商管科技季刊　第六卷　第三期　民國九十四年
Commerce & Management Quarterly, Vol. 6, No.3, pp. 467 ~ 489 (2005)

以風險值觀點評論現行信用交易最低擔保維持率水準－跳躍-擴散模型之應用

COMMENT ON REQUIRED MARGIN FOR SECURITIES MARGIN TRADING WITH VAR – APPLICATION OF JUMP-DIFFUSION MODEL

洪瑞成
淡江大學財務金融學系/元培科學技術學院財務金融學系
沈育展
台灣大學財務金融所
邱建良
淡江大學財務金融學系
李命志
淡江大學財務金融學系

Jui-Cheng Hung
Department of Banking & Finance
Tamkang University/Yuanpei Institute of Science and Technology

Yu-Jan Shen
Department of Finance
National Taiwan University

Chien-Liang Chiu
Department of Banking & Finance
Tamkang University

Ming-Chih Lee
Department of Banking & Finance
Tamkang University

摘　要

本文主要以風險值觀點探討國內現行的 120%最低擔保維持率之適切性，能否涵蓋整戶擔保維持率向下觸及 120%最低擔保維持率後，證券金融公司要求委託人於兩個營業日補足擔保品之風險。本研究首先探討台灣上市公司股價報酬率分配形

態，是否具有條件異質變異與跳躍－擴散過程，結果發現包含 GARCH 和跳躍行爲的 Jump GARCH Diffusion Process（JGD）模型爲一較佳股價報酬率模型。根據 JGD 模型實證結果發現在兩天與五天的持有期間下所計算得到的擔保維持率臨界值皆低於現行 120%最低擔保維持率，表示目前的最低擔保維持率水準足以涵蓋證金公司所面對委託人的違約風險。本文以較爲嚴謹的計量模型與研究方法得到較正確的報酬率分配形態，所計算得到的風險值與結論更具正確性與說服力。

關鍵詞：信用交易、擔保維持率、風險值、Jump、GARCH

ABSTRACT

This paper examines the rational for the 120% lowest required margin on securities margin trading in Taiwan, wondering that if 120% cash positions are enough to cover the default risk of financial holding company. Firstly, this paper distinguishes JGD to be the model, which has better capability to fit the distribution of returns. Next, we apply JGD model for VaR calculation and then transfer VaR into the critical value of required margin. The empirical results show that 120% cash position holding can cover the default risk of financial holding company very well by using correct econometric method.

Keywords: Margin Trading、Required Margin、VaR、Jump、GARCH

壹、前言

證券信用交易制度一般是指融資買進與融券賣出及其操作的相關規定，國內現行上市、上櫃有價證券買賣最高融資比率分別爲 60%、40%，融券保證金成數爲 90%。證金公司爲了要降低信用戶違約時所造成的損失，因此不論融資買進或融券放空，委託人皆須提供一定的擔保品，現行制度對於整戶擔保維持率[1]有最低擔保維持率 120%的限制。最低擔保維持率的設定關係到違約風險與市場流動性間的取捨，依規定當股價波動讓擔保品的價值發生變化使得整戶擔保維持率向下觸及最低擔保維持率 120%時，將造成擔保品的不足，此時證金公司須即刻通知委託人並要求信用戶於兩個營業日內補足擔保品至最低擔保維持率之上，若在通知送達後兩個營業日內委託人仍未補足擔保品或是股價之波動未使整戶擔保維持率水準回昇，則證金公司將於第三個營業日時處分其個別證券擔保維持率低於 120%之擔保品[2]。由此可見，證金公司對於委託人須補繳擔保品的這兩個營業日的風險控管是相當重要的，最低擔保維持率水準的設定相當關鍵。

市場上通常使用風險值（Value-at-Risk, VaR）衡量價格風險，其爲一估計值以測度投資組合暴露於市場風險下，當最壞狀況時投資組合最大可能損失額度，其中所謂最壞狀況通常以機率分配中的分位數（或稱爲信賴機率水平）定義之，並需明確定義風險值的評估期間[3]。

本研究主要應用風險值的觀念探討國內信用交易制度中，120%最低擔保維持率水準是否足夠涵蓋證金公司要求委託人兩日內補足擔保品的風險控管。在計算風險值前，需正確考慮股價報酬率分配的型態，本研究將先探討台灣上市公司股價報酬率分配形態，是否具有條件異質變異（conditional heteroskedasticity）與跳躍－擴散過程（jump-diffusion process），進一步配適較佳股價報酬率模型計算風險值。最後應用風險值的觀點根據台灣上市公司股價與類股指數實證分析國內信用交易120%最低擔保維持率水準的適切性，進而提出不同以往的觀點。

本文共分爲五個部分，第一部份爲緒論，第二部分爲文獻回顧與探討，第三部分爲研究方法，第四部分爲實證結果及分析，第五部分爲結論。

貳、文獻回顧

以往台灣股票市場信用交易的相關研究，大都是著重於對信用交易制度的介紹與比較，例如章銘（1999）、蘇松欽（1999）、李訓民（1996）；以及開放信用交易對於股票市場的影響，例如龔尚智與吳其昌（2000）、劉懿澄（1999）、周意倫（1998）；此外便是更進一步探討信用交易中融資比率或是融資保證金成數對於股票市場關聯性之探討，例如方文碩與孫穎慶（2000）、姚海青、杜化宇、陳勝源（1999）、張哲章（1998）、林炯垚、徐燕山、柳春成（1996）。

周恆志（2002）使用風險值模型初步探討台灣股票市場信用交易制度最低擔保維持率，其研究結果發現目前所採用的最低擔保維持率 120%顯著過高。然而其對於風險值模型中的參數並未逐日計算，而是使用國內上市、上櫃各檔股票的價格年波動率爲基準，進而換算爲日波動率，並假設信用戶爲一投資組合，在可達到分散風險的條件下，採用數值模擬的方式進行最低擔保維持率的探討。本文認爲該研究的不適切性在於，第一，風險值應使用近日的資料估計股價報酬率的波動，以便能真實反映市場上的價格風險。第二，就分散風險而言，實際上信用戶所持有的股票個數和種類並無法達到分散風險的效果。陳逸君（2003）以風險值的觀點探討現行信用交易之最低擔保維持率，採用 EWMA 模型、GARCH-t 模型與 GARCHB-t 模型對於電子類股指數、金融類股指數、塑膠類股指數三大指數進行實證研究，結果顯示在不同的的信心水準下（99%、95%及 90%），現行最低擔保維持率爲 120%之規定是足以擔保授信機構之債權的。基於以上論述，本文將著重於股價報酬波動性的估計，嘗

試找出相對符合股價報酬行為的模型，因為股價報酬率分配型態的正確描繪，勢必影響計算風險值的正確性，也將影響風險控管成效。

傳統假設股價波動符合一種擴散過程[4]（diffusion process），在此假設下股價報酬率呈常態分配。但根據 Fama（1965）與 Mandelbrot（1967）的研究顯示股價報酬率分配具有偏態及高峰態係數，與常態分配並不相符。因此，Engle（1982）提出 ARCH（Atuoregressive Conditional Heteroskedaticity）模型，其後 Bollerslev（1986）提出 GARCH（Generalized Atuoregressive Conditional Heteroskedaticity）模型來解釋此種偏態與高峰態係數的分配，即股價報酬率可為常態分配，但其參數會隨時間變動。然而，Bollerslev（1987）發現儘管將股價報酬的路徑設定為服從 GARCH 過程，但條件殘差分配仍呈現非常態的現象，即模型並無法完全解釋股價報酬高峰、厚尾的特性。這些現象對於計算風險值而言，將會導致低估風險的結果。因此，許多研究文獻嘗試以不同的模型加以配適。

探究 GARCH 模型無法良好配適股價報酬的原因有二。第一，GARCH 模型無法反應市場上正負消息對股價報酬波動性所造成的不對稱影響，因此後續許多學者（Nelson, 1991；Engle & Ng, 1993；Glosten, Jagannathan, & Runkle, 1993）紛紛發展出可以反映波動不對稱的模型（如 EGARCH, GJR-GARCH, VGARCH 等），而此類不對稱性 GARCH 模型（Asymmetric GARCH model）可簡稱為 GARCH 家族。另外，也有許多研究將 GARCH 模型的條件殘差分配設定成為非常態的分配，如 t 分配或是 GED 分配（Generalized Error Distribution），成為 GARCH-t 模型或是 GARCH-GED 模型。此類模型對於條件殘差分配呈現非常態的情形下，提供較好的配適度，而 GARCH-GED 模型對於條件殘差分配給予更一般化的設定，試圖讓資料決定其分配的情況。

第二個可能導致 GARCH 模型無法良好配適股價報酬的原因為價格跳躍。文獻中 GARCH 模型和 stochastic volatility（SV）模型常被用來捕捉波動的持續性，但是其卻不適合用來解釋資產報酬常產生的不連續現象。直觀而言，一個包含價格不連續性的模型應該較能解釋由投機市場中所產生的資產報酬。Ball and Torous（1983）、（1985）以 jump-diffusion process 模型配適美國的股價報酬率，發現多數股票均具有跳躍的現象，Kim and Kon（1994）和 Gallant, Hsieh, and Tauchen（1997）也發現包含跳躍現象較能符合原始資料的特性。Das（2002）、Jorion（1988）進一步將 ARCH 模型與 jump-diffusion process 模型相結合，應用在美國債券市場與外匯市場，結果發現此類模型的結合皆提升了模型的配適能力。林丙輝與葉仕國（1999）修正並改進 Jorion（1988）之方法導出 GARCH-jump 模型，對台灣集中市場的股價進行研究，發現 GARCH-jump 模型普遍最能解釋股票報酬率行為，且股價跳躍之風險與平均跳躍幅度可經由投資組合分散。Chan and Maheu（2002）則結合 GARCH 模型與跳躍－擴散模型於股票市場，並將跳躍強度（jump intensity）設定為與 ARMA 模型相同模式，使跳躍

強度會隨著時間而變動，而在跳躍大小（jump size）的設定上，也將其服從分配的參數，設定為具有隨時間波動的特性。因此，本文根據文獻中對於GARCH-jump 配適能力的肯定，選擇採用此類模型估計資產報酬率的波動，期望能夠更精確的估算風險值。

參、研究方法

本文以風險值觀點探討現行信用交易的最低擔保維持率是否合理，能否涵蓋證金公司及證券商提供信用交易的風險。本文將採用常見的變異數－共變異數法（variance-covariance approach）估算不同個股和類股指數的風險值，此估算風險值的方法關鍵在於資產報酬率分配的參數估計，包括平均數和標準差，故又稱為參數法。由於許多實證研究指出金融資產報酬之分配通常呈現高峰（leptokurtic）特性，報酬率的條件分配具有高峰、厚尾的現象。相關文獻對於報酬率波動持續性和相關性的問題，通常採用 ARCH 或 GARCH 模型來描述報酬率的行為。由於台灣證券交易市場存在漲跌幅的限制，造成市場反應資訊衝擊的程度有限，故報酬率具有跳躍的現象普遍存在市場中，若假設資產報酬率服從擴散過程和考慮 ARCH 效果下，可能不足以正確的描繪資產報酬的行為。因此在考慮報酬率具有跳躍的情況下，本文除了採用 pure diffusion process（PD）和 GARCH diffusion process（GD）外，且加入考慮跳躍的 jump pure diffusion process（JPD）和 jump GARCH diffusion process（JGD）來配適股價報酬率的行為。此外，本研究假設跳躍服從伯努力分配，且跳躍的大小服從一參數具有時間波動性的常態分配。以下介紹此四個模型：

一、擴散過程（PD）和跳躍擴散過程（JPD）

假設資產報酬率服從一擴散過程，表示為下式：

$$dP_t/P_t = \alpha dt + \sigma dZ_t \tag{1}$$

其中 P_t 為價格，dP_t/P_t 為資產瞬間的報酬率，α 、σ 分別為平均數和標準差，dZ_t 為一標準化的 Wiener process。若以分配的方式可表示為 $dP_t/P_t \sim N(\mu,\sigma^2)$，即報酬率 dP_t/P_t 服從一平均數為 μ 且標準差為 σ 的常態分配，其中 $\mu=\alpha-\sigma^2/2$ 。如果考慮報酬率有跳躍的情況下，其報酬率的行為可表示為：

$$dP_t/P_t = \alpha dt + \sigma dZ_t + dq_t \tag{2}$$

其中 dq_t 為一服從 Possion 分配，且假設與 Z_t 獨立，λ 為 Possion process 的參數，稱為跳躍強度，其代表單位時間內非正常資訊到達的次數。假設 Y 為反映市場非正常資訊所造成股價瞬時的跳躍，稱為跳躍大小，且其為一平均數 θ_0 、標準差 δ_0 的常態分配，即 $Y \sim N(\theta_0,\delta_0^2)$ 。

當時間區間夠小時，Bernoulli 分配會趨近於 Possion 分配，因此以 Bernoulli 表示的跳躍擴散過程為：

$$dP_t/P_t = \alpha\ dt + \sigma\ dZ_t + J \times Y \tag{3}$$

其中 J=1 表示市場發生跳躍的情況，其機率為 p；當 J=0 時，表示市場無跳躍的

情況，其機率為 1-p。此跳躍擴散模型最早是由 Ball and Torous（1983）所提出，在使用最大概似估計法時，發現以 Bernoulli 分配設定的跳躍過程有較易處理、穩定和收斂等特性，Das（2002）也有相同的結論。

在式(1)與(3)中關於價格的隨機過程設定下，可將報酬率的計量模型描述如下：

$$R_t = \mu + \sigma Z_t \tag{4}$$

$$R_t = \mu + \sigma Z_t + J \times Y \tag{5}$$

在模型參數估計方面，本研究以最大概似估計法（MLE）進行參數的估計，對數概似函數可表示如下：

$$L(R_t \mid \Psi_0) = -\frac{T}{2}\ln(2\pi) + \sum_{t=1}^{T}\ln[\frac{1}{\sigma^2}\exp\left(\frac{-(R_t-\mu)^2}{2\sigma^2}\right)] \tag{6}$$

$$L(R_t \mid \Psi_1) = \sum_{t=1}^{T}\ln[\frac{1-p}{\sqrt{2\pi\sigma^2}}\exp\left(\frac{-(R_t-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) + \frac{p}{\sqrt{2\pi(\sigma^2+\delta_0^2)}}\exp\left(\frac{-(R_t-\mu-\theta_0)^2}{2(\sigma^2+\delta_0^2)}\right)] \tag{7}$$

其中 Ψ_i 為模型中欲估計的參數向量，T 為觀測值個數。在式(6)中，$\Psi_0 \equiv (\mu, \sigma)$，而在式(7)中，$\Psi_1 \equiv (\mu, \sigma, p, \theta_0, \delta_0)$。

二、GARCH 擴散過程（GD）和跳躍 GARCH 擴散過程（JGD）

財務上通常使用 GARCH 模型來描繪具有波動群聚特性的金融資產報酬率，其中 GARCH（1,1）可表示為：

$$R_t = \mu + \sqrt{h_t}\, Z_t \tag{8}$$

$$h_t = \sigma^2 + \phi h_{t-1} + \varphi \varepsilon_{t-1}^2 \tag{9}$$

其中 R_t 為資產報酬率，平均數為 $\mu = E(R_t \mid \Phi_{t-1})$，$\Phi_{t-1}$ 為在 t-1 期的所有資訊集合，異質變異數為 $h_t = V(R_t \mid \Phi_{t-1})$。

在模型參數估計方面，本研究以最大概似估計法（MLE）進行參數的估計，對數概似函數可表示如下：

$$L(R_t \mid \Psi_2) = -\frac{T}{2}\ln(2\pi) + \sum_{t=1}^{T}\ln[\frac{1}{h_t}\exp\left(\frac{-(R_t-\mu)^2}{2h_t}\right)] \tag{10}$$

其中 Ψ_i 為模型中欲估計的參數向量，T 為觀測值個數。在式(10)中，$\Psi_2 \equiv (\mu, \sigma, \phi, \varphi)$。

上述 GARCH 擴散模型是否能夠掌握住資產報酬的行為，必須檢定估計後的殘差項，或是以模擬的方式來探討模型的配適能力，若發現殘差項仍具有高峰、厚尾等性質時，表示模型對於報酬的行為並不能夠完全描述，此原因有部分可能是因為資產報酬的路徑隱含不連續性或是跳躍的行為。

若將資產報酬率具有跳躍的性質加入 GARCH 擴散過程中，其方程式的設定可表示如下：

$$R_t = \mu + \sqrt{h_t}\, Z_t + J \times Y \tag{11}$$

其中 J=1 表示市場發生跳躍的情況，其機率為 p；當 J=0 時，表示市場無跳躍的情況，其機率為 1-p。Y 為跳躍大小，其為一平均數 θ_0、標準差 δ_0 的常態分配，即 $Y \sim N(\theta_0, \delta_0^2)$。Bates（1991）認為市

場跳躍的機率可能會隨著時間而改變，所以在近年的研究方向均將跳躍的機率和跳躍大小所屬分配中的參數，設定爲具有隨時間變動的特性。本研究採用 Chan and Maheu（2002）將跳躍大小的參數改爲具有隨時間變動的性質，即：

$$Y_t \sim N\left(\theta_t, \delta_t^2\right) \tag{12}$$

$$\theta_t = \theta_0 + \theta_1 R_{t-1}\, D\left(R_{t-1}\right) + \theta_2\, R_{t-1}\left(1 - D\left(R_{t-1}\right)\right) \tag{13}$$

$$\delta_t^2 = \delta_0^2 + \delta_1^2 h_t \tag{14}$$

其中，若 $R_{t-1} > 0$ 則 $D(R_{t-1}) = 1$，若 $R_{t-1} \le 0$ 則 $D(R_{t-1}) = 0$，在上述的設定下，對數概似函數可表示爲：

$$L\left(R_t \mid \Psi_3\right) = \sum_{t=1}^{T} \ln\Bigg[\frac{1-p}{\sqrt{2\pi h_t}} \exp\left(\frac{-\left(R_t - \mu\right)^2}{2h_t}\right) + \frac{p}{\sqrt{2\pi(h_t + \delta_t^2)}} \exp\left(\frac{-(R_t - \mu - \theta_t)^2}{2(h_t + \delta_t^2)}\right)\Bigg] \tag{15}$$

其中 Ψ_i 爲模型中欲估計的參數向量，T 爲觀測值個數。在式（15）中，$\Psi_3 \equiv \left(\mu, \sigma, \phi, \varphi, p, \theta_0, \theta_1, \theta_2, \delta_0, \delta_1\right)$。模型考慮隨時間變動的設定對於風險值估算上，不會因爲加入跳躍後，而產生過度高估或低估風險的情況，因而提高衡量風險的精確度。本研究承續 Chahal and Wang（1998）及 Das（2002）考慮資產報酬具有 ARCH 效果的模型相似，且以 Bernoulli 分配近似於 Possion 分配的方式進行最大概似法的估計。

在檢定參數是否顯著方面，採用 Likelihood Ratio 檢定（LR-test）對於受限制模型的參數 Ψ_i，即沒有跳躍設定的模型，和非受限模型的參數 Ψ_j 進行檢定，其檢定統計量爲 $-2\left[L\left(R_t \mid \Psi_i\right) - L\left(R_t \mid \Psi_j\right)\right]$ 且服從於 $\chi^2(K)$，其中 $K = n\left(\Psi_j\right) - n\left(\Psi_i\right)$，$n(\Psi)$ 表示 Ψ 中的參數個數。在模型配適能力的判斷上，本文使用 Schwarz criterion（1978）作爲選取模型的準則。準則可表示爲：

$$SC = -2\, L\left(R_t \mid \Psi_i\right) + n\left(\Psi_i\right)\, \ln T \tag{16}$$

其中 $L\left(R_t \mid \Psi_i\right)$ 爲對數概似函數值，$n\left(\Psi_i\right)$ 表示 Ψ_i 中的參數個數，T 爲觀測值個數。

三、風險值的定義

風險值爲衡量投資組合的市場風險，且可以在既定的信心水準和持有期間（holding period）下，將所面臨的市場風險予以量化，可表示如下：

$$\Pr[W_{t+h} - W_t < -VaR_W(h)] = \alpha \tag{17}$$

其中 W_t 爲投資組合在 t 時點的價值，W_{t+h} 爲投資組合在 t+h 時點的價值，$VaR_w(h)$ 爲投資組合在信心水準 1-α 下且持有期間爲 h 的最大可能損失。信心水準一般皆採用 95%或是更高的 99%，其水準可視管理者承受風險的程度而定，至於持有期間的水準則視資產的流動性和管理者的決策而有所不同。

另外，風險值的衡量可以資產的報酬率來表現如下：

$$\Pr[R_{W_{t+h}} < -VaR_R(h)] = \alpha \tag{18}$$

其中 $R_{W_{t+h}} = \ln(W_{t+h} / W_t)$ 爲投資組合從 t 至 t+h 時點的報酬率且 $VaR_R(h)$ 爲投資組合在持有期間爲 h 下的最大可能損失以報酬率來表示的型態。

若假設 W_0 為期初投資，R 代表特定期間之預期報酬率，且 $R \sim (\mu, \sigma^2)$，W^* 表示在特定信賴水準 C 下，最低投資組合之價值，R^* 則代表由模型估算出之預測報酬率。因此，期末投資組合之價值為：

$$W = W_0(1+R) \tag{19}$$

$$W^* = W_0(1+R^*) \tag{20}$$

若 VaR 被定義為相對於投資組合預期平均值之金額損失，則：

$$\begin{aligned} VaR &= E(W) - W^* \\ &= E[W_0(1+R)] - W_0(1+R^*) \\ &= W_0 + W_0\mu - W_0 - W_0R^* \\ &= -W_0(R^* - \mu) \end{aligned} \tag{21}$$

若將一機率分配 $f(w)$ 轉換為一標準常態分配 $\Phi(\varepsilon)$，其中 $\varepsilon \sim (0,1)$，則其可能收益低於 W^* 的機率為 1-C，可以數學式表示為：

$$1-C = \int_{-\infty}^{W^*} f(w)\,dw = \int_{-\infty}^{-|R^*|} f(r)\,dr = \int_{-\infty}^{-\alpha} \Phi(\varepsilon)\,d\varepsilon \tag{22}$$

且可知 $-\alpha = -\dfrac{\mu\Delta t - R^*}{\sigma\sqrt{\Delta t}}$，$\Delta t$ 為時間因素。在決定出 α 值後，便可決定出風險值：

$$VaR = W_0 \alpha \sigma \sqrt{\Delta t} \tag{23}$$

其中，$\alpha = Z_{1-C}$ 為標準常態分配下左尾機率 1-C 下的百分位數。在本章第一、二兩節介紹的四種模型下（PD、JPD、GD、JGD），其風險值在持有期間為一天 $(\Delta t = 1)$ 下的計算方式可分別表示如下：

$$VaR^{PD} = W_0 Z_{1-C}\, \sigma \tag{24}$$

$$VaR^{JPD} = W_0 Z_{1-C} \left(p\sqrt{\sigma^2 + \delta^2} + (1-p)\sqrt{\sigma^2} \right) \tag{25}$$

$$VaR_t^{GD} = W_0 Z_{1-C} \sqrt{h_t} \tag{26}$$

$$VaR_t^{GPD} = W_0 Z_{1-C} \left(p\sqrt{h_t + \delta_0^2 + \delta_1^2 h_t} + (1-p)\sqrt{h_t} \right) \tag{27}$$

在使用風險值估算方法之前，須先了解金融性商品的損益特性，並依此特性選擇適當的估計方法。資產的損益型態大致可區分為線性與非線性，線性損益商品（如：股票、匯率、期貨等）的損益與標的資產的價格變動呈現直線關係，即標的資產價格每變動一單位，線性損益商品的理論價格也會變動一固定比例的幅度。而若是商品的損益與標的資產價格的變動比例，會隨著標的資產價位不同而有異，即呈現非線性關係，則此商品為非線性損益商品，例如選擇權和認購權證。

風險值估算的關鍵在於描述投資組合在評估期間的損益分配圖，常見的風險值估算方法可分為三類：變異數－共變異數法（Variance-Covariance Approach）、歷史模擬法（Historical Simulation）與蒙地卡羅模擬法（Monte Carlo Simulation）。基本上，每個估算方法皆有其適用範圍及優缺點，瞭解不同方法的環境假設條件，並相互搭配使用，才能夠較精確估計投資組的風險值[5]。本研究以股價為研究標的，屬於線性損益商品，適用於變異數－共變異數法之估算法。另外，計算風險值必須對未來的波動進行預測，故本文採用移動視窗（rolling window）的方式對樣本外的波動進行預測，以便計算下各交易日的風險值。

四、評價方式與預測績效

風險值評價與績效的衡量方面，本文採用 Kupiec（1995）的 Proportion of Failure test（PF test），對計算出的風險值作後向測試（Back-Testing），其目的在檢定風險值模型所設定報酬超過風險值的比率 α_0 是否與實際比率相同 $\hat{\alpha}$，其虛無假設檢定為 H0：$\alpha = \alpha_0$，檢定統計量為：

$$LR_{PF} = 2[\ln(\hat{\alpha}^x(1-\hat{\alpha})^{T-x}) - \ln(\alpha_0^x(1-\alpha_0)^{T-x})] \sim \chi^2(1) \qquad (28)$$

其中 α_0 為欲檢定的失誤比率，T 為觀測值個數，x 為實際報酬率超過模型估算的風險值次數，$\hat{\alpha} = x/T$ 為實際報酬率超過風險值的比率。

肆、實證結果

一、資料來源與處理

本文之研究標的主要分為類股指數與個股兩大類，指數以塑化、電子、金融、鋼鐵、造紙、汽車六大指數為主；各股則以台塑、台積電、彰銀、中鋼、台紙、裕隆六檔個股為主，資料採類股指數與個股兩大類主要考慮其報酬波動性可能並不相同。所有原始樣本資料取自教育部「AREMOS 台灣股票市場統計資料庫」，資料型態為日資料，研究期間為 1999 年 1 月 5 日到 2003 年 6 月 30 日共 1148 筆資料。參照 Fama（1984）取對數再乘以 100，成為股價報酬率變動之百分比。

二、基本統計量分析

茲將股價指數報酬率之的基本統計特性列於表 1。從表 1 顯示在研究期間樣本的股價報酬正或負均有，樣本標準差以台紙最大，而在報酬率的分配檢定上，只有造紙類股的分配接受常態分配的檢定，其他類股與個股的報酬率均拒絕常態分配的假設。故本文在下節將採用四種模型配適，並比較何者最能夠捕捉報酬率的行為。

三、模型的估計與選取

本文使用 PD、JPD、GD 和 JGD 等四種不同的模型，其可分為在假設報酬率為常態下的 PD 模型，和僅考慮報酬率具有跳躍行為的 JPD 模型與僅考慮報酬率具有 GARCH 特性的 GD，最後是包含 GARCH 和跳躍的 JGD 模型。前三個模型為 JGD 的限制模型，JGD 為此四個模型中最一般化的模型，本文將四種模型的估計結果至於附錄。

為了比較此四個模型對於樣本的配適能力，本文採用一般文獻[6]上較常使用的 Schwarz criterion（SC）和 Likelihood ratio 檢定（LR test）作為選取模型的準則[7]。由表 2 可知，無論個股或類股都以 JGD 模型的 SC 值最小，因此以 SC 為準則選取，JGD 模型的配適能力最佳。另外，本文以 LR test 檢定模型是否必須考慮報酬率具有跳躍的特性，由表 3 可知在 1%顯著水準下，無論在是否考慮 GARCH 效果，包含跳躍過程的模型其配適能力均優於不包含跳躍過程的模型，因此可知國內股票市場報酬率普遍具有

表 1 股價指數報酬率基本統計特性

變數	樣本平均值	樣本標準差	偏態	峰態	最大值	最小值	J-B
塑化	0.0035	2.0591	0.0634	3.6317***	6.5244	-7.0096	19.8436***
電子	-0.0080	2.1747	0.0717	3.4617***	6.1873	-6.9692	11.1752***
金融	-0.0254	2.0555	0.2120***	3.6935***	31.5846	-6.9396	6.5348***
鋼鐵	0.0209	1.9800	0.2825***	3.9532***	6.4684	-7.4128	58.6904***
造紙	-0.0271	2.4872	0.0623	3.1012	6.6313	-7.0598	1.2327
汽車	0.0027	2.1621	0.1269*	4.2263	6.5494	-8.4341	74.9607***
台塑	0.0683	2.4251	0.2263***	3.7426***	7.0000	-7.0000	36.1512***
台積電	0.0984	2.8516	0.2725***	3.1818	6.9900	-6.9900	15.7759***
彰銀	-0.0260	2.8990	0.3015***	3.3534**	7.0000	-7.0000	23.3557***
中鋼	0.0771	2.1143	0.5270***	4.3111***	6.9800	-6.9000	135.2606***
台紙	-0.0118	3.5918	0.1625**	2.5641***	7.0000	-6.9900	14.1323***
裕隆	0.0520	2.6415	0.2930***	3.7381***	6.9900	-6.9900	42.4482***

附註：1.*、**、***表示分別爲 10%、5%、1%的顯著水準。
2. J-B 爲 Jarque-Bera（1987）之常態統計檢定量。

表 2 Schwarz criterion

股價	Schwarz criterion			
	PD	JPD	GD	JGD
塑化	4925.0724	4911.8370	4900.0562	4892.8165
電子	5050.4108	5033.5823	5003.6895	5000.1793
金融	4921.0578	4891.9721	4888.2754	4883.1407
鋼鐵	4835.1881	4796.5687	4791.6836	4766.7635
造紙	5358.3911	5339.5477	5291.1944	5264.9382
汽車	5037.0691	4945.9815	4933.9794	4894.7827
台塑	5295.5799	5258.3577	5241.6667	5232.5141
台積電	5670.7308	5645.1507	5642.6299	5639.1633
彰銀	5705.1418	5653.6756	5630.0806	5615.1320
中鋼	4985.7772	4960.3379	4943.6845	4910.1045
台紙	6198.7499	6180.2160	6162.8047	6145.1551
裕隆	5496.0497	5427.6915	5411.4693	5402.6517

表 3 Likelihood Ratio Test

股價	Likelihood Ratio Test			
	Restricted	Unrestricted	Restricted	Unrestricted
	PD	JPD	GD	JGD
塑化	34.3701***		28.3744***	
電子	37.9631***		18.6449***	
金融	50.2203***		28.2692***	
鋼鐵	59.7542***		46.0578***	
造紙	39.9716***		47.3909***	
汽車	112.232***		60.3182***	
台塑	58.3569***		60.2872***	
台積電	46.1486***		38.6138***	
彰銀	72.6094***		82.8328***	
中鋼	104.741***		89.1474***	
台紙	5.66864***		16.8422***	
裕隆	89.4288***		47.9223***	

附註：1.*、**、***表示分別為 10%、5%、1%的顯著水準。

跳躍的特性，此結論與林丙輝與葉仕國（1999）的結論相同。

四、風險值計算、評價方式與預測績效之結果

由 SC 與 LR 檢定選出的 JGD 模型，其最能夠描述股票報酬率的行爲，故本節將其運用於計算風險值模型中的參數。本研究將用來估計模型參數的資料固定爲 250 筆，以移動視窗的方式進行風險值的計算，將由 PD、JPD、GD 與 GJD 四種模型估計出的波動和跳躍機率分別帶入式(24)~(27)，並假設持有期間爲一天（$\Delta t = 1$）且初始投資爲 1（$W_0 = 1$）。接著，將估算出的風險值進行失誤比率檢定，視其是否通過回溯測試，如通過此測試後，才可將其運用於最低擔保維持率的研究。

表 4 爲在持有期間爲一天且信心水準爲 90%、95%、99%下，計算出的風險值與真實報酬比較後的失誤次數和回溯測試之結果。在計算出風險值後，必須對風險值模型作適合度檢定，以確定報酬率超出風險值的實際失誤比率與模型所允許的失誤比率相同。由表 4 的失誤比率檢定可知，各類股和個股在不同的信心水準下均通過此檢定，代表其真實失誤次數與理論失誤次數相同，並無高估或低估風險的現象。在下節，將使用 JGD 模型計算出的風險值於最低擔保維持率

表 4　實際報酬率穿越風險值次數、失誤比率檢定

股價	信心水準（%）	實際報酬率超過風險值的次數	PF-test
塑化	90%	114	0.0062
	95%	50	1.0479
	99%	11	0.0205
電子	90%	105	0.9541
	95%	57	0.0029
	99%	7	2.0518
金融	90%	110	0.2258
	95%	52	0.5514
	99%	8	1.1920
鋼鐵	90%	106	0.7672
	95%	56	0.0362
	99%	8	1.1920
造紙	90%	112	0.0764
	95%	59	0.0465
	99%	10	0.2015
汽車	90%	109	0.3305
	95%	54	0.2160
	99%	12	0.0234
台塑	90%	112	0.0764
	95%	53	0.3639
	99%	10	0.2015
台積電	90%	107	0.6011
	95%	52	0.5514
	99%	12	0.0234
彰銀	90%	113	0.0315
	95%	53	0.3639
	99%	10	0.2015
中鋼	90%	103	1.3909
	95%	57	0.0029
	99%	8	1.1920
台紙	90%	107	0.6011
	95%	55	0.1070
	99%	14	0.5220
裕隆	90%	121	0.3662
	95%	62	0.3785
	99%	11	0.0205

附註：1. PF-test 為 chi-square 值。
2.*、**、***表示分別為 10%、5%、1%的顯著水準。

表 5　持有期間爲二天以 JGD 模型計算之風險值與擔保維持率臨界值

股價		α=1%	α=5%	α=10%
塑化	VaR	8.25%	5.78%	4.50%
	擔保維持率臨界值	108.99%	106.13%	104.72%
電子	VaR	8.77%	6.14%	4.79%
	擔保維持率臨界值	109.61%	106.54%	105.03%
金融	VaR	9.76%	6.83%	5.33%
	擔保維持率臨界值	110.82%	107.33%	105.63%
鋼鐵	VaR	7.23%	5.06%	3.95%
	擔保維持率臨界值	107.79%	105.33%	104.11%
造紙	VaR	7.98%	5.59%	4.36%
	擔保維持率臨界值	108.67%	105.92%	104.56%
汽車	VaR	8.01%	5.61%	4.37%
	擔保維持率臨界值	108.71%	105.94%	104.57%
台塑	VaR	8.50%	5.95%	4.64%
	擔保維持率臨界值	109.29%	106.33%	104.87%
台積電	VaR	8.23%	5.76%	4.49%
	擔保維持率臨界值	108.97%	106.11%	104.71%
彰銀	VaR	9.21%	6.45%	5.03%
	擔保維持率臨界值	110.14%	106.89%	105.29%
中鋼	VaR	7.59%	5.31%	4.14%
	擔保維持率臨界值	108.21%	105.61%	104.32%
台紙	VaR	8.24%	5.77%	4.50%
	擔保維持率臨界值	108.98%	106.12%	104.71%
裕隆	VaR	8.04%	5.63%	4.39%
	擔保維持率臨界值	108.74%	105.96%	104.59%

附註：α 為顯著水準。

的分析。

五、風險值與擔保維持率臨界值

表 5 是以 JGD 模型估算風險值模型中的參數後，在不同信心水準下以及兩天持有期間的各類股指數與個股報酬率風險值，再經由換算而得到擔保維持率的臨界值。以下是風險值與擔保維持率臨界值之換算過程：

MV：擔保品的價值，受股價波動影響 [8]

D：證金公司融通委託人的價值，不受股

表 6　持有期間為五天以 JGD 模型計算之風險值與擔保維持率臨界值

股價		α=1%	α=5%	α=10%
塑化	VaR	13.04%	9.12%	7.12%
	擔保維持率臨界值	114.99%	110.04%	107.66%
電子	VaR	13.86%	9.70%	7.57%
	擔保維持率臨界值	116.09%	110.74%	108.18%
金融	VaR	15.42%	10.79%	8.42%
	擔保維持率臨界值	118.23%	112.10%	109.19%
鋼鐵	VaR	11.42%	8.00%	6.24%
	擔保維持率臨界值	112.90%	108.69%	106.65%
造紙	VaR	12.61%	8.83%	6.88%
	擔保維持率臨界值	114.43%	109.68%	107.39%
汽車	VaR	12.66%	8.86%	6.91%
	擔保維持率臨界值	114.49%	109.72%	107.42%
台塑	VaR	13.43%	9.40%	7.33%
	擔保維持率臨界值	115.51%	110.38%	107.91%
台積電	VaR	13.00%	9.10%	7.10%
	擔保維持率臨界值	114.95%	110.01%	107.64%
彰銀	VaR	14.55%	10.19%	7.95%
	擔保維持率臨界值	117.03%	111.34%	108.63%
中鋼	VaR	11.99%	8.39%	6.55%
	擔保維持率臨界值	113.63%	109.16%	107.01%
台紙	VaR	13.02%	9.11%	7.11%
	擔保維持率臨界值	114.97%	110.03%	107.65%
裕隆	VaR	12.70%	8.89%	6.94%
	擔保維持率臨界值	114.55%	109.76%	107.45%

附註：α 為顯著水準。

價波動影響，固定不變[9]

$\frac{MV}{D}$：擔保維持率

X：擔保維持率臨界值

當擔保維持率向下觸及擔保維持率臨界值時，表示在此臨界點時擔保品價值兩天的報酬率最大可能損失等於表 6 所計算出的風險值 VaR，即

$$\frac{D-MV}{MV} = -VaR$$

$$\frac{1}{\frac{MV}{D}} - 1 = -VaR$$

$$\frac{1}{X} - 1 = -\text{VaR}$$

$$擔保維持率臨界值\ X = \frac{1}{1 - \text{VaR}}$$

擔保維持率臨界值的意義是當個股的擔保維持率下降至此臨界值時，在一定的信心水準下，N 天內擔保品價值最大可能損失會使得個股擔保維持率向下觸及 100%以下，使得投資人在此個股的投資全數賠光，證金公司也將面臨該個股違約風險所造成的損失。

由表 5 可知，六個類股指數中以金融股的風險值最高，為 5.33%，因此其擔保維持率臨界值也較高，為 105.63%，其餘大致介於 4%~5%之間，而其中以鋼鐵類股的擔保維持率臨界值為最低。在個股方面，屬於金融類股的彰銀，其風險值與擔保維持率臨界值最高，為 5.03% 與 105.29%，其餘個股的擔保維持率臨界值大致界於 4%~5%之間。由風險管理的角度而言，操作金融類股的風險值最高，表示投資人若想降低投資組合整體的風險，可藉由降低持有金融類股的投資權重。就擔保維持率的方向看來，若擔保品為金融類股，則其最有可能在超過現行的最低擔保維持率。因此，若證金公司融資的擔保品為金融類股，則必須要特別注意擔保品價值是否會跌破證金公司融通委託人的價值。另外，兩天的持有期間下所計算得到的擔保維持率臨界值，在任一種信心水準下皆與現行 120%最低擔保維持率相去甚遠，表示目前現行的 120%最低擔保維持率已足夠涵蓋證金公司要求委託人兩天內補足擔保品的風險，此結論與周恆志（2002）及陳逸君（2003）所得到之結果相同。此外，當市場流動性不足時，證金公司於第三天以後不見得能立即將委託人之擔保品於市場上出售，但經由表 6 中五天持有期間所計算得到的結果顯示，120%最低擔保維持率已足夠涵蓋五天以內的風險控管。

六、最低擔保維持率的調整趨勢

根據財政部以及證期會相關主管表示 [10]，讓融資融券制度恢復正常水準是長期性的大方向，融資券成數也應該朝中性方向調整，目前融資成數是 6 成，融券成數是 9 成，最理想的目標是融資券成數各為 5 成，但我國融資券成數從未有同時為 5 成的情況，未來將慢慢朝這個方向調整。此外，為與國際市場接軌並提高投資人的風險意識，證期會也將儘快規劃放寬漲跌幅限制的措施，漲跌幅限制將由目前的 7%放寬到 10%，但放寬股市漲跌幅限制的同時必須要有配套措施，因此將分兩階段將信用交易擔保維持率由現行的 120%調回到先前的 140%[11]，預計第一階段由 120%調高到 130%；第二階段由 130%調高至 140%完成目標，並且在施行期間給予緩衝期，以免影響股市波動。

由此可見，在目前 7%漲跌幅限制與交易制度下，120%最低擔保維持率設定已足夠涵蓋證金公司所面對的違約風險，並能同時兼顧到市場的流動性。且隨著我國金融市場的國際化與自由化，在逐步放寬漲跌幅限制後，需調高最低擔保維持率水準作為其配套措施。較高的最低擔保維持率水準應如何訂定，有賴於相關單位在考慮到主客觀的情形下制定可長可久的政策，也期望後續相關

研究能夠朝中性資券成數與放寬漲跌幅限制對最低擔保維持率的影響繼續鑽研。

伍、結論

證券市場開放信用交易有助於促進股票市場健全發展，並有效提高市場的流動性與成交量，最低擔保維持率的設定關係到違約風險與市場流動性間的取捨關係，現行的整戶最低擔保維持率為120%，當整戶擔保維持率向下觸及120%最低擔保維持率時，此時證金公司須即刻通知委託人並要求信用戶於兩營業日內補足擔保品使得整戶擔保維持率升至120%以上，因此這兩個營業日對於證金公司或是委託人的風險控管是相當重要的。

本研究主要應用風險值的觀念探討國內信用交易制度中，120%最低擔保維持率水準是否足夠涵蓋證金公司要求委託人兩日內補足擔保品的風險控管。在計算風險值前，需正確考慮股價報酬率分配的型態，本研究首先探討台灣上市公司股價報酬率分配形態，是否具有條件異質變異與跳躍－擴散過程，結果發現包含 GARCH 和跳躍行為的 JGD 模型為一較佳股價報酬率模型。

本文依照周恆志（2002）提出擔保維持率臨界值的概念，擔保維持率臨界值可藉由風險值換算得到。實證結果發現在兩天與五天的持有期間下所計算得到的擔保維持率臨界值皆低於現行120%最低擔保維持率，表示目前的最低擔保維持率水準足以涵蓋證金公司所面對委託人的違約風險，此結論雖與周恆志（2002）和陳逸君（2003）所得到之結論相同，但本文以較為嚴謹的計量模型與研究方法得到較正確的報酬率分配形態，所計算得到的風險值與結論更具正確性與說服力。

附　註

1. 整戶戶擔保維持=

$$\frac{\text{融資擔保證券市值+原融券擔保價款及保證金}}{\text{原融資金融+融資證券市值}}\times 100\%$$

2. 融資融卷操作業務第 21 條（民國九十一年八月二十日修正）。

3. 於評估期間內投資組合部位應固定不調整。

4. 自 Bachelier（1900）以來多假設股價是符合一種擴散過程。

5. 變異數－共變異數法假設資產報酬率為常態分配，此法亦稱為 delta-normal 估算法，主要適用於線性損益商品。歷史模擬法假設資產過去的價格變化會在未來的評估期間重現，其對於線性與非線性損益商品的風險值估算皆適用。而蒙地卡羅模擬法則與歷史模擬法二者主要不同在於：歷史模擬法依據確實發生過的歷史價格資料來重製情境；蒙地卡羅模擬法則依據選擇的隨機程序（幾何布朗運動 Geometric Brownian Motion）隨機製造出不同的情境，這些情境不必然是過去發生過的情境。另外，若投資組合中包含有非線性損益商品，應選用歷史模擬法

或蒙地卡羅模擬法來估算風險值。

6. 如 Chahal and Wang（1998）和林丙輝與葉仕國（1999）。

7. 如 Jorion（1988）、林丙輝與葉仕國（1999）等。

8. 以融券爲例，MV=現金擔保品－（本期股價－前一期股價）；以融資爲例，MV=股票擔保品>。

9. 以融券爲例，D=融券期初股票價值；以融資爲例，D=期初融通之資金>。

10. 財政部台灣證券交易所與證期會於2002年5月2日邀集四家證金公司與自辦交易信用證券商等相關單位，一同研討融資融券擔保品維持率調整案並達成共識。

11. 在 87 年金融風暴之前，融資擔保品維持率原爲 140%，證券主管機關爲因應時局，於當年 6 月將其降至120%。

參考文獻

一、中文部分

1. 方文碩、孫穎慶(2000)，融資、融券與股票市場關聯性探討，臺灣銀行季刊，51(3)，216-245。

2. 李訓民(1996)，揭開美國保證金交易制度之面紗--兼論與我國信用交易制度之比較研究，證交資料，410，20-31。

3. 林丙輝、葉仕國(1999)，台灣股票價格非連續跳耀變動與條件異質變異之研究，證券市場發展季刊，11(1)，61-92。

4. 林炯垚、徐燕山、柳春成(1996)，證券信用交易比率調整與股市波動關係之研究，證券金融，50，1-20。

5. 周恆志(2002)，以涉險值模型初步探討台灣股票市場信用交易的最低擔保維持率，華岡經濟論叢，2(1)，1-27。

6. 周意倫(1998)，OTC 開放信用交易的評估，大信投資季刊，87，93-95。

7. 姚海青、杜化宇、陳勝源(1999)，我國股票市場融資比率與融券保證金成數調整對股價波動性影響之研究，證券市場發展季刊，11(2)，129-154。

8. 張哲章(1998)，融資融券餘額、成交量與股價指數之關聯性研究，證券金融，56，67-94。

9. 章銘(1999)，我國信用交易制度簡介」考選情報，11。

10. 劉懿澄(1999)，店頭市場開放信用交易之影響，永昌證券投資季刊，9，17-24。

11. 蘇松欽(1999)，美、日、中證券信用交易制度之比較，臺研金融與投資，12，28-43。

12. 龔尙智、吳其昌(2000)，以新上市公司樣本探討店頭市場開放信交易對其股價波動性及效率性之影響，輔仁管理評論，7(1)，161-181。

13. 陳逸君(2003)，以風險值的觀點探討現行信用交易之最低擔保維持率，淡江大學企業管理學系碩士論文。

二、英文部分

1. Bachelier, L. (1900). Theory of

Speculation, Paris : GauthierVillars." Translated by A. James Boness and reprinted in Cootner, loc. cit.

2. Ball, C. A., & Torous, W. N. (1983). A Simplified Jump Process for Common Stock Returns. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 18(1), 56-65.

3. Ball, C. A., & Torous, W. N. (1985). On Jump in Common Stock Prices and Their Impact on Call Option Pricing. The Journal of Finance, 40(1), 155-173.

4. Bates, D. S. (1991). The Crash of '87: Was it Expected ? The Evidence from the Options Markets. Journal of Finance, 46, 1009-1044.

5. Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasiticity. Journal of Econometrics, 31, 307-327.

6. Bollerslev, T. (1987). A Conditionally Heteroskedasticity Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return. Review of Economics and Statistics, 19, 542-547.

7. Chahal, M. S. & Wang, J. (1998). Jump Diffusion Processes and Emerging Bond and Stock Markets : An Investigation Using Daily Data. Multinational Finance Journal, 1(3), 169-197.

8. Chan, W. H., & Maheu, J. M. (2002). Conditional Jump Dynamics in Stock Market Return. Journal of Business & Economic Statistics, 20(3), 377-389.

9. Das, S. R. (2002). The Surprise Element : Jumps in Interest Rates. Journal of Econometrics, 106, 27-65.

10. Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. Econometrica, 50, 987-1007.

11. Engle, R. F., & Ng, V. K. (1993). Measuring and Testing the impact of News on Volatility. Journal of Finance, 48, 1749-1778.

12. Fama, E. F. (1965). The Behavior of Stock Market Prices. Journal of Business, 38, 34-105.

13. Fama, E. F. (1984). Forward and SpotExchange Rates. Journal of Monetary Economics, 14, 319-338.

14. Gallant, A. R., Hsieh, D., & Tauchen, G. (1997). Estimation of Stochastic Voliatility Models with Diagnostics. Journal of Econometrics, 81, 159-192.

15. Glosten, L. R., Jagannathan, R., & Runkle, D. E. (1993). On the relation between the expected value and volatility of the nominal excess on stocks. Journal of Finance, 48, 1779-1801.

16. Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1987). A test for normality of observations and regression residuals. International Statistics Review, 55, 163-172.

17. Jorion, P. (1988). On Jump Processes in Foreign Exchange and Stock

Markets. The Review of Financial Studies, 1(4), 427-445.

18. Kim, D., & Kon, S. J. (1994). Alternative Models for the Conditional Heteroscedasticity of Stock Returns. Journal of Business, 67(4), 563-598.

19. Kupiec, P. H. (1995). Techniques for Verifying the Accuracy of Risk Measurement Models. Journal of Derivatives, 73-84.

20. Mandelbrot, B. (1967). The Variation of Some Other Speculative Prices. Journal of Business, 40, 393-413.

21. Nelson, D. B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. Econometrica, 59, 347-370.

22. Schwarz, G. (1978) Estimating the Dimensions of a Model. Annal of Statistics, 6, 461-464.

2004 年 **07** 月 **16** 日收稿

2004 年 **08** 月 **27** 日初審

2004 年 **11** 月 **09** 日複審

2005 年 **01** 月 **31** 日接受

附　錄

參數估計表

Panel A. 類股

參數	μ	σ^2	ϕ	φ	p	θ_0	θ_1	θ_2	δ_0	δ_1	Q(12) Q^2(12)	對數概似函數值
塑化												
PD	0.003	2.058*										-2455.49
	(0.060)	(0.042)										
JPD	-0.268*	1.089*			0.670*	0.404*			2.119*			-2438.30
	(0.070)	(0.194)			(0.101)	(0.088)			(0.093)			
GD	0.025	1.161*	0.137*	0.590*							9.859	-2435.93
	(0.061)	(0.292)	(0.030)	(0.080)							13.741	
JGD	-0.051	0.279*	0.141*	0.695*	0.316*	0.628*	0.032	0.69*	6.024*	-0.844	10.887	-2412.55
	(0.067)	(0.134)	(0.036)	(0.069)	(0.090)	(0.338)	(0.164)	(0.25)	(2.156)	(0.747)	14.105	
電子												
PD	-0.008	2.173*										-2518.16
	(0.064)	(0.045)										
JPD	-0.209	0.796*			0.785*	0.256			2.279*			-2499.17
	(0.113)	(0.176)			(0.059)	(0.163)			(0.074)			
GD	0.035	0.423*	0.091*	0.819*							21.085	-2487.75
	(0.061)	(0.104)	(0.019)	(0.032)							12.772	
JGD	-0.061	0.022*	0.009*	0.886*	0.870*	-0.074	0.192*	0.022	2.173*	0.762*	10.120	-2463.47
	(0.053)	(0.094)	(0.001)	(0.009)	(0.023)	(0.069)	(0.058)	(0.05)	(0.209)	(0.680)	14.042	
金融												
PD	-0.025	2.054*										-2453.48
	(0.060)	(0.042)										
JPD	-0.470*	1.068*			0.632*	0.704*			2.165*			-2428.37
	(0.085)	(0.075)			(0.039)	(0.172)			(0.073)			
GD	-0.031	0.786*	0.107*	0.705*							10.356	-2431.04
	(0.058)	(0.209)	(0.023)	(0.059)							23.052	
JGD	-0.390*	0.131	0.034*	0.743*	0.686*	0.547*	0.062	0.117	2.119*	2.082	8.427	-2410.35
	(0.094)	(0.084)	(0.013)	(0.075)	(0.066)	(0.181)	(0.082)	(0.07)	(1.073)	(1.242)	14.237	

續下表

續參數估計表

參數	μ	σ^2	ϕ	φ	p	θ_0	θ_1	θ_2	δ_0	δ_1	Q(12) $Q^2(12)$	對數概似函數值
鋼鐵												
PD	0.020	1.979*										-2410.54
	(0.058)	(0.041)										
JPD	-0.231*	1.256*			0.450*	0.559*			2.241*			-2380.67
	(0.052)	(0.053)			(0.032)	(0.108)			(0.105)			
GD	0.013	0.444*	0.103*	0.785*							14.266	-2381.75
	(0.058)	(0.124)	(0.022)	(0.044)							9.309	
JGD	-0.166*	0.084	0.061*	0.844*	0.388*	0.525*	0.122	0.184	3.181*	0.629	12.642	-2355.73
	(0.076)	(0.056)	(0.021)	(0.047)	(0.096)	(0.241)	(0.145)	(0.14)	(1.454)	(0.824)	17.006	
造紙												
PD	-0.027	2.486*										-2672.15
	(0.073)	(0.051)										
JPD	-0.349*	0.723*			0.824*	0.390*			2.614*			-2652.16
	(0.083)	(0.104)			(0.032)	(0.118)			(0.072)			
GD	0.002	1.123*	0.176*	0.643*							31.314*	-2631.50
	(0.068)	(0.385)	(0.036)	(0.086)							12.119	
JGD	-0.167*	0.056	0.166*	0.709*	0.630*	0.481*	0.083	0.36*	4.671*	-0.250	21.902	-2609.11
	(0.060)	(0.045)	(0.015)	(0.021)	(0.043)	(0.106)	(0.078)	(0.07)	(0.408)	(0.150)	15.212	
汽車												
PD	0.002	2.161*										-2511.48
	(0.063)	(0.045)										
JPD	-0.211*	1.122*			0.482*	0.444*			2.640*			-2455.37
	(0.071)	(0.061)			(0.034)	(0.150)			(2.640)			
GD	-0.020	0.277*	0.109*	0.833*							17.347	-2452.90
	(0.054)	(0.066)	(0.018)	(0.025)							18.293	
JGD	-0.248*	0.029	0.044*	0.870*	0.474*	0.198	0.328*	-0.02	2.419*	1.794*	19.488	-2413.02
	(0.079)	(0.024)	(0.014)	(0.029)	(0.075)	(0.206)	(0.126)	(0.11)	(0.918)	(0.816)	16.463	

續下表

續參數估計表

Panel B. 個股												
參數	μ	σ^2	ϕ	φ	p	θ_0	θ_1	θ_2	δ_0	δ_1	Q(12) $Q^2(12)$	對數概似函數值
台塑												
PD	0.073	2.419*										-2640.74
	(0.071)	(0.050)										
JPD	-0.286*	1.362*			0.553*	0.650*			2.651*			-2611.56
	(0.064)	(0.070)			(0.033)	(0.125)			(0.107)			
GD	0.048	1.916*	0.140*	0.533*							7.618	-2621.74
	(0.069)	(0.476)	(0.032)	(0.091)							6.376	
JGD	-0.123	0.272	0.134*	0.659*	0.392*	0.387*	0.212	0.140	8.188*	-0.500	6.669	-2585.92
	(0.068)	(0.183)	(0.036)	(0.086)	(0.078)	(0.159)	(0.113)	(0.124)	(1.781)	(0.493)	10.037	
台積電												
PD	0.102	2.848*										-2828.32
	(0.084)	(0.059)										
JPD	-0.761*	1.425*			0.674*	1.281*			2.913*			-2804.96
	(0.086)	(0.127)			(0.049)	(0.202)			(0.119)			
GD	0.116	1.360*	0.107*	0.727*							20.894	-2814.22
	(0.079)	(0.379)	(0.023)	(0.055)							10.033	
JGD	-0.621*	1.404*	0.022*	0.894*	0.728*	0.749*	0.250*	0.012	5.265*	1.543*	18.401	-2782.74
	(0.071)	(0.179)	(0.002)	(0.009)	(0.030)	(0.110)	(0.061)	(0.061)	(0.496)	(0.329)	12.209	
彰銀												
PD	-0.019	2.891*										-2845.52
	(0.085)	(0.060)										
JPD	-0.537*	1.332*			0.629*	0.821*			3.194*			-2809.22
	(0.068)	(0.134)			(0.058)	(0.157)			(0.119)			
GD	-0.042	1.866*	0.128*	0.649*							5.301	-2823.95
	(0.078)	(0.431)	(0.026)	(0.061)							17.138	
JGD	-0.421*	1.231*	0.104*	0.793*	0.455*	0.774*	0.153	0.073	10.06*	-0.433	7.215	-2776.76
	(0.069)	(0.202)	(0.008)	(0.013)	(0.034)	(0.173)	(0.101)	(0.094)	(1.014)	(0.276)	19.233	

續下表

續參數估計表

參數	μ	σ^2	ϕ	φ	p	θ_0	θ_1	θ_2	δ_0	δ_1	Q(12) $Q^2(12)$	對數概似函數值
中鋼												
PD	0.079	2.113***										-2485.84
	(0.062)	(0.044)										
JPD	-0.272*	1.396*			0.321*	1.094*			2.648*			-2433.55
	(0.054)	(0.050)			(0.028)	(0.177)			(0.157)			
GD	0.076	0.623*	0.112*	0.751*							11.132	-2457.75
	(0.059)	(0.236)	(0.030)	(0.074)							5.095	
JGD	-0.191*	0.293*	0.079*	0.709*	0.296*	0.925*	0.126	0.024	4.561	0.960	11.001	-2412.28
	(0.065)	(0.143)	(0.032)	(0.102)	(0.063)	(0.292)	(0.170)	(0.154)	(2.419)	(1.154)	8.569	
台紙												
PD	-0.005	3.586***										-3092.33
	(0.105)	(0.074)										
JPD	-0.124*	1.365*			0.521*	0.924*			2.538*			-3053.22
	(0.154)	(0.250)			(0.058)	(0.757)			(0.257)			
GD	-0.0388	2.708*	0.195*	0.595*							15.922	-3056.31
	(0.099)	(0.737)	(0.035)	(0.077)							13.956	
JGD	-0.112*	0.325*	0.121*	0.642*	0.411*	0.804*	-0.226	0.014	2.561	0.520	17.531	-3023.14
	(0.141)	(0.052)	(0.025)	(0.067)	(0.046)	(0.557)	(0.220)	(0.454)	(2.311)	(0.942)	12.622	
裕隆												
PD	0.054	2.639***										-2740.97
	(0.078)	(0.055)										
JPD	-0.270*	1.373*			0.524*	0.620*			3.083*			-2696.23
	(0.094)	(0.077)			(0.035)	(0.225)			(0.120)			
GD	0.028	0.464*	0.097*	0.837*							24.029*	-2700.64
	(0.073)	(0.117)	(0.019)	(0.029)							11.752	
JGD	-0.344*	0.010	0.034*	0.901*	0.514*	0.393	0.300*	-0.059	4.547*	1.346	18.045	-2661.96
	(0.084)	(0.029)	(0.010)	(0.024)	(0.071)	(0.237)	(0.110)	(0.102)	(1.383)	(0.845)	8.755	

附註：1. *代表 5%的顯著水準。
2. 括弧中為標準誤。
3. Q(12)表示標準化殘差項之 Ljung–Box 的 Q 統計量。
4. $Q^2(12)$ 表示標準化殘差項平方之 Ljung–Box 的 Q 統計值。