

# 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<sup>1</sup> Ruey-Ching Hwang 蕭兆祥<sup>2</sup> Jhao-Siang Siao 李昭勝<sup>3</sup> 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

<sup>1</sup>Department of Accounting and Statistics, Dahan Institute of Technology,

<sup>2</sup>Department of Applied Mathematics, National Dong Hwa University, & <sup>3</sup>Graduate  
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爲5節，除了本節前言外，第2節爲研究方法，第3節爲實證資料來源與說明，第4節爲實證結果與分析，第5節爲結論，最後，附錄爲第2節之證明。

## 2. 研究方法

本節內容分爲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，取樣標準爲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， $\theta$  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  $\theta = (\alpha_0, \tau', \beta_0, \beta')$ ， $\tilde{x}_{ik} = (1, z_i', \ln(k), x_{ik}')$ ， $\alpha_0$  為截距項， $\tau = (\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_{G-1})'$  代表產業效應， $\beta_0$  為  $\ln(k)$  的係數，以及  $\beta$  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  $\theta$  之最大概似估計值。我們首先說明離散型倖存模式參數  $\theta$  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  $\theta$  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  $\theta$  值，其稱為離散型倖存模式參數  $\theta$  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  $\theta$  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：

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

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  $\theta$  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  $I_{LF}(\theta) = -E\left[\frac{\partial^2}{\partial \theta \partial \theta'} \ln(L_H)\right]$ ，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

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

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  $\theta$  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  $\theta$  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  $\theta$  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  $\theta$  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  $\theta$  值，其稱為離散型卡氏模式參數  $\theta$  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  $\theta$  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  $\theta$  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

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

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  $\theta$  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  $\theta$  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  $\theta$  之最大似估計值  $\hat{\theta}$  及公司在未來離散時間點  $\ell$  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  $\ell$  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  $\ell_j$  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元而轉為全交股者除外)、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，並將產業分成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。

爲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爲民國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)*
$\tau$	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-值（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誤差率之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。

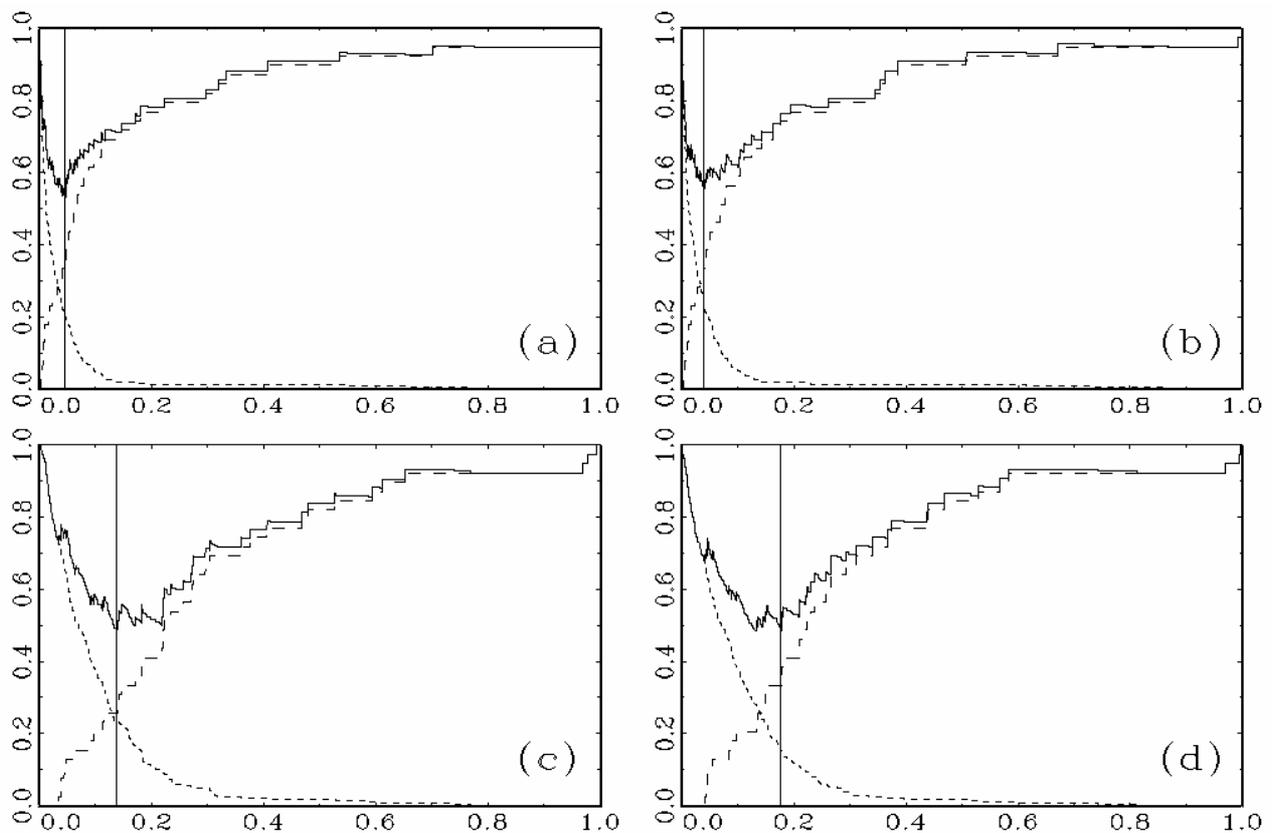


圖1 最適判斷值、樣本內誤差率—Altman變數組合

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變數這兩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)*
$\tau$	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

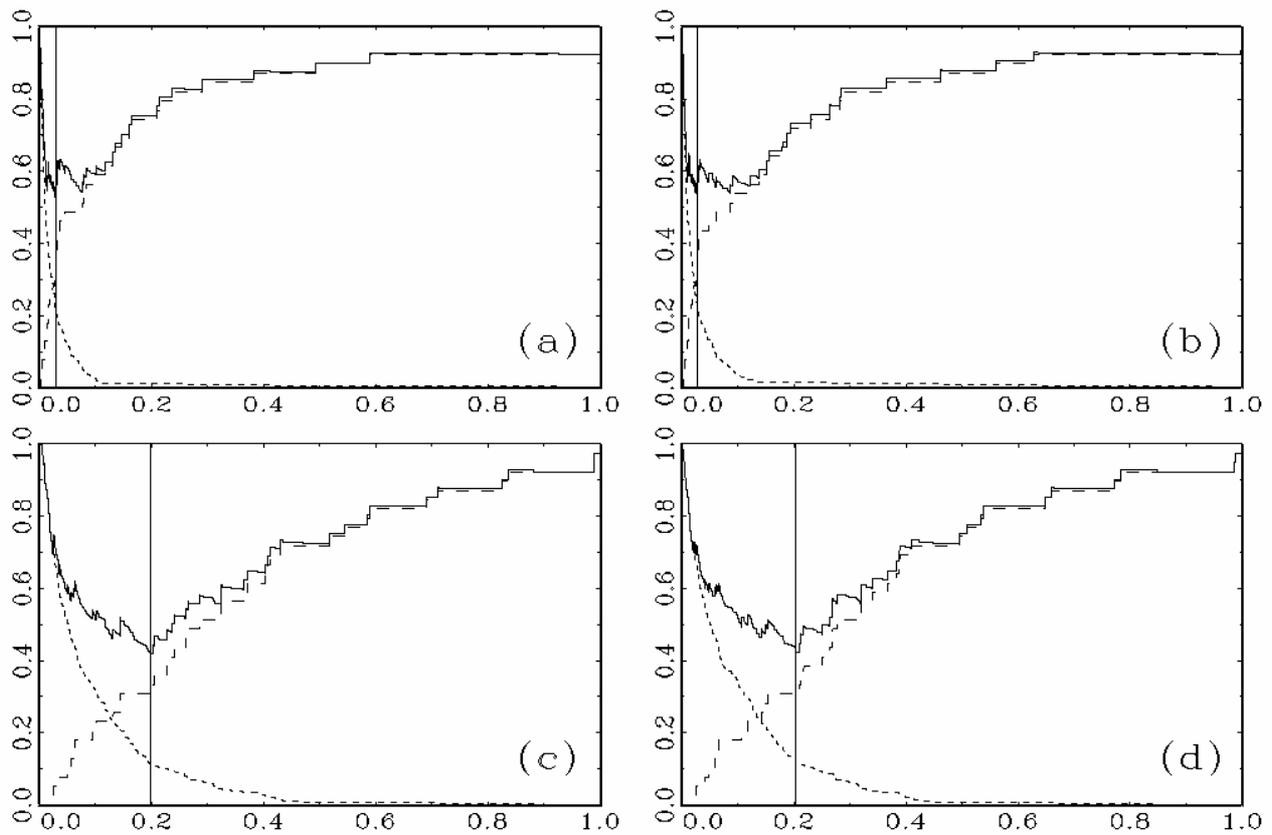


圖2 最適判斷值、樣本內誤差率—Zmijewski變數組合

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)*
$\tau$	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

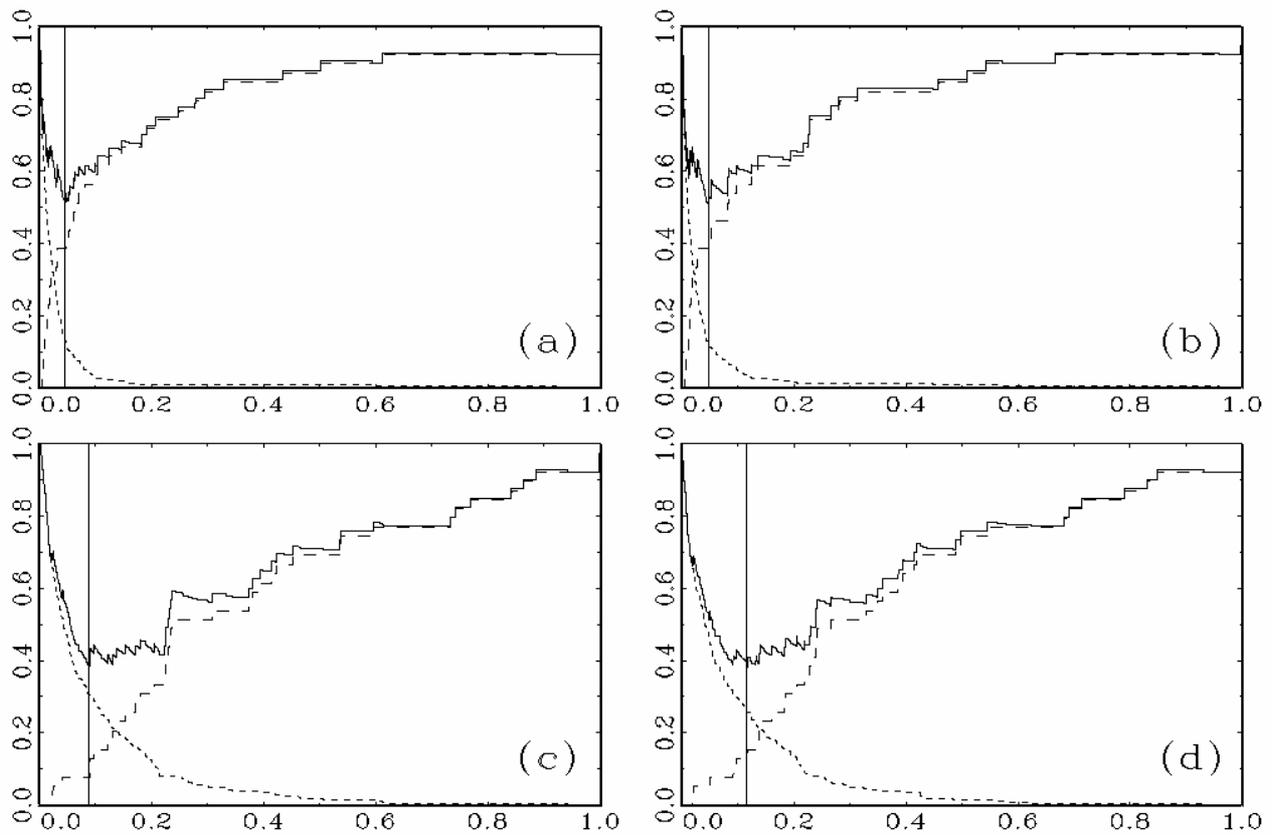


圖3 最適判斷值、樣本內誤差率—Shumway變數組合

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：

$$\lambda(t, z_i, x_{it}; \alpha, \tau, \beta) = \lambda_0(t) \exp(\alpha + z_i' \tau + x_{it}' \beta) \quad (A1)$$

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； $(\alpha, \tau, \beta)$  為未知的參數， $\alpha$  為截距項； $\tau$  與  $\beta$  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：

$$\begin{aligned} S(t, z_i, x_{it}; \alpha, \tau, \beta) &= \exp\left[-\int_0^t \lambda(v, z_i, x_{iv}; \alpha, \tau, \beta) dv\right] \\ &= \exp\{-\exp[\alpha + z_i' \tau + x_{it}' \beta + \ln(H_t)]\} \end{aligned} \quad (A2)$$

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：

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

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

其中  $\alpha_k = \alpha + \ln(\int_{k-1}^k \lambda_0(v) dv)$  為未知數， $k = 1, 2, 3, \dots$ 。在本文中，我們將  $\alpha_k$  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.