

# 美國存託憑證與其標的股票之波動性 —跳躍與門檻自我迴歸模型之應用

蘇欣玫·鄒易凭·鄭婉秀\*

(收稿日期：95 年 10 月 3 日；第一次修正：95 年 12 月 5 日；  
第二次修正：96 年 1 月 8 日；接受刊登日期：96 年 2 月 5 日)

## 摘要

本文以 Chan and Maheu (2002) 所提出 ARJI (Autoregressive Conditional Jump Intensity) 模型探討台積電、聯電與日月光等三檔美國存託憑證 (ADR) 及其標的物之波動性，同時考量報酬率呈現非常態之特性，因此採用偏態 t 分配 (Skewed student t distribution) 進行實證分析。再者，本文進一步納入 Hansen (1996) 所提出之門檻自我迴歸模型 (Threshold Autoregression model, TAR)，估計 ADR 報酬率之門檻值，將樣本區分為高報酬與低報酬區間，並將其與波動性相對應，分析在高報酬區間之波動行為與低報酬區間之波動行為有何差異。最後，選取樣本期間內之重大事件，探討事件期間 ADR 與其現貨之特性。由 ARJI 模型估計結果顯示，不連續跳躍過程是影響報酬率不可忽視的重要現象，而當 ADR 與現貨報酬落入低報酬區間時，其平均跳躍頻率及機率都相對較大，表示異常負面消息的衝擊反應較為強烈，存在不對稱效果。在重大事件的衝擊影響方面，美國 911 事件所造成之衝擊最為強烈，其次為國內 319 槍擊案，其餘事件下之反應則因各檔股票之差異而有不同。

關鍵詞彙：ARJI 模型，偏態 t 分配，門檻自我迴歸模型，跳躍頻率，美國存託憑證

## 壹·緒論

由於網路與資訊科技的不斷進步，整體金融環境因受到自由化與國際化的影響，使得證券市場的經營環境面臨前所未有的衝擊，在此激烈的競爭環境下，如何建立一個更具效率性和生產力的金融體系便是一個重要的課題。一波波的金融創新風潮，引領資本市場邁向國際化。因此，企業在募集資金的方式與投資者的投資組合配置型態均有了結構性的改變，而為了順應全球化的趨勢以及增加融資的管道，許多企業選擇到國外發行存託憑證 (Depositary Receipts, DR)。存託憑證是指由本國上市公司所發行的可轉讓憑證在國外市場流通，而在美國股票市場發行的存託憑證，即稱為美國存託憑證 (America Depositary Receipt, ADR)。若國際市場具有效率，當新資訊出現影響該市場價格的同時，應會立即傳遞到另一個市場，過去文獻多顯示 ADR 與標的股票間呈現顯著的

\* 作者簡介：蘇欣玫，淡江大學財務金融研究所研究生；鄒易凭，淡江大學財務金融研究所研究生；鄭婉秀，亞洲大學財務金融學系助理教授。



相關 (如：Rabinovitch et al., 2003；Chung et al., 2005)。而許多實證研究發現，此資訊的傳遞不只反應在價格，也反應在價格的波動性，Patro (2000) 實證發現 ADR 的報酬率對標的股票市場投資組合有顯著的資訊揭露能力，而解釋力可達 ADR 投資組合 12%到 90%的變動量。而 Park and Tavakkol (1994) 檢測日本 ADR 發現，由於 ADR 的波動性易受美國市場波動的影響，使之波動性相較於標的股票來得大，但 ADR 卻與標得股票間有著相同的報酬率。另外，在兩國間價格與波動的訊息傳遞現象方面，Neumark et al. (1991) 研究美國、英國及日本上市的美國企業，Kato et al. (1991) 研究英國、日本及澳洲所發行的 23 家美國存託憑證，Lau and Diltz (1994) 研究在日本及美國上市的 7 家公司，Lieberman et al. (1999) 研究 6 家同時在以色列及美國上市的公司；Kim et al. (2000) 研究日本、英國、荷蘭、瑞典、澳洲等 5 個國家 52 支美國存託憑證；Wang et al. (2002) 研究在香港與倫敦同時掛牌交易的 14 檔香港企業股票，Chen et al. (2002) 研究 21 家台灣上市公司在海外發行的存託憑證，結果都顯示存在著某種程度的訊息傳遞現象。此外，Jayaraman, Shastri, and Tandon (1993) 以 1983 年到 1988 年在美國掛牌上市的 95 檔 ADR 日資料，運用事件研究法探討發行 ADR 與發行公司之國內股價報酬與波動的變化，結果指出標的股票之報酬率變化在 ADR 掛牌上市後有顯著上升，而平均波動幅度增加 56%。而在國內文獻部分，黃營杉與李銘章 (2005) 以台灣五家發行 ADR 之公司，探討 ADR 波動性與母股報酬的互動影響，結果發現只有台積電及旺宏兩家公司股票具有價格領先的效果，且兩市場間短期間確實存有波動外溢效果，但長期卻有穩定的關係；楊聲勇、董樹琦、王澤世與張德立 (2005) 則以亞洲四小龍-台灣、韓國、新加坡、香港的上市公司到美國發行 ADR 者為樣本美國存託憑證與其標的股之間報酬與波動性的日內動態傳遞關係，實證研究結果發現，美國存託憑證與其標的股在報酬的傳遞上具有雙向的報酬外溢效果，且標的股影響美國存託憑證的程度較大；而在波動的傳遞方面，則大多具有至少單方向的波動外溢效果。

目前近期財務文獻皆普遍認同波動性變數具有異質變異 (heteroscedasticity) 的特性，Engle (1982) 提出的自我迴歸條件異質變異數模型 (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, ARCH)，Bollerslev (1986) 提出一般化的自我迴歸條件異質變異數模型 (Generalized ARCH, GARCH)，解釋了普遍存在於總體經濟及財務金融資料中的波動叢聚現象，大幅提昇波動性模型預測的能力，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。而在同時考慮條件異質變異與跳躍-擴散過程的情形下，Chan and

Maheu (2002) 提出 ARJI (AutoRegressive Jump Intensity) 模型，結合 GARCH 模型及跳躍-擴散模型，並將跳躍頻率設定為 ARMA 過程，即跳躍頻率會隨著時間而變動，改善了傳統 GARCH-Constant Jump 模型。Bollerslev, Chou, and Kroner (1992) 曾提出平均報酬係數若沒有考慮到波動性具有隨時間改變的特性，以及市場間波動性的相互影響，將造成模型的誤設 (misspecification)。此外，在考量金融資產價格分配之高狹厚尾特性下，本文更進一步依據 Hansen (1994) 之研究，假設誤差項服從偏態 t 分配 (skewed student t-distribution) 進行分析。因此，本文所採用之 ARJI-Skewed t Distribution 模型無論在樣本內或樣本外對於波動性的估計與預測均提供了更適切的描述，並且將跳躍頻率設定為具有隨時間變動的特性，此點更能反應股價報酬行為對於重大事件期間的動態過程，本文針對台灣三檔具代表性之 ADR 與其相對現貨股票上，即台積電 (TSM)、聯電 (UMC) 與日月光 (ASX)，適切估計其波動性，並同時針對近年來國內外發生之重大事件所產生的跳躍頻率及跳躍機率進行分析。

有別於過去的研究，本文加入 Hansen (1996) 所提出之門檻自我迴歸 (Threshold Autoregression model, TAR) 模型，以 ADR 報酬做為門檻變數，將報酬區分為高、低區間，深入探討在不同區間下，美國存託憑證與其標的股票跳躍頻率的差異性和兩者波動性的動態傳遞關係。過去許多研究於金融商品價格傳遞上趨向採用單門檻模型，分別探討二個區段的調整過程 (Balke and Fomby, 1997; Enders and Granger, 1998; Abdulai, 2002; Deidda and Fattouh, 2002; Escribano and Mira, 2002; Hansen and Seo, 2002; Cook, 2003; Cook and Manning, 2003; Sephton, 2003; Oscar et al., 2004)。本文則是同時結合門檻與跳躍模型，詳細分析 ADR 與其標的股票間之差異。由於發行 ADR 之企業，必須同時符合本國及美國金融市場的相關法令限制，所以其相關財務報告更為透明化、資訊揭露也更具完全，因此，投資人若利用 ADR 股價的變化來做為評估投資台灣標的股票的依據，不但更具參考之價值也可進一步了解國內金融市場與美國金融市場間的連動關係。本文第二部分介紹 ARJI-Skewed t Distribution 模型與 TAR 的研究方法與設定；第三部分為資料來源與處理及實證結果與分析；第四部分為本文結論。

## 貳・實證模型

### 一、偏態t分配之ARJI 模型 (Autoregressive Conditional Jump Intensity Model with Skewed Student t Distribution)

傳統對資產報酬率假設其服從連續的擴散隨機過程，並不適合解釋資產報酬上可能存在著間斷性的改變，因此，依據 Chan and Maheu (2002) 的研究，將資產報酬率具有不連續的跳躍行為納入考慮，假設報酬率的行為服從波氏跳躍擴散隨機過程，研究模型設置如下：

$$R_t = \mu + B_0 R_{t-1} + B_1 \times \text{Spread}_{t-1} + \sqrt{h_t} Z_t + \sum_{k=1}^{n_t} \pi_{t,k} \quad (1)$$

其中， $R_t$  為資產於第  $t$  期的報酬率， $\text{Spread}_{t-1}$  為 ADR 價格與台股價格第  $t-1$  期之對數價格差， $B_0$  與  $B_1$  為估計係數。 $h_t$  為條件變異數方程式，假設服從 GARCH(1,1)過程，即

$$h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} \quad (2)$$

其中， $\varepsilon_t = R_t - \mu - B_0 R_{t-1} - B_1 \text{Spread}_{t-1}$ ，為平均數方程式的誤差項。進一步依據 Hansen (1994) 之研究，將誤差項  $Z_t$  假設服從偏態  $t$  分配 (skewed student t-distribution) 時，其研究模型設置即為

$$\varepsilon_t | \Psi_{t-1} = \sqrt{h_t} Z_t, \quad Z_t \sim \text{ST}(Z | \eta, \varphi) \quad (3)$$

$$\text{ST}(Z | \eta, \varphi) = \begin{cases} bc \left( 1 + \frac{1}{\eta-2} \left( \frac{bZ+a}{1-\varphi} \right)^2 \right)^{-\frac{\eta+1}{2}} & \text{if } Z < -a/b \\ bc \left( 1 + \frac{1}{\eta-2} \left( \frac{bZ+a}{1+\varphi} \right)^2 \right)^{-\frac{\eta+1}{2}} & \text{if } Z \geq -a/b \end{cases} \quad (4)$$



$$a \equiv 4\phi c \frac{\eta-2}{\eta-1}, \quad b \equiv 1+3\phi^2-a^2, \quad c \equiv \frac{\Gamma\left(\frac{\eta+1}{2}\right)}{\sqrt{\pi(\eta-2)\Gamma\left(\frac{\eta}{2}\right)}} \quad (5)$$

標準化誤差項  $Z_t$  之偏態  $t$  分配型態由峰態參數  $\eta$  和偏態參數  $\phi$  決定，且參數限制為  $4 < \eta < 30$ ， $-1 < \phi < 1$ 。因此，若偏態參數  $\phi = 0$  時，則為 Student  $t$  分配；而若偏態參數  $\phi = 0$  且峰態參數  $\eta$  趨近無窮大時，則為標準常態分配。

再者， $\pi_{t,k}$  為反映市場異常資訊所造成資產報酬瞬時的跳躍，稱為跳躍大小 (jump size)，服從平均數為  $\theta$  及標準差為  $\delta$  的常態分配，即  $\pi_{t,k} \sim N(\theta, \delta^2)$ ，並假設  $\pi_{t,k}$  與  $Z_t$  獨立。 $n_t$  表示單位時間  $[t-1, t]$  內的跳躍次數，服從波式分配 (Poisson Distribution)，即

$$P(n_t = j | \Phi_{t-1}) = \frac{e^{-\lambda_t} \lambda_t^j}{j!}, \quad j = 0, 1, 2, \dots, \Lambda \quad (6)$$

其中， $\Phi_{t-1}$  為  $t-1$  期之所有資訊集合， $\lambda_t$  為波氏分配的參數，且  $\lambda_t > 0$ ，稱為跳躍強度 (jump intensity)，亦稱跳躍頻率。此處定義  $\lambda_t \equiv E[n_t | \Omega_{t-1}]$ ，表示隨時間變動的跳躍強度為一條件期望值，且服從一內生的 ARMA(1,1) 過程，表示為

$$\lambda_t = \lambda_0 + \rho \lambda_{t-1} + \gamma \xi_{t-1} \quad (7)$$

其中， $\lambda_{t-1}$  為第  $t-1$  期的跳躍大小， $\xi_{t-1} \equiv E[n_{t-1} | \Phi_{t-1}] - \lambda_{t-1}$ ，為第  $t-1$  期跳躍的誤差項。在波式分配的設定下， $\lambda_t$  為正，而其充分條件為  $\lambda_0 > 0$ 、 $\rho \geq \gamma$  與  $\gamma \geq 0$ 。由此模型可估算出至少發生一次跳躍的機率，即  $P(n_t \geq 1 | \Phi_t) = 1 - P(n_t = 0 | \Phi_t)$ 。

假設  $f(R_t | n_t = j, \Phi_{t-1})$  為在  $t-1$  期的所有資訊集合及同時發生  $j$  次跳躍狀況下之報酬率條件機率。利用貝式定理 (Bayes rule)，得以推估第  $t$  期發生  $j$  次跳躍的機率為

$$P(n_t = j | \Phi_{t-1}) = \frac{\sum_{j=0}^{\infty} f(R_t | n_t = j, \Phi_{t-1}) \times P(n_t = j | \Phi_{t-1})}{P(R_t | \Phi_{t-1})} \quad (8)$$



進一步可以推出在發生  $j$  次跳躍的狀態下，報酬率的條件機率為

$$P(R_t | \Phi_{t-1}) = \sum_{j=0}^{\infty} f(R_t | n_t = j, \Phi_{t-1}) \times P(n_t = j | \Phi_{t-1}) \quad (9)$$

而報酬的條件機率密度函數呈偏態  $t$  分配，因此在上述的設定下，對數概似函數可表示為：

$$L(\Psi) = \sum_{t=1}^T \ln f(R_t | \Phi_{t-1}; \Psi) \quad (10)$$

其中， $\Psi = (\mu, B_0, B_1, \omega, \alpha, \beta, \theta, \delta, \lambda_0, \rho, \gamma, \eta, \varphi)$  為待估參數。

## 二、門檻自我迴歸模型 (Threshold Autoregression Model, TAR)

依據 Hansen (1996) 的門檻迴歸方法，以「變數」為狀態 (regime) 改變的轉折點。二狀態的門檻迴歸模型可表示為

$$R_t = \theta'_1 R_{t-1} + e_{1t}, \text{ if } q_t \leq \gamma \quad (11)$$

$$R_t = \theta'_2 R_{t-1} + e_{2t}, \text{ if } q_t > \gamma \quad (12)$$

其中， $q_t$  為門檻變數，依門檻值  $\gamma$  將變數  $R_t$  分割成兩個區間， $e_{it}$  為殘差項。令虛擬變數  $I_t(\gamma) = \{q_t \leq \gamma\}$ ， $\{\bullet\}$  為指標函數，當  $q_t \leq \gamma$  時， $I = 1$  否則  $I = 0$ 。此外令  $R_{t-1}(\gamma) = R_{t-1} I_t(\gamma)$ ，則(1)及(2)式可進一步改寫為

$$R_t = \theta R_{t-1} + \rho R_{t-1}(\gamma) + e_t, \quad e_t \sim iid(0, \sigma_t^2) \quad (13)$$

其中  $\theta = \theta'_2$ ， $\rho = \theta'_1 - \theta'_2$ ，殘差項  $e = [e_{1t}, e_{2t}]'$ ， $\theta$ 、 $\rho$  及  $\gamma$  則為待估參數。我們可進一步求出估計值與參數值，同時得到殘差項平方之加總 (sum of squared errors) 為

$$S_1(\gamma) = \hat{e}_t(\gamma)' \hat{e}_t(\gamma) \quad (14)$$

而門檻估計值則為



$$\hat{\gamma} = \arg \min_{\gamma} S_1(\gamma) \quad (15)$$

殘差變異數為

$$\hat{\sigma}^2 = T^{-1} \hat{e}'_t \hat{e}_t = T^{-1} S_1(\hat{\gamma}) \quad (16)$$

## 參・實證結果分析

### 一、資料來源與處理

本文選定台積電 (TSM)、聯電 (UMC) 與日月光 (ASX) 等三家台灣上市公司為研究對象，此三家公司所發行之 ADR 在美國紐約交易所 (NYSE) 掛牌上市的交易時間最長。所有相關資料，包括 ADR 股價、台股現貨股價及匯率等日資料，皆取自於 yahoo 網站<sup>1</sup>及 AREMOS 資料庫。取樣期間分為台積電 1997 年 10 月 9 日至 2005 年 6 月 29 日，聯電 2000 年 9 月 20 日至 2006 年 2 月 24 日，以及日月光 2000 年 10 月 2 日至 2006 年 2 月 24 日。由於美國交易時間相較於台灣交易時間晚一天，所以將 ADR 股價資料往後一天來進行分析。若 ADR 與台股現貨其一無交易時，則將此日資料予以剔除，因此，三個研究對象的樣本數分別為台積電 1827 筆、聯電 1295 筆及日月光 1286 筆。

本文首先將以美金計價的 ADR 股價在考量轉換比率<sup>2</sup>後轉換成台幣，再取對數報酬率，定義如下：

$$P_t^{ADR} = \frac{P_t^{ADR} \times E_t}{C} \quad (15)$$

$$R_t^{ADR} = (\ln P_t^{ADR} - \ln P_{t-1}^{ADR}) \times 100 \quad (16)$$

其中， $P_t^{ADR}$  為美元計價之 ADR 價格， $P_t^{ADR}$  為在考慮匯率和轉換比率後的 ADR 股價， $E$  為新台幣兌美元匯率， $C$  為 ADR 轉換比率-台積電、聯電、日月光皆為 5， $R_t^{ADR}$  為 ADR 股價報酬率。台股現貨股價報酬率則定義為

$$R_t^{stock} = (\ln P_t^{stock} - \ln P_{t-1}^{stock}) \times 100 \quad (17)$$

<sup>1</sup> www.finance.yahoo.com。

<sup>2</sup> 各股 ADR 轉換比例係根據個別公司發行 ADR 時之公開說明書。



其中， $P_t^{\text{stock}}$  為台股現貨股價， $R_t^{\text{stock}}$  為報酬率。

## 二、基本統計量分析

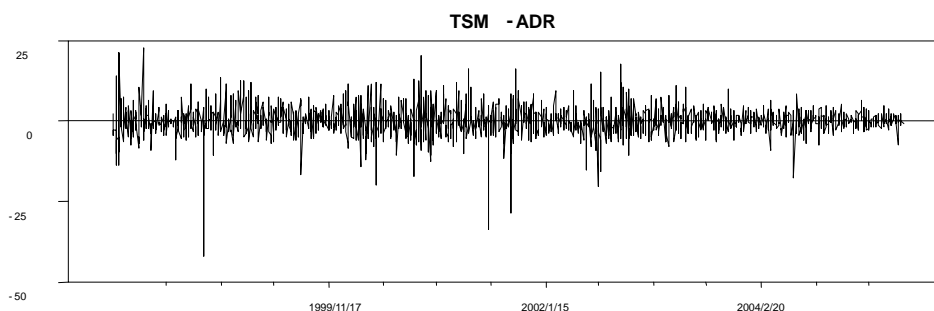
表一列出台積電、聯電與日月光 ADR 及現貨股價報酬率的基本統計量。由表中發現，ADR 與台股現貨的平均值相當接近，但 ADR 的波動性相對較大。在偏態係數方面，僅日月光現貨呈現無偏態現象，其餘皆為顯著左偏。然超額峰態係數皆在 1% 顯著水準下顯著，表示具高狹峰的特性，即存在高峰厚尾 (leptokurtic) 的現象，此現象經由 JB 常態分配檢定在任一變數下皆遭拒絕可獲得進一步驗證。將各股 ADR 與台股股價報酬率的時間序列圖繪於圖一，其縱軸代表報酬率，橫軸代表樣本期間，兩相對照即可發現其相似處。

表一 各股 ADR 與現貨日報酬率之基本統計量

	平均數	標準差	偏態係數	峰態係數	最小值	最大值	JB
<b>台積電</b>							
ADR	-0.0590	4.3331	-0.5722**	10.0427**	-42.0026	22.8031	7773.0268**
現貨	-0.0539	3.1637	-1.7782**	18.0128**	-33.6472	14.8420	25648.4718**
<b>聯電</b>							
ADR	-0.1156	4.4204	-0.1933**	20.8518**	-38.7815	40.67730	23432.8445**
現貨	-0.1044	2.8787	-0.4338**	4.0062**	-20.3762	12.1005	905.2119**
<b>日月光</b>							
ADR	-0.027	3.817	-0.162*	4.717**	-29.118	18.247	1196.917**
現貨	-0.029	3.245	-0.109	1.320**	-20.067	9.531	95.819**

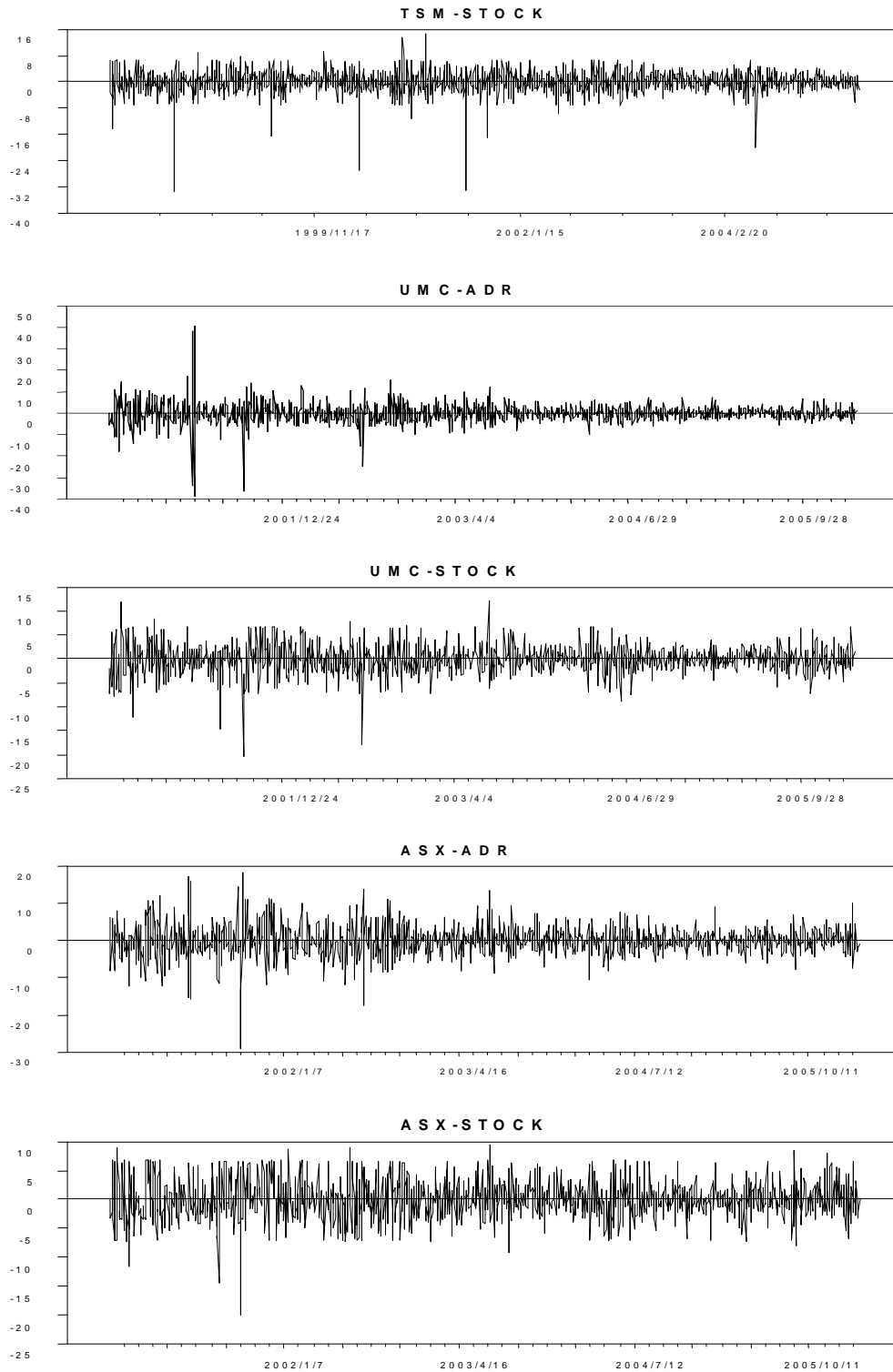
附註：1.\*與\*\*分別表示 5%及 1%之顯著水準。2.峰態係數為超額峰態係數 (Excess Kurtosis)。

3. JB 為 Jarque-Bera 之常態分配檢定



圖一 各股 ADR 與台股現貨 (STOCK) 股價報酬率的時間序列圖





圖一 各股 ADR 與台股現貨 (STOCK) 股價報酬率的時間序列圖(續)



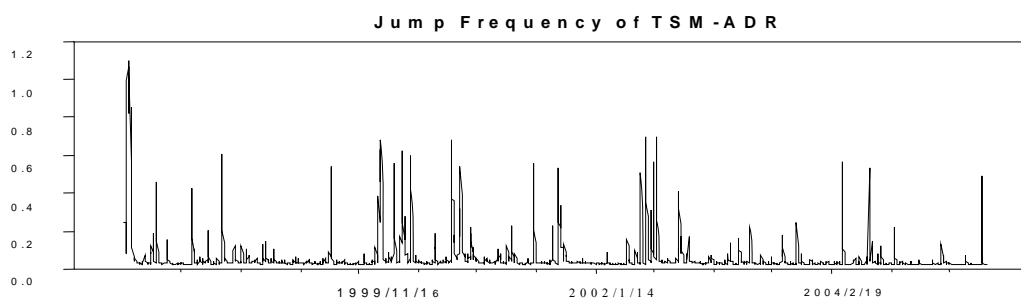
### 三、ARJI-Skewed t Distribution 實證結果

表二 ARJI-Skewed t Distribution 模型實證估計結果與檢定

	台積電		聯電		日月光	
	ADR	現貨	ADR	現貨	ADR	現貨
$\mu$	0.0928 (0.1930)	-0.3279** (0.0953)	-0.6964* (0.2997)	-2.4742** (0.2912)	0.2038 (0.2386)	0.2894** (0.0001)
$B_0$	-0.9684** (0.0118)	0.0515* (0.0247)	-0.9899** (0.0046)	-0.4206** (0.0664)	-0.2582** (0.0360)	-0.1554** (0.0090)
$B_1$	-0.0028 (0.6989)	1.5646** (0.3336)	-1.1160* (0.5131)	20.2389** (2.3067)	-29.3302** (4.2944)	36.5024** (0.8422)
$\omega$	0.0009 (0.0106)	0.4491** (0.1628)	0.1407** (0.0567)	0.1743* (0.0900)	0.1059 (0.2737)	0.0284** (0.0014)
$\alpha$	0.0105** (0.0023)	0.0761** (0.0182)	0.0381** (0.0121)	0.0465** (0.0152)	0.1040* (0.0444)	0.0319** (0.0044)
$\beta$	0.9844** (0.0035)	0.8547** (0.0359)	0.9422** (0.0158)	0.9139** (0.0302)	0.8704** (0.0825)	0.9539** (0.0039)
$\theta$	-1.0700 (1.0668)	-13.8397** (5.3004)	-3.6142 (3.5820)	-2.0306** (0.3263)	-0.5957 (0.5418)	-1.4031** (0.0000)
$\delta$	9.6682** (1.2113)	12.4200** (3.0594)	14.5930** (3.7203)	1.1841** (0.4296)	3.0226** (0.1630)	3.3488** (0.2228)
$\lambda_0$	0.0217** (0.0081)	0.0035* (0.0017)	0.0013 (0.0011)	0.0002 (0.0006)	0.0321 (0.0576)	0.0307* (0.0148)
$\rho$	0.6725** (0.1221)	0.4782* (0.2315)	0.9260** (0.0517)	0.9985** (0.0051)	0.8783** (0.1703)	0.8354** (0.0742)
$\gamma$	0.7072** (0.2390)	0.1191 (0.1480)	0.2539* (0.1285)	0.1481** (0.0569)	-0.2587 (0.2758)	0.3340** (0.1121)
$\eta$	11.3622** (3.8341)	10.1154** (2.5396)	11.5527** (3.4639)	5.3570** (0.8810)	6.2520** (1.5254)	697546548** (42893.67)
$\phi$	0.1434** (0.0367)	0.5310 (0.0324)	0.1225** (0.0408)	0.0735 (0.0478)	0.0863 (0.0643)	0.2393** (0.0035)
Q(1)	0.1907	0.2797	1.0871	1.7897	1.0996	0.4306
Q(10)	14.4034	0.5311	17.0763	18.8560*	9.7610	6.7357
Q <sup>2</sup> (1)	0.0890	0.2483	1.4288	0.0353	0.1401	0.3741
Q <sup>2</sup> (10)	13.7496	1.1236	5.9605	1.2400	25.0262**	28.1241**
概似 函數值	-4962.9271	-4423.7045	-3444.3298	-3025.7501	-3368.3674	-3223.0947

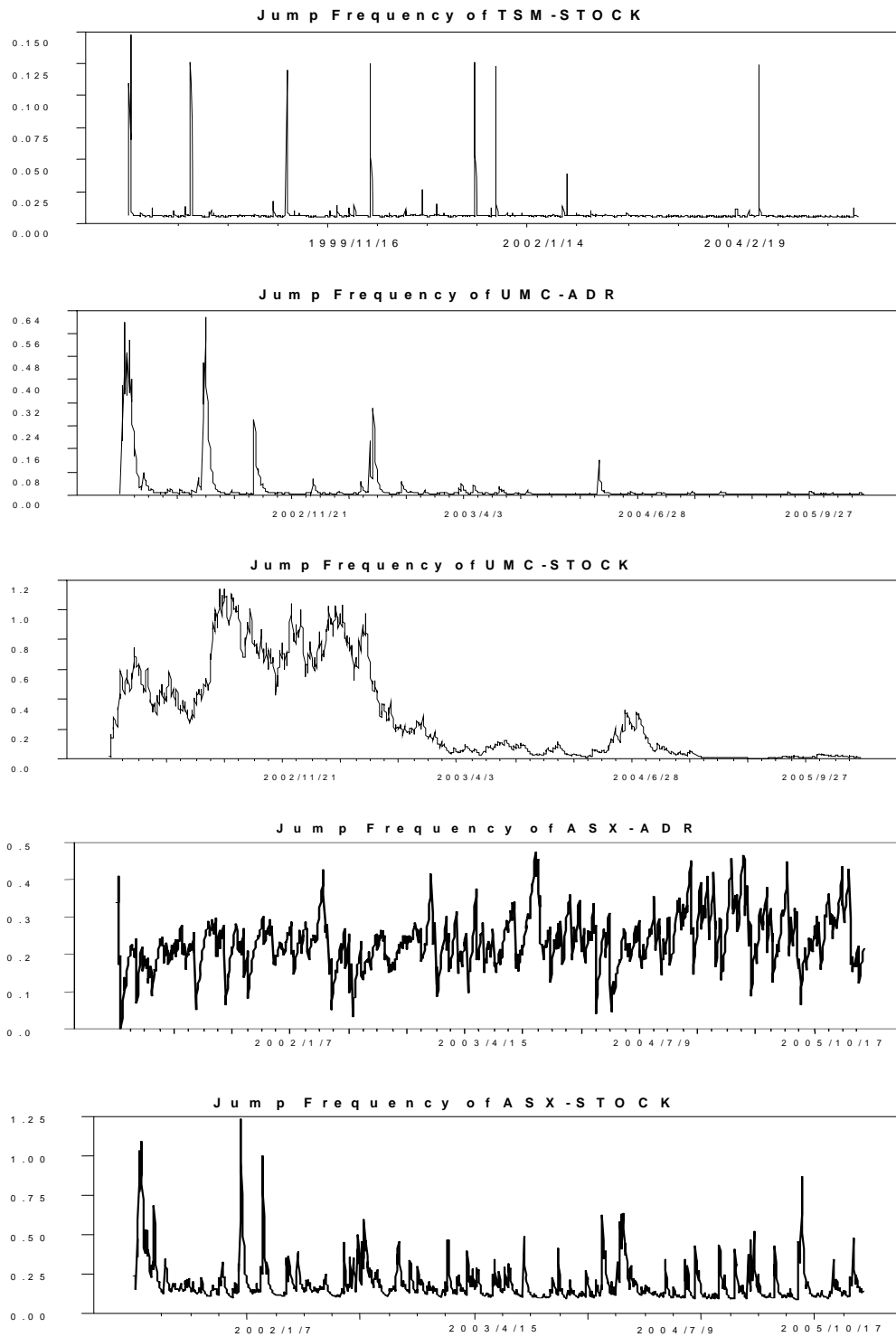
附註：1. \*與\*\*分別表示 5%及 1%之顯著水準。2. 括弧內為標準差。3. Q(1)、Q(10)與 Q<sup>2</sup>(1)、Q<sup>2</sup>(10)分別表示標準化殘差項與標準化殘差平方項落後 1、10 期之 Ljung-Box Q 統計量。

透過基本統計量之分析，發現各股價報酬率呈現高狹厚尾之分配現象，因此我們進一步對資料利用 ARJI-Skewed Student t Distribution 模型來捕捉各股價報酬率之行爲，表二爲 ADR 與現貨之實證估計結果。首先觀察台積電、聯電、日月光等三檔 ADR 股價之峰態參數  $\eta$  和偏態參數  $\phi$ ，發現除台積電、聯電 ADR 與日月光現貨之偏態參數顯著拒絕對稱分配外，其餘樣本皆呈現不對稱分配之特性，而在峰態參數上，除日月光現貨外<sup>3</sup>，皆滿足  $4 < \eta < 30$  之限制且呈現顯著情形，由此印證以偏態 T 分配估計確實更能滿足樣本之特性及實證之有效性。而在報酬率條件變異數參數之估計值  $\alpha + \beta$ ，分別爲 0.9949、0.9803 及 0.9744，現貨部分則分別爲 0.9308、0.9604 及 0.9922 皆小於 1，符合 GARCH 模型的穩定條件，同時顯示三支股票現貨及 ADR 皆存在波動叢聚效果 (volatility clustering)。在平均數方程式方面，ADR 及現貨股價報酬皆與前期報酬呈現顯著相關；而在誤差修正項係數  $B_1$  方面，ADR 報酬顯著爲負，現貨報酬則是顯著爲正，表示 ADR 與台股現貨股價報酬率會趨於收斂，而無套利機會之存在。進一步針對跳躍參數進行分析，在跳躍平均數部分( $\theta$ )，我們發現除現貨的跳躍平均數在 1%顯著水準下顯著爲負外，各股 ADR 之跳躍平均數均無法顯著拒絕爲零之虛無假設。在跳躍變異數方面( $\delta$ )，所有參數皆在 1%顯著水準下顯著。而在跳躍頻率上，台股及 ADR 的股價報酬率之  $\lambda_0$ 、 $\rho$  與  $\gamma$  皆符合  $\lambda_0 > 0$ 、 $\rho \geq \gamma$  與  $\gamma \geq 0$ ，滿足跳躍頻率爲正之充分條件假設，也同時表示因異常資訊所產生的跳躍頻率是隨著時間變動的 (圖二)。。綜上論述，顯見 ADR 與現貨股價波動需考量跳躍之重要性，不連續跳躍過程是影響報酬率不可忽視的重要現象，支持林丙輝與葉仕國 (1999)、Kim and Mei (2001) 與 Chang and Kim (2001) 之論點。



圖二 台積電 (TMC)、聯電 (UMC) 與日月光 (ASX) 之 ADR 及其現貨 (STOCK) 股價報酬率之跳躍頻率

<sup>3</sup> 當峰態係數趨近無窮大，表示此分配之厚尾特性不存在。



圖二 台積電 (TMC)、聯電 (UMC) 與日月光 (ASX) 之 ADR 及其現貨 (STOCK) 股價報酬率之跳躍頻率 (續)

## 四、TAR模型實證結果

本文進一步將 ARJI 模型之實證結果併入 Hansen (1996) TAR 模型，探討 ADR 的報酬率在落入高、低報酬區間時，ADR 與其標的股票跳躍頻率的差異性。在 TAR 模型下，三檔股票之門檻值分別為-3.6977、-1.9059 與-2.407，將 ADR 與現貨報酬區分成高報酬與低報酬區間。由表三可看出當 ADR 與現貨報酬落入低報酬區間時，其平均跳躍頻率都相較於落入高報酬區間時大，顯示 ADR 與現貨報酬受到異常負面消息的衝擊反應較為強烈，且隨報酬率增加，其衝擊程度隨之遞減，顯見其不對稱效果。

表三 各股 ADR 及現貨股價報酬率在高、低報酬區間之平均跳躍頻率

門檻值	台積電		聯電		日月光	
	-3.6977		-1.9059		-2.407	
	ADR	現貨	ADR	現貨	ADR	現貨
高報酬平均數	0.0572	0.0066	0.0199	0.2489	0.2594	0.1868
低報酬平均數	0.1191	0.0076	0.0305	0.3559	0.2621	0.1921

## 五、重大事件期間對跳躍之分析

本文進一步針對分析樣本期間內六個國內外重大事件的發生對 ADR 與現貨股價報酬所產生之衝擊，並同時探討重大事件對 ADR 及現貨股價報酬率兩者間之跳躍相關性，結果列於表四。選定的六個國內外重大事件簡述如下：

### (一)美國911事件：

美國當地時間 2001 年 9 月 11 日早晨八時四十分，美國遭受最嚴重的恐怖攻擊，當天的恐怖襲擊對美國產生了巨大且即時的影響，世界各國也連帶受到嚴重的衝擊。事件發生後美國市場即停止交易，因此本文探討期間取自 2001 年 9 月 19 日至 2001 年 9 月 27 日。

### (二)台灣加入WTO：

世界貿易組織 (World Trade Organization, WTO) 是現今最重要的國際經貿組織，迄 2002 年 1 月共計有 144 個會員，涵括了全球 95%的貿易。我國為貿易導向的國家，全球第 15 大出口國，許多產業更具有相當的國際競爭力，這些具出口競爭力的產業，因為我國加入 WTO 後 (2002 年 1 月 1 日)，國內

企業可在世界 142 個國際市場得到平等的對待而更進而獲利。樣本期間取自 2001 年 12 月 24 日至 2002 年 1 月 4 日。

### (三)美伊戰爭：

伊拉克當地時間 3 月 20 日凌晨 5:30，美國對伊首都巴格達發出三輪空襲，美伊正式開戰。樣本期間取自宣告戰爭準備到戰爭開打後一週 2003 年 3 月 13 日至 2003 年 3 月 26 日為止。

### (四)SARS 疫情：

2003 年 3 月初世界衛生組織 (World Health Organization, WHO) 公佈急性嚴重呼吸道症候群 (Severe Acute Respiratory Syndrome, SARS) 的全球警訊，挑起全球疾病防禦的機制。此次疫情的擴散也嚴重影響了亞洲地區的民生消費及投資。樣本期間取自 2003 年 3 月 3 日到 2003 年 3 月 7 日。

### (六)一邊一國論：

「一邊一國論」是繼前總統李登輝所提出的「兩國論」後，陳水扁總統於 2002 年 8 月 4 日所提出的論點，實與兩國論類似，主張台灣和中華人民共和國不是一體的，引發了兩岸情勢的緊張。樣本期間取自 2002 年 8 月 5 日到 2002 年 8 月 9 日。

### (七)319槍擊案：

事情發生在 2004 年 3 月 19 日當天，中華民國總統陳水扁及副總統呂秀蓮所遇之槍擊事件。由於此事件發生在總統大選的前一天，其所引起的效應極為巨大。樣本期間取自 2004 年 3 月 19 日到 2004 年 3 月 26 日。

由表四可以發現事件的發生對於兩地市場的衝擊，其中美國 911 事件所造成之衝擊最為強烈，尤其是聯電與日月光三檔現貨之跳躍頻率為 0.8125、0.5593，皆大於其對 ADR 所造成之衝擊。其次，國內重大事件 319 槍擊案及一邊一國論對現貨股價報酬也造成相當衝擊。除日月光外，其餘事件對台積電與聯電兩檔股票報酬所產生之衝擊皆低於樣本期間之跳躍頻率平均值，顯示相同事件對三市場之衝擊力道有明顯之差異。比較此三檔股票，無論是 ADR 或是現貨，日月光的反應程度明顯較大，台積電次之，聯電居後，此可由股票周轉率說明之，日月光、台積電及聯電之平均周轉率為 17.66、13.85 與 6.13，週轉率愈高，代表股票在投資人之間轉換頻率愈高，意含市場的流動性愈高，對



事件的衝擊反應敏感度也隨之增加。表五進一步列出 ADR 與現貨股票報酬之相關係數。由表中發現 319 槍擊案件發生時，相關係數皆相對較高，美國 911 事件與一邊一國論次之，其餘事件除美伊戰爭外，三家公司皆呈現正向關係，此由於美伊戰爭為美國重大的政治事件而非經濟事件，因此造成美國金融市場的重大衝擊會相對於國外市場來的強烈。綜論之，事件下之相關係數則因事件與各檔股票之差異而呈現不同之結果，但均顯示出國際市場為整合性的市場而非兩區隔的獨立市場。

表四 各股 ADR 及現貨股價報酬率在重大事件期間之平均跳躍頻率

	台積電		聯電		日月光	
	ADR	現貨	ADR	現貨	ADR	現貨
資料全期	0.0660	0.0067	0.0225	0.2796	0.2611	0.1902
美國 911 事件	0.3077	0.0336	0.1475	0.8125	0.0512	0.5593
台灣加入 WTO	0.0327	0.0061	0.0053	0.6910	0.2707	0.2042
美伊戰爭	0.0399	0.0058	0.0109	0.0430	0.2464	0.1500
SARS 疫情	0.0328	0.0057	0.0053	0.0920	0.2970	0.1592
一邊一國論	0.4259	0.0063	0.2131	0.8774	0.2158	0.1797
319 槍擊案	0.3117	0.0080	0.0583	0.0417	0.1575	0.3756

表五 重大事件期間各股 ADR 及其標的股票跳躍頻率之相關係數

	台積電	聯電	日月光
資料全期	0.4111	0.1335	0.5932
美國 911 事件	0.9103	0.2913	0.9234
台灣加入 WTO	0.3735	0.4000	0.8741
美伊戰爭	-0.2560	-0.3699	-0.5271
SARS 疫情	0.1574	0.0483	0.9901
一邊一國論	0.6530	0.7545	0.2020
319 槍擊案	0.9965	0.6610	0.9273

## 肆·結論

本研究以 ARJI 模型探討台積電、聯電與日月光等三檔台灣股票現貨及其 ADR 之波動性，並進一步納入 TAR 模型，將 ADR 報酬率，利用門檻自我迴歸模型(TAR)估計出一門檻值，將樣本區分為高報酬與低報酬區間，並將其與



波動性相對應，分析在高報酬區間之波動行為與低報酬區間之波動行為有何差異。最後，選取樣本期間內之重大事件，探討事件期間之跳躍頻率及 ADR 與現貨兩者間之相關性。實證結果發現，台積電、聯電與日月光三檔 ADR 與現貨股價指數報酬之跳躍變異數顯著，而跳躍頻率與時俱變之特性，證明不連續跳躍過程是影響報酬率不可忽視的重要現象 (Jorion, 1988)。另外，當 ADR 與現貨報酬落入低報酬區間時，其平均跳躍頻率及平均跳躍機率都相對較大，顯示 ADR 與現貨報酬受到異常負面消息的衝擊反應較為強烈，顯見其不對稱效果。在重大事件的衝擊影響方面，美國 911 事件所造成之衝擊最為強烈，其次為國內重大事件 319 槍擊案及一邊一國論。而相同事件對三市場之衝擊力有明顯之差異，日月光反應程度明顯較大，台積電次之，聯電居後，此可由股票周轉率存在有正向關係來說明，週轉率愈高，代表股票在投資人之間轉換頻率愈高，意含市場的流動性愈高，對事件的衝擊反應敏感度也隨之增加。另外，319 槍擊案件發生時，ADR 與現貨股票報酬之相關係數最高，美國 911 事件次之，其餘事件除美伊戰爭外，三家公司皆呈現正向關係。雖事件下之相關係數則因事件與各檔股票之差異而呈現不同之結果，但均顯示出國際市場為整合性的市場而非兩區隔的獨立市場。總而言之，美國存託憑證市場及台灣股票市場對於事件的反應確實存在著一定程度的相關性。因此，投資人在選擇投資此三檔股票時應不可忽此關聯性之存在。

## 參考文獻

- 林丙輝、葉仕國，「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*，第 4 期，1999 年，頁 61-92。
- 黃營杉、李銘章，「台灣母公司股票報酬與其 ADR 報酬間資訊傳遞之研究」，*東吳經濟商學學報*，第 48 期，2005 年，頁 1-32。
- 楊聲勇、董澍琦、王澤世、張德立，「美國存託憑證與其標的股之報酬與波動性的日內動態傳遞研究-以亞洲四小龍為例」，*經濟與管理論叢*，第 1 卷第 2 期，2005 年，頁 119-141。
- Abdulai, A., "Using Threshold Cointegration to Estimate Asymmetric Price Transmission in the Swiss Pork Market", *Applied Economics*, (34), 2002, pp. 679-87.
- Balke, N. S. and Fomby, T. B., "Threshold Cointegration", *International Economic Review*, (38), 1997, pp.627-45.
- Bollerslev, T., "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, (31), 1986, pp.307-327.
- Bollerslev, T., Chou, R. Y., and Kroner, K. F., "ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence", *Journal of Econometrics*, (52), 1992, pp.5-59.





- 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.
- Chen, S. Y., Chou, L. C., and Yang, C. C., "Price Transmission Effect between GDRs and their Underlying Stocks-Evidence from Taiwan", *Review of Quantitative Finance and Accounting*, (19), 2002, pp.181-214.
- Chung, H., Ho, T. W., and Wei, L. J., "The Dynamic Relationship between the Prices of ADRs and their Underlying Stocks: Evidence from the Threshold Vector Error Correction Model", *Applied Economics*, (37), 2005, pp.2387-2394.
- Cook, S., "A Sensitivity Analysis of Threshold Determination for Asymmetric Error Correction Models", *Applied Economics Letters*, (10), 2003, pp.611-616.
- Cook, S. and Manning, N., "The Power of Asymmetric Unit Root Tests under Threshold and Consistent Threshold Estimation", *Applied Economics*, (35), 2003, pp.1543-1550.
- Deidda, L. and Fattouh, B., "Non-Linearity between Finance and Growth", *Economics Letters*, (74), 2002, pp.339-345.
- Enders, W. and Granger, C. W. J., "Unit-Root Tests and Asymmetric Adjustment with an Example Using the Term Structure of Interest Rates", *Journal of Business and Economic Statistics*, (16), 1998, pp.304-311.
- Engle, R. F., "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of UK Inflation", *Econometrica*, (50), 1982, pp.987-1008.
- Escribano, A. and Mira, S., "Nonlinear Error Correction Models", *Journal of Time Series Analysis*, (23), 2002, pp.509-522.
- Hansen, B. E., "Autoregressive Conditional Density Estimation", *International Economic Review*, (35), 1994, pp. 705-730.
- Hansen, B., "Inference When a Nuisance Parameter is Not Identified Under the Null Hypothesis", *Econometrica*, (64), 1996, pp. 413-430.
- Hansen, B.E. and Seo, B., "Testing for Two-Regime Threshold Cointegration in Vector Error-Correction Models", *Journal of Econometrics*, (110), 2002, pp.293-318.
- Jayaraman, N., Shastri, K., and Tandon, K., "The Impact of International Cross Listing on Risk and Return: The Evidence from American Depositary Receipts", *Journal of Banking and Finance*, (17), 1993, pp. 91-103.
- Jorion, P., "On Jump Processes in the Foreign Exchange and Stock Markets", *Review of Financial Studies*, (1), 1988, pp. 427-445.
- Kim, M., Szakmary A. C., and Mathur, I., "Price Transmission Dynamics between ADRs and their Underlying Foreign Securities", *Journal of Banking and Finance*, (24), 2000, pp. 1359-1382.
- 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.



- Kato, K., Linn, S., and Schallheim J., "Are There Arbitrage Opportunities in the Markets for American Depositary Receipts?", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, (1), 1991, pp. 73-89.
- Lau, S. T. and Diltz, J. D., "Stock Returns and the Transfer of Information between the New York and Tokyo Stock Exchanges", *Journal of International Money and Finance*, (13), 1994, pp. 211-222.
- Lieberman, O., Ben-Zion U., and Hauser S., "A Characterization of the Price Behavior of International Dual Stocks: An Error Correction Approach", *Journal of International Money and Finance*, (18), 1999, pp.289-304.
- Neumark, D., Tinsley, P. A., and Tosini, S. S., "After Hours Stock Prices and Post Crash Hangovers", *Journal of Finance*, (46), 1991, pp.159-178.
- Oscar, B. R., Carmen, D. R., and Vicente, E., "Searching for Threshold Effects in the Evolution of Budget Deficits: An Application to the Spanish Case", *Economics Letters*, (82), 2004, pp.239-243.
- Park, J. and Tavakkol, A., "Are ADRs a Dollar Translation of Their Underlying Securities? ", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, (4), 1994, pp.77-87.
- Patro, D. K., "Return Behavior and Pricing of American Depositary Receipts", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, (10), 2000, pp.43-67.
- Rabinovitch, R., Silva, A. C., and Susmel, R., "Returns on ADRs and Arbitrage in Emerging Markets", *Emerging Markets Review*, (4), 2003, pp.225-247.
- Sephton, P. S., "Spatial Market Arbitrage and Threshold Cointegration, American", *Journal of Agricultural Economics*, (85), 2003, pp.1041-1046.
- Wang, S. S., Rui, O. M., and Firth, M., "Return and Volatility Behavior of Dually-Traded Stock: The Case of Hong Kong", *Journal of International Money and Finance*, (21), 2002, pp.265-293.

# The Dynamic Relationships between ADR and the Underlying Stocks: The Application in ARJI and TAR Model

HSIN-MEI SU, YI-PIN TZOU, WAN-HSIU CHENG \*

## ABSTRACT

The paper investigates the return and volatility in ADR and their underlying stocks using the ARJI model (Chan and Maheu, 2002). Three ADRs are examined in this study, including TSMC, UMC and ASX. Considering the non-normality features of these assets returns, this paper use skewed student t distribution in the empirical model. Further, the TAR model (Hansen, 1996) is used to distinguish the variance and jump intensity into high and low intervals by the threshold of ADR returns, for examining the difference between these two intervals. Moreover, we also analyze the characteristics of volatility of ADR and the underlying stocks during the influential events. The empirical results in ARJI model show that the jump cannot be ignored in estimating returns. The jump intensity is higher in low return intervals, indicating that the stronger responses of the returns of ADR and those of underlying stocks returns to abnormal the bad news. This suggests that the asymmetric effects exist. Finally, the greatest impact on the assets is the 319 shooting event, the next is the 911 event. However, no consistent pattern of the impacts of other events on the assets can be observed.

Keywords: ARJI model, skewed t distribution, TAR model, jump intensity, ADR

---

\* Hsin-Mei SU, Graduate Student, Graduate Institute of Money, Banking and Finance, TamKang University. Yi-Pin TZOU, Graduate Student, Graduate Institute of Money, Banking and Finance, TamKang University. Wan-Hsiu CHENG, Assistant Professor, Department of Finance, Asia University.

