

瑞芳地區旅遊觀光產業系統振興與管理策略 之研究

The Revival and Manage Strategy of Rayfun Area Tourism Industry

郭訓德¹ Shiunn-Der Kuo 陳家榮² Chia-Yon Chen 謝嘉榮³ Chia-Jung Hsieh

屏東科技大學
客家文化產業研究所

國立成功大學資源工程系

中國文化大學地學研究所

¹Graduate Institute of Hakka Cultural Industry, National Pingtung University of Science & Technology, ²Institute of Resource Engineering, National Cheng-Kung University, & ³Department of Geography, Chinese Culture University

(Received October 28, 2005; Final Version August 21, 2006)

摘要：隨著經濟的成長與社會型態的改變，休閒遊憩活動成為滿足國人精神生活享受中重要的一環。結合產業、文化、藝術、休憩與生活的方式，地方文化及生態旅遊觀光產業系統振興成為地方經濟發展的主要動力。掌握未來遊憩新趨勢，展現在地文化的經濟價值，整合文化社會資源及當地民眾的參與，強化地方經濟體質，成為推動具有地方風貌與特色的產業系統。本研究經由參與式地方評價以及田野調查與問卷的方法，找出瑞芳地區旅遊觀光產業系統中的優勢、劣勢、機會與威脅因子，透過專家判斷模糊德爾非過濾並確立各項策略因子，使用矩陣分析法及應用層級分析法建立居民人、文、地、景、產永續發展的新思維，完成振興瑞芳地方觀光產業系統管理策略之研擬。

關鍵詞：模糊德爾菲法、階層層級分析法、參與性的地方評價

Abstract : With the sustained economic growth and the changing patterns of the society, tourism has become a vital part to satisfy the people spiritual needs. Therefore, developing localized tourism is an important method to improve local economy and industries. Based on the cultural elements and the

thoughts of profitability, the integration of regional living space, culturally social resources, and local economy and distinguishing features is the new trends in tourism. The purpose of this study is to find out strength, weakness, opportunity, and threat elements of the Rayfun town with respect to cultural-tourism and eco-tourism by conducting participatory local appraisal and field survey. Subsequently, using Fuzzy Delphi, their strategic factors are identified. Finally, we are applying TOWS method and AHP to create new solutions of building sustainable strategies. The management strategies are also given.

Keywords : Fuzzy Delphi, Analytic Hierarchy Process Method, Participatory Local Appraisal

1. 前言

台灣因地理環境特殊、豐富而多樣化的人文與自然資源，擁有發展觀光具有雄厚的潛力。近年來國人所得增加，教育水準提高，國民休閒觀光活動蓬勃發展。文化及生態旅遊觀光在國內外已經逐漸成為觀光產業的主要動力，也是爭取內部投資與觀光旅客的主要資產。文化不僅可以創造觀光產業的附加價值亦可凸顯地方特有風格與特色，也是推動觀光產業興盛的重要策略。生態旅遊的特色是以環境資源、遊客特性、及維護管理這三方面為核心。在環境資源方面，是對環境資源的保護及利用；在遊客方面，是希望遊客是以參與環境認知及獲取知識為主；在維護管理方面，是以生物環境為主，而非以人為主的管理方式（劉家明，民87）。王鑫（民90）認為生態旅遊具有：(a)保護資源特別是保護生物的多樣性，維持資源利用的可持續性；(b)應促進地方經濟發展，經濟發展後才能真正重視保護自然；(c)應對遊客進行相應的生態保護教育和宣傳，經營和管理者更應自我重視生態保護；(d)應有一個不破壞自然的規劃等四個特性。

台灣許多觀光景點，因為缺乏整體的規劃，以致於每逢假日雖然遊客眾多，但觀光旅遊品質卻不獲好評（Boo, 1990）。交通擁擠與遊客過渡集中等問題，對於環境與生態所造成的污染與衝擊也相當嚴重（魏源金，民89）。因此，如何將地區豐富的文化及生態旅遊觀光產業系統有效的振興，並研擬管理策略，便成了重要的課題。本研究之目的為透過民眾與地方專家學者共同參與的方式，推展瑞芳地區觀光產業系統的管理策略，以增進地方觀光產業經濟，並達到地方特有文化保存的目的。

2. 瑞芳地區觀光產業與景點現況分析

瑞芳地區依山傍海，風景秀麗，常有電視劇、電影、廣告等來此取景。近年來隨著九份、金瓜石等地的知名度大開，每到週末、假期遊客如織，而濱海之地，不但因為地形奇妙，成為地理教學的地方，是北台灣觀光旅遊的聚集地（台大城鄉基金會，民86）。然而民國50、60年代後，

礦坑陸續的封閉，帶走了一批批的淘金客，使得黃金般的歲月如煙般的消逝（吳乾正，民86）。沈寂一段時間後，由於「九份文化藝術村」的建立，加上媒體的宣傳，瑞芳地區終於蛻變成爲以觀光業爲主的城鎮。尤其九份與金瓜石觀光區常常在假日之時，湧入人潮造成交通的擁塞。如此的盛況雖然將瑞芳地區推向全國觀光的重要地區，但是爲了因應湧入的觀光客，原本存在的建築物紛紛改建，改變了九份景觀。又因爲缺乏整體的規劃，發展觀光的結果，不僅忽略瑞芳地區原本的文化本質，也因過多的遊客帶來的污染，對此一礦山聚落造成相當大的衝擊（皓宇工程公司，民88, Augustyn, 1998）。因此，要降低衝擊並維持瑞芳地區觀光產業的永續發展，在規劃旅遊行程時，就必須有效的結合地區特有文化與生態。透過所謂的「地方動力」（Local Dynamics）進行產業系統的振興，包括政治動力、經濟產業動力、文化動力、社群動力及媒體行銷動力等（楊敏芝，民90）。引用社區規劃師培訓的辦法，使社區規劃師作爲公部門與私部門之間的溝通橋樑（Holmberg, 2000），秉持社區總體營造理念，以社區性之規劃方式，推展各類產業文化活動以提高地方產業的競爭力（Bryan, 1991）。透過強化在地民眾參與地區環境改造、文化產業發展及社區總體營造之知能，提升社區生活環境品質，並爲城鄉發展之成長動力注入永續來源（林瓊華、林晏州，民84）。

地區內觀光景點大約可分成五大區域，分別爲濱海地區、九份地區、金瓜石地區、侯硐、四腳亭地區與瑞芳市區。過去九份與金瓜石地區在金礦開採後，吸引無數礦工前來一圓淘金夢。結合瑞芳地區文化與生態旅遊觀光產業，可以規劃二天或三天行程，二天的行程，建議路線：第一天，四腳亭—瑞芳市區—侯硐；第二天，九份—金瓜石—濱海地區。三天的行程，建議：第一天，四腳亭〈吉安宮、顏家古厝、砲台〉—瑞芳市區〈龍潭堵橋、瑞芳老街、秀崎山、瑞芳山〉—侯硐〈金字碑、瑞三礦業選礦場、侯硐坑、侯硐一百階、瑞三礦業選礦場〉；第二天，九份〈福山宮、頌德公園、基山街、昇平戲院、豎崎路、八番坑〉—金瓜石〈黃金神社、太子賓館、戰俘營、本山五坑、勸濟堂、浪漫公路〉；第三天，濱海地區〈黃金瀑布、十三層選銅廠遺址、陰陽海、鼻頭角公園、小長城步道、海天亭、小階地、鼻頭角燈塔、新興宮、五聖宮、蕃仔澳鼻仔尾〉，如圖1所示。

■ 濱海地區

濱海地區的觀光景點，從深澳、海濱、瑞濱，到水湳洞、南雅與鼻頭角等地。如番仔澳鼻仔尾、建基礦場、福龍廟、碧雲宮、瑞濱海水浴場、蝙蝠洞、黃金瀑布、十三層遺址、陰陽海、金水公路、黃家古厝、禮樂煉銅場、吳瑞龍義人紀念碑、小長城步道、海天亭、小階地、鼻頭角燈塔、新興宮、五聖廟等，都是本區相當出名的觀光資源，尤其是十三層遺址及陰陽海，更是代表著該地區特殊的金礦文化，也是地理教育的活教材（林宇堅，民92）。圖2爲十三層遺址，圖3爲陰陽海。

■ 九份地區

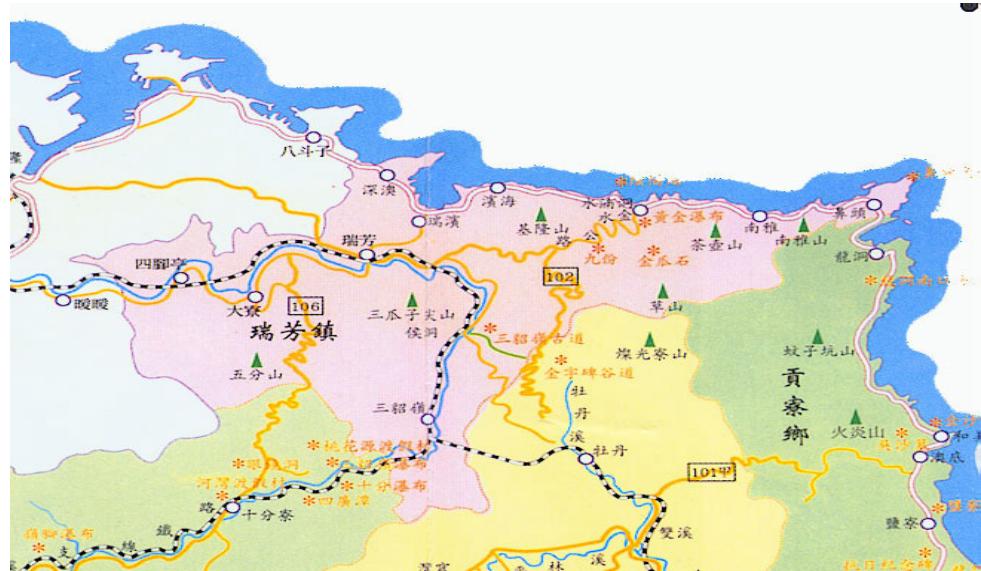


圖1 瑞芳地區觀光景點圖



圖2 十三層遺址



圖3 陰陽海



圖4 台陽礦業事務所



圖5 五番坑

九份是目前北台灣東北角最重要的觀光資源之一，其中，古建物街巷、金礦遺跡、廟宇等，包括招魂碑、修路碑、頌德碑、吉原末太郎碑、昇平戲院、台陽礦業事務所、彭園、舊道口、流籠頭、流籠腳、風箏博物館、頌德公園、基山街、豎崎路、輕便路、汽車路、木馬路、大竿林、礦工住宅、五番坑、七番坑、八番坑、九號硐、十號硐、隧道口、福山宮、霞海城隍廟、聖明宮、青雲殿、代天府、開成殿、金山佛堂、金山寺、金山岩等，圖4為台陽礦業事務所，圖5為五番坑。

■ 金瓜石地區

金瓜石的古建物街巷、金礦遺跡、休閒勝地等，包括金瓜石車站、日式建築區、黃金神社、戰俘營、景明亭、太子賓館、浪漫公路、舊商店街、長仁三坑、本山四坑、五坑、六坑、中山堂、小金瓜露頭、纜車道、斜坡索道、無極索道、廢煙道、長仁社區、茶壺山、基隆山、保民堂、勸濟堂、金福宮、金泉寺等皆是本區的重要觀光資源，圖6為黃金神社，圖7為太子賓館。

■ 侯硐、四腳亭地區

侯硐與四腳亭地區的觀光資源，有金字碑、侯硐神社、猴硐坑、瑞三選礦場、瑞三拱橋、瑞三本礦、復興礦、昇福坑、員工宿舍、美援厝、大粗坑、山神廟、砲台、滴水仔、顏氏古厝、廖氏祖厝等。圖8為瑞三本礦，圖9為老吊橋。

■ 瑞芳市區

瑞芳市區的觀光資源，包括碧峰岩、秀崎山、瑞芳山、義方商行、廖家古厝、龍潭堵橋、瑞芳老街、瑞柑生態村等。

將上述景點有效串連，並規劃成學習資源的觀光產業，提供學習所需要的場地與設備等，並和學校、企業、基金會、與團體建立互動的伙伴關係，建立資源整合的系統，將是未來發展的重要優勢。



圖6 黃金神社



圖7 太子賓館



圖8 瑞三本礦



圖9 老吊橋

3. 理論研析

推展文化觀光，受人力、物力及財力等有限資源之限制下，若沒有好的策略規劃，易造成資源浪費以及執行成效不彰。因此，一個嚴謹的策略規劃過程中，除了策略之研擬完善外，尚須經由評估分析以提供決策者執行時優先順序之參考 (Chambers, 1994)。為求更為客觀的研究架構，本研究在進行觀光產業系統振興與管理策略研究時，採取系統整合的方式，將：(1)參與性的地方法評價理論與問卷調查；(2)SWOT 與 TOWS 矩陣分析法；(3)模糊德爾菲法專家判斷問卷法；(4)階層層級分析四種方法整合使用。以下將就各種方法的理論意義與文獻進行說明。

3.1 參與性的地方法評價的意義

參與性的地方法評價 (Participatory Local Appraisal; PLA) 是研究地方性或原始的知識系統方法，利用「參與性」的地方法評價主要是希望助長或激勵社區有關一個問題或事件的意識及能力 (Ross, 1999)。重點在於引導當地人使他們能自行分析問題及分享他們的成果，外來者的角色主要是扮演催化劑的功能而非主導的專家 (Miller, 1993)。PLA 的方法包括：

(1) 次要的（間接的）資料來源

這些資料來源不只是書籍及期刊而已，還包括了報告、地圖、航照圖衛星影像、檔案、備忘錄、年鑑報告、調查結果、電腦化資料記錄、戶口普查記錄、計畫文件及報紙等。

(2) 半組織式的訪談

是 PLA 的主要方法，以個人或團體的方式來完成，可以涵蓋資源使用者、官員或地方菁英，訪談多數為非正式，在訪談者熟悉的環境下進行，沒有準備問卷，只要記錄一些主要想法及資料。半組織訪談一般不會超過一小時，且在一段時間內可能對一個受訪者進行多次訪談。

(3) 直接觀察

直接觀察常用在證實次要來源或半組織訪談所得到的理解，分析者在一個地方觀察越久，越有機會觀察到不受「反應性的效果」影響的人或生態系統的模式。在 PLA 中，有一個好方法是要求資源使用者教導外來者及協助他們的工作，這樣可以消除外來者與當地人的隔閡。

(4) 視覺模型

視覺模型指的是使用圖形如草圖、橫切圖、季節日曆、柱狀圖、時間趨勢圖及決策樹來進行描述，這個方法常使用在跨文化的情況或是受訪者的教育程度很低時。

(5) 研討會

利用外來者與地方人民共同檢驗所蒐集到的資料，分享分析及解釋，探討機會與可能的行動尋找較好的創意，參與者的數目多少不拘，研討會可以短（少於半天）或可能延長至數天。

3.2 SWOT與TOWS矩陣分析的意義

SWOT矩陣分析經由對產業內在環境的優勢（Strengths）、劣勢（Weaknesses）和外部環境的機會（Opportunities）、威脅（Threats）各項條件之考量，再透過SWOT矩陣，列出產業發展的策略配對，可得到2*2種TOWS策略型態分析 (Weihrich, 1982) 為結合優勢與機會之策略（SO策略），即「Maxi-Maxi」原則；改善弱勢掌握機會之策略（WO策略），即「Mini-Maxi」原則；發揮優勢避免威脅之策略（ST策略），即「Maxi-Mini」原則；改善弱勢避免威脅之策略（WT策略），即「Mini-Mini」原則（如表1所示），可提供執行者執行之決策參考。

3.3 模糊德爾菲法（Fuzzy Delphi Method）

傳統的德爾菲法為專家判斷預測法，是群體決策法的一種，以專家判斷為基礎所發展出的一種主觀性預測方法。以專家判斷為基礎拮取問卷調查與會議二者之優點所發展出的一種主觀性預測方法 (Linstone, 1978)，其原理是建立在「結構化的資訊流通」、「匿名化的群體決策」和「專家判斷」的基礎上（游家政，民85）。模糊德爾菲法進行篩選策略因子，為瞭解專家對於策略因子之贊成度；再經由階層層級分析法評估發展策略之執行時優先順序。此法近年來已被廣泛運用於各領域之評估架構，其優點為透過嚴謹的分析，將複雜之問題分解，使其成為有邏輯性之層級架構，而經由比較方式處理目標、感受、社會價值等抽象、觀念之量化問題，較之絕對性之量化

表1 SWOT與TOWS矩陣分析架構

內部因素 外部因素	列出內部優勢 (Strengths)	列出內部劣勢 (Weaknesses)
列出外部機會 (Opportunities)	SO策略： Max-Max	WO策略： Min-Max
列出外部威脅 (Threats)	ST策略： Max-Min	WT策略： Min-Min

客觀，且藉由一致性檢定來篩選有效問卷，可控制結果之可信度。研究者對專家們的每一輪意見都進行匯總整理，做為參考資料再一次發給每個專家，供他們分析判斷，提出新的論證。如此反覆多次，即可得專家獨立判斷之品質。但是，傳統的德爾菲法因為在反覆蒐集與整合專家意見的過程中，通常耗時長久。而且投入成本相當高。有時候問卷的回收率過低或是無法回收，都會影響判斷的品質，甚至於可能會扭曲了專家們的原意，這些都是傳統的德爾菲法會遇到的屏障。有鑑於此，研究依據黃良志等（民90）採用在小樣本時具有較高穩定性且較具代表性的三角模糊數之模糊德爾菲法（Fuzzy Delphi Method），以解決傳統德爾菲法的缺點。以三角模糊數作為表達決策群體共識之模糊函數，並以一般化平均數函數之上限（極大值）、下限（極小值）為專家共識三角模糊數之兩點，以幾何平均數代表大部分決策者之共識，定義如下：

U: 決策群體共識之上限（極大值）

L: 決策群體共識之下限（極小值）

X_0 : 幾何平均數代表大部分決策群體之共識

圖10即為決策群體共識三角模糊函數圖，此三角函數涵蓋決策群體對此議題之意見，決策群體對此議題之最高評價即為上限（U點），即不可能有比此點更高的評價值出現。決策群體對此議題之最低評價即為下限（L點），亦不可能有比此點更低的評價值出現。因此，決策群體對此議題之評價意見介於三角函數的上，下限之間。模糊德爾菲法具有以下幾點優點：個別專家的意見均會被考慮到；可減少對專家反覆的意見調查，可縮短時間與經費。應用模糊德爾菲法進行策略因子之篩選。其模糊三角函數公式如下：

$$\bar{\mu}_A = (L_A, M_A, U_A)$$

$$L_A = \min(X_{Ai}), i=1,2,3,\dots,n$$

$$M_A = (X_{A1}, X_{A2}, \dots, X_{An})^{1/n}$$

$$U_A = \max(X_{Ai}), i=1,2,3,\dots,n$$

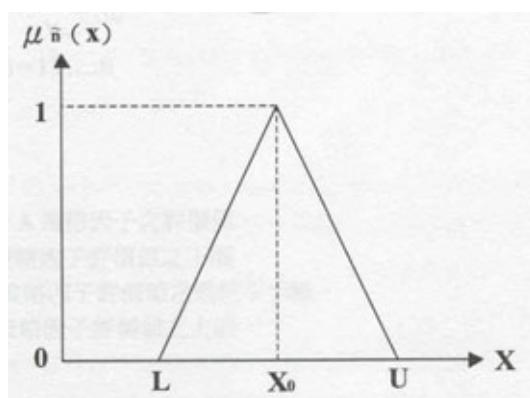


圖10 表示決策群體共識三角模糊函數圖

其中， X_{Ai} 表示第*i*個專家對A策略因子之評價值。 L_A 表示專家們對A策略因子評價值之下限。 M_A 表示專家們對A策略因子評價值之幾何平均數。 U_A 表示專家們對A策略因子評價值之上限。A表示策略因子。*i*表示專家。 N^{\sim} 表示重要性之模糊數。.依據研究之目的設立門檻值(S)，並依照假如 $X_A >= S$ ，則接受A策略因子，假如 $X_A < S$ ，則刪除A策略因子之原則進行策略因子的篩選，以找出最適當的策略因子。

3.4 階層層級分析法（Analytic Hierarchy Process Method, A.H.P ）

研究應用階層層級分析法求得各因子之執行權重值，主要目的乃是將複雜的問題系統，簡化為簡明之元素階層系統（Forman, 1993）。而後以問卷方式依照專家學者的評估以計算各階層要素對上一階層某一要素之貢獻程度或優先順序。再將此結果依據階層結構加以計算，以求得最低階層各元素對整個階層之權重值，以為方案選擇之參考，此方法在國內評量指標的運用方面頗為廣泛（周天穎等，民84；趙芝良，民85；黃文卿、林晏州，民91）。本研究使用階層層級分析法計算瑞芳地區觀光產業系統振興與管理策略之策略因子之權重值時，共有下列步驟：步驟1.將階層系統區分為最終目標（第一層），評估項目（第二層）與評估項目（第三層），並建立層級架構。步驟2.發放與回收問卷。步驟3.進行各階層間要素權重之計算，矩陣，即 $a_{ji} = 1 / a_{ij}$ ，並依據權重結果給予各因子排序以提供執行者之優先順序參考（李宗儒，民88）。

4. 研究步驟與流程

研究步驟分成質化研究與量化研究兩大方式。質化研究包含（1）文獻回顧分析法：主要是針對瑞芳地區觀光產業系統（包括自然資源，傳統景點，觀光休閒資源，文化與環境教育等）等進行文獻與史料收集。（2）田野調查與參與性的地方評價理論之應用及非正式訪談分析法：主要為透過實地參與性的地方評價機制的實行及非正式訪談與觀察記錄，以瞭解其觀光產業系統發展現況，進而透過問卷調查找出瑞芳地區觀光產業系統面臨之優勢，劣勢，機會與威脅（SWOT）因子（Wehrich, 1982）。量化研究包含：(1)主成份分析法：透過各項策略因子之主成份分析。因子之選取方式採主成分分析法（Principal Component Analysis）萃取因子，以萃取特徵值1之方式，進行KMO（取樣適切性量數Kaiser-Meyer-Olkin）與Bartlett的球形檢定，找出優勢，劣勢，機會與威脅各目標因素之特徵因子，並作為第一階段SWOT分析之策略因子；(2)模糊德爾菲法：主要將第一階段所得出之SWOT策略因子再運用模糊德爾菲法專家問卷，以專家判斷的方法客觀的再篩選出更適當的策略因子及策略架構，(3)TOWS策略型態分析法：將模糊德爾菲法所得到之因子，透過SWOT矩陣，列出產業發展的策略配對，並可得到2*2種TOWS策略型態分析；(4)層級分析：層級分析法進行問卷調查，以評估瑞芳地區觀光產業系統振興與管理策略執行之優先順序，並統計各評估項目之權重值。

5. 實證研究結果與分析

5.1 SWOT結果分析

配合參與性的地方評價理論的機制實施，透過非正式訪談，包括如觀光業者、政府官員、學者專家、意見領袖、地方人士等各方面對瑞芳地區觀光產業系統振興時之整體發展目標以及內部環境本身所具備之優勢、弱勢因素，與發展時外部環境所可能面臨之機會、威脅因素之看法。初步共獲致整體發展目標8項，優勢因子22項，劣勢因子11項，機會因子7項，威脅因子3項。

問卷調查自94年8月1日至94年9月1日止，發放方式採派員以便利抽樣方式採訪當地居民及來訪遊客並當場填寫問卷，問卷內容如表2至表6原始項目欄所示。共發放200份，回收有效問卷193份，無效問卷7份，有效率為96.5%。有效樣本中以男性居多，佔60.2%，女性佔39.8%。樣本年齡集中在21~30歲，佔46.5%，其次為31~40歲，佔28.6%，二者合計為總樣本數之75.1%。利用SPSS 電腦統計軟體，進行統計分析，並經主成份分析顯示，整體發展目標之KMO 為0.668，可解釋總變異量為 71.238%。優勢因子之KMO為0.78，可解釋總變異量為66.83%。弱勢因子之KMO 0.606，可解釋總變異量為 61.60%。機會因子之KMO 為 0.531，可解釋總變異量為60.848%，威脅因子之KMO 為0.651，可解釋總變異量為78.242%。根據因子分析結果，簡化後命名之4個整體發展目標將運用於AHP 評估架構之建立。而內外部環境影響因素簡化後命名之6個優勢因子、4個弱勢因子、3個機會因子及2個威脅因子進行模糊德爾菲法，以進行更精準的過濾，為TOWS矩陣策略分析策略因子。表2為總體發展目標主成份分析，表3到表6為SWOT及主成份分析結果。

表2 總體發展目標主成份分析

原始項目	簡化後命名	總體發展目標主成份分析			
		因子(1)	因子(2)	因子(3)	因子(4)
建立一套適宜的經營管理制度		0.879			
促進社區發展，改善旅遊品質，提升居民生活素質		0.753			
保護自然資源，人文遺產，生態環境與景觀資源			0.743		
提供對資源、區域經濟和產業的長期益處			0.690		
提供遊客獲得最大的遊憩體驗及最佳的遊憩滿足感				0.582	
經濟、產業、社會和生態效益的整合				0.838	
整體產業系統永續經營與發展					0.931
觀光資源和文化遺跡完整性展示與活化					0.504
KMO值		0.668			
可解釋總變異量		71.238%			

表3 優勢因子成份結果

簡化後命名 原始項目	優勢因子成份分析					
	因子(S1) 遊客能參與並獲得來自文化及自然之遊憩體驗	因子(S2) 具特殊景觀及區域性生態體系,有教育上的價值	因子(S3) 產業及居民對當地有教養的價値	因子(S4) 具有符合生態旅遊之規劃及興有認知並積極投入	因子(S5) 政府單位積極輔導與支持,管理措施	因子(S6) 區內基礎交通建設均已成,交通尚稱便利遊客與居民也都給予高度肯定
遊客有直接參與保育行動的機會。	0.796					
遊客活動能不打擾到當地社區與居民。	0.713					
遊客有遵守生態旅遊與觀光活動之守則及相關規定。	0.711					
當地居民及社群對當地發展觀光產業系統的環境(經濟、社會文化、實質環境層面)正負面衝擊有所認知。	0.660					
已進行環境管理(水資源、能源、廢棄物管理)措施或計畫。	0.593					
交通、娛樂與基礎設施的改善及環境資源保護有相互配合。	0.515					
遊客會尋求解說員及觀光經營者的協助與指導。		0.768				
是國內高知名度的地點。		0.733				
具特殊之地質及採礦景觀,可作為教育解說之觀光資源。		0.629				
區域內產業系統已轉型為觀光主題之經營方式。		0.583				
此地豐富的自然資源,且保有全台灣北部地區最完整的礦業遺跡體系,具有環境教育上的價值。		0.515				
有對遊客進行相應的生態保護教育和宣傳。		0.502				
當地產業有對大眾健康的促進。			0.702			
當地產業有綠色行銷。			0.664			
當地居民及社群因發展觀光產業系統而獲得實質利益。			0.613			
當地產業有展現當地特色,結合當地文化與特色。			0.586			
已進行遊憩發展管理(分區管理、吸引力創造、基礎建設、景觀工程、遊憩設施、監測計畫)措施或計畫。				0.833		
公部門已進行基地管理(地景保護、動植物保育、文化資產維護)措施或計畫。					0.680	
遊客能獲得以自然及文化遺跡為主軸的遊憩體驗。						0.736
公部門已經建置完整之解說設施與活動,並常辦理觀光導覽解說人員訓練研習。						0.726
區內交通系統完善便利。						0.776
有維持高品質的自然及文化資源						0.588
KMO值			0.708			
可解釋總變異量			66.83%			

表 4 劣勢因子成份結果

簡化後命名 原始項目	劣勢因子成份分析			
	因子 (W1)	因子 (W2)	因子 (W3)	因子 (W4)
缺乏承載制，及有效之產業系統監測計畫		缺乏產業系統特色規劃與整體行銷計畫	缺乏交通流量與生態旅遊環境保育觀點之長期整體規劃	
政府、管理單位無為地方居民創造持續性就業的機會	0.812			
當地產業對自然保育與文化資產保存尚未有所具體貢獻。	0.569			
無承載量管制，限制遊客人數。	0.646			
產業振興活動所產生的經濟利益無做為資源保護之經費來源。	0.770			
每年遊客數對生態系活動所造成的衝擊無進行量化評估。		0.612		
無訂定禁止事項。		0.648		
區內產業缺乏整體特色規劃及行銷。		0.636		
區內道路交通負載量大，交通擁擠。			0.814	
缺乏以推動生態旅遊環境保育觀點之長期、整體規劃及細部計畫。			0.712	
未能有效塑造整體觀光意象。				0.834
當地產業未有觀光交通工具之選用。				0.505
KMO值	0.606			
可解釋總變異量	61.60%			

表 5 機會因子成份結果

簡化後命名 原始項目	機會因子成份分析		
	因子 (O1)	因子 (O2)	因子 (O3)
學術單位可提供生態旅遊專業訓練、諮詢、研究，及推動生態旅遊的發展。		生態旅遊受重視，且具有協助推動生態旅遊之學術及產業系統振興策略。	政府機關與民間積極投入資源進行輔導與發展。
政府、管理單位明確訂定生態旅遊發展政策與規範。	0.858		
學術單位可提供生態旅遊專業訓練、諮詢、研究，及推動生態旅遊的發展。	0.807		
政府、管理單位未來有提供居民參與觀光發展的管道。		0.821	
休閒旅遊風氣日盛，生態旅遊獲得重視。		0.692	
政府、管理單位有執行研究事務。			0.692

表 5 機會因子主成份結果（續）

簡化後命名 原始項目	機會因子主成份分析		
	因子(O1) 學術單位可提供生態旅遊專業訓練、諮詢、研究，及推動生態旅遊的發展。	因子(O2) 生態旅遊受重視，且具有協助推動生態旅遊之學術及產業系統振之策略。	因子(O3) 政府機關與民間積極投入資源進行輔導與發展。
政府、管理單位有對旅遊者、旅遊業者以及當地居民進行相應的生態保護教育和宣傳。			0.609
遊客已具備親近當地文化與自然背景為目標的遊憩概念和態度。			0.508
KMO值		0.531	
可解釋總變異量		60.848%	

表 6 威脅因子主成份結果

簡化後命名 原始項目	威脅因子主成份分析	
	因子(T1) 遊客控管機制有待強化	因子(T2) 缺乏整體完善的交通網路系統
大眾運輸便利性不足。	0.906	
假日遊客量多，對自然環境造成衝擊。	0.626	
缺乏主要便捷快速道路連結周圍高速道路。		0.932
KMO值	0.651	
可解釋總變異量	78.242%	

5.2 模糊德爾菲法分析結果

經由SWOT 分析之結果，由優勢，劣勢，機會，威脅共計43個變項中，經主成分分析篩選出具體因素共計15個變項建立初步之策略因子集，並進入第二階段之模糊德爾菲法專家判斷篩選策略因子。基於問卷型態與研究目的之考量，本研究共邀東北角海岸國家風景區管理處2人，社區規劃師1人，台北縣政府觀光旅遊局1人，瑞芳鎮公所2人，九份黃金博物館2人，地區記者2人，學術單位2人，共計12位相關研究領域之專家學者填寫問卷。問卷發送日期為93年9月10日起，共計親自發送12份，並親自說明後，回收12份，有效率100%。

為求合理之評價門檻(S)，研究將所有策略因子的幾何平均數再綜合求一次幾何平均數。基於問卷資料型態與研究目的，本研究將評價門檻取至小數點以下第二位成為(S= 7.35)，以篩選出適當數量專家認為較為重要之策略因子。問卷分析結果顯示，在優勢項目中，具有符合生態旅遊之規劃及管理措施(7.24) 及區內基礎交通建設均已成及交通尚稱便利(7.14)二項因子

未達評價門檻，因此刪除；在劣勢項目中，缺乏承載制、有效之產業系統監測計畫（6.95）及缺乏觀光整體意向型塑規劃（7.30）二項因子，亦未達評價門檻；在機會項目中，全數通過評價門檻；在威脅項目，遊客控管機制有待強化（7.12）一項因子未達評價門檻，整體分析結果如表7所示。

5.3 TOWS策略型態分析

根據上一階段德爾菲專家判斷所得到之結果，4個優勢因子、2個劣勢因子、3個機會因子及1個威脅因子，利用TOWS矩陣策略型態分析以研擬適合管理策略。分析結果顯示，在結合優勢與機會之策略（SO策略）部分，得到3種策略；在改善劣勢掌握機會之策略（WO策略）部分，得到2種策略；在發揮優勢避免威脅之策略（ST策略）部分，得到1種策略；在改善弱勢避免威脅之策略（WT策略）部分，得到2種策略，總計合併共有8種策略，如表8所列。茲將TOWS策略型態分析得到結果整理如下：

SO策略：善用優勢利用機會，即Maxi-Maxi原則，研究結論策略說明如下：

- (1) SO1：設置瑞芳地區人文及自然生態與產業系統資料之典藏處所、展示場及網站，並結合學術單位的資源提供專業的訓練與研究。
- (2) SO2：利用特殊景觀及區域性生態體系，搭配學術教育之功能及當地居民的投入，發展觀光產業系統振興與管理策略。

表7 模糊德爾菲法專家判斷問卷結果分析

項目	策略因子	幾何平均數	備註
優勢	遊客能參與並獲得來自文化及自然之遊憩體驗	7.60≥7.35	接受
	具特殊景觀及區域性生態體系，有教育上的價值	7.79≥7.35	接受
	產業及居民對當地產業系統振興有認知並積極投入	7.44≥7.35	接受
	具有符合生態旅遊之規劃及管理措施	7.24≤7.35	刪除
	政府單位積極輔導與支持，遊客與居民也都給予高度肯定	7.46≥7.35	接受
劣勢	區內基礎交通建設均已成，交通尚稱便利	7.14≤7.35	刪除
	缺乏承載制，及有效之產業系統監測計畫	6.95≤7.35	刪除
	缺乏產業系統特色規劃與整體行銷計畫	7.46≥7.35	接受
	缺乏交通流量與生態旅遊環境保育觀點之長期整體規劃	7.38≥7.35	接受
	缺乏觀光整體意向型塑規劃	7.30≤7.35	刪除
機會	學術單位可提供生態旅遊專業訓練、諮詢、研究，及推動生態旅遊的發展	7.61≥7.35	接受
	生態旅遊受重視，且具有協助推動生態旅遊之學術及產業系統振之策略	7.71≥7.35	接受
	政府機關與民間團體積極投入資源進行輔導與發展	7.65≥7.35	接受
	遊客控管機制有待強化	7.12≤7.35	刪除
威脅	缺乏整體完善的交通網路系統	7.44≥7.35	接受

表8 TOWS策略型態分析

內部因素	優勢 (S)	劣勢 (W)
	S1：遊客能參與並獲得來自文化及自然之遊憩體驗 S2：具特殊景觀及區域性生態體系，有教育上的價值 S3：產業及居民對當地產業系統振興有認知並積極投入 S4：政府單位積極輔導與支持	W1：缺乏產業系統特色規劃與整體行銷計畫 W2：缺乏交通流量與生態旅遊環境保育觀點之長期整體規劃
外部因素		
機會 (O)	發展策略 (SO)	發展策略 (WO)
O1：學術單位可提供生態旅遊專業訓練、諮詢、研究，及推動生態旅遊的發展 O2：生態旅遊受重視，且具有協助推動生態旅遊之學術及產業系統振興之策略 O3：政府機關與民間軍積極投入資源進行輔導與發展	SO1：設置瑞芳地區人文及自然生態與產業系統資料之典藏處所、展示場及網站，並結合學術單位的資源提供專業的訓練與研究 (S1,O1)。 SO2：利用特殊景觀及區域性生態體系，搭配學術教育之功能及當地居民的投入，發展觀光產業系統振興與管理策略 (S2,S3,O2)。 SO3：政府積極輔導與支持，並投入資源。遊客與居民也都給予高度迴響與肯定 (S4, O3)。	WO1：學術單位可提供生態旅遊專業訓練及研究，建立產業系統特色規劃與整體行銷計畫 (W1,O1)。 WO2：產業系統振興之策略研擬時，應將交通流量與生態旅遊環境保育觀點之長期整體規劃納入 (W2,O2, O3)。
威脅 (T)	發展策略 (ST)	發展策略 (WT)
T1：缺乏整體完善的交通網路系統	ST1：搭配特殊景觀及區域性生態體系，重新規劃對外交通聯絡網路，包括標示牌及老舊設施的更新。建立觀光產業系統需求調查與評估，以瞭解發展需求。並依觀光吸引力、服務設施、交通運輸、旅遊資訊，產業系統行銷，及以「顧客價值」為導向之服務模式做為管理策略發展之考量規劃。 (S1,S2, S3,S4,T1)	WT1：規劃整體完善的交通網路系統並搭配產業系統特色規劃與整體行銷計畫，建構整體性之管理策略 (W1,T1)。 WT2：整體交通動線，生態保育及旅遊行銷計畫之研究，有效塑造觀光意象。 (W2,T1)

(3) SO3：政府積極輔導與支持並投入資源。

WO 策略：克服弱勢掌握機會，即Mini-Maxi 原則，研究結論策略說明如下：

- (1) WO1：學術單位可提供生態旅遊專業訓練及研究，建立觀光產業系統特色規劃與整體行銷計畫。
- (2) WO2：觀光產業系統振興之策略研擬時，應將交通流量與生態旅遊環境保育觀點之長期整體規劃納入。

ST 策略：利用優勢避免威脅，即Maxi-Mini 原則，研究結論策略說明如下：

ST1：搭配特殊景觀及區域性生態體系，重新規劃對外交通聯絡網路，包括標示牌及老舊設施的更新。建立觀光產業系統需求調查與評估，以瞭解發展需求。並依觀光吸引力、服務設施、交通運輸、旅遊資訊，產業系統行銷，及以「顧客價值」為導向之服務模式做為管理策略發展之考量規劃。

WT 策略：減少弱勢避免威脅，即Mini-Mini 原則，研究結論策略說明如下：

- (1) **WT1：**規劃整體完善的交通網路系統並搭配產業系統特色規劃與整體行銷計畫，建構整體性之管理策略。
- (2) **WT2：**整體交通動線，生態保育及旅遊行銷計畫之研究，有效塑造觀光意象。

5.4 階層層級分析法結果分析

研究經模糊德爾非法篩選後之策略因子架構，並邀請原12位專家學者進行問卷填寫。研究採層級分析法進行問卷調查，以評估策略執行之優先順序。在層級分析第一層級總目標「文化及生態旅遊觀光產業系統振興與管理」，是根據瑞芳地區觀光產業系統振興時之整體發展目標得之。第二層級發展目標「建立符合社區、產業及遊憩整體效益之經營管理制度」，「自然、文化、產業及保育，及永續發展」，「振興觀光產業系統」及「資源有效整合」經因子分析簡化發展總目標而得。第三層級評估項目是將發展目標「建立符合社區、產業及遊憩整體效益之經營管理制度」再分為「社區、產業發展」與「經營行銷」兩個評估項目。「自然、文化、產業及保育，及永續發展」再分為「自然環境保育與人文資產保存」及「區域經濟發展」兩個評估項目。「振興產業系統」再分為「提高遊客滿足感」及「產業及生態效益整合」兩個評估項目，「資源有效整合」再分為「產業系統永續發展」及「資源完整展示與活化」兩個評估項目，結果整理如表9所示。

由以上三個層級與8個發展策略構成評估架構，第二、三層級，經由AHP 法求得權重值，而8個發展策略則根據是否能經由各評估項目達到目標進行贊成度給分，再將贊成度分數（0-10分）

表9 各層級評估因子

第一層目標	第二層可行性分析	第三層評量準則
文化及生態旅遊觀光產業系統振興與管理	建立符合社區、產業及遊憩整體效益之經營管理制度	社區、產業發展 經營行銷
	自然、文化、產業及保育，及永續發展	自然環境保育與人文資產保存 區域經濟發展
	振興產業系統	提高遊客滿足感 產業及生態效益整合
	資源有效整合	產業系統永續發展 資源完整展示與活化

乘以評估項目之權重得到發展策略之加權分數，經使用階層層級分析法計算並檢定一致性。問卷均通過一致性檢定，表示本評估層級之一致性良好，計算所得各因子之執行權重值可供執行選擇之參考。各層級權重值與加權總分，如表10所示。

6. 結論與建議

研究利用TOWS 矩陣分析法，研擬出8個觀光產業系統振興發展策略，並應用層級分析法進行策略評估，以提供執行時優先次序之參考。研究結果顯示，排名前3名的管理策略對瑞芳地區觀光產業系統振興具有相當具體且重要的意義，結論及建議如下：

- (1) 策略執行時，以「觀光產業系統振興之策略研擬時，應將交通流量與生態旅遊環境保育觀點之長期整體規劃納入（WO2）」加權分數（7.44）為第一優先。瑞芳地區擁有台灣地區相當豐富的人文文化，生態與觀光資源，地區內又有九份，金瓜石，黃金博物館等國內最具知名度的觀光景點，長期以來，遊客相當眾多，造成交通擁擠與當地環境及生態的威脅。因此，在研擬觀光產業系統振興策略時，必須將當地交通流量的控制與改善及生態旅遊環境保育等議題納入長期整體規劃中，進行全盤性的考量，才能有效確保產業永續經營。
- (2) 序位第二之策略為「搭配特殊景觀及區域性生態體系，並規劃對外交通聯絡網路，包括標示牌及老舊設施的更新。建立觀光產業系統需求調查與評估，以瞭解發展需求。並依觀光吸引力、服務設施、交通運輸、旅遊資訊，產業系統行銷，及以「顧客價值」為導向之服務模式做為管理策略發展之考量規劃（ST1）」加權分數（7.35）。瑞芳地區在台灣算是發展相當早期的區域，保留了台灣相當完整的觀光產業發展遺跡與文化，但早期的交通動線與標示規

表10 各層級權重值與加權總分表

策略	建立符合社區、產業 及遊憩整體效益之 經營管理制度		自然、文化、產業及 保育，及永續發展		振興產業系統		資源有效整合		加權 化 (0.41)	序位 總分 (0.28)
	社區、產 業發展		經營行銷	自然環境保 育與人文資 產保存	區域經濟 發展	提高遊客 滿足感	產業及生 態效益整 合	產業系統 永續發展		
	(0.42)	(0.58)	(0.49)	(0.51)	(0.49)	(0.49)	(0.51)	(0.59)		
SO1	7.16	8	7.5	6.75	6.91	6.58	6.33	7.41	7.02	6
SO2	8.16	7.66	7.25	7.33	6.75	6.75	7.25	7.33	7.26	3
SO3	7	6.83	7.08	7.16	6.75	6.75	6.91	7.75	7.01	7
WO1	7.08	6.91	7.08	7.33	7.5	7.41	7.33	7.83	6.45	8
WO2	7.58	7.33	6.83	7.33	7.66	7.5	7.75	7.58	7.44	1
ST1	6.33	7.16	7.5	7.58	7.58	7.5	7.08	7.83	7.35	2
WT1	6.14	7.08	7.16	6.66	7.83	6.75	7.41	6.75	7.03	5
WT2	7.08	7	7	7.08	7.66	7.66	7	7.16	7.20	4

劃，已逐漸老舊，無法再滿足龐大的觀光產業的需求。所以，重新規劃對外交通聯絡網路，包括標示牌及老舊設施的更新，對瑞芳地區觀光產業系統的振興是迫切需要的。同時，建置完整的旅遊資訊與觀光產業系統行銷，對於觀光管理策略發展都有相當正面的助益。

- (3) 序位第三之策略為「利用特殊景觀及區域性生態體系，搭配學術教育之功能及當地居民的投入，發展觀光產業系統振興與管理策略（SO2）」加權分數（7.26）。瑞芳地區的興盛與繁榮，除了本身擁有豐富的文化與自然資源外，更重要的因素是學術界長期以來投入了相當大的力量進行研究與探索，包括採礦，冶煉，文史，景觀及區域經濟等等的研究，是該區域觀光產業系統發展的重要推手。當然，瑞芳地區居民的熱情與對地方的投入，也是區域發展不可缺少的重要因素。所以搭配學術教育之功能及當地居民的投入，建立熱愛自己生活空間，關心地方文化與歷史，可以提升旅遊的知性品質，更可以加深遊客再度來訪的意願。

參考文獻

- 王鑫，「生態旅遊規範及生態旅遊地環境監測」，生態旅遊推廣講義，民國90年，1-17 頁。
- 台大城鄉基金會，金九地區傳統社區美化及社區再發展計畫，民國86年。
- 李宗儒，「探討茶葉網頁設計之策略變數」，農林學報，第四十八卷第二期，民國88年，85-101 頁。
- 周天穎、許健龍、萬昆明，「玉山國家公園火災危險區等級劃分之研究」，中華林學季刊，第二十八卷第二期，民國84年，43-55頁。
- 林宇堅，黃金十奇，第46期，民國92年，33-43頁。
- 吳乾正，金瓜石—浪漫，多情又溫馨的山城，台北根源文化出版社，民國86年。
- 林瓊華、林晏州，「觀光遊憩發展對傳統聚落景觀意象之影響」，戶外遊憩研究，第八卷第三期，民國84年，47-66頁。
- 黃文卿、林晏州，「台灣地區國家公園永續經營管理指標之研究：以玉山國家公園為例」，國家公園學報，第十二卷第一期，民國91年，74-95頁。
- 黃良志、謝松益、張炳騰，「三種模糊德爾菲法之比較—以銀行員甄選因素之評估為例」，中國工程學刊，第十八卷第一期，民國90年，74-86頁。
- 皓宇工程公司，瑞芳鎮風景面觀光整體規劃，民國88年。
- 游家政，「德爾菲術及其在課程研究上之應用」，花蓮師院學報，第六卷第二期，民國85年，1-24 頁。
- 楊敏芝，「地方文化產業與地方動力互動模式研究」，戶外遊憩研究，第十卷第四期，民國90 年，30-44 頁。

趙芝良，「森林生態旅遊地選址評估模式之研究」，國立中興大學園藝學研究所未出版碩士論文，民國85年。

劉家明，「生態旅遊的另類革命－生態旅遊及其規劃的研究進展」，大自然，第五十八期，民國87年，92-97 頁。

魏源金，「觀光休閒活動與社區總體營造發展趨勢－以金、九地區觀光與文化古蹟結合為例」，千禧年古蹟管理與週休二日休閒活動研討會論文集，民國89年，11-25 頁。

Augustyn, M., "National Strategies for Rural Tourism Development and Sustainability: The Polish Experience," *Journal of Sustainable Tourism*, Vol. 6, No. 3, 1998, pp. 191-209.

Boo, E., "Ecotourism: the Potentials and Pitfalls," *World Wildlife Fund Report*, Vol. 15, No. 3, 1990, pp. 45-62.

Bryan, B., "Ecotourism on Family Farms and Ranches in the American West," *Nature Tourism: managing for the environment*, Vol. 22, No. 4 , 1991, pp. 75-85.

Chambers, R., "Participatory Rural Appraisal (PRA): Analysis of experience," *World Development*, Vol. 22, No. 9, 1994, pp. 1253-1268.

Forman, E. H., "Facts and Fictions about the Analytic Hierarchy Process," *Mathl. Comput. Modelling*, Vol. 17, No.5, 1993, pp. 19-26.

Holmberg, J., "Reconciling Conservation with Sustainable Development: A Participatory Study Inside and Around the Simen Mountains National Park, Ethiopia," *Mountain Research and Development*, Vol. 20, No. 4, 2000, pp. 382-384.

Linstone, H. A., *Handbook of Future Research*, London: Greenwood Press, 1978. .

Miller, M. L., "Coastal and Marine Ecotourism: a Formula for Sustainable Development," *Trends*, Vol. 134, No. 2, 1993, pp. 35-41.

Ross, S., "Ecotourism: towards Congruence between Theory and Practice," *Tourism Management*, Vol. 76, No. 1 1999, pp. 123-132.

Weihrich, H., "The SWOT Matrix-A Tool for Situational Analysis," *Long Range Planning*, Vol. 15, No. 2, 1982, pp. 60-72.

產業效應與市場導出變數在離散型財務危機模式之研究

On Study of Discrete-time Financial Distress Model with Industry Effects and Market-driven Variables

黃瑞卿¹ Ruey-Ching Hwang 蕭兆祥² Jhao-Siang Siao 李昭勝³ Jack C. Lee
大漢技術學院會計統計系 國立東華大學應用數學系 國立交通大學財務金融所

¹Department of Accounting and Statistics, Dahan Institute of Technology,

²Department of Applied Mathematics, National Dong Hwa University, & ³Graduate Institute of Finance, National Chiao Tung University

(Received March 4, 2005; Final Version July 28, 2006)

摘要：在本文中，我們收集國內股票上市公司的產業效應變數 (industry effects; Chava and Jarrow, 2004)、市場導出變數 (market-driven variables; Shumway, 2001)、以及財務比率變數 (financial ratios)，將其應用至離散型模式 (discrete-time model; Allison, 1982)，以建立財務危機模式。我們應用最大概似法 (maximum likelihood method) 估計模式的參數值，導出參數估計式的漸近常態分配 (asymptotic normal distribution)。實證研究結果顯示，本文所介紹的離散型財務危機模式 (discrete-time financial distress model)，對公司財務危機的預測，比羅吉特模式 (logit model; Ohlson, 1980) 以及機率單位模式 (probit model; Zmijewski, 1984)，有更好的樣本外 (out-of-sample) 預測能力。

關鍵詞：危險函數、產業效應、市場導出變數、縱橫資料

Abstract : In this paper, the discrete-time model (Allison, 1982) is applied to predict financial distress using industry effects (Chava and Jarrow, 2004), market-driven variables (Shumway, 2001), and financial ratios for companies listed in Taiwan Stock Exchange. The maximum likelihood method is

employed to estimate the values of parameters of the discrete-time financial distress model. The resulting estimates are analyzed through their asymptotic normal distributions. Empirical studies demonstrate that our strategy developed from the discrete-time financial distress model can yield more accurate out-of-sample forecasts than alternatives based on the logit model of Ohlson (1980) and the probit model of Zmijewski (1984).

Keywords : Hazard Function, Industry Effect, Market-driven Variable, Panel Data

1. 前言

公司財務危機的預測，長久以來是經濟及財務金融專家所重視的問題。其研究重點主要在於相關計量模型之開發與改進，以及解釋變數之決定等兩大範疇。目前之研究有使用多變量區別分析 (multivariate discriminant analysis; Altman, 1968)，羅吉特模式 (logit model; Ohlson, 1980)，機率單位模式 (probit model; Zmijewski, 1984)，迴覆分割演算模式 (recursive partitioning model; Frydman *et al.*, 1985)，概略集合理論 (rough sets theory; McKee, 2000)，類神經網路 (artificial neural networks; Koh and Tan, 1999)，以及倖存分析 (survival analysis; Chava and Jarrow, 2004; Lane, *et al.*, 1986; Shumway, 2001) 等方法。

倖存分析方法在生物醫學領域上，已被廣泛的應用，近來亦逐漸被應用於社會科學領域，例如計量經濟學、教育統計學以及財務金融學等。然而學者在應用倖存分析方法至財務金融學領域時，並未考慮到實證資料取得的時間點為離散型時間，例如年資料、季資料、月資料等，而將時間變數以連續型變數方式處理。Shumway (2001) 應用離散型倖存分析 (discrete-time survival analysis; Cox and Oakes, 1984) 方法，取危險函數 (hazard function) 為羅吉斯函數 (logistic function)，建立一個離散型財務危機模式。Shumway 將時間變數定義為離散型變數，以符合實證資料型態。該模式稱為離散型倖存模式 (discrete-time survival model)，或者離散型危險模式 (discrete-time hazard model)。然而 Shumway 使用多期羅吉特模式 (multiperiod logit model) 來解釋離散型倖存模式，如此雖可以方便地使用套裝軟體 (例如SAS軟體中的logistic procedure)，求出離散型倖存模式中參數的最大概似估計值 (maximum likelihood estimate)，然而在理論與實際應用上有些不妥之處，例如多期羅吉特模式是將公司內的各期資料視為獨立，但是實際上公司的各期資料會隨著時間變化具有相關性 (dependence)，因此多期羅吉特模式結構與資料實際表現無法吻合。黃瑞卿等 (民93) 建議直接使用離散型倖存模式的對數概似函數 (log-likelihood function)，以導出參數最大概似估計式的漸近常態分配 (asymptotic normal distribution)，並使用財務比率變數 (financial ratios) 來預測台灣股票上市公司發生財務危機機率。另外，學者吳清在

與謝宛庭（民93）使用國內73家財務危機公司（其研究樣本不含未發生財務危機公司）的財務比率變數與公司治理變數的季資料，探討離散型危險模式。

卡氏模式 (Cox model; Cox, 1972) 為倖存分析中的一個重要模式，學者Lane, *et al.* (1986) 最早將其應用於金融機構倒閉之預測。後續有學者將其應用至商業抵押違約貸款預測 (Vandell *et al.*, 1993)、及公司信用風險管理（楊佳寧、陳漢沖，民92）等問題。然而學者在應用卡氏模式至財務金融學領域時，並未考慮到實證資料取得的時間點為離散型時間，而將時間變數以連續型變數方式處理。因此，為了改進這個缺點，本文提出離散型卡氏模式 (discrete-time Cox model; Allison, 1982)，將時間變數取為離散型變數，使得時間變數能符合資料的取得狀況。

本文使用倖存分析的取樣方法 (Cox and Oakes, 1984)，收集公司隨時間變化的解釋變數向量，包含產業效應變數 (industry effects; Chava and Jarrow, 2004)、離散型公司年齡 (discrete-time firm's age; Shumway, 2001)、市場導出變數 (market-driven variables; Shumway, 2001)、以及財務比率變數，應用離散型倖存模式與離散型卡氏模式，來分析及預測公司在未來時間點發生財務危機機率。由於不同產業會面臨不同的風險與競爭力，因此公司雖然有類似的財務資料，但其所面臨的財務危機程度，在不同產業有不同的表現 (Chava and Jarrow, 2004)。例如電子業為新興產業，其所面臨的產業風險與競爭力是不同於傳統產業。依據本文我們所收集到資料，也顯示電子業相對於傳統產業而言，其公司發生財務危機比率遠比傳統產業低。因此我們在本文的實證研究中，將研究公司依據產業特性分為傳統產業及電子業。另外，有關市場導出變數的定義，我們將在第3節實證資料來源與說明中詳細介紹。

在本文第2節中，我們將詳細說明兩種離散型財務危機模式(離散型倖存模式與離散型卡氏模式)建構方法，應用最大概似法估計離散型財務危機模式參數，導出參數估計式的漸近常態分配，進而估計公司在取樣期間內發生財務危機的機率。然後藉由此機率估計值，我們進一步找出公司發生財務危機的最適判斷值 (optimal cutoff value)，用以建立公司發生財務危機的預警模式，並以樣本外 (out-of-sample) 型I誤差率 (type I error rate) 及型II誤差率 (type II error rate)，作為公司發生財務危機預測方法的績效測量指標。我們使用這些理論結果在第4節中進行分析及預測台灣股票上市公司發生財務危機機率。有關公司發生財務危機的定義，我們將在第3節中詳加說明。

在第3節實證資料來源方面，由於金融保險證券業其行業性質較為特殊，其會計處理不同於其他行業，因此本文研究樣本排除金融保險證券業。本文研究樣本的選取採取倖存分析的取樣方式，定義取樣期間為民國70年1月至88年12月底之間，在這段期間股票才上市的傳統產業及電子業公司，稱為樣本內 (in-sample) 公司，總共收集310家樣本內公司。使用這310家樣本內公司來建立公司發生財務危機的預警模式。另一方面，為了衡量財務危機預測方法的績效，我們將樣本外期間取為民國89年1月至92年12月底。依據選定的樣本外期間，將在取樣期間結束時仍未發生財務危機的公司（正常公司）與在樣本外期間股票才上市的傳統產業及電子業公司，合稱為

樣本外公司，總計有471家樣本外公司。使用這471家樣本外公司來衡量財務危機預測方法的績效。

在第4節實證研究中，我們將三組解釋變數向量，分別應用到離散型卡氏模式、離散型倖存模式、羅吉特模式、以及機率單位模式，比較這四種模式對公司發生財務危機的預測能力，以及分析與預測台灣股票上市公司發生財務危機機率。前二種模式為動態預測模式 (dynamic forecasting model)，後兩者為靜態預測模式 (static forecasting model; Shumway, 2001)。第一組解釋變數向量稱為Altman變數組合，包含產業效應、離散型公司年齡、與Altman (1968) 所提及的五個財務比率變數。第二組解釋變數向量稱為Zmijewski變數組合，包含產業效應、離散型公司年齡、與Zmijewski (1984) 所提及的三個財務比率變數。第三組解釋變數向量稱為Shumway變數組合，包含產業效應、離散型公司年齡、與Shumway (2001) 所提及的二個財務比率變數與三個市場導出變數。實證研究結果顯示，分別在三組解釋變數向量下，動態預測模式較靜態預測模式對公司發生財務危機的預測，有更好的樣本外預測能力。

依據效率市場 (efficient market) 假設，股價可以迅速且完全反應新資訊，因此Shumway (2001) 提出市場導出變數，認為股價可以反應公司破產訊息，得到最好的樣本外預測效果。然而因台灣股票市場有漲跌幅7% 的限制，本文在實證研究中，在給定四種模式下，使用Shumway 變數組合時，並沒有比Altman變數組合及Zmijewski變數組合，有較好的樣本外預測能力（詳見4.4節之說明）。所以在本研究中，市場導出變數並未顯現出其優點，因此如何調整台灣股票市場的市場導出變數，將是我們未來的研究主題。

本文之研究架構共分為5節，除了本節前言外，第2節為研究方法，第3節為實證資料來源與說明，第4節為實證結果與分析，第5節為結論，最後，附錄為第2節之證明。

2. 研究方法

本節內容分為4個小節。第1小節說明兩種離散型財務危機模式。第2小節應用最大概似法估計離散型財務危機模式參數，並導出參數估計式的漸近常態分配。第3小節使用第1、2小節的結果，估計公司在取樣期間內發生財務危機的機率，找出公司發生財務危機的最適判斷值，以及建立公司發生財務危機的預警模式。最後，第4小節定義公司發生財務危機預測方法的績效測量指標。

2.1 離散型財務危機模式

在本文中我們使用倖存分析的抽樣方法，收集研究資料。首先，決定取樣期間及取樣標準，例如本文實證研究中的取樣期間從民國70年1月至88年12月底，取樣標準為在取樣期間內股票才上市的公司。其次，選取符合取樣標準的公司，假設有 n 家公司符合取樣標準。最後，收集這 n

家公司在取樣期間內，發生在離散時間點的所有解釋變數資料，例如收集解釋變數的年資料。依據這三個步驟所產生的資料型態為縱橫資料 (panel data)。

假設取樣期間內有 m 個離散時間點，因此我們可將縱橫資料表示為 $\{(k_i, y_i, z_i, x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ik_i}) : i = 1, 2, \dots, n\}$ 。這裡 $k_i \in \{1, 2, \dots, m\}$ ，代表第 i 家公司在取樣期間內共有 k_i 筆解釋變數向量資料。 x_{ik} 為第 i 家公司在其第 k 個離散時間點時，所收集到的解釋變數向量， $k = 1, 2, \dots, k_i$ 。 y_i 為虛擬變數 (dummy variable)，假如第 i 家公司在取樣期間內發生財務危機，令 $y_i = 1$ ，否則令 $y_i = 0$ 。 $z_i = (z_{i1}, z_{i2}, \dots, z_{i(G-1)})'$ 代表第 i 家公司所屬產業別，其為虛擬變數， G 為產業的個數，我們取第 G 個產業為產業效應的推論基底 (reference level)，所以 $z_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{第 } i \text{ 家公司在第 } j \text{ 個產業} \\ 0, & \text{第 } i \text{ 家公司不在第 } j \text{ 個產業} \end{cases}$ ， $j = 1, 2, \dots, G - 1$ 。本文實證研究中，將產業分為傳統產業與電子業，因此 $G = 2$ ，取電子業為產業效應的推論基底，所以 $z = 1$ 代表為傳統產業， $z = 0$ 代表為電子業。

依據Allison (1982) 與黃瑞卿等 (民93) 之研究，我們可得上述縱橫資料的對數概似函數為

$$\ln(L_H) = \sum_{i=1}^n y_i \ln\left(\frac{h_{ik_i}}{1 - h_{ik_i}}\right) + \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^{k_i} \ln(1 - h_{ik}) \quad (1)$$

這裡 $h_{ik} = h(k, z_i, x_{ik}; \theta)$ 為危險函數，代表第 i 家公司在其第 k 個離散時間點時，發生財務危機機率， θ 為未知參數向量。離散型財務危機模式即是以縱橫資料的對數概似函數(1)表示。

在本文中，我們使用兩種型態的危險函數。第一種型態為羅吉斯函數，定義如下：

$$h_{ik} = h(k, z_i, x_{ik}; \theta) = \frac{\exp(\tilde{x}_{ik}' \theta)}{1 + \exp(\tilde{x}_{ik}' \theta)} \equiv h_{ik, LF} \quad (2)$$

第二種為離散型卡氏危險函數 (discrete-time Cox hazard function; Allison, 1982)，定義如下：

$$h_{ik} = h(k, z_i, x_{ik}; \theta) = 1 - \exp[-\exp(\tilde{x}_{ik}' \theta)] \equiv h_{ik, CHF} \quad (3)$$

有關離散型卡氏危險函數的推導過程詳見附錄。這裡 $\theta = (\alpha_0, \tau, \beta_0, \beta)'$ ， $\tilde{x}_{ik} = (1, z_i, \ln(k), x_{ik})'$ ， α_0 為截距項， $\tau = (\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_{G-1})'$ 代表產業效應， β_0 為 $\ln(k)$ 的係數，以及 β 為解釋變數向量 x_{ik} 的係數向量。

在本文中，我們將羅吉斯危險函數與離散型卡氏危險函數，所對應的離散型財務危機模式，分別稱為離散型倖存模式與離散型卡氏模式。

由第(2)與(3)式，我們可得知 $h_{ik, LF}$ 與 $h_{ik, CHF}$ 均為 $\tilde{x}_{ik}' \theta$ 的遞增函數，所以若解釋變數對公司的影響為正面，則其參數的估計值應為負數，反之若解釋變數對公司的影響為負面，則其參數的估計值應為正數。

2.2 離散型財務危機模式參數的最大概似估計式

在本小節中，我們使用取樣期間內所獲得的全部縱橫資料 $\{(k_i, y_i, z_i, x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ik_i}): i = 1, 2, \dots, n\}$ ，計算離散型財務危機模式參數 θ 之最大概似估計值。我們首先說明離散型倖存模式參數 θ 之最大概似估計值。根據前面介紹之離散型財務危機模式的對數概似函數(1)，將第(1)式中的 h_{ik} 代入 $h_{ik,LF}$ ，以及對 θ 向量做一階偏微分，可得出離散型倖存模式的正則等式 (normal equation) 如下：

$$\frac{\partial}{\partial \theta} \ln(L_H) = \sum_{i=1}^n y_i \tilde{x}_{ik_i} - \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^{k_i} h_{ik,LF} \tilde{x}_{ik} = 0 \quad (4)$$

令 $\hat{\theta}_{LF}$ 為滿足第(4)式的 θ 值，其稱為離散型倖存模式參數 θ 的最大概似估計值。但是我們無法由第(4)式，解出 $\hat{\theta}_{LF}$ 的封閉解(closed-form solution)。目前有許多計算軟體如S-plus、Gauss、C⁺⁺等，皆有提供計算函數極值發生位置的副程式(procedure)，可藉由這些副程式，由第(4)式解出 $\hat{\theta}_{LF}$ 值。

另外，在計算方面，如果我們要藉由套裝軟體(例如SAS軟體)，求出離散型倖存模式參數 θ 的最大概似估計值 $\hat{\theta}_{LF}$ ，則必須將第(1)式的對數概似函數改寫如下：

$$\ln(L_H) = \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^{k_i} [\delta_{ik} \ln(\frac{h_{ik}}{1-h_{ik}}) + \ln(1-h_{ik})] \quad (5)$$

其中 $\delta_{ik} = \begin{cases} 0, & k = 1, 2, \dots, k_i - 1 \\ y_i, & k = k_i \end{cases}$ ，如此第(5)式即為二元因變數 (dichotomous dependent variable) 迴歸分析的對數概似函數 (Allison, 1982)。我們將第(5)式中的 h_{ik} 代入 $h_{ik,LF}$ ，藉由SAS套裝軟體的 logistic procedure，取其link函數為logit，求出對應的第(5)式中參數 θ 的最大概似估計值，該最大概似估計值即為第(4)式的離散型倖存模式參數最大概似估計值 $\hat{\theta}_{LF}$ 。

最後，根據最大概似估計式的漸近性質 (Cox and Oakes, 1984)，我們可得出當 n 很大時， $\hat{\theta}_{LF}$ 之漸近分配為常態分配如下：

$$\hat{\theta}_{LF} \sim N[\theta, I_{LF}(\theta)^{-1}] \quad (6)$$

這裡 $I_{LF}(\theta) = -E[\frac{\partial^2}{\partial \theta \partial \theta^T} \ln(L_H)]$ ，其中 $\ln(L_H)$ 為第(1)式中的 $\ln(L_H)$ ，但將其 h_{ik} 代入 $h_{ik,LF}$ 。另外，該 $I_{LF}(\theta)$ 可使用 \hat{I}_{LF} 為其估計值， \hat{I}_{LF} 定義為

$$\hat{I}_{LF} = -\frac{\partial^2}{\partial \theta \partial \theta^T} \ln(L_H)|_{\theta=\hat{\theta}_{LF}} = \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^{k_i} \hat{h}_{ik,LF} (1 - \hat{h}_{ik,LF}) \tilde{x}_{ik} \tilde{x}_{ik}^T \quad (7)$$

其中 $\hat{h}_{ik,LF} = \frac{\exp(\tilde{x}_{ik}' \hat{\theta}_{LF})}{1 + \exp(\tilde{x}_{ik}' \hat{\theta}_{LF})}$ 。根據最大概似估計式的漸近性質可知， $\hat{\theta}_{LF}$ 為 θ 的一致性估計式 (consistent estimator)。我們可以藉由此一最大概似估計式的漸近常態分配以及估計值 \hat{I}_{LF} ，來針對離散型倖存模式參數 θ 值進行假設檢定及信賴區間的估計。

我們現在說明離散型卡氏模式參數 θ 之最大概似估計值。依照前面內容，將第(1)式中的 h_{ik} 代入 $h_{ik,CHF}$ ，以及對 θ 向量做一階偏微分，可得出離散型卡氏模式的正則等式如下：

$$\frac{\partial}{\partial \theta} \ln(L_H) = \sum_{i=1}^n y_i \frac{\exp(\tilde{x}_{ik_i}' \theta)}{h_{ik_i,CHF}} \tilde{x}_{ik_i} - \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^{k_i} \exp(\tilde{x}_{ik}' \theta) \tilde{x}_{ik} = 0 \quad (8)$$

令 $\hat{\theta}_{CHF}$ 為滿足(8)的 θ 值，其稱為離散型卡氏模式參數 θ 的最大概似估計值，我們可使用計算軟體由第(8)式解出 $\hat{\theta}_{CHF}$ 值。另外，在計算 $\hat{\theta}_{CHF}$ 值方面，我們也可將第(5)式中的 h_{ik} 代入 $h_{ik,CHF}$ ，藉由SAS套裝軟體的logistic procedure，取其link函數為cloglog，則對應的第(5)式中參數 θ 的最大概似估計值，即為第(8)式的離散型卡氏模式參數最大概似估計值 $\hat{\theta}_{CHF}$ 。

根據最大概似估計式的性質， $\hat{\theta}_{CHF}$ 為 θ 的一致性估計式，且其漸近分配為常態分配如下：

$$\hat{\theta}_{CHF} \sim N[\theta, I_{CHF}(\theta)^{-1}] \quad (9)$$

這裡 $I_{CHF}(\theta) = -E[\frac{\partial^2}{\partial \theta \partial \theta'} \ln(L_H)]$ ，其中 $\ln(L_H)$ 為第(1)式中的 $\ln(L_H)$ ，但將其 h_{ik} 代入 $h_{ik,CHF}$ 。另外，該 $I_{CHF}(\theta)$ 可使用 \hat{I}_{CHF} 為其估計值， \hat{I}_{CHF} 定義為

$$\begin{aligned} \hat{I}_{CHF} &= -\frac{\partial^2}{\partial \theta \partial \theta'} \ln(L_H)|_{\theta=\hat{\theta}_{CHF}} \\ &= \sum_{i=1}^n y_i \frac{\exp(\tilde{x}_{ik_i}' \hat{\theta}_{CHF})}{\hat{h}_{ik_i,CHF}} \left[\frac{1 - (1 - \hat{h}_{ik_i,CHF}) \exp(\tilde{x}_{ik_i}' \hat{\theta}_{CHF})}{\hat{h}_{ik_i,CHF}} \right] \tilde{x}_{ik_i} \tilde{x}_{ik_i}' \\ &\quad - \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^{k_i} \exp(\tilde{x}_{ik}' \hat{\theta}_{CHF}) \tilde{x}_{ik} \tilde{x}_{ik}' \end{aligned} \quad (10)$$

其中 $\hat{h}_{ik,CHF} = 1 - \exp[-\exp(\tilde{x}_{ik}' \hat{\theta}_{CHF})]$ 。我們可以藉由此一最大概似估計式的漸近常態分配以及估計值 \hat{I}_{CHF} ，來針對離散型卡氏模式參數 θ 值進行假設檢定及信賴區間的估計。

本文在實證研究中，使用SAS套裝軟體的logistic procedure，求取離散型倖存模式與離散型卡氏模式之參數 θ 的最大概似估計值，以及使用Gauss計算軟體來撰寫相關程式與處理相關資料。

以下為了符號方便起見，當使用離散型倖存模式時，令 $\hat{\theta}$ 代表 $\hat{\theta}_{LF}$ ， h_{ik} 代表 $h_{ik,LF}$ ，以及 \hat{h}_{ik} 代表 $\hat{h}_{ik,LF}$ 。相同地，當使用離散型卡氏模式時，令 $\hat{\theta}$ 代表 $\hat{\theta}_{CHF}$ ， h_{ik} 代表 $h_{ik,CHF}$ ，以及 \hat{h}_{ik} 代表 $\hat{h}_{ik,CHF}$ 。

2.3 公司發生財務危機的最適判斷值

在本小節中，我們首先使用 $\hat{\theta}$ 以及每家公司在縱橫資料內的最後一筆解釋變數資料 (k_i, z_i, x_{ik_i}) ，計算 $\hat{h}_{ik_i} = h(k_i, z_i, x_{ik_i}; \hat{\theta})$ 值，該值為第 i 家公司在其第 k_i 個離散時間點的危險函數估計值，代表第 i 家公司在其第 k_i 個離散時間點發生財務危機機率的估計值， $i = 1, 2, \dots, n$ 。然後以此機率估計值，找出公司發生財務危機的最適判斷值，用以建立公司發生財務危機的預警模式。

當計算出第 i 家公司的 \hat{h}_{ik_i} 值，此公司是否被歸類為財務危機公司，其判斷準則說明如下：當給定判斷值 $p \in (0,1)$ ，假如 $\hat{h}_{ik_i} > p$ ，則將第 i 家公司歸類為財務危機公司，否則將第 i 家公司歸類為正常公司。

根據上述的判斷準則，在給定判斷值 p 後，樣本內型I誤差率 $\alpha_{in}(p)$ 定義為所有在取樣期間內發生財務危機的公司之中，被誤歸類為正常公司所占的比例，亦即：

$$\alpha_{in}(p) = \frac{\sum_{i=1}^n y_i I(\hat{h}_{ik_i} \leq p)}{\sum_{i=1}^n y_i} , \quad (11)$$

其中 $p \in (0,1)$ 以及 $\sum_{i=1}^n y_i$ 為取樣期間內發生財務危機的公司總家數，變數 y_i 的定義已於第2.1小節

中說明。

另外，在給定判斷值 p 後，樣本內型II誤差率 $\beta_{in}(p)$ 為所有在取樣期間內正常公司之中，被誤歸類為財務危機公司所占的比例，亦即：

$$\beta_{in}(p) = \frac{\sum_{i=1}^n (1 - y_i) I(\hat{h}_{ik_i} > p)}{\sum_{i=1}^n (1 - y_i)} , \quad (12)$$

其中 $p \in (0,1)$ 以及 $\sum_{i=1}^n (1 - y_i)$ 為在取樣期間內正常公司的總家數。

最後，依據樣本內型I誤差率及型II誤差率，我們將公司發生財務危機的最適判斷值 \hat{p} 取為如下：

$$\hat{p} = \arg \min_{p: p \in (0,1)} \{\alpha_{in}(p) + \beta_{in}(p)\} , \quad (13)$$

亦即取 \hat{p} 為 $\alpha_{in}(p) + \beta_{in}(p)$ 的最小值發生位置 (Begley et al., 1996)。

我們現在建立公司發生財務危機的預警模式。為此，我們將離散型財務危機模式參數 θ 之最大概似估計值 $\hat{\theta}$ 及公司在未來離散時間點 ℓ 所觀察到的解釋變數向量 z 與 x ，代入危險函數得出 $h(\ell, z, x; \hat{\theta})$ ，取其為公司在未來離散時間點 ℓ 發生財務危機的預測機率。然後，再將 $h(\ell, z, x; \hat{\theta})$ 與最適判斷值 \hat{p} 進行比較，來建立公司是否會發生財務危機的預警模式。假如 $h(\ell, z, x; \hat{\theta}) > \hat{p}$ ，則將公司歸類為財務危機公司，否則將公司歸類為正常公司。藉此，投資人可判斷是否應投資該公司，金融機構也可藉此作為其是否應放款給該公司的依據。

2.4 公司發生財務危機預測方法的績效測量指標

在本小節中，我們以樣本外型 I 誤差率及型 II 誤差率，來建立公司發生財務危機預測方法的績效測量指標。首先，我們選定樣本外期間。在本文的實證研究中，因為取樣期間為民國 70 年 1 月至 88 年 12 月底，所以樣本外期間取為民國 89 年 1 月至 92 年 12 月底。依據選定的樣本外期間，將在取樣期間結束時仍未發生財務危機的公司(正常公司)與在樣本外期間股票才上市的傳統產業及電子業公司，合稱為樣本外公司，令總計有 n_0 家樣本外公司。

離散型財務危機模式使用樣本外公司在樣本外期間的最後一筆解釋變數資料 $(\ell_j, z_j, x_{j\ell_j})$ ，來預測公司在樣本外期間發生財務危機機率 $h_{j\ell_j} = h(\ell_j, z_j, x_{j\ell_j}; \theta)$ ，該機率預測值取為 $\hat{h}_{j\ell_j} = h(\ell_j, z_j, x_{j\ell_j}; \hat{\theta})$ ， $j = 1, 2, \dots, n_0$ 。這裡 ℓ_j 為第 j 家樣本外公司在樣本外期間的最後一個離散時間點， z_j 與 $x_{j\ell_j}$ 為在該離散時間點所觀察到的解釋變數。

為說明樣本外型 I 誤差率及型 II 誤差率，我們定義虛擬變數 \tilde{y}_j ，假如第 j 家樣本外公司在樣本外期間內發生財務危機，則 $\tilde{y}_j = 1$ ，否則 $\tilde{y}_j = 0$ ，其中 $j = 1, 2, \dots, n_0$ 。下面依序給出樣本外型 I 誤差率及型 II 誤差率的定義。

定義樣本外型 I 誤差率如下：

$$\alpha_{out}(p) = \frac{\sum_{j=1}^{n_0} \tilde{y}_j I(\hat{h}_{j\ell_j} \leq p)}{\sum_{j=1}^{n_0} \tilde{y}_j}, \quad (14)$$

其中 $p \in (0,1)$ 以及 $\sum_{j=1}^{n_0} \tilde{y}_j$ 為樣本外期間內發生財務危機的公司總家數。

定義樣本外型 II 誤差率如下：

$$\beta_{out}(p) = \frac{\sum_{j=1}^{n_0} (1 - \tilde{y}_j) I(\hat{h}_{j\ell_j} > p)}{\sum_{j=1}^{n_0} (1 - \tilde{y}_j)}, \quad (15)$$

其中 $p \in (0,1)$ 以及 $\sum_{j=1}^{n_0} (1 - \tilde{y}_j)$ 為在樣本外期間內正常公司的總家數。

在本文中，我們使用第3小節所找出的公司發生財務危機的最適判斷值 \hat{p} ，代入第(14)與(15)式，分別可計算樣本外型I誤差率 $\alpha_{out}(\hat{p})$ 及型II誤差率 $\beta_{out}(\hat{p})$ 。這二種誤差率越小，代表模式對公司發生財務危機的預測能力越好。

3. 實證資料來源與說明

本文研究樣本的選取是以民國70年1月至88年12月底為取樣期間，取樣標準為在取樣期間內股票才上市的傳統產業及電子業公司，收集其股票上市後的年資料，但對於在取樣期間內，公司的存續期間 (duration time) 未跨越一個日曆年度 (calendar year) 的年底 (12月31日)，不列入研究樣本，因為若公司的存續期間未跨越一個日曆年度的年底，其在取樣期間內無年資料可使用。

本文的研究目的在於建立公司發生財務危機的預警模式，此處財務危機的定義，採用台灣經濟新報資料庫中財務危機定義「財務危機事件：項目：倒閉破產、重整、跳票擠兌、紓困求援、接管、CPA對其繼續經營有疑慮、公司淨值為負數、全額下市 (因每股淨值低於5元而轉為全股者除外)、財務吃緊停工。事件日之選定：事件見報之日，並歸屬至最近一期之已評等財報年月。一旦見報即歸為此項時，便不再改類別」。根據此定義，我們從台灣經濟新報資料庫與台灣證券交易所公開資訊觀測站交叉比對後，擷取出自民國70年1月至88年12月底的取樣期間內，股票才上市的傳統產業及電子業公司中，且其公司的存續期間須跨越一個日曆年度的年底，共計有39家股票上市公司在取樣期間內發生財務危機，至於其他非財務危機因素造成的停止買賣或終止上市，並未納入其中。取樣期間內發生財務危機公司 (樣本內財務危機公司) 的產業別與家數分佈表請參考表1。

表1 樣本內財務危機公司的產業別家數分佈表

產業別	家數	產業別	家數	產業別	家數
水泥業	0	化學生技醫療	0	營建業	6
食品業	2	玻璃陶瓷	1	運輸業	0
塑膠業	3	造紙業	1	觀光業	0
紡織人織	5	鋼鐵金屬	7	百貨業	0
機電業	1	橡膠輪胎	0	其他	6
電線電纜	0	運輸工具	3	電子業	4

樣本內正常公司的定義為在取樣期間內股票才上市的傳統產業及電子業公司中，至民國88年12月底止，未發生財務危機，且其公司的存續期間須跨越一個日曆年度的年底，仍正常營運之公司。據此，自民國70年1月至88年12月底的台灣經濟新報資料庫與台灣證券交易所公開資訊觀測站交叉比對後，正常公司樣本數為271家股票上市公司。產業別與家數分佈表請參考表2。

由表1與表2可知，本研究在取樣期間內總共收集310家股票上市公司，我們分別收集這310家公司在取樣期間內隨著時間變化的離散型公司年齡、Altman變數、Zmijewski變數、與Shumway變數等的年資料，並將產業分為傳統產業及電子業，以研究產業效應，各解釋變數之定義如下：

- (1) 離散型公司年齡 k ：公司股票開始上市後，所跨越離散時間點的個數。本文的研究資料為年資料，其所對應的離散時間點為日曆年度的年底， $k = 1, 2, \dots$ 。
- (2) Altman 變數

WC/TA：營運資金與資產總額比率 (working capital / total assets)，衡量公司資金的流動性 (liquidity)。

RE/TA：未分配盈餘與資產總額比率 (retained earnings / total assets)，衡量公司的獲利能力 (profitability)。

EBIT/TA：稅前息前淨利與資產總額比率 (earnings before interest and taxes / total assets)，衡量公司的獲利能力。

ME/TL：普通股權益市值與負債總額帳面價值比率 (market value of common equity / book value of total liabilities)，衡量公司的財務結構 (financial structure)。

S/TA：營業收入淨額與資產總額比率 (sales / total assets)，為總資產週轉率，衡量公司的經營能力 (activity)。

- (3) Zmijewski變數

NI/TA：資產報酬率 (net income / total assets)，衡量公司的獲利能力。

表2 樣本內正常公司產業別家數分佈表

產業別	家數	產業別	家數	產業別	家數
水泥業	4	化學生技醫療	15	營建業	23
食品業	16	玻璃陶瓷	5	運輸業	15
塑膠業	12	造紙業	1	觀光業	4
紡織人織	30	鋼鐵金屬	20	百貨業	7
機電業	15	橡膠輪胎	6	其他	17
電線電纜	6	運輸工具	3	電子業	72

TL/TA：負債比率 (total debt / total asset)，衡量公司的財務結構。

CA/CL：流動比率 (current assets / current liabilities)，衡量公司資金的流動性。

(4) Shumway變數：NI/TA、TL/TA、以及三個市場導出變數。

市場導出變數包括：

RSIZ：公司普通股權益市值占股票市場總市值的比率 (單位%)，再取對數 (\log_{10})，衡量公司的規模(size)。

$EXRET = \sum_{t=1}^{12} (r_t - r_{Mt})$: r_t 與 r_{Mt} 分別為公司普通股月報酬率 (單位%) 與大盤月報酬率(單位

%)，衡量公司的超額報酬 (excess return)。有關月報酬率之計算方式，請參考台灣經濟新報股價資料庫說明<http://www.tej.com.tw/webtej/doc/wprcd.htm>。

$SIGMA = [\frac{1}{60-1} \sum_{t=1}^{60} (P_t - \bar{P})^2]^{1/2}$: P_t 為公司日收盤股價，取每年年底最後60個交易日的收盤

股價的標準差 (Chava and Jarrow, 2004)，衡量公司的股價變動風險 (volatility)。

(5) 虛擬變數 z ：公司所屬產業別，本文以電子業為產業效應的推論基底，所以 $z=1$ 代表為傳統產業， $z=0$ 代表為電子業。

所有解釋變數的資料來源，為台灣經濟新報資料庫中的股票上市公司，以及列為全額交割股、下市、管理股票之財務資料庫，及公司權益資料庫。總共收集1946筆解釋變數的資料，進行各種模式參數的估計。表3為所有解釋變數的綜合統計量。

表3 解釋變數綜合統計量

	平均數	中位數	標準差	最小值	最大值
年齡	1.2727	1.3863	0.7441	0.0000	2.7726
WC/TA	0.1402	0.1153	0.1681	-1.0713	1.1979
RE/TA	0.0646	0.0660	0.1147	-1.6818	0.6752
EBIT/TA	0.0570	0.0529	0.0781	-1.0061	0.6526
ME/TL	5.9324	3.8418	6.6757	0.2146	78.7321
S/TA	0.6569	0.5728	0.4575	-0.1665	4.1400
NI/TA	0.0365	0.0356	0.0830	-1.6825	0.6407
TL/TA	0.3952	0.3922	0.1597	0.0485	1.5139
CA/CL	2.0332	1.5625	1.6325	0.0129	21.1094
RSIZ	-0.9037	-0.9208	0.4109	-4.0000	0.7168
EXRET	11.1923	3.0450	48.4243	-210.2900	434.8300
SIGMA	3.8919	2.0345	6.2259	0.0000	70.3568

註：年齡變數為離散型公司年齡取自然對數後的值。

為了驗證及比較離散型卡氏模式、離散型倖存模式、羅吉特模式、及機率單位模式對公司發生財務危機的預測能力，我們選定樣本外期間為民國89年1月至92年12月底。我們從台灣經濟新報資料庫與台灣證券交易所公開資訊觀測站交叉比對後，擷取出自民國89年1月至92年12月底的這段期間內，樣本內正常公司271家，以及在樣本外期間股票才新上市公司，且其公司的存續期間須跨越一個日曆年度的年底，有200家，因此總計有471家樣本外公司，其中有50家公司在樣本外期間發生財務危機。樣本外財務危機公司與樣本外正常公司之產業別家數分佈表分別給在表4與表5。我們收集這471家股票上市公司在樣本外期間最後一筆解釋變數年資料，再使用最後一筆解釋變數年資料，及第2節所介紹公司發生財務危機預測方法的績效測量指標，來驗證比較此四種模式對公司發生財務危機的預測能力。

4. 實證結果與分析

本節我們應用最大概似法，分別估計離散型卡氏模式、離散型倖存模式、羅吉特模式、以及機率單位模式等四個模式中的參數。然後根據各個模式估計出來的參數值，分別估計公司在取

表4 樣本外財務危機公司之產業別家數分佈表

產業別	家數	產業別	家數	產業別	家數
水泥業	1	化學生技醫療	1	營建業	10
食品業	6	玻璃陶瓷	3	運輸業	1
塑膠業	1	造紙業	0	觀光業	0
紡織人織	5	鋼鐵金屬	8	百貨業	1
機電業	1	橡膠輪胎	0	其他	1
電線電纜	1	運輸工具	1	電子業	9

表5 樣本外正常公司之產業別家數分佈表

產業別	家數	產業別	家數	產業別	家數
水泥業	3	化學生技醫療	24	營建業	17
食品業	12	玻璃陶瓷	2	運輸業	15
塑膠業	14	造紙業	1	觀光業	4
紡織人織	30	鋼鐵金屬	16	百貨業	6
機電業	28	橡膠輪胎	7	其他	27
電線電纜	9	運輸工具	2	電子業	204

樣期間內發生財務危機機率，藉以找出他們對應的最適判斷值，再以第2節定義的樣本外型I誤差率及型II誤差率，來驗證及比較各種模式對公司發生財務危機的預測能力。

本節內容分為4小節，第1小節先探討在上述四種模式下，當所使用的解釋變數為Altman變數組合的結果與分析。第2小節再探討在上述四種模式下，當所使用的解釋變數為Zmijewski變數組合的結果及分析。第3小節我們探討在上述四種模式下，當所使用的解釋變數為Shumway變數組合的結果與分析。末後第4小節我們討論及比較三組解釋變數對公司發生財務危機的預測能力。

4.1 解釋變數為Altman變數組合

表6為四種模式之參數的估計結果。Altman所提這5個財務比率的特性為，若其值越大，則公司發生財務危機的機率會越小，因此這5個財務比率的參數估計值應為負值，才能與他們應有的本質一致（參考2.1節）。由表6中我們得知四種模式對Altman變數的參數估計值均合理地呈現負值。年齡解釋變數的參數估計值，在羅吉特模式及機率單位模式中檢定結果顯著不為0，但在離散型卡氏模式及離散型倖存模式中，檢定結果不顯著。產業效應在四種模式中均顯著存在。最

表6 參數估計值—Altman變數組合

	離散型卡氏模式	離散型倖存模式	羅吉特模式	機率單位模式
截距	-4.1921 (0.0000)*	-4.0370 (0.0000)*	-1.9558 (0.0161)*	-1.0727 (0.0067)*
τ	2.1984 (0.0033)*	1.9815 (0.0061)*	2.1562 (0.0030)*	1.0833 (0.0025)*
年齡	0.0753 (0.7779)	0.1111 (0.6937)	-0.6551 (0.0250)*	-0.3716 (0.0197)*
WC/TA	-1.1211 (0.2681)	-0.6771 (0.5414)	-0.5841 (0.6197)	-0.0806 (0.8990)
RE/TA	-3.0064 (0.0014)*	-3.7498 (0.0027)*	-3.6334 (0.1009)	-2.5238 (0.0612)
EBIT/TA	-4.5323 (0.0148)*	-5.6340 (0.0138)*	-3.1500 (0.3089)	-1.2342 (0.4961)
ME/TL	-0.1922 (0.0385)*	-0.1912 (0.0445)*	-0.0596 (0.4792)	-0.0268 (0.5047)
S/TA	-1.6948 (0.0148)*	-1.7359 (0.0172)*	-1.2137 (0.0987)	-0.6628 (0.0830)
模式配適	96.5807 (0.0000)*	98.6289 (0.0000)*	50.2355 (0.0000)*	50.8448 (0.0000)*

註：年齡變數為離散型公司年齡取自然對數後的值。

括弧內之值為p-value。

使用概似比例檢定的卡方統計量作為模式配適檢定統計量。

顯著水準 $\alpha = 0.05$ ，符號*代表該檢定結果顯著。

後，四種模式之模式配適 (model fit; Chava and Jarrow, 2004) 檢定結果皆顯著。這裡的模式配適檢定是檢定模式中所有的解釋變數係數是否全部為0。

圖1之(a)-(d)分別說明離散型卡氏模式，離散型倖存模式，羅吉特模式，以及機率單位模式等四種模式的解釋變數為Altman變數組合時，在給定各種判斷值 $p \in (0,1)$ 下，所對應產生的樣本內型I誤差率 (長折線)、樣本內型II誤差率 (短折線)、與樣本內型I誤差率及型II誤差率之和(實線)。圖中橫軸為判斷值 $p \in (0,1)$ ，縱軸為在各種判斷值 $p \in (0,1)$ 下，所對應產生的樣本內型I誤差率、樣本內型II誤差率、與樣本內型I誤差率及型II誤差率之和。圖中垂直線與橫軸的交點為 $\alpha_{in}(p) + \beta_{in}(p)$ 的最小值發生位置，其值為在各個模式下，由樣本內型I誤差率及型II誤差率和之最小值所產生的最適判斷值 \hat{p} 。

從圖1中，我們可看出這二種動態模式(離散型卡氏模式與離散型倖存模式)所對應的樣本內型I誤差率上升速度，以及樣本內型II誤差率下降速度，均較另二種靜態模式(羅吉特模式與機率單位模式)快速，因此產生較小的最適判斷值 \hat{p} (見表7)。此結果顯示出這二種動態模式會比另二種靜態模式，對樣本內公司產生較小的財務危機機率估計值 (見表7)。

表7為使用Altman變數組合時，四種模式所找出的最適判斷值 \hat{p} ，以及其所產生的樣本內公司發生財務危機機率估計值的平均值與標準差。

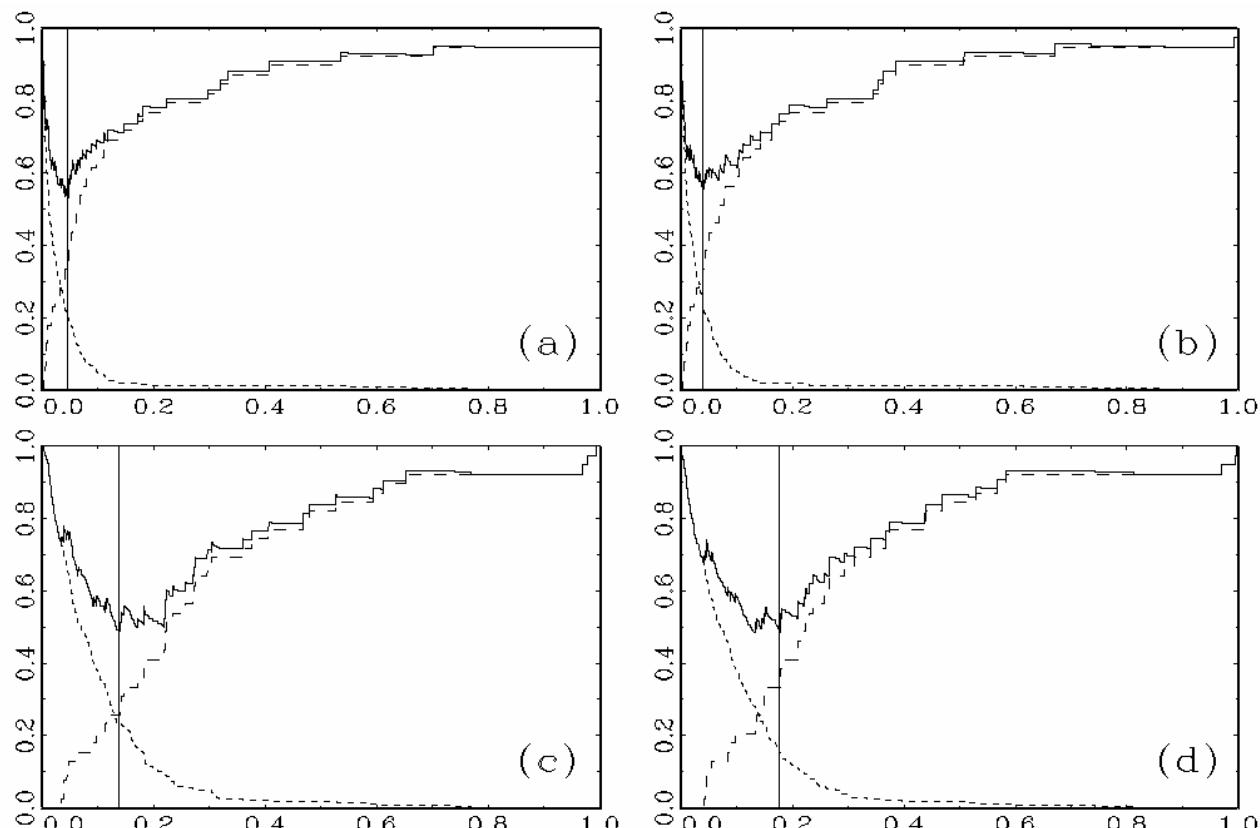


圖1 最適判斷值、樣本內誤差率—Altman變數組合

表7 最適判斷值、機率估計值的平均值與標準差—Altman變數組合

	離散型 卡氏模式	離散型 倖存模式	羅吉特模式	機率單位模式
最適判斷值 \hat{p}	0.0450	0.0382	0.1377	0.1763
平均值	0.0489	0.0511	0.1258	0.1246
標準差	0.1203	0.1250	0.1512	0.1491

表8為四種模式分別依據其最適判斷值 \hat{p} ，所計算出來的樣本外型I誤差率 $\alpha_{out}(\hat{p})$ 以及型II誤差率 $\beta_{out}(\hat{p})$ 的比較表。由表8可得知，當所使用的解釋變數為Altman變數組合時，四種模式依據其所找出的最適判斷值，離散型卡氏模式及離散型倖存模式對公司發生財務危機的預測，較另二種靜態模式有較小的型I誤差率，以及有較大型II誤差率。但對投資者或金融機構而言，當財務危機公司被判定為正常公司其所遭受的損失，遠比正常公司被判斷為財務危機公司來得嚴重，例如金融機構若放款給財務危機公司，則放款金額將可能成為呆帳，若不放款給正常公司其損失頂多為利息收入。所以一般皆認為發生型II誤差的成本較低，而發生型I誤差的成本較高（黃瑞卿等，民93）。由此可知，當所採用的解釋變數為Altman變數組合時，離散型卡氏模式及離散型倖存模式對公司發生財務危機的預測，比羅吉特模式及機率單位模式，有更好的預測能力，且離散型倖存模式比離散型卡氏模式有較好的預測能力表現。

4.2 解釋變數為Zmijewski變數組合

表9為四種模式之參數的估計結果。Zmijewski所提這3個財務比率的特性，若NI/TA變數及CA/CL變數之值越大，TL/TA變數之值越小，意謂著公司發生財務危機的機率會越小。所以NI/TA變數及CA/CL變數這2個財務比率的參數估計值應為負值，而TL/TA變數的參數估計值應為正值（參考2.1節），如此這三個變數才能符合上述的特性。由表9中我們觀察到，NI/TA及TL/TA變數的參數估計值在四種模式均合理，與該變數的本質一致，且參數值的檢定結果在四種模式中均為顯著。CA/CL變數的參數估計值在離散型卡氏模式、離散型倖存模式、及羅吉特模式為正值，與該變數的本質不一致，但該參數值的檢定結果在三種模式中均為不顯著，CA/CL變數的參數估計值在機率單位模式為負值，所以四種模式在參數估計上，未發生參數估計值檢定結果為顯著時，

表8 樣本外誤差率的比較—Altman變數組合

	型I誤差率	型II誤差率
離散型卡氏模式	0.2200	0.1378
離散型倖存模式	0.1200	0.1710
羅吉特模式	0.3600	0.1140
機率單位模式	0.5200	0.0879

表9 參數估計值—Zmijewski變數組合

	離散型卡氏模式	離散型倖存模式	羅吉特模式	機率單位模式
截距	-8.7558 (0.0000)*	-8.7677 (0.0000)*	-5.6328 (0.0000)*	-2.9942 (0.0000)*
τ	2.0218 (0.0163)*	1.3708 (0.0490)*	1.7703 (0.0108)*	0.8394 (0.0112)*
年齡	0.5307 (0.0514)	0.6073 (0.0351)*	-0.4850 (0.1124)	-0.2620 (0.1106)
NI/TA	-6.9835 (0.0001)*	-8.9637 (0.0000)*	-5.1435 (0.0135)*	-2.5571 (0.0220)*
TL/TA	4.7056 (0.0000)*	5.5155 (0.0000)*	5.8989 (0.0001)*	3.2223 (0.0000)*
CA/CL	0.0218 (0.9029)	0.0905 (0.5707)	0.0143 (0.9331)	-0.00044 (0.9961)
模式配適	97.1043 (0.0000)*	102.3052 (0.0000)*	64.6664 (0.0000)*	64.3212 (0.0000)*

註：年齡變數為離散型公司年齡取自然對數後的值。

括弧內之值為p-值。

使用概似比例檢定的卡方統計量作為模式配適檢定統計量。

顯著水準 $\alpha = 0.05$ ，符號*代表該檢定結果顯著。

但其值的正負值，卻與變數之應有本質不符合的混淆情況。年齡解釋變數的參數估計值，在離散型倖存模式中，檢定結果顯著不為0，但在其他三種模式中，檢定結果不顯著。產業效應在四種模式中均顯著存在。最後，四種模式之模式配適檢定結果皆顯著。

圖2與表10的說明同圖1與表7。由表11可得知，當所使用的解釋變數為Zmijewski變數組合時，離散型卡氏模式及離散型倖存模式對公司發生財務危機的預測績效，比另二種靜態模式好（樣本外型I誤差率低），其理由同表8，但離散型卡氏模式與離散型倖存模式有相似的預測能力表現。

4.3 解釋變數為Shumway變數組合

表12為四種模式之參數的估計結果。Shumway所提這2個財務比率NI/TA與TL/TA的特性，可參考第4.2小節。從經濟觀點，市場導出變數中RSIZ衡量公司的規模，EXRET衡量公司的超額報酬，SIGMA衡量公司的股價變動風險。因此，RSIZ與EXRET大，SIGMA小，顯示公司發生財務危機的機率小，因此RSIZ與EXRET這2個變數的參數估計值應為負值，SIGMA變數的參數估計值應為正值(Shumway, 2001)，才能與他們應有的本質一致。由表12中我們得知四種模式對NI/TA與TL/TA變數的參數估計值均合理地呈現其值，且參數值的檢定結果在四種模式中均為顯著。RSIZ在離散型卡氏模式及離散型倖存模式中，合理呈現負值，但在另二種靜態模式中呈現正值。EXRET變數的參數估計值，在四種模式下均不合理地呈現正值，但其在離散型卡氏模式及離散

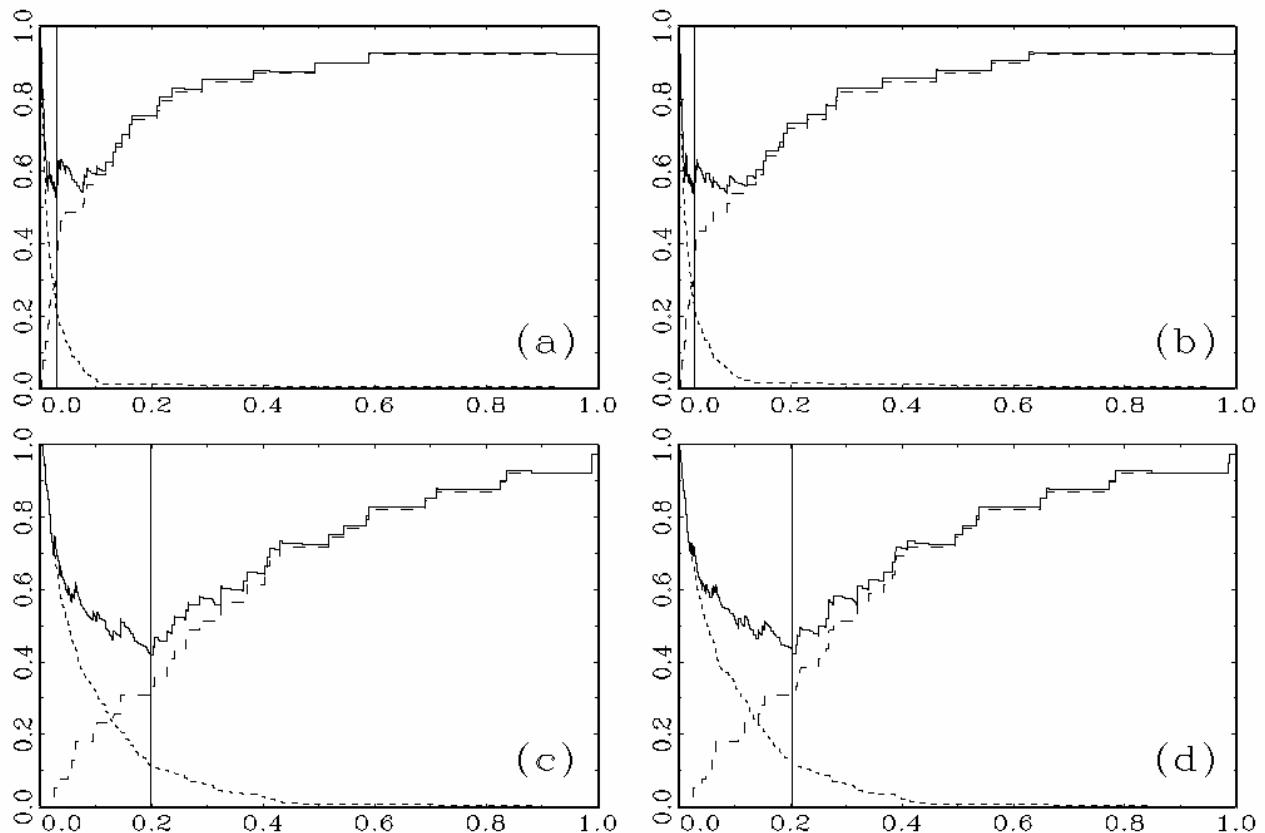


圖2 最適判斷值、樣本內誤差率—Zmijewski變數組合

表10 最適判斷值、機率估計值的平均值與標準差—Zmijewski變數組合

	離散型 卡氏模式	離散型 倖存模式	羅吉特模式	機率單位模式
最適判斷值 \hat{p}	0.0294	0.0273	0.1969	0.2033
平均值	0.0442	0.0493	0.1258	0.1257
標準差	0.1254	0.1354	0.1717	0.1671

表11 樣本外誤差率的比較—Zmijewski變數組合

	型I誤差率	型II誤差率
離散型卡氏模式	0.1800	0.1496
離散型倖存模式	0.1800	0.1544
羅吉特模式	0.4000	0.0641
機率單位模式	0.3800	0.0689

表12 參數估計值—Shumway變數組合

	離散型卡氏模式	離散型倖存模式	羅吉特模式	機率單位模式
截距	-9.5506 (0.0000)*	-9.4281 (0.0000)*	-6.2219 (0.0000)*	-3.3378 (0.0000)*
τ	1.7490 (0.0288)*	1.2005 (0.0704)	2.3461 (0.0031)*	1.1672 (0.0031)*
年齡	0.5682 (0.0378)*	0.6800 (0.0198)*	-0.5698 (0.0903)	-0.3229 (0.0749)
NI/TA	-6.2121 (0.0014)*	-8.6989 (0.0000)*	-7.2224 (0.0041)*	-3.8258 (0.0059)*
TL/TA	4.5714 (0.0000)*	5.1468 (0.0000)*	6.8467 (0.0000)*	3.7065 (0.0000)*
RSIZ	-0.9907 (0.0119)*	-0.9446 (0.0357)*	0.4206 (0.3882)	0.2022 (0.4486)
EXRET	0.00443 (0.2743)	0.00652 (0.1113)	0.0113 (0.0358)*	0.00652 (0.0274)*
SIGMA	0.00911 (0.7581)	0.00102 (0.9749)	0.0634 (0.2277)	0.0333 (0.2603)
模式配適	102.857 (0.0000)*	108.1092 (0.0000)*	74.1764 (0.0000)*	74.6237 (0.0000)*

註：年齡變數為離散型公司年齡取自然對數後的值。

括弧內之值為p-值。

使用概似比例檢定的卡方統計量作為模式配適檢定統計量。

顯著水準 $\alpha = 0.05$ ，符號*代表該檢定結果顯著。

型倖存模式中為不顯著，但在另二種靜態模式為顯著，發生變數之應有本質不符合的混淆情況。SIGMA變數的參數估計值在四種模式下合理地呈現正值，但參數值的檢定結果在四種模式中均為不顯著。另外，年齡解釋變數的參數估計值，在離散型卡氏模式及離散型倖存模式中，檢定結果顯著不為0，但在其他二種靜態模式中，檢定結果不顯著。產業效應除了在離散型倖存模式中不顯著，其餘三種模式中均顯著存在。最後，四種模式之模式配適檢定結果皆顯著。

圖3與表13的說明同圖1與表7。由表14得知，當所使用的解釋變數為Shumway變數組合時，離散型卡氏模式及離散型倖存模式對公司發生財務危機的預測，比另二種靜態模式好（樣本外型I誤差率與型II誤差率均較低）。另一方面，離散型倖存模式較離散型卡氏模式有略好的預測能力表現。

4.4 Altman變數組合、Zmijewski變數組合、與Shumway變數組合之比較

由比較表8、表11、與表14、我們可知，當分別使用三組解釋變數組合時，離散型卡氏模式及離散型倖存模式對公司發生財務危機的預測能力，較羅吉特模式及機率單位模式有較小樣本

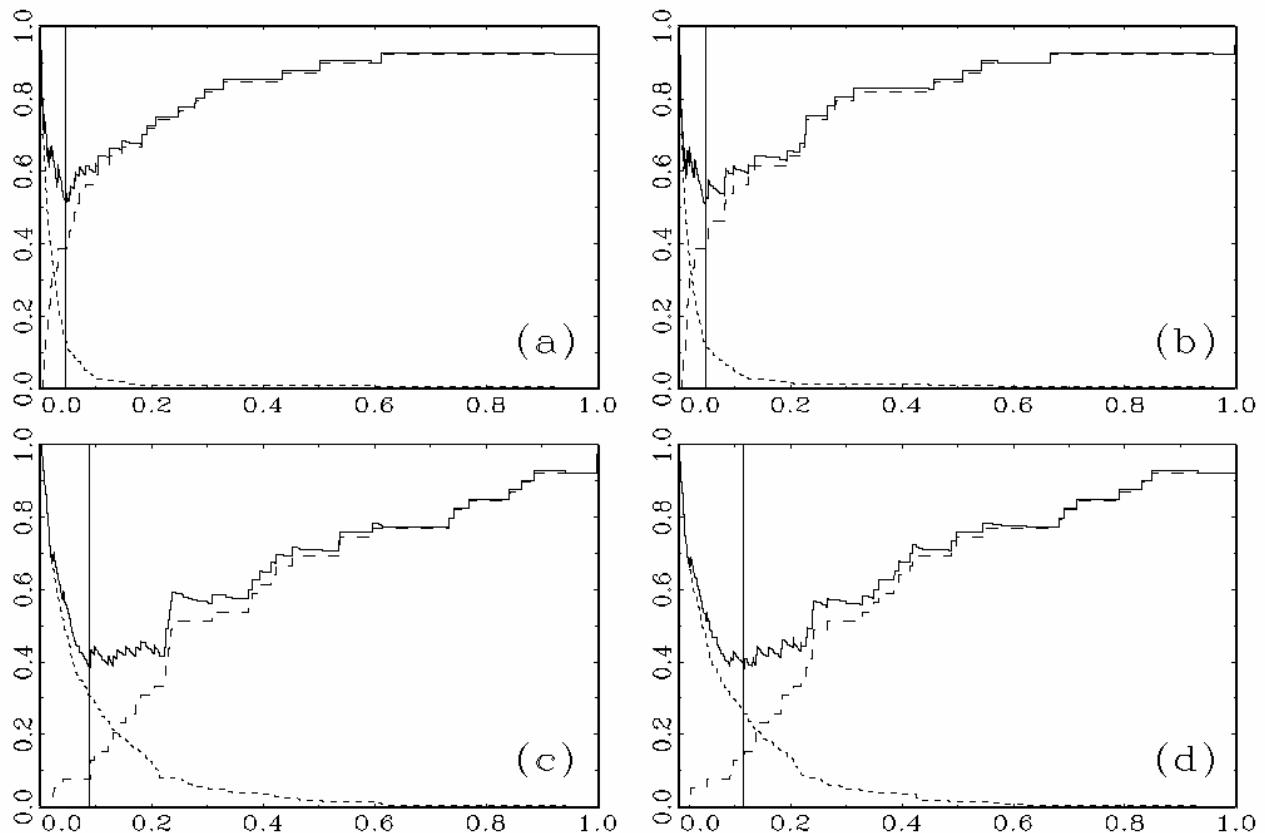


圖3 最適判斷值、樣本內誤差率—Shumway變數組合

表13 最適判斷值、機率估計值的平均值與標準差—Shumway變數組合

	離散型 卡氏模式	離散型 倖存模式	羅吉特模式	機率單位模式
最適判斷值 \hat{p}	0.0454	0.0472	0.0868	0.1150
平均值	0.0474	0.0515	0.1258	0.1243
標準差	0.1295	0.1368	0.1859	0.1801

表14 樣本外誤差率的比較—Shumway變數組合

	型I誤差率	型II誤差率
離散型卡氏模式	0.2000	0.2257
離散型倖存模式	0.1800	0.2233
羅吉特模式	0.4400	0.2542
機率單位模式	0.4800	0.2399

外型I誤差率，且其樣本外型II誤差率並未太大，顯示動態預測模式較靜態預測模式有更好的財務危機預測能力。

另外，當分別使用四種模式時，Shumway變數組合對公司發生財務危機的預測，並沒有比Altman變數組合及Zmijewski變數組合有較好的樣本外預測能力。所以在本研究中，市場導出變數並未顯示出優點。由於台灣股票市場有漲跌幅7%的限制，未來如何調整台灣股票市場的市場導出變數，將是一個重要的研究主題。

最後，在考慮型I誤差較型II誤差有更高成本的情況下，藉由表8、表11、與表14比較，我們結論使用Altman變數組合，再配合離散型倖存模式，有較好的公司財務危機預測效果。

5. 結論

學者Lane, *et al.* (1986) 最早將卡氏模式應用於金融機構倒閉之預測，後續有學者將其應用至商業抵押違約貸款預測，以及公司信用風險管理等問題。然而學者在應用卡氏模式至財務金融學領域時，並未考慮到實證資料取得的時間點為離散型時間，例如年資料、季資料、月資料等，而將時間變數以連續型變數方式處理。本文的主要目的是建立二種離散型財務危機模式（離散型卡氏模式、離散型倖存模式），將時間變數取為離散型變數，使得時間變數更能符合資料的取得狀況。另外，本文使用倖存分析的取樣方法，收集公司隨時間變化的解釋變數向量，包含財務比率變數與市場導出變數，用來分析及預測公司在未來時間點發生財務危機機率，因此這二種模式為動態預測模式。

由於不同產業會面臨不同的風險與競爭力，因此公司雖然有類似的財務資料，但其所面臨的財務危機程度，在不同產業有不同的表現。例如電子業為新興產業，其所面臨的產業風險與競爭力是不同於傳統產業。依據本文我們所收集到資料，也顯示電子業相對於傳統產業而言，其公司發生財務危機比率遠比傳統產業低。因此我們在本文的實證研究中，將研究公司依據產業特性分為傳統產業及電子業，加入了產業效應變數，實證研究結果顯示產業效應確實存在。

本文在實證研究中，研究樣本的選取是以民國70年1月至88年12月底為取樣期間，收集此期間股票才上市的傳統產業與電子業公司，及其股票上市後的年資料，但對於在取樣期間內，公司的存續期間未跨越一個日曆年度的年底，不列入研究樣本，因為若公司的存續期間未跨越一個日曆年度的年底，其在取樣期間內無年資料可使用。總共收集310家樣本內公司，取得所需解釋變數資料，分別計算離散型卡氏模式、離散型倖存模式、羅吉特模式、以及機率單位模式的參數最大概似估計值，進而估計公司在取樣期間內發生財務危機的機率，找出公司發生財務危機的最適判斷值，用以建立公司發生財務危機的預警模式。另一方面，為了衡量財務危機預測方法的績效，我們將樣本外期間取為民國89年1月至92年12月底。依據選定的樣本外期間，將在取樣期間結束時仍未發生財務危機的公司（正常公司），與在樣本外期間股票才上市的傳統產業

及電子業公司，且公司的存續期間須跨越一個日曆年度的年底，合稱為樣本外公司，總計有471家樣本外公司。使用這471家樣本外公司來驗證及比較各種模式對公司發生財務危機的預測效果。

由本文的實證結果，我們可歸納出下列的結論：(1)離散型卡氏模式與離散型倖存模式這二種動態預測模式，較羅吉特模式及機率單位模式這二種靜態預測模式，有更好的財務危機預測能力。(2)使用Altman變數組合，再配合離散型倖存模式，可得到較好的公司財務危機預測效果。(3)產業效應確實存在。(4)台灣股票市場有漲跌幅7%的限制，本文在使用市場導出變數進行財務危機預測時，並沒有顯現出該變數的優點，因此如何調整台灣股票市場的市場導出變數，將是一個重要的研究主題。

附錄

我們現在說明離散型卡氏危險函數的推導過程。令 T 為連續型隨機變數，代表公司的存續期間，其觀察值 $T = t \in [0, \infty)$ 。定義第 i 家公司的卡氏危險函數如下：

$$\lambda(t, z_i, x_{it}; \alpha, \tau, \beta) = \lambda_0(t) \exp(\alpha + z_i^\top \tau + x_{it}^\top \beta) \quad (A1)$$

這裡 z_i 與 x_{it} 分別為第 i 家公司所屬的產業別，以及其在存續期間 t 所觀察到的解釋變數向量； (α, τ, β) 為未知的參數， α 為截距項； τ 與 β 定義同第2.1節定義； $\lambda_0(t)$ 為未知基礎危險函數(base-line hazard function)。根據(A1)，可得到第 i 家公司的倖存函數(survivor function)如下：

$$\begin{aligned} S(t, z_i, x_{it}; \alpha, \tau, \beta) &= \exp[-\int_0^t \lambda(v, z_i, x_{it}; \alpha, \tau, \beta) dv] \\ &= \exp\{-\exp[\alpha + z_i^\top \tau + x_{it}^\top \beta + \ln(H_t)]\} \end{aligned} \quad (A2)$$

其中 $H_t = \int_0^t \lambda_0(v) dv$ 。

依據實證資料取得的型態，我們可將存續期間依據離散時間點(可為年、季、或月等)劃分為 $[0, \infty) = \bigcup_{k=1}^{\infty} [k-1, k)$ ，其中 $[k-1, k)$ 代表第 k 個存續期間。因在存續期間 $[k-1, k)$ 內，所觀察到解釋變數向量資料 x_{ik} 為一個固定數，使用(A2)，經由直接計算，我們可得到第 i 家公司在第 k 個存續期間發生財務危機機率(亦即其危險函數值 h_{ik})如下：

$$\begin{aligned} h_{ik} &= \frac{P\{T \in [k-1, k) | z_i, x_{ik}; \alpha, \tau, \beta\}}{S(k-1, z_i, x_{ik}; \alpha, \tau, \beta)} \\ &= \frac{S(k-1, z_i, x_{ik}; \alpha, \tau, \beta) - S(k, z_i, x_{ik}; \alpha, \tau, \beta)}{S(k-1, z_i, x_{ik}; \alpha, \tau, \beta)} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= 1 - \frac{S(k, z_i, x_{ik}; \alpha, \tau, \beta)}{S(k-1, z_i, x_{ik}; \alpha, \tau, \beta)} \\
&= 1 - \exp\{-\exp[\alpha + z_i^\top \tau + x_{ik}^\top \beta + \ln(\int_{k-1}^k \lambda_0(v) d v)]\} \\
&= 1 - \exp[-\exp(\alpha_k + z_i^\top \tau + x_{ik}^\top \beta)]
\end{aligned} \tag{A3}$$

其中 $\alpha_k = \alpha + \ln(\int_{k-1}^k \lambda_0(v) d v)$ 為未知數， $k = 1, 2, 3, \dots$ 。在本文中，我們將 α_k 取為 $\alpha_k = \alpha_0 + \beta_0 \ln(k)$ (Shumway, 2001)，因此產生第(3)式的離散型卡氏危險函數 h_{ik} 。

參考文獻

- 吳清在、謝宛庭，「財務困難公司下市櫃之離散時間涉險預測模式」，會計評論，第三十九期，民國 93 年，55-88 頁。
- 黃瑞卿、魏曉琴、李昭勝、李正福，「使用離散型倖存模式預測公司財務危機機率」，交通大學財務金融研究所未出版文章，民國 93 年。
- 楊佳寧、陳漢沖，「存活分析模型於信用風險管理之應用－以台灣上市櫃公司為例」，貨幣觀測與信用評等，第三十九期，民國 92 年，106-118 頁。
- Allison, P. D., "Discrete-time Methods for the Analysis of Event Histories," *Sociological Methodology*, Vol. 13, 1982, pp. 61-98.
- Altman, E. I., "Financial Ratios, Discriminant Analysis, and the Prediction of Corporate Bankruptcy," *Journal of Finance*, Vol. 23, No. 4, 1968, pp. 589-609.
- Begley, J., Ming, J., and Watts, S., "Bankruptcy Classification Errors in the 1980s: An Empirical Analysis of Altman's and Ohlson's Models," *Review of Accounting Studies*, Vol. 1, No. 4, 1996, pp. 267-284.
- Chava, S. and Jarrow, R. A., "Bankruptcy Prediction with Industry Effects," *Review of Finance*, Vol. 8, No. 4, 2004, pp. 537-569.
- Cox, D. R., "Regression Models and Life-tables (with Discussion)," *Journal of Royal Statistical Society, Series B*, Vol. 34, No. 2, 1972, pp. 187-220.
- Cox, D. R. and Oakes, D., *Analysis of Survival Data*, 1st ed., New York: Chapman & Hall, 1984.
- Frydman, H., Altman, E. I., and Kao, D., "Introducing Recursive Partitioning for Financial Classification: the Case of Financial Distress," *Journal of Finance*, Vol. 40, No. 1, 1985, pp. 269-291.
- Koh, H. C. and Tan, S. S., "A Neural Network Approach to the Prediction of Going Concern Status," *Accounting and Business Research*, Vol. 29, Issue 3, 1999, pp. 211-216.
- Lane, W. R., Looney, S. W., and Wansley, J. W., "An Application of the Cox Proportional Hazards

- Model to Bank Failure," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 10, No. 4, 1986, pp. 511-531.
- McKee, T. E., "Developing a Bankruptcy Prediction Model via Rough Sets Theory," *International Journal of Intelligent Systems in Accounting, Finance & Management*, Vol. 9, Issue 3, 2000, pp. 159-173.
- Ohlson, J. S., "Financial Ratios and the Probabilistic Prediction of Bankruptcy," *Journal of Accounting Research*, Vol. 18, No. 1, 1980, pp. 109-131.
- Shumway, T., "Forecasting Bankruptcy More Accurately: a Simple Hazard Model," *Journal of Business*, Vol. 74, No. 1, 2001, pp. 101-124.
- Vandell, K. D., Barnes, W., Hartzell, D., Kraft, D., and Wendt, W., "Commercial Mortgage Defaults: Proportional hazards Estimation Using Individual Loan Histories," *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, Vol. 21, Issue 4, 1993, pp. 451-480.
- Zmijewski, M. E., "Methodological Issues Related to the Estimation of Financial Distress Prediction Models," *Journal of Accounting Research*, Vol. 22, 1984 Supplement, pp. 59-82.