

金融風險管理季刊  
民95，第二卷，第四期，19-47

# 區隔市場或整合市場？ 亞洲股市與美國及日本股市的實證研究

## Segmented Market or Integrated Market? Evidence from the Stock Markets of Four Pacific Basin Countries

陳仕偉\*  
Shyh-Wei Chen

東海大學經濟學系副教授  
Department of Economics, Tunghai University

林惠如  
Hui-Ju Lin

東海大學經濟學系碩士  
Department of Economics, Tunghai University

### 摘要

本文重新檢視亞洲股市與美、日兩大股市的共移程度，換言之，我們檢視亞洲股市之市場結構較適用於「完全區隔市場假說」？或「弱式區隔市場假說」？還是「完全整合市場假說」。我們以單根檢定、共整合檢定、一般化衝擊反應函數與預測誤差變異數分解等方法檢視美、日兩大國際股市之外生衝擊對亞洲各國股價指數的影響。實證結果顯示南韓、香港、馬來西亞及泰國均未與美、日兩大股市間存在長期均衡的共整合關係。一般化衝擊反應函數分析結果發現亞洲各國股市受美、日兩大國際股市衝擊影響頗為顯著，其中，香港股市相對較易受兩大國際股市所影響，而國際股市衝擊對亞洲各國股市至多僅有為期六週之短期影響，亞洲各國股市受道瓊工業股價指數衝擊之即期反應程度普遍大於受日經 255 股價指數影響之程度；一般化預測誤差變異數分析結果亦顯示道瓊工業股價指數波動對亞洲各國股價指數之預測誤差具有較高的解釋能力，可知相較於日本，美國股市對於亞洲股市表現較具影響力，其中，香港、馬來西亞及泰國等國股市受美國股市影響較為顯著，南韓股市表現則受日本股市衝擊影響程度較大；又國際因素對於亞洲各國股價指數表現確實具有顯著影響，亞洲各國股市表現符合 McDonald (1973) 的弱式區隔市場假說。

**關鍵詞**：區隔市場、整合市場、衝擊反應函數、預測誤差變異數分解

**JEL分類代號**：C32, G15

\* 本文感謝三位匿名評審細心審閱並提出寶貴的建議，使本文內容更為充實，文中若有任何疏失，當由作者負責。

\*\* 作者通訊：陳仕偉，台中市台中港路 3 段 181 號，TEL：(04) 2359-0121#2922，E-mail：[schen@thu.edu.tw](mailto:schen@thu.edu.tw) 或 [shyhwei.chen@gmail.com](mailto:shyhwei.chen@gmail.com)。

## Abstract

This paper reexamines the patterns of dynamic linkages among national stock prices of four Pacific Rim countries, that is, South Korea, Hong Kong, Malaysia and Thailand, with the leading stock markets, i.e., the U.S and Japan. The analysis employs recent time series techniques, i.e., the unit root test with and without break, cointegration test and generalized impulse response (GIRF) function and generalized variance decomposition function (GFED) to accomplish the study. Empirical results show that there is no cointegration relationship between the four Pacific Rim stock markets with the U.S. and Japan, indicating that there is not strong co-movement between the four Asian stock markets with the U.S. and Japan. The estimates from the GIRF and GFED indicate that the four Pacific Rim stock markets are affected by the stock markets of U.S. and Japan to some extent. The weak segmented market hypothesis is evident by our empirical results.

**Key Words:** Segmented market, integrated market, impulse response function, variance decomposition function

**JEL Classification:** G15, C32

## 1. 前言

隨著全球金融體系日益自由化的潮流，國際資金流動愈趨頻繁，跨國投資成本也隨之降低，國際投資行為已成為世界經濟體系間的主要經濟活動，也因而加深了各國金融市場的互動關係。由於亞洲各國金融體系普遍缺乏健全監管機制，加上近年金融市場國際化下，各國金融市場門戶大開，投機性資本得以活躍於亞洲各國金融市場，對亞洲各國金融市場之影響力亦日益顯著。亞洲各國一直是國際證券投資的主要地區，外資投資金額佔股市總市值比例明顯偏高，其貨幣又多以釘住美元為主，一旦外資無預警地巨額抽離，皆可能造成投資人恐慌或是過度悲觀預期，進而造成金融危機；以1997年7月亞洲金融

風暴事件為例，由於泰國受到投機性金融活動衝擊而引發了金融危機，對國際各股市所造成的衝擊如同骨牌效應般持續地且廣域地擴散至亞洲各國金融市場，凸顯出亞洲各國金融體系對於外生衝擊之防禦能力確實不足；儘管如此，國際投資者對於亞洲股市的高度青睞仍具體反映於亞洲區域性股票型基金的投資風潮，因此，對於亞洲各國股價指數受國際股市衝擊影響程度之瞭解，實為國際投資者所須關注的議題之一。

對於國際金融市場連動關係之研究可謂為唯利時代下的顯學，金融市場結構分析國際金融市場共移程度(co-movement)之理論文獻中，又屬「區隔市場理論(segmentation theory)與「整合理論(integration theory)兩個理論較具爭議，兩者差異主要在於區隔理

論認為各個市場可以明確地分割，各國股市之股價由各自的金融市場所主宰，各市場間的相關係數很低，而整合理論則認為國際金融市場由多個具高度相關之個別市場所整合而成，無法明確劃分界線，各國股市之股價皆受國際共通因素所影響，且各市場間之相關係數很高。然而，我們無法將真實的金融市場結構絕對地劃分成完全區隔與完全整合等兩種極端結構，McDonald (1973) 提出「弱式區隔市場理論」，指出國際市場的區隔及整合僅僅是程度上之差異，無法將國際市場絕對分成完全區隔或完全整合，各國金融市場表現同時受到國際性因素與個別國家之因素所牽制。

證實國際投資組合具風險分散效果的實證文獻已有許多，如 Grubel (1968)、Solnik (1974)；而研究國際股市共移程度之相關議題亦備受學者們青睞，如 Ripley (1973)、Eun and Shim (1989)、Kasa (1992)、Cheung and Mak (1992)、Cheung and Liu (1994) 及 Masih and Masih (1997) 等，國內相關文獻則包括葉銀華 (1991)、徐守德 (1995)、黃博怡與陳君達 (2002) 及連春紅與李政峰 (2005) 等。上述文獻中皆指出美國及日本兩大股市具備相關的影響地位，這個結論是可以預期的，因為美國為世界最大經濟體，紐約股市之上市公司市值總額高達 12,398 (十億) 美元，<sup>1</sup>對於世界各國經濟主體之影響力不遑多讓，而日

本之股市規模為亞洲之冠，股市之上市公司市值總額僅次於美國紐約股市，為 3,526 (十億) 美元。但在過去的文獻在市場共移程度的實證結果上並沒有得到共同的定論。

本文重新檢討亞洲股市與美日兩大股市的共移程度，換言之，我們檢視亞洲各國股市之市場結構較適用於「完全區隔市場假說」？或「弱式區隔市場假說」？還是「完全整合市場假說」？與過去相關的文獻對比，本文主要有兩個差異：第一，本文除了以共整合檢定 (co-integration test) 試著捕捉南韓、香港、馬來西亞與泰國等四個亞洲國家與美國、日本兩大經濟主體之股票市場可能存在的長期均衡關係外，並以 Pesaran and Shin (1998) 提出之一般化衝擊反應函數 (generalized impulse response function, GIRF) 分析不同衝擊來源對各國股市的影響程度，同時透過一般化預測誤差變異數分解 (generalized forecast error variance decomposition, GFED) 衡量各國股市之預測誤差變異由自身股市變動或是其他股市變動所能解釋的比例，再藉由各國股價預測誤差由本身或其他股市波動所解釋部份之百分比，作為判定亞洲各國股市市場結構之依據。一般化衝擊反應函數與正交化衝擊反應函數之不同是在於正交化之衝擊反應函數與預測誤差變異數分解會因變數排列順序的不同將影響衝擊反應的結果，即排序在前的變數會影響同期排序

<sup>1</sup> 資料來源：臺灣證券交易所。

在後的變數，但排序在後的變數卻無法影響同期排序在前的變數，因而產生不同之結果，而一般化衝擊反應函數與預測誤差變異數分解則是不受變數排列順序所影響的，因此是唯一的。<sup>2</sup>其次，過去文獻多以 Granger 因果檢定的方法討論亞洲國家的股票與美日兩國股價的領先落後關係，如 Cheung and Mak (1992)、Narayan et al. (2004)、連春紅與李政峰 (2005) 等；而在 Cheung and Liu (1994) 的文獻中，則是以美、日、香港、新加坡、台灣及南韓六個國家的股價指數，同樣以共整合的方法探討其是否存在共同趨勢 (common trend) 的特色？該文中發現美國及台灣的股價指數行為與其它亞洲四個國家的股票指數較為偏離，亦即日本、香港、新加坡及南韓的股價指數行為具備區域整合的特色。<sup>3</sup>另外 Corhay et al. (1995) 探討澳大利亞、日本、香港、紐西蘭及新加坡等五個國家的股票指數是否具備長期均衡關係，他們也發現這幾個國家的股價指數行為具備區域整合的特色。Masih and Masih (1997) 則是以美國、英國、加拿大、法國、德國、日本等六國之股市月報酬資料，並以共整合檢定及傳統的衝擊反應函數及預測誤差變異數分解進行分析，結果發現全球股市崩盤後國際市場愈趨整合，且並未影響美國股市

股市之領導地位，顯示無論歷經全球股市崩盤、亞洲金融風暴亦或911事件等重大經濟事件，美國股市對國際各股市之影響仍顯強勢。Siklos and Ng (2001) 則是探討亞洲五個國家的股價（泰國、香港、新加坡、台灣及南韓）分別與美國及日本的股價指數是否具有共同趨勢的特色？<sup>4</sup>而本文探討的議題與 Cheung and Liu (1994)、Chowdhury (1994) 及 Siklos and Ng (2001) 較為接近，但是本文與其不同的是我們是以個別的亞洲國家股價指數與美日兩大指數進行區隔市場或整合市場假說的檢定研究，而不是全部放在一起（如 Cheung and Liu, 1994；Chowdhury, 1994）或分別 (Siklos and Ng, 2001) 進行探討。Chen et al. (2002) 的文獻中也特別指出新興國家的金融市場較已開發國家的金融市場，其市場關聯性較低，因此是測試整合市場假說或區隔市場假說的有用對象。

本文的實證結果顯示，與過去文獻類似，在單根檢定結果中（包括 ADF、KPSS 等單根檢定及 Zivot and Andrews (ZA, 1992) 具結構改變的單根檢定）南韓、香港、馬來西亞、泰國、日本及美國等國之股價指數皆呈現  $I(1)$  序列。但是共整合檢定結果則顯示，南韓、香港、馬來西亞及泰國等各國股市並未與美、日兩大國際股市存在

<sup>2</sup> Masih and Masih (1999) 及 Dekker et al. (2001) 也曾利用 GIRF 及 GFED 探討亞洲股市之間的動態聯結關係。而利用 GIRF 及 GFED 探討其他議題的文獻讀者可以參考 Lee et al. (1992)，Lee and Pesaran (1993) 或 Pesaran et al. (1993)。

<sup>3</sup> Chowdhury (1994) 同樣以共整合的方法，探討美、日、香港、新加坡、台灣及南韓六個國家的股價指數的相關程度。

<sup>4</sup> Ghosh et al. (1998) 同樣探討亞洲九個國家的股價指數分別與美國及日本的股價指數是否具有共同趨勢的特色？

共整合之長期均衡關係，與Cheung and Liu (1994) 發現兩個共整合關係或是 Kasa (1992)、Masih and Masih (1997)、Narayan et al. (2004) 等發現一個共整合關係不同。要特別說明的是，若股票市場間存在共整合關係則隱含存在一個共同力量 (common force)，例如套利活動 (arbitrage activity)，使得這些股市在長期時會傾向整合在一起，因此從另一個角度來看，檢定共整合在某種程序上就等同於檢定套利活動是否存在。換言之，股市間若不存在共整合的關係，則表示套利活動在長期時仍無法使得這些金融市場整合在一起 (Masih and Masih, 1999, 2002)。<sup>5</sup>而且股票市場存在共整合的關係，並不表示國際投資人之投資組合無法在這些股市中達到分散跨國投資風險的利益，但是要在這些整合市場中獲得較高的風險分散之報酬或利益之機率較低，這是因為若市場間具共整合的關係，投資人在長期獲取超額報酬或利潤的空間會因為套利的活動而逐漸壓縮進而消失，但是不排除國際投資人在短期時仍然有機會透過分散跨國投資風險而獲益 (Narayan et al., 2004)。<sup>6</sup>我們的一般化衝擊反應分析及一般化預測誤差變異數分解結果顯示，南韓、香港、馬來西亞、泰國等國股市易受日經 225 股價平均指數與道瓊工業平均指數所影響，其中又以香港最易受日經 225

股價平均指數與道瓊工業平均指數所影響，相較其他亞洲國家，香港金融市場較為開放，且股市又沒無漲跌幅限制，<sup>7</sup>我們推論各國股價指數對外生衝擊的即期反應程度與金融市場開放程度及漲跌幅限制應存在高度相關。根據一般化預測誤差變異數分解的結果，我們發現亞洲各國股價指數表現皆支持 McDonald (1973) 的弱式區隔市場假說。

本文架構依序如下：第一節為前言，說明本文之研究動機與探討之目的。第二節簡要說明本文所採用的計量模型與方法。第三節為資料及實證結果說明，第四節為本文結論。

## 2. 計量模型與方法

### 2.1 單根檢定

多數的時間序列普遍存在非恆定性，若逕行以原始序列進行傳統迴歸估計與檢定，而忽略了變數的非恆定性，將可能產生Granger and Newbold (1974) 提出之虛假迴歸問題，因此在進行時間序列之各項統計分析前，務必針對各變數之資料型態進行單根檢定以確定時間序列是否符合恆定性之限制。由於 ADF 單根檢定法與 Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (KPSS, 1992) 單根檢定法較為大眾所熟悉，

<sup>5</sup> Ng (2002) 強調共整合檢定是檢驗市場間的長期關係而非彼此的相關性，因此若市場間不存在共整合關係並不表示市場間是彼此獨立不相關的。

<sup>6</sup> 作者要感謝其中一位匿名評審的指正。

<sup>7</sup> 南韓、馬來西亞、泰國等國股市之漲跌幅限制分別為15%、30%、30%。

因此本文僅就讀者相對較陌生之DF-GLS單根檢定法作概略性的介紹。

Elliot, Rothenberg, and Stock (ERS, 1996) 改良Dickey and Fuller (1979) 的DF單根檢定法，以DF-GLS檢定法作為檢測變數整合階次之方法。DF-GLS單根檢定法利用消除趨勢項的一般化最小平方法 (GLS-detrending) 進行估計，使檢定力達到最大，且為了避免因落後期數不同而造成結果扭曲的現象，並以MIC (Modified Information Criteria) 準則選取最適落後期數。其檢定迴歸式如下：

$$\Delta \tilde{X}_t = \beta_0 \tilde{X}_{t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta \tilde{X}_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中， $\tilde{X}_t$  為給定  $\alpha$  後，經消除時間趨勢的資料，即

$$\tilde{X}_t = X_t - \hat{\psi}' z_t \quad (2)$$

式中， $z_t = (1, t)$ ，且  $\hat{\psi}$  為  $\bar{X}_t$  對  $\bar{z}_t$  以普通最小平方法進行迴歸估計後的係數，其中，

$$(\bar{X}_1, \bar{X}_2, \dots, \bar{X}_T) = (X_1, (1-\alpha B)X_2, \dots, (1-\alpha B)X_T) \quad (3)$$

$$(\bar{z}_1, \bar{z}_2, \dots, \bar{z}_T) = (z_1, (1-\alpha B)z_2, \dots, (1-\alpha B)z_T) \quad (4)$$

ERS 建議  $\alpha = 1 + \frac{c}{T}$ ，在具有時間趨勢項的模型下， $c = -13.5$ ，若模型無時間趨勢項時，則  $c = -7$ 。至於DF-GLS的檢定統計量為  $t$  統計量，虛無假設為  $\beta_0 = 0$ ，對立假設則為  $\beta_0 > 0$  而ERS在樣本數  $T = \{50, 100, 200, \infty\}$  下模擬檢定統計量的臨界值，可依此作為判斷之準則。<sup>8</sup>

Perron (1989) 曾證明若時間序列具有結構改變的現象，則傳統的單根檢定（如ADF）會得到傾向接受單根的錯誤結果，為了進一步確定實證資料的單根性質不會受到結構改變的影響，我們亦採用 Zivot and Andrew (1992) 具結構改變的單根檢定法進行檢定，包括模型 A 及模型 C 兩種模型如下：

$$\Delta y_t = \kappa + \alpha y_{t-1} + \beta t + \theta DU_t + \sum_{j=1}^k d_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\Delta y_t = \kappa + \alpha y_{t-1} + \beta t + \theta DU_t + \gamma DT_t + \sum_{j=1}^k d_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$DU_t$  為反應平均值在  $TB$  時點發生結構改變的虛擬變數，換言之  $DU_t = 1$  當  $t > TB$ ，其他則為 0； $DT_t$  為反應趨勢值在  $TB$  時點發生結構改變的虛擬變數，換言之  $DT_t = t - TB$ ，當  $t > TB$ ，其他則為 0。 $\Delta y_{t-j}$  等遞延項的加入是為了使干擾項為不具自我相關的白噪音 (white noise)。

<sup>8</sup> 詳細的模型推導過程請參閱 Elliott, Rothenberg, and Stock (1996)。

式 (5)、(6) 之虛無假設  $\alpha = 0$  成立時，表示  $y_t$  為 I(1) 序列，而當對立假設成立時  $\alpha < 0$ ，則表示  $y_t$  為 trend-stationary process with structural break。我們採用 Hall (1994) 所建議的 't-sig' 準則選取最適遞延期數，並設定最大遞延期數為八期 ( $k_{max}=8$ )。ZA (1992) 檢定法的優點是其內生地選擇結構改變的時點，修正了 Perron (1989) 先主觀地（外生地）選擇結構改變時點再進行單根檢定的缺失。

## 2.2 Johansen 共整合計量模型

股票市場之相關變數通常呈現非恆定序列型態，若為使其序列具恆定性而對股價之時間序列資料進行差分，將因此而喪失序列中隱含之重要長期趨勢資訊。Engle and Granger (1987) 發展出兩階段共整合檢定法分析變數之長期均衡關係，透過具相同整合階次之非恆定序列經線性組合後的殘差來檢定變數間長期均衡關係。由於兩階段共整合檢定法無法檢定出多變數間可能存在的多個共整合向量；因此改採 Johansen (1991) 發展出以概似估計為基礎的共整合檢定法進行分析。假設  $X_t$  為一  $m \times 1$  的內生變數向量迴歸式，則其落後  $k$  期向量自我迴歸 (VAR ( $k$ )) 表現式為：

$$X_t = \mu + \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \Pi_3 X_{t-3} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \varepsilon_t$$

其中， $\mu$  為  $m$  階之常數向量， $\varepsilon_t$  的均數為零，當  $t \neq s$  時， $\varepsilon_t$  與  $\varepsilon_s$  不相關；變異數矩陣  $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma$ ，為一正定矩陣。經過簡單

推導可得對應之向量誤差修正式：

$$\Delta X_t = \mu + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-k} + \varepsilon_t$$

其中， $\Gamma_i = -\left(I_m - \sum_{j=1}^i \Pi_j\right)$ ， $\Pi = -\left(I_m - \sum_{i=1}^k \Pi_i\right) - \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i}$ ，係屬  $X_t$  的短期自我調整功能，可表現出向量中各變數受到干擾時，變數偏離長期均衡時之動態調整路徑。 $\Pi X_{t-k}$  為誤差修正項，代表前期失衡對本期調整的衝擊， $\Pi$  為長期衝擊矩陣 (impact matrix)，而  $\Pi$  的秩 (rank) 則決定  $X_t$  變數間之共整合向量個數。Johansen (1991) 歸納出  $rank(\Pi)$  之三種可能情況：(i) 若  $rank(\Pi) = m$ ， $\Pi$  為全秩矩陣，則  $X_t \sim I(0)$ ， $X_t$  向量中各變數全為恆定時間序列。(ii) 若  $rank(\Pi) = 0$ ， $\Pi$  為零秩矩陣，則  $X_t \sim I(1)$ ， $X_t$  向量中各變數皆為非恆定數列，且各變數間不存在長期均衡；(iii) 若  $0 < rank(\Pi) = r < m$ ，則隱含  $X_t$  之變數間具  $r$  個共整合向量，使  $X_t$  的線性整合為恆定時間序列。

Johansen and Juselius (1990) 發展最大特性根統計量 (maximum eigenvalue statistic) 與軌跡統計量 (trace statistic)，用以檢定  $r$  的數值，其檢定統計量依序介紹如下：(i) 最大特性根檢定，虛無假設為  $H_0 : rank(\Pi) = r$  (具  $r$  個共整合向量) 而對立假設為  $H_1 : rank(\Pi) = r+1$  (具有  $r+1$  個共整合向量)， $\lambda_{max}$  檢定統計量為： $\lambda_{max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$ 。(ii) 軌跡檢定的虛無假設為  $H_0 : rank(\Pi) \leq r$  (最多有  $r$  個共整合向量)，而對立假設為

$H_1: \text{rank}(\Pi) > r$  (至少有  $r+1$  個共整合向量),  
 $\lambda_{\text{trace}}$  檢定統計量為:  $\lambda_{\text{trace}} = -T \sum_{i=r+1}^m \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$ 。

### 2.3 衝擊反應函數與預測誤差變異數分解

衝擊反應函數 (簡稱 IRF) 與預測誤差變異數分解係以 Sims (1980) 之 VAR 模型為基本架構所發展出之統計方法。將 VAR 模型延伸為衝擊反應函數與預測誤差變異數分解, 目的在於描述不同市場間短期資訊傳遞速度及過程, 以及衡量變量之預測誤差變異數受到自身變動或其他變數變動所能解釋之程度。

#### 2.3.1 衝擊反應函數

衝擊反應函數利用衝擊乘數 (impact multiplier) 觀察 VAR 模式中, 任一變數受到外生衝擊時, 向量中其他變數之對此衝擊之動態反應模式。沿用上述之向量自我迴歸模型, 以 Wold 分解定理轉換為移動平均模型, 表示如下:

$$\Delta X_t = \mu' + \sum_{i=0}^{\infty} A_i (\varepsilon_{t-i} - \alpha Z_{t-i-1}) \quad (7)$$

$A_0 = I_m$ ,  $A_i = \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j A_{i-j}$ ,  $\alpha$  代表誤差修正調

整係數矩陣, 而  $Z_t = \beta' X_t$  為一恆定序列。

$Z_t$  序列可表示為  $Z_t = \beta' \sum_{i=0}^{\infty} B_i \varepsilon_{t-i}$ ,  $B_0 = I_m$ ,  
 $B_i = \sum_{j=1}^p \Pi_j B_{i-j}$ 。將  $Z_t$  之等式帶回 (7) 式, 即得到  $\Delta X_t$  之無限多期移動平均模型:

$$\Delta X_t = \sum_{i=0}^{\infty} A_i (\varepsilon_{t-i} - \alpha \beta' \sum_{j=0}^{\infty} B_j \varepsilon_{t-i-j-1}) = \sum_{i=0}^{\infty} C_i \varepsilon_{t-i} \quad (8)$$

$C_0 = A_0 = I_m$ ,  $C_i = A_i - \sum_{j=0}^{i-1} A_j \Pi B_{i-j-1}$ 。其中,  $A_i$

刻劃短期之動態調整,  $\sum_{j=0}^{i-1} A_j \Pi B_{i-j-1}$  即反應出偏離長期均衡時之調整行為。

為去除衝擊項之當期相關, 透過正交化過程將對正定之變異數矩陣  $\Sigma$  進行 Cholesky 分解, 並表示為  $\Sigma = LL'$ ,  $L$  為一下三角矩陣 (lower triangle matrix), 令  $v_t = L^{-1} \varepsilon_t$ , 則 (8) 式可改寫為

$$\Delta X_t = \sum_{i=0}^{\infty} C_i L v_{t-i} \quad (9)$$

令  $e_q$  為第  $q$  個單位向量,  $C_n L e_q$  即為係數矩陣  $C_n L$  的第  $q$  個行向量, 代表  $\Delta X_t$  對  $v_{t-n}$  中第  $q$  個變數一單位衝擊的反應。由於  $v_t$  之變異數矩陣為  $I_m$ , 而  $v_t$  為序列無關且當期無關之正交化隨機衝擊項, 所以此衝擊反應函數又稱作正交化衝擊反應函數 (orthogonal impulse response function); 其正交化衝擊反應取決於 Cholesky 分解矩陣  $L$ , 變數排列順序將使  $L$  有所變動, 故正交化衝擊反應並不唯一。

Pesaran and Shin (1998) 提出一般化衝擊反應函數, 其衝擊反應函數不受變數排列順序所影響。 $v_{t-n}$  中第  $q$  個變數的衝擊對  $\Delta X_t$  的一般化衝擊反應函數可表示如下:



$$\psi_q(n) = C_n \sum e_q / \sigma_{qq}^{-1/2} \quad (10)$$

其中， $\sigma_{qq}$  為 的第  $q$  個對角元素。

### 2.3.2 預測誤差變異數分解

延續衝擊反應函數模型導出預測誤差變異數分解，令  $X_t(n)$  代表第  $t$  期時對  $X_{t+n}$  之最適預測，並以正交化隨機衝擊項導出其預測誤差：

$$\Delta X_{t+n} - \Delta X_t(n) = \sum_{i=0}^{n-1} C_i L v_{t+n-i} \quad (11)$$

而所謂預測誤差變異數分解，是將  $X_{t+n} - X_t(n)$  中某一變數之變異數，按其衝擊之來源拆解為分項的變異數，並計算其比例。第  $j$  個變數  $X_{j,t+n} - X_{j,t}(n)$  的變異數中，可由  $X_{t+n-i}$  中第  $q$  個變數的衝擊所解釋的變異數比例如下：

$$\frac{\sum_{i=0}^{n-1} [e'_j(C_i L)e_q]^2}{\sum_{i=0}^{n-1} \sum_{q=1}^m [e'_j(C_i L)e_q]^2} = \frac{\sum_{i=0}^{n-1} [e'_j(C_i L)e_q]^2}{\sum_{i=0}^{n-1} e'_j(C_i \Sigma C_i')e_j} \quad (12)$$

由Cholesky方法分解預測誤差變異數所得之結果並不唯一。Pesaran and Shin (1998) 提出一般化預測誤差變異數分解法，第  $j$  個變

數之預測誤差變異數中，可由  $X_{t+n-i}$  中第  $q$  個變數的衝擊所解釋之比例表示如下：

$$\theta_{jq}(n) = \frac{\sum_{i=0}^{n-1} [e'_j(C_i \Sigma)e_q]^2 / \sigma_{qq}}{\sum_{i=0}^{n-1} e'_j(C_i \Sigma C_i')e_j} \quad (13)$$

$j=1,2, \dots, m$

## 3. 實證結果分析

### 3.1 資料說明與單根檢定結果

本研究選取韓國綜合股價指數、香港恆生股價指數、馬來西亞之吉隆坡綜合股價指數與泰國 S.E.T 股價指數等四個亞洲股市之股價指數，分別與日本日經 225 股價指數及美國道瓊工業指數等兩大國際股價指數組成三變數之向量自我迴歸模型進行實證分析，其資料頻率為週資料，資料來源取自於 Datastream，由於各國股價資料編製起始年次不同，樣本期間的截取以各國可取得已編製股價指數之起始日起，至 2004 年 11 月 2 日止，各國股市實證樣本起始日彙總於表 1。<sup>9</sup>

藉由各國股價原始資料的時間趨勢圖(參閱圖 1)，各國股價指數週資料分別以下列代號表示之：日經 225 股價指數 (DJP)、美國道瓊工業平均指數 (DDJ)、韓國綜合指數 (DKOR)、香港恆生指數 (DHK)、馬來西

<sup>9</sup> 根據Hakkio and Rush (1991)及Shiller and Perron (1985)，在進行共整合分析強調所謂「長期」均衡的效果，指的是資料的期間長度(span of data)，而不是資料的頻率(frequency of data)。亦即利用高頻率的資料而增加資料數量(如10年月資料120筆與10年季資料40筆)所得到的實証結果並會有太大的差異。

表1 各國股價指數名稱與實證樣本起始日期

國家	股價指數名稱	實證樣本起始日期 (年-月-日)
南韓	韓國綜合指數(KOSPI Index)	1974-12-31
香港	香港恆生指數(Hong Kong Hang Seng Index)	1970-10-27
馬來西亞	吉隆坡綜合指數(Kuala Lumpur Composite Index)	1980-01-08
泰國	泰國S.E.T指數(Bangkok S.E.T Index)	1975-05-06
日本	日經225股價平均指數(Nikkei 225 Stock Averaged Index)	1970-10-27
美國	道瓊工業平均指數(Dow Jones Industrial Averaged Index)	1970-10-27

資料來源擷取自於Datastream，本研究彙總。

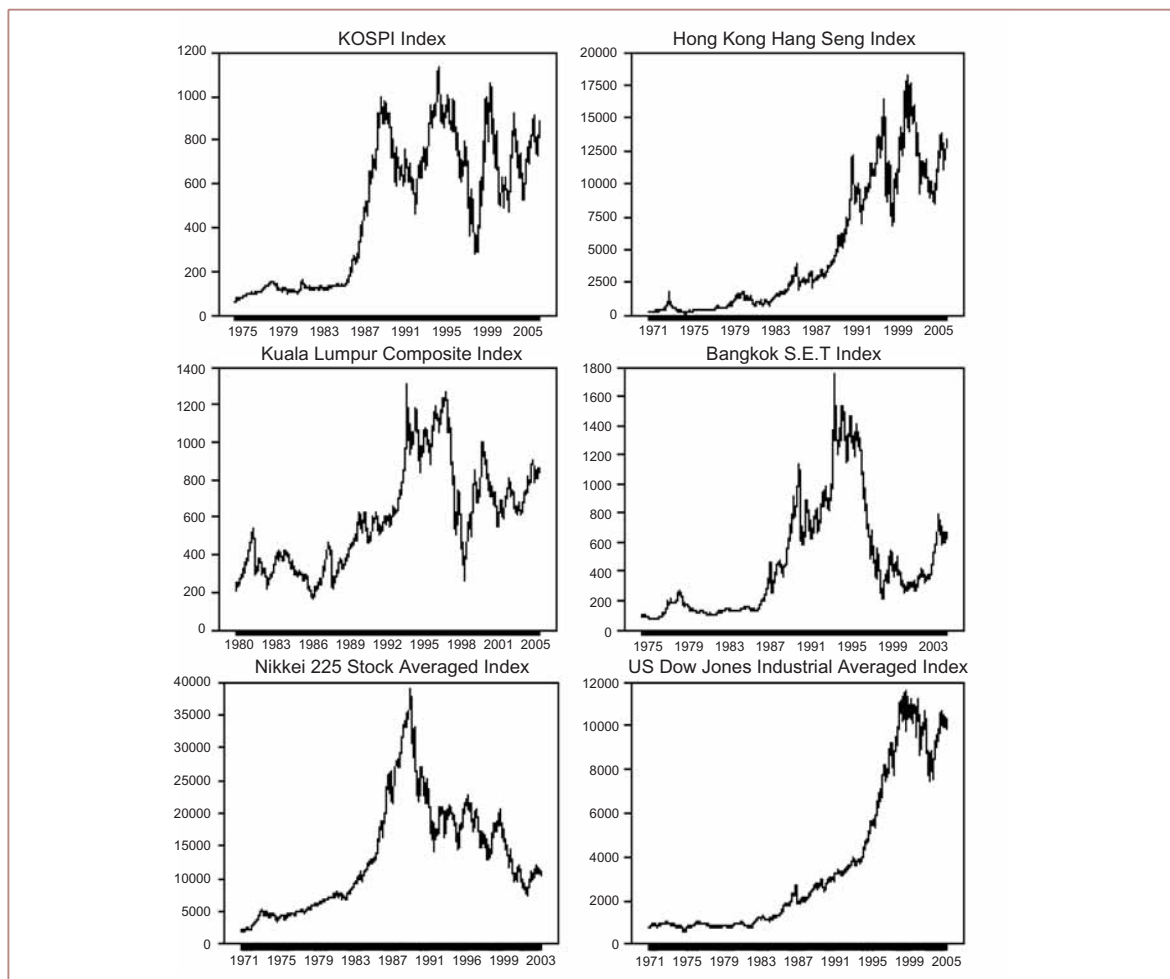


圖1 各國股價指數序列趨勢圖

亞吉隆坡股價指數 (DMAL)、泰國 S.E.T 指數 (DTHA)。可以發現各個變數皆具顯著的時間趨勢，因此，為補捉各國股價指數之變數特性，我們首先對各實證變數進行單根檢定分析，作為判定序列是否具恆定性之依據，以避免實證結果存在虛假迴歸之問題。本研究分別以 ADF、KPSS 與 DF-GLS 等三種單根檢定模型進行單根檢定，其中，ADF 與 DF-GLS 單根檢定的虛無假設均為變數存在單根，而 KPSS 單根檢定之虛無假設則為變數不存在單根。將各個股市之股價原始資料取自然對數後再進行各

項單根檢定，其實證結果彙整於表 2，數據顯示三種單根檢定結果都相同，實證變數的原始資料均呈現具非恆定性的單根檢定結果，而一階差分後的資料則拒絕具單根的虛無假設，表示各國股價指數走勢皆呈現非恆定性之 I(1) 序列。

為了進一步確定實證資料的單根性質不會受到結構改變的影響，我們亦採用 ZA (1992) 具結構改變的單根檢定法進行檢定，包括模型 A 及模型 C 兩種模型，檢定結果列於表 3，檢定結果仍與表 2 的 ADF 等單根檢定結果類似，均支持實證變數呈現具非

表 2 單根檢定結果

國家	ADF單根檢定		KPSS單根檢定		DF-GLS單根檢定
	$\tau_{\mu}$	$\tau_{\tau}$	$\eta_{\mu}$	$\eta_{\tau}$	$z$
原始資料					
南韓	-2.0537	-0.9415	14.9881*	6.8516*	-0.016
香港	-1.3797	-3.0407	34.2828*	1.7147*	1.008
馬來西亞	-2.0701	-2.9015	16.7527*	2.2712*	-0.295
泰國	-1.7815	-0.7800	14.3009*	6.7804*	-0.142
日本	-2.5734	-1.0137	22.6632*	7.1713*	0.320
美國	0.1271	-2.1880	34.3170*	5.4967*	2.050
差分資料					
南韓	-39.6143*	-39.7433*	0.6607	0.0660	-5.158*
香港	-26.7414*	-26.7439*	0.0650	0.0397	-15.473*
馬來西亞	-11.6339*	-11.6331*	0.0736	0.0444	-5.228*
泰國	-39.3795*	-39.4785*	0.5801	0.0771	-11.142*
日本	-23.4178*	-41.8499*	0.7452	0.0609	-6.792*
美國	-15.5262*	-15.5440*	0.1424	0.0892	-6.848*

- (1) 表中 ADF 單根檢定之  $\tau_{\mu}$  及  $\tau_{\tau}$  檢定統計量，其 5% 顯著水準臨界值分別為 -2.86 及 -3.41，其中  $H_0: I(1)$ 。
- (2) KPSS 單根檢定之  $\eta_{\mu}$  檢定統計量與  $\eta_{\tau}$  檢定統計量皆為遞延期為 4 之檢定統計量，其 5% 顯著水準臨界值分別為 0.463 與 0.146，其  $H_0: I(0)$ 。
- (3) DF-GLS 單根檢定之具截距項與時間趨項  $z$  檢計統計量，其 5% 顯著水準臨界值為 -2.89，其  $H_0: I(1)$ 。
- (4) \* 表示該檢定統計量在 5% 顯著水準下顯著。

表3 ZA(1992)具結構性改變之單根檢定結果

	南韓		香港		馬來西亞	
	模型A	模型C	模型A	模型C	模型A	模型C
$\alpha$	-0.015 (-4.198)	-0.018 (-4.219)	-0.017 (-3.714)	-0.019 (-3.882)	-0.016 (-4.104)	-0.015 (-4.051)
$\theta$	0.025* (4.052)	0.022* (3.062)	-0.016* (-3.083)	0.013* (2.411)	-0.013* (-3.040)	0.016* (3.269)
$\gamma$		<-0.001* (-1.979)		<-0.001* (-2.971)		<-0.001* (1.654)
k	5	5	8	8	8	8
	泰國		日本		美國	
	模型A	模型C	模型A	模型C	模型A	模型C
$\alpha$	-0.011 (-4.246)	-0.013 (-3.696)	-0.008 (-3.108)	-0.016 (-4.244)	-0.020 (-3.858)	-0.024 (-4.200)
$\theta$	-0.028* (-4.296)	-0.029* (-4.350)	0.011* (2.872)	0.013* (2.712)	-0.001* (-3.764)	0.011* (3.313)
$\gamma$		<-0.001 (-0.705)		<0.001* (3.069)		<-0.001* (-4.121)
k	6	6	0	0	6	6

模型A的5%及1%顯著水準分別為 -4.80 及 -5.34。模型C的5%及1%顯著水準分別為 -5.08 及 -5.57。

\*代表顯著於5%的顯著水準。<A代表該係數的估計值小於A值。

恆定性的單根檢定結果，不受結構改變的影響。

而在進行 Johansen 共整合檢定前，我們先以 AIC / SBC / LR 檢定 / 調整後之 LR 檢定等四個準則選取 VAR 模型最適遞延期數之依據，檢定結果顯示南韓、香港、馬來西亞、泰國等四個亞洲國家股市之股價指數最適遞延期數皆為 2，在最適遞延期數確定後，即著手進行 Johansen 共整合檢定分析。

### 3.2 共整合檢定結果

檢視各組變數間是否存在共整合之穩定長期均衡關係，為後續實證研究之前置作業，若共整合檢定結果顯示各組非恆定序列之變數間具有共整合關係，則可利用誤差修正模型進行後續的變數間長、短期均衡關係分析，以避免因 VAR 模型具前期殘差回復均衡之特性而導致檢定分析結果的誤差；反之，若模型檢定之結果均顯示共整合向量個數為零，則以差分之 VAR 模

型進行後續的衝擊反應分析與預測誤差變異數分解。將各國之最適遞延期數代入共整合檢定模型中的模型二與模型三進行共整合分析，<sup>10</sup>並透過下列檢定量做為選擇各組變數較適共整合檢定模型之依據。

$$2(X_3 - X_2) > \chi^2(n-r) \quad (14)$$

其中， $X_3$  與  $X_2$  分別為共整合檢定模型三與共整合檢定模型二下，共整合檢定所得共整合向量個數之最大似似函數估計值， $n$  為變數個數， $r$  為共整合檢定所得共整合向量個數。若(14)式成立，則以模型三為該組變數之較適共整合檢定模型。檢定所得結果表示香港以模型二為較適共整合檢定模型，而南韓、馬來西亞、泰國則以模型三為較適共整合檢定模型。相關數據與較適共整合檢定模型之選取結果彙整於表4。

由表5之 Johansen 共整合檢定模型二檢

定結果可知，最大特性根統計量與軌跡統計量之檢定結果皆顯示，香港恆生指數、日經 225 股價指數及美國道瓊工業平均指數間不存在共整合向量，亦指三國股價指數間並不存在穩定之長期均衡關係。而 Johansen 共整合檢定模型三檢定結果顯示，韓國綜合指數、吉隆坡綜合指數、泰國 S.E.T 指數等國與兩大國際股市間亦不存在有共整合向量（參閱表6）。由於南韓、香港、馬來西亞與泰國等四個亞洲國家股市之股價指數，均未與日經 225 股價指數及美國道瓊工業平均指數存在一穩定的長期均衡狀態，因此我們改以差分向量自我迴歸模型進行後續的衝擊反應函數分析與預測誤差變異數分解。

在進行衝擊反應函數分析與預測誤差變異數分解的實證結果之前，我們估計三變數差分向量自我迴歸模型，依序為【南韓、日本及美國】、【香港、日本及美

表4 各組變數之較適共整合檢定模型選取

國家	模型二下之最大似似函數估計值	模型三下之最大似似函數估計值	概似比檢定統計量	模型選取結果
南韓	10212.8	10218.7	11.8*	模型三
香港	11210.6	11214.0	6.8	模型二
馬來西亞	8408.6	8413.7	10.2*	模型三
泰國	10075.6	10080.0	8.8*	模型三

(1)  $\chi^2_{0.05}(3)=7.815$ 。

(2) \*表示概似比檢定統計量大於  $\chi^2_{0.05}(n-r)$ ，則以模型三為較適共整合檢定模型。

<sup>10</sup> 共整合檢定模型二：向量自我迴歸模型中無漂浮項，共整合方程式中具漂浮項；共整合檢定模型三：向量自我迴歸模型中有漂浮項，共整合方程式中不具漂浮項。

表5 Johansen共整合檢定結果－模型二檢定結果

最大特性根檢定 ( $\lambda_{\max}$ )			
虛無假設 ( $H_0$ )	對立假設 ( $H_1$ )	香港	95% 臨界值
$r = 0$	$r = 1$	16.58	22.04
$r \leq 1$	$r = 2$	8.10	15.87
$r \leq 2$	$r = 3$	6.69	9.16
軌跡檢定 ( $\lambda_{\text{trace}}$ )			
虛無假設 ( $H_0$ )	對立假設 ( $H_1$ )	香港	95% 臨界值
$r = 0$	$r = 1$	31.38	34.87
$r \leq 1$	$r = 2$	14.80	20.18
$r \leq 2$	$r = 3$	6.69	9.16

(1) \* 表示在 5% 的水準下顯著。

國】、【馬來西亞、日本及美國】、【泰國、日本及美國】共四組，然後的進行 Granger 因果關係檢定。我們首先以 LR 檢定及修正的 LR 檢定，選取最適的遞延期數，依序分別為 VAR(6)，VAR(8)，VAR(2)，VAR(1)，<sup>11</sup>因果關係檢定的結果整理於表7。我們發現美國股市對於這四個亞洲國家的股市具有顯著預測能力的因果關係，而日本股市則對南韓股市具有預測能力的因果關係，但是對於香港、馬來西

亞及泰國股市則不具預測能力的因果關係。我們的因果關係檢定結果也顯示南韓、香港、馬來西亞及泰國股市對於美國及日本兩大股市並不具備預測能力的因果關係。

要特別說明的是，若股票市場間存在共整合關係則隱含存在一個共同力量，例如套利活動，使得長這些股市在長期時會整合在一起，因此從另一個角度來看，檢定共整合就等同於檢定套利活動。因此股

<sup>11</sup> 由於篇幅關係，我們省略 VAR 模型的估計結果及殘差相關診斷性檢定，如序列自我相關。其中一位匿名評審指出較長期的資料可能會因為狀態改變 (regime switching) 的發生而使得實證結果的「可信度」受到質疑，這也是在進行共整合分析時必須注意的。事實上我們也曾考慮過評審建議的「可定義重要事件來分段觀察均衡關係」，但是這個作法又常被批評過於主觀，因此我們放棄分段進行實證的作法，仍以全部樣本期間進行分析，但在進行診斷性檢定時，我們特別劃出 CUSUM 及 CUSUMSQ 的圖形，觀察是否有結構改變的現象，我們發現四個國家的 CUSUM 都沒有超過 5% 的顯著水準範圍，但是 CUSUMSQ 則會超過 5% 的顯著水準範圍。Kramer et al. (1988) 認為 CUSUM 主要是檢測迴歸係數之穩定性，而 CUSUMSQ 則是檢測迴歸變異數的穩定性，因此我們的結果顯示迴歸係數沒有結構改變的現象，限於篇幅我們並未列出圖形。我們同時也省略一般衝擊反應函數及誤差變異分解的圖形，而以表格的方式呈現，讀者若對圖形有興建可以向作者索取。

表6 Johansen共整合檢定結果－模型三檢定結果

最大特性根檢定 ( $\lambda_{\max}$ )					
虛無假設 ( $H_0$ )	對立假設 ( $H_1$ )	南韓	馬來西亞	泰國	95% 臨界值
$r = 0$	$r = 1$	8.99	10.54	8.43	21.12
$r \leq 1$	$r = 2$	4.65	2.64	3.38	14.88
$r \leq 2$	$r = 3$	0.80	0.50	1.09	8.07
軌跡檢定 ( $\lambda_{trace}$ )					
虛無假設 ( $H_0$ )	對立假設 ( $H_1$ )	南韓	馬來西亞	泰國	95% 臨界值
$r = 0$	$r = 1$	14.43	13.68	12.91	31.54
$r \leq 1$	$r = 2$	5.45	3.14	4.48	17.86
$r \leq 2$	$r = 3$	0.80	0.50	1.09	8.07

(1) \* 表示在 5% 的水準下顯著。

表7 Granger因果關係檢定

被解釋變數	韓國	日本	美國
韓國	—	2.379[0.015]*	2.038[0.039]*
日本	0.980[0.450]	—	1.495[0.154]
美國	1.018[0.420]	0.407[0.917]	—
	香港	日本	美國
香港	—	1.494[0.171]	4.508[0.00]*
日本	0.695[0.653]	—	1.776[0.100]
美國	0.682[0.664]	0.199[0.977]	—
	馬來西亞	日本	美國
馬來西亞	—	0.137[0.871]	9.094[0.000]*
日本	2.316[0.099]	—	1.361[0.257]
美國	0.580[0.560]	0.387[0.679]	—
	泰國	日本	美國
泰國	—	0.448[0.503]	24.340[0.000]*
日本	0.417[0.518]	—	2.539[0.111]
美國	0.669[0.413]	0.104[0.746]	—

\* 代表顯著於 5% 的顯著水準。

市間若不存在共整合的關係，則表示套利活動在長期時仍無法使得這些市場整合在一起 (Masih and Masih, 1999, 2002)。而且股票市場存在共整合的關係並不表示國際投資人之投資組合無法在這些股市中達到分散跨國投資風險的利益，但要在這些整合市場中獲得較高的風險分散的利益之機率較低，這是因為若市場間具共整合的關係，投資人在長期獲取超額報酬或利潤的空間會因為套利的活動而逐漸壓縮進而消失，但是不排除國際投資人在短期時仍然有機會透過分散跨國投資風險而獲益 (Narayan et al., 2004)。

### 3.3 一般化衝擊反應函數分析

透過衝擊反應分析可觀察出某一股價指數變數受到外生衝擊時，自身與其他變數對此衝擊的短期動態反應過程與資訊傳遞速度，Masih and Masih (2002, 頁69) 指出衝擊反對函數可視為樣本外的因果關係檢定。本研究以 Pesaran and Shin (1998) 提出之一般化衝擊反應函數對各國股價指數變數進行衝擊反應分析，以避免因變數排序之先後順序不同而影響實證結果。我們以差分後之各國股價指數代入 VAR 模型進行後續分析，並以 AIC / SBC / LR 檢定 / 調整後之 LR 檢定等四個準則選取各組變數於差分向量自我迴歸模型下之最適遞延期數，檢定結果顯示差分後之各國股價指數最適遞延期數均為 1，各國股價指數即期至遞延 150 期間之動態衝擊反應分析結果彙整於表 8。

當韓國綜合指數受到一單位股價指數標準差干擾項之外生衝擊時，日經 225 股價平均指數與美國道瓊工業平均指數均呈極微量之同向即期反應，其即期之影響係數分別為 0.70% 及 0.33%，而對南韓自身股市之即期影響係數則為 3.72%，南韓、日本、美國等國股市受其衝擊影響隨著遞延期數的增加而逐漸減褪，約於遞延 5 期時其影響係數均收斂至零，可知當南韓股市受到外生衝擊時，對自身股市之影響極為顯著，而對日本及美國兩國股市僅有極微量之短期影響，其中又以日本受其影響程度相對較大，而南韓、日本、美國等國股市受其衝擊之影響多於 5 週內反應完畢。當日經 225 股價平均指數或道瓊工業平均指數發生一單位股價指數標準差干擾項之衝擊時，韓國綜合指數受兩大國際股市衝擊之即期影響係數分別為 1.01% 及 0.53%，而於遞延 1 期時，其衝擊影響係數分別減至 0.12% 及 0.17%，於遞延 6 期時其影響係數均收斂至零，可知南韓受來自日本股市衝擊的即期影響相對較為顯著，而受美國股市衝擊之影響係數遞減速度則相對較慢。我們藉由衝擊反應分析結果得知兩大國際股市中，以日本股市受南韓股市之即期影響程度相對較深，且日本股市對南韓股市之即期影響程度亦相對較深，顯然相較於國際第一大金融體系，同處亞洲區域的日本與南韓股市間的互動較為關係較為顯著。

當香港恆生指數受到一單位股價指數標準差干擾項之外生衝擊時，日經 225 股



表8 衝擊反應分析結果

干擾來源	期數	南韓	日本	美國
南韓	0	0.0371850	0.0070074	0.0033115
	1	-0.0010944	0.0006119	0.0000547
	2	0.0000756	-0.0000333	-0.0000212
	3	-0.0000060	0.0000013	0.0000026
	4	0.0000005	-0.0000000	-0.0000003
	5	-0.0000000	-0.0000000	0.0000000
	10	0.0000000	0.0000000	-0.0000000
	150	0.0000000	0.0000000	-0.0000000
日本	0	0.0101290	0.0257240	0.0082343
	1	0.0011605	-0.0001558	-0.0007660
	2	-0.0001082	-0.0000077	0.0000690
	3	0.0000090	0.0000012	-0.0000060
	4	-0.0000007	-0.0000001	0.0000005
	5	0.0000001	0.0000000	-0.0000000
	10	-0.0000000	-0.0000000	0.0000000
	150	-0.0000000	-0.0000000	-0.0000000
美國	0	0.0052954	0.0091089	0.0232540
	1	0.0017148	0.0008349	-0.0017386
	2	-0.0001579	-0.0000653	0.0001353
	3	0.0000133	0.0000047	-0.0000108
	4	-0.0000011	-0.0000003	0.0000009
	5	0.0000001	0.0000000	-0.0000001
	10	-0.0000000	-0.0000000	0.0000000
	150	-0.0000000	-0.0000000	0.0000000
干擾來源	期數	香港	日本	美國
香港	0	0.0460130	0.0061657	0.0066300
	1	0.0028510	-0.0001998	-0.0001693
	2	0.0000736	-0.0000371	0.0000283
	3	0.0000109	0.0000004	-0.0000005
	4	0.0000003	-0.0000001	0.0000001
	5	0.0000000	0.0000000	-0.0000000
	10	0.0000000	-0.0000000	0.0000000
	150	0.0000000	-0.0000000	0.0000000
日本	0	0.0109590	0.0258870	0.0073736
	1	0.0007760	0.0002108	-0.0007017
	2	0.0001427	0.0000375	0.0000379
	3	0.0000054	0.0000003	-0.0000022
	4	0.0000005	0.0000001	0.0000001
	5	0.0000000	0.0000000	-0.0000000
	10	-0.0000000	-0.0000000	0.0000000
	150	-0.0000000	-0.0000000	-0.0000000
美國	0	0.0130530	0.0081671	0.0233720
	1	0.0053854	0.0008512	0.0012611
	2	0.0001371	0.0001090	0.0000843
	3	0.0000198	0.0000049	0.0000036
	4	0.0000004	0.0000004	0.0000002
	5	0.0000001	0.0000000	0.0000000
	10	0.0000000	-0.0000000	0.0000000
	150	0.0000000	-0.0000000	0.0000000

表8 衝擊反應分析結果 (續)

干擾來源	期數	馬來西亞	日本	美國
馬來西亞	0	0.0382680	0.0078255	0.0077210
	1	0.0005999	-0.0006662	-0.0003252
	2	-0.0000724	-0.0000236	0.0000446
	3	0.0000115	0.0000048	-0.0000036
	4	-0.0000011	-0.0000006	0.0000003
	5	0.0000001	0.0000001	-0.0000000
	10	-0.0000000	-0.0000000	0.0000000
	150	-0.0000000	-0.0000000	0.0000000
日本	0	0.0109240	0.0274120	0.0090319
	1	0.0012124	-0.0001920	-0.0011256
	2	-0.0002637	-0.0000922	0.0001011
	3	0.0000291	0.0000140	-0.0000085
	4	-0.0000027	-0.0000014	0.0000007
	5	0.0000002	0.0000001	-0.0000000
	10	-0.0000000	-0.0000000	0.0000000
	150	-0.0000000	-0.0000000	0.0000000
美國	0	0.0124690	0.0104480	0.0236960
	1	0.0045487	0.0008655	-0.0018513
	2	-0.0005133	-0.0002357	0.0001694
	3	0.0000518	0.0000265	-0.0000133
	4	-0.0000045	-0.0000025	0.0000010
	5	0.0000004	0.0000002	-0.0000001
	10	-0.0000000	-0.0000000	0.0000000
	150	-0.0000000	-0.0000000	0.0000000
干擾來源	期數	泰國	日本	美國
泰國	0	0.0375470	0.0050729	0.0046431
	1	0.0032460	-0.0002991	-0.0008366
	2	0.0000281	-0.0000726	0.0000153
	3	0.0000071	0.0000018	-0.0000008
	4	0.0000002	-0.0000002	-0.0000001
	5	0.0000000	-0.0000000	0.0000000
	10	0.0000000	-0.0000000	0.0000000
	150	0.0000000	-0.0000000	-0.0000000
日本	0	0.0073909	0.0257720	0.0082056
	1	0.0015770	-0.0001604	-0.0008438
	2	-0.0000822	-0.0000563	0.0000364
	3	0.0000044	0.0000038	-0.0000009
	4	-0.0000000	-0.0000002	-0.0000000
	5	-0.0000000	0.0000000	0.0000000
	10	-0.0000000	-0.0000000	0.0000000
	150	0.0000000	-0.0000000	-0.0000000
美國	0	0.0075519	0.0091607	0.0230850
	1	0.0053067	0.0008698	-0.0016956
	2	-0.0000627	-0.0001598	0.0000358
	3	0.0000082	0.0000054	-0.0000003
	4	0.0000003	-0.0000002	-0.0000001
	5	-0.0000000	-0.0000000	0.0000000
	10	0.0000000	-0.0000000	0.0000000
	150	0.0000000	-0.0000000	-0.0000000

價平均指數與美國道瓊工業平均指數受其衝擊即期影響係數分別為0.62%及0.66%，而對香港自身股市之即期影響係數則為4.60%（參閱表8），香港、日本、美國等三國股市受其衝擊之影響係數也均於遞延5期時即收斂至零，可知當香港股市受到未預料到之外生衝擊時，對自身股市之影響相對較為顯著，兩大國際股市中，則是以美國股市受到香港股市之即期影響程度較大。當日經225股價平均指數或道瓊工業平均指數發生一單位股價指數標準差干擾項之衝擊時，香港恆生指數受其衝擊之即期影響係數分別為1.10%及1.30%，遞延1期之衝擊影響係數分別減至0.07%及0.53%，顯示香港股市對於來自美國股市衝擊的即期反應相對較為激烈；而香港股市受到日本股市衝擊的影響係數於遞延5期時即遞減至零，受美國股市衝擊的影響係數則是在遞延6期時才減褪至零，可知美國股市衝擊對於香港股市之影響作用較大、期間較長。又相較於其他亞洲國家之衝擊反應分析結果發現，不論日經225股價平均指數或道瓊工業平均指數受到一單位股價指數標準差干擾項之衝擊時，香港恆生指數之即期反應程度均大於其他亞洲國家，顯示香港股市易受到國際強勢股市所影響；而香港股市與美國股市間的互動關係相對較為顯著，推論其可能原因為中國大陸市場對外資的大幅解禁，使得香港在亞洲區域股市中所扮演之角色愈益重要，因而加深了香港與美國兩大資本市場的互動關係。

當吉隆坡股價指數受到一單位股價指數標準差干擾項之外生衝擊時，日經225股價平均指數與美國道瓊工業平均指數受其衝擊之即期反應最為激烈，其反應程度皆大於受到來自其他亞洲國家股市衝擊時之反應程度，兩大國際股價指數之即期影響係數分別高達0.78%及0.77%，對馬來西亞自身股市之即期影響係數則為4.83%，而馬、日、美等三國股市受其衝擊之影響隨著遞延期數的增加而逐漸減褪，遞延5期時之影響係數均已收斂至零，可知當馬國股市受到外生衝擊時，以自身股市之即期反應相對較大，日本股市受到馬國股市衝擊之即期反應程度次之。當日經225股價平均指數或道瓊工業平均指數發生一單位股價指數標準差干擾項之衝擊時，吉隆坡股價指數受其衝擊之即期影響係數分別為1.09%及1.25%，其反應程度僅次於香港恆生指數受兩大國際股市衝擊反應程度（參閱表8），而遞延1期之衝擊影響係數則分別減至0.12%及0.45%，顯示馬國股市對於來自美國股市衝擊的即期反應相對較為顯著，其影響程度亦呈現較緩慢的遞延，因此相較於日本股市，美國股市對於馬國股市具有相對較深的影響力。雖然吉隆坡股價指數對日經225股價平均指數之影響相對較大，但美國道瓊工業平均指數卻比日經225股價平均指數對吉隆坡股價指數更具影響力，日本雖與亞洲各股市存在區域性因素，但其影響力仍不及資本雄厚的美國股市，顯示日本經濟益趨嚴峻，對亞洲各國股市之影響已逐漸式微。

當泰國 S.E.T 指數受到一單位股價指數標準差干擾項之外生衝擊時，日經 225 股價平均指數與美國道瓊工業平均指數受其衝擊之即期影響係數分別為 0.51% 及 0.46%，而泰國 S.E.T 指數自身股市之即期影響係數則為 3.75%，相較於其他亞洲國家，泰國股市衝擊對日本股市影響程度最低，對美國股市亦不具顯著影響，且其影響係數均於遞延 5 期時即收斂至零，可知泰國股市衝擊時，對自身股市與美、日兩大國際股市之影響期間僅止於 5 週內，其衝擊反應實屬極微量的短期影響。當日經 225 股價平均指數或道瓊工業平均指數發生一單位股價指數標準差干擾項之衝擊時，泰國 S.E.T 指數受兩大國際股市衝擊之即期影響係數分別為 0.74% 及 0.76%，而於遞延 1 期時，其衝擊影響係數分別減至 0.16% 及 0.53%，泰國 S.E.T 指數受到日本股市衝擊的影響係數於遞延 4 期時即收斂至零，受美國股市衝擊的影響係數則是在遞延 5 期時才減褪至零，顯示美國股市衝擊對泰國 S.E.T 指數的即期影響相對較大，其影響期間也相對較長。

綜觀各組變數之一般化衝擊反應分析發現，各國之股價指數在面對來自於本身股市之一單位標準差衝擊之反應程度均最為激烈，其中又以香港恆生指數受自身股市外生衝擊之反應幅度居冠。由表 8 中可知各國受外生衝擊之衝擊影響多於遞延期數 6 期內即收斂至零，顯示南韓、香港、馬來西亞、泰國與美、日兩大國際股市並未存在長期均衡關係，此一結果與共整合檢定

結果類似，顯示美、日兩大國際股市衝擊對於亞洲各國之影響多屬短期作用。就即期而言，以香港、馬來西亞兩國股市較易受國際因素所影響，恆生指數與吉隆坡指數受日經 255 股價指數衝擊之即期影響係數分別為高達 1.10% 及 1.09%，而受道瓊工業平均指數衝擊之即期影響係數分別為高達 1.31% 及 1.24%；南韓則屬亞洲各國中，相對較不易受美國股市所影響的國家，泰國則較不受日本股市所影響。此外，我們發現，除了香港以外，亞洲各國股市對於日本股市之即期影響相對較大，而南韓以外的亞洲各國股市受到日本股市之即期影響則小於受美國股市之即期影響，顯示相較於美國股市，日本股市受亞洲各國股市影響較為顯著，而對亞洲各國股市之影響力又不及美國，推論日經 225 股價平均指數之影響力愈趨衰落，其可能原因為日本經濟泡沫化後，景氣低迷不振，股市愈趨空頭市場使然，而國際因素對各國股市互動關係仍有一定程度之影響，美國股市仍屬國際中較具影響力的股市。

### 3.4 預測誤差變異數分解分析

本研究透過預測誤差變異數分解之實證分析，檢視各個國際股市之預測誤差變異數，分別由本身股市變動或其他國際股市變動所能解釋的比例，以做為觀察各國股市間的互動關係之依據，透過表 9 各國股價指數之預測誤差變異數分解結果可知南韓、香港、馬來西亞、泰國等各國股市之預測誤差變異數中，均以自身股市波動所

表9 預測誤差變異數分解結果

變數	期數	南韓	日本	美國
南韓	0	1.00000	0.07420	0.02028
	1	0.99679	0.07487	0.02231
	2	0.99676	0.07488	0.02233
	3	0.99676	0.07488	0.02233
	4	0.99676	0.07488	0.02233
	5	0.99676	0.07488	0.02233
	10	0.99676	0.07488	0.02233
	150	0.99676	0.07488	0.02233
日本	0	0.07420	1.00000	0.12538
	1	0.07462	0.99803	0.12618
	2	0.07462	0.99802	0.12619
	3	0.07462	0.99802	0.12619
	4	0.07462	0.99802	0.12619
	5	0.07462	0.99802	0.12619
	10	0.07462	0.99802	0.12619
	150	0.07462	0.99802	0.12619
美國	0	0.02028	0.12538	1.00000
	1	0.02017	0.12573	0.99972
	2	0.02017	0.12573	0.99972
	3	0.02017	0.12573	0.99972
	4	0.02017	0.12573	0.99972
	5	0.02017	0.12573	0.99972
	10	0.02017	0.12573	0.99972
	150	0.02017	0.12573	0.99972
變數	期數	香港	日本	美國
香港	0	1.00000	0.05673	0.08047
	1	0.98872	0.05616	0.09275
	2	0.98870	0.05616	0.09276
	3	0.98870	0.05616	0.09276
	4	0.98870	0.05616	0.09276
	5	0.98870	0.05616	0.09276
	10	0.98870	0.05616	0.09276
	150	0.98870	0.05616	0.09276
日本	0	0.05673	1.00000	0.09954
	1	0.05671	0.99867	0.10048
	2	0.05671	0.99865	0.10049
	3	0.05671	0.99865	0.10049
	4	0.05671	0.99865	0.10049
	5	0.05671	0.99865	0.10049
	10	0.05671	0.99865	0.10049
	150	0.05671	0.99865	0.10049
美國	0	0.08047	0.09954	1.00000
	1	0.08027	0.10012	0.99970
	2	0.08027	0.10012	0.99970
	3	0.08027	0.10012	0.99970
	4	0.08027	0.10012	0.99970
	5	0.08027	0.10012	0.99970
	10	0.08027	0.10012	0.99970
	150	0.08027	0.10012	0.99970

表9 預測誤差變異數分解結果 (續)

變數	期數	馬來西亞	日本	美國
馬來西亞	0	1.00000	0.08149	0.10616
	1	0.98563	0.08129	0.11853
	2	0.98544	0.08132	0.11869
	3	0.98544	0.08132	0.11869
	4	0.98544	0.08132	0.11869
	5	0.98544	0.08132	0.11869
	10	0.98544	0.08132	0.11869
	150	0.98544	0.08132	0.11869
日本	0	0.08149	1.00000	0.14528
	1	0.08188	0.99752	0.14590
	2	0.08187	0.99745	0.14597
	3	0.08187	0.99745	0.14597
	4	0.08187	0.99745	0.14597
	5	0.08187	0.99745	0.14597
	10	0.08187	0.99745	0.14597
	150	0.08187	0.99745	0.14597
美國	0	0.10616	0.14528	1.00000
	1	0.10564	0.14654	0.99937
	2	0.10564	0.14656	0.99937
	3	0.10564	0.14656	0.99937
	4	0.10564	0.14656	0.99937
	5	0.10564	0.14656	0.99937
	10	0.10564	0.14656	0.99937
	150	0.10564	0.14656	0.99937
變數	期數	泰國	日本	美國
泰國	0	1.00000	0.03834	0.04045
	1	0.98408	0.03957	0.05903
	2	0.98407	0.03957	0.05903
	3	0.98407	0.03957	0.05903
	4	0.98407	0.03957	0.05903
	5	0.98407	0.03957	0.05903
	10	0.98407	0.03957	0.05903
	150	0.98407	0.03957	0.05903
日本	0	0.03875	1.00000	0.12635
	1	0.03881	0.99826	0.12726
	2	0.03882	0.99822	0.12730
	3	0.03882	0.99822	0.12730
	4	0.03882	0.99822	0.12730
	5	0.03882	0.99822	0.12730
	10	0.03882	0.99822	0.12730
	150	0.03882	0.99822	0.12730
美國	0	0.04045	0.12635	1.00000
	1	0.04152	0.12693	0.99945
	2	0.04152	0.12693	0.99945
	3	0.04152	0.12693	0.99945
	4	0.04152	0.12693	0.99945
	5	0.04152	0.12693	0.99945
	10	0.04152	0.12693	0.99945
	150	0.04152	0.12693	0.99945

能解釋的部份居高，在遞延 150 期之後，各國股價指數之預測誤差變異數由自身股市波動所能解釋的部份仍然分別高達 99.676%、98.870%、98.544% 及 98.407%，可知亞洲各國股市受自身股市波動影響較鉅。

以南韓而言，韓國綜合指數波動對於自身股市預測誤差變異數的自我解釋能力偏高，其自我解釋能力於遞延 2 期時即維持於 99.676% 的比例，可知亞洲各國股市波動對自身股市預測誤差變異數之影響中，以南韓股市波動對自身股市預測誤差變異數具有較高的解釋能力；而其預測誤差變異數可由日經 225 股價平均指數與道瓊工業平均指數變動所解釋的部份比例並不大，分別固定在 7.488% 及 2.233% 之比例，顯示相較於美國，日本股市對南韓股市的影響較為顯著，又韓國綜合指數波動佔日經 225 股價平均指數之預測誤差變異數所能解釋之比例，略大於對道瓊工業平均指數之預測誤差變異數所能解釋之比例，相對而言，南韓股市對日本股市之影響略大於對美國股市之影響，顯示南韓股市較易受日本股市之影響，且對日本股市亦有相較較為顯著之影響力，此結果與上節衝擊反應分析結果相似。

以表 9 中的香港恆生指數預測誤差變異數分解結果可知，道瓊工業平均指數波動佔恆生指數預測誤差變異數之可解釋比例大於日經 225 股價平均指數之波動，遞延 2 期後，日經 225 股價平均指數與道瓊工業平均指數波動佔其可解釋部份之比例分別

固定為 5.616% 及 9.276%，顯示日本股市對於香港股市之影響力不及道瓊工業平均指數，而恆生指數波動佔道瓊工業平均指數預測誤差變異數之可解釋比例，略大於對日經 225 股價平均指數預測誤差變異數之可解釋比例，可知香港股市受美國股市影響程度相對較深，且對美國股市之影響程度高於對日本股市之影響，與衝擊反應分析結果並無出入。

吉隆坡股價指數預測誤差變異數由日經 225 股價平均指數與道瓊工業平均指數之變動所能解釋比例為亞洲居冠，其可解釋比例於遞延 2 期後即分別固定為 8.132% 及 11.869%，顯示馬國股市受日本與美國兩大大股市之影響程度高於其他國家，其中又以美國股市對馬國股市相對較具影響力。此外，美、日兩大國際股市之預測誤差變異數由吉隆坡股價指數波動所能解釋之比例高於其他亞洲國家股市，又吉隆坡股價指數波動佔道瓊工業平均指數預測誤差變異數之可解釋比例，略大於對日經 225 股價平均指數預測誤差變異數之可解釋比例，由此可知馬國股市相對較易受美國股市所影響，且相較於日本，馬國股市對美國股市之影響程度也相對較深。馬國政府歷經亞洲金融風暴後，即極力於金融開放政策的推動，並於 1998 年 9 月 1 日宣布採行固定匯率之外匯管制，將馬幣兌換美元之匯率固定為 3.80 比 1，目前匯率政策仍以馬幣盯住美元，推論金融市場愈趨開放後，馬來西亞與美國兩國匯率之連動關係間接加深了兩國股市間之連動關係。

泰國 S.E.T 指數對於自身股市預測誤差變異數的自我解釋能力相對較小，而相較於其他亞洲國家，日經 225 股價平均指數與道瓊工業平均指數變動對泰國 S.E.T 指數預測誤差變異之解釋能力略顯不足，遞延 2 期後，兩國股市波動佔其可解釋部份之比例分別固定為 3.957% 及 5.903%，可知日本、美國兩大國際股市波動對泰國 S.E.T 指數預測誤差變異較不具解釋能力，亞洲各國股市中，以泰國 S.E.T 指數較不易受大型金融市場所影響；又泰國 S.E.T 指數波動對兩大國際股市之預測誤差變異數之解釋能力偏低，顯示泰國 S.E.T 指數、日經 225 股價平均指數與道瓊工業平均指數之互動關係較不顯著。雖然日、美兩國長期以來皆為泰國之主要貿易國，然而相較亞洲其他國家股價指數，泰國 S.E.T 指數較不受兩大國際股市所影響，推論可能原因在於 97 年之金融危機後，泰國致力於金融體系的整頓，放棄泰銖釘住美元的政策而改採浮動匯率，泰國與美國匯率的脫勾使得泰國股市得以更彈性地因應國際股市衝擊對其股市之影響。

由表 8、表 9 可以得知，香港、馬來西亞、泰國等三國之股市受美國股市衝擊之即期影響較為顯著，南韓則是受日本股市衝擊之即期影響較為顯著；而道瓊工業平均指數波動對於香港、馬來西亞、泰國等三國股市之預測誤差變異相對較具解釋能力，日經 225 股價平均指數的波動則是南

韓股市之預測誤差變異具較高解釋能力，顯示亞洲各國股市表現主要仍受美國股市所影響，且國際性因素相較於區域性因素對亞洲各國股市較具影響力，此結果與 Eun and Shim (1989) 及 Masih and Masih (1999) 所得到的結果類似，歸納有兩個因素：(i) 美國股市相對於其他國家股市是最具影響力的訊息製造及傳遞者；(ii) 國際投資人對於美國股市相較於其他國家的股市都比較重視因此反應也比較劇烈。

### 3.5 市場結構判定

過去實證結果大多肯定國際股市間確實存在互動關係，而各國股市受國際因素影響程度存在明顯差異，因此本文試以長期下各國股價指數受國際因素影響之程度，將亞洲各國股市市場結構概分為完全區隔市場、弱式區隔市場與完全整合市場等三大類型市場結構。首先藉由預測誤差變異數分解分析所得結果，分別計算各國股價預測誤差於遞延期數 150 期時由本身或其他股市波動所解釋部份之百分比，作為判定亞洲各國股市之市場結構依據。其判定準則如下：<sup>12</sup> (i) 完全區隔市場假說：股價預測誤差由其他國際股市波動所解釋之比例小於 5%；(ii) 弱式區隔市場假說：股價預測誤差由其他國際股市波動所能解釋之比例介於 5%~95% 間；(iii) 完全整合市場假說：股價預測誤差由其他國際股市波動所解釋之比例大過 95%。結果如表 10 所

<sup>12</sup> 有關「市場結構判定」的準則，由於文獻中並沒有特定的準則可供參考，因此作者自行建立了這個標準。



表10 亞洲各國股市市場結構判定

變數	自身股市	日本	美國
南韓	91.11	6.84	2.05
香港	86.91	4.94	8.15
馬來西亞	83.13	6.86	10.01
泰國	90.89	3.66	5.45

- (1) 表中所列數據係表示各列國家之股價指數預測誤差於遞延期數150期時由自身或國際股市波動所解釋比例。
- (2) 亞洲各國股價指數表現皆支持弱式區隔市場假說。

示，亞洲各國股價指數長期受國際股市波動之影響程度普遍介於 5%~95%間，顯示亞洲各國股價指數表現皆支持 McDonald (1973) 的弱式區隔市場假說。亞洲各國股價指數中，屬韓國綜合指數受國際股市波動之長期影響程度最鉅，而馬來西亞受國際股市波動之長期影響程度則相對較小。

Cheung and Mak (1992) 以Granger因果關係檢定法研究1977年至1989年間香港、馬來西亞、澳大利亞、南韓、菲律賓、新加坡、臺灣、泰國等八國股市與美國、日本兩個具指標性股市間之股價週報酬率，發現除臺灣與泰國以外，美國股市領先其他亞洲新興國家股市，且相較於同區域的日本股市，美國股市動態對亞洲國家股市更具影響力，與本文以一般化衝擊反應分析與預測誤差變異數分解結果相似，顯示亞洲各國受國際因素之影響程度普遍大於

受區域性因素影響程度。Cheung and Liu (1994) 的文獻中，則是以美、日、香港、新加坡、台灣及南韓六個國家的股價指數，同樣以共整合的方法探討其是否存在共同趨勢 (common trend) 的特色？該文中發現美國及台灣的股價指數行為與其它亞洲四個國家的股票指數較為偏離，亦即日本、香港、新加坡及南韓的股價指數行為具備區域整合的特色。<sup>13</sup>

#### 4. 結論

本研究主要檢視亞洲各國股價指數受國際股市衝擊影響程度，並以 Johansen 共整合計量模型，分別探討南韓、香港、馬來西亞與泰國等四個亞洲股市，與日本、美國兩大國際股市間之長期均衡關係，且引用 Pesaran and Shin (1998) 所提出的一般化衝擊反應分析，檢視各國股市面對不同干擾來源時之反應程度，並以一般化預測誤差變異數分解嘗試捕捉亞洲各國股市預測誤差由兩大國際股市波動所能解釋的比例，以檢視亞洲各國股市之市場結構較適用於完全區隔市場假說、弱式區隔市場假說或完全整合市場假說。實證結果顯示，南韓、香港、馬來西亞、泰國、日本及美國等國之股價指數均為非恆定序列，而共整合檢定結果顯示，南韓、香港、馬來西亞及泰國等國之股市與美、日兩大國際股

<sup>13</sup> 其中一位匿名評審建議探討亞洲各國股市是否具連動關係與是否整合？Ng (2002) 的文獻中曾做過類似的探討，利用1988-1997年的資料，他發現印尼、馬來西亞、菲律賓、新加坡及泰國的股票指數不存在長期關係，但是相關係數分析卻指出這幾個國家的市場較過去更為整合。Masih and Masih (1999) 的文章中也指出香港在亞洲國家股市中扮演領導角色，而且亞洲國家股市的波動符合「蔓延效果假說」(contagion effect hypothesis)

市間並不存在長期均衡關係的共整合現象，表示套利活動在長期時仍無法使得這些金融市場整合在一起 (Masih and Masih, 1999, 2002)，因此上述任一亞洲股市與美、日兩大國際股市之投資組合仍存在投資風險分散利益。

從一般化衝擊反應分析結果中，我們發現兩大國際股市衝擊對亞洲各國股市影響期間皆略顯短期，其影響係數多於六週內即收斂至零；而實證的四個亞洲國家股市中，以香港股市受國際股市衝擊影響之即期反應最為顯著，雖然馬來西亞股市受國際股市衝擊之即期反應幅度不及香港股市，但相對而言，其衝擊對馬來西亞股市之影響收斂速度較慢、作用期間較長，因此我們合理推論漲跌幅限制應有助於減緩外生衝擊對股市之即期影響。

一般化預測誤差變異數分解結果與一般化衝擊反應分析大致相符，香港、馬來西亞、泰國等三國股市皆受美國衝擊影響較深，僅有韓國受日本衝擊之影響大於受美國影響程度，相較於日本，美國對亞洲各國普遍較具影響力；而美國股市面對來自亞洲各國股市之外生衝擊的反應程度普遍小於日本股市之反應程度，且美國股市面對來自日本股市之外生衝擊的反應程度小於亞洲其他國家之反應程度，亦凸顯出美國股市表現較具獨立性。亞洲各國股價指數受美、日兩大股市衝擊之影響程度遠大於亞洲各國市衝擊對美、日兩大股市造成之影響，且亞洲各國股價指數預測誤差可由美、日兩大股市波動所解釋之比例相

對較高，可知亞洲各國股市表現均受國際因素顯著影響，支持McDonald (1973) 的弱式區隔市場假說。

本文尚有許多地方可以加以改進，整理如下供對此類相關議題有興趣的學長專家們參考，例如本文僅採用 CUSUM 及 CUSUMSQ來檢測結構改變的問題，未來可以考慮其中一位匿名評審建議的「可定義重要事件來分段觀察均衡關係」，或是改採具結構改變的共整合分析法（例如 Gregory and Hansen, 1996）或是狀態改變的模型 (regime switching model) 進行實證研究。另外本文採用週資料進行實證研究，若以不同的頻率資料進行實證分析是否會得到不同的結果？最後，本文僅考慮南韓、香港、馬來西亞及泰國等4個亞洲國家股市為研究對象，未來也可以考慮其他國家的檢測。

## 參考文獻

- 徐守德 (1995), 亞洲股市間共整合之實證研究, 《證券市場發展季刊》, 7, 33-56。
- 連春紅, 李政峰 (2005), 臺灣股匯市與美日股市連動性之探討, 《臺灣銀行季刊》, 56:1, 258-268。
- 黃博怡, 陳君達 (2002), 臺灣與美日兩國股市股價的關聯性—分類股價指數門檻 GARCH 模型分析, 《臺灣銀行季刊》, 53:4, 67-88。
- 葉銀華 (1991), 國際股票市場股價指數共移型態與關聯性之研究, 《台灣經濟金融月刊》, 27:10, 11-20。
- Agmon, T. (1973), The Relationship Among Equity Markets: A Study of Share Price Comovements in the United States United Kingdom, Germany and Japan, *Journal of Finance*, 28, 839-855.
- Chen, G. M., M. Firth and O. M. Rui (2002), Stock Market Linkages: Evidence from Latin American, *Journal of Banking and Finance*, 26, 1113-1141.
- Cheung, Y. L. and S. C. Mak (1992), A Study of the International Transmission of Stock Market Fluctuation between the Developed Markets and the Asian Pacific Markets, *Applied Financial Economics*, 2, 43-47.
- Cheung, P. J. and D. J. Liu (1994), Common Stochastic Trend in Pacific Rim Stock Markets, *Quarterly Review of Economics and Finance*, 34, 241-259.
- Chowdhury, A. R. (1994), Stock Market Interdependence: Evidence from the Asian NIEs, *Journal of Macroeconomics*, 16, 629-651.
- Corhay, A., A. T. Rad and J.-J. Urbain (1995), Long Run Behavior of Pacific-Basin Stock Prices, *Applied Financial Economics*, 5, 11-18.
- Dekker, A., K. Sen and M. R. Young (2001), Equity Market Linkages in the Asia Pacific Region: A Comparison of the Orthogonalized and Generalized VAR Approach, *Global Finance Journal*, 12, 1-33.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1979), Likelihood Ratio of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistics Association*, 74, 427-431.
- Elliott, G., J. T. Rothenberg and J. Stock (1996), Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root, *Econometrica*, 64, 813-836.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger (1987), Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*, 55, 251-276.
- Eun, C. S. and S. Shim (1989), International Transmission of Stock Market Movements, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24, 241-256.
- Ghosh, A., R. Saidi and K. Johnson (1998), What Moves the Asia-Pacific Stock Market: US or Japan, *Financial review*, 34, 159-170.
- Granger, C. W. J. and P. Newbold (1974), Spurious Regressions in Econometrics, *Journal of Econometrics*, 2, 111-120.
- Gregory, A. W. and Hanson, B. E. (1996), Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts, *Journal of Econometrics*, 70, 99-126.
- Grubel, H. G. (1968), Internationally Diversified Portfolios: Welfare Gains and Capital Flows, *American Economic Review*, 5, 1299-1314.
- Hakkio, C. S. and M. Rush (1991), Cointegration: How short is the long run? *Journal of*

- International Money and Finance*, 10, 571-581.
- Hall, A. D. (1994), Testing for a unit root in time series with pretest data based model selection, *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 461-470.
- Johansen, S. (1991), Estimation and Hypothesis Testing Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Model, *Econometrica*, 59, 1551-1581.
- 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, 169-210.
- Kasa, K. (1992), Common Stochastic Trends in International Stock Markets, *Journal of Monetary Economics*, Ithaca, 29, 95-124.
- Kramer, W., W. Ploberger and R. Alt (1988), Testing Structural Change in Dynamic Models, *Econometrica*, 56, 1355-1369.
- Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt, and Y. Shin (1992), Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root, *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
- Lee, K. C. and M. H. Pesaran (1993), Persistence Profiles and Business Cycle Fluctuations in a Disaggregate Model of UK Output Growth, *Ricerche Economiche*, 47, 293-322.
- Lee, K. C., M. H. Pesaran and R.G. Pierse (1992), Persistence of Shocks and Its Sources in a Multisectoral Model of UK Output Growth, *Economic Journal*, 102, 342-356.
- Madura, K. L. (1985), International Portfolio Construction, *Journal of Business Research*, 13, 87-95.
- Markowitz, H. M. (1952), Portfolio Selection, *Journal of Finance*, 7, 77-91.
- Masih, A. M. M. and R. Masih (1997), Dynamic Linkages and the Propagation Mechanism Driving Major International Stock Markets: An Analysis of the Pre- and-Post-Crash Eras, *Quarterly Review of Economics and Finance*, 37, 859-885.
- Masih, A. M. M. and R. Masih (1999), Are Asian Stock Market Fluctuations Due Mainly to Intra-Regional Contagion Effects? Evidence Based on Asian Emerging Stock Markets, *Pacific Basin Financial Journal*, 7, 251-282.
- Masih, A. M. M. and R. Masih (2002), Propagative causal Price Transmission among International Stock Markets: Evidence from Pre-and-post Globalization Period, *Global Finance Journal*, 13, 63-91.
- McDonald, J. G. (1973), French Mutual Fund Performance: Evaluation of Internationally-Diversified Portfolios, *Journal of Finance*, 28, 1160-1180.
- Narayan, P., R. Smyth and M. Nandha (2004), Interdependence and Dynamic Linkages between the Emerging Stock Markets of South Asia, *Accounting and Finance*, 44, 419-439.
- Ng, T. H. (2002), Stock Market Linkages in South-East Asia, *Asian Economic Journal*, 16, 353-377.
- Pesaran, M. H., R. G. Pierse and K. C. Lee (1993), Persistence, Cointegration, and Aggregation: a Disaggregate Analysis of Output Fluctuations in the US Economy, *Journal of Econometrics*, 56, 277-301.
- Pesaran, M. H. and Y. Shin (1998), Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models, *Economics Letters*, 58, 17-29.

- Perron, P. (1989), The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis, *Econometrica*, 57, 1361-1401.
- Ripley, D. M. (1973), Systematic Elements in the Linkage of National Stock Market Indices, *The Review of Economics and Statistics*, 22, 73-103.
- Shiller, R. and P. Perron (1985), Testing the random walk hypothesis: Power versus frequency of observations, *Economics Letters*, 5, 437-454.
- Siklos, P. L. and P. Ng (2001), Integration Among Asia-Pacific and International Stock Markets: Common Stochastic Trends and Regime Shifts, *Pacific Economic Review*, 61, 89-110.
- Sims, C. A. (1980), Macroeconomics and Reality, *Econometrica*, 48, 1-48.
- Solnik, B. H. (1974), The International Pricing of Risk: An Empirical Investigation of the World Capital Market Structure, *Journal of Finance*, 29, 365-378.
- Zivot, E. and Andrews, D. (1992), Further evidence of the great crash, the oil-price shock and the unit-root hypothesis, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 251-270.