監事持股比率；X23：經理人持股比率；X24：大股東持股比率；X25：外國法人持股比率；X26：本國政府機構持股比率；X27：本國金融機構持股比率；X28：外國金融機構持股比率；X29：本國自然人持股比率；X210：外國自然人持股比率等變數。

(二)變數之篩選

針對公司治理核心構面之董監事會特性及股權結構等 20 個自變數，本研究分別運用不同方法篩選其對企業價值重要性影響之自變數，其結果發現 MARS 在公司治理變數之篩選結果，優於一般線性迴歸與類神經網路，是以本研究利用五種不同模型之公司治理變數，分別建構 MARS 診斷模式，並據此篩選出影響企業價值之重要變數，有關所得出結果如表 3 所示：

表 3 MARS 模式篩選出顯著影響企業價值之公司治理變數

模型 1		模型 2		模型 3		模型 4		模型 5			
重要變數	重要程度	重要變數	重要程度	重要變數	重要程度	重要變數	重要程度	重要變數	重要程度		
X13	100%	X1112	100	X210	100%	X210	100%	X210	100%		
X11	85.308%	X15	55.714%	X24	70.965%	X24	68.729%	X24	68.253%		
X12	64.073%			X29	22.747%	X29	22.738%	X29	23.284%		
X14	55.991%			X25	10.634%	X12	11.094%	X12	10.159%		
X15	48.906%			X22	4.464%	X27	5.250%	X1314	4.427%		
								X22	3.797%	X22	4.399%
										X27	4.344%

由表 4 之五種 MARS 測試樣本的判別指標模式鑑別結果，得知模型 4 之最終 MARS 迴歸模型的調整後  $R^2$  值為 0.818，相較其他模型為高，而且 MARS GCV 值為 2.625，代表診斷後迴歸方程式之 mean-squared error，相較其他模型為低，顯見模型 5 為一最適模型。經查該最適模型，共計篩選出影響企業價值之 7 個重要公司治理變數，分別為彰顯董監事會特性之獨立董事席次與全部監事席次，以及表徵股權結構之監事持股比率、大股東持股比率、本國金融機構持股比率、本國自然人持股比率與外國自然人持股比率等項目。

表 4 MARS 篩選之五種模型迴歸統計值檢定

模型別 (篩選之變數)	檢定項目	R-Square Measures			Mean-Square Measures	
		Naïve	Naïve adjusted	GCV R-square	Naïve	MARS GCV
模型 1 (X13、X11、X12、X14、X15)		0.056	<b>0.051</b>	0.036	13.465	<b>13.691</b>
模型 2 (X1112、X15)		0.014	<b>0.012</b>	0.003	14.031	<b>14.163</b>
模型 3 (X210、X24、X29、X25、X22)		0.817	<b>0.816</b>	0.814	2.610	<b>2.646</b>
模型 4 (X210、X24、X29、X12、X27、X22)		0.818	<b>0.817</b>	0.815	2.599	<b>2.633</b>
模型 5 (X210、X24、X29、X12、X1314、X22、X27)		0.819	<b>0.818</b>	0.815	2.583	<b>2.625</b>

附註：Naïve 為最終 MARS 模型之迴歸方程式的 R2 值；Naïve-Adjusted 為迴歸模型之調整後 R2 值；GCV R2 = 1-(最終 GCV) / (初始 GCV)；Naïve MSE 為前迴歸方程式的 mean-squared error；MARS GCV 為診斷後之 mean-squared error。

### (三)模型之建立

經由 MARS 篩選出影響企業價值之 7 個公司治理變數，本研究將其列入自變數，同時結合財務健全度(Z-score)，進行多元迴歸分析。有關第 i 家公司第 t 年各自變數對因變數影響之實證模型如下：

$$\begin{aligned} \text{Tobin's } Q = & \beta_0 + \beta_1 * \text{獨立董事席次} + \beta_2 * \text{全部監事席次} + \beta_3 * \text{監事持股比率} \\ & + \beta_4 * \text{大股東持股比率} + \beta_5 * \text{本國金融機構持股比率} + \beta_6 * \text{本國自然人持股比率} \\ & + \beta_7 * \text{外國自然人持股比率} + \beta_8 * \text{財務健全度} + \beta_9 * \text{獨立董事席次} * \text{財務健全度} \\ & + \beta_{10} * \text{全部監事席次} * \text{財務健全度} + \beta_{11} * \text{監事持股比率} * \text{財務健全度} \\ & + \beta_{12} * \text{大股東持股比率} * \text{財務健全度} + \beta_{13} * \text{本國金融機構持股比率} * \text{財務健全度} \\ & + \beta_{14} * \text{本國自然人持股比率} * \text{財務健全度} + \beta_{15} * \text{外國自然人持股比率} * \text{財務健全度} \\ & + \beta_{16} * \text{公司規模} + \text{殘差項} \end{aligned}$$

## 肆、實證結果

### 一、敘述統計分析

由表 5 之敘述性統計值，得知樣本公司之企業價值(Tobin's Q)平均數為 1.2770，最小值為 0.3295，最大值為 95.0886，代表各樣本公司之企業價值差異性相當大。推測其因為樣本公司包含水泥、食品、塑膠及電子業...等 17 種行業，其中為數最多的電子業共計 108 家，而且電子業的股價表現，普遍較其他行業來得亮麗，遂致公司股價乘以流通在外股數較高，Tobin's Q 的數值也相對比較高。

獨立董事席次之平均數僅為 0.2301，推究席次偏低之主因，可能是我國於 2006 年 1 月 11 日公告修正證券交易法，才強制已上市公司設置獨立董事，以前年度多數已上市公司並未被強制設置所致。其次，全部監事席次平均為 2.4514，與現行實務要求設置 2~3 席監事大抵脗合。至於監事持股比例平均為 8.18%，遠高於目前法令對全體監事持股比例要求高於 0.5%之規定<sup>註2</sup>，顯然較無持股成數不足之問題。

大股東持股比例之平均值為 0.1584，極大值為 0.7070，顯見部分上市公司仍由大股東所掌控。又本國金融機構之持股比例平均值僅為 1.54%，顯然參與投資國內上市公司之比重相對偏低，而本國自然人持股比例卻高達 62.79%，外國自然人持股比例相當低，僅為 0.61%，可見國內投資仍以散戶居多，意味著上市公司的股權相當分散，經營權與所有權也相對分離。此外，財務健全度之平均數為 0.2979，顯示近 3 成之公司為高財務健全度之公司。再者，樣本公司之員工人數，平均約為 1,283 人，極大值為 20,202 人，極小值為 10 人，其人數差異之原因，可能與部分公司因從事系統開發或軟體設計，其員工人數相對較少所致。

---

註 2：依證券交易法第 26 條及公開發行公司董事監察人(監事)股權成數及查核實施規則第 2 條之規定，實收資本額在 20 億元以上，全體監事之持股比例應在 0.5% 以上。

表 5 各變數之敘述統計量(n=1,799)

變數	平均數	中位數	極小值	極大值	標準差
企業價值	1.2770	0.9540	0.3295	95.0886	3.9084
獨立董事席次	0.2301	0.0000	0.0000	4.0000	0.6436
全部監事席次	2.4514	2.0000	1.0000	6.0000	0.7813
監事持股比率	0.0818	0.0312	0.0000	0.7023	0.1119
大股東持股比率	0.1584	0.1450	0.0000	0.7070	0.1094
本國金融機構持股比率	0.0154	0.0021	0.0000	0.2840	0.0296
本國自然人持股比率	0.6279	0.6419	0.0534	0.9997	0.2068
外國自然人持股比率	0.0061	0.0002	0.0000	0.1546	0.0190
財務健全度	0.2979	0.0000	0.0000	1.0000	0.4575
獨立董事席次*財務健全度	0.1156	0.0000	0.0000	4.0000	0.4693
全部監事席次*財務健全度	0.7415	0.0000	0.0000	6.0000	1.2009
監事持股比率*財務健全度	0.0218	0.0000	0.0000	0.6697	0.0663
大股東持股比率*財務健全度	0.0512	0.0000	0.0000	0.7070	0.0999
本國金融機構持股比率*財務健全度	0.0055	0.0000	0.0000	0.1734	0.0180
本國自然人持股比率*財務健全度	0.1698	0.0000	0.0000	0.9873	0.2872
外國自然人持股比率*財務健全度	0.0016	0.0000	0.0000	0.1546	0.0111
員工人數	1282.965	560.0000	10.00000	20202.00	2172.926

## 二、實證結果與分析

按縱橫資料可採用固定效果模型或隨機效果模型進行實證，並以 Hausman's test 進行 1,799 筆資料之檢定，為利於比較，本研究將自變數依層級方式，列示對因變數之影響，並區分為公司治理對企業價值之影響(模型一)；公司治理及財務健全度對企業價值之影響(模型二)；公司治理、財務健全度(主效果)及公司治理\*財務健全度對企業價值之影響(干擾效果；模型三)，由表 6 可知，三個模型之 Hausman's test 檢定統計量均落在棄卻區域(模型一之 Hausman's test=333.5013， $\chi^2(8)=15.5073$ ；模型二之 Hausman's test=38.0887， $\chi^2(9)=16.9190$ ，模型三之 Hausman's test=63.2947， $\chi^2(16)=26.2962$ ； $P<0.05$ )，固定效果模型為一正確模型設定，且比較模型一至模型三之結果發現，僅監事持股比率對企業價值之影響有差異(模型一及模型二不顯著；模型三則具正向顯著之影響)，因此本研究將針對模型三固定效果模型之結果進行分析。

由表 6 固定效果模型之估計值，得知在董事會特性方面，獨立董事席次愈

多(係數值為 0.0397, P 值<0.01)、全部監事席次愈多(係數值為 0.1438, P 值<0.01), 對企業價值愈能產生顯著正向影響, 本研究假說 H1 獲得部分支持。因為獨立董事愈多, 愈能擁有多樣性專業背景的人士參與, 不易受管理者所掌控, 相較於其他非獨立董事之立場更為公正、客觀與超然(Fama, 1980), 加上位居其他組織之要職, 基於維護自身之聲譽, 更會愛惜羽毛, 對於公司經營方針之擬定, 比較能符合多數股東之利益, 無形中提升企業價值。在全部監事席次方面, 依公司法第 218 條之規定, 監事須負責監督公司業務經營, 如發現公司財務或業務涉有不法情事, 可單獨行使職權, 督促公司儘速改善。如果監事席次愈多, 自可依其專業知識與實務經驗, 進行效率化專業分工, 既能有效防杜經營階層或管理當局從事舞弊或掏空等不法情事, 又能提升企業價值(Huson et al., 2001)。

在股權結構部分, 當監事持股比率愈高(係數值為 0.3776, P 值<0.1)、大股東持股比率愈高(係數值為 0.7299, P 值<0.01)、本國金融機構持股比率愈高(係數值為 0.9944, P 值<0.01)、本國自然人持股比率愈高(係數值為 0.8704, P 值<0.01), 對企業價值會產生顯著正向影響; 至於外國自然人持股比率(係數值為-0.3908, P 值>0.1), 對企業價值之影響並不顯著, 是以本研究假說 H2 獲得部分支持。析言之, 如果監事及大股東之持股比率愈高, 顯示個人財富與公司利益趨於一致, 無形中增強其監督管理者有無用心經營之誘因(Kang & Shivdasani, 1996), 可避免管理者採取對股東不利的決策, 進而提升企業價值(Hertzel & Smith, 1993)。至於本國金融機構因具備豐富產業知識與優質管理技巧, 而且財力雄厚, 承擔風險與監督能力優於一般投資人, 其外部監督功能之充分發揮, 有利於企業價值之增加, 此一結果與 Crutchley et al.(1999)之論點相符。另外, 本國自然人之持股比率愈高, 代表公司股權愈分散(Fama & Jensen, 1983), 可以透過頻繁買進或賣出持股方式, 發揮外部監督之功能, 對企業價值之增加亦有所裨益。

有關財務健全度對企業價值之影響部分, 由表 6 得知模型一至模型三, 僅監事持股比率對企業價值之影響, 由不顯著改為顯著正向影響(詳模型三), 在財務健全度主效果部分, 發現企業之財務健全度愈高, 對企業價值有顯著正向影響(迴歸係數 1.2072, P 值<0.01)。至於財務健全度之干擾效果驗證, 得知獨立董事席次\*財務健全度(迴歸係數 0.0516, P 值<0.05)、大股東持股比率\*財務健全度(迴歸係數 0.3925, P 值<0.05), 皆對企業價值產生顯著正向影響, 顯示財務健全度對於公司治理企業價值之影響具有部分干擾效果(決定係數由 0.858 升至 0.896), 亦即本研究假說 H3 獲得部分驗證。

擁有良好公司治理機制的企業，例如：獨立董事席次愈多、大股東持股比例愈高，無論獨立董事或大股東係基於專業、個人聲譽、監督職責或監督誘因立場，愈能發揮內、外部監督功能，董監事及經理人也比較沒有機會從事非法舞弊行為，加上企業本身決策品質佳、經營能力強，財務健全度高，兩者相輔相成，對企業價值必有正面助長效益。反觀本國及外國自然人對於公司治理良好的企業，有可能因忽略企業財務健全度之基本面，轉而注重消息面，以至於體質健全之大企業，在熊市資本市場，股價反而下跌，不利於企業價值之表現。另外，員工人數因屬企業重要人力資本，通常人數愈多，愈能為企業創造更多的智慧資本，無形中有益於企業價值之提升(係數值為 0.0001，P 值<0.01)。

表 6 公司治理(董監事會特性及股權結構)與財務健全度對企業價值之迴歸分析(n=1,799)

變數	預期符號	固定效果模型		
		模型一 係數 (p 值)	模型二 係數 (p 值)	模型三 係數 (p 值)
員工人數	+	0.0001(0.0000)	0.0001(0.0000)	0.0001(0.0000)
獨立董事席次	+	0.1201(0.0000)	0.0961(0.0000)	0.0397(0.0004)
全部監事席次	+	0.1804(0.0000)	0.1699(0.0000)	0.1438(0.0000)
監事持股比例	+	0.0183(0.4338)	-0.0114(0.4581)	0.3776(0.0001)
大股東持股比例	+	1.2799(0.0000)	1.1181(0.0000)	0.7299(0.0000)
本國金融機構持股比例	+	1.0281(0.0001)	0.6129(0.0052)	0.9944(0.0001)
本國自然人持股比例	+	0.7307(0.0000)	0.7201(0.0000)	0.8704(0.0000)
外國自然人持股比例	+	-0.1612(0.4179)	0.4109(0.2959)	-0.3908(0.2310)
財務健全度	+		0.3618(0.0000)	1.2072(0.0000)
獨立董事席次*財務健全度	+			0.0516(0.0136)
全部監事席次*財務健全度	+			-0.0086(0.3528)
監事持股比例*財務健全度	+			-1.1969(0.2141)
大股東持股比例*財務健全度	+			0.3925(0.0102)
本國金融機構持股比例*財務健全度	+			-0.5989 (0.3560)
本國自然人持股比例*財務健全度	+			-1.2175(0.0000)
外國自然人持股比例*財務健全度	+			-1.5147(0.0844)
F 值		34.8091	35.0235	48.3621
P 值		0.0000	0.0000	0.0000
R <sup>2</sup>		0.8564	0.8577	0.8956
Adjusted R <sup>2</sup>		0.8318	0.8332	0.8771
Hausman's test		333.5013	38.0887	63.2947
$\chi^2$		$\chi^2(8)=15.5073$	$\chi^2(9)=16.9190$	$\chi^2(16)=26.2962$

## 伍、結論與建議

### 一、研究結論

隨著國內外企業發生諸多財報弊案後，推動公司治理已蔚為世界風潮。由於公司治理之良窳，影響企業之價值，凡公司治理愈佳，投資人愈願意溢價購買公司股票，股價因而上揚。此外，公司治理除扮演企業監理角色外，亦可經由企業家精神、創新研發等活動，增加企業價值(Koh et al., 2007)，是以公司治理已成為影響組織績效之重要因素。針對公司治理之衡量，雖 Gompers et al.(2003)曾發展出 G-score 指標，Larcker et al.(2007)也運用主成份分析，萃取出 14 個公司治理變數，然而過去研究有可能存在變數衡量誤差及模型精確度問題，本研究為解決此一困擾，乃以新興的統計方法--多元適應性雲形迴歸 MARS，進行公司治理變數之篩選，再以財務健全度作為干擾變數，進一步探討公司治理對企業價值之影響。

經由 MARS 所篩選之公司治理變數，運用縱橫資料進行實證分析，結果發現獨立董事席次及全部監事席次愈多，對企業價值產生顯著正向影響，部分支持研究假說 H1。其次，當監事持股比率、大股東持股比率、本國金融機構持股比率及本國自然人持股比率愈高，對企業價值提升愈有利，研究假說 H2 亦得到部分驗證。再者，當財務健全度愈高，愈有助於獨立董事席次愈多，以及大股東持股比率愈高之公司，顯著正向帶動企業價值之增加，驗證本研究假說 H3 部分成立。

有鑑於獨立董事席次愈多，決策品質愈佳，愈能協助公司擬定符合利害關係人(stakeholder)最大利益之重大決策，且能妥適扮演策略諮詢及監督角色，進而提升公司價值，此一研究結果與 Fama(1980)、Huson et al.(2001)之論點相互呼應。至於監事之角色方面，只要可單獨行使職權之監事席次愈多，愈能進行專業分工，監督更具效率，企業價值愈能提升。

當監事、大股東、本國金融機構及本國自然人之持股比率愈高，基於自身財富之考量，更能積極監督管理者，促使公司提升其價值，符合利益一致性假說(Jensen & Meckling, 1976; Brickley & James, 1987; Kang & Shivdasani, 1996)。尤其本國自然人可透過股票的頻繁交易，對管理者形成壓力，有助於企業價值之提升，此一結論與 Crutchley et al.(1999)、Hertzel & Smith(1993)、Fama & Jensen(1983)之觀點相符。至於本國金融機構亦可發揮其專業的外部監督力量，進而對企業價值有推升效果。

針對財務健全度之干擾效果分析，發現財務健全度表現愈佳，經理人愈能善用資源，不僅企業反映在變現能力、獲利能力、營運槓桿及財務槓桿操作能力愈強，而且對於愈重視防弊機制，特別是獨立董事席次愈多、大股東持股比例愈高之良好公司治理的企業，愈能相得益彰，展現更好的企業價值表現，亦即財務健全度對公司治理與企業價值，存在部分干擾效果。

## 二、策略管理建議

鑑於本研究假設經驗證，得知推動上市公司設置獨立董事，確實有助於強化公司治理，提升決策品質，降低管理階層舞弊與掏空公司資產的機會，職是之故，本研究建議主管機關宜更積極推動獨立董事設置之措施，例如：(1)對於上市公司設置獨立董事超過全體董事席次之二分之一，於申報募集與發行有價證券案件時，可適用較短之申報生效期間(比方說申報生效期間由 12 個營業日縮短為 7 個營業日)；(2)對於初次申請上市或上櫃之公司，交易所或櫃買中心之審查方式，可採取書面審查，不須進行實地審查；(3)金管會或交易所對於上市公司申報之年度財務報告，得免列入抽核，或免將公司列入平時及例外管理之對象等。至於強化監事之職能部分，因獨立監事之立場較為超然，扮演監督角色更為稱職，是故建議可增加獨立監事之席次，藉以強化公司治理，有關其鼓勵措施，亦可比照獨立董事之推動方式進行。

在股權結構部分，因監事之持股比例愈高，愈有助於強化公司治理，因而建議主管機關宜修正證券交易法第 26 條及公開發行公司董事監察人(監事)股權成數及查核實施規則第 2 條之規定，將全體監事之最低持股比例標準予以提高。其次，對於大股東之持股比例，則應確實落實資訊公開原則，針對持股轉讓未及時公告申報者，應予以處分並加以公開。另外，上市公司之股權愈分散，愈多投資人可透過頻繁買進或賣出持股方式，無形中監督公司之經營，是以主管機關可因應我國資本市場，以散戶為主之特性，針對初次申請上市之公司，強制其提高股權分散標準；另因企業財務健全度愈高，仍具有強化公司治理對企業價值之影響，主管機關似可比照資訊透明度之評鑑制度，委託民間機構就公司之財務健全度進行分級評比，並予以公開評比結果，期能發揮外部監督功能，進而提升公司治理，增加企業價值。

### 三、對後續研究之建議

本研究主張獨立董事及經理人持股比率與公司價值呈線性關係，惟 Brickley et al.(1994)曾提出獨立董事持股比率與公司價值呈曲線關係。Morck et al.(1988)亦認為管理者之持股比率若介於 5%~25%時，該持股比率愈高，會損及企業價值，是故建議後續研究者於篩選公司治理變數時，可將獨立董事持股比率之一次方項與二次方項，以及經理人持股比率之一次方項與二次方項，一併納入 MARS 模型中進行篩選。

本研究對象涵蓋所有上市公司，行業遍及水泥業、食品業、塑膠業、紡織纖維及電子業...等多種行業，並未就產業別予以區分，建議後續研究者可以更深入探討，不同產業別之公司治理與企業價值的關係。另外，本研究期間限縮在 2000~2006 年，惟強制上市公司設置獨立董事及獨立監事之時點，係自 2006 年 1 月 11 日公告修正證券交易法之後，後續研究者亦可擴大樣本期間，並比較強制設置獨立董事及獨立監事之前、後，公司治理對企業價值之影響全貌，藉以瞭解政策實施之成效。

## 參考文獻

- 王元章、陳瑞璽，2003，「股權結構、投資支出與公司價值—考慮動態股權結構下之實證研究」，Review of Securities & Futures Markets，15 卷 2 期：65~100。
- 吳當傑，2004，公司治理理論與實務，初版，台北：財團法人孫運璿學術基金會。
- 李天行、唐筱菁，2003，「整合財務比率與智慧資本於企業危機診斷模式之建構—類神經網路與多元適應性雲形迴歸之應用」，資訊管理學報，11 卷 2 期：161~190。
- 李春安、吳欽杉、葉麗玉，2003，「所有權結構與公司非法行為關係之研究—以台灣股票上市公司為例」，Review of Securities & Futures Markets，14 卷 4 期：75~138。
- 林宜勉、陳瑞斌，2000，「公司特性與股權結構對負債政策之影響」，亞太管理評論，5 卷 2 期：199~219。
- 邱志洲、李天行、周宇超、呂奇傑，2002，「整合鑑別分析與類神經網路在資料探勘上之應用」，Journal of the Chinese Institute of Industrial Engineer，19 卷 2 期：9~22。
- 洪榮華、陳香如、柯璟瑩，2005，「從代理理論的角度探討董事會特性、股權結構與負債之關聯性」，管理與系統，12 卷 4 期：33~53。
- 許峻源，2001，類神經網路與多元適應性雲形迴歸於資料探勘分類模式之應用，輔仁大學應用統計研究所碩士論文。

- 陳美華、洪世炳，2005，「公司治理、股權結構與公司績效關係之實證研究」，企業管理學報，65期：129~153。
- 陳靜怡、陳麒文、李天行，2003，「整合類神經網路與多元適應性雲形迴歸於失業率預測之應用」，2003年第一屆新世紀優質企業理念與價值創造研討會。
- 黃台心，2005，計量經濟學，台北：雙葉書廊。
- 黃明輝，2002，資料探勘在財務領域的運用-以債券型基金之績效評估為例，輔仁大學金融研究所碩士論文。
- 葉怡成，2002，類神經網路模式應用與實作，台北：儒林圖書有限公司。
- 葉銀華、馬君梅，1999，「股權結構、公司價值與內部監督機制—上海證券市場實證研究」，亞太管理評論，4卷1期：37~50。
- Agarwal, V. and Taffler, J., 2007, "Twenty-Five Years of the Taffler Z-score Model: Does It Really Have Predictive Ability?," **Accounting and Business Research**, Vol.37, No.4, 285-300.
- Agrawal, A. and Mandelker, G. N., 1990, "Large Shareholders and the Monitoring of Managers: The Case of Antitakeover Charter Amendments," **Journals of Financial and Quantitative Analysis**, Vol. 25, No. 2, 143-161.
- Altman, E. I., 1968, "Financial Ratios, Discriminant Analysis, and the Prediction of Corporate Bankruptcy," **Journal of Finance**, Vol.23, No.4, 589-609.
- Altman, E. I. and Narayanan, P., 1997, "An International Survey of Business Failure Classification Models," **Financial Markets and Institutions**, Vol.6, No.2, 1-57.
- Bacon, J., 1973, **Corporate Directorship Practices: Membership and Committees of the Board**, New York: the Conference Board and American Society of Corporate Secretaries.
- Bose, S., 1996, "Classification Using Splines," **Computational Statistics and Data Analysis**, Vol.22, No. 4, 505-525.
- Brickley, J. A. and James, C. M., 1987, "The Takeover Market Corporate Board Composition and Ownership Structure: The Case of Banking," **Journal of Law and Economics**, Vol. 30, No. 3, 161-180.
- Brickley, J. A., Coles, J., and Terry, R. L., 1994, "Outside Directors and the Adoption of Poison Pills," **Journal of Financial Economics**, Vol. 35, No. 3, 371-390.
- Calandro, J. Jr., 2007, "Considering the Utility of Altman's Z-score as a Strategic Assessment and Performance Management Tool," **Strategy and Leadership**, Vol. 35, No. 5, 37-43.
- Chahine, S., 2007, "Block-Holder Ownership, Family Control and Post-Listing Performance of French IPOs," **Managerial Finance**, Vol. 33, No. 6, 388-400.
- Chao, C. M. and Dai, D. S., 2006, "A Study on the Relationships between Ownership Structure, Board Characteristics, and Cost Efficiency of Taiwan Banks," **Taiwan Banking & Finance Quarterly**, Vol. 7, No. 3, 95-125.
- Chung, K. H. and Pruitt, S. W., 1994, "A Simple Approximation of Tobin's q," **Financial Management**, Vol. 23, No. 3, 70-74.
- Claessens, S., Djankov, S., Fan, J., and Lang, L. H. P., 2002, "Disentangling the Incentive and Entrenchment Effects of Large Shareholdings," **Journal of Finance**, Vol. 57,

No. 6, 2741-2771.

- Contractor, F. J., Kundu, S. K., and Hsu, C. C., 2003, "A Three-Stage Theory of International Expansion: The Link between Multi-nationality and Performance in the Service Sector," **Journal of International Business Studies**, Vol. 34, No.1, 5-18.
- Craven, P. and Wahba, G., 1979, "Smoothing Noisy Data with Spline Functions : Estimating the Correct Degree of Smoothing by the Method of Generalized Cross-Validation," **Numberische Mathematik**, Vol. 31, 317-403.
- Crutchley, E., Jensen, M. C., Jahera, H. H., and Raymond, J., 1999, "Agency Problems and the Simultaneity of Financial Decision Making: The Role of Institutional Ownership," **International Review of Financial Analysis**, Vol. 8, No.2, 177-197.
- De Gooijer, J. G., Ray, B. K., and Krager, H., 1998, "Forecasting Exchange Rates Using Time Series MARS," **Journal of International Money and Finance**, Vol. 17, No.3, 513-534.
- De Veaux, R. D., Gordon, A. L., Comiso, J. C., and Bacherer, N. E., 1993, "Modeling of Topographic Effects on Antarctic Sea Ice Using Multivariate Adaptive Regression Splines," **Journal of Geophysical Research**, Vol. 98, No. 11, 20307-20319.
- Fama, E. F., 1980, "Agency Problems and the Theory of the Firm," **Journal of Political Economy**, Vol. 88, No. 2, 288-307.
- Fama, E. F. and Jensen, M. C., 1983, "Separation of Ownership and Control," **Journal of Law and Economics**, Vol. 26, No. 2, 301-325.
- Freeman, J. A. and Skapura, D. M., 1992, **Neural Networks Algorithms, Applications, and Programming Techniques**, Indianapolis: Addison-Wesley.
- Friedman, J. H., 1991, "Multivariate Adaptive Regression Splines," **Annals of Statistics**, Vol. 19, No.1, 1-141.
- Friedman, J. H. and Roosen, C. B., 1995, "An Introduction to Multivariate Adaptive Regression Splines," **Statistical Methods in Medical Research**, Vol. 4, No. 3, 197-217.
- Goergen, M. and Renneboog, L., 2007, "Does Ownership Matter? A Study of German and UK IPOs," **Managerial Finance**, Vol.33, No.6, 368-387.
- Gompers, A., Ishii, J., and Metrick, A., 2003, "Corporate Governance and Equity Prices," **Quarterly Journal of Economics**, Vol.118, No. 1, 107-155.
- Greene, W. H., 2000, **Econometric Analysis**, 4<sup>th</sup>, New Jersey: Prentice Hall.
- Griffin, W. L., Fisher, N. I., Friedman, J. H., and Ryan, C. G., 1997, "Statistical Techniques for the Classification of Chromites in Diamond Exploration Samples," **Journal of Geochemical Exploration**, Vol. 59, No.3, 233-249.
- Hausman, J., 1978, "Specification Tests in Econometrics," **Econometrica**, Vol.46, No.6, 1251-1271.
- Hertzel, M. and Smith, R. L., 1993, "Market Discounts and Shareholder Gains for Placing Equity Privately," **Journal of Finance**, Vol.48, No.2, 459-485.
- Huson, M. R., Parrino, R., and Starks, L. T., 2001, "Internal Monitoring Mechanisms and

- CEO Turnover: a Long-term Perspective,” **Journal of Finance**, Vol.56, No.6, 2265-2297.
- Jensen, M. C. and Meckling, W. H., 1976, “Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency costs and Ownership Structure,” **Journal of Financial Economics**, Vol.3, No.4, 305-360.
- Kang, J. K. and Shivdasani, A., 1996, “Does the Japanese Governance System Enhance Shareholder Wealth? Evidence from the Stock-Price Effects of Top Management Turnover,” **Review of Financial Studies**, Vol.9, No.4, 1061-1095.
- Kesner, I. F., 1987, “Directors’ Stock Ownership and Organizational Performance: An Investigation of Fortune 500 Companies,” **Journal of Management**, Vol.13, No. 3, 499-507.
- Koh, P. S., Laplante, S. K., and Yen, H. T., 2007, “Accountability and Value Enhancement Roles of Corporate Governance,” **Accounting and Finance**, Vol.47, No.2, 305-333.
- Kotabe, M., Srinivasan, S. S., and Aulakh, P. S., 2002. “Multi-nationality and Firm Performance: The Moderating Role of R&D and Marketing Capabilities,” **Journal of International Business Studies**, Vol.33, No.1, 79-97.
- La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., and Shleifer, A., 1999, “Corporate Ownership around the World,” **Journal of Finance**, Vol.54, No. 2, 471-517.
- Larcker, D. F., Richardson, S. A., and Tuna, İ., 2007, “Corporate Governance, Accounting Outcomes, and Organizational Performance,” **The Accounting Review**, Vol.82, No.4, 963-1008.
- Lewis, P. A. W. and Stevens, J. G., 1991, “Nonlinear Modeling of Time Series Using Multivariate Adaptive Regression Splines (MARS),” **Journal of American Statistical Association**, Vol.86, No.416, 864-877.
- Louwers, T. J., 1998, “The Relation between Going-Concern Opinions and the Auditor’s Loss Function,” **Journal of Accounting Research**, Vol.36, No.1, 143-156.
- Mather, P. and Ramsay, A., 2007, “Do Board Characteristics Influence Impression Management through Graph Selectivity around CEO Changes?,” **Australian Accounting Review**, Vol.17, No.2, 84-95.
- Moh’d Mahmoud, A., Larry, G. P., and Rimbey, J. N., 1998, “The Impact of Ownership Structure on Corporate Debt Policy: a Time-series Cross-sectional Analysis,” **The Financial Review**, Vol. 33, No. 3, 85-98.
- Morck, R. A., Shleifer, A., and Vishny, R., 1988, “Management Ownership and Market Valuation: an Empirical Analysis,” **Journal of Financial Economics**, Vol.20, No.1-2, 293-315.
- Nguyen-Cong, V., Van Dang, G., and Rode, B. M., 1996, “Using Multivariate Adaptive Regression Splines to QSAR Studies of Dihydroartemisinin Derivatives,” **European Journal of Medical Chemistry**, Vol. 31, No. 10, 797-803.
- Pantzalis, C., 2001, “Does Location Matter? An Empirical Analysis of Geographic Scope and MNC Market Valuation,” **Journal of International Business Studies**, Vol.32, No.1, 133-155.

- Prowse, S., 1998, "Corporate Governance : Emerging Issues and Lessons from East Asia." Working paper, World Bank.
- Rajan, R. G. and Zingales, L., 1998, "Financial Dependence and Growth," **American Economic Review**, Vol.88, No.3, 559-586.
- Rosenstein, S. and Wyatt, J. G., 1997, "Inside Directors, Board Effectiveness, and Shareholder Wealth," **Journal of Financial Economics**, Vol.44, No. 2, 229-250.
- Rumelhart, D. E., Hinton, D. E., and Williams, R. J., 1986, **Learning Internal Representations by Error Propagation in Parallel Distributed Processing**, Cambridge: the MIT Press.
- Salancik, G. and Pfeffer, J., 1980, "Effects of Ownership & Performance on Executive Tenure in the US Corporations," **Academy of Management Journal**, Vol.23, No.4, 653-664.
- Shleifer, A. and Vishny, R., 1997, "A Survey of Corporate Governance," **Journal of Financial Economics**, Vol. 52, No.2, 737-783.
- Steinberg, D., Bernard, B., Phillip, C., and Kerry, M., 1999, **MARS User Guide**, San Diego: Salford Systems.
- Taffler, R. J., Lu, J., and Kausar, A., 2004. " In Denial? Stock Market Under-reaction to Going-Concern Audit Report Disclosure," **Journal of Accounting and Economics**, Vol. 38, No. 1-3, 263-296.
- Tobin, J., 1969, "A General Equilibrium Approach to Monetary Theory," **Journal of Money, Credit and Banking**, Vol. 1, No. 1, 15-29.
- Vellido, A., Lisboa, P. J. G., and Vaughan, L., 1999, "Neural Networks in Business: A Survey of Applications(1992-1998), " **Expert Systems with Applications**, Vol.17, No. 1, 51-70.
- Weir, C. and Liang, D., 2001, "Governance Structures, Director Independence and Corporate Performance in the UK," **European Business Review**, Vol.13, No.2, 86-95.
- Weisbach, M. S., 1988, "Outside Directors and CFO Turnover," **Journal of Financial Economics**, Vol.20, No.1-2, 431-460.
- Werbos, P., 1974, **Beyond Regression: New Tools for Prediction and Analysis in the Behavioral Sciences**, Ph. D. Dissertation, University of Harvard.
- Wooldridge, J. M., 2002, **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**, Cambridge: The MIT Press.
- World Bank, 2002, **Corporate Governance: A Framework for Implementation Overview**.
- Wruck, K. H., 1989, "Equity Ownership Concentration and Firm Value: Evidence from Private Equity Financings," **Journal of Financial Economics**, Vol. 23, No. 1, 3-28.
- Yermack, D., 1996, "Higher Market Valuation of Companies with a Small Board of Directors," **Journal of Financial Economics**, Vol.40, No. 2, 185-211.

## 作者簡介

### 林妙雀

台灣大學商學研究所國際企業博士，現任教於臺北大學財政學系專任教授，研究領域為國際企業、國際行銷、知識管理、智慧資本，學術論文發表於 The Service Industries Journal、International Journal of Electronic Business Management、管理學報、管理評論、台大管理論叢、亞太管理評論、高雄應用科技大學學報、輔仁管理評論及其他相關刊物。

E-mail:brandlin@mail.ntpu.edu.tw

### 顏怡音

臺北大學會計博士，現任教於臺北商業技術學院會計資訊系專任助理教授，研究領域為財務會計、內部控制、公司治理及資本市場等，學術論文發表於管理與系統、當代會計、證券暨期貨管理、內部稽核季刊、主計月刊等刊物。

E-mail:irene@webmail.ntcb.edu.tw

### 陳雪芳

政治大學應用數學研究所畢業，現任教於育達商業技術學院企業管理系專任講師，並為輔仁大學商學研究所博士候選人，研究領域以多變量分析、人工智慧等方法論為主。

E-mail:hfang@ydu.edu.tw