

日經 225 股價指數期貨異常波動 之風險衡量

鄭婉秀* 胡緒寧**

摘要

本文探討日經 225 股價指數期貨於大阪交易所與新加坡市場之波動與風險值，採用常態分配與 GED 分配跳躍模型進行實證分析，同時將樣本期間之四大波動期間區分出，深入分析各子期間之波動與風險。實證結果發現在新加坡市場，GED 跳躍模型顯著優於常態分配模型，但在大阪市場則無。各市場各模型之變異數方程式皆呈現顯著 GARCH 效果，且跳躍變異數與平均數皆具與時變異之特性，而四大波動期間中，以 2003 年下半年日本經濟復甦之衝擊最為強烈，伊拉克戰爭之衝擊居次，且新加坡交易所對於現貨指數的波動產生相對較大的衝擊。在風險值預測部分，明顯發現 GED 分配跳躍模型不管在全樣本期間或是各子期間在新加坡市場之預測結果均較佳，而大阪交易所所在負面消息與正面消息發生時之預測結果則不一致。整體而言，常態分配加上跳躍已經能捕捉大阪交易所日經 225 股價指數期貨之波動，然而在新加坡市場，其異常波動程度較大，由 GED 分配加上跳躍的估計模型對於期貨波動有較佳的掌握度。

關鍵詞：日經 225 股價指數期貨、波動、跳躍、GED 分配

* 亞洲大學財務金融學系。41354 台中縣霧峰鄉柳豐路 500 號，
E-mail: whcheng@asia.edu.tw，Tel: 04-23323456#5481。

** 淡江大學財務金融研究所

1. 緒論

日本市場為全球第二大證券市場，日經 225 股價指數是為日本各股價指數中歷史最悠久（基期為 1947 年），且為國內外投資人及股市相關者最熟悉的指數，被廣泛用來代表日本股市；自 1991 年 10 月起，日經 225 將每年流通性較低的股票以流通性高的股票替代，使市場的流通性及產業結構的變化能反映到股價上。日經 225 指數期貨的成交量也執亞洲指數期貨市場之牛耳，由新加坡國際金融交易所 (Singapore Exchange Limited, SGX) 於 1986 年 9 月首度推出，而日本本土的大阪證券交易所 (Osaka Securities Exchange, OSE) 亦於 1988 年 9 月推出自己國內的日經 225 指數期貨，隨後芝加哥商業交易所 (Chicago Mercantile Exchange, CME) 也於 1990 年 9 月推出日經指數期貨。對世界各地的投資者來說，日經指數期貨已成為非常有用的對沖交易工具，在世界各地不同交易所買賣的日經 225 期貨合約的相關價值，如今已高出各日本股票交易所總成交值的好幾倍。雖然在芝加哥、新加坡及大阪交易所都有日經指數期貨合約上市，但新加坡及大阪交易所日經指數期貨合約除了每一點的價值不同外，契約規格相似度極高，契約的價值也皆以日圓來表示，而兩交易所同時交易的特點使進行套利及對沖的投資者相當踴躍。期貨市場反應現貨市場之衝擊，就市場交易者而言，準確衡量波動性極為重要，而日本股市之波動，對新加坡與大阪期貨市場之衝擊與反應程度亦不盡相同，而金融機構及大型投資法人所管理的風險資產動輒以億計，微小的差異變化也會有相當的影響程度。因此，本文即探討兩期貨市場之波動性，尤其針對股市異常波動期間進行分析，提供投資人一適當的衡量風險工具。

在眾多風險管理的理論模型中，風險值 (Value-at-Risk, VaR) 模型能

清楚提供風險管理者在一定機率下所可能產生的損失程度，因此獲得許多實務界人士的青睞。根據 Jorion (2000) 對於風險值所提出的說明，認為風險值代表著在正常的交易市場，特定的持有期間及信賴區間下擁有之資產報酬率可能發生的最大損失。因此，風險值提供了風險管理者重要的訊息，即其面對市場價格波動時所承擔之風險為多少，換言之，此風險管理工具可提供風險管理者清楚的指標，使風險管理者明瞭損失的底線會在哪裡，而風險管理者即可依不同的風險承受度調整適當的資產部位。而 VaR 擁有動態管理、可量化風險、以及可跨資產作比較之優點，其估計方法與應用範圍亦愈來愈多元化，目前 VaR 風險值被廣泛運用在資本適足率的計算、企業內部之風險控管、或是資產配置之參考依據。然 VaR 對於資產報酬分配的假設以及參數的估計將隨著資產特性與樣本的選取而有所不同，所以如果不能將資產報酬率分配作正確的描述，則所估計出來的 VaR 風險值會出現錯誤、或者有不具效率性的問題發生。換言之，風險值的計算是針對 99% 或 95% 的信賴水準下討論最大可能損失，因此，準確描述報酬損益累積分佈函數的尾端分佈型態對於風險值的計算過程非常重要。Goorbergh and Vlaar (1999) 曾指出以 GARCH-t 分配估計出來之風險值能捕捉厚尾特性及波動叢集現象，Lee and Shen (2006) 則發現在一般誤差分配假設下的模型較常態分配假設對報酬率有更佳的解釋能力。有鑑於一般常態或對數常態 (lognormal) 的假設多無法對資產報酬做完整描述，本文因此採用較具彈性且包含常態分配之 GED 分配 (General error distribution) 進行風險值的分析估計。

許多實證發現 GARCH 模型在估計金融商品報酬率波動上能夠捕捉其異質變異 (heteroscedasticity) 與群聚現象的特性，並大幅提昇波動性模型預測的能力。GARCH 模型使得條件變異數的動態結構更具彈性，在實務

應用上被廣泛地接受。然傳統的 GARCH 模型對資產報酬率假設其服從連續的擴散隨機過程 (diffusion process)，並不適合解釋資產報酬上可能存在著間斷性的改變，Jorion (1988) 曾指出異值波動與跳躍是財務變數中最重要的兩個現象，忽略了跳躍的異常波動特性，在估計與預測上將產生偏誤 (Johannes, 2003; Ahn, Dittmar and Gallant, 2002)。林丙輝與葉仕國 (1999) 發現將跳躍過程與 GARCH 模型結合的常數跳躍-擴散模型較原始 GARCH 模型能解釋股票報酬率行為。因此，本文將跳躍行為納入 GARCH 模型中，同時依據 Chan and Maheu (2002) 的研究，假設跳躍強度會隨著時間而變動，服從 ARMA 過程，改善傳統將跳躍強度視為常數的假設，稱之為 ARJI 模型。再者，為正確衡量模型之 VaR，必須正確設定資產報酬率的分配，原始 ARJI 模型假設資產報酬呈常態分配，在極端值的估計上恐會產生偏誤，因此本文進一步將彈性較大的 GED 分配納入模型中，區分成常態分配跳躍模型 (ARJI-N) 與 GED 分配跳躍模型 (ARJI-GED)，深入探討兩者在大波動期間之差異。此研究對於波動性的估計與預測均提供了更適切的描述，在跳躍強度與資產報酬的分配上作彈性的設定，期更能反應股價報酬行為於重大事件期間的動態過程。

整體而言，本文之主要貢獻在於：(1) 同時探討日經 225 指數期貨於大阪交易所與新加坡市場之波動，並計算其風險值。兩市場之競爭從未間斷，新加坡市場雖率先推出，但大阪市場夾帶本土市場優勢在近年來迎頭趕上，值得深入探討兩市場對現貨波動之衝擊反應。加上兩市場之相似度高，投機者對其有著高度興趣，本文因此探討適用之風險值模型。(2) 考量資產報酬之間斷性變動，本文採用跳躍模型進行實證分析，並進一步將日經 225 指數現貨自 2003 年來之四大波動期間區分出，深入分析各子期間之異同，包含波動與風險之分析。(3) 考量樣本資料的厚尾現象，一般常態

分配的假設恐無法對資產報酬做完整描述，因此本文同時採用常態分配與 GED 分配跳躍模型進行估計，評估在包含跳躍因子下，常態與 GED 分配之適用性。最後，(4)在風險值預測估計上，本文同時使用三種準確性衡量指標驗證模型之適用性，以取得最完整之分析。本文之架構簡述如下：第一部分為緒論，第二部分為研究方法，簡述 GED 分配與常態分配跳躍模型，第三部分為實證結果，包含跳躍模型估計結果與風險值之預測績效評估，最後一部份為結論。

2. 研究方法

2.1 ARJI-GED 模型 (Autoregressive Conditional Jump Intensity with GED Distribution)

在傳統上假設資產報酬率為服從連續的擴散隨機過程，但其並不能完全解釋資產報酬上可能存在的間斷改變，因此將資產報酬率具有不連續的跳躍納入考慮，並假設報酬率的行為服從離散的波氏跳躍擴散隨機過程 (Poisson jump diffusion process)，如下式：

$$dP_t/P_t = \mu dt + \sigma dZ_t + \sum_{k=1}^{dN_t} \pi_{t,k} \dots\dots\dots (1)$$

其中 P_t 為資產價格，假設資產報酬率 dP_t/P_t 服從平均數為 μ ，標準差為 σ 的常態分配， dZ_t 為一標準化的 Wiener 過程。 dN_t 為跳躍次數的離散計數過程且服從 Poisson 分配，即 $dN_t \sim Poisson(\lambda_t dt)$ ，其中， λ_t 為 Poisson 分配的參數且 $\lambda_t > 0$ ，稱為跳躍強度 (jump intensity)，代表單位時間 $[t, t + dt]$ 內因非正常資訊所產生的跳躍次數。當 $dN_t = j$ 時，代表在前期所

有資訊集合下 (Ω_{t-1})，資產在單位時間 $[t, t+dt]$ 內有 j 次跳躍，其發生之機率為

$$P(N_t = j | \Omega_{t-1}) = \frac{e^{-\lambda_t} \lambda_t^j}{j!} \quad j = 0, 1, 2, \dots \quad \dots\dots\dots (2)$$

$\pi_{t,k}$ 為跳躍大小 (jump size)，服從平均數為 θ_t 、標準差為 δ_t 的常態分配，即 $\pi_{t,k} \sim N(\theta_t, \delta_t^2)$ 。

Bates (1991) 認為市場跳躍強度可能會隨著時間而改變，所以近年來的研究方向均將跳躍強度和跳躍大小設定為具隨時間變動的特性。依據 Chan and Maheu (2002) 考慮資產報酬率的 GARCH 效果，並將條件跳躍強度設定為 ARMA 過程，將此模型稱之為 ARJI 模型。本文進一步考慮資產報酬的厚尾現象，將 GED 分配納入模型中。資產報酬率的行為表示如下：

$$R_t = \mu + \sum_{i=1}^p \phi_i R_{t-i} + \sqrt{h_t} Z_t + \sum_{k=1}^{N_t} \pi_{t,k} + \varepsilon_t \quad \dots\dots\dots (3)$$

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} \quad \dots\dots\dots (4)$$

$$Z_t \sim \text{GED}(d), \pi_{t,k} \sim N(\theta_t, \delta_t^2), dN_t \sim \text{Poisson}(\lambda_t dt)$$

其中， h_t 為條件異質變異數方程式，為 GARCH(p,q)過程。平均數方程式的誤差項 $\varepsilon_t = R_t - \mu - \sum_{i=1}^p \phi_i R_{t-i}$ 。 N_t 為服從 Poisson 分配之跳躍次數，即 $dN_t \sim \text{Poisson}(\lambda_t dt)$ ，條件跳躍強度為 $\lambda_t = \lambda_0 + \sum_{i=1}^r (\rho_i - \gamma_i) \lambda_{t-i} + \sum_{i=1}^s \gamma_i \xi_{t-i}$ ，其

中 ξ_t 為理性預測誤差，即 $E(N_t|\Omega_t) - E(N_t|\Omega_{t-1})$ 。 $\pi_{t,k}$ 為跳躍大小，其平均數為 θ_t ，標準差為 δ_t ，進一步將平均數與標準差設定為：

$$\theta_t = \eta_0 + \eta_1 R_{t-1} D_t + \eta_2 R_{t-1} (1 - D_t) \dots\dots\dots (5)$$

與

$$\delta_t^2 = \zeta_0 + \zeta_1 R_{t-1}^2 + \zeta_2 h_{t-1} \dots\dots\dots (6)$$

其中 D_t 為虛擬變數，當前期報酬為正 ($R_{t-1} > 0$)，則 $D_t = 1$ ，否則為 0。 Z_t 服從 GED 分配，參數 d 控制分配型態，不同的參數獲得不同的分配形式。當 $d = 2$ ，GED 分配相當於常態分配；當 $d > 2$ ，尾部較常態分配薄；當 $d < 2$ ，尾部較常態分配厚，屬厚尾分配。其它的特例如當 $d = 1$ 時為 Laplace 分配，當 d 趨近於無窮大時，則為 uniform 分配。GED 分配下的隨機變數 Z 之機率密度函數為：

$$f(Z_t) = \frac{d \cdot e^{-\frac{1}{2} \left| \frac{Z_t}{B} \right|^d}}{B \cdot 2^{1+\frac{1}{d}} \cdot \Gamma(1/2)} \dots\dots\dots (7)$$

其中 $B = \left(2^{-2/d} \frac{\Gamma(1/d)}{\Gamma(3/d)} \right)^{1/2}$ ， $\Gamma(\cdot)$ 為 gamma 函數。當 $d < 2$ 時，Johnson and Kotz (1970) 導出其峰態數值 $\left(E(Z_t^4) = \frac{\Gamma(1/d)\Gamma(5/d)}{[\Gamma(3/d)]^2} \right)$ 大於 3，表示其厚尾現象。

設定一機率密度函數 $f(R_t | N_t = j, \Omega_{t-1})$ ，表示發生 j 次跳躍與 Ω_{t-1} 訊

息集合下之報酬率機率密度函數，利用貝氏準則，Chan and Maheu (2002) 推得於時間 t 發生 j 次跳躍之事後條件機率，表示如下：

$$P(N_t = j | \Omega_t) = \frac{f(R_t | N_t = j, \Omega_{t-1}) \cdot P(N_t = j | \Omega_{t-1})}{P(R_t | \Omega_{t-1})}, \quad j = 0, 1, 2, 3, \dots \dots (8)$$

因此，報酬率的條件機率為：

$$P(R_t | \Omega_{t-1}) = \sum_{j=0}^{\infty} f(R_t | N_t = j, \Omega_{t-1}) \cdot P(N_t = j | \Omega_{t-1}) \dots \dots (9)$$

報酬率在單位區間包含 j 個跳躍下的 GED 條件機率密度函數，可表示為：

$$f(R_t | N_t = j, \Omega_{t-1}; \Psi) = \frac{d}{B \cdot 2^{1+\frac{1}{d}} \Gamma(\frac{1}{d})} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left| \frac{R_t - (\mu + \sum_{i=1}^p \varphi_i R_{t-i} + j\theta_t)}{B \cdot \sqrt{h_t + j\delta_t^2}} \right|^d \right\} \dots \dots (10)$$

其中， $\Psi = (\mu, \varphi_i, \omega, \alpha_i, \beta_i, \theta, \delta^2, \lambda_0, \rho_i, \gamma_i)$ 為參數向量。

在上述的設定下，對數概似函數可表示為：

$$L(\Psi) = \sum_{t=1}^T \log f(R_t | \Omega_{t-1}; \Psi) \dots \dots (11)$$

2.2 ARJI-N 模型 (Autoregressive Conditional Jump Intensity with Normal Distribution)

常態分配是 GED 分配的特例，由式(7)可推得常態分配下之機率密度函數，當 $d = 2$ ， $\Gamma(1/2) = \sqrt{\pi}$ ，帶入參數 B 得 1，則常態分配下的隨機變數 Z 之機率密度函數為：

$$f(Z_t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{Z_t^2}{2}} \dots\dots\dots (12)$$

而報酬率在單位區間內發生 j 個跳躍下的常態條件密度機率函數則為：

$$f(R_t | N_t = j, \Omega_{t-1}; \Psi) = \frac{1}{\sqrt{2\pi(h_t + j\delta_t^2)}} \times \exp \left\{ -\frac{(R_t - \mu - \sum_{i=1}^p \phi_i R_{t-i} - j\theta_t)^2}{2(h_t + j\delta_t^2)} \right\} \dots (13)$$

其餘模型設定同 ARJI-GED 模型下之假設。

2.3 風險值 (Value at Risk, VaR)

根據 Jorion (2000) 之定義，所謂風險值係指在特定的信賴水準下，衡量某一特定期間中，因市場環境變動，使某一投資組合所可能發生的最大損失期望值；而可能發生之最大損失期望值可以變動率、或金額的型態出現，亦可以絕對損失或相對損失之性質表達。簡而言之，風險值提供給風險管理者清楚的指標，瞭解損失的底線位置，風險管理者即可依不同的風險承受度調整適當的資產部位。 令 W_t 代表在時間 t 時的投資組合價值， $r_{t+h} = \ln(W_{t+h}/W_t)$ 表示時間 $t+h$ 時的報酬率，則投資組合報酬率的 VaR

風險值可以表示為：

$$\Pr[r_{t+h} < \text{VaR}_t(\mathbf{h})] = c \quad \dots\dots\dots (14)$$

即持有時間 h 之投資組合報酬風險值高於報酬率 r_{t+h} 之機率為 $c\%$ ；換言之，若假設投資組合報酬率 r_t 服從 f_t 分配，在信心水準 c 下，其 VaR 值為下列方程式之解：

$$\int_{-\infty}^{\text{VaR}(\mathbf{h})} f_{t+h}(\mathbf{r}) d\mathbf{r} = 1 - c \quad \dots\dots\dots (15)$$

巴塞爾協定施行後，許多大型金融機構在面臨市場風險的暴露下必須持有足夠的資產準備，因而必須在 VaR 的基礎下發展自己的風險控管模型，顯而易見的，VaR 的估計對金融機構及其風險控管者非常的重要。因此如何在資本適足的架構下最少的資本準備提供最大的風險保障，便成為最重要的目標，VaR 模型的準確性評估將影響風險控管者的風險控管模型之建立。本文將以 GED 分配及常態分配下的 ARJI 模型估計 VaR 風險值。

2.4 準確性 (accuracy) 衡量

在風險值模型的衡量上，基本衡量準則為觀察真實值穿透估計風險值之穿透次數，用以確認模型估計結果是否符合最初信賴水準的設定，若模型穿透次數過多，則代表模型估計失敗的比率太高。本文採用三種評估 VaR 模型的方法檢測 ARJI-GED 與 ARJI-N 模型估算下 VaR 之準確性，分別為二元損失函數 (binary loss function, BLF)、準損失函數 (quadratic loss function, QLF) 與非條件覆蓋率的概似比檢定 (LR test of unconditional

coverage, LR_{uc})。

2.4.1 二元損失函數 (binary loss function, BLF)

Lopez (1998) 首先提出一般損失函數 (general loss function) 的觀念，其一般式可表示為：

$$L_{i,t+1} = \begin{cases} f(R_{i,t}, VaR_{i,t}) & \text{if } R_{i,t} < VaR_{i,t} \\ g(R_{i,t}, VaR_{i,t}) & \text{if } R_{i,t} \geq VaR_{i,t} \end{cases} \dots\dots\dots (16)$$

其中 $f(\cdot)$ 及 $g(\cdot)$ 為滿足 $f(\cdot) \geq g(\cdot)$ 的函數，就此一般損失函數，可進一步設定二元損失函數 (binary loss function)，用以衡量特定時日的實際損益超越 VaR 估計值的次數。

將任何損失大於 VaR 估計值，定義為例外值 (exception)，然後計算這些例外值的次數，意即：

$$L_{i,t+1} = \begin{cases} 1, & \text{if } R_{i,t} < VaR_{i,t} \\ 0, & \text{if } R_{i,t} \geq VaR_{i,t} \end{cases} \dots\dots\dots (17)$$

所有例外值皆以相同權重計算，未超過 VaR 者，權重為零。若 VaR 模型在信賴區間裡能提供良好的估計，則相對於信賴區間為 $(1-\alpha)$ ，其平均二元損失函數 (average binary loss function, ABLF) 應為等於 α ，舉例來說，在 95% 信賴水準下的 VaR，其相對 ABLF 應為 5%。

2.4.2 準損失函數 (quadratic loss function, QLF)

準損失函數衡量損失的程度。Lopez (1998) 發現外加損失規模 (size

of the exception) 資訊的準損失函數可以提供比二元損失函數更好的評測效果，衡量方式為：

$$L_{i,t+1} = \begin{cases} 1 + (R_{i,t} - VaR_{i,t})^2 & \text{if } R_{i,t} < VaR_{i,t} \\ 0 & \text{if } R_{i,t} \geq VaR_{i,t} \end{cases} \dots\dots\dots (18)$$

2.4.3 非條件覆蓋率的概似比檢定 (LR test of unconditional coverage, LRuc)

損失函數提供一個損失超過 VaR 值的機率估計，而 Kupiec (1995) 的檢定則是針對 VaR 模型信賴區間與估計結果是否在統計上具一致性 (consistent) 的概似比檢定，虛無假設的設定即為每一個估計值的失敗率 (π) 等於模型的設定機率 (p)。此概似比檢定的統計量為：

$$LR_{uc} = -2\log[(p^{n_1} (1-p)^{n_0}) / (\hat{\pi}^{n_1} (1-\hat{\pi})^{n_0})] \sim \chi^2_{(1)} \dots\dots\dots (19)$$

其中 $\hat{\pi} = \frac{n_1}{n_0 + n_1}$ 為 π 的估計值， n_1 為表示觀察到之失敗總數 (即穿透次數)， n_0 為表示觀察到之成功總數。

3. 實證結果

3.1 資料來源與基本統計量

日經 225 股票指數係由日本經濟新聞社編制的股票指數，該指數包括了東京證券交易所 (Tokyo Stock Exchange) 上市的 225 種股票，依據簡單平均方法算出。而以日經 225 股價指數為標的的日經 225 指數期貨契約最

早由新加坡國際金融交易所 (SGX) 於 1986 年 9 月推出，日本大阪證券交易所 (OSE) 隨後於 1988 年 9 月推出，《表 1》分別列出其合約規格及交易規則。

本研究採用兩交易所日經 225 指數期貨收盤價日資料，資料期間自 2003 年 1 月 6 日至 2006 年 2 月 28 日，由於交易日差異，大阪交易所之期貨資料共計 775 筆，新加坡交易所則為 799 筆。所有資料取自 Bloomberg 資料庫。本文將每日收盤價以對數差分的形式轉換為日報酬率，即：

$$R_{i,t} = \ln(P_{i,t}/P_{i,t-1}) \times 100 \quad \dots\dots\dots (20)$$

其中 $R_{i,t}$ 表示資產 i 於時間 t 之日報酬率， $P_{i,t}$ ($P_{i,t-1}$) 則代表資產 i 在時間 t ($t-1$) 的收盤價。茲將基本統計量列於《表 2》。兩期貨指數的基本統計量極為接近，報酬率平均數均約為 0.08，而大阪交易所的期指標準差為 1.2403，略高於新加坡交易所之期指 1.2078。兩期指的偏態係數皆為顯著負值，顯示其左偏分配，而超額峰態係數皆呈現顯著情形，表示具厚尾分配的特性，此異於常態分配的特性可經由 JB 常態檢定得到驗證。

《表 1》新加坡交易所 (SGX) 與大阪證券交易所 (OSE) 日經 225 指數期貨契約規格

	新加坡交易所 (SGX)	大阪證券交易所 (OSE)
合約大小	新加坡日經 225 期貨價格×500 日圓	大阪日經 225 期貨價格×1000 日圓
代號	NIX	JNI
合約月份	最近四個季月	三、六、九、十二月之中最近的五個月份
最小跳動點	5 點 = 2500 日圓	10 點 = 10000 日圓
最後交易日	合約月份第二個星期五的前一個營業日	各合約月份第二個星期五之前一個交易日(假日提前一天)

最後結算價	以合約月份第二個週五現貨市場開盤價進行現金結算。	依最後交易日的翌日早上，日經 225 指數的 225 支成分股開盤價來計算。
停板幅度	<p>(1)當價格變動較前一日結算價向上或向下 7.5%時，接下來十五分鐘的交易價格只可在 7.5%或 7.5%以內，之後漲跌停限制擴大為 12.5%。隔十五分鐘之後成為無漲跌停限制。</p> <p>(2)每日最後三十分鐘無漲跌停限制。</p> <p>(3)最後交易日時到期月份合約則無漲跌停限制。</p>	<p>(1) 2 萬點以下 1,000 點;</p> <p>(2) 2 萬點以上~3 萬點以下 1,500 點;</p> <p>(3) 3 萬點以上~4 萬點以下 2,000 點。</p> <p>(4) 4 萬點以上 2,500 點</p>

《表 2》基本統計量

	OSE	SGX
平均數	0.0829	0.0813
標準差	1.2403	1.2078
最大值	3.4592	3.2375
最小值	-5.9210	-6.0624
偏態係數	-0.6238 ***	-0.6183 ***
超額峰態係數	1.8511 ***	2.1384 ***
JB 常態檢定	160.9235 ***	203.1595 ***

註：***代表 1%顯著水準。JB 為 Jarque-Bera 之常態分配檢定

3.2 ARJI 模型實證結果

《表 3》完整列出 GED 及常態分配假設下的 ARJI 模型實證結果。首先針對模型的配適度進行分析，利用殘差項與殘差平方項進行 Q 檢定，發現皆無自我相關之情形，表示模型配適適當。由於常態分配為 GED 分配之特例，當限制 GED 模型參數 d 為 2 時，即為常態分配。由表中發現，大阪交易所交易之日經 225 指數期貨在 GED 模型下之參數 d 為 1.8401，而新加坡交易所之參數 d 為 1.6194，本文採用概似比檢定驗證兩 GED 估計模型是否與常態分配模型有所差異。概似比檢定 (Log-likelihood Ratio Test, LR test) 為受限制模型與受限模型之概似函數值之差的兩倍，且該檢

定屬卡方分配，自由度為未受限制與限制模型的估計變數個數差，在此為 1，即 $LR \sim \chi^2(1)$ 。經檢定發現，新加坡市場之檢定值顯著，表示 GED 模型皆與受限制的常態分配模型有顯著差異，但在大阪市場之檢定值為 0.512，低於自由度為 1 之卡方檢定臨界值，表示在大阪市場，GED 與常態分配之估計結果無差異。因此，進一步分析大阪市場之估計結果，即可發現 GED 與常態分配之估計結果相似，首先，報酬率與前期報酬成顯著負相關，變異數方程式有顯著 GARCH 效果。在跳躍部分，發現跳躍變異數與平均數皆具與時變異之特性，跳躍變異數與前期報酬平方 (ζ_1) 有顯著正向相關影響，而跳躍平均數則受前期正向報酬 (η_1) 影響為大。最後在跳躍強度部分，GED 分配下之參數 ρ 顯著為正，與常態之估計結果不同。

在新加坡交易所方面，發現 GED 與常態分配在 GARCH 部分之估計結果相似，報酬率與前期報酬成顯著負相關，變異數方程式顯示有 GARCH 效果。在跳躍部分，發現 GED 與常態分配下之跳躍變異數與平均數皆具與時變異之特性，跳躍變異數皆與前期報酬平方 (ζ_1) 及前期條件變異數 (ζ_2) 有顯著正向相關影響，跳躍平均數在 GED 分配下受前期正向報酬 (η_1) 顯著影響，與前期負向報酬 (η_2) 無關連，而在常態分配下之跳躍平均數則是受前期正向報酬影響為大，高於負向報酬之影響。在跳躍強度部分，GED 分配下參數 λ 與 ρ 顯著為正，常態分配下之參數僅常數項 λ 顯著，顯示跳躍強度隨時間變異之特性並不顯著。

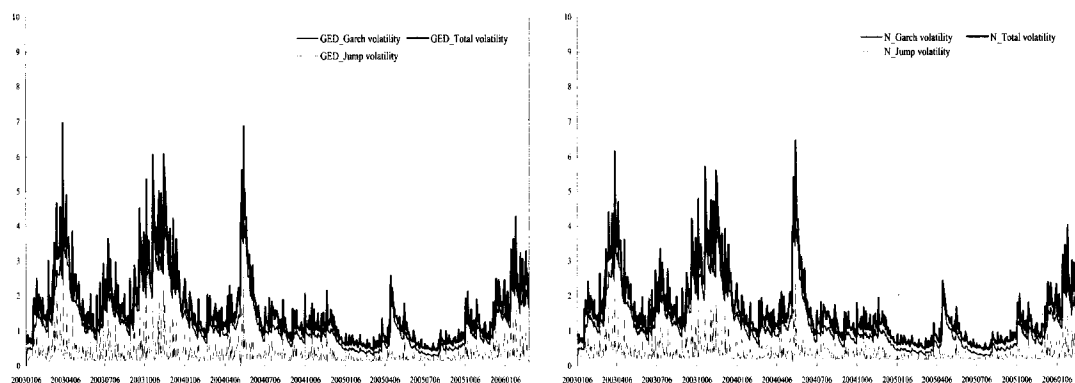
本文進一步將變異數圖形列於《圖 1》與《圖 2》，而總變異數與跳躍變異數之平均值整理於《表 4》。本文同時將日本市場在近三年間之大波動期間整理出來，分別為 2003 上半年之伊拉克戰爭，2003 下半年經濟復甦，股市返回萬點，2004 年 5 月油價波動衝擊，以及 2006 年初，確定景氣邁

入長期擴張階段，股市持續上揚等四大波動期間。由《表 3》之結果顯示，GED 分配與常態分配在大阪交易所之估計結果並無差異，但由《表 4》中發現跳躍變異數平均值在 GED 分配下皆低於常態分配，此隱含在常態分配下，屬於異常報酬的極端值部分表現於跳躍上，而在具厚尾性質的 GED 分配下，相對小波動之異常報酬可表現在 GED 分配上，較大波動之異常報酬才顯現於跳躍上，然而不論是常態或是 GED 分配，加上跳躍的整體估計結果在統計上並無顯著差異，顯示大阪交易所之異常報酬相對較小，由常態分配加上跳躍已經能捕捉日經 225 股價指數期貨之波動。然而，相對在新加坡市場，其厚尾程度相對較大，表示其異常波動程度較大，由《表 3》估計結果證實 GED 與常態分配有顯著差異，而由常態加上跳躍的模型已不足以捕捉期貨波動，由厚尾 GED 分配加上跳躍的估計模型對於期貨波動有較佳的掌握度。再者，由《表 4》可以發現 2003 年下半年日本經濟復甦之衝擊最為強烈，伊拉克戰爭之衝擊居次，顯見日本歷經數十年的蕭條後，景氣逐漸復甦對其有著深刻的重要性。2003 年的日本股市，起伏驚人，伊拉克戰爭讓日本股市開局不利，4 月時，日經 225 指數跌落至 20 年來的最低點，然下半年開始，日本股市開出一波上漲 47% 的行情，長達 13 年的熊市終於逐步邁入尾。總計 2003 年日經 225 股價指數共上揚 21%，是自 1999 年以來漲幅最大的年份。若同時以 GED 分配為比較基礎，可以發現在任一期間，新加坡交易所的日經 225 指數期貨對於現貨指數的波動產生較大的衝擊影響。

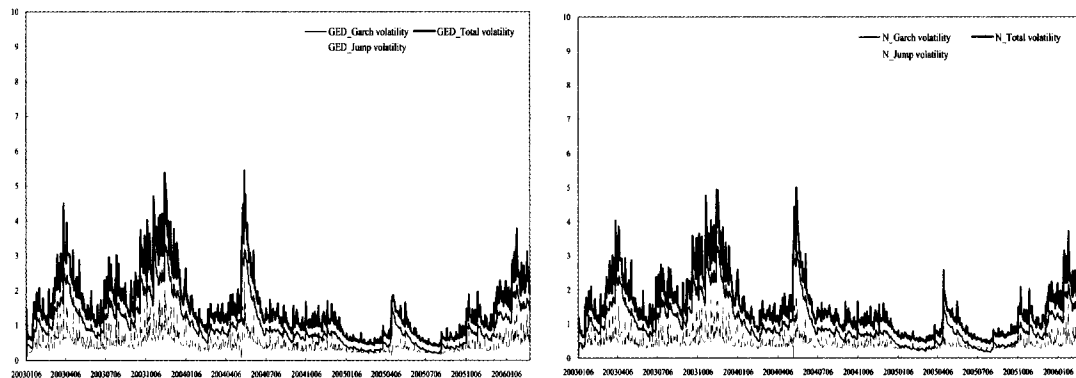
《表 3》實證結果

	OSE		SGX	
	GED 分配	Normal 分配	GED 分配	Normal 分配
μ	0.1516 ***	0.1541 ***	0.1723 ***	0.1685 ***
ϕ	-0.0591 *	-0.0481 *	-0.0916 **	-0.1012 ***
Ω	0.0165 ***	0.0164 ***	0.0056	0.0037
α	0.0753 ***	0.0742 ***	0.0515 ***	0.0517 ***
β	0.8956 ***	0.8939 ***	0.9220 ***	0.9214 ***
d	1.8401 ***		1.6194 ***	
跳躍部分變異數				
ζ_0	0.4937	0.6623	0.3114 ***	0.5485 ***
ζ_1	0.7070 ***	0.6615 **	0.3884 **	0.3501 ***
ζ_2	0.1010	0.2650	0.5690 **	0.3321 ***
平均數				
η_0	-0.6952 ***	-0.7005 ***	-0.3313 ***	-0.6190 ***
η_1	0.6875 **	0.6751 **	0.3312 **	0.6843 ***
η_2	0.5716 ***	0.5269 ***	0.2215	0.2012 ***
跳躍強度				
λ	0.0914 ***	0.0883 ***	0.1588 ***	0.2692 ***
ρ	0.4166 ***	0.3968	0.5220 ***	0.0584
γ	-0.1065	-0.1013	-0.2143	-0.1535
Q (5)	2.1934	5.4002	5.2578	6.3350
Q ² (5)	2.8431	2.2607	4.5580	4.8744
Log-likelihood value	-1204.4509	-1204.7069	-1216.1327	-1218.2125

Notes: ***, **與*分別代表 1%、5%與 10%之顯著水準。



《圖 1》日經 225 指數期貨於大阪證券交易所之波動
(左圖為 GED 分配，右圖為常態分配)



《圖 2》日經 225 指數期貨於新加坡交易所之波動
(左圖為 GED 分配，右圖為常態分配)

《表 4》總變異數與跳躍變異數之平均值

	OSE		SGX	
	GED 分配	Normal 分配	GED 分配	Normal 分配
Part A. 全樣本期間				
總變異數	1.6220 (1.0166)	1.5534 (0.9456)	1.5143 (0.8802)	1.4787 (0.8225)
跳躍變異數	0.3703 (0.3271)	0.4476 (0.2597)	0.4936 (0.3010)	0.4862 (0.2560)
Part B. 2003/3/20~2003/5/1 (伊拉克戰爭)				
總變異數	3.3436 (1.0486)	3.1582 (0.8633)	2.7369 (0.6291)	2.5921 (0.5930)
跳躍變異數	0.6491 (0.5620)	0.7518 (0.3611)	0.8150 (0.3557)	0.7082 (0.3293)
Part C. 2003/9/10-2003/12/30 (經濟復甦，股市返回萬點)				
總變異數	3.1447 (1.0404)	2.9974 (0.9233)	2.9599 (0.8225)	2.8128 (0.7930)
跳躍變異數	0.5999 (0.5435)	0.9392 (0.3817)	0.8515 (0.4119)	0.7367 (0.3852)
Part D. 2004/5/6-2004/6/25 (油價波動衝擊)				
總變異數	2.8381 (1.3394)	2.7287 (1.2918)	2.6627 (1.0263)	2.5301 (0.9749)
跳躍變異數	0.4963 (0.4857)	0.6253 (0.4088)	0.7327 (0.4157)	0.6360 (0.3627)
Part E. 2006/1/4-2006/2/28 (景氣邁入長期擴張階段)				
總變異數	2.3661 (0.6579)	2.2513 (0.5942)	2.3018 (0.4915)	2.2180 (0.5107)
跳躍變異數	0.5272 (0.3946)	0.6091 (0.2925)	0.7215 (0.2889)	0.6675 (0.3078)

註：總變異數為 GARCH 條件變異數(h_t)與跳躍變異數(δ_t^2)之總和。括弧內為標準差。

3.3 風險值估計與檢驗

本文進一步估計兩期貨市場之風險值(95%信賴水準)，並驗證其準確性，取用三個驗證準確性的指標，分別為計算平均穿透次數的平均二元損失函數(ABLF)、加入預測誤差程度的平均準損失函數(AQLF)以及非條件覆蓋率的概似比檢定(LR_{uc})，本文同時也一併計算平均未預期損失值，將結果整理於《表 5》。首先針對非條件覆蓋率的概似比檢定進行分析，結果發現所有檢定值均無異於模型的設定機率，表示各模型之 VaR 信賴區間與估計結果在統計上具一致性。再者，ABLF 指標計算穿透次數，多數結果發現不管在 GED 或常態分配下皆呈現相同數值，顯示各模型之穿透率相同，然由於其未考慮到預測誤差，在評估上仍有所不足，本文遂以 AQLF 指標為主要驗證標準。在大阪交易所方面，發現負面消息發生時(伊拉克戰爭期間與高油價衝擊期間)，常態分配跳躍模型的預測誤差較低，其 AQLF 在伊拉克戰爭期間為 0.1853，在高油價波動衝擊期間為 0.4012，分別低於 GED 分配下之 0.1952 與 0.6390。但當正面消息發生時期，GED 分配跳躍模型之預測誤差則相對較低，在 2003 年下半年經濟復甦期為 0.2108，在 2006 年初景氣邁向長期擴張階段時為 0.0602，皆低於常態分配跳躍模型之預測誤差。理論上 GED 模型應包含常態模型，但由《表 3》得知，大阪市場在兩模型下估計結果無顯著差異，因此在預測上得到如此結果。然就全樣本期間而言，常態分配跳躍模型之結果較佳，其 AQLF 為 0.0946，低於 GED 分配下之 0.0954，顯示整體而言，常態分配跳躍模型對大阪交易所之日經 225 指數期貨之波動性較佳，大體與前述實證結果相符合。而在新加坡市場，明顯發現 GED 分配跳躍模型不管在全樣本期間或是各子期間之預測結果較佳，其 AQLF 依序為 0.0949、0.1597、0.2070、0.4308 與 0.0299，皆低於常態分配下之 0.0957、0.1772、0.2361、0.4442

與 0.0313，表示 GED 分配跳躍模型之預測誤差較低，符合前述之實證結果，即 GED 跳躍模型適用於捕捉新加坡市場之日經 225 指數期貨波動。最後，若藉由檢驗未預期損失亦可得到相同的結論。在另一方面，本文進一步在相同 GED 分配跳躍模型之基準下比較，發現新加坡市場之預測誤差皆較低，再一步證實 GED 分配跳躍模型對新加坡市場的適用。

《表 5》績效衡量

	OSE		SGX	
	GED 分配	Normal 分配	GED 分配	Normal 分配
Part A. 全樣本期間				
ABLF	0.0477	0.0465	0.0413	0.0401
AQLF	0.0954	0.0946	0.0949	0.0957
LR _{UC}	0.0844	0.2102	1.3494	1.7818
未預期損失(%)	-0.0317	-0.0317	-0.0326	-0.0338
Part B. 2003/3/20~2003/5/1 (伊拉克戰爭)				
ABLF	0.0345	0.0345	0.0323	0.0323
AQLF	0.1952	0.1853	0.1597	0.1772
LR _{UC}	0.1642	0.1642	0.2337	0.2337
未預期損失(%)	-0.0744	-0.0721	-0.0641	-0.0684
Part C. 2003/9/10-2003/12/30 (經濟復甦，股市返回萬點)				
ABLF	0.0810	0.0811	0.0769	0.0769
AQLF	0.2108	0.2367	0.2070	0.2361
LR _{UC}	1.2772	1.2772	1.0295	1.0295
未預期損失(%)	-0.0873	-0.0947	-0.0774	-0.0903
Part D. 2004/5/6-2004/6/25 (油價波動衝擊)				
ABLF	0.0833	0.0541	0.0263	0.0526
AQLF	0.6390	0.4021	0.4308	0.4442
LR _{UC}	0.4717	0.0124	0.5385	0.0055
未預期損失(%)	-0.1675	-0.0976	-0.1032	-0.1053
Part E. 2006/1/4-2006/2/28 (景氣邁入長期擴張階段)				
ABLF	0.0513	0.0513	0.0256	0.0256
AQLF	0.0602	0.0641	0.0299	0.0313
LR _{UC}	0.0013	0.0013	0.5885	0.5885
未預期損失(%)	-0.0213	-0.0252	-0.0105	-0.0121

註：ABLF 為平均二元損失函數 (average binary loss function)。AQLF 為平均準損失函數 (average quadratic loss function)。LR_{UC} 非條件覆蓋率的概似比檢定 (LR test of unconditional coverage)，5%及 1%信賴區間的臨界值分別為 3.8414 and 6.6349。未預期損失為報酬率扣除估計風險值之差額。

4. 結論

本文同時探討日經 225 指數期貨於大阪交易所與新加坡市場之波動與風險值，考量資產報酬之間斷性變動與厚尾現象，本文採用常態分配與 GED 分配跳躍模型進行實證分析，並進一步將樣本期間之四大波動期間區分出，深入分析各子期間之波動與風險。實證結果發現在新加坡市場，GED 模型與常態分配模型有顯著差異，但在大阪市場則無。而各市場各模型之變異數方程式皆呈現顯著 GARCH 效果，且跳躍變異數與平均數皆具與時變異之特性，跳躍變異數與前期報酬平方有顯著正向相關影響，而跳躍平均數則受前期正向報酬影響為大，然而，跳躍強度隨時間變異之特性並不顯著。本文進一步分析比較日本市場近年來四大波動期間在跳躍變異數方面之差異，結果發現在大阪市場，跳躍變異數平均值在 GED 分配下皆低於常態分配，然整體估計結果在統計上並無顯著差異，顯示由常態分配加上跳躍已經能捕捉日經 225 股價指數期貨之波動；相對在新加坡市場，其異常波動程度較大，由 GED 分配加上跳躍的估計模型對於期貨波動有較佳的掌握度。又，四大波動期間中，2003 年下半年日本經濟復甦之衝擊最為強烈，伊拉克戰爭之衝擊居次，顯見日本歷經數十年的蕭條後，景氣逐漸復甦對其有著深刻的重要性。且新加坡交易所的日經 225 指數期貨對於現貨指數的波動產生較大的衝擊影響。最後，進一步探討其風險值，在大阪交易所方面，發現負面消息發生時，常態分配跳躍模型的預測誤差較低，而正面消息發生時期，GED 分配跳躍模型之預測誤差則相對較低，然就全樣本期間而言，常態分配跳躍模型之結果較佳。而在新加坡市場，明顯發現 GED 分配跳躍模型不管在全樣本期間或是各子期間之預測結果較佳。另一方面，本文進一步發現新加坡市場在 GED 分配跳躍模型之預測誤差皆較低，證實 GED 分配跳躍模型對新加坡市場的適用。

參考文獻

- 林丙輝、葉仕國 (1999)。台灣股票價格非連續跳躍變動與條件異質變異之研究。《證券市場發展季刊》，11(1)，61-92。
- Ahn, D. H., R. Dittmar and A. R. Gallant (2002). Quadratic Term Structure Models: Theory and Evidence. *The Review of Financial Studies*, 15, 243-288.
- Betas, D. S. (1991). The Crash of '87: Was It Expected? The Evidence from Options Markets. *Journal of Finance*, 46, 1009-1044.
- Chan, W. H. and J. M. Maheu (2002). Conditional Jump Dynamics in Stock Market Returns. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20, 377-389.
- Goorbergh, R.V.D. and P. Vlaar (1999). *Value at Risk Analysis of Stock Returns, Historical Simulation, Variance Techniques or Tail Index Estimation*. DNB Staff Reports 40, Netherlands Central Bank.
- Johannes, M. (2003). The Statistical and Economic Role of Jumps in Continuous-Time Interest Rate Models. *Journal of Finance*, 59, 227-260.
- Johnson, N. L. and S. Kotz (1970). *Distributions in Statistics: Continuous Univariate Distributions-2*. New York: Wiley.
- Jorion, P. (2000). *Value-at-Risk: The Benchmark for Controlling Market Risk*. 2nd edition, New York: McGraw-Hill.
- Jorion, P. (1988). On Jump Processes in the Foreign Exchange and Stock Markets. *Review of Financial Studies*, 1, 427-445.
- Kupiec, P. (1995). Techniques for Verifying the Accuracy of Risk Management

Models. *Journal of Derivatives*, 3, 73–84.

Lee, M. C. and Shen, Y. J. (2006). *Mixed GARCH-Jump Models with Generalized Error Distribution for Assets Returns*. Working Paper.

Lopez, J. (1998). *Methods for Evaluating Value-at-Risk Estimates*. Research Paper. Federal Reserve Bank of New York, No. 9802.

Abnormal Risk Measurements in Nikkei 225 Stock Index Futures

Wan-Hsiu Cheng Hsu-Ning Hu***

Abstract

This paper investigates the volatility and Value-at-Risk (VaR) of Nikkei 225 stock index futures in Osaka Securities Exchange (OSE) and Singapore Exchange Limited (SGX) using jump model with normal and GED distribution. Four sub- periods are selected to deeply analyze the volatility and risk of each individual period. The empirical results show that GED jump model is superior than the normal jump model in SGX, but insignificant in OSE. The GARCH effects and time-varying jump both exists in all markets. We find that the strongest shock appeared in the last six months of the year 2003, within the four sub-periods, due to the economic recovery. The second shock is due to the Iraq War. Moreover, the reactions in SGX are stronger than OSE while facing the same shocks in Nikkei 225 stock index. As in forecasting the VaR, the performance of the GED jump model is better in SGX, but the results are not consistent in OSE. In the summary, the volatility of Nikkei 225 stock index futures is well captured by the normal jump model in OSE. On the other hand, due to the stronger abnormal volatilities, using GED jump model would be better than the normal in SGX.

Key words: Nikkei 225 stock index futures, volatility, jump, GED distribution

* Department of Finance, Asia University

E-mail: whcheng@asia.edu.tw

** Department of Banking and Finance, TamKang University