輔仁管理評論
中華民國 95 年 5 月，第十三卷第二期，57-74

跳躍訊息與不對稱訊息對股價報酬的衝擊

黃立德．李彥賢．邱建良*

(收稿日期：94 年 4 月 11 日；第一次修正：94 年 6 月 9 日；
接受刊登日期：94 年 11 月 30 日)

摘要

本研究利用 Maheu and McCurdy (2004) 提出的 GARJI 模型來探討跳躍干擾對台灣與美國股價報酬的影響，此模型延伸 GARCH 模型，並跳躍強度參數化為 ARMA(1,1) 模式與考量加入不對稱性的設定於跳躍行為，以捕捉 GARCH 模型無法觀察到的動態跳躍過程。

本研究實證結果發現(1)台灣與美國市場皆存在著異常資訊所造成瞬時的跳躍行為與跳躍頻率是隨著時間變動，而跳躍過程所引發的變異佔整體變異比重分別為 22.8%與 15.3%，因而跳躍過程是不可忽視的重要因素。(2)不論前期是否發生跳躍行為時，壞訊息對市場的衝擊影響比好訊息的影響大。當前期為壞訊息時，則發現跳躍時的回饋係數皆較大於正常時的回饋係數，而當前期為好訊息時，發生跳躍時的回饋係數與正常時的回饋係數相差不大。(3)當發生跳躍時訊息衝擊曲線變得較對稱，即考慮加入跳躍干擾有關之訊息融入目前股價的速度較為迅速，但 S&P 500 指數在好訊息與壞訊息之間依然存在明顯不對稱情形。(4)在重大金融危機事件的跳躍變異數皆大於所有樣本的平均跳躍變異數，除了阿根廷金融危機對於 S&P 500 的影響略小於平均跳躍變異數。

關鍵詞彙：GARJI 模型，訊息干擾，不對稱效果，資訊影響曲線

壹．前言

由於科技進步投資人獲取資訊程度是與日遽增，各種事件資訊的擴散將會反應於市場上。在過去傳統假設訊息流向市場的速度與強度是平滑型態的擴散程過，且價格間不會有跳躍或不連續情形產生，但金融市場上常有突然的資訊事件，因而將會造成傳統方法存在低估的現象。因此，如何正確的補捉市場上的訊息對由投資人與相關機構將是一個極為重要議題。

在過去相關文獻對於資產報酬率假設其服從連續的擴散隨機過程，似乎不適合解釋資產報酬上存在大量的間斷的改變，對於間斷性所產生的變異程度似乎忽略，因而 Jorion (1988)、Bates (1996)、Bakshi et al. (1997) 與 Das and Sundaram (1999) 一致認為未考慮間斷的跳躍行為時，將可能造成誤設股價行

* 作者簡介：黃立德，富邦銀行金融服務處電子金融部資深協理。李彥賢，淡江大學財務金融系博士班研究生。邱建良，淡江大學財務金融系副教授。

爲的問題，而價格考慮加入間斷的跳躍行爲是必要性，Merton (1976) 利用跳躍-擴散過程 (Jump-Diffusion Process) 對報酬率的厚尾與偏態現象進行解釋，Andersen, et al. (1999) 與 Hsieh and Tauchen (1997) 發現報酬資料存在著間斷的跳躍行爲之統計特性，Jorion (1988) 與 Das (1998) 則發現 ARCH 模型結合跳躍-擴散模型有較佳的配適能力，林丙輝與葉仕國 (1999) 利用 GARCH 模型結合固定跳躍模型 (GARCH-Constant Jump Model) 發現此模型最能解釋台灣集中市場的行爲，Chan and Maheu (2002) 發現加入跳躍強度隨著時間改變 ARJI (Autoregression Conditional Jump Intensity) 模型較 GARCH-Constant Jump 模型更能解釋股價報酬率出現不連續情形時。綜合上述可得知價格應考慮存在著間斷的跳躍行爲與跳躍強度隨著時間改變的特性是有必要的。

訊息流向市場的速度與強度可區爲價格行爲是平滑型態的擴散過程與間斷型態的跳躍過程外，訊息又可區分爲好訊息與壞訊息，而 Black (1976)、Christie (1982)、Nelson (1990)、Schwert (1990)、Nelson (1991)、Braun, Nelson and Sunier (1995)、Rabemananjara and Zakolin (1993)、Engle and Ng (1993)、王甡 (1995)、林楚雄、劉維琪與吳欽杉 (1997) 與莊忠柱 (2000) 等人皆認爲好壞訊息對於市場影響存在著不對稱性效果。過去文獻對於市場上的訊息不對稱性與跳躍過程皆未同時考慮探討，當發生重大事件時，未考慮跳躍行爲的模型將造成資訊內涵被低估，而一般認爲壞訊息對市場的影響程度較好訊息嚴重，若忽略訊息不對稱效果將會造成在壞 (好) 訊息發生後低估 (高估) 現象，以至於造成預測能力上有所偏誤。因而 Maheu and McCurdy (2004) 提出 GARJI (Generalized Autoregression Conditional Jump Intensity) 模型來探討美國的 DJIA、NASDAQ 100 與 CBOE 科技股價指數，此實證發現市場存在不連續性與不對稱性的跳躍行爲。

由於股票市場的流動性高、變現能力強且價格由市場供需決定，並非由少數機構所控制，故金融市場中股價指數最能顯著的觀察到訊息所產生的衝擊。由於臺灣發行量加權股價指數 (TAIEX) 與標準普爾 500 (S&P 500) 指數[1]皆以價值加權法所編制的指數，當發行公司的市值愈高，占指數的權重就愈高，且在選股上考量了市值、流動性及產業代表性等因素，所以此指數成爲機構法人與基金經理人的信賴，也成爲評量爲操作時重要的參考指標。此外，美國爲目前世界上金融市場最發達與最完整的國家，而台灣金融市場正在蓬勃發展中，因此本研究將利用TAIEX與S&P 500 指數進行探討市場是否存在不連續性的跳躍行爲與不對稱性影響，且並將指數報酬率的波動性區分爲跳躍過程

[1] S&P 500 指數幾乎佔紐約證交所股票總值 80% 以上。

所引發的變異與擴散所引發的變異數,並進一步計算跳躍過程所引發之變異佔整體變異的比重,以瞭解跳躍風險的重要性,以茲所得結果提供投資決策參考依據。

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

貳・文獻探討

金融有關利用擴散與跳躍模型來探討市場存在連續擴散行爲與不連續跳躍行爲影響的相關文獻如下:

Merton (1976) 針對股票價格變動過程可能不是單純的幾何布朗運動的現象,因而提出混合 Poisson 分配的跳躍擴散過程,假設訊息是獨立且相同分配,若交易標的資產會反應到達的重要訊息,則此事件符合 Poisson 分配。Jorion (1988) 利用跳躍-擴散過程探討 1973 年 6 月至 1985 年 12 月間 NYSE、AMEX 股價指數與美元對德國馬克匯率是否存有不連續的狀態,此實證結論發現匯率存在著不連續狀態,而週資料較月資料所呈現出的不連續性行爲較爲顯著,最後發現匯率的估計期間包含 1959 年 1 月至 1971 年 5 月間美元對德國馬克採行固定匯率也存在不連續性的過程。

Bento (1999) 利用跳躍—擴散模型探討 1965 年至 1996 年間美國總統與國會在不同的選舉期間跳躍狀態是否有所差異,並且區分大型股與小型股、民主黨執政與共和黨執政做交叉檢視,此實證結論發現股價報酬在政治選舉期間確實有產生跳躍的情形,且發現在國會選舉期間更爲明顯。

林丙輝與葉仕國 (1999) 利用 GARCH-Jump 模型探討 1985 年 1 月至 1997 年 5 月是否有條件異質變異與波式跳躍現象,並針對隨機組合 10、20、30 與 50 種個股平均組合,以及加權股價指數報率進行研究,此實證結論發現 GARCH-Jump 模型最能解釋股票報酬率的行爲,而股票組合報酬率所估計的跳躍參數雖然顯著,但普遍較個股的跳躍參數小。此外,也發現股價跳躍的風險與平均跳躍幅度可經由投資組合分散,投資組合中的偏態現象隨組合中股數的增加而降低。

Chang and Kim (2001) 利用多變數潛在因子 ARCH 模型來探討 1992 年 1 月 1 日至 1996 年 12 月 31 日間七個主要國家一般性與地區性因子對於匯率將造成何種波動變化,此實證結論發現一因子模型較適合描述一般性因子,二因子模型較適合描述地區性因子,此外,以 1992 年 9 月的 ERM 危機與 1993 年

8 月的 EMS 崩潰爲對象，進行實證發現加入跳動過程的 ARCH 模型在預測類似匯率如此高頻率資料的相關係數有相當好的效果。

Kim and Mei (2001) 利用 ARCH-Jump 模型來探討 1989 年至 1993 年間香港恆生股價指數在面臨政治事件時，是否能用跳躍模型來解釋股價的大幅度波動，此實證發現香港的股價指數存在跳躍行爲，此外，非預期性的跳躍出現與政治事件發生頗爲一致，且不利的事件造成的波動大於有利事件造成的波動。

Chan and Maheu (2002) 利用 ARJI 模型來探討 1928 年至 2000 年間 DJIA 指數是否跳躍強度隨著時間改變，此實證發現 ARJI 模型對股市的波動性提供較佳預測，此外，跳躍強度隨著時間改變解釋股價報酬率出現不連續情形。

由上述文獻可得知探討跳躍行爲存在，但文獻皆尙未考慮訊息不對稱性效果，因而 Maheu and McCurdy (2004) 提出 GARJI 模型來探討沒有漲跌幅限制的美國股市，此實證發現市場存在不連續性與不對稱性的跳躍行爲，因此，本研究利用 GARJI 模型同時探討台灣市場的文獻相當的有限，則將成爲研究動機。

參・研究方法

一、資料來源與處理

本研究利用臺灣發行量加權股價指數與標準普爾 500 兩種指數爲研究對象樣本，研究期間爲 1990 年 5 月 10 日至 2003 年 1 月 20 日，資料來源爲教育部「AREMOS 經濟統計資料庫」，其資料型態均爲日資料。本文將兩種指數第 t 日的股價報酬率定義爲：

$$R_t = (\ln P_t - \ln P_{t-1}) \times 100$$

其中，R_t 爲第 t 日股價指數的日報酬率，P_t 爲第 t 日的收盤價，P_{t-1} 爲第 $t-1$ 日的收盤價。

二、GARJI模型

在近年的研究方向均將跳躍強度設定爲具有隨時間變動的特性，Chan and Maheu (2002) 將跳躍強度設定爲 ARMA 過程，並且考慮資產報酬率的 GARCH 效果，此外，不同訊息會對資產報酬與預期波動產生不同的影響，然

而訊息過程會導致價格的變動，因而本文採用 Maheu and McCurdy (2004) 提出的 GARJI 模型如下：

$$R_t = \mu + \varepsilon_t \text{，} \varepsilon_t = \varepsilon_{1,t} + \varepsilon_{2,t} \quad \textbf{(1)}$$

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^{q} g(\Gamma, \Omega_{t-1})\varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta h_{t-i} \quad \textbf{(2)}$$

$$g(\Gamma, \Omega_{t-1}) = \exp\{\alpha + \alpha_j E(n_{t-1}|\Omega_{t-1}) + I(\varepsilon_{t-1})[\alpha_a + \alpha_{a,j} E(n_{t-1}|\Omega_{t-1})]\} \quad \textbf{(3)}$$

$$I(\varepsilon_{t-1}) = 1 \quad if \varepsilon_{t-1} < 0, otherwis \quad 0 \quad \textbf{(4)}$$

$$\lambda_t = \lambda_0 + \sum_{i=1}^{r} \rho_i \lambda_{t-i} + \sum_{i=1}^{s} \gamma_i \xi_{t-i} \quad \textbf{(5)}$$

其中，$\varepsilon_{t-1} = \varepsilon_{1,t-1} + \varepsilon_{2,t-1}$ 爲在 t-1 期平均數方程式的誤差項，包含正常干擾與跳躍干擾項。$\varepsilon_{1,t} = \sigma_t Z_t$ 爲爲正常訊息的干擾項，$Z_t \sim NID(0,1)$ 爲標準化的韋那過程 (Wiener Process)，其條件平均數爲 $E(\varepsilon_{1,t}|\Omega_{t-1}) = 0$，$\varepsilon_{1,t}$ 會經由變異數因子傳導，條件變異數會隨著時間變動產生持續平滑的變動來影響未來的波動。$\varepsilon_{2,t} = \sum_{k=0}^{n_t} Y_{t,k} - \theta\lambda$ 爲異常訊息的干擾項 (跳躍干擾項)，其條件平均數爲 $E(\varepsilon_{2,t}|\Omega_{t-1}) = 0$。其中，$Y_{t,k} \overset{iid}{\sim} N(\theta, \delta^2)$ 爲跳躍大小服從平均數爲 θ 與變異數爲 δ^2 的常態分配，$n_t \sim Poisson(\lambda_t dt)$ 爲跳躍強度分配，而 $\varepsilon_{2,t}$ 會產生大而不尋常的報酬變動，異常訊息事件的衝擊將引發跳躍。

h_t 爲 R_t 的條件異質變異數方程式，其服從 GARCH(p,q) 過程。Engle and Ng (1993) 指出 $\varepsilon_{t-1} > 0$ 爲前一期好訊息會產生正向報酬衝擊，$\varepsilon_{t-1} < 0$ 爲前一期壞訊息會產生負向報酬衝擊，而前期存在好與壞訊息對於波動性可能存在著不對稱影響。$g(\Gamma, \Omega_{t-1})$ 爲前期報酬干擾回饋參數函數，其目的在考慮前期是否具有好、壞訊息與有無跳躍訊息對於波動性影響。其中，向量 $\Gamma = \{\alpha, \alpha_j, \alpha_a, \alpha_{a,j}\}$ 爲參數集合，$I(\varepsilon_{t-1})$ 爲指標函數，若 $\varepsilon_{t-1} < 0$，則 $I(\varepsilon_{t-1}) = 1$，否則 $I(\varepsilon_{t-1}) = 0$。當前期爲好訊息時，未發生與發生跳躍行爲的 σ_t^2 的回饋係數分別爲 $g(\Gamma, \Omega_{t-1}) = \exp\{\alpha\}$ 與 $g(\Gamma, \Omega_{t-1}) = \exp\{\alpha + \alpha_j\}$，當前期爲壞訊息時，未發生與發生跳躍行爲的 σ_t^2 的回饋係數分別爲 $g(\Gamma, \Omega_{t-1}) = \exp\{\alpha + \alpha_a\}$ 與 $g(\Gamma, \Omega_{t-1}) = \exp\{\alpha + \alpha_a + \alpha_j + \alpha_{a,j}\}$。

$\lambda_t \equiv E[n_t \mid \Omega_{t-1}]$爲隨時間變動的跳躍強度，其跳躍強度服從 ARMA(r,s) 過程，即表示爲$\lambda_t = \lambda_0 + \sum_{i=1}^{r} \rho_i \lambda_{t-i} + \sum_{i=1}^{s} \gamma_i \xi_{t-i}$，$\lambda_0 > 0, \rho_i \geq \gamma_i, \gamma_i \geq 0$，$\lambda_{t-i}$爲第 t-1 期的跳躍大小，ξ_{t-i}爲第 t-1 期跳躍的誤差項。$\xi_{t-i} \equiv E[n_{t-i} \mid \Omega_{t-i}] - \lambda_{t-i}$ $= \nu^T \hat{\zeta}_{t-i|t-i} - \lambda_{t-i}$，$\nu$ 爲一 $((n_t+1)\times 1)$ 向量，其第 j 個元素爲 $j-1$，而 $\hat{\zeta}_{t|t} = \dfrac{\hat{\zeta}_{t|t-1} \Theta \Pi_{t-1}}{\mathbf{1}^T(\hat{\zeta}_{t|t-1} \Theta \Pi_{t-1})}$是利用貝氏定理 (Bayes Rule) 計算 t 期的事後條件機率向量，其中$\mathbf{1}$爲$((n_t+1)\times 1)$元素皆爲 1 的常數向量，Θ代表矩陣相對應元素相乘之運算子。$\hat{\zeta}_{t|t-1}$ 爲 λ_t 的波氏機率密度函數向量 $\hat{\zeta}_{t|t-1} = \begin{bmatrix} P(n_t = 0 \mid \Omega_{t-1}) \\ \vdots \\ P(n_t = j \mid \Omega_{t-1}) \end{bmatrix}_{(n_t+1)\times 1}$，其第 $j+1$個元素爲$P(n_t = j \mid \Omega_{t-1}) = \dfrac{e^{-\lambda_t}\lambda_t^j}{j!}$，其意義爲在$\Omega_{t-1}$條件下跳躍次數爲 j 的機率，由此可得知至少發生一個跳躍的機率爲 $P(n_t \geq 1 | \Omega_{t-1}) = 1 - P(n_t = 1 | \Omega_{t-1})$。而$\Omega_{t-1} = \{R_1, \ldots, R_{t-1}\}$定義爲 t-1 期所有的資訊集合，Π_t爲在 t 期的常態機率密度函數向量，其第 $j+1$個元素可表示爲：

$$f(R_t \mid n_t = j, \Omega_{t-1}; \Psi) = \frac{1}{\sqrt{2\pi(h_t + j\delta_t^2)}} \times \exp\left\{-\frac{(R_t - \mu - \theta\lambda_t - j\theta)^2}{2(h_t + j\delta_t^2)}\right\} \quad \textbf{(6)}$$

其中，$\Psi = (\mu, \omega, \alpha, \beta, \theta, \delta^2, \lambda, \rho, \gamma)$爲待估參數向量。在上述的設定下，對數概似函數可表示爲：

$$L(\Psi) = \sum_{t=1}^{T} \log f(R_t \mid \Omega_{t-1}; \Psi) \quad \textbf{(7)}$$

其中，$f(R_t \mid \Omega_{t-1}; \Psi) = \mathbf{1}^T(\hat{\zeta}_{t|t-1} \Theta \Pi_{t-1})$，$\mathbf{1}$爲$((n_t+1)\times 1)$元素皆爲 1 的常數向量，$\Theta$代表矩陣相對應元素相乘之運算子。

肆・實證結果與分析

一、基本統計量

表一爲 TAIEX 與 S&P 500 的報酬率基本敍述統計量分析結果。TAIEX 與 S&P 500 報酬率序列的平均數皆不顯著異於 0，S&P 500 偏態係數不顯著異於

0，而 TAIEX 偏態係數顯著小於 0，即 TAIEX 的股價指數報酬率呈現右偏。二者的峰態皆呈現顯著大於 3，即各股價指數報酬率皆屬於高狹峰，Jarque-Bera 檢定統計量皆呈現顯著，即表示皆否定其爲常態分態分配，可部份歸因於序列動差的跨時相依性。在 1%的顯著水準下，TAIEX 與 S&P 500 股價指數報酬率序列與報酬率序列平方落後 20 期的 Ljung-Box Q 檢定統計量皆呈現顯著，即表示各股價指數報酬率序列與報酬率序列平方皆存在著線性跨時相依，可部份歸因於條件異質變數，即表示較大的報酬率趨勢伴隨著同方向較大報酬率變動。

表一　基本統計特性

項目	TAIEX	S&P 500
平均數	-0.0151	0.0288
標準差	1.9171	1.0594
偏態係數	-0.1625***	-0.1047
峰態係數	2.0712***	3.7872***
最大値	6.5769	5.57443
最小値	-7.0446	-7.1127
Jarque-Bera	641.2457***	1914.0365***
Q (20)	81.6268***	36.6078**
Q^2 (20)	5936.6572***	1250.1927***

註：1.*、**、***分別代表 10%、5%、1% 的顯著水準。
2.Jarque-Bera爲常態分配檢定統計量。
3.Q(20) 與Q^2(20) 分爲序列與序列平方落後 20 期的Ljung-Box Q檢定統計量。

二、單根檢定與ARCH效果檢定

若未考慮時間序列資料是否爲非定態過程進行研究時，將可能造成不正確的研究結果，因此，對於時間序列資料必須先進行單根檢定，本研究採用 Augmented Dickey–Fuller (ADF) 與 Phillips–Perron (PP) 單根檢定來檢定價格與報酬是否存在單根的現象。

表二爲 TAIEX 與&P500 的價格與報酬率的單根檢定的結果，可得知無論採用 ADF 與 PP 檢定法皆幾乎無法拒絕價格序列爲單根的虛無假設，即 TAIEX 與 S&P 500 價格存在非定態的現象，因此，Granger and Newbold (1974) 指出當變數爲單根進行迴歸分析，則會造成假性迴歸導致統計推論不正確的現象，因而將 TAIEX 與 S&P 500 經由一次差分轉換爲報酬率後，再進行單根檢定，

在 1%顯著水準下，其結果顯示報酬率皆拒絕單根的虛無假設，即 TAIEX 與 S&P 500 報酬率的單根檢定呈現定態的時間數列資料，因而本研究利用報酬率進行實證分析。經過單根檢定的分析後，得知 TAIEX 與 S&P 500 時間序列資料皆為 I(1)定態，而在採用 GARCH 模型之前，必須先檢定 TAIEX 與 S&P 500 日報酬率經由模型配適所產生的殘差項，是否具有 ARCH 現象，以支持本文採用 GARCH 模型進行實證研究。本文採用 LM 檢定法來對殘差項進行分析，檢定資料是否存在變異數異質性。由表三 ARCH 效果檢定結果顯示 TAIEX 與 S&P 500 時間序列資料存在 ARCH 效果。

表二　單根檢定

A：股價指數時間序列資料的單根檢定 (水準項)								
方法	ADF 單根檢定				PP 單根檢定			
模型	含常數與時間趨勢項		僅含常數項		含常數與時間趨勢項		僅含常數項	
項目	落差期	統計量	落差期	統計量	落差期	統計量	落差期	統計量
TAIEX	15	-3.431**	15	-3.142*	15	-2.759	15	-2.572
S&P 500	13	-0.588	13	-1.318	13	-0.614	13	-1.156
B 股價指數時間序列資料的單根檢定 (差分項)								
模型	含常數與時間趨勢項		僅含常數項		含常數與時間趨勢項		僅含常數項	
項目	落差期	統計量	落差期	統計量	落差期	統計量	落差期	統計量
TAIEX	20	-12.375***	20	-12.355***	20	-56.939***	20	-56.947***
S&P 500	12	-15.757***	12	-15.713***	12	-58.332***	12	-58.317***

註：1.*、**、***分別代表 10%、5%、1% 的顯著水準。
2.臨界值取自 Dickey-Fuller (1981)。
3.落差期選取皆以 AIC 準則。

表三　ARCH 效果檢定

指數	落差期	LM 檢定統計量
TAIEX	4	3434.146***
S&P 500	3	3188.634***

註：1.*、**、***分別代表 10%、5%、1% 的顯著水準。
2.落差期選取皆以 AIC 準則。

三、GARJI模型估計

本研究利用GARJI模型[2]來瞭解TAIEX與S&P 500 的跳躍風險與跳躍頻

[2] 本研究將單位時間內的最大跳躍次數設定為 10 次，請參閱Ball and Torous (1985)。

率。表四為TAIEX與S&P 500 指數應用GARJI模型估計的結果。由表可知得，在 1%顯著水準下，TAIEX與S&P 500 的跳躍大小的平均數θ_0呈現顯著，在10%顯著水準下，股價指數報酬率的跳躍大小的變異數δ皆顯著，即表示二者指數報酬率均存在著異常資訊所造成瞬時的跳躍行為。其中，TAIEX與S&P 500 報酬率受到異常資訊所造成瞬時的跳躍平均數分別為-0.952 至-1.00，即表示異常資訊引的跳躍對於報酬為負面影響。其異常資訊所造成瞬時的跳躍行為波動程度分別為 4.335 與 0.451。在 5%顯著水準下，TAIEX與S&P 500 指數報酬率的跳躍頻率λ呈現顯著，即表示在異常資訊所產生的跳躍頻率是隨著時間變動。而TAIEX與S&P 500 跳躍事件到達率(ρ)皆顯著異於零，其的範圍介於0.824 與 0.765，即顯示指數在跳躍事件到達時，有隨著時間變動的跳躍聚集現象。又以TAIEX的跳躍聚集現象(γ)最為顯著，而γ範圍介於 0.368 與 0.935，即落後跳躍強度殘值效應甚為顯著。綜合上述，TAIEX與S&P 500 股價指數報酬率的跳躍大小與跳躍頻率皆有顯著異於零，此結果顯示不連續跳躍過程是影響報酬率不可忽視的重要因素，本研究將與林丙輝與葉仕國 (1999), Kim and Mei (2001)、Chang and Kim (2001) 與Maheu and McCurdy (2004) 有一致的結論。

表四的B部份為TAIEX與S&P 500 指數條件跳躍強度的結果。可得知TAIEX圖一至圖二為TAIEX與S&P 500 指數利用GARJI模型估計出的四個基本時間列圖形，以顯示樣本期間有關跳躍到達的數種特徵，其中，Panel 1 為各指數報酬率的走勢圖，Panel 2 為至少發生一次跳躍的事後機率的走勢圖[3]，Panel 3 為條件跳躍強度的走勢圖，Panel 4 為包含GARCH條件變異數、Jump條件變異數與總條件變異數走勢圖。圖 1 的Panel 2 可得知有 81 天至少發生一次跳躍行為，Panel 4 可得知有 54 天跳躍干擾條件變異數佔全體報酬條件變異數的比率超過 50%，其中，發現 79 年 8 月、85 年 1 月、89 年 11 月與 90 年 9 月的期間的報酬條件變異數相當的高，檢視此期間分別為 79 年郝柏村出任閣揆政爭，84 年 7 月 21 日中共第一次試射飛彈，85 年 1 月 5 日證券交易所得稅復徵爭議，85 年 1 月 5 日中共第二次試射飛彈，88 年 7 月 9 日兩國論，89 年 11 月 20 日國內金融風暴和罷免總統紛擾等重大政經事件。由圖二的Panel 3 可得知有 113 天至少發生一次跳躍，Panel 4 可得有 89 天跳躍干擾條件變異數佔全體報酬條件變異數的比率超過 50%，其中，發現 1997 年 10 月、1998 年 9 月、2001 年 9 月與 2002 年 7 月的期間的報酬條件變異數相當的高。

[3] 本研究假設 $P(n_t \geq 1|\Omega_t) > 0.5$ 表示有跳躍行為發生。

表四 GARJI 模型估計與檢定

A：GARJI 模型估計結果				
指數 / 參數	TAIEX		S&P 500	
	係數	標準差	係數	標準差
μ	-0.028	0.025	0.024*	0.013
ω	0.026***	0.008	0.007***	0.001
β	0.893***	0.014	0.931***	0.008
δ	4.335***	0.981	0.451*	0.259
θ	-0.952***	0.260	-1.00***	0.366
λ_0	0.022**	0.011	0.030***	0.013
ρ	0.824***	0.084	0.765***	0.069
γ	0.368***	0.142	0.935***	0.349
α	-3.047***	0.271	-4.702***	0.675
α_j	-0.093	0.564	-0.856	8.374
α_a	1.198***	0.265	2.511***	0.640
$\alpha_{a,j}$	-0.818	0.653	0.528	8.438
概似函數值	-6653.157		-4175.640	
B：條件跳躍強度				
預期跳躍次數	0.125		0.117	
事後平均跳躍次數	0.125		0.114	
C：條件跳躍強度與報酬條件動差統計值				
報酬條件平均數	-0.0151		0.0288	
報酬條件變異數	3.647		1.089	
報酬條件偏態	-0.392*		-0.302	
報酬條件峰態	4.757***		3.783***	
D：正常與跳躍干擾對條件變異數比				
擴散過程所引發的變異數對條件變異數比	77.2%		84.7%	
跳躍過程所引發的變異數對條件變異數比	22.8%		15.3%	

註：1.*、**、***分別代表 10%、5%、1% 的顯著水準。

2.報酬條件平均數、變異數、偏度與峰態分別為 $E(R_t|\Omega_{t-1})=\mu$、

$Var(R_t|\Omega_{t-1})=h_t^2+(\delta^2+\theta^2)\lambda_t$ 、$S\left(R_t|\Omega_{t-1}\right)=\dfrac{\lambda_t(\theta^3+3\theta\delta^2)}{(h_t^2+\lambda_t\delta^2+\lambda_t\theta^2)}$ 與

$K\left(R_t|\Omega_{t-1}\right)=3+\dfrac{\lambda_t(\theta^4+6\theta^2\delta^2+3\delta^4)}{(h_t^2+\lambda_t\delta^2+\lambda_t\theta^2)^2}$ 。

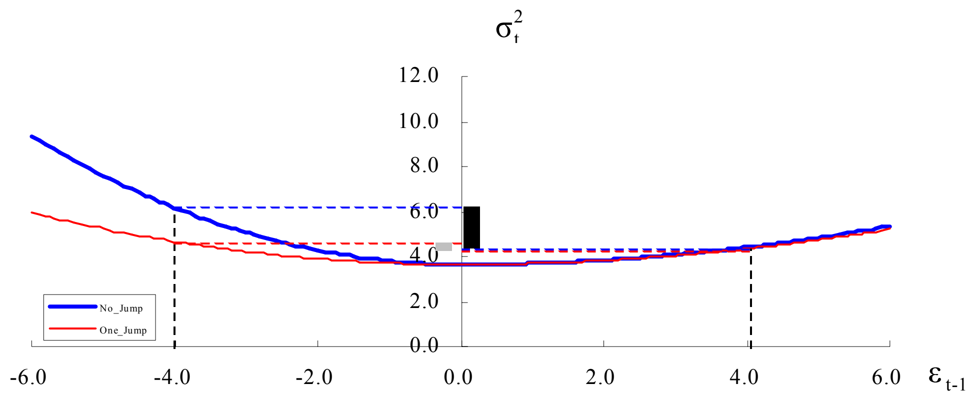
四、報酬干擾的GARCH回饋影響

本研究探討在考慮前期的好壞訊息與市場有無存在跳躍行為對於波動性影響。表五為 TAIEX 與 S&P 500 指數受過去報酬干擾的 GARCH 回饋係數。由表五可得知，當前期無跳躍行為與跳躍行為發生時，兩個指數指數的壞消息回饋係大於好消息的回饋係，表示壞消息對市場的衝擊影響較好消息的影響來的大。因此，本研究發現市場不管有無跳躍行為時壞消息的對波動性的影響程度較大的一致結果。

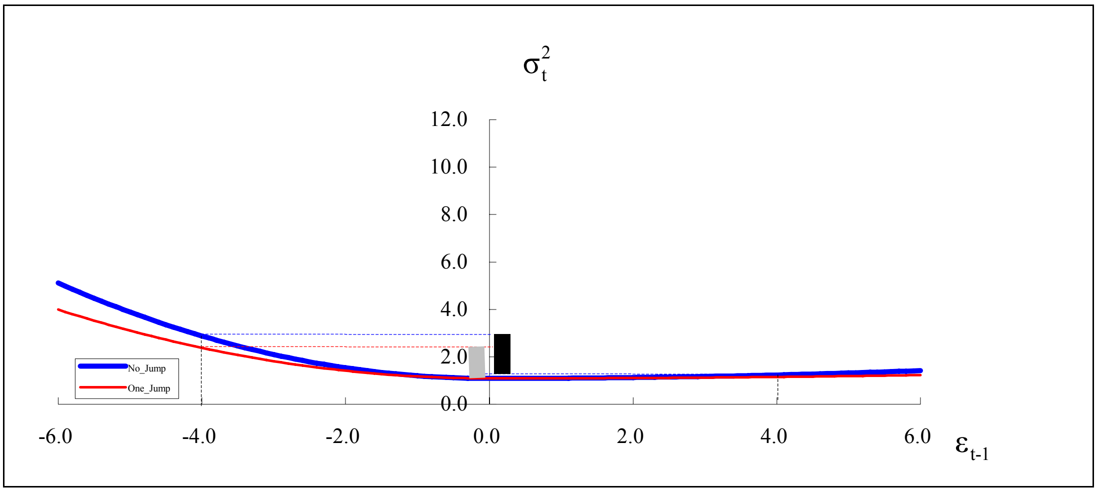
表五　報酬干擾的 GARCH 回饋係數

項目	好訊息 (Good News)		壞訊息 (Bad News)	
	未發生跳躍	發生一次跳躍	未發生跳躍	發生一次跳躍
S&P 500	0.0091	0.0039	0.1118	0.0805
TAIEX	0.0475	0.0433	0.1574	0.0633

傳統相關財務條件變異數多呈對稱式微笑 (Smile) 曲線形狀，如圖三與圖四分別為 TAIEX 與 S&P 500 指數訊息衝擊曲線，本研究將探討來有無考慮跳躍行為時，好消息 ($\varepsilon_{t-1} > 0$) 與壞消息 ($\varepsilon_{t-1} < 0$) 之間有是否有明顯不對稱情形。圖形中黑色實心長方塊部份為未發生跳躍時好的訊息與壞的訊息所對應的條件變異數的差距，而圖形中有網狀的長方塊部份為發生跳躍時好訊息與壞訊息所對應的條件變異數的差距。由圖三與圖四中，本研究發現 TAIEX 與 S&P 500 指數在訊息衝擊曲線變得較為對稱，即跳躍干擾有關之訊息融入目前股價的速度較為迅速，但 S&P 500 指數在好消息與壞消息之間依然存在明顯不對稱情形。此外，未發生跳躍行為時，TAIEX 與 S&P 500 指數皆存在訊息不對稱情形，而在發生跳躍行為時，通常訊息不對稱效果都會減少或消失，而對預期波動性所產生較對稱的效果，其或可歸因於跳躍行為可以解釋部份不對稱性。



圖三 TAIEX 指數訊息衝擊曲線



圖四 S&P 500 指數訊息衝擊曲線

五、重大金融危機事件的跳躍變異數

表六爲重大金融危機事件的跳躍變異數結果，透過Maheu and McCurdy (2004) 對跳躍變異數的計算方法[4]，可以了解跳躍的波動性對於重大金融事件對於台灣與美國的影響。本研究發現在重大金融危機事件的跳躍變異數皆大於所有樣本的平均跳躍變異數，除了阿根廷金融危機對於S&P 500 的影響略小於平均跳躍變異數。此外，本研究發現在 911 事件對於美國與台灣的影響最爲嚴重，或可歸因於 911 事件是在美國發生的，因而對於美國有重大影響，此影響

[4] Maheu and McCurdy(2004)指出跳躍變異數計算爲 $Var_{jump} = (\delta^2 + \theta^2)\lambda_t$。

也會大於其他國家的金融危機事件的影響程度，而由於美國是全球經濟的中心，因而 911 事件對於台灣市場具有相當程度影響。

表六　重大金融危機事件的跳躍變異數

重大金融危機事件	時間	TAIEX 跳躍變異數	S&P 500 跳躍變異數
英磅、里拉退出 EMS	1992.9	0.9949	0.1846
英國霸菱銀行倒閉	1995.2	1.5473	1.3012
印尼金融狀況不佳	1998.1	1.0148	0.4011
亞洲金融危機	1998.7	0.8573	0.3180
俄羅斯發生銀行危機，盧布貶值效應擴散	1998.7	1.0826	0.7877
911 事件危機	2001.9	1.9782	2.2003
阿根廷金融危機	2001.12	0.7599	0.1420
土耳其金融危機	2002.10	0.7184	0.2330
全部		0.6536	0.1695

伍・結論

金融資產的波動性在金融市場中，一直扮演著相當重要的角色，而標的資產波動性估計正是整個評價過程中最關鍵的參數，在資產訂價、交易策略制定或風險管理衡量等各方面，波動性的預測一直是令人關注的議題，因此，本研究以 GARJI 模型探討台灣與美國股市產生跳躍頻率與跳躍所引起的變異，以及利用訊息衝擊曲線來同時探討加入間斷跳躍行為與波動性不對性效果對市場的影響，最後透過重大金融危機事件來瞭解來跳躍波動性。

實證結果發現由GARJI模型的估計結果顯示台灣與美國股價指數報酬率均存在著異常資訊所造成瞬時的跳躍行為與跳躍頻率是隨著時間變動，股價指數報酬率的跳躍大小的平均數與變異數皆顯著。此外，異常資訊引的跳躍對於報酬為負面影響，若跳躍事件到達時，兩者皆具有隨著時間變動的跳躍聚集現象，其中又以TAIEX的跳躍聚集現象最為顯著。最後，台灣與美國股價指數報酬率的跳躍過程所引發的變異佔整體變異比重分別為 22.8%與 15.3%，因而跳躍過程是不可忽視的重要因素。

財務訊息或重大政經事件等皆為跳躍干擾來源，而跳躍干擾會經由回饋係數影響波動性，而市場的負向衝擊對報酬波動性的影響較正向衝擊大，因而造成波動性動存在著不對稱效果，由 TAIEX 與 S&P 500 指數受過去報酬干擾

的 GARCH 回饋係數可知，不論前期無否跳躍行為發生時，壞消息對市場的衝擊影響比好消息的影響大。此外，TAIEX 與 S&P 500 指數在前期為壞消息時，則發現跳躍時的回饋係數皆較正常時的回饋係數大，而在前期為好消息時，發生跳躍時的回饋係數與正常時回饋係數相差不大。傳統相關財務條件變異數多呈對稱式微笑 (Smile) 曲線形狀，當未發生跳躍時，訊息衝擊曲線發現 TAIEX 與 S&P 500 指數在好消息 ($\varepsilon_{t-1}>0$) 與壞消息 ($\varepsilon_{t-1}<0$) 間有明顯不對稱情形，而當發生跳躍時得知 TAIEX 與 S&P 500 指數在訊息衝擊曲線變得較為對稱，即跳躍干擾有關之訊息融入目前股價的速度較為迅速，但 S&P 500 指數在好消息與壞消息之間依然存在明顯不對稱情形。

最後，本研究透過跳躍變異數來瞭解重大金融事件對於台灣與美國的影響，本研究發現在重大金融危機事件的跳躍變異數皆大於所有樣本的平均跳躍變異數，除了阿根廷金融危機對於 S&P 500 的影響略小於平均跳躍變異數。因此，在論討波動性時跳躍所引發的變異數是不可忽視的重要變數。以往常常使用的歷史波動性模型及隱含波動性模型都是建構在資產報酬變異數為常數的假設下，此假設可能是導致評價模式誤差的主要原因，因而本研究同時探討加入間斷跳躍行為與波動性不對性效果對市場的影響結果，以提供較對於波動性預測、財務管理與衍生性商品的訂價相當重要參數依據。

參考文獻

王甡，「報酬衝擊對條件波動所造成之不對稱效果－台灣股票市場之實證分析」，*證券市場發展季刊*，第 7 卷，1995 年，頁 125-160。

林丙輝、葉仕國，「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*，第 11 卷，1999 年，頁 61-92。

林楚雄、劉維琪、吳欽杉，「不對稱 GARCH 模型的研究」，*管理學報*，第 16 卷，1999 年，頁 479-515。

邱哲修、邱建良、蘇英谷，「台灣匯率波動對股價報酬之影響」，*企銀季刊*，第 24 卷，2001 年，頁 131-147。

莊忠柱，「股價指數期貨與現貨的波動性外溢：台灣的實證」，*證券市場發展季刊*，第 12 卷，2000 年，頁 479-515。

劉曦敏、葛豐瑞，「台灣股價指數報酬率之線性及非線性變動」，*經濟研究*，第 34 卷，1996 年，頁 73-109。

Ball, C.A. and Torous, W.N., "On Jumps in Stock Returns", *Journal of Financial Quantitative Analysis*, (10), 1985, pp. 337-351.

Bento, J.L., "Jump Risk in the Stock Market: Evidence Using Political Information", *Review of Financial Economics*, (8), 1999, pp. 149-163.

Black, F., "The Pricing of Commodity Contracts", *Journal of Financial Economics*, (3), 1976, pp. 167-179

Braun, P.A., Nelson, D.B. and Sunier, A.M., "Good News, Bad news, Volatility, and Betas", *Journal of Finance,* (50), 1995, pp. 1575-1603.

Campbell, J. and Hentschell L., "No News is Good News: An Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns", *Journal of Financial Economic*, (31), 1992, pp. 281-318.

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

Chang, K.H. and Kim, M.J., "Jump and Time-varying Correlations in Daily Foreign Exchange Rates", *Journal of International Money and Finance*, (20), 2001, pp. 611-637.

Christie, A., "The Stochastic Behavior of Common Stock Variance: Value, Leverage and Interest Rate Effects", *Journal of Financial Economics*, (10), 1982, pp. 407-432.

Dickey, D.A. and Fuller, W.A., "Distribution of the Estimators for Autoregression Time Series with a Unit Root", *Journal of American Statistical Association*, (74), 1979, pp.427-432.

Engle, R.F. and Ng, V.K., "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH", *Econometric Theory*, (11), 1993, pp.122-150.

Granger, C.W.J. and Newbold, P., "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, (2), 1974, pp.111-120.

Hentschel, L., "All in the Family Nesting Symmetric and Asymmetric GARCH Models", *Journal of Financial Economics*, (39), 1995, pp.71-104.

Jorion, P., "On Jump Processes in the Foreign Exchange and Stock Markets", *The Review of Financial Studies*, (4), 1988, pp.427-445.

Kim, H.Y. and Mei, J.P., "What Makes the Stock Market Jump? An Analysis of Political Risk on Hong Kong Stock Returns", *Journal of International Money and Finance*, (20), 2001, pp.1003-1016.

Merton, R.C., "Option Pricing When Underlying Stock Returns Are Discontinuous", *Journal of Financial Economics*, (3), 1976, pp.125-144.

Maheu, J.M., and McCurdy, T.H., "News Arrival, Jump Dynamics, and Volatility Component for Individual Stock Returns", *The Journal of Finance*, (59), 2004, pp. 755-793.

Nelson, D., "ARCH Models as Diffusion Approximations", *Journal of Econometrics*, (45), 1990, pp.7-38.

______, "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach", *Econometria*, (59), 1991, pp.347-370.

Rabemananjara, R. and Zakolin, J.M., "Threshold ARCH Models and Asymmetries in Volatility", *Journal of Applied Econometrics*, (8), 1993, pp.31-49.

Schwert, G.W., "Stock Volatility and the Crash of 87", *Review of Financial Studies*, (3), 1990, pp.77-102.

Impact of The Jump and Asymmetric Effects on Stock Returns

JONATHAN HUANG, YEN-HSIEN LEE, CHIEN-LIANG CHIU *

ABSTRACT

This study adopts the GARJI model, proposed by Maheu and McCurdy (2004), to investigate that the jump and asymmetric effects impact on stock returns for Taiwan and US. The model has extended the GARCH model, the conditional jump intensity by an ARMA(1,1) process and the asymmetric effect.

The empirical results that, firstly, jump intensity and frequency are time-varying in stock markets and jump-induced volatilities are 22.8% and 15.3% for Taiwan and US, which jump process is greatly importance. Second, The bad news induces volatility greater than the good news whatever the stock markets exit jump behavior. The feedback of the jump will be greater than diffusion in the bed news when early day is the bad news, but the feedback of the diffusion and the jump don’t difference when early day is the good news. Third, the news impact curve became symmetry when the stock markets exit jump behavior; nevertheless, S&P 500 index still exits asymmetry of news. Fourthly, jump volatilities for the serious financial crisis are greater than the mean of sample except financial crisis of Argentina.

Keywords: GARJI model, news innovations, asymmetric effect, news impact curve

* Jonathan HUANG, Senior Vice President, Fubon Commercial Bank Co., Ltd. Financial Services Group-Electronic Banking Dept. Yen-Hsien LEE, Doctoral Student, Department of Banking & Finance, Tamkang University. Chien-Liang CHIU, Associate Professor, Department of Banking & Finance, Tamkang University.