

上海股市與恆生國企股期現貨指數 在次級房貸及金融海嘯事件之下波 動性與相關性分析

劉祥熹*、王錦瑩**、陳威蓁***

摘 要

本文探討上證指數、恆生國企股指數與恆生國企股期貨指數之間在次級房貸事件與金融海嘯期間波動性與相關性行程的變動過程，文中發現對三種指數而言，分析其報酬率的互動情形時，VEC GJR-GARCH 模型優於單純的向量誤差修正 (VEC) 模型。而利用 Inclan and Tiao (1994) 之 ICSS 法，可協助發現多重波動性結構改變的時點，正是次貸危機時期與全球金融海嘯時期。在 VEC DCC GJR-GARCH 模型的分析之下，研究發現次貸危機與全球金融海嘯事件對上海與恆生股票市場波動性都產生增強的效果，另外就相關性而言，僅金融海嘯事件對於市場間的相關性有顯著且正向的影響，至於次貸危機事件，雖亦造成市場間相關性增加，但並不具統計顯著性。換言之，個別市場波動性對外在環境的改變較為敏感，而市場間的相關性變化，主要取決於二市場間的交互作用變化，雖也會受外在重大事件的影響，但仍須視外在事件之重要程度而定。

* 臺北大學國際企業研究所特聘教授兼所長，本文通聯作者。Email:

hsiang@mail.ntpu.edu.tw。

** 銘傳大學風險管理與保險學系副教授。

*** 臺北大學國際企業研究所碩士。

DOI : 10.3966/054696002015060097005

-172- 上海股市與恆生國企股期貨指數在次級房貸及金融海嘯事件之下波動性與相關性分析

關鍵詞：波動性、相關性、GJR-GARCH 模型、DCC 模型

JEL 分類代號：F37, G13, G15

上海股市與恆生國企股期現貨指數 在次級房貸及金融海嘯事件之下波 動性與相關性分析

劉祥熹、王錦瑩、陳威蓁

壹、前言

中國大陸已經成為僅次於美國的第二大經濟體，對於中國龐大的內需市場商機與世界工廠相對低廉工資的競爭力，是眾多國際性企業與機構法人非常關心且想要更確切了解的經濟體系。然而，受限於中國的政治環境較為保守與較多的法令限制，中國境內公司營運狀況的資訊，相較於歐洲和美國以及其他經濟已開發國家而言，其資訊揭露的完整性與正確性相對較為不足。中國當局也了解到若要繼續維持政策目標所需之經濟成長，發展健全的資本市場有利於企業籌資與壯大，為吸引投資人將資金投入金融市場以活絡資本市場成長，上海證券交易所於 1991 年 7 月 15 日公布可以代表中國整體資本市場發展的上海證券交易所綜合股價指數 (Shanghai Securities Composite Index, SSCI)，亦簡稱作上證指數或上證綜合。並於 1992 年 2 月 21 日增設 A 股和 B 股，用以區隔境內與境外投資人的交易，近年來因交易規範的彈性鬆綁，投資人已可以同時投資於 A 股與 B 股，有助於市場交易的活絡性。就 2012 年全球各主要交易所之交易市值資料而言，上海交易所的交易量已臻全球各交易所的第六名¹，反應出上海證券交易所的地位與重要性。

對全球投資人而言，香港在所謂「一國兩制」的前提下，屬於中國的一個特別行政

¹ 這部分可以參考維基百科的說明比較，網址為 <http://zh.wikipedia.org>。

區，政治規範方面拘束較多，但卻保有開放自由的金融交易體系。大致上與歐美國家之資本市場交易方式並無不同。但也因為與中國境內政經運作方式確實有所差異而形成特殊的對比。投資人對中國境內資本市場的投資興趣，可以在較低政治風險的香港金融市場上來進行。香港證券交易所於 1994 年 8 月 8 日推出恆生中國企業指數 (Hang Seng China Enterprise Index, HSCEI)，此一指數的成分股主要是由在中國境內註冊成立，而在香港掛牌上市的公司所組成，也就是所謂的 H 股，因公司的主要股東為中國政府與地方政府，因此亦被稱作國企股。

由這些國企股中，篩選股票交易較活絡的公司而建構恆生中國企業指數，又稱作國企指數或 H 股指數²。該指數每半年調整一次成分股，目前指數的基期基準日為 2000 年 1 月 3 日，並以該日成分股收盤價的市場價值總和訂為 2,000 點³。恆生中國企業指數在 2013 年 9 月 2 日的收盤價為 10,055 點，其所代表的意義為當天國企指數的市場價值約為 2000 年 1 月 3 日市場價值的 5 倍。

就財務計量學的觀點，恆生中國企業指數 (HSCEI) 與上海證券交易所綜合股價指數 (SSCI) 的波動性行程變化，二者必然不是互為獨立 (independent)，了解二者波動性 (volatility) 變化與相關性行程是一個很重要且有趣的議題。首先，恆生中國企業指數被普遍視為可以用來衡量在香港上市之中國境內企業表現的可靠指標。其次，因為在香港交易所被交易，因此流動性 (liquidity) 較佳，可當作是對中國境內股票交易避險的工具之一。最後，可藉由充分掌握二股價指數變動的相關性 (correlation) 行程，進行更有利的資產組合配置決策，降低資產持有之市場風險。

期貨具有價格發現的功能，中國指數期貨市場發展的時程相對較慢，在關注上海證券交易所綜合股價指數波動性變化時，若能存在相同成分股的股價指數期貨，則對上證

² 根據 2013 年 7 月 31 日的資料，目前有 151 家國企公司於香港掛牌上市，市值約有 4 兆 3 千百億港幣，另外由 40 家公司的交易資料形成恆生中國企業指數。

³ H 股為以人民幣計價的股票，但於香港聯合交易所上市，除股票面值為人民幣之外，認購與交易 H 股皆以港幣進行。

指數的波動性風險進行避險，必然可以進行得更為容易與有效率。但與該指數較相關的期貨商品目前只有滬深 300 (HuShen 300) 股價指數期貨，此一股價指數期貨是由中國金融期貨交易所 (China Financial Futures Exchange, CFFEX) 所引入的指數期貨。由該期貨名稱可知該指數期貨亦涵蓋了部分在深圳交易所掛牌交易的上市公司。若針對上證指數進行期貨指數的交叉避險時，利用滬深 300 股價指數期貨來搭配適當的避險策略，亦可以完成部分避險的任務，但因該指數期貨商品被引入的時間為 2010 年 4 月 16 日，就歷史交易資料而言，目前資料的穩定性稍微不足。因此在討論與上證指數波動性與相關性時，以恆生中國企業指數為標的資產的 H 股指數期貨，是非常值得被納入討論波動性變化與相關性議題的對象之一。對中國境內發行公司而言，H 股具有類似存託憑證的性質，有助於發行公司進行境外籌措資金的管道之一，其所衍生的期貨交易更深受投資人重視。因此，在後續討論上證指數與恆生中國企業指數相關性變動關係時，本文亦同步引入 H 股指數期貨資料，更完整地來討論與分析此三項指數數列在波動性與相關性行程上的交互作用。

依財務經濟學相關的文獻可知，股價指數報酬率數列之分配函數往往具有異質變異 (heteroscedasticity) 的特性，Engle (1982) 與 Bollerslev (1986) 發展出來的 ARCH/GARCH (generalized auto-regressive conditionally heteroscedastic) 模型可以具體表現出時間數列資料之異質變異的特性。實務上 GARCH 模型被採用來進行財務實證分析的頻次遠高於基礎的 ARCH 模型，其理由之一是 GARCH 模型在待估參數個數的估計上，遠低於 ARCH 模型，具體而言 GARCH(1.1) 模型可以取代 ARCH(∞) 模型，意味著 GARCH(1.1) 模型中的變異數方程式，其待估參數個數可大幅地精簡到 3 個，因而可顯著提高模型估計的效率性。此一模型被廣為接受使用的優勢之一是待估參數精簡而且容易估計。Bollerslev et al. (1992) 針對 ARCH/GARCH 模型發展之後，檢視超過上百篇以上的相關財務與經濟資料分析的文獻，歸納指出在進行 ARCH/GARCH 族模型估計時，實務上有可能發生參數估計值為負值之違背模型前提假設條件的情況。其次，GARCH 模型屬於對稱式模型，雖然可以說明波動性的叢聚 (clustering) 與異質變異性，但無法針對 Black (1976) 提出之股

價資料常見的槓桿效果 (leverage effect) 進行說明。後續利用 GARCH 模型的延伸來解釋波動之不對稱性方面，文獻上較常見的方式有 Nelson (1991) 所發展的 Exponential GARCH (EGARCH) 模型與 Glosten et al. (1993) 利用所提出的模型，後者在相關文獻中，往往稱作 GJR-GARCH 模型⁴。EGARCH 模型主要是將條件變異數進行對數化轉換，達到區隔好消息與壞消息對條件變異數影響的不同效果。而 GJR-GARCH 模型主要利用指標函數 (indicator function) 的概念，來說明條件變異數的不對稱性。關於波動不對稱性的文獻發展迄今，並沒有一致性地支持哪一款模型在資料分析上具有絕對優勢，因此本文在後續上證指數與恆生中國企業指數資料的不對稱性分析上，暫時以 GJR-GARCH 模型為主。

綜合上述，本研究將引用 VEC DCC GJR-GARCH (vector error correction dynamic conditional correlation glosten, jagannathan and runkel-generalized autoregressive conditional heteroskedasticity) 模型檢視中國、香港股市與香港期貨市場之市場報酬率的波動性與相關性。並檢視次貸事件與金融海嘯危機對目標市場之波動性與動態相關性的改變效果。冀望本文實證分析結果所獲致資訊，可提供國際投資人在進行中國與香港市場投資時之投資決策參考。

至於上證指數與恆生中國企業指數以及恆生中國企業期貨指數的互動相關性分析，則會在本文後面章節的研究方法中，進行更嚴謹且完整的說明。除第壹節前言外，本文主要內容架構如下：第貳節主要為研究資料介紹，討論本文之研究資料與目標市場的基礎屬性。第參節為研究方法的設計，介紹研究所需的計量工具，並配合實證結果進行市場波動性與相關性交互作用變化的分析。最後，第肆節為結論，彙整本文的研究發現與貢獻。

⁴ 另外，non-linear GARCH (NGARCH) 模型也可以處理不對稱性的問題，但在文獻上比較常被應用在選擇權的評價方面。

貳、研究資料分析

由於中國境內指數期貨商品在 2010 年 4 月才開始被引入，因而在討論期貨指數與其標的股價指數之相關分析時，指數期貨部分的歷史交易資料穩定性相對不足，因此在進行上證指數與其相關指數之相關分析時，本研究選擇恆生中國企業指數與恆生中國企業期貨指數來與上證指數進行配對。如前言內容所述，香港市場推出之恆生中國企業指數其成分股主要來自上證指數成分股，基於這樣的原因，顯然討論上證指數與恆生中國企業指數以及其對應之期貨指數的互動相關性是非常有意義且有趣的研究議題之一。

研究期間長度與資料頻次的選擇，相關文獻中並沒有一致性的規範與做法，往往視研究者的研究目的而定。一般認為，研究資料過短，恐會造成模型在參數估計與配適上的不穩定。而資料期間太長，則可能因經濟外生干擾因素過多，而無法精簡的萃取出交易資料背後所隱含的意義。本研究目的之一為討論近年上證指數與恆生中國企業指數與恆生中國企業期貨指數之波動性與相關性分析，因此，選擇 2003 年 12 月 8 日香港恆生國企股指數期貨引入的交易日為資料起始點，而以 2011 年 2 月 28 日的交易資料為研究資料的終點。為了對本文所引入之市場資料有更進一步的了解，本文將上證指數、恆生中國企業股價指數以及恆生中國企業股價指數期貨報酬率的基礎敘述統計量整理於表 1。

根據表 1 的敘述統計值可知香港恆生國企指數與其對應的期貨指數，二者的長期波動性水準相當接近⁵，二者的平均數表現也相當接近。另外，由峰態係數的表現可知，三類市場報酬率資料之尾部分配皆呈現厚尾現象。而由 JB 值亦可知此三報酬數列皆拒絕常態分配的虛無假說。由這些基礎敘述統計量的分析。可以初步地將此三類報酬數列資料配適 GARCH 族模型，進一步的來檢視報酬時間數列資料的波動性動態過程。

⁵ 表中國企指數與國企指數期貨之標準差，所呈現的數值結果皆為 0.023 是經由四捨五入 (rounding) 的結果，更精確而言，國企指數期貨的標準差為 0.023349 而國企指數的標準差為 0.022666。

表 1 中國上證指數、香港恆生中國企業股價指數與恆生中國企業股價指數期貨報酬率的基礎敘述統計

	中國上證指數	恆生國企指數	恆生國企指數期貨
均數	0.0382%	0.0603%	0.0604%
中位數	0.0351%	0.0266%	0.0417%
最大值	9.0343%	15.6056%	14.7722%
最小值	-9.256%	-15.087%	-13.5521%
標準差	0.018	0.023	0.023
偏態係數	-0.310	0.021	-0.076
峰態係數	6.086	9.552	7.180
J-B 值	761.92	3300.39	1345.90
Q(10)	469.58**	444.85**	437.89**

註：1.資料期間為 2003 年 12 月 8 日至 2011 年 2 月 28 日。

2.J-B 值為檢定資料是否服從常態分配的統計量，在 95% 的信心水準下，臨界值為自由度 2 的卡方值，約等於 5.99。由此可知，表 1 中的數列資料，皆拒絕常態分配的虛無假說。另外，由峰態係數亦可知，此三類報酬率之時間數列資料皆呈現出厚尾的特性。由 Q(10) 的數值可知，此三類報酬率資料亦皆存在自我相關。Q(10) 之臨界值為 18.30，**代表 5% 顯著水準下檢測為顯著。

參、研究方法與實證分析

向量誤差修正模型 (vector error correction model, VECM) 對於建立上證指數、恆生國企股價指數與恆生國企股價指數期貨報酬率數列三者的波動性互動關係，是一種可行的做法之一。

作法上，先檢定上證指數、恆生國企股價指數與恆生國企股價指數期貨數列之個別報

酬率數列是否存在單根 (unit root)，藉由 Phillips and Perron (1988) 所建構的單根檢定法⁶ 及 Zivot and Andrews (1992) 具結構性改變之單根檢定，依表 2 可知無論是 PP 或 ZA 具結構性改變之單根檢定，均指出對數化股價指數存在單根，為非穩態 (non-stationary) 數列，而在進行對數化一階差分之後的報酬率數列，則改善了三類數列資料非穩態的問題。

表 2 中國上證指數、恆生中國企業股價指數與恆生中國企業股價指數期貨對數化數列與報酬率數列的 PP 與 ZA 單根檢定

PP 單根檢定結果				
		不含截距項與 時間趨勢項	只含截距項	同時含截距項與 時間趨勢項
對數化數列	上證指數	0.844	-0.993	-1.030
	國企現貨	1.056	-1.517	-1.914
	國企期貨	1.026	-1.58	-1.974
報酬率數列	上證指數	-4.676***	-4.657***	-4.672***
	國企現貨	-5.063***	-5.042***	-5.060***
	國企期貨	-5.344***	-5.324***	-5.342***
ZA 具結構性單根檢定結果				
		不含截距項與 時間趨勢項	只含截距項	同時含截距項與 時間趨勢項
對數化數列	上證指數	-1.035	-1.042	0.998
	國企現貨	-1.635	-2.142	1.307
	國企期貨	-1.689	-2.046	1.457
報酬率數列	上證指數	-5.538**	-5.367**	-5.462**
	國企現貨	-5.966***	-5.872***	-6.714***
	國企期貨	-6.035***	-5.988***	-6.154***

註：1.進行單根檢定時，需進行最適落後期項的決定，經 SBC 準則判定，最適落後期數

⁶ 亦可以利用 ADF (Augmented Dickey-Fuller) 的方式來進行單根檢定，但 Asteriou and Hall (2007) 在其所著之計量教科書的第 297 到第 298 頁中指出，PP 檢定可以視作是比 ADF 更一般性的作法，前者對於誤差項分配的假設採行更寬鬆的假設條件限制。

皆為一階，其中 $H_0 : I(1)$ 。

2. Zivot and Andrews 的檢定，在 1% (***) 與 5% (**) 顯著水準下的臨界值分別為 -5.57 與 -5.08。
3. 根據 PP 與 ZA 的檢定結果，在 5% 的顯著水準之下，可知對數化數列皆存在單根現象，而報酬率數列已消除了單根現象。**代表在 5% 的顯著水準下，具有統計顯著性。

一、向量誤差修正模型

Engle and Granger (1987) 指出若一組非穩態時間數列變數的線性組合為穩態數列，則我們稱這些變數數列具有共整合 (cointegration) 的現象，共整合現象可以被詮釋為經濟變數之間具有長期均衡關係的現象。亦即非穩態數列具有共整合關係時，就長期而言，隱含變數間具有往均衡方向調整的特性。換言之，短期的失衡會逐漸被調整，而這種短期偏離長期均衡的現象會逐漸縮小的機制，文獻上稱為誤差修正機能 (error correction mechanism)。Granger 的表現定理 (representation theorem) 認為對任何一組具有共整合關係的 $I(1)$ 數列而言，可以轉換為以誤差修正模型的方式來呈現⁷。我們利用 Johansen (1988) 最大特性根 (max-eigenvalue) 的方法⁸來進行共整合檢定，檢定結果拒絕共整合階次為零的虛無假說，但不拒絕共整合向量階次為 1 的虛無假說，代表此三數列存在長期共整合關係，因此可以估得如下之共整合方程式：

$$Z_t = H_t - 0.9878HF_t - 0.0116SH_t - 0.0231 \quad (1)$$

(0.0151) (0.0144) (0.5171)

⁷ 關於 Granger 表現定理更完整的意涵，可以參考 Enders (2004) 的第 333 頁。

⁸ 除最大特性根檢定之外，我們亦同時進行了軌跡 (trace) 檢定，所獲致共整合階次的推論結果是一致的。

其中， Z_t 代表第 t 期的誤差修正項，而 SH_t ， H_t 和 HF_t 則分別代表對數化上證指數，國企現貨指數和國企期貨指數，式(1)中括號內數字代表標準差。

根據 Granger 的表現定理以及前述之共整合方程式，本研究可以建立如下之三個市場的向量誤差修正模型 (vector error correction model, VECM)：

$$\Delta SH_t = g_1^{SH} + \varphi_1^{SH} Z_{t-1} + \sum_{i=1}^k a_{1i}^{SH} \Delta SH_{t-i} + \sum_{i=1}^k a_{2i}^{SH} \Delta H_{t-i} + \sum_{i=1}^k a_{3i}^{SH} \Delta HF_{t-i} + \varepsilon_{SH,t} \quad (2)$$

$$\Delta H_t = g_2^H + \varphi_2^H Z_{t-1} + \sum_{i=1}^k b_{1i}^H \Delta SH_{t-i} + \sum_{i=1}^k b_{2i}^H \Delta H_{t-i} + \sum_{i=1}^k b_{3i}^H \Delta HF_{t-i} + \varepsilon_{H,t} \quad (3)$$

$$\Delta HF_t = g_3^{HF} + \varphi_3^{HF} Z_{t-1} + \sum_{i=1}^k p_{1i}^{HF} \Delta SH_{t-i} + \sum_{i=1}^k p_{2i}^{HF} \Delta H_{t-i} + \sum_{i=1}^k p_{3i}^{HF} \Delta HF_{t-i} + \varepsilon_{HF,t} \quad (4)$$

其中， ΔSH_t ， ΔH_t 與 ΔHF_t 分別代表中國上海證券綜合指數、香港恆生中國企業股價指數與恆生中國企業股價指數期貨在時點 t 的報酬率， $\varepsilon_{SH,t}$ ， $\varepsilon_{H,t}$ 與 $\varepsilon_{HF,t}$ 分別代表中國上海證券綜合指數、香港恆生中國企業股價指數與恆生中國企業股價指數期貨在時點 t 的報酬率數列誤差項， Z_{t-1} 為 (1) 式中的前一期之誤差修正項。

藉由 Ljung and Box (1978) Q 統計量，針對殘差項所進行之自我相關檢定中，在以虛無假說為白噪音的條件下，配合模型的精簡性 (parsimonious) 原則，得到 (2) 式、(3) 式與 (4) 式模型之最適落後期數為 3。在這個基礎之下，我們將此三市場之向量誤差修正模型所得到之參數估計值整理於表 3。

表 3 三個市場之向量誤差修正模型參數估計值

$\Delta SH_t = g_1 + \varphi_1^{SH} Z_{t-1} + \sum_{i=1}^k a_{1i}^{SH} \Delta SH_{t-i} + \sum_{i=1}^k a_{2i}^{SH} \Delta H_{t-i} + \sum_{i=1}^k a_{3i}^{SH} \Delta HF_{t-i} + \varepsilon_{SH,t}$ $\Delta H_t = g_2 + \varphi_2^H Z_{t-1} + \sum_{i=1}^k b_{1i} \Delta SH_{t-i} + \sum_{i=1}^k b_{2i} \Delta H_{t-i} + \sum_{i=1}^k b_{3i} \Delta HF_{t-i} + \varepsilon_{H,t}$ $\Delta HF_t = g_3 + \varphi_3 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^k p_{1i} \Delta SH_{t-i} + \sum_{i=1}^k p_{2i} \Delta H_{t-i} + \sum_{i=1}^k p_{3i} \Delta HF_{t-i} + \varepsilon_{HF,t}$										
上證指數										
g_1	φ_1	a_{11}	a_{12}	a_{13}	a_{21}	a_{22}	a_{23}	a_{31}	a_{32}	a_{33}
0.002	-0.224**	-0.033	-0.008	0.040	0.115	0.127	0.015	-0.056	-0.140	0.005
(0.388)	(-2.131)	(-1.243)	(-0.300)	(1.535)	(1.102)	(1.323)	(0.202)	(-0.542)	(-1.493)	(0.072)
恆生國企指數										
g_2	φ_2	b_{11}	b_{12}	b_{13}	b_{21}	b_{22}	b_{23}	b_{31}	b_{32}	b_{33}
0.0003	-0.431**	-0.053	0.035	0.012	-0.320**	-0.117	-0.264**	0.361**	0.067	0.240**
(0.510)	(-3.354)	(-1.643)	(1.083)	(0.360)	(-2.500)	(-0.999)	(-2.896)	(2.872)	(0.581)	(2.636)
恆生國企指數期貨										
g_3	φ_3	p_{11}	p_{12}	p_{13}	p_{21}	p_{22}	p_{23}	p_{31}	p_{32}	p_{33}
0.0006	0.043	-0.040	0.040	0.010	-0.024	0.001	-0.172**	0.062	-0.073	0.156
(1.127)	(0.321)	(-1.196)	(1.189)	(0.300)	(-0.180)	(0.010)	(-1.789)	(0.465)	(-0.601)	(1.624)

註：1. ΔSH_t 、 ΔH_t 與 ΔHF_t 分別代表中國上海證券綜合指數與香港恆生中國企業股價指數與恆生中國企業股價指數期貨第 t 期報酬率， $\varepsilon_{SH,t}$ 、 $\varepsilon_{H,t}$ 與 $\varepsilon_{HF,t}$ 分別代表中國上海證券綜合指數與香港恆生中國企業股指數與期貨第 t 期報酬率誤差項， Z_{t-1} 為 (1) 式中的前一期之誤差修正項。經殘差項服從白噪音之診斷性檢定後，模型之最適落後期數為 3。括號內數字為 t 值。三市場向量誤差修正模型所得實證結果的 F 值分別為 55.43，61.67 與 67.21。代表模型的建構與配適效果具有解釋能力。

2. 「***」代表在 1% 顯著水準具顯著性，「**」代表在 5% 顯著水準具顯著性，「*」代表 10% 顯著水準具顯著性。

依表 3 可知，上證指數變動率數列與恆生中國企業股價指數變動率數列之誤差修正項係數為負且在 5% 的顯著水準之下，皆通過統計顯著性檢定。代表上證指數變動率與恆生中國企業股價指數變動率數列之間的交互作用，值得納入誤差修正項來進行報酬率

數列動態模型的調整，調整係數為負代表當市場因外在衝擊時，可藉由該誤差修正項的調整，而使市場回復均衡 (Engle and Granger, 1987)。依表 3 亦可發現恆生國企指數與恆生國企指數期貨報酬率數列的落後期項會分別對二者的報酬率數列有互相影響的效果，亦即恆生國企指數報酬率落後期項對恆生國企指數期貨報酬率的動態行程具有解釋能力，反之亦然。另外，由誤差修正模型配適結果的各式 F 值分別為 55.43，61.67 與 67.21，可以發現三市場皆拒絕虛無假說，顯示所引入之變數落後期變數，對報酬率變數具有解釋能力。

雖然針對前述模型殘差項的診斷性檢定，建議 VECM 之最適落後期數為 3 期，但我們進一步利用 Engle and Ng (1993) 所提出用來檢視數列資料波動之不對稱性效果⁹時發現，若將前述 VECM 擴展成納入不對稱性效果的結構時，應該可以對上證指數和香港恆生中國企業股價數與期貨指數有更好的資料配適效果。本研究將前述表 3 之 VECM 的殘差項數列進行不對稱性檢定，並且整理於表 4。

進行資料實證分析時，模型殘差項數列必須滿足白噪音的條件，此時模型的配適結果與對模型所進行的解釋才更有意義。可以從 Q 統計值來研判模型配適後之殘差項數列不存在自我相關。然而，由殘差平方項數列的自我相關檢定中 ($Q^2(5)$) 發現，殘差項數列存在二階自我相關的現象。另外，從 NSBT (t 值) 和 JT (F 值) 所進行之殘差不對性檢定中，發現數列資料存在顯著的不對稱性現象。綜合表 3 與表 4，認為要進一步討論此三市場波動性與相關性的交互作用關係時，宜將數列資料的異質變異性與不對稱性納入考慮，故本文接著引入能表達不對稱效果之 GJR-GARCH 模式，如此有助於本文分析相關內容之模式架構的完整性。

⁹ Engle and Ng (1993) 針對波動不對性的檢定方式，提出 4 種作法，分別是符號偏誤檢定 (sign bias test, SBT)，正號偏誤檢定 (positive sign bias test, PSBT)，負號偏誤檢定 (negative sign bias test, NSBT) 與聯合檢定 (join test, JT)。

表 4 三個市場 VECM 之下的殘差檢定與不對稱檢定

估計殘差項	$\varepsilon_{SH,t}$	$\varepsilon_{H,t}$	$\varepsilon_{HF,t}$
$Q(5)$	5.448	0.701	2.573
估計殘差項平方	$(\varepsilon_{SH,t})^2$	$(\varepsilon_{H,t})^2$	$(\varepsilon_{HF,t})^2$
$Q^2(5)$	118.092**	799.921**	613.249**
估計殘差項之不對稱檢定	$\varepsilon_{SH,t}$	$\varepsilon_{H,t}$	$\varepsilon_{HF,t}$
NSBT	12.3228**	107.1746**	67.9007**
JT	25.7237**	135.6221**	85.1202**

註：由 Ljung-Box Q 值可知模型配適後之殘差項數列不存在自我相關。但由殘差平方項數列的自我相關檢定中 ($Q^2(5)$) 發現，殘差項數列存在二階自我相關的現象。另外由 NSBT(t 值) 和 JT(F 值) 所進行的殘差不對稱性檢定中，發現數列資料存在顯著的不對稱性現象。為節省篇幅，我們省略了 SBT 之不對稱性檢定和 PSBT 不對稱性檢定的結果，但此二方法下的推論也支持三市場資料，存在不對稱性。**代表 5% 顯著水準下檢測為顯著。

二、DCC GJR-GARCH 模型

Bollerslev et al. (1988) 利用美國國庫券與股票報酬資料所做的分析認為在不同時點之下，條件變異數與共變異數矩陣存在自我相關的現象。因而後續相關文獻在討論資產間相關性的動態過程時，紛紛將此性質納入而發展出不同的多元變數模型。例如 Bollerslev et al. (1988) 發展 VECH 模型，Bollerslev (1990) 提出 CCC (constant conditional correlation) 模型，Engle and Kroner (1995) 提出 BEKK 模型 (Baba, Engle, Kraft and Kroner)。VECH 模型與 BEKK 模型的基本上都是將單變數 GARCH 的架構，延伸成多變量 GARCH，主要差異處乃在於擴增了對條件共變異數行程的動態描述。這些方法中，各有其特點以及適用時機，但就多市場的資料而言，有的方法需面臨估計大量參數的問題，而可能降低模型的估計效率性。有的則是需要更嚴格的模型假設，不利模型的實務操作與估計。為

要討論上證指數、恆生中國企業股價指數與恆生中國企業股價指數期貨報酬率數列之間的動態相關性行程，這一小節中，我們利用 Engle (2002) 提出的動態條件相關模型 (dynamic conditional correlation, DCC) 來協助進行前述三市場資料之相關性行程的分析，DCC 模型除仍保有 GARCH 模型對動態條件波動性的說明形式之外，有別於 VECH 模型與 BEKK 模型之處，主要在於 DCC 模型直接對動態條件相關性行程的結構加以具體呈現，除參數估計更為精簡之外，根據 Engle (2002) 指出，DCC 可以同時對多種變數進行 DCC 模型的參數估計，在動態相關性的估計方法上更為直接且更具效率性，也更適合本文之研究目的與研究分析的進行。本文主要利用 GJR-GARCH (glosten, jagannathan and runkel-generalized autoregressive conditional heteroskedasticity) 模型來結合動態相關性行程，並加以估計，因此本文中稱作 DCC GJR-GARCH 模型。Engle (2002) 利用 DCC 模型，對股價、債券與匯率資料之相關性動態過程進行估計與比較，其實證結果支持 DCC 模型優於 BEKK 模型、MA100 (moving average 100)、EWMA (exponentially weighted moving average) 與 Orthogonal GARCH (generalized autoregressive conditional heteroskedasticity) 模型等。

DCC 模型必須進行兩階段的估計，第一階段針對個別資產進行 GARCH 模型配適，第二階段則是將第一階段所得標準化殘差，進行動態相關係數的配適。若第二階段所估計的係數結果不顯著，即資產間並未存在明顯的動態相關性，此時模型可退化至固定常數的相關係數關係，由此可知 CCC 模型可視為 DCC 模型的特例。基於前述對本文目標市場資料的分析，本文認為在操作 DCC 模型之第一階段時，利用 GJR-GARCH 模型來取代傳統 GARCH 模型後，可以在進行第二階段的工作時，對於動態相關性行程會產生更好的配適效果。因為 CCC 模型可以視作是 DCC 模型的特例，為了更方便說明 DCC 模型，我們先簡單介紹 CCC 模型的架構，再進行 DCC GJR-GARCH 模型的討論。

CCC 模型可以簡單定義如下：

$$r_t = c + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, H_t),$$

$$H_t = D_t R D_t, \quad (5)$$

其中 r_t 代表是 $N \times 1$ 的資產報酬向量¹⁰； I_{t-1} 則為 $t-1$ 期以前所有會影響資產報酬的相關資訊集合； H_t 是資產報酬間的共變異數矩陣，可拆解成相關係數矩陣和兩個條件標準差矩陣的乘積； R 代表 $N \times N$ 的相關係數矩陣， D_t 為對角化矩陣，矩陣中對角線的位置為個別資產的標準差。另外，若 N 個資產報酬數列配適 GJR-GARCH 模型之下，皆滿足穩態條件，因 R 為正定，故資產報酬間的共變異數矩陣 H_t 必為正定，亦即 CCC 模型可維持正定。然而 CCC 模型假設下，條件相關係數為常數，雖然估計操作上較為簡便，但與時間序列變數之二階動差皆可能因時而異之假設條件的前提並不相符，故 Engle (2002) 提出 DCC 模型，此模型異於 CCC 模型之處在於對條件相關係數矩陣的設定具有動態結構，因而解決了 CCC 模型的設定問題。DCC GJR-GARCH 模型架構可簡單表示如下：

$$\begin{aligned} H_t &= D_t R_t D_t, \\ R_t &= \text{diag}\{Q_t\}^{-1/2} Q_t \text{diag}\{Q_t\}^{-1/2}, \\ Q_t &= S \circ (I I' - A - B) + A \circ (z_{t-1} z_{t-1}') + B \circ Q_{t-1}, \end{aligned} \quad (6)$$

其中 Q_t 為利用標準化殘差向量 $z_t = D_t^{-1} \times r_t$ 所得到的共變異數矩陣， $\text{diag}\{Q_t\}$ 代表 Q_t 矩陣只保留對角線部分的矩陣； $\circ$ 符號代表 Hadamard 矩陣相乘運算元； A 和 B 為待估參數矩陣，一般可以常數代替； I 是元素皆為 1 的向量； S 是標準化誤差項的非條件樣本共變異數矩陣。不同於 CCC 模型，DCC 模型的條件相關係數矩陣 R_t 是會隨著時間而改變，以兩資產為例，則 DCC 模型的通式可以表示如下：

¹⁰ 這一節著重於 DCC 模型的說明，因此簡化了均數方程式的表示方式，實際進行 GJR-GARCH DCC 模型配適時，均數方程式為前面 VECM 的結構，亦即 (2) 式、(3) 式與 (4) 式。而完整的模型結構，將整理於文末之附錄 A。

$$\begin{aligned}
r_{i,t} &= c_i + \varepsilon_{i,t}, \quad \varepsilon_{i,t} | I_{t-1} \sim N(0, h_{i,t-1}), \\
h_{i,t} &= \omega_i + \alpha_i \varepsilon_{i,t-1}^2 + \beta_i h_{i,t-1}, \quad \varepsilon_{i,t} | I_{t-1} \sim N(0, h_{i,t}), \quad i=1,2,3. \\
\begin{bmatrix} q_{11,t} & q_{12,t} & q_{13,t} \\ q_{21,t} & q_{22,t} & q_{23,t} \\ q_{31,t} & q_{32,t} & q_{33,t} \end{bmatrix} \\
&= (1-a-b) \begin{bmatrix} 1 & \bar{q}_{12} & \bar{q}_{13} \\ \bar{q}_{21} & 1 & \bar{q}_{23} \\ \bar{q}_{31} & \bar{q}_{32} & 1 \end{bmatrix} + a \begin{bmatrix} z_{1,t-1}^2 & z_{1,t-1}z_{2,t-1} & z_{1,t-1}z_{3,t-1} \\ z_{2,t-1}z_{1,t-1} & z_{2,t-1}^2 & z_{2,t-1}z_{3,t-1} \\ z_{3,t-1}z_{1,t-1} & z_{3,t-1}z_{2,t-1} & z_{3,t-1}^2 \end{bmatrix} \\
&+ b \begin{bmatrix} q_{11,t-1} & q_{12,t-1} & q_{13,t-1} \\ q_{21,t-1} & q_{22,t-1} & q_{23,t-1} \\ q_{31,t-1} & q_{32,t-1} & q_{33,t-1} \end{bmatrix} \tag{7}
\end{aligned}$$

其中 ω_i , α_i 和 β_i 為第 i 種資產在 GJR-GARCH 模型的參數估計值； a 和 b 則為 DCC 模型的參數¹¹； q_{ij} 為共變異數矩陣 Q_t 的因子，並且滿足 $q_{12,t} = q_{21,t}$ 和 $\bar{q}_{12} = \bar{q}_{21}$ 。

DCC GJR-GARCH 模型的對數概似函數可表示如下：

$$L = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left(k \log(2\pi) + 2 \log |D_t| + r_t' D_t^{-1} D_t^{-1} r_t - z_t' z_t + \log |R_t| + z_t' R_t^{-1} z_t \right) \tag{8}$$

其中 D_t 與 R_t 矩陣中的參數分別定義為 θ 與 ϕ ，可將上式拆解為

$$L_v(\theta) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (k \log(2\pi) + \log |D_t|^2 + r_t' D_t^{-2} r_t) \tag{9}$$

¹¹ 雙變數的 DCC 模型中，(6) 式中參數矩陣 A 與 B，亦可表示成全矩陣 (full rank)，但在一般的情形下，尤其對於屬性相似的兩資產，僅需以常數代替即可。

相關性項的部分爲：

$$L_c(\theta, \phi) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\log |R_t| + z_t' R_t^{-1} z_t - z_t' z_t) \quad (10)$$

因此，我們可以利用兩階段最大概似估計法做估計，先利用 L_v 估計 $\hat{\theta}$ ，再將 $\hat{\theta}$ 代入 L_c 中進行第二階段的估計。亦即我們可以藉由 VEC GJR-GARCH 模型，估計出標準化殘差數列，再將此數列分別帶入 DCC 模型，進行資產報酬之間的共變異數與相關係數估計，便可以得到資產間的動態相關性行程。Engle (2002) 在估計 DCC 模型時，即採用二階段估計方式，第一階段估計波動性模型後，蒐集其殘差項數列，將不同變數之殘差項數列標準化後匯集，再藉由第 (9) 式與第 (10) 式的拆解，共同估計第 (8) 式之概似函數，進而求得共變異數與相關性數列。Chou et al. (2009) 所發展的變幅 DCC 模型，亦採用相同的做法，確實支持本文估計步驟的適切性，另外，本文的研究資料期間，適逢全球金融市場發生嚴重的金融海嘯危機以及次級房貸等不良資產問題所引發的總體經濟風險，這樣的事件可能會造成不同金融資產波動性行程的影響與修正調整。研究設計上，本文先利用 Inclan and Tiao (1994) 提出的 Iterative Cumulative Sums of Squares (簡稱 ICSS 法) 找出三市場之波動性同時受影響的時間點，進行不同時段的區隔，而爲了避免改變模型均數方程式的結構，我們在 VEC GJR-GARCH 模型中，加入了虛擬變數的作法，若是不同時段的波動性結構不同，則會反應在虛擬變數所對應之係數的統計顯著性上。這樣的做法，並不會妨礙 DCC 模型的估計工作。在 ICSS 法之下，本研究找到了三個不同的結構轉變點，第一個時點爲 2007 年 7 月 26 日，第二個時間點爲 2008 年 9 月 15 日，第三個時間點爲 2009 年 6 月 10 日。利用這三個波動性結構的改變點，我們特別將 2007 年 7 月 26 日到 2008 年 9 月 15 日與 2008 年 9 月 16 日到 2009 年 6 月 10 日這兩個時段，特別引入虛擬變數的做法來處理，觀察是否會影響三市場的波動性行程。有關結構變動第一時間點 2007 年 7 月 26 日與 2009 年 6 月 10 日，前者爲次級房貸危機所造成市場異常事件，後者爲金融海嘯期間發生的異常事件所造成。

三、VEC GJR-GARCH 模型

三不同市場之下的 VEC GJR-GARCH 模型，各市場之均數方程式與變異數方程式結構類似且對稱，本文將此結構模型簡稱為模型 (A)，相關之完整結構模式及其變數與係數之說明請見附錄 A。全體資料期間為 2003 年 12 月 8 日至 2011 年 2 月 28 日，為方便具體說明起見，底下利用結構式來呈現模型 (A)：

$$\Delta SH_t = g_1 + \varphi_1 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^3 a_{1i} \Delta SH_{t-i} + \sum_{i=1}^3 a_{2i} \Delta H_{t-i} + \sum_{i=1}^3 a_{3i} \Delta HF_{t-i} + \varepsilon_{SH,t}$$

$$\Delta H_t = g_2 + \varphi_2 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^3 b_{1i} \Delta SH_{t-i} + \sum_{i=1}^3 b_{2i} \Delta H_{t-i} + \sum_{i=1}^3 b_{3i} \Delta HF_{t-i} + \varepsilon_{H,t}$$

$$\Delta HF_t = g_3 + \varphi_3 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^3 p_{1i} \Delta SH_{t-i} + \sum_{i=1}^3 p_{2i} \Delta H_{t-i} + \sum_{i=1}^3 p_{3i} \Delta HF_{t-i} + \varepsilon_{HF,t}$$

$$h_{SH,t} = e_1^{SH} + f_1^{SH} h_{SH,t-1} + l_1^{SH} \varepsilon_{SH,t-1}^2 + m_1^{SH} K_{SH,t-1}^- \varepsilon_{SH,t-1}^2 + n_1^{SH} h_{H,t-1} + o_1^{SH} h_{HF,t-1} \\ + \sum_{n=1}^2 D_{SH,n} DF_{n,t}$$

$$h_{H,t} = e_2^H + f_2^H h_{H,t-1} + l_2^H \varepsilon_{H,t-1}^2 + m_2^H K_{H,t-1}^- \varepsilon_{H,t-1}^2 + n_2^H h_{SH,t-1} + o_2^H h_{HF,t-1} + \sum_{n=1}^2 D_{H,n} DF_{n,t}$$

$$h_{HF,t} = e_3^{HF} + f_3^{HF} h_{HF,t-1} + l_3^{HF} \varepsilon_{HF,t-1}^2 + m_3^{HF} K_{HF,t-1}^- \varepsilon_{HF,t-1}^2 + n_3^{HF} h_{SH,t-1} + o_3^{HF} h_{H,t-1} \\ + \sum_{n=1}^2 D_{HF,n} DF_{n,t}$$

$$K_{i,t-1}^- = 1, \text{ if } \varepsilon_{i,t-1} < 0, \quad K_{i,t-1}^- = 0, \text{ if } \varepsilon_{i,t-1} \geq 0, \quad i = SH, H, HF$$

$n=1$ 時，代表 2007 年 7 月 26 日到 2008 年 9 月 15 日，此時 $DF_{1,t} = 1$ 。

$n = 2$ 時，代表 2008 年 9 月 16 日到 2009 年 6 月 10 日。此時 $DF_{2,t} = 1$ 。

根據表 5 所顯示 VEC GJR-GARCH 模型配適之三個目標市場報酬率資料的條件平均報酬方程式的實證結果內容中可知上海證券綜合指數與國企期貨報酬率誤差修正項係數 (φ_1 、 φ_2 、 φ_3) 在 1% 顯著水準下皆為負向，顯示當上海證券綜合指數與國企期貨報酬率受到外在衝擊而失衡時，可經由誤差修正項的調整達到長期之均衡，證實此三市場報酬率具有共移趨勢。

又根據表 5 所顯示 VEC GJR-GARCH 模型配適之三個目標市場報酬率資料的波動性動態行程，可以發現香港恆生國企股價指數波動性行程會受到上證指數條件波動性落後期的影響，也會受到其所衍生之恆生國企股價指數期貨波動性落後期的影響。但恆生國企股價指數期貨波動性行程與上證指數之條件波動性行程，並不受其他兩個市場條件波動性落後期項的影響。換言之，恆生國企股價指數波動性扮演三市場指數波動性之間樞紐的角色。另一有趣的發現是在我們利用 Inclan and Tiao (1994) 提出用來觀察波動性可能發生結構改變的 ICSS 法之下，發現了兩個變異數結構改變的時間區間。檢視此二時間區段，分別是 2007 年 7 月 26 日到 2008 年 9 月 15 日和 2008 年 9 月 16 日到 2009 年 6 月 10 日。將此二時間區間引入模型 A 的波動性結構當中，模型參數估計結果整理於表 5，我們可以發現針對本文所討論的三個市場，可以發現三個市場的波動性結構在此二不同時段區間中，其條件波動性的水準值 (level)，確實皆有顯著改變，亦即對應於模型中虛擬變數項的係數表現，皆顯著異於零。因此，值得進一步的探究在這兩個時段，發生波動性水準值改變的可能原因。我們發現雷曼兄弟公司宣告破產的時間正巧是 2008 年 9 月 15 日。顯現先前次級房貸壞帳累積所造成的問題，延續到 2008 年 9 月 15 日雷曼兄弟公司宣告破產的時間，正是反應次貸危機 (subprime mortgage crisis) 時期，而在此之後更步入了全球金融海嘯危機 (financial tsunami crisis) 時期。此二危機時期，對於亞洲上證指數、香港恆生國企股市與恆生國企指數期貨市場之波動性行程而言，皆造成了 Inclan and Tiao (1994) 所定義的波動性結構改變。

表 5 三個市場之 VEC GJR-GARCH 模型參數估計值

上證指數										
g_1	φ_1	a_{11}	a_{12}	a_{13}	a_{21}	a_{22}	a_{23}	a_{31}	a_{32}	a_{33}
0.0002 (0.493)	-0.254* (-3.329)	-0.012 (-0.475)	-0.024 (-0.954)	0.038* (1.653)	0.229* (2.649)	0.123 (1.530)	0.064 (0.972)	-0.200* (-1.985)	-0.150 (-1.887)	-0.049 (-0.757)
e_1	f_1	l_1	m_1	n_1	o_1	D_1^{SH}	D_2^{SH}			
0.0006* (3.320)	0.907* (64.063)	0.055* (4.781)	0.012 (0.804)	-0.0008 (-0.799)	0.012 (1.090)	0.0006* (2.796)	-0.0002* (-2.044)			
恆生國企指數										
g_2	φ_2	b_{11}	b_{12}	b_{13}	b_{21}	b_{22}	b_{23}	b_{31}	b_{32}	b_{33}
0.0002* (1.978)	-0.432* (-2.600)	0.033 (1.517)	0.010 (0.446)	-0.002 (-0.089)	-0.248* (-2.846)	-0.326* (-3.691)	-0.264* (-2.896)	0.183* (2.248)	0.218* (2.802)	0.245* (3.700)
e_2	f_2	l_2	m_2	n_2	o_2	D_1^H	D_2^H			
0.0002* (5.741)	0.762* (33.389)	0.014 (0.042)	0.061* (2.867)	0.074* (2.753)	0.015* (1.952)	0.0001* (2.067)	0.0005* (3.215)			
恆生國企指數期貨										
g_3	φ_3	p_{11}	p_{12}	p_{13}	p_{21}	p_{22}	p_{23}	p_{31}	p_{32}	p_{33}
0.0005* (1.982)	-0.403* (2.620)	0.047* (1.978)	0.012 (0.483)	0.004 (0.186)	-0.024 (-0.180)	0.299* (3.187)	-0.009 (-0.102)	-0.141* (-2.044)	-0.388* (-4.446)	0.123* (1.700)
e_3	f_3	l_3	m_3	n_3	o_3	D_1^{HF}	D_2^{HF}			
0.0002* (5.598)	0.793* (37.967)	0.089* (3.728)	0.011 (0.594)	0.009 (1.232)	0.035 (1.074)	0.0008* (2.002)	0.0003* (2.818)			

註：所估計之係數對應的模型變數說明，可以參考模型 (A)。括號內數據為參數估計值所對應的 t 值。*代表對應所估計之係數，至少滿足 10% 以上的統計顯著性。

四、DCC 模型之實證結果分析

本文已在本節第二部份中說明了 DCC GJR-GARCH 模型 (參見 (6) 式與 (7) 式) 以及其估計方法。在進行相關性分析時，需先經過共變異性分析，亦即須針對 (6) 式

之向量 A 和與向量 B 進行估計，在三市場資料兩兩配對分析之下，會有 3 組 (A , B) 的估計結果¹²，將實證估計結果整理於表 6。

依表 6 可知，檢視 DCC 模型中的 A 與 B 參數估計值皆顯著異於零，代表上證指數、國企股指數與國企股期貨指數之間，確實存在動態相關性，亦即證明相關性行程會是因時而異的動態過程，同時代表利用 DCC GJR-GARCH 模型來討論此三市場之間的相關性是合適的。

表 7 為中國上海證券綜合股市與香港恆生國企股指數期貨市場報酬率配適 VEC DCC GJR-GARCH 模型之配適度檢定與診斷性檢定結果。依表 7 可知配適後之模型殘差項與殘差交叉項符合白噪音之假設，殘差平方項與殘差交叉平方項無 ARCH 效果，即 ARCH 效果已充分解釋，此外，不對稱效果亦已消除；因此，可證明所建構之模型有良好配適度，所獲之實證結果有一定之成效與可信度。

為更清楚瞭解這些相關性行程的動態過程，我們分別利用圖 1，圖 2 與圖 3 來呈現動態相關行程的軌跡。

表 6 三市場指數在 DCC GJR-GARCH 模型之下之條件共變異數行程的參數估計結果

上證指數&國企股指數		上證指數&國企股期貨指數		國企股期貨&國企股期貨指數	
$A_{SH,H}$	0.0493**(2.245)	$A_{SH,HF}$	0.0491**(2.152)	$A_{H,HF}$	0.0487**(3.184)
$B_{SH,H}$	0.0491**(2.588)	$B_{SH,HF}$	0.0492**(2.315)	$B_{H,HF}$	0.0499**(5.154)

註：1. A 與 B 分別為 DCC GJR-GARCH 模型中共變異數結構的待估參數。

2. 代表括號內數字為 t 值。**代表在 5% 顯著水準之下，該係數估計值顯著異於零。

¹² Engle (2002) 指出 DCC 模型的優勢之一是可以「同時」「一次」估計多個市場樣本下，兩兩市場間共變異數結構參數。換言之，若欲討論 4 個市場之間的相關性關係，則需要估計 $C_2^4 = 6$ 組 (A, B) 的資料，在 DCC 模型的設計之下，此六組數對資料可以同時獲得，而無需重複進行 6 次估計，大大簡化了運算程序。

表 7 VEC DCC GJR-GARCH 模型配適後標準化之殘差項檢定

標準殘差項	$z_{SH,t} = \varepsilon_{SH,t} / \sqrt{h_{SH,t}}$	$z_{H,t} = \varepsilon_{H,t} / \sqrt{h_{H,t}}$	$z_{HF,t} = \varepsilon_{HF,t} / \sqrt{h_{HF,t}}$
$Q(5)$	7.724	7.728	3.815
$Q(10)$	11.990	11.231	12.242
標準殘差項平方	$z_{SH,t}^2$	$z_{H,t}^2$	$z_{HF,t}^2$
$Q(5)$	1.408	7.941	7.149
$Q(10)$	2.339	11.800	10.964
標準殘差項交叉	$z_{SH,t} z_{H,t}$	$z_{SH,t} z_{HF,t}$	$z_{H,t} z_{HF,t}$
$Q(5)$	2.687	2.006	8.061
$Q(10)$	3.993	2.882	12.211
標準化之殘差項不對稱檢定	$z_{SH,t}$	$z_{H,t}$	$z_{HF,t}$
SBT	0.6942	0.1379	0.1649
NSBT	0.0127	1.1634	0.8608
PSBT	0.3389	2.9676	2.2808
JT	0.8920	4.4848	6.6918

註：SBT、NSBT、PSBT 為 t 值，而 JT 為 F 值。

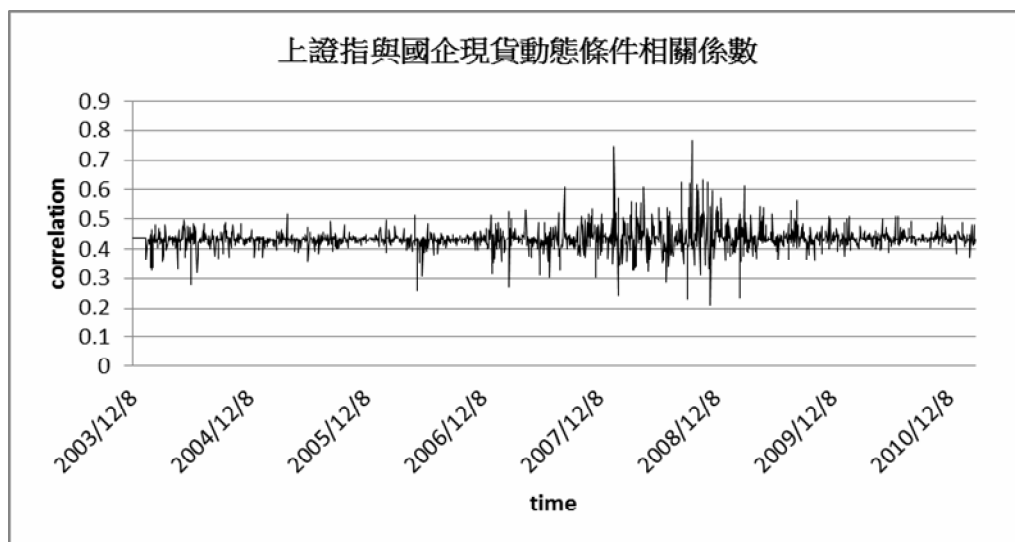


圖 1 上海證券綜合指數與國企現貨報酬率之動態條件相關係數

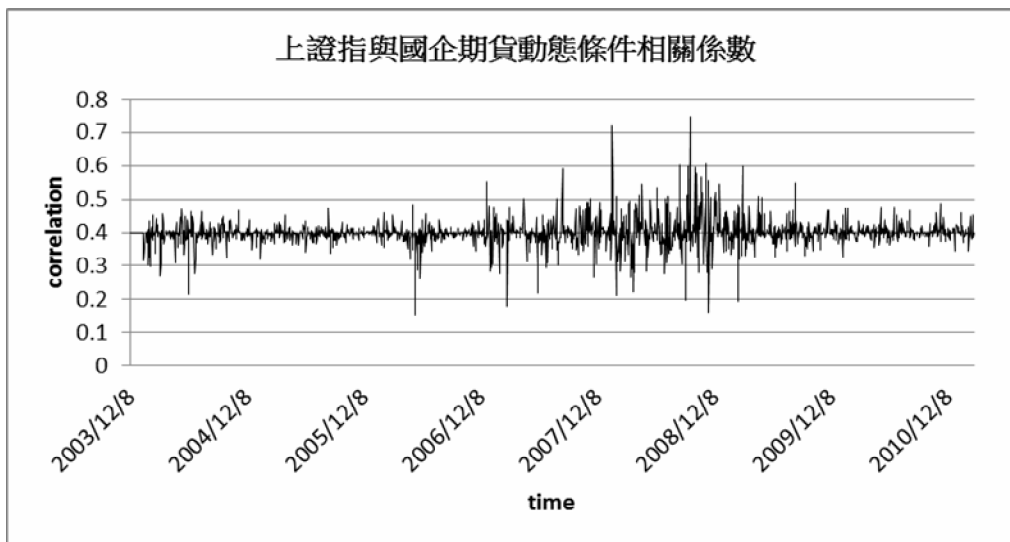


圖 2 上海證券綜合指數與國企期貨報酬率之動態條件相關係數

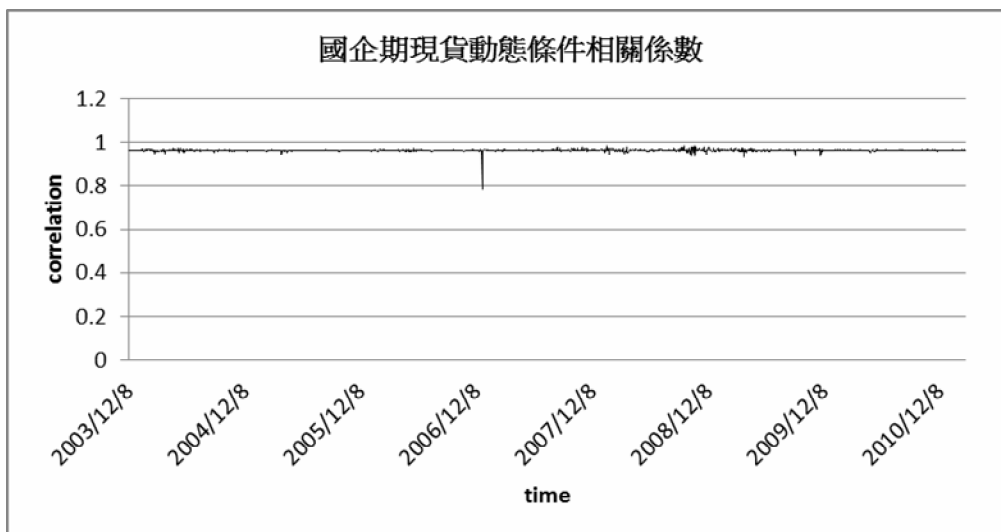


圖 3 國企現貨與國企期貨報酬率之動態條件相關係數

圖 1 至圖 3 為上海證券綜合指數，恆生國企指數與恆生國企期貨指數報酬率之動態條件相關係數圖。觀察圖 1 與圖 2，可以發現相關係數軌跡走勢圖大致上是類似的。圖 3 為恆生國企指數與恆生國企期貨指數之相關係數動態走勢圖，除 2006 年 12 月 24 日星期日，25 日星期一和 26 日星期二因聖誕節交易市場休市，導致之後開市交易日之相關係數走勢，因交易資訊可能多空分歧，反應在相關係數較明顯偏離 1 之外，其餘資料期間中，二市場之相關係數走勢，波動起伏不大，相當接近 1 的數值。另外，觀察香港恆生國企指數(含期貨與現貨)與上證指數的動態相關係數走勢圖 (圖 1 與圖 2)，發現在 2007 年 7 月 26 日至 2009 年 6 月 10 日的這一段期間中，相關係數的走勢其波動程度較大，而且發生正向相關的比例相較於其他研究期間而言也相對較高。顯示當總體經濟環境之系統風險較高時¹³，不同金融市場之間的相關程度會較高。這些觀察，除符合財務理論的學理外，也間接驗證本研究所配適的 DCC 模型是符合經濟直覺的。

五、相關性遞延效果分析

會影響市場間相關性高低的經濟與非經濟因素很多，為探討市場間相關性的遞延效果是否會受到次貸危機與金融海嘯等事件的影響而改變，本文與 Chiang et al. (2007) 的做法類似，接著進一步檢視重大危機事件的發生，是否就是升高市場間波動相關性的主要原因。模型建構上，我們以上證指數與恆生國企指數的相關性遞延分析為例，建構如下 (11) 式和 (12) 式的模型。

$$\rho_{SH,H,t} = \varphi_{SH,H} + \phi_{SH,H} \rho_{SH,H,t-1} + \varepsilon_{SH,H,t} \quad (11)$$

¹³ 如本文前面分析所述，這段期間是 ICSS 法之下，歸納出來之變異數結構發生轉變的時期，也是次貸危機和金融海嘯發生時期。

$$\rho_{SH,H,t} = \varphi_{SH,H} + \varnothing_{SH,H} \rho_{SH,H,t-1} + \sum_{n=1}^2 D_{H,HF,n} DF_{n,t} + \varepsilon_{SH,H,t} \quad (12)$$

其中，DF 代表危機事件之下，代表不同時間的虛擬變數，若樣本資料時間介於 2007 年 7 月 26 日至 2008 年 9 月 15 日期間，代表次級房貸危機期間，亦即 $n = 1$ ， $DF_{1,t} = 1$ 。而在其他資料研究期間之下， $DF_{1,t} = 0$ 。另外，若樣本資料時間介於 2008 年 9 月 16 日至 2009 年 6 月 10 日之間，亦即 $n = 2$ ，也代表為全球金融海嘯期間，此時 $DF_{2,t} = 1$ ，而在其他研究期間之下， $DF_{2,t} = 0$ 。至於上證指數與恆生國企期貨指數以及恆生國企期貨指數與現貨指數的相關性遞延效果分析模式，則與 (11) 式與 (12) 式大致相同，其模式不再逐一呈現。而其中差異處為變數的下標要調整為所欲研究的目標市場。另外 $\varphi_{SH,H}$ ， $\varnothing_{SH,H}$ 與 $D_{H,HF,n}$ 代表模型中的待估參數， $\varepsilon_{SH,H,t}$ 則代表模型之殘差項。針對三市場之間之相關性遞延效果分析，本研究將實證結果整理於表 8。

依表 8， $\varnothing_{i,j}$ 值皆為正數，且皆滿足異於零之統計顯著性的要求。代表二市場之間當期的相關性必然會受到上一期相關性的正向影響。本文也觀察到代表金融海嘯時期所對應之虛擬變數，發現不管是任兩個市場的相關性動態行程，都會受到此一事件的干擾影響，換言之，金融海嘯事件確實造成不同市場之間相關性程度的提高。然而，本研究也觀察到考慮金融海嘯事件之下，反應當期相關性受前一期相關性之影響效果的係數 $\varnothing_{i,j}$ 估計值有下降的趨勢，但在整體相關性水準上升之下，則反應出金融海嘯事件確實是升高市場間相關性程度的主要因素之一。而代表次貸危機期間的虛擬變數 $DF_{1,t}$ ，其所對應的係數為 $D_{i,j,1}$ ，只有在恆生國企指數與恆生國企期貨指數之間的相關性有影響，代表次貸危機對此二指數相關性的提高，有推波助瀾的效果。但對於上證指數與恆生國企期貨或現貨指數的相關性行程而言，並沒有呈現具有統計顯著性的影響。根據表 7 之實證結果，本研究亦可以推論金融海嘯事件對市場間相關性被強化的影響效果，顯然大過於次級房貸事件所造成的影響效果。此外，實證結果發現一旦金融市場發生重大不利事件時，

表 8 上海證券綜合指數、恆生國企指數與恆生國企期貨指數之間之相關性遞延效果分析

$\rho_{SH,H,t} = \varphi_{SH,H} + \varnothing_{SH,H} \rho_{SH,H,t-1} + \varepsilon_{SH,H,t} \quad (11)$						
$\rho_{SH,H,t} = \varphi_{SH,H} + \varnothing_{SH,H} \rho_{SH,H,t-1} + \sum_{n=1}^2 D_{H,HF,n} DF_{n,t} + \varepsilon_{SH,H,t} \quad (12)$						
	上證指數&國企現貨		上證指數&國企期貨		國企現貨&國企期貨	
	(11)式	(12)式	(11)式	(12)式	(11)式	(12)式
$\varphi_{i,j}$	0.3942** (39.0614)	0.3989** (39.5825)	0.3645** (39.1535)	0.3687** (39.6691)	0.8589** (38.4968)	0.8662** (38.7747)
$\varnothing_{i,j}$	0.0907** (3.9087)	0.0752** (3.2331)	0.0872** (3.7556)	0.0714** (3.0699)	0.1086** (4.6876)	0.1007** (4.3425)
$\nu_{i,j,1}$		0.0033 (1.4261)		0.0040 (1.5896)		0.0010** (2.9413)
$\nu_{i,j,2}$		0.0140* (4.9435)		0.0150* (4.9585)		0.0011** (2.4409)
LLF	3502.456	3514.879	3380.919	3393.541	6982.847	6989.238
Durbin-h	0.004	-0.156	-0.007	-0.026	0.006	-0.412

註：1.(11) 式與 (12) 式之模型，主要以上證指數和恆生國企指數來說明。其餘市場 (上證指數、恆生國企指數和恆生國企期貨指數) 間的相關性遞延模式則以此類推。

2.括號內數值代表 t 值。**代表在 5% 顯著水準下為顯著。 i, j 為市場別。但 $i \neq j$ 。

LLF 代表對數化概似函數。因自變數存在因變數的落後期項，因此利用 Durbin-h 統計值來檢視殘差資料是否存在自我相關。

例如在此所討論的二大危機事件，市場間的相關性程度大致會有增加的傾向，但也可以發現發生重大危機事件時，國企指數期貨對國企指數現貨的避險效果會優於國企指數期貨對上證指數來進行避險的效果。理由之一是不僅僅因為國企指數現貨與期貨之間波動相關性較高之外，而且遭遇到金融危機事件時，此二市場之波動相關性會同步受影響而亦步亦趨的改變，大大地降低了避險操作的困難程度。最後，根據表 7 中的 Durbin-h 統

計值¹⁴來看，模型所配適的結果皆不拒絕不存在一階自我相關的虛無假說，代表 (11) 式與 (12) 式模型的建立，具有解釋能力與可信賴性。

肆、結論

本文針對上海交易所之上證指數，香港恆生國企股指數與香港恆生國企股指數期貨的波動性與相關性行程進行分析。首先討論樣本資料的敘述統計值，發現個別資料具有厚尾分配，而且此三市場資料之間存在共整合的現象，因此在討論彼此間報酬率變化與波動性行程時，建構了適合樣本資料的向量誤差修正模型。

並發現恆生國企指數和恆生國企指數期貨報酬率數列的落後期項會分別對二者的報酬率數列有互相影響的效果，亦即恆生國企指數報酬率落後期項對恆生國企指數期貨報酬率的動態行程具有解釋能力，而恆生國企指數期貨報酬率落後期對國企指數報酬率本身亦具有解釋能力。

利用 Engle and Ng (1993) 所提出用來檢視數列資料波動不對稱性的方法之下，檢定的結果認為要納入波動不對稱性的因素，可以提高模型的配適能力。因此，在引入 GJR-GARCH 模型之後，確實掌握到了波動性的叢聚性、厚尾與不對稱的特質屬性。並且發現香港恆生國企股價指數波動性行程會受到上證指數和恆生國企指數股價期貨條件變異數落後期的影響，然而，上證指數條件波動性行程並不會受到香港恆生國企股價指數條件波動性落後期的影響。不過，這三個市場指數波動性行程卻都會因為次貸危機和全球金融海嘯危機而被影響。

接著引入 Engle (2002) DCC 模型的觀點，配合先前本文所建構之向量誤差修正

¹⁴ 時間數列模型中，其中若有因變數的落後期項當作自變數項時，須利用 Durbin-h 統計值來檢視殘差資料是否存在自我相關的現象。而不能採用傳統的 Durbin-Watson 統計值。

GJR-GARCH 模型，估計出三市場之間相關性的動態行程。得到支持相關性並非靜態而是一動態過程的推論。同時，在 Inclan and Tiao (1994) 所提出尋找波動性結構可能發生多重轉變點的偵測方法之下，找出潛在可能發生波動性結構可能發生改變的資料區間後，實證結果發現所找到的區間正與雷曼兄弟公司宣告破產的時期相吻合，亦即對應了次貸危機期間與全球金融海嘯期間，上證指數，香港恆生國企股價指數和香港恆生國企股價指數期貨的波動性確實因為這些事件而有提高的傾向，並且相關性程度亦往正方向發展，支持當全球金融市場發生負面危機時，除了市場本身波動性會升高之外，市場與市場之間的相關性程度也會正向增加。此外，實證結果亦發現金融海嘯事件對於上證指數，香港恆生國企股價指數和香港恆生國企股價指數期貨在動態相關性行程上的影響大於次級房貸危機事件，雖然次貸事件對相關性的影響並不顯著，但次貸事件對相關性的影響確實是正向的。

因此，針對次貸風暴和全球金融海嘯此二危機事件對於上證指數，香港恆生國企股價指數和香港恆生國企股價指數期貨的波動性影響效果而言，大致上皆為正向增加效果。但就相關性行程而言，全球金融海嘯事件造成了市場之間漲與跌的變動相關性提高，然而就次貸風暴事件對市場間的相關性變化而言，雖然是正向影響，但在統計學的判定上卻是不顯著的。

綜合次貸危機與金融海嘯事件對上證指數、恆生國企股價指數恆生國企股價指數期貨之波動性與市場間動態相關性的影響效果可知，此金融市場的危機事件對於本文所探討分析的三個市場都造成波動性上升的效果。而金融海嘯事件也造成市場間動態相關性的上升，代表金融危機事件讓上海與香港之交易市場間的相關性更為密切，次貸危機事件雖然也造成市場間互動相關性的正向移動，但在統計上的顯著性檢定上並不顯著，若由此準則來判斷，則可以認為金融海嘯事件對於上海與香港股票市場影響大於次級房貸事件。另外，實證結果也可歸納出金融危機事件往往造成市場波動性的上升，代表市場風險水準增加，但對於交易市場彼此的動態相關性而言，影響效果則不必然顯著。我們認為影響相關性的主要因素來自於二目標市場「內部」間的互動，外在干擾事件雖然也

會影響市場間動態相關性關係，但仍需視事件的嚴重性程度而定，誠如本文的實證研究結果而言，金融海嘯事件在影響動態相關性議題上，扮演更重要的角色，但次貸事件對相關性的影響效果則較不顯著。另外，相同的危機事件對於市場波動性的影響皆有顯著上升的傾向，可以推論市場波動性對「外在」金融環境的變化較為敏感，以致於次貸事件與金融海嘯事件皆顯著影響上海與香港的股票市場與期貨市場的波動性。

(收件日期為民國 102 年 10 月 3 日，接受日期為民國 103 年 4 月 23 日)

附錄 A

VEC DCC GJR-GARCH 模型之建立如下：

(一)條件平均數方程式

$$\Delta SH_t = g_1^{SH} + \phi_1^{SH} Z_{t-1} + \sum_{i=1}^k a_{1i}^{SH} \Delta SH_{t-i} + \sum_{i=1}^k a_{2i}^{SH} \Delta H_{t-i} + \sum_{i=1}^k a_{3i}^{SH} \Delta HF_{t-i} + \varepsilon_{SH,t}$$

$$\Delta H_t = g_2^H + \phi_2^H Z_{t-1} + \sum_{i=1}^k b_{1i}^H \Delta SH_{t-i} + \sum_{i=1}^k b_{2i}^H \Delta H_{t-i} + \sum_{i=1}^k b_{3i}^H \Delta HF_{t-i} + \varepsilon_{H,t}$$

$$\Delta HF_t = g_3^{HF} + \phi_3^{HF} Z_{t-1} + \sum_{i=1}^k p_{1i}^{HF} \Delta SH_{t-i} + \sum_{i=1}^k p_{2i}^{HF} \Delta H_{t-i} + \sum_{i=1}^k p_{3i}^{HF} \Delta HF_{t-i} + \varepsilon_{HF,t}$$

(二)條件變異方程式

$$h_{SH,t} = e_1^{SH} + f_1^{SH} h_{SH,t-1} + l_1^{SH} \varepsilon_{SH,t-1}^2 + m_1^{SH} K_{SH,t-1}^- \varepsilon_{SH,t-1}^2 + n_1^{SH} h_{H,t-1} + o_1^{SH} h_{HF,t-1} + \sum_{n=1}^2 D_{SH,n} DF_{n,t}$$

$$h_{H,t} = e_2^H + f_2^H h_{H,t-1} + l_2^H \varepsilon_{H,t-1}^2 + m_2^H K_{H,t-1}^- \varepsilon_{H,t-1}^2 + n_2^H h_{SH,t-1} + o_2^H h_{HF,t-1} + \sum_{n=1}^2 D_{H,n} DF_{n,t}$$

$$h_{HF,t} = e_3^{HF} + f_3^{HF} h_{HF,t-1} + l_3^{HF} \varepsilon_{HF,t-1}^2 + m_3^{HF} K_{HF,t-1}^- \varepsilon_{HF,t-1}^2 + n_3^{HF} h_{SH,t-1} + o_3^{HF} h_{H,t-1} + \sum_{n=1}^2 D_{HF,n} DF_{n,t}$$

$$K_{i,t-1}^- = 1, \quad \text{if } \varepsilon_{i,t-1} < 0 \quad i = SH, H, HF$$

$$K_{i,t-1}^- = 0, \quad \text{if } \varepsilon_{i,t-1} = 0$$

(三)條件共變異方程式

$$\begin{aligned} h_{SH,H,t} &= \frac{\bar{\rho}_{SH,H} + a(Z_{SH,t-1}Z_{SZ,t-1} - \overline{\rho_{SH,H}}) + b(q_{SH,H,t-1} - \bar{\rho}_{SH,H}) \times \sqrt{h_{SH,SH,t}h_{H,H,t}}}{\sqrt{\bar{\rho}_{SH,SH}(1-a-b) + a(Z_{SH,t-1}) + b(q_{SH,SH,t-1})} \sqrt{\bar{\rho}_{H,H}(1-a-b) + a(Z_{H,t-1}) + b(q_{H,H,t-1})}} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} h_{SH,HF,t} &= \frac{\bar{\rho}_{SH,HF} + a(Z_{SH,t-1}Z_{SH,t-1} - \overline{\rho_{SH,HF}}) + b(q_{SH,HF,t-1} - \bar{\rho}_{SH,HF}) \times \sqrt{h_{SH,SH,t}h_{HF,HF,t}}}{\sqrt{\bar{\rho}_{SH,SH}(1-a-b) + a(Z_{SH,t-1}) + b(q_{SH,SH,t-1})} \sqrt{\bar{\rho}_{HF,HF}(1-a-b) + a(Z_{HF,t-1}) + b(q_{HF,HF,t-1})}} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} h_{H,HF,t} &= \frac{\bar{\rho}_{H,HF} + a(Z_{H,t-1}Z_{HF,t-1} - \overline{\rho_{H,HF}}) + b(q_{H,HF,t-1} - \bar{\rho}_{H,HF}) \times \sqrt{h_{H,H,t}h_{HF,HF,t}}}{\sqrt{\bar{\rho}_{H,H}(1-a-b) + a(Z_{H,t-1}) + b(q_{H,H,t-1})} \sqrt{\bar{\rho}_{HF,HF}(1-a-b) + a(Z_{HF,t-1}) + b(q_{HF,HF,t-1})}} \end{aligned}$$

$$\text{式中 } q_{SH,H,t} = \bar{\rho}_{SH,H} + a_{SH,H}(z_{SH,t-1}z_{H,t-1} - \bar{\rho}_{SH,H}) + b_{SH,H}(q_{SH,H,t-1} - \bar{\rho}_{SH,H})$$

$$q_{SH,HF,t} = \bar{\rho}_{SH,HF} + a_{SH,HF}(z_{SH,t-1}z_{HF,t-1} - \bar{\rho}_{SH,HF}) + b_{SH,HF}(q_{SH,HF,t-1} - \bar{\rho}_{SH,HF})$$

$$q_{H,HF,t} = \bar{\rho}_{H,HF} + a_{H,HF}(z_{H,t-1}z_{HF,t-1} - \bar{\rho}_{H,HF}) + b_{H,HF}(q_{H,HF,t-1} - \bar{\rho}_{H,HF})$$

$$\varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{SH,t} \\ \varepsilon_{H,t} \\ \varepsilon_{HF,t} \end{bmatrix} \varepsilon_t \sim N(0, H_t), \quad H_t = \begin{bmatrix} h_{SH,SH,t} & h_{SH,H,t} & h_{SH,HF,t} \\ h_{H,SH,t} & h_{H,H,t} & h_{H,HF,t} \\ h_{HF,SH,t} & h_{HF,H,t} & h_{HF,HF,t} \end{bmatrix}$$

$$\varepsilon_{i,t} = \sqrt{h_{i,t}} z_{i,t}, \quad i = SH, H, HF$$

(四)條件相關係數方程式

$$\rho_{SH,H,t} = \frac{h_{SH,H,t}}{\sqrt{h_{SH,SH,t} h_{H,H,t}}}$$

$$\rho_{SH,HF,t} = \frac{h_{SH,HF,t}}{\sqrt{h_{SH,SH,t} h_{HF,HF,t}}}$$

$$\rho_{H,HF,t} = \frac{h_{H,HF,t}}{\sqrt{h_{H,H,t} h_{HF,HF,t}}}$$

模型之變數定義如下：

1. ΔSH_t 、 ΔH_t 、 ΔHF_t ：分別代表上海綜合指數國企股指數與國企股期貨指數於第 t 期報酬率。
2. Z_{t-1} ：代表第 $t-1$ 期之誤差修正項。
3. $\varepsilon_{SH,t}$ 、 $\varepsilon_{H,t}$ 、 $\varepsilon_{HF,t}$ ：分別代表上海綜合指數、國企股指數與國企股期貨指數於第 t 期報酬率之誤差項。
4. $h_{SH,t}$ 、 $h_{H,t}$ 、 $h_{HF,t}$ ：分別代表上海綜合指數、國企股指數與國企股期貨指數於第 t 期報酬率之條件變異數。

5. $K_{SH,t-1}^-$ 、 $K_{H,t-1}^-$ 、 $K_{HF,t-1}^-$ ：為 GJR-GARCH 之虛擬變數，藉以描述波動不對稱的現象。
6. $h_{SH,H,t}$ 、 $h_{SH,HF,t}$ 、 $h_{H,HF,t}$ ：分別代表上海綜合指數、國企股指數與國企股期貨指數於第 t 期報酬率之條件共變異數。
7. $q_{SH,H,t}$ 、 $q_{SH,HF,t}$ 、 $q_{H,HF,t}$ ：分別代表上海綜合指數、國企股指數與國企股期貨指數於第 t 期報酬率加權平均後之條件共變異數。
8. $\rho_{SH,H,t}$ 、 $\rho_{SH,HF,t}$ 、 $\rho_{H,HF,t}$ ：衡量中國上海證券綜合股市與香港恆生國企期現貨市場於第 t 期報酬率之動態條件相關係數。
9. $\bar{\rho}_{SH,H,t}$ 、 $\bar{\rho}_{SH,HF,t}$ 、 $\bar{\rho}_{H,HF,t}$ ：衡量中國上海證券綜合股市與香港恆生國企期現貨市場報酬率之非條件相關性，可表示長期相關性(long-run correlation)。
10. $z_{SH,H,t}$ 、 $z_{SH,HF,t}$ 、 $z_{H,HF,t}$ ：分別代表中國上海證券綜合股市與香港恆生國企期現貨於第 t 期報酬率之標準化誤差。

模型之參數定義如下：

1. g_1^{SH} 、 g_3^H 、 g_5^{HF} ：衡量中國上海證券綜合股市與香港恆生國企期現貨報酬率是否具有某一長期趨勢。
2. ϕ_1^{SH} 、 ϕ_3^H 、 ϕ_5^{HF} ：衡量中國上海證券綜合股市與香港恆生國企期現貨報酬趨向長期均衡關係之調整速度。
3. a_{1i}^{SH} 、 a_{2i}^{SH} 、 a_{3i}^{SH} ：衡量上海綜合指數報酬率是否具有自我外溢與跨市場外溢效果。
4. b_{1i}^H 、 b_{2i}^H 、 b_{3i}^H ：衡量國企股指數報酬率是否具有自我外溢與跨市場外溢效果。
5. p_{1i}^{HF} 、 p_{2i}^{HF} 、 p_{3i}^{HF} ：衡量國企股期貨報酬率是否具有自我外溢與跨市場外溢效果。
6. e_1^{SH} 、 e_3^H 、 e_5^{HF} ：衡量中國上海證券綜合股市與香港恆生國企期現貨市場報酬率之條件變異數是否具有某一長期趨勢。
7. f_1^{SH} 、 f_3^H 、 f_5^{HF} ：衡量中國上海證券綜合股市與香港恆生國企期現貨市場報酬率之

- 條件變異數是否具有自我波動 (GARCH) 效果。
8. l_1^{SH} 、 l_3^H 、 l_5^{HF} ：衡量中國上海證券綜合股市與香港恆生國企期現貨市場報酬率之條件變異數是否具有波動衝擊 (ARCH) 效果。
 9. m_1^{SH} 、 m_3^H 、 m_5^{HF} ：衡量中國上海證券綜合股市與香港恆生國企期現貨市場自身波動不對稱效果。
 10. n_1^{SH} 、 o_1^{SH} ：衡量國企股指數與國企期貨對上海證券綜合指數報酬率之波動外溢效果。
 11. n_2^H 、 o_2^H ：衡量國企股與上海證券綜合指數與國企期貨對國企股指數報酬率之波動外溢效果。
 12. n_3^{HF} 、 o_3^{HF} ：衡量國企股期貨與上海證券綜合指數與國企股指數對國企股期貨報酬率之波動外溢效果。
 13. $a_{SH,H}$ 、 $b_{SH,H}$ 、 $a_{SH,HF}$ 、 $b_{SH,HF}$ 、 $a_{H,HF}$ 、 $b_{H,HF}$ ：衡量中國上海證券綜合股市與香港恆生國企期現貨市場報酬率之動態條件相關性係數。
 14. $\phi_{SH,H,i}$ 、 $\phi_{SH,HF,i}$ 、 $\phi_{H,HF,i}$ ：參數，衡量前期相關係數對當期相關係數所造成的影響。
 15. $D_{SH,H,1}$ 、 $D_{SH,H,2}$ ：參數，衡量次級房貸危機與金融海嘯之重大事件對上海證券綜合指數與國企股指數報酬率間相關性所造成的影響。
 16. $D_{SH,HF,1}$ 、 $D_{SH,HF,2}$ ：參數，衡量次級房貸危機與金融海嘯之重大事件對上海證券綜合指數與國企股期貨報酬率間相關性所造成的影響。
 17. $D_{H,HF,1}$ 、 $D_{H,HF,2}$ ：參數，衡量次級房貸危機與金融海嘯之重大事件對國企股指數與國企股期貨報酬率間相關性所造成的影響。
 18. $n=1$ 時，代表 2007 年 7 月 26 日到 2008 年 9 月 15 日，此時 $DF_{1,t}=1$ 。
 $n=2$ 時，代表 2008 年 9 月 16 日到 2009 年 6 月 10 日。此時 $DF_{2,t}=1$ 。

參考文獻

- Asteriou, D. and S. G. Hall, 2007, *Applied Econometrics: A Modern Approach*, New York: Palgrave McMillan.
- Black, F., 1976, "The Pricing of Commodity Contracts," *Journal of Financial Economics*, 3: 167-179.
- Bollerslev, T., 1986, "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*, 31: 307-327.
- 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.
- Bollerslev, T., R. F. Chou, and K. F. Kroner, 1992, "ARCH Modeling in Finance," *Journal of Econometrics*, 52: 5-59.
- Bollerslev, T., R. F. Engle, and J. M. Wooldridge, 1988, "A Capital Asset Pricing Model with Time-varying Covariances," *Journal of Political Economy*, 96: 116-131.
- Chiang, T. C., B. N. Jeon, and H. Li, 2007, "Dynamic Correlation Analysis of Financial Contagion: Evidence from Asian Markets," *Journal of International Money and Finance*, 26: 1206-1228.
- Chou, R. Y., C. C. Wu, and N. Liu, 2009, "Forecasting Time-varying Covariance with a Range-based Dynamic Conditional Correlation Model," *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 33: 327-345.
- Enders, W., 2004, *Applied Econometric Time Series*, New York: John Wiley & Sons Inc Press.
- Engle, R. F., 1982, "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica*, 50: 987-1007.
- Engle, R. F., 2002, "Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models," *Journal of Business and Economic Statistics*, 20: 339-350.

- Engle, R. F. and C. W. J., Granger, 1987, "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, 44: 101-108.
- Engle R. F. and K. F. Kroner, 1995, "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH," *Econometric Theory*, 11: 122-150.
- Engle, R. F. and V. K. Ng, 1993, "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility," *Journal of Finance*, 48: 1749-1778.
- Glosten, L. R., R. Jagannathan, and D. E. Runkle, 1993, "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks," *Journal of Finance*, 48: 1779-1801.
- Inclan, C. and G. C. Tiao, 1994, "Use of Cumulative Sums of Squares for Retrospective Detection of Change of Variance," *Journal of the American Statistical Association*, 89: 913-923.
- Johansen, S., 1988, "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: 231-254.
- Ljung, G. M. and G. E. P. Box, 1978, "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models," *Biometrika*, 65: 297-303.
- Nelson, D. B., 1991, "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach," *Econometrica : Journal of the Econometric Society*, 59: 347-370.
- Phillips, P. C. B. and P. Perron, 1988, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, 75: 335-346.
- Zivot, E. and D. W. K. Andrews, 1992, "Further Evidence on Great Cash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis," *Journal of Business and Economic Statistics*, 10: 251-270.

Volatility and Correlation Analysis for Shanghai and Hong Kong Stock and Futures Markets under Subprime Mortgage and Financial Tsunami Events

Hsiang-Hsi Liu^{*}, Jin-YinWang^{**}, and Wei-Chen Chen^{***}

Abstract

This study discusses the dynamical volatility and correlation relationships among SSE Composite Index, Hang Seng China Enterprises Index and Hang Seng China Enterprises Futures Index under the crisis of subprime mortgage and global financial tsunami. Based on the empirical study, we find the VEC GJR-GARCH model is better than pure Vector error correction(VEC) approach when analyzing the interactions of these returns structure. By using ICSS method which proposed by Inclan and Tiao(1994), we can catch up the structure change points for variance processes. The variance structure change periods just correspond to the event of subprime mortgage and financial tsunami events. Under the method of VEC DCC GJR-GARCH model, we also find these crisis events will boost the level of volatility to

^{*} Distinguished Professor and Director, Graduate Institute of International Business, National Taipei University. Corresponding Author. Tel: +886-2-2673-2690, E-mail: hsiang@mail.ntpu.edu.tw.

^{**} Associate Professor, Department of Risk Management and Insurance, Ming Chuan University.

^{***} Master, Graduate Institute of International Business, National Taipei University.

respective financial market. As to the impact for the correlation structure created from the crisis events among these target markets, the influence from the financial tsunami event is stronger than the subprime mortgage event from the viewpoints of statistics significance.

Keywords: Volatility, Correlation, GJR-GARCH Model, DCC Model

JEL Classification: F37, G13, G15