

## 不對稱訊息下台灣股、匯市與美國股市蔓延效果之預測檢定

王冠閔

僑光技術學院財務金融系

台中市西屯區僑光路 100 號

### 摘 要

本文探討條件變異的不對稱性、變異結構改變、以及利用前瞻性預測檢定法，在 Engle (2002) 動態條件相關 (dynamic conditional correction, DCC) 係數的觀點上，重新檢驗台灣股、匯市與美國股市之間的蔓延效果。利用 Inclán and Tiao (1994) 建議的疊代累積平方加總運算法 (iterated cumulative sums of squares algorithm, ICSS) 檢測市場報酬變異的結構性改變，設立虛擬變數，估計一般化誤差分配的 EGARCH (exponential generalized autoregressive conditional heteroscedasticity, EGARCH) 模型，以及動態條件相關多變量 GARCH (generalized autoregressive conditional heteroscedasticity) 模型以估算動態條件相關係數，再利用 1 步預測檢定與 N 步預測檢定法檢驗蔓延效果。實證結果顯示，台灣加權股票指數、台幣對美元匯率、以及美國紐約綜合股價指數可檢驗出訊息不對稱的槓桿效果，1 步與 N 步預測檢定結果，檢驗出相關係數顯著為“正”與“負”的蔓延效果，以及隱含蔓延效果為一長期現象。

**關鍵詞：**不對稱性，蔓延效果，槓桿效果，EGARCH 模型，動態條件相關模型

## Forecast Testing for Contagion between the Taiwan, Foreign-Exchange, and US Stock Markets under Asymmetric Information Conditions

KUAN-MIN WANG

*Department of Finance, Overseas Chinese Institute of Technology*

*100 Chiao Kwang Rd., Taichung, Taiwan 40721, R.O.C.*

### ABSTRACT

This research investigates asymmetries in conditional variances and structural changes in variance and also retests the contagion effect between the Taiwan, foreign-exchange, and US stock markets through the use of a forward-forecasting testing method developed by Engle (2002) for dynamic conditional correction (DCC). The iterated cumulative sums of squares (ICSS) algorithm developed by Inclán and Tiao (1994) is used to detect the structural breaks in market return, create dummy variables, estimate the conditional generalized error distribution of an EGARCH (exponential generalized autoregressive conditional heteroscedasticity) model, compute the dynamic conditional correction coefficients of the DCC multivariate GARCH (generalized autoregressive conditional

heteroscedasticity) model, and employ both a one-step and an N-step forecast test to check for the contagion effect. The results demonstrate the utility of the asymmetric leverage effect test and also indicate that correction coefficients have significant “positive” and “negative” contagion effects; moreover, these implicit effects are a long-term phenomenon.

**Key Words:** asymmetrically, contagion effect, leverage effect, EGARCH model, DCC model

## 一、前言

國與國之間基本面的連繫途徑，大致可分為三種，金融連繫途徑 (financial links)、實質的連繫途徑 (real links)、以及政策的連繫途徑 (political links)。金融連繫途徑說明二國經濟會藉由國際金融體系相互連結 (如 Clare & Lakkos, 2000; Wong, 2000; Forbes & Rigobon, 2002)，實質的連繫途徑表示二國之間關係會經由國際貿易等經濟基本面相互連結 (如 Forbes, 2001; 2002)，而政策的連繫途徑則強調由政策因素相互連結。影響國與國之間連繫途徑或檢驗國與國之間連繫途徑是否存在，通常以驗證市場繁衍機制 (propagation mechanism) 是否存在為基準 (如 Edwards, 2000; Kaufman, 2000)，而本文主要探討金融連繫途徑。

繁衍機制說明國家市場之間存在共同移動 (co-movement) 的特徵，一國市場的外生衝擊會傳導至另一國家，傳導過程若由衝擊發生前即未存在的連繫途徑導引，稱為蔓延效果 (contagion effect)，此定義為狹義的定義。廣義蔓延效果的定義指國與國之間衝擊的傳導機制或國與國之間相互外溢的效果，蔓延效果可能同時存在景氣好與景氣不好的時期，並不需要危機的發生來引導。若衝擊發生前連繫途徑已經存在，且進一步導引衝擊的影響，則為相互依存效果 (interdependence effect)，強調衝擊的傳導是事前連繫途徑的延續 (Forbes & Rigobon, 2002)。本文的分析主要建立在廣義蔓延效果的定義。

為何要探討危機的蔓延效果，因為此效果的發生關係到投資人資產組合的配置，進一步影響資產組合風險分散的原則。資產組合分散原則有二，一是投資在低相關與負相關之不同類型的資產，二是根據國際性風險分散原則，在不同國家金融市場投資性質相似的資產。在上述原則下，衝擊的發生可能會增強或減弱資產之間的相關性。傳統檢定危機傳導機制的文獻，Forbes and Rigobon (2002)、以及 Arestis, Caporale, and Cipollini (2005) 僅關注原先存在的聯繫途徑的增強效果，而王冠閔和黃柏農 (2004)，方文碩、王冠閔和董澍琦 (2006) 等認為蔓延效果傳導過程可能增強或減弱

原先存在的聯繫途徑。

另一方面，衝擊發生除了會改變資產之間的相關性，市場好與不好的訊息，亦可能使資產之間相關性產生變化，如 Erb, Harvey and Viskanta (1994), De Santis and Gerard (1997), Ang and Bekaert (1999), Das and Uppal (2001)，以及 Longin and Solnik (2001) 等研究均發現，金融資產條件變異數通常存在不對稱的波動現象，此現象說明市場資產價格下跌訊息引發市場的波動大於同比例市場價格上漲訊息所減少市場的波動，此即為槓桿效果 (leverage effect)。根據廣義蔓延效果的定義，不對稱訊息的影響，亦是造成資產相關係數改變而引發蔓延效果的原因之一。Forbes and Rigobon (2002)、王冠閔和黃柏農 (2004)、方文碩等人 (2006)、Arestis et al. (2005) 等，均只考量對稱訊息下的蔓延效果，忽略不對稱訊息對蔓延效果的影響。

自 1990 年之後，隨著我國金融市場開放，國際之間金融危機明顯影響我國的金融市場，其中，美國市場的訊息，對我們金融市場影響最大 (此時危機泛指可能引發市場存在不對稱衝擊之事件)。另一方面，隨著我國資本市場的逐步開放，外資進出本國金融市場的套利現象，引發市場的不對稱效果，可能導致國內股、匯市與美國股市之間的相關性增強，進而引發二國市場間存在蔓延效果。

樣本包括：台灣加權股票指數、台幣對美元即期匯率、以及美國 3 大股票指數：那斯達克綜合股價指數 (NASDAQ COMPOSITE INDEX)、紐約綜合股價指數 (NEW YORK - NYSE COMPOSITE INDEX)、紐約史坦普爾 500 指數 (NEW YORK - S&P 500 INDEX)，本文關注亞洲金融危機發生期間與之後約 5 年的資料，樣本期間為 1997 年 1 月 6 日至 2001 年 10 月 31 日。在實證方法上，本文對台灣、美國股票報酬及台幣對美元匯率變動率的變異進行多個結構性改變的檢定，利用 Inclán and Tiao (1994) 建議的疊代累積平方加總運算法 (iterated cumulative sums of squares algorithm，以下簡稱 ICSS 法) 檢測出一時間序列變異的結構改變點。為了估計具有結構改變與不對稱訊息影響的條件變異數，我們設定一般化誤差分配 (generalization error

distribution, 以下簡稱 GED) 的單變量 EGARCH (exponential generalized autoregressive conditional heteroscedasticity) 模型, 將代表變異結構改變點的虛擬變數納入變異數方程式內來估計條件變異數。估計 GED-EGARCH 模型的優點, 相較傳統的 GARCH (generalized autoregressive conditional heteroscedasticity) 模型, 在於不需要事先假設資產報酬的分配形態, 而且可進一步檢驗市場上壞的訊息 (bad news) 所引發的市場上報酬的變異大於好的訊息 (good news) 的槓桿效果。

本文利用資產間的相關係數來檢定市場之間是否存在危機傳導的蔓延效果。傳統上估計相關係數大多以非條件相關係數為主, 亦即使用一段時間 (一週、一個月或一年) 來計算, 而此舉無法完全反應資產價格或報酬變化情形及時間的動態調整過程。在考量代表各國變異結構改變的虛擬變數下, 本文使用 Engle (2002) 所建議之動態條件相關 (dynamic conditional correction, DCC) 雙變量 GARCH 模型, 估計資產報酬之間的動態條件相關係數, 進一步利用前瞻的 1 步預測檢定 (one-step forecast test) 與 N 步預測檢定 (N-step forecast test) 法, 將每一時點相關係數值變化的訊息納入考量, 進行前瞻 (1 期或 N 期) 的預測檢定, 判斷蔓延效果是否存在。

本文實證結果顯示, 台灣加權股票指數、台幣對美元匯率、以及美國紐約綜合股價指數可檢驗出訊息不對稱的槓桿效果。另一方面, 1 步與 N 步預測檢定結果, 檢驗出台股、匯市與美國股市之間存在相關係數顯著為“正”與“負”的蔓延效果, 且以及隱含蔓延效果為一長期現象。本文利用前瞻性預測檢定法, 不同於存在的文獻, 且能實質改善蔓延效果的檢定效力, 為本研究在探討蔓延效果時的一項創新。本文架構共分為 4 節, 第 1 節為前言, 第 2 節是傳導機制的文獻回顧與探討, 第 3 節介紹研究方法與實證結果, 第 4 節為本文結論。

## 二、文獻回顧與探討

實證文獻檢定蔓延效果常用的方法計有市場相關係數分析、GARCH 模型、共整合 (cointegration) 檢定、及特定事件發生的機率等四種。King and Wadhvani (1990), Lee and Kim (1993) 使用股票市場報酬相關係數, 檢定 1987 年美國股票市場崩盤, 對英國與日本等多個國家股票市場的影響, 若相關係數顯著增加, 則存在蔓延效果, 實證結果發現美國

股票市場崩盤顯著增加多個市場間的相關係數, 支持蔓延效果假說。Forbes and Rigobon (2002) 認為市場異質變異數造成相關係數的高估, 會產生偏向支持蔓延效果的假象, 建議使用異質變異數偏誤 (heteroskedasticity biases) 檢定, 利用此一調整的相關係數, 分別檢驗 1997 亞洲金融危機、1994 墨西哥危機、及 1987 年美國股票市場危機期間, 發現東南亞 9 國、中南美洲 4 國、OECD 的 12 國與其他新興 4 國, 共 29 個樣本國家股票市場間, 多數沒有相關係數顯著改變的蔓延效果, 僅有相互依存效果。然則 Baig and Goldfajn (1999) 利用異質變異數調整的相關係數, 發現亞洲金融危機期間, 泰國、馬來西亞、印尼、韓國及菲律賓等國利率、匯率及股票報酬間存在蔓延效果。

Hamao, Masulis, and Ng (1990) 使用 GARCH 模型估計的條件變異數, 檢測 1987 年美國股票市場危機期間, 市場波動的關聯性, 發現紐約、倫敦、東京三個股票市場間, 出現由紐約到倫敦與東京, 及倫敦到東京的外溢效果。在 1994 年墨西哥危機期間, Edwards (1998) 發現公債市場的短期名目利率波動, 經由資本控制, 出現由墨西哥傳導至阿根廷的蔓延效果。

共整合分析在危機衝擊是否改變市場長期均衡關係、因果關係、衝擊反應及變異數分解等觀點上, 判斷蔓延效果。Sheng and Tu (2000) 發現包括台灣、美國等 12 個太平洋國家, 在 1997 亞洲金融危機前, 股票市場不存在共整合關係, 但在金融危機期間, 則出現共整合關係, 進一步的變異數分解顯示沒有一個國家, 在金融危機期間, 具有外生性特質, 證實蔓延效果; 同時, 因果關係檢定指出美國是影響其他國家股票市場表現的領先因子。Nagayasu (2001) 的向量自我迴歸 (vector autoregression, VAR) 模型因果關係檢定及衝擊反應分析, 發現泰國通貨危機經由匯率影響菲律賓產業類股價格指數的蔓延效果。

Eichengreen, Rose, and Wyplosz (1996) 使用雙變量 probit 模型, 探討 1992 至 1993 年法國、德國、荷蘭等 ERM (exchange rate mechanism) 國家通貨危機的蔓延效果, 發現若一國出現外生衝擊, 則另一個國家遭受投機性攻擊的機率將增加; Forbes (2004) 採用事件研究 (event-study) 法, 分析全球 46 個國家選樣的 14,000 個公司面對亞洲及蘇俄危機的反應行為, 作者發現, 不同危機, 透過產品競爭、股票報酬等不同的機能傳導, 且其強、弱程度明顯不同, 因此, 任一單一模型不可能捕捉到所有危機衝擊的效果。

Arestis et al. (2005) 估計對稱的 GARCH (generalized autoregressive conditional heteroscedasticity) 模型, 利用虛擬變數檢定法 (dummy test) 設立虛擬變數, 以重覆迴歸的方式循序漸進找尋危機發生的結構改變, 進一步估算條件相關係數, 檢定相關係數顯著增加的蔓延效果。此舉解決結構改變點應由資料本身內生決定的問題, 修正異質性以及內生性偏誤。樣本包括泰國、印尼、南韓、馬來西亞、日本、英國、德國、以及法國, 發現蔓延效果由日本外溢而蔓延。

王冠閔和黃柏農 (2004), 以及方文碩等人 (2006) 在 DCC 的觀點上, 在檢定對稱 GARCH 模型估計的隨時間變動相關係數蔓延效果前, 先由 ICSS 內生決定樣本期間所有的結構改變點, 據以判斷金融危機期間樣本, 同時設定虛擬變數, 捕捉異常變動效果, 避免高估異質變異數及相關係數, 在 Engle (2002) 動態條件相關係數的觀點上, 利用聯合信賴區間檢定。王冠閔和黃柏農發現台灣股、匯市與美國股市之間存在相關係數顯著改變的蔓延效果; 而方文碩等人進一步發現亞洲金融危機期間 9 個區域國家, 中國大陸、香港、印尼、日本、馬來西亞、菲律賓、新加坡、泰國及台灣之間, 存在相關係數存在顯著改變的蔓延效果。

本文重新檢驗台灣股、匯市與美國股市之間危機的傳導機制, 傳導機制中的廣義蔓延效果隱含外生衝擊造成市場結構改變, 市場不對稱的訊息會使得市場之間相關性發生變化。因此, 本文設定不對稱的 EGARCH 模型, 應用 Engle (2002) 動態條件相關模型, 估計隨時間變動相關係數, 計算其平均值, 檢定蔓延效果是否存在。

### 三、研究方法及實證結果

#### (一) 變異結構改變檢定

本文首先應用 Inclán and Tiao (1994) 的 ICSS 運算法, 內生決定台灣、美國股票報酬、以及台幣對美元匯率變動率等變數在樣本期間內變異的結構改變, 設定虛擬變數捕捉報酬的異常波動。

令第  $i$  國  $t$  期股票報酬 ( $r_{i,t}$ ) 為市場收盤價格指數 ( $P_{i,t}$ ) 對數差分<sup>1</sup>:

$$r_{i,t} = (\log P_{i,t} - \log P_{i,t-1}) \times 100 \quad (1)$$

$\{a_{i,t}\}$  為平均數為零、變異數為  $\sigma_i^2$  的隨機變數, 其中  $\mu_i$  為

第  $i$  國股票市場報酬平均值。

$$a_{i,t} = r_{i,t} - \mu_i \quad (2)$$

令  $C_k = \sum_{t=1}^k a_{i,t}^2$ ,  $k=1, \dots, T$ , 為  $\{a_{i,t}\}$  數列的累積平方加總, 統計量  $D_k$  為:

$$D_k = \left( \frac{C_k}{C_T} \right) - \frac{k}{T}, \quad k=1, \dots, T, \quad \text{且 } D_0 = D_T = 0 \quad (3)$$

Inclán and Tiao (1994) 利用 ICSS 檢測  $\{a_{i,t}\}$  數列變異數的多個結構改變點。利用  $D_k$  函數系統地尋找  $\{a_{i,t}\}$  數列可能存在的多個結構改變點。此即, ICSS 運算在確定一個改變點後, 隨即分割樣本, 估算各個子樣本的  $D_k$ , 直到確認所有可能的改變點為止。ICSS 運算法的檢定步驟可參閱附錄說明。

表 1 為股票報酬及匯率變動率的結構改變個數及發生時間, 檢測結果顯示台灣加權股票指數 (Taiwan weighted stock index, 以下簡稱 JS) 與紐約綜合股價指數 (New York-NYse composite index, 以下簡稱 JNYSE) 日報酬變異均存在 6 個結構改變點、台幣對美元即期匯率 (spot exchange rate-NT\$ per US\$, 以下簡稱 RX\$) 日變動率變異存在 4 個結構改變點, 而紐約史坦普爾 500 指數 (New York- S & P 500 index, 以下簡稱 JS&P500) 日報酬的變異則存在 7 個結構改變點, 那斯達克綜合股價指數 (Nasdaq composite index, 以下簡稱 JNASD) 報酬的變異則存在 12 個結構改變點。由結構改變點個數來看, 美國股市相對台灣股匯市面臨較多的風險變異點, 其中又以那斯達克股市為最。台灣以股市的結構改變點較多, 股、匯市間前 2 個結構改變點發生的時間大致相同, 藉此可發現此期間台灣二金融市場之互動性非常密切, 但隨全球經濟情勢惡化, 自 2000 年後隨台灣出口值持續衰退, 政府利用台幣貶值提高出口競爭力的政策下, 匯市在央行的控管中受到的衝擊較少, 相對股市而言, 雖然政府利多政策不斷出爐, 但在利空因素仍持續籠罩下, 二市場結構改變點個數以股市較多, 且發生時間也與匯市有所不同。

#### (二) 動態條件相關變量 EGARCH 模型與檢定結果

Engle (2002) DCC 模型的估計包括兩個步驟, 一是估計單變量 GARCH 估計值, 另一則是相關係數估計。本文設定 GED-EGARCH 模型進行分析, 利用 ICSS 運算法所估計的多個結構改變點以加的 (additive) 方式利用虛擬變數

<sup>1</sup> 若為匯市,  $r_{i,t}$  為匯率變動率。

表 1. 股票報酬及匯率變動之結構改變個數及發生時間

指數別	台灣加權股票指數 (JS)	台幣/美元匯率 (RX\$)	那斯達克綜合股價 指數 (JNASD)	紐約綜合股價指數 (JNYSE)	紐約 S&P500 股價 指數 (JS&P500)
1	08/28/97[155]	08/25/97[152]	03/26/97[52]	10/17/97[185]	10/21/97[187]
2	02/03/98[247]	02/04/98[248]	05/06/97[78]	11/04/97[196]	11/04/97[196]
3	08/24/98[383]	02/23/99[497]	10/16/97[184]	08/27/98[386]	12/29/97[231]
4	08/30/00[854]	01/04/00[699]	02/03/98[247]	12/07/98[453]	02/03/98[247]
5	11/27/00[913]		08/27/98[386]	09/06/01[1097]	08/27/98[386]
6	09/19/01[1100]		10/20/98[421]	09/25/01[1104]	10/20/98[421]
7			01/04/00[699]		01/24/00[712]
8			03/29/00[752]		
9			06/05/00[795]		
10			10/11/00[881]		
11			04/24/01[1006]		
12			09/19/01 [1100]		

註：a. 資產報酬以對數差分表示  $r_{i,t} = (\log P_{i,t} - \log P_{i,t-1}) \times 100$ ， $P_{i,t}$  為第  $i$  個資產價格（指數），且  $i$  = 台灣加權股票指數 (JS)、台幣對美元匯率 (RX\$)、那斯達克綜合股價指數 (JNASD)、紐約綜合股價指數 (JNYSE)、紐約史坦普爾 500 指數 JS&P500)。

b. 日期表示：月/日/年。

c. [.] 為資料筆數。

(dummy variable) 加入變異數方程式 (variance equation)。本文利用最精簡 GED-EGARCH (1,1) 模型估計變異數方程式，而平均數方程式則以 AR(p) 模型配適。第  $i$  市場單變量 GED-EGARCH(1,1)-AR(p) 模型之平均數方程式設定如下：

$$r_{i,t} = c_{i0} + \sum_{j=1}^{p_i} b_{ij} r_{i,t-j} + u_{i,t} \quad (4)$$

(4) 式中  $u_t = \sqrt{h_t} \varepsilon_t$ ， $\varepsilon_t$  為服從平均數為零而變異數為 1 的獨立同態的分配。為了區別先前的設定，令  $h_t$  為條件變異數。Nelson (1991) 建議在 EGARCH 模型中將標準化殘差  $\varepsilon_t$  設定為一般化誤差分配 (generalization error distribution) 機率密度函數：

$$f(\varepsilon_t) = \frac{\nu \exp[-(1/2)|\varepsilon_t/\lambda|^\nu]}{\lambda 2^{[(\nu+1)/\nu]} \Gamma(1/\nu)} \quad (5)$$

$\Gamma(\cdot)$  為 gamma 函數，而  $\lambda = \left\{ \frac{2^{(-2/\nu)} \Gamma(1/\nu)}{\Gamma(3/\nu)} \right\}^{1/2}$  為一固定值，

$\nu$  為一個正的參數，代表分配尾巴的厚度。當  $\nu=2$  時  $\lambda=1$ ，

(5) 式為標準常態分配；當  $\nu < 2$  時函數分配的尾巴較常態分配厚，而當  $\nu > 2$  時則較常態分配細。 $\varepsilon_t$  絕對值之期望值：

$$E|\varepsilon_t| = \frac{\lambda 2^{(1/\nu)} \Gamma(2/\nu)}{\Gamma(1/\nu)} \quad (6)$$

在常態分配下， $E|\varepsilon_t| = \sqrt{2/\pi}$ 。

Nelson (1991) 利用 GED-EGARCH(2,2)-AR(1) in Mean 模型分析股票報酬資料，而本文不探討條件異質的變異或風險貼水 (risk premium) 對資產報酬的影響，以及不考慮變異數方程中非條件平均數為時間的函數。本文考慮變異存在結構改變，加入虛擬變數，以及對 Nelson 模型進行修正後，取對數之變異數方程式為：

$$\begin{aligned} & \log h_t - \zeta \\ &= \delta_1 (\log h_{t-1} - \zeta) + \alpha_1 \{ |\varepsilon_{t-1}| - E|\varepsilon_{t-1}| + \aleph \varepsilon_{t-1} \} \\ &+ \sum_{l=1}^{n_i} d_{i,l} Dum_{i,l,t} \end{aligned} \quad (7)$$

$n_i$  為  $i$  個資產報酬的結構改變點個數， $Dum_{i,l,t}$  代表任何一結構改變點發生前值為 0 而發生後 (包含結構改變始點) 值為 1 之虛擬變數<sup>2</sup>。

Nelson (1991) 認為  $|\varepsilon_{t-1}|$  與其期望值之差是造成  $u_t$  變異數增加的因素，而參數  $\aleph$  則反應不對稱的效果。 $\aleph=0$  表示正面 (好消息) 衝擊 ( $\varepsilon_{t-1} > 0$ ) 造成市場上變異的增加等於負面 (壞消息) 衝擊 ( $\varepsilon_{t-1} \leq 0$ )，當  $-1 < \aleph < 0$  代表正面衝擊造成市場上變異的增加低於負面衝擊；而  $\aleph < -1$  表示正面衝

<sup>2</sup> Nelson (1991) 設非條件平均數  $\zeta_t = \zeta + \log(1 + \rho N_t)$  為時間的函數， $N_t$  代表  $t$  期至  $t-1$  期之間非交易日天數， $\zeta$ 、 $\rho$  為最大似估計參數，本文在資料中已將非交易日天數排除，因此非條件平均數為一固定常數  $\zeta$ 。可參閱 Hamilton (1994, pp. 668-669) 之第 (21.2.9) 式。

擊減少市場變異，而負面衝擊增加市場變異。 $\lambda < 0$  表示壞消息衝擊引發市場波動大於好消息，隱含市場存在損掉效果。式 (7) 中， $|\varepsilon_{t-1}| - E|\varepsilon_{t-1}|$  測量衝擊的程度 (size) 效果，而  $\lambda \varepsilon_{t-1}$  則在測量衝擊的方向 (sign) 效果，負 (正) 值的  $\varepsilon_{t-1}$  結合負的  $\lambda$  會強化 (減弱) 程度效果。

利用 EGARCH 模型估計的主要優點在於，無論變異數方程式估計係數是否為正，取對數後之條件變異數將為恆為正，而且相對傳統的 GARCH 模型而言限制較少，允許動態變異數模型呈現多樣化形態。此外，本文認為代表結構改變點的虛擬變數亦是影響  $\varepsilon_t$  變異數的重要因素，其作用在於可更準確估計變異數，避免因忽略股票報酬變異的結構性改變，而造成估計條件變異數時產生偏誤。參數  $\zeta$  為  $\log h_t$  的非條件平均數且非時間的函數， $\zeta$  為最大似估計參數，取對數之最大似函數為：

$$L = T \{ \log(v/\lambda) - (1+v^{-1})\log(2) - \log\Gamma(1/v) \} - (1/2) \sum_{t=1}^T |u_t / (\lambda \sqrt{h_t})|^v - (1/2) \sum_{t=1}^T \log(h_t) \quad (8)$$

我們利用第  $i$  及第  $j$  個市場報酬條件相關係數矩陣  $R_t$ ，及其變異數參數化報酬共變異數矩陣  $H_t$ ：

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (9)$$

其中  $D_t = \text{diag} \{ \sqrt{h_{i,t}}, \sqrt{h_{j,t}} \}$  為一  $2 \times 2$  條件標準差對角線矩陣，則條件相關係數矩陣  $R_t$  為：

$$R_t = D_t^{-1} H_t D_t^{-1} \quad (10)$$

DCC 利用標準化干擾矩陣  $\varepsilon_t$  的 GARCH(1,1) 過程估計相關係數：

$$Q_t = S(1 - \alpha_c - \beta_c) + \alpha_c(\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1}) + \beta_c Q_{t-1} \quad (11)$$

其中  $\varepsilon_t = D_t^{-1} e_t$  為標準化干擾矩陣， $Q_t$  為  $\varepsilon_t$  的共變異數矩陣， $S$  為  $\varepsilon_t$  的非條件相關矩陣，式 (4) 估計係數  $\alpha_c$  與  $\beta_c$  必須為正且  $\alpha_c + \beta_c < 1$ ，保證  $Q_t$  為正定與滿足均數回復 (mean-reverting) 的要求，則相關係數矩陣為：

$$R_t = \text{diag} \{ Q_t \}^{-1} Q_t \text{diag} \{ Q_t \}^{-1} \quad (12)$$

若  $\alpha_c = \beta_c = 0$ ，則模型縮減為 Bollerslev (1990) 的固定條件相關估計式。

DCC 估計式包括股票報酬及其標準化干擾兩組 GARCH(1,1) 過程，因此，對數似似函數亦包括股票報酬波動與相關係數兩部分：

$$L(\Theta, \Phi) = L_v(\Theta) + L_c(\Theta, \Phi) \quad (13)$$

其中  $\Theta$  為股票報酬波動參數：

$$L_v(\Theta) = -\frac{1}{2} \sum_t (n \log(2\pi) + \log |D_t|^2 + e_t' D_t^{-2} e_t) \quad (14)$$

$\Phi$  為相關係數參數：

$$L_c(\Theta, \Phi) = -\frac{1}{2} \sum_t (n \log |R_t| + \varepsilon_t' R_t^{-1} \varepsilon_t - \varepsilon_t' \varepsilon_t) \quad (15)$$

Engle (2002) 的兩階段估計，極大式 (13) 似似函數，此即，第一階段先行估計式 (14)，求導市場波動參數最適值  $\hat{\Theta}$ ，第二階段則將  $\hat{\Theta}$  代入式 (15)，估計相關係數最適值  $\hat{\Phi}$ ，Engle 證明在標準條件下，第一階段的一致性保證第二階段的一致性。<sup>3</sup>

為了估計條件變異數與條件相關係數，我們必須對變數的基本統計特徵進行初步的分析。表 2 為 5 個金融變數基本統計特徵。台灣股市平均報酬率為負，匯率變動率平均為正。美股報酬率介於 0.022 與 0.030 間，以 JS&P500 平均報酬最大，JNASD 最小。另外，標準差結果顯示，JNASD 股票報酬風險最大，台股 JS 次之，此可能與二者均以高科技產業為主的股市，市場價格變化較不確定有關，而 RX\$ 則因央行干預相對上有較小的風險。偏態 (skewness) 係數顯示台灣與美國股市皆呈非對稱左偏分配，匯市呈非對稱右偏分配。由峰態係數皆大於 3 表示此 5 個市場報酬均呈現高狹峰分配 (leptokurtic distribution)，其中以 RX\$ 峰態係數值 39.373 最高。

Jarque-Bera (J-B) 常態檢定顯示各資產報酬均非服從常態分配。本文以 Ljung-Box 統計量對報酬及其平方項進行高階自我相關檢定。LB (10) 及 LB<sup>2</sup> (10) 分別代表落遲 10 個交易日 (或二週) 的報酬及其平方項 Ljung-Box 統計

<sup>3</sup> 根據 Engle (2002, p. 342) 的說明，方程式 (14) 與 (15)， $\Theta$  代表  $D$  矩陣中的參數， $\Phi$  代表  $R$  矩陣中的參數，(14) 式是對波動的估計，而 (15) 式是對相關係數的估計。

表 2. 股票報酬及匯率變動基本統計資料 (01/06/97~10/31/01)

指數別	台灣加權股票指數 (JS)	台幣/美元匯率 (RX\$)	那斯達克綜合股價 指數(JNASD)	紐約綜合股價指數 (JNYSE)	紐約 S&P500 股價 指數(JS&P500)
平均值	-0.049	0.020	0.022	0.028	0.030
標準差	1.946	0.380	2.288	1.162	1.322
偏態	-0.067	1.556	-0.042	-0.448	-0.281
峰態	7.056	39.370	5.972	7.945	6.004
J-B 值 <sup>a</sup>	773.400	6258.000	415.100	1186.100	438.800
LB(10) <sup>b</sup>	14.050	64.740*	35.060*	10.080	8.892
LB <sup>2</sup> (10) <sup>c</sup>	42.33*	101.60*	329.80*	85.99*	66.85*
N	1127	1127	1127	1127	1127

註：a：J-B 值 Jarque-Bera 常態分配檢定統計值；b：LB(10) 為落遲 10 天之資產報酬 Ljung-Box 統計值；c：LB<sup>2</sup>(10) 為落遲 10 天之資產報酬平方 Ljung-Box 統計值；\* 表示在 5% 水準下顯著。

值，目的在檢測報酬一階及二階動差是否有高階自我相關存在。表 2 中 LB(10) 值顯示，只有 RX\$ 及 JNASD 存在高階自我相關，其他則否，而 LB<sup>2</sup>(10) 值顯著且大於相對應下 LB(10) 值，反應資產報酬二級動差間相依性存在的事實，此亦隱含股票報酬可能存在隨時間變動的異質變異數，Engle (1982) 建議可利用自我迴歸條件異質 (autoregressive conditional heteroscedasticity, ARCH) 模型估計其變異。

表 3 為各國單變量 GED-GARCH(1,1)-AR(p) 模型估計結果， $Q_{10}(uh^{-1/2})$  及  $Q_{10}(u^2h^{-1})$  分別為標準化殘差 ( $uh^{-1/2}$ ) 及標準化殘差平方 ( $u^2h^{-1}$ ) 階次為 10 之 Ljung-Box 統計值。在 5% 水準下，標準化殘差及其平方項均不存在自我相關。其中 JS、JNASD、及 JS&P500 等 3 市場僅需配適常數項的平均數方程式，即可消除標準化殘差及其平方項存在高階自我相關，JNYSE 需配適 AR(1) 的平均方程式，而 RX\$ 則為 AR(2)。

觀察各變異數方程式，由係數  $\lambda$  值顯著與否可知，JS、RX\$、及 JNYSE 市場存在槓桿效果，JS、JNYSE 的  $\lambda$  小於 -1 表示市場上正面訊息衝擊減少市場變異，而負面訊息衝擊增加市場變異。RX\$ 的  $\lambda$  值為 0.258，表示正面訊息衝擊造成市場變異增加低於負面訊息衝擊。此外，由  $\nu$  係數值皆小於 2 可看出，5 個市場估計之標準化殘差函數分配的尾巴較常態分配厚，以 JNASD 市場較接近常態。另一方面，本文利用 Engle and Ng (1993) 建議的符號檢定 (sign test)，負向程度檢定 (negative size test)，正向程度檢定 (positive size bias) 檢定，以及聯合檢定 (joint test) 等方式，檢驗是否仍殘存不對稱的效果。檢定結果發現，所有估計模型配適佳，均無殘存的不對稱效果。

### (三) 蔓延效果檢定

1 步及 N 步預測檢定法假設每一時點均為結構改變點，透過遞迴 (recursive) 的方式進行前瞻性 (forward) 預測檢定。1 步預測檢定首先將條件相關係數時間數列在每個時點予以標準化 (即將非條件相關係數平均值去除，以及除上相關係數的標準差)，使其值在 0 之間波動。此方式利用遞迴迴歸最小平方方法 (recursive least squares) 估計解釋變數僅包含常數項的迴歸式，即  $\rho_{ij,t} = \mu_{\rho_{ij,t-1}} + v_t$ 。然後以遞迴殘差 (recursive residual) 方式進行向前 1 步預測檢定。1 步預測檢定的虛無假設為  $H_0: \rho_{ij,t} = \mu_{\rho_{ij,t-1}}, t = 2, \dots, T$ ，其目的在檢定任一時點當期條件相關係數  $\rho_{ij,t}$ ，是否異於前一期動態條件相關係數的平均值。另一方面，其預測誤差為  $v_t = \rho_{ij,t} - \mu_{\rho_{ij,t-1}}$ ，而遞迴殘差為  $w_t = (\rho_{ij,t} - \mu_{\rho_{ij,t-1}}) / (1 + \frac{1}{t-1})^{1/2} \sigma_{\rho_{ij}}, t = 2, \dots, T$ 。其中， $w_t$  為預測檢定統計量，當估計模型正確下且  $T$  趨近無窮大時， $w_t \sim N(0, \sigma_{\rho_{ij}}^2)$ 。

N 步預測檢定是以遞迴方式進行一系列 Chow 預測檢定。傳統 Chow 檢定統計量為  $F = \frac{(\tilde{u}'\tilde{u} - u'u)/T_2}{u'u/(T_1 - 1)}$ ， $T_1$  為前一部份估計迴歸式  $\rho_{ij,t} = \mu_{\rho_{ij}} + v_t$  的樣本期間 (或觀察值)， $T_2$  則是用來預測  $\rho_{ij,t}$  值所剩下的樣本期間 (或觀察值)，其目的在檢定估計迴歸式樣本期間與預測樣本期間之參數  $\mu_{\rho_{ij}}$  值是否有顯著不同。 $\tilde{u}'\tilde{u}$  是用來配適方程式所有期間  $T$  的殘差平方和，而  $u'u$  是用來配適方程式樣本期間為  $T_1$  的殘差平方和。但 N 步預測檢定法相較於傳統 Chow 檢定法在於不需要事先設定預測期間，而是自動的計算所有可能的結

果，首先以最小可能機率的樣本估計預測方程式，然後同時再加入一個新的觀察值進行檢定。上述二種檢定法均以計算檢定統計量下的機率值（p-value）來檢定，當機率值小於給定的顯著水準  $\alpha$  時，且相關係數為正，表示存在“正”向的蔓延效果；若相關係數為負，表示存在“負”向的蔓延效果。

圖 1 至 14 分別為 1 步預測檢定及 N 步預測檢定結果，圖形中為去除均數之動態條件相關係數遞延迴歸殘差（即預測檢定統計量） $w_t$ 、以及標準差  $(1 + (1/t - 1))^{1/2} \sigma_{\rho_{ij}}$  的時間趨勢圖，左邊縱軸則顯示出在虛無假說為動態條件相關係數為一固定值下，顯著水準為 5%、10%、及 15% 下各樣本點預測檢定統計量  $w_t$  的機率值，而左邊縱軸則為預測檢定統計量  $w_t$  的值。本文選擇顯著水準  $\alpha$  為 5% 進行檢定，此表示當機率值低於 5% 時反應出該樣本點的預測檢定統計量  $w_t$ ，在 2 個標準誤之外，相對前一期估計的動態條件相關係數平均值而言，動態條件相關係數不為一固定值，此表示存在蔓延效果，此時顯著為正的  $w_t$  值表示存在“正”向的蔓延效果，而顯著為負的  $w_t$  值表示存在“負”向的蔓延效果。由圖 1 至 7<sup>4</sup>可看出，1 步預測檢定統計量  $w_t$  之機率值是以點狀的方式呈現，動態條件相關係數不為一固定值的樣本點甚多，顯著的部份即為  $w_t$  值超過標準差  $(1 + (1/t - 1))^{1/2} \sigma_{\rho_{ij}}$  的地方。很明顯地，1 步預測檢定可清楚的顯示出蔓延效果發生的時點。大致而言，台股、匯市與美股市之間顯著樣本點分部較均勻，而台股、匯市間顯著樣本點則集中在資料第 750 筆前 5 個條狀區域，呈現週期性的現象（每一週期約 180~200 天），與表 1 中結構改變點發生時間接近。

圖 8 至 14<sup>5</sup>報告 N 步預測檢定結果，在虛無假設為估計迴歸式的樣本期間  $T_1$  與預測的樣本期間  $T_2$  之係數值（即動

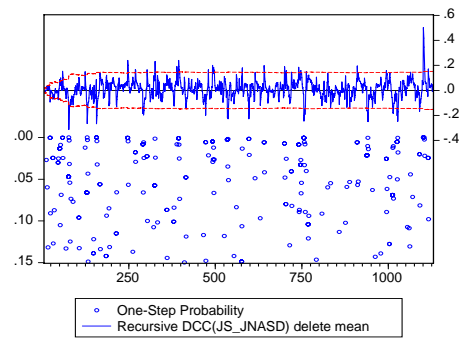


圖 1. JS 與 JNASD

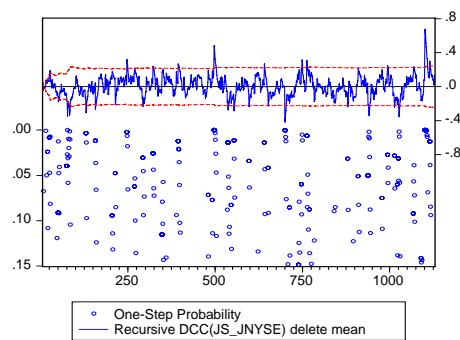


圖 2. JS 與 JNYSE

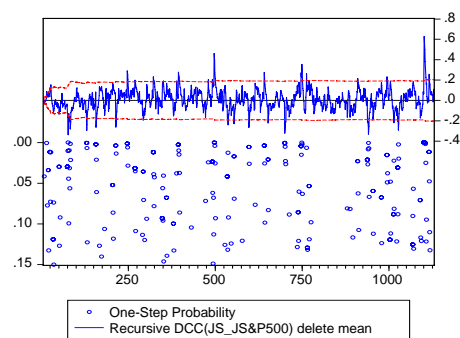


圖 3. JS 與 JS&P500

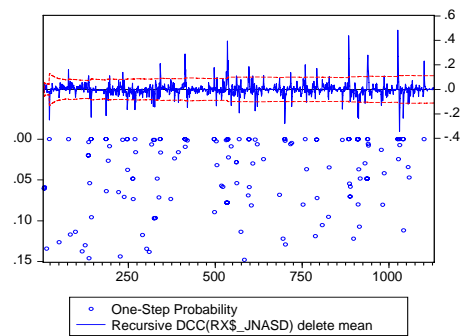


圖 4. RX\$ 與 JNASD

<sup>4</sup> 圖 1 至 7 中，Recursive DCC(i\_j) delete mean 表示第 i 個市場與第 j 個市場報酬間動態條件相關係數去除平均數遞延迴歸殘差  $w_t$  的時間趨勢，虛線部份為其標準差  $(1 + (1/t - 1))^{1/2} \sigma_{\rho_{ij}}$ 。1-Step Probability 為 1 步預測檢定之檢定統計量在 Z 分配下的機率值。左側垂直軸為顯著水準的機率值，右側垂直軸為  $w_t$  分佈值的範圍，水平軸表示資料筆數（日期）：250(02/06/98)、500(02/26/99)、750(03/27/00)、1000(04/16/01)。

<sup>5</sup> 圖 8 至 14 中，Recursive DCC(i\_j) delete mean 表示第 i 個市場與第 j 個市場報酬間動態條件相關係數去除平均數遞延迴歸殘差  $w_t$  的時間趨勢，虛線部份為其標準差  $(1 + (1/t - 1))^{1/2} \sigma_{\rho_{ij}}$ 。N-Step Probability 為 N 步預測檢定之檢定統計量在 F 分配下的機率值。左側垂直軸為顯著水準的機率值，右側垂直軸為  $w_t$  分佈值的範圍，水平軸表示資料筆數（日期）：250(02/06/98)、500(02/26/99)、750(03/27/00)、1000(04/16/01)。



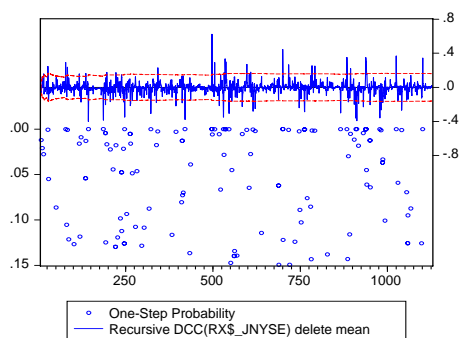


圖 5. RX\$與 JNYSE

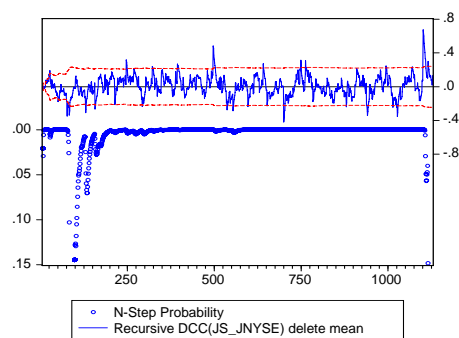


圖 9. JS 與 JNYSE

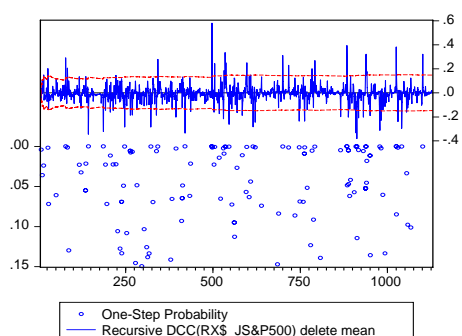


圖 6. RX\$與 JS&amp;P500

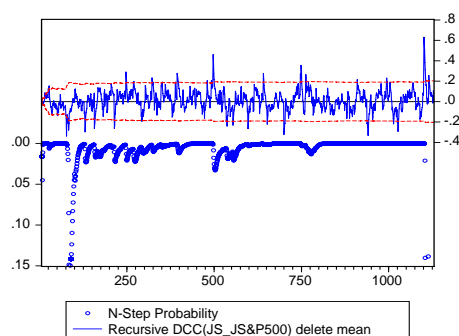


圖 10. JS 與 JS&amp;P500

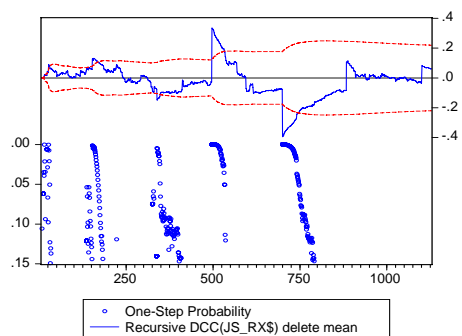


圖 7. JS 與 RX\$

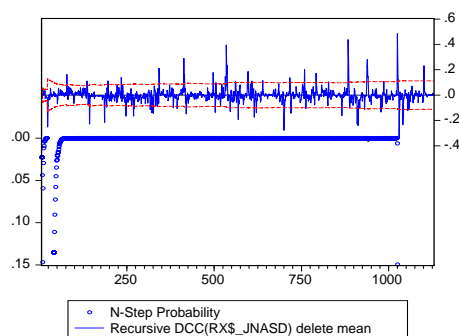


圖 11. RX\$與 JNASD

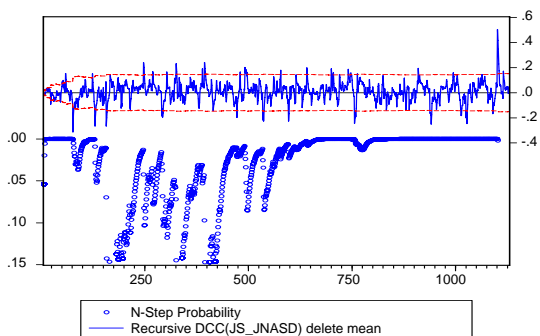


圖 8. JS 與 JNASD

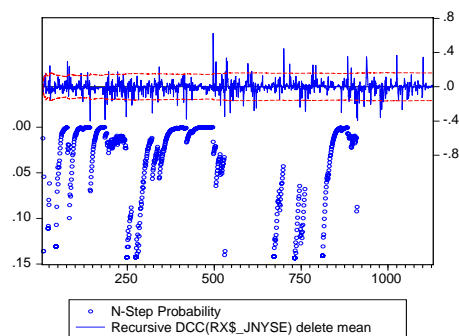


圖 12. RX\$與 JNYSE

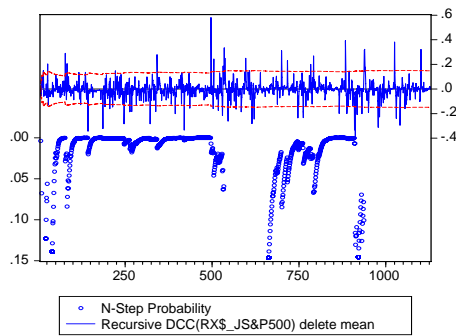


圖 13. RX\$與 JS&amp;P500

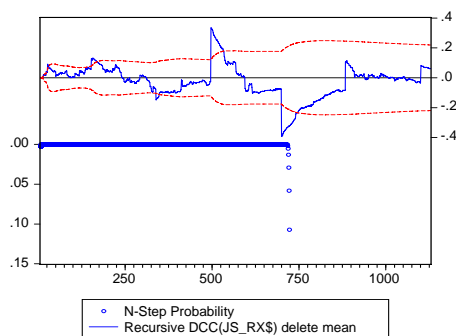


圖 14. JS 與 RX\$

態相關係數平均值)相同下,顯著水準為 5%、10%、及 15% 下各樣本點 F 檢定統計量的機率值。在此檢定下,將每一時點的發生蔓延效果的動能累積起來,蔓延效果呈現帶狀或區間的顯著。在 5% 顯著水準下,台股、匯市與美股市之間估計迴歸式的樣本期間與預測的樣本期間,動態相關係數平均值不同的樣本點,除了某些區間外,機率值幾乎小於等於 0,此顯示出在進行向外 N 步預測檢定時,市場間動態條件相關係數的平均值在每一個樣本點上,預測平均值與估計平均值之間差異仍大。台灣股、匯市間 N 步預測檢定結果顯示,約 2000 年 1 月 4 日(第 699 筆)之後,無結構改變發生,動態條件相關係數波動不大,此可能因為面臨國內經濟情勢惡化下,政府加強對匯率的管制,以及國內四大基金進場、振新股市的各項政策來提升股市買氣的影響下,人為的控制無法反應真正股、匯市間的相關性的差異。

總之由圖 1 至 14 可看出,不事先決定劃分區間,而以向外預測方式進行檢定,亦可檢驗出蔓延效果現象的存在。經由上述檢定過程可發現,二市場蔓延效果可能發生於樣本期間的任一區間或任一時間點。此分析方法與其他文獻不同處,在於不針對某一個經濟事件進行蔓延效果的檢測,而是

廣泛利用個別國家樣本資料上的每一時點是否引發蔓延效果來探討,若所有估計樣本在短期間內均存在相關係數顯著改變的現象,此亦隱含蔓延效果為一長期現象。

本文蔓延效果前瞻預測檢定的著手法,不同於存在的文獻,且能實質改善蔓延效果的檢定效力。本文考量市場不對稱訊息,重新檢驗台灣股、匯市與美國股市之間不對稱訊息下危機的傳導機制。另一方面,王冠閔和黃柏農(2004),方文碩等人(2006)利用聯合信賴區間檢定法,判斷區間之相關係數是否存在顯著改變,檢定“正”與“負”的蔓延效果。然而本文更為精進之處在於將每一時點納入考量,檢驗資料中的每一時點是否存在動態相關係數值顯著改變的現象,不僅可檢驗出“正”與“負”的蔓延效果,且可判斷在廣義的定義下,考量不對稱效果的影響,利用前瞻預測檢定法,利用點、區間的方式證明蔓延效果的存在。

#### 四、結論

本文利用 GED-EGARCH 模型來配適一市場報酬平均數及變異數的時間趨勢,實證結果顯示 JS·RX\$、以及 JNYSE 市場存在訊息不對稱的槓桿效果,此顯示投資人在此三個市場中,對市場上不確定或景氣差的訊息(或風險)反應較大。另一方面,利用前瞻預測檢定法進行蔓延效果的再驗證,由 1 步預測檢定及 N 步預測檢定結果亦反應出蔓延效果現象的存在,顯著相關係數增加表示二市場走勢相同,二市場報酬同時增加或同時減少,為“正”的蔓延效果;顯著減少表示二市場走勢相反,二市場報酬一增一減,相關係數顯著減少,為“負”的蔓延效果<sup>6</sup>。相較於王冠閔和黃柏農(2004)的檢測結果,本文的檢定結果可顯示出每一時點發生正向或負向移動(shift)的機率與強度,此時蔓延效果發生與否均包含前期蔓延效果是否發生的訊息,亦即將每一時點增強或減弱聯繫途徑的能量,作為引發下一期(或 N 期)聯繫途徑改變的動能,檢定此動能是否可引發原先存在的聯繫途徑發生改變。本文檢定結果再次驗證台股、匯市與美股市之間蔓延效果存在的事實,且蔓延效果是呈現區段性的存在,先前聯繫途徑改變的動能,亦是誘發下一期(或期間)蔓延效果的發生。

本文檢測蔓延效果的觀點,是利用傳導過程中,考慮不對稱訊息對條件變異的影響,更準確估計出隨時間變動的條

<sup>6</sup> “正”向與“負”向蔓延效果的定義,根據王冠閔、黃柏農(2004)聯合信賴區間檢定的實證結果說明。

件相關係數。當證明不對稱的現象存在時，市場下跌所引發的衝擊更甚於市場上漲時，此時危機事件的發生所引發市場的下跌，可能限制了投資人的財富或投資計畫，相關係數變化可能更大於對稱的效果，忽略此一現象，投資人可能低估資產間相關性的改變進而擬定錯誤的投資策略。另外，對於管理當局，必須考慮不對稱效果的影響，適時掌握市場漲、跌訊息，對市場採取開放或適度管制的措施。

本研究相較傳統文獻的創新與貢獻為：

1. 考慮不對稱訊息對條件變異數的影響，從動態相關係數的角度切入，觀察市場之間互動性的改變。當實證結果發現股市之間具有顯著的不對稱效果，表示僅利用對稱的模型估計變異數，可能偏誤二國之間的相關性的變化，影響投資人資產配置與風險分散的原則。
2. 有別於傳統文獻檢定蔓延效果的方式，利用前瞻性的預測檢定，檢定蔓延效果的存在與否，當資產之間相關係數顯著轉變為負或正時，對投資人而言，若忽視股價改變與股市之間相關性所導致風險異動效果與蔓延效果，在進行資產組合配置，可能會造成獲利減少，甚至更大的損失。

### 參考文獻

- 王冠閔、黃柏農 (2004)。台灣股匯市與美國股市關聯性探討。《台灣經濟預測與政策》，34(2)，31-72。
- 方文碩、王冠閔、董澍琦(2006)。亞洲金融危機期間股票市場蔓延效果。《管理評論》，25(2)，30-61。
- Ang, A., & Bekaert, G. (1999). *International asset allocation with time-varying correlations*. NBER Working Papers 7056, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Arestis, P., Caporale, G., & Cipollini, A. (2005). Testing for financial contagion between developed and emerging markets during the 1997 East Asian crisis. *International Journal of Finance and Economics*, 10(4), 359-367.
- Baig, T., & Goldfajn, I. (1999). Financial market contagion in the Asian crisis. *IMF Staff Paper*, 46(2), 167-195.
- Bollerslev, T. (1990). Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: A multivariate generalized ARCH model. *Review of Economics and Statistics*, 72, 498-505.
- Clare, A., & Lekkos, J. (2000). An analysis of the relationship between international bond markets. *Working Paper Series (UK)*, 123, 1-39.
- Das, S., & Uppal, R. (2001). *Systemic risk and international portfolio choice*. Manuscript, Harvard University.
- De Santis, G., & Gerard, B. (1997). International asset pricing and portfolio diversification with time-varying risk. *Journal of Finance*, 52, 1881-1912.
- Edwards, S. (1998). *Interest rate volatility, capital controls, and contagion*. NBER Working Paper No.6756.
- Edwards, S. (2000). Contagion. *World Economy (UK)*, 23(7), 873-900.
- Eichengreen, B., Rose, A. K., & Wyplosz, C. (1996). Contagious currency crises. *Scandinavian Economics Review*, 98(4), 463-484.
- Engle, R. (2002). Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. *Journal of Business and Economic Statistics*, 20(3), 339-350.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of UK inflation. *Econometrica*, 50, 987-1008.
- Engle, R. F., & Ng, V. (1993). Measuring and testing the impact of news on volatility. *Journal of Finance*, 48, 1749-1778.
- Erb, C., Harvey, C. R., & Viskanta, T. (1994). National risk and global fixed income allocation. *Journal of Fixed Income*, 4(2), 17-26.
- Forbes, K. (2001). *Are trade linkages important determinants of country vulnerability to crises?* NBER Working Paper, No. W8194.
- Forbes, K. (2002). The Asian flu and the Russian virus: Firm level evidence on how crises are transmitted internationally. *Journal of International Economics*, 63, 59-92.
- Forbes, K., & Rigobon, R. (2002). No contagion, only interdependence: measuring stock market co-movements. *The Journal of Finance*, 5, 2223-2261.
- Hamao, Y., Masulis, R., & Ng, V. (1990). Correlations in price changes and volatility across international stock markets. *The Review of Financial Studies*, 3, 281-307.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time series analysis* (pp. 668-669). Princeton University Press.
- Inclán, C., & Tiao, G. C. (1994). Use of cumulative sums of squares for retrospective detection of changes of variance. *Journal of the American Statistical Association*, 89, 913-923.
- Kaufman, G. G. (2000). Banking and currency crises and systemic risk: A taxonomy and review. *Financial Markets*,

- Institutions and Instruments*, 9, 69-131.
- King, M., & Wadhvani, S. (1990). Transmission of volatility between stock markets. *Review of Financial Studies*, 3(1), 5-33.
- Lee, S. B., & Kim, K. J. (1993). Does the October 1987 crash strengthen the co-movements among national stocks markets? *Review of Financial Economics*, 3, 89-102.
- Longin, F., & Solnik, B. (2001). Extreme correlation of international equity markets. *The Journal of Finance*, 56(2), 649-676.
- Nagayasu, J. (2001). Currency crisis and contagion: evidence from exchange rates and sectoral stock indices of the Philippines and Thailand. *Journal of Asian Economics*, 12(4), 529-546.
- Nelson, D. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach. *Econometrica*, 59, 347-370.
- Sheng, H. C., & Tu, A. H. (2000). A study of cointegration and variance decomposition among equity indices before and during the period of the Asian financial crisis. *Journal of Multinational Financial Management*, 10, 345-365.
- Wong, J. C. (2000). Are changes in spreads of external-market debt also induced by contagion? *Review of International Trade and Development*, 35(2), 72-80.

收件：95.06.10 修正：95.09.05 接受：95.10.16