

# 國際股價指數現貨與期貨報酬外溢性及不對稱性效果之研究

## Mean Spillover and Asymmetric Effects between International Stock and Futures Index Markets

姜淑美<sup>1</sup> 陳明麗<sup>2</sup> 蔡佩珊<sup>3</sup>

(Received : May. 10, 2005 ; Accepted : Aug. 23, 2005)

### 摘要

本研究以 GARCH 模型、門檻值為零及門檻值為非零的 GARCH 模型等三種模型，從國際股市間存在傳導效果的角度分別探討對美國及日本對其他四個國家股市及期貨市場的報酬外溢性與不對稱性效果。本文之實證結果如下：1.美國期貨與現貨市場在國際上皆具領先地位，日本、台灣、法國以及英國現貨指數報酬都會隨著其市場的變動而變動，即報酬外溢性存在。2.日本期貨與現貨指數對台灣的影響，在長期會經由誤差修正項的調整回到均衡狀態。3.美國及日本之股價指數期貨與現貨報酬對各國股價現貨報酬存在不對稱效果。4.不論門檻值為零或門檻值為非零的 GARCH 模型，皆能充分描述波動不對稱性，而只有門檻值為非零的 GARCH 模型較能說明資訊不對稱效果存在。

**關鍵字：**GARCH 模型，門檻 GARCH 模型，報酬外溢效果，波動不對稱效果

### Abstract

This paper investigates the mean return spillover and asymmetric effects of USA and Japan on the index spot and futures markets of other four countries. We analyze the relationship based on the fact that transmission effect exists between international stocks markets in any other two countries by GARCH model, zero threshold GARCH model and non-zero threshold GARCH model. The empirical results are as follows: (1)The U.S. stock index and stock index futures markets are in an international leader positions. The stock index of Japan, Taiwan, France and U.K. will change following the change in the U.S. stock index and stock index futures markets. (2)The effects of Japan stock index and stock index futures on Taiwan will come back to equilibrium through error correction term in the long run. (3)The asymmetric volatility effects of U.S. and Japan stock index and stock index futures on the stock index return of other countries exist. (4)They can describe fully volatility asymmetry no matter we use zero threshold GARCH model or non-zero threshold GARCH model. But it is only for non-zero threshold GARCH model to be able to explain the asymmetric effect.

<sup>1</sup>龍華科技大學財務金融系助理教授

<sup>2</sup>靜宜大學財務金融學系副教授

<sup>3</sup>淡江大學金融研究所碩士

**Keywords :** GARCH Model, Threshold GARCH Model, Mean Return Spillover Effects, Volatility Asymmetric Effect

## 1. 導論

自從摩根台股指數期貨於 1997 年 1 月 9 日在美國芝加哥商業交易所(CME)及新加坡交易所(SGX-DX)及台股指數期貨於 1998 年 7 月在台灣期貨交易所(TAIFEX)掛牌交易以來，指數期貨已經成為最熱門的期貨合約。由於期貨交易具有價格資訊、避險及套利的功能，基金管理者經常使用指數期貨避險並調整其投資策略，以期達管理績效，因此指數期貨的成立，不但使交易商品多樣化及金融市場更加完整，並且改變投資者的交易習性，甚至使市場結構發生變化，對於金融市場的健全發展自然扮演著相當重要的角色。由於期貨乃是現貨所衍生的金融商品，期貨市場對現貨提供了最直接且最具參考價值的資訊，兩者間具有某種程度的關聯性，而此關聯性一直是投資者、交易所及政府所關心的議題。

由於金融市場的全球化及國際化，提高了國際金融市場間的互動性，亦使國際間期貨與股票市場間報酬的相關性增加。Pan and Hsueh(1998)及 Darrat and Benkato (2003)認為在金融市場自由化以後，全球股市更加整合，Eun and Shim(1989)及 Arshanapalli and Doukas(1993)發現自從 1987 年 10 月股市崩盤以後，國際股市間的相依性增加。Liu and Pan(1997)探討美國及日本對亞洲四個國家股市報酬及波動的外溢效果時亦發現市場傳導(Market Contagion)在資訊傳遞的過程中扮演著非常重要的角色。因此投資人在做投資決策時，不僅應考慮國內因素，更應將國際金融市場的傳導效應納入考量，尤其對於具有類似金融環境、管理制度、地理區域或貿易往來密切的國家，其金融市場間對新資訊的反應，經常互相影響。由於美國與日本為全球主要的金融市場，當有任何的資訊散佈時，對各國金融市場都具有舉足輕重的影響力，因此有關美國及日本與其他國家間所存在的外溢效果時常引起學者、投資者與各國政府所關注及探討。

本研究從國際股市間應會存在報酬外溢效應的角度並以美國、日本之指數現貨及期貨為主要影響來源，探討對其他四個國家股市及期貨市場的報酬外溢行為與不稱性效果，俾其結果可以提供給投資人作為跨國投資時的參考。本研究首先利用共整合分析，瞭解美、日股價指數現貨與期貨與他國現貨間是否存在長期均衡關係，並以 GARCH 模型探討美、日股價指數現貨與期貨對其他各國現貨市場的影響，最後加入門檻值的觀念來討論期貨及現貨市場的變動，以非對稱 GARCH 模型與 GARCH 模型作比較，討論報酬與波動之不對稱效果是否存在。本研究同時以 GARCH 模型、門檻值為零及門檻值為非零的 GARCH 模型等三種模型探討並比較美、日股價指數現貨與期貨報酬對其他各國現貨市場的影響及討論不對稱效果的存在與否，是本研究與其他研究最大不同處，尤其是門檻值為非零的 GARCH 模型的實證結果可以提供更完整、更有趣的現象。

本文之實證結果如下：1.美國期貨與現貨市場在國際上具領先地位，而日本期貨

與現貨對台灣股價的影響，長期會經由誤差修正項的調整而回到均衡狀態；此外，美國及日本股價指數期貨與現貨報酬對各國股價現貨報酬皆存在不對稱效果。2.當美國及日本的現貨及期貨市場出現好消息及壞消息時，對其他四個國家現貨市場的影響並不相同。3.不論門檻值為零或門檻值為非零的 GARCH 模型，皆能充分描述波動不對稱的現象，而門檻值為非零的 GARCH 模型則較能說明國際金融市場確實具有資訊不對稱效果。

本研究架構主要分成五個部分，第一部份為導論，第二部份為文獻回顧，第三部份為資料來源與實證模型，第四部份為實證結果，第五部份則為本研究之結論。

## 2. 文獻回顧

關於國際金融市場間的傳遞效應研究，Bae and Karolyi(1994)和 Pan and Hsueh (1998)探討美國和日本股市間的波動傳遞性，前者發現波動不對稱性存在於美國和日本股市間，後者發現美國對日本有顯著落後期外溢效果，反之則無。Chinn and Frankel (1995)證明美國及日本對於亞洲地區的實質利率有顯著的影響。Puttonen(1995)研究芬蘭股市、瑞典股市與芬蘭股價指數期貨市場之間短期的相互關係，結果發現芬蘭股票和期貨市場對瑞典股市發生很強的領導關係，即芬蘭的股市和期貨市場會衝擊瑞典股市的報酬變動，因此芬蘭對瑞典有顯著報酬外溢效果。Darrat and Benkato(2003)探討伊斯坦堡及由美國、英國、日本及德國所代表的全球股市間股票報酬率及波動性間的關係，結果發現在 1989 年的市場自由化以後，伊斯坦堡與全球股市間更整合，而且美國及英國市場是伊斯坦堡波動的主要來源。Hiraki, Maberly and Park(1994)探討 1976 年至 1992 年外溢效果美國及日本間股價報酬率的外溢效果，結果發現：美國及日本股市間存在顯著的外溢效果，此與國際金融市場整合的結果相同。

再者，以往實證文獻中有關於好消息及壞消息對期貨及現貨市場的影響有不同的結論，其中 Tse(1999)及 Pan and Hsueh(1998)認為波動的影響具有不對稱性，壞消息對市場的衝擊強過好消息，而此結果亦存在於台股指數期貨與現貨市場中(劉美纓、王姓與蔡美華, 2001); 而 Butterworth(2000)認為好消息及壞消息對於市場的影響相當，並無不對稱的現象。

由上述之實證結果，我們發現國際金融市場間的報酬確實會互相影響，有鑑於國際化及全球化的趨勢愈來愈明顯，資訊傳遞愈來愈迅速，使各國股票市場間的互動更加密切，因此本文擬研究台灣與美國、日本、法國及英國等四個成熟市場間之報酬傳遞效果及波動不對稱性，即相對的資訊效率性，以提供政府及國際投資者在擬定策略及進行投資時的參考。

## 3. 資料來源與實證模型

### 3.1 資料來源

本研究主要以美國、日本、台灣、法國及英國等五個國家每日股價指數現貨(S&P500、Nikkei 225、MSCI Taiwan、CAC40、FTSE100)及其相對應之股價指數期

貨（近月份）之收盤指數為研究對象。其中由於摩根台股指數期貨於 1997 年 1 月 9 日才正式在 SGX 掛牌交易，因此取樣期間為 1997 年 1 月 9 日至 2001 年 11 月 30 日；其餘國家的取樣期間則均為 1996 年 1 月 1 日至 2001 年 11 月 30 日。其中除了摩根台股指數現貨取自摩根史坦利網站外，其餘現貨指數皆取自於教育部 AREMOS 國際金融市場統計資料庫，而期貨指數的資料則來自 Bloomberg 資料庫及法國期貨交易所 (MATIF)。

由於本研究所考慮的五個國家會有假日不同及交易時間不同的問題 (Nonsynchronous Holidays)，所以在處理資料時為使五個國家的金融市場能夠充分反映所有的攸關資訊，只要有一個國家當天沒有交易，便將其他國家當天的資料一併刪除，保留五個國家相同的交易日，而 Hamao, Masulis and Ng(1990)認為上述處理方式並不會影響實證結果之正確性。

### 3.2 實證模型

本文實證模型架構分為兩大部份，第一部份檢驗美、日期貨與現貨市場與它國現貨市場間是否存在共整合關係，第二部份檢驗兩者間是否存在資訊不對稱與波動不對稱性效果，茲分述如下。

#### 3.2.1 共整合

變數間的共整合(Cointegration)關係正是代表這些變數間的長期均衡關係，本研究採用 Johansen and Juselius(1990)所提出的最大概似法來檢定變數間是否存在共整合關係<sup>4</sup>。

#### 3.2.2 GARCH 模型之不對稱性探討

由於各國金融性資產普遍存在高度的變異性，根據 Mandelbrot(1963)針對股價進行研究結果發現：股票價格變動的分配呈現高狹峰及厚尾的現象，不符合常態分配，而且股價的變動不但具有自我相關現象，同時也存在波動群聚及股價報酬變異隨時間改變的事實。因此為解決變異數固定不變的不合理假設，本研究採用 Bollerslev(1986)之一般化自我迴歸條件異質變異數模型(Generalized ARCH, GARCH)，使條件變異數的結構在設定上更具有彈性，同時也使得模型在估計參數時更加精簡。本節依照 GARCH 模型，分成兩部份探討新訊息的波動反應，第一部份為 GARCH 模型，第二部份為設立門檻值的 GARCH 模型，茲分述如下。

##### (1)GARCH 模型

本研究在考慮期貨與現貨存在共整合關係下採取 GARCH(1,1)模型<sup>5</sup>探討各國之股票現貨與期貨市場間的報酬外溢效果，主要研究美、日期貨與各國現貨報酬之關聯性以及美、日現貨與各國現貨報酬之關聯性，實證模型分述如下：

##### a.美、日期貨與各國現貨之關聯性

<sup>4</sup>由於本研究的樣本期間至少長達四至五年，因此採用共整合關係來探討變數間的長期均衡關係應屬適當。

<sup>5</sup>過去探討有關期貨與現貨的關係的文獻，多採用 GARCH(1,1)來做實證，如 Ngama(1994), Felmingham(1997), Park(2001)，其結果同時指出以 GARCH(1,1)模型即可對時間序列資料有相當良好的配適。

$$R_{is,t} = \beta_{10} + \sum_{i=1}^n \beta_{1i,t-i} R_{is,t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{2i,t-i} R_{jf,t-i} + \beta_{31} R_{sf,t-1} + \varepsilon_{s,t} \quad (1)$$

$$\varepsilon_{s,t} | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_{s,t})$$

$$h_{s,t} = \alpha_{10} + \alpha_{11} \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_{12} h_{t-1}$$

此模型的穩定條件為  $\alpha_{10}$ 、 $\alpha_{11}$ 、 $\alpha_{12} > 0$ 、 $\alpha_{11} + \alpha_{12} < 1$ 。其中， $R_{is,t}$  表示  $i$  國股價指數現貨在第  $t$  期的報酬率<sup>6</sup>， $R_{jf,t}$  表示  $j$  國股價指數期貨在第  $t$  期的報酬率， $j$  分別代表美國與日本。 $R_{sf,t-1} = \ln F_{j,t-1} - \ln S_{i,t-1}$  為誤差修正項，其中  $\ln F$  與  $\ln S$  為取自然對數後之期貨指數與現貨指數水準項， $\Omega_{t-1}$  為  $t-1$  期所有可獲得資訊的集合， $h_t$  為符合 GARCH 模型之時間數列  $R_{is,t}$  的條件變異數。

b. 美、日現貨與各國現貨報酬之關聯性

$$R_{is,t} = \beta_{10} + \sum_{i=1}^n \beta_{1i,t-i} R_{is,t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{2i,t-i} R_{js,t-i} + \beta_{31} R_{ss,t-1} + \varepsilon_{s,t} \quad (2)$$

$$\varepsilon_{s,t} | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_{s,t})$$

$$h_{s,t} = \alpha_{10} + \alpha_{11} \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_{12} h_{t-1}$$

模型中除了誤差修正項取代為  $R_{ss,t-1} = \ln S_{i,t-1} - \ln S_{j,t-1}$  及  $R_{js,t}$  表示  $j$  國股價指數現貨在第  $t$  期的報酬率，其餘皆與式(1)同。

(2) 設立門檻值的 GARCH 模型

由於上述 GARCH 模型僅考慮報酬對新訊息的對稱性反應，無法表現出正向訊息與負向訊息對市場的不同影響而造成錯誤的預測，因此為了了解美、日期貨及現貨指數報酬的增加或減少分別對他國現貨指數報酬影響的大小程度，本文將 GARCH 模型區分為門檻值為零及門檻值為非零的 GARCH 模型兩種，茲分述如下：

a. 門檻值為零的 GARCH 模型

本文將  $j$  國期貨指數報酬以門檻值為零區分成兩個序列， $R_{jf,t}^H$ 、 $R_{jf,t}^L$ ，分別代表正的與負的期貨指數報酬，帶入 GARCH 模型中，估計  $j$  國期貨指數報酬的變動是否對他國現貨指數報酬具有不對稱效果，茲將(1)式修正如下：

<sup>6</sup> 本研究將樣本國家的每日股價指數現貨及期貨，以自然對數差分形式轉換為日報酬率： $R_{i,t} = (\ln P_{i,t} - \ln P_{i,t-1}) \times 100$ ，其中， $R_{is,t}$  為  $i$  國第  $t$  期的股價指數現貨(期貨)的日報酬率， $P_{i,t}$  為  $i$  國為第  $t$  期的股價指數現貨(期貨)收盤價， $\ln P_{i,t}$  與  $\ln P_{i,t-1}$  為取自然對數後的收盤價。

$$R'_{is,t} = \beta'_{10} + \beta'_{11} R'_{is,t-1} + \beta'_{12} R'_{is,t-2} + \beta'_{21} \left( R'_{jf,t-1} \right)^H + \beta'_{21} \left( R'_{jf,t-1} \right)^L + \beta'_{22} \left( R'_{jf,t-2} \right)^H + \beta'_{22} \left( R'_{jf,t-2} \right)^L + \beta'_{31} R'_{sf,t-1} + \varepsilon'_{is,t} \quad (3)$$

$$\varepsilon'_{is,t} | \Omega_{t-1} \sim N(0, h'_{s,t})$$

$$h'_{s,t} = \alpha'_{10} + \alpha'_{11} \left( \varepsilon'_{t-1} \right)^2 + \alpha'_{11} \left( \varepsilon'_{t-2} \right)^2 + \alpha'_{12} h'_{t-1}$$

$$\text{其中, } \left( R'_{jf,t} \right)^H = \begin{cases} R_{jf,t} & \text{if } R_{jf,t} > 0 \\ 0.0 & \text{if } R_{jf,t} \leq 0 \end{cases}, \left( R'_{jf,t} \right)^L = \begin{cases} R_{jf,t} & \text{if } R_{jf,t} < 0 \\ 0.0 & \text{if } R_{jf,t} \geq 0 \end{cases}$$

$R'_{sf,t-1} = \ln F_{j,t-1} - \ln S_{i,t-1}$  為誤差修正項( $j$  國期貨對  $i$  國現貨),  $\Omega_{t-1}$  為  $t-1$  期所有可獲得資訊的集合,  $h'_{s,t}$  為條件變異數。

此模型為非對稱反應模型, 根據此模型可分別區分正與負的期貨指數報酬對於現貨指數報酬的影響。同樣的模型適用於正與負的現貨指數報酬對現貨指數報酬的影響, 並修正其誤差修正項為( $j$  國現貨對  $i$  國現貨)為

$$R'_{ss,t-1} = \ln S_{j,t-1} - \ln S_{i,t-1}。$$

### b. 門檻值非零的 GARCH 模型

本文運用 Tsay (1989) 所發展的門檻自我迴歸模型, 設定本研究的門檻值。首先藉預測殘差和簡單的統計量檢定門檻的非線性, 以找出國家組合的個別股價指數與指數期貨之門檻值。以下就期貨指數門檻值選取為例做說明, 步驟為:

步驟 1: 首先將各組資料依期貨指數報酬由小到大依序排列。

步驟 2: 假設共 1000 組時序資料, 將前 300 組資料進行普通迴歸, 取該組期貨指數報酬率之最大報酬及經迴歸估計出期貨指數報酬之  $t$  值。

步驟 3: 將樣本右移一個觀察值, 每一樣本均為 300 個觀察值, 再取該組期貨指數報酬率之最大報酬及經迴歸估計出期貨指數報酬之  $t$  值, 並予以記錄。

步驟 4: 重複上述步驟, 直到最後一個觀察值為止。

步驟 5: 將記錄轉化為圖形, 橫座標為期貨指數報酬率, 縱座標為  $t$  值, 圖中之轉折點即為門檻值。

經由上述步驟, 可選取出一適當之期貨指數門檻值, 假設  $k$  為非零之門檻值, 則可將資料以  $k$  做區隔切割成高、低兩個部份, 再設定出門檻虛擬變數, 相同方法運用於股價指數現貨門檻值之求取。

其次將 GARCH 模型中的平均數方程式(Mean Equation)以 VAR 的型式表

現，並改變對稱型 GARCH 模型結構，加入門檻值探討正向與負向資訊的不對稱性效果；相異於以往的研究，本文是以零與非零的門檻值來估計模型，並加入誤差修正項，探討各國股價指數現貨報酬與期貨報酬間的動態影響。因此依據(3)式，模型修正為：

$$R_{is,t}'' = \beta_{10}'' + \beta_{11}'' R_{is,t-1}'' + \beta_{12}'' R_{is,t-2}'' + \beta_{21}^{H'} (R_{jf,t-1}'')^H + \beta_{21}^{L'} (R_{jf,t-1}'')^L + \beta_{22}^{H'} (R_{jf,t-1}'')^H + \beta_{22}^{L'} (R_{jf,t-2}'')^L + \beta_{31}'' R_{sf,t-1}'' + \varepsilon_{is,t}'' \quad (4)$$

$$\varepsilon_{is,t}'' | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_{s,t}'')$$

$$h_{s,t}'' = \alpha_{10}'' + \alpha_{11}^{H'} (\varepsilon_{is,t-1}'')^2 + \alpha_{11}^{L'} (\varepsilon_{is,t-2}'')^2 + \alpha_{12}'' h_{s,t-1}''$$

$$\text{其中, } (R_{jf,t}'')^H = \begin{cases} R_{jf,t}'' & \text{if } R_{jf,t}'' > r \\ 0 & \text{if } R_{jf,t}'' \leq r \end{cases}, \quad (R_{jf,t}'')^L = \begin{cases} R_{jf,t}'' & \text{if } R_{jf,t}'' < r \\ 0 & \text{if } R_{jf,t}'' \geq r \end{cases}$$

$R_{sf,t-1}'' = \ln F_{j,t-1} - \ln S_{j,t-1}$  為誤差修正項( $j$  國期貨對  $i$  國現貨),  $\Omega_{t-1}$  為  $t-1$  期

所有可獲得資訊的集合,  $h_{s,t}''$  為條件變異數。

此模型即門檻值為  $r$  的門檻模型，其將股價指數期貨報酬率分為兩個部分，以觀察大於  $r$  的股價指數期貨報酬與小於  $r$  的股價指數期貨報酬分別對於股價指數期貨及現貨的影響。

## 4. 實證結果

### 4.1 基本統計量分析

各國股價指數現貨與期貨報酬率之基本統計量列於表 1。由表 1 中我們可以發現各國期貨與現貨報酬率的平均值幾乎一致，但期貨報酬率的波動性較現貨為大，其中又以英國現貨與期貨市場的差異最大；另外，五國的期貨與股票市場皆呈現高狹峰的情形，也就是「厚尾」(Fat Tail)現象。同時經由 Jarque-Bera 常態分配檢定可以發現五國市場的日報酬率都顯著拒絕常態分配的假設。此外日本與台灣的現貨及期貨市場平均報酬率為負值，此可能是因為 1997 年下半年亞洲發生大規模的金融風暴，亞洲股市受到重創所造成。

表 1 五國股價指數與股價指數期貨之日報酬率基本統計量

國家		平均數	標準差	偏態係數	峰態係數	最大值	最小值	JB
美國	S	0.041	1.21	-0.24***	3.09***	5.07	-7.11	607.96***
	F	0.040	1.27	-0.32***	3.32***	5.61	-7.76	710.66***
日本	S	-0.043	1.53	0.05	2.18***	7.66	-7.23	289.23***
	F	-0.043	1.57	0.01	3.58***	9.32	-9.94	779.73***
台灣	S	-0.031	1.86	0.06	2.09***	9.17	-10.30	238.88***
	F	-0.030	2.33	-0.031	3.46***	12.15	-12.93	653.71***
法國	S	0.058	1.39	-0.25***	1.79***	6.09	-7.67	213.42***
	F	0.058	1.45	-0.37***	3.02***	6.79	-10.27	595.98***
英國	S	0.0235	1.13	-0.21***	1.32***	4.34	-5.88	117.56***
	F	0.023	25.81	0.13**	729.56***	699.28	-696.88	774.23***

註：1. S 表示股價指數現貨，F 表示股價指數期貨。

2. \*\*, \*\*\* 分別表示具 5% 及 1% 的顯著水準。

3. 峰態係數為減 3 後之結果。

4. JB 表示 Jarque-Bera 之常態檢定統計值。

#### 4.2 單根及共整合檢定

在進行共整合檢定之前，本研究採用 Augmented Dickey Fuller(ADF) 及 Phillips-Perron(PP) 的單根檢定法對各國現貨與期貨的時間序列資料進行單根檢定，以確定資料是否為定態，並確認這些資料是否具有相同的整合級次。實證結果顯示：各國期貨及現貨指數的原始數列多是呈現無法拒絕單根的情形，而在進行差分轉換以後（即為報酬率的形式），不論是 ADF 或 PP 的單根檢定法，都在 1% 顯著水準下拒絕單根的虛無假設，顯示這些數列資料皆為 I(1) 時間序列。

此外，本文以 AIC 作為評估準則，選取共整合 VAR 中的最適落後期，結果發現美國、台灣、法國、英國與日本交叉組合的十組國家間的最適落後期都是 2 期，並採用 Johansen and Juselius(1990) 所提出的最大似法進行共整合分析，以探討各國股價指數現貨與期貨間是否存在長期均衡關係。由於在每個共整合模型中僅有兩個變數，即股價指數現貨與期貨、股價指數現貨與現貨，因此每個模型最多只會有一個共整合關係（即 rank 至多為 1）。實證結果發現：日本的期貨對台灣現貨與日本的現貨對台灣的現貨皆存在有長期均衡關係<sup>7</sup>。

#### 4.3 GARCH 模型之不對稱性分析

除了報酬的外溢效果外，本研究並探討各國股價指數現貨與期貨市場之間的傳導行為是否存在不對稱效果。本文採用 GARCH(1,1) 模型進行實證研究，並將模型區

<sup>7</sup>為節省篇幅，本研究僅說明單根檢定結果及共整合結果，實證的過程不再列述。如有需要，請向作者索取。



分為一般 GARCH 模型 門檻值為零的 GARCH 模型及門檻值為非零的 GARCH 三種模型分別討論之。

#### 4.3.1 ARCH 效果的檢定

在估計之前，必須先檢定五個國家現貨及期貨的日報酬率模型所產生的殘差項是否存在 ARCH 現象。本文採用 Ljung and Box(1978)的 Q 檢定與 LM 檢定對殘差項進行分析，結果列於表 2，由表 2 中的結果可以發現，十組股價現貨與期貨關係皆存在 ARCH 效果，表示其日報酬殘差顯著具有序列相關的特性。

表 2 AR(1)模型殘差項分析

類別 種類	$\varepsilon_t$ 之 Q(20)	$\varepsilon_t^2$ 之 Q <sup>2</sup> (20)	LM 檢定
(一)美國 F → 台灣 S	21.916	108.211 <sup>***</sup>	64.232 <sup>***</sup>
(二)美國 F → 英國 S	35.274 <sup>***</sup>	583.531 <sup>***</sup>	194.828 <sup>***</sup>
(三)美國 F → 法國 S	24.263	302.731 <sup>***</sup>	128.391 <sup>***</sup>
(四)美國 F → 日本 S	26.387 <sup>*</sup>	300.541 <sup>***</sup>	129.799 <sup>***</sup>
(五)日本 F → 台灣 S	25.519	257.337 <sup>***</sup>	134.984 <sup>***</sup>
(六)美國 S → 台灣 S	23.282	108.433 <sup>***</sup>	64.271 <sup>***</sup>
(七)美國 S → 英國 S	35.588 <sup>***</sup>	585.837 <sup>***</sup>	195.413 <sup>***</sup>
(八)美國 S → 法國 S	23.212	306.549 <sup>***</sup>	127.662 <sup>***</sup>
(九)美國 S → 日本 S	26.932 <sup>*</sup>	298.923 <sup>***</sup>	130.391 <sup>***</sup>
(十)日本 S → 台灣 S	25.519	257.337 <sup>***</sup>	134.984 <sup>***</sup>

註：1. \*、\*\*、\*\*\*分別表示具 10%、5%及 1%的顯著水準。

#### 4.3.2 一般 GARCH 模型結果

本文以單變量 GARCH 為基本實證模型，單方面的來分析美、日期貨與現貨對各國現貨之單向關係。第一組至第五組探討以美、日股價指數期貨對各國現貨的關係，第六組至第十組則探討美、日股價指數現貨對各國現貨的關係，其實證結果皆列於表 3，其中  $\alpha_{11}$ 、 $\alpha_{12}$  的係數和皆小於 1，且  $\alpha_{10}$ 、 $\alpha_{11}$ 、 $\alpha_{12}$  的參數估計值在 1%的顯著水準下為正，顯示該模型符合單變量 GARCH 模型的平穩條件，亦說明這五組關係中具有隨時間變動的變異數風險的特性，存在 GARCH 效果。而  $\beta_{21}$ 、 $\beta_{22}$  之係數在 1%的顯著水準下為正，則指出了美、日股價指數期貨報酬與現貨報酬對各國股價指數現貨報酬呈正向相關，表示當美、日股價指數期貨與現貨報酬上漲，將使各國股價指數上揚，反之亦然，即美、日股價指數期貨與現貨可作為各國股價指數之領先指標，國際間金融市場存在報酬外溢效果，此與 Puttonen(1995)的結果相同。另外，由於日

本股價指數期貨與現貨對台灣股價指數現貨具有長期均衡的關係，故此兩組(第五組與第十組)將以誤差修正模型表示，表中 $\beta_{31}$ 即為誤差修正項，實證發現其在1%的顯著水準下為負，表示兩組股價指數若偏離長期均衡時，會藉由誤差修正項( $\beta_{31}$ )的調整使其回復至長期均衡狀態。但此模型的缺點是無法驗證好消息及壞消息對於股市波動是否產生不對稱性的影響。

表 3 一般 GARCH(1,1)模型估計結果(美、日期貨與現貨對各國現貨)

國家 參數	(一)	(二)	(三)	(四)	(五)	(六)	(七)	(八)	(九)	(十)
	美 F ↓ 台 S	美 F ↓ 英 S	美 F ↓ 法 S	美 F ↓ 日 S	日 F ↓ 台 S	美 S ↓ 台 S	美 S ↓ 英 S	美 S ↓ 法 S	美 S ↓ 日 S	日 S ↓ 台 S
$\beta_{10}$	-0.398 ***	0.380* **	0.230** *	0.515** *	-1.083 ***	-1.080 ***	0.926* **	0.391** *	0.436* **	-0.498* **
$\beta_{11}$	0.038* **	-0.081 ***	-0.156* **	-0.172* **	0.012	0.058* **	0.024* **	-0.167* **	-0.108 ***	0.010
$\beta_{12}$	0.011* **	-0.095 ***	-0.076* **	-0.083* **	0.131* **	0.069* **	-0.008 ***	-0.046* *	0.006	0.079** *
$\beta_{21}$	0.202* **	0.257* **	0.254** *	0.429** *	0.093	0.492* **	0.110* **	0.399** *	0.426* **	0.104** *
$\beta_{22}$	0.056* **	0.060	0.042** *	0.133** *	0.079* **	0.249* **	0.020* **	0.084** *	0.065	0.073** *
$\beta_{31}$					-0.002 ***					-0.001* **
$\alpha_{10}$	0.078* **	0.018* **	0.007** *	0.019** *	0.015* **	0.004* **	0.003* **	0.009	0.033* **	0.086** *
$\alpha_{11}$	0.080* **	0.028* **	0.010** *	0.012** *	0.015* **	0.032* **	0.008* **	0.027** *	0.068* **	0.153** *
$\alpha_{12}$	0.906* **	0.954* **	0.987	0.980** *	0.980* **	0.967* **	0.990* **	0.970** *	0.918	0.843** *
Q(20)	18.13	22.57	107.86 ***	21.09	27.41	135.72 ***	75.75* **	56.79** *	16.41	11.83
Q <sup>2</sup> (20)	9.67	76.47* **	377.86 ***	178.17 ***	426.38 ***	553.44 ***	182.32 ***	256.85 ***	28.37	18.91
似然函數 值	-1730	-1269	-1683	-1658	-1762	-1871	-1511	-1617	-1623	-1702

註：1. \*、\*\*、\*\*\*分別表示具 10%、5%及 1%的顯著水準。

2. Q(20)表示標準化殘差項之 Ljung-Box 的 Q 統計量且其分配為  $\chi^2(20)$ ，而 Q<sup>2</sup>(20)為標準化殘差項平方之 Ljung-Box 的 Q 統計量。

### 4.3.3 門檻值為零的 GARCH 模型實證結果

本節進一步將期貨指數報酬以門檻值為零區分成兩個序列  $R_t^H$  與  $R_t^L$ ，分別代表正的與負的指數期貨報酬，帶入實證模型成為門檻值為零的 GARCH 模型(即實證模型(3))，探討美、日之期貨與現貨指數報酬是否對他國之現貨指數報酬具不對稱效果，並以概似比例檢定資訊不對稱( $H_0: \sum_{i=1}^2 \beta_{2i}^H = \sum_{i=1}^2 \beta_{2i}^L$ )與波動不對稱( $H_0: \alpha_{11}^H = \alpha_{11}^L$ )的現象，其估計係數與檢定結果皆列於表 4。實證結果發現  $\beta_{21}^H$ 、 $\beta_{21}^L$ 、 $\beta_{22}^H$ 、 $\beta_{22}^L$  係數皆為正且具顯著水準，表示美、日期貨與現貨報酬在以零為門檻值下，其報酬不論正或負皆對各國現貨報酬皆具正向且顯著的影響，此與一般模型結果一致，因此投資人可藉由美、日股價指數期貨與現貨報酬率預測各國股價指數之走勢，即美、日股價指數期貨與現貨可作為各國股價指數之領先指標，國際間股市及期貨市場存在外溢效果，此與 Puttonen(1995)的結果相同。第五組與第十組的  $\beta_{31}$  為誤差修正項，實證發現其在 1% 的顯著水準下為負，表示兩組股價指數若偏離長期均衡時，會藉由誤差修正項( $\beta_{31}$ )的調整使其回復至長期均衡狀態。以資訊不對稱效果而言，除了第四組(美國期貨對日本現貨)、第七組(美國現貨對英國現貨)、第八組(美國現貨對法國現貨)外，其餘皆顯著拒絕  $H_0: \sum_{i=1}^2 \beta_{2i}^H = \sum_{i=1}^2 \beta_{2i}^L$ ，即表示具資訊不對稱效果；至於波動性方面，則十組結果皆顯著拒絕  $H_0: \alpha_{11}^H = \alpha_{11}^L$ ，表示存在有波動不對稱的現象，此與 Bae and Karolyi (1994)的結果相同，與 Butterworth(2000)的結果相反。即美、日兩國期貨與現貨報酬對各國現貨報酬皆具有波動不對稱性的影響，當美國及日本的現貨及期貨市場出現好消息及壞消息時，對其他四個國家現貨市場波動性的影響並不相同。

### 4.4.4. 門檻值為非零的 GARCH 模型實證結果

由上述實證結果可知，各國股價指數現貨與期貨確實會因門檻值的存在而有不對稱效果的現象。本研究將進一步探討當門檻值為非零時，兩者間是否也存在不對稱效果。根據實證模型(4)，依 Tsay(1989)模型概念，求出本研究之美、日期貨與現貨對其他國家現貨指數非線性門檻值，其結果列於表 5。與上述以零為門檻值的模型不同的地方在於本研究係根據表 5 中所列的門檻值，將報酬區分為正的報酬與負的報酬，帶入模型(4)中探討，實證結果列於表 6。結果顯示與門檻值為零的一致，即驗證變異數的異質性，存在 GARCH 效果，且  $\beta_{21}^H$ 、 $\beta_{21}^L$ 、 $\beta_{22}^H$ 、 $\beta_{22}^L$  皆為正，表示美、日股價指數期貨與現貨對各國股價指數皆呈正向相關，美、日股價指數期貨與現貨報酬率能預測各國股價指數變動，說明美、日股價指數期貨可作為各國股價指數之領先指標，即國際間股市報酬存在外溢效果，此與 Puttonen(1995)的結果相同。另外在第五組與第十組的  $\beta_{31}$  為誤差修正項，實證發現其在 1% 的顯著水準下為負，表示兩組股價指數若偏離長期均衡時，會藉由誤差修正項( $\beta_{31}$ )的調整使其回復至長期均衡狀態。本研究亦以概似比率檢定是否存在資訊與波動不對稱效果，用聯合檢定的方法驗證虛無假設

表 4 門檻參數為零的模型 - GARCH(1,1)模型之估計結果(期貨對現貨)

國家 參數	(一) 美 F ↓ 台 S	(二) 美 F ↓ 英 S	(三) 美 F ↓ 法 S	(四) 美 F ↓ 日 S	(五) 日 F ↓ 台 S	(六) 美 S ↓ 台 S	(七) 美 S ↓ 英 S	(八) 美 S ↓ 法 S	(九) 美 S ↓ 日 S	(十) 日 S ↓ 台 S
$\beta'_{10}$	-1.175***	0.416**	1.769**	1.128**	-1.266***	-1.341***	0.364**	0.165**	0.209**	-1.266***
$\beta'_{11}$	0.010	-0.090***	-0.518***	-0.095***	-0.013***	0.015	-0.064**	-0.124***	-0.112***	-0.015***
$\beta'_{12}$	0.061*	-0.132***	-0.290***	-0.032**	0.062**	0.055**	-0.125***	-0.104***	-0.076***	0.058**
$\beta^H_{21}$	0.341**	0.288**	0.602**	0.424**	0.190**	0.361**	0.269**	0.436**	0.395**	0.173**
$\beta^L_{21}$	0.323**	0.309**	0.605**	0.404**	0.111**	0.359**	0.332**	0.404**	0.529**	0.126**
$\beta^H_{22}$	0.040*	0.047*	0.238*	0.060**	0.038**	0.051*	0.061*	0.059**	0.148**	0.019**
$\beta^L_{22}$	0.123**	0.087*	0.873*	0.041*	0.023*	0.190**	0.045*	0.082**	0.028**	0.024**
$\beta'_{31}$					-0.003***					-0.003***
$\alpha'_{10}$	0.977**	0.544**	0.396**	0.494**	0.191*	0.880**	0.521**	0.232**	0.223**	0.195**
$\alpha^H_{11}$	0.183**	0.182**	0.211*	0.160**	0.033**	0.252**	0.329**	0.106**	0.094**	0.030**
$\alpha^L_{11}$	0.182**	0.181**	0.261**	0.273**	0.031**	0.316**	0.409**	0.106**	0.111**	0.037**
$\alpha'_{11}$	0.696**	0.488**	0.608**	0.710**	0.948**	0.676**	0.410**	0.857**	0.879**	0.947**
Q(20)	17.94	13.55	107.40	22.39	19.25	23.78	12.62	31.34*	19.69	20.91
Q <sup>2</sup> (20)	39.34**	330.90***	110.26	116.55***	200.86***	22.20	176.15**	159.73***	189.88***	196.02***
概似函數 值	-1345	-796	-1504	-1186	-1338	-1328	-775	-1130	-1196	-1338
LR1	6.94***	8.10***	1284.6***	0.41	203.56***	22.03**	1.42	0.28	3.11*	72.50**
LR2	54.61**	17233***	3499**	18847***	114.12***	7283.4***	586.26**	11.52**	1114.9***	590.54***

註：1. \*、\*\*、\*\*\*分別表示具 10%、5%及 1%的顯著水準。

2. Q(20)表示標準化殘差項之 Ljung-Box 的 Q 統計量且其分配為  $\chi^2(20)$ ，而 Q<sup>2</sup>(20)為標準化殘差項平方之 Ljung-Box 的 Q 統計量。

3. LR 表示為概似比率檢定統計量下的  $\chi^2$  值，LR1 表示檢定  $H_0 : \sum_{i=1}^2 \beta_{2i}^H = \sum_{i=1}^2 \beta_{2i}^L$ ，LR2 表示檢定  $H_0 : \alpha_{11}^H = \alpha_{11}^L$ 。

$H_0 : \sum_{i=1}^2 \beta_{2i}^{H'} = \sum_{i=1}^2 \beta_{2i}^{L'}$  與  $H_0 : \alpha_{11}^{H'} = \alpha_{11}^{L'}$ ，其結果亦列於表 6，實證顯示十組之美、日股價

指數期貨對各國股價指數現貨皆有資訊不對稱與波動不對稱的現象，表示以非零為門檻值的 GARCH 模型較能完整描述不對稱的效果，此與 Bae and Karolyi(1994)的不對稱效果相同。當美國及日本的現貨及期貨市場出現好消息及壞消息時，對其他四個國家現貨市場波動性的影響並不相同，而且波動不對稱性主是由美國金融市場的資訊影響其他國家金融市場的運作(包含日本在內)，所以美國的金融市場是世界的領導者，執金融業的牛耳。

總括以上單變量結果，美、日期貨與現貨皆有領先各國現貨的現象，顯示美、日股市表現確實對國際股市有一定的影響；其中，日本期貨與現貨對台灣股價指數現貨的影響，長期會經由誤差修正項的調整而回到均衡狀態。至於美、日股價指數期貨與現貨報酬對各國股價現貨報酬的不對稱效果檢定，則發現不論門檻值為零的 GARCH 模型或門檻值為非零的 GARCH 模型，皆能充分描述十組有波動不對稱的現象，而門檻值為非零的 GARCH 模型則較能說明國際金融市場間具有資訊不對稱效果

8。

表 5 門檻參數非零的模型 - 門檻值之估計結果 (期貨對現貨)

	(一) 美 F ↓ 台 S	(二) 美 F ↓ 英 S	(三) 美 F ↓ 法 S	(四) 美 F ↓ 日 S	(五) 日 F ↓ 台 S	(六) 美 S ↓ 台 S	(七) 美 S ↓ 英 S	(八) 美 S ↓ 法 S	(九) 美 S ↓ 日 S	(十) 日 S ↓ 台 S
門檻值	3.519	1.126	0.725	1.352	1.352	3.764	0.878	0.879	1.242	0.658

<sup>8</sup> 本文另採用符號偏誤檢定(Sign Bias Test, SBT)、負程度偏誤檢定(Negative Size Bias Test, NSBT)、正程度偏誤檢定(Positive Size Bias Test, PSBT)以及聯合偏誤檢定(Joint Test)等診斷檢定方法，對各模型中的不對稱效果進行檢驗，藉以比較各種模型不對稱效果之程度。實證結果顯示：GARCH 模型頗能掌握預期衝擊之不對稱性干擾效果。

表 6 門檻參數非零的模型 - GARCH(1,1)模型之估計結果(期貨對現貨)

國家 參數	(一) 美 F ↓ 台 S	(二) 美 F ↓ 英 S	(三) 美 F ↓ 法 S	(四) 美 F ↓ 日 S	(五) 日 F ↓ 台 S	(六) 美 S ↓ 台 S	(七) 美 S ↓ 英 S	(八) 美 S ↓ 法 S	(九) 美 S ↓ 日 S	(十) 日 S ↓ 台 S
$\beta_{10}''$	-1.144**	-0.279***	0.326*	0.144*	-1.269***	-0.253***	0.188**	0.215**	1.484**	-1.044**
$\beta_{11}''$	0.001	0.226**	-0.08*	-0.129***	-0.007***	0.001	-0.109***	-0.192***	-0.964**	-0.016**
$\beta_{12}''$	0.045**	0.045**	-0.049***	0.053*	0.061**	0.040**	-0.153***	-0.233***	-0.770**	0.061**
$\beta_{21}^H$	0.311**	0.172**	0.276*	0.498*	0.122**	0.375*	0.266**	0.401**	0.304*	0.170**
$\beta_{21}^L$	0.320**	0.129**	0.344**	0.487**	0.136**	0.335**	0.303**	0.325**	0.362**	0.122**
$\beta_{22}^H$	0.387**	0.040**	0.075**	0.148*	0.080**	0.193**	0.077**	0.105**	0.481**	0.059**
$\beta_{22}^L$	0.069**	0.045**	0.038**	0.020**	0.037**	0.063**	0.094**	0.090**	0.568**	0.036**
$\beta_{31}''$					-0.003***					-0.003**
$\alpha_{10}''$	0.188**	0.023**	0.069**	0.489**	0.190**	0.185**	0.438*	0.541**	0.611**	0.198**
$\alpha_{11}^H$	0.036**	0.022**	0.022**	0.108*	0.027**	0.034**	0.065**	0.073**	0.119**	0.031**
$\alpha_{11}^L$	0.040**	0.031**	0.028**	0.291**	0.038**	0.037**	0.176**	0.098**	0.311**	0.039**
$\alpha_{12}''$	0.948**	0.953**	0.962**	0.691**	0.948**	0.948*	0.592**	0.695**	0.588**	0.946**
Q(20)	21.632	15.198	33.292**	14.38	10.315	18.932	15.594	82.889***	495.03**	20.910
Q <sup>2</sup> (20)	64.320***	15.105	208.45***	20.691	13.539	75.327***	387.3**	396.1**	170.40**	196.01***
概似函數值	-1358	-1536	-1143	-1189	-1336	-1347	-801	-1193	-2053	-1339
LR3	728.85***	66.05**	253.07***	3.05*	14.96**	193.52***	8.26***	2.95*	555.26**	83.63**
LR4	87.43**	942.25***	1759.5***	4677**	1095.7***	53.71**	3350**	939.9**	170313***	791.12***

註：1. \*、\*\*、\*\*\*分別表示具 10%、5%及 1%的顯著水準。

2. Q(20)表示標準化殘差項之 Ljung-Box 的 Q 統計量且其分配為  $\chi^2(20)$ ，而 Q<sup>2</sup>(20)為標準化殘差項平方之 Ljung-Box 的 Q 統計量。

3. LR3 表示檢定  $H_0: \sum_{i=1}^2 \beta_{2i}^H = \sum_{i=1}^2 \beta_{2i}^L$ ，LR4 表示檢定  $H_0: \alpha_{11}^H = \alpha_{11}^L$ 。

## 5. 結論

本研究主要從國際股市存在傳導效應的角度並以美國、日本之指數現貨及期貨為主要影響來源,探討對其他四個國家股市及期貨市場的報酬傳導行為與不對稱性效果,其結果可以提供給投資人作為跨國投資時的參考。本研究以一般 GARCH 模型、門檻值為零及門檻值為非零的 GARCH 模型等三種模型同時探討並比較美、日股價指數現貨與期貨對其他各國現貨市場的影響及討論不對稱效果是否存在,是本研究與其他研究最大不同處,尤其是門檻值為非零的 GARCH 模型使本研究能夠得到更完整、更有趣的現象。實證結果發現,美國期貨與現貨市場在國際上仍具領先地位,日本、台灣、法國以及英國現貨都會隨著其市場的變動而變動,其中日本期貨與現貨對台灣股價的影響,長期會經由誤差修正項的調整而回到均衡狀態,而且美、日股價指數期貨與現貨報酬對各國股價現貨報酬皆存在不對稱效果,此與 Bae and Karolyi(1994)的結果相同;而當美國及日本的現貨及期貨市場出現好消息及壞消息時,對其他四個國家現貨市場的影響並不相同,而此不對稱性主是由美國金融市場的資訊影響其他國家金融市場的運作(包含日本在內),此與 Pan and Hsueh(1998)結果相同。不論門檻值為零或門檻值為非零的 GARCH 模型,皆能充分描述波動不對稱的現象,而門檻值為非零的 GARCH 模型則較能說明國際金融市場確實具有資訊不對稱效果。因此投資人如果欲從事跨國投資時,應該將國際間所發生的好消息及壞消息都納入影響因素中,以做出最佳的投資決策。

## 參考文獻

1. 劉美纓、王姓與蔡美華(2001),「台股指數現貨與期貨日內報酬波動不對稱關聯性之研究」, 貨幣市場, 第4期, 17-40頁。
2. Arshanapalli, B. and J. Doukas(1993), "The Linkages of S&P500 Stock Index Futures Prices During October 1987", *Journal of Economics and Business*, 49, pp.253-266.
3. Bae, K. H. and G. A. Karolyi(1994), "Good News, Bad News and International Spillovers of Stock Return Volatility between Japan and the U.S.", *Pacific-Basin Finance Journal*, 2(4), pp.405-438.
4. Bollerslev, T.(1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity", *Journal of Econometrics*, 31, pp.301-327.
5. Butterworth, D.(2000), "The Impact of Futures Trading on Underlying Stock Index Volatility : The Case of the FTSE Mid 250 Contract", *Applied Economic Letters*, 17, pp.439-442.
6. Chinn, M. D. and J. A. Frankel(1995), "Who Drives Real Interest Rates around the Pacific Rim: the USA or Japan?", *Journal of International Money and Finance*, 14, pp.801-821.
7. Darrat, A. F. and O. M. Benkato(2003), "Interdependence and Volatility Spillovers under market liberalization: The case of Istanbul Stock Exchange", *Journal of Business Finance & Accounting*, 30, pp.1089-1114.
8. Eun, C. and S. Shim(1989), "International Transmission of Stock Market Movements", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24, pp.241-256.
9. Felmingham, B. S. and P. Mansfield(1997), "Rationality and the Risk Premium on the Australian Dollar", *International Economic Journal*, 11(3), pp.47-59.
10. Hamao, Y. R., R. W. Masulis and V. K. Ng(1990), "Correlation in Price Changes and Volatility across International Stock Markets", *The Review of Financial Studies*, 3(2), pp.281-307.
11. Hiraki, T., E. D. Maberly and Y. S. Park(1994), "Day-of-the-week Mean Spillover Effects between New York and Tokyo: January 1976 to August 1992: A Note", *Pacific-Basin Finance Journal*, 2(1), pp.61-71
12. Johansen, S. and K. Juselius(1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), pp.169-210.
13. Liu, Y. A. and M. S. Pan(1997), "Mean and Volatility Spillover Effects in the U. S. and Pacific-Basin Stock Markets", *Multinational Finance Journal*, 1(1), pp.47-62.
14. Ljung, G. and G. Box(1978), "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models", *Biometrika*, 65, pp.297-303.
15. Mandelbrot, B.(1963), "The Variation of Certain Speculative Prices", *Journal of*



- Business*, 36, pp.394-419.
16. Ngama, Y. L.(1994), “Testing for the Presence of Time-Varying Risk Premium Using a Mean-Conditional-Variance Optimization Model”, *Oxford Bulletin of Economics & Statistics*, 56(2), pp.189-208.
  17. Pan, M. S. and L. P. Hsueh(1998), “Transmission of Stock Returns and Volatility between the U.S. and Japan: Evidence from the Stock Index Futures Markets”, *Asia-Pacific Financial Market*, 5(3), pp.211-225.
  18. Park, J.(2001), “Information Flows between Non-deliverable Forward (NDF) and Spot Markets: Evidence from Korean Currency”, *Pacific-Basin Finance Journal*, 9(4), pp.363-377.
  19. Puttonen, V.(1995), “International Transmission of Volatility between Stock and Stock Index Futures Markets”, *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 5(2-3), pp.97-115.
  20. Tsay, R.(1989), “Threshold Auto-Regressive Processes”, *Journal of the American Statistical Association*, 84, pp.231-240.
  21. Tse, Y.(1999), “Price Discovery and Volatility Spillovers in the DJIA Index and Futures Markets”, *The Journal of Futures Markets*, 19(8), pp.911-930.