

逢甲大學學生報告 ePaper

東亞地區股票市場之聯動性分析

Analysis on the linkage of stock markets in east Asia

作者：呂昱蓁，劉俊賢，莊媛婷，閔安

系級：統計四甲

學號：D0481975，D0432979，D0482092，D0462421

開課老師：陳婉淑

課程名稱：統計專題

開課系所：統計學系

開課學年：107 學年度 第一學期

摘要

本研究擬探討，在全球市場聯動性愈來愈增長的背景下，任何一個較為重要地區之股票市場受到波動或者突發性事件，都有可能波及或牽涉到其他國家與地區的股票金融市場。在本篇報告中，於探究東亞四個主要股市市場，分別為韓國的“KOSPI 指數”，日本的“日經指數”，台灣的“台灣加權指數以及”香港的“恆生指數”此四個指數皆為該國股票市場中的重要指標，除了對東亞此四個地區的股票市場個別作探討更著重於股票市場之聯動性進行分析。報告中我們擷取 2010 年 12 月 1 日至 2018 年 12 月 1 日之股市數據，而我們採用的數據為日報酬，其特徵為擁有群集波動性及厚尾高峽峰，而本篇著重於了解東亞地區股市之聯動性，因此只要其中一個股市未開市，我們便將該筆(日)資料刪除，得出有效資料為 1716 筆，並提供基礎統計量及報酬率的時間序列圖，由資料顯示峰態係數皆大於常態分布(3)，意即屬於高峽峰的型態，並且為左偏分配。並且透過一些檢驗，發現此四個市場皆具有 ARCH 效果，並且不具常態分布以及呈現不對稱性，透過嘗試後發現 EGARCH 具偏 Student-t 誤差之模型對於此四個市場是最合適的模型。最後採用多元變異數異質性(DCC-GARCH)模型對此四個地區作聯動性分析，結果顯示此四個股市間具有波動性的聯繫，由相關係數圖可看出市場間相關性的起伏，藉由它的起伏我們查出了導致其相關性較低的緣由，從條件共變異數圖可得知兩兩市場中在哪些期間下變數的變化趨向為一致。最後觀察出各股票市場之間，存在有較高的市場聯動性。此外，我們通過政治、經濟、貿易等方面因素，對各股票市場中出現的較大同段波動之部分進行了分析與解釋。

關鍵字：聯動性，東亞股票市場，多元變異數異質性模型，廣義自迴歸條件異變異數模型，指數廣義自迴歸條件異變異數模型

Abstract

The purpose of the study is to explore that under the background of increasing interconnectedness of global markets, any stock market in an important region would be affected by markets from other countries and regions due to fluctuations or unexpected events.

In this report, we are order to explore four major indexes from different countries' stock markets in east Asia. They are South Korea's "KOSPI" index", Japan's "Nikkei" index, Taiwan's "Taiwan Weighted" index and Hong Kong's "Hang Seng" index. Every of the four index is an important indicator in the country's stock market, in addition to exploring the stock market in the four areas individually ,we plan to focus more energy on Analysis on the linkage of stock markets in these area.

In the report,we collected the data consisted of daily closing values from December 1, 2010 to December 1, 2018, and then we got the daily stock-return series by taking the logarithmic difference of the daily stock-index times 100.That is characterized by volatility clustering and thick tail high peak.This paper focuses on the correlation of understanding the stock market in east Asia, so as long as one of the stock market is not open, then we will delete that day's data, it is concluded that effective data for 1716, and provided the basic statistics and return on time sequence diagram.The data showed kurtosis coefficient is greater than the normal distribution , which belongs to high peak type, and distribution for left.Through some tests, it was found that all the four markets had ARCH effects , and there was no normal distribution or asymmetry. After trial, it was found that the EGARCH model with biased Student-t error was the most suitable model for the four markets.Finally we use multivariate variance heterogeneity (DCC - GARCH) model for four areas to complete a correlation analysis, the result showed that the four has the volatility of the relationship between stock market.According the correlation coefficient graph we can see the correlated volatility among markets.From the conditional covariance graph, it can be known that the variation trend of the variables in two markets is the same during which period.

Finally, we observed that there is a high market linkage among stock markets.In addition, through the political, economic, trade and other aspects of factors, the stock market appeared in the larger part of the same period of fluctuations are analyzed and explained.

Key words: East Asian stock market, exponential generalized autoregressive conditional heterovariate model, generalized autoregressive conditional heterovariate model, linkage, multivariate variability heterogeneity model

目 錄

第一章、緒論.....	3
第一節、研究背景及動機.....	3
第二節、研究方法.....	4
(一) 研究流程.....	4
(二) Jarque-Bera 常態檢驗.....	4
(三) ARCH 檢驗.....	5
(四) Ljung-Box 檢驗.....	6
(五) 廣義自迴歸條件異變異數模型概述.....	7
(六) 多元變異異數異質性模型概述.....	10
第二章、資料分析.....	12
第一節、原始資料分析.....	12
第二節、研究設計與實施.....	15
(一) Jarque Bera 常態檢驗及 ARCH 檢驗.....	15
(二) 配適 GARCH 模型.....	16
(三) 配適 DCC-GARCH 模型.....	22
第三章、結論.....	25
第四章、參考文獻.....	26

第一章、緒論

第一節、研究背景及動機

20世紀80年代以來，科技的進步幫助人們逐漸拉近了世界各地的地緣距離，打破了因時區差距而層層束縛之桎梏。全球網絡的互聯，海陸空交通工具的全球覆蓋，我們生活的這個世界逐步進入了一體化的全球經濟發展模式。“蝴蝶效應”一詞的解釋說道：一隻太平洋西海岸的蝴蝶，偶爾扇動幾下翅膀，可以在兩周以後引起美國加州的一場颶風。伴隨著全球貿易金融往來的日益增多，國際資金頻繁流動，“牽一髮而動全身”似乎已經不再只是一句遠離生活實際體驗的聖賢警句，而由西海岸蝴蝶引起的颶風，正一次次以金融的形式颯向全球。例如，在2008年，美國爆發了嚴重的次貸危機。這場金融風暴始於美國，但在接下來的波動中最終危及全球。這次金融市場的重創也同樣體現在了股票市場之中，世界各國股票市場進入持續下跌的階段。這造成了全球諸多國家的經濟發生了嚴重下滑，並持續多年造成影響，使全球經濟陷入蕭條之中。

這一牽一髮而動全身的現象，在金融市場中擁有一個專有名詞叫作“聯動性”。“聯動”最早在經濟學中出現，其最早是出現在商業週期理論中。在1977年，盧卡斯首次提出了聯動的概念，認為經濟波動並不符合之前公式試圖識別或者再現的規律，而各國的股票市場之間，存在著某些相同的變化和趨勢。股票市場的聯動性主要表現為，當一個國家股票市場受到某種因素衝擊並發生波動時，其可能在短期內傳導至其他國家，致使非本國股市產生異常波動。

伴隨著全球金融往來的日益增多，國際資金頻繁流動，因此我們猜想，在股票市場聯動性愈加增強的背景下，任何一個主要股票市場的波動或者突發性事件，都要可能波及或傳染到其他國家與地區的股票金融市場，引起他國市場的強烈反應與波動。

如今來看，東亞金融市場已經逐漸成長為國際證券投資的主要地區之一。而其中的中國，日本，韓國及台灣地區的GDP總額已經可以占到全球GDP總額的五分之一。因此，針對東亞四個國家與地區股票市場進行聯動性分析，具有較高的意義與價值。我們選取了起訖時間從2010年12月1號到2018年12月1號的時長為八年之指數資料作為我們的研究基礎，希望通過對各國間的股市波動之對比，得出自己的預測與分析，借此來儘量規避在未來可能進行的股市操作中，可能碰到的由各國股票市場聯動性效應而帶來的不確定性與風險。

第二節、研究與方法

(一)、研究流程

- 1、使用 R 軟體中的“quantmod”套件對雅虎財經中的指數資料進行提取，考慮到聯動性分析需要基於較長的時間跨度之基礎，我們選擇了起訖時間從 2010 年 12 月 1 號到 2018 年 12 月 1 號的時長為八年之指數資料作為我們的研究基礎。
- 2、使用“TSA”套件得到了數據的基礎統計量並繪製表格並繪製日報酬圖。
- 3、使用“tseries”套件進行 Jarque-Bera 檢定，檢查樣本數據是否具有符合常態分佈的偏度和峰度。
- 4、使用“FINTS”套件對各股票市場的股票進行進一步的 ARCH 檢定。以此得知該迴歸式具有較高的解釋能力。
- 5、使用“rugarch”套件對樣本進行配模。首先，我們嘗試對樣本配適 SGARCH 及 IGARCH 模型，但由於樣本呈現出明顯不對稱性，因此並不適合。接著我們嘗試配適 GJRGARCH 模型以及 EGARCH 模型，在比較後我們得出目前的最適模型皆為 EGARCH 模型，並皆為偏態 T 分配。
- 6、使用“rmgarch”及“parallel”套件對四個股票市場配適 DCC-GARCH 模型，來檢視四個股票地區是否具有聯動性。

(二)、Jarque-Bera 常態檢驗

在統計學中，Jarque-Bera 檢驗是對樣本數據是否具有符合常態分布的偏度和峰度的擬合優度的檢驗。該檢驗以 Carlos Jarque and Anil K. Bera 來命名。

JB 統計量定義為：

$$JB = \frac{s^2}{6/n} + \frac{(k-3)^2}{24/n}, \quad (1)$$

此處 n 是觀測數（或自由度）， S 是樣本偏度， K 是樣本峰度

$$S = \frac{\hat{u}_3}{\hat{\sigma}^3} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^3}{\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2\right)^{3/2}}, \quad (2)$$

$$K = \frac{\hat{u}_4}{\hat{\sigma}^4} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^4}{\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2\right)^{4/2}}, \quad (3)$$

此處 \hat{u}_3 和 \hat{u}_4 分別是三階中心矩和四階中心矩的估計值， \bar{x} 是樣本平均， $\hat{\sigma}^2$ 是二階中心矩（即變異數）的估計值。

如果樣本數據來自具有常態分布的總體，JB 統計量近似服從自由度為 2 的卡方分布，因此該統計量可以用於檢驗數據是否服從常態分布。原假設 H_0 是偏度為 0，峰度為 3（因為常態分布的偏度為 0，峰度為 3）。JB 統計量的定義表明，任何對此（偏度為 0，峰度為 3）的偏離都會使得 JB 統計量增加，因此 JB 統計量越大，表示資料越不像常態分布。

注:Jarque-Bera 檢驗不能用於小樣本檢驗

(三)、ARCH 檢驗

對於金融時間序列，波動率往往具有以下特徵：

- (1) 存在波動率聚集現象(Volatility Clustering)。
- (2) 波動率以連續時間變化，很少發生跳躍
- (3) 波動率不會發散到無窮，波動率往往是平穩的
- (4) 資產報酬的分配具有厚尾現象(Heavy Tail)，也就是極端值較多

在傳統計量經濟學模型中，干擾項的變異數被假設為常數。但是許多經濟時間序列呈現出波動的集聚性，在這種情況下假設變異數為常數是不恰當的。而 ARCH 模型能準確地模擬時間序列變數的波動性的變化，它在金融工程學的實證研究中應用廣泛，使人們能更加準確地把握風險（波動性），尤其是應用在風險價值理論中。ARCH (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) 模型是自迴歸條件異變異數模型，由美國加州大學聖迭哥分校 Engle (1982) 教授在《計量經濟學》雜誌 (Econometrica) 的一篇論文中首次提出。ARCH 模型將當前一切可利用資訊作為條件，並採用某種自迴歸形式來刻劃變異數的變異，對於一個時間序列而言，在不同時刻可利用的資訊不同，而相應的條件變異數也不同，利用 ARCH 模型，可以刻劃出隨時間而變異的條件變異數。而 ARCH 模型通常用於建模金融時間序列，該時間序列表現出時變波動率和波動群集性，即波動期間穿插著相對平靜的時期。ARCH 類型的模型有時被認為屬於隨機波動率模型族，儘管這是嚴格不正確的，因為在時間 t ，波動率在給定先前值的情況下是預先確定的。

模型內涵:

以 r_t 表示報酬或者報酬殘差，假設 $a_t = \sigma_t z_t$ ，此處 z_t 為獨立同分布的標準常態，此處序列 σ_t^2 建模為

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q r_{t-q}^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i r_{t-i}^2, \quad (4)$$

此處 $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i \geq 0$, $i > 0$ ，即各期報酬以非負數線性組合，常數項為正數。

我們可以使用最小平方方法估計 ARCH (q) 模型。Engle (1982) 提出了一種使用拉格朗日乘數檢驗來測試 ARCH 誤差滯後長度的方法。這個程序如下：

1. 估計最佳擬合自迴歸模型(Autoregressive model 簡稱 AR)

$$AR(q) y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \dots + a_q y_{t-q} + \varepsilon_t = a_0 + \sum_{i=1}^q a_i y_{t-i} + \varepsilon_t$$

2. 獲取誤差平方 ε_t^2 並在常數和 q 滯後值上迴歸它們：

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \hat{\alpha}_0 + \sum_{i=1}^q \hat{\alpha}_i \hat{\varepsilon}_{t-i}^2, \text{ 其中 } q \text{ 是 ARCH 滯後的長度。}$$

3. ARCH 檢驗可以定義為：

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_p = 0$$

$$H_a: \alpha_j \text{ 不全為 } 0, j=1,2,3\dots$$

在沒有 ARCH 誤差的虛無假設下的 T 個殘差樣本中，檢驗統計量 $T'R^2$ 呈現 χ_q^2 的分佈，其中 T' 是模型中滿足殘差與滯後的方程的數量(即 $T' = T - q$)。如果 $T'R^2$ 大於卡方值，我們拒絕虛無假設並得出結論 ARMA 模型中存在 ARCH 效果。如果 $T'R^2$ 小於卡方值，我們不會拒絕虛無假設。

(四)、Ljung-Box 檢驗

樣本自相關函數 (ACF) 和部分自相關函數 (PACF) 是評估單個滯後時自相關存在的有用定性工具而 Ljung-Box 檢驗 (以 Greta M. Ljung 和 George E. P. Box 命名) 是一種更加定量的方法，可以聯合測試多個滯後的自相關也廣泛應用於計量經濟學和時間序列分析的其他應用。它不是在每個不同的滯後時測試隨機性，而是根據一些滯後來測試“整體”隨機性。該測試有時被稱為 Ljung-Box Q 檢驗，它與 Box-Pierce 檢驗密切相關。事實上，Ljung-Box 檢驗的統計數據，在使用 Box-Pierce 統計量的論文中被明確描述，並且該統計數據以其名稱命名。Box-Pierce 檢驗統計量是 Ljung-Box 統計量的簡化版本，後續模擬研究表明其性能較差。

Ljung-Box 檢驗可以定義為：

H_0 ：數據是獨立分佈的（即採樣的總體中的相關性為 0，因此數據中任何觀察到的相關性都來自採樣過程的隨機性）

H_a ：數據不是獨立分佈的，它們表現出序列相關性

檢定統計量：

$$Q = n(n+2) \sum_{k=1}^h \frac{\hat{\rho}_k^2}{n-k}, \quad (5)$$

其中 n 是樣本大小， $\hat{\rho}_k$ 是滯後 k 處的樣本自相關， h 是被測試的滯後數

H_0 的統計量 Q 遵循 $\chi^2_{(h)}$ 。對於顯著水準 α ，拒絕隨機假設的拒絕域是：

$$Q > \chi^2_{1-\alpha, h} \quad (6)$$

Ljung-Box 檢驗不常用於整合移動平均自迴歸模型 ARIMA 模型 (Autoregressive Integrated Moving Average model) 建模。它適用於擬合的 ARIMA 模型的殘差，而不是原始序列，並且在這些應用中，實際測試的假設是來自 ARIMA 模型的殘差沒有自相關。當測試估計的 ARIMA 模型的殘差時，需要調整自由度以反映參數估計。例如，對於 ARIMA (p, 0, q) 模型，應將自由度設置為 $h - p - q$ 。

(五)、廣義自迴歸條件異變異數模型概述

GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) 模型是廣義自迴歸條件異變異數模型，其由 Bollerslev (1986) 提出。GARCH 模型是一個專門針對金融數據所量身訂做的迴歸模型，除去和普通迴歸模型相同的之處，GARCH 對誤差的變異數進行了進一步的建模。特別適用於波動性的分析和預測，這樣的分析對投資者的決策能起到非常重要的指導性作用，其意義很多時候超過了對數值本身的分析和預測。

GARCH(1,1)模型可以表示為：

$$\begin{aligned} r_t &= \phi_0 + \phi_1 r_{t-1} + a_t, \\ a_t &= z_t \sqrt{h_t}, \\ h_t &= \alpha_0 + \alpha_1 h_{t-1} + \beta_1 a_{t-1}^2. \end{aligned} \quad (8)$$

為了確保 GARCH(1,1)模型是有限並且為正，我們透過限制參數：

$$\begin{aligned} S_1: & |\phi_1| < 1, \\ S_2: & \alpha_0 > 0, \beta_1 \geq 0, \alpha_1 + \beta_1 < 1, \end{aligned} \quad (9)$$

其中 h_t 為條件變異數， z_t 為獨立同分布的隨機變數， h_t 與 z_t 互相獨立， z_t 為標準常態分佈。 $r_t = \phi_0 + \phi_1 r_{t-1} + a_t$ 稱為條件均值方程， $h_t = \alpha_0 + \alpha_1 h_{t-1} + \beta_1 a_{t-1}^2$ 稱為條件變異數方程，說明時間序列條件變異數的變化特徵。為了適應報酬率序列經驗分佈的尖峰厚尾特徵，也可假設服從其他分佈，如 Bollerslev (1987) 假設報酬率服從廣義 t-分佈，Nelson (1991) 提出的 EGARCH 模型採用了 GED 分佈等。另外，許多實證研究表明報酬率分佈不但存在尖峰厚尾特性，而且報酬率殘差對報酬率

的影響還存在非對稱性。當市場受到負衝擊時，股價下跌，報酬率的條件變異數擴大，導致股價和報酬率的波動性更大；反之，股價上升時，波動性減小。股價下跌導致公司的股票價值下降，如果假設公司債務不變，則公司的財務槓桿上升，持有股票的風險提高。因此負衝擊對條件變異數的這種影響又被稱作槓桿效應。由於 GARCH 模型中，正的和負的衝擊對條件變異數的影響是對稱的，因此 GARCH 模型不能刻畫報酬率條件變異數波動的非對稱性。為了衡量報酬率波動的非對稱性，Glosten, Jagannathan 與 Runkel (1989) 提出了 GJR 模型，在條件變異數方程中加入負衝擊的槓桿效應，但仍採用常態分佈假設。Nelson (1991) 提出 EGARCH 模型。由於 GARCH (p,q) 模型是 ARCH 模型的擴展，因此 GARCH(p,q) 同樣具有 ARCH(q) 模型的特點。但 GARCH 模型的條件變異數不僅是滯後殘差平方的線性函數，而且是滯後條件變異數的線性函數。

GARCH 模型適合在計算量不大時，方便地描述了高階的 ARCH 過程，因而具有更大的適用性。但 GARCH(p,q) 模型在應用於資產定價方面存在以下的不足：

1. GARCH 模型不能解釋股票報酬和報酬變化波動之間出現的負相關現象。GARCH(p,q) 模型假定條件變異數是滯後殘差平方的函數，因此，殘差的符號不影響波動，即條件變異數對正的價格變化和負的價格變化的反應是對稱的。然而在經驗研究中發現，當利空消息出現時，即預期股票報酬會下降時，波動趨向於增大；當利好消息出現時，即預期股票報酬會上升時，波動趨向於減小。GARCH(p,q) 模型不能解釋這種非對稱現象。
2. GARCH(p,q) 模型為了保證非負，假定(2)式中所有係數均大於零。這些約束隱含著的任何滯後項增大都會增加因而排除了的隨機波動行為，這使得在估計 GARCH 模型時可能出現震蕩現象。

• 單變數 GARCH

早期的 ARCH 方程存在一個問題，就是為了保證條件變異數總為正值， α_1 必須是非負的。但是，當需要用很多期滯後值從而使我們能夠比較準確地建立這一過數程的模型時，非負的限制條件可能得不到滿足。

Bollerslev (1986) 通過在模型中引入條件變異數的滯後值對 ARCH 模型進行了推廣，目的是為了避免 ARCH(p) 中存在的滯後期數太長的問題。因此，廣義的 ARCH 或 GARCH(1,1) 定義為：條件變異數是條件均值方程的殘差平方項的 1 期滯後值和條件方差的 1 期滯後值的線性組合。其形式如下：

$$h_t^2 = \beta_1 a_{t-1}^2 + \alpha_1 h_{t-1}^2, \quad (10)$$

這裡限制 α_1 及 β_1 是非負的，這是為了避免出現條件變異數為負的可能。

• IGARCH

集成廣義自迴歸條件異變異數性 (IGARCH) 是第(11)式的 GARCH(1,1)模型的受限版本，其中持久參數(persistent parameters)總和為 1，並在 GARCH 過程中導入單位根。對此的條件式

$$\alpha_1 + \beta_1 = 1. \quad (11)$$

• GJR-GARCH

Glosten, Jagannathan 和 Runkle (1993)的 Glosten-Jagannathan-Runkle GARCH (GJR-GARCH) 模型也模擬了 ARCH 過程中的不對稱性。

其形式如下:

$$\begin{aligned} r_t &= \phi_0 + \phi_1 r_{t-1} + a_t, \\ a_t &= z_t \sqrt{h_t}, \\ h_t &= \alpha_0 + (\alpha_1 + \gamma_1 I_{t-1}) a_{t-1}^2 + \beta_1, \end{aligned} \quad (12)$$

其中 $I_{t-1} = 0$ 如果 $\epsilon_{t-1} \geq 0$ ，和 $I_{t-1} = 1$ 如果 $\epsilon_{t-1} < 0$ 。

我們給出了 GJR-GARCH (1,1) 模型的一些約束，以確保存在性和共變異平穩性。

$$S_3: \alpha_0 > 0, \alpha_1, \beta_1 \geq 0, \alpha_1 + \gamma_1 \geq 0, \alpha_1 + \beta_1 + 0.5\gamma_1 < 1. \quad (13)$$

• EGARCH

在 GARCH(1,1)模型中，條件變異數取決於殘差值的大小而不取決於殘差的符號。但有證據表明，例如 Black(1976)指出，資產波動性和資產報酬率是負相關的。即當證券價格上漲時，報酬率為正，波動性下降；當資產價格下降時，報酬率為負，波動性上升。實際上，一些經驗表明，波動性較高的那段時期經常與證券市場的下落緊密相關，而波動性較低的那段時期經常與證券市場的上漲緊密相關。為了描述這種情形，Nelson(1991)提出了指數廣義自迴歸條件異變異數模型。其形式如下：

$$\begin{aligned} r_t &= \phi_0 + \phi_1 r_{t-1} + a_t, \\ a_t &= z_t \sqrt{h_t}, \\ \ln h_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \left(\frac{|a_{t-1}| + \gamma_1 a_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right) + \beta_1 \ln h_{t-1}, \end{aligned} \quad (14)$$

其中 z_t 為標準常態分佈，該方程中的 a_t 兩種形式： a_t 的原始觀測值和絕對值形式

$|a_t|$ 。這裡絕對值只表示 a_t 的大小，也就是不考慮 a_t 的符號。因此，E-GARCH建立了條件變異數是 ε 的不對稱函數的模型，它允許正和負的滯後值對波動性存在不同的影響。對數形式允許負的殘差，但條件變異數本身不能是負的。

(六)、多元變異數異質性模型概述

Bollerslev (1990) 提出的 CCC-GARCH 模型，該模型假定條件相關係數不隨時間而變化，利用分解條件共變異數的方法，得到條件變異數和條件相關係數，這樣大大縮減了待估參數的數量，且具有較為明確的經濟含意。但是 CCC-GARCH 模型的假設條件與現實不符，金融市場時間序列分析的條件相關係數往往是因時間變化而變化的，因此 Engle 和 Sheppard (2001) 在原來的 CCC-GARCH 模型基礎上，提出 DCC-GARCH (Dynamic Conditional Correlation) 模型，即認為金融市場內部時間序列的條件相關係數是動態的，具有時變性，當期波動率與前期波動率有關，波動隨時間的變化而變化。鑒於 DCC-GARCH 模型具有其他多元 GARCH 模型所具有的優點，並且待估參數比較少，經濟意義明確，因此本文也採用該模型對東亞地區股票市場的聯動性進行分析。

DCC-GARCH 模型的基本形式為：

$$\begin{aligned} r_t &= \mu + a_t, \\ a_t | F_{t-1} &\sim s_t(0, H_t, v), \\ H_t &= D_t R_t D_t, \end{aligned} \quad (15)$$

其中 $r_t = (r_{1t} \dots r_{kt})^T, t = 1, \dots, n, a_t = (a_{1t} \dots a_{kt})^T$ 為共變異數 H_t 低於均值的 k 維度； μ 為金融時間序列的條件均值； a_t 為殘差項，且服從均值為 0， F_t 為在時間 t 建立的資料，共變異數 H_t 的標準常態分布；根據多元統計學的知識， H_t 可以分解為 $D_t R_t D_t$ ，其中 R_t 為相關係數矩陣， D_t 是以條件標準差為元素的對角矩陣與單變量 GARCH(1,1) 模型在第 i 個對角線上的 $\sqrt{h_{it}}$ 。

$$D_t = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{1t}} & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{2t}} & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & \sqrt{h_{kt}} \end{bmatrix}$$

下式為 D_t 遵循單變量 GARCH(1,1) 模型：

$$h_{it} = \alpha_{i0} + \alpha_{i1} a_{it-1}^2 + \beta_{i1} h_{it-1}, \quad (16)$$

其中 α 和 β 為待估參數，被稱為動態相關係數且 $\alpha_{i0} > 0, \alpha_{i1} \geq 0, \beta_{i1} \geq 0, \alpha_{i1} + \beta_{i1} < 1$ 有標準的限制，以確保正平穩的波動方程。

而動態相關結構我們可以寫成：

$$\begin{aligned}
 Q_t &= (1 - \theta_1 - \theta_2)\bar{Q} + \theta_1 Q_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-m} \varepsilon_{t-1}^T, & (17) \\
 R_t &= Q_t^*{}^{-1} Q_t Q_t^*{}^{-1}, \\
 Q_t^* &= \begin{bmatrix} \sqrt{q_{11}} & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sqrt{q_{22}} & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & \sqrt{q_{kk}} \end{bmatrix}
 \end{aligned}$$

其中 Q_t^* 為 Q_t 對角元素的單位根組成； \bar{Q} 為標準化殘差的無條件變異數矩陣； θ_i 為非負實數滿足 $0 \leq \theta_1 + \theta_2 < 1$ ； ε_t 是殘差項 a_t 標準化之後得到的， $\varepsilon_t = D_t^{-1} a_t$ ； $\varepsilon_{t-m} \varepsilon_{t-1}^T$ 為 $k > 1$ 時是單數的，並且通常不是相關矩陣。



第二章、資料分析

第一節、原始資料分析

我們選取了四個東亞地區最具代表性的股票市場，其中包含有來自台灣的“台灣加權指數”，香港的“恆生指數”，日本的“日經指數”，以及韓國的“KOSPI”指數，資料是從 YAHOO 財經中的指數資料進行提取，考慮到聯動性分析需要基於較長的時間跨度之基礎，我們選擇了起訖時間從 2010 年 12 月 1 號到 2018 年 12 月 1 號的時長為八年之指數資料作為我們的研究基礎。

為了給每個市場的自然報酬率提供一個基礎的了解，下表中提供了基礎統計量。

統計量	韓國	日本	台灣	香港
Min	-6.4203	-11.1534	-6.5206	-6.0183
Q ₁	-0.4048	-0.6205	-0.4313	-0.5812
Median	0.0308	0.0680	0.0597	0.0427
Q ₃	0.5058	0.7594	0.5224	0.6309
Max	4.9000	7.4262	4.4594	5.5187
μ	0.0190	0.0415	0.0057	0.0559
σ	0.9395	1.3466	0.9235	1.2421
S	-0.3630	-0.5879	-0.6309	-0.4117
κ	4.6704	6.5449	4.6613	3.5668
N	1716	1716	1716	1716

表 1 四個股票市場日報酬的基礎統計量(2010/12/01~2018/12/01)

上表包含有：最小值 (Min)、中位數 (Median)、最大值 (Max)、平均值 (μ)、標準差 (σ)、偏度 (S)、峰度 (κ) 以及樣本資料個數 (N)

由於要分析各個股票市場間的聯動性，因此在這邊我們只選取了有共同開市的日子作為分析，因此四個股票市場的樣本個數相同，並且由上表可以看出香港“恆生指數”擁有最高的報酬平均和處於平均水平的標準差值，是選取時間範圍內表現最好的股票指數。韓國“KOSPI 指數”與台灣“台灣加權指數”的表現較為相似，都處於相對較低的報酬水平，而日經指數同時擁有著表中最低和最高的報酬水平，這表明在該時間段中日經指數波動幅度最大，從上表我們能得知股票市場的另一特徵是高峰度值，這表明金融市場甚至政治因素引起的特殊跡象可能會對股票市場帶來巨大衝擊，而股市報酬指數也不太可能呈常態分佈。

接著，我們為各股票市場繪製了報酬率的時間序列圖，以方便檢視各國家的報酬波動。

報酬指數之計算方式：當日收盤價/前一日收盤價*100%

$$R_t = 100 \times (\log p_t - \log p_{t-1})$$

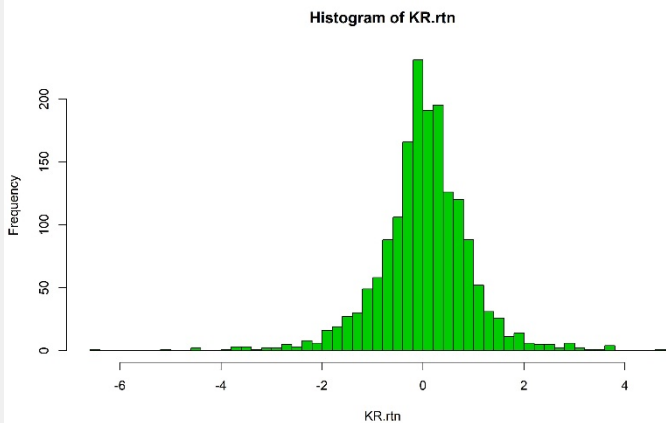
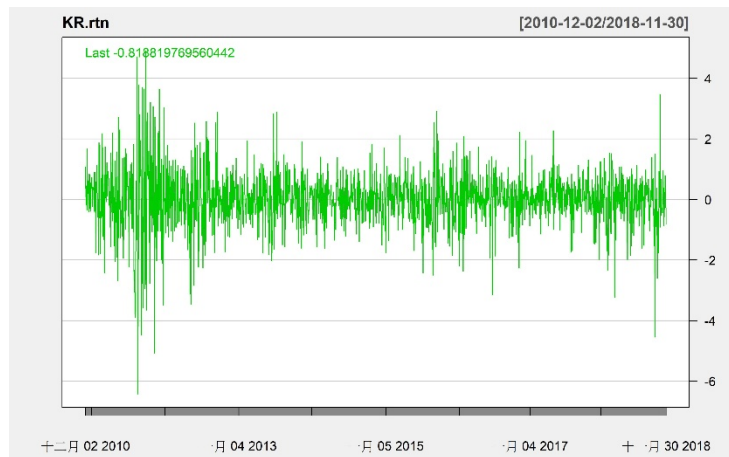


圖 1 報酬圖(韓國)

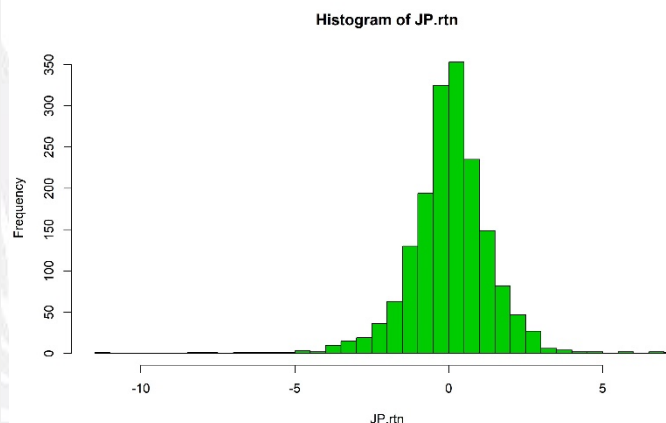
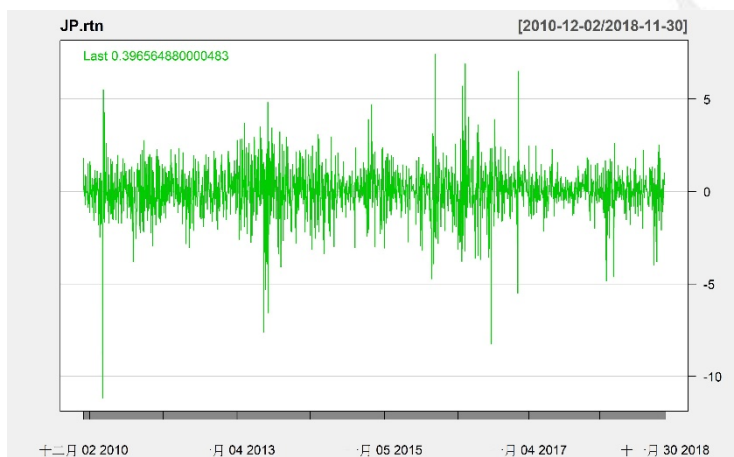


圖 2 報酬圖(日本)

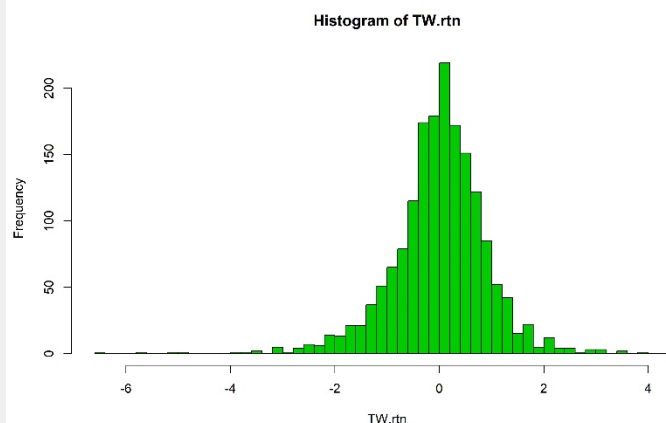
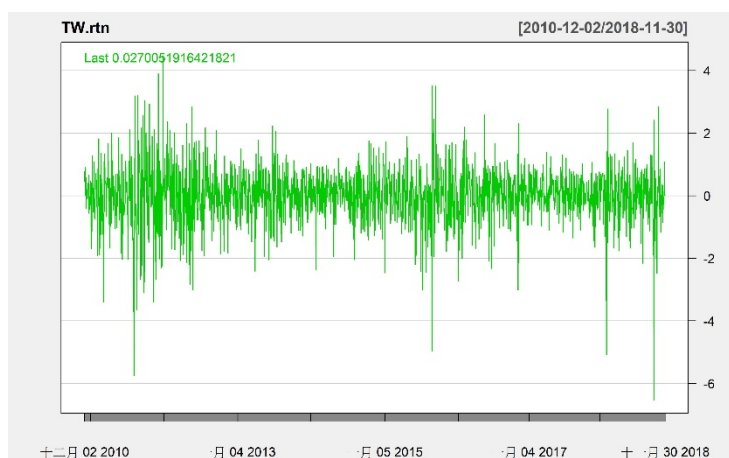


圖 3 報酬圖(台灣)

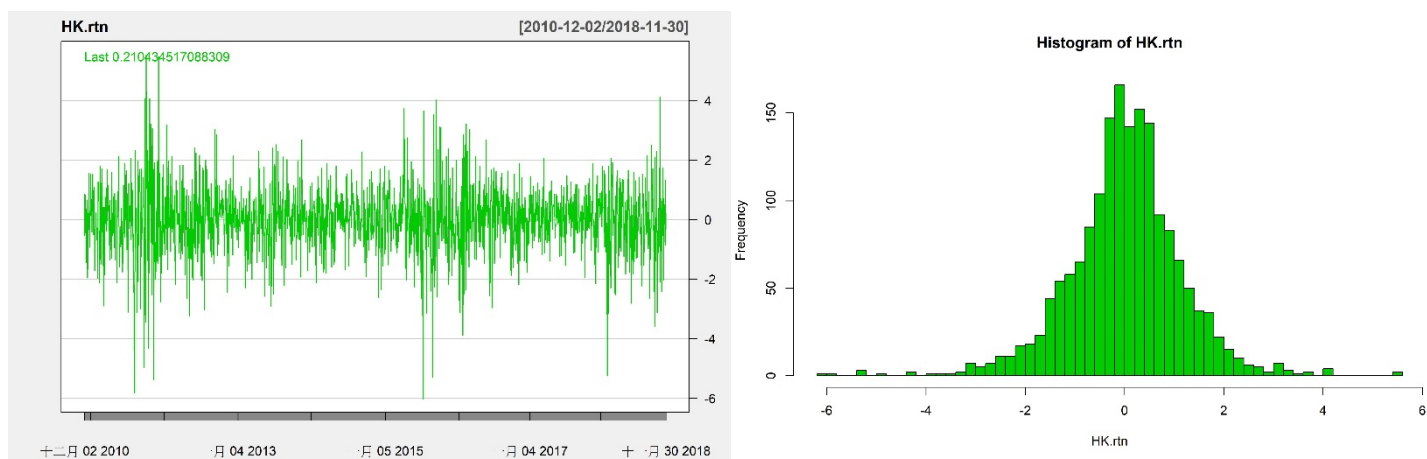


圖 4 報酬圖(香港)

因受到歐洲主權債務危機的影響，韓國、日本、台灣和香港在 2011 期間的股市波動起伏較大，呈現出不平穩的狀態，而日本又因 2011 年 3 月 11 日遭受到嚴重的地震，日經指數暴跌，創下近年最大收盤跌點，之後幾年日本因安倍經濟學的影響，在 2013 到 2016 間的經濟不穩定下，導致日經指數波動起伏非常的頻繁，如圖 2，而 2015 年因中國融資融券風暴、人民幣及港元弱勢和 2016 年因中國股票市場熔斷機制實施導致香港恆生指數在這段期間波動起伏較大，呈現出不平穩的狀態，又因中美貿易戰和新興市場風暴席捲全球的關係，香港恆生指數在 2017 年底挫跌，經歷了中美貿易摩擦而緩和之後，遭挫的香港恆生指數慢慢地回升，創下了近年以來的最大收盤升幅，如圖 4，但又受到美股黑色星期三的影響，韓國、日本、台灣和香港的股票市場在 2018 年底全面下跌，進入了熊市，由圖 3 可看到台灣加權指數在 10 月時創下近年最大收盤跌點，而台灣在 2015 年的經濟呈現負成長，2016 仍籠罩著低氣壓，導致台灣加權指數在 2015 和 2016 之間波動起伏較大。

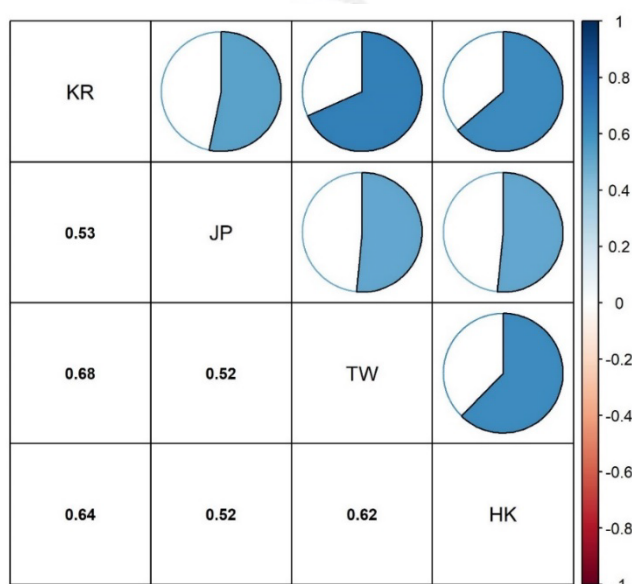


圖 5 股市日報酬相關係數圖

第二節、研究設計與實施

(一)、Jarque Bera 常態檢驗及 ARCH 檢驗(檢定水準 $\alpha=0.05$)

	檢定統計量	韓國	日本	台灣	香港
JB-Test	JB Statistic	1597.3	3161.6	1667.4	617.9
	p-value	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
ARCH-Test	ARCH Statistic	296.79	142.14	109.77	147.45
	p-value	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

表 2 Jarque Bera 及 ARCH 檢定統計量

由於 JB 檢驗是用來檢驗樣本資料是否符合常態分布，且假設命題為：四個股票市場之報酬是符合常態的。依上表的結果可以得知四個股票市場的 p-value 皆小於 0.05，藉此拒絕我們的假設，得出樣本資料不具常態分布，接著為了要對樣本配適 GARCH 模型，我們需要檢驗樣本是否存在著 ARCH 效果，因此透過 ARCH 檢驗來確認四個股票市場是否存在 ARCH 效果，我們假設命題為：不存在 ARCH 效果。經由檢驗後發現四個股票市場的 p-value 皆小於 0.05 因此我們能夠拒絕我們的假設，故四個股票市場皆具有 ARCH 效果，最後，我們透過上述檢驗後的結果著手配適 GARCH 模型。

(三)、配適 GARCH 模型(檢定水準 $\alpha=0.05$)

參數	韓國	日本	台灣	香港
GARCH Model	GARCH(1,1)	GARCH(1,1)	GARCH(1,1)	GARCH(1,1)
Distribution	Skew-student-t	Skew-student-t	Skew-student-t	Skew-student-t
AIC	2.4144	3.1688	2.4584	2.9248
μ	-	0.0621	-	-
ϕ_1	-0.0389	-0.0597	-	-
ϕ_0	0.0210	0.0715	0.0139	0.0204
α_1	0.0874	0.1361	0.0537	0.0590
β_1	0.8888	0.8291	0.9298	0.9263
α_0	0.9034	0.9142	0.8602	0.9095
ν	6.1611	5.9287	6.3254	6.9982
LB(5)	0.7385	0.4929	0.1458	0.5655
LB ² (5)	0.1108	0.0432	0.0122	0.3755

表3 配適 GARCH(1,1)模型的參數估計值

注: LB(5)及 LB²(5)是 Ljung-Box 統計量, 是檢驗殘差以及殘差平方在五階時是否具有自我相關。

對於四個股票市場我們對其配適 GARCH(1,1)模型, 在經過比較後從 Normal、Skew-Normal、Student-t 以及 Skew-student-t 四個分配中選取 AIC 最小的值, 接著觀察其參數估計值, 若 AR(1)或是平均值的 p-value 大於0.05, 將其刪除, 並觀察變化, 若使得整體模型變好, 則保留, 反之則不做更動, 在這邊 α_0 代表偏態, 上面四個股票市場皆呈現正偏態, 因此右側的尾部更長, 呈現厚尾現象, 並且 ν 落在6到7附近, 我們可以得知四個股票市場皆呈現高峽峰的狀態。最後我們考慮標準化殘差/殘差平方在五階是否具有自我相關, 而上表顯示在檢定殘差時四個股票市場皆無自我相關, 檢定殘差平方時則是韓國、香港無自我相關。

	韓國	日本	台灣	香港
Sign Bias	0.7779	0.6209	0.8480	0.1846
Negative Sign Bias	0.5768	0.0107	0.0002	0.9313
Positive Sign Bias	0.0162	0.0849	0.0068	0.2600
Joint Effect	0.0066	0.0021	0.0000	0.0223

表4 配適 GARCH(1,1)模型標準化殘差的波動不對稱檢定

Sign Bias 檢驗用來檢驗資料是否需要配適不對稱模型, 若 p-value<0.05, 則建議配適不對稱模型來解釋資料, 由上表得知四個股票市場若配適不對稱模型會得出較好的結果, 但我們還是嘗試配適 IGARCH 模型看是否會得出較好的結果。

參數	韓國	日本	台灣	香港
GARCH Model	IGARCH(1,1)	IGARCH(1,1)	IGARCH(1,1)	IGARCH(1,1)
Distribution	Skew-student-t	Skew-student-t	Skew-student-t	Skew-student-t
AIC	2.4164	3.1706	2.4606	2.9260
μ	-	0.0597	-	0.0398
ϕ_1	-	-0.0588	-	-
ϕ_0	0.0118	0.0482	0.0052	0.0092
α_1	0.0971	0.1601	0.0530	0.0643
β_1	0.9029	0.8399	0.9470	0.9357
α_0	0.9020	0.9160	0.8608	0.9091
ν	5.2505	5.1631	5.6064	6.2246
LB(5)	0.7260	0.4221	0.1559	0.5139
LB ² (5)	0.1502	0.0992	0.0035	0.4225

表5 配適 IGARCH(1,1)模型的參數估計值

這邊對其配適 IGARCH(1,1)模型，在經過比較後從 Normal、Skew-Normal、Student-t 以及 Skew-student-t 四個分配中選取 AIC 最小的值，接著觀察其參數估計值，若 AR(1)或是平均值的 p-value 大於0.05，將其刪除，並觀察變化，若使得整體模型變好，則保留，反之則不做更動，在這邊 α_0 代表偏態，上面四個股票市場皆呈現正偏態，因此右側的尾部更長，呈現厚尾現象，並且 ν 落在5到6附近，我們可以得知四個股票市場皆呈現高峽峰的狀態。最後我們考慮標準化殘差/殘差平方在5階是否具有自我相關，而上表顯示在檢定殘差及殘差平方時只有台灣在檢定殘差平方時顯示自我相關。

	韓國	日本	台灣	香港
Sign Bias	0.4959	0.7597	0.0836	0.1733
Negative Sign Bias	0.9887	0.0464	0.0002	0.7202
Positive Sign Bias	0.0049	0.0443	0.0067	0.1555
Joint Effect	0.0007	0.0033	0.0000	0.0168

表6 配適 IGARCH(1,1)模型標準化殘差的波動不對稱檢定

由上表得知四個股票市場若配適不對稱模型會得出較好的結果，因此接下來我們嘗試配適 GJRARCH 模型。

參數	韓國	日本	台灣	香港
GARCH Model	GJRGARCH(1,1)	GJRGARCH(1,1)	GJRGARCH(1,1)	GJRGARCH(1,1)
Distribution	Skew-student-t	Skew-student-t	Skew-student-t	Skew-student-t
AIC	2.3901	3.1537	2.4436	2.9118
μ	-	-	-	-
ϕ_1	-	-	-	-
ϕ_0	0.0263	0.0991	0.0232	0.0243
α_1	0.0000	0.0420	0.0013	0.0127
β_1	0.8891	0.8036	0.9106	0.9267
γ	0.1568	0.2214	0.1124	0.0828
α_0	0.9021	0.9057	0.8505	0.9093
ν	6.8574	6.3811	7.0125	7.1548
LB(5)	0.7618	0.8772	0.1186	0.4670
LB ² (5)	0.1927	0.7170	0.8949	0.4774

表7 配適 GJRGARCH(1,1)模型的參數估計值

再來我們對其配適 GJRGARCH(1,1)，在經過比較後從 Normal、Skew-Normal、Student-t 以及 Skew-student-t 四個分配中選取 AIC 最小的值，接著觀察其參數估計值，若 AR(1)或是平均值的 p-value 大於0.05，將其刪除，並觀察變化，若刪除 AR(1)或平均值使得整體模型變好則維持刪除，反之不做更動，在這邊 α_0 代表偏態，上面四個股票市場皆呈現正偏態，因此右側的尾部更長，呈現厚尾現象，並且 ν 落在6到7附近，我們可以得知四個股票市場皆呈現高峽峰的狀態。最後我們考慮標準化殘差/殘差平方在5階是否具有自我相關，在這邊我們配適了不對稱模型後發現四個股票市場無論是檢驗殘差或是殘差平方，皆無自我相關，但我們認為也許這並不是最合適的模型因此下面我們會在試著對資料配適 EGARCH 模型。

	韓國	日本	台灣	香港
Sign Bias	0.6083	0.9389	0.7242	0.0955
Negative Sign Bias	0.3330	0.7926	0.1412	0.3404
Positive Sign Bias	0.0307	0.4311	0.0423	0.7200
Joint Effect	0.0408	0.7768	0.0013	0.1622

表8 配適 GJRGARCH(1,1)模型標準化殘差的波動不對稱檢定

由上表得知四個股票市場若配適了不對稱模型後發現台灣及韓國的股票市場 p-value 小於0.05，台灣呈現非常顯著，韓國則是顯著，其餘兩個地區的股票市場 p-value 大於0.05，因此接下來我們嘗試配適 EGARCH 模型看是否能得出更好的結果。

參數	韓國	日本	台灣	香港
GARCH Model	EGARCH(1,1)	EGARCH(1,1)	EGARCH(1,1)	EGARCH(1,1)
Distribution	Skew-student-t	Skew-student-t	Skew-student-t	Skew-student-t
AIC	2.3927	3.1393	2.4310	2.9105
μ	-	-	-	-
ϕ_1	-	-	-	-
ϕ_0	-0.0081	0.0280	-0.0064	0.0039
α_1	-0.1146	-1.1554	-0.1007	-0.0764
β_1	0.9714	0.9361	0.9798	0.9772
γ_1	0.1346	0.2263	0.0745	0.1058
α_0	0.9022	0.9039	0.8457	0.9102
ν	6.6905	6.4748	7.4124	7.0939
LB(5)	0.8190	0.8260	0.1948	0.4577
LB ² (5)	0.3035	0.7326	0.3410	0.0978

表9 配適 EGARCH(1,1)模型的參數估計值

最後我們對其配適 EGARCH(1,1)，在經過比較後從 Normal、Skew-Normal、Student-t 以及 Skew-student-t 四個分配中選取 AIC 最小的值，接著觀察其參數估計值，若 AR(1)或是平均值的 p-value 大於0.05，將其刪除，並觀察變化，若刪除 AR(1)或平均值使得整體模型變好則維持刪除，反之不做更動，在這邊 α_0 代表偏態，上面四個股票市場皆呈現正偏態，因此右側的尾部更長，呈現厚尾現象，並且 ν 落在6.5到7.5附近，我們可以得知四個股票市場皆呈現高峽峰的狀態。最後我們考慮標準化殘差/殘差平方在5階是否具有自我相關，發現四個股票市場檢驗殘差或是殘差平方，與配適 GJRARCH 模型一樣皆無自我相關。

	韓國	日本	台灣	香港
Sign Bias	0.9593	0.5950	0.8302	0.1584
Negative Sign Bias	0.6248	0.4308	0.0217	0.4792
Positive Sign Bias	0.0301	0.5510	0.0539	0.9062
Joint Effect	0.0836	0.7954	0.0008	0.3611

表10 配適 EGARCH(1,1)模型標準化殘差的波動不對稱檢定

由上表得知四個股票市場一樣只有台灣的股票市場 p-value 依然小於 0.05，其餘三個地區的股票市場則大於 0.05。

最後，由於 Sign Bias 檢驗顯示資料配適不對稱模型較為良好，因此我們從 GJRARCH 以及 EGARCH 中選擇 AIC 較小的值當做最好的模型，綜上所述，我們將 EGARCH 模型作為最適模型。

東亞地區股票市場之聯動性分析

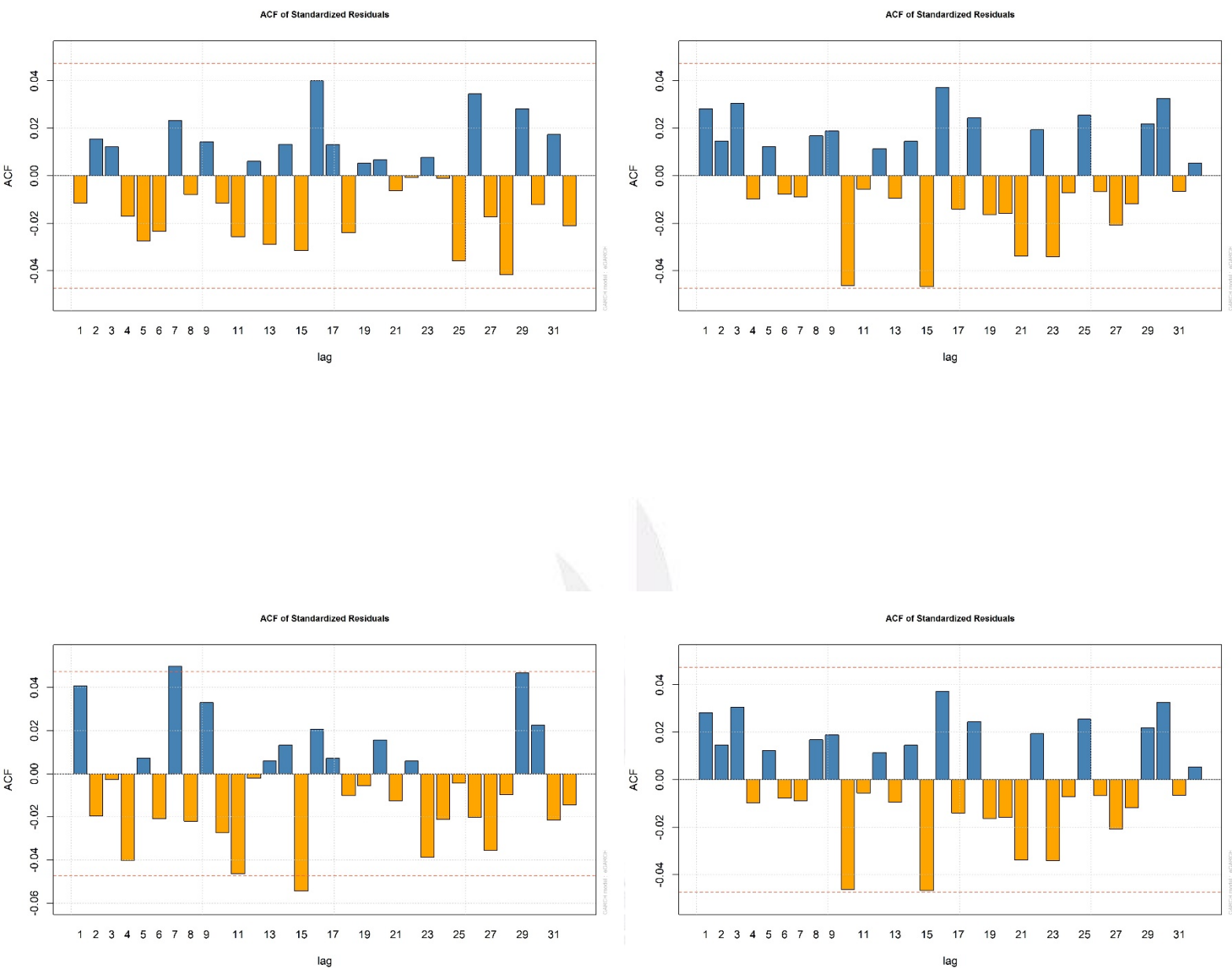


圖 6 標準化殘差自我相關函數圖

上圖為標準化殘差的自我相關函數圖，由左到右由上到下依序為韓國、日本、台灣、香港。

東亞地區股票市場之聯動性分析

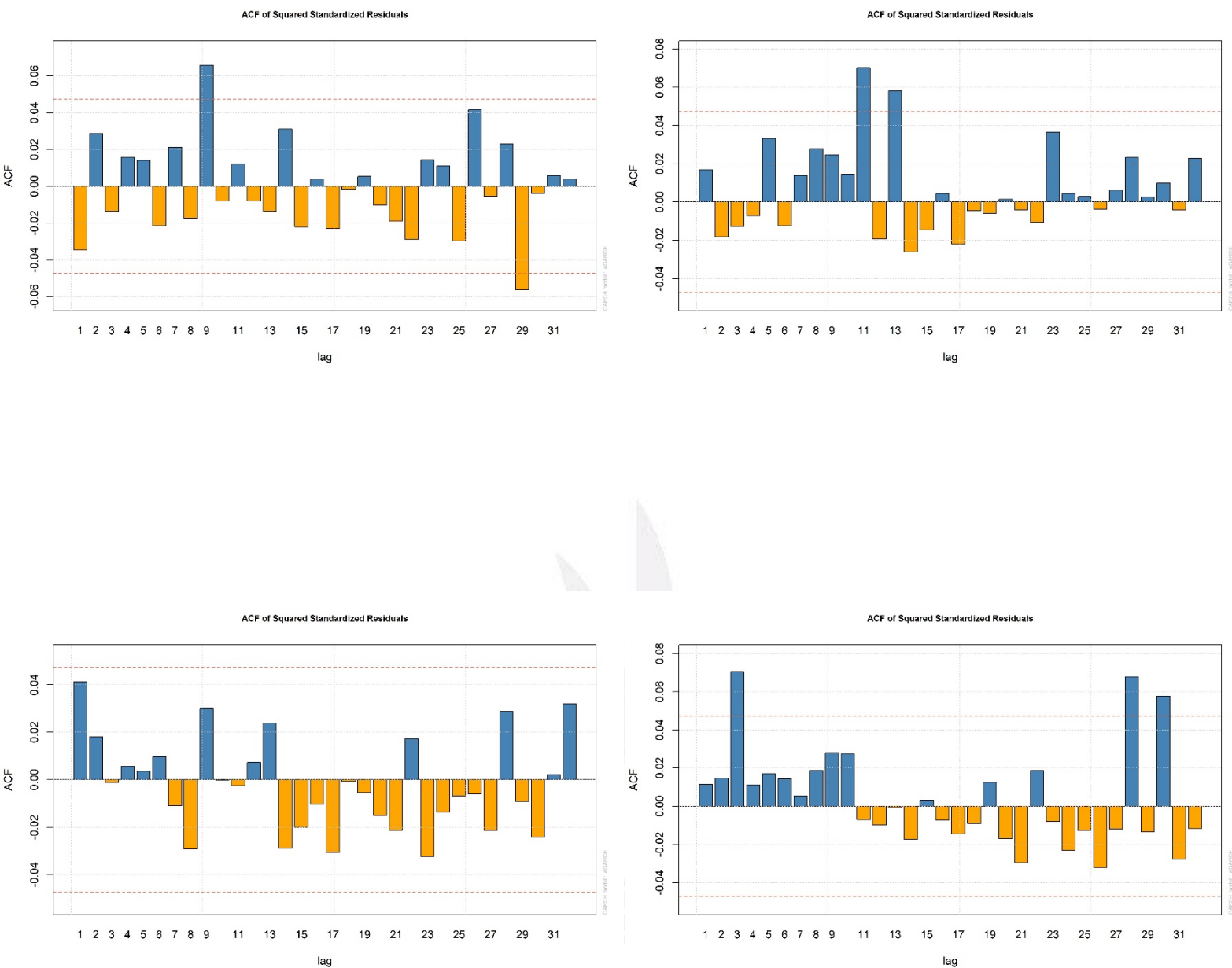


圖 6 標準化殘差平方自我相關函數圖

上圖為標準化殘差的自我相關函數圖，由左到右由上到下依序為韓國、日本、台灣、香港。

(四)、DCC-GARCH 模型配適

	參數	估計值	標準誤差	t-value	p-value
韓國	μ	0.0345	0.0180	1.9237	0.0544
	α_0	0.0251	0.0081	3.0953	0.0020
	α_1	0.0981	0.0206	4.7650	0.0000
	β_1	0.8709	0.0257	33.8434	0.0000
日本	μ	0.0703	0.0266	2.6478	0.0081
	α_0	0.0730	0.0244	2.9963	0.0027
	α_1	0.1635	0.0306	5.3384	0.0000
	β_1	0.8073	0.0323	24.9630	0.0000
台灣	μ	0.0319	0.0193	1.6546	0.0980
	α_0	0.0295	0.0153	1.9258	0.0541
	α_1	0.1047	0.0387	2.7069	0.0068
	β_1	0.8642	0.0472	18.3206	0.0000
香港	μ	0.0332	0.0239	1.3913	0.1668
	α_0	0.0248	0.0129	1.9183	0.0561
	α_1	0.0628	0.0167	3.7659	0.0002
	β_1	0.9184	0.0234	39.1845	0.0000
聯合	θ_1	0.0198	0.0047	4.1849	0.0000
	θ_2	0.9596	0.0123	78.2789	0.0000
	ν	8.3811	0.6624	12.6522	0.0000

表11 配適 DCC-GARCH 模型的參數估計值

由上表可以看出，四個地區股票市場的 $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ 且很接近 1，也得知日本股票市場的波動是相較於其他三個地區來的大(由 α_0 得知， α_0 小則波動小，反之則大)，最後由 ν 可以看出整筆資料是屬於高峽峰的狀況。

東亞地區股票市場之聯動性分析

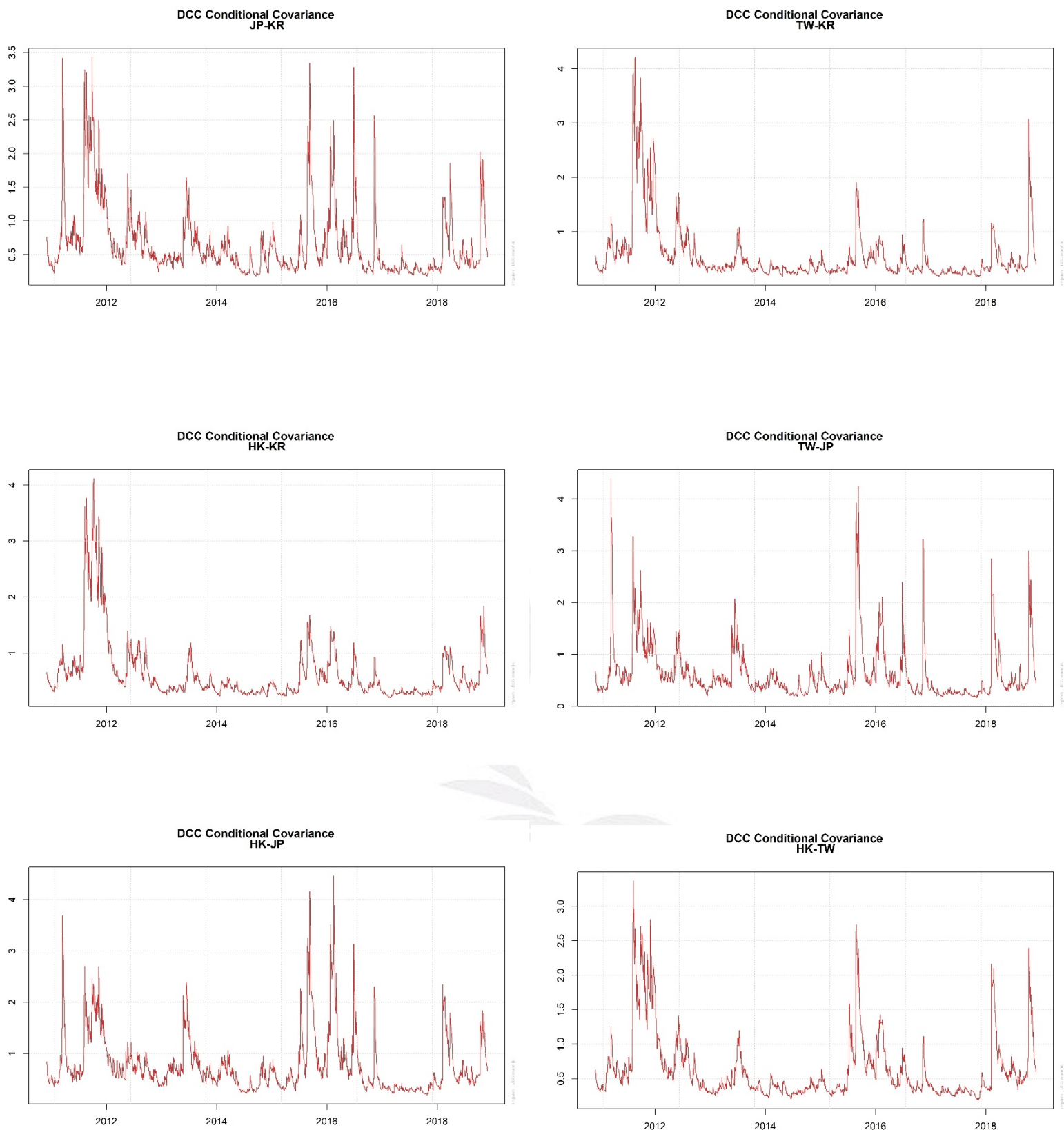


圖 7 動態條件共變異數圖

上圖為四個股票市場兩兩間的共變異數圖，其中 KR、JP、TW、HK 分別代表韓國、日本、台灣以及韓國。

東亞地區股票市場之聯動性分析

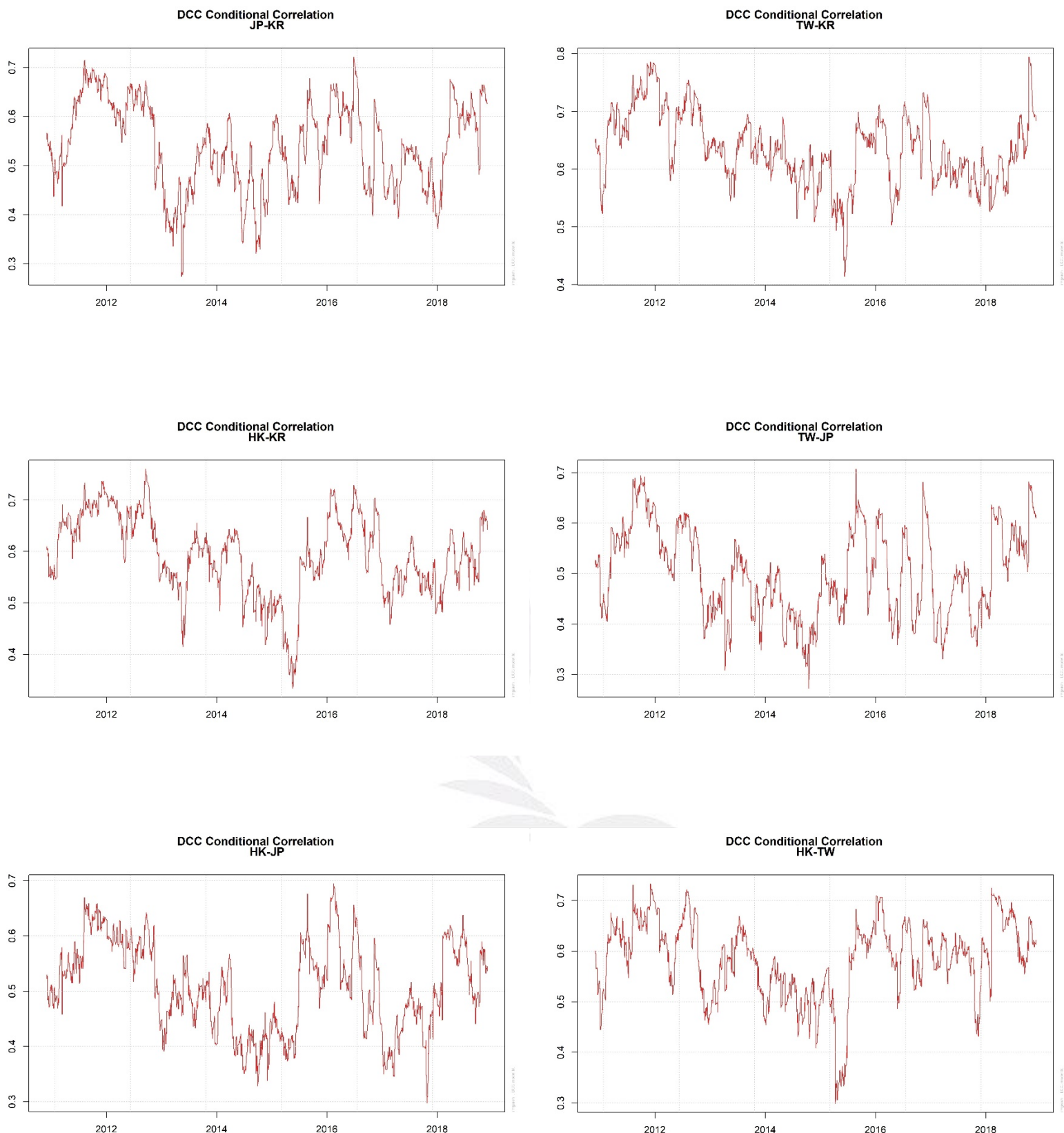


圖 8 動態條件相關係數圖

上圖為四個股票市場兩兩間的相關係數圖，其中 KR、JP、TW、HK 分別代表韓國、日本、台灣以及韓國。

在圖 8 中某些年度有相關性驟降的情形，為此我們調查了在那些年度中，曾經發生的問題，並在以下做討論，其中，2013 年因股票市場行情不好、融資水準過於高、或是產業有突發狀況，導致全球賣壓湧現，使得亞洲股市下跌，其中 KOSPI 指數與日經指數影響最大，又日經指數受日圓升值影響，致其下跌幅度較 KOSPI 指數大。到了 2014 年年底由於資金快速的轉移，亞太地區交易所開始放寬交易的限制，並為了吸引更多國內外投資人重返資本市場而降低交易手續費，使得日經指數大幅上升；反觀台灣這年的加權指數並未因為此政策受影響而上升，甚至有微幅下降的趨勢。2015 年，台灣因出口衰退比預期嚴重，短線原因可能是因為鄰近總統大選而市場觀望收手、香港因希臘危機成為亞太區股市當中最傷的地區、韓國因與國外的股價相比而偏低、日本因匯率升值，導致出口相關的股票遭到拋售，除了這些起因造成它們的股市下跌外，也因為中國在此年 8 月時「禁止證券公司為場外配資活動提供便利」，使中國股市下跌，連帶影響整個亞洲股市，其中中國、香港與台灣股市還同步暴跌，最後甚至引發了全球性的股市拋售，種種原因造成香港在此年為我們探討四個地區中受創最嚴重的市場，因為希臘危機造成每名港人平均虧損了 15.7 萬以及中國股市的暴跌，讓恆生指數在 2015 這年與其他地區的相關性都偏低，尤其為台灣與香港最明顯可看出恆生指數與加權指數的相關性為低度相關。2017 年時香港受中美貿易戰爭影響導致恆生指數下跌；日經指數因美國道瓊創股市大幅下跌而跟著跌落，又因日圓上升，受到了衝擊使得日經指數大跌。由以上的結果我們可以知道，造成相關性急速下降的主因是在景氣低迷時，不同的股票市場，由於跌幅差距過大，導致市場彼此間呈現出低度相關。

第三章：結論

本文採用 2010 年 12 月 1 日至 2018 年 12 月 1 日的股市資料，其分別為來自臺灣的“台灣加權指數”，香港的“恆生指數”，日本的“日經指數”，以及韓國的“KOSPI 指數”。我們將東亞地區四個有代表性的股指日資料經過計算後得到的日報酬作為樣本，得出以下結論。

(一) 臺灣，日本，香港，韓國的股票市場互相處於相關係數 0.4-0.7 的中度相關水準。其中，臺灣與韓國股票市場之間的聯動性相對最高。

(二) 日本與其他市場的聯動性相對最低，考慮原因可能源自於日本大的經濟規模和對外貿易規模，以及發達和極度開放的金融市場。

(三) 造成相關性急速下降的主因是在景氣低迷時，不同的股票市場，由於跌幅差距過大，導致市場彼此間呈現出低度相關。

因此，我們明白：東亞股票市場間的確存在著一定的聯動性，但在聯動之基礎上同樣也存在著一定的差異。不同股市之間，因為體量及開放程度的不同，其之間的相互影響力自然也不同。所以，我們建議投資者在進行投資前，需要密切關注外部風險的傳遞所可能帶來的一系列聯動效應，及其可能導致的股市波動。此外，投資者還需要自身具備抵禦風險的能力，培養和提高投資的判斷力，及早地發現風險，並做出相應的決策，使自己的資產配置能夠保值，避免出現不理智的投資決策。

作為資本市場的管理者，應當在制定政策、法規時，充分考慮市場聯動性所可能造成的影響，在面對資本市場的開放問題時採取謹慎的態度。全球資本市場的一體化是未來的趨勢，證券市場的管理者還需向美國等發達國家學習如何面對這種風險溢出所造成的聯動性的影響，以達到保護國內投資者之目的。

第四章、參考文獻

REFERENCES

1. Bollerslev, T.: Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, *Journal of Econometrics*, Vol. 31, pp.307-327 (1986)
2. Engle, R. F.: Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation, *Econometrica*, Vol. 50, pp.987-1008 (1982)
3. Nelson DB.: Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach. *Econometrica*, 59:347-370.1 (1991)
4. Glosten LR, Jagannathan R, Runkle DE.: On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *Journal of Finance*, 48:1779-1801 (1993)
5. Ruey S. Tsay: *An Introduction to Analysis of Financial Data with R*. (2012)

