商管科技季刊　第一卷　第三期　民國八十九年
Commerce & Management Quarterly, Vol. 1, No. 3, pp. 263~ 285 (2000)

台灣股市與國際股市共移性之研究

CO-MOVEMENTS OF TAIWAN AND INTERNATIONAL STOCK MARKETS

邱建良　劉聰衡　紀嘉政*
淡江大學財務金融系

Chien-Liang Chiu　Tsung-Heng Liu　Chia-Chon Chi
Graduate Institute of Money Banking and Finance
Tamkang University 251, R.O.C.

摘　要

本研究的目的是在探討台灣、美國、日本、香港及深圳股市間股票報酬之共移性現象。應用 Engle and Kroner(1995)所提出的一般正定多變量 GARCH 模型為主要的實證模型，並將模型中條件誤差項之分配假設為雙變量 t 分配，藉由對條件共變異數與條件相關係數之探討來驗證台灣、美國、日本、香港及深圳股票市場間股票報酬共移性的時間變異特性，並獲致下列的結論：(1) 除了日本與深圳股市這一組外，台灣、美國、日本、香港及深圳股市間不論長期或短期彼此間都有相關性。(2)本研究不但印證各國股市間相關性非固定不變的現象；而且發現十個組合之條件相關係數存在正相關的機率會大於負相關的機率。(3)最後在俄羅斯金融危機(Russian financial crisis)導致美國股市在 1998 年 8 月 31 日星期一崩盤的事件分析中，顯示若投資者參考每日條件相關係數改變的過程來調整最適資產負債組合，則可擴大國際投資組合風險分散的潛在利益。

關鍵詞：共移性、恆常與暫時共變異、一般正定多變量 GARCH 模型

ABSTRACT

This paper examines the co-movements of stock returns between each pair of stock markets

---

* 邱建良與劉聰衡為淡江大學金融所副教授，紀嘉政為淡江大學金融所碩士。本文寫作期間，承蒙王國儒與陳君達二位研究生之協助，在此謹致最大謝意。初稿時承蒙本刊二位匿名評審提供寶貴意見，使本文增色不少，在此一併致謝。惟本文中若有任何疏失，當由作者負責。

within five international markets by using generalized positive definite multivariate GARCH models. The errors are assumed to follow a multivariate Student-t distribution. We find that all pairs of markets, except Hong Kong-Japan, display significant permanent and transitory covariance. We also find that while conditional correlations between the returns are generally small, the correlations change considerably over time. An event analysis suggests that using diversification strategies for these conditional correlations is potentially beneficial.

Key words: Co-movement, Permanent and Transitory covariance, Generalized positive definite multivariate GARCH model

壹、前　言

近年來，國際金融市場逐漸邁入全球化、自由化，國際投資及跨國企業與日增加，配合資訊網路的發達，皆使國際金融市場之關聯性大增，國際股市的共移性(co-movement)亦隨之提高。有關國際股市間的相關性以及國際多角化投資組合是否能提高投資效益的課題便成為財務學界研究的一個重要方向。

自從 Markowitz(1952)發表投資組合選擇理論以後，直到 Grubel(1968)首先將投資組合理論應用到國際資本市場，明白指出國際投資組合之利益後，開啟了國際資本市場研究領域的大門。Levy and Sarnat(1970)與 Solnik(1974)之實證結果亦發現國際股市報酬率之相關性很低，因此支持國際投資組合風險分散的效益。然而，在探討國際股市間的相關性若單以計算各國股市報酬率間的相關係數則僅能獲得一個粗淺的概念，故若欲進一步地分析這些相關性交互作用的性質，則須採用近代所發展的時間序列模型來獲得更多有關國際股市間相關性動態變動過程的資訊。

台灣本身為一個對外貿易依存度相當高的國家，隨著區域性經濟的整合與發展，亞洲各國間彼此在經濟與貿易往來方面有更為密切的趨勢，而在亞洲各國中與我國最大的貿易伙伴首推日本及香港。此外，美國股市在國際股市中具有領導地位，美國經濟及政治的波動皆可能對台灣經濟活動產生影響。因此，本文將以台灣、美國、日本、香港及深圳股市作為研究對象。

探討台灣股票市場與國際股票市場的共移性，可經由其交互間的共變異數和相關係數來驗證。雖然以往已有許多關於各股市間相關性之研究，但這些研究皆不曾考慮到資產報酬條件變異數和條件共變異數所具有之時間變動性質，若相關性涉及了時間上的變動，則只純綷計算樣本間之相關係數是不適當的，因為如此計算的相關係數漏失了條件相關性可能具有之時間變動訊息。因此本研究應用 Engle and Kroner(1995)所提出的一般正定多變量 GARCH 模型(generalized positive definite multivariate GARCH model)為主要的實證模型，並將模

型中條件誤差項之分配假設為雙變量 t 分配，來獲致下列的研究目的：(1)藉由對條件共變異數與條件相關係數之探討來驗證台灣、美國、日本、香港及深圳股票市場間股票報酬共移性的時間變異特性。(2)本文將條件共變異數分解成恆常(固定不變)因子與暫時(隨時間變動)因子，以驗證台灣、美國、日本、香港及深圳股票市場間是否具有恆常與暫時之相關性。(3)本研究在樣本期間中建立了一個各國股市間的事件分析，本文將分析此一訊息衝擊對各個分組條件相關係數之影響。

本文不同以往文獻的相關性研究，而是對於台灣、美國、日本、香港及深圳股市間股票報酬共移性的時間變異特性之探討。此外，本研究不僅有助於投資者對於台灣股市與國際股市共移性之了解，且可作為國際多角化投資以獲取風險分散利益時的參考。

貳、文獻探討

Gruble and Fadner(1971)以相關係數分析法來探討國際股市間的相關程度。研究結果發現，若報酬率的計算期間愈長，則各國股市間的相關係數會隨之提高，顯示決定長期獲利能力的因素同時會影響到各國產業之獲利能力，使各國股市報酬的相關程度提高。此外，作者亦指出，國內資產報酬的相關程度大於國際間資產報酬的相關程度。Ibbotson, Carr, and Robinson(1982)也以計算相關係數的方式來研究各國股市報酬間的關係。實證結果發現，高度相關之股市報酬率發生在不同的群集國家內，例如：德國、瑞士、荷蘭是高度相關的一群，而美國、加拿大、澳洲、香港和新加坡是另一群。此外，作者也指出國際資本市場為部分區隔、部分整合的型態，但隨著各國市場的成長及國際投資的增加，各國股市間的相關性及整合程度也會隨之提高。Koch and Koch(1991)以 8 個國際股市之股價指數日報酬率為樣本，採用動態聯立方程式模型來探討這些股市在 1972 年、1980 年及 1987 年等三個不同年度之相關性。實證結果指出：(1)國與國之間具有正的相關性，但其相關係數並不大。(2)在同一個地理時區，股市間的相關性自 1972 年以後與日俱增。(3)對於不同的地理時區，各股市間資訊的反應會在 24 小時內完成，隱含國與國之間股市的相關性是有效率的。(4)作者亦指出自從 1972 年後，日本股市在三個不同的研究期間中，顯著地對其他二個或三個股市具有影響，而美國股市在 1980 年與 1987 年對其他股市的影響力均小於 1972 年，顯示日本股市已逐漸成為全球之領導市場。Hung and Cheung(1995)利用共整合計量方法，觀察包括香港、韓國、馬來西亞、新加坡及台灣五個地區股市週報酬之關連性，實證顯示若以當地幣值衡量之股價指數，則五個地區股市不存在長期關連性，若將匯率風險考慮進股價指數則五個地區股市則存在部份長期關係，即有共整合存在。

國內文獻宋瑞蛟(1991)以相關係數分析法，針對亞太地區與美國等十個國家之股票市場，分析各國股票市場之股價行為及其關聯性。其研究結果指出多數國家之第一階序列相關係數呈現顯著正序列相關現象；而且，各國股市股票變動型態，隨著證券持有期間的延長，序列相關程度會逐漸降低。此外，亞太地區各國股市也存在一共通之國際

因素，形成股價共移集群的現象。陳柏堅(1992)以台灣發行量加權股價指數、紐約道瓊股價指數、東京日經股價指數及香港恆生股價指數為研究對象，並以皮爾生(Pearson)相關係數分析法來研究台灣與國際股價指數中、短期關係。實證結果顯示，台灣股市之股價指數與東京日經股價指數間的關係不論中期或短期，均高於與紐約道瓊股價指數間的關係，而且，台灣股市之股價指數與國際股市之股價指數的中期關係高於短期關係。此外，當國際上發生足以影響所有國家之事件時，則各國之股價指數呈現正相關；但若某一事件只影響某一特定國家，則該國家之股價指數與國際股市之股價指數趨向負相關。劉祥熹與林政文(1998)探討台灣、香港、新加坡及中國大陸股市其整合與因果關係,實證結果顯示研究期間樣本股市存有共整合性，並無法說是完全整合，即符合弱式區隔理論。Chang, Chou, and Wu(2000)則利用 VAR 計量方法檢定大中國經濟區域(Great China Economic Area)包括台灣、香港、新加坡、上海及深圳等五個華人地區，並包括美國和日本等國股市日報酬之移轉機能。實證發現在 7 個地區股市中，美國及日本股最具影響力，而香港股市最易受國際股市影響，但台灣股市外生性最強。

雖然以往已有許多關於各股市間相關係數之研究，但這些研究皆不曾考慮到資產報酬條件變異數和條件共變異數所具有之時間變動性質。Bollerslev, Chou, and Kroner(1992)在其研究中指出，若相關性涉及了時間上的變動，則只純綷計算樣本相關係數是不適當的，因為如此計算的樣本相關係數漏失了條件相關係數可能具有之時間變動訊息。在某些情況下，樣本相關係數可能會錯誤衡量兩國間的相關程度。例如，一個高的樣本相關係數，可能是由於一個非尋常的高度條件相關係數所造成。

King, Sentana, and Wadhwani(1994)則以 16 個國際股市的股價指數月報酬率資料，來探討條件共變異數隨時間變動的性質。在 GARCH 的研究架構中，作者設定條件相關係數為可變動的，其研究結果發現，國與國之間的月條件相關係數會隨時間而變動，但這些變動中只有一部份可由總體經濟因素來解釋。Longin and Solnik(1995)以多變量固定相關性一般化自我迴歸條件異質變異數模型(multivariate constant correlation generalized autoregressive conditional heterosk-edasticity model)來探討七個主要國家股價月超額報酬之相關性。實證結果顯示國與國間之共變異數與相關性矩陣隨著時間經過並非穩定，且拒絕了條件相關為常數的假設。雖然以上的研究已證明條件相關係數會隨時間而變動，但卻未能提供各國股市間相關的程度與條件相關係數動態變動過程的資訊。Darbar and Deb(1997)探討美國、日本、加拿大、英國股票市場間股票報酬率之共移性，實證結果顯示，美國與日本股市間沒有衡常的相關性，但在短期時之相關性卻為顯著，其他所有各國股市間之相關性在恆常與暫時皆表現出顯著的現象。另外，事件研究則顯示，各國股市間條件相關性會隨著最新訊息的衝擊而大幅變動，而此一衝擊之回復時間為 3~5 天。國內則吳銀釧(1998)以兩變數的 GARCH 模型來探討台灣股市與美國、日本、香港及韓國股市間的互動性。其實證結果發現：(1)台灣股市與國際股市間的共變異數矩陣並非為固定不變。(2)台灣股市與國際股市的條件日相關係數是

具有正向的時間趨勢。(3)兩變數的 GARCH 模型於樣本外的共變異數矩陣之預估能力，相較於傳統的 CAPM 模型，較具有準確性。

一般探討國際股市共移性均以股市日、週或月報酬為探討標的，除此之外亦有以日內報酬為研究標的，例如 Becker, Finnerty, and Tucker (1992)使用 S&P500 和 Nikkei225 的日內資料(intraday data)來研究美國和日本權益市場日內相關性的架構。在半強勢效率市場假說下，發現當地市場的報酬很快地反應了由其他市場所提供的訊息；研究也發現當地市場的波動性真實的且一致的跟隨著其他市場大規模價值的變動而改變，正好證明了這二個市場自然的趨於整合。Lau and Diltz(1994)則利用七家分別於紐約股市(NYSE)和日本股市(TSE)上市的公司之每日開盤和收盤股價來研究訂價資訊的傳導，結果發現(1)在 TSE 上市之樣本公司的開盤報酬反應了該樣本公司在 NYSE 日內股票價格的變化，而這些改變完全且明顯的傳導至 TSE 開盤時的股價表現；(2)在 NYSE 上市的樣本公司之開盤報酬，包括後續的交易情形皆反應了在 TSE 上市的樣本公司日內股票表現的改變。Karolyi and Stulz(1996)則研究影響橫斷面國家股票報酬的基本因素，結果發現在美國和日本報酬的相關性上，因美國總體經濟的宣告，而對於匯率、國庫券報酬和工業並沒有明顯的衝擊影響；而市場指數的大規模變動於正面衝擊上則大量及持續的影響了報酬的相關性。

參、資料描述與實證模型

一、資料描述

本文以台灣、美國、日本、香港及深圳等五個國家的股市為研究對象，探討其彼此間股票市場報酬率的共移性現象。因此，本研究蒐集樣本國家之股市的每日收盤指數，以計算各股市的每日報酬率。茲將本研究所選取的股價指數說明如下：

台灣－台灣證券交易所發行量加權股價指數

美國－NYSE 股價指數

日本－Nikkei 225 股價指數

香港－恆生指數

深圳－深圳綜合股價指數

本實證分析所採用之原始樣本除深圳之外資料均取自教育部 AREMOS 國際金融市場統計資料庫之日資料，而深圳綜合股價指數則是取自於台灣經濟新報之國際股市資料庫，樣本期間為 1996 年 1 月 1 日至 1998 年 12 月 31 日。在進行各股市相關性的分析時，由於模型中所考慮的國家會有假日不同的問題(nonsynchronous holidays)，所以在處理資料時，若同組國家中有任何一國當日沒有交易，則將當日的資料的予以刪除。其次，美國股市的開盤時間比台灣股市晚，故美國股市影響台灣股市會落後一期，所以在探討美國股市與台灣股市之相關性時須將美國股市的圖一顯示五個

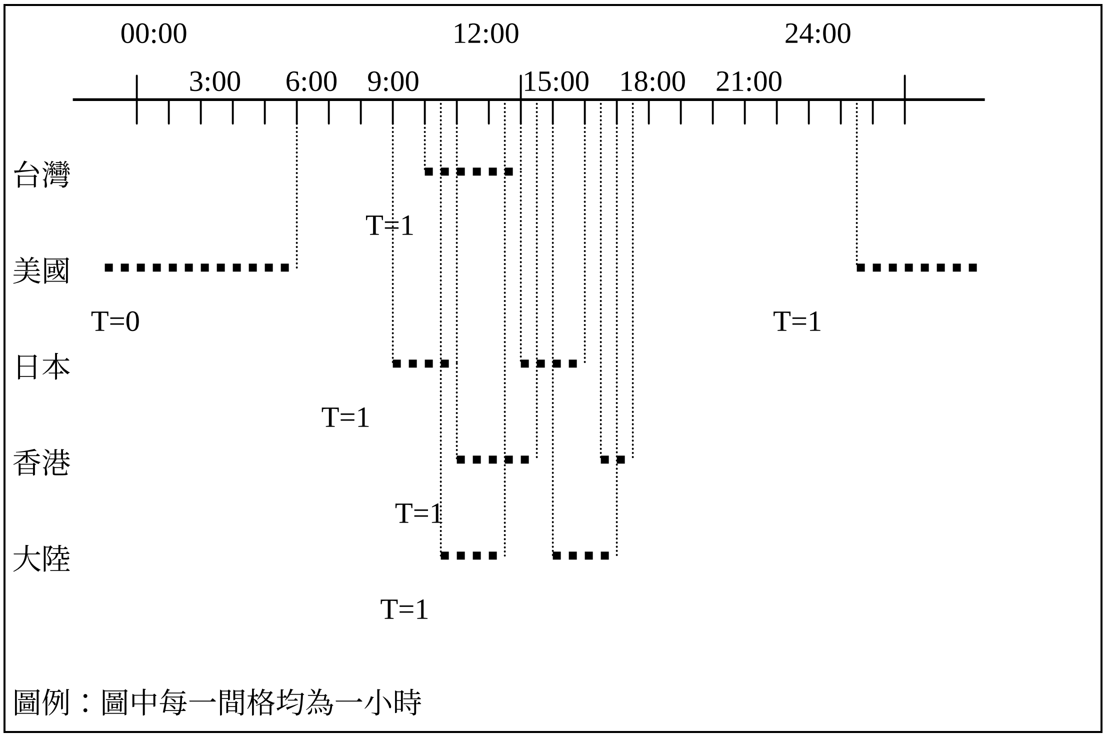

圖 1 股票市場交易時間之相對關係圖(以上時間均已換算成臺灣地區之時刻)

國家在一天二十四小時內資料皆往後累加一期[1]。交易時間情況之相對關係圖。根據交易時間圖，若同組國家中有任何一國當日沒有交易，則將當日的資料予以刪除。但由於每一個國家的樣本資料皆為每個交易日的收盤指數，所以必須將其轉換成日報酬率的型態才適用於本文所採用之研究模型。而第 i 國第 t 期的日報酬率可定義為[2]：

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

其中：$R_{i,t}$ 表第 i 國第 t 期的日報酬率,

$P_{i,t}$ 表第 i 國第 t 期的收盤指數；而 $\ln P_{i,t}$ 表示將收盤指數取自然對數

$P_{i,t-1}$ 表第 i 國第 $t-1$ 期的收盤指數.

二、實證模型

根據大多數的實證結果指出，GARCH(1,1)模型即可對時間序列資料有相當良好的配適，因此，本文將各國股市報酬率之配適以 GARCH(1,1)過程來處理，並假設各國股市之報酬率服從 AR(1)過程：

$$R_{i,t} = \mu + \gamma R_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

其中：$R_{i,t}$ 表第 i 個國家在第 t 期的股價指數報酬率

$\varepsilon_{i,t}$ 表第 i 個國家在第 t 期的報酬率

[1] Hamao, Masulis, and Ng(1990)經過實證方法驗證，此種方法處理各國股市非同日交易的問題，並不影響研究結果之正確性。

[2] Hamao, Masulis, and Ng(1990)的實證結果顯示匯率的調整與否並不影響各國股價指數間的相關性，故本文的資料均未經過匯率調整。

誤差項

$i = 1,.........., M$ （國家數目）；

$t = 1,.........., T$ （時間）

Conrad, Gultekin, and Kaul(1991)的實證結果已支持此一模型的設定方式。令 $\varepsilon_t = [\varepsilon_{1,t}, \varepsilon_{2,t}, ...\varepsilon_{M,t}]'$ 為時間變動分配下所導出的誤差項向量，則 $\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim D(0, H_t)$，其中 Ω_{t-1} 為在 $t-1$ 期所有可利用的資訊集合，H_t 為第 t 期的條件共變異數矩陣。

多變量 GARCH 模型的條件共變異數矩陣有多種的參數化模型，其中最為一般化的型式為對角化 vech 模型，就多變量 GARCH(1,1)模型而言，第 t 期的條件共變異數矩陣可表示如下：

$$vech(H_t) = vech(C^*) + A^* vech(\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}') + G^* vech(H_{t-1})$$

其中 $\mathrm{vech}(\cdot)$ 表示對矩陣下三角向量化的運算式，C^* 為一個對稱矩陣，而 A^* 與 G^* 為對角化矩陣（Bollerslev, Engle, and Wooldridge(1988)），在雙變量的情況下，模型可寫成：

$$\begin{aligned} h_{11,t} &= c_{11}^* + a_{11}^*\varepsilon_{1,t-1}^2 + g_{11}^* h_{11,t-1} \\ h_{12,t} &= c_{12}^* + a_{12}^*\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + g_{12}^* h_{12,t-1} \\ h_{22,t} &= c_{22}^* + a_{22}^*\varepsilon_{2,t-1}^2 + g_{22}^* h_{22,t-1} \end{aligned}$$

此模型設定共變異數矩陣($h_{jk,t}$)內的每一個元素僅受本身的過去值與 $\varepsilon_{j,t}$ 和 $\varepsilon_{k,t}$ 的過去值所影響。換句話說，變異數只受本身落後期誤差項平方及前期變異數所影響，而共變異數只受本身落後期誤差項交叉項及前期共變異數所影響，同時此模型也將所需估計的參數精簡為九個。

任何合理的參數化模型，其條件共變異數矩陣必須是正定(positive definite)，雖然對角化 vech 模型能提供完整的描述架構，但正定的必要條件卻難以檢證。因此，正定的參數化模型克服了對角化 vech 模型所面臨的問題(Conrad, Gultekin, and Kaul(1991))，在 GARCH(1,1)下條件共變異數為：

$$H_t = C'C + A'\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}'A + G'H_{t-1}G$$

其中 C 為對稱矩陣，在雙變量時模型可表示如下：

$$\begin{aligned} h_{11,t} &= c_{11}^2 + a_{11}^2\varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{11}a_{21}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + a_{21}^2\varepsilon_{2,t-1}^2 \\ &\quad + g_{11}^2 H_{111,t-1} + 2g_{11}g_{21}h_{12,t-1} + g_{211}^2 h_{22,t-1} \\ h_{12,t} &= c_{12}(c_{11} + c_{12}) + a_{11}a_{12}\varepsilon_{1,t-1}^2 + (a_{21}a_{12} + a_{11}a_{22})\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2.t01} \\ &\quad + a_{21}a_{22}\varepsilon_{2,t-1}^2 + g_{11}g_{12}h_{11,t-1} + (g_{21}g_{12} + g_{11}g_{22})h_{12,t-1} \\ &\quad + g_{11}g_{12}h_{22,t-1} \\ h_{22,t} &= c_{12}^2 + c_{22}^2 + a_{12}^2\varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{12}a_{22}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + a_{22}^2\varepsilon_{2,t-1}^2 \\ &\quad + g_{12}^2 h_{11,t-1} + 2g_{12}g_{22}h_{12,t-1} + g_{22}^2 h_{22,t-1} \end{aligned}$$

此模型不僅較具彈性，且更能符合模型設定所要求的參數精簡原則(有十一個參數)，但若沒有額外對變異數方程式 $h_{11,t}$ 和 $h_{22,t}$ 給予限制時，則要對共變異數方程式 $h_{12,t}$ 做限制的檢驗將不易進行。例如欲將 $h_{12,t}$ 中的 ARCH 項設為零時，一般會考慮 $a_{11} = a_{21} = 0$ 的限制式，但如此一來 $h_{11,t}$ 和 $h_{22,t}$ 同時也受限了，違反了 ARCH 最主要的精神。

為了克服這些問題，本文採用 Engle and Kroner(1995)所提出的一般化正定型

式，其 GARCH(1,1)過程的共變異數矩陣如下：

$$H_t = C'C + \sum_{k=1}^{K} A_k' \varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}' A_k + \sum_{k=1}^{K} G_k' H_{t-1} G_k$$

其中 C 為上三角矩陣

模型中 K 的選定視過程的一般化程度，而在雙變量的情況與 K = 2 下，即可得到一簡便的參數化模型，並設：

$$A_1 = \begin{bmatrix} a_{1,11} & 0 \\ 0 & a_{1,22} \end{bmatrix},\ A_2 = \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 0 & a_{2,22} \end{bmatrix},$$
$$G_1 = \begin{bmatrix} g_{1,11} & 0 \\ 0 & g_{1,22} \end{bmatrix},\ G_2 = \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 0 & g_{2,22} \end{bmatrix}$$

在上述的設定下可得：

$$h_{11,t} = c_{11}^2 + a_{1,11}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + g_{1,11}^2 h_{11,t-1}$$
$$h_{12,t} = c_{12}c_{11} + a_{1,11}a_{1,22}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + g_{1,11}g_{1,22}h_{12,t-1}$$
$$h_{22,t} = c_{22}^2 + c_{12}^2 + (a_{1,22}^2 + a_{2,22}^2)\varepsilon_{2,t-1}^2$$
$$+ (g_{1,22}^2 + g_{2,22}^2)h_{22,t-1}$$

此模型之優點為，對 $h_{12,t}$ 做假設檢定時不需額外對 $h_{11,t}$ 與 $h_{22,t}$ 加入任何限制，且模型的設定隱含每一個共變異數矩陣內的元素為其歷史資料的函數，故此一模型可視為正定的對角化 vech 型式。

Bollerslev(1987)指出若將 GARCH 模型中的條件誤差項之分配假設為 t 分配，則更能說明金融資產時間序列資料多數具有高狹峰(leptokurtic)及肥尾(fatter tails)的特性。因此，本研究假定誤差來自於自由度為 ν 的多變量 t 分配，則第 t 個觀察值的對數概似函數(log-likelihood function)為：

$$\ell_t(\theta,\nu) = \log\left[\Gamma\left(\frac{\nu+M}{2}\right)\right] - \log\left[\Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right)\right]$$
$$-\frac{1}{2}\left[\log(|H_t(\theta)|) + \mathrm{M}\log((\nu-2)\pi) -\right.$$
$$\left[\frac{\nu+M}{2}\right]\log\left(1+(\nu-2)^{-1}\varepsilon_t(\theta)' H_t(\theta)^{-1}\varepsilon_t(\theta)\right)]$$

其中 θ 是未知的參數向量。

在此架構下，條件共變異數可分解成恆常(固定不變)因子與暫時(隨時間變動)因子，假若多變量 GARCH 過程之共變異數為定態，對任何暫時性共變異數之改變，條件共變異數都將會回復到恆常的水準。為了區分非零的恆常因子與暫時因子，本文採用 Darbar and Deb(1997)以二種方式定義零共變異數，並分別對兩者進行檢定：

定義一：

股票報酬組合 (i,j)，若滿足 $\mathrm{E}(\varepsilon_{\mathrm{i,t}},\varepsilon_{\mathrm{j,t}}) = 0$，則其為零非條件共變異數(zero unconditional covariance；ZUC)。

假若誤差項為定態，對股票報酬組合 $(1,2)$ 而言，其非條件共變異數為：

$$E[\varepsilon_{1,t},\varepsilon_{2,t}] = E[h_{12,t}]$$
$$= \frac{c_{12}c_{11}}{1 - a_{1,11}a_{1,22} - g_{1,11}g_{1,22}}$$

ZUC 虛無假設的檢定可經由對 $\mathrm{H}_0 : \mathrm{c}_{12} = 0$ 之檢驗，此一虛無假設隱含非條件變異數(或恆常水準)為零。如果虛無假設為真，表示任何偏離於零的條件變異數都會回復到零的水準。

表 1　各國股市日報酬率基本敘述統計特性

國別 項目	台灣	美國	日本	香港	深圳
平均數	0.041	0.082	-0.058	-0.007	0.183
標準差	1.549	1.042	1.560	2.352	2.476
偏態係數	-0.012	-0.591	0.179	0.563	-0.792
峰態係數	2.853	6.871	2.309	12.258	3.751
最大值	7.875	4.921	7.661	17.461	10.478
最小值	-6.807	-6.793	-5.957	-14.735	-10.533
Q(20)	16.025	28.553*	39.189**	26.266	53.104**
$Q^2(20)$	57.799**	107.353**	282.894**	213.050**	132.764**
JB	241.188	1440.129	155.518	4444.258	430.02

註：**與*分別表示 5%及 10%的顯著水準.

定義二：

股票報酬組合 (i,j)，若滿足 $E(\varepsilon_{i,t},\varepsilon_{j,t}|\Omega_{t-1})=0$，則其為零條件共變異數(zero conditional covariance；ZCC)。

對 ZCC 的檢驗為：
$E[\varepsilon_{1,t},\varepsilon_{2,t}|\Omega_{t-1}]=h_{12,t}=0$

故條件(暫時)共變異數為零的假設即在檢定 $c_{12}=0$、$a_{1,22}=0$ 和 $g_{1,22}=0$ 的聯合限制式。此外，ZCC 的定義較 ZUC 更為嚴謹，因為其同時要求共變異數的恆常與暫時水準皆為零。根據 ZUC 與 ZCC 的檢定統計量，便可區別恆常與暫時的共變異數，例如對 ZCC 之檢定為拒絕但卻接受對 ZUC 之檢定，則表示暫時的共變異數不為零，而恆常的共變異數為零。

ZUC 與 ZCC 的檢定都是依據概似比率檢定統計量，然而在對 ZCC 做概似比率檢定會遭受到一個被稱為 “ Davis Problem”的技術困境(Andrews and Ploberger(1994))，在本研究中，問題之所以產生在於唯有當 $a_{1,22}\neq 0$ 時，檢定 $g_{1,22}=0$ 才有意義。一般而言，此一檢定應為 $\chi^2(3)$，但此種說法並不正確。

“ Davis Problem”並非只出現在此檢定或多變量 GARCH 參數式中，Lee(1991) 證明雖然 GARCH 變異數方程式中有兩個限制，但因為拉氏乘數檢定之訊息矩陣(information martix)的秩(rank)為一，故檢定服從 $\chi^2(1)$ 分配。在 ZCC 的檢定中，因為在拉氏乘數檢定中，訊息矩陣的秩為二，故可確定其為 $\chi^2(2)$ 分配。換句話說，上述對 ZCC 的多變量 GARCH 檢定，雖然 $c_{12}=0$、$a_{1,22}=0$ 與 $g_{1,22}=0$ 的假設有認定上的問題，但以 $\chi^2(2)$ 分配的臨界值來檢定 $c_{12}=0$、$a_{1,22}=0$ 與 $g_{1,22}=0$ 的聯合限制式仍然是正確可行的。

肆、實證結果分析

表一顯示各國股市日報酬率樣本之平均數、標準差、偏態係數、峰態係數、Ljung-

表 2 各國股市 AR(1)模型殘差項分析

國別 項目	台灣	美國	日本	香港	深圳
ε_t 之 Q(20)	16.782	27.389	27.117	24.742	47.789**
ε_t^2 之 Q(20)	59.836**	101.631**	265.424**	210.069**	131.866**

註：1. $R_t = \mu + \gamma R_{t-1} + \varepsilon_t$

2. **表示 5%的顯著水準

Box 的 Q 統計量及 Jarque-Bera 的常態分配檢定統計量。由表一可知，各國股市的平均日報酬率除了深圳股市外皆小於百分之一，五個國家的股市以深圳的深圳綜合股價指數為最高，而日本與香港股市則為負。就各國股市日報酬率之標準差而言，以美國股市的 1.042%為最低，深圳股市的 2.476%為最高。另外，各國股市日報酬率資料之偏態係數以台灣、美國與深圳股市為負，而日本與香港股市則為正。且峰態係數除了台灣與日本外，峰態係數均大於常態分配之峰態係數 3，呈現肥尾之現象，同時經 Jarque-Bera 常態分配檢定，發現各國股市之 JB 統計量在顯著水準為 5%下大於自由度為 2 之卡方統計量 5.99，顯示拒絕各國股市日報酬率為常態分配的假設。最後 Ljung-Box 的 Q(20) 統計量顯示日報酬率的資料具有序列相關的特性。

在估計各股市 GARCH(1,1)-AR(1)模型參數之前，必須先檢定各國股市日報酬率之 AR(1)過程所產生的殘差項，是否具有 ARCH 現象。採用 Ljung-Box 之 Q 檢定法對由各國股市日報酬率之 AR(1)過程所產生的殘差項及殘差項平方作序列相關檢定，若殘差項不具序列相關，而殘差項平方具有序列相關，則顯示變異數異質性存在，但值得注意的是，上述檢定方式只是原則而非定理，一般在實證上有時無法完全做到滿足 ε_t 與 ε_{t-i} 無關之條件。由表二可知除了深圳股市外各國股市殘差項之 Q(20)均小於顯著水準為 5%時之臨界值 $\chi^2(20) = 31.41$，故無法拒絕虛無假設，表示除了深圳股市外各國股市之殘差項皆不具有序列相關，符合白色噪音，模型配置合適。另外，各國股市殘差項平方之 Q(20)皆大於顯著水準為 5%時之臨界值 $\chi^2(20) = 31.41$，表示各國股市之殘差項平方具有序列相關，因此可知 ARCH 效果存在。

由以上分析的結果，本研究假設誤差項的條件分配為 t 分配，則表三列出各股市之日報酬率配置以單變量 GARCH(1,1)-AR(1)模型所得的估計參數與標準化殘差項之診斷情形，模型中各參數的估計均以最大概似估計法(MLE)求得。另外，由估計的標準化殘差項顯示各股市均不具序列相關或 ARCH 效果。本研究以台灣、美國、日本、香港及深圳五個國家兩兩配對，分別估計了十組雙變量 GARCH(1,1)-AR(1)模型，針對國與國之間的條件相關進行假設檢定與估計。完全訊息最大概似下的好處。完全訊息最大概似下的好處。

表 3　各國股市單變量 GARCH(1,1)-AR(1)模型之估計結果

國別 組別	台灣	美國	日本	香港	深圳
μ	0.054	.100**	-0.027	0.086**	0.089*
γ	0.038	0.011**	-0.051	0.089**	0.095*
ω	0.528**	.123**	.082**	0.125**	0.083**
α	0.199**	.214**	0.114**	0.183**	0.186**
β	0.588**	.687**	.854**	0.803**	0.816**
Q(20)	19.382	17.090	13.869	15.711	17.489
$Q^2(20)$	4.878	12.873	12.669	7.617	16.914
偏態係數	-0.152	-0.629	0.034	-0.448	-0.027
峰態係數	2.616	3.249	0.726	2.851	2.146
概似函數值	-878.646	-563.363	-812.917	-1002.145	-946.043

註：1. 各國股市單變量 GARCH(1,1)-AR(1)之模型如下:

$$R_t = \mu + \gamma R_{t-1} + \varepsilon_t \qquad \varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim t(0, h_t)$$

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

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 $Q^2(20)$為標準化殘差項平方之 Ljung-Box 的 Q 統計量.

3.本文實證所採用的計量軟體提供 BHHH 和 BFGS 兩種最適化的估計方法，單變量 GARCH 的概似函數對於初始值的設定較不敏感，求解過程僅需 50 至 100 次遞迴估計均能求得收斂解.

4.**與*分別表示 5%及 10%的顯著水準.

表 4 雙變量 GARCH(1,1)-AR(1)模型參數之估計

國別 項目	美國—台灣	日本—台灣	香港—台灣	日本—香港	美國—日本
μ_1	0.109**	-0.029	0.059**	-0.024	0.218**
μ_2	0.042	0.056	0.072	0.089	-0.052**
γ_1	0.088**	-0.045	0.096**	-0.033	0.008**
γ_2	0.041	0.032	0.024	0.104*	0.120**
c_{11}	0.248**	0.273**	0.331**	0.379**	0.163**
c_{12}	-0.209	0.321**	0.552**	0.318**	0.026**
c_{22}	0.668**	0.164**	0.487**	-0.079	0.191**
$g_{1,11}$	0.885**	0.922**	0.886**	0.894**	0.949**
$g_{1,22}$	0.259**	0.555**	0.334**	0.546**	0.604**
$g_{2,22}$	0.753**	0.754**	0.715**	0.716**	0.706**
$a_{1,11}$	0.411**	0.349**	0.475**	0.362**	0.268**
$a_{1,22}$	-0.016	-0.200**	0.189**	0.285**	0.225**
$a_{2,22}$	0.397**	0.170**	0.323**	0.295**	0.282**
概似函數值	-944.910	-1191.719	-1377.023	-1303.87	-915.53

續表 4 雙變量 GARCH(1,1)-AR(1)模型參數之估計

組別 項目	美國—香港	台灣—深圳	美國—深圳	日本—深圳	香港—深圳
μ_1	0.098**	0.089	0.262**	0.059	0.082
μ_2	0.007**	-0.483*	-0.008**	-0.039	-0.006
γ_1	-0.019**	0.033	0.005**	-0.037	0.085**
γ_2	0.115**	0.031	-0.019**	-0.042	0.048**
c_{11}	0.160**	0.407**	0.222**	0.208**	0.287**
c_{12}	0.082**	0.255**	0.072**	0.116**	0.223**
c_{22}	0.167**	0.212**	0.191**	-0.252**	0.210**
$g_{1,11}$	0.954**	0.922**	0.934**	0.940**	0.901**
$g_{1,22}$	0.641**	0.502**	0.624**	0.457**	0.507**
$g_{2,22}$	0.711**	0.784**	0.617**	0.825**	0.788**
$a_{1,11}$	0.254**	0.285**	0.279**	0.351**	0.443**
$a_{1,22}$	0.208**	0.215**	0.394**	0.009**	0.127**
$a_{2,22}$	0.169**	0.271**	0.417**	0.263**	0.303**
概似函數值	-1075.39	-1510.19	-1190.72	-1443.59	-1579.78

註：1. 雙變量 GARCH(1,1)-AR(1)之估計模型為：

$$\begin{bmatrix} R_{1,t} \\ R_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_1 & 0 \\ 0 & \gamma_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_{1,t-1} \\ R_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix}$$

且共變異數矩陣(H_t)內的元素為：

$$h_{11,t} = c_{11}^2 + a_{1,11}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + g_{1,11}^2 h_{11,t-1}$$

$$h_{12,t} = c_{12}c_{11} + a_{1,11}a_{1,22}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + g_{1,11}g_{1,22}h_{12,t-1}$$

$$h_{22,t} = c_{22}^2 + c_{12}^2 + (a_{1,22}^2 + a_{2,22}^2)\varepsilon_{2,t-1}^2 + (g_{1,22}^2 + g_{2,22}^2)h_{22,t-1}$$

2. 雙變量 GARCH 的概似函數對於初始值的設定非常敏感，但本文實證以單變量 GARCH 所得之估計值為初始值，最適化概似函數，在估計的過程對於共變異初始值的設定較不敏感，求解過程僅需 50 至 100 次遞迴估計均能求得收斂解.
3. **表示 5%的顯著水準.

十組雙變量 GARCH(1,1)-AR(1)模型參數之估計列於表四，雖然要解釋條件共變異函數個別參數並不容易，但由於十組雙變量 GARCH(1,1)-AR(1)模型所估計之參數在 5%的顯著水準下大都很顯著，可知模型是在一定的精確度下所估計的。此外，由表五對標準化殘差項之分析顯示標準化殘差項與標準化殘差項平方皆無自我相關之現象，因此可說明雙變量 GARCH(1,1)-AR(1)對資料之配置是相當適切的。

承續上面之分析結果，本文採用概似比檢定法(likelihood ratio test)來檢定兩國間的股票報酬是否具有(1)非條件(恆常)共變異數為零(ZUC)；(2)條件(暫時)共變異數為零(ZCC)。表六列出 ZUC 與 ZCC 檢定的概

表 5 雙變量 GARCH(1,1)-AR(1)之殘差項分析

國別 項目	美國—台灣	日本—台灣	香港—台灣	日本—香港	美國—日本
方程式(1)					
Q(20)	17.671	14.036	15.357	21.974	25.304
$Q^2(20)$	14.925	13.316	7.824	15.566	13.546
偏態係數	-0.673	0.034	-0.459	0.071	-0.916
峰態係數	3.274	0.783	2.986	0.852	4.104
方程式(2)					
Q(20)	17.704	24.898	14.336	23.79	39.512
$Q^2(20)$	4.636	9.346	6.358	19.56	12.009
偏態係數	-0.151	-0.082	-0.186	-0.343	0.086
峰態係數	2.644	2.622	2.581	2.539	0.891

註：1. 雙變量 GARCH(1,1)-AR(1)之估計模型為：

$$\begin{bmatrix} R_{1,t} \\ R_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_1 & 0 \\ 0 & \gamma_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_{1,t-1} \\ R_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix}$$

且共變異數矩陣(H_t)內的元素為：

$$h_{11,t} = c_{11}^2 + a_{1,11}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + g_{1,11}^2 h_{11,t-1}$$

$$h_{12,t} = c_{12} c_{11} + a_{1,11} a_{1,22} \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + g_{1,11} g_{1,22} h_{12,t-1}$$

$$h_{22,t} = c_{22}^2 + c_{12}^2 + (a_{1,22}^2 + a_{2,22}^2) \varepsilon_{2,t-1}^2 + (g_{1,22}^2 + g_{2,22}^2) h_{22,t-1}$$

2. 在表格第一列中第一個國家代表變數 1，第二個國家代表變數 2
3. 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 $Q^2(20)$為標準化殘差項平方之 Ljung-Box 的 Q 統計量

續表 5 雙變量 GARCH(1,1)-AR(1)之殘差項分析

國別 項目	美國—香港	台灣—深圳	美國—深圳	日本—深圳	香港—深圳
方程式(1)					
Q(20)	24.395	20.544	23.071	38.754	17.724
$Q^2(20)$	14.542	10.699	12.027	15.021	17.353
偏態係數	-0.920	0.028	-0.476	-0.240	-0.239
峰態係數	4.295	2.647	4.688	3.626	2.282
方程式(2)					
Q(20)	19.204	25.904	38.968	23.181	37.181
$Q^2(20)$	27.243	22.840	6.363	5.114	32.655
偏態係數	-0.450	-0.518	-1.199	0.397	-0.693
峰態係數	2.814	3.856	7.352	3.510	3.082

表 6 ZUC 與 ZCC 檢定的概似比統計量

項目 組別	ZUC	ZCC
美國—台灣	9.10***	15.76***
日本—台灣	9.28***	29.28***
香港—台灣	14.04***	34.22***
日本—香港	38.60***	59.98***
美國—日本	17.58***	18.26***
美國—香港	12.06***	32.74***
台灣—深圳	6.94***	49.18***
美國—深圳	26.66***	66.26***
日本—深圳	2.44	2.76
香港—深圳	6.04**	31.44***

註：1. 雙變量 GARCH(1,1)-AR(1)之估計模型為：

$$\begin{bmatrix} R_{1,t} \\ R_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_1 & 0 \\ 0 & \gamma_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_{1,t-1} \\ R_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix}$$

且共變異數矩陣(H_t)內的元素為：

$$h_{11,t} = c_{11}^2 + a_{1,11}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + g_{1,11}^2 h_{11,t-1}$$

$$h_{12,t} = c_{12} c_{11} + a_{1,11} a_{1,22} \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + g_{1,11} g_{1,22} h_{12,t-1}$$

$$h_{22,t} = c_{22}^2 + c_{12}^2 + (a_{1,22}^2 + a_{2,22}^2) \varepsilon_{2,t-1}^2 + (g_{1,22}^2 + g_{2,22}^2) h_{22,t-1}$$

2.ZUC 之虛無假設檢定為 $c_{12} = 0$，在虛無假設下 ZUC 服從 $\chi^2(1)$；ZCC 之虛無假設檢定為 $c_{12}=0$，$a_{1,22}=0$，$g_{1,22}=0$，在虛無假設下 ZCC 服從 $\chi^2(2)$.

3.***與**分別表示 1%及 5%的顯著水準.

似比統計量, 實證結果顯示除了日本與深圳股市這一組外，其餘九組國家間的股票報酬, 不論是恆常共變異數或暫時共變異數都顯著異於零，亦即台灣、美國、日本、香港及深圳股市間不論長期或短期都有相關性。得到以上的結果，則可檢驗報酬組合 (i, j) 條件相關係數的性質。兩國間報酬組合的條件相關係數 ($Corr_{ij,t}$) 其公式如下：

$$Corr_{ij,t} = \frac{h_{ij,t}}{\sqrt{h_{ii,t} h_{jj,t}}}$$

表七列出了估計的條件相關係數之次序統計量，由表中可知，本文所研究的十組國家的條件相關係數中位數皆為正, 其中美國與台灣這一組的條件相關係數中位數為 0.192，是十組中的最大值；而美國與深圳這一組的條件相關係數中位數為 0.003，是十組中的最小值，此一結論與 ZUC 與 ZCC 的概似比統計量檢定的結果相互比較並非一致的。若由前面的 ZUC 與 ZCC 的概似比統計量觀察日本與深圳所得的結果並不顯著, 在此這一組的條件相關係數中位數是十組中的次小的， 其值為 0.016，

表 7 估計條件相關係數之統計分析

項目 組別	隨時間改變之條件相關係數				
	最小值	5%分位數	中位數	95%分位數	最大值
美國—台灣	-0.108	0.043	0.192	0.301	0.484
日本—台灣	-0.277	-0.058	0.084	0.178	0.362
香港—台灣	-0.155	0.002	0.138	0.241	0.359
日本—香港	-0.226	0.007	0.171	0.330	0.492
美國—日本	-0.248	-0.102	0.006	0.102	0.335
美國—香港	-0.318	-0.072	0.024	0.102	0.286
台灣—深圳	-0.215	-0.041	0.067	0.154	0.377
美國—深圳	-0.347	-0.146	0.003	0.158	0.372
日本—深圳	-0.191	-0.038	0.016	0.065	0.287
香港—深圳	-0.204	-0.038	0.038	0.107	0.253

此結果具一致性。雖然這十個報酬組合有負相關的情況發生，但此一情況發生的機率並不高，此亦可由其後所分析之各組估計每日條件相關係數圖，由圖二至圖十一觀察而得，此隱含國與國之間的條件相關係數，存在正相關的機率會大於負相關的示台灣、香港與深圳股市具密切連動性。機率，而造成報酬組合有負相關的情形，可能來自於各國之國家因素。另外，表七也說明每一報酬組合其條件相關係數的範圍有明顯的差距，例如美國與深圳的條件相關係數範圍是-0.347~0.372 為十組中具最大範圍、而香港與深圳的條件相關係數範圍是-0.204~0.253 為十組中具最小範圍，在大部份的情形下，第五百分位數與第九十五百分位數皆很接近於最小值與最大值。此外，由條件相關係數的範圍可知，十組報酬組合條件相關係數其相關程度均不高，就進行國際投資而言，當兩國之間的相關程度愈低時，愈能獲得國際投資組合風險分散的利益，尤其是投資在兩國之間的相關係數愈低甚至為負的國家，所獲得風險降低的效果會更大。

最後，圖二至圖十一分別為台灣、美國、日本、香港及深圳股市間股票報酬從 1998 年 5 月至 1998 年 9 月之估計每日條件相關係數。此一期間是全球金融市場的一個事件期間，國際金融危機從 1997 年 7 月在亞洲引爆後，已經蔓延到俄羅斯，在 8 月下旬俄羅斯政府宣布放棄盧布浮動限制，造成連續性的金融黑色風暴，俄羅斯金融危機導致美國股市在 1998 年 8 月 31 日星期一崩盤，造成美國 NYSE 指數暴跌，單日下跌點數創歷史紀錄。

十個組合在衝擊後的條件相關係數大部份都大幅提高，條件相關係數劇烈上升的日期發生在 1998 年 9 月 1 日，若觀察與台灣相配對之國際股市之條件相關係數，則發現美國與台灣、香港與台灣這兩組約耗費三至五天之後才回復到正常的水準。但日本與台灣這一組僅需了二天就回復到原先的水準，此一結果顯示若投資者參考條件相關係數改變的過程來調整最適資產

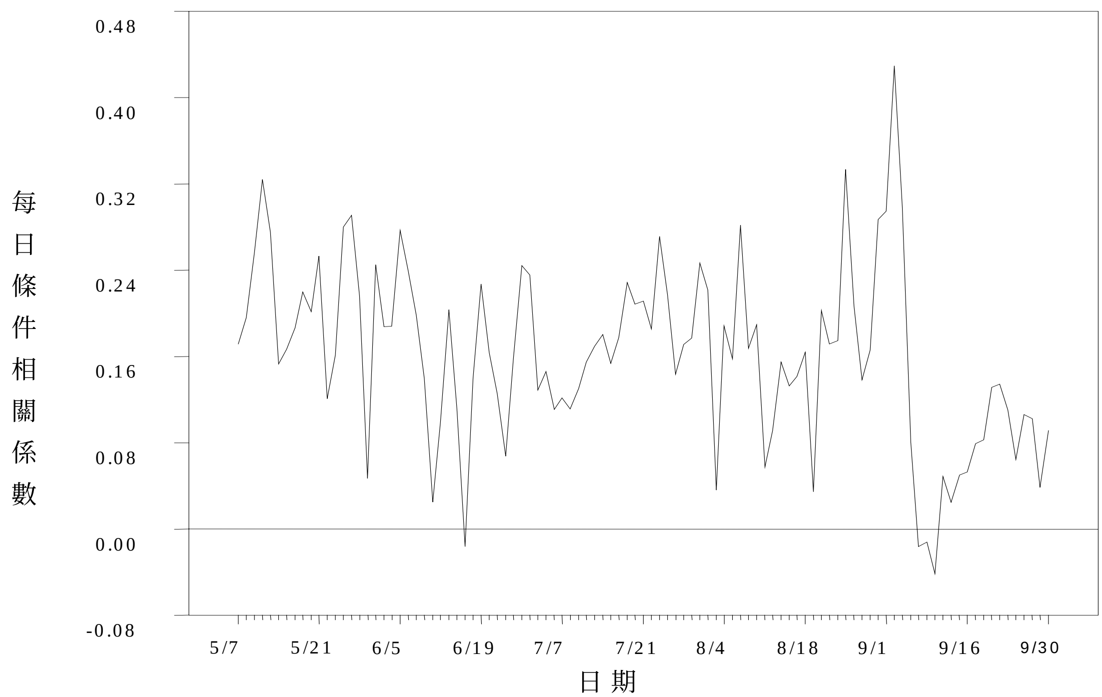

圖 2 美國與台灣之估計每日條件相關係數(1998 年 5 月~1998 年 9 月)

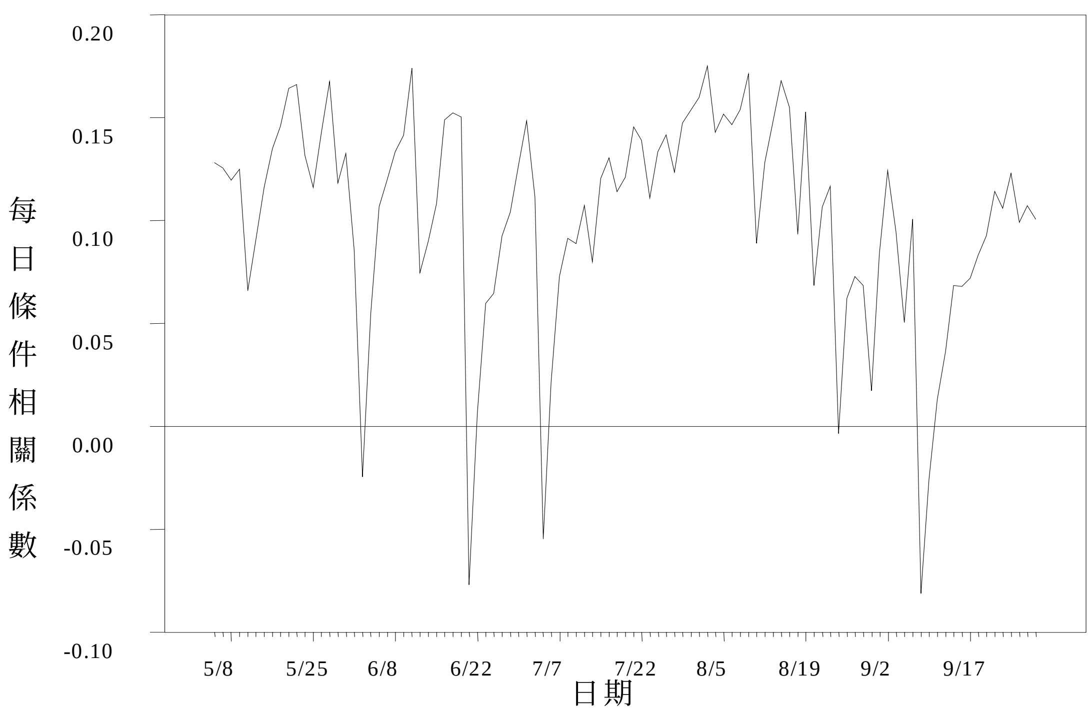

圖 3 日本與台灣之估計每日條件相關係數(1998 年 5 月~1998 年 9 月)

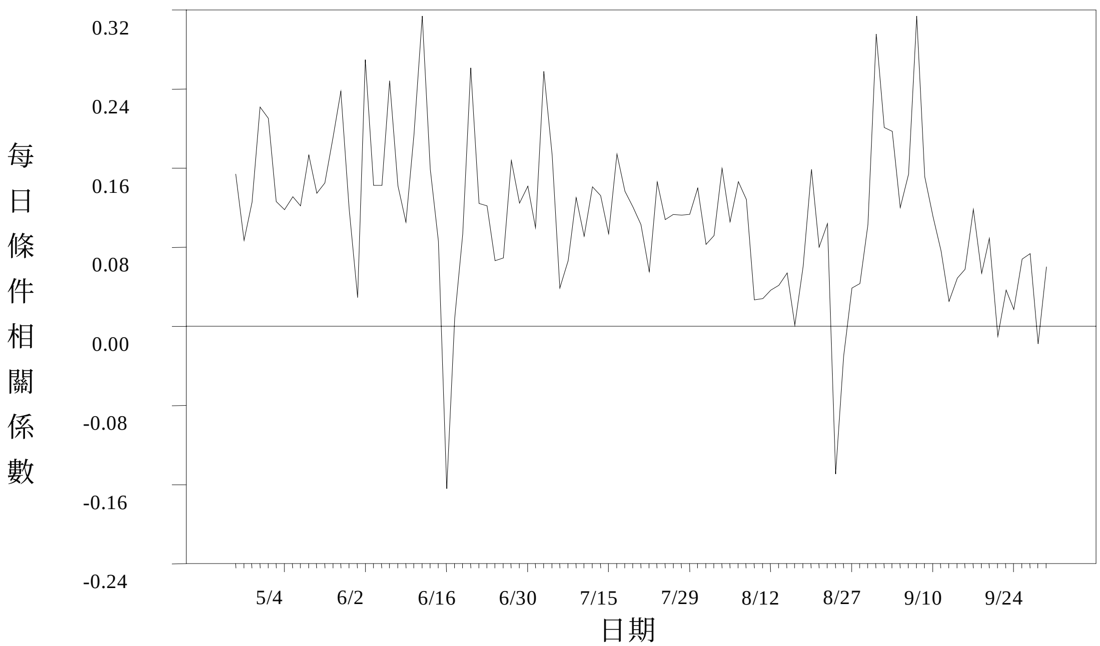

圖 4 香港與台灣之估計每日條件相關係數(1998 年 5 月~1998 年 9 月)

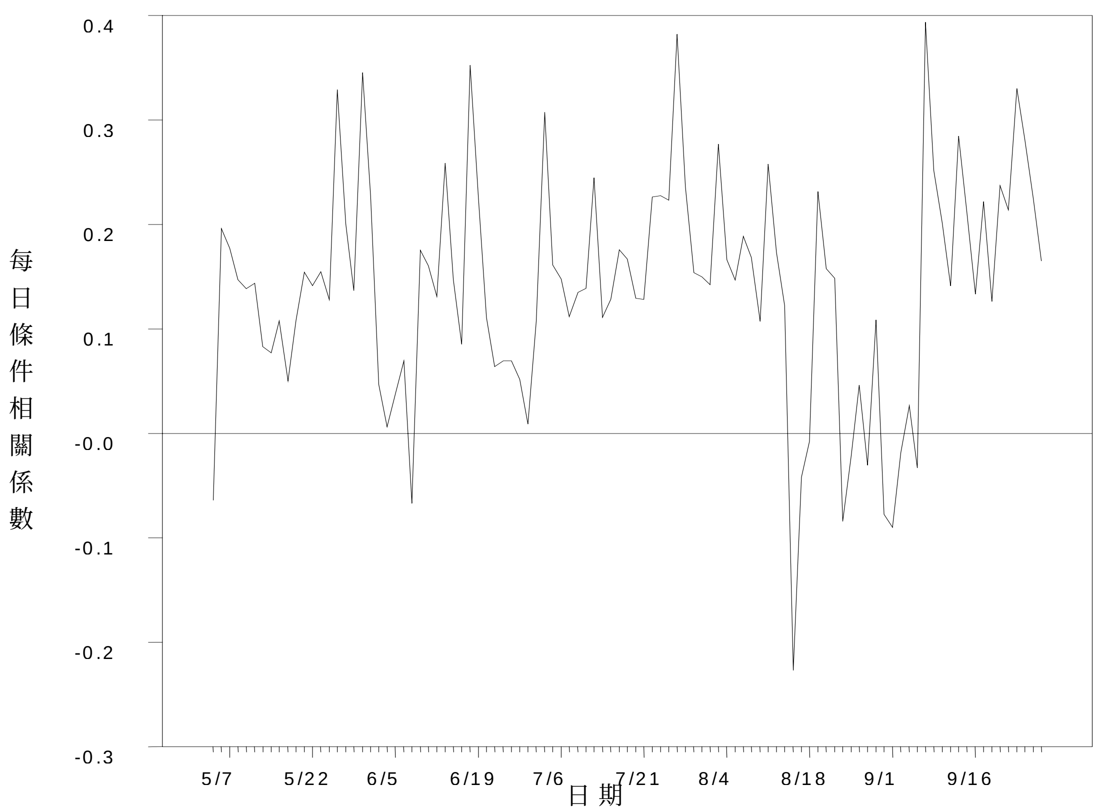

圖 5 日本與香港之估計每日條件相關係數(1998 年 5 月~1998 年 9 月)

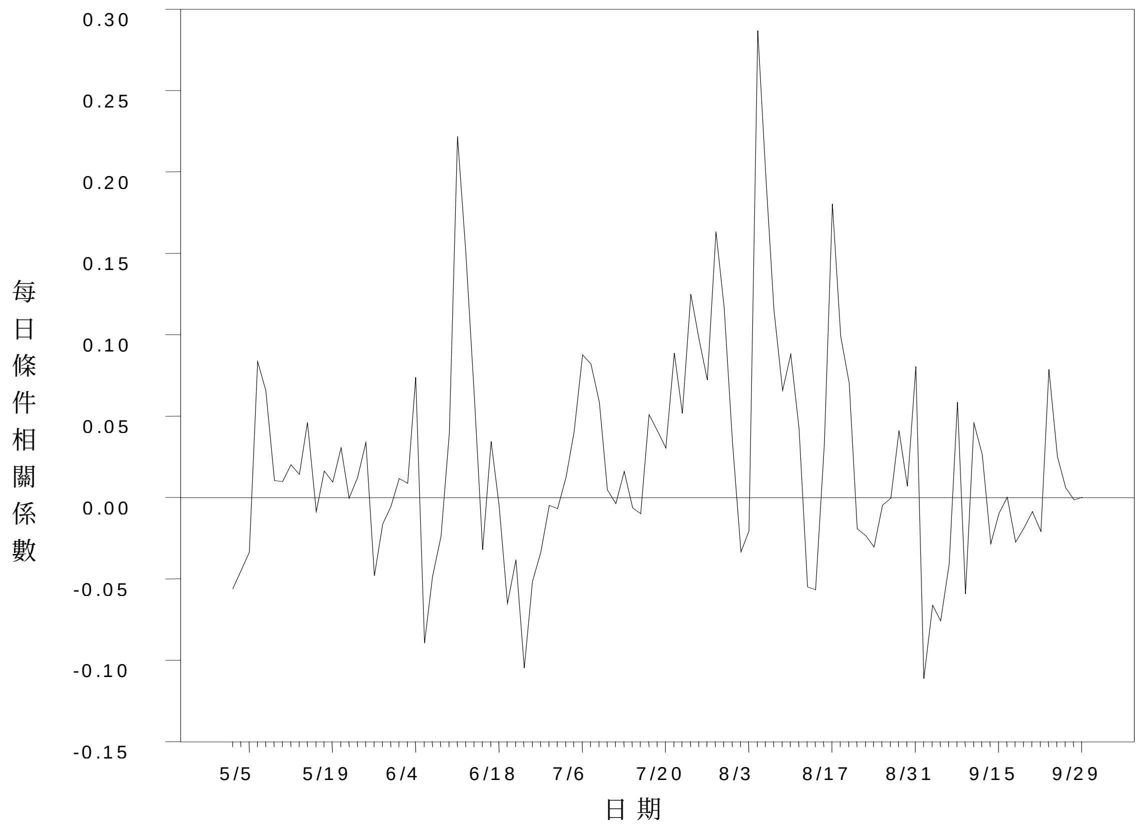

圖 6 美國與日本之估計每日條件相關係數(1998 年 5 月~1998 年 9 月)

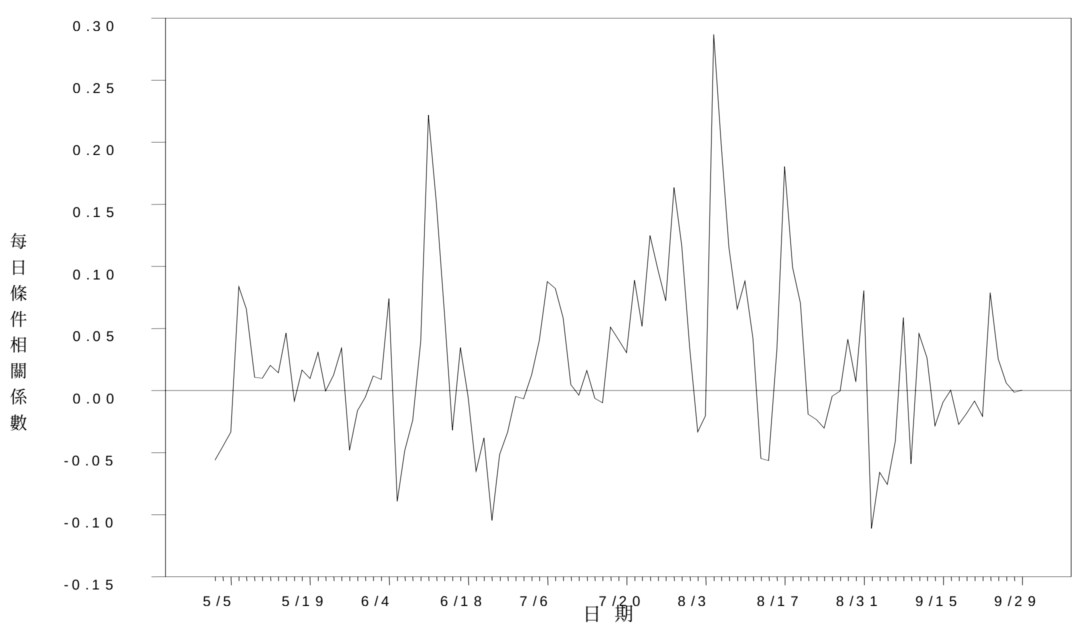

圖 7 美國與香港之估計每日條件相關係數(1998 年 5 月~1998 年 9 月)

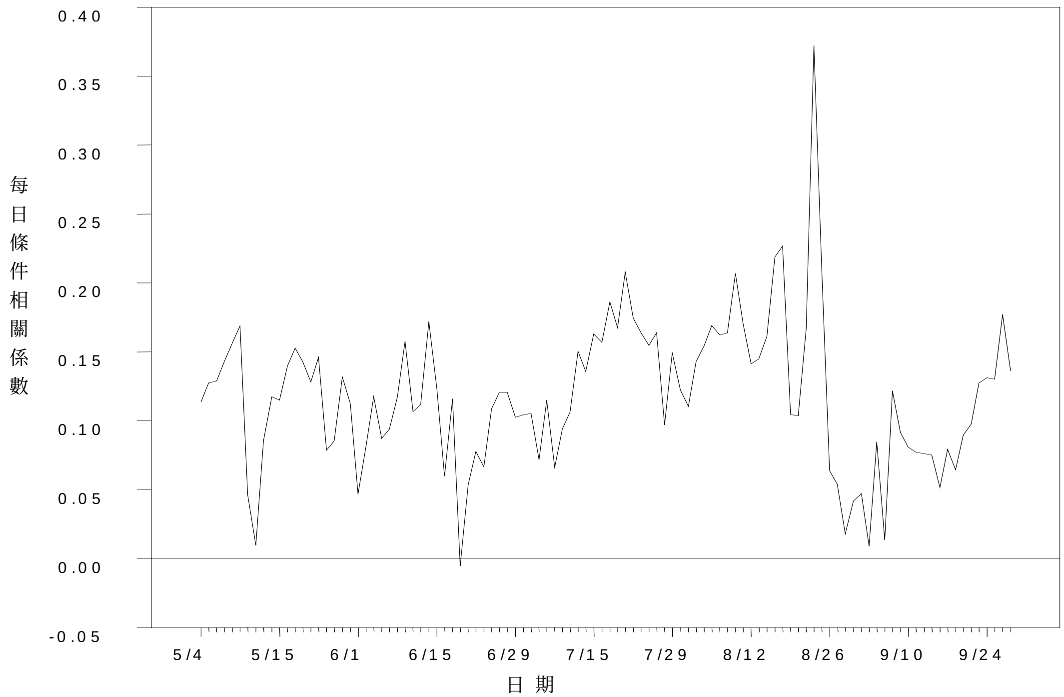

圖 8 台灣與深圳之估計每日條件相關係數(1998 年 5 月~1998 年 9 月)

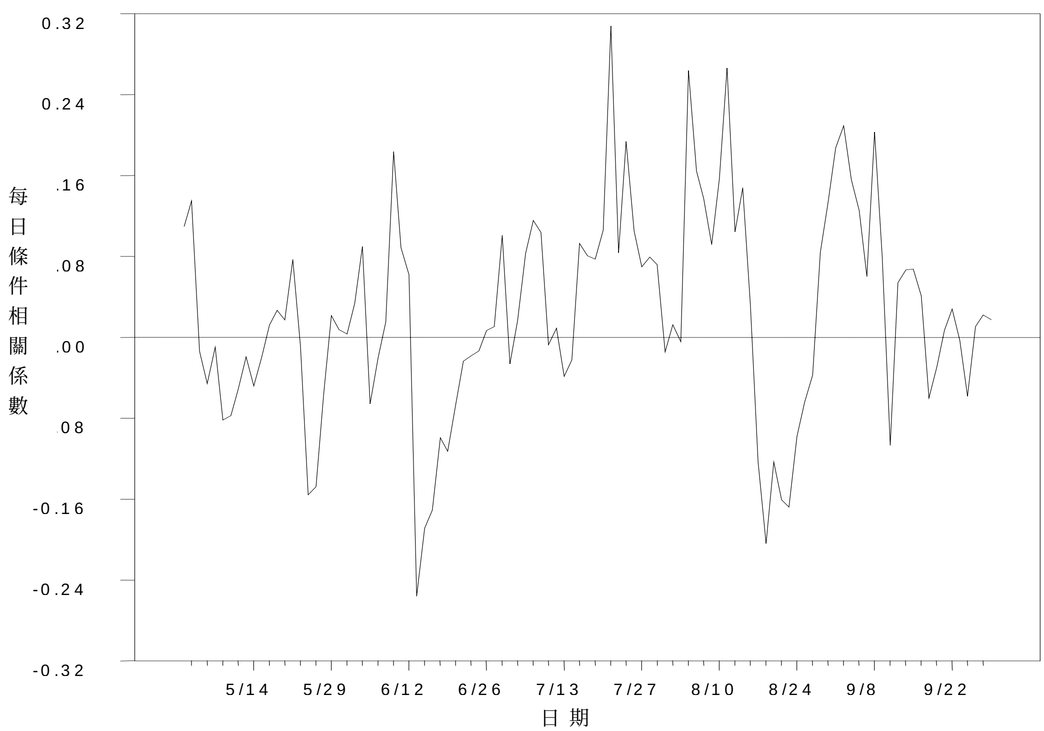

圖 9 美國與深圳之估計每日條件相關係數(1998 年 5 月~1998 年 9 月)

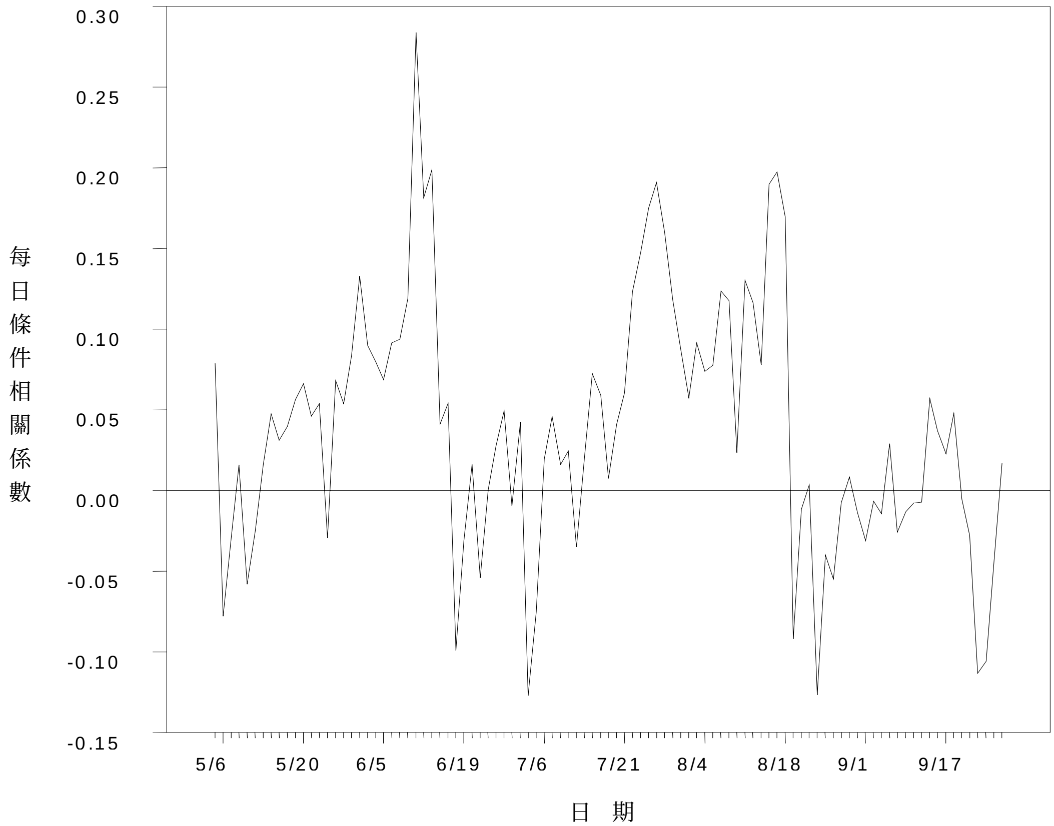

圖 10 日本與深圳之估計每日條件相關係數(1998 年 5 月~1998 年 9 月)

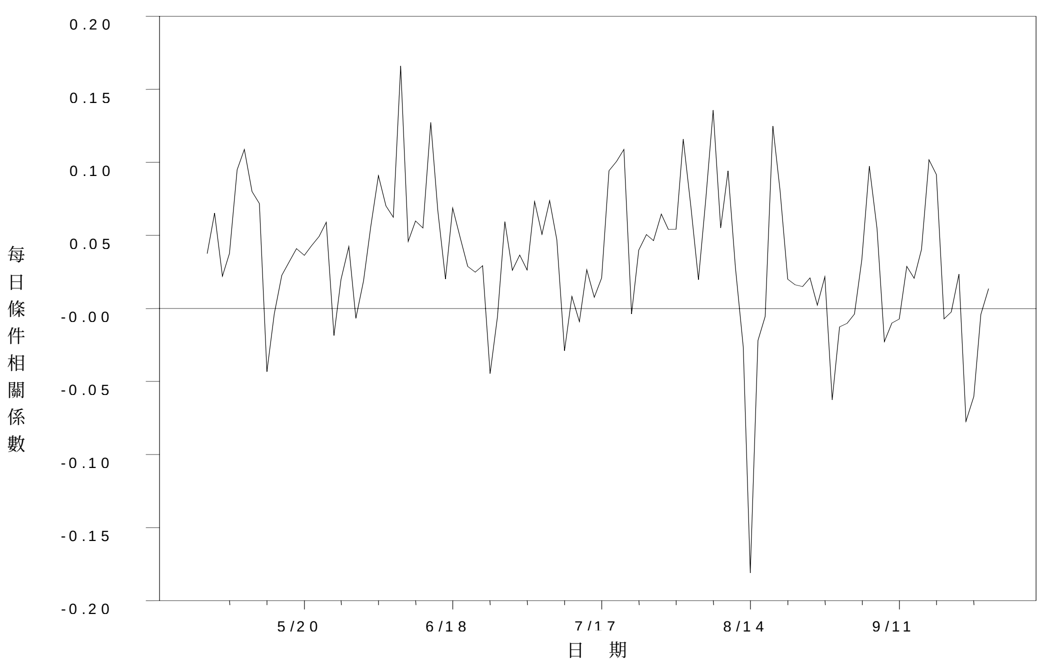

圖 11 香港與深圳之估計每日條件相關係數(1998 年 5 月~1998 年 9 月)

負債組合, 則可擴大國際投資組合風險分散的潛在利益, 而且當相關性回復到恆常水準的時間愈長時, 隨時間變動之條件相關係數對調整之國際投資組合就有愈大的價值。除此之外, 亦可由台灣-香港(圖四)台灣-深圳(圖八)與香港-深圳（圖十一）這三組兩岸三地間股市報酬條件相關係數, 在此一事件發生後均呈現顯著正相關, 顯示台灣、香港與深圳股市具密切連動性。

伍、結論

本文以台灣、美國、日本、香港及深圳等五個國家的股市為研究對象, 並將樣本國家分成十組, 藉由對條件共變異數與條件相關係數之探討來驗證台灣、美國、日本、香港及深圳股票市場間股票報酬共移性的時間變異特性。

本研究採用一般正定多變量 GARCH(1,1)-AR(1)為主要實證模型, 並將模型中條件誤差項之分配假設為雙變量 t 分配, 獲致下列的實證結果：

1.除了日本與深圳這一組的股票報酬外, 本文所觀察的其餘九組國家間的股票報酬, 不論是恆常共變異數或暫時共變異數都顯著異於零, 亦即國際股市間不論長期或短期彼此間都有相關性。

2.雖然以往的研究已指出條件相關係數會隨時間而變動, 但卻未詳盡地提供各國股市間條件相關係數動態變動過程的資訊。然而在本研究採用多變量 GARCH 模型估計條件相關係數之實證結果, 不但印證各國股市間相關性非固定不變的現象；而且發現十個組合之條件相關係數存在正相關的機率會大於負相關的機率。

3.最後在俄羅斯金融危機導致美國股市在 1998 年 8 月 31 日星期一崩盤的事件分析中, 若觀察以台灣相配對之國際股市之條件相關係數則發現, 則發現美國與台灣與香港與台灣這兩組約耗費三至五天之後才回復到正常的水準。但日本與台灣這一組只花了二天就回復到原先的水準, 此一結果顯示若投資者參考每日條件相關係數改變的過程來調整最適資產負債組合, 則可擴大國際投資組合風險分散的潛在利益, 而且當相關性回復到恆常水準的時間愈長時, 隨時間變動之條件相關係數對調整之國際投資組合就有愈大的價值。且兩岸三地股市報酬之條件相關係數呈現顯著正相關。

參考文獻

一、中文部分

1.宋瑞蛟(1991). 太平洋盆地各國證券市場股價行為與關聯性之實證研究. 碩士論文, 輔仁大學管理學研究所。

2.吳銀釧(1998). 台灣與國際股市相關係數的時間數列分析及應用. 碩士論文, 政治大學國際貿易研究所。

3.陳柏堅(1991). 國際股市股價指數與國內股市股價指數之關係研究. 碩士論文, 中興大學企業管理研究所。

4.劉祥熹與林政文(1998). 亞太華人地區股市共整合與因果關係之研究. 亞太經濟管理評論, 2(12), 1-29.

二、英文部分

1. Andrews, D. W. K. and W. Ploberger (1994). Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative. Econometrica , 62 , 1383-1414.
2. Becker K. G., J. E. Finnerty and A. L. Tucker (1992). The intraday interdependence structure between U.S. and Japanese equity markets. Journal of Financial Research, 27-37.
3. Bollerslev, T. (1987). A conditionally heteroskedasticity time series model for speculative prices and rates of return. The Review of Economics and Statistics, 542-47.
4. Bollerslev, T., R. Y. Chou, and K. F. Kroner (1992). ARCH model in finance: A review of the theory and empirical evidence. Journal of Econometrics, 52, 5-59.
5. Bollerslev, T., R. F. Engle, and J. M. Wooldridge (1988). A capital asset pricing model with time-varying covariances. Journal of Political Economy, 96, 116-31.
6. Chang, A. K. H., S. L. Chou, and C. S. Wu (2000). International transmission of stock market movements within the great China economic area. PanPacific Management Review, 3, 283-298.
7. Conrad, J., M. N. Gultekin, and G. Kaul (1991). Asymmetric predictability of conditional variances. Review of Financial Studies, 4, 597-622.
8. Darbar, S. M. and P. Deb (1997). Co-movements in international equity markets. The Journal of Financial Research, 305-22.
9. Engle, R. F. and K. F. Kroner (1995). Multivariate simultaneous generalized ARCH. Econometric Review, 11, 122-50.
10. Gruble, H. G. (1968). Internationally diversified portfolios: Welfare gains and capital flows. American Economic Review, 1299-1314.
11. Gruble, H. G. and K. Fadner (1971). The interdependence of international equity markets. Journal of Finance, 26, 89-94.
12. Hamao, Y., R. W. Masulis and V. Ng (1990). Correlation in price changes and volatility across international stock markets. The Review of Financial Studies, 281-307.
13. Hung, B. W. S. and Y. L. Cheung (1995). Interdependence of asian emerging equity market. Journal of Business Finance and Accounting, 22, 281-288.
14. Ibbotson, R. G., R. C. Carr, and A. W. Robinson (1982). International equity and bond returns. Financial Analysts Journal, 61-83.
15. Karolyi G. A. and R. M. Stulz, (1996). Why do markets move together? An investigation of U.S.-Japan stock return comovements. Journal of Finance, 51, 951-986.
16. Koch, P. and R. Koch (1991). Evolution in dynamic linkages across daily national stock indexes. Journal of International Money and Finance, 10, 231-51.
17. King, M., E. Sentana, and S. Wadhwani (1994). Volatility and links between

national stock markets. Econometrica, 62, 901-33.

18.Lau S. T. and J. D. Diltz,(1994). Stock returns and the transfer of information between the New York and Tokyo stock exchanges. Journal of international Money and Finance, 211-222.

19.Lee, J. H. H. (1991). A lagrange multiplier test for GARCH models. Economics Letters, 37, 265-71.

20.Levy, H. and M. Sarnat (1970). International diversification of investment portfolios. American Economic Review, 668-75.

21.Longin, F. and B. Solnik (1995). Is the correlation in international equity returns constant: 1960-1990?. Journal of International Money and Finance, 14, 3-26.

22.Markowitz, H. M. (1952). Portfolio selection. Journal of Finance, 7, 71-91.

23.Solnik, B. (1974). Why not diversify internationally rather than domestically?. Financial Analysts Journal, 30, 48-54.

2000 年 **03** 月 **06** 日收稿
2000 年 **03** 月 **08** 日初審
2000 年 **05** 月 **13** 日複審
2000 年 **06** 月 **16** 日接受