

Risk Premium Perspective-Audit Value of the Private Colleges and Universities in Taiwan

Yung-Yu Lai¹

Overseas Chinese Institute of Technology

Chiaju Kuo

National Taichung Institute of Technology

Chung-Jen Fu

National Yunlin University of Science & Technology

Abstract

This study features itself by collecting first-hand audit fee data from audited financial statements of private colleges and universities directly for the 2001-2003 academic years and partial for 1998-2000 academic years. From risk premium standpoint, the audit service value can be inferred that the greater intention the auditee are likely to commit fraud, the higher the audit service would be valued while the audit work can effectively prevent fraud occurrence. We defined fraudulent organization as the school has ever experienced defect. The results are consistent with our expectation, suggesting that there is a positive association between fraudulent organizations and audit fees after controlling variables Big 4, industry specialist, size and complexity of schools and audit risk. These findings show that audit service value is driven by how effective the audit work is conducted. It means, the more the fraudulent schools are detected, the greater the audited information as well as audit serviced are priced.

Keywords : Audit fees, private colleges and universities, non-profit organizations, risk premium

¹ 賴永裕、僑光技術學院助理教授、台中市僑光路 100 號、TEL：04-27016855-2122、FAX：
04-27075420、caesar.larry@msa.hinet.net

從風險貼水看私立大專院校審計服務價值

賴永裕
僑光技術學院

郭佳如
台中技術學院

傅鍾仁
雲林科技大學

摘要

審計公費研究之主要障礙在於審計公費之取得，與過去研究最主要不同之處，本研究直接取得私立大專院校 2001 至 2003 學年度由政府招標會計師查核財務報表之審計公費及 1998 至 2000 學年度部分學校審計公費。從風險貼水推論審計服務價值，當被審計組織舞弊傾向愈大時，若審計工作能有效遏阻舞弊發生，則審計資訊價值愈大。將曾經發生違失案件學校定義為有舞弊傾向組織。實證結果顯示曾出現違失學校，在控制了四大、產業專家、規模、風險、複雜度等可能影響因素後，結果與本研究推論一致，有舞弊傾向組織與審計公費呈正相關。當被審計學校存在舞弊傾向時會計師事務所的審計價值較高，當被審計組織舞弊傾向（高估機率）愈大時（愈不對稱時），且審計能有效遏阻舞弊之發生時，則審計之資訊價值愈大。

關鍵字：審計公費、私立大專院校、非營利事業組織、風險貼水

I. Introduction

Most of the researches on audit fees were based on theoretical models rather than empirical studies, because of the difficulty of data acquisition where most of the data were collected from questionnaires. In Taiwan, private colleges and universities have been emerging enormously in recent years due to the changing of higher education policy and special recognition and subsidies from government. At the same time, the supervision of financial affairs has become more important for the Ministry of Education (MOE, hereafter), owing to several financial scandals out-broken in private schools in recent years. Since there are enormous and complete studies on audit fee for profit organizations, Nonprofit Organizations (NPOs, hereafter), one of the three biggest organization systems in society, has not received a similar attention yet. Thorne et al. (2001), however, once tried to observe how auditing work had been priced for government. They examined whether audit fees would be charged differently for different audit engagements by using local governmental data collected from north California. Nonprofit Organizations (NPOs) cover a wide range from hospitals, foundations, churches, and schools to museums. In the 2006 census from the MOE there were 162 private colleges and universities (including 89 universities, 56 colleges and 17 junior colleges). Among them, 54 schools were public and the rest were private colleges and universities (including 48 universities, 46 colleges and 14 junior colleges). During last ten years, 25 colleges and universities were newly set up and student enrollment was sharply increased for more than half million. The total expenditure schools spent had enormously increased from 91.1 billion to 222.2 billion between 1993 and 2004, a growth rate reaching 143.84%. Amazingly, private schools' expenditures which accounted for 38.9 billion in 1993 rose to 117.3 billion in 2002, an increase of 61.2%.

1. Research background

The MOE revised "Regulations for Establishments of Accounting Systems at Private Schools" on April 18, 2005. Of Article 12, "Private school should prepare the budget of next year at the beginning of the year, proved by board of directors and submit to Ministry of Education before July. At the end of the year, the financial statements should be audited, proved by board of directors and submit for reference before December." Based on second provision of Article 3, "The MOE should set up rules for consist of governing accounting system of private colleges and universities".

Following a financial crisis at Hualien Da-Han Industrial and Business College which took place in 1988 and an accounting scandal of Kaohsiung International Business College founded in 1990, the MOE adopted strict controls over financial operations of private colleges and universities. Since then, the MOE has required that the financial statements of private colleges and universities should be audited by audit

firms. Although the relevant policies regarding this issue had been amended several times through the years (see Table 1), a need for the audited financial statements to be submitted to and approved by the MOE are still remains unchanged.

Table 1: The one who chose for the auditor or was responsible for the audit fees

Academic year ²	Auditor selector	Responsible party for paying audit fees
1992	Private colleges and universities	Private colleges and universities
1995	Private colleges and universities	Half of the audit fees was subsidized by the MOE
1997	1. Private colleges and universities, or 2. assigned by the MOE	1. Private colleges and universities, or 2. the MOE when CPA was assigned by the MOE
2001	The MOE entrusted the special case to audit (Open tendering procedure)	The MOE
2003	The MOE entrusted the special case to audit (Limited tendering procedure)	The MOE
2004	Private colleges and universities	Private colleges and universities

As shown in Table 1, private colleges and universities have been found to have committed many collusions and corruptions from year 1997 until the present. The MOE, in order to promote auditor independence, encouraged private schools to be audited by auditors assigned by the MOE. During the academic years 1997-2000, the right to appoint auditors and the responsibility to pay for audit services left to schools or remained with the MOE, respectively. There were 9, 10, and 14 schools between academic year 1998 and 2000 that were audited by appointed firms, accounting for 10% of the whole. The way auditors were selected was soon changed for the sake of enhancing the qualifications of bidders since the biggest educational scandal happened in 2000. As a result, the auditors were selected through tendering procedures by the MOE who was responsible for audit fees from year 2001 to 2003. Since such practices represented different cost expenses, data adopted from these three years were sampled to study the determinants of audit fees.

² Academic years of schools are different from those of firms. For example, academic year 1992 started from August 1, 1992 and went to July 31, 1993.

2. Research motivation and purposes

Most of the knowledge or experience of organizational management and audit are mainly obtained from profit organizations, and the mission and performance evaluation criteria of non-profit organizations are different from those of profit organizations. Thus, studies on managing non-profit organizations will of course face some obvious challenges. This study, therefore, focuses on audit services, factors affecting audit fees and fee premiums charged for better auditor brand name reputation, and the increase of fee premiums results from risk premiums.

Economists claim that the demand of audit service increase depending on the value (utility) that audit services can provide. In practice, despite competitive and strategic concerns, audit fees are mainly charged by a cost-plus method, which prices audit service from the supply point of view. For example, an auditor would price his/her service based on his/her client size, complexity and business risk. On the other hand, the examination of audit fee determination in academic audit studies mainly have focused on supply perspective and audit processes rather than demand perspective that is observed as well. Accordingly, this study will exam audit service value based on NPOs financial statement user's concern under information hypothesis and risk premium hypothesis, and hopefully, a complete overview of audit fee determination can then be framed for non-profit organizations. Because of the difficulty of data acquisition, most of the prior researches on audit fees were done from the supply point of view rather than from the demand point of view demand. Our research is based on the information hypothesis in the viewpoint of demand by using the data of the fraudulent organizations. However, we have to employ the determinants of audit fees in the perspective of supply as control variables.

This study begins with an introduction to audit and audit background of NPOs. Then audit work as an economical service is assumed. Under this circumstance, we try to analyze in which way audit service is demanded. Also, an overview of agent, information and insurance hypotheses is outlined all at once. In addition, we based on information hypothesis exam risk premium, a proxy for audit service value from demand perspective. The hypotheses are empirically tested and the results are analyzed.

II. Literature Review and Research Hypotheses

Auditing is an accumulation and examination of a specific entity's quantifiable information to decide and report which level of consistency between such information and established rules, so that it must be accomplished by competent individuals (Arens and Loebbecke, 1994). The major types of audits can be classified as financial audits, tax audits, operational audits and compliance audits. DeAngelo (1981) identified the pre-value of audit service as auditors having ability: (1) to discover errors or frauds in financial statements and (2) to resist the pressures from clients for a fair report on discovered errors and frauds. Watts and Zimmerman (1986) agreed with DeAngelo's arguments and regarded the former as auditor's professional skills whereas the later as auditor independence.

Most audits carried out for profit organizations are financial audits (or financial statement audits). A financial audit is to assess whether the information presented in the financial statements, taken as a whole, is in conformity with generally accepted accounting principles (GAAP). Basically, there are quite a lot of ways to evaluate the financial statement quality; however, it would be more efficient if the audit works are done by professional auditors rather than any of the individuals. Therefore, financial audits in the present economy society are usually conducted by independent auditors.

Recently, with more attention drawn on the performance of NPOs, an increasing need to promote the credibility and legality of those financial statements is obviously perceived, hence, the related audits have been performed by professional auditors hereafter. In accordance, the characters of audits for NPOs are a mixed result of financial audits and compliance audits. Compliance audits are audits to determine and report whether operations are being conducted in compliance with applicable laws and regulations, management policies and contracts. The sample used for this study consists of private colleges and universities that all have received financial support from governments. While the authorities are responsible for supervision in those schools, the spirit of entrusting audit works to professional auditors by the private colleges and universities is partially consistent with compliance audits.

The following sections will analyze the determinants of audit fees from both supply and demand perspectives, review literature on the subjects of auditor brand name premium and industry specialist and finally propose the main hypotheses.

Wallace (1980) pointed out that audit demand theory can be divided into agency theory, stewardship hypothesis, insurance hypothesis, information hypothesis and regulatory hypothesis. We describe information hypothesis briefly as follows:

As the user recognize the audited financial report will provide the better quality of information, information hypothesis assumed investor or debtor will ask for audited financial report for reducing risk, improve investment or debt policies and gain profit. Rational investors require audits for evaluating the market value by audited financial report, and making decisions based on such quality information. However, the quality of financial report information will be reduced due to intentional or unwilling mistakes or failures. As a result, management will appoint an independent auditor to maintain audit quality. The value of audit information for decision making is different from that of supervising value by agency theory.

The value of audit information can be divided into two parts. First, from the affordable risk part, audits will reduce the uncertainty of accounting information and increase its quality by reducing risk premium (assume investor is risk averter). Second, from the improving decision making part, audit information will provide better quality of accounting information for amending investors' beliefs and results in better decision quality of selecting proper action. In NPOs, quality audit reports will gain trust from dominators or government organizations for more domination or financial support. The next chapter will use risk premium to analyze the value of audit service based on information hypothesis.

1. Determination of the Audit Value Under the Information Hypothesis

The auditors of the private colleges and universities were appointed by the MOE hence the Boards of such schools did not have the rights to choose auditors in the research period of the dissertation. Meanwhile, different from those of profit organizations, schools do not have the external agency relationship between managers and stockholders results from information asymmetry. The study does not focus on the agency theory in the demand perspective, accordingly. Insurance is originated from an underpinning that the investors' losses could be covered from a claim for audit failure. Whether there is an audit failure and if it does give rise to the amount of losses that resulted, auditors are responsible for coverage to investors against losses suffered. However, the insurance hypothesis may not hold for the private colleges and universities because there are no investors who will claim for the losses to them. The study does not examine the insurance hypothesis, neither.

Fu (1997) set up the model of audit value as for profit organizations in the perspective of risk premium. However, Fu (1997) did not verify the model by empirical research, because of the difficulty of data acquisition. Fu's (1997) study was focused on the agency theory, the insurance hypothesis, and the information hypothesis. This research differs from Fu's (1997) study in the ways that:

- (1) Organizations' goals are different. Fu (1997) explored the model of the profit organizations, which with the goal of profit making, whereas the main purpose of the NPOs is to engage themselves in related charitable activities.
- (2) Outside stakeholders are different. The main outside stakeholders of the profit organizations are investors and stockholders, whereas those of the NPOs are donors and the Supervisory Authorities.
- (3) The insurance hypothesis may not hold. There are no investors who will claim for the losses to the NPOs. In addition, the MOE regulates that private schools' loan taking has approved by the authorities and no assets of schools can be provided as mortgage. Therefore, insurance hypothesis may not hold for the private colleges and universities.

Take the audit value of a certain NPO's (e.g., university α 's) audited financial statements for example in the perspective of the information hypothesis, Fu's (1997) model can be modified as follows :

Basic assumptions :

To simplify the analysis, assume there are two persons (**A** and **B**) , two states (overestimate and underestimate) , and two policies (audit or not) . **A** is the chairman of the board of university α , and **A** considers not only to disclose α 's financial statements which represent its operation results but also to raise funds from outsiders and to strive for the subsidies. **B** is a potential donor, the Supervisory Authorities, or a subsidy institution of the government. Both **A** and **B** agreed that the amount of donation or subsidy is based on the operation results of university.

A has run the university for years and knows that the book value of α 's operation performance equals to the expected value W when the financial statements are fully disclosed. Suppose W α 's is intrinsic value.³ Assume that prior to audit, α 's book value based on its accounting system can be overestimated or underestimated. Suppose the probabilities of overestimate and underestimate is 1/2, respectively.⁴ That is , α 's book value is $W + \tilde{Z}$ prior to the audit, where \tilde{Z} is a random variable. \tilde{Z} could mainly be overestimated (+Z) or underestimated(-Z) when there is no symptom of a fraud (However, such assumption will be relaxed when there is a tendency to commit a fraud.) . $W + Z$ denotes α 's book value is overestimated

³ Accounting earnings are generally different from economic earning; hence, the book value is not equal to the intrinsic value. For simplicity, the authors assume that the book value is equal to the intrinsic value when α 's financial statements are fairly disclosed.

⁴ Assume that the probability of overestimate, p, equals to 1/2 at this point and the common situations which $p>1/2$ will be discuss in the followings. As for the analysis of rare situations when $p<1/2$, which is similar to that when $p>1/2$, the author will not give a further description on it.

whereas $W - Z$ denotes underestimated.

Assume both **A** and **B** are risk aversion (expressed as RA, hereafter) and their utility function $[U(W)]$ is the expected utility function of Von Neumann and Morgenstain.⁵ Where $U'(W) > 0$ and $U''(W) < 0$. Let π be the risk premium, which is the highest cost **A** (or **B**) will spend to eliminate the original uncertainty. Then, $E(U) = U(W - \pi)$, which is shown in Figure 1.

Pratt(1964) applied Taylor series expansions of $U(W - \pi)$ and $E[U(W + \tilde{Z})]$ at point W , respectively, and let the results be equal. $\pi^2 \rightarrow 0$, as π is quite small, so we have the value of the risk premium (Arrow-Pratt Index of Risk Aversion) as follows :

$$\pi = -(\sigma^2/2)(U''/U')$$

where σ^2 is the variance of random variable \tilde{Z} . That is, the variance of the university's book value with regard to the operation performance.

DeAngelo (1981a) defined the *ex ante* audit value as that : (1) CPAs have the ability to detect misstatements or frauds in the financial statements, and (2) CPAs have the ability to report the misstatements or frauds truthfully under the stress of the clients. Meanwhile, audit value depends on the product of these two probability density functions. The information value of audit explored in the dissertation can be treated as the *ex ante* value. Firstly, basic situations under which the NPOs do not have the tendency to commit a fraud (i.e., not only the amounts but also the probabilities of overestimate or underestimate are equal, respectively) are analyzed. Assume the book value with respect to the operation performance of an university prior the audit is $W + Z$ or $W - Z$, which with the probability of 1/2, respectively. The audit services will not change an organization's operations significantly. That is, audit services will change the distribution of the amount in the financial statements, thus results in the smaller variance (σ^2) of the university's book value with respect to the operation performance. When the distribution of the expected value of amounts in the financial statements is symmetric, it turns to be $(W \pm sZ)$, where $0 < s < 1$. Secondly, situations under which the NPOs have the tendency to commit a fraud are examined. That is, when the distribution of the expected value of amounts in the financial statements is asymmetric [e.g., amount of overstatement ($2Z$) is bigger than that of understatement (Z), or probability of overstatement ($p > 1/2$) is larger than that of understatement], the expected value will change after the audit. Audit value as related the situation when the client has no intention to commit a fraud is discussed first.

⁵ The general assumption related utility function is (1) power function : $U(W) = -W^{-a}$, $a > 0$; (2) quadratic form : $U(W) = aW - bW^2$; or (3) exponential function : $U(W) = -e^{-aw}$, $a > 0$ (Datar et al., 1991, JAE).

Audit value of reduction in material misstatements—information value of audit services under symmetry distribution

First of all this section is focused on the audit value of reduction in material misstatements with regard to accounting information when there is no tendency to commit a fraud. In other words, the chance that audit may reduce material misstatements result from financial statements when there is no tendency to commit a fraud. The effects of audit on *A* and *B* can be analyzed as follows. In the view of *A*, he/she knows that α 's book value of the actual operation performance (i.e., book value under the circumstances of fully disclosed) should be W , whereas he/she is not sure what will be the value calculated by the accounting system. Therefore, we suppose that *A* has no intention to manipulate earnings. Then, there are two possibilities as related α 's book value calculated by the accounting system : (1) overestimate ($W+Z$) ; or (2) underestimate ($W-Z$) , where not only the amounts but also the probabilities of overestimate or underestimate are equal, respectively. Then, *A*'s expected utility and risk premium (π) can be shown in Figure 1.

Figure 1 The expected utility and risk premium prior to the audit

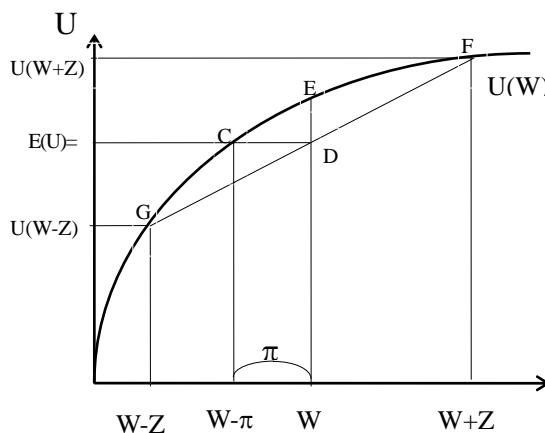
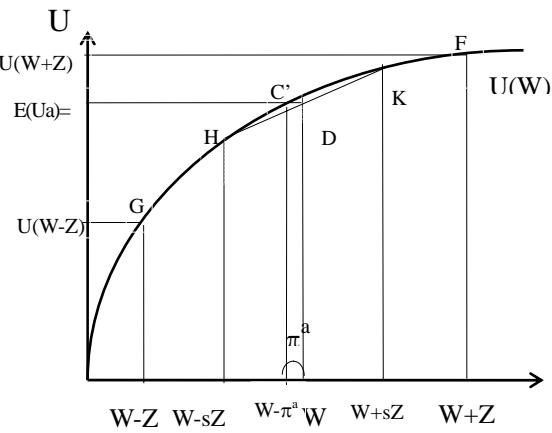


Figure 2 The expected utility and risk premium after the audit



Assume the utility function of *A* is $U(W)$, and $U'(W) > 0$; $U''(W) < 0$. Then the utility function of *A* will be

$$E(U) = (1/2)[U(W+Z) + U(W-Z)] \quad (1)$$

where the risk premium, π , denotes the highest cost *A* will spend to fully eliminate the uncertainty prior to the audit.⁶ That is, the horizontal difference between point C ($U(W-\pi)$) and point D ($E(U)$) .

⁶ Theoretically, *A* can reach the objective of full risk-aversion through the contingent claim under different circumstances in a complete market, whereas such objective is hard to reach in the real world.

Under the circumstances, A may hire a CPA to render audit services. Assume that the audit can lower down the ratio of overestimate(underestimate) and raise the quality of accounting information (i. g., the variances become smaller) whereas it can not change an organization's operations (i. g., the expected value remains unchanged) .

Assume that there are still two possibilities as related α 's book value after the audit : (1) slightly overestimate ($W+sZ$) ; or (2) slightly underestimate ($W-sZ$) , where the probabilities of the outcome are still the same, which are $1/2$, respectively, and $0 \leq s \leq 1$.⁷ Hence, s denotes the ability that audit services may bring to raise up the quality of accounting information. When $s=0$, it indicates that audit service can totally eliminate the uncertainty of accounting information. On the contrary, when $s=1$, it indicates that audit services cannot raise up the quality of accounting information.

Example 1 : Let $s=1$. Then A 's expected utility function $E(U)$ and risk premium π^a are presented in Figure 2 and can be formulated as :

$$E(Ua)=(1/2)[U(W+(1/2)Z)+U(W-(1/2)Z)] \quad (2)$$

As the same reason, the risk premium, π , denotes the highest cost A will spend to fully eliminate the uncertainty prior to the audit. That is, $E(Ua)=U(W-\pi^a)$ which is the horizontal difference between point C' and point D' as shown in Figure 2.

Hence, audit value can be expressed as : $V_a = \pi - \pi^a$. A will hire a CPA to render the audit services as long as the audit value is higher than the audit cost (ξ).

Observation 1 : Ceteris paribus, the higher the quality of the audit, the higher is the information value of the audit.

Proof. Because $U(W)$ is a strictly increasing function ($U' > 0, U'' < 0$), there is an inverse function of $U(W)$.

Let U^{-1} be the inverse function of U . It is obvious that U^{-1} is an increasing function, too. The smaller the s , the smaller is the π^a , hence the higher is the information value of the audit ($V_a = \pi - \pi^a$) .

It can be presented as the following notations :

$$\therefore W-\pi=U^{-1}(E(U)), W-\pi^a=U^{-1}(E(Ua)), \text{ and } E(U) < E(Ua),$$

Both U and U^{-1} are increasing functions ; $U^{-1}(E(U)) < U^{-1}(E(Ua))$.

$$\therefore W - \pi < W - \pi^a, V_a = (\pi - \pi^a) > 0.$$

As the same reason, given any $0 \leq s_1 < s_2 \leq 1$, then $E(U s_1) > E(U s_2)$.

⁷ It can be presented as $[W \pm (1-s)Z]$, where s denotes the reduction percentage as for the uncertainty of accounting information results from the audit services.

$$\therefore W - \pi s_1 > W - \pi s_2, V s_1 = (\pi - \pi s_1) > V s_2 = (\pi - \pi s_2).$$

Deduction 1 : Ceteris paribus, the higher the reputation of the CPA firms (CPAs, hereafter), the higher is the CPAs' information value when the CPAs' reputation may represent for the audit quality (i.e., reputation is a strictly increasing function of audit quality or is a strictly decreasing function of s).

Explanation : Because audit quality is hard to be measured, users of audit information judge audit quality by the CPAs' reputation in practice. Owing to reputation is hard to be measured researchers use the CPAs' size as a proxy for reputation in the empirical studies. DeAngelo (1981b) is the first one who used the size of the CPAs as a proxy for reputation. The results of Simunic and Stein (1987) support for DeAngelo's (1981b) argument. Chang et al. (2005) after canceling the audit fee floor, brand name reputation of auditors enlarges their range of excess market share. Consequently, the strategies of brand name reputation and industry specialization can successfully help auditors to respond to the increasing competition in audit market. The following hypothesis is developed accordingly:

H1 : Big 4 auditors will have higher audit fees than non-Big 4 auditors, ceteris paribus.

Observation 2 : Ceteris paribus, the higher the variance of the book value (σ_z) results from poor internal control of the client or increase in its operation risk, the higher is the information value of the audit.

Proof. The risk premium $\pi = -(\sigma^2/2)(U''/U')$. The utility function of users of audit information, $U(W)$, becomes more concave and π becomes larger when the level of their risk aversion($-U''/U'$) becomes higher. Meanwhile, the larger is π^a . But $\Delta\pi^a = f(\pi) \cdot \Delta\pi$ and $0 \leq f(\pi) \leq 1$.

Therefore, $\Delta Va = \Delta\pi - \Delta\pi^a = (1 - f(\pi)) \cdot \Delta\pi \geq 0$.

The variance of the book value, σ_z , will increase to σ_d^2 ($\sigma_d^2 > \sigma^2$) when internal control of the client is poor or when its operation risk increases. Then the risk premium increases from π to π_d , where $\pi_d \geq \pi$, and then the information value of the audit can be formulated as : $V_d = \pi_d - \pi^a > V_a = \pi - \pi^a$.

Deduction 2 : In the perspective of the demands, the ceiling of the audit fees may become lower when the client, that is, the college or the university been audited, reduces its operation risk by enhancing its internal control, hedge effectively, or managing the assets and liabilities properly.

Explanation : Furthermore, in the perspective of the supply, audit costs are relatively lower as for a university whose internal control is good hence the ceiling of the audit fees may be relatively lower. Auditors will keep thinking about other measures

as proxy for auditee's risk in deciding audit fees while the importance of auditee's risk is noted by both profession and in auditing texts. The following hypothesis is developed accordingly:

H2: The more risky the private colleges and universities, the higher the audit fees,
ceteris paribus.

By controlling for ratio of debt to total assets, an increase in ratio of interest expenses to net income is found. It means that a positive relationship between NPOs' risk and audit fees. Once NPOs have achieved better performance, a consequent effect of more donations from the publics and greater financial supports from the governments are obtained, in turn that brings about a positive image for NPOs. What's more, high ratio of net income to total ordinary revenues represents the steady financial structure of an organization that leads to its operational risk at a low level. These measures have an entire negative impact on risks faced by NPOs, showing that private donation, government financial support and ratio of net income to total ordinary revenues are negatively connected with audit fees. We use board expenditures as a proxy for the soundness of the corporate governance with regard to the private colleges and universities. The more effective the operations of the NPOs, the better is the corporate governance, hence the higher is the related board expenditures. Therefore, we expect there is a negative correlation between board expenditures and audit fees.

Audit value of reduction in frauds—information value of audit services under asymmetry distribution

Next, in the perspective of **B** who is a donor or a subsidy of the NPOs, his/her utility will decrease when assets of such donation have not been used efficiently by the NPOs whereas will increase when assets of such donation have been used efficiently by the NPOs and hence increase the probability of further donations by **B**. As for the literature of the profit organizations, Kinney and Martin (1994) pointed out that the financial statements those without audit show a tendency to overstatement after they had analyzed a lot of auditing literature. **B** wants to avoid such risk through financial audit because he/she doesn't know α 's intrinsic value. Assume that audit can lower down not only variances of the numbers in the financial statements but also the magnitude of overestimate of assets' book value (frauds), hence avoid losses in the future.

Example 2 : Following the deductions above, assume there are two possibilities as related α 's book value prior to the audit : (1) overestimate ($W+dZ$) ; or (2) underestimate ($W-Z$) , where $d \geq 1$, and the probabilities of overestimate or

underestimate are equal whereas the distribution is asymmetry.⁸ Firstly, let $d=2$, then when B denotes based on the value of $(W+2Z)$, he/she will have the utility as that of $(W+Z)$ though paid more by the amount $2Z$. B 's expected value of wealth in the following period will be $(W-2Z)$. On the contrary, when B denotes based on the value of $(W-Z)$, B 's expected value of wealth in the following period will be $(W+Z)$. Therefore, B 's expected utility prior to the audit can be formulated as follows :

$$E(U_b) = (1/2)[U(W+Z) + U(W-2Z)] < E(U) = U(W-\pi) \quad (3)$$

where the risk premium, π^b , denotes the highest cost B will spend to fully eliminate the uncertainty prior to the audit. That is, the horizontal difference between point C ($U(W-\pi^b)$) and point D ($E(U)$).⁹

Figure 3 The $E(U)$ and π^b prior to the audit when there is a tendency to commit a fraud

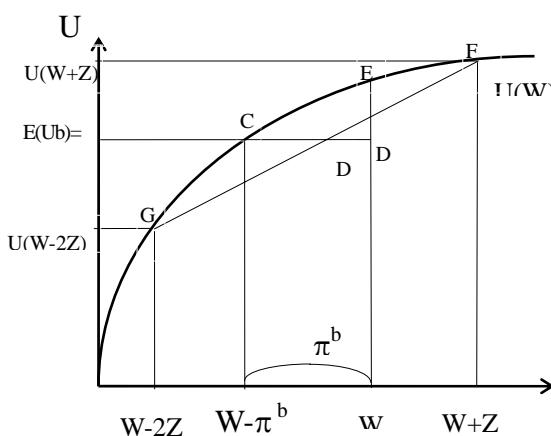
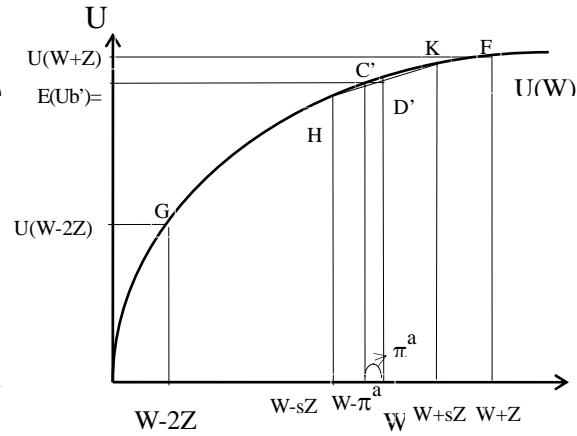


Figure 4 The $E(U)$ and π^b after the audit when there is a tendency to commit a fraud



Under the circumstances B may ask A to hire the CPA to render audit services, or A will hire the CPA on his/her own initiative under the efficient market hypothesis of (Jensen and Meckling, 1976). Assume that audit can both raise the quality of accounting information (i. g., let the variances become smaller) and reduce the probability of overestimate of the assets (i. g., change the expected value). Assume that there are still two possibilities as related the book value after the audit : (1) slightly overestimate $(W+sZ)$; or (2) slightly underestimate $(W-sZ)$, where the probabilities of the outcome are still the same, which are $1/2$, respectively, and $0 \leq s \leq 1$.

⁸ The general form is $(W-Z, W+aZ)$. The research applies the special case that $a = 2$.

⁹ The risk premium, π^b , includes not only the difference between expected wealth $((1/2)[(W+Z)+(W-2Z)]) - (1/2)[(W+Z)+(W-2Z)]$ and certainty equivalents $(W-\pi)$, that is (CD'') , but also the expected loss results in potential overestimate of assets' book value $(D''D)$.

Example 3 : Let $s=1/2$. Then B 's expected utility function after the audit can be formulated as :

$$E(U_b') = (1/2)[U(W+sZ) + U(W-sZ)] \quad (4)$$

As the same reason, B 's expected utility and risk premium prior to and after the audit are shown in Figure 3 and Figure 4, respectively, and the value of audit services as for B is $V_b (\pi^b - \pi^a)$. Assume when the utility functions of A and B are the same (or the same person in different situations), $\pi^b > \pi$ and $V_b > V_a$ when $a > 1$ as presented in the Figures. Under the circumstances, audit value will be higher than that under the situation of symmetry distribution.

Deduction 3A : Ceteris paribus, compared to that of the aforementioned symmetry distribution, the higher the probability of the client has a tendency to commit a fraud (the larger the magnitude of symmetry of the amount of overestimate or underestimate) and the audit can prevent the fraud efficiently, the higher is the information value of the audit.

Proof. The risk premium increases from π to π^b when the client has a tendency to commit a fraud. Where π^b includes not only the difference between expected wealth and certainty equivalents ($W - \pi$), that is (CD''), but also the expected loss results in overestimate of assets' book value ($D''D$). The higher the probability of the client's tendency to commit a fraud the larger are both CD'' and $D''D$ shown in Figure 4. The information value of the audit ($V_b = \pi^b - \pi^a$) is higher when the audit can prevent the fraud efficiently.

Those private colleges and universities who the school has ever experienced defect are thought to have a higher tendency to commit a fraud. Thus, information value of the audit will be higher when the audit can prevent the fraud efficiently. In practice, not only the magnitude of overestimate is relatively larger than that of underestimate as aforementioned but also the probability of overestimate is higher than that of underestimate mostly. The assumption, that both the probabilities of overestimate and underestimate are equal, will be relaxed to explore the situations under which the probability of overestimate is higher than that of underestimate whereas the magnitudes of both overestimate and underestimate are the same in the following analysis. As for the analysis of situations under which both the probability and magnitude of overestimate are higher than those of underestimate, which is merely the combination of the aforementioned two situations, the author will not give a further description on it.

Example 4 : Assume there are two possibilities as related the book value prior to the audit : (1) overestimate ($W+Z$), which with the probability of p , where $p > 1/2$; or (2) underestimate ($W-Z$), which with the probability of $(1-p)$, where $(1-p) < 1/2$.

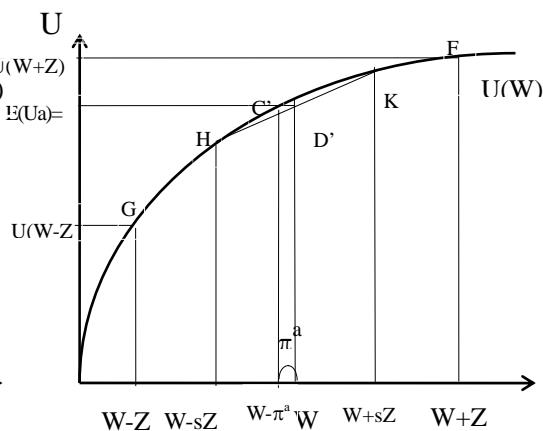
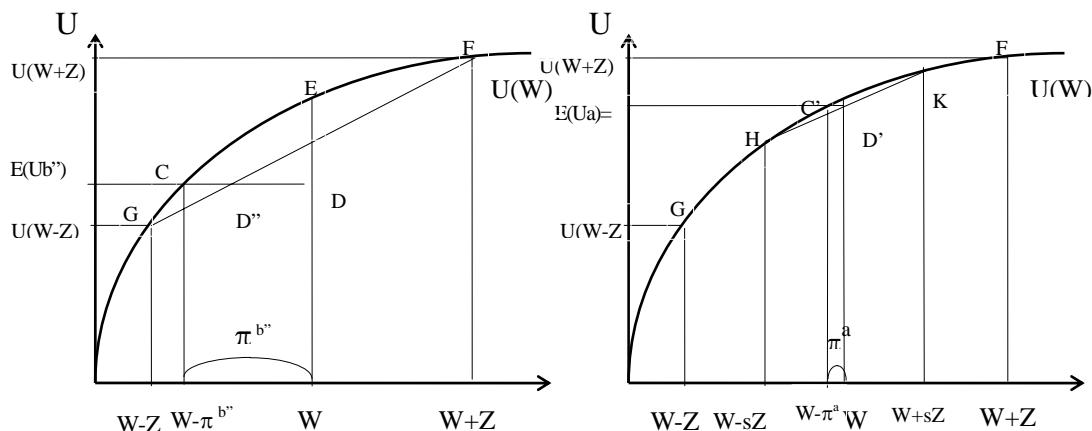
At first, let $p = 3/4$ and then \mathbf{B} 's expected utility can be expressed as follows :

$$E(U_{b''}) = (1/4)U(W+Z) + (3/4)U(W-Z) < E(U) = U(W-\pi) \quad (3)$$

where the risk premium, $\pi^{b''}$, denotes the highest cost \mathbf{B} will spend to fully eliminate the uncertainty prior to the audit. That is, the horizontal difference between point C ($U(W-\pi^{b''})$) and point D ($E(U)$) as shown in Figure 3a.¹⁰

Figure 3a $E(U_{b''})$ and $\pi^{b''}$ prior the audit
the when $p=3/4$

Figure 4a $E(U_{b''})$ and $\pi^{b''}$ after
audit when $s=1/2$



Assume that audit can not only increase the quality of accounting information (lower down the variance) but also eliminate the overestimate of assets' book value (p decreases from $3/4$ to $1/2$). Suppose that there are still two possibilities as related the book value after the audit : (1) slightly overestimate ($W+sZ$) ; or (2) slightly underestimate ($W-sZ$), where the probabilities of the outcome are still the same, which are $1/2$, respectively, and $0 \leq s \leq 1$.

Let $s=1/2$. Then \mathbf{B} 's expected utility function after the audit can be expressed as :

$$E(U_b) = (1/2)[U(W+sZ) + U(W-sZ)] = E(U_a) \quad (4a)$$

As the same reason, \mathbf{B} 's expected utility and risk premium prior to and after the audit are shown in Figure 3a and Figure 4a, respectively, and the value of audit service as for \mathbf{B} is $V_{b''}$ ($\pi^{b''} - \pi^a$). Assume when the utility functions of A and \mathbf{B} are the same (or the same person in different situations), $\pi^{b''} > \pi$ and $V_{b''} > V_a$ when $p > 1/2$ as shown in the Figures. Under the circumstances, audit value will be higher than that under the situation of symmetry distribution.

¹⁰ The risk premium, $\pi^{b''}$, includes not only the difference between expected wealth $[(1/4)(W+Z) + (3/4)(W-Z)]$ and certainty equivalents ($W-\pi^{b''}$), that is (CD'') , but also the expected loss results in potential overestimate of assets' book value ($D''D$).

Deduction 3B : Ceteris paribus, compared to that of the aforementioned symmetry distribution, the higher the probability of the client has a tendency to commit a fraud (the larger the magnitude of symmetry of the amount of overestimate or underestimate) and the audit can prevent the occurrence of the fraud efficiently, the higher is the information value of the audit.

Proof. The risk premium increases from π to $\pi^{b''}$ when the client has a tendency to commit a fraud. Where the risk premium, $\pi^{b''}$, includes not only the difference between expected wealth and certainty equivalents ($W - \pi^{b''}$), that is, (CD''), but also the expected loss results from overestimate of assets' book value(D''D). The higher the probability of the client's tendency to commit a fraud the larger is CD'' + D''D shown in Figure 3a. The information value of the audit ($V_{b''} = \pi^{b''} - \pi^a$) is higher when the audit can prevent the occurrence of frauds efficiently.

To sum up the above deductions 3A and 3B, those private colleges and universities who the school has ever experienced deficit are thought to have a higher tendency to commit a fraud. Thus, information value of the audit will be higher when the audit can prevent the fraud efficiently. The following hypothesis is developed accordingly:

H3: Ceteris paribus, the value of audit services can be inferred that the greater intention the auditee are likely to commit fraud, the higher the audit service would be valued while the audit work can effectively prevent fraud occurrence.

2. Control Variables

Since 2000, the MOE has forced the private colleges and universities to hold open tendering procedures for their auditor selections. Compared with the hypotheses proposed from the demand viewpoint for profit organizations, the hypotheses proposed from the supply viewpoint are relatively fewer; for example, neither agency theory nor insurance hypothesis can be possibly applied. We will discuss the determinants of audit fees from the supply perspective.

(1) Decisive factors of market structure

Simunic (1980) constructed an empirical model to examine the determinants of audit fees. He found that factors related to (1) client size, (2) client complexity, (3) specific items in the balance sheet (eg., accounts receivable and inventory), (4) client industry and (5) if client publicly traded were significant in explaining the level and variability of audit fees. Afterwards, the scholars from many countries duplicated his model to test the determinants of audit fee variability. In all, those five variables were said again to explain the majority of variations within audit fees (eg., Palmrose 1986 ; Anderson and Zeghal 1994 ; Craswell et al. 1995 ; Simon 1988). Lin (1997) aimed to generate audit fee models for listed companies in Taiwan. The results showed that client

size (total assets), client complexity (the diversity of services provided for clients), audit risk (return on assets) and audit firm reputation were significantly related to audit fee variability.

The MOE has assigned auditors to and priced audit services for the private colleges and universities based on school's type and open tendering procedures exercised since 2001. Because the fiscal year of schools ends in August that differs from general profit organizations, most audit firms can make good use of their idle capacities to provide financial audits for private colleges and universities, and there were expectations that competition among audit firms would be very vigorous. The MOE started hiring auditors to audit private colleges and universities through open tendering procedures between in the academic years 2001 and 2002. Such procedures reflect perfect competition among audit markets. The MOE soon restricted bidders' qualifications in 2003 for the sake of enhancing auditors' abilities, the limited tendering procedures therefore were adopted to decide auditors and audit fees. Audit markets with the rigidity characteristics may be pertinent to oligopoly positions. In comparison, sizes and levels of competition from limited tendering procedures will be less than those from open tendering procedures expectedly.

(2) Costs of audit firms—client size

The larger the clients, the greater the number of individual elements comprising the accounting systems as well as the greater the required number of formal control activities and thus the greater amount of input hours, audit efforts and audit fees that are required. As suggested in the previous literature, the variable of total assets was adopted to measure client size and was significant in explaining audit fee variability in the cross-sectional studies (Simunic 1980; Francis 1984; Craswell et al. 1995). Chow (1982) applied agency theory to observe the motivations that companies appoint auditors. The results indicated that the client size appeared to be vital in explaining why managers had requested for audit services. In accordance, greater audit costs would be paid when more audit efforts need to be expanded for the large clients. Likewise, higher audit fees would be charged for private colleges and universities which are perceived to be larger. Therefore, this study uses NPOs' total assets as a proxy for size of client to control the effects of client size on audit fees.

(3) Costs of audit firm—client complexity

Compared with profit organizations or subsidiaries, private colleges and universities have subsidiaries (eg., hospital or kindergarten) in operation that will request for more audit services and time as typical school operations and subsidiaries are totally different from each other. Therefore, the complexity of the client is positively

correlated to the audit fees charged by the auditor. In addition, it can usually be seen that the organization of a university tends to be larger and more complex compared to a college so that the university has greater potential and more opportunities to acquire proposed projects and to develop continuous education than do most colleges. The current study also conjectures that a university will be charged higher audit fees than a college. As discussed above, two variables UNIV and OPP/TA are used to measure client complexity.

III. Sampling and Modeling

This section explains data sources, the basic characteristics of audit fees, the determinant factors of audit fees, the audit service value when fraud inclination is detected by audit organizations.

1. Sampling

The data of this research comes from the CPA firms appointed by the MOE to audit private universities and junior colleges during the period of the 1998 and 2002 academic years. Audit fees and audit CPAs were obtained from the MOE directly via legislators. The audit fees for the 2003 academic year were obtained from the announcements after CPA association public bidding. Therefore, the audit fees obtained for this study are more accurate and complete, compared to prior relevant research(Chen 2000). Moreover, according to the regulation in ‘The Must-Dos list for CPA auditing the Financial Statements of Junior Colleges and above’, Article 6: service fees are limited to the audit fees on financial statements. The financial statements of private universities and junior colleges were manually collected from the website of each school.

During the period of 1998 and 2000, the private universities and junior colleges being audited by the MOE appointed CPA firms were 9, 10 and 14 schools for each year. 8 universities, whose CPA firms remained the same for 3 consecutive years. Table 2 lists the raw audit fees information. We conducted small sample mean t-test for the differences of audit fees in the previous and for the years following years (untabulated), namely, the 1998 and 1999 academic years, as well as the 1999 and 2000 academic years. The results indicate that the audit fees of the following year are significantly higher than that of the previous year. This implies that there is an increasing trend of audit fees when the MOE appoints CPA firms to audit schools’ accounts by negotiation.

Table 3 lists the audit fees of the MOE appointed CPA firms and public bidding CPA firms during the 2001 and 2003 academic years. The data shown in the table is expected to be more accurate than using a questionnaire as done in the previous literature. It is obvious to see from the table that the means of audit fees were not too

different from each other in the 2001 and 2002 academic years; however, the audit fees in the 2003 academic year were significantly higher than that of the previous two years.

Table 2 Audit Fees of Universities and Junior Colleges from the MOE Appointed CPAs during the 1998 through 2000 Academic Years (expressed in New Taiwan dollars)

Academic year	MOE appointed CPAs			Same CPA audits		
	to Audit Schools			for 3 Consecutive years		
	No. of Obs.	Mean	SD	No. of Obs.	Mean	SD
1998	9	388,889	151,186	8	400,000	163,229
1999	10	563,000	151,375	8	527,500	165,126
2000	14	613,714	196,656	8	563,750	166,386

Table 3 Audit Fees of Universities and Junior Colleges by MOE Appointed Project CPAs (expressed in New Taiwan dollars)

Year	No. of Obs.	Min	Mean	Max	SD
2001	101	142,500	293,350	850,480	128,495
2002	101	142,500	292,237	830,000	126,863
2003	100*	175,000	448,936	775,000	167,036

*there were 104 private universities and junior colleges in 2003 academic year, with 4 schools' audit fees unavailable.

2. Modeling

According to the inference of audit service value from demand side, when the fraud inclination detected by audit organization is greater (over- or under- estimated values tend to be more asymmetry), if audit can avoid the occurrence of fraud effectively, the audit service value will be greater. We define schools that have fraud in the current year and the subsequent years as the ‘fraud-inclination organization’ (FRAUD = 1). According to media reports and the official documents from the MOE, we found that when schools once commit the fraud, the MOE will appoint project CPA to audit schools’ financial statements. When schools are back to normal operation, they will then invite public bidding to decide CPA appointment and audit fees. Due to data availability, we have only obtained 30 schools as the sample in the period of 1998 to 2000 academic years, of which 21 schools have frauds, and were therefore being

appointed CPA firms by MOE. As the way of determining CPA firms is different from that of 2001 to 2003 academic years, we utilize the 332 sample schools in the period of 1998 to 2003 to do the empirical analysis. We also delete the sample in the period of 1998 and 2000, this left with 302 sample schools to do the robustness test. The model is constructed as follows:

Sample schools in the period of 1998 to 2003:

$$\begin{aligned} LNAU_i = & a + d_1 YEAR03_i + d_2 YEAR02_i + d_3 YEAR00_i + d_4 YEAR99_i + d_5 YEAR98_i \\ & + b_1 FRAUD_i + b_2 BIG4_i + b_3 LNASSET_i + b_4 DEBT_i + b_5 INT/EARN_i + \\ & b_6 BOARD_i + b_7 DENOTE_i + b_8 SUBSIDY_i + b_9 EARN_i + b_{10} UNIV_i + \\ & b_{11} OPP/TA_i + \varepsilon_i \end{aligned} \quad Eq(1)$$

Sample schools in the period of 2001 to 2003:

$$\begin{aligned} LNAU_i = & a + d_1 YEAR03_i + d_2 YEAR02_i + b_1 FRAUD_i + b_2 BIG4_i + b_3 LNASSET_i + \\ & b_4 DEBT_i + b_5 INT/EARN_i + b_6 BOARD_i + b_7 DENOTE_i + b_8 SUBSIDY_i + \\ & b_9 EARN_i + b_{10} UNIV_i + b_{11} OPP/TA_i + \varepsilon_i \end{aligned} \quad Eq(2)$$

Where ,

LNAU : log of audit fees.

YEAR03 : dummy variable, 2003 academic year takes the value of 1, 0 otherwise.

YEAR02 : dummy variable, 2002 academic year takes the value of 1, 0 otherwise.

YEAR00 : dummy variable, 2000 academic year takes the value of 1, 0 otherwise.

YEAR99 : dummy variable, 1999 academic year takes the value of 1, 0 otherwise.

YEAR98 : dummy variable, 1998 academic year takes the value of 1, 0 otherwise.

FRAUD : dummy variable takes the value of 1 when schools have fraud, 0 otherwise.

BIG4 : dummy variable, proxy for audit quality, if audited by big-4, then it takes the value of 1, 0 otherwise.

LNASSET : log of total assets of private universities and junior colleges, proxy for size.

DEBT : the ratio of debt to assets, proxy for risks.

INT/EARN: interest expenses divided by current net income/loss, proxy for risks.

BOARD : the ratio of board expenditures to current revenue, proxy for risks.

DENOTE : the ratio of personal donation to current revenue, proxy for risks.

SUBSIDY : the ratio of subsidy to current revenue, proxy for risks.

EARN : the ratio of current earnings to current revenue, proxy for risks.

UNIV : if university, it takes the value of 1, 0 otherwise; proxy for complexity.

OPP/TA : the ratio of operating fund to total assets, proxy for complexity.

We employ multi-regression to empirically test the determinant factors of audit fees in non-for-profit organizations, i.e., to test hypothesis 1 to 2: the impact of audit quality and risks. The authors expect that when organizations tend to commit a fraud, the

coefficient b_1 will be positive. This would indicate that the audit value of the audited organizations inclined to commit a fraud will be higher, and thus verify the inference of the demand side of audit service. In a word, when the fraud inclination (over-estimated probability) of the audited organization is higher (more asymmetry), and when audit can effectively avoid the occurrence of fraud, the information value of audit is greater. This can then be adopted to examine hypothesis 3.

Expected Empirical Results :

Independent Variables	Hypotheses	Expected Signs
YEAR03	Control variable	+
YEAR02	Control variable	?
YEAR00	Control variable	?
YEAR99	Control variable	?
YEAR98	Control variable	?
FRUAD	Hypothesis 3	+
BIG4	Hypothesis 1	+
LNASSET	Control variable	+
DEBT	Hypothesis 2	?
INT/EARN	Hypothesis 2	+
BOARD	Hypothesis 2	-
DENOTE	Hypothesis 2	-
SUBSIDY	Hypothesis 2	-
EARN	Hypothesis 2	-
UNIV	Control variable	+
OPP/TA	Control variable	+

IV. Empirical Results and Analysis

This section presents descriptive statistics and discusses the empirical results of two models used to test the hypotheses set out in section II.

1. Descriptive statistics

Table 4 : Descriptive statistics (n=332)

Variables	Unit	Mean	Minimum	Maximum	Std. Deviation
AUDIT FEES	thousand	361.02	142.50	950.00	174.23
YEAR03		0.30	0.00	1.00	0.46
YEAR02		0.30	0.00	1.00	0.46
YEAR00		0.04	0.00	1.00	0.20
YEAR99		0.03	0.00	1.00	0.16
YEAR98		0.02	0.00	1.00	0.14
FRUAD		0.21	0.00	1.00	0.41
BIG4		0.43	0.00	1.00	0.50
ASSET	million	3,415.97	429.95	14,740.42	2,667.64
DEBT		0.15	0.01	0.73	0.13
INT/EARN		0.06	-0.62	2.13	0.16
BOARD		0.00	0.00	0.02	0.00
DENOTE		0.04	0.00	0.79	0.11
SUBSIDY		0.13	0.01	0.38	0.05
EARN		0.27	-0.26	0.70	0.13
UNIV		0.30	0.00	1.00	0.46
OPP/TA		0.02	0.00	0.61	0.09

Table 4 indicates the descriptive statistics of audit fees and financial data of sample schools for the years 1998 to 2003. As shown, the average audit fee for the sample schools was NT\$361,024, and the minimum was NT\$142,500 whereas the maximum was NT\$950,000. We can see that academic year 2002 and 2003 consists of both 30% of the sample, respectively. Approximately 43% of the sample schools were audited by the Big 4. The biggest school had total assets equivalent to NT\$14.74 billion and the smallest one had total assets equivalent to NT\$430 million; however, the average total assets were NT\$3.42 billion. Generally speaking, the ratio of debt to total assets for private colleges and universities cannot be that high and so it ranged from 1% to 73% with a mean of 15%. On average, the ratio of interest expenses to net income was 0.06

(maximum of 2.13). The average expenditure of board of directors was 0.29%, and the minimum was 0 whereas the maximum was 2%. As for the ratio of personal donations to current revenue, the mean was 4% (maximum of 79%). On average, the ratio of subsidy to current revenue was 13% (minimum of 1%, maximum of 38%). The average ratio of current earnings to current revenue was 27% (minimum of -26%, maximum of 70%). The private universities made up 30% of the sample. As for the ratio of operating funds to total assets, the mean was 2% (maximum of 61%).

2. Test of Multicollinearity

Correlation analysis

The results of Pearson correlation analysis are presented in Table 5. Among the independent variables, as indicated in Table 5, there were relatively high correlations between LNASSET and UNIV (0.692, significant at the 0.01 level), YEAR03 and BIG 4 (0.561, significant at the 0.01 level), and the remaining coefficients were all less than 0.5. We computed the variance inflation factor (VIF) to assess the susceptibility of the model to problems of multicollinearity. All the VIFs of variables fall below 3.0 which suggest that multicollinearity is unlikely to be problematic.

Table 5 : Pearson Correlation Matrices

	YEAR03	YEAR02	BIG4	LNASSET	DEBT	INT/EARN	BOARD	DENOTE	SUBSIDY	EARN	UNIV	OPP/TA
YEAR03	1.000	-0.499**	0.561**	0.072	-0.079	-0.148**	0.018	-0.022	-0.174**	-0.213**	0.053	0.005
YEAR02		1.000	-0.280**	0.019	0.009	-0.003	-0.011	-0.008	0.067	0.053	0.003	0.005
BIG4			1.000	0.211**	-0.017	0.010	-0.174**	-0.133*	-0.218**	-0.225**	0.209**	0.058
LNASSET				1.000	-0.343**	-0.177**	-0.469**	-0.006	-0.122*	0.063	0.692**	0.371**
DEBT					1.000	0.655**	0.063	-0.075	-0.106	-0.021	-0.225**	-0.149**
INT/EARN						1.000	-0.006	-0.041	-0.107	-0.071	-0.132*	-0.099
BOARD							1.000	-0.068	0.122*	-0.194**	-0.303**	-0.075
DENOTE								1.000	0.017	0.489**	-0.038	0.075
SUBSIDY									1.000	-0.114*	0.013	-0.055
EARN										1.000	-0.016	0.239**
UNIV											1.000	0.219*
OPP/TA												1.000

**Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

*Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

3. Empirical results

Test results of the value of audit service when the audited organization consists the tendency of fraud

To reason the value of audit services from a demand stand point, when the tendency of the organization being audited to commit fraudulence becomes greater, if the audit process is able to effectively prevent fraudulence from happening, then its value becomes greater. According to the documents provided by the news media and the MOE, which showed that during the year 1998 to 2000, when fraud issues exists within a school, the MOE will appoint an professional auditor to check its annual financial statements, when the school is back on track, the auditor and its fees will then be selected using the open tendering process. This article took the samples of schools with fraudulent activities during the year 1998 and 2003, defined it as organizations with fraudulent tendency.

Table 6 Descriptive statistics of audit fees between 1998~2003

Methods	Academic Year	No. of School	No. of school warned	Mean	S.D.	Min.	Max.
Assigned by MOE	1998	7*	4	366,667	163,299	300,000	700,000
	1999	9**	6	443,333	165,126	360,000	780,000
	2000	14	11	490,833	166,386	410,000	830,000
Open tendering	2001	101	18	251,167	59,027	170,000	327,000
	2002	101	18	247,833	60,334	170,000	327,000
Limited tendering	2003	100	14	375,000	112,428	245,000	555,000

*in 1998: 2 schools' financial data could not be obtained

**in 1999: 1 schools' financial data could not be obtained

From Table 6, it is easy to discover that between the year 1998 and 2000, the average number of schools that were suspected of fraudulent activities and received government appointed auditors is higher than the average number between the years 2001 to 2003. After controlling all of the possible elements that might effect audit fees, this research will show that the value of auditing services perceived is higher when the schools consists of fraudulent tendency, and to prove that when auditing services provide can effectively stop fraud, the value of information provided by the auditing services increases.

The results of audit fee OLS regression are presented in Table 7. Audit fees in the academic year 2003 (YEAR03) had clearly 23.26 percent of audit fees higher than those

in the academic year 2002 (YEAR02) ($p\text{-vale} = 0.0000$) . Regarding the Big 4 audit firms (BIG4), when we used the Big 4 to represent audit quality, this research as found the coefficient estimate on BIG4 to be 0.1958 with a 1% significance level. This means that, by controlling for other possible influential variables, BIG4 audit fees on average are 19.58% higher than non-Big 4 audit firms. The result indicates that Big 4 auditors will have higher audit fees than non-Big 4 auditors, supporting our first hypothesis.

Previous research has showed that the larger the client's organization, the more frequent its daily operational activities; therefore, the audit firms need to spend more auditing time and effort in order to accurately verify the work. This means that the size of an organization is directly related to its audit fees. The coefficient estimate on LNASSET is 0.2514 and at the 1% significance level, which means that when the total assets of school vary by 1%, its audit fees will vary by 0.2514%.

With respect to hypothesis 2, the section involving the client risk element of the cost for audit firms, when non-profitable organizations (private colleges) have reached a stable financial growth, their auditing risks will decrease, and the auditors will spend less time in verification and therefore costs will decrease, so the risk for non-profitable organizations is expected to be shown in audit fees. This research replaces risks with debt rate (DEBT), interest rate fees compared to the earning ratio (INT/EARN), the rate of donation income (DENOTE), the rate of governmental support (SUBSIDY) and the rate of earning for current period (EARN). The result showed negative DEBT and was not noticeable, which is very different than that of profitable organizations. A possible explanation for this could be that NPOs lack share holders, which seek for compensation when the audit process fails. Also its process of raising funds (borrowing money from the bank) is different as compared to for-profit organizations; therefore, the foundation of representation hypothesis and insurance hypothesis is weak. The coefficient on the rate of donation (DENOTE) is -0.2996 at the 5% significance level, the coefficient on the rate of governmental support (SUBSIDY) is -0.9294 at a 1% significance level and the coefficient on the rate of earning for current period (EARN) is -0.3269 at the 5% significance level. These results are consistent with hypothesis 2 and the negative audit fee theory, which suggested that when the risk of NPOs are low, the public audit fees of appointed auditors become lower. Hypothesis 2 estimated that the amount of funds spent by the board of directors is directly related to the operational efficiency of the board, which also suggests that the better a NPO is run, the lower its audit fees. The coefficient on the board of directors expenses (BOARD) is -9.5224 and with an anticipated 5% significance level. When the board of directors spends more, the efficiency of their organization is negative related to the audit fees, and the results support hypothesis 2.

We took the 332 samples gathered between the years 1998 and 2003 to engage in the demonstration and the results are shown in table 7. During the sampling period, the coefficient on school with fraud (FRAUD) reached 0.1292 with 1% significance level at one point. This means that during the years 1998 to 2003, after all elements were controlled, the audit fee of the schools that has committed fraudulence is 12.92% higher than those of the other schools. This result is consistent with what the research had anticipated, from the demand stand point of auditing services, when a larger tendency of fraud exists in schools being audited, the value of auditing services provided by the auditors becomes greater, when the tendency of committing fraud of organizations being audited becomes greater, and that auditing services is able to effectively prevent fraud, then the value of the information provided by auditing becomes greater.

Because of the difficulty of obtaining sampling data between the years 1998 and 2000, there were only 30 collected and 21 were cases of schools with fraud tendency. The auditors were appointed directly by the MOE, which was different than the methods applied in the years between 2001 and 2003. In order to prevent this from influencing the research result, we have eliminated the years from 1998 to 2000 and took only the 302 samples collected between the years 2001 to 2003. The coefficient on schools with fraud (FRAUD) is 0.1427 at the 1% significance level. The percentage of controlled variable interest rate over the rate of current earning becomes noticeable. This proved that when the organization being audited shows tendency of committing fraudulent activities, after the scale, risk and complexity factors were controlled, to reason from the demand stand point, the value of the information provided by auditing becomes greater when the auditing firms can effectively prevent fraud from happening, the results support hypothesis 3.

Table 7: The value of audit service under the audited organizations consist the tendency of fraud

$$\text{LNAU}_i = a + d_1\text{YEAR03}_i + d_2\text{YEAR02}_i + d_3\text{YEAR00}_i + d_4\text{YEAR99}_i + d_5\text{YEAR98}_i + b_1\text{FRAUD}_i + b_2\text{BIG4}_i + b_3\text{LNASSET}_i + b_4\text{DEBT}_i + b_5\text{INT/EARN}_i + b_6\text{BOARD}_i + b_7\text{DENOTE}_i + b_8\text{SUBSIDY}_i + b_9\text{EARN}_i + b_{10}\text{UNIV}_i + b_{11}\text{OPP/TA}_i + \varepsilon_i \quad Eq(1)$$

$$\text{LNAU}_i = a + d_1\text{YEAR03}_i + d_2\text{YEAR02}_i + b_1\text{FRAUD}_i + b_2\text{BIG4}_i + b_3\text{LNASSET}_i + b_4\text{DEBT}_i + b_5\text{INT/EARN}_i + b_6\text{BOARD}_i + b_7\text{DENOTE}_i + b_8\text{SUBSIDY}_i + b_9\text{EARN}_i + b_{10}\text{UNIV}_i + b_{11}\text{OPP/TA}_i + \varepsilon_i \quad Eq(2)$$

Variable : LNAU	Years 1998~2003--Eq(1)			Years 2001~2003--Eq(2)		
	Coefficient	p-value	VIF	Coefficient	p-value	VIF
Intercept	7.2424	0.0000		7.2799	0.0000	
YEAR03	0.2326	0.0000	1.9941	0.2363	0.0000	2.0265
YEAR02	-0.0419	0.2179	1.4086	-0.0372	0.2663	1.3608
YEAR00	0.6055	0.0000	1.3138			
YEAR99	0.4524	0.0000	1.2709			
YEAR98	0.1313	0.1824	1.1513			
FRAUD	0.1292	0.0005	1.3237	0.1427	0.0003	1.1235
BIG4	0.1958	0.0000	1.7856	0.2071	0.0000	1.7145
LNASSET	0.2514	0.0000	2.7528	0.2499	0.0000	2.8465
DEBT	-0.0511	0.6658	1.4299	-0.1755	0.2392	2.0021
INT/EARN	0.1517	0.1172	1.4244	0.4146	0.0409	1.8822
BOARD	-9.5224	0.0344	1.4859	-13.6026	0.0034	1.4378
DENOTE	-0.2996	0.0286	1.3019	-0.3230	0.0205	1.3773
SUBSIDY	-0.9294	0.0005	1.1140	-0.9616	0.0013	1.1682
EARN	-0.3269	0.0158	1.6397	-0.2926	0.0421	1.6814
UNIV	0.0983	0.0152	1.9800	0.0891	0.0295	2.0281
OPP/TA	0.3994	0.0280	1.4195	0.3830	0.0431	1.3488
Adjusted R-squared		0.704			0.695	
F-statistic		50.162			53.753	
Prob(F-statistic)		0.000			0.000	
Samples		332			302	

V. Conclusions and Limitations

The main obstacle of audit fee research lies in fees collection. In the past, audit fees were usually collected by the questionnaire survey method. This study however features collecting first-hand audit fees data from audited financial statements of private colleges and universities directly for the 2001-2003 academic years and partially for the 1998-2000 academic years.

The empirical results support the first hypothesis (H1) that after controlling other possible factors, Big 4 audit firms charged their audit fees at least 19.58% higher fees than those of non-Big 4 audit firms. Audit fees are positively correlated with organization size. The coefficient estimate on log of total assets of private universities and junior colleges is 0.2514 and significant at the 0.01 level, indicating that when the school's total assets increase or decrease 1%, audit fees would increase or decrease 0.2514%, simultaneously.

As to the second hypothesis (H2), it is argued that auditors could reduce follow-up audit works to cut down audit costs since low audit risk has been set for the NPOs clients (private colleges and universities) with steady and strong financial structures. In this study, we used the ratio of debt to assets (DEBT), interest expenses divided by current net income/loss (INT/EARN), the ratio of personal donation to current revenue (DENOTE), the ratio of subsidy to current revenue and the ratio of current earnings to current revenue (SUBSIDY) to proxy for client's risks. The variable DEBT is negative and not statistically significant. This result is different from what had been found in previous NPOs studies, possibly since no claims have been made on audit failure by NPOs or the financing procedures in NPOs are different from that of the profit organizations that leads to the theoretical foundation of insurance hypothesis being weak. Moreover, INT/EARN is significantly related to audit fees with a positive effect. DENOTE, SUBSIDY and EARN are also significant and negative in the model. These results support our hypotheses 2, that is, NPOs with lower business risk and better corporate governance are more likely to pay lower audit fees.

From demand standpoint, the audit service value can be inferred that the greater intention the auditees are likely to commit fraud, the higher the audit service would be valued while the audit work can effectively prevent fraud occurrence. We defined fraudulent organization as the school has ever experienced defect. The results are consistent with hypotheses 3, suggesting that there is a positive association between fraudulent organizations and audit fees after controlling variables Big 4, industry specialist, size and complexity of schools and audit risk. These findings show that audit service value is driven by how effective the audit work is conducted. It means, the more the fraudulent schools are detected, the greater the audited information as well as audit serviced are priced.

References

- Anderson, T., and D. Zeghal. 1994. The pricing of audit services further evidence from the Canadian market. *Accounting and Business Research* 24(Summer): 195-207.
- Arens, A. A. and J.K. Loebbecke. 1994. *Auditing: An Integrated Approach*, 6th, Prentice-Hall International, Inc.
- Arrow, K., 1971. *Essays in the Theory of Risk Bearing*. Markham Pub. Co.
- Chang, W. J., and H. Y. Wu. 2005. The association between brand name reputation, industry specialization and auditor market share: evidence from the cancellation of audit fee floor. *The International Journal of Accounting Studies* 40(January): 91-118.
- Chen, S. H. 2000. A study of the auditor selection and audit fees of private colleges and universities in Taiwan. master's thesis. Soochow University (in Mandarin).
- Chow, C. W. 1982. The demand for external auditing: size, debt and ownership influences. *The Accounting Review* 57(April): 272-291.
- Craswell, A. T., J. R. Francis, and S. L. Taylor. 1995. Auditor brand name reputations and industry specializations. *Journal of Accounting and Economics* 20(December): 297-322.
- Datar, S. G., G. Feltham, and J. Hughes. 1991. The role of audits and audit quality in valuing new issues. *Journal of Accounting and Economics* 14(March): 3-49.
- DeAngelo, L. E. 1981a. Auditor independence 'Low Balling', and disclosure regulation. *Journal of Accounting and Economics* 3(August): 113-127.
- DeAngelo, L. E. 1981b. Auditor size and audit quality. *Journal of Accounting and Economics* 3(December): 183-199.
- DeFond, M. L., K. Raghunandan, and K. R. Subramanyam. 2002. Do non-audit service fees impair auditor independence? Evidence from going concern audit opinions. *Journal of Accounting Research* 40(September): 1247-1274.
- DeFond, M. L., J. R. 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.
- Francis, J. R. 1984. The effect of audit firm size on audit prices: A study on the Australian market. *Journal of Accounting and Economics* 6(August): 133-151.
- Fu, C. J. 1997. A study on the audit value in the perspective of risk premium. The 1997 Annual Meeting of Chinese Finance Association, Taiwan.

- Holmstrom, B. 1979. Moral hazard and observability. *Bell Journal of Economics* 10(Spring): 74-91.
- 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.
- Thorne, J., S. A. Holmes, A. S. McGowan, C. A. Strand, and R. H. Strawser. 2001. The relation between audit pricing and audit contract type: A public sector analysis. *Journal of Accounting and Public policy* 20(Autumn): 189-215.
- Kinney, Jr. W. R. and R. K. Martin. 1994. Does auditing reduce bias in financial reporting ? A review of audit related adjustment studies. *AUDITING: A Journal of Practices and Theory* 13(Spring): 149-156.
- Klein, B. and K. Leffler. 1981. The role of market forces in assuring contractual performance. *Journal of Political Economy* 89(August): 615-641.
- Lee, C. W. J. and Z. Gu. 1998. Low-Balling, legal liability and auditor independence. *The Accounting Review* 73(October): 533-555.
- Lin, Y. C. 1997. A study of influential factors of audit fees. Master's thesis. Soochow University (in Mandarin) .
- Menon, K. and D. D. Williams. 1994. The insurance hypothesis and market prices. *The Accounting Review* 69(April): 327-342.
- Palmrose, Z. 1986. Audit fees and auditor size: further evidence. *Journal of Accounting Research* 24(Spring): 97-110.
- Pratt, J. W. 1964. Risk aversion in the small and in the large. *Econometrica* 32(January): 122-136.
- Shapior, C. 1983. Premiums for high quality products as returns to reputations. *Quarterly Journal of Economics* 98(November): 659-680.
- Simon, D. T. and J. R. Francis. 1988. The effects of auditor change on audit fees: tests of price cutting and price recovery. *The Accounting Review* 63(April): 255-269.
- Simunic, D. 1980. The pricing of audit services: Theory and evidence. *Journal of Accounting Research* 18(Spring): 161-190.
- Simunic, D. and M. Stein. 1987. *Product differentiation in auditing: Auditor choice in the market for unseasoned new issues*. The Canadian Certified General Accountants' Research Foundation.
- Wallace, W. A. 1980. *The economic role of the audit in free and regulated markets*.

American Accounting Association.

Wallace, W. A. 1987. Integrating recent developments in attestation, risk evaluation, technology, and regulation into the Ph.D. Auditing Seminar. *Issues in Accounting Education* 2(Fall): 325-348.

企業危機預警模式之研究—DEA-DA、邏輯斯迴歸 與類神經網路之應用

林淑萍
中華大學

黃劭彥
逢甲大學

蔡昆霖
中華大學

摘要

為有效建立企業之危機預警模式，本研究利用過去相關文獻常用之財務指標（包含應收帳款週轉率、流動比率、每股盈餘與負債比率），以 DEA-DA、邏輯斯迴歸與類神經網路等三種不同之研究方法，來比較其判別正確率與預測正確率。研究結果發現三種方法所建立的預測模式，其判別正確率與預測正確率均達 80% 以上，其中邏輯斯迴歸判別之敏感度僅為 33.3%，但精確度為 100%，而 DEA-DA 及類神經網路之敏感度均達 60% 以上，精確度均超過 85%。

關鍵詞：財務危機、預警模式、DEA-DA、邏輯斯迴歸、類神經網路

A study on Prediction Models of Financial Distress —A comparison of DEA-DA 、 Neural Network and Logistic Regression

Shu-Ping Lin
Chung Hua University

Shiao-Yan Hwang
Feng Chia University

Kuen-Lin Tsai
Chung Hua University

Abstract

In this paper, we first survey the relative literatures to find the financial indicators. And then we use the methods of DEA-DA 、 neural network and logistic regression by the financial indicators to establish the prediction models of financial distress. In the main results, we discover that the hit rates of these three models are at least 80%. Furthermore, the sensitivity is 33.3% and the specificity is 100% for the logistic regression model. The sensitivity is more than 60% and the specificity are more than 60% and the specificity are more than 85% for the DEA-DA and neural network models.

Keywords : Financial distress; Prediction model; DEA-DA; Logistic regression;
Neural network.

壹、前言

近日來國內上市櫃公司爆發財務危機的新聞頻傳，如訊碟和博達等，造成多數投資人的恐慌，而根據臺灣證券交易所公佈的資料，國內在93年就有佳錄、茂矽、陞技等20家公司被判為有財務危機的公司，這種現象對於身在臺灣的投資人、公司的管理者或領導者來講，是一件不容忽視的問題。而企業財務危機的起因源自於企業財務狀況的不斷惡化，因此若能在財務狀況惡化初期，就能察覺出來並提供給管理者與投資人，實有助於公司治理的成效與降低投資人的投資風險，由此可知如何建構一個有效之危機預警模式將是一件很重要的課題。

危機預測之國內外研究眾多，如 Beaver (1966) 首先提出利用單變量之財務指標建立企業預警模型；Altman (1977) 則利用多變量財務指標的思維，以判別分析法建立預警模式；Martin (1977)、Ohlson (1980) 及 Mensah (1984) 則利用多變量財務指標，並以邏輯斯迴歸建立企業預警模型；Odom and Sharda (1990) 以及 Coats and Fant (1993) 則以類神經網路的學習演算法建立企業預警模型。根據前述過去研究可發現，在危機預警之研究上，早期學者多以判別分析或邏輯斯迴歸等統計方法建立危機預警模式，而近期學者則除此之外，近幾年亦有學者發展出修正式的判別方法，即 Retzlaff—Roberts (1996) 所提出的 DEA-DA (DEA-Discriminant Analysis) 模式。DEA-DA 模式結合了判別分析及目標規劃的精神，此為資料包絡分析法 (DEA；Data Envelopment Analysis) 中的一種，高強 (2003) 曾利用 Sueyoshi (2003) 所提出之進階式 DEA-DA 模式為藍本，建構公司的破產預測模式，其建模原理不僅有別於判別分析或邏輯斯迴歸等統計方法，與類神經網路此種試誤法的演算方式亦有相當大的差異，且目前尚未有學者將 DEA-DA 模式應用於危機預警中，故本研究嘗試以 DEA-DA 模式來建構危機預警模型，並與過去學者較常使用之邏輯斯迴歸法與類神經網路法比較，再者，透過交叉驗證的檢定方法來瞭解其預測能力之有效性。除此之外，本研究以 DEA-DA 模式建立之臺灣企業危機預警模型亦將提供公司管理者、投資人之公司治理與在投資上一參考依據。

根據上述研究目的，本研究首先透過對目前時下業界的觀察並進而更深入地搜尋在企業危機預警這個領域的相關文獻。經過文獻的搜尋、整理與探討後，本研究確立了本研究所會用到的預測變數與研究樣本，再以類神經網路法、邏輯斯迴歸法和 DEA-DA 法等三種研究方法建立危機預警模式並比較這三個危機預警模式，同時以交叉驗證的方法來檢驗這三種預警模型的適切性，最後再提出本研究的結論與建議。

貳、文獻探討

以下本研究將介紹危機企業的定義，財務危機預警模型的相關文獻及過去文獻常用到的預測變數。

一、危機企業的定義

針對企業財務危機的定義，在國內外的學者專家都各提出不同的定義，因此目前在企業危機預警的學術領域裡對「企業危機」並沒有一致的定義。而在國外的研究中，最早提出危機預警的Beaver (1966)，將企業於銀行中之帳戶有大額的資金透支、優先股息未支付及公司債違約等都歸為有財務危機的公司。Deakin (1972) 則認為處於倒閉、已無清償債務能力，或為清償債權人利益而遭清算的公司是危機公司。亦有對違約企業無能力償還債務本金或利息、或正進行企業債務重整的公司為財務危機企業。或者是根據法律上的規定，將財務危機定義為企業資產淨值為負、且沒有能力償還債務的企業。除了上述這些學者的定義外，也有許多學者是以申請破產之公司作為財務危機公司。

在國內對於企業財務危機也各有其定義，陳肇榮 (1994) 則是認為企業為清償短期債務，因其自有營運資金相對不足導致發生重大的週轉困難，其嚴重的程度會足以影響危害整個企業體的生存，而且在短期內也無法改善者為有財務危機的公司。潘玉葉 (1980)、張淵智 (1998) 等學者均定義財務危機公司是被台灣證券交易所判定為全額交割股的上市上櫃公司。鄭碧月 (1997) 對財務危機企業的定義則是上市公司發生變更交易為全額交割方式或被裁定需重整、宣佈破產或股票下市者為財務危機公司。鄧志豪 (2000) 對財務危機企業的定義則是認為因為企業發生重大違約事件或舞弊事項導致股票暫停交易者、因債務未償還銀行業展延者、違約交割或跳票導致公司股價低於面值的十分之一者、與市場上交易降等為全額交割股、管理股票或是命令下市者為財務危機公司。綜而言之，在國內的研究裡，多是按照證券交易所營業細則與公司法的規定，將財務危機公司定義為變更交易方式為全額交割、停止買賣、終止上市或宣告破產、重整違約者為財務危機公司。

本研究對企業危機的定義採用過去國內學者對企業危機的定義，亦即我國「台灣證券交易所股份有限公司營業細則」第四十九條、第五十條、第五十一條之一和「證券交易法」第三十六條、第五十條之一第二項、第一百四十四條、第一百四十七條、第一百五十六條，以及「公司法」第九條、第十條、第十一條、第十七條第二項、第二百五十一條、第二百七十一條、第二百八十二條、第二百八十七條第一項第五款、第二百八十八條第七款、第三百十五條第一項第一款至第七款、第三百九

十七條等條文對財務危機企業的定義，將全額交割股、停止買賣或終止買賣的公司視為危機公司。

二、財務危機預警模式

企業危機預警模型的研究最早出現在 Beaver 於 1966 年所發表的「以財務比率預測經營失敗 (Final Ratios as Predictors of Failure)」，一般都將這篇研究視為最早將單變量分析運用在企業危機預測的文章。Beaver 從 1954 到 1964 間的危機公司隨機抽取 79 家公司為樣本公司，再替每一家危機公司樣本找一家產業相同、規模相似的正常公司做為配對比較的樣本。在研究中，的確發現到某些財務比率的指標在正常公司與危機公司間確實有顯著地不同，於是研究結果便提出「現金流量/總負債」為預測企業危機最佳的指標，其次依序為「稅後淨利/總資產」與「淨收益/總資產」

到了 1968 年，由於單變量無法衡量企業各種複雜多變的變數，於是便有多變量分析的發展。Altman (1968) 即率先將多變量分析運用於預測財務危機公司。他採取了逐步多元區別分析法 (stepwise multiple discriminant analysis, MDA) 來建立模型。其研究設計亦仿照 Beaver，就 1946 至 1965 年中宣告破產的 33 家公司作為研究樣本，再替每一家危機公司樣本找一家產業相同、規模相似的正常公司做為配對比較的樣本。在 Altman 的研究中最初是選取 22 項財務比率作為自變數，然後再利用多元區別分析方法逐步選出 5 項最具預測能力的財務比率，發展產出一個線性模型，稱之為「Z-Score」。Altman 所得區別函數如下：

$$Z = 0.012xx1 + 0.014xx2 + 0.033xx3 + 0.006xx4 + 0.999xx5$$

該判別函數中的自變數的定義依序如下：

xx1=(流動資產-流動負債)/資產總額；用於衡量企業的流動能力

xx2=保留盈餘/資產總額；反映企業將利潤保留之未來發展潛力

xx3=息前稅前淨利/資產總額；評估企業於不舉債情形下之獲利能力

xx4=權益(含特別股) 市值/負債總額；用於衡量自有資金比重

xx5=銷貨收入/資產總額；評估資產創造收入的效率

此一區別模型的臨界值為 2.675。也就是說將個別公司上列五項財務比率數值代入該模型，所算出來的分數如大於 2.675，即歸類為正常公司。在該研究中對破產公司預測的正確區別率分別是：前一年達 95%、前二年為 75%，前三年為 48%、前四年為 36%、前五年為 29%。

由該研究可知，多變量區別模型對財務危機公司的預測準確率，僅限於短期有效，時間愈長其預測準確率愈低。基於該模型的變數中並未涵蓋風險觀念，亦未考慮規模效果。於是，Altman、Haldeman and Narayanan (1977)又將原模型加入累積獲利情形、資本總額與規模二項變數，並稍做修正，重新建立模型，稱之為 ZETA 模型。其所選取之樣本為介於 1962 年至 1975 年間之 111 家公司。其中 53 家屬破產公司，58 家為正常公司，分類正確率在破產前一年高達 93%，前四年可達 80%，即使破產前五年亦可達 70%。在 Altman 的 ZETA 模式裡，提出了七項有顯著之解釋能力的預測變數，這七個變數分別代表企業的資產報酬率、盈餘穩定性、債務保證、累積獲利能力、流動性、公司資本與規模。

Blum (1974) 提出以現金流量的觀點進行危機預警模式的建模，該研究將企業比喻為流動性的蓄水池 (Reservoir of Liquid Assets)，當水池中的容量變小、水流入量減少、水流出量增加與水流出入的變異增加等四種情形來形容企業的現金流量。換言之，即企業的資產變小、現金流入變小、現金流出增加或現金流出流入的變異性增加，這幾種情形都將會使公司發生危機的機會增加。這樣的觀點考慮到了公司財務的流動性、獲利性與變異性，Blum 在該研究中提出「現金流入量/總負債」、「淨值/總負債」以及「速動資產淨額/存貨」等三個具有顯著之判別能力的預測變數。

Martin (1977) 認為在過去使用多變量的判別分析方法中，只能用來預測公司「會」或者「不會」發生危機，但是沒有估算出「會」或者「不會」發生危機的機率，因此 Martin 在他的研究中利用邏輯斯迴歸的方法來建立預警模型，在該研究裡也提出了幾項具有顯著之預測能力的變數，它們依序為「淨利/總資產」、「呆帳/營業淨利」、「費用/營業收入」、「總放款/總資產」、「商業放款/總放款」與「總資產/風險性資產」。

在 Martin (1977) 之後，許多利用邏輯斯迴歸建立危機預警模式的論著相繼問世，Ohlson (1980) 也是提出以邏輯斯迴歸建立預警模式的學者，Ohlson 認為一般統計學裡的線性迴歸或者判別分析中對於誤差項需要符合多變量的常態分配，而邏輯斯迴歸模式則不用考慮到這樣的限制，不過 Ohlson 在研究裡所用到的樣本數較過去的學者所用的研究樣本大很多，他選了 105 家危機公司和 2058 家正常公司進行研究。Ohlson 的研究最後則提出了九項具有顯著之判別能力的預測變數，他們依序是：公司規模、負債比率、營運資金比率、流動比率倒數、破產虛擬變數、資產報酬率、損益虛擬變數與純益變動率。

危機預警模型的發展，到了 1980 年代，所用到的預測變數都還是用到一家公司的財務比率指標，這是一種就公司個體來看的觀點，但是公司的營運會因整個產業圈甚至是整個國家的環境改變而受影響，因此就總體經濟來看的話，一家公司的營運成敗是會受到總體經濟因素的影響。因此 Mensah (1984) 便在他的研究裡，除了援引過去常用的財務比率外，又加入了總體經濟的因素、景氣循環與產業別的分析。Mensah 以礦業、製造業和零售業等三種產業的危機公司為研究樣本，而研究結果發現危機預警模式在不同的經濟情況下會有顯著差異的預測能力；而在相同的經濟情況下，不同的產業也會影響預警模式的預測能力。換言之，Mensah 認為在不同的產業或者不同的總體經濟因素都會影響到一個預警模式的預測能力。

在一個預測模式的生成過程裡，學者通常會對該模式的生成方法和模式的預測變數深感興趣，在公司危機預警模型的發展史上也是一樣，所有的學者們致力於找出具有顯著之判別能力的預測變數與生成預警模式的研究方法。在上述的諸多文獻裡可以看到各種有顯著之判別能力的預測變數不斷地提出，不一樣的研究方法也一直在演變。但是危機預警模型的發展史到了 1990 年代，雖然其研究方法從早期的多變量判別分析、probit 分析等不斷地演變，甚至到了邏輯斯迴歸模式，但是這些研究方法始終是在統計學計量的研究方法下所發展。Odom & Sharda (1990) 提出了一個有別於計量方法的研究方法建立危機預警模型—類神經網路法。類神經網路的發展最早可以追溯到一九四三年的 McCulloch 與 Pitts 的發表，類神經網路的發展曾經一度陷入瓶頸。直到了一九八零年，類神經網路的發展才再度中興。財務危機預警模式的發展也在這之後，隨著 Odom & Sharda (1990) 的研究發表，財務危機預警模式的研究方法便開始運用到類神經網路。Odom 以 Altman(1968) 所提的五個預測變數來建立預警模型，並分別用判別分析和類神經網路建立預警模型並比較兩個模型的預測能力，但是比較結果類神經網路的預測能力只有 69.09% 的正確率，遠弱於判別分析的 81.81% 的正確率。

雖然 Odom 等人的研究顯示出類神經網路模型較判別分析模型來得差，但是 Coats and Fant (1993) 也是用 Altman (1968) 在 Z-score 所提的五個變數為其研究的預測變數，而研究結果則提出類神經網路對危機公司的判別能力有 91% 的正確率，對正常公司則有 96% 的正確率；而判別分析模型對危機公司有 89% 的正確率，對正常公司則是 72%。很顯然的，類神經網路模型是比判別分析模型要來得高。

三、預測變數

傳統財務比率大概可分為四種，它們可以分別衡量公司的經營能力、償債能力、獲利能力與資本結構，表一為一般國內外學者在建構危機預警模型時常會用到的財務比率。在該表中可以明顯看到應收帳款週轉率、流動比率、每股盈餘與負債比率為國內外常見的預測指標，因此本研究將以這四項財務比率為本研究之預測變數。

表一 過去學者建構危機預警模型之預測變數一覽表

構面	預測變數	參考文獻
經營能力	應收帳款週轉率	陳肇榮（1994）、陳鳳儀（1995）、郭瓊宜（1994）、沈智偉（2002）、黃蕙茵（2003）
	存貨週轉率	戴鳳玲（1996）
	總資產週轉率	Altman et. al. (1994)、陳鳳儀（1995）
	流動比率	Beaver (1966)、Ohlson (1980)、白欽元（2003）
	速動比率	陳肇榮（1994）、揚浚泓（2001）、白欽元（2003）
	利息保障倍數	Koh (1991)
獲利能力	總資產報酬率	Beaver (1966)、Altman et. al. (1994)、Koh (1991)、戚務君 (1991)、黃蕙茵 (2003)、白欽元 (2003)
	淨資產報酬率	陳鳳儀 (1995)、戚務君 (1991)、揚浚泓 (2001)、白欽元 (2003)
	每股盈餘	沈智偉 (2002)、蔡秋田 (1994)、戴鳳玲 (1996)
	營業利益率	蔡秋田 (1994)、陳鳳儀 (1995)、揚浚泓 (2001)
資本結構	負債比率	Beaver (1966)、Koh (1991)、戚務君 (1991)、蔡秋田 (1994)、黃蕙茵 (2003)、陳定宇、白欽元 (2003)、揚浚泓 (2001)
	營業資金對總資產比	Beaver (1966)、Altman et. al. (1994)、陳肇榮 (1994)
	淨值對負債比	Beaver (1966)、Altman et. al. (1994)、戚務君 (1991)

資料來源：本研究整理

參、研究設計

本研究的研究設計先對研究樣本中的正常公司與危機公司進行t檢定，在確定危機公司與正常公司的預測變數有顯著差異後再進行預警模型的建立。因此以下將介紹本研究中的研究樣本與預測變數，同時也分別介紹邏輯斯迴歸模型、類神經網路模型與 DEA-DA 模型的架構。

一、研究樣本與預測變數

本研究以 2000 年期初到 2004 年期末間發生危機的公司共 58 家。為避免危機公司被過度抽樣，因此以 1:3 的比例，針對一家危機公司對三家正常公司的比率依產業別隨機抽出相同產業的正常公司，但是因為店頭市場上的玻璃產業與食品產業公司家數並不多，因此樣本中的正常公司共有 170 家。在預測變數上，本研究以過去學者常用的「流動比率」、「應收帳款週轉率」、「每股盈餘」與「負債比率」等四項財務比率為本研究建立危機預警模型的預測變數，這四項預測變數分別定義如下：

1. 流動比率 (Current Ratio)

$$\text{流動比率} (x_1) = \frac{\text{流動資產}}{\text{流動負債}} \times 100\%$$

流動比率又稱為「營運資金比率」(Working Capital Ratio)，它可以用來衡量企業的短期償債能力。當流動比率越小，甚或小於 100% 時，象徵著公司在遇到問題時，短期內會有發生資金週轉不靈的現象；若流動比率大於 100% 時，尚未能斷定該企業的短期償債能力較佳，因為在流動資產中包含有一些變現性較低的資產，這些變現性的資產的償債能力並不高，但是整體而言，流動比率還是以大於 100% 較佳。

2. 應收帳款週轉率 (Accounts Receivable Turnover)

$$\text{應收帳款週轉率} (x_2) = \frac{\text{銷貨淨額}}{\text{各期平均應收款項餘額}}$$

一般企業為爭取業績，往往會提供客戶短期信用來賒帳，尚不能馬上收現的帳目就列為應收帳款，若客戶是提供票據，則列為應收票據。而應收帳款或應收票據回收得愈快，則對公司資金的運用就會越有利。應收帳款週轉率象徵著應收帳款與應收票據回收的速率，因此應收帳款週轉率越高象徵著應收帳款與票據回收的也越快；反之，若應收帳款週轉率越小的話，則象徵著企業未來會有呆帳提列的風險會比較高。

3. 每股盈餘 (Earnings per Share, EPS)

每股盈餘 (x_3) = $\frac{\text{稅後淨利} - \text{優先股股利}}{\text{流通在外普通股股數}}$

每股盈餘可以衡量一家公司的獲利能力，它代表一家公司在一個會計期間內每股所賺的盈餘，因此當每股盈餘越高則象徵著公司的獲利能力越高；反之則獲利能力越低。

4. 負債比率 (Debt Ratio)

$$\text{負債比率 } (x_4) = \frac{\text{負債總額}}{\text{資產總額}} \times 100\%$$

負債比率可以衡量一家公司的資本結構，若負債比率越高，則象徵著企業大部份的資金都來自於債權人所提供的，因此負債比率太高的話，則資產總額相對的較小，因此對債權人會比較沒有保障，也將容易造成資金週轉不靈，通常負債比率以不大於 2/3 為佳。

本研究的研究樣本分成保留樣本與測試樣本，保留樣本為 2000 年期初到 2003 年期末的危機公司和配對之正常公司共 156 家，其目的在於生成預測模型；預測樣本則為 2004 年度間的危機與本研究所抽取的正常公司共 72 家，其目的在於測試預警模型的正確率，危機公司與配對之正常公司的樣本數如表二所示。

表二 研究樣本

年度	產業別	配對之正常公 司(數)	危機公司 (數)	年度	產業別	配對之正常公 司(數)	危機公司 (數)
2004	電子	21	7	2002	鋼鐵(櫃)	3	1
	電機	3	1		百貨(櫃)	3	1
	電纜	6	2		玻璃(櫃)	0	1
	食品	3	1		營建(櫃)	6	2
	水泥	3	1	2001	電子	9	3
	紡織	6	2		紡織	12	4
	營建	9	3		百貨	3	1
	紡織(櫃)	3	1		食品(櫃)	2	1
2003	食品	6	2		其它	6	2
	電子	8	3		鋼鐵	6	2
	營建	3	1	2000	食品	12	4
	紡織(櫃)	3	1		電子	3	1
	電子(櫃)	6	2		鋼鐵	6	2
2002	電子	3	1		觀光	3	1
	營建	6	2		電機	3	1
	玻璃	3	1				

本研究以平均數 t 檢定，檢定「流動比率」、「應收帳款周轉率」、「每股盈餘」與「負債比率」等四項財務比率在危機公司與正常公司間是否有顯著差異，而本研究中公司財務比率等預測變數的資料來源，則是透過情報贏家之時報資料庫蒐集而來。

二、邏輯斯迴歸模型

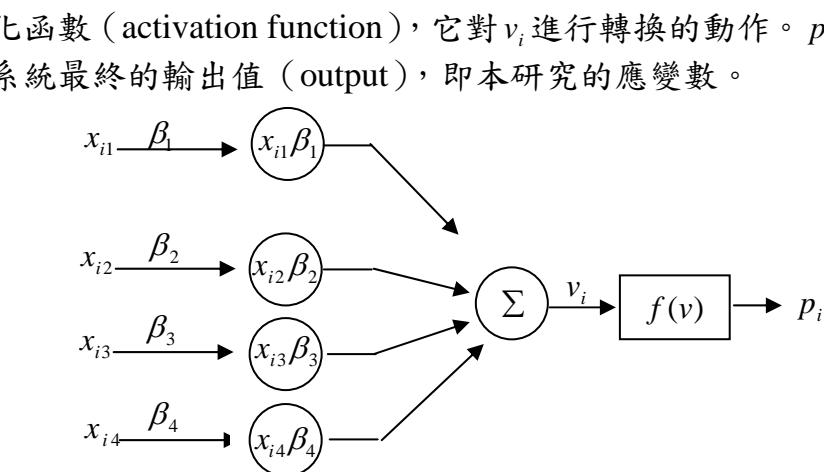
邏輯斯迴歸可以處理二分類法的問題，所以邏輯斯迴歸模型最終的預測值將會是介於 0 到 1 的機率值。在本研究中令 p_i 表第 i 家公司是危機公司的機率，則 $p_i = p(y_j = 1 | x_{i1}, x_{i2}, x_{i3}, x_{i4})$ ，其中，當 $y_i = 1$ 時表第 i 家公司是危機公司， $y_i = 0$ 時表正常公司； x_{i1} 、 x_{i2} 、 x_{i3} 與 x_{i4} 分別為「流動比率」、「應收帳款週轉率」、「每股盈餘」與「負債比率」，其危機預警之邏輯迴歸模型如式 1。

$$\ln(p_i / 1 - p_i) = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \beta_3 x_{i3} + \beta_4 x_{i4} \quad (1)$$

三、類神經網路模型

Odom and Sharda (1990) 將類神經網路引進企業財務危機預警的領域裡，隨之以類神經網路演算法建立預警模型的研究也陸續發表，本研究亦是繼前人之經驗，將之引用做為本研究建立與比較危機預警模型的研究方法之一。

在圖一便是類神經網路系統的架構，圖中的 x_j 為輸入值 (input)，即本研究之預測變數。 β_j 為鍵結值 (synaptic weight)，即預測變數之係數。 b 為偏差值，它是在類神經網路的演算中調整演算過程中人為的操作變數。 Σ 為加法單元，它是執行輸入值與鍵結值後再與偏差值加總的動作，相當於人類神經系統中的感覺接收器。 v_i 是經加法單元運作完畢所輸出的值， $v_i = \sum_{j=1}^4 x_j \beta_j + b$ 。 $f(v_i)$ 為轉換函數 (transfer function)，又稱活化函數 (activation function)，它對 v_i 進行轉換的動作。 p_i 是類神經網路系統最終的輸出值 (output)，即本研究的應變數。



圖一 類神經網路系統架構

透過類神經演算過程，將生成一個判別式如式 2，在本研究中依照邏輯斯迴歸模型判別的臨界值，因類神經輸出的值與邏輯斯迴歸模型輸出的值應變數都意謂著公司發生危機的機率。因此在式 2 中的 g_i 小於 0.5 時，本研究將第 i 家公司判為危機公司；若 g_i 大於 0.5 則該公司將被判為正常公司。

$$g_i = \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \beta_3 x_{i3} + \beta_4 x_{i4} \quad (2)$$

類神經在演算的進行過程中，必需在一開始有一組訓練模型的參數來訓練出預測變數所需的權重，該組參數來自於隨機的生成，但是隨著一開始的參數在每次訓練時隨機生成的不一樣，最後類神經網路所生成之預測變數的權重也將不一樣，但是其誤差都是會達到一個極小的值；換言之，類神經網路透過試誤法的演繹，其目的只在於將模型的預測結果之誤差降到最小，對於同一筆資料而言，每次訓練出來的權重將不會相等，因此類神經網路的精神就是在於其訓練的模式，因此類神經網路模型的結果不會有一個判別式，而只會有判別的結果。

四、DEA-DA 模型

DEA-DA 是在目標規劃和 DEA 的領域下所發展出來，Retzlaff-Roberts (1996) 將 DEA 與目標規劃中的 DA 兩者相較並結合，之後有改良過的 DEA-DA 相繼提出，如 Sinuary-Stern (1992)、Sueyoshi (2003) 與高強 (2003) 都有不同思維的模式提出，本研究以 Sueyoshi (2003) 與高強 (2003) 所提的觀點為基礎作為本研究之 DEA-DA 演算的精神，其模型如下：

$$\begin{aligned} & \min \sum_{i \in G_1} z_i + \sum_{i \in G_2} z_i \\ & st \\ & \sum_{j=1}^4 x_{ij} \beta_j + Mz_i - c \geq 0, i \in G_1 \\ & \sum_{j=1}^4 x_{ij} \beta_j - Mz_i - c \leq \varepsilon, i \in G_2 \\ & \sum_{j=1}^4 |\beta_j| = 1 \\ & z_i \in \{0,1\} \\ & i = 1, 2, 3, \dots, m, j = 1, 2, 3, 4 \end{aligned} \quad (3)$$

在式 3 中之 G_1 表正常公司的集合， G_2 表危機公司之集合， m 則為樣本個數。而 z_i 為 0 或 1，若 $z_i = 1$ 時，表第 i 家公司為正常公司而卻誤

判為危機公司或者是危機公司而誤判為正常公司； $z_i=0$ 時，表第 i 家公司並無被誤判。因此在 DEA-DA 中以 z_i 乘上一個極大值 M 來修正誤判的公司對判別式所造成的誤差，然後在判別式中期望誤判的公司家數要越少越好，因此在目標規劃中，可以看到目標式 $\min \sum_{i \in G_1} z_i + \sum_{i \in G_2} z_i$ 意謂著誤判的公司家數是要極小。

式 3 的目的在於透過目標歸劃求出 β_1 、 β_2 、 β_3 與 c 的最佳解，進而建立出判別模式 $f_i = \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \beta_3 x_{i3} + \beta_4 x_{i4}$ ，若 f_i 大於 c ，則表示該公司為正常公司；若小於 c ，則表示該公司為危機公司，如式 4 所示，其中 $y_i = 1$ 表第 i 家公司為危機公司， $y_i = 0$ 則表示該公司被判為正常公司。

$$y_i = \begin{cases} 1, & \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \beta_3 x_{i3} + \beta_4 x_{i4} < c \\ 0, & \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \beta_3 x_{i3} + \beta_4 x_{i4} \geq c \end{cases} \quad (4)$$

然而式 3 是非線性的模式，因此為求最佳解，必須轉換成線性。根據 Sueyoshi (2003) 與高強 (2003) 的研究，令 $\beta_j^+ - \beta_j^- = \beta_j$ 後，將式 3 轉成具線性的式子為：

$$\begin{aligned} & \min \sum_{i \in G_1} z_i + \sum_{i \in G_2} z_i \\ & st \\ & \sum_{j=1}^4 x_{ij} (\beta_j^+ - \beta_j^-) + Mz_i - c \geq 0, i \in G_1 \\ & \sum_{j=1}^4 x_{ij} (\beta_j^+ - \beta_j^-) - Mz_i - c \leq \varepsilon, i \in G_2 \\ & \sum_{j=1}^4 (\beta_j^+ + \beta_j^-) = 1 \\ & \varepsilon \zeta_j^+ \leq \beta_j^+ \leq \zeta_j^+, \varepsilon \zeta_j^- \leq \beta_j^- \leq \zeta_j^- \\ & \zeta_j^+ + \zeta_j^- \leq 1, \beta_j^+ + \beta_j^- \geq \varepsilon \\ & \zeta_j^+, \zeta_j^-, y_i \in \{0,1\} \\ & i = 1, 2, 3, \dots, m, j = 1, 2, 3, 4 \end{aligned} \quad (5)$$

本研究利用 LINDO 軟體求解，其中令 $M=9$ 代入；而用來轉換強勢不等式的 $\varepsilon=0.001$ 。 x_{i1} 、 x_{i2} 、 x_{i3} 與 x_{i4} 分別以本研究中研究樣本中之正常與危機公司之「流動比率」、「應收帳款週轉率」、「每股盈餘」與「負債比率」代入求解。

五、模型之敏感度與精確度的檢驗

本研究以交叉驗證的方法對危機預警模型檢定其判別能力，交叉驗證的方法將研究樣本中的保留樣本共 156 家公司來建立危機預警模型；而剩下的 72 家公司則為預測樣本來測試模型判別的正確率。

如表三所示，一危機預警模型對保留樣本中的正常公司，判其為正常公司與危機公司的家數分別為 n_1 家與 n_1 家；對保留樣本中的危機公司而言，判其為正常公司與危機公司的家數分別為 n_2 家與 n_2 家。而在測試樣本中，對測試樣本中的正常公司判其為正常公司與危機公司的家數分別為 m_1 家與 m_1 家；對測試樣本中的危機公司而言，判其為正常公司與危機公司的家數分別為 m_2 家與 m_2 家。

表三 模式判別結果

		保留樣本				測試樣本	
		實際觀察值				實際觀察值	
		正常	危機			正常	危機
預測值	正常	n_1	n_2	預測值	正常	m_1	m_2
	危機	n_1	n_2		危機	m_1	m_2

根據表三則可整理如表四之正確率，在本研究中建立危機預警模型之目的在於希望能夠準確地判別危機公司，因此在表四中的 $\frac{m_2}{m_2 + m_1}$ 則為該危機預警模型的敏感度；而 $\frac{m_1}{m_1 + m_1}$ 則是該預警模式的精確度。

表四 交叉驗證的結果

樣本	保留樣本			測試樣本			整體
	類別	危機公司	正常公司	整體	危機公司	正常公司	
正確率	$\frac{n_2}{n_2 + n_1}$	$\frac{n_1}{n_1 + n_1}$	$\frac{n_1 + n_2}{n_1 + n_1 + n_2 + n_2}$	$\frac{m_2}{m_2 + m_1}$	$\frac{m_1}{m_1 + m_1}$	$\frac{m_1 + m_2}{m_1 + m_1 + m_2 + m_2}$	

六、錯誤歸類成本

基本上不同的錯誤所造成之錯誤成本並不相同。型二誤差(將危機公司判斷為正常公司)會導致資訊使用者對危機公司作出不正確的判斷，因此所造成的錯誤損失遠比型一誤差(將正常公司判斷為危機公司)

來得大，所以，當計算錯誤歸類成本時，假設當型一誤差的錯誤成本為 M 時，則型二誤差為型一誤差的 30 倍(30M)，其計算方法如下：

錯誤歸類成本 = 型一誤差錯誤家數 × M + 型二誤差錯誤家數 × 30M

由以上方法計算出錯誤歸類成本最低者為最佳模型。

肆、研究結果

本研究將介紹針對平均數 t 檢定以及邏輯斯迴歸模型、類神經網路模型與 DEA-DA 模型等三種模型的結果與其判別的正確率，最後再比較三種模型的差異。

一、平均數 t 檢定

本研究針對流動比率、應收帳款週轉率、每股盈餘與負債比率等四項比率進行平均數 t 檢定，檢定結果如表五所示，表中可以看到四項變數皆有達顯著水準，雖然應收帳款週轉率的 t 統計量較大，但亦有達顯著水準，因此本研究的預測變數在正常與危機公司間有顯著差異。

表五 危機發生前一年正常與危機公司之平均數 t 檢定結果

預測變數	平均數 (標準差)		t 統計量 (顯著水準)
	正常公司	危機公司	
流動比率 (%)	164.27 (104.01)	85.32 (45.25)	-7.938 (0.00) **
應收帳款週轉率(次)	15.1 (38.38)	7.67 (6.97)	-2.408 (0.017) *
每股盈餘 (元)	0.71 (1.7)	-2.71 (3.1)	-7.983 (0.00) **
負債比率 (%)	42.68 (14.72)	68.24 (18.17)	10.736 (0.00) **

在表五中，可以很明顯地看到流動比率中，正常公司的平均有大於 100%，而危機公司也都在 100% 以下的水準。應收帳款週轉率中，正常公司的值也都顯著地大於危機公司。在每股盈餘中，危機公司的獲利能力更是呈現出負值。在負債比率中，危機公司的平均 68.24% 大於 2/3，而正常公司則是可以看到小於 2/3。

二、模型的建立

(一) 類神經網路法

本研究以類神經網路學習演算法來建立預警模型，當類神經網路系統輸出的量大於 0.5 時，則判該公司為正常公司；若輸出的量小於 0.5 時，則該公司將被判為危機公司。類神經網路模型的判別結果如表六所示，在保留樣本中有 156 家公司，其中有 24 家公司被誤判；而在測試

樣本中，72 家公司中有 14 家公司被誤判。

表六 類神經網路模型判別結果

		保留樣本		測試樣本	
		實際觀察值		實際觀察值	
		正常	危機	正常	危機
預測值	正常	109	17	預測值	47
	危機	7	23		7
					11

從表七可以看到在保留樣本與測試樣本的整體之判別正確率都有高達八成，然而在判別危機公司的部份，卻只有到六成左右，與正常公司的將近九成的判別正確率有相當大的落差。在測試樣本中，錯誤歸類成本為 217，其敏感度較邏輯斯迴歸模型稍佳，但是比 DEA-DA 法差，因此類神經網路法在對臺灣企業的危機公司之判別能力是界於邏輯斯模型與 DEA-DA 法之間。。

表七 類神經網路模型判別之正確率

樣本 類別	保留樣本			測試樣本		
	危機公司	正常公司	整體	危機公司	正常公司	整體
判別正確率	57.5%	93.97%	84.61%	61.11%	87.04%	80.55%
錯誤歸類 成本(M)		517			217	

(二)邏輯斯迴歸法

本研究透過邏輯斯迴歸法建立危機預警模型如式 6，其中的 p_i 是危機公司會發生危機的機率，如果機率大於 0.5 的話，則第 i 家公司被判為危機公司；若 p_i 小於 0.5 的話，則判該公司為正常公司。

$$\ln\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) = 0.09x_1 - 0.56x_2 - 0.879x_3 + 0.076x_4 - 4.355 \quad (6)$$

依據 4.1 式對臺灣企業的判別結果如表 4.4 所示，在 156 個保留樣本中有 18 家公司被誤判，而在測試樣本中，72 家的公司中則有 12 家被誤判。

邏輯斯迴歸模型的判別正確率如表八所示，保留樣本或者是測試樣本的整體的正確率都有八成以上；但是在判別危機公司的部份，在保留樣本中，雖然對於危機公司的判別正確率有七成，但是和判別正常公司的九成正確率一樣有很明顯的落差，在測試樣本裡對危機公司的判別卻只有到三成的正確率，與正常公司的 100% 的正確率有相當明顯地差

異，而錯誤歸類成本為 360，為三種方法中最高者，其敏感程度為三種方法中最低。

表八 邏輯斯迴歸模型判別結果

		保留樣本		測試樣本	
		實際觀察值		實際觀察值	
		正常	危機	正常	危機
預測值	正常	110	12	預測值	54
	危機	6	28		0

表九 邏輯斯迴歸模型判別之正確率

樣本 類別	保留樣本			測試樣本		
	危機公司	正常公司	整體	危機公司	正常公司	整體
判別正確率	70%	94.83%	88.46%	33.33%	100%	83.33%
錯誤歸類 成本(M)		366			360	

(三) DEA-DA 法

本研究透過 DEA-DA 法建立危機預警模型如式 7，在式 7 中，若判別函數值小於 -6.4141 時，則表示該公司將被判為危機公司；反之，若大於 -6.4141，則表示該公司被判為正常公司。

$$y_i = \begin{cases} 1, & 0.0196x_{i1} + 0.1251x_{i2} + 0.7144x_{i3} - 0.1408x_{i4} < -6.4142 \\ 0, & 0.0196x_{i1} + 0.1251x_{i2} + 0.7144x_{i3} - 0.1408x_{i4} \geq -6.4142 \end{cases} \quad (7)$$

由 DEA-DA 模型所判別出來的結果如表十所示，在 156 個保留樣本中有 14 家公司被誤判；而在測試樣本中，72 家的公司中則有 12 家被誤判。

DEA-DA 模型的判別正確率如表十一所示，保留樣本的整體的正確率高達九成，而測試樣本則有八成的正確率。而在判別危機公司的部份，在保留樣本裡對危機公司的判別有到七成的正確率，與正常公司九成六的正確率有相當明顯地差異；在測試樣本中，對於危機公司的判別正確率有六成六，而判別正常公司的正確率則有將近九成，其錯誤歸類成本僅為 186，為三種模中最低者，其敏感程度為三種方法中最高。

表十 DEA-DA 模型判別結果

		保留樣本				測試樣本	
		實際觀察值				實際觀察值	
		正常	危機			正常	危機
預測值	正常	112	10	預測值	正常	48	6
	危機	4	30		危機	6	12

表十一 DEA-DA 模型判別之正確率

樣本 類別	保留樣本			測試樣本		
	危機公司	正常公司	整體	危機公司	正常公司	整體
判別正確率	75%	96.55%	91.03%	66.66%	88.88%	83.33%
錯誤歸類						
成本(M)		304			186	

伍、結論與建議

一、研究結論

本研究將三個模型的敏感度與精確度整理如表十二所示，三個預警模型的敏感度除了邏輯斯迴歸外，其餘均六成。而三個預警模型的敏感度與精確度都呈現明顯的落差。

表十二 預警模型之敏感度、精確度及錯誤歸類成本

預警模型	敏感度	精確度	錯誤歸類成本(M)
類神經網路模型	61.11%	87.04%	217
邏輯斯迴歸模型	33.33%	100%	360
DEA-DA 模型	66.66%	88.88%	186

表十二中，敏感度即為預測樣本中判別危機公司的正確率，而精確度則是判別正常公司的正確率。因此可以發現三個模型在判別的正確率上都有達八成以上的正確率，但是其中對於危機公司的判別能力都比對於正常公司的判別能力還要來得弱，甚至在邏輯斯迴歸裡還有高達約七成的落差（對危機公司的正確率有 33.33%，而正常公司有 100%，兩者差了將近 70%），而三個模型中則屬 DEA-DA 與類神經網路模型均有不錯之敏感度與精確度。同時在邏輯斯迴歸模型和類神經網路模型比較的結果與過去文獻中如沈智偉（2002）提出邏輯斯模型較類神經網路模型要來得佳有所差異，而與揚浚泓（2001）的研究指出類神經網路模型

較邏輯斯迴歸模型要來得好的結果較為相似。

就預測樣本中整體的預測能力來看，三個模型的預測能力是以類神經網路模型的判別正確率略遜一籌，而 DEA-DA 模型與邏輯斯迴歸模型的判別正確率則都是一樣有 83.33% 的正確率，但是其中邏輯斯模型對判別危機公司的能力卻相當弱，而邏輯斯迴歸模型對於判別正常公司有高達 100% 的正確率。

由錯誤歸類成本作進一步分析，採用邏輯斯迴歸模型其錯誤歸類成本最高(360)，類神經網路模型次之(217)，而 DEA-DA 模型的錯誤歸類成本最低(186)。

故由以上三種偵測舞弊的統計工具之測試結果可以了解，對臺灣上市櫃公司中之危機公司的判別，三個模型各有其特色，但相對而言，DEA-DA 比類神經網路及邏輯斯迴歸模型有較良好的敏感度及精確度及較低的錯誤歸類成本，可見 DEA-DA 所建立的預警制度模型比類神經網路及邏輯斯迴歸的模型有較佳的表現。

二、未來研究建議

本研究以過去學者所未用到的 DEA-DA 法來做危機預警模式，然後本篇研究的預測變數尚只在傳統財務比率的探討，然後在公司治理的領域上，尚有許多預測變數可以探討，如大股東質押比、子公司贖回母公司股票及短期投資比率等，都是可以再考慮的預測變數，甚至於產業別的不同是否也是影響公司爆發危機的變因等，都不失為再繼續探討的主題。

對於 DEA-DA 法這一個研究方法的架構上，如果能再考慮時間序列的觀點，也將是本研究後續值得研究的方向。

其次則是運算 DEA-DA 的軟體，一般能計算線性規劃的軟體，如 LINDO 都是可以做的，但是當面臨了大筆資料的計算時，計算軟體的使用上相當地不方便，因此如果在 DEA-DA 能夠結合「資料庫」的觀點來考慮發展一個計算的軟體，這將會使 DEA-DA 未來的發展更將上一層樓。

參考文獻

- 白欽元，2003，國內中小企業財務危機預警模型之研究，國立交通大學經營管理研究所未出版碩士論文。
- 沈智偉，2002，企業預警—邏輯斯模型與類神經方法之比較，國立高雄第一科技大學金融營運所未出版碩士論文。
- 高強，2003，「管理績效評估—資料包絡分析法」，第一版，台北：華泰出版社。
- 戚務君，1991，運用財務報表分析財務困難之研究—以臺灣地區上市公司為例，國立交通大學管理科學研究所未出版碩士論文。
- 郭瓊宜，1994，類神經網路在財務危機預警模式之應用，淡江大學管理科學研究所未出版碩士論文。
- 陳肇榮，1994，運用財務比率預測財務危機之實證研究，國立臺灣大學商學研究所未出版碩士論文。
- 陳鳳儀，1995，臺灣上市公司財務困難預測之研究，國立臺灣大學會計學研究所未出版碩士論文。
- 黃蕙茵，2003，臺灣股票市場之破產風險與股票報酬，國立東華大學國際經濟研究所未出版碩士論文。
- 張淵智，1998，金融產業股價泡沫檢定之研究，東吳大學企業管理研究所未出版碩士論文。
- 楊浚泓，2001，考慮財務操作與合併報表後之財務危機預警模式，國立中央大學財務管理研究所未出版碩士論文。
- 潘玉葉，1990，臺灣股票上市公司財務危機預警分析，淡江大學管理科學研究所未出版博士論文。
- 蔡秋田，1994，運用類神經網路在預測上市公司財務危機預警分析，國立成功大學管科所未出版碩士論文
- 鄭碧月，1997，上市公司營運危機預測模式之研究，朝陽技術學院財務金融系所研究所未出版碩士論文。
- 鄧志豪，2000，以分類樣本偵測地雷股—新財務危機預警模型，國立政治大學金融學系未出版碩士論文。
- 戴鳳玲，1996，類神經網路與邏輯斯模式對財務危機預測能力之比較研究—以臺灣股票上市公司為例，東吳大學企業管理研究所未出版碩士論文。

- Altman, E. I. 1968. Financial ratios: Discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *Journal of Finance* 23(4): 589-609.
- Altman, E. I., R. Haldeman, and P. Narayanan. 1977. ZETATM analysis: A new model to identify bankruptcy risk of corporations. *Journal of Banking and Finance* 1(1): 29-54.
- Altman, E. I., G. V. Marco and F. Varetto. 1994. Corporate distress diagnosis: Comparisons using linear discriminant analysis and neural networks. *Journal of Banking and Finance* 18(3): 505-529.
- Beaver, W. H. 1966. Financial ratios as predictors of failure. *Journal of Accounting Research* 4(3): 71-111.
- Blum, M. 1974. Failing company discriminant analysis. *Journal of Accounting Research* 12(1): 1-25.
- Coats, P. K. and L. F. Fant. 1993. Recognizing financial distress patterns using a neural network tool. *Financial Management* 22(3): 307-327.
- Deakin, E. B. 1972. A discriminant analysis of predictors of business failure. *Journal of Accounting Research* 10(1): 167-179.
- Koh, H. 1991. Model predictions and auditor assessments of going concern status. *Accounting and Business Research* 21(84): 331-338.
- Martin, D. 1977. Early warning of banking failure. *Journal of Banking and Finance* 1(2/3): 249-276.
- Mensah, Y. M. 1984. An examination of the stationary of multivariate bankruptcy prediction models: A methodological study. *Journal of Accounting Research* 22(1): 380-395.
- Odom, M. D. and R. Sharda. 1990. A neural network model for bankruptcy prediction. *IEEE INNS IJCNN* 2: 163-168.
- Ohlson, J. A. 1980. Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy. *Journal of Accounting Research* 18(1): 109-131.
- Retzlaff-Roberts, D. L. 1996. Relating discriminant analysis and DEA to one another. *Computers and Operations Research* 23(4): 311-322.
- Sueyoshi, T. 2003. Mixed integer programming approach of extended DEA-discriminant analysis. *European Journal of Operational Research* 152(1): 45-55.

- Sinuany-Stern, Z. and L. Friedman. 1998. DEA and the discriminant analysis of ratios for ranking units. *European Journal of Operational Research* 111(3): 470-478.

高階經理人薪酬績效敏感度對自願性資訊發佈之影響

張瑞當*
國立中山大學

林國欽
台南科技大學

沈文華
國立中山大學

侯佩秀
台南科技大學

摘要

本文主要目的在於探討公司高階經理人薪酬績效敏感度對自願性資訊發佈之影響。本研究首先利用公司高階經理人薪酬水準與公司經營績效，計算公司高階經理人薪酬績效敏感度，再將公司年報中之自願性資訊揭露區分為五大類，利用內容分析法來衡量公司整體的揭露水準。另外，本研究也針對公司在發佈自願性財務預測後對股價的影響，以檢測公司自願性財務預測的資訊內涵。經由實證分析，本研究發現具有高薪酬績效敏感度之公司，其自願性資訊揭露的水準較高；而且當公司薪酬績效敏感度較高時，其自願性財務預測的資訊內涵程度也相對較高。

關鍵詞：薪酬績效敏感度、自願性揭露、自願性財務預測、資訊內涵

*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 Effects of CEO Pay-Performance Sensitivity on Voluntary Disclosures

Ruey-Dang Chang
National Sun Yat-sen University

Kuo-Chin Lin
Tainan University of Technology

Wen-Hua Shen
National Sun Yat-sen University

Pei-Hsiu Hou
Tainan University of Technology

Abstract

The purpose of the study is to investigate the effects of CEO pay-performance sensitivity (PPS) on the company's voluntary disclosures. Executive salaries and operating performances of the companies were first computed to derive the PPS of the CEO. The voluntary disclosure items on the company's annual reports were divided into five categories and the content analysis method was then conducted to measure the level of the company's disclosure. In addition, the effects of the voluntary financial forecasts on the company's stock price were measured to determine the information contents of the voluntary financial forecasts. The empirical results indicate that companies with high PPS have a higher level of voluntary disclosure as well as higher information contents of the voluntary financial forecasts.

Keywords : Pay-Performance Sensitivity 、 Voluntary Disclosure 、 Voluntary Financial Forecasts 、 Information Content

壹、緒論

1997 年亞洲金融風暴、2001 年美國安隆(Enron)公司假帳醜聞及 2004 年我國博達公司的資產掏空案，分別對當地的金融與公司治理造成不同程度的影響。在此期間之內，陸續有不少國內外公司，或因經營不善，或因公司資產遭掏空而相繼倒閉，而投資人卻常因為公司資訊不透明或資訊揭露不全之故，因而遭受重大的損失。

企業的資金來源主要來自業主與股東，隨著企業逐漸成長，股本持續增加，所有權與經營權之間逐漸分離，經營主導權也逐漸由業主轉移到專業經理人，也促成代理理論 (agency theory) 之興起。代理理論起源於 1960 年代，旨在探討個人與企業的風險分攤問題，也探討主理人 (principal) 與代理人 (agent) 之間目標衝突的問題。主理人站在股東或業主的角度，希望公司的專業經理人 (代理人) 以股東利益極大化為主要方針；而公司的經理人則基於自利之動機，卻往往會將自身利益置於股東利益之前，甚至可能為了維持自身利益，因而做出犧牲股東利益的行為。因此，為了降低雙方目標上的衝突，營造雙贏的結果，主理人除了會提供適當的經濟誘因給經理人外，同時也會利用監督機制約束經理人之行為，以確保股東權益不會受到惡意侵害。

國內外許多文獻皆發現，高階經理人薪酬與企業經營績效間具有顯著的正向關係，例如，Carpenter and Sanders (2002) 發現當高階經理人報酬與股東利益一致時，其薪酬水準與公司績效具有正向關聯。蔡柳卿與楊朝旭 (2004) 則發現公司價值與盈餘敏感性之間，以及總經理薪酬與盈餘敏感性之間，皆呈現顯著的正向關係。因此，若企業提供給經理人的薪酬無法符合經理人的期待時，不但無法產生激勵的效果，甚至會引發經理人做出不利於股東權益的決策，而產生反效果；反之，若企業提供經理人過高的薪酬，但卻疏於監督其績效，同樣也無法達成股東利益極大化之目標。由於文獻大都認為高階經理人薪酬水準與企業經營績效之間具有正向關係，故本研究以高階經理人薪酬績效敏感度 (pay-performance sensitivity, PPS) 代表兩者間關係之強弱，探討 PPS 是否會對公司自願性資訊揭露的程度及自願性財務預測所隱含的資訊內涵產生影響。

所謂自願性資訊揭露，乃公司主動對外發佈與公司有關的財務或非財務資訊，而公司每年度所發佈的股東會年報，其目的即在於加強企業資訊的透明度，讓投資人對公司過去的經營績效、財務狀況與未來的營運方向等重要資訊有更深入的瞭解。除了公司年報之外，公司自願性的資訊揭露，或依法必須強制揭露之資訊，皆有助於提升市場效率及降低公司管理當局與投資人間資訊不對稱 (information asymmetry) 的現象。而管理當局自願性的盈餘預測，更常被市場視為攸關的資訊，其自願揭露資訊的動機因素與資訊內涵，更是各界所關注的焦點。因此本研究也探討高階經理人之 PPS 的高低，是否與公司的自願性資訊揭露的程度有關。

而在所謂的自願性資訊揭露中，投資人最關切的莫過於公司所做的自願性財務預測（如盈餘預測），公司自願發佈財務預測的動機很多，而其自願發佈的結果，將影響報表使用者的投資決策。相較於國外企業自願性揭露情形，由於法律環境不同，國內企業發佈自願性財務預測的程度與國外企業明顯不同。在美國的法律環境之下，由於美國政府訂定了投資人集體訴訟的保護法令，導致美國公司主動發佈自願性資訊揭露的程度較低，也較不願意進行自願性盈餘預測。平均而言，一年只有不到 25% 的上市公司，會在報章雜誌上主動發佈盈餘預測；即使主動發佈盈餘預測的企業，也極少數會在同一個年份中主動發佈兩次或兩次以上的自願性盈餘預測 (Pownall et al. 1993)。反觀國內，由於法令不齊全，公司管理當局對於不實的自願性盈餘預測所須承擔的法律風險相對較低，且早期國內企業的財務資訊傳遞準確度較低，故管理當局較傾向採用自願性盈餘預測，使台灣上市公司進行自願性盈餘預測的比率較高（李建然 2000）。

當公司高階經理人所獲得的薪酬水準會隨著企業經營績效之高低而變動時，基於自利假設，公司高階經理人極可能會進行盈餘操控，楊朝旭與吳幸蓁（2003）發現高階經理人 PPS 與管理當局進行盈餘管理動機有正向關聯，亦即高階經理人 PPS 越高，經理人愈會採用裁決性應計項目進行盈餘管理，使公司的帳面盈餘價值提升，以成就經理人本身較高的薪酬水準。而自願性資訊揭露又是公司主動提供給投資人及報表使用者的資訊，公司不僅可以自由選擇資訊公布的時機，同時也可控制所要公布的資訊內涵。因此，高階經理人 PPS 之高低，除了可能影響公司在年報上的自願性資訊揭露，也可能會影響公司自願性財務預測的資訊價值。本研究的主要目的即在於探討公司高階經理人 PPS 之高低，對於公司年報中之自願性資訊揭露與公司自願性財務預測資訊價值之影響。

本研究共分成五個部份，除第一部份為緒論外，第二部份為文獻探討與假說，第三部份包括研究方法，第四部份為實證分析，最後則為結論。

貳、文獻探討與假說發展

一、代理理論與獎酬契約

企業由資本主投資後，隨著營運規模逐漸擴大，不少企業會選擇上市或上櫃，希望以公開募集的方式取得所需之資金。但是隨著上市或上櫃後，公司股權基礎逐漸擴大，股東人數大幅增加，公司所有權也由集中而趨向分散，形成所有權與經營權分離的現象，並進一步造成權益代理問題 (Berle and Means 1932)。Jensen and Meckling (1976) 將代理關係定義為：「一位或一位以上之主理人僱用並授權給另一位代理人，在代理的權限內代表主理人行使某些特定的行為，彼此間所存有的契約關係」。在企業所有權與經營權分離之下，公司管理當局若非公司的大股東，即很難期望他們會全心全意以「創造股東財富極大化」為經營目標。

Jensen and Meckling (1976) 認為股東與管理當局利益衝突的來源大致可分為：(1)過度的特權消費：在所有權與經營權分離的情況下，公司的經營成本是由全體股東共同承擔，經理人員利用公司所提供之資源，作個人物質上消費享受，造成過度的特權消費問題，該項代理成本最後仍由全體股東負擔，因而降低了公司價值。(2)次佳的投資決策：高階經理人員的持股並非百分之百，經理人員在面臨決策選擇時，勢必選擇可獲取較多自身利益的投資方案，同時也往往偏重選擇短期內可迅速獲利的方案，而忽略了其他可能為企業帶來長期性獲利、更具經營效益的方案。(3)資訊不對稱：經理人員掌握了企業營運的最佳資訊，卻未必會詳細的揭露該資訊，使得股東無法及時且確切的瞭解企業經營狀況，導致股東作出不適切的投資判斷，降低了公司價值 (Myers and Majluf 1984)。(4)融資以取得公司控制權：管理當局藉由舉債所募得的資金，進行股權收購的行為，將公司流通在外的股票購回以取得更多的股數。然而管理當局為了降低收購成本，在收購的過程中可能故意壓低股價，使其他股東之權益蒙受損害。

為了解決代理問題，避免股東與經理人雙方之利益衝突，公司應建立一套兼顧激勵與監督功能的薪酬制度，讓管理當局在追求自身利益時，也能同時達成創造股東財富極大化及公司價值極大化的目標。薪酬契約不僅可以成為促成管理當局與股東目標一致的工具 (Watts and Zimmerman 1978)，而且只要主理人對誘因 (incentive) 與代理人的成果 (outcome) 進行適當的連結，便可降低代理人與主理人之間的利益衝突，並因此降低由代理人自利行為所衍生的代理成本 (Holmstrom 1979; Fama and Jensen 1983)。在文獻上，關於公司管理當局經營績效之衡量，主要分為「會計績效指標」及「市場績效指標」兩大類。會計績效指標乃是透過公司財務報表所計算出之會計盈餘及報酬率等量化數值，直接反映管理當局的經營績效；而市場績效指標則是以公司股票報酬率作為衡量管理當局績效的指標，根據效率市場假說，良好的管理一定會反映到股價上，因此，股票價格可以有效反映公司未來的獲利能力，而股票報酬也可以作為衡量管理當局創造公司價值的重要指標 (Coughlan and Schmidt 1985)。由於主理人無法隨時掌握代理人的行為，所以主理人偏好以績效決定薪酬，並以薪酬作為激勵代理人的主要誘因。文獻上也曾以不同的績效指標，探討公司績效與管理當局薪酬間的關係，其結果大都顯示兩者具有正向顯著關係 (Lambert and Larcker 1987; Murphy 1999; 傅鍾仁等 2002；林穎芬與劉維琪 2003；洪玉舜與王泰昌 2005；蔡柳卿 2006)。

二、自願性資訊揭露

當公司上市或上櫃後，為了募集更多的資金，往往會透過自願性的資訊揭露，透露對公司有利的財務或業務資訊，藉以強化市場投資人的信心，增強其投資意願。由於管理當局掌控公司的實質經營權，對於公司營運狀況擁有絕對的資訊，即使管理當局自願揭露與公司營運相關之各項訊息，仍不可能揭露完

整的資訊，而是選擇性地偏好發佈好消息，盡量隱藏壞消息 (Spence 1974; Verrecchia 1983)。由文獻中可歸納四個影響公司管理當局自願發佈資訊的原因：(1)信號假說 (signaling hypothesis)：認為管理當局發佈自願性財務預測，是為了傳遞企業經營資訊給投資大眾，無論管理當局發佈了好消息或壞消息，同樣都預告企業未來的經營情況即將有所變動 (Penman 1980; Trueman 1986)；(2)期望調整假說 (expectation adjustment hypothesis)：管理當局偏好透過財務分析師的財務預測，間接揭露盈餘預測資訊，更正財務分析師的預測，使企業之真實價值與外部價值評估趨於一致 (Ajinkya and Gift 1984)。不過 Ruland et al. (1990) 則發現，管理當局傾向確認分析師的預測，而非更正其預測價值。(3)法律責任假說 (litigation hypothesis)：認為在法律規範與資訊環境下，管理當局會主動揭露財務資訊，但是在考量訴訟及聲譽的成本後，管理當局會衡量揭露好消息所需承擔的成本，是否高於揭露壞消息的成本 (Skinner 1994)。因此，儘管管理當局揭露壞消息會導致股價下跌，但管理當局仍可能選擇主動對投資人揭露壞消息，否則很容易引發投資人對公司進行訴訟，反而要負擔更多的訴訟成本，並且將導致公司的聲譽下滑。(4)減緩代理問題假說 (mitigating agency hypothesis)：管理當局可藉由發佈較多的自願性資訊揭露，以減少代理問題並降低代理成本。

三、研究假說

公司高階經理人、股東、債權人三者間存有正式與非正式契約，但基於不同的立場，各方當事人皆以自利為首要考量。因此為解決彼此之間的利益衝突，雙方便合議訂定獎酬契約及債權契約，希望藉由薪酬誘因，激勵公司高階經理人有良好的經營績效，同時也建立一套良好的監督機制 (Jensen and Meckling 1976)。在績效獎酬制度之下，當公司經營績效越好，管理當局所能取得的薪酬也越高。Bryan and Hwang (1997) 發現管理當局的薪酬績效敏感度與盈餘變動之變異數、負盈餘的次數、公司規模、財務槓桿、經理人持股比率及公司是否為受管制產業呈顯著負相關，而與股票報酬率和會計盈餘呈顯著正相關。楊朝旭與吳幸蓁 (2003) 也指出管理當局的 PPS 與盈餘管理動機有正向關聯。

而公司管理當局為何會做自願性的資訊揭露呢？文獻上認為是管理當局為了彰顯其預測能力，因而對公司未來經營績效的變化所做的預期 (Trueman 1986)，或者是為了調整外部投資人對公司價值評估的期望，以縮短差距 (Ajinkya and Gift 1984)。Hossain et al. (1995) 則以減少代理成本的角度，來解釋管理當局做自願性資訊揭露的動機，認為代理人會主動提供較多的財務資訊，以提升主理人的信任及降低代理成本，而且管理當局的自願性財務預測，其潛在利益會隨著代理成本的提升而增加，同時自願性財務預測也是一項具有價格關聯的資訊，會間接影響股價變動。此外，國內的文獻也認為經理人員主動揭露盈餘預測，其原因可能是為了吸引更多的資本，以助公司未來的經營資

金來源（吳安妮 1991）。而且當公司與債權人之間的代理問題越嚴重，管理當局越會積極的揭露財務預測（李建然 2000；張瑞當等 2007）。

Meek et al. (1995) 將自願性揭露分為策略性資訊揭露、財務性資訊揭露及非財務性資訊揭露，探討資訊揭露與公司特徵間的關連，結果發現公司規模、地區別、上市地位及產業別，對公司年報自願性資訊揭露程度均具有顯著影響。Firth (1979) 則發現公司規模及上市地位，均與公司自願性資訊揭露有關。而不論管理當局自願揭露的資訊是何種類型，為了降低代理成本，管理當局會選擇發佈較多的、傳遞較準確的資訊給投資人，減少企業內部管理者與外部投資人之間資訊不對稱的情形。其他文獻亦顯示，當管理當局提供較多公司相關資訊給投資人時，不僅可以減少投資人與主理人的監督成本，也可降低公司取得資金的成本 (Choi 1973; Jensen and Meckling 1976; Botosan 1997; Sengupta 1998)。

基於上述，本研究認為高階經理人的薪酬設計，是公司用以減少代理問題的控制機制，故高階經理人 PPS 較高之公司，除了可降低代理成本外，也由於高階經理人之薪酬與績效具有正向關係，所以也比較會傾向在年報以及公開說明書中，發佈較完善的資訊。因此，本研究建立假說一如下：

H1：高階經理人薪酬績效敏感度越高，其年報自願性資訊揭露之程度越高。

一般而言，管理當局所發佈的自願性盈餘預測，其資訊價值一定高於外部人士預測之價值；而且公司自願性盈餘預測，可預先告知投資人相關訊息，因此其資訊內涵更勝於提供該當年度之實際盈餘。故對投資者而言，盈餘預測較盈餘公布更具資訊有用性，也更有助於投資人作出適當的決策 (Lev 1989)。Ball and Brown (1968) 以盈餘宣告與股價報酬進行研究，發現盈餘預測較前一次之預測高時，其累積異常報酬為正；反之其累積異常報酬則為負，即盈餘預測具有資訊內涵。Beaver (1968) 則以股票價格及交易量變動來測試年度盈餘資訊是否具有資訊內涵，結果發現在盈餘發佈當週，無論是股票報酬之變異數或股票交易量，都顯著高於平均數值，同樣顯示盈餘預測具有資訊內涵。而 Patell (1976) 也發現公司管理當局主動發佈自願性財務預測的事件日期當週，股票往往會有正向的異常報酬，顯示自願性財務預測傳達的大都屬於好消息。而且若公司所發佈的資訊，為長期間的自願性盈餘預測資訊，其效果通常會在盈餘宣告之前逐漸反應在股票價格上，不僅表示盈餘預測具有資訊內涵，也顯示有資訊洩漏的現象產生 (Nichols and Tsay 1979)。

由於公司所發佈的新資訊，無論是財務資訊或非財務資訊，其所產生之效果，均將反映在股票價格上。因此，可利用自願性財務預測與股價異動程度的關聯，來探討股價與資訊之間的關聯，並以股票價格的變動來衡量資訊的內涵，亦即當公司所公布之資訊對投資人決策的影響力越大時，就代表該資訊的內涵越高。

而影響管理當局自願性財務預測資訊內涵的因素有很多，方智強與吳安妮(1997)發現公司管理當局主動發佈的財務預測並非都是有利公司的「好消息」，其中超過半數的財務預測比市場預期還低。另外該研究也發現由經理人所揭露之財務預測，較揭露之前的分析師預測更準確，而且揭露期間的股價調整與未預期盈餘成正相關，顯示經理人員所發佈的財務預測資訊，會使公司股價做相應的調整。林淑莉(2004)則指出當管理當局所發佈的盈餘預測資訊傳達好消息時，預測態度保守的公司，市場對其股價的正向反應比較大；反之，若盈餘預測傳達壞消息時，市場對其股價的負向反應則會比較小，故市場在決定自願性盈餘預測反應時，會先評估管理當局過去的預測態度。

公司發佈自願性盈餘預測，不僅會改變投資人對公司價值的判斷，也能有效減少代理成本。若公司發佈自願性盈餘預測的動機，是為了調整投資人對公司的預期價值，並縮短預期價值與真實價值的差異，則管理當局便可能在年度財務報告中進行盈餘操弄。Watts and Zimmerman (1986) 認為在代理理論的基礎下，管理當局在財務報告中應計裁決權的使用，可分別由訊息發佈的觀點與投機性觀點衡量。在訊息發佈的觀點下，管理當局會操縱裁決性應計項目，以透漏其私有資訊給投資人；而投機性觀點則認為管理當局會利用裁決性應計項目，操縱公司盈餘以追求自利，因而降低自願性盈餘預測的資訊內涵。

由於公司管理當局發佈自願性盈餘預測的主要目的，可能是為了調整投資人對公司價值的預期，也可能是希望降低代理成本與資金成本。本研究認為薪酬設計制度較完善的公司，可將管理當局的自利動機與公司績效的目標進行有效的連結，讓管理當局的自利行為可以直接建構在公司目標的基礎之上。因此，當公司管理當局的PPS越高時，不論其發佈自願性盈餘預測的動機為何，該預測所提供之資訊，將會具有較佳的資訊內涵。因此，本研究提出假說二如下：

H2：高階經理人薪酬績效敏感度越高，其自願性財務預測之資訊內涵越高。

參、研究方法

一、樣本及資料來源

本研究以台灣證券交易所上市公司為研究樣本，樣本期間為2000年至2004年，樣本資料取自台灣經濟新報(Taiwan Economic Journal, 簡稱TEJ)資料庫及各公司之年報。樣本篩選標準如下：(1)刪除行業性質特殊之公司，如銀行、保險、金控以及證券等類型之公司；(2)刪除於樣本期間內發生合併、宣告破產、停業或重整，而成為全額交割股之公司；(3)刪除非屬曆年制之公司；(4)刪除於2000年至2004年內，新上市之公司；(5)刪除財務資料不齊全者；最後，(6)在驗證假說二時，樣本只限定於在2000年至2004年內，公司管理當局每年度都曾經發佈自願性財務預測之公司。

二、變數定義

1. 年報自願性資訊揭露程度之量化評估

本研究採用「內容分析法」(content analysis)來衡量上市公司年報之自願性揭露程度。Abbott and Monsen (1979)認為內容分析法是一種蒐集資料的技巧，此種技巧將品質化資訊依種類編碼，以得到數量化的分數。因此，本研究參考 Botosan (1997) 及張窈菱 (2004) 所採用的分類方式，將年報內容區分成「公司資訊」、「歷史結果彙整」、「智慧資本」、「財務資訊」、「管理人員討論與分析」等五大類資訊，先將公司需揭露的項目彙整成索引表（詳如附錄一及附錄二），然後蒐集上市公司完整的年報揭露資訊，最後再將揭露索引表所載之資訊與上市公司在年報上所揭露資訊逐一比對，依實際揭露的情形計算揭露分數，以代表公司自願性揭露的程度，分數越多，代表揭露程度越高。

Botosan (1997) 認為同一資訊揭露項目，若能提供數量化資訊，則其資訊品質較高。因此，本研究所採用之評分規則如下：(1)針對已揭露之項目，只要揭露就給 1 分，未揭露者給 0 分；(2)在揭露項目中，內容詳細程度較高者，其資訊品質較高，給予 1 分；(3)有提供數字量化的資訊者給予 1 分。故本研究之資訊揭露評分，每一個揭露項目最高分者可得 3 分，最低分給予 0 分（即未揭露者）。

2. 自願性財務預測之資訊內涵

本研究取自 TEJ 資料庫之上市公司盈餘預測資料，採用「事件研究法」(event study) 評估股價對公司資訊揭露的反應程度，以衡量自願性財務預測的資訊內涵。為避免在事件公布日前，因資訊洩漏所造成的影响，本研究將事件期拉長，以提高事件對股價的影響程度，選擇以事件發生日前提前 7 個交易日（共計 15 個交易日）為事件日期，再以事件發生日前提前 7 個交易日之前的 100 個交易日為估計期，以估計預期報酬率，然後再將事件期內每一期的實際報酬率減去預期報酬率，計算出公司股價受到某事件影響所產生的「異常報酬 (abnormal return, AR)」。沈中華與李建然 (2000) 認為在事件研究法下，如果公司發佈的財務性預測具有資訊內涵，那麼傳達好消息的盈餘宣告，會使得股價上漲產生正向的影響，而當該事件所傳達的是壞消息時，會使得股價下跌。因此，如果沒有先將樣本區分為好消息及壞消息兩個子樣本群組，便可能造成好消息及壞消息所產生的差異相互抵銷，而無法確實觀察到管理當局發佈財務預測後，對股價所帶來的影響。因此，本研究先將樣本區分為高 PPS 與低 PPS 兩個群組，然後再以 Ajinky and Gift (1984) 所提出的事後誤差法，作為區分好、壞消息的衡量指標，事後誤差法的計算方式如下：

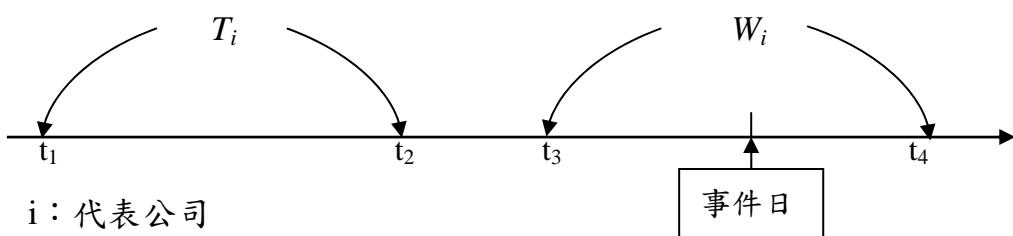
$$MFE = (AE - ME) / AE$$

MFE：管理當局盈餘預測誤差值

ME：管理當局盈餘預測值

AE：該年度實際盈餘值

當 MFE 為正數時，定義為公司管理當局發佈好消息；反之，若 MFE 為負數時，則定義為發佈壞消息。其餘有關本研究在事件研究法內所採用之名詞定義如下：(1) 事件日：公司財務預測宣告日，以首次刊登在報紙上的年度盈餘預測日為事件日，若當日為股市休市日，則延緩至休市後股票市場開始交易的第一個交易日為盈餘宣告日期。(2) 事件期：指事件發生日的前後若干日。以事件日前 7 個交易日及事件日後 7 個交易日，連同事件發生日當天共計 15 個交易日，為本研究的事件期間。(3) 估計期：以事件日前第 7 個交易日之前的 100 個交易日為估計期，用以推估股票價格在不受研究事件影響之下的預期報酬率。



本研究採用平均調整法 (mean-adjusted returns model) 作為 AR 的衡量基礎，沈中華與李建然 (2000) 指出平均調整法廣為事件研究法所使用，而且不論是月報酬或日報酬資料，該模式並不會比其他較複雜的模式差。其計算公式如下：

$$E(\hat{R}_{iE}) = (1/T_i) \sum_{t=t_1}^{t_2} R_{it}, \quad E \in W$$

i : 代表公司

t : 代表時間

E : 代表事件期的某一期 (天、週或月)，E ∈ W

W_i : 代表 i 公司「事件期」的長度，W_i = t₄ - t₃ + 1

T_i : 代表 i 公司「估計期」的長度，T_i = t₂ - t₁ + 1

R_{it} : 代表 i 公司在「估計期」t 期之實際報酬率

E(R_{iE}) : 代表 i 公司在「事件期」某一期 E 之預期報酬率

異常報酬就是以事件期的實際報酬減去在估計期中所推估出來的預期報酬，其計算公式如下：

$$AR_{iE} = R_{iE} - E(\hat{R}_{iE}), E \in W$$

AR_{iE} ：為 i 公司在事件期 E 期之異常報酬

R_{iE} ：為 i 公司在事件期 E 期之實際報酬

$E(\hat{R}_{iE})$ ：為 i 公司在事件期 E 期之預期報酬

AR 除了代表股價受到該研究事件之影響程度外，也包含受到其他事件的干擾，為了避免其他干擾事件之影響，應將整體樣本的異常報酬全部予以平均，以計算出整體樣本的平均異常報酬 (average abnormal return, AAR)，透過平均化的過程，可降低干擾事件對個別公司所造成的股價影響。故本研究計算事件期內整體樣本的平均異常報酬，其公式如下：

$$AAR_E = (\sum_{i=1}^N AR_{iE}) / N, E \in W$$

AAR_E ：為在事件期 W 中，某一特定 E，將所有公司的異常報酬率予以平均求得之平均異常報酬率。

AAR_{iE} ：第 i 家公司，在事件期 W 中，某一特定期 E 期的異常報酬率。

另外，為了避免在不同的研究目的或事件日的不確定因素下所造成的差異影響，本研究也計算整體樣本的累計異常報酬率 (cumulative average abnormal return, CAR)，以瞭解該異常報酬所引起整體樣本的股價波動，其計算方式如下：

$$CAR(U_1, U_2) = \sum_{E=U_1}^{U_2} (AR_E) = [\sum_{i=1}^N \prod_{E=U_1}^{U_2} (1 + AR_{iE})] / N, [U_1, U_2] \subseteq W$$

$CAR(U_1, U_2)$ ：表示從事件期 U_1 到 U_2 之累計平均異常報酬率，其意義即為將 U_1 到 U_2 之平均異常報酬相加。

3. 高階經理人薪酬績效敏感度

除了基本的薪資之外，高階經理人的薪酬還包含其他的獎勵項目，例如：車馬費、盈餘分配、員工紅利 (股票紅利、現金紅利)、股票認股權證、配給轎車、配給房屋等。本研究將高階經理人所涵蓋的層級範圍設定為公司董事長、總經理、副總經理等人，並依據 Abowd (1990) 及楊朝旭與吳幸蓁 (2003) 對高階經理人 PPS 的分類標準，依年度別分別計算上市公司高階經理人之薪酬總額 (薪酬、車馬費、盈餘分配、獎金、特支費、紅利等) 及公司當年度經營績效 (ROA)，並取得 2000 年至 2004 年內各樣本公司高階經理人之年度薪酬平均數、ROA 平均值及整體樣本薪酬中位數與 ROA 中位數等資料，進行分樣本分

組。若樣本公司薪酬平均數與 ROA 平均數，兩者皆高於全體樣本薪酬中位數與 ROA 中位數，則將該公司列為高 PPS 群組；反之，若兩者皆低於全體樣本薪酬平均數與 ROA 平均數者，則將該公司列為低 PPS 群組；而若樣本公司之 ROA 平均值大於（小於）全體樣本 ROA 中位數，且薪酬平均數小於（大於）全體樣本薪酬中位數時，則列為中 PPS 組，並不納入分析。本研究之樣本區分標準如表 1：

表 1 樣本區分標準

組別	區分標準	樣本數	備註
高 PPS	1. ROA 平均值 > 整體樣本之 ROA 中位數	176	兩者皆為正數
	2. 薪酬平均值 > 整體樣本之薪酬中位數		
中 PPS	1. ROA 平均值 > 或 < 整體樣本之 ROA 中位數	230	一正一負 (不列入探討)
	2. 薪酬平均值 > 或 < 整體樣本之薪酬中位數		
低 PPS	1. ROA 平均值 < 整體樣本之 ROA 中位數	176	兩者皆為負數
	2. 薪酬平均值 < 整體樣本之薪酬中位數		

肆、實證分析

一、樣本之產業分布

本研究依據樣本篩選標準，逐步剔除不符合標準之樣本，最後共取得 582 家上市公司為研究樣本，樣本之產業分布如表 2。由表 2 可發現屬於電子業之公司約佔總樣本數 45.02%，而紡織纖維業排名第 2，但只佔 7.56%，兩者差距甚大。

表 2 本研究樣本產業分佈概況

產業別	產業別總數	樣本數	樣本百分比
11 水泥業	8	7	1.20
12 食品業	21	19	3.26
13 塑膠業	22	20	3.44
14 紡織纖維業	50	44	7.56
15 電機機械	35	35	6.01
16 電器電纜	14	14	2.40
17 化學工業	34	31	5.33
18 玻璃陶瓷	7	6	1.03
19 造紙類	7	7	1.20
20 鋼鐵業	24	24	4.12
21 橡膠業	9	9	1.55
22 汽車業	5	4	0.69
23 電子業	300	262	45.02
25 華建業	33	28	4.81
26 運輸業	17	17	2.92
27 觀光業	6	6	1.03
28 金融保險證券業	45	--	--
29 百貨業	11	10	1.72
98 綜合業	1	1	0.17
99 其他業	48	38	6.53
合計	697	582	100

二、高階經理人薪酬與績效之敘述統計

表 3 為依年度別區分之樣本公司高階經理人薪酬之敘述統計。由表 3 可發現高階經理人的年平均薪酬，以 2004 年為最高，平均約為 2,358 仟元。而在 2000 年至 2004 年間，高階經理人之年平均薪酬最小值與最大值分別為 2000 年華孚公司 56 仟元及 2001 年台灣大 41,174.51 仟元。

表 3 高階經理人薪酬之敘述統計-依年度別區分 單位：仟元

年度	平均數	標準差	中位數	最小值	最大值	第一四分位數	第三四分位數
2000	2,033	2,244	1,482	56	27,978	960	2,345
2001	1,847	3,026	1,194	72	41,175	693	1,976
2002	2,273	2,782	1,641	98	39,046	1,107	2,481
2003	2,222	2,438	1,631	103	22,940	1,066	2,559
2004	2,358	2,396	1,854	90	36,183	1,215	2,819

表 4 為依產業別區分之高階經理人薪酬之敘述性統計值，由表 4 可發現在所有樣本中，營建業的平均薪酬最高，達到 3,096 仟元，其次為汽車業 3,031

仟元及電子業 2,838 仟元。而高階經理人所賺取的最大實際薪酬總額，分別為營建業之中工，取得最高薪酬 43,886 仟元，其次為電子業的台積電 24,390 仟元，最小值則分別為紡織業的怡華 237 仟元及電機業的江申 249 仟元。

表 4 高階經理人薪酬之敘述統計-依產業別區分 單位：仟元

產業	平均數	標準差	中位數	最小值	最大值	第一四分位數	第三四分位數
水泥	1,359	779	1,248	488	2,796	841	1,948
食品	1,520	1,049	1,191	463	4,426	932	1,705
塑膠	1,320	809	1,039	380	3,354	712	1,894
紡織	1,154	683	1,020	237	3,821	695	1,348
電機	1,796	1,153	1,454	249	5,464	1,068	2,275
電器	1,590	1,099	1,143	657	4,190	800	2,056
化學	1,575	841	1,423	432	3,668	1,047	1,654
玻璃	1,474	574	1,437	888	2,423	982	1,676
造紙	1,306	773	1,013	441	2,655	655	1,904
鋼鐵	1,528	1,284	1,127	456	5,951	800	1,654
橡膠	1,641	863	1,630	715	3,700	1,169	1,739
汽車	3,031	680	2,976	2,258	3,912	2,583	3,478
電子	2,838	2,946	1,968	446	24,390	1,398	3,179
營建	3,096	8,343	1,340	772	43,886	1,142	1,780
運輸	1,898	1,286	1,479	392	4,792	852	3,147
光觀	1,055	418	969	604	1,619	712	1,458
百貨	2,272	1,513	2,268	552	5,555	796	2,931
綜合	1,288	--	1,288	1,288	1,288	1,288	1,288
其他	1,851	1,233	1,494	423	6,064	1,095	2,280

表 5 為依年度別區分之資產報酬率敘述統計，由表 5 可發現在樣本期間內，除了 2001 年整體產業之經營績效有衰退現象外，自 2002 年至 2004 年，整體產業的經營績效皆持續提升。由表 6 則可發現汽車產業的總資產報酬率平均數最高，達到 7.15 %，其次依序為綜合產業及鋼鐵業，分別為 6.24% 與 6.00%。

表 5 樣本公司資產報酬率之敘述統計-依年度別區分 單位：%

年度	平均值	標準差	中位數	最小值	最大值	第一四分位數	第三四分位數
2000	6.40	9.22	4.68	-82.69	67.06	1.52	9.66
2001	4.85	9.03	3.66	-129.58	78.98	0.98	8.16
2002	5.60	8.21	4.16	-44.39	69.41	1.29	8.79
2003	5.86	8.14	4.31	-53.15	76.60	1.34	9.28
2004	6.41	8.84	4.95	-74.12	92.17	1.85	10.20

表 6 樣本公司資產報酬率之敘述統計-依產業別區分 單位：%

產業	平均數	標準差	中位數	最小值	最大值	第一四分位數	第三四分位數
水泥	2.34	0.85	2.33	1.17	3.89	1.73	2.67
食品	3.51	2.63	2.89	-0.22	8.91	1.73	5.21
塑膠	4.17	2.78	3.21	0.68	9.14	1.68	7.00
紡織	2.88	3.20	2.66	-2.84	12.07	0.84	4.07
電機	5.75	4.36	5.38	-2.15	19.97	2.46	8.33
電器	2.32	1.95	2.62	-1.12	5.26	0.75	3.51
化學	5.40	4.49	4.74	1.18	19.02	2.55	8.53
玻璃	1.34	4.04	1.33	-2.90	8.26	-2.47	2.53
造紙	2.62	2.89	4.10	-1.15	5.31	-0.87	5.05
鋼鐵	6.00	3.28	4.99	0.69	12.04	3.12	6.74
橡膠	4.35	2.38	3.67	1.16	8.97	3.02	5.60
汽車	7.15	2.32	7.81	3.83	9.16	5.71	8.59
電子	3.64	63.98	6.90	-4.34	43.52	3.97	9.96
營建	0.66	1.96	0.59	-3.97	4.77	-0.30	1.56
運輸	4.66	4.26	4.01	4.30	12.52	2.49	6.41
光觀	3.98	4.17	2.50	0.93	12.26	1.87	3.87
百貨	4.16	3.62	3.38	-1.26	11.34	1.91	6.51
綜合	6.24	--	6.78	-1.48	22.03	3.65	10.46
其他	-1.41	5.42	-1.41	-1.42	-1.41	-1.41	-1.41

三、年報自願性資訊揭露之敘述性統計分析

本研究將樣本公司依照揭露索引表，分別針對五大類別揭露項目進行資訊揭露程度評分。表 7 為樣本公司年報資訊揭露評分，由表 7 可發現，樣本公司在智慧資本的揭露上，其平均揭露比率最高，達到 46.85 %。而在財務資訊的揭露方面，公司除了依循「公開發行公司年報應行記載事項準則」提供強制性財務預測的資訊外，也提供了其他自願性財務資訊的量化數據及其變動，但並未針對變動的現象給予詳細的解釋，其財務資訊的平均揭露比率僅有 42.11%。

表 7 樣本公司年報資訊揭露評分

揭露種類	揭露總分	平均數	標準差	中位數	最小值	最大值	平均揭露 %
公司資訊	9.00	5.69	3.95	4.00	1.00	7.00	30.08
歷史結果彙整	6.00	3.38	0.07	2.00	1.00	4.00	39.00
智慧資本	27.00	17.65	3.39	17.00	0.00	23.00	46.85
財務資訊	18.00	7.59	2.65	7.00	3.00	15.00	42.11
管理人員討論與分析	12.00	5.71	1.62	4.00	1.00	10.00	39.25
總分	72.00	30.70	9.66	33.00	6.00	56.00	41.75

表 8 為依產業區分之資訊揭露評分敘述統計，由表 8 可發現在產業別的資訊揭露評分中，以電子業平均達到 36.84 分為最高，顯示電子業在資訊揭露的數量與品質上都比其他產業還要來的好。其原因可能是台灣新上市之公司，其產業分類以電子業家數最多，且由於同業間競爭激烈，在資金募集上，也較容易出現排擠的效應，故電子公司的管理當局更可能會藉由增加公司資訊之揭露，增強投資人對公司的信心，以期順利募集更多的資金。

表 8 依產業區分之資訊揭露評分敘述統計

產業 類別	公司 資訊	歷史結果 彙整	智慧 資本	財務 資訊	管理人員 討論與分析	總分
水泥	3.01	2.67	13.83	8.51	4.65	32.67
食品	3.04	2.40	12.13	7.96	4.04	29.57
塑膠	3.95	3.45	13.27	7.24	5.65	33.56
紡織	2.14	2.11	12.83	8.39	5.36	30.83
電機	3.05	1.86	14.57	8.31	5.30	33.09
電器	3.75	2.39	11.67	6.74	3.80	28.35
化學	3.11	2.10	13.06	8.21	5.41	31.89
玻璃	2.85	1.80	12.20	6.83	5.25	28.93
造紙	4.10	2.40	14.63	4.82	4.93	30.88
鋼鐵	2.64	2.33	13.93	8.09	5.49	32.48
橡膠	3.13	2.16	12.94	4.65	5.05	27.93
汽車	3.24	2.41	14.30	6.89	5.45	32.29
電子	4.59	3.13	14.97	9.30	4.85	36.84
營建	1.10	1.66	10.63	13.28	4.78	31.45
航運	2.51	2.44	13.31	7.81	4.76	30.83
觀光	2.64	2.06	9.17	6.36	4.71	24.94
百貨	0.30	2.42	10.50	8.50	3.54	25.26
其他	0.96	2.40	9.68	5.65	3.81	22.50

四、高階經理人薪酬績效敏感度與年報自願性資訊揭露程度之檢定

為瞭解高階經理人 PPS 較高之公司，是否具有較高的自願性資訊揭露程度，本研究依高階經理人 PPS 高低將樣本公司區分為兩組，再以 t 檢定檢驗具有高 PPS 之樣本公司，其自願性資訊揭露程度是否也會較高，檢定結果如表 9。

表 9 資訊揭露類別依 PPS 高低分組之平均數 t 檢定結果

資訊揭露類別	PPS 分組	平均分數	標準差	t 值
整體揭露	高 PPS(n=176)	32.74	1.42	14.64***
	低 PPS(n=176)	28.42	3.65	
公司資訊	高 PPS(n=176)	2.96	0.57	1.77
	低 PPS(n=176)	2.81	0.95	
歷史資訊彙整	高 PPS(n=176)	2.22	0.42	-5.53***
	低 PPS(n=176)	2.67	0.99	
智慧資本	高 PPS(n=176)	13.37	0.72	11.99***
	低 PPS(n=176)	11.29	2.19	
財務資訊	高 PPS(n=176)	9.06	0.61	12.04***
	低 PPS(n=176)	7.13	2.04	
管理人員討論 與分析	高 PPS(n=176)	5.13	0.60	4.84***
	低 PPS(n=176)	4.52	1.57	

* p < 0.1 ** p < 0.05 *** p < 0.01

由表 9 之 t 檢定結果可發現，整體揭露平均數 t 檢定之 t 值為 14.64 (p<0.01)，達到顯著水準，故假說 H1 獲得支持，顯示高 PPS 公司的管理當局，為了提升企業競爭力及降低代理問題，在自願性資訊的揭露上比低 PPS 公司的管理當局顯得較積極，較願意發佈詳細且多元的資訊給報表使用者，以協助投資人了解更多相關資訊，並藉由增加公司資訊的揭露，以強化投資人信心，進而順利的募集到更多的資金。

五、高階經理人薪酬績效敏感度與自願性財務預測資訊內涵之檢定

本研究除了依高階經理人 PPS 的差異，將高階經理人 PPS 分為「高」、「低」兩組外，為了探討管理當局自願性財務預測之資訊內涵，本研究將初步選取之上市公司（共 582 家）再次進行篩選，僅保留在 2000 年至 2004 年內，每年度皆曾發佈自願性財務預測之公司，共計取得 1,960 筆預測資料。然後再將預測資料區分為發佈「好消息」與發佈「壞消息」兩組，且當公司發佈的盈餘預測較上次發佈的盈餘預測高時，便視為「好消息」；反之，若盈餘預測值較上次發佈的盈餘預測值低者，則視為「壞消息」。表 10 及表 11 分別為盈餘預測發佈當日及前後 7 天內之平均異常報酬與累積異常報酬狀況。

表 10 整體樣本平均異常報酬

事件期	整體樣本 n=1960	好消息 n=1091	壞消息 n=869
-7	-0.1001	-0.0676	-0.1402
-6	0.1293**	0.0863	0.1822
-5	0.0516	0.0025	0.1184
-4	0.0098	0.1217	-0.1280
-3	-0.0244	0.0134	-0.0710
-2	0.0296	0.0579	-0.0052
-1	-0.0004	0.1118	-0.1388
0	0.1963**	0.5580***	-0.2503*
1	-0.2508***	-0.0020	-0.5581***
2	-0.4865***	-0.2974***	-0.7195***
3	-0.3180***	-0.3256***	-0.3086**
4	-0.3009***	-0.2421**	-0.3733***
5	-0.2635***	-0.3023***	-0.2157
6	-0.2249***	-0.3888***	-0.0227
7	-0.2047**	-0.3369***	-0.0417

* p < 0.1 ** p < 0.05 *** p < 0.01

表 11 整體樣本累計異常報酬

事件期	整體樣本 n=1960	好消息 n=1091	壞消息 n=869
-7	-0.1001	-0.0676	-0.1402
-6	0.0292	0.0187	0.0421
-5	0.0808	0.0162	0.1605
-4	0.0907	0.1379	0.0324
-3	0.0663	0.1513	-0.0386
-2	0.0959	0.2091	-0.0438
-1	0.0955	0.3209	-0.1825
0	0.2894	0.8789	-0.4385
1	0.0386	0.8770	-0.9966
2	-0.4454	0.5795	-1.7093
3	-0.7634	0.2539	-2.0179
4	-1.0643	0.0118	-2.3912
5	-1.3278	-0.2905	-2.6069
6	-1.5527	-0.6793	-2.6296
7	-1.7574	-1.0163	-2.6713

由表 10 及表 11 可發現在盈餘預測發佈日之前 7 天，整體樣本平均異常報酬為 -10.01%，到盈餘預測發佈當日止，其累積異常報酬為 28.94%，顯示在公司進行自願性盈餘預測發佈前，公司股票價格就已經開始向上調整，因而產生了正向的累計異常報酬。而在盈餘預測發佈日後的連續 7 天內，整體樣本之平均異常報酬皆為負值，且達統計上之顯著水準，其累計異常報酬亦隨之逐日遞減。經由表 10 可發現，當公司發佈好消息時，除了發佈後的第一天市場尚未

反應，餘後的 6 天皆有顯著反應；且在好消息發佈後的 7 天內，平均異常報酬皆為負值，投資人皆無法再獲得異常報酬。但在事件發佈前，投資人持續獲得大幅度的異常報酬，導致在事件發佈的數日內，仍有正向的累計異常報酬，顯示當管理當局發佈好消息後，將會使公司股價持續上揚，使投資人獲得異常報酬。而當管理當局發佈壞消息時，從事件日的前 6 天起，平均異常報酬便逐漸下降，至 -3 天時開始出現負的累計異常報酬，一直持續到事件日後 7 天內，都維持負的累計異常報酬；且在事件日後的連續 7 天內，其平均異常報酬亦皆為負值，顯示當管理當局發佈壞消息後，將會使公司股價持續下跌，使投資人產生負的異常報酬。而無論管理當局發佈的是好消息或壞消息，都會對公司股價產生影響，亦即具有資訊內涵價值。好消息的發佈往往在資訊發佈前數日，股價便開始呈現正向的累計異常報酬，而在資訊發佈後，股價才會呈現負的異常報酬；壞消息的發佈則是在資訊發佈前 3 日，便開始出現負的累計異常報酬，直到資訊發佈後數日內，仍可能持續維持負的累計異常報酬。

本研究進一步將樣本區分為高 PPS 公司與低 PPS 公司，其平均異常報酬及累計異常報酬如表 12 與表 13。

表 12 高 PPS 及低 PPS 公司發佈好消息與壞消息前後 7 日之平均異常報酬

事件期	高 PPS 公司發 佈好消息	低 PPS 公司發 佈好消息	高 PPS 公司發 佈壞消息	低 PPS 公司發 佈壞消息
	n=457	n=287	n=274	n=314
-7	0.0283	-0.1228	-0.1402	0.1689
-6	0.1182	-0.0705	0.1822	0.0985
-5	0.0277	0.0715	0.1184	-0.0768
-4	0.1485	0.0766	-0.1280	-0.1937
-3	0.0303	0.0093	-0.0710	-0.1120
-2	0.1335	0.2100	-0.0052	0.3352
-1	0.0236	0.0806	-0.1388	-0.0002
0	0.3996**	0.6298***	-0.2503*	0.0514
1	-0.1444	0.0543	-0.5581***	-0.3047
2	-0.4318***	-0.4852**	-0.7195***	-0.3500
3	-0.3627**	-0.6918***	-0.3086**	-0.5582***
4	-0.5096***	-0.0188	-0.3733***	-0.2822
5	-0.3968**	-0.1902	-0.2157*	-0.1094
6	-0.4617***	-0.4309*	-0.0227	0.2592
7	-0.2130	-0.3888*	-0.0417	0.0548

*P<0.1 **P<0.05 ***P<0.01

由表 12 可發現，在事件日後第 2 天至第 6 天，不論 PPS 之高低，其平均異常報酬大多數為負值，且達到顯著水準。且由表 13 可發現，當高 PPS 公司發佈好消息時，自事件日前 7 日起到事件當日共累積 90.98% 的異常報酬。反觀，當低 PPS 公司發佈好消息時，自事件日前 7 日起到事件當日僅有 88.45% 之累計異常報酬，略小於高 PPS 公司同期間之累計異常報酬；而若公司所發佈的是壞消息時，由表 12 及表 13 亦可發現，高 PPS 公司在發佈壞消息的前 3 日，

即出現負的累計異常報酬，且持續到事件日後第 7 天，其事件日前 1 天與事件當日之累計異常報酬率分別為 -18.25 % 與 -43.85 %，顯示若發佈壞消息之公司為高 PPS 公司時，其股價會在訊息發佈日之前提前反應，並且呈現負的累計異常報酬。但若發佈壞消息之公司為低 PPS 公司時，在事件日當天仍可獲得 5.14% 的平均異常報酬，且事件日前 1 天至事件當日之累計異常報酬為 27.14 %，至事件日後 1 天，其平均異常報酬由正轉負，直至事件日後第 6 天，其平均異常報酬才又由負轉正，顯示壞消息之發佈對於低 PPS 公司的股價變動，並無特定規律可依循。由此可推論，相較於低 PPS 公司而言，高 PPS 公司在發佈壞消息時，其發佈的資訊較具資訊內涵。

表 13 高 PPS 及低 PPS 公司發佈好消息與壞消息前後 7 日之累計異常報酬

事件期	高 PPS 公司發 佈好消息	低 PPS 公司發 佈好消息	高 PPS 公司發 佈壞消息	低 PPS 公司發 佈壞消息
	n=457	n= 287	n=274	n=314
-7	0.0283	-0.1228	-0.1402	0.1689
-6	0.1465	-0.1933	0.0421	0.2674
-5	0.1743	-0.1218	0.1605	0.1906
-4	0.3228	-0.0452	0.0324	-0.0031
-3	0.3530	-0.0359	-0.0386	-0.1151
-2	0.4866	0.1741	-0.0438	0.2201
-1	0.5102	0.2547	-0.1825	0.2200
0	0.9098	0.8845	-0.4385	0.2714
1	0.7653	0.9388	-0.9966	-0.0333
2	0.3335	0.4536	-1.7093	-0.3832
3	-0.0292	-0.2382	-2.0179	-0.9415
4	-0.5387	-0.2570	-2.3912	-1.2237
5	-0.9356	-0.4472	-2.6069	-1.3331
6	-1.3972	-0.8781	-2.6296	-1.0740
7	-1.6102	-1.2669	-2.6713	-1.0192

綜合上述結果，本研究發現無論公司所發佈的是好消息或壞消息，若發佈訊息之公司屬高 PPS 公司，其股價對訊息的反應程度均較為敏銳，此結果支持本研究之假設 H2，亦即高 PPS 公司之管理當局所發佈的自願性財務預測，較低 PPS 公司之管理當局所發佈的財務預測，更具有資訊內涵價值。

六、敏感性分析-產業效果

由於本研究產業樣本分布中，電子業佔整體樣本的 45.02%，本研究特別針對電子業進行產業效果的敏感性測試。在電子業共計 262 家樣本中，屬於高 PPS 之公司共 117 家，而屬於低 PPS 公司則有 31 家，表 14 為電子業之樣本公司在各揭露項目中之平均揭露分數。

表 14 電子業自願性資訊揭露平均分數

公司 資訊	歷史結果 彙整	智慧 資本	財務 資訊	管理人員討 論與分析	總分
高 PPS (n=117)	3.00	2.23	13.49	9.08	5.17
低 PPS (n=31)	2.35	2.77	10.90	6.58	4.90

透過 t 檢定可發現在電子業中，高 PPS 之公司與低 PPS 之公司，除了在管理人員討論與分析之揭露無顯著差異外，不論在公司資訊、歷史資訊彙整、智慧資本及財務資訊之揭露之差異均達到顯著水準，檢定結果如表 15。

表 15 電子業高 PPS 公司與低 PPS 公司各項揭露之 t 檢定

類別	群組	平均分數	標準差	t 值
整體揭露	高 PPS(n=117)	32.97	1.25	13.66***
	低 PPS(n=31)	27.52	3.60	
公司資訊	高 PPS(n=117)	3.00	0.54	3.75***
	低 PPS(n=31)	2.35	0.61	
歷史資訊彙整	高 PPS(n=117)	2.23	0.42	-4.42***
	低 PPS(n=31)	2.77	1.06	
智慧資本	高 PPS(n=117)	13.49	0.65	10.93***
	低 PPS(n=31)	10.90	2.24	
財務資訊	高 PPS(n=117)	9.08	0.54	13.53***
	低 PPS(n=31)	6.58	1.17	
管理人員討論與分析	高 PPS(n=117)	5.17	0.62	1.56
	低 PPS(n=31)	4.90	1.42	

* P<0.1 ** P<0.05 *** P<0.01

本研究再以事件研究法針對電子業之樣本公司所發佈之自願性財務預測進行資訊內涵測試，結果如表 16 與表 17。由表 16 與表 17 可發現，電子業之樣本公司在發佈好消息前數日，可持續獲得超額異常報酬，累計至事件當日，約可獲得 65.05% 的累計異常報酬；而在發佈壞消息的前 1 日，其平均異常報酬轉為負值，並持續至發佈壞消息後 7 日，顯示電子業與整體產業並無太大差異。

表 16 電子業—平均異常報酬

事件期	整體樣本	好消息	壞消息
	n=885	n=487	n=398
-7	0.0368	-0.0655	0.1819
-6	0.1596	0.0492	0.2122
-5	0.0438	0.1572	-0.1402
-4	0.0109	0.0294	-0.1643
-3	0.2027	0.1666	0.0176
-2	0.2361	0.0858	0.1838
-1	-0.0860	-0.1308	-0.2923
0	0.1952	0.3587	-0.4549
1	-0.4095	-0.3520	-0.9531
2	-0.5508	-0.4978	-0.8668
3	-0.4212	-0.4267	-0.5668
4	-0.5438	-0.6227	-0.7295
5	-0.3543	-0.5356	-0.3552
6	-0.2655	-0.4083	-0.1026
7	-0.2353	-0.3417	-0.1502

表 17 電子業—累計異常報酬

事件期	整體樣本	好消息	壞消息
	n=885	n=487	n=398
-7	0.0368	-0.0655	0.1819
-6	0.1964	-0.0164	0.3942
-5	0.2402	0.1408	0.2540
-4	0.2512	0.1703	0.0897
-3	0.4539	0.3368	0.1073
-2	0.6900	0.4226	0.2910
-1	0.6040	0.2919	-0.0013
0	0.7991	0.6505	-0.4562
1	0.3897	0.2985	-1.4093
2	-0.1611	-0.1993	-2.2762
3	-0.5823	-0.6260	-2.8443
4	-1.1261	-1.2486	-3.5739
5	-1.4804	-1.7843	-3.9291
6	-1.7459	-2.1925	-4.0317
7	-1.9812	-2.5342	-4.1819

伍、結論

過去國內對於高階經理人薪酬與績效之研究，多半著重於不同的績效衡量指標或影響薪酬的決定因素，本研究主要的貢獻在於以高階經理人 PPS 為基礎，來探討高階經理人 PPS 對公司自願性資訊發佈之影響。另外，本研究再以事後誤差法，將公司發佈之盈餘預測區分為好消息與壞消息兩類，以分析不同 PPS 公司，所發佈之好消息與壞消息的資訊內涵是否具有顯著差異。

本研究認為當公司高階經理人獲得較優渥的薪資報酬時，會比較願意站在公司的角度，為公司股東謀取較大利益。因此，當高階經理人的 PPS 較高時，高階經理人為了讓公司主理人與大股東更加了解公司狀況，讓投資人注意公司的績效表現，使公司可以募集到更多的資金，因此，在公司的年報中，會傾向發佈較詳細且多元的資訊，故其自願性資訊揭露的程度會比較高。經由實證分析，本研究發現當高階經理人 PPS 較高時，公司在年報上的自願性揭露水準也會比較高。另外，本研究也發現當高階經理人 PPS 較高時，公司的自願性財務預測之資訊內涵價值會較高。本研究將資訊內涵分為發佈好消息與發佈壞消息進行測試，結果發現高 PPS 公司在好消息發佈前，股價會呈現正向反應，且較低 PPS 公司獲得更多的累計異常報酬；而在壞消息公佈後，股價會呈現負向反應，且其下滑趨勢會比低 PPS 的公司更顯著，顯示高 PPS 公司所發佈之訊息具有較佳的資訊內涵。

由於公司自願性資訊揭露程度之高低，除了顯示公司誠實面對經營現況的態度外，另一方面也代表公司對股東與投資人負責任的態度。本文之貢獻在於確認公司高階經理人的薪酬績效敏感度與公司自願性資訊揭露程度及資訊內涵之間的正向關係，研究結果對於在資本市場尋找投資標的的投資人而言，具有正面的參考價值。在實務上，有許多長年經營績效不佳甚至虧損之公司，其高階經理人依舊坐擁高薪，且以各種名目從公司領取各式各樣高額的酬勞，而棄股東利益於不顧。當高階經理人之績效與其應受之報酬無法形成相稱的連結時，就無法將高階經理人的自利行為，有效地轉化成推動公司經營績效的動力。本研究之結果顯示，高階經理人的薪酬績效敏感度與公司自願性資訊揭露程度及其資訊內涵具有正相關，因此當投資人進行投資決策時，除了要充分瞭解公司的經營狀況外，也要注意公司高階經理人之薪酬與其績效之間的關係，藉以判斷由公司所釋放出之各種訊息是否足以做為投資決策的參考依據。

最後，本研究雖已盡力求取資料蒐集的完整性，然因各種主客觀的條件，仍有下列研究限制：(1)本研究在衡量自願性財務預測之資訊內涵時，僅選取在研究期間內，連續五年均提供自願性財務預測之公司作為樣本，並無法對全部上市公司進行衡量。(2)本研究在實證分析中所考量的薪酬水準，只限於現金獎酬的部份（薪酬、車馬費、盈餘分配、獎金、特支費、紅利等），並未將遞延性的獎酬（如股票選擇權或長期的績效獎勵）納入考量。(3)在年報自願性資訊揭露程度的衡量上，由於揭露水準也包含揭露品質，而揭露品質又涉及主觀性的評估，本研究雖已針對年報的揭露項目及揭露內容，訂定完整的評估標準，但仍無法完全避免因個人主觀評斷所可能帶來的差異。(4)在自願性資訊揭露程度之量化評估中，對於企業本即「無揭露項目存在」者，因其本質上即無從揭露，既不能因「無揭露項目存在」而逕以給分，又不能就此認定公司不願意對此項目進行揭露，因此本研究只能在資訊揭露程度之量化評估時，暫時將此類項目以 0 分計算。

**附錄一
揭露索引表**

一、公司資訊	
1.	公司簡介
2.	公司組織與目標
3.	公司策略
二、歷史結果彙整	
1.	財務比例分析
2.	部門別資訊
三、智慧資本	
1.	人力資源政策
2.	員工平均薪酬
3.	人力結構
4.	重要顧客資訊
5.	研發策略與計畫
6.	研發費用
7.	產品流程管理
8.	跨組織關係(供應商)
9.	跨組織關係(其他)
四、財務資訊	
1.	產業趨勢討論
2.	盈餘預測與實際比較
3.	銷貨預測與實際比較
4.	產品市場佔有率
5.	股利政策
6.	現金流量預測
五、管理人員討論與分析	
1.	銷貨收入的改變
2.	銷貨成本的改變
3.	營業毛利的改變
4.	稅前純益的改變

附錄二
年報自願性資訊揭露索引表之實例說明

以味王公司 93 年度股東會年報為例

揭露項目		數量評分	品質評分	資訊描述情況
一、公司資訊				
1.	公司簡介	1	0	設立日期、宗旨及公司沿革
2.	公司組織與目標	1	0	組織結構圖
3.	公司策略	1	1	分析目前營運概況並提出未來營運計畫
小計		3	1	
二、歷史資訊彙整				
1.	財務比例分析	1	0	提供最近五年的財務比例
2.	部門別資訊	1	0	各部門業務
小計		2	0	
三、智慧資本				
1.	人力資源政策	0	0	未具體說明
2.	員工平均薪酬	1	0	僅述員工人數與用人支出總額
3.	人力結構	1	0	提供從業員工資料
4.	重要顧客資訊	1	2	提供主要進銷客戶資訊並詳細說明
5.	研發策略與計畫	1	1	研發成果及未來發展計畫
6.	研發費用	1	0	研發支出
7.	產品流程管理	1	0	產品製造流程圖
8.	跨組織關係(供應商)	1	2	提供各進銷商最近兩年度進銷金額，並詳細說明之
9.	跨組織關係(其他)	1	1	提供各關係企業之相關資訊
小計		8	6	
四、財務資訊				
1.	產業趨勢討論	1	0	分析產業概況
2.	盈餘預測與實際比較	0	0	未具體說明
3.	銷貨預測與實際比較	1	1	提供預期銷售目標並分析有利與不利因素
4.	產品市場佔有率	1	0	公司主要產品銷售百分比
5.	股利政策	1	0	公司股利政策及執行狀況
6.	現金流量預測	1	1	未來一年現金流動分析預測
小計		5	2	
五、管理人員討論與分析				
1.	銷貨收入的改變	1	0	經營結果檢討與分析
2.	銷貨成本的改變	1	0	經營結果檢討與分析
3.	營業毛利的改變	1	0	經營結果檢討與分析
4.	稅前純益的改變	1	0	經營結果檢討與分析
小計		4	0	
合計		22	9	

參考文獻

- 方智強與吳安妮，1997，台灣經理人員主動揭露盈餘預測之實證研究，會計評論，第 30 期：253-269。
- 吳安妮，1991，經理人員自願揭露盈餘預測資訊給外界之決定因素—實證研究，會計評論，第 25 期：1-24。
- 李建然，2000，影響上市公司自願性盈餘預測頻率之研究，會計評論，第 32 期：49 - 79。
- 沈中華與李建然，2000，事件研究法，華泰文化事業公司出版。
- 林淑莉，2004，管理當局盈餘預測態度與自願性盈餘預測資訊內涵的關係，當代會計，第 5 卷第 2 期：175-206。
- 林穎芬與劉維琪，2003，從高階主管薪酬的研究探討代理理論在台灣的適用性，管理學報，第 20 卷第 2 期：365-395。
- 洪玉舜與王泰昌，2005，績效衡量指標在高階主管現金薪酬契約中之相對重要性，證券市場發展季刊，第 17 卷第 2 期：35-100。
- 張窈菱，2005，我國企業年報揭露程度與分析師盈餘預測關聯之研究，2005 會計理論與實務研討會，台灣大學。
- 張瑞當、方俊儒與朱正雄，2007，代理成本對自願性盈餘預測揭露之影響，交大管理學報，已被接受，forthcoming。
- 傅鍾仁、歐進士與張寶光，2002，我國企業經理人薪酬與其經營績效之實證，管理學報，第 19 卷第 6 期：1073-1096。
- 楊朝旭與吳幸蓁，2003，總經理薪酬績效敏感性、績效門檻與盈餘管理關聯之研究，會計評論，第 36 期：56 - 87。
- 蔡柳卿，2006，相對績效評估與高階主管薪酬：論產業競爭程度之影響，管理評論，第 25 卷第 1 期：69-94。
- 蔡柳卿與楊朝旭，2004，會計盈餘之監督與評價角色關聯性之研究：台灣實證結果，風險管理學報，第 6 卷第 1 期：119-154。
- Abbott, W. F., and R. J. Monsen. 1979. On the measurement of corporate social responsibility: Self-reported disclosures as method of measuring corporate social involvement. *Academy of Management Journal* 22(3): 501-515.
- Abowd, J. M. 1990. Does performance-based managerial compensation affect corporate performance ? *Industrial and Labor Relations Review* 43(3): 52-73.
- Ajinkya, B., and M. Gift. 1984. Corporate managers' earnings forecasts and symmetrical adjustments of market expectations. *Journal of Accounting Research* 22(2): 425-444.

- Ball, R., and P. Brown. 1968. An empirical evaluation of accounting income numbers. *Journal of Accounting Research* 6(2): 159-178.
- Beaver, W. H. 1968. The information content of annual earnings announcements. *Journal of Accounting Research* 6(3): 67-92.
- Berle, A., and G. Means. 1932. The modern corporation and private property. MacMillan, New York, N.Y.
- Botosan, C. A. 1997. Disclosure level and the cost of equity capital. *The Accounting Review* 72(3): 323-349.
- Bryan, S., and L. Hwang. 1997. The economic determinants of the CEO compensation-performance sensitivity. Working paper, Baruch College, CUNY.
- Carpenter, M. A., and W. M. Sanders. 2002. Top management team compensation: the miss link between CEO pay and firm performance? *Strategic Management Journal* 23(4): 367-375.
- Choi, F. 1973. Financial disclosure and entry to the European capital market. *Journal of Accounting Research* 11(2): 159-175.
- Coughlan, A. T., and R. M. Schmidt. 1985. Executive compensation, management turnover, and firm performance: An empirical investigation. *Journal of Accounting and Economics* 7(1/2/3): 43-66.
- Fama, E., and M. Jensen. 1983. Separation of ownership and control. *Journal of Law and Economics* 26(2): 301-325.
- Firth, M. 1979. Consensus views and judgment models in materiality decisions. *Accounting, Organizations and Society* 4(4): 283-295.
- Holmstrom, B. 1979. Moral hazard and observability. *Bell Journal of Economics* 10(1): 74-91.
- Hossain, M. M., H. B. Perera, and A. R. Rahman. 1995. Voluntary disclosure in the annual reports of New Zealand companies. *Journal of International Financial Management and Accounting* 6(1): 69-87.
- Jensen, M., and W. H. Meckling. 1976. Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics* 3(4): 305-360.
- Lambert, R., and D. Larcker. 1987. An analysis of the use of accounting and market measures of performance in executive compensation contracts. *Journal of Accounting Research* 25(3): 85-125.
- Lev, B. 1989. On the usefulness of earnings and earnings research: Lessons and directions

- from two decades of empirical research. *Journal of Accounting Research* 27(3): 153-192.
- Meek, G. K., C. B. Roberts, and S. J. Gray. 1995. Factors influencing voluntary annual report disclosures by U.S., U.K. and continental European multinational corporations. *Journal of International Business Studies* 26(3): 555-572.
- Murphy, K. J. 1999. Executive compensation. Working paper. In: Ashenfelter, O. C., and D. Card. (Eds.). *Handbook of Labor Economics* 3(2): 2485-2563.
- Myers, S., and N. S. Majluf. 1984. Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics* 13(2): 187-221.
- Nichols, D. R., and J. Tsay. 1979. Security price reactions to long-range executive earnings forecasts. *Journal of Accounting Research* 17(1): 140- 155.
- Patell, J. 1976. Corporate forecasts of earnings per share and stock price behavior: Empirical tests. *Journal of Accounting Research* 14(2): 246-276.
- Penman, S. 1980. An empirical investigation of the voluntary disclosure of corporate earnings forecasts. *Journal of Accounting Research* 18(1): 132-160.
- Pownall, G., C. Wasley, and G. Waymire. 1993. The stock price effects of alternative types of management earning forecasts. *The Accounting Review* 68(4): 896-912.
- Ruland, W., S. Tung, and N. George. 1990. Factors associated with the disclosure of managers' forecasts. *The Accounting Review* 65(3): 710-721.
- Sengupta, P. 1998. Corporate disclosure quality and the cost of debt. *The Accounting Review* 73(4): 459-474.
- Skinner, D. 1994. Why firms voluntarily disclose bad news? *Journal of Accounting Research* 32(1): 38-60.
- Spence, A. 1974. Market signaling: Information transfer in hiring and related processes. *Cambridge, Mass: Harvard University Press.*
- Trueman, B. 1986. Why do managers voluntarily release earnings forecasts. *Journal of Accounting and Economics* 8(1): 53-71.
- Verrecchia, R. E. 1983. Discretionary disclosure. *Journal of Accounting and Economics* 5(3):179-194.
- Watts, R., and J. L. Zimmerman. 1978. Towards a positive theory of the determination of Accounting Standards. *The Accounting Review* 53(1): 112-134.
- Watts, R., and J. L. Zimmerman. 1986. *Positive theory of accounting*, Prentice-Hall, Englewood Cliffs, NJ

公司治理、盈餘管理與財務預警模型之建構

許溪南
台南科技大學

歐陽豪
崑山大學

陳慶芳
南台科技大學

摘要

過去文獻上對於財務危機預警模型的建構，主要採用會計報表上之比率變數，本文旨在探討盈餘管理指標、會計比率與公司治理變數對企業財務危機發生機率之預測能力。本研究以 1998 年至 2004 年之 63 家財務危機公司與 126 家財務正常公司為研究樣本。本文分別建構七種財務預警模型，並運用 Logistic 迴歸分析，探討盈餘管理指標、會計比率與公司治理變數所組成之各種模型對企業財務危機發生機率之預測能力。研究結果顯示，就盈餘管理指標來說，裁決性應計項目對於財務危機發生機率的正向影響，在不同模型下顯著水準不一致，就會計資訊變數來說，以現金流量比率對財務危機機率有最顯著的負向影響。就公司治理變數來說，以董事監事持股質押比率對財務危機機率有最為顯著的正向影響。而由會計比率、公司治理及盈餘管理指標所建構的財務預警模型比其他模型有最佳的預測正確率，對財務危機預測正確機率分別為前一年為 95.24%，前二年為 84.13%，前三年為 71.43%。本文的發現對於財務危機預警模型的建構，具有重要的啟示與貢獻。

關鍵詞：公司治理、盈餘管理、財務預警模型、財務危機機率預測

Corporate Governance, Earnings Management, and the Construction of Financial Warning Models

Hsinan Hsu
Tainan University of Technology

Hou Ou-Yang
Kun Shan University of Technology

Ching-Fang Chen
Southem Taiwan University of Technology

Abstract

In contrast to the traditional modelling of financial distress construction in the firm level using only accounting ratio variables in financial statements, this paper uses earnings management index, accounting variables, and corporate governance variables to construct models for business financial distress. We adopted 63 companies of financial distress and 126 healthy companies to be our samples during the period 1998 to 2004. For matching is used in the analysis, we construct 7 warning models for financial distress, and then use the logistic regression to examine the effects of earnings management index, accounting ratio variables and corporate governance variables on the predictive power of financial distress. The empirical results show that, for earnings management index, discretionary accruals item has positive effect on financial distress, but the significant level is not consistent in different models. For accounting ratio variables, the cash flow ratio has significantly negative effect on financial distress probability. For corporate governance variables, the pledging ratio of shareholdings of directors and supervisors has significantly positive effect on financial distress probability. The financial early warning model constructed using earnings management index, accounting variables and corporate governance variables has the highest predictive power of accuracy. The predicted probability of financial crisis for the distressed companies in the sample is 95.24%, 84.13% and 71.4% for one year, two years and three years before the financial distress, respectively. This finding has a substantial implication and contribution to the financial warning modeling of corporate distress.

Keywords : Corporate Governance 、Earnings Management 、The Financial Early Warning Model 、Probability of Financial Distress.

壹、緒論

隨著 1997 年亞洲金融風暴的發生，隔年國內股票市場頻傳地雷股事件¹，使得金融機構及投資大眾損失慘重。對於此種現象，國內外學者也相繼發展財務預警模型來預測企業財務危機之發生。自 2000 年以來，美國恩龍(Enron)與世界通訊(World.Com)事件等相繼的發生，可以發現企業經營的健全和金融體系的穩定，與公司治理有很大的關係²。公司治理機制的存在主要在於防範及降低代理成本的發生，抒解決策制定者與股東之間的利益衝突，並進而獲得合理和公平的對待。

國內由證交所及櫃買中心已在 2002 年 10 月發布「上市上櫃公司治理實務守則」³要求，上市上櫃公司應依「健全與強化董事會職能」等五大構面建立公司治理機制並落實之。在獨立董事方面，證期會於 2002 年 2 月份起，要求新上市上櫃公司至少須有兩位獨立董事、一位獨立監事。另外行政院已成立「行政院改革公司治理專案小組」積極推動各項公司治理制度；而公司治理協會對各產業公司治理評分之結果，也逐漸獲得主管機關與投資者的重視。

La Porta et al. (2000)指出多種管理者侵佔小股東財富或移轉公司資源為己用的方式。管理者這些不當的行為會使公司財務績效惡化，導致公司競爭力下降，在經濟不景氣或產業結構愈趨競爭下，將提高公司發生財務危機的可能性。

台灣自 2004 年起上市公司如宏達科、皇統、博達、訊碟、陞技等公司陸續爆發財務危機，以及 2006 年底爆發之「力霸集團」掏空案，就是管理當局利用虛列應收帳款等盈餘操縱手法，來向金融機構融資，利用虛設的公司進行假買賣真掏空公司資產來自肥，並且多數危機公司在發生財務危機前的財務報表都有掩飾資金被挪用與鉅額的投資損失等不實的嫌疑。這些事件，造成整體股市價格大幅下跌，成交量大幅萎縮，亦使得證券市場籌資的功能也隨之受到傷害，更讓投資人對上市(櫃)公司財務報表與查帳會計師的獨立性失去信心，增加投資者與公司資訊不對稱的程度⁴。因此，在公司爆

¹ 1998 下半年的上市公司財務危機事件，多數都為非常規關係人交易之利益輸送、內線交易或公司資產被掏空，造成公司發生財務危機。這些危機公司，包括：東隆五金、羅傑建設、新巨群、國產汽車、國揚實業、廣三集團、大中鋼鐵、中央票券與宏福票券、海山集團等。

² 中華公司治理協會(2002) 將公司治理定義為：「一種指導及管理並落實公司經營者責任的機制與過程，在兼顧其他利害關係人利益下，藉由加強公司績效，以保障股東權益。」

³ 行政院金融監督管理委員會證期局之公司治理專區：上市上櫃公司應依「健全與強化董事會職能」、「保障股東權益」、「發揮監察人功能」、「維護利害關係人權益」以及「提升資訊透明度」之。

⁴ La Porta 等人 (1998, 1999) 和 Claessens 等人 (1999)，進一步發現有許多上市公司的大股東(兼管理者)透過金字塔結構 (pyramid structure)、交叉持股 (cross-shareholding) 與互為董事 (interlocking directors)，來增強他們的控制權力。在轉投資方面，力霸集團內部交叉持股比例高，其中中國力霸持有嘉食化股權 31.55%，友聯產險股權 20.75%；嘉食化則持有中國力霸股權 29.89%，持有友聯產險股權 20.09%，若加計透過旗下投資公司持股，則比例將更高，其中相關

發危機前的盈餘管理程度及公司治理情形，是一個有趣且值得深入觀察、研究的議題。

過去，也有學者探討有關公司治理變數對公司績效的影響，但對於財務預警模型的研究，許多文獻則只從財務報表的資訊(包括財務績效與會計師查核意見)，來分析建立預警模型。有鑑於盈餘管理與公司治理變數對財務危機的關聯性，本文的主要目的為從盈餘管理指標、公司治理機制與會計比率的角度，針對國內這些發生因財務危機而導致經營權移轉或下市(櫃)之公司，與相同產業財務正常公司進行分群相比較，以建立財務預警模型。研究結果顯示，在財務危機公司預測正確率方面，由盈餘管理指標、會計資訊與整合公司治理機制變數所建構的財務預警模型有最佳的預測正確率。

本文之結構分為五大部分。第一部份為緒論。第二部份為文獻回顧與假說建立。第三部份為研究方法。第四部份為實證結果與分析。最後，第五部份為研究結論。

貳、文獻回顧

一、盈餘管理與財務危機

(一) 盈餘管理

1.盈餘管理與財務危機

Davidson(1987)對盈餘管理(earnings management)的定義為「公司經理人在不逾越一般公認會計原則下，為達到預期盈餘而採取的各種方法之過程」；Schipper (1989)認為盈餘管理為「財報提供者基於某種經濟上的考量，運用其對損益認列的自由裁量權，不中立的介入財務報導而企圖控制盈餘結果的過程。」亦即，企業管理當局基於企業整體利益或其經理人自身利益之考量，運用某些方法或程序介入財務報表編製過程，控制會計盈餘，以達成其所預定之盈餘目標的行為，稱為盈餘操縱(earnings manipulation)。Healy and Wahlen(1999)指出所謂盈餘管理是指高階管理者運用其對財務報表之主觀判斷，或建構某些交易及更改交易時間以改變財務報導，進而誤導利害關係人對公司經營結果之認知，甚或影響依賴會計數字為基礎的契約結果。Chung, Firth & Kim (2002) 則定義為管理者在符合一般公認會計原則範圍內，藉由裁決性應計項目的使用來管理盈餘，這種投機性行為稱為盈餘管理。

Healy (1985)是第一位以應計項目來衡量盈餘管理的學者，他將總應計項目定義為本期純益與營業活動之現金流量之差額，再以當期之期末總資產加以平減，並將總應計項目再細分為裁決性應計項目(discretionary

持股質押比例均接近百分之百(大紀元 2007 年 1 月 6 日，力霸集團財務操作複雜 會計師也難窺全貌，<http://www.epochtimes.com/b5/7/1/6/n1581382.htm>)

accruals)與非裁決性應計項目(nondiscretionary accruals)。雖然如此，Healy 並未將裁決性應計項目由總應計項目中區分出來，僅假設非裁決性應計項目是固定不變，因此以總應計項目作為裁決性應計項目之代理變數。後來，DeAngelo (1986)修正Healy模型，接著由Jones (1991)修正Healy及 DeAngelo 所提出假設—各期非裁決性應計項目均固定不變之觀念，開始將經濟環境變動因素納入模型中。Jones以銷貨收入的變動及固定資產項目作為非裁決性應計項目之正常估計值，以測量期間之總應計項目扣除非裁決性應計項目，得到測量期間之裁決性應計項目之數額，即可進行盈餘管理之檢測。Jones 改變了以往僅對裁決性應計項目進行估計的作法，正式提出一套可衡量非裁決性應計項目的檢測模型。

國內學者沈維民(1997)則以選用有利之會計方法與應計項目認列方式來綜合考量高階管理者的盈餘操弄行為，其衡量高階管理者的盈餘管理代理指標包括應收帳款及票據備抵呆帳提列比率、存貨備抵跌價損失、固定資產折舊提列比率與退休金費用提列比率等四項。李建然(2000)提出符合分析師預期亦是公司進行盈餘管理的動機之一，但台灣分析師預測上在萌芽起步階段，市場上並未給予太大重視，而強制性財務預測只有特定公司在做，並非普遍存在。林嬪娟、薛敏正、蘇逸穎(2002)提出出售長期性固定資產、從事投資、改變會計方法，以及調整應計項目等均是盈餘管理的方式之一。

Dechow & Skinner (2000) 主張探討盈餘管理時，應從管理者的誘因方面著手，例如公司面臨現金增資 (Teoh Welch & Wong, 1998；金成隆、林修葳&黃書楣，2000)、初次公開發行上市 (Aharony, 1993)、融資舉債與公司發生財務困難 (DeAngelo, DeAngelo & Skinner, 1994；陳錦村&葉雅薰，2002；林嬪娟、洪櫻芬&薛敏正，1997) 等。 DeAngelo, DeAngelo, and Skinner(1994)的研究指出，當公司負債比率愈高，為避免發生財務危機，管理者有調高公司盈餘的誘因，此外為了避免財務困難所導致之契約重新協商，並降低公司負擔，管理者有誘因降低公司的盈餘。

2.財務危機

Beaver (1966)對企業失敗的定義為：宣告破產、債務違約、銀行存款透支及未支付特別股股利，此企業即稱為失敗；Altman (1968)認為財務危機發生的時點為：以股本基礎的償債能力不足與現金基礎的償債能力不足兩種觀點；Blum (1974)定義當發生公司債到期未支付、進入破產程序，謂之失敗；Foster(1977)主張財務危機企業是指：企業無償還債務本金或利息能力、或正進行企業債務重整的公司；Ward and Foster (1996)定義財務危機公司為延緩、降低或無能力償還債務與利息與進行債務重整之公司。Lau(1987)採用五個連續的階段⁵描述公司的財務狀況，並估計依企業進入

⁵ 此五階段分別為：財務穩定、停止或減少股利支付、貸款支付的違約及技術性違約、受破產

某一狀態之可能機率；Altman(1983)指出企業經營失敗是指投資的實際報酬率遠低於過去或當時類似的投資報酬率。張大成、薛人瑞及黃建隆(2003)將財務危機歸納為下列三種型態：(1)總資產小於總負債，但流動資產大於流動負債，(2) 總資產大於總負債，但流動資產小於流動負債，(3) 總資產小於總負債，且流動資產亦小於流動負債⁶。

3.盈餘管理與財務危機

Kasznik(1999)與林嬪娟，洪櫻芬與薛敏正(1997)研究指出公司處於財務艱困狀況或另有所圖時，可能引發高階管理者會利用可裁決應收帳款及存貨操縱盈餘，以掩飾其財務困境之真相，此時盈餘管理行為將會暴增；Gilson (1989)主張經理人在公司面臨財務困難時，將導致薪酬降低與職位更迭等損失。Weisbach (1988)亦認為公司盈餘下降時，將導致董事會撤換執行長。因此，高階管理者有可能管理盈餘，以掩飾公司財務窘境，以避免遭受撤換。

由於財務報表使用者與企業管理當局間存有資訊不對稱，管理當局對資訊結構之瞭解遠超過使用者，因而常會偏向自利的考量，利用任何可以自由裁量之方式，發布對自己有利之財務資訊。財務危機發生前國內管理當局可能有從事盈餘管理之行為。例如，管理當局在危機發生前會以裁決性應收帳款及存貨操縱盈餘或是處分投資利得來增加帳面收益，試圖延緩危機爆發之時間。

二、公司治理與財務危機

Claessens、Djankov 和 Lang (1999) 的實證結果，提出不良的公司治理機制為亞洲金融風暴發生的原因之一。1997 年亞洲金融風暴對台灣的影響雖然較為輕微，然而 2004 年起台灣的上市公司如博達、宏達科、皇統、訊碟、陞技等公司陸續爆發財務危機，使我國因法令規範與制度建立未臻成熟，諸多的代理問題因應而生。其中最令人注目的是 2006 年底爆發之「力霸集團」掏空案，集團各公司相互轉投資、交叉持股盤根錯節、不當背書保證、涉及內線交易、利用關係企業股票相互質押貸款、經營決策錯誤、掏空資產、家族掌握董監事席次、不當挪用資金、購買問題公司債、刻意隱匿重大訊息⁷及財報不實等，所造成的財務危機事件。這些事

⁶ 法令的保護及破產與清算。

⁶ 台灣證券交易所營業細則第 49 條「變更交易方法為全額交割處理原則」、第 50 條「停止買賣處理原則」及第 51 條「終止上市處理原則」：凡上市公司發生全額交割股、停止買賣或終止上市等情事，可視為財務危機公司或因為退票、拒絕往來，以致無法清償本金則依規定暫停買賣或下市者，為財務危機企業。

⁷ 力霸與嘉食化公司為股票上市公司，在 2006 年 12 月 28 日董事會通過聲請重整後，依規定應該在翌（29）日開盤前公告，但兩家公司在 29 日收到法院同意聲請重整亦未公告，遲至 2007 年 1 月 4 日才至交易所作重大訊息說明，對此交易所將依延遲申報罰五萬元(王宗彤，2007)，「宣告重整前爆大量，家族企業盤根錯節，終爆地雷」，中時電子報，1 月 5 日。)。

件，引發「誰來監督上市公司董事會與大股東」的質疑，其亦顯露出台灣公司治理機制有待加強之處。

根據許多實證文獻的結果，大部分國家的所有權與控制權(管理權)並未完全分離，因此傳統根據股權結構分散所推論的財務理論，有必要加以修正 (Shleifer and Vishny, 1986; Morck、Shleifer and Vishny, 1988)。La Porta et al. (1998, 1999) 和 Claessens et al. (1999) 發現有許多上市公司的大股東（兼管理者）透過金字塔結構 (pyramid structure)、交叉持股 (cross-shareholding) 與互為董事 (interlocking directors)，來增強他們的控制權力。在上述股權結構與董事會組成下，引發的代理問題為大股東（兼任管理者）對小股東的財富剝奪。由於各國上市公司的所有權與控制權並未完全分離，而存在股權結構集中的現象；而由大股東（兼管理者）等核心決策者所衍生的代理問題：奢侈消費與財富侵占，可稱為核心代理問題 (central agency problem)。為了解決或舒緩此核心代理問題，有賴於健全的公司治理機制(corporate governance)，健全的公司監理機制在透過制度的設計與執行，期能監督大股東兼管理者的行為與提昇管理效能，藉以確保外在投資者(小股東)應得的報酬。因此，其主要在降低核心代理問題，保障小股東的權益。

我國在 1998 下半年與 2004 年開始發生了許多上市公司財務危機事件，即是核心代理問題的寫照，2006 年之力霸集團更是公司治理的負面教材⁸，探測問題的根源則是企業缺乏健全的公司治理體系來規範公司大股東、董事會及高階經理人的行為。這種公司治理機制的缺失，不僅企業本身受損，連帶地牽連員工、經理人、債權人、往來之金融機構以及廣大的投資人都因此受到傷害。有鑑於此，在評估公司的價值時，除了傳統營運風險與財務風險之評估外，尚需加重考慮公司及其所屬企業集團在公司治理機制所呈現的特性及其所隱含的風險。

三、公司治理、盈餘管理與財務危機

(一) 公司治理

公司治理的發展到Jensen and Meckling (1976)的代理問題趨於確定，Jensen and Meckling將公司的股東分為兩類：一為公司內部股東，即持有公司股票的董事會成員及公司高階主管；另一為公司外部股東。通常，公司可透過增加內部股東的持股，則高階管理者因特權消費由自身承擔的損失比例愈大，因此，高階管理者會減少使公司價值有損失之行為，使其與外部股東

⁸ 力霸與嘉食化公司簽證會計師隱匿資訊，配合作假帳欺騙投資人，對健全公司治理有不利影響，一旦公司沒有正確反映財務狀況，營運出問題，公司被掏空，將形成社會問題(蔡慧貞，2007，「力霸案調查報告，中華銀大呆戶，政院：不論黨派全公布」，中時電子報，1月 23 日。)。王又曾家族對關係企業普遍高質設比重，泛力霸集團旗下公司多，經營觸角廣，集團各公司相互轉投資，交叉持股盤根錯節；列出力霸和嘉食化的董監名單，幾乎都是王家自己人(王宗彤，2007，「今停止股票買賣，力霸、嘉食化虧損逾 253 億」，中時電子報，1月 5 日。)。

的利益趨於一致；或是增加外部股東的持股，以提高其監督高階主管的誘因，亦即主張股權愈集中，對企業價值愈有正面提昇作用。這兩種方式皆可降低代理成本，提升公司價值。而固守職位假說（Entrenchment Hypothesis）則認為董事會與管理階層會基於保護本身職位之利益原則，反對有利於股東的接管行為或股權收購，因此，主張股權越集中，將有損企業價值（Morck, Shleifer & Vishny, 1988）。

在董事會特性方面，Fama (1980)及 Fama and Jensen (1983)認為若董事兼職公司之內部管理人員，則對董事會當然會有影響力，因為內部董事可透過對內部相互監督其他管理人員之機制，獲取有關公司活動中有價值的資訊，而當擁有這些資訊的內部董事列席於董事會上，將是監督控制決策之有效機制。然而，除非限制高階管理者決策處理之權力，否則董事會無法有效地監督控制決策。由於管理者對公司之狀況瞭若指掌，擁有資訊上的優勢，所以董事會之董事席次容易成為管理者的手段，因此犧牲股東之權益。當董事會之董事受高階管理階層控制，可能導致管理當局與董事串通並移轉股東之財富(Fama, 1980)。因此，公司之董事會組成通常會包含獨立董監事，當有涉及嚴重代理問題之決策的批准及內部管理者意見不一致時，獨立董事扮演仲裁者的角色 (Fama & Jensen, 1983)。

Yeh and Lee (2002)以成立投資公司家數與控制股東股票質押比率來衡量控制股東投入股市之比重，且從股權結構與董事會組成發展出衡量全力經營的利益效果與財富侵占效果的指標。其實證結果顯示：第一、控制股東現金流量權與公司價值成正相關，其為衡量誘因效果之良好指標；第二、控制股東利用公司資金成立較多的投資公司，以購買母公司股權，增加其成員擔任董監事席位比率與參與管理；第三、當控制股東欲投入股市時，會同時增加利用公司資金投入股市比重與提高股票質押比率，藉以擴大投入股市效果；第四、控制股東投入股市比重愈大，將使公司價值愈低。在管理者方面，La Porta et al. (2000)也指出多種管理者侵佔小股東財富或移轉公司資源為己用的方式。管理者這些不當的行為會使公司財務績效惡化，導致公司競爭力下降，在經濟不景氣或產業結構愈趨競爭下，將提高公司發生財務危機的可能性。Shen, Chung-Hua, and H. L. Chih (2005)說明了銀行業之盈餘管理，超過 48 個樣本國家中有三分之二的銀行有發現管理他們的盈餘。第二個問題，可用展望理論使用提供答覆。在高盈餘群中，報酬和風險間的關係正向的，在低盈餘群中，二者間的關係是負的。最後，至於最後的問題，更強的投資者保護和較高的會計揭露透明度能減少銀行的管理盈餘的誘因。並且，較高的每人實質國內生產毛額，均可減少盈餘管理的程度。法律上更嚴格的執行，可能直覺地導致較強的盈餘管理。但是，這個作用只出現在低所得國家，和不是在高所得國家。財務報表中的盈餘預測是一重要的攸關資訊，林嬪娟、官心怡(1996)指出有些公司願意揭露盈餘預測，有些則否，主要原因可從盈餘預測提供所得之利益與成本

來考量。

(二)公司治理與盈餘管理

機構投資人本身擁有專業知識與資源，理論上在公司治理中扮演著相當重要的角色，Maug (1998)即認為機構投資人持股比例較高時會有較大的動機去收集資訊，並監控經理人的行為；Fudenberg & Tirole (1995)的研究則指出，經理人在不同經營環境下，會利用裁決性應計項目來從事盈餘管理的行為。高蘭芬(2001)亦發現機構投資人是有效降低公司代理問題的因素之一；呂麒麟與向少華(2005)實證結果發現台灣股市中經理人確實存在有盈餘平穩化的行為，而當機構投資人持股比例較高時，亦顯著的限制了這項行為。張瑞當，方俊儒與曾玉琦(2007)實證結果顯示：發現存在公司主要股東身兼管理者之特性，當管理當局擁有之控制權超越其盈餘分配權，而導致控制股東與小股東間的核心代理問題時，公司的盈餘管理行為會增加。此外，他們更進一步發現該盈餘管理之行為，會隨著董監事股權質押比率的提高而更明顯；但是會隨著法人機構持股比率的增加與董事會規模的擴大而降低。

在國內，自從 2004 年起台灣上市公司如博達、宏達科、皇統、訊碟、陞技等公司陸續爆發財務危機，以及 2006 年底爆發之力霸集團掏空案，這些大企業一連串的假帳醜聞風波逐漸蔓延開來，上市櫃公司經營的誠信原則受到投資大眾高度的質疑，這意味著在台灣一般投資人與企業內部人士間的資訊不對稱程度似乎更惡化了。投資人不禁要問：以高額薪酬，甚至以分紅入股的方式，所聘請的高階主管，究竟為小股東作了些哪些提升公司價值與股東財富的事？以績效為基礎的誘因薪酬契約，又出了些什麼問題？面對管理當局操縱盈餘的作為，董監事們是否克盡職守？投資人開始關心企業透明度與相關公司治理制度的課題，強調股東知的權利，並求落實股東實踐主義（陳沖，2002；葉銀華，2002）

謝文馨(1999)、翁淑育(2000)和陳家慧(2000)探討家族企業之管治機制、盈餘管理及發佈不實財報之關聯性，他們發現台灣上市公司的控制股東擔任董(監)事席次比例與質押比例較財務績效變數對企業發生財務危機更具有顯著解釋能力。陳家慧(2000)發現在董監事管理機制方面，董事會規模與最大家族成員董事持股比例愈高，公司盈餘管理程度愈深。葉銀華等(2002)也表示公司治理機制越完善公司價值也愈高，愈不會發生財務危機。國內探討財務危機與公司治理間之關聯性，如林佳穎(2002)的研究結果顯示，董事長兼任總經理與財務危機發生有正相關，董監選任時及危機發生時之持股比例則與危機發生呈負相關，此外，董事會及監察人規模與危機發生則無顯著相關性。而財務危機發生之成因，大體可分為牽涉管理舞弊或道德危機以及企業失敗兩種，其中又以前者為多。危機公司之內部監督機制，如監察人及會計師均無法適時地發揮功效。從文獻可知公司治理對企業的經營扮演很重要的角色，企業的公司治理機制是否有徹底去

執行，從財務危機公司與正常公司就可以看出端倪，所以有良好的公司治理機制可以促進股東、董監事和管理當局三贏的局面。

三、財務預警模型

最早研究財務危機進而建立一套歸類模型的學者首推 Beaver (1966)，他針對公司的會計資訊資料，利用單變量分析方法建立模型。之後，Altman (1968)改採多變量分析方法來建構模型，Ohlson (1980)是第一位採用 Logistic model 來建立財務困難區別模型，Zmijewski (1984)採用 Probit model 來區分財務困難公司及正常公司，不管上述所採用的方法為何，其研究的結果仍有缺陷。至 1990 年 Odom and Sharda (1990)比較類神經網路與區別分析的分類正確率，發現採用類神經網路在不同比例樣本下分類正確率皆較區別分析模型高。在國內，陳肇榮(1983)與戚務君(1991)利用 Beaver (1966)的單變量分析和 Altman (1968)的多變量分析使用會計變數建構財務預警模型並預測財務危機機率；陳莉莉(1994)、陳鳳儀(1995)及熊大中(2000)等皆使用會計資訊變數來建構財務危機預警模型並利用羅吉式迴歸方法預測財務危機機率。但只有熊大中(2000)使用公司治理變數，卻沒有加入盈餘管理變數，實證結果發現，董監持股比率低或質押比例愈高，愈容易發生財務危機事件，進一步之分析亦顯示，當董監持股比例愈高，公司經營績效愈佳，監督的機制愈能發揮，減少代理問題，降低財務危機的發生機率。故本研究嘗試以會計資訊變數加入公司治理變數和盈餘管理指標變數來建構財務危機預警模型，觀察是否能增加其財務危機預測機率。

參、研究方法

一、資料來源

本研究以台灣證交所上市(櫃)公司為主，金融業因其產業特性與財務會計科目不同於其他產業，因此未將之納入研究對象。研究期間為 1998 年至 2004 年，資料來源為台灣經濟新報(TEJ)資料庫，選取財務危機公司發生前一年至前三年的盈餘管理程度指標、會計資訊與公司治理機制為變數。而財務危機公司樣本之選取，主要是來自台灣經濟新報資料庫之[TEJ-下市、管理股票、全額交割股]資料庫，並且輔以證券市場發展基金會統計之台灣地雷股求償案件分析表，包括變更交易(改採全額交割)、內線交易、暫停交易或停止交易等公司中，篩選發生財務危機的公司作為基準；而對照組-財務正常公司則為相同產業、類似規模的台灣上市(櫃)公司。

過去文獻中有關財務危機預警模型的研究，危機公司與正常公司大多採用 1：1 配對抽樣，本研究藉由增加財務正常公司的樣本，來降低因過度抽樣所導致之選擇基礎抽樣偏誤，提高模型的適用性。本研究財務危機

的樣本為 63 家，財務正常公司的樣本為 126 家，危機公司相對正常公司
的比例為 1：2。

二、研究假說

本研究以財務危機公司相對正常公司之盈餘管理程度，檢討2002至
2004年發生一連串地雷股事件之公司(如博達、宏達科、皇統、訊碟、陞
技等)，發現財務危機之發生非一夕之間，企業泰半於宣告危機前一、二
年即有操縱盈餘之現象，同時管理當局一般可透過裁決性應計項目操弄公
司的盈餘，由於非裁決性應計項目會隨著企業營運的變動而改變，非管理
當局所能控制，然裁決性應計項目只要符合一般公認會計原則，企業主可
以自行調整，故管理當局會藉由裁決性應計項目來進行盈餘的操縱。故形
成本研究第一個及第二個假說：

假說一：財務危機公司相對於正常公司，於財務危機發生前盈餘管理程度
較高。

假說二：盈餘管理指標愈高，公司財務危機發生的機率愈高。

會計資訊是企業發生財務危機的領先指標，並可作為探討企業失敗原
因的起點。由於財務報表使用者與公司內部人士間存有資訊不對稱性，管
理者對資訊結構組成之瞭解遠超過使用者，常因自利之考量，而發佈對自
己有利之財務資訊。故本研究認為加入管理當局會所使用之裁決性應計項
目變數，更能衡量財務危機發生的機率。故本研究建立第三個假說如下：

假說三：加入盈餘管理程度指標建立財務危機預警模型較只用純會計資訊
變數所建立之模型在分類正確率上較佳。

其次，本研究探討盈餘管理程度與會計比率預測財務危機發生機率之
外，另外加入公司治理變數，分析公司治理機制之良窳對公司發生財務危
機的影響。若公司治理機制不彰，管理當局能輕易地玩弄會計數字遊戲，
掩飾異狀或不法情事，如企業可以延緩向投資大眾宣告發生危機之時間
點。翁淑育(2000)發現控制股東擔任董(監)事席次比例與持股質押比例較
財務變數對企業發生財務危機更具有顯著解釋能力。葉銀華等(2002)認為
會計資訊加入公司治理變數有較好的分類正確率。為了使投資大眾不被一
般會計資訊所誤導，本研究加入了公司治理變數衡量財務危機發生機率。
故形成本研究第四個及第五個假說：

假說四：加入公司治理變數之財務危機預警模型較只用純會計資訊變數所
建立之模型在分類正確率上較佳。

假說五：加入公司治理變數和盈餘管理指標下之財務危機預警模型較只用
純會計資訊變數之模型為佳。

三、研究方法與研究變數

(一)研究方法

過去文獻中，分析影響企業發生財務危機之重要因素方法有：多元區別分析、迴歸法、邏吉斯迴歸法、比例風險可能性迴歸法(Proportional Hazard Likelihood;PHL)...等，本研究遵循 Ohlson(1980)之邏吉斯迴歸(logistic regression)模式。邏吉斯迴歸分析類似線性迴歸模型，但其所探討的依變數分類只有二類(例如「有發生危機與無發生危機」)。此時利用邏吉斯迴歸的目的是在於建立一個最精簡和最能配適的分析結果，可用來預測依變數與一組預測變數之間的關係。邏吉斯迴歸的基本假設與其他多變量分析不同，因為它不需要假設分配類型，此意味著邏吉斯迴歸無需符合常態分配的假設。

(二)研究變數

經由文獻探討、參照公開說明書所使用的會計資訊後，本研究選取裁決性應計項目取絕對值、8種會計資訊及5種公司治理變數，用以建立盈餘管理程度指標及財務危機預警模型。茲將所選用三類解釋變數說明如下：

1.裁決性應計項目取絕對值： $|DA_{it}|$

Healy (1985)將總應計項目定義為本期會計盈餘與營業活動之現金流量(Operating Cash Flow; OCF)之差額，再以前期期末總資產做為平減項，並將總應計項目分為可裁決性應計項目和不可裁決性應計項目，但此二者並無法從總應計項目中做區分。故本研究的可裁決性應計項目採用 DeAngelo (1986)修正 Healy 所提之模式，是以事件期之總應計項目與不可裁決應計項目間的差異表示⁹。如公式(1)、(2)和(3)所示：

$$TA_t = (NI_t - OCF_t) / A_{t-1} \quad (1)$$

式中 TA_t ：第 t 年經前期總資產平減後之總應計項目(Total Accruals)

NI_t ：第 t 年之損益表稅後淨利(Net Income After Tax; NIAT; or NI)，亦即第 t 年之會計盈餘。

OCF_t ：第 t 年來自營業活動之現金流量(Operating Cash Flow；OCF)

A_{t-1} ：第 t 年之前一年的期末總資產

⁹ DeAngelo 模式與 Healy 模式不同之處在於：DeAngelo 對模式於事件期的不可裁決應計項目是採隨機漫步的方式求得，亦即不可裁決應計項目各期的變動的期望值為零($E(\Delta NDA_t)=0$)，因此當總應計項目變動增加時，即反映可裁決應計項目顯著增加，換言之，總應計項目變動的期望值即為可裁決應計項目變動的期望值，所以，DeAngelo 模式是以總應計項目變動當成代理變數，來偵測公司經理人的盈餘管理行為，也就是說，DeAngelo 模式是將事件期之前一期的應計項目是為事件期之不可裁決應計項目。

$$NDA_T = \sum_{t=T-N}^{T-1} TA_t / N \quad (2)$$

式中 NDA_T 為第 T 年的不可裁決性應計項目
 N 為所選取的估計(即事件)期間
 T 為估計期間內的個別年度($T-N, T-N+1, \dots, T-1$)

$$DA_t = TA_t - NDA_t = TA_t - TA_{t-1} \quad (3)$$

式中 $TAt-1$ ：第 t 期前一期的總應計項目(Total-Discretionary Accruals)
 DA_t ：第 t 期可裁決性應計項目

Jones (1991)修正 Healy 及 DeAngelo 的做法，Jones 以銷貨收入的變動及固定資產項目作為非裁決性應計項目之正常估計值，來測量取樣期間之總應計項目，再扣除非裁決性應計項目，得到取樣期間之裁決性應計項目之數額，即可進行盈餘管理之檢測¹⁰。Dechow et al.(1995)認為 Jones 模式中未將賒銷納入公司經理人盈餘管理方法考量中，並不適當，因為經理人對應收帳款亦有裁量權，因此，他們將 Jones 模式修正為 Modified-Jones 模式，在 Modified-Jones 模式中之第一階段迴歸亦是採用 Jones 模式的第二階段迴歸，第二階段迴歸模式中，在估計不可裁決性應計項目時，將應收帳款變動數由總營業收入金額中扣除¹¹。本研究的可裁決應計項的做法係遵循 Dechow et al.(1995)的方式—Modified Jones Model。

2. 會計資訊變數

速動比率(%)；QR)以速動資產與流動負債的比值表示；營業利益率(%)；NOP)以營業利益與營業收入淨額的比值表示；現金流量比率(%)；CF)以來自營業現金流量對流動負債的比值表示；利息支出率(%)；INT)以利息支出占稅後淨利與稅後利息支出的合計數之的比值表示；應收帳款週轉率(次；ART)以營業收入淨額為平均應收帳款的倍數表示；總資產週轉率(次；TAT)以營業收入淨額為平均資產總額的倍數表示；息前稅前資產報酬

¹⁰ Jones (1991)提出二階段迴歸分析方式來推估裁決性應計項目，首先：

$$\frac{TA_{it}}{A_{it-1}} = \alpha_{it} \left(\frac{1}{A_{it-1}} \right) + \beta_{1it} \left(\frac{\Delta S_{it}}{A_{it-1}} \right) + \beta_{2it} \left(\frac{PPE_{it}}{A_{it-1}} \right) + \varepsilon_{it}$$

其中， TA_{it} =第 i 家公司在第 t 期之總應計項目； A_{it-1} =第 i 家公司在第 t-1 期之總資產， ΔS_{it} =第 i 家公司在第 t 期之淨營業收入變動數； PPE_{it} =第 i 家公司在第 t 期之折舊性固定資產。其次，將第一階段迴歸式所估計出來的係數配合事件期的 $\triangle REV$ 及 PPE 計算出不可裁決性應計項目：

$$NDA_{it} = \alpha_{it} \left(\frac{1}{A_{it-1}} \right) + \beta_{1it} \left(\frac{\Delta S_{it}}{A_{it-1}} \right) + \beta_{2it} \left(\frac{PPE_{it}}{A_{it-1}} \right) + \varepsilon_{it}$$

¹¹ $NDA_{it} = \alpha_{it} \left(\frac{1}{A_{it-1}} \right) + \beta_{1it} \left(\frac{\Delta S_{it} - \Delta A/R_{it}}{A_{it-1}} \right) + \beta_{2it} \left(\frac{PPE_{it}}{A_{it-1}} \right) + \varepsilon_{it}$

其中， $\Delta A/R_{it}$ =第 i 公司在第 t 期應收帳款淨額變動數

率(%)；BEP)以每一元平均資產總額賺取之息前稅前淨利報酬率表示；每股盈餘(EPS)以每一股普通股可獲得的稅後盈餘表示。

3. 董事會特性之衡量

董事會規模(N_BOD)為董事會人數多寡；董監事持股率(BOD%)代表董監事、常務董事、董事長等人合計之期末持股比率；董監事持股質押比率(PLED%)代表各公司所有之董監事持股質押股數除以各公司所有董監事之持股總數；獨立董事規模(N_IND)代表未兼任公司職務之董事人數；董事長兼任總經理(DUAL)為一虛擬變數，若有兼任者，其值為1，反之為0。

(三)控制變數之衡量

Bartov et al. (2000)指出，若未控制影響盈餘管理行為之因素，將可能犯「拒絕無盈餘管理行為的虛無假設」的錯誤，但實際上應接受虛無假設為真。Klein (2002)及Peasnell et al. (2000)定義二個與盈餘管理行為有關之控制變數—負債比率、公司規模，本研究將其包含在實證模型中。其中負債比率(%)；LEV)為負債總額占資產總額的比值；公司規模(SIZE)以上市公司股票期末市值對數值(LOGMV)表示。

四、研究之實證模型

本研究之目的是建立財務危機預警模型，使用盈餘管理指標、會計比率變數及公司治理變數，以這三類變數分別建構七種模型：盈餘管理(Model 1)、會計比率(Model 2)、盈餘管理與會計比率(Model 3)、公司治理(Model 4)、盈餘管理與公司治理 (Model 5)、會計比率與公司治理(Model 6)、盈餘管理、會計比率與公司治理(Model 7)，並且採用 Logistic 迴歸分析來判斷各模型和企業發生財務困難機率之關連性。本研究分別以危機發生前一年至前三年研究變數代入各模型中，以 50% 的機率為分割點，財務危機預測機率高於 0.5 者歸類為財務危機公司，低於 0.5 者則歸類為財務正常公司，用來分類財務危機公司與財務正常公司之正確預測機率。

(一)盈餘管理模型

$$\text{Model 1 : } FAIL = \beta_0 + \beta_1 |DA_{it}| + \beta_2 LEV + \beta_3 LOGMV + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

(二)盈餘管理與會計比率模型

$$\text{Model 2 : 會計比率}$$

$$FAIL = \beta_0 + \sum_{i=1}^8 \beta_i X_i + \beta_9 LEV + \beta_{10} LOGMV + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Model 3：盈餘管理與會計比率

$$FAIL = \beta_0 + \sum_{i=1}^8 \beta_i X_i + \beta_9 LEV + \beta_{10} LOGMV + \beta_{11} |DA_{it}| + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

(三)盈餘管理與公司治理模型

Model 4：公司治理

$$\begin{aligned} FAIL = & \beta_0 + \beta_1 N_BOD + \beta_2 BOD + \beta_3 PLED + \beta_4 N_IND + \beta_5 DUAL + \beta_6 LEV \\ & + \beta_7 LOGMV + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (7)$$

Model 5：盈餘管理與公司治理

$$\begin{aligned} FAIL = & \beta_0 + \beta_1 N_BOD + \beta_2 BOD + \beta_3 PLED + \beta_4 N_IND + \beta_5 DUAL + \beta_6 LEV \\ & + \beta_7 LOGMV + \beta_8 |DA_{it}| + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (8)$$

(四)盈餘管理、會計比率與公司治理模型

Model 6：會計比率與公司治理

$$\begin{aligned} FAIL = & \beta_0 + \sum_{i=1}^8 \beta_i X_i + \beta_9 N_BOD + \beta_{10} BOD + \beta_{11} PLED + \beta_{12} N_IND + \beta_{13} DUAL \\ & + \beta_{14} LEV + \beta_{15} LOGMV + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (9)$$

Model 7：盈餘管理、會計比率與公司治理

$$\begin{aligned} FAIL = & \beta_0 + \sum_{i=1}^8 \beta_i X_i + \beta_9 N_BOD + \beta_{10} BOD + \beta_{11} PLED + \beta_{12} N_IND + \beta_{13} DUAL + \beta_{14} LEV \\ & + \beta_{15} LOGMV + \beta_{16} |DA_{it}| + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (10)$$

(1)~(7)式中，

盈餘管理指標： $|DA_{it}|$ =裁決性應計項目取絕對值。

會計資訊變數： X_1 為速動比率(QR)， X_2 為營業利益率(NOP)， X_3 為現金流量比率(CF)， X_4 為利息支出率(INT)， X_5 為應收帳款週轉率(ART)， X_6 為總資產週轉率(TAT)， X_7 為息前稅前總資產報酬率(BEP)， X_8 為每股盈餘(EPS)。

公司治理變數： N_BOD 為董事會人數， BOD 為董監事持股比率， $PLED$ 為董監事持股質押比率， N_IND 為獨立董事人數； $DUAL$ 為董事長兼任總經理。

控制變數： LEV 為負債比率， $LOGMV$ 為公司規模對數值。

$FAIL$ ：財務危機公司之虛擬變數(1 表示財務危機公司，0 表示正常公司)

肆、實證結果

一、敘述統計及兩母體平均數檢定

本節首先敘述財務危機與正常公司樣本的基本統計量分析及兩母體平均數之檢定。本研究在做實證之前對各變數進行常態檢定後，發現大部分變數皆非常態分配。當變數屬於非常態分配時，兩樣本的平均數差異檢定適用無母數 Mann-Whitney U 檢定。

(一)盈餘管理指標

由表 1 可看出裁決性應計項目($|DA|$)平均數方面，危機公司的裁決性應計項目均高於正常公司，但僅危機發生前一年達 1% 的顯著水準，前二年與前三年則差異均不顯著。對財務危機公司而言，在前二年至前一年裁決性應計項目平均數增加了 0.1072 (0.4123-0.3051)，表示財務危機發生前危機公司傾向更加使用裁決性應計項目來操弄損益。這符合本研究假說一。

表 1 盈餘管理之敘述統計及平均數檢定

變數名稱	年度	公司類別	平均數	標準差	Z 值
裁決性應計項目($ DA $)	t-1	正常公司	0.2225	0.53473	-4.194***
		危機公司	0.4123	0.69572	
	t-2	正常公司	0.2166	0.42164	-0.587
		危機公司	0.3051	0.61668	
	t-3	正常公司	0.1703	0.30419	-1.469
		危機公司	0.2281	0.38955	

***顯著水準為 1%，**顯著水準為 5%，*顯著水準為 10%。

(二)會計比率變數

表 2 列示會計比率變數 8 個變數的相關檢測結果。首先，速動比率用來衡量短期償債能力。財務危機公司在危機發生前一年速動比率平均數為 35.75%，前二年為 62.16%，前三年為 58.94%；財務正常公司在前一年速動比率平均數為 100.48%，前二年為 105.83%，前三年為 113.42%。財務危機公司的速動比率平均數在財務危機發生前二年內減少了 26.41%，表示財務危機發生前短期償債能力迅速降低；財務危機公司與正常公司在這三年內的速動比率差異極大，兩母體平均數差異的檢定在各年內均達 1% 的顯著水準。

表 2 會計比率變數之敘述統計及平均數差異檢定

變數名稱	年度	公司類別	平均數(%)	標準差(%)	平均數差異 檢定(Z 值)
速動比率 (%)(QR)	t-1	正常公司	100.48	87.90	-6.196***
		危機公司	35.75	39.32	
	t-2	正常公司	105.83	104.36	-4.155***
		危機公司	62.16	88.11	
	t-3	正常公司	113.42	119.02	-3.766***
		危機公司	58.94	49.23	
營業利益率 (%)(NOP)	t-1	正常公司	2.94	14.25	-5.895***
		危機公司	-21.30	39.01	
	t-2	正常公司	4.26	14.85	-4.984***
		危機公司	-37.73	163.43	
	t-3	正常公司	6.02	11.35	-3.791***
		危機公司	-5.37	28.07	
現金流量比率 (%)(CF)	t-1	正常公司	28.68	39.46	-6.371***
		危機公司	-3.86	29.83	
	t-2	正常公司	33.17	45.86	-5.467***
		危機公司	-1.79	27.05	
	t-3	正常公司	37.67	63.33	-5.287***
		危機公司	1.85	33.39	
利息支出率 (%)(INT)	t-1	正常公司	11.35	138.21	-4.036***
		危機公司	-31.85	214.68	
	t-2	正常公司	48.99	453.13	-1.870*
		危機公司	28.15	802.80	
	t-3	正常公司	5.01	457.05	-0.860
		危機公司	1.28	223.23	
應收帳款週轉 率(次)(ART)	t-1	正常公司	20.65	53.88	-1.549
		危機公司	8.37	9.61	
	t-2	正常公司	20.36	56.07	-3.324***
		危機公司	7.27	11.55	
	t-3	正常公司	17.04	40.91	-3.022***
		危機公司	7.29	9.55	
總資產週轉率 (次)(TAT)	t-1	正常公司	0.72	0.62	-3.744***
		危機公司	0.44	0.34	
	t-2	正常公司	0.71	0.50	-3.557***
		危機公司	0.46	0.32	
	t-3	正常公司	0.75	0.52	-2.820***
		危機公司	0.59	0.55	
息前稅前資產 報酬率 (%)(BEP)	t-1	正常公司	5.58	7.21	-8.162***
		危機公司	-11.53	18.41	
	t-2	正常公司	5.42	7.81	-5.931***
		危機公司	-2.85	9.73	
	t-3	正常公司	6.68	6.83	-4.747***
		危機公司	0.52	8.66	
每股盈餘 (元)(EPS)	t-1	正常公司	0.72	1.72	-8.814***
		危機公司	-4.11	4.73	
	t-2	正常公司	0.69	2.39	-5.165***
		危機公司	-1.45	2.79	
	t-3	正常公司	1.23	1.96	-3.976***
		危機公司	-0.53	2.80	

***顯著水準為 1%，**顯著水準為 5%，*顯著水準為 10%。

其餘 7 項會計比率在財務危機發生前一年至前三年中之平均數差異檢定均達 1%的顯著水準，其中在營業利益率與現金流量比率中，正常公司在危機發生前三年均為正值，危機公司幾乎均為負值，同時，財務危機公司的營業利益率平均數在前三年至前二年營業利益率平均數減少了 32.36%(-37.73%--(-5.37%))，表示財務危機發生前獲利能力即迅速降低；在現金流量比率中，財務危機公司的現金流量比率平均數偏低，而以前一年最小 (-3.86%)，表示財務危機發生前短期企業虧損嚴重或短期資金調度不良，且營運現金流量為負；在利息支出率中，財務危機公司的利息支出率平均數以前一年最小且為負(平均數為-31.85%)，表示財務危機發生前企業利息支付小於零，無足夠現金支付公司的利息費用；而財務正常公司的利息支出率平均數，以前三年最小且為負(-5.01%)，可能受景氣的衝擊短期發生問題，但在前一、二年中又可以看出財務正常公司之平均數遠大於財務危機公司，表示財務正常公司的體質較佳可迅速回復體質。在兩母體平均數差異的檢定只有前三年不顯著，前二年達 10%的顯著水準，前一年達 1%的顯著水準。

在應收帳款週轉率與總資產週轉率中，財務危機公司在財務危機發生前一年至前三年中均低於正常公司，這表示財務正常公司比財務危機公司有較佳的收帳能力與有資產運用效率。財務危機公司的應收帳款週轉率平均數偏低，而財務正常公司的應收帳款週轉率平均數約為財務危機公司的 2.5 倍。兩母體平均數差異的檢定，僅在前一年中不顯著，在前二年和前一年中均達 1%的顯著水準，財務危機公司的總資產週轉率平均數，以前一年最小，而財務正常公司的總資產週轉率平均數，以前三年最大。兩母體平均數差異的檢定在各年內均達 1%的顯著水準。

在息前稅前總資產報酬率與每股盈餘中，財務危機公司在財務危機發生前一年至前三年中均為負值，正常公司均為正值，兩母體平均數差異的檢定在各年內均達 1%的顯著水準。同時，財務正常公司之平均數皆遠大於財務危機公司，表示財務危機公司之獲利能力和營業不佳的現象。

綜上所述，以財務正常公司與財務危機公司在發生危機的前三年會計比率進行平均數檢定，除了利息支出率在危機發生前三年與應收帳款週轉率在危機發生前一年外，本研究發現兩群體均有明顯的顯著性差異存在。

(三)公司治理變數

公司治理指標的變數包含五個變數，由表 3 可知，在董事會規模(人數)中，財務危機公司在財務危機發生前一年至前三年之董事會人數平均數均小於正常公司(如前一年 7.13 人小於 7.75 人)，但差異不大，兩母體平均數差異的檢定在各年中均無顯著性差異。在董監事持股比率中，財務危機公司在財務危機發生前逐年降低(由 17.06% 至 16.08%，在降至 14.72%)，這表示財務危機公司的董監事持股比率愈接近危機年度愈低；財務正常公司的董監事持股比率平均數各年度差異不大(22.61% 至 24.44%)但財務正常公司之平均數

皆大於財務危機公司，兩母體平均數差異的檢定在各年內均達 1%的顯著水準。

在董事持股質押比率中，財務危機公司在財務危機發生前一年至前三年均遠高於正常公司(危機發生前一年危機公司為 55.01%，正常公司為 15.89%)，兩母體平均數差異的檢定在各年內均達 1%的顯著水準。在獨立董事人數中，財務危機公司在財務危機發生前一年至前三年均低於正常公司(危機發生前一年危機公司為 0.05 人，正常公司為 0.19 人)，兩母體平均數差異的檢定僅在危機前一年達 10%的顯著水準，在前二年、前三年卻無顯著性差異。在董事長兼任總經理中，財務危機公司在財務危機發生前一年至前三年均高於正常公司(危機發生前一年危機公司為 0.46 人，正常公司為 0.32 人)，兩母體平均數差異的檢定亦僅在前一年達 10%的顯著水準，在前二年、前三年卻無顯著性差異。

綜上所述，財務危機公司董事的持股比率雖較少，但其質押的比率過高。當質押比率愈高時，愈容易在股市大幅下跌時，因本身承受較高的財務風險，而愈有動機挪用公司資金支撐股價及侵占公司之財富，將公司暴露於高財務危機風險下。

(四)控制變數

控制變數包含兩個變數，由表 4 可知，在負債比率中，財務危機公司在財務危機發生前一年至前三年均遠高於正常公司(危機發生前一年危機公司為 66.38%，正常公司為 44.29%)，危機公司有逐年增加的趨勢；財務正常公司在各年差異不大，兩母體平均數差異的檢定在各年內均達 1%的顯著水準。

表 3 公司治理變數之敘述統計及平均數差異檢定

變數名稱	年度	公司類別	平均數	標準差	平均數差異 檢定(Z 值)
董事會規模 (人)(N_BOD)	t-1	正常公司	7.75	3.56	-0.626
		危機公司	7.13	2.65	
	t-2	正常公司	7.67	3.26	-0.797
		危機公司	7.24	2.86	
	t-3	正常公司	7.75	3.18	-0.742
		危機公司	7.32	2.90	
董事監事持股比 率(%) (BOD)	t-1	正常公司	22.61	13.63	-4.677***
		危機公司	14.72	14.03	
	t-2	正常公司	23.25	14.30	-3.845***
		危機公司	16.08	14.41	
	t-3	正常公司	24.44	14.82	-3.811***
		危機公司	17.06	14.78	
董事監事持股質 押比率(%) (PLED)	t-1	正常公司	15.89	17.84	-7.915***
		危機公司	55.01	31.51	
	t-2	正常公司	14.90	17.99	-8.517***
		危機公司	55.20	29.16	
	t-3	正常公司	15.33	19.25	-8.222***
		危機公司	64.95	87.33	
獨立董事規模 (人)(N_IND)	t-1	正常公司	0.19	0.55	-1.872*
		危機公司	0.05	0.21	
	t-2	正常公司	0.03	0.18	-1.426
		危機公司	0.00	0.00	
	t-3	正常公司	0.02	0.13	-1.003
		危機公司	0.00	0.00	
董事長兼任總 經理(DUAL)	t-1	正常公司	0.32	0.47	-1.918*
		危機公司	0.46	0.50	
	t-2	正常公司	0.33	0.47	-0.432
		危機公司	0.37	0.49	
	t-3	正常公司	0.29	0.46	-0.556
		危機公司	0.33	0.48	

***顯著水準為 1%，**顯著水準為 5%，*顯著水準為 10%。

在公司規模(權益市值的對數值)中，財務危機公司在財務危機發生前一年至前三年均遠低於正常公司(危機發生前一年危機公司為 9.20，正常公司為 9.63)，公司規模平均數將 log 還原後為 1,584,893,192 元，前二年為 2,570,395,782 元，前三年為 3,388,441,561 元；財務正常公司在前一年公司規模平均數將 log 還原後為 4,265,795,188 元，前二年為 4,786,300,923 元，前三年為 5,754,399,373 元。財務危機公司的公司規模平均數，有逐年遞減的趨勢，表示財務危機公司爆發危機之前市值因股票價格降低而減少；在財務正常公司的公司規模平均數，以前三年最大，但差異不大。兩母體平均數差異的檢定在各年內均達 1% 的顯著水準。

表 4 控制變數之敘述統計及平均數差異檢定

變數名稱	年度	公司類別	平均數	標準差	平均數差異 檢定(Z 值)
負債比率 (%)(LEV)	t-1	正常公司	44.29	21.29	-8.290***
		危機公司	66.38	18.65	
	t-2	正常公司	43.21	20.66	-5.678***
		危機公司	56.88	14.36	
	t-3	正常公司	42.62	21.78	-4.719***
		危機公司	54.16	15.18	
公司規模 (LOGMV)	t-1	正常公司	9.63	0.64	-4.180***
		危機公司	9.20	0.62	
	t-2	正常公司	9.68	0.62	-2.570***
		危機公司	9.41	0.56	
	t-3	正常公司	9.76	0.58	-2.293**
		危機公司	9.53	0.47	

***顯著水準為 1%，**顯著水準為 5%，*顯著水準為 10%。

二、Logistic 回歸分析

(一)盈餘管理指標

由表 5 得知在盈餘管理模型(Model 1)中，財務危機前一年至前三年的裁決性應計項目絕對值的係數呈現先下降再上升的情形(0.758 至 0.396, 0.396 至 0.0706)，僅在財務危機發生前一年影響達 1% 的顯著正向影響。裁決性應計項目對財務危機的機率呈正向影響，表示盈餘管理程度愈大，財務危機發生的機率也愈高，此實証結果符合本研究假說二；此外，負債比率在財務危機前一年、前二年及前三年，係數均顯著為正，表示財務槓桿對財務危機的機率呈顯著正向影響，表示財務槓桿程度越高的公司，財務危機發生的機率越高；而公司之權益市值對數值分別在財務危機前一年及前三年對財務危機的機率呈顯著負向影響，表示權益市值越高的公司，財務危機發生的機率越低。

表 5 盈餘管理指標之 Logistic 迴歸分析(Model I)

變數	前一年		前二年		前三年	
	係數(B)	P 值	係數(B)	P 值	係數(B)	P 值
C	1.896	0.450	0.906	0.687	2.579	0.297
DA	0.706	0.048**	0.396	0.262	0.758	0.144
LEV	0.052	0.0002***	0.033	0.002***	0.022	0.014**
LOGMV	-0.890	0.013**	-0.505	0.104	-0.673	0.055*
Nagelkerke R ¹²	0.397		0.167		0.126	
觀察值(N)	189		189		188	

常數(截距，C)，裁決性應計項目(|DA|)，負債比率%(LEV)，公司規模(LOGMV)；

P 值=即顯著性；***顯著水準為 1%，**顯著水準為 5%，*顯著水準為 10%。

(二)會計比率指標

由表 6 得知，在會計比率模型(Model 2)中，在接近財務危機的各年度中，以現金流量比率和控制變數之負債比率為最顯著，均達 5% 以上的顯著水準。其中，現金流量比率在各年度都達到 1% 顯著水準的負向影響，表示現金流量比率愈高，公司發生財務危機的機率愈低；控制變數方面，負債比率在前一年及前二年分別達到 1% 和 5% 顯著水準的正向影響，表示負債比率愈高，公司發生財務危機的機率愈高；公司規模在前一年也達到 5% 顯著水準的負向影響，表示公司規模愈大，公司發生財務危機的機率愈低；在前二年有應收帳款週轉率及總資產週轉率分別達到 10% 和 5% 顯著水準的負向影響，表示應收帳款週轉率與總資產週轉率愈高，財務危機的機率下降。在會計資訊預警模型下，可發現獲利能力愈差和財務結構愈不良的公司，發生財務危機的機率就大幅的提高。

(三)會計比率與盈餘管理指標

由表 7 得知在會計比率與盈餘管理模型(Model 3)中，對財務危機發生機率與會計資訊模型(Model 2)幾乎相同；在加入盈餘管理指標後，其顯著預測變數在前一年有現金流量比率、控制變數之負債比率及公司規模；在前二年有現金流量比率、應收帳款週轉率、總資產週轉率、控制變數之負債比率及公司規模，在前三年僅有現金流量比率。表示期間愈接近財務危機發生的時點，財務危機公司的會計資訊愈無法隱藏其公司現金流量比率變差、負債比率變高以及使用裁決性應計項目作為操縱的工具，來拖延公司爆發財務危機的時間。裁決性應計項目對財務危機發生的機率以危機發生前一年與前三年較高，但仍未達顯著水準。

¹² 在線性迴歸中，判定係數 R^2 表示所有自變數對因變數解釋的比率，但是在 Logistic 回歸中沒有對應的統計指標。表 5 至表 13 的 Nagelkerke R^2 僅是 R^2 的近似量度，可作為自變數與因變數間之關聯強度(association of strength)，他們並無法說明因變數的變異量可以被自變數解釋百分比(因為 Logistic 回歸中的因變數不是連續變數，不能以解釋變異量來解釋)，而關聯強度為兩類變數間之相關而探討自變數在因變數變異的解釋力，其性質類似多元迴歸分析中的判定係數 R^2 。

表 6 會計比率變數之 Logistic 迴歸分析(Model 2)

變數	前一年		前二年		前三年	
	係數	P 值	係數	P 值	係數	P 值
C	5.6832	0.1157	3.1832	0.2462	-0.8202	0.7786
QR	0.0055	0.5330	0.0017	0.5149	-0.0031	0.4453
NOP	-0.0010	0.9211	-0.0081	0.5070	-0.0121	0.4547
CF	-0.0650	0.0000***	-0.0200	0.0079***	-0.0203	0.0052***
INT	-0.0007	0.6773	-0.0002	0.5006	0.0003	0.5880
ART	-0.0458	0.1404	-0.0328	0.0727*	-0.0272	0.2141
TAT	-0.2695	0.7244	-1.1833	0.0346**	-0.1395	0.7544
BEP	-0.1202	0.1623	-0.0794	0.1271	-0.0012	0.9837
EPS	-0.3458	0.1978	0.0991	0.5240	-0.2246	0.1819
LEV	0.0327	0.0063***	0.0268	0.0261**	0.0082	0.4154
LOGMV	-1.2612	0.0310**	-0.6213	0.1043	0.1056	0.7970
Nagelkerke R ²	0.751		0.432		0.335	
觀察值(N)	196		180		195	

常數(截距，C)，速動比率(QR)，營業利益率(NOP)，現金流量比率(CF)，利息支出率(INT)，應收帳款週轉率(ART)，總資產週轉率(TAT)，息前稅前總資產報酬率(BEP)，每股盈餘(EPS)。負債比率(%) (LEV)，公司規模(LOGMV)；

P 值=即顯著性；***顯著水準為 1%，**顯著水準為 5%，*顯著水準為 10%。

表 7 會計比率變數與盈餘管理指標之 Logistic 迴歸分析(Model 3)

變數	前一年		前二年		前三年	
	係數	P 值	係數	P 值	係數	P 值
C	7.159	0.072*	3.785	0.179	-0.049	0.987
QR	0.006	0.505	0.002	0.464	-0.002	0.553
NOP	0.001	0.593	-0.007	0.594	-0.012	0.449
CF	-0.064	0.0003***	-0.021	0.006***	-0.020	0.005***
INT	-0.001	0.694	0.0002	0.529	0.0004	0.633
ART	-0.047	0.134	-0.034	0.062*	-0.028	0.208
TAT	-0.234	0.764	-1.185	0.033**	-0.112	0.800
BEP	-0.123	0.148	-0.080	0.127	0.002	0.970
EPS	-0.320	0.225	0.107	0.490	-0.223	0.189
DA	0.646	0.355	0.435	0.404	0.687	0.259
LEV	0.031	0.01***	0.026	0.030**	0.007	0.476
LOGMV	-1.510	0.020**	-0.720	0.071*	-0.029	0.946
Nagelkerke R ²	0.753		0.435		0.343	
觀察值(N)	189		189		188	

常數(截距，C)，速動比率(QR)，營業利益率(NOP)，現金流量比率(CF)，利息支出率(INT)，應收帳款週轉率(ART)，總資產週轉率(TAT)，息前稅前總資產報酬率(BEP)，每股盈餘(EPS)。負債比率(%) (LEV)，裁決性應計項目(|DA|)，公司規模(LOGMV)；

P 值=即顯著性；***顯著水準為 1%，**顯著水準為 5%，*顯著水準為 10%。

(四)公司治理指標

由表 8 可知，在公司治理變數模型(Model 4)中，各年顯著之預測變數有董事持股比率、董事持股質押比率和控制變數之負債比率。其中，董事持股率對財務危機機率為顯著負向影響，董事持股質押比率對財務危機機率為顯著正向影響，這表示當董事持股率愈高，更能進行監督公司之營運，愈不會發生財務危機；而董事持股質押比率愈高，代表會影響公司採取高風險投資事業或其陷入股市愈深，因此增加公司發生財務危機的機率；控制變數之負債比率在前一年至前三年分別達到 1% 和 5% 顯著水準的正向影響，表示負債比率愈高，公司發生財務危機的機率愈高，同時負債比率的係數，愈接近危機年度愈大(由 0.0251 至 0.0336，再由 0.0336 至 0.0546)；而公司規模在前一年和前二年中都達 5% 的顯著水準的負向影響，顯示當愈接近危機時點財務危機公司的市值大幅縮水。

表 8 公司治理之 Logistic 迴歸分析(Model 4)

變數	前一年		前二年		前三年	
	係數	P 值	係數	P 值	係數	P 值
C	3.8175	0.2357	2.5520	0.4271	1.8745	0.5627
N_BOD	-0.0176	0.8521	0.0148	0.8548	0.0234	0.7584
BOD	-0.0717	0.0005***	-0.0549	0.0032**	-0.0400	0.0126**
PLED	0.0587	0.0000***	0.0609	0.0000***	0.0518	0.0000***
N_IND	-0.7725	0.2714	-4.3574	0.8057	-4.1967	0.7879
DUAL	-0.1988	0.7087	-0.0036	0.9940	-0.0412	0.9306
LEV	0.0546	0.0000***	0.0366	0.0021***	0.0251	0.0148**
LOGMV	-1.2368	0.0110**	-0.9374	0.0484**	-0.7242	0.1224
Nagelkerke R ²	0.696		0.618		0.546	
觀察值(N)	196		180		195	

常數(截距，C)，董事會人數(N_BOD)，董事持股比率(BOD)，董事持股質押比率(PLED)，獨立董事人數(N_IND)；董事長兼任總經理(DUAL)；負債比率%(LEV)；公司規模(LOGMV)；P 值=即顯著性；***顯著水準為 1%，**顯著水準為 5%，*顯著水準為 10%。

(五)盈餘管理與公司治理指標

由表 9 可知，在盈餘管理與公司治理模型(Model 5)中，在加入盈餘管理指標之後，各年顯著之預測變數為與公司治理模型(Model 4)相同。其中，控制變數之公司規模在前一年達到 1% 的顯著水準，前二年與前三年中達到 10% 的顯著水準的負向影響，顯示市值越高的公司較能對抗財務危機，或愈接近危機時點財務危機公司的市值大幅縮水；在裁決性應計項目中，僅前三年也達 10% 的顯著水準，表示公司早在危機發生前三年就使用裁決性應計項目，來掩飾公司實際營運惡化的情況。所以，主管機關應及早針對有異常盈餘管理程度的公司進行監控，以降低上市公司財務危機發生之機率。

表 9 盈餘管理與公司治理變數之 Logistic 迴歸分析(Model 5)

變數	前一年		前二年		前三年	
	係數	P 值	係數	P 值	係數	P 值
C	4.924	0.140	3.074	0.338	3.821	0.261
N_BOD	-0.037	0.696	0.019	0.810	0.023	0.764
BOD	-0.068	0.001***	-0.050	0.009***	-0.036	0.026**
PLED	0.059	0.0000***	0.063	0.0000***	0.055	0.0000***
N_IND	-0.733	0.727	-18.285	0.999	-19.202	0.999
DUAL	-0.193	0.721	-0.036	0.941	-0.181	0.714
DA	0.794	0.138	0.827	0.149	1.571	0.028*
LEV	0.052	0.0001***	0.034	0.006***	0.021	0.051*
LOGMV	-1.402	0.005***	-1.047	0.028**	-1.051	0.036**
Nagelkerke R ²	0.704		0.626		0.568	
觀察值(N)	189		189		188	

常數(截距，C)，董事會人數(N_BOD)，董監事持股比率(BOD)，董監事持股質押比率(PLED)，獨立董事人數(N_IND)；董事長兼任總經理(DUAL)，裁決性應計項目(|DA|)；負債比率%(LEV)；公司規模(LOGMV)；

P 值=即顯著性；***顯著水準為 1%，**顯著水準為 5%，*顯著水準為 10%。

(六)會計比率與公司治理變數指標

由表 10 得知，在會計比率與公司治理變數模型(Model 6)中，各年度中顯著之預測變數有現金流量比率和董監事持股質押比率。其中，控制變數之負債比率在前一年和前二年分別達 1% 和 5% 顯著水準；公司規模在前一年和前二年皆達 5% 的顯著水準；速動比率在前一年達 10% 的顯著水準；息前稅前總資產報酬率在前一年達 5% 的顯著水準，前二年中董監事持股比率達 5% 的顯著水準；總資產週轉率在前三年有 10% 的顯著水準；速動比率在前一年達 10% 的顯著水準的正向影響。本研究發現與文獻記載速動比率對財務危機呈負向影響不同，探究其原因，應該是 2004 年發生財務危機公司之樣本，其速動比率都相當高的緣故。我們由表 7 發現在未加入公司治理變數時，速動比率雖然是正相關但不顯著，這也表示公司治理與會計資訊的關係可能有很複雜的雙向關係所造成的。在會計資訊與公司治理模型下，可以看出獲利能力愈差及董監事持股質押比愈高，負債比率愈高愈容易發生財務危機。

(七)盈餘管理、會計比率與公司治理變數指標

由表 11 得知在盈餘管理指標、會計比率與公司治理模型(Model 7)中，各年度中顯著之預測變數有現金流量比率和董監事持股質押比率。其中，控制變數之負債比率和公司規模在前一年和前二年有達 5% 以上顯著水準，速動比率和息前稅前總資產報酬率在前一年達 5% 的顯著水準，董監事持股比率在前二年達 10% 的顯著水準，而原本在會計資訊與盈餘管理(Model 3)中，各年均不顯著的裁決性應計項目，在危機前二年及前三年分別達 10% 及 5%

的顯著水準，可見公司治理對盈餘管理的偵測及財務危機的預測有顯著的影響。在盈餘管理、會計資訊與公司治理指標下，可以看出管理者使用裁決性應計項目愈高，公司現金流量比率愈低(表示公司資金週轉愈困難)，董事會持股質押比愈高，負債比率愈高之公司愈容易發生財務危機。

表 10 會計比率與公司治理變數之 Logistic 迴歸分析(Model 6)

變數	前一年		前二年		前三年	
	係數	P 值	係數	P 值	係數	P 值
C	5.7726	0.3675	5.2273	0.1793	-2.9205	0.4646
QR	0.0455	0.0168*	0.0028	0.4142	-0.0059	0.2959
NOP	0.0206	0.3423	-0.0001	0.9955	0.0011	0.9626
CF	-0.1415	0.0008***	-0.0308	0.0088***	-0.0154	0.0786*
INT	-0.0002	0.9529	-0.0004	0.5892	0.0000	0.9305
ART	-0.0391	0.2830	-0.0229	0.2780	-0.0216	0.3764
TAT	1.7053	0.1650	-0.4413	0.5847	0.9307	0.0919*
BEP	-0.5476	0.0155**	-0.0830	0.2580	0.0070	0.9236
EPS	-0.2806	0.5664	0.0125	0.9539	-0.2619	0.2239
N_BOD	-0.0697	0.6850	0.0037	0.9689	-0.0092	0.9086
BOD	-0.0815	0.1153	-0.0445	0.0386**	-0.0194	0.3101
PLED	0.1207	0.0002***	0.0670	0.0000***	0.0566	0.0000***
N_IND	1.0572	0.1964	-2.9693	0.9123	-4.2233	0.8674
DUAL	0.5499	0.5882	-0.2417	0.6590	0.0016	0.9976
LEV	0.1003	0.0033***	0.0368	0.0210**	0.0096	0.4687
LOGMV	-2.7820	0.0158**	-1.3104	0.0279**	0.1152	0.8401
Nagelkerke R ²	0.916		0.712		0.616	
觀察值(N)	196		180		195	

常數(截距，C)，速動比率(QR)，營業利益率(NOP)，現金流量比率(CF)，利息支出率(INT)，應收帳款週轉率(ART)，總資產週轉率(TAT)，息前稅前總資產報酬率(BEP)，每股盈餘(EPS)；董事會人數(N_BOD)，董事會持股比率(BOD)，董事會持股質押比率(PLED)，獨立董事人數(N_IND)；董事長兼任總經理(DUAL)；負債比率%(LEV)，公司規模(LOGMV)；

P 值=即顯著性；***顯著水準為 1%，**顯著水準為 5%，*顯著水準為 10%。

三、Logistic 迴歸分析之分類正確率

本研究之最終目的是建立財務危機預警模型，本研究使用盈餘管理指標、會計比率及公司治理變數來建立財務危機預警模型，並且 Logistic 迴歸分析使用切割點訂為 0.5 (亦即若財務危機發生之機率大於 0.5 時，便列為財務危機公司)，來預測各模型之預測正確率，驗證本研究的假說三至假說五，是否會計資訊變數加入公司治理與盈餘管理指標會增加其預測正確率？

表 11 盈餘管理、會計比率與公司治理之 Logistic 迴歸分析(Model 7)

變數	前一年		前二年		前三年	
	係數	P 值	係數	P 值	係數	P 值
C	7.083	0.337	5.741	0.139	-1.306	0.750
QR	0.045	0.015**	0.003	0.329	-0.003	0.548
NOP	0.020	0.333	0.003	0.681	-0.006	0.847
CF	-0.133	0.004***	-0.036	0.005***	-0.015	0.079*
INT	0.0001	0.946	-0.0004	0.626	0.0002	0.794
ART	-0.038	0.316	-0.024	0.254	-0.020	0.431
TAT	1.678	0.175	-0.277	0.724	1.088	0.052*
BEP	-0.535	0.018**	-0.085	0.241	0.002	0.980
EPS	-0.198	0.715	0.048	0.820	-0.255	0.253
N_BOD	-0.063	0.717	0.018	0.847	-0.006	0.939
BOD	-0.079	0.122	-0.039	0.077*	-0.013	0.502
PLED	0.119	0.000***	0.070	0.0000***	0.064	0.0000***
N_IND	0.747	0.534	15.819	0.999	18.221	0.999
DUAL	0.475	0.648	-0.302	0.589	-0.179	0.745
DA	0.624	0.708	1.249	0.099*	1.880	0.017**
LEV	0.096	0.007***	0.034	0.043**	0.008	0.543
LOGMV	-2.952	0.019**	-1.455	0.015**	-0.257	0.750
Nagelkerke R ²	0.916		0.772		0.639	
觀察值(N)	189		189		188	

常數(截距，C)，速動比率(QR)，營業利益率(NOP)，現金流量比率(CF)，利息支出率(INT)，應收帳款週轉率(ART)，總資產週轉率(TAT)，息前稅前總資產報酬率(BEP)，每股盈餘(EPS)；董事會人數(N_BOD)，董監事持股比率(BOD)，董監事持股質押比率(PLED)，獨立董事人數(N_IND)；董事長兼任總經理(DUAL)；裁決性應計項目(|DA|)；負債比率%(LEV)，公司規模(LOGMV)；P 值=即顯著性；***顯著水準為 1%，**顯著水準為 5%，*顯著水準為 10%。

(一) α 、 β 風險的說明

所謂 α 風險(型一誤差)是指在進行分類時，公司實際為財務危機公司但卻分類為財務正常公司；而 β 風險(型二誤差)是指在進行分類時，公司實際為財務正常公司但卻分類為財務危機公司。

當發生 α 風險時對企業所產生之成本較高，因為公司實際上為財務危機公司，但卻誤列為財務正常公司，在此處我們將較重視 α 風險。而切割點的設定會影響到分類的正確率，本研究將切割點設為 0.5。

(二)模型分類正確率¹³之彙整

本文之 Logistic 迴歸分析模型共七種：盈餘管理(Model 1)、會計比率(Model 2)、會計比率與盈餘管理(Model 3)、公司治理(Model 4)、盈餘管理與公司治理(Model 5)、會計比率與公司治理(Model 6)、及盈餘管理、會計比率與公司治理及(Model 7)對財務危機公司及財務正常公司之分類正確率進行歸納比較。

盈餘管理指標方面，由表 12 可知，Model 2 和 Model 4 在加入盈餘管理指標後(即 Model 3 和 Model 5)使得財務危機前一年(由 82.5% 至 81.0%; 77.8% 至 46.2%)、前二年(由 55.6% 至 55.6%; 76.2% 至 76.2%)及前三年(50.8% 至 47.6%; 69.8 至 73.0%)的財務危機公司分類正確率反而降低，尤其是公司治理模型在加入盈餘管理後的危機前一年，財務危機公司分類正確率大幅降低 31.6%; 僅在危機前三年提高 3.2%。在 Model 6 加入盈餘管理指標後的 Model 7，財務危機發生前一年的財務危機公司分類正確率是不變的(均為 95.2%)，但是前二年(由 81.0% 至 82.5%)和前三年(由 69.8% 至 71.4%)的財務危機公司分類正確率有提高，整體來說，本研究假說三未獲得充分支持。

公司治理變數方面，只用會計比率的 Model 2 與加入公司治理的 Model 6 比較後發現，在加入公司治理變數之模型(Model 6)明顯比只用會計比率變數的模型在前一年的財務危機分類正確率高出 12.70%，在前二年的財務危機分類正確率高出 25.4%，在前三年的財務危機分類正確率高出 19.0%，表示符合本研究假說四。

¹³ 表 12 財務危機預警模型分類正確率之彙整，其中正確率的估計如下表所示：因變數為 1 代表是危機公司，0 代表是正常公司，其中財務危機預警模型分類正確率是指：當預測公司為危機公司($=1$)，實際觀察公司確實發生財務危機($=1$)，此即表示對危機公司的分類正確率，當預測公司為正常公司($=0$)，實際觀察公司確實未發生財務危機($=0$)，此即表示對正常公司的分類正確率；以下表為例，63 家財務危機公司，透過財務危機預警模型分類正確率為 23.8%[15/(48+15)=15/63]，126 家財務正常公司，透過財務危機預警模型分類正確率為 91.2%[114/(114+11)=114/125]，整體分類正確率為 68.6% [(114+15)/(114+11+48+15)=129/188]]。

		預測		正確率百分比
		正常公司		
觀察	正常公司	0	1	
	危機公司	114	11	
		48	15	23.8
概要百分比				68.6

分割值為 .500

表 12 財務危機預警模型分類正確率之彙整 單位：%

模型	樣本分群	前一年	前二年	前三年
盈餘管理(Model 1)	正常公司	90.5	92.1	91.2
	危機公司	60.3	28.6	23.8
	整 體	80.4	70.9	68.6
	Nagelkerke R ²	39.7	16.7	12.6
會計比率(Model 2)	正常公司	92.9	88.1	87.3
	危機公司	82.5	55.6	50.8
	整 體	89.4	77.3	75.1
	Nagelkerke R ²	75.1	43.2	33.5
盈餘管理與會計比率 (Model 3)	正常公司	92.1	88.1	88.0
	危機公司	81.0	55.6	47.6
	整 體	88.4	77.2	74.5
	Nagelkerke R ²	75.3	43.5	34.3
公司治理(Model 4)	正常公司	89.7	88.9	89.7
	危機公司	77.8	76.2	69.8
	整 體	85.7	84.7	83.1
	Nagelkerke R ²	69.6	61.8	7.5
盈餘管理與公司治理 (Model 5)	正常公司	92.1	91.3	89.6
	危機公司	46.2	76.2	73.0
	整 體	86.8	86.2	84.0
	Nagelkerke R ²	70.4	62.6	56.8
會計比率與公司治理 (Model 6)	正常公司	98.4	91.3	91.3
	危機公司	95.2	81.0	69.8
	整 體	97.4	87.8	84.1
	Nagelkerke R ²	91.6	71.2	61.6
盈餘管理、會計比率與公司治理 (Model 7)	正常公司	98.4	92.1	91.2
	危機公司	95.2	82.5	71.4
	整 體	97.4	88.9	84.6
	Nagelkerke R ²	91.6	77.2	63.9

使用切割點為 0.5

就整體而言，只用會計比率之預測模型(Model 2)在前一年財務危機之分類正確率比只用公司治理之預測模型(Model 4)較高(82.5%>77.8%)；反之，前二年和前三年，公司治理之預測模型的財務危機之分類正確率比會計資訊之預測模型高(76.2%>55.6%；69.8%>50.8%)。會計比率變數加入公司治理變數及盈餘管理指標的模型(Model 7)較只用會計比率之預測模型(Model 2)之正確分類率在前一年增加 12.70%，前二年增加 26.9%，前三年增加 20.6%，此點與葉銀華等(2002)認為會計比率加入公司治理變數有較好的分類正確率一致，亦表示符合本研究之假說五。

由上述可知，當然以盈餘管理、會計比率與公司治理建構之預測模型來預測發生財務危機之機率為最佳，其預測發生財務危機的正確機率在財務危機發生的前一年為 95.2%，前二年為 82.5%，前三年為 71.4%。

由表 13 可知，建構財務危機預警模型，本研究所關注的重點是財務危機公司之分類正確率是否提高，並且降低 α 風險(型一誤差)，型一誤差是指在進行分類時，公司實際為財務危機公司但卻分類為財務正常公司。當財務危機公司被分類為財務正常公司時，這對投資人或債權銀行來說是非常嚴重的。實際會發生財務危機，但是投資人和債權人無法從公開資訊知道此公司是會發生問題，而進行投資或貸放，一旦此類公司爆發財務危機，會嚴重影響投資大眾、債權銀行的權益，甚至影響資本市場的正常運作。

表 13 財務危機預警模型之型一誤差彙整 單位：%

模型	樣本機率	前一年	前二年	前三年
盈餘管理(Model 1)	型一誤差	39.7	71.4	76.2
會計資訊(Model 2)	型一誤差	17.5	44.4	49.2
會計資訊、盈餘管理(Model 3)	型一誤差	19.0	44.4	52.4
公司治理(Model 4)	型一誤差	22.2	23.8	30.2
公司治理、盈餘管理(Model 5)	型一誤差	53.8	23.8	27.0
會計資訊、公司治理(Model 6)	型一誤差	4.8	19.0	30.2
會計資訊、公司治理、盈餘管理(Model 7)	型一誤差	4.8	17.5	28.6

使用切割點為 0.5

從 Model 1 至 Model 7 可知，各模型都以危機發生前一年的型一誤差為最小。而依據三大類變數的組合所建構的各種財務危機預警模型，以盈餘管理指標、會計比率與公司治理(Model 7)在前三年至前一年的型一誤差為最小(分別為 28.6%，17.5%，4.8%)。因此，該預測模型可以當為一般投資大眾、銀行、政府金融監理機構作為判斷公司是否發生財務危機的依據之一。

四、假說驗證

本小節主要目的是將第三節所提出的五項研究假說，經由上述實證分析結果，判斷是否符合本研究設定的假說。為便於閱讀與參考，茲將假說驗證結果彙總如表 14 所示。

表 14 五項研究假說驗證彙總表

假說	假說設定	預期方向/ 分類正確率	實證結果 係數或平均數	假說是否成立
一	財務危機公司相對於正常公司，盈餘管理程度較高	正常公司小於危機公司	正常：0.2225 危機：0.4123	在 1% 水準下顯著差異
二	盈餘管理指標愈高，公司財務危機發生的機率愈高。	正向影響(+)	0.706 (Model 1) 1.571(Model 5) 1.249 及 1.880 (Model 7)	前一年，在 5% 水準下顯著 前三年，在 10% 水準下顯著 前二年及前三年分別在 10% 與 5% 水準下顯著
三	加入盈餘管理程度指標建立財務危機預警模型較只用純會計資訊變數所建立之模型在分類正確率上較佳。	提高分類正確率	前一年：82.5% 至 81.0% 前二年：55.6% 至 55.6% 前三年：50.8% 至 47.6%	除前二年外，均降低分類正確率，假說三未獲得充分支持。
四	加入公司治理變數之財務危機預警模型較只用純會計資訊變數所建立之模型在分類正確率上較佳。	提高分類正確率	前一年：82.5% 至 95.2% 前二年：55.5% 至 81.0% 前三年：50.8% 至 69.8%	前一年至前三年均提高分類正確率，假說四獲得充分支持。
五	整合加入公司治理變數和盈餘管理指標下之財務危機預警模型較只用純會計資訊變數之模型為佳。	提高分類正確率	前一年：82.5% 至 95.2% 前二年：55.6% 至 82.5% 前三年：50.8% 至 71.4%	前一年至前三年均提高分類正確率，假說五獲得充分支持。

伍、結論

當一家公司企業爆發財務危機時，其影響層面相當廣泛，如對投資大眾、銀行、債權人和証券市場等的傷害都是非常大的。Beaver (1966)發展第一個財務危機模型後，眾多的學者也加入此研究領域，這表示財務危機預警模型的重要性。然而過去文獻上對於財務危機預警模型的建構，多半僅採用會計報表上之比率變數，本文旨在探討盈餘管理指標、會計資訊與公司治理變數及對企業財務危機發生機率之預測能力。

本研究樣本的選取，除了金融產業以外，以在台灣證券交易所之上市(櫃)公司，在1998年初到2004年底之間，列為全額交割股之公司，且在臺灣經濟新報資料庫(TEJ)具有完整資料者，總共取得之樣本有189家公司，其中財務危機公司有63家，健全公司有126家。

本研究利用 Logistic 迴歸分析探討盈餘管理指標、會計比率與公司治理變數等三大類與公司發生財務危機機率之關聯性。實證結果發現：就盈餘管理指標來說，以裁決性應計項目對於財務危機發生機率的正向影響，在Model 1中僅在前一年達1%顯著水準，Model 3中均未達顯著水準，Model 5僅在前三年達10%顯著水準，Model 7則分別在前二年與前三年達10%與5%的顯著水準。就會計比率變數來說，以現金流量比率對財務危機機率有最顯著的負向影響。就公司治理變數來說，以董監事持股質押比率對財務危機機率有最為顯著的正向影響；其次為董監事持股比率對財務危機機率亦有顯著的負向影響。

在財務危機公司分類正確率方面，本研究利用盈餘管理指標、會計比率與公司治理變數分別建構七種模型，其中以整合盈餘管理指標、會計比率與公司治理變數和所建構之模型在財務危機公司分類正確率有最佳的預測能力，對財務危機公司之正確分類率分別為：發生財務危機前一年為95.2%，前二年為82.5%，前三年為71.4%，符合本研究假說五。

所以，對於企業發生財務危機之預防，不論是政府監理機構、銀行業，甚至是廣大的投資大眾，本研究之財務危機預警模型可以做為重要的參考依據。對政府監理機關來說，可以事先對企業在可能爆發財務危機時，及時提出警告與監管；對銀行業來說，當企業在這些數據如有偏離時，應該要加以監控以免當企業財務危機爆發時，造成貸款金額成為嚴重的壞帳；對投資大眾來說，可以事先出脫手中有可能會發生財務危機企業之股票。因此，本研究不論對政府監理機關、資本市場和一般投資大眾都有正面的意義與啟示。

參考文獻

- 李建然，2000，影響台灣上市公司自願性盈餘預測頻率之研究，會計評論，第 32 期(4 月)：49-79。
- 沈維民，1997，企業之盈餘管理：以“會計方法選用”和“應計項目認列”為例，管理評論，第 16 卷第 1 期(1 月)：11-37。
- 呂麒麟與向少華，2005，台股機構投資人對經理人盈餘管理影響之研究，朝陽商管評論，第 4 卷第 1 期(1 月)：1-21。
- 金成隆、林修歲與黃書楣，2000，國內現金增資企業盈餘管理之實證研究，中山管理評論，第 8 卷第 4 期(12 月)：709-744。
- 林佳穎，2002，財務危機公司特性與公司治理之探討，國立台灣大學會計學研究所未出版碩士論文。
- 林嬪娟與官心怡，1996，經理人員盈餘預測與盈餘操縱之關聯性研究，管理與系統，第 3 卷第 1 期(1 月)：27-42。
- 林嬪娟、洪櫻芬與薛敏正，1997，財務困難公司之盈餘管理實證研究，管理學報，第 14 卷第 1 期(3 月)：15-38。
- 林嬪娟、薛敏正與蘇逸穎，2002，預期盈餘與盈餘平穩化實證研究，證券市場發展季刊，第 14 卷第 1 期(4 月)：139-148。
- 陳沖，2002，公司治理評量與機構投資者，國科會管理學門論壇——公司治理與台灣競爭力研討會，國科會人文及社會科學發展處與輔仁大學。
- 高蘭芬，2001，董事股權質押之代理問題對會計資訊與公司績效之影響，國立成功大學會計學系博士班論文。
- 翁淑育，2000，台灣上市公司股權結構、核心代理問題及公司價值之研究，輔仁大學金融研究所未出版碩士論文。
- 張大成、薛人瑞與黃建隆，2003，財務危機模型之變數選取研究，貨幣觀測與信用評等，39 期(1 月)：96-105。
- 張瑞當，方俊儒與曾玉琦，2007，核心代理問題與盈餘管理：董事會結構與外部監督機制之探討，管理學報，第 24 卷第 1 期(2 月)：17-39。
- 戚務君，1991，運用財務報表分析財務困難之研究—以台灣地區上市公司為例，國立交通大學管理科學研究所未出版碩士論文。
- 陳家慧，2000，我國上市公司管理機制與盈餘管理相關性之實證研究，國立政治大學會計學研究所未出版碩士論文。
- 陳莉莉，1994，財務困難預測模式中分割點之探討—以台灣上市公司為例，國立交通大學管理科學研究所未出版碩士論文。

陳肇榮，1983，運用財務比率預測企業財務危機之實證研究，國立政治大學財政研究所未出版博士論文。

陳鳳儀，1995，台灣上市公司財務困難預測之研究，國立台灣大學會計學研究所未出版碩士論文。

陳錦村與葉雅薰，2002。公司改組、監督機制與盈餘管理之研究，會計評論，第34期(1月)：1-29。

葉銀華、李存修與柯承恩，2002，公司治理與評等系統，商智文化出版社。

葉銀華，2002，從台灣上市公司網站資訊揭露看透明度，會計研究月刊，第200期(7月)，70-77。

熊大中，2000，我國企業財務危機與董監股權質押關連性之研究，國立成功大學會計學研究所未出版碩士論文。

謝文馨，1999，家族企業管治機制與盈餘管理之關聯性研究，東吳大學會計學研究所未出版碩士論文。

Aharony, J., C.-J. Lin, and M. P. Loeb. 1993. Initial public offerings, accounting choices, and earnings management. *Contemporary Accounting Research* 10 (Fall): 61-81.

Altman, E. I. 1968. Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *Journal of Finance* 23(4): 589-609.

Altman, E. I. 1983. *Corporate financial distress: A complete guide to predicting, avoiding and dealing with bankruptcy*. John Wiley and Sons, New York.

Bartov, E., A. F. Gul, and S. L. Tsui. 2000. Discretionary-accruals models and audit qualifications. *Journal of Accounting and Economics* 30(December): 421-452.

Beaver, W. H. 1966. Financial ratios as predictors of failure. *Journal of Accounting Research* 4: 71-111.

Blum, M. 1974. Failing company discriminant analysis. *Journal of Accounting Research* 12(Spring): 1-25.

Claessens, S., S. Djankov, J. P. H. Fan, and L. H. P. Lang. 1999a. Expropriation of minority shareholders: Evidence from East Asia. World Bank, Research Paper 2088.

Claessens, S., S. Djankov, J. P. H. Fan, and L. H. P. Lang. 1999b. Corporate diversification in East Asia: The role of ultimate ownership group affiliation, World Bank, Research Paper 2089.

- Chung, R., M. Firth, and J.-B. Kim. 2002. Institutional monitoring and opportunistic earnings management. *Journal of Corporate Finance* 8(January): 29-48.
- Davidson, S. D., C. Stickney, and R. Weil. 1987. *Accounting: The language of business*, 7th edition. Tomas Horton and Daughter.
- DeAngelo, L. E. 1986. Accounting numbers as market valuation substitutes: A study of management buyouts of public stockholders. *The Accounting Review* 61(July): 400-420.
- DeAngelo, H. L. DeAngelo, and D. J. Skinner. 1994. Accounting choice in troubled companies. *Journal of Accounting and Economics* 17(Jane): 113-143.
- Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney. 1995. Detecting earnings management. *The Accounting Review* 70(April): 193-225.
- Dechow, P. M. and D. J. Skinner. 2000. Earnings management: Reconciling the views of accounting academics, practitioners, and regulators. *Accounting Horizons* 14 (June): 235-250.
- Fama, E. F. 1980. Agency problems and the theory of the firm. *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): 301-326.
- Foster, G. 1977. Quarterly accounting data: Time-series properties and predication-ability results. *The Accounting Review* 52(January): 1-21.
- Fudenberg, D. and J. Tirole. 1995. A theory of income and dividend smoothing based on incumbency rents. *The Journal of Political Economy* 103(February): 75-93.
- Gilson, S. C. 1989. Management turnover and financial distress. *Journal of financial Economics* 25(December): 241-262.
- Healy, P. M. 1985. The effect of bonus schemes on accounting decisions. *Journal of Accounting and Economics* 7(April): 85-107.
- Healy, P. M. and J. M. Wahlen. 1999. A review of the earnings management literature and its implications for standard setting. *Accounting Horizons* 3(December): 365-383.
- 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.
- Jones, J. 1991. Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research* 29(Autumn): 193-228.

- Kasznik, R. 1999. On the association between voluntary disclosure and earnings management. *Journal of Accounting Research* 37(Spring): 57-81
- Klein, A. 2002. Audit committee, board of director characteristics, and earnings management. *Journal of Accounting and Economics* 33(August): 375-400.
- La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer, and R. W. Vishny. 1998. Law and finance. *Journal of Political Economy* 106(December): 1113-1155.
- La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer, and R. W. Vishny. 1999. Corporate ownership around the world. *Journal of Finance* 54(April): 471-517.
- La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer, and R. W. Vishny. 2000. Investor protection and corporate governance. *Journal of Finance Economics* 58: 3-27.
- Lau, A. H-L. 1987. A five-state financial distress prediction model. *Journal of Accounting Research* 25(Spring): 127-138.
- Maug, E. 1998. Large shareholders as monitors: Is there a trade-off between liquidity and control? *The Journal of Finance* 53(February): 65-98.
- Morck, R., A. Shleifer and R. W. Vishny. 1988. Management ownership and market valuation: An empirical analysis. *Journal of Financial Economics* 20: 293-315.
- Odom, M. D. and R. Sharda. 1990. A neural network model for bankruptcy prediction. *IEEE INNS International Joint Conference on Neural Networks* 2: 163-168.
- Ohlson, J. 1980. Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy. *Journal of Accounting Reserch* 18(Spring):109-131.
- Peasnell, K. V., P. F. Pope, and S. Young. 2000. Board monitoring and earnings management: Do outside directors influence abnormal accruals? Working Paper, Lancaster University.
- Schipper, K. 1989. Commentary on earnings management. *Accounting Horizons*. 3(December): 91-102.
- Shen, C.-H. and H. L. Chih. 2005. Investor protection, prospect theory, and earnings management: An international comparison of the banking industry. *Journal of Banking and Finance*, Forthcoming.
- Shleifer, A. and R. Vishny. 1986. Large shareholders and corporate control. *Journal of Political Economy* 94(June): 461-488.
- Teoh, S. H., I. Welch, and T. J. Wong. 1998. Earnings management and the long-run market performance of initial public offerings. *The Journal of Finance* 53(December): 1935-1974.

- Ward, T. J. and B. P. Foster. 1996. An empirical analysis of Thomas's financial accounting allocation fallacy theory in a financial distress context. *Accounting and Business Research* 26(Spring): 137-152.
- Weisbach, M. S. 1988. Outside directors and CEO turnover. *Journal of Financial Economics* 20: 431-460.
- Yeh, Y. H. and T. S. Lee. 2002. Corporate governance and corporate equity investments: Evidence from Taiwan. The 9th Global Finance Conference, Beijing, China.
- Zmijewski, M. E. 1984. Financial ratio and the probabilistic prediction of bankruptcy. *Journal of Accounting Research* 22: 59-86.