



逢甲大學學生報告 ePaper

全球已發展與新興之股市報酬及波動外溢效果分析：多元模
式

**Spillover Effect of Equity Returns and Volatility in Global
Developed and Emerging Markets : Multivariate Volatility**

Models



作者：戴珮如

系級：統計與精算研究所碩一

學號：M9435115

開課老師：陳婉淑 教授

課程名稱：財務時間序列

開課系所：應統博一

開課學年： 九十四 學年度 第一 學期

摘要

在自由化、國際化之浪潮衝擊下，國際股票市場相關性之研究漸受重視。本文採用多元時間數列分析方法來探討美國、日本、香港三國股票市場間之聯動性。其中，美國及日本為全球主要股市；香港則為中國最具有代表性之股市。研究期間為 1999 至 2005 年六年間的日資料。然而所謂多元時間數列分析方法，是應用在研究兩個以上變數之間的落後或領先期數，主要是利用矩陣向量之運算，將各變數同時列入考慮。在本研究採用的對稱性變異數異質性模型、非對稱性變異數異質性模型與相關係數多變量模型。而其模型建立的程序採用 Box-Jenkin's 分析法，依循著辨識模式、估計參數、診斷分析、預測風險，四項步驟。同時在此也利用因果檢定來探討三國市場之間是否存在外溢效果。實證結果發現，在亞洲區域的香港與日本有雙方向的聯動性之外溢效果，美國與亞洲兩股市間之聯動性都有單方向且顯著之外溢效果。顯示國際上的外溢效果已由早期區域性向外擴展成全球性的影響關係。

關鍵字：對稱性變異數異質性模型、非對稱性變異數異質性模型與相關係數多變量模型、Box-Jenkin's 分析法、外溢效果、因果檢定。

目錄

摘要	1
1. 序論	5
2. 資料敘述與統計量	7
3. 單根檢定	8
4. 因果關係檢定	9
5. 變異數異質性檢定	10
6. 變異數異質不對稱性檢定	10
7. 交叉相關函數與矩陣	12
8. 建立模式	14
8.1 建立 GARCH 模式與 GARCH-t 模式	14
8.2 建立 GJR-GARCH-t 模式	15
8.3 建立二元固定相關性 GARCH 模式	16
8.4 建立二元變動相關性模式	18
8.5 建立三元變動相關性模式	20
9. 實證結果的比較	22
10. 結論	24
參考文獻	25

表

(表一)三市場日報酬的敘述統計量-----	27
(表二)日價格與日報酬的單根檢定表-----	27
(表三)三個市場之報酬率的因果檢定表-----	27
(表四)變異數不對稱性檢定表-----	28
(表五) Cross-correlation matrixes 交叉相關係數矩陣-----	29
(表六) 單一變量模式之參數表-----	30
(表七) 單一變量模式之 Ljung-Box(Q)統計量表-----	31
(表八)日本和香港兩市場 在相關係數為常數之下的二元 GARCH 模式參數表-----	32
(表九)兩市場在相關係數為常數之下的二元 GARCH 模式的 Ljung-Box Q statistics-----	32
(表十)兩市場在相關係數隨時間變動之下的多變量模式-----	33
(表十一)兩市場在相關係數隨時間變動之下的多變量模式的 Ljung-Box Q statistics-----	33
(表十二)三市場在相關係數隨時間變動之下的多變量模式-----	34
(表十三)三市場在相關係數隨時間變動之下的多變量模式的 Ljung-Box Q statistics-----	35

圖

(圖一)三個市場的時間序列圖-----	36
(圖二)三市場當期與前一期之本身的交叉相關散佈圖-----	37
(圖三)三市場的交叉相關函數(CCF)圖-----	38
(圖四)兩市場隨時間變動的相關係數圖-----	39
(圖五)三市場隨時間變動的相關係數圖-----	39



1. 序論

從 1990 年代始，由於全球化速度加快與自由金融的趨勢，以及國際性與區域性貿易組織的先後成立，國與國之間貿易與資金的往來相當的頻繁且密切，加上網際網路與資訊科技的發達，國際資本市場之間跨區或跨時的金融訊息得以快速傳送到世界各地，使得國際間股市的聯動性是個非常重要的課題。在互動關係的方向、強弱及持續性方面都是值得注意的。而亞洲主要股市中的日本股市及代表中國股市縮影的香港股市，和美國股市都是相當具有探討性的代表。

然而在Morgan(1976)提到了股票報酬率有異質變異 (heteroskedasticity) 的現象，這種現象就是指報酬變異數是會隨著時間而改變的。在Mandelbrot(1963)和Fama(1965) 也指出財務時間序列資料的分配呈現高峽峰 (leptokurtic)、厚尾 (fat tail) 及不為常態的特性，然而其中一國的股價之變動並不是獨立的，是會受國內其他金融市場以及國外的股市衝擊所影響。Mandelbrot(1963)更指出的股票報酬率具有跨期關聯性。Fama(1965)指出在金融資產上大的波動往往伴隨大的波動，小的波動往往伴隨小的波動，這種現象在文獻上稱做價格波動的群集性 (volatility clustering)，也造成傳統的迴歸模型並不能完全解釋市場實際狀況。

Engle(1982) 提出了將波動性會隨時間改變的性質給予模型化，即是ARCH (Autoregression Conditional Heteroskedasticity)模型，在用於英國市場資料的配適模型上，獲得實證方面的支持，其模型主要特點是將考慮落後期殘差項平方的函數作為條件變異數。隨後，Bollerslev(1986)又將ARCH模型擴充，進而提出GARCH(Generalized Autoregression Conditional Heteroskedasticity)模型，更加入條件變異數的落後期於模型中，讓條件變異數的遞延結構更具延展性，在估計上也變得更精簡(parsimony)。

從 Black (1976), Christie (1982), French, Schwert 與 Stambaugh (1987), Nelson (1990), Schwert (1990)等研究者所發現好消息與壞消息對於股價的波動具有不同的影響力，然而 ARCH 或 GARCH 模型中卻無法偵測這些不對稱的影響。因此好消息與壞消息對條件變異有著不同的預測能力，例如壞消息比好消息所引發的波動來得大，若忽略不對稱效果的波動模型會在壞消息之後低估股價波動幅度，而在好消息之後卻高估波動幅度，而導致波動預測能力不精準。因此有很多學者發展具有預測波動不對稱性的 GARCH 模型，在眾多文獻上，Engle 與 Ng (1993) 利用日本股票市場資料來捕捉條件波動不對稱性的優劣之中，指出 GJR 模型是最好的不對稱參數波動模型。在國內實證文獻上，王甦 (1995)利用幾個不對稱 GARCH 模型對台灣股票市場進行實證研究，發現 GJR 模型比其他傳統的不對稱模型更能掌握台灣股票市場波動的不對稱性行為。以此為參考，本研究採用了由 Glosten, Jagannathan and Runkle (1993)所提出的 GJR-GARCH 模型。

當中採用 GARCH 模型，為結合了波動會隨時間改變的性質與條件變異數的落後期於模型中，GJR-GARCH 模型可以反應財務波動的不對稱性，偵測到不同程度的正向與負向變動對條件波動的不同影響。一般而言，負向變動所引發的波動會大於正向變動所引起的波動。就具有變異數不對稱性的資料來說，此模型的解釋能力大為提升。在 Bollerslev(1990)提出了固定相關性模型(Constant-correlation Model)，在假設多個市場的相關係數為常數之下，以矩陣向量的運算將各變數同時考慮，並呈現出各變數間波動的聯動與外溢效果。由於財務市場是會隨著時間的改變而有所不同，進而在 Tse, Y. K. (1998)擴展出了變動相關性模型(Time-varying correlation Model)，在假設多個市場的相關係數會隨時間改變之下，加入相關函數與變異數方程式之中來做探討各變數的相互影響。以其模型建立的程序採用 Box-Jenkin's 分析法，在此著重於各個股票市場之間的聯動與外溢效果的分析，而依循著辨識模式、估計參數、診斷分析的步驟。

從 Chowdhury(1994)檢視美國、日本以及亞洲四小龍(香港、新加坡、台灣以及韓國)等六國股市的相互依賴程度。實證結果指出，香港、新加坡與美國、日本股市之間，股市間關聯性顯著程度者。又在 Becker, Finnerty and Tucker(1992)以 S&P500 及日經 225 之報酬率資料探討美、日兩國股市之關聯性。在半強勢效

率市場假說下，研究發現當地市場的報酬會迅速反應其他市場所提供之訊息。

本研究主要探討日本、香港與美國三個股市之間的聯動性及影響方向與持續性，以日經 225、恆生與 S&P500 指數作為資料，期間為 1999 年 1 月 1 日至 2005 年 12 月 12 日。茲研究目的為瞭解日、港、美三國指數股價報酬率之領先或落後關係，以及衝擊與波動對彼此產生的影響，並檢視報酬和波動之間是否存在著外溢效果。

本研究前面先說明資料的敘述統計量，再主要概略介紹單根檢定、因果檢定、變異數異質不對稱性檢定、交叉相關函數及矩陣；隨後建立模型，有 GARCH、GJR-GARCH、二元及三元固定相關模型、二元變動相關模型，使其觀察出日本、香港、美國股市間之聯動性與外溢效果；最後將 6 個所討論的模型，將外溢效果分成報酬率部份與波動部份來做為比較及整合，使能更清楚看出國際市場之間緊密的關連性。

2. 資料敘述與統計量

採用的資料為日本日經 225 指數、香港恆生指數和美國 S&P 500 指數，期間從 1999 年 01 月 01 日到 2005 年 12 月 12 日。Bollerslev 等研究學者(1992)曾經指出波動外溢效果之不對稱現象，可能因為某些極端的觀察值，例如金融風暴等重大事件的發生。因此本研究亦考慮此一因素，將不考慮對亞洲金融風暴期間。實際資料筆數為 1812 筆，取(2.1)式 Log Return 之後的資料筆數 1811 筆，其資料來源來自 Datastream International 資料庫。

$$R_{it} = 100 \times (\ln P_{it} - \ln P_{i,t-1}). \quad (2.1)$$

在此將三國市場的股價及報酬率置於(圖一)，從(圖一)看出三國股市價格的漲跌幅相當一致，報酬的部分也說明了波動群集性，即大的波動往往伴隨大的波動，小的波動往往伴隨小的波動。(表一)中也指出了財務時間序列資料的分配呈現高峽峰 (leptokurtic)、厚尾 (fat tail) 及不為常態的特性。

3. 單根檢定

「單根檢定」可測定變數是否達到定態。由於「向量自我迴歸模型」(Vector Autoregressive Model --- VAR)模式僅適用於定態資料，而且多數財務金融時間數列為非定態資料，因此必須先進行單根檢定以避免虛假迴歸。但這只是檢定變數的長期關係。若變數為不定態，具有單根，便會出現虛假迴歸現象，此時須將各變數進行差分或轉換，直到各變數的某一階段差分為定態。

從(圖一)股價指數走勢圖中，可看出股價變動的趨勢與起伏的情況，呈現不平穩 (non-stationarity)的狀態，也就是所謂的定態。因此有必要在使用股價資料進行模式估計之前，檢定股價序列資料是否為平穩過程 (stationary process)。本研究在單根檢定方面，採用由 1991 年 MacKinnon 所建議的 ADF 檢定法 (Augmented Dickey and Fuller) 檢測股價序列是否有單根存在，進而來檢驗各變數是否為定態。

ADF (Augmented Dickey and Fuller)模式:

$$X_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \beta X_{t-1} + \sum_{j=2}^n \gamma_j X_{t-j} + \varepsilon_t, \quad (3.1)$$

(3.1)式中 X_t 為一時間數列， α_0 ， α_1 ， β ， γ_j ，與 ε 為任意係數與隨機誤差項，若 $\beta=1$ ，則 X_t 為非定態。

由(表二)中的 ADF 單根檢定看，各股價原始值(price)均無法一致拒絕有單根的虛無假設(H_0)。而經轉換後差分(在此為 log return)後，所有變數的 P 值在 5% 的顯著水準下，均拒絕單根的虛無假設，而在進行模式配適的資料必須為定態資料。因此，可以認定模式中所使用的數值均為 log return 的時間數列。

4. 因果關係檢定-- Granger 領先檢驗

此用來解釋變數間是否有領先、落後或兩者無任何關係。在 Granger (1969) 中提到，Granger 領先檢驗只能檢驗在表示時間上是否領先的因果關係，不能檢驗完全的因果關係。若以 X 和 Y 為兩變數來看，即是變數 X 會領先變數 Y，亦即 X 為因，Y 為果，或 Y 領先 X，或互為領先。在檢定因果之前要檢定變數是否為定態。以 Granger 方法，對 VAR 模型中各變數間的聯合檢定。首先考慮所有方程式的聯合體系，再以 F 統計量檢定第 i 條迴歸式中，第 j 個變數 ($i \neq j$) 落後 1 期至落後 p 期的係數是否同時為零。當檢定的結果為顯著，則拒絕係數不同時為零的虛無假設，表示第 j 個變數為第 i 個變數之因。但差分過後會將長期趨勢消除，所以，VAR 只可檢定短期因果關係。

在本研究中，單一變量模式有考慮以美國來做外生變數，所以必須做因果檢定來探討美國股市是否影響日本或香港股市。由(表三)因果關係表可知美國股市影響日本與香港股市的部分 P 值都小於 5% 的顯著水準，因此是拒絕不具影響的虛無假設，可以判定美國市場領先日本與香港兩市場至少三期以上。對於模式而言，加入以美國為外生變數是有更好的解釋及分析能力。

5. 變異數異質性檢定(ARCH effect)

本研究以 Engle (1982)的拉式乘數 (Lagrange Multiplier)檢定方法，進一步確認殘差項的變異數是否具有 ARCH 效果。此檢定在判斷資料是否為變異數異質性，其中 $H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = \dots = \gamma_q$ ， $H_1: \text{非}H_0$ 。步驟為先建立線性迴歸方程(5.1)式

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_k x_{kt} + u_t \quad (5.1)$$

找出誤差項 \hat{u}_t ，再以誤差平方建立另一迴歸方程(5.2)式

$$\hat{u}_t^2 = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{u}_{t-1}^2 + \dots + \gamma_q \hat{u}_{t-q}^2 + v_t \quad (5.2)$$

其中 q 為ARCH模型的階數，並計算出統計檢定量 $T \cdot R^2$ ，漸進自由度為5的卡方分配。其中， T 為樣本數， R^2 為 (5.2)式的判定係數。日本、香港及美國股市的 $T \cdot R^2$ 統計檢定值計算結果分別為85.23、32.66及177.52， P 值都小於5%顯著水準，所以拒絕沒有ARCH效果的虛無假設。由(表一)ARCH的檢定結果可知，確認三市場股價報酬的波動是隨時間經過而改變，日本、香港及美國市場股價的變異數具有條件異質性。

6. 變異數異質不對稱性檢定

Engle and Ng (1993)提出以符號檢定來討論變異數不對稱性，然而往後在決定是否配適非對稱變異數異質性模型之前，是必須先對資料做變異數不對稱性檢定，以說明配適其模型的適當性。

在此 ε_t 表示未預期變動或衝擊 (innovation)；正的 ε_t 表示有好的資訊，負的 ε_t

表示有不好的資訊。 I_{t-1} 為t-1期可獲得的資訊集合。

$$S_t^- = \begin{cases} 1 & \text{若 } \varepsilon_t < 0 \\ 0 & \text{其他情況} \end{cases}, \quad (6.1)$$

令 $S_t^+ = 1 - S_t^-$ ， S_t^+ 與 S_t^- 為兩個虛擬變數，主要是用來分別探討好消息與壞消息對條件波動的影響效果。6.1式中 S_t^- 的定義為：當未預期變動為負值時，則 $S_t^- = 1$ ；但若未預期變動為正值或0時，則 $S_t^- = 0$ 。 S_t^+ 的定義與 S_t^- 相反。在此建議四個診斷方法，分別為符號偏誤檢定 (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) 與聯合檢定 (joint test, JT)。要對報酬序列資料執行上述的四項檢定，其作法為估計迴歸方程式：

$$u_t^2 = \phi_0 + \phi_1 S_{t-1}^- + \phi_2 S_{t-1}^- u_{t-1} + \phi_3 S_{t-1}^+ u_{t-1} + v_t \quad (6.2)$$

其中， ϕ_i ($i=0,1,2,3$) 為非隨機參數， v_t 為白噪音過程。符號偏誤檢定(sign bias test)主要在檢查正向與負向未期望報酬是否可以預測波動，若 S_{t-1}^- 可以預測波動，則波動模型中就必須考慮正向未期望報酬與負向未期望報酬對於波動有不同的影響效果，否則波動模型可能設定不正確。負程度偏誤檢定(negative size bias test)是使用 $S_{t-1}^- u_{t-1}$ 來檢查不同大小程度的負向未期望報酬對波動是否有不同的影響效果；若 $S_{t-1}^- u_{t-1}$ 顯著能夠預測波動，則波動模型就必須考慮不同規模的負向未期望報酬對波動的不同影響。而正程度偏誤檢定(positive size bias test)則使用 $S_{t-1}^+ u_{t-1}$ 來檢定不同大小的正向未期望報酬對波動是否有不同的效果，而這個效果是原來的波動模型中所無法解釋的。聯合檢定主要檢定波動是否能同時由 S_{t-1}^- 、 $S_{t-1}^- u_{t-1}$ 與 $S_{t-1}^+ u_{t-1}$ 三者來解釋。符號偏誤檢定、負程度偏誤檢定與正程度偏誤檢定方法是以 t 統計量分別檢定(6.2)式的參數 ϕ_1 、 ϕ_2 與 ϕ_3 。聯合檢定(joint test)

方法是以統計量 $T \cdot R^2$ 檢定之，其分配漸進自由度等於 3 的卡方分配。用來檢定變異數異質是否具有不對稱性。

(表四)為波動不對稱性的檢定結果。觀察符號偏誤檢定與正程度偏誤檢定檢定的結果，日本與香港的 t 統計值都為不顯著，表示負向的未期望報酬對於條件波動並沒有顯著大於正向未期望報酬對於波動的影響效果。並且，在日本股市有較大的正向未期望報酬值對於條件波動的影響會比較小的正向未期望報酬值對於條件波動的影響也為大的可能性（因為參數 ϕ_3 檢定顯著為正），但在香港股市中較大的正向未期望報酬值對於條件波動並沒有顯著大於較小的正向未期望報酬值對於條件波動的影響。然而在負程度偏誤檢定的檢定結果上， t 統計值呈現高度顯著，這表示較大的負向未期望報酬值比較小的負向未期望報酬值對於條件波動的影響為大（因為參數 ϕ_2 檢定顯著為負）。並且，聯合檢定的結果也顯示兩個市場的負向未期望報酬、不同程度的正向與負向未期望報酬對波動具有聯合影響效果。

綜合以上對股價報酬波動不對稱性的檢定結果，能顯示兩市場股價報酬的波動行為不同程度的正向與負向未期望報酬對於波動也具有不同影響效果。因此配適能夠同時捕捉這些行為特性的非線性模型，才能夠具有較好的解釋與預測能力。

7. 交叉相關函數與矩陣(Cross Correlational Function and Matrixes--- CCF and CCM)

藉由交叉相關函數與矩陣可了解二個成對的時間序列其變異數間是否具有單向的領先落後（lead-lag）關係，或是具有雙向的回饋（feedback）關係，也就

是用來檢驗平均數間的因果關係。在此所用資料日報酬的計算方式如下：

假設二變數 R_{1t} 、 R_{2t} ， $r_{12}(k)$ 為落後 k 期的樣本交叉相關函數(7.2)式，

$$r_{12}(k) = \frac{Cov_{12}(k)}{\sqrt{Cov_{11}(0)}\sqrt{Cov_{22}(0)}} \quad , \quad (7.2)$$

其中 $Cov_{12}(k)$ 為落後第 k 期的樣本交叉共變異數，

$$Cov_{12}(k) = \frac{1}{T} \sum (R_{1t} - \bar{R}_1)(R_{2t} - \bar{R}_2) \quad k = 0, \pm 1, \pm 2, \dots \quad ,$$

$Cov_{11}(0)$ 、 $Cov_{22}(0)$ 分別為 R_1 、 R_2 的樣本變異數。

假設 $\rho_{i,j}(k)$ 為落後 k 期的交互相關矩陣中元素：

$$\rho_{i,j}(k) = \frac{Cov(R_{i,t}, R_{j,t-k})}{\sqrt{Cov(R_{i,t})}\sqrt{Cov(R_{j,t})}} \quad i = 1, 2 \dots n \quad j = 1, 2 \dots n \quad (7.3)$$

(7.3)式為 n 乘 n 的矩陣元素，本研究採用日、港、美三變數($n=3$)。

由(表五)看出日本與香港股市明顯皆受美國股市前一期影響，足以說明在配適日本與香港股市的單一變量模式中，將美國作為外生變數更具有解釋及預測兩市場的能力。從(圖二)中，三個市場當期與前一期的交叉相關散佈圖觀察到美國的前一期與日本與香港股市當期有某種程度上的趨勢，並不像其他狀似橢圓形的無關聯性之散佈狀況。(圖三)交叉相關函數圖中，美國股市也顯示出領先日本與香港股市一期，兩圖都更加強解釋了交叉相關係數矩陣所呈現出的情況。

8. 建立模式

本研究先從單一變量模式中，採用 GARCH(1,1)、GARCH-t(1,1)和非線性模式中的 GJR-GARCH(1,1)，並以美國來做日本與香港的外生變數來做探討。在二元變量的部份，以日本與香港兩市場股價報酬波動來做模式分析，所採用的模式有：固定相關性 GARCH(1,1)模式及變動相關性模式，而固定相關性 GARCH(1,1)模式是假設相關係數為常數，並不會隨時間有所改變；變動相關性模式是有考慮相關係數會隨者時間變動的情形。進一步將變動相關性模式擴展至三元變量，加入原為外生變數的美國，形成日本、香港及美國三個市場的三元變動相關性模式，分析三個股市間的股價報酬波動之外溢效果以及聯動影響。

由 Chen, Chiang and So (2003)提出，須注意到在不同的國家的股票交易市場在不同的時間操作，本研究中日本跟美國時差 14 個小時，日本跟香港時差 1 個小時，資料採取日資料，在基於各國市場封閉時段以及較高頻率的資料之考量，故不考慮當期效果，僅僅只考慮落後一期以上的外溢效果。

8.1 建立GARCH模式與GARCH-t模式

由Bollerslev(1986)將ARCH模式加入條件變異數的落後期之後，進而提出GARCH模式，目前在財務的理論發展及實務應用上，被廣泛接受。又根據Bollerslev 等人 (1992)的研究指出，GARCH(1,1)模式已經能夠捕捉條件波動的情形了。所以本研究採用的(8.1.1)式為GARCH(1,1)模式。

美國為外生變數 r_{1t} ，香港或日本為 r_{2t}

$$r_{2t} = \delta r_{1,t-1} + a_t, \quad a_t = \sigma_t \varepsilon_t,$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2. \quad (8.1.1)$$

爲了使(8.1.1)式的波動變異數爲正的條件之下，給予 $\alpha_0 > 0$ ， $\alpha_1 \geq 0$ ， $\beta_1 \geq 0$ 限制，在共變異數平穩條件之下，須 $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ 。在估計方法以條件概似函數法來計算，一般用常態和 t 分配兩種。

由之前相互影響的探討中就可以得知香港跟日本分別和自己前幾期影響都不顯著，因此，所以往後的模型並沒有均數方程的部份。在(表六)中可以看出香港受到自身前一期的條件變異數爲 2.4467，比日本的條件變異數 2.7407 來的大。就 t 統計量的自由度估計值方面約在 7 左右，當自由度大於 4 且較小時，暗示用來做條件概似函數的標準 t 分配是屬於高狹峰且厚尾的，這跟在資料統計量表中檢定爲非常態分配又高狹峰，此財務資料爲厚尾型分配的結果是一致。

在配適完 GARCH 模式之後，檢視模式是否合適也是很重要的，可以用標準化殘差爲 $\tilde{\varepsilon}_t$ ，其中 $\tilde{\varepsilon}_t = a_t / \hat{\sigma}_t$ ，再計算 $\tilde{\varepsilon}_t$ 和 $\tilde{\varepsilon}_t^2$ 的 Q 統計量 (Ljung-Box 統計量)來判斷均數方程與條件變異數方程的適合性，若計算出的 P 值爲不顯著表示此模式是能夠解釋之報酬率資料的狀況。以在落後期數爲 10(約兩個星期)的標準化殘差與殘差平方之 Q 統計量爲例，分別可以表示成 Q(10)與 Q²(10)。在(表七)中的 Q 統計量可看出，落後期數爲 5(約一個星期)、10、15 和 20(約一個月)的標準化殘差與殘差平方之兩個市場的 P 值都爲不顯著的情況，表示可以判定 GARCH(1,1)-Normal and t distribution 兩模式都爲合適的。

8.2 建立GJR-GARCH-t模式

GJR-GARCH 模式由 Glosten, Jagannathan 與 Runkle (1993)提出，此模式不僅可以反應波動的不對稱性，也可以偵測到不同程度的正向與負向變動對條件波動的不同影響。也就是表示負向變動所引發的波動會大於正向變動所引起的波

動。經由變異數不對稱檢定後，發現採用非線性模式對兩個股市更具有解釋的能力。

在模式中的 γ 係數為代表前一期的壞消息比起好消息所造成的波動影響程度上的不同，但通常壞消息所造成的波動會比好消息所造成的影響來得大，所以 γ 的估計值在實證上都為正值比較多。

美國為外生變數 r_{1t} ，香港或日本為 r_{2t}

$$r_{2t} = \delta r_{1,t-1} + a_t, \quad a_t = \sigma_t \varepsilon_t,$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \gamma I_{t-1} a_{t-1}^2, \quad (8.2.1)$$

$$I_{t-1} = \begin{cases} 1 & , \quad a_{t-1} < 0 \\ 0 & , \quad a_{t-1} \geq 0 \end{cases},$$

然而在(8.2.1)式波動變異數為正的條件之下，給予 $\alpha_0 \geq 0$ ， $\alpha_1 \geq 0$ ， $\beta_1 \geq 0$ 的限制，在共變異數平穩條件之下，必須 $\alpha_1 + \gamma \geq 0$ ， $\alpha_1 + \beta_1 \leq 1$ ， $\alpha_1 + \beta_1 + 0.5\gamma \leq 1$ ，本研究在估計方法以 t 分配的概似函數來計算。

在(表六)中可以看出與 GARCH 模式一樣，香港比日本受到自身前一期的條件變異數的影響大一點。至於在描述負向消息所造成的影響性方面，觀察出 γ 的係數分別為日本約 0.04、香港約 0.03，兩者皆為正值，是符合實證上的分析數據的，然而日本的係數比香港大一些，表示日本對負面消息較敏感。在(表七)可得 Q 統計量，兩市場 P 值都為不顯著的情況，表示可以判定 GJR-GARCH(1,1)- t distribution 模式合適。

8.3 建立二元固定相關性 GARCH 模式(Constant-Correlation Model)

此模式為Bollerslev(1990)所建議的特例，是假設相關係數 ρ 並不隨著時間有所改變之下，探討多變量的模型。然而在Longin and Solnik(1995)曾以多變量固定相關性自我迴歸條件異質變異數模型中，探討日本與美國具有條件相關會隨時間而變動的實證分析。而本研究以日本與香港來做探討，更進一步瞭解兩國的影響。以下為利用兩個股市所建立的模型：

$$\Xi_t = [\sigma_{11,t} \quad \sigma_{22,t}]^T, \quad \Xi_t = \tilde{\alpha}_0 + \tilde{\alpha}_1 a_{t-1}^2 + \tilde{\beta}_1 \Xi_{t-1},$$

r_{1t} 及 r_{2t} 分別表示日本及香港股市的報酬率

$$r_{1t} = a_{1t},$$

$$r_{2t} = q_{12}r_{1,t-2} + q_{23}r_{2,t-3} + a_{2t},$$

$$\begin{bmatrix} \sigma_{11,t} \\ \sigma_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{1,t-1}^2 \\ a_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_{11,t-1} \\ \sigma_{22,t-1} \end{bmatrix}.$$

由(表八)的參數表，可得知報酬率外溢效果，在(8.3.1)式均數方程的部份，香港股市當期受日本股市前二期的負向影響，也受本身的前三期正向影響。在條件變異數方面，香港的衝擊影響日本並不顯著，但日本卻受自己國內的衝擊所影響，而香港受到兩方面的衝擊。在(8.3.2)式報酬率波動上，香港與日本顯著受到本身前一期報酬率之條件變異數以及衝擊影響，兩國具有自我波動外溢效果，相互之間的報酬率波動也會互相對對方有所干擾。此外，香港股市明顯受到日本衝擊的影響，由此可知日本對香港比香港對日本有較多顯著的波動外溢效果。

r_{1t} 及 r_{2t} 分別表示日本及香港股市的報酬率

$$r_{1t} = a_{1t},$$

$$r_{2t} = -0.0343r_{1,t-2} + 0.0567r_{2,t-3} + a_{2t}, \quad (8.3.1)$$

$$\begin{bmatrix} \sigma_{11,t} \\ \sigma_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.0345 \\ (0.0086) \\ 0.0143 \\ (0.0050) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.0710 & \\ (0.0099) & \\ 0.0182 & 0.0548 \\ (0.0066) & (0.0053) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{1,t-1}^2 \\ a_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.8945 & 0.0188 \\ (0.0132) & (0.0060) \\ -0.0241 & 0.9476 \\ (0.0103) & (0.0071) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_{11,t-1} \\ \sigma_{22,t-1} \end{bmatrix} \quad (8.3.2)$$

其中相關係數 ρ 為 0.4939(常數)。

由(表九)可得知，兩個股市中診斷分析的標準化殘差與殘差平方之 Q 統計量的 P 值都為不顯著的情況，表示二元固定相關性 GARCH(1,1)模式為合適的。

在此固定相關性模式，將兩個市場的相關係數固定為常數了。但在財務市場上兩變數的相關性會隨著不同的時空而有所不同。近年來隨著科技與網際網路的進步，使得原本以經濟共同體的交易型態又向外擴展，例如：亞洲的主要股市—日本、亞洲四小龍，甚至是東南亞國協，在亞洲金融風暴之前，彼此的相關性是遠比受歐洲、美洲來的大。經由風暴之後，各國了解風險分散的重要性又地球村的推行，讓原本受自己區域的影響部分轉移到國際間的影響，不再只是受到亞洲國家之間的影响，美洲及歐洲的聯動性也提高了。這就表示任兩個市場的相關性會隨著時間的不同而有所改變。所以將相關係數固定為常數是有代商榷的，接下來為了考量時間對相關性的影響，配適變動相關性模式。

8.4 建立二元變動相關性模式(Time-Varying Correlation Model)

在Tse, Y. K. and Tsui, A.K.C. (1998)將固定相關性模式擴展為假設相關係數 ρ 會隨著時間有所改變之下，探討多變量的模型，並使用Cholesky矩陣分解法來運算條件變異數及其相關函數。不但能解決財務資料會隨時間改變而有所不同的性質，更提高了模式解釋的能力。

所謂 Cholesky 矩陣分解，將正定矩陣(假設為 A 矩陣)，經由求取特徵值與特徵向量，將 A 矩陣分解成 LDL^T ，其中 L 為上三角矩陣，D 則是對角線元素為

特徵值的對角矩陣。

r_{1t} 及 r_{2t} 分別表示日本及香港股市的報酬率

$$r_{1t} = p_{21}r_{2,t-1} + a_{1t} \quad , \quad r_{2t} = q_{12}r_{1,t-2} + q_{23}r_{2,t-3} + a_{2t} \quad ,$$

$$\Xi_t = [g_{11,t} \quad g_{22,t} \quad q_{21,t}]^T \quad , \quad \begin{cases} b_{1t} = a_{1t} \\ b_{2t} = a_{2t} - q_{21,t}a_{1t} \end{cases} \quad ,$$

$$\begin{cases} g_{11,t} = \alpha_{10} + \alpha_{11}b_{1,t-1}^2 + \beta_{11}g_{11,t-1} \\ q_{21,t} = \gamma_0 + \gamma_1q_{21,t-1} + \gamma_2a_{2,t-1} \\ g_{22,t} = \alpha_{20} + \alpha_{21}b_{1,t-1}^2 + \alpha_{22}b_{2,t-1}^2 + \beta_{21}g_{11,t-1} + \beta_{22}g_{22,t-1} \end{cases} \quad ,$$

$$\text{其中相關係數爲 } \rho_t = \frac{\sigma_{21,t}}{\sqrt{\sigma_{11,t}\sigma_{22,t}}} = \frac{q_{21,t}\sqrt{g_{11,t}}}{\sqrt{g_{22,t} + q_{21,t}^2g_{11,t}}} \quad (8.4.1)$$

(表十)的參數表中，描述出報酬外溢效果，在(8.4.2)與(8.4.3)式均數方程的部份，香港受日本前二期負向以及本身的前三期正向的影響，日本也受到香港前一期正向的聯動關係，可說明在此模型香港跟日本有雙方向的影響性。在(8.4.4)式報酬率波動上，香港與日本顯著受到本身前一期報酬率之條件變異數以及衝擊影響，兩國也都具有自我波動外溢效果，日本受自己本身的報酬波動之外溢效果比香港受到自己本身的部份來得小。此外，見(圖四)，兩個市場的(8.4.1)式相關係數會隨著時間有所變動，且有稍微上升的趨勢，是值得注意的。

r_{1t} 及 r_{2t} 分別表示日本及香港股市的報酬率

$$r_{1t} = 0.0353r_{2,t-1} + a_{1t} \quad (8.4.2)$$

$$r_{2t} = -0.0357r_{1,t-2} + 0.0531r_{2,t-3} + a_{2t} \quad (8.4.3)$$

$$\begin{cases} g_{11,t} = 0.0527 + 0.0855b_{1,t-1}^2 + 0.8904g_{11,t-1} \\ q_{21,t} = 0.9999q_{21,t-1} + 0.0020a_{2,t-1} \\ g_{22,t} = 0.0093b_{1,t-1}^2 + 0.0667b_{2,t-1}^2 + 0.9252g_{22,t-1} \end{cases} \quad (8.4.4)$$

由(表十一)可得，兩個股市的診斷分析標準化殘差與殘差平方之 Q 統計量的 P 值都為不顯著的情況，表示可以配適利用 Cholesky 矩陣分解法的二元變動相關性模式。

8.5 建立三元變動相關性模式

在假設相關係數 ρ 會隨著時間有所改變之下，如二元變動相關性模型相同，此模式為擴展到三元，加入原在單變量模型時為外生變數的美國，探討日本、香港和美國三國股市間的聯動性以及外溢效果。

r_{1t} 、 r_{2t} 及 r_{3t} 分別表示日本、香港及美國股市的報酬率

$$r_{1t} = p_{131}r_{3,t-1} + p_{132}r_{3,t-2} + a_{1t} \quad ,$$

$$r_{2t} = p_{211}r_{1,t-1} + p_{231}r_{3,t-1} + a_{2t} \quad ,$$

$$r_{3t} = p_{331}r_{3,t-1} + a_{3t} \quad ,$$

$$\Xi_{t-1} = [g_{11,t} \quad g_{22,t} \quad g_{33,t} \quad q_{21,t} \quad q_{31,t} \quad q_{32,t}]^T \quad ,$$

$$\begin{cases} b_{1t} = a_{1t} \\ b_{2t} = a_{2t} - q_{21,t}a_{1t} \\ b_{3t} = a_{3t} - q_{31,t}b_{1t} - q_{32,t}b_{2t} \end{cases} \quad ,$$

$$\begin{cases} g_{11,t} = \alpha_0 + \alpha_1 b_{1,t-1}^2 + \alpha_2 g_{11,t-1} \\ q_{21,t} = \gamma_0 + \gamma_1 q_{21,t-1} + \gamma_2 a_{2,t-1} \\ g_{22,t} = \beta_0 + \beta_1 b_{2,t-1}^2 + \beta_2 g_{22,t-1} \\ q_{31,t} = u_0 + u_1 q_{31,t-1} + u_2 a_{3,t-1} \\ q_{32,t} = w_0 + w_1 q_{32,t-1} + w_2 a_{2,t-1} \\ g_{33,t} = d_0 + d_1 b_{3,t-1}^2 + d_2 g_{33,t-1} + d_3 g_{22,t-1} \end{cases},$$

其中兩兩相關係數為，

$$\rho_{a,t} = \frac{\sigma_{21,t}}{\sqrt{\sigma_{11,t}\sigma_{22,t}}} = \frac{q_{21,t}\sqrt{g_{11,t}}}{\sqrt{g_{22,t} + q_{21,t}^2 g_{11,t}}}, \quad (8.5.1)$$

$$\rho_{b,t} = \frac{\sigma_{31,t}}{\sqrt{\sigma_{11,t}\sigma_{33,t}}} = \frac{q_{31,t}\sqrt{g_{11,t}}}{\sqrt{g_{33,t} + q_{31,t}^2 g_{11,t} + q_{32,t}^2 g_{22,t}}}, \quad (8.5.2)$$

$$\rho_{c,t} = \frac{\sigma_{32,t}}{\sqrt{\sigma_{22,t}\sigma_{33,t}}} = \frac{q_{31,t}q_{21,t}g_{11,t} + q_{32,t}g_{22,t}}{\sqrt{(g_{22,t} + q_{21,t}^2 g_{11,t})(g_{33,t} + q_{31,t}^2 g_{11,t} + q_{32,t}^2 g_{22,t})}}. \quad (8.5.3)$$

(表十二)的參數表中，在(8.5.4~6)式均數方程的部份，可看出報酬外溢效果為香港受日本與美國前一期都為正向的影響，原由應是香港為英語國家，和美國的往來呈現同步的現象。而美國前二期的報酬牽動著日本當期負向的聯動關係，可說明此模型日本與美國在全球股市的分配上具有互斥的可能性，若日本股市看好，則全球資金會有較多的部份流向日本，然而留在美國的資金就會減少，導致股市走弱，反之，也合理。美國本身受自己前一期的報酬影響，日本與香港對美國股市影響力並不顯著。

在(8.5.7)式報酬率波動上，香港、日本與美國明顯受到各自本身前一期報酬率之條件變異數以及衝擊影響，美國為當中最小的，日本為最大，可說明美國股市較日本健全，對自己的過去波動衝擊較為穩定、理性的反應。而美國對香港的波動為負向的關係，顯示香港的投資人對美國的衝擊能夠冷靜判斷，不會過度反應。這和交叉相關部分的分析結果還蠻一致的，而更可以說明此模式的配適結果。

r_{1t} 、 r_{2t} 及 r_{3t} 分別表示日本、香港及美國股市的報酬率

$$r_{1t} = -0.0390r_{3,t-1} - 0.0035r_{3,t-2} + a_{1t} \quad , \quad (8.5.4)$$

$$r_{2t} = 0.2002r_{1,t-1} + 0.1997r_{3,t-1} + a_{2t} \quad , \quad (8.5.5)$$

$$r_{3t} = 0.0100r_{3,t-1} + a_{3t} \quad , \quad (8.5.6)$$

$$\begin{cases} g_{11,t} = 0.0098 + 0.0531b_{1,t-1}^2 + 0.9545g_{11,t-1} \\ q_{21,t} = 0.8170q_{21,t-1} - 0.0353a_{2,t-1} \\ g_{22,t} = 0.1700 + 0.0798b_{2,t-1}^2 + 0.8901g_{22,t-1} \\ q_{31,t} = 0.7986q_{31,t-1} + 0.0100a_{3,t-1} \\ q_{32,t} = 0.0062 + 0.9793q_{32,t-1} + 0.0040a_{2,t-1} \\ g_{33,t} = 0.0602b_{3,t-1}^2 + 0.6406g_{33,t-1} - 0.0271g_{22,t-1} \quad , \end{cases} \quad (8.5.7)$$

此外，三國的兩兩相關係數會隨著時間有所變動，其中(8.5.1)式為日本與香港、(8.5.2)式為日本與美國、(8.5.3)式為香港與美國，其相關係數圖的走勢見(圖五)。從(表十三)可得，三個市場的標準化殘差與殘差平方之Q統計量的P值都為不顯著的情況，表示可以配適利用Cholesky矩陣分解法的三元變動相關性模式。

9. 實證結果的比較

若國際資本市場為具有效率的市場，則一國股市報酬波動變化也應該會與另一個市場報酬波動呈現相關性，即波動性的外溢效果 (volatility spillover effect)。在探討日、港、美三個股市可以發現在報酬率的部份互有影響，具有高聯動性。然而在報酬波動上，美國對日本及香港有外溢效果，絕大部分日本對香港有外溢效果。

	報酬率之外溢效果	報酬波動之外溢效果
GARCH-常態或 t 分配模型	美國 → 香港	無探討
	美國 → 日本	
GJR-GARCH-t 分配模型	美國 → 香港	無探討
	美國 → 日本	
二元固定相關性 GARCH 模型	日本 → 香港	日本 ↔ 香港
二元變動相關性模型	日本 ↔ 香港	日本 → 香港
三元變動相關性模型	美國 → 香港	美國 → 香港
	美國 → 日本	美國 → 日本
	日本 → 香港	日本 → 香港

註：1. 美國 → 香港即為美國股市會影響香港股市的表示法。

2. 因為在單一變量模式中美國為均數方程的外生變數，所以報酬波動外溢效果是呈現不探討的情況。

在單一變量模式方面，從一開始的因果關係就可以瞭解到美國股市對亞洲兩個股市報酬是有相當程度的影響力，甚至在模式的均數方程部份，設為外生變數的美國，其係數也都為顯著，更能說明日本與香港對美國市場是具有報酬率的外溢效果。

至於二元固定相關性 GARCH 模式與二元變動相關性模式，分別是假設在日本與香港報酬波動之相關係數為常數與相關係數會隨時間變動的情況之下，從表上來看變動相關性模式在波動的外溢效果方面是呈現出雙方向的影響，但可以波動的外溢效果卻又為單方向的進行；在固定相關性模式中報酬率的外溢效果為單方向，但在波動外溢效果上卻又有雙方向的關聯性，所以綜合二元的兩個模式都說明了亞洲兩個市場互有報酬及波動外溢效果。

日本、香港及美國三個股市的三元變動相關性模式，就報酬率及波動的外溢效果而言，身為經濟強國的美國影響力最大，其次是亞洲主要股市的日本，香港

最小。若將交易法則運用於落後一期外溢效果顯著的股市間，確實提供投資人獲取超額利潤的機會，但當考慮到交易成本時，則皆沒有剩餘的超額利潤存在。

10. 結論

經由此研究，不難發現單單就報酬率來看，各國相互影響的層面是相當廣的，可以說明國際市場的報酬部分是息息相關的，就理性的投資人而言，相當值得去探討及瞭解。在報酬波動來看，經濟較強的國家或區域所帶來的衝擊其影響力較大，對決定金融策略的政府而言，是不可忽視的因素，必須謹慎處理。

由多元模式的實證結果可以發現其互動關係，各國股價指數多少皆受自我前一期的影響，而其影響程度依次為日本、香港、美國，然而股票市場愈健全，股市受前一期之影響則愈小，雖說日本為亞洲經濟大國，但在經由股市泡沫化之後，所受影響極深。香港受日本前一期影響係數與受美國前一期影響係數相去不遠是因香港與美國同為英語系國家，以亞洲與美洲的交易方面中則無語言的隔閡，因此美國與香港交易次數較頻繁。而日本跟同為亞洲市場的香港股市，彼此的文化、經濟、制度相同性大，因此會有一定的互相影響程度。此外，日本與香港受美國前一到二期的影響顯著，表示兩國經貿依賴美國程度不低，而隨著市場開放之下，國際因素所造成的影響力似乎遠壓過本國市場因素。國際傳導現象主要是透過異常報酬外溢效果影響另一股市。因此各國之間經濟與資金的傳導與聯動，也是日漸需關心探討的主題。

參考文獻

1. Becker, K. G., Finnerty, J. E., and Tucker, A. L. (1992), "The intraday interdependence structure between U.S. and Japanese equity markets.", *Journal of Financial Research*, 27-37.
2. Black, F. (1976), "Studies of Stock Price Volatility Changes," Proceeding of the 1976 Meetings of the Business and Economics Statistics Section, American Statistical Association, 177-181.
3. Bollerslev, T. (1986), "Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity." *Journal of Econometrics*, **31**, 307-327
4. Bollerslev, T. (1990) "Modeling the Coherence on Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate GARCH Model.", *Review of Economics and Statistics*, **72**, 498-505.
5. Bollerslev, T., Chou, R., and Kroner, K. (1992), "ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence.", *Journal of Econometrics*, **52**, 5-59.
6. Bollerslev, T., and Wooldridge, J. M. (1992), "Quasi-Maximum Likelihood Estimation of Dynamic Models with Time Varying Covariances", *Econometric Reviews*, **11**, 143-172.
7. Chen, C.W.S., Chiang, C., and So, K. P. (2003), "Asymmetrical reaction to US stock-return news:evidence from major stock markets based on a double-threshold model.", *Journal of Economics and Business*, **55** , 487-502.
8. Chowdhury, A. R. (1994), "Stock Market Interdependencies: Evidence from the Asian NIEs.", *Journal of Macroeconomics*, **16**, 629-651.
9. Christie, A. A. (1982), "The Stochastic Behavior of Common Stock Variances: Value, Leverage, and Interest Rate Effects," *Journal of Financial Economics* , **10**, 407-432
10. Engle, R. (1982), "Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of U.K. inflation.", *Econometrica*, **50**, 987-1008.
11. Engle, R., and Ng, V. (1993), "Measuring and testing of the impact of news on Volatility.", *Journal of Finance*, **48**, 1749-1778.
12. Fama, E. F. (1965), "The Behavior of Stock Market Prices.", *Journal of Business*, **38**, 34-105.

13. French, K., Schwert, W., and Stambaugh, R. (1987), "Expected stock returns and Volatility.", *Journal of Financial Economics*, **19**, 3-29
14. Glosten, L. R., Jagannathan, R., and Runkle, D. (1993), "On the Relation Between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks.", *Journal of Finance*, **48**, 1779-1801.
15. Granger, C.W. J. (1969), "Investigation causal relations by econometric models and cross-spectral methods.", *Econometrica*, **37**, 424-438
16. Gujarati, D. (2003), *Basic Econometrics*, 4th ed., McGraw-Hill.
17. Ljung, G. M., and Box, G.E.P. (1978), "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models.", *Biometrika*, **65**, 297-303
18. Longin, F. and Solnik, B. (1995), "Is the International Correlation of Equity Returns Constant: 1960-1990?", *Journal of International Money and Finance*, February, 3-26.
19. Mackinnon, J. E. (1991), "Critical Values for Cointegration Tests, in R.F. Engle and C.W.J. Granger (eds.), *Long Run Economic Relationships*," Oxford University Press, 267-276
20. Mandelbrot, B. (1963), "The Variation of Certain Speculative Prices.", *Journal of Business*, **36**, 294-419.
21. Morgan, I. G. (1976), "Stock Price and Heteroskedasticity.", *Journal of Business*, **49**, 496-508.
22. Nelson, D. (1990), "ARCH Models as Diffusion Approximations.", *Journal of Econometrics*, **45**, 7-38
23. Pourahmadi, M. (1990), "Joint mean-covariance models with applications to longitudinal data: Unconstrained parameterization.", *Biometrika*, **86**, 677-690
24. Tsay, R. S. (2002), *Analysis of Financial Time Series*., New York: Wiley.
25. Schwert, G. W. (1990), "Stock Volatility and the Crash of 87.", *Review of Financial Studies*, **3**, 77-102
26. Tse, Y. K., and Tsui, A.K.C. (1998), "A multivariate GARCH model with time-varying correlations.", working paper, Department of Economics, National University of Singapore.
27. 王甦 (1995), 「報酬衝擊對條件波動所造成之不對稱效果—台灣股票市場之實證分析」, 證券市場發展季刊, 第 7 卷第 1 期, 頁 125-160。

圖表

(表一)市場日報酬的敘述統計表

	Hang Seng Index	Nikkei 225 Index	S&P 500 Index
Observations	1811	1811	1811
Mean	0.0221	0.0071	0.0014
Variance	1.9103	1.8804	1.3625
Standard Error	1.3821	1.3713	1.1673
Skewness	-0.2470	-0.1137	0.1084
Excess Kurtosis	3.3592	1.9816	2.1071
Jarque-Bera	869.8848	300.2150	338.5860
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
ARCH effect	32.6618	85.2349	177.5180
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)

註：1. ()內為 P-value。

2. Jarque-Bera 為檢定是否為常態分配，三個市場的資料都不為常態分配。

3. ARCH effect 服從自由度為 5 的卡方分配。

(表二)日價格與日報酬的單根檢定表

	Price		Log return	
	t-Statistic	P-value	t-Statistic	P-value
Nikkei 225 Index	-1.01359	0.7504	-43.5072	0.0001
Hang Seng Index	-1.77154	0.3950	-41.0628	0.0000
S&P500 Index	-1.66873	0.4471	-43.5099	0.0001

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

註：虛無假設為此資料無單根現象。

(表三)三個市場之報酬率的因果檢定表

虛無假設	Lags: 1	Lags: 2	Lags: 3
日本 \rightarrow 香港	2.3989 (0.1216)	2.2432 (0.1064)	1.6678(0.1720)
香港 \rightarrow 日本	6.9311 (0.0085)	3.4070 (0.0334)	2.2343(0.0824)
美國 \rightarrow 香港	412.617(0.0000)	211.505 (0.0000)	147.624(0.0000)
香港 \rightarrow 美國	0.2352(0.6278)	0.8375(0.4330)	0.2300(0.8755)
美國 \rightarrow 日本	287.316(0.0000)	147.159(0.0000)	98.2563(0.0000)
日本 \rightarrow 美國	1.9289(0.1651)	0.7424(0.4761)	0.2701(0.8470)

(表四)變異數不對稱性檢定表

診斷檢定方法	日本			香港		
	Estimation	Stat.	P-value	Estimation	Stat.	P-value
Constant	1.2938	7.8616	0.0000	1.7685	8.9705	0.0000
Sign bias test	0.1797	0.7709	0.4409	-0.2479	-0.8490	0.3960
Negative size bias test	-0.3052	-2.3619	0.0183	-0.5338	-3.5146	0.0005
Positive size bias test	0.2124	1.6469	0.0998	-0.0377	-0.2547	0.7990
Joint test	356.8820	14.8890	0.0019	295.0750	11.1546	0.0109

註：1.符號偏誤檢定(Sign bias test)、程度偏誤檢定(Negative size bias test)與正程度偏誤檢定(Positive size bias test)的 t 檢定統計值。

2.聯合檢定(Joint test)為服從自由度為 3 的卡方分配

(表五)Cross-correlation matrixes 交叉相關係數矩陣

Lag1	Lag2	Lag3	Lag4	Lag5
$\begin{bmatrix} -0.027 & 0.042 & 0.363 \\ -0.013 & 0.037 & 0.436 \\ -0.038 & -0.015 & -0.020 \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} -0.015 & -0.005 & 0.010 \\ -0.039 & -0.022 & 0.042 \\ -0.017 & -0.032 & -0.026 \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} -0.005 & 0.006 & 0.013 \\ 0.029 & 0.017 & 0.057 \\ -0.006 & 0.015 & -0.037 \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} -0.006 & 0.013 & 0.011 \\ 0.025 & 0.027 & 0.043 \\ -0.008 & 0.006 & -0.018 \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} 0.009 & -0.010 & 0.038 \\ -0.032 & -0.033 & 0.013 \\ -0.009 & -0.041 & -0.039 \end{bmatrix}$
$\begin{bmatrix} \bullet & \bullet & + \\ \bullet & \bullet & + \\ \bullet & \bullet & \bullet \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} \bullet & \bullet & \bullet \\ \bullet & \bullet & \bullet \\ \bullet & \bullet & \bullet \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} \bullet & \bullet & \bullet \\ \bullet & \bullet & + \\ \bullet & \bullet & \bullet \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} \bullet & \bullet & \bullet \\ \bullet & \bullet & \bullet \\ \bullet & \bullet & \bullet \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} \bullet & \bullet & \bullet \\ \bullet & \bullet & \bullet \\ \bullet & \bullet & \bullet \end{bmatrix}$

註： $\begin{bmatrix} \text{日本對日本} & \text{日本對香港} & \text{日本對美國} \\ \text{香港對日本} & \text{香港對香港} & \text{香港對美國} \\ \text{美國對日本} & \text{美國對香港} & \text{美國對美國} \end{bmatrix}$

，●為並無明顯的相關性，+則有明顯的影響。

(表六)單一變量模式之參數表

	Nikkei 225 Index			Hang Seng Index		
	GARCH	GARCH-t	GJR-GARCH-t	GARCH	GARCH-t	GJR-GARCH-t
α_0	0.0367 (0.0021)	0.0205 (0.0130)	0.0277 (0.0052)	0.0074 (0.0229)		0.0059 (0.0783)
α_1	0.1031 (0.0000)	0.0750 (0.0000)	0.0568 (0.0002)	0.0527 (0.0000)	0.0404 (0.0000)	0.0255 (0.0034)
β_1	0.8819 (0.0000)	0.9175 (0.0000)	0.9083 (0.0000)	0.9446 (0.0000)	0.9596 (0.0000)	0.9554 (0.0000)
δ	0.0204 (0.0000)	0.4340 (0.0000)	0.4337 (0.0448)	0.4510 (0.0000)	0.4441 (0.0000)	0.4413 (0.0000)
γ			0.0473 (0.0000)			0.0342 (0.0038)
ν		7.3353 (0.0000)	7.4479 (0.0000)		7.5229 (0.0000)	7.0992 (0.0000)
$\left(\frac{\alpha_0}{1-\alpha_1-\beta_1}\right)$	2.4467	2.7333	0.7937	2.7407		0.3089

註：1. ()內為 P-value。

2. 資料為日報酬率。

(表七)單一變量模式之 Ljung-Box (Q)統計量表

	Nikkei 225 Index			Hang Seng Index		
	GARCH	GARCH-t	GJR-GARCH-t	GARCH	GARCH-t	GJR-GARCH-t
Q(5)	6.3558 (0.2731)	5.1054 (0.4032)	4.8452 (0.4351)	3.1120 (0.6827)	3.0007 (0.6999)	2.9927 (0.7011)
Q(10)	13.0519 (0.2208)	11.1035 (0.3495)	10.8750 (0.3673)	6.3894 (0.7816)	7.1867 (0.7077)	6.8620 (0.7384)
Q(15)	15.5393 (0.4133)	13.5344 (0.5611)	13.0772 (0.5963)	12.5469 (0.6373)	13.5328 (0.5612)	12.8398 (0.6147)
Q(20)	16.8625 (0.6619)	14.9504 (0.7792)	14.7695 (0.7894)	18.3714 (0.5630)	19.4778 (0.4910)	18.4020 (0.5609)
Q²(5)	8.9022 (0.1130)	19.6819 (0.4780)	8.6870 (0.1222)	1.9143 (0.8609)	1.6756 (0.8920)	1.5521 (0.9070)
Q²(10)	13.6508 (0.1895)	18.3876 (0.2428)	11.4083 (0.3266)	3.2959 (0.9736)	3.5557 (0.9652)	4.1210 (0.9417)
Q²(15)	21.1403 (0.1324)	11.7939 (0.2991)	16.3914 (0.3565)	9.0259 (0.8762)	8.2236 (0.9145)	11.6158 (0.7078)
Q²(20)	22.0894 (0.3357)	8.5611 (0.1279)	17.4500 (0.6236)	13.7331 (0.8438)	11.9555 (0.9176)	16.5414 (0.6825)

註：1. ()內為 P-value。

2. Q(10)及 Q²(20)分別為落後期數 10 的標準化殘差之 Q-統計量及標準化殘差平方之 Q-統計量，是用來檢視報酬的自我迴歸之 Ljung-Box 統計量。

(表八)日本和香港兩市場

在相關係數為常數之下的二元 GARCH 模式參數表

Variable	Estimation	Std Error	P-value
q_{12}	-0.0343	0.0195	0.0795
q_{23}	0.0567	0.0201	0.0047
α_{10}	0.0345	0.0086	0.0001
α_{11}	0.0710	0.0099	0.0000
α_{21}	0.0182	0.0066	0.0058
α_{22}	0.0548	0.0053	0.0000
α_{20}	0.0143	0.0050	0.0043
β_{11}	0.8945	0.0132	0.0000
β_{12}	0.0188	0.0060	0.0016
β_{21}	-0.0241	0.0103	0.0196
β_{22}	0.9476	0.0071	0.0000
ρ	0.4939	0.0162	0.0000

註：資料為日報酬率。

(表九) 兩市場在相關係數為常數之下的二元 GARCH 模式的 Ljung-Box Q statistics

Nikkei 225 Index							
Q(5)	0.1583	Q(10)	5.0523	Q(15)	5.4808	Q(20)	7.0187
	(0.9995)		(0.8877)		(0.9872)		(0.9966)
Q²(5)	5.7740	Q²(10)	12.2729	Q²(15)	18.7475	Q²(20)	20.8806
	(0.3288)		(0.2672)		(0.2254)		(0.4042)
Hang Seng Index							
Q(5)	6.4287	Q(10)	8.7079	Q(15)	17.3658	Q(20)	22.1075
	(0.2667)		(0.5600)		(0.2975)		(0.3347)
Q²(5)	8.1142	Q²(10)	9.2258	Q²(15)	16.0546	Q²(20)	21.3476
	(0.1501)		(0.5108)		(0.3784)		(0.3769)

註：1. ()內為 P-value。

2. Q(10)及 Q²(20)分別為落後期數 10 的標準化殘差之 Q-統計量及標準化殘差平方之 Q-統計量，是用來檢視報酬的自我迴歸之 Ljung-Box 統計量。

(表十)兩市場在相關係數隨時間變動之下的多變量模式

Variable	Estimation	Std Error	P-value
p_{21}	0.0353	0.0201	0.0790
q_{12}	-0.0357	0.0190	0.0607
q_{23}	0.0531	0.0183	0.0037
α_{10}	0.0527	0.0108	0.0000
α_{11}	0.0855	0.0116	0.0000
β_{11}	0.8904	0.0127	0.0000
γ_1	0.9999	0.0001	0.0000
γ_2	0.0020	0.0008	0.0144
α_{21}	0.0093	0.0028	0.0008
α_{22}	0.0667	0.0062	0.0000
β_{22}	0.9252	0.0070	0.0000

註：資料為日報酬率。

(表十一)兩市場在相關係數隨時間變動之下的多變量模式的 Ljung-Box Q statistics

Nikkei 225 Index							
Q(5)	0.6496	Q(10)	5.3160	Q(15)	5.4875	Q(20)	7.0548
	(0.9856)		(0.8691)		(0.9871)		(0.9965)
Q²(5)	6.4593	Q²(10)	11.3343	Q²(15)	17.6355	Q²(20)	22.9925
	(0.2641)		(0.3321)		(0.2823)		(0.2892)
Hang Seng Index							
Q(5)	5.1476	Q(10)	7.5921	Q(15)	15.8502	Q(20)	20.1620
	(0.3981)		(0.6686)		(0.3921)		(0.4478)
Q²(5)	6.2691	Q²(10)	9.0142	Q²(15)	14.4851	Q²(20)	21.4502
	(0.2809)		(0.5308)		(0.4891)		(0.3711)

註：1. ()內為 P-value。

2. Q(10)及 Q²(20)分別為落後期數 10 的標準化殘差之 Q-統計量及標準化殘差平方之 Q-統計量，是用來檢視報酬的自我迴歸之 Ljung-Box 統計量。

(表十二) 三市場在相關係數隨時間變動之下的多變量模式

Variable	Estimation	Std Error	P-value
p_{131}	-0.0390	0.0014	0.0000
p_{132}	-0.0035	0.0017	0.0447
p_{211}	0.2002	0.0002	0.0000
p_{231}	0.1997	0.0009	0.0000
p_{331}	0.0100	0.0003	0.0000
α_0	0.0098	0.0007	0.0000
α_1	0.0531	0.0113	0.0000
α_2	0.9545	0.0164	0.0000
γ_1	0.8170	0.0016	0.0000
γ_2	-0.0353	0.0002	0.0000
β_0	0.1700	0.0004	0.0000
β_1	0.0798	0.0001	0.0000
β_2	0.8901	0.0002	0.0000
u_1	0.7986	0.0010	0.0000
u_2	0.0100	0.0001	0.0000
w_0	0.0062	0.0001	0.0000
w_1	0.9793	0.0005	0.0000
w_2	0.0040	0.0001	0.0000
d_1	0.0602	0.0001	0.0000
d_2	0.6408	0.0002	0.0000
d_3	-0.0271	0.0001	0.0000

註：資料為日報酬率。

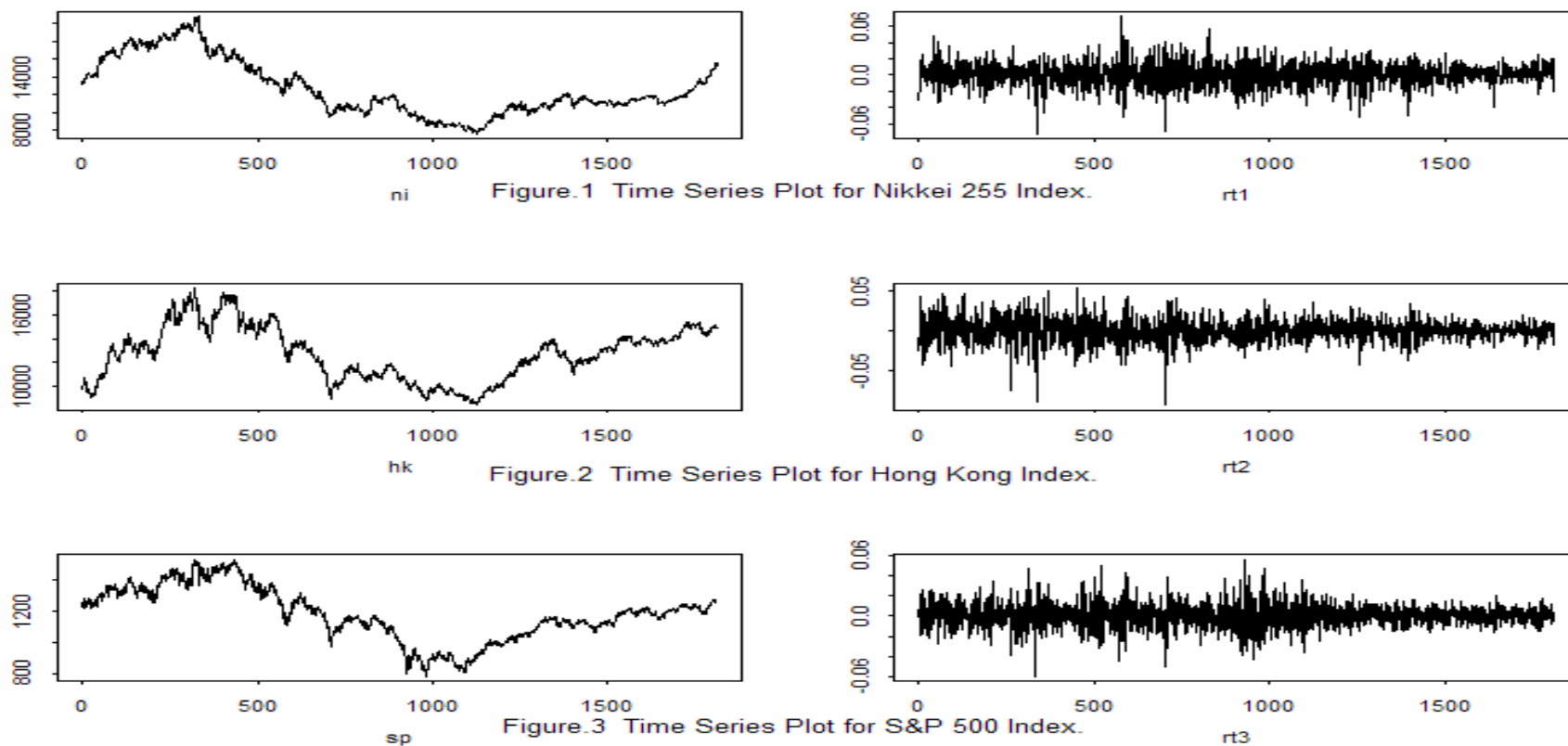
(表十三) 三市場在相關係數隨時間變動之下的多變量模式的 Ljung-Box Q statistics

Nikkei 225 Index							
Q(5)	3.6329	Q(10)	8.9166	Q(15)	9.6244	Q(20)	11.1007
	(0.6034)		(0.5400)		(0.8427)		(0.9436)
Q²(5)	3.1031	Q²(10)	3.1768	Q²(15)	3.3593	Q²(20)	3.5176
	(0.6841)		(0.9770)		(0.9992)		(0.9999)
Hang Seng Index							
Q(5)	10.5544	Q(10)	12.9563	Q(15)	20.9477	Q(20)	26.2959
	(0.0610)		(0.2261)		(0.1385)		(0.1563)
Q²(5)	4.4901	Q²(10)	14.6176	Q²(15)	30.8775	Q²(20)	55.0251
	(0.4812)		(0.1466)		(0.0091)		(0.0001)
S&P 500 Index							
Q(5)	4.5045	Q(10)	6.5151	Q(15)	22.1197	Q(20)	27.1163
	(0.4793)		(0.7703)		(0.1047)		(0.1320)
Q²(5)	4.7002	Q²(10)	9.8434	Q²(15)	12.8475	Q²(20)	16.6123
	(0.4535)		(0.4543)		(0.6141)		(0.6780)

註：1. ()內為 P-value。

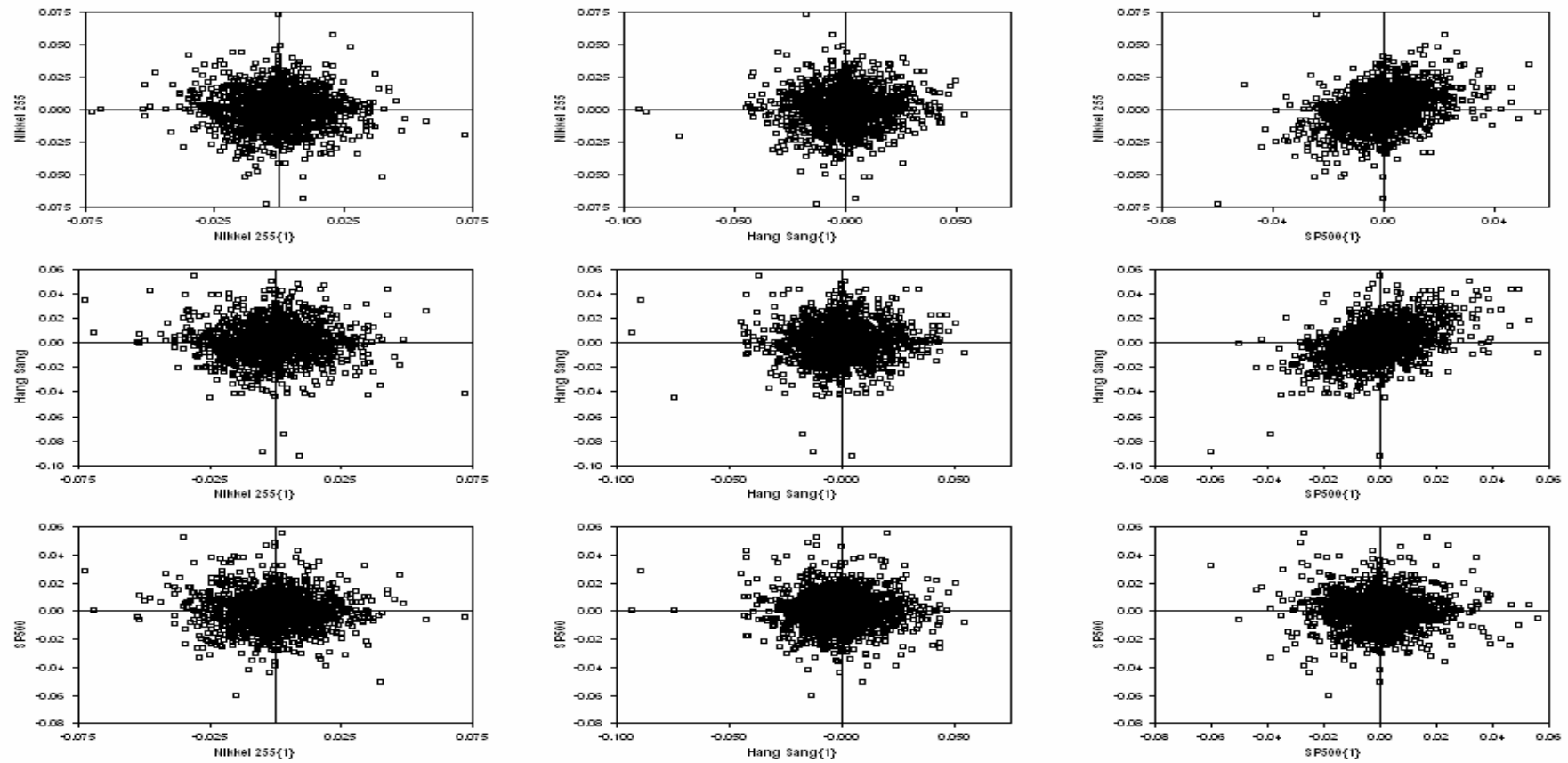
2. Q(10)及 Q²(20)分別為落後期數 10 的標準化殘差之 Q-統計量及標準化殘差平方之 Q-統計量，是用來檢視報酬的自我迴歸之 Ljung-Box 統計量。

(圖一)三個市場的時間序列圖



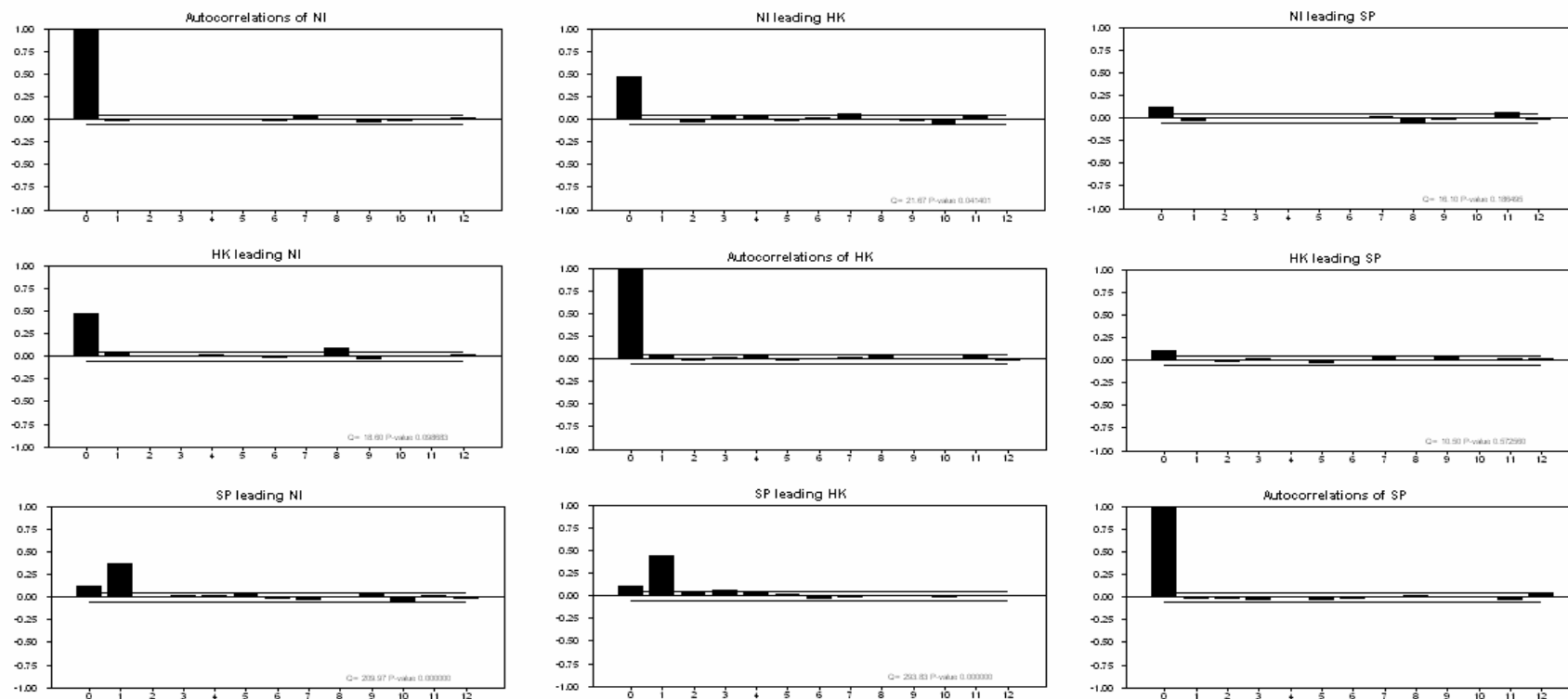
註：由上往下分別為日本 Nikkei 225 Index、香港 Hang Seng Index 與美國 S&P500 Index。

(圖二)三市場當期與前一期之本身的交叉相關散佈圖



註：資料採用日、港、美股市的日報酬率。

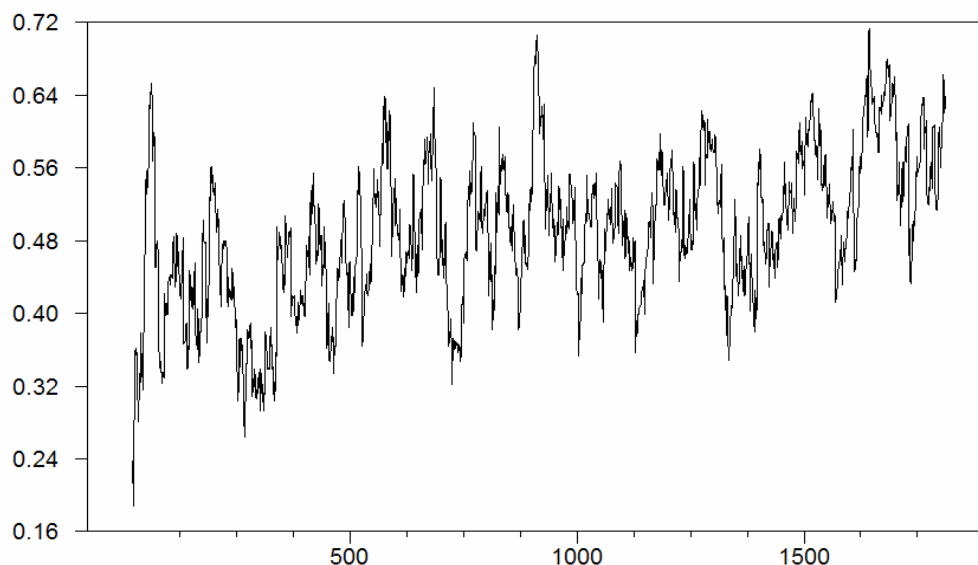
(圖三)三市場交叉相關函數(CCF)圖



註：1. $\begin{bmatrix} ACF \text{ of NI,} & NI \text{ landing HK,} & NI \text{ landing SP} \\ HK \text{ landing NI,} & ACF \text{ of HK,} & HK \text{ landing SP} \\ SP \text{ landing NI,} & SP \text{ landing HK,} & ACF \text{ of SP} \end{bmatrix}$, 2. 資料採用日、港、美股市的日報酬率。

(圖四) 兩市場隨時間變動的相關係數圖

Correlation coefficient plot for Nikkei 255 and Hang Sang Index



(圖五)三市場隨時間變動的相關係數圖

Correlation coefficient plot for Nikkei 255 . Hang Sang Index and SP500

