

# 國際股市關聯性－緩長記憶與結構轉換模 型的應用

## THE CORRELATIONS ACROSS INTERNATIONAL STOCK MARKET – USE BY THE LONG MEMORY MODEL AND REGIME SWITCH MODEL

王毓敏

國立嘉義大學企業管理系教授

蔡進發

國立嘉義大學企業管理系助理教授

林家妃

國立雲林科技大學財務金融系博士候選人

鄒嘉育

國立嘉義大學管理研究所碩士

**Yu-Min Wang**

*Professor,*

*Department of Management, National Chiayi University*

**Chin-Fa Tsai**

*Assistant Professor,*

*Department of Management, National Chiayi University*

**Cha-Fei Lin**

*Ph.D. candidate,*

*Department of Finance, National Yunlin University of Science and Technology*

**Chia-Yu Tsou**

*Master,*

*Graduate Institute of Business Administration, National Chiayi University*

## 摘要

本文主要利用馬可夫狀態轉換模型與 ICSS-GARCH 模型分析美國、英國與日本股價報酬率之緩長記憶與狀態轉換的現象，並探討狀態轉換對波動持續性的影響。再根據馬可夫狀態轉換模型與 ICSS 演算法所檢測出的狀態轉換點，以一般相關係數、條件相關係數與動態相關係數探討在狀態轉換下，國際股票市場的關聯性與蔓延效果。

本文發現美國、英國、日本指數報酬率之條件相關係數與動態相關係數皆顯著為正，表示國際股市已經存在共同移動關係，而發生結構轉換讓相關係數顯著增加或是減少，表示國際股市普遍出現蔓延效果，建議投資人應考慮鄰近區域國家與主要股市之市場表現及金融外生衝擊為決策變數，以分散風險與達成最佳資產配置。

**關鍵字：**緩長記憶模型、馬可夫狀態轉換模型、ICSS-GARCH 模型、動態相關係數、蔓延效果

## ABSTRACT

This research uses the long memory model, the Markov regime switching GARCH (MS-GARCH) model and iterated cumulative sums of squares (ICSS) GARCH model to investigate volatility persistence and structural changes in the American, United Kingdom, and Japan stock market. Additionally, we use time-varying correlation coefficients to estimate the constant correlation coefficients (CCC) and dynamic conditional correlation (DCC) by multivariate GARCH model. The main purpose identifies the contagion effect of international stock markets, and testes whether the mean of the estimated CCC and DCC coefficients in the period of turmoil after the crisis differs from that in the stable period before the crisis.

Empirical findings show that the return has long memory and regime switching in volatility cause spurious long memory in the international stock markets. The model which considers regime switching has less persistence. There is more persistence at high volatility states than low volatility states by MS-GARCH which has better predict performance.

Additionally, contagion effects existe in the international stock markets. Evidence suggests that investors need to consider financial impacts in international stock markets

when making their investment decisions.

**Keywords:** Long memory model, Markov regime switching model, ICSS-GARCH model, DCC estimator, Contagion effect

## 壹、緒論

隨著金融市場趨向國際化的潮流，世界各國的國外貿易與資金往來更為頻繁，進而加速了國際金融市場的結合，也引起學者探討國際股市關聯度的相關議題。本文欲使用馬可夫狀態轉換模型與 ICSS-GARCH 模型，藉此分析美國、英國與日本股票市場的關聯性；首先，探討不同國家間股價報酬率波動性之差異；再者，由長期觀點與股票市場特性為立足點出發，探討股價報酬率是否有長期記憶性質、波動持續性之變化是否受結構轉換的影響；最後，分別考量根據馬可夫轉換模型與 ICSS 演算法所檢測出的多重結構轉換點，對於各國股價報酬率波動持續性所可能產生的影響，並加以使用動態相關係數探討國際股票市場間的關聯性與蔓延效果。

直覺上，當國與國之間存在高度的共同移動趨勢時，若有一國遭受重大事件之衝擊，將會傳導至國際間，而各國股票市場亦會受到國際間共通因素與個別國家獨立因素之影響。學者 Forbes and Rigobon (2002) 發現遭受重大金融事件衝擊所引發之正向影響力，將會使國與國之間共同移動趨勢顯著增加；而負向影響力的存在，則會減少共同移動趨勢。此種正向與負向的衝擊不但會引發在金融危機期間，投資人的投資決策改變，也引發資金在國際間移動，使市場間出現多重均衡之現象。隨著多次金融危機的發生，危機所產生的連動關係成為財務經濟學界關切的議題之一。

然而，由於經濟變數經常具有緩長記憶的情況<sup>1</sup>，亦即代表各期隨機衝擊的影響將會持續一段相當長的時間；若緩長記憶特徵為結構轉換後所造成的假性現象，則表示僅有某些偶發的重大事件會造成資料產生過程（簡稱 DGP）的結構轉換，進而對該經濟變數產生較長遠的影響，其他大部分的隨機衝擊僅具有相對短暫的影響效果。再者，因為股價報酬變數資料通常具有高狹峯、厚尾及波動叢聚等統計現象，為了解決此問題，Engal 於 1982 年提出 ARCH 模型以解釋金融資產價格波動叢聚的現象。後來，Bollerslev (1986) 將 ARCH 模型在條件變異數中加入條件變異數的過去值，改良後稱為 GARCH 模型，此模型可捕捉股價報酬率之隱含波動性，並解釋條件異質變異數，在財務與經濟領域中探討報酬率的隱含波動性，以 GARCH 系列模型為最具代表性的

計量方法之一。

但是，Lamoureux and Lastrapes (1990) 指出 GARCH 模型不能完全正確描述金融資產報酬率的隱含波動性。於是，Hamilton (1989) 提出馬可夫轉換模型，又稱為狀態轉換模型，主要是設定模型參數隨某一無法觀察到的狀態變數而改變，而此狀態變數遵循一階馬可夫過程。然而馬可夫轉換模型卻只能捕捉不同狀態下條件期望值的變動，並無法描述條件變異數的行為。因此，Hamilton and Susmel (1994) 的 SWARCH (Markov-switching ARCH) 模型結合馬可夫轉換機制和 ARCH 模型的特色，得以同時考慮結構性變化、資產報酬之波動叢聚性與厚尾等特性，此模型所估計的波動持續性會降低，對未來波動的預測也更為精確，且能幫助尋找結構轉換點，但它無法描述各種狀態間不同的波動特性。Gray (1996) 更提出的「一般化狀態轉換模型」加以修正了以上模型的缺點，不只允許 GARCH 及其他更複雜的條件變異數設定，同時，也允許條件期望值與條件變異數的所有參數隨狀態而改變，可充分捕捉不同狀態下的動態行為。故本文將使用 Gray (1996) 所提出的狀態轉換模型，以期提高研究的準確性。

另一方面，根據 Inclán and Tiao (1994) 提出的 ICSS (Iterated Cumulative Sums of Squares) 演算法，能充分掌握發生結構轉換時點的位置，與兼顧較長的資料訊息，進行時間序列資料中多重結構轉換時間點的檢定，再根據檢測出的結構轉換時點，判斷對國際間重大事件反應之時點，以避免因主觀認定所選取的結構轉換時點可能造成的研究偏誤，並可以控制資料研究期間內，各國本土性重大事件所造成資料波動異常的現象。Aggarwal, Inclan, and Leal (1999) 便曾針對國際間重大事件與一些各國本土性重大事件對新興國家股價報酬率所造成資料異常波動的影響，進行實證研究；其結果顯示，利用 ICSS 運演算法所檢測出的多重結構轉換時點，與一些各國本土性重大事件相對照，發現均與當地的政治、經濟事件發生的時點相符合。Bracker and Smith (1999) 則更加證實了利用 ICSS 運演算法檢測結構轉換時點位置的重要性。Malik and Hassan (2004) 也發現，若沒有考慮結構轉換時點，將會降低 GARCH 模型的預測能力與高估匯率報酬率的波動持續性<sup>2</sup>。

然而，股價報酬率波動持續性可能因為股票市場處於不同國家而有所差異，並可能遭受到國內外金融或非金融之重大事件與股票市場本身交易行為所影響，使短期波動幅度變得劇烈，投資風險加大，進而影響投資報酬率；並且，在重大事件發生後，可能產生相互影響之連動關係。由股票市場國際傳導機制的許多文獻指出<sup>3</sup>，當國與國之間存在高度的共同移動趨勢時，一國所遭受重大事件之衝擊將會傳導至國際之間，傳導的原因可能為外溢效果與蔓延效果<sup>4</sup>。

以往實證文獻中，常利用市場相關係數分析、GARCH 模型、共整合檢定與特定事件發生的機率等方法來檢定蔓延效果。例如：Baig and Goldfajn (1999) 利用調整異質變異的相關係數，發現亞洲金融危機期間，馬來西亞、泰國、韓國、菲律賓與印尼等國家的利率、匯率與股市報酬間存在蔓延效果。Forbes and Rigibon (2002) 認為市場異質變異數造成相關係數高估，會偏向存在蔓延效果，故建議使用異質變異數偏誤檢定來調整相關係數；且發現大部分國家無顯著的蔓延效果，只有相互依存效果。

在國際股市關聯性方面，由 Eum and Shim (1989) 研究結果顯示，各國股市明顯存在多邊互動關係；傳遞效果以美國為中心向外傳遞，表示美國股市波動可以影響其他國家股市。Hamao, Masulis, and Ng (1990) 發現紐約、倫敦、東京三個股票市場間，出現由紐約到倫敦與東京，及倫敦到東京的外溢效果。Theodossiou and Lee (1993) 研究顯示，美國股票市場對於德國、日本、英國與加拿大均具有波動傳導效果，且在五國股票市場中，以德國與其他國家連動性較差。之後幾年，皆陸續有許多學者以各國股市關聯性作為探討<sup>5</sup>。謝俊魁與林建甫 (2004) 利用 VAR 模型來進行相關分析，發現存在美國股市報酬衝擊臺灣股市與匯市的外溢效果，且臺灣股市與匯市具有雙向因果關係的外溢現象，利用 ICSS 演算法找出結構轉換點，再用均數回復動態條件相關模型估計隨時間變化的條件相關係數，發現在金融危機期間蔓延效果可能增加或是減少，並以區段性的方式存在。

鑒於以往相關研究，在探討金融市場結構轉換時點的選取上均採用主觀的先驗認定方法；若單純使用主觀認定的時間來分割資料期間而進行分析比較時，很難去認定所有實際的重大事件發生或宣告之時點，或者，即使能確定時點發生之位置，亦難以得知這些資訊是否會影響金融資產之風險結構；而在效率市場之中，實際的重大事件發生之日期時常與該事件公開宣告之日期不同；另外，某些具有影響力的重大事件亦並非會公開宣告。故本文同時使用馬可夫及 ICSS 方式，配合金融事件期間，儘可能客觀的分割資料期間，研究方法較為嚴謹。

綜觀上述，可得知股價報酬率波動持續性可能因股票市場處於不同國家而有所差異，並可能遭受到國內外金融或非金融之重大事件與股票市場本身交易行為所影響，使短期波動幅度變得劇烈，投資風險加大，進而影響投資報酬率，產生國際股市間相互影響之連動關係。因此，本文乃針對美國、英國與日本股票市場，自長期觀點與股票市場之特性出發，進行股價報酬率波動持續性中結構轉換，以及股票市場間關聯性之實證研究，此亦為本文重要研究動機所在，本文發現美國、英國與日本在相對高波動下，各國股市間的關聯性增加，國際股市存在共同移動關係及蔓延效果，結果與以往研究相符，但本文利用客觀的結構轉換點，配合完整的計量方法，樣本使用長期且

廣泛，納入多個事件點，應優於先前研究，更可以提供投資人從事投資組合及政府相關單位於擬定股票市場政策時之參考，同時對於後續研究者做出適當貢獻與建議。

## 貳、研究方法

此部份主要在於說明本文所使用的研究方法，其架構如下：第一部份介紹緩長記憶模型，第二部份說明馬可夫狀態轉換模型，第三部份敘述 ICSS 演算法，第四部份說明動態條件相關 (DCC) 多變量 GARCH 模型估計方法。

### 一、緩長記憶模型

經濟變數若具緩長記憶，表示各期隨機衝擊對該經濟變數的影響具持續性，相對於自我迴歸移動 (ARMA) 模型的短暫性質，與無單根模型的恆久影響，代表成功的緩長記憶設定所描述的持續性，須介於 ARMA 模型與單根模型之間。

對一個有平均數  $\mu$  的序列而言， $y_t$  若符合下式，即稱其為  $d$  階整合序列，簡稱 I (d) 序列：

$$(1-B)^d (y_t - \mu) = \varepsilon_t \quad (1)$$

其中， $d$  為部分差分係數， $B$  為落後運算元， $\varepsilon_t$  為以 0 為平均數之弱勢定態 I (0) 序列。部份差分係數  $d$  可以捕捉序列的長期行為。為了同時考慮短期行為，令  $\varepsilon_t$  為定態且可逆的 ARMA 序列，則 (1) 式可改寫成為自我迴歸部分整合移動平均模型，簡稱 ARFIMA (p, d, q) 模型：

$$\phi(B)(1-B)^d (y_t - \mu) = \theta(B)\varepsilon_t \quad (2)$$

式中， $p$ 、 $d$ 、 $q$  是非負整數， $d$  為差分係數， $\varepsilon_t \stackrel{iid}{\sim} N(0, \sigma_t^2)$  為白噪音序列。在  $d > -0.5$  時，此式為一可逆序列； $d < 0.5$  時，則為一定態序列；部分差分係數介於  $-0.5 < d < 0.5$  時，ARFIMA (p, d, q) 為定態且可逆的序列，表示資料具有緩長記憶的現象。當  $d=0$  時，則可以簡化為標準的 ARMA 模型。

## 二、馬可夫狀態轉換模型

Hamilton (1989) 提出狀態轉換模型，允許傳統模型之條件平均數藉由無法觀察之結構轉換而改變，其狀態轉換是由一階馬可夫過程產生。Friedman and Laibson (1989) 指出股市之衝擊越大其波動持續性越低，衝擊越小則波動持續性越高。而 Cai (1994) 與 Hamilton and Susmal (1994) 結合狀態轉換與 ARCH 模型成爲馬可夫狀態轉換模型，如 (3) 式：

$$y_t = \mu_{c,t} + \varepsilon_{c,t} \quad (3)$$

其中， $\mu_{c,t} = E(y_t | \Psi_{t-1}, s_t = c)$  爲狀態空間參數  $s_t$  在  $k$  種狀態空間的馬可夫鏈，並假設條件平均數根據不同的狀態空間而改變，其條件變異數亦受落後期數與狀態空間影響，若樣本期間爲  $t$ ，則需要  $k'$  個狀態空間路徑。Gray (1996) 的 GRS (Generalized Regime-Switch) 模型將其簡化，假設條件平均數與條件變異數爲狀態空間個數，結合馬可夫狀態轉換模型與 GARCH 模型成爲 MS-GARCH 模型，模型設定表示爲 (4) 至 (7) 式：

$$y_t = \alpha_{0,c} + \sum_{c=1}^p \alpha_{1,c} y_{t-c} + \varepsilon_{c,t} \quad (4)$$

$$\varepsilon_{c,t} = v_t \sqrt{h_{c,t}}, \quad v_t \sim N(0,1) \quad (5)$$

$$h_{c,t} = \beta_{0,c} + \beta_{1,c} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_{2,c} h_{t-1} \quad (6)$$

$$P\langle s_t = d | s_{t-1} = c, s_{t-2} = k, \dots, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots \rangle = P\langle s_t = d | s_{t-1} = c \rangle = p_{cd} \quad (7)$$

$$\sum p_{cd} = 1$$

令  $y_t$  代表股市指數報酬率，第  $t$  期條件變異數  $h_t$  受到上期條件變異數  $h_{t-1}$  的影響， $p_{c,t}$  爲在已知前期資訊的狀態下第  $t$  期狀態  $c$  的機率， $v_t$  符合平均數爲 0 及標準差爲 1 的高斯分配， $s_t$  爲不可觀測到的狀態變數，假設其遵行一階馬可夫過程。另外，本文僅討論狀態數爲 2 的情境， $s_t = 1$  表示股市處於狀態一；反之， $s_t = 2$  表示股市處於狀態二。

## 三、ICSS 演算法

本文採用 Inclán and Tiao (1994) 提出的 ICSS 演算法來檢測時間序列資料的變異數改變時間點，也就是結構轉換點。此方法假設時間序列的期初變異數爲穩定狀態，

先找出第一個發生變異數改變的時間點後，再重複此過程直到從全部樣本中找出所有的結構轉換點。

將股價指數作對數差分後得到市場報酬 ( $y_{i,t}$ )，其中  $P_{i,t}$  為  $i$  股票市場第  $t$  期的收盤股價指數； $\{\alpha_{i,t}\}$  為各期市場報酬扣除其平均值 ( $\mu_i$ ) 後的時間序列資料：

$$y_{i,t} = (\log P_{i,t} - \log P_{i,t-1}) \times 100\% \quad (8)$$

$$\alpha_{i,t} = y_{i,t} - \mu_i \quad (9)$$

$$\tau_j^2, \quad j = 0, 1, 2, \dots, N_T \quad (10)$$

令  $\alpha_{i,t}$  為一個獨立時間序列，服從平均數為零，且變異數為  $\sigma_i^2$  之常態分配。 $\tau_j^2$  表示第  $j$  個樣本區間變異數， $N_T$  為  $T$  個觀察值中所檢測出結構轉換點總數。為了估計結構轉換的個數及位置，須計算獨立時間序列  $\alpha_{i,t}$  的累積平方和。令  $C_k = \sum_{t=1}^k \alpha_{i,t}^2, k = 1, \dots, T$ ，為  $\alpha_{i,t}$  數列的累積平方和。以統計量  $D_k$  估計結構轉換發生的個數與時點：

$$D_k = \left( \frac{C_k}{C_T} \right) - \frac{k}{T}, k = 1, \dots, T \text{ 且 } D_0 = D_T = 0 \quad (11)$$

若樣本期間的變異數沒有發生結構轉換時， $D_k$  值會接近零，在橫軸附近上下擺動；一旦發生一個或多個結構轉換時， $D_k$  值會由零大幅增加或減少。在虛無假設為同質變異數下， $D_k$  的分配可求出上、下邊界臨界值來檢測變異數是否有顯著改變。若  $D_k$  絕對值的最大值超過臨界值，則拒絕變異數無結構轉換的虛無假設。令  $k^*$  為  $|D_k|$  達到極大時的  $k$ ，若最大的  $\sqrt{T/2}|D_k|$  大於臨界值，則  $k^*$  為一個估計的結構轉換點， $\sqrt{T/2}$  為標準化  $D_k$  分配的因數，用來認定結構轉換點。在顯著水準 5% 下的臨界值為 1.358，在顯著水準 1% 下的臨界值為 1.628 (Inclán & Tiao, 1994, Table 1)，若超過臨界值表示存在顯著的結構轉換。

Inclán and Tiao (1994) 利用  $D_k$  函數有系統尋找  $\{\alpha_{i,t}\}$  數列可能存在的多個結構轉換點；所以，ICSS 演算法在確定一個結構轉換點之後，就分割樣本並估計各個子樣本的  $D_k$ ，直到確認所有的結構轉換點為止。第 (10) 式表示存在  $N_T$  個結構轉換點，及

其對應的時間點與變異數。確定各個市場變異數的所有結構轉換點之後，本文利用 DCC 模型估計隨時間變動市場報酬相關係數。

#### 四、動態條件相關 (DCC) 多變量 GARCH 模型

Engle (2002) 利用 GARCH 模型估計隨時間變動的相關係數 (動態條件相關)。估計過程分為二個步驟：首先，估計單變量 GARCH 模型；其次，再估計隨時間變動的動態條件相關係數，並將相關係數參數化。

GRACH (1,1) 模型過程可以捕捉金融變數之異質變異數的特徵，本文的 GRACH (1,1) 模型中，第  $i$  市場股票報酬均值方程式以  $ARMA(p_i, q_i)$  模型來配適，並將 ICSS 演算法所估計的多重結構轉換點以虛擬變數的方式加入變異數方程式。令第  $i$  市場的單變量  $ARMA(p_i, q_i)$ -GARCH (1,1) 模型設定如下：

$$y_{i,t} = \alpha_{0i} + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{1i,j} r_{i,t-j} + \sum_{k=1}^{q_i} \alpha_{2i,k} r_{i,t-k} \quad (12)$$

$$\varepsilon_{i,t} | \Psi_{t-1} \sim N(0, h_{i,t}) \quad (13)$$

$$h_{i,t} = \beta_{0i} + \beta_{1i} \varepsilon_{i,t-1}^2 + \beta_{2i} h_{i,t-1} + \sum_{i=2}^{n_i} d_{i,t} Dum_{i,t} \quad (14)$$

$\varepsilon_{i,t}$  為前期訊息集合  $\Psi_{t-1}$  的白噪音殘差，其平均數為零且變異數為  $h_{i,t}$  的常態分配； $n_i$  為第  $i$  國 ICSS 估計的結構轉換點個數； $Dum_{i,t}$  表示結構轉換發生前其值為 0，發生後其值為 1 的虛擬變數，用來捕捉變異數的異常變動。

另外，在估算動態條件相關係數時，首先必須估計平均數為 0，而變異數為 1 的標準化殘差，再以最大概似法估計。本文使用 (12) 式配適單變量 GARCH 模型所估計來之標準化殘差，利用最大概似法可估計出任兩資產報酬間的動態條件相關係數，並藉此判斷各國間股市報酬的關聯程度。

### 參、實證結果與分析

本文主要探討在結構轉換模型下之美洲、歐洲與亞洲的國際股票市場關聯性，故在研究變數的選取方面，選取美國那斯達克綜合股價指數 (NASDAQ)、日本東京日經 225 平均股價指數 (NIKKEI 225)、英國富時 100 指數 (FTSE 100) 為主要研究對象，

並與美洲五國之美國、加拿大、墨西哥、巴西與阿根廷股票市場；歐洲十二國之英國、法國、德國、義大利、西班牙、瑞典、瑞士、荷蘭、丹麥、挪威、比利時與奧地利股票市場；亞洲十一國之日本、中國、香港、台灣、韓國、新加坡、馬來西亞、菲律賓、泰國、印尼與印度股票市場，總共二十八個國家主要股票市場之日報酬資料作為本文之研究對象<sup>6</sup>。

此外，為了比較美國、英國、日本與美洲、歐洲、亞洲股市的關聯性，另外利用 MSCI (Morgan Stanley Capital International) 之美洲指數、歐洲指數、亞洲指數比較區域股票市場的關聯性；並與 MSCI 之全球指數、新興市場指數與已開發國家指數比較不同市場開發程度下的股票市場關聯性<sup>7</sup>。所採用之原始數據皆取自於 AREMOS/PC 經濟統計資料庫與 DATASTREAM 金融資料庫。研究期間與樣本頻率為 1990 年 1 月 1 日至 2008 年 2 月 29 日之 4740 筆日資料。

本文為了能夠充分掌握結構轉換時點發生的位置與兼顧較長的過去資料訊息，故將研究範圍橫跨 1990 年第一次波斯灣戰爭、1994 年墨西哥金融風暴、1995 年日本神戶大地震、1997 年亞洲金融危機、1999 年台灣 921 大地震、2001 年美國 911 恐怖攻擊、2007 年美國次級房貸危機等國際間重大事件與各國本土性重大事件所發生之期間，使用長期的角度，以分析美國、英國、日本等各國股價報酬率緩長記憶現象、波動持續性中結構轉換與跨國股票市場間關聯性。

由圖 1，我們可發現美國與英國之股價指數走勢相似，從 1990 年到 2000 年股價指數為上升的趨勢，在 2001 年美國 911 恐怖攻擊後股價大幅下跌，至 2003 年才開始上漲；但是日本股價指數從 1990 年股市泡沫化後急速下降，至 2003 年開始呈現上升趨勢。

表 1 則說明美國、英國與日本三國股價指數報酬率序列之基本統計分配狀況。由表中發現，英國、日本股價報酬率在 1% 顯著水準下均呈現出一種非對稱的分配；再配合 Jarque-Bera 常態分配檢定統計值的結果顯示，各國股價報酬率序列在 1% 顯著水準下均未服從常態分配現象。另外，由 Ljung-Box Q 統計值得知，英國、日本股價報酬率序列存在一階序列相關現象；Ljung-Box Q2 統計值顯示股價序列資料存在隨時間變動的異質變異現象。本文在考量財務時間序列資料所存在的以上現象後，為能充分捕捉這些財務時間序列資料的波動特性與結構轉換時點發生的位置，後續將使用 GARCH 模型進行實證分析。

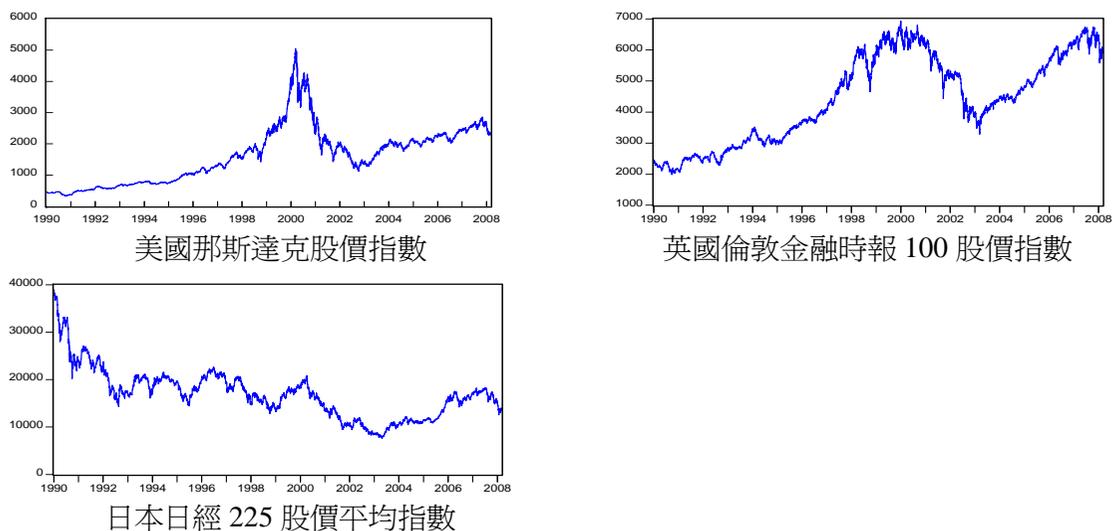


圖 1 各國股價指數價格走勢圖

表 1 美國、英國、日本股價指數報酬率之基本統計量

指數別	美國	英國	日本
平均數	0.0339	0.0187	-0.0221
變異數	2.128	1.0293	2.043
標準差	1.4588	1.0146	1.4293
偏態係數	-0.0231 (0.516)	-0.1348 (0.000) ***	0.1241 (0.000) ***
峰態係數	6.2043 (0.000) ***	3.3359 (0.000) ***	3.4215 (0.000) ***
J-B	7601.3568 (0.000) ***	2211.6594 (0.000) ***	2323.7595 (0.000) ***
Q(10)	9.5696 (0.479)	46.8091 (0.000) ***	18.3835 (0.048) **
Q <sup>2</sup> (10)	2544.0753 (0.000) ***	2530.9695 (0.000) ***	553.6325 (0.000) ***

附註： 1.\*、\*\*、\*\*\*分別表示 10%、5%、1%之顯著水準。  
2.小括號 (.) 內為 p-value 值。

## 一、緩長記憶模型

本文針對美國、英國、日本股市報酬率進行 ARFIMA (0,d,0) 至 ARFIMA (2,d,2) 之間各參數的估計，藉由參數  $d$  來判斷該國是否存在長期記憶現象。表 2 則為美國、英國與日本 ARFIMA (p,d,q) 模型估計選取結果。本文先從單一國家的各個模型中，選出每一個參數都顯著的模型，若同時有多個模型符合，則從這些模型中選出 AIC 值最小的模型為該國的 ARFIMA 模型。在 ARFIMA 模型中主要是以參數  $d$  來捕捉股市報酬率的長期記憶特性，所以若參數  $d$  為顯著，表示該國股市具有長期記憶的現象；若參數  $d$  不顯著，表示該國股市不具有長期記憶的現象。

根據上述原則，本文對各國所選取 ARFIMA 模型的實證結果分別為美國 ARFIMA (1,0.0903,2)、英國 ARFIMA (1,-0.0814,2)、日本 ARFIMA (1,-0.0365,1)。由以上三國資訊，可得知參數  $d$  值皆介於 -0.5 到 0.5 之間，表示美國、英國與日本的股票市場報酬率皆具有長期記憶的性質。Lobato and Savin (1998) 曾提出狀態轉換可能造成「假性緩長記憶」，故本文利用馬可夫狀態轉換模型與 ICSS-GARCH 模型檢測樣本之狀態轉換。

## 二、馬可夫狀態轉換模型

利用馬可夫狀態轉換模型將變數內生區分成兩種狀態，分別代表該國股市處在高、低波動狀態；並判定英國與美國股市在高波動狀態為狀態一，其平滑機率值接近 0；在低波動狀態時為狀態二，其平滑機率接近 1。而模型將日本股市資料劃分的結果則為相反，狀態一為股市低波動時期，狀態二為股市高波動時期，股市波動性越高則平滑機率值越高。各國股市之波動狀態可與圖 2 之美國、英國與日本之平滑機率圖互相對照，發現美國與英國股市在 1998 年到 2003 年的報酬率波動性較高，馬可夫狀態轉換模型亦將此期間判定為高波動時期，相對於日本股市的分別在 1992 年、1995 年、1997 年與 2000 年到 2003 年為高波動狀態，亦可發現日本股市在高波動狀態次數較多但是維持的期間較短<sup>8</sup>。以此區分高波動及低波動狀態的樣本後，將使用相關係數以比較高波動及低波動下的股市關聯性與蔓延效果。

表 3 為美國、英國與日本股市利用馬可夫結構轉換模型區分高波動及低波態狀態下之估計結果。由表中得知，三個國家股市報酬率，在高波動狀態時的條件變異數方程式中，參數  $\beta_1$  為前期殘差平方值、參數  $\beta_2$  為前期條件變異數皆顯著為正，表示前期殘差與前期條件變異數對本期的波動性有顯著且正向的影響。另外，在低波動狀態時， $\beta_2$  皆顯著為正， $\beta_1$  皆不顯著。美國、英國與日本的  $\beta_2$  係數均顯著且大於

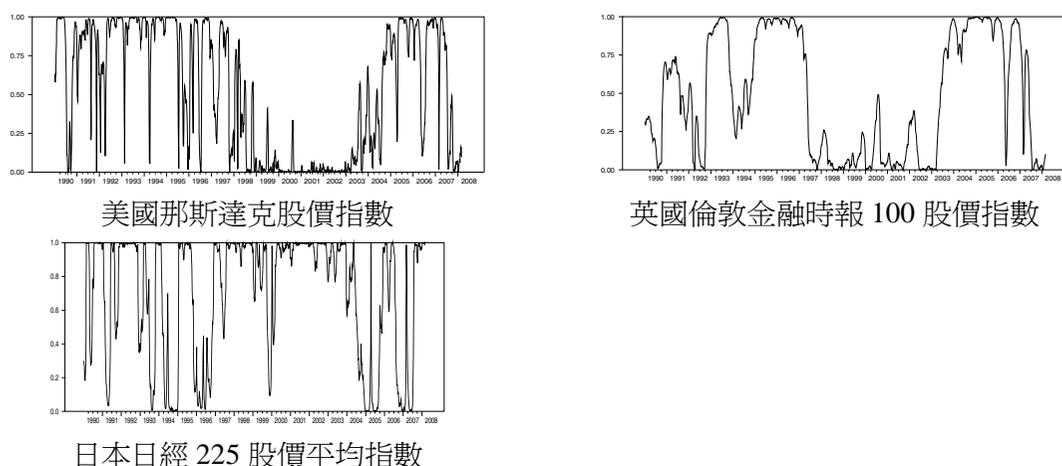


圖 2 各國股價指數報酬率平滑機率圖

表 2 美國、英國與日本所選取的 ARFIMA (p,d,q) 模型

(p,d,q)	d	$\phi_1$	$\theta_1$	$\theta_2$	AIC.T / AIC
美國	0.0903	0.6413	-0.7086	-0.0213	17029.06
(1,d,2)	(0.088) *	(0.000) ***	(0.000) ***	(0.365)	3.59
英國	-0.0814	-0.7060	0.7807	0.0910	13572.59
(1,d,2)	(0.000) ***	(0.000) ***	(0.000) ***	(0.000) ***	2.86
日本	-0.0365	-0.7463	0.7667		16833.66
(1,d,1)	(0.004) ***	(0.000) ***	(0.000) ***		3.55

附註：1.  $\phi(B)(1-B)^d(y_t - \mu) = \theta(B)\epsilon_t$ ，其中 d 為部分差分係數。

2. AIC.T 為調整樣本差異後的 AIC 值。

3. \*、\*\*、\*\*\* 分別表示 10%、5%、1% 之顯著水準，小括號(.) 內為 p-value 值。

$\beta_1$ ，表示市場上大的衝擊只引起未來波動作小幅度修正。三國市場的波動持續性參數  $\beta_1 + \beta_2$  之和均小於 1，且高波動狀態下的  $\beta_1 + \beta_2$  之和均大於低波動狀態，表示股市在高波動狀態下的波動持續性較為明顯。另一方面，美國、英國與日本股市報酬率之移轉機率值 ( $p_{11}$ ) 皆大於 0.98，顯示不論前期處於狀態一或狀態二，下期亦維持在相同狀態者之機率極高。

表 3 馬可夫狀態轉換模型參數之估計結果

參數	美國		英國		日本	
	狀態一	狀態二	狀態一	狀態二	狀態一	狀態二
$\alpha_0$	-0.0717 (0.072) *	0.1044 (0.000) ***	-0.0460 (0.087) *	0.0704 (0.000) ***	0.0809 (0.000) ***	-0.0374 (0.126)
$\alpha_1$	0.0334 (0.101)	0.1122 (0.000) ***	0.0269 (0.163)	-0.0338 (0.110)	-0.0634 (0.000) ***	-0.0311 (0.000) ***
$\beta_0$	0.5064 (0.000) ***	0.3125 (0.000) ***	0.1646 (0.005) ***	0.1388 (0.000) ***	0.3516 (0.001) **	0.7979 (0.000) ***
$\beta_1$	0.0886 (0.000) ***	0.0177 (0.485)	0.0992 (0.000) ***	0.0124 (0.524)	-0.0143 (0.901)	0.1544 (0.000) ***
$\beta_2$	0.8431 (0.000) ***	0.3147 (0.000) ***	0.8409 (0.000) ***	0.5640 (0.000) ***	0.2944 (0.000) ***	0.5267 (0.000) ***
$p_{11}$	0.9860 (0.000) ***		0.9940 (0.000) ***		0.9836 (0.000) ***	
$p_{12}$	0.0140 (0.000) ***		0.0060 (0.034) **		0.0051 (0.000) ***	

附註：1.  $y_{c,t} = \alpha_{0,c} + \sum_{c=1}^p \alpha_{1,c} y_{t-c} + \varepsilon_{c,t}$ ,  $h_{c,t} = \beta_{0,c} + \beta_{1,c} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_{2,c} h_{t-1}$ 。

2. \*, \*\*, \*\*\*分別表示 10%、5%、1%之顯著水準，小括號 (.)內為 p-value 值。

### 三、ICSS 演算法與 GARCH 檢定

本文爲了檢測時間序列資料中多重結構轉換時點發生的位置，利用 Inclán and Tiao (1994) 所建議的 ICSS 演算法進行多重結構轉換時點的檢定，再根據檢測出的結構轉換時點位置，以判斷對國際間重大事件反應的時點。表 4 則爲所檢測出的結構轉換時點個數與發生時間，其中美國有 18 個結構轉換點，集中在 1997 年；英國有 19 個結構轉換點，集中在 1992 年與 2007 年；日本有 17 個結構轉換點，分別集中在 1990 與 1998 年。

後續實證研究中，本文將利用所估計出的結構轉換時點位置所建構的虛擬變數（設定結構轉換前爲 0，結構轉換（含）後爲 1），納入 GARCH 模型的條件變異數方程式中進行分析。由於 ICSS 演算法可能無法完全捕捉波動的變異效果。因此，一個較爲完整的分析應同時包含兩種效果之探討，故本文嘗試整合 ICSS 演算法與單變

表 4 ICSS 檢測之結構轉換時間點

個數	美國		英國		日本	
1	1990/02/02	(25)	1990/08/01	(153)	1990/02/20	(37)
2	1990/07/20	(145)	1990/10/09	(202)	1990/04/19	(79)
3	1990/11/12	(226)	1992/04/08	(593)	1990/08/02	(154)
4	1992/04/30	(609)	1992/04/10	(595)	1990/12/07	(245)
5	1994/06/27	(1171)	1992/08/21	(690)	1991/11/29	(500)
6	1995/07/05	(1438)	1992/10/21	(733)	1992/11/18	(753)
7	1996/01/15	(1576)	1993/11/26	(1020)	1997/10/21	(2037)
8	1997/10/15	(2033)	1994/12/20	(1297)	1998/01/16	(2100)
9	1997/10/28	(2042)	1997/05/29	(1934)	1998/08/26	(2258)
10	1997/12/12	(2075)	2002/06/11	(3247)	1998/11/24	(2322)
11	1998/07/27	(2236)	2002/10/17	(3339)	2001/02/28	(2913)
12	1998/10/15	(2294)	2003/04/08	(3462)	2002/10/22	(3342)
13	2000/03/10	(2660)	2003/07/14	(3531)	2004/06/21	(3776)
14	2001/04/23	(2951)	2004/05/20	(3754)	2005/11/30	(4153)
15	2002/11/27	(3368)	2006/05/01	(4261)	2006/08/16	(4338)
16	2003/10/03	(3590)	2006/08/07	(4331)	2007/07/26	(4584)
17	2004/08/18	(3818)	2007/02/26	(4476)	2008/01/03	(4699)
18	2007/07/23	(4581)	2007/03/15	(4489)		
19			2007/07/17	(4577)		
個數	18		19		17	

附註：1.日期以年/月/日表示，小括號（.）為資料筆數。

2.ICSS 演算法檢測之所有結構轉換點符合 1%的顯著水準。

量 AR (1) - GARCH (1,1) 模型以建立 ICSS-GARCH 模型，分別進行股價報酬率波動持續性中結構轉換與 GARCH 效果之比較。

本文利用虛擬變數估計三國股票市場結構轉換時點對條件變異數的影響，若估計值為顯著時，代表結構轉換確實對於各國股價報酬率之風險變異具有解釋能力；反之，若是不顯著時，則隱含應有其他因素可以解釋股價報酬率之風險變異；再者，當結構轉換的虛擬變數估計值顯著為負時，亦即代表此一結構轉換的事件對股價報酬率的波動產生一種負向的影響；而當結構轉換的虛擬變數估計值顯著為正時，代表造成此一結構轉換的事件對股價報酬率的波動產生一種正向的影響。由表 5 估計結果顯

示，美國、英國與日本股市報酬率估計出來的參數  $\beta_2$  均顯著且大於  $\beta_1$ ，表示市場上大的衝擊只引起未來波動作小幅度修正。三國市場的波動持續性參數  $\beta_1 + \beta_2$  之和均小於 1，此外，係數和  $\beta_0 + \sum d_i > 0$ ，確保模型收斂與穩定，以及變異數為正的關係。

並且觀察虛擬變數估計值，本文發現，美國在第 7 個、第 10 個與 16 個結構轉換點下為不顯著，其他所有結構轉換點均對各國股票市場波動性造成顯著的影響；其中美國、英國與日本分別有 6 個、10 個與 9 個結構轉換點，為顯著減少其市場波動性，亦即市場的風險降低。在 2007 年 7 月 23 日的美國股市、同年 7 月 17 日的英國股市與 7 月 26 日的日本股市皆發生結構轉換，三國估計之參數皆顯著為正，表示此一結構轉換點對各個國家股市報酬率的波動性皆明顯增加，市場風險增加。若在相近時點附近發生結構轉換時，此一結構轉換點對各個國家資料所造成的波動的影響為相近，利多因素的結構轉換降低市場的波動性，而利空因素的結構轉換則是增加市場的波動性。

綜上所述，各市場變異的結構轉換發生的位置在時間點上有許多極為接近（或相同）的地方，表示在某些時期上可能面臨相同的金融衝擊，這些衝擊是否會引發兩國市場之間的蔓延效果，因此，本文利用表 6 選取美國、英國與日本的共同結構轉換點，在後文中，將比較結構轉換點前後的股市關聯性與蔓延效果。另外，因為國際金融危機衝擊時間點有先後發生的不同，故選取標準為三國的結構轉換時間點相近或發生在 120 天內，設定為共同結構轉換點。本文所選取之共同結構轉換時間點亦與現實中金融衝擊的時間點相近，如 1990 年波斯灣戰爭導致國際油價大漲、日本發生泡沫經濟，1997 年的亞洲金融風暴、2000 年以後美國經濟衰退、空頭市場來臨，與 2007 年美國次級房貸風暴，皆造成國際股市動盪不安、波動性增加，股價報酬率發生結構轉換現象。

#### 四、國際股市之蔓延效果

本文為使結果得以作為投資人國際投資時風險分散的參考，此部份另外選取美洲四國之加拿大、墨西哥、巴西與阿根廷股票市場；歐洲十一國之法國、德國、西班牙、瑞典、瑞士、荷蘭、丹麥、挪威、比利時與奧地利股票市場；亞洲十國之中國、香港、臺灣、韓國、新加坡、馬來西亞、菲律賓、泰國、印尼與印度股票市場，包含美國、英國與日本總共二十八個國家主要股票市場指數作為國際股市蔓延效果之檢定，以期增加實務應用之豐富參考價值。

表 5 ICSS-GARCH (1,1) 模型之估計結果

變數	美國	英國	日本	變數	美國	英國	日本
$\alpha_0$	0.0666 (0.000) ***	0.0399 (0.000) ***	0.0168 (0.383)	$d_9$	-1.7289 (0.000) ***	0.1422 (0.000) ***	0.3624 (0.045) **
$\alpha_1$	0.0873 (0.000) ***	0.0035 (0.846)	-0.0105 (0.504)	$d_{10}$	-0.0866 (0.549)	0.8594 (0.000) ***	-0.3795 (0.033) **
$\beta_0$	0.0766 (0.014) **	0.1454 (0.000) ***	0.0168 (0.005) ***	$d_{11}$	1.1817 (0.009) ***	-0.6372 (0.000) ***	0.1295 (0.008)
$\beta_1$	0.0510 (0.000) ***	0.0704 (0.000) ***	0.0730 (0.000) ***	$d_{12}$	-0.8059 (0.062) *	-0.2503 (0.016) **	-0.1167 (0.018) **
$\beta_2$	0.7649 (0.000) ***	0.7703 (0.000) ***	0.8323 (0.000) ***	$d_{13}$	1.3571 (0.007) ***	-0.0914 (0.047) **	-0.1174 (0.000) ***
$d_2$	0.3127 (0.018) **	-0.0452 (0.073) *	-0.1494 (0.078) *	$d_{14}$	-1.0795 (0.012) **	-0.0320 (0.018) **	0.1243 (0.006) ***
$d_3$	-0.2341 (0.059) *	2.3651 (0.045) **	0.6701 (0.003) **	$d_{15}$	-0.4397 (0.008) ***	0.1632 (0.005) ***	-0.1184 (0.009) ***
$d_4$	-0.0625 (0.025) **	-2.3673 (0.045) **	-0.6265 (0.005) ***	$d_{16}$	-0.1614 (0.101)	-0.1610 (0.007) ***	0.1404 (0.014) **
$d_5$	-0.0267 (0.089) *	0.3118 (0.028) **	-0.2094 (0.003) ***	$d_{17}$	0.3982 (0.045) **	0.3982 (0.045) ***	0.5109 (0.084) *
$d_6$	0.1510 (0.007) ***	-0.3451 (0.015) **	-0.3451 (0.001) ***	$d_{18}$	0.2447 (0.015) **	-0.3913 (0.046) **	
$d_7$	-0.0735 (0.123)	0.0529 (0.007) ***	0.6401 (0.007) ***	$d_{19}$		0.3088 (0.000) ***	
$d_8$	1.8686 (0.000) ***	-0.0569 (0.002) ***	-0.5788 (0.005) ***				

附註：1.  $y_t = \alpha_{0,i} + \alpha_{1,i}y_{t-1} + \varepsilon_{i,t}$  ,  $h_{i,t} = \beta_{0,i} + \beta_{1,i-1}\varepsilon_{i,t-1} + \beta_{2,i-1}\varepsilon_{i,t-1} + \sum_{j=1}^n d_{i,j,t} Dum_{i,j,t}$

2. \*、\*\*、\*\*\*分別表示 10%、5%、1%之顯著水準，小括號( )為 p-value 值。

表 6 美國、英國與日本選取共同結構轉換點

	共同結構轉換點
1	1990/07/20
2	1991/11/29
3	1997/05/29
4	2002/10/17
5	2004/05/20
6	2007/07/17

附註：日期以年/月/日表示。

在此，利用一般相關係數，隨時間變動之條件相關係數與動態相關係數<sup>9</sup>，在考量結構轉換下美國、英國、日本股票市場與美洲、歐洲、亞洲、已開發國家、新興國家股票市場之間的股市關聯性是否有明顯的改變<sup>10</sup>，此亦稱為蔓延效果檢定。

#### (一)在高波動與低波動狀態下股票市場之蔓延效果

表 7 至表 9 分別為美國、英國與日本股市高波動與低波動狀態下與 MSCI 指數之一般相關係數、條件相關係數、動態相關係數與蔓延效果檢定表。由表 7 可發現，英國與新興市場之一般相關係數在高波動狀態為低波動狀態下 2.84 倍（高波動相關係數÷低波動相關係數）為最高，表示在美國為高波動狀態下，英國與新興市場之一般相關係數較美國為低波動狀態時高。英國與世界指數之一般相關係數在高波動狀態為低波動狀態下的 0.57 倍（高波動相關係數÷低波動相關係數）為最低，表示在美國為低波動狀態時，英國與世界指數之關聯性較美國股市為高波動狀態時高。

由表 8 顯示，英國與世界指數之一般相關係數在高波動狀態為低波動狀態下的 0.78 倍（高波動相關係數÷低波動相關係數）為最低，表示在英國為低波動狀態時，英國與世界指數之關聯性較英國為高波動狀態時高。英國與美洲市場之一般相關係數在高波動狀態為低波動狀態下 1.81 倍（高波動相關係數÷低波動相關係數）為最高，表示在英國為高波動狀態下，英國與新興市場之一般相關係數較英國為低波動狀態時高。並從表 9 中發現，美國與日本之一般相關係數在高波動狀態為低波動狀態下的 0.43 倍（高波動相關係數÷低波動相關係數）為最低，表示在日本為低波動狀態時，美國與日本之關聯性較日本為高波動狀態時高。

綜合表 7 至表 9，可得知，當美國、英國與日本為高波動狀態時，美國與新興市場指數之動態相關係在高波動狀態分別為低波動狀態下的 1.85 倍、1.86 倍、1.57 倍（高波動相關係數÷低波動相關係數）最高，推論在美國、英國與日本為高波動狀態時，各國股市間關聯性增加幅度較低波動狀態為大。另外，由蔓延效果檢定下，在英國高波動/低波動狀態下，美國與美洲指數之條件相關係數為不顯著，其他所有狀態下之條件相關係數與變動相關係數之蔓延效果皆為顯著，表示美國、英國與日本股市在高波動/低波動狀態下，與國際股市間之關聯性有明顯的蔓延效果存在。因此，本文推論，股市關聯性以鄰近國家的傳染性較高，故美國與英國對亞洲地區的相關係數相對較小，同樣地，由日本的蔓延效果看來，則可發現與亞洲指數的關聯性較高，顯示事件發生後蔓延效果會先由周遭的國家開始。最後，本文使用狀態轉換模型以區分出美國、英國及日本股市高波動與低波動狀態後，結果發現，股市在高波動狀態下，與各國股市的關聯性較強，與先前研究相符，故本文另外使用 ICSS 法納入金融事件實際

表 7 美國股市在高波動及低波動狀態下與 MSCI 指數之一般相關係數 (CC)、條件相關係數 (CCC)、動態相關係數 (DCC) 與蔓延效果檢定

相關係數	全樣本			美國低波動			美國高波動			美國 (高波動-低波動)			t 值		Y/N
	CC	CCC	DCC	CC	CCC	DCC	CC	CCC	DCC	CC	CCC	DCC	CCC	DCC	
美國-英國	0.35	0.44	0.31	0.30	0.56	0.24	0.36	0.28	0.43	1.19	0.50	1.79	58.57***	59.62***	Y
美國-日本	0.12	0.14	0.09	0.08	0.18	0.07	0.13	0.09	0.12	1.59	0.52	1.58	92.94***	58.66***	Y
英國-日本	0.25	0.24	0.21	0.17	0.25	0.19	0.24	0.24	0.25	1.47	0.95	1.33	31.05***	41.01***	Y
美國-世界指數	0.73	0.76	0.10	0.57	0.80	0.08	0.77	0.70	0.13	1.36	0.88	1.59	41.74***	60.82***	Y
美國-開發國家	0.70	0.71	0.66	0.48	0.74	0.54	0.77	0.66	0.87	1.59	0.89	1.59	36.74***	60.11***	Y
美國-新興市場	0.35	0.39	0.29	0.24	0.42	0.22	0.39	0.34	0.40	1.65	0.81	1.85	36.19***	47.71***	Y
美國-美洲指數	0.84	0.87	0.81	0.76	0.88	0.68	0.86	0.87	0.96	1.13	0.99	1.42	2.89***	60.44***	Y
美國-歐洲指數	0.41	0.46	0.36	0.34	0.58	0.29	0.42	0.30	0.49	1.24	0.52	1.71	92.87***	61.87***	Y
美國-亞洲指數	0.14	0.16	0.10	0.10	0.20	0.08	0.14	0.10	0.13	1.40	0.51	1.56	2.89***	60.14***	Y
英國-世界指數	0.69	0.69	0.63	0.66	0.71	0.56	0.38	0.67	0.76	0.57	0.94	1.35	23.92***	41.61***	Y
英國-開發國家	0.63	0.68	0.56	0.59	0.69	0.50	0.36	0.66	0.67	0.61	0.94	1.35	23.31***	41.07***	Y
英國-新興市場	0.44	0.47	0.36	0.17	0.49	0.29	0.49	0.45	0.45	2.84	0.92	1.56	24.36***	36.93***	Y
英國-美洲指數	0.42	0.49	0.35	0.06	0.58	0.32	0.14	0.37	0.42	2.19	0.63	1.32	70.47***	42.81***	Y
英國-歐洲指數	0.91	0.90	0.88	0.23	0.94	0.75	0.27	0.85	0.99	1.16	0.91	1.33	36.37***	32.19***	Y
英國-亞洲指數	0.29	0.29	0.25	0.94	0.29	0.22	0.92	0.28	0.29	0.99	0.94	1.32	23.53***	36.69***	Y
日本-世界指數	0.47	0.45	0.45	0.55	0.46	0.44	0.72	0.45	0.47	1.31	0.99	1.05	14.90***	20.58***	Y
日本-開發國家	0.46	0.47	0.44	0.41	0.47	0.43	0.69	0.47	0.45	1.69	0.99	1.05	5.71***	19.64***	Y
日本-新興市場	0.39	0.45	0.35	0.23	0.46	0.31	0.49	0.45	0.38	2.09	0.99	1.20	8.80***	22.73***	Y
日本-美洲指數	0.12	0.14	0.07	0.32	0.17	0.07	0.45	0.11	0.08	1.40	0.66	1.03	56.07***	18.15***	Y
日本-歐洲指數	0.29	0.26	0.26	0.86	0.27	0.25	0.93	0.25	0.28	1.08	0.94	1.13	31.15***	27.08***	Y
日本-亞洲指數	0.93	0.93	0.93	0.17	0.94	0.91	0.29	0.92	0.94	1.70	0.98	1.03	11.86***	10.78***	Y

附註：1. CC 為一般相關係數、CCC 為多變量 GARCH 模型之條件相關係數、DCC 為多變量 GARCH 模型之動態相關係數。  
 2. t 統計值為兩相關係數母體之平均數檢定，顯著表示具有蔓延效果。  
 3. \*、\*\*、\*\*\* 分別表示 10%、5%、1% 之顯著水準。  
 4. Y/N 代表是否具蔓延效果；Y 表具蔓延效果，N 則為不具蔓延效果。

發生時點來加以佐證，期使本文更為完整及更具參考價值。

除此之外，只有五組高波動/低波動狀態下之一般相關係數比小與 1<sup>11</sup>，表示在美國、英國或日本股市高波動狀態時與其他國家之關聯性較低，這些國家可以做為分散風險的投資標的。但是高波動/低波動狀態下之動態相關係數比皆大於 1，可觀察出國際股市在高波動狀態下的關聯性較高，其中美國在高波動/低波動下，美國與亞洲指數之動態相關係數為最大增加幅度 1.85 倍，表示美國股市在高波動狀態下與亞洲股市關聯性大幅增加，投資人須將資金配置到其他市場以降低風險。

表 8 英國股市在高波動及低波動狀態下與 MSCI 指數之一般相關係數 (CC)、條件相關係數 (CCC)、動態相關係數 (DCC) 與蔓延效果檢定

相關係數	全樣本			英國低波動			英國高波動			英國 (高波動-低波動)			t 值		Y/N
	CC	CCC	DCC	CC	CCC	DCC	CC	CCC	DCC	CC	CCC	DCC	CCC	DCC	
美國-英國	0.35	0.44	0.31	0.29	0.53	0.25	0.34	0.31	0.42	1.18	0.60	1.71	54.12***	45.78***	Y
美國-日本	0.12	0.14	0.09	0.07	0.17	0.08	0.10	0.10	0.11	1.49	0.62	1.48	51.76***	43.18***	Y
英國-日本	0.25	0.24	0.21	0.19	0.25	0.18	0.25	0.23	0.25	1.32	0.93	1.44	39.87***	47.49***	Y
美國-世界指數	0.73	0.76	0.10	0.67	0.79	0.09	0.74	0.72	0.13	1.10	0.90	1.47	28.14***	41.21***	Y
美國-開發國家	0.70	0.71	0.66	0.61	0.73	0.56	0.73	0.67	0.83	1.20	0.91	1.48	24.52***	41.67***	Y
美國-新興市場	0.35	0.39	0.29	0.27	0.42	0.22	0.36	0.35	0.40	1.33	0.83	1.86	28.21***	44.03***	Y
美國-美洲指數	0.84	0.87	0.81	0.82	0.87	0.70	0.85	0.87	0.99	1.04	1.00	1.41	0.00	44.34***	N
美國-歐洲指數	0.41	0.46	0.36	0.31	0.55	0.29	0.40	0.34	0.47	1.31	0.62	1.60	51.73***	41.98***	Y
美國-亞洲指數	0.14	0.16	0.10	0.09	0.19	0.09	0.11	0.12	0.13	1.27	0.61	1.45	53.31***	41.83***	Y
英國-世界指數	0.69	0.69	0.63	0.52	0.72	0.53	0.40	0.66	0.76	0.78	0.92	1.42	27.81***	46.10***	Y
英國-開發國家	0.63	0.68	0.56	0.44	0.70	0.47	0.40	0.65	0.68	0.90	0.93	1.43	27.44***	45.38***	Y
英國-新興市場	0.44	0.47	0.36	0.26	0.49	0.26	0.44	0.44	0.47	1.70	0.90	1.80	29.77***	43.97***	Y
英國-美洲指數	0.42	0.49	0.35	0.06	0.59	0.30	0.11	0.37	0.42	1.81	0.63	1.39	65.46***	48.53***	Y
英國-歐洲指數	0.91	0.90	0.88	0.25	0.95	0.71	0.27	0.85	0.90	1.12	0.89	1.28	40.17***	40.08***	Y
英國-亞洲指數	0.29	0.29	0.25	0.93	0.30	0.21	0.93	0.27	0.29	1.00	0.91	1.40	29.27***	49.45***	Y
日本-世界指數	0.47	0.45	0.45	0.58	0.46	0.44	0.72	0.45	0.47	1.24	0.99	1.07	17.01***	31.16***	Y
日本-開發國家	0.46	0.47	0.44	0.44	0.47	0.42	0.69	0.47	0.46	1.57	0.98	1.08	9.78***	30.99***	Y
日本-新興市場	0.39	0.45	0.35	0.34	0.46	0.30	0.48	0.45	0.40	1.41	0.97	1.35	15.23***	36.10***	Y
日本-美洲指數	0.12	0.14	0.07	0.33	0.17	0.07	0.43	0.11	0.08	1.30	0.66	1.05	51.43***	29.76***	Y
日本-歐洲指數	0.29	0.26	0.26	0.87	0.27	0.25	0.93	0.25	0.29	1.06	0.92	1.17	35.78***	36.19***	Y
日本-亞洲指數	0.93	0.93	0.93	0.20	0.95	0.90	0.30	0.92	0.96	1.50	0.97	1.06	21.50***	28.18***	Y

附註：1. CC 為一般相關係數、CCC 為多變量 GARCH 模型之條件相關係數、DCC 為多變量 GARCH 模型之動態相關係數。

2. t 統計值為兩相關係數母體之平均數檢定，顯著表示具有蔓延效果。

3. \*、\*\*、\*\*\* 分別表示 10%、5%、1% 之顯著水準。

4. Y/N 代表是否具蔓延效果；Y 表具蔓延效果，N 則為不具蔓延效果。

## (二) 在結構轉換前後股票市場之蔓延效果

在 ICSS 檢測出美國、英國與日本之六個共同結構轉換點後，本文比較結構轉換點前後之相關係數是否有顯著不同，若相關係數有顯著不同，表示結構轉換點前後具有蔓延效果。表 10 為結構轉換點前後之條件相關係數 (CCC) 與蔓延效果檢定。在條件相關係數下，第一個結構轉換點前後有 7 個相關係數為不顯著，表示所選取之第一個結構轉換前後 (1990

表 9 日本股市在高波動及低波動狀態下與 MSCI 指數之一般相關係數 (CC)、條件相關係數 (CCC)、動態相關係數 (DCC) 與蔓延效果檢定

相關係數	全樣本			日本低波動			日本高波動			日本 (高波動-低波動)			t 值		Y/N
	CC	CCC	DCC	CC	CCC	DCC	CC	CCC	DCC	CC	CCC	DCC	CCC	DCC	
美國-英國	0.35	0.44	0.31	0.06	0.55	0.24	0.36	0.39	0.35	5.81	0.70	1.45	28.69***	22.12***	Y
美國-日本	0.12	0.14	0.09	0.31	0.18	0.07	0.13	0.13	0.10	0.43	0.71	1.37	29.80***	25.54***	Y
英國-日本	0.25	0.24	0.21	0.17	0.25	0.18	0.26	0.24	0.23	1.51	0.94	1.31	28.98***	29.23***	Y
美國-世界指數	0.73	0.76	0.10	0.71	0.80	0.08	0.73	0.75	0.11	1.03	0.93	1.31	16.51***	21.37***	Y
美國-開發國家	0.70	0.71	0.66	0.64	0.74	0.55	0.71	0.70	0.72	1.11	0.94	1.32	14.60***	21.39***	Y
美國-新興市場	0.35	0.39	0.29	0.23	0.42	0.21	0.37	0.37	0.33	1.60	0.88	1.57	16.63***	22.57***	Y
美國-美洲指數	0.84	0.87	0.81	0.82	0.89	0.68	0.85	0.87	0.89	1.04	0.98	1.29	8.89***	21.02***	Y
美國-歐洲指數	0.41	0.46	0.36	0.34	0.57	0.29	0.42	0.41	0.40	1.23	0.72	1.39	28.05***	21.87***	Y
美國-亞洲指數	0.14	0.16	0.10	0.08	0.20	0.08	0.15	0.14	0.11	1.75	0.70	1.32	30.47***	21.67***	Y
英國-世界指數	0.69	0.69	0.63	0.43	0.72	0.54	0.49	0.68	0.68	1.13	0.95	1.25	14.11***	22.37***	Y
英國-開發國家	0.63	0.68	0.56	0.37	0.70	0.48	0.48	0.67	0.61	1.30	0.96	1.26	13.75***	22.26***	Y
英國-新興市場	0.44	0.47	0.36	0.30	0.49	0.27	0.43	0.46	0.40	1.42	0.94	1.50	15.29***	22.47***	Y
英國-美洲指數	0.42	0.49	0.35	0.07	0.59	0.31	0.14	0.45	0.38	2.03	0.76	1.23	27.13***	22.80***	Y
英國-歐洲指數	0.91	0.90	0.88	0.23	0.94	0.72	0.29	0.88	0.96	1.26	0.93	1.33	19.94***	19.82***	Y
英國-亞洲指數	0.29	0.29	0.25	0.92	0.30	0.21	0.93	0.28	0.27	1.02	0.93	1.26	19.37***	23.83***	Y
日本-世界指數	0.47	0.45	0.45	0.62	0.46	0.43	0.71	0.45	0.47	1.14	0.98	1.09	16.98***	41.36***	Y
日本-開發國家	0.46	0.47	0.44	0.50	0.48	0.42	0.66	0.46	0.45	1.33	0.98	1.09	11.10***	40.44***	Y
日本-新興市場	0.39	0.45	0.35	0.27	0.46	0.30	0.47	0.45	0.38	1.73	0.98	1.29	11.78***	30.46***	Y
日本-美洲指數	0.12	0.14	0.07	0.32	0.17	0.07	0.44	0.13	0.08	1.35	0.77	1.07	24.32***	42.46***	Y
日本-歐洲指數	0.29	0.26	0.26	0.88	0.28	0.24	0.92	0.26	0.28	1.04	0.93	1.14	26.46***	37.21***	Y
日本-亞洲指數	0.93	0.93	0.93	0.20	0.96	0.88	0.30	0.91	0.96	1.50	0.95	1.09	25.87***	40.74***	Y

附註：1. CC 為一般相關係數、CCC 為多變量 GARCH 模型之條件相關係數、DCC 為多變量 GARCH 模型之動態相關係數。

2. t 統計值為兩相關係數母體之平均數檢定，顯著表示具有蔓延效果。

3. \*、\*\*、\*\*\* 分別表示 10%、5%、1% 之顯著水準。

4. Y/N 代表是否具蔓延效果；Y 表具蔓延效果，N 則為不具蔓延效果。

年 7 月 20 日) 英國與世界指數、開發國家、亞洲指數之相關係數無顯著不同，日本與世界指數、開發國家、新興、亞洲指數之相關係數無顯著不同，其蔓延效果較不明顯；而在其他結構轉換點前後之股市關聯性皆有顯著的改變，表示國際股市關聯性具有蔓延效果，亦代表結構轉換點前後股票市場關聯性增加。

表 10 結構轉換前後之條件相關係數 (CCC)、動態相關係數 (DCC) 與蔓延效果檢定

CCC	全樣本								Obs.
	t(0=0)	t(0=1)	t(1=2)	t(2=3)	t(3=4)	t(4=5)	t(5=6)		
美國-英國	0.31	0.56	0.47***	0.54***	0.29***	0.36***	0.52***	0.37***	6
美國-日本	0.09	0.18	0.15***	0.17***	0.09***	0.12***	0.17***	0.12***	6
英國-日本	0.21	0.25	0.24**	0.25	0.24***	0.24***	0.25***	0.23***	5
美國-世界指數	0.10	0.8	0.78***	0.79***	0.71***	0.76***	0.79***	0.76***	6
美國-開發國家	0.66	0.74	0.73***	0.74***	0.66***	0.71***	0.74***	0.71***	6
美國-新興市場	0.29	0.42	0.40***	0.42***	0.34***	0.39***	0.41***	0.37***	6
美國-美洲指數	0.81	0.87	0.89***	0.85***	0.86***	0.91***	0.92***	0.93***	6
美國-歐洲指數	0.36	0.59	0.5***	0.56***	0.31***	0.39***	0.54***	0.40***	6
美國-亞洲指數	0.10	0.2	0.17***	0.2***	0.11***	0.13***	0.19***	0.14***	6
英國-世界指數	0.63	0.7	0.70	0.71***	0.67***	0.68***	0.71***	0.66***	5
英國-開發國家	0.56	0.69	0.69	0.69***	0.66***	0.67***	0.7***	0.65***	5
英國-新興市場	0.36	0.48	0.47*	0.49***	0.45***	0.47***	0.48***	0.43***	6
英國-美洲指數	0.35	0.51	0.47***	0.59***	0.37***	0.43***	0.57***	0.36***	6
英國-歐洲指數	0.88	0.93	0.91***	0.94***	0.86***	0.87***	0.94***	0.84***	6
英國-亞洲指數	0.25	0.29	0.28	0.29***	0.28***	0.28***	0.3***	0.26***	5
日本-世界指數	0.45	0.45	0.45	0.46***	0.45***	0.45***	0.46***	0.45***	5
日本-開發國家	0.44	0.47	0.46	0.47***	0.47***	0.47***	0.47***	0.47***	5
日本-新興市場	0.35	0.45	0.45	0.46***	0.45***	0.46***	0.46	0.44***	4
日本-美洲指數	0.07	0.15	0.14***	0.17***	0.11***	0.13***	0.17***	0.11***	6
日本-歐洲指數	0.26	0.27	0.26***	0.27***	0.26***	0.26***	0.27***	0.25***	6
日本-亞洲指數	0.93	0.92	0.91	0.94***	0.92***	0.93***	0.95***	0.91***	5
DCC	全樣本	t(0=0)	t(0=1)	t(1=2)	t(2=3)	t(3=4)	t(4=5)	t(5=6)	Obs.
美國-日本	0.31	0.25	0.26***	0.25***	0.42***	0.34***	0.25***	0.34***	6
美國-英國	0.09	0.08	0.08***	0.08***	0.12***	0.09***	0.08***	0.09***	6
英國-日本	0.21	0.20	0.20	0.19***	0.24***	0.24***	0.18***	0.26***	5
美國-世界指數	0.10	0.09	0.09***	0.09***	0.13***	0.11***	0.09***	0.10***	6
美國-開發國家	0.66	0.57	0.59***	0.55***	0.84***	0.69***	0.56***	0.65***	6
美國-新興市場	0.29	0.26	0.26	0.22***	0.40***	0.29***	0.24***	0.37***	5
美國-美洲指數	0.81	0.70	0.72***	0.69***	0.93***	0.85***	0.70***	0.80***	6
美國-歐洲指數	0.36	0.30	0.31***	0.29***	0.47***	0.39***	0.30***	0.37***	6
美國-亞洲指數	0.10	0.09	0.09***	0.09***	0.13***	0.10***	0.09***	0.10***	6
英國-世界指數	0.63	0.59	0.60**	0.56***	0.73***	0.71***	0.55***	0.78***	6
英國-開發國家	0.56	0.53	0.53*	0.50***	0.65***	0.64***	0.49***	0.70***	6
英國-新興市場	0.36	0.34	0.34	0.28***	0.45***	0.38***	0.30***	0.57***	5
英國-美洲指數	0.35	0.33	0.33**	0.32***	0.41***	0.40***	0.31***	0.43***	6

續下表

續表 10

DCC	全樣本	t(0=0)	t(0=1)	t(1=2)	t(2=3)	t(3=4)	t(4=5)	t(5=6)	Obs.
英國-歐洲指數	0.88	0.79	0.81 **	0.75 ***	0.95 ***	0.93 **	0.73 ***	0.93 ***	6
英國-亞洲指數	0.25	0.23	0.23	0.22 ***	0.28 ***	0.28 ***	0.21 ***	0.31 ***	5
日本-世界指數	0.45	0.46	0.46	0.45 ***	0.47 ***	0.45 ***	0.44 ***	0.47 ***	5
日本-開發國家	0.44	0.45	0.45	0.43 ***	0.45 ***	0.44 ***	0.42 ***	0.45 ***	5
日本-新興市場	0.35	0.37	0.37	0.31 ***	0.39 ***	0.34 ***	0.33 ***	0.47 ***	5
日本-美洲指數	0.07	0.08	0.08	0.07 ***	0.08 ***	0.07 ***	0.07 ***	0.08 ***	5
日本-歐洲指數	0.26	0.26	0.26	0.25 ***	0.28 ***	0.27 ***	0.25 ***	0.28 ***	5
日本-亞洲指數	0.93	0.95	0.95	0.92 ***	0.94 ***	0.92 ***	0.90 ***	0.97 ***	5

附註：1.六個結構轉換時點如表 7：美國、英國與日本選取共同結構轉換點。

2.t (0=1) 表示兩母體 (第 0 期與第 1 期) 相關係數之平均數檢定之 t 值著表示具有蔓延效果。

3.\*、\*\*、\*\*\*分別表示 10%、5%、1%之顯著水準。

4.Obs.代表具蔓延效果的總期數。

再考量隨時間與前期條件共變異數而變動之動態相關係數 (DCC)，第一個結構轉換點前後有 10 個相關係數為不顯著，表示所選取之第一個結構轉換點前後 (2002 年 10 月 17 日) 美國與日本、新興市場，英國與新興市場、亞洲市場，日本與所有市場之蔓延效果較不顯著，而在其他結構轉換點前後動態相關係數皆為顯著，表示動態相關係數下之國際股市關聯性在結構轉換前後有明顯的不同，國際股市關聯性具有蔓延效果。

由上述可知，在條件相關係數下，所有 108 個結構轉換前後之 t 檢定值，有 99 個 (92%) 結構轉換點有顯著之蔓延效果。在動態相關係數下，所有 108 個結構轉換前後之 t 檢定值，98 個 (91%) 結構轉換點有顯著之蔓延效果，說明在各國股票市場結構轉換前後時普遍具有蔓延效果。

在每個結構轉換前後之各國動態相關係數大多具有顯著的改變，具有走勢相同的蔓延效果。動態相關係數，第一個結構轉換點 (1990/07/20)、第三個結構轉換點 (1997/05/29)、第六個結構轉換點 (2007/07/17) 前後之各國動態相關係數皆為增加現象，可表示國際股市關聯性產生正向的蔓延效果，即股市間的關聯性增加；而第二個結構轉換點 (1991/11/29)、第四個結構轉換點 (2002/10/17)、第五個結構轉換點 (2004/05/20) 前後結構轉換前後之各國動態相關係數皆為減少現象，表示重大事件衝擊導致共同結構轉換點前後之動態相關係數顯著的減少，讓國際股市關聯性發生改變。

綜合上述，本文發現使用 ICSS 法在事件點的選取上較為客觀且準確，每個結構轉換點前後，皆可發現國際股市具有一定程度的蔓延效果，使得股市間的關聯性產生變化，歷史上我們熟知的 1990 年的油價大漲、1997 年的亞洲金融風暴及 2007 年的美國次級房貸風暴，皆為歷史上的股市大風波，希望本文可以提供實證結果以供投資人國際股市間投資時參考。

## 肆、結論

本文主要為探討國際股票市場關聯性與蔓延效果之實證研究。以美國、英國、日本分別代表美洲、歐洲、亞洲為樣本進行股市動態關聯性之探討。因為發現美國、英國與日本的股票市場報酬率皆具有緩長記憶的性質，但是狀態轉換可能會導致假性緩長記憶的問題，故利用馬可夫狀態轉換模型及 ICSS-GARCH 模型分別檢測樣本轉換狀態。本文主要結論如下：

- 一、在馬可夫狀態轉換模型中，可得知美國、英國及日本股票市場上的大衝擊只引起未來波動作小幅度修正。且不論前期處於狀態一或狀態二，下期亦維持在相同狀態者之機率極高，而發生狀態轉換的機率較低。
- 二、若使用 ICSS-GARCH 模型，美國、英國與日本股市報酬率估計出來條件變異數方程式的參數發現，市場上大的衝擊只引起未來波動作小幅度修正。並且當結構轉換的虛擬變數估計值顯著為負時，代表著相對於前一個結構轉換而言，此一結構轉換造成各國股票市場變異數減少，亦即造成此一結構轉換的事件對股價報酬率的波動產生一種負向的影響，故結構轉換對股價報酬波動可能產生正向或是負向的影響。
- 三、由蔓延效果檢定結果，發現美國、英國與日本股市在高波動/低波動狀態下，股市間之關聯性有明顯的蔓延效果存在。除此之外，高波動相對於低波動狀態下之動態相關係數比皆大於 1，可觀察出國際股市在高波動狀態下的關聯性較高，表示美國股市在高波動狀態下與亞洲股市關聯性大幅增加，欲分散分風險的投資者可將資金配置到其他國家的股票市場。
- 四、再由條件相關係數及動態相關係數實證結果發現，有逾 9 成的結構轉換點具有顯著之蔓延效果；代表股票市場結構轉換前後，普遍具有蔓延效果。除此之外，在每個結構轉換前後之各國動態相關係數大多有顯著的改變，且為相同走

勢的蔓延效果，表示重大事件衝擊導致共同結構轉換點前後之動態相關係數可能顯著的增加或減少，讓國際股市關聯性發生改變，發生正向或負向之蔓延效果。

綜上所述，本文發現國際股市已經存在共同移動關係，而發生結構轉換讓相關係數顯著增加或是減少，表示國際股市普遍出現蔓延效果，其結果與 Theodossiou and Lee (1993) 及 Aggarwal et al. (1999) 等作者的結果相同，但本文時間點及樣本較廣且考量較其它文獻完整的金融衝擊事件點，再者，本文亦同時納入馬可夫及 ICSS 演算法，使結果及方法皆更為穩健，根據本文發現，建議投資人在不同的股市波動下，可配合本文實證結果，考慮鄰近區域國家與主要股市之市場表現及金融外生衝擊為決策變數，以分散風險與達成最佳資產配置。

## 註釋

1. 記憶(long memory)是指某些時間序列具有的長時距依存現象(long range dependence)，其表現在樣本資料上的特徵，為樣本自我相關函數(autocorrelation function, 簡稱 ACF)遞減的速度相當緩慢。許多經濟與財務變數曾被論證或檢定具有緩長記憶性質，如股市成交量(Lobato & Velasco, 2000)、股價報酬率(Sadique & Silvapulle, 2001)、股價波動性(So, 2000)、匯率(Tsay, 2000)等。
2. Malik and Hassan (2004)、Malik, Ewing, and Payne (2005)、Vicent and Maria (2006)及 Wang and Thi (2007)等學者將 ICSS 加入 GARCH 模型中做預測，皆得到有效的結果，也破除了財務市場總是有高波動持續性的現象之疑慮。
3. Forbes and Rigobon (2002)發現遭受重大金融事件衝擊，所引發之正向影響力將會使國與國之間共同移動趨勢顯著增加，而負向影響力的存在會減少共同移動趨勢。此種正向與負向的衝擊不但會引發在金融危機期間投資人的投資決策改變，也引發資金在國際間移動，使市場間出現多重均衡之現象。隨著多次金融危機的發生，危機所產生的連動關係成為財務經濟學界關切的議題之一。
4. 外溢效果隱含衝擊發生時，將引起國與國間金融市場相關性的變化，故外溢效果用以分析市場對重大衝擊的反應是否存在相互影響之連動關係。蔓延效果更進一步檢測此相互影響關係所代表的市場間共同移動趨勢是否有顯著改變的現象。
5. 諸如：Theodossiou and Lee (1993)、Solnik, Boucelle, and Fur (1996)及 Manning (2002)

等學者。

6. 附表一為 28 個國家共 30 個主要股票市場資料說明。
7. 附表二為 MSCI 指數之組成國家與介紹。
8. 本文將平滑機率值大於 0.9 的日本股市報酬率設為高波動狀態下的樣本，低波動狀態下樣本的平滑機率值設為小於 0.1；美國與英國股市則相反，高波動狀態樣本的平滑機率小於 0.1，低波動狀態樣本的平滑機率值大於 0.9。
9. 一般相關係數 (CC) 可由兩母體之平均數、變異數與共變異數求出。隨時間變動之條件相關係數 (CCC) 由多變量 GARCH 模型中，以 VECH 表示法之條件共變異數矩陣所估計出。隨時間與前期條件共變異數而變動之動態相關係數 (DCC) 則由多變量 GARCH 模型中，其條件共變異數矩陣會受前期條件共變異數矩陣的影響下，所估計出來之動態相關係數。
10. 研究樣本群可見附表一及附表二。
11. 高波動相對低波動狀態下之一般相關係數比小於一的五個組別分別為：美國股市為高波動/低波動狀態下，英國與世界指數、英國與亞洲指數，在英國股市為高低波動狀態下，英國與世界指數、英國與開發國家指數，在日本股市為高波動/低波動狀態下，美國與日本股市。

## 參考文獻

### 一、中文部分

1. 謝俊魁與林建甫(2004)，緩長記憶與狀態轉換，經濟論文叢刊，32(2)，193-232。

### 二、英文部分

1. Aggarwal, R., Inclan, C., & Leal, R. (1999). Volatility in Emerging Stock Markets. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 34(1), 33-55.
2. Baig, T., & Goldfajn, I. (1999). Financial market contagion in the Asian crisis. IMF Staff Paper, 46(2), 167-195.

3. Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. Journal of Econometrics, 31(3), 307-327.
4. Bracker, K., & Smith, K. L. (1999). Detecting and modeling changing volatility in the copper futures market. Journal of Futures Markets, 19(1), 79-100.
5. Cai, J. A. (1994). Markov model of switching-regime ARCH. Journal of Business & Economics Statistics, 12, 309-316.
6. Engle, R. F. (2002). Dynamic conditional correlation-a simple class of multivariate GARCH models. Journal of Business and Economic Statistics, 20, 339-350.
7. Eum, C. S., & Shim, S. (1989). International transmission of stock market movements. Journal of Finance and Quantitative Analysis, 24(2), 241-256.
8. Forbes, K., & Rigobon, R. (2002). No contagion, only interdependence: Measuring stock market comovements. The Journal of Finance, 57(5), 2223-2261.
9. Friedman, B. M., & Laibson, D. I. (1989). Economic implications of extraordinary movements in stock price. Brooking Papers on Economic Activity, 2, 137-189.
10. Gray, S. F. (1996). Modeling the conditional distribution of interest rates as a regime-switching process. Journal of Financial Economics, 42, 27-62.
11. Hamao, Y., Masulis, R. W., & Ng, V. (1990). Correlations in price changes and volatility across international stock markets. Review of Financial Studies, 3(2), 281-307.
12. Hamilton, J. D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. Econometrica, 57(2), 357-384.
13. Hamilton, J. D., & Susmel, R. (1994). Autoregressive conditional heteroskedasticity and changes in regime. Journal of Econometrics, 64, 307-333.
14. Inclán, C., & Tiao, G. C. (1994). Use of cumulative sums of squares for retrospective detection of changes of variance. Journal of the American Statistical Association, 89(427), 913-923.
15. Lamoureux, C. G., & Lastrapes, W. D. (1990). Persistence in Variance, Structural Change, and the GARCH model. Journal of Business and Economic Statistics, 8(2), 225-234.

16. Lobato, I. N., & Velasco, C. (2000). Long memory in stock-market trading volume. Journal of Business and Economic Statistics, 18(4), 410-427.
17. Lobato, I. N., & Savin, N. E. (1998). Real and spurious long-memory properties of stock-market data. Journal of Business and Economic Statistics, 16(3), 261-268.
18. Malik, F. & Hassan, S. A. (2004). Modeling volatility in sector index returns with GARCH models using an iterated algorithm. Journal of Economics and Finance, 28, 211-225.
19. Malik, F., Ewing, B. T., & Payne, J. E. (2005). Measuring volatility persistence in the presence of sudden changes in the variance of Canadian stock returns. Canadian Journal of Economics, 38(3), 1037-1056.
20. Manning, J. T. (2002), Digit ratio: A pointer to fertility, behavior and health. Evolution and Human Behavior, 24(6), 399-405.
21. Sadique, S., & Silvapulle, P. (2001). Long-term memory in stock market returns: International evidence. International Journal of Finance & Economics, 6(1), 59-67.
22. So, M. (2000). Long-term memory in stock market volatility. Applied Financial Economics, 10(5), 519-524.
23. Solnik, B., Boucrelle, C., & Fur, Y. L. (1996). International Market Correlation and Volatility. Financial Analysts Journal, 52(5), 17-34.
24. Theodossiou, P., Lee, U. (1993). Mean and volatility spillovers across major national stock markets. Journal of Financial Research, 16, 337-50.
25. Tsay, W. J. (2000). The long memory story of the real interest rate. Economics Letters, 67(3), 325-330.
26. Vicent, A. M., & Maria, F. I. (2006). Influence of structural changes in transmission of information between stock markets: A European empirical study. Journal of Multinational Financial Management, 17(2), 112-124.
27. Wang, K. M., & Thi, T. B. N. (2007). Testing for contagion under asymmetric dynamics: Evidence from the stock markets between US and Taiwan. Physica A, 376, 422-432.

**2009 年 02 月 13 日收稿**

**2009 年 02 月 20 日初審**

**2009 年 06 月 25 日複審**

**2009 年 10 月 30 日三審**

**2010 年 10 月 14 日接受**

附表一 研究樣本之各國股票市場

美洲			
1	美國	道瓊工業指數	Dow Jones Industrial Average Index
2	美國	那斯達克股價指數	NASDAQ
3	美國	標準普爾 500 指數	S&P500
4	加拿大	多倫多綜合股價指數	Toronto Composite Index
5	墨西哥	Bolsa IPC 股價指數	Mexican Bolsa IPC Stock Index
6	阿根廷	MerVal 指數	Argentina MerVal Index
7	巴西	Bovespa 指數	Brazilian Bovespa Stock Index
歐洲			
8	英國	倫敦金融時報 100 指數	FTSE 100 Index
9	法國	CAC 40 指數	French CAC-40 Index
10	德國	DAX 指數	German DAX Composite Index
11	義大利	米蘭 MIB 30 指數	Milan MIB 30 Index
12	西班牙	馬德里證交所指數	Madrid SEGeneral Index
13	奧地利	維也納 ATX 指數	Vienna ATX Index
14	挪威	奧斯陸全股指數	Oslo Bors All-Share Index
15	荷蘭	阿姆斯特丹交易所指數	Amsterdam Exchange Index
16	瑞典	OMX 斯德哥爾摩 30 指數	OMX Stockholm 30 Index
17	瑞士	瑞士市場指數	Swiss Market Index
18	比利時	BEL 20 指數	BEL 20 Index
19	丹麥	OMX 哥本哈根 20 指數	OMX Copenhagen 20 Index
亞洲			
20	日本	日經 225 股價平均指數	Nikkei 225 Stock Average Index
21	中國	上海證交所綜合股價指數	Shanghai Composite Index
22	香港	恆生股價指數	Hang Seng price Index
23	韓國	首爾股價指數	Seoul Composite Index
24	新加坡	海峽時報指數	Straits Times Index
25	台灣	集中市場加權股價指數	Taiwan TSEC Weighted Index
26	馬來西亞	吉隆坡證交所綜合指數	Kuala Lumpur SEComposite Index
27	菲律賓	菲律賓證交所綜合指數	Philippine PSE Composite Index
28	泰國	曼谷泰證指數	Bangkok SET Index
29	印尼	雅加達股價指數	Jakarta Composite Index
30	印度	孟買證交所 Sensex 30 指數	Bombay BSE Sensex 30 Index

資料來源：本文整理。

附表二 研究樣本之 MSCI 指數

MSCI 指數	所有世界指數 AC WORLD INDEX	新興市場 EM	已開發國家 DM	亞洲指數 AC ASIA	歐洲指數 AC EUROPE	美洲指數 AC AMERICAS
國家/數量	48	25	23	12	21	8
阿根廷	ARGENTINA	EM				AC AMERICAS
澳大利亞	AUSTRALIA		DM			
奧地利	AUSTRIA		DM		AC EUROPE	
比利時	BELGIUM		DM		AC EUROPE	
巴西	BRAZIL	EM				AC AMERICAS
加拿大	CANADA		DM			AC AMERICAS
智利	CHILE	EM				AC AMERICAS
中國	CHINA	EM		AC ASIA		
哥倫比亞	COLOMBIA	EM				AC AMERICAS
捷克共和國	CZECH REPUBLIC	EM			AC EUROPE	
丹麥	DENMARK		DM		AC EUROPE	
埃及	EGYPT	EM				
芬蘭	FINLAND		DM		AC EUROPE	
法國	FRANCE		DM		AC EUROPE	
德國	GERMANY		DM		AC EUROPE	
希臘	GREECE		DM		AC EUROPE	
香港	HONG KONG		DM	AC ASIA		
匈牙利	HUNGARY	EM			AC EUROPE	
印度	INDIA	EM		AC ASIA		
印尼	INDONESIA	EM		AC ASIA		
愛爾蘭	IRELAND		DM		AC EUROPE	
以色列	ISRAEL	EM				
義大利	ITALY		DM		AC EUROPE	
日本	JAPAN		DM	AC ASIA		
約旦	JORDAN	EM				
韓國	KOREA	EM		AC ASIA		
馬來西亞	MALAYSIA	EM		AC ASIA		
墨西哥	MEXICO	EM				AC AMERICAS
摩洛哥	MOROCCO	EM				
荷蘭	NETHERLANDS		DM		AC EUROPE	
紐西蘭	NEW ZEALAND		DM			
挪威	NORWAY		DM		AC EUROPE	
巴基斯坦	PAKISTAN	EM		AC ASIA		
祕魯	PERU	EM				AC AMERICAS
菲律賓	PHILIPPINES	EM		AC ASIA		
波蘭	POLAND	EM			AC EUROPE	
葡萄牙	PORTUGAL		DM		AC EUROPE	
俄羅斯	RUSSIA	EM			AC EUROPE	
新加坡	SINGAPORE		DM	AC ASIA		
南非	SOUTH AFRICA	EM				
西班牙	SPAIN		DM		AC EUROPE	
瑞典	SWEDEN		DM		AC EUROPE	
瑞士	SWITZERLAND		DM		AC EUROPE	

續下表

續附表二

MSCI 指數	所有世界指數 AC WORLD INDEX	新興市場 EM	已開發國家 DM	亞洲指數 AC ASIA	歐洲指數 AC EUROPE	美洲指數 AC AMERICAS
台灣	TAIWAN	EM		AC ASIA		
泰國	THAILAND	EM		AC ASIA		
土耳其	TURKEY	EM			AC EUROPE	
英國	UNITED KINGDOM		DM		AC EUROPE	
美國	USA		DM			AC AMERICAS

資料來源：MSCI 官方網站。