

兩岸三地股價聯動性研究

聶建中 林景春 詹凱婷*

(收稿日期：90 年 11 月 22 日；第一次修正：91 年 5 月 12 日；
第二次修正：92 年 2 月 27 日；接受刊登日期：92 年 5 月 27 日)

摘要

本研究結合時間序列多項方法，以 1997 年亞洲金融風暴發生後之資料，進行亞太地區的區域性整合研究，嘗試發現兩岸三地（台灣、香港、及上海）在亞太地區的金融主導地位。運用 Johansen 最大似共整法檢定，發現三地股市於長期間並無均衡共移之關係；但 VAR 模型分析卻顯示三地股市間存在著短期互動。而 Granger 因果關係實證發現：港股在大中華經濟區域的影響力最大，香港股市分別領先於上海股市和台灣股市之走勢。另由衝擊反應分析得知，香港股市為一較具有獨立性的股票市場；而上海股市則為較封閉的市場；至於台灣股市，當受到來自香港股市及上海股市的衝擊時，反應都較明顯，為一淺碟式經濟。最後，由預測誤差變異數分解的實證結果，觀察出台灣股市的波動很容易受上海及香港股市變異的影響，而香港股市在兩岸三地間對各地股市波動之解釋能力最強。綜合以上結論，得知香港股市的影響力最大，目前於兩岸三地間，最具有成為亞太金融中心之實力的金融主導地位。而台灣股市表現最為弱勢，若台灣當局有心推展亞太金融中心之營運，勢必得加強研擬各項配套方案，提出有利吸引外資投入台灣金融暨證券市場之最佳政策，以增加台灣股市於國際間之競爭力。

關鍵詞彙：兩岸三地，亞太金融中心，股價，衝擊反應分析，變異數分解

壹 緒論

經濟整合 (Economic Integration) 的思想始於歐陸各國，經濟區域化，早於 1948 年於歐陸展開，國際間，先有歐洲經濟共同體 EEC 與歐洲自由貿易協會 EFTA 所結合的歐洲經濟區之形成；再由美、加、墨三國組成了北美自由貿易區協定 NAFTA；亞太地區各國，雖在政治及經濟發展的階段上，有許差異，但是彼此間之財經互動卻日益密切，也在 1986 年成立亞太經濟合作會議 APEC。近二十年來，亞太地區無論是經濟發展或貿易成長，皆有驚人的表現，成為世界各國不容忽視的經濟實體，使得全球經濟逐漸成為歐洲、北美、東亞三足鼎立的態勢。

鑑於區域經濟整合 (Regional Economic Integration) 的發展趨勢，台灣政府早於 1995 年起，致力推動亞太營運中心 (regional operation center) 的計劃

* 作者簡介：聶建中，淡江大學財務金融系所副教授；林景春，淡江大學財務金融系所副教授；詹凱婷，淡江大學金融所碩士。

¹，其中著重證券發展的金融中心亦為發展核心之一²，於此邁入 21 世紀新紀元之際，加入世界貿易組織 (WTO) 的日子在即，如何將新紀元多變局的台灣證券業，成功推向國際證券舞台，扮演亮麗角色，實為一重要課題。而亞洲各國亦皆深刻體認到區域經濟整合的必然，無一不努力推展各項金融制度與資本管制的改革與開放，加速邁向自由化與國際化的腳步，更強化金融服務與堅實經濟體質，企圖成為一區域性的金融中心，這其中較具競爭實力者，應推台灣、香港及上海三地。Cui (1998) 就以“大中華圈區域經濟” (Chinese Economic Area, CEA) 為題，研究指出台灣、香港與中國大陸的多國際企業，近些年已將此三地視為單一區域市場。在爭取成為首要金融中心頭銜的角逐競賽中，台、港、滬三地孰能贏得首選，為本研究重心。

另外，於國際資本市場中之股票市場，受到證券金融自由化與國際化潮流的影響，國際證券市場的效率性大為提高，且資訊傳遞速度加快，Eun and Shim (1989) 即證實，各國股市幾乎可在一天或兩天之中，便完成資訊的傳遞，國際股市聯動性之日趨緊密，實不容忽視。近十年來，著墨於國際股市之聯動性而進行探究者甚多，其中又多以時間序列研究方法進行分析，如：Arshanapalli and Doukas (1993) 運用共整 (cointegration) 方法，針對全球主要國家的股票市場，探討在 1987 年 10 月國際股市崩盤前後國際股市的動態連動性及傳遞機制的改變；同樣探討 1987 年股市崩盤效應的，另有：Arshanapalli, Doukas and Lang (1995) 探討美國與亞洲股市間之共整合關係，而 Masih and Maish (1997b)，另加入了變異數分解 (variance decomposition) 及衝擊反應函數 (impulse response function) 對美國、德國、英國、法國、加拿大、日本等先進國家進行分析，三者皆得到大致相同的結果，證實了國際股市間，無論股市崩盤前後，皆存在著動態連動的傳導效果。另外，針對 1997 年 7 月所發生另一金融衝擊的亞洲金融風暴，其間之國際股市互動，於風暴發生前後之長期與短期聯動變化進行比較與探究者，國內有：聶建中與蔡育迪 (2000) 探討台灣與東南亞各國股市間互動變化；而國外文獻亦多所探討 97 金融風暴對國際股市變化之影響者，如：Jang and Wonsik (2002) 研究亞洲金融風暴對亞洲股市共移之影響；Ha, Khil and Lee (2001) 探討風暴發生對韓國股市之衝擊；

¹ 金融中心的概念始於 Kindleberger (1974)，而研究以台北推動為亞太金融中心之文獻包括：Hung (1993) 及 Lin (1995)；Young, Hung and Cheng (1999) 則另對台灣、香港、及新加坡三地的亞太金融發展之推動做一實務比較。

² 亞太營運中心之建構，包括：製造中心、海運中心、空運中心、媒體中心、電信中心、及金融中心等六大中心。其中，台灣經建會曾說明：六大中心以製造中心為核心，發展台灣成為科技島，其餘五大專業中心居於配合支援之角色。

Chang (2002) 以台灣股市進行實證探究；Wu (2000) 則探討風暴影響國際貿易，進而衝擊股市。此外，針對國際股市互動進行分析之文獻，另可參考徐守德 (1995) 及楊踐為與賴怡洵 (1999)。Choudhry (1997) 另探討拉丁美洲國家股市與美國股市之間互動關係，研究發現，不論股市變數中包括或不包括美國在內，皆支持拉丁美洲新興市場的股市具有穩定整合趨勢的長期均衡關係。對於國際股市之關聯互動進行探究之文獻，以不同經濟區域作分類，另可發現於：Chan, Gup and Pan (1992, 1997) 針對全球各大國股市、Chung and Liu (1994)、Corhay, Rad and Urbain (1995)、Masih and Maish (1997a) 及 Ghosh, Saidi and Johnson (1999) 對亞太地區、及 Choudhry (1996) 對歐陸各國等。

本研究將首次結合時間序列多項方法，進行亞太地區的區域性整合研究分析，嘗試發現兩岸三地在亞太地區的金融主導地位。為避免結構性變化 (structure change) 的產生，以求穩定性與一致性，資料變數選取以金融風暴發生後之台灣加權股價指數、恆生股價指數、及上海 B 股指數為核心變數，針對日趨緊密的³台、港、滬三地證券市場進行多項測試，探討亞太地區各國間股市互動。研究方法包括：共整測試兩岸三地股市互動之長期均衡關係，因果關係 (Granger causality) 測試三地股市間之"領先-落後"關係；為深入探討各地股市衝擊發生時，所將造成對它地之跨期動態影響、及各地股市波動產生所被它地解釋的能力，VAR 模型所推導之衝擊反應函數、及變異數分解，亦將為本研究所取擇之測試方法，嘗試得到兩岸三地股市互動之金融主導地位，以茲分析各地運作成為亞太金融中心之可行性。所得結果，除了提供國內、外投資者在此經濟地區投資決策之相關資訊外，亦期能作為政府推動亞太金融中心，對開放外資與吸引外資之政策擬定上之參考依據。

本研究共分為四部分，第一部分介紹研究動機與目的；第二部分為研究範圍及資料蒐集與處理；研究方法之介紹與實證結果之分析，分別敘述於第三部分及第四部分；第五部分為本研究之結論。

貳 資料蒐集與處理

本研究以台灣、香港、大陸之股市為研究對象，探討彼此間股票市場之共移程度與長、短期互動關係。為求資料之穩定性與一致性，資料選取以金融風暴發生後之台灣加權股價指數、恆生股價指數、及上海 B 股指數為核心變

³大陸上海 B 股於 2001 年 3 月初開放本國市民以外幣交易，因為含有極大的上漲潛力而成為境內外人民與機構競相投入的市場，為諸外資之矚目標的，亦對台股走勢造成相當影響，對台資有著短暫的"致命吸引力"，而可能產生資金排擠效果。

數，期間自 1997 年 7 月 1 日至 2000 年 6 月 30 日。因考慮股市之變化多有投資客之短線操作而可能產生短期即有明顯互動之變化產生之現象，而本文同時進行長期均衡與短期之動態互動，故實證研究之進行選取以日資料為主。研究樣本中，各國交易日及休市日不盡相同，本研究為除去交易日期不一至及電腦無法應對之困擾，將無法對應之資料予以刪除，所得進行實證探討之資料，共有 691 筆。資料之收集來源：台灣證券交易所發行量加權股價指數及恆生股價指數之原始樣本資料下載自「台灣經濟新報資料庫」之每日收盤日資料；上海證券交易所 B 股指數日資料則取自於「證券之星」網站 (<http://www.stockstar.com>)。

三地股價之基本統計量，如下表所示：

表一 三地股價指數之基本統計量

	平均數	標準差	最大指數值	最小指數值	常態	偏態	峰態
台灣加權	8044.6	984.08	10202.2	5474.8	10.290	0.130	2.456
香港恆生	12246.2	2854.5	18301.7	6660.4	32.868	0.081	1.934
上海 B 股	85.31	53.85	90.36	21.40	86.725	0.867	3.252

註：期間 1997/7/1-2000/6/30

參 研究方法

一、穩定性分析 (單根檢定)

單根檢定為判斷是否進行共整測試之先驗檢定。早期發展且最廣為實證學家沿用之單根檢定測試法，包括有：Dickey and Fuller (1981) 之 ADF 單根檢定⁴及 Phillips and Perron (1988) 之 PP 單根檢定，由於 ADF 及 PP 法皆被發現，在某些條件下，可能存在低檢定力及有偏誤情況產生，故又發展出修正之更嚴謹模型，如：Elliott, Rothenberg and Stock (1996) 修正 ADF，考慮一般化最小平方去除趨勢項 (GLS detrend)，使更具檢定效力的 DFGLS (ERS) 單根檢定法及 Ng and Perron (2001) 改良 PP 模型，亦考慮一般化最小平方去除趨勢項後之 NP 單根檢定法。DFGLS 及 NP 單根檢定法，其公式分別如下所示：

⁴ ADF 單根測試法乃 Dickey and Fuller(1981)在 DF(1979)原始模型中，針對 AR(1)之時間序列型式，加入時間數列本身落後期的變動值，以 AR(p)的型式進行單根檢定，以解決 DF 檢定中的殘差項常會有明顯的自我相關現象產生的問題。ADF 原始式子中加入 p 階自我迴歸過程，共有三式。

$$DFGLS: \quad \Delta y_t^d = \alpha y_{t-1}^d + \beta_1 \Delta y_{t-1}^d + \dots + \beta_p \Delta y_{t-p}^d + v_t \quad (1)$$

$$NP: \quad \begin{aligned} MZ_\alpha^d &= (T^{-1}(y_T^d)^2 - f_0) / 2k \\ MZ_t^d &= MZ_\alpha^d \times MSB \\ MSB^d &= (k / f_0)^{1/2} \end{aligned} \quad (2)^5$$

學者所發展出來進行序列穩定性 (Stationarity) 測試之多項單根檢定測試法，其虛無假設大多為存在單根之非穩定現象；然而 Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (1992) 以容許寬度 (Bandwidth) 測試單根之 KPSS 單根檢定法則為不存在單根 (穩定) 之虛無假設。

統計上已知，落差期數若選取不足，則無法完全修正移動平均項所造成的臨界值放大問題的缺點，但選取過長又會導致過度參數化的情形，Pantula, Gonzales-Farias and Fuller (1994) 認為落差期選取不足所造成的估計不一致性 (inconsistent) 的問題遠比選取較長落差期所造成的自由度不足的問題嚴重，因此在進行單根檢定時，建議採用 Akaike (1973) 訊息準則 (Akaike information criterion: AIC) 來選取最適落差期數 Lutkepohl (1991) 則針對各種選取最適落差期數的準則作進一步分析，發現 HQC (Hannan-Quinn criterion) 考量了 AIC 及 SBC 兩者之優點，因此本研究對落差期數 p 的選取，採取以 Modified-HQC 訊息準則。HQC 訊息準則之公式如下：

$$HQC(n) = -2\log(SSR/T) + 2n\log(\log T)/T \quad (3)$$

二、長期均衡關係 (共整合檢定)

依 Engle and Granger (1987) 提出，整合級次相同之時間數列方可進行長期均衡關係之共整測試。另依 Gonzalo (1994) 對多項共整測試法之比較發現，認為 Johansen (1988) 運用的最大概似 (maximum likelihood) 估計法所進行之共整測試最為有說服力⁶，因之，本文以 Johansen 共整測試法進行兩岸三地股價指數序列間之長期均衡關係測試。

⁵ NP 單根檢定為 PP 法考慮一般化最小平方去除趨勢項之改良，Ng and Perron (2001) 所建構之 NP 單根檢定統計量共有四個，分別為 MZ、MZt、MSB 及 MPT，本研究將採用 MZt 檢定統計量，故僅列出與 MZt 有關之前三個 NP 單根檢定統計量。

⁶ Gonzalo (1994) 所比較之五種共整測試法，分別為：(1) ordinary least squares, (2) nonlinear least squares, (3) maximum likelihood in an error correction model, (4) principle components, 和 (5) canonical correlations.

Johansen (1988) 以向量自我迴歸 (Vector Autoregression, VAR) 為基礎，設定變數之間為獨立且有相同分配的 Gaussian 誤差項假設，接著導出共整合向量空間 (space of cointegration vectors) 的最大概似 (maximum likelihood) 估計式，然後利用概似比率 (likelihood ratio) 來檢定共整合向量的數目。Johansen and Juselius (1990) 及 Johansen (1994) 又先後考量模型中可能出現的線性趨勢和二次趨勢的變數間互動關係，推導出共五個向量自我迴歸 (VAR) 之共整測試模型，其式子依序為以下五種：

Model 1：VAR 模型中無線性趨勢項，且共整合方程式中無截距項

$$\mathbf{H}_0(\mathbf{r}) : \Delta x_t = \Gamma_1 \Delta x_t + \Lambda + \Gamma_{k-1} \Delta x_{t-(k-1)} + \alpha \beta' x_{t-1} + \varphi D_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Model 2：VAR 模型中無線性趨勢項，但共整合方程式中有受限制截距項

$$\mathbf{H}_1^*(\mathbf{r}) : \Delta x_t = \Gamma_1 \Delta x_t + \Lambda + \Gamma_{k-1} \Delta x_{t-(k-1)} + \alpha(\beta', \beta_0)(x'_{t-1}, 1) + \varphi D_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

Model 3：VAR 模型中有線性趨勢項，且共整合方程式有截距項

$$\mathbf{H}_1(\mathbf{r}) : \Delta x_t = \Gamma_1 \Delta x_t + \Lambda + \Gamma_{k-1} \Delta x_{t-(k-1)} + \alpha \beta' x_{t-1} + \mu_0 + \varphi D_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

Model 4：VAR 模型有線性趨勢項，而共整合方程式中有受限制線性趨勢項

$$\mathbf{H}_2^*(\mathbf{r}) : \Delta x_t = \Gamma_1 \Delta x_t + \Lambda + \Gamma_{k-1} \Delta x_{t-(k-1)} + \alpha(\beta', \beta_0)(x'_{t-1}, 1) + \mu_0 + \varphi D_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

Model 5：VAR 模型中有二次趨勢項，而且共整合方程式有線性趨勢項

$$\mathbf{H}_2(\mathbf{r}) : \Delta x_t = \Gamma_1 \Delta x_t + \Lambda + \Gamma_{k-1} \Delta x_{t-(k-1)} + \alpha \beta' x_{t-1} + \mu_0 + \mu_1 t + \varphi D_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

至於最適當模型之選取，本研究將周詳考慮可能存在之線性趨勢 (linear trend) 與二次趨勢 (quadratic trend) 之完整共整模型，適當模型選取將依 Nieh and Lee (2001) 之決定法則⁷。

⁷ Nieh and Lee (2001) 模型決定法則：依五個模型之虛無假設排列順序，由左至右順序篩檢，直到不拒絕之虛無假設為止，其順序為：

$$\begin{aligned} & H_0(0) \rightarrow H_1^*(0) \rightarrow H_1(0) \rightarrow H_2^*(0) \rightarrow H_2(0) \rightarrow H_0(1) \rightarrow H_1^*(1) \rightarrow H_1(1) \rightarrow H_2^*(1) \rightarrow H_2(1) \rightarrow \dots \\ & \rightarrow \dots \rightarrow H_0(p-1) \rightarrow H_1^*(p-1) \rightarrow H_1(p-1) \rightarrow H_2^*(p-1) \rightarrow H_2(p-1) \end{aligned}$$

三、短期互動 (向量自我迴歸模型 (VAR))

計量學者所認定之研究流程中，認為當非定態序列集合之共整關係存在時，應運用 VECM 模型進行短期互動分析；否則應單純以差分項之 VAR 模型檢視不存在共整關係（共整向量數為零）之非定態序列集合之短期互動關係。

VAR 模型不須有先驗之理論基礎，在模型內將各變數皆視為內生變數，以一組而非單一迴歸方程式表示出各變數間彼此的互動關係，因為時間序列分析法 (time-series analysis) 認為變數落差項已涵蓋所有相關訊息，因此，每一條迴歸方程式皆以變數之落差項為解釋變數。值得注意的是 VAR 模型在處理隨機衝擊項的當期相關問題時，經由 Cholesky 分解的正交過程是相當隨意的 (arbitrary)，完全由實證研究者的主觀來決定變數的排序 (ordering)，而不同的排序又會導致不同的結果，此為 VAR 模型最大之缺點。一般形式的 VAR 模型為：

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$E(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0 ; E(\varepsilon_t, \varepsilon_t') = \Sigma \neq 0$$

其中 Y_t 為 $(n \times 1)$ 的向量所組成具有聯合共變異恆定的線性隨機過程； Y_{t-1} 是由 Y_t 向量第 i 個遞延項所組成之 $(n \times 1)$ 向量； β_i 為 $(n \times n)$ 的係數矩陣，可視為一傳導機能； ε_t 為結構干擾項，是 $(n \times 1)$ 向量的一期誤差程序，以時間序列而言，可視為衝擊 (impulse) 或創新 (innovation)； Σ 為 $(n \times n)$ 共變異矩陣； $E(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0$ 表示每一迴歸是皆具有時間序列獨立的性質，但 $E(\varepsilon_t, \varepsilon_t') = \Sigma \neq 0$ ，則顯示其為一個誤差項當期相關的聯立方程組。

如上述所言，當非定態序列集合之共整關係存在時，應運用 VECM 模型進行短期互動分析；否則應以差分項之 VAR 模型檢視不存在共整關係（共整向量數為零）之非定態序列集合之短期互動關係。此時差分項之 VAR 模型可

以 $\Delta Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$ 表示之。

四、領先—落後關係 (因果關係檢定：Granger causality test)

Granger (1969) 以下列兩變數模型說明 Granger 因果關係檢定法的模式：

$$X_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p a_i X_{t-1} + \sum_{i=1}^p b_i Y_{t-1} + \mu_{1t} \quad (10)$$

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p c_i X_{t-1} + \sum_{i=1}^p d_i Y_{t-1} + \mu_{2t} \quad (11)$$

利用 F 統計檢定量分別檢定(10)及(11)的虛無假設：

$$H_0 : b_1 = b_2 = \Lambda = b_p = 0 ; \quad H_0' : c_1 = c_2 = \Lambda = c_p = 0$$

檢定結果若無法同時拒絕虛無假設 H_0 及 H_0' ，表示 X_t 、 Y_t 間不存在因果關係；若拒絕虛無假設 H_0' 但不拒絕虛無假設 H_0 ，表示 X_t 領先 Y_t ；若拒絕虛無假設 H_0 但不拒絕虛無假設 H_0' ，表示 Y_t 領先 X_t ，又如果同時拒絕兩個虛無假設，則表示 X_t 、 Y_t 間具有回饋 (feedback) 的因果關係。

五、衝擊反應分析 (Impulse Response Analysis)

衝擊反應分析主要是用來研究在一個 VAR 模型中，當某一變數受到一個外生的震動 (exogenous shock) 或衝擊 (impulse) 時，其他變數對此衝擊的動態反應模式 (dynamic response pattern)。根據式(9)的一般 VAR 模式：

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Sims (1980) 建議將上式經由 Wold 分解定理 (Wold Decomposition Theorem) 轉換為移動平均 (Moving Average ; MA) 的表示方式，亦即每一變數可以被表示為當期和各落差隨機衝擊項的線性組合，其過程如下：

$$\begin{aligned} Y_t - \sum_{i=1}^m \beta_i Y_{t-i} &= \alpha + \varepsilon_t \\ (I - \beta_1 L - \beta_2 L^2 - \Lambda - \beta_m L^m) Y_t &= \alpha + \varepsilon_t \\ Y_t &= (I - \beta_1 L - \beta_2 L^2 - \Lambda - \beta_m L^m)^{-1} \alpha + (I - \beta_1 L - \beta_2 L^2 - \Lambda - \beta_m L^m)^{-1} \varepsilon_t \\ Y_t &= \alpha' + \sum_{i=0}^{\infty} c_i \varepsilon_{t-i} \end{aligned} \quad (12)$$

其中 α' 為 $(n \times 1)$ 的常數向量, c_i 為 $(n \times n)$ 矩陣, 且 $c_0 = I$ (單位矩陣)。 (12) 表示每一變數皆可由體系內所有變數的當期及落後期的隨機衝擊項 (ε_t) 表示, 若隨機衝擊項與當期無關 (contemporaneously uncorrelated), 則將每一變數表示為各期隨機衝擊項的組成, 可獲唯一的組合; 但若隨機衝擊項是具有當期相關時, 須利用 Cholesky 分解定理完成正交化過程 (orthogonalization), 以去除隨機衝擊項之間的當期相關。換言之, 就是在 (12) 中放入一個下三角矩陣 (lower triangular matrix) $V(VV' = I)$:

$$Y_t = \alpha' + \sum_{i=0}^{\infty} c_i V V' \varepsilon_{t-i} \quad (13)$$

將上式進一步化簡為

$$Y_t = \alpha' + \sum_{i=0}^{\infty} D_i \eta_{t-i} \quad (14)$$

其中 $D_i = c_i V$, $\eta_{t-i} = V' \varepsilon_{t-i}$ 為一序列無關且當期無關之正交化隨機衝擊項。由 (14) 可獲得對角化 (diagonalized) 的共變異矩陣 :

$$E \begin{bmatrix} \eta_{1t} \\ \eta_{2t} \\ M \end{bmatrix} = 0, E \begin{bmatrix} \eta_{1t} \\ \eta_{2t} \\ M \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_{1t} & \eta_{2t} & \Lambda \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & 0 & 0 & \Lambda \\ 0 & \sigma_{22} & 0 & \Lambda \\ M & M & M & O \end{bmatrix}, E \begin{bmatrix} \eta_{1t} \\ \eta_{2t} \\ M \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_{1s} & \eta_{2s} & \Lambda \end{bmatrix} = 0$$

其中 $t \neq s$ 。由 (14) VAR 模式的移動平均表示法可知, 每個變數皆可寫成隨機衝擊項的函數, 故可由 D_i 的大小看出變數的隨機衝擊項變動時, 會對另外其他變數產生何種影響, 進而觀察衝擊反應大小的變化、正向或負向的影響、持續性的 (persistence) 或反覆跳動性的 (volatility) 衝擊以及反應速度的快慢。

由於衝擊反應模型中變數排列順序的不同, 會透過 Choleski 下角方式進行分解, 以完成正交化 (orthogonalization) 過程, 影響衝擊反應分析結果, 但是在統計方法中對變數的排序並沒有一個明確的準則, 而是由分析者自行判斷, 故本研究依 Granger 因果檢定的領先落後結果去排列變數順序, 如果因為變數間具有回饋關係或無明顯的互動關係時, 則以 F 檢定統計量 (或 P-value 值) 之大小作為衝擊反應分析之排列依據, 因此, 依上述 Granger 因果檢定的領先落後結果, 本文所採三地股市之排列順序依序為: 香港、上海、及台灣股市。

六、預測誤差變異數分解 (Forecast Error Variance Decomposition)

VAR 模型可藉著預測誤差之變異數分解來衡量每一個變數的預測誤差變異數被自己的變動 (innovation) 和其他變數的變動所解釋的程度。由於預測誤差變異數分解必須在正交變動過程下分解才有意義，而(14)中的正交化隨機衝擊項 η_{t-i} 為序列無關且當期無關，因此可由此計算唯一的預測誤差變異數分解的百分比，再由百分比大小來判斷變數間之相對解釋程度。

由(14)中的正交化干擾項可導出 Y_t 的 k 期預測誤差為：

$$Y_t - \hat{E}_{t-k} Y_t = D_0 \eta_t + D_1 \eta_{t-1} + \Lambda + D_{k-1} \eta_{t-k-1} \quad (15)$$

其中 $E_{t-k} Y_t = E[Y_t / Y_{t-k}, Y_{t-k-1}, \Lambda]$ 表示利用第 $t-k$ 期至第 t 期作預測可能產生的誤差，並由 k 階的預測誤差可求得對應預測誤差共變異矩陣為

$$\begin{aligned} & E(Y_t - \hat{E}_{t-k} Y_t)(Y_t - \hat{E}_{t-k} Y_t)' \\ &= D_0 E(\eta_t \eta_t') D_0' + D_1 E(\eta_t \eta_t') D_1' + \Lambda + D_{k-1} E(\eta_t \eta_t') D_{k-1}' \end{aligned} \quad (16)$$

上式係說明每一變數的變異數皆可表示為所有變異數之加權總和，亦可推估每一期對角線上之數值，且此數值的大小決定於 D_k 之矩陣元素，故透過 VAR 模型的移動平均表示法中之係數矩陣 D，可對各變數的預測 k 階誤差變異數進行分解，由預測變異分解百分比的大小，即可判斷經濟變數外生性之相對強弱。

肆 實證分析

為加強實證結果之發現，本文分別使用存在單根虛無假設之 ERS-DFGLS 和 NP 單根檢定法，及不存在單根虛無假設之 KPSS 單根檢定法，對兩岸三地股價指數序列之穩定性檢定進行測試分析。於各測試中，最適落差期數的選取。所得結果，可由表二得知，三地股價指數之水準項皆無法拒絕非定態之單根檢定結果。然由表中可清楚看出，經過一階差分後之股價指數，除上海 B 股之 NP 測試外，皆至少在 5% 水準下拒絕 (DFGLS 和 NP) 或非拒絕 (KPSS) 單根存在或不存在之虛無假設，而呈現定態現象。由此些結果，可歸納得到，

台灣、香港及大陸股票市場之股價指數資料均屬於整合級次為 I(1) 之時間數列資料。

表二 三地股價指數之 DFGLS、NP 及 KPSS 單根檢定
(期間 1997/7/1-2000/6/30)

變數	水準項			一次差分項		
	DFGLS	NP	KPSS	DFGLS	NP	KPSS
台灣加權	-2.137 (0)	-2.130 (0)	0.278*** (29)	-2.675* (22)	-3.763*** (22)	0.049 (4)
香港恆生	-1.529 (0)	-1.526 (0)	0.622*** (29)	-3.664*** (22)	-7.105*** (22)	0.111 (12)
上海 B 股	-1.068 (0)	-1.067 (0)	0.519*** (29)	-5.770*** (20)	-2.161 (20)	0.146* (11)

- 註：1. *, **, *** 分別表示 10%，5%，與 1% 之顯著水準下，拒絕單根存在的虛無假設。
 2. DFGLS, NP 及 KPSS 之 10%，5%，與 1% 臨界值分別為：-2.570, -2.890 與 -3.480，-2.620, -2.910 與 -3.420，及 0.119, 0.146 與 0.216。
 3. DFGLS 與 NP 之虛無假設為存在單根之非穩定序列，KPSS 之虛無假設為不存在單根之穩定序列。
 4. DFGLS 與 NP 之括弧中數字，代表 Modified-HQC 準則所選取的最適落後期數；KPSS 之括弧中數字，代表區間寬度 (Bandwidth)。

本文採用 Johansen 的最大似估計法檢定台灣、香港及大陸股票市場是否具有長期穩定均衡的共整合關係。本文共整合檢定最適落差期數的選取，仍採用 AIC 準則選取最適的落差期，實證發現兩岸三地股價指數序列之長期互動，於五個 Johansen VAR 模型中，最適落差期數皆為 2 期。選定最適落後期數之後，接著則進行共整合向量個數的檢定。由表三中所列出的檢定結果發現，Johansen 五個 VAR 模型在 5% 的顯著水準之下，均無法拒絕 $r=0$ 的虛無假設，顯示三地股價指數之間並不存在任何共整合向量，換句話說，台灣、香港及大陸股市間長期共移關係並不顯著，其間並不具有長期均衡的關係。

表三 股價指數之 Johansen 共整合檢定結果表

Rank	Model 1 $H_0(R)$		Model 2 $H_1^*(R)$		Model 3 $H_1(R)$		Model 4 $H_2^*(R)$		Model 5 $H_2(R)$	
	概似比檢 定統計量	臨界值 (5%)	概似比檢 定統計量	臨界值 (5%)	概似比檢 定統計量	臨界值 (5%)	概似比檢 定統計量	臨界值 (5%)	概似比檢 定統計量	臨界值 (5%)
$r=0$	11.94	24.31	21.27	34.91	20.91	29.68	25.93	42.44	22.63	34.55
$r \leq 1$	4.03	12.53	10.42	19.96	10.07	15.41	15.28	25.32	12	18.17
$r \leq 2$	0.06	3.84	3.46	9.24	3.25	3.76	5.87	12.25	2.74	3.74
最適落 差期數	2		2		2		2		2	

- 註：1. 以*代表在 5% 的顯著水準下，拒絕虛無假設。
 2. 加底線的粗體字代表根據 Nieh and Lee (2001) 的模型選取準則所選出的最佳詮釋長期趨勢的 Johansen 共整合模型。
 3. rank 代表假定的共整合向量數目。

本研究於 VAR 短期互動分析中，由於變數皆呈非定態序列，故以差分項之 VAR 模型來進行非定態序列短期互動關係之檢測。本研究 VAR 模型之實證結果，可依據表四逐一進行香港、上海及台灣的股價指數之短期互動關係分析：

(一)影響香港股價的短期因素：

(1)上海落後 1 期的股價，(2)台灣落後 3 期的股價。

(二)影響上海股價的短期因素：

(1)本身落後 1 期與 3 期的股價，(2)香港落後 1 期、2 期的股價，(3) 台灣落後 3 期的股價。

(三)影響台灣股價的短期因素：

(1)香港落後 1 期、2 期的股價(2)上海落後 1 期、2 期的股價。

綜合以上的估計結果，可得結論為：(1)兩岸三地的股市間，雖無長期的均衡關係，但存在著些許的短期互動；而(2)上海及香港兩股市間具有較明顯的雙向回饋 (feedback) 互動關係。

表四 各國股價指數之 VAR 模型估計結果

應變數 自變數	HKST	SHST	TAIST
HKST(-1)	04 (1.12)	0.0005*** (2.94)	0.057*** (2.96)
HKST(-2)	-0.003 (-0.09)	-0.0002* (-1.62)	0.02* (1.52)
HKST(-3)	-0.003 (-0.09)	0.0001 (1.08)	0.005 (0.25)
SHST(-1)	-21.27*** (-2.26)	0.12*** (2.96)	-6.35* (-1.44)
SHST(-2)	12.01 (1.27)	-0.01 (-0.47)	9.05*** (2.04)
SHST(-3)	-5.87 (-0.63)	0.07** (1.84)	3.53 (0.81)
TAIST(-1)	-0.04 (-0.46)	-0.0001 (-0.32)	0.007 (0.17)
TAIST(-2)	-0.0002 (0.003)	0.00008 (-0.23)	0.03 (0.76)
TAIST(-3)	0.16** (-1.91)	0.0007** (1.92)	0.0005 (0.01)

註：1. HKST、SHST、TAIST 分別表示香港、上海及台灣的股價指數。

2. HKST(-1)、HKST(-2)、HKST(-3)分別表示落後 1 期、2 期及 3 期的香港股價指數，其餘此類推。

3. 括弧中的數字為 t 檢定統計量。

4. *、**、***分別表示在 10%、5%及 1%的顯著水準下，係數顯著異於零。

由於 VAR 模型的傳統迴歸所估計之估計係數在進行非定態之時間序列分析上，並不具有經濟意義，模型乃應運發展出三種重要的應用模型，即：(1) 因果關係檢定 (Causality Test)；(2) 衝擊反應分析 (Impulse Response Analysis)；及 (3) 預測誤差變異數分解 (Forecast Error Variance Decomposition)，使 VAR 模型在分析上具有經濟涵義，由此些模型，吾人可觀察時間序列變數間之因果 (領先—落後) 關係、衝擊影響、及波動相互解釋之關係。⁸

本文另運用 Granger 因果關係檢定之結果，分析台灣、香港及上海，兩兩股票之間是否存在雙向的回饋關係，或僅有單向的因果關係，甚或為互不影響的獨立關係。此檢定的結果由表五中分析可清楚得知：(1) 香港股市與上海股市間存在前者領先後者的單向因果關係；(2) 香港和台灣股市之間亦具有香港股市領先台灣股市的單向因果關係；至於(3)台灣與上海兩兩股市間則無顯著的因果關係存在。

表五 三地股市間之 Granger 因果關係檢定統計表

虛無假設	F 檢定統計量	P-Value
SHST 不影響 HKST	2.265	0.070
HKST 不影響 SHST	4.858*	0.002*
TAIST 不影響 HKST	1.459	0.220
HKST 不影響 TAIST	3.483*	0.010*
TAIST 不影響 SHST	1.865	0.130
SHST 不影響 TAIST	2.049	0.100

註：1. HKST、SHST、TAIST 分別表示香港、上海及台灣的股價指數。

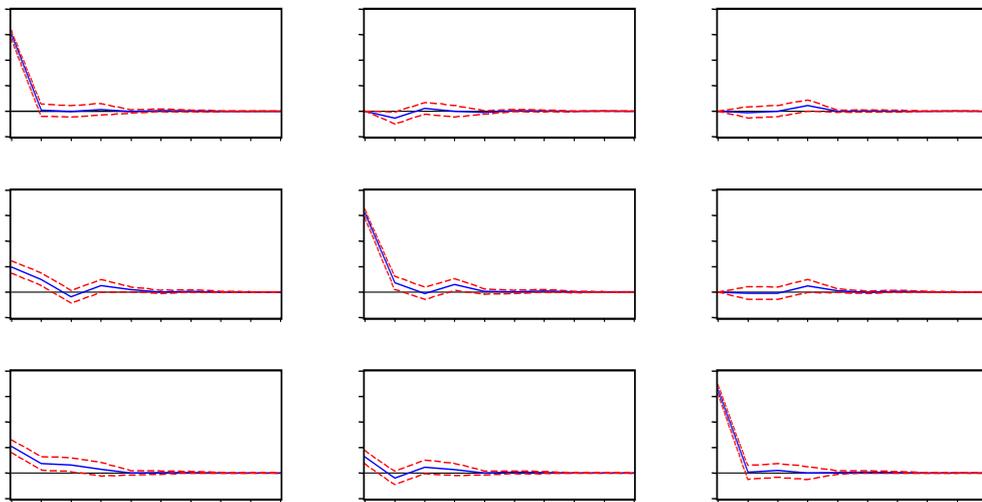
2. *表示在 5% 的顯著水準下，係數顯著異於零。

最後，本研究以衝擊反應函數及預測誤差變異數分解來進行三地股市間衝擊的相互跨期影響及波動變異產生時之相互解釋力分析。依上述 Granger 因果檢定的領先落後結果，本文所採三地股市之排列順序依序為：香港、上海、及台灣股市。

衝擊反應函數所得結果，由圖一可以看出，不論是台灣、香港或是上海股市，其在面對來自於本身股市衝擊（一單位標準差干擾項）的反應程度上均最為激烈；然分析此受自身衝擊之影響，發現香港股市與台灣股市在第二期隨即收斂，而上海股市則在第五期才漸形收斂，顯示上海股市自我衝擊之資訊傳

⁸ Granger(1969)提及，因果關係檢定乃檢定變數間"領先-落後"之關係，並非真正的"因與果"之關係。其以氣象播報員播報下雨為例：氣象播報員將領先於下雨之發生，但決非造雨者。

導效率性較強。另發現，上海股市在面對來自於香港股市一單位標準差干擾項衝擊時的反應較面對來自台灣股市衝擊時的反應明顯強烈許多，足見上海股市受香港股市的衝擊較較為敏感，而幾乎不受台灣股市衝擊之影響。至於台灣股市在面對來自於上海及香港股市之衝擊時，其反應皆呈現顯著的效果，顯示了台灣股市最為脆弱，最易受它國股市的影響。另外，香港及上海股市在面對來自台灣一單位標準差干擾項的衝擊反應均呈不顯著結果，顯示台灣股市在兩岸三地的影響力極弱，而香港及上海股市投資客也較不以台灣股市變動為參考指標。最後，實證亦發現，香港股市面對來自於上海及台灣股市一單位標準差干擾項的衝擊反應均不顯著，顯示香港股市受來自於台灣及上海衝擊的影響極微，為一較具獨立性的國際股票市場。



註：HKST、SHST、TAIST 分別表示香港、上海及台灣的股價指數。

圖一 股價指數之衝擊反應分析圖

綜合以上衝擊反應函數所得發現，明顯可看出香港股市較具獨立性之特性，其衝擊發生時，對兩岸三地之影響最為顯著；然上海股市雖受香港股市衝擊之影響，但不為台灣股市衝擊所波及；至於台灣股市，表現最為弱勢，其對它國股市之影響力極微，若台灣當局有心推展亞太金融中心之營運，勢必得加強研擬各項配套方案，提出有利吸引外資投入台灣金融暨證券市場之最佳政策，更增加台股投資之魅力。

本研究透過預測誤差變異數分解的實證結果，觀察各變數之預測誤差被自我變動解釋的程度以及被其他變數變動所解釋的程度，以瞭解相對外生性的強弱及變數間波動發生之相互解釋能力。為求結果之可靠性與一致性，本研究仍採用與衝擊反應分析相同的規則，作變數排序之選擇，其順序依序為：香港、上海、及台灣股市。

表六為股價指數之誤差變異數分解之結果，由此誤差變異數分析結果，分述之，可觀察出：(1)自我解釋能力最高者（亦即外生性強者）為香港股市（98.46%），其次為上海股市（87.63%）、台灣股市（85.45%）；(2)台灣股市對自身股市變異的解釋能力較低，反應出台灣股市時為一易受他國股市影響，而且香港股市影響台股甚深；(3)香港股市的變動，由上海股市變異所解釋的比例較比由台灣股市變動所解釋的比例高，顯示出香港股市和上海股市的互動關係較強；(4)台灣股市的影響力最小，對解釋香港股市及上海股市的變動的解釋比例均僅有 0.55%；而(5)一直位於亞洲股市領導地位之香港股市在兩岸三地股市中的開盤時間雖較晚，但對於其他兩股市變異的解釋能力均較高，相反的，其變異發生受其他兩股市變異的影響程度均低，足以反應香港股市開盤時的變動情形仍是其他股市發生變動的重要指標。

表六 股價之預測誤差變異數分解結果

	期數	台灣	香港	上海
台灣	1	88.05	8.819	3.122
	4	85.45	10.642	3.898
	7	85.45	10.646	3.902
	10	85.45	10.646	3.902
香港	1	0.000	100	0.000
	4	0.552	98.50	0.940
	7	0.554	98.46	0.976
	10	0.555	98.46	0.976
上海	1	0.000	9.106	90.89
	4	0.525	11.718	87.75
	7	0.557	11.810	87.63
	10	0.558	11.811	87.63

註：表中所示之預測誤差變異數分解結果係代表各列股市發生變動時由各欄股市變動所解釋的百分比。

伍 結論

近些年來，國際金融版圖大有變遷，兩岸三地（台灣、香港、及上海）在國際金融市場之舞台上皆有亮麗的成長表現，尤其三地股市之量價表現，皆受國際投資客所矚目。然而，先前之研究尚未發現有對台灣、香港、及上海三地股票市場進行完整之互動研究者。本研究因此結合時間序列多項方法，進行亞太地區的區域性整合研究分析，嘗試探究兩岸三地在亞太地區的金融主導地位。為避免結構性變化 (structure change) 的產生，以求穩定性與一致性，資料變數選取以金融風暴發生後之台灣加權股價指數、恆生股價指數、及上海 B 股指數為核心變數，針對日趨緊密的台、港、滬三地證券市場進行多項測試。

資料特性之檢測，先自單根檢定實證求得台灣、香港與上海的股價指數均為 $I(1)$ 的非定態時間數列 (non-stationary)。在運用 Johansen 最大概似共整合檢定法檢定台灣、香港與上海股價指數之共整關係時，發現三者間並沒有共整向量之存在，顯示三地股市於長期間並無均衡共移之關係，其原因很可能是兩岸三地政府在面對金融風暴所帶來的股災時，各有其因應政策，而互不相關，如台灣當局有對股市漲跌縮小跌幅的措施，而大陸方面由原先的無漲跌幅限制改為上下百分之十的漲跌幅限制，至於香港官方，為維持釘住美元之固定匯率，曾於 1997 年 10 月 27 日大幅調降利率，兩岸三地政府之政策不一致性，使得三地股價無法即克反應並相互傳遞所有的訊息，而使得兩岸三地股市在金融風暴後不具有長期的均衡關係。

測試短期互動的向量自我迴歸模型分析指出，兩岸三地的股市雖無長期均衡關係，但仍存在著些許的短期互動，且上海及香港兩股市間具有較明顯的雙向回饋互動關係。另外，在進行 Granger 因果關係檢定三地股市間“領先-落後”關係之分析中發現：香港股市分別領先於上海股市和台灣股市；至於台灣與上海兩股市間則無顯著的因果關係存在。因果關係之實證，說明了港股在這個大中華經濟區域的影響力最大。

根據衝擊反應分析得知，香港股市受到其他股市衝擊時的反應極微，為一較具有獨立性的股票市場；而上海股市在面對外國股市之衝擊時反應並不顯著，顯示其為較封閉的市場；至於台灣股市，當受到來自香港股市及上海股市的衝擊時，反應都較明顯，可見台灣是一淺碟式經濟，一有任何風吹草動的訊息，會立刻受到影響。另外，由預測誤差變異數分解的實證結果可觀察出台灣股市的波動很容易受上海及香港股市變異的影響，而香港股市在兩岸三地間對各地股市波動之解釋能力最強，足見香港股市最具影響力。

本文嘗試運用時間序列模型去檢測分析台灣、香港、上海三地的股票市場何者較具有金融主導地位。從實證結果可看出香港在股市的影響力較大，主要原因可能是香港的金融業專業化、自由化程度深，政府不輕易干預股市，也無股價漲跌幅之限制，較為尊重自由市場機制，以致吸引了大批國際貨幣市場經紀商及專業人士的湧入，以香港作為國際中心的據點使然。而台灣股市表現最為脆弱，最易受外國股市衝擊之影響，且落後於它國股市之走勢。由此結果推論，若台灣當局有心推展亞太金融中心之營運，勢必得加強研擬各項配套方案，提出有利吸引外資投入台灣金融暨證券市場之最佳政策，以增加台灣股市於國際間之競爭力。

參考文獻

- 徐守德，「亞洲股市間共整合之實証研究」，*證券市場發展季刊*，第七卷第四期，1995年，頁33-56。
- 楊踐為、賴怡洵，「美日香港與台灣四地股價指數連動關係之研究」，*台灣土地金融季刊*，第35卷第2期，1998年，頁1-15。
- 聶建中、蔡育迪，「亞洲金融風暴對臺灣與東南亞各國股價指數及匯率間之影響」，*企銀季刊*，第24卷第2期，2000年，頁197-215。
- Akaike, H., "A New Look at the Statistical Model Identification", *IEEE Transaction on Automatic Control*, 1973, pp.716-723.
- Arshanpalli, B. and Doukas, J., "International Stock Market Linkages: Evidence from the Pre- and Post-October 1987 Period", *Journal of Banking and Finance*, 17, 1993, pp.193-203.
- Arshanpalli, B., Doukas, J. and Lang, Larry H. P., "Pre and Post-October 1987 Stock Market Linkages between U.S. and Asian Markets", *Pacific-Basin Finance Journal*, 3, 1995, pp.57-73.
- Chan, K. C., Gup, B. E. and Pan, Ming-Shiun, "An Empirical Analysis of Stock Prices in Major Asian Market and The United States", *The Finance Review*, 1992, pp.283-307.
- _____, "International Stock Market Efficiency and Integration: A Study of Eighteen Nation", *Journal of Business and Financial Accounting*, 1997, pp.1-18.
- Chang, Yuanchen, "The Pricing of Foreign Exchange Risk around the Asian Financial Crisis: Evidence from Taiwan's Stock Market", *Journal of Multinational Financial Management*, 12(3), 2002, pp 223-38.
- Choudhry, Taufiq, "Interdependence of stock markets: Evidence from Europe during the 1920s and 1930s", *Applied Financial Economics*, 6(3), 1996, pp.243-249.
- _____, "Stochastic Trends in Stock Prices: Evidence from Latin American Markets", *Journal of Macroeconomics*, 19(2), 1997, pp.285-304.

- Chung, P. J. and Liu, D. J., "Common Stochastic Trend in Pacific Rim Stock Markets", *Quarterly Review of Economics and Finance*, 34(3), 1994, pp.241-259.
- Corhay, A., Rad, A. Tourani and Urbain, J. P., "Common Stochastic Trends in European Stock Markets", *Economic Letters*, 42, 1993, pp.385-390.
- Cui, Geng, "The emergence of the Chinese economic area (CEA): A regoicentric approach to the markets", *Multinational Business Review*, 6(1), 1998, pp.63-72.
- Dickey, D. A. and Fuller, W. A., "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with Unit Root", *Journal of American Statistical Association*, 74, 1979, pp.427-431.
- _____, "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with Unit Root", *Econometric*, 49, 1981, pp.1057-1072.
- Elliott, Graham, Rothenberg, Thomas J. and Stock, James H., "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root", *Econometrica*, 64, 1996, pp.813-836.
- Engle, R. F., and Granger, C. W. J., "Cointegration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing", *Econometric*, 55(2), 1987, pp.254-276.
- Eun, C. S. and Shim S., "International Transmission of Stock Market Movements", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24, 1989, pp.241-256.
- Ghosh, Asim, Saidi Reza and Johnson Keith H., "Who Moves the Asia-Pacific Stock Markets - US or Japan? Empirical Evidence Based on the Theory of Cointegration", *The financial Review*, 34, 1999, pp.159-170.
- Gonzalo, J., "Five Alternative Methods of Estimating Long-run Equilibrium Relationships", *Journal of Econometrics*, 60, 1994, pp.203-233.
- Granger, C .W. J., "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral", *Econometric*, 37, 1969, pp.424-438.
- Ha, In-Bong, Jaek Khil and Bong-Soo Lee, "On the Rationality of Korea's Stock Market: Was the Recent Korean Financial Crisis Due to Fundamental Factors", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 11(3-4), 2001, pp. 423-41.
- Hung, Ching-Ho, "The Study of Establishing Roc as an International Financial Center", *Taiwan Economics and Finance Monthly*, 29(10), 1993.
- Jang, Hoyoon and Wonsik Sul, "The Asian Financial Crisis and the Co-movement of Asian Stock Markets", *Journal of Asian Economics*, 13(1), 2002, pp. 94-104.
- Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors and Dynamics and Contro", *Journal of Economics*, 12, 1988, pp.231-254.
- _____, "The Role of the Constant and Linear Terms in Cointegration Analysis of Nonstationary Variables", *Econometric Review*, 13(2), 1994, pp.205-229.
- Johansen, S., and Juselius K, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration With Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 1990, pp.169-210.

- Kindleberger, Charles P., "The Formation of Financial Centers: A Study in Comparative Economic History", *Princeton Studies in International Finance*, Department of Economics, Princeton University, 36, 1974, pp.1-78.
- Kwiatkowski, Denis, Peter C. B. Phillips, Peter Schmidt and Youncheol Shin, "Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root", *Journal of Econometrics*, 54, 1992, pp.159-178.
- Lin, Chung-Hsiung, "Taipei as a Regional Financial Center and Mainland China Economic and Trade Relationships with Taiwan", *Taiwan Economics and Finance Monthly*, 31(3), 1995.
- Lutkepohl, Helmut, "Introduction to Multiple Time Series Analysis", Springer-Verlag, 1991.
- Mackinnon, J. E., "Critical Values for Cointegration Tests, in R.F. Engle and C.W.J. Granger", 1991, pp.267-276.
- Masih, A. M. M. and Masih R, "A Comparative Analysis of the Propagation of Stock Market Fluctuations in Alternative Models of Dynamic Causal Linkages", *Applied Financial Economics*, 7(1), 1997a, pp.59-74.
- _____, "Dynamic Linkages and the Propagation Mechanism Driving Major International Stock Markets: An Analysis of the Pre- and Post-Crash Eras", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 1997b, 37(4), 1997b, pp.859-885.
- McDonald, John G., "French Mutual Fund Performance: Evaluation of Internationally-Diversified portfolios", *Journal of Finance*, 1973, pp.1161-1180.
- Ng Serena and Perron Pierre, "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power", *Econometrica*, 69(6), 2001, pp.1519-1554.
- Nieh, C. C. and Lee C. F., "Dynamic Relationship Between Stock Prices and Exchange Rates for G-7 Countries", *Quarterly Review of Economics and Finance*, 41(4), 2001, pp.477-490.
- Pantula, S. G., Gonzales-Farias G. and W. A. Fuller, "A Comparison of Unit-Root Test Criteria", *Journal of Business and Economic Statistics*, 12(4), 1994, pp.449-459.
- Sims, Christopher A., "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, 48, 1980, pp.1-48.
- Young, H. W., Ken Hung and Danid C. Cheng, "Toward Asian Pacific Financial Centers: A Comparative Study of Financial Developments in Taiwan, Hong Kong and Singapore", *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies*, 2(1), 1999, pp.29-55.
- Wu, Chunchi, "International Trade Relations and the Contagious Effects of the Asian Financial Crisis", *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies*, 3 (3), 2000, pp. 367-99.

Study on the Linkage among Stock Prices of Three Places around Taiwan Strait

CHIEN-CHUNG NIEH, GIN-CHUNG LIN, KAI-TING CHAN *

ABSTRACT

Employing various time series model, this paper focuses on the study of the regional integration in Pacific basin and attempts to explore the potential leader in Asia-Pacific Financial Center. This is done by means of analyzing the long-term and short-term interrelationships among the stock markets of China, Hong Kong, and Taiwan after Asian Financial Crisis. Evidence first does not support a long-run equilibrium relationship among three places around Taiwan Strait by the Johansen cointegration technique. However, their short-run dynamic relationships are found by VAR model analysis. Empirical evidence from Granger causality test shows that the stock market of Hong Kong holds the most influential position in Chinese economic area (CEA). Moreover, from impulse response function, stock market of Hong Kong is shown the most independent market, which does not respond to the shock raised from other two markets. Stock market of China is found to be relatively close and stock market of Taiwan, on the other hand, is shown a weak financial market, which is easier to be influenced by other markets. Final evidence from variance decomposition shows a similar result that explained powers of stock markets of Hong Kong and Taiwan are shown to be strongest and weakest, respectively, in the three places around Taiwan Strait. We conclude all the above statements saying that Hong Kong is shown to have the potential leading position in the future Asian-Pacific Financial center. Taiwan government should set appropriate investment policies to attract foreign investors in order to increase her international competence.

Keywords: three places around Taiwan Strait, Asian financial center, stock price, impulse response, variance decomposition

* Chien-Chung NIEH, Associate Professor, Department of Banking & Finance, Tamkang University.
Gin-Chung LIN, Associate Professor, Department of Banking & Finance, Tamkang University.
Kai-Ting CHAN, MBA in Finance, Department of Banking & Finance, Tamkang University.