

台灣期貨與衍生性商品學刊

【 第九期 】

中華民國九十八年十二月

CNFA

中華民國期貨業商業同業公會

Chinese National Futures Association

<http://www.futures.org.tw>

索引

■ 學術研究論文

- ◆ 自由度具解析解之動態t Copula在商品期貨風險管理之應用 ———— 林俊良·劉子康 1
- ◆ 波動性預測與臺指選擇權隱含波動性的資訊內容 ————— 程言信·呂惠琪 36
- ◆ 台股指數與投資人情緒：現貨與期貨市場比較 ————— 蔡怡純 76
- ◆ 運用基因演算法建立最佳隱含波動率估計值之研究 ————— 黃明官·洪大為 96
—以台指選擇權為例 李茂華

■ 委外研究報告摘要

- ◆ 開放槓桿交易商之研究 ————— 蔡朝安·賴宗義 130



發行人:賀鳴珩
 總編輯:謝夢龍
 責任編輯:張祥麟
 發行所:中華民國期貨業商業同業公會
 地址:台北市安和路一段27號12樓
 電話:(02) 8773-7303
 傳真:(02) 2772-8378
 網址:www.futures.org.tw
 電子信箱:ken@futures.org.tw

※ 歡迎各界人士踴躍投稿 ※

學術研究論文

自由度具解析解之動態 t Copula 在商品期貨風險管理之應用

The dynamic t Copula with analytic estimation of degree of freedom in risk management of commodity futures portfolio

◆ 寶來證券投資信託股份有限公司
風控長

● 林俊良

◆ 寶來證券投資信託股份有限公司
風險管理室

● 劉子康

摘要

本文係針對期貨投資組合之動態風險值做探討，以由商品期貨為標的所組成的 S&P GSCI Reduce Energy 指數為標的，依照該指數所賦予各成份期貨之權重，建構出之商品期貨投資組合為例，並以 EWMA 估計商品期貨間相關性搭配自由度具解析解之 t Copula 模型作為本文研究核心，此模型特色是提供了模型自由度之估計方式，避免了以往自由度由人為判斷輸入之不便，並為了更加捕捉實際資料之分配圖形所進行的線性轉換仍保持 Copula 之性質，從機率論與偏微分方程之角度皆獲得理論上之支持，並經回溯測試假設檢定確認最佳參數(EWMA 之遞延因子)，嗣後亦進行前向測試，顯示此參數仍為最佳，為模型的穩定性提供統計假設檢定上之支持。此外，亦進行敏感性分析，以了解當參數微小變動時，所計算出風險值會有如何之變化與其變化之趨勢，也進行了不同情境的壓力測試，以確保此模型在各種極端狀況下，仍能提供足夠的預警與保護，甚至在極端事件發生的前後一段期間之市場結構劇烈變動下，本模型在假設檢定下仍為妥適，更加顯示本模型之穩定性。並和傳統之常態參數法與採取 EWMA 參數法所計算出之風險值做比較，探討各種模型之優劣，研究結果顯示用 EWMA 估計商品期貨間相關性搭配自由度具解析解之 t Copula 模型兼具敏感性與足夠的資本計提，同時也使資金做最有效率的運用。本文最後將此模型應用在期貨保證金流動性風險的控管上，提供兼具適足保護緩衝性與資金使用效率性之運用參考。

關鍵字: 動態風險值、EWMA、 t Copula、回溯測試、壓力測試

Keywords: Dynamic VaR、EWMA、 t Copula、Back testing、Stress testing

壹、前言

由於經濟的成長，使得各原物料的重要性愈形增加，在 2007 年與 2008 年中，商品市場的大多頭走勢即可反應這一點，比如西德州輕原油期貨的價格在 2008/07/14 創下每桶 146.32 美元之新高，而在 2008/09/15 雷曼兄弟宣佈破產後，所引發的金融海嘯，重創各國的經濟發展，由於需求的減少，也影響了商品市場的價格，使得各商品指數也無不受到重創，但是由於許多正在開發中的國家，未來仍然具有強勁的原物料需求，所以在看好未來商品市場能帶來良好獲利的情況下，若能發行追蹤 S&P GSCI Reduced Energy 指數的商品期貨信託基金，將可提供投資人參與此商品市場之機會。

惟商品市場的波動性較大，且期貨具有槓桿操作的特性，故對其風險之瞭解更是不可不慎，所以如何對於估計風險值的技術進行改良就更形重要，且風險值模型除了估計風險值之外，還可以藉由壓力測試的結果對於期貨帳戶中的保證金餘額進行控管，以提供一個安全的保證金水位，以保護投資組合的期貨部位不會因為巨額的保證金追繳而被強迫平倉，所以由此可見風險值計算的準確與否，除了影響預估的可能損失之外，亦會影響到基金的安全保證金餘額水位。

故本文在第參節會介紹 Copula 方法，並在第肆節針對以 S&P GSCI Reduced Energy 指數的成份期貨，依照該指數所公佈之權重算法，所配置出的投資組合為例，以採 EWMA 估計商品期貨間相關性搭配自由度具解析解之 t Copula 方法之風險值模型來估計此投資組合的風險值與條件風險值 (Conditional VaR, CVaR)，同時利用回溯測試的假設檢定，尋找最佳 EWMA 之 λ (遞延因子)，同時在選定最佳遞延因子後，進行前向測試 (forward testing)。並利用回溯測試進行與其他 VaR 模型比較，觀察各模型之優劣，結果顯示採 EWMA 估計商品期貨間相關性搭配自由度具解析解之 t Copula 方法較傳統用簡單平均標準差所計算之參數法與利用 EWMA 估計變異數之參數法為佳。另外，由於遞延因子對於估計變異數之結果有顯著的影響，故針對採 EWMA 估計商品期貨間相關性搭配自由度具解析解之 t Copula 方法之

VaR 模型進行參數之敏感性分析，以了解當輸入參數有些微改變時，所計算出之 VaR 會變動多少。最後對模型進行壓力測試(stress testing)，以探討在各種極端情況下，採 EWMA 估計商品期貨間相關性搭配自由度具解析解之 t Copula 方法之模型是否仍足以提供適當之預警與保護。並探討若將極端事件前後一段期間內之市場結構複製到今日之前後相同之一段期間內，採 EWMA 估計商品期貨間相關性搭配自由度具解析解之 t Copula 方法之風險值模型是否仍通過回溯測試，以確保在事件發生前，市場結構開始改變時，所選用之模型仍然適當。最後發現採 EWMA 估計商品期貨間相關性搭配自由度具解析解之 t Copula 方法之風險值模型皆能通過假設檢定理論，並且對於市場波動性結構的改變有立即的反應能力，此一特性是非常重要的，可使對於風險值的估計更為精準。故本文為期貨投資組合風險值衡量提供了一穩健且彈性之估計方式。

貳、文獻回顧

風險值(Value at Risk)產生係 J. P. Morgan 銀行於 1989 年新任的總裁 Weatherstone 必須同時處理該行遍佈全球的 14 個交易場所，120 個獨立交易單位，買賣固定收益證券、外匯、商品、衍生性商品、新興市場證券以及房地產資產，總價值超過\$500 億美元的資產部位。Weatherstone 要求部屬每天在下午四點十五分提出一頁的簡短報告，計算出總行與全球分支機構的總投資部位在未來二十四小時內可能遭受損失的額度，提供決策者迅速掌握每日風險暴露狀況。因為報告必須每日下午 4 時 15 分前送到，這就是有名的「4：15 報告」，此為風險值的應用的開端。

J.P. Morgan 一開始所採用的參數法乃利用波動度與標準常態分配之臨界值之乘積即為結果，而 Jamshidian and Zhu (1997) 利用多維分配與蒙地卡羅模擬法計算投資組合之風險值，將蒙地卡羅模擬法導入了風險值模型中，其後 Iluai (2003) 採用將估計出的參數，利用 Quasi-Monte Carlo 方法帶入相對應的分配來進行蒙地卡羅模擬，進而計算風險值，但是對於參數的估計卻沒有進行改良，雖使蒙地卡羅模擬法的效率性增加，但卻沒有改善對於風險值估計最關鍵的參數估計問題。

由於承做的商品越來越複雜，開始必須對包含選擇權等衍生性商品的投資組合進行風險值的估算，所以接著有一系列利用避險參數對於風險值的估計，首先是 Garbade (1986)利用 Delta-Normal 法對於風險值的估計，此方法是假設商品或價值的變動為一常態分配，並考慮商品或資產之價值若為一函數，則其價值的變動，可以對此函數之泰勒展開式進行估計其變動值，若估計只取到第一階偏微分做近似值，即為利用 delta 來對風險值進行估計，並在此假設下推導出 $VaR = -\frac{\partial P}{\partial t} \cdot \Delta t - Z(\alpha) \cdot \sigma \cdot \frac{\partial P}{\partial x}$ ，其中 P 為商品價值而 x 表示影響資產價值之標的資產。此處公式中之波動度是傳統之簡單平均標準差，但是在估計波動度的時候，有許多學者發現波動度有波動聚集的效果，這代表了波動性受近期資料的影響程度較高，並不能將每一筆偏離資料皆以等權重的方式來進行統計，故 J.P.Morgan (1994)為了因應此一波動前後期並非獨立之特性，開發了 EWMA 的方式來估計波動性 並建議在估計日資料時，其模型參數建議應採用 0.94，而在估計月資料時，其模型參數建議應採用 0.97，此 EWMA 方法能確實且迅速的反應資料波動性隨時間改變之特性，且由於使用方便，參數單純，故廣受歡迎，而以此方式估計之波動度帶入 Delta-Normal 法，在 Fallon (1996)的論文中稱為 Delta-weight Normal model 法。而另一種估計波動度的方式，為由 Engle (1982)提出的 ARCH 模型，考慮到條件變異數隨時間經過而變動的特性，使條件變異數受到前期誤差項平方之影響，因而能適切地描寫出市場報酬率波動的狀態，並可以成功的掌握到時間序列的趨勢，進而提昇估計效率。而且更能捕捉波動聚集的現象，而 Bollerslev (1986)修正 ARCH 模型的條件變異數方程式成 GARCH (Generational Autocorrelation Conditional Heteroskedasticity Model) 模型，能夠增加前後期資料的影響程度，對於描述資料波動性有更多的彈性與空間，故更廣受歡迎，且發展出更多的衍生模型，如 FGARCH...等，此不贅述，故若採用 GARCH 所估計出之波動度帶入 Delta-Normal 之風險值估計式中，此即為 Heish (1993)提出的 Delta-GARCH model。對於衍生性商品，只以一階偏微分捕捉價值變動是不夠的，所以 Wilson (1994)，提出以商品價值函數之泰勒展開式取到對變數的二階偏微分以捕捉商品價值的變化，並藉由如此方式所估計出的資產價值變化，假設標的服從多維常態分配，經過計算分位數之後，可以求得 VaR，此法稱為 Gamma-Normal method。並以此方法為基礎，

引申出後繼者藉由 Hill and Davis (1968)年提出 Cornish-Fisher 展開式對風險值進行估計，此展開式中也加入了實際資料的偏態與峰態，對於衍生性商品而言，是一種快速簡便且更加精確的估計方式，可以適用不是常態分配的資料，但只將峰態利用在對臨界值 α 上的線性修正，當臨界值對於偏態不為線性關係時，可能會產生些許偏誤。接著 Fallon (1996)將 Gamma-Normal 法中的波動度估計換成以 GARCH 模型所估計出的波動度，稱為 Gamma-GARCH method。

另外 Hull and White (1998)將 EWMA 和 GARCH 模型所估計之波動度，利用不同天期的波動度調整，將調整後的波動度帶入參數法中做計算，以增加波動度前後期彼此的相關性，並增加風險值對於實際資料的敏感性。Lopez (1997)年利用參數分別為 0.94 與 0.99 之 EWMA 波動估計模型與不同波動性之常態分配以參數法計算風險值，並利用所得之風險值時間序列，取最近 60 天的風險值資料，以類似加權平均的方式，計算出市場風險資本，這種方法可以對於訂定風險限額有一定程度的幫助與啟發，Perraudin, Maude, Jackson(1998)利用以樣本標準差估計之波動度代入參數法與蒙地卡羅模擬法這兩種方法，計算英格蘭銀行交易簿中部位的風險值，以探討英格蘭銀行的資本計提狀況。另外 J .P. Morgan (1996) 提出了一個對風險值模型改善的方式，以不同的常態分配，配以不同的權重，組合出新的分配稱為 Mixture 常態分配，以此分配之標準差搭配參數法計算出風險值，比原本的常態分配更能捕捉財務資料高峰厚尾的特性，但是並沒有說明不同分配間之權重如何決定，需要依賴人為主觀決定，所以將容易產生誤差。

但是以上模型並未考慮到投資組合中各資產的相關性，Markowitz (1952)的研究中提到 相關性的存在會有分散風險的效果，所以我們必須考慮各資產間之相關性，並且以往計算模擬法或參數法時，皆假設所有標的之分配皆相同，但若投資組合之成份其風險性質差異很大，則其標的報酬率或損益的分配可能不同，所以考量了以上兩點，我們認為應該引進 Copula 函數，其函數特性在第參節會詳細說明，此處先介紹 Copula 函數在過去之應用。

Sklar(1959)提出的 Copula 函數，將不同邊際分配之隨機變數考慮相關性結構之後，經由此 Copula 函數，建構出這些隨機變數之聯合機率分配。Clemen and Reilly (1997)利用 Gaussian Copula 描述生產要素間之聯合機率分配，進一步建構出獲利之機率分配，以幫助決策者做決策。Bouye, Durrleman, Nikeghbali, Riboulet, Roncalli (2000)利用 Copula 對於許多金融上的問題做探討，從資產配置、投資組合整合、信用評分、報酬率模型、時間序列模型、選擇權訂價，都詳盡的介紹了要如何在其中應用 Copula 函數。Romano (2002)，利用 Gaussian Copula 函數與 t Copula 函數分別針對不同邊際分配對以十檔義大利股票所組成之投資組合進行風險值之估計，發現以邊際分配為 t 分配且採用 t Copula 函數的結果最佳，但是該文並未提及 t 分配最為關鍵的自由度要如何選取與估計。Romano (2003)利用極值理論中的 GPD 分配來做為各標的之邊際分配，再分別代入 Gaussian Copula 函數與 t Copula 函數中，計算以二十檔義大利股票所組成之投資組合之風險值，其結論仍以 t Copula 函數的結果最佳，但仍然沒有提供一個穩定估計其 t Copula 函數自由度的方法。接著 Clemente and Romano (2003)也以 EWMA 估計波動度，並利用 Copula 函數與 GPD 邊際分配計算出條件風險值後，進行使條件風險值最小化之資產配置，並畫出在此資產配置下報酬率和變異數之曲線圖，即效率前緣。Rosenberg and Schuermann (2004)將銀行會面臨到的市場風險、利率風險、作業風險分別視為一個變數，再將其資料分別帶入 Copula 函數中，以建立各個風險分類的聯合機率分配函數，進而了解公司整體之投資組合狀況。Patton (1997)利用條件邊際分配建構了 Conditional Copula 函數，並建立偏態 t Copula 函數，並將各種 Copula 函數的結果做適合度檢定，以測試各組 Copula 函數的效果。Bisignani, Masala, Micocci (2007)分別利用 Gaussian Copula 和 t Copula 函數，建立保險公司不同保險等級損失比率之聯合機率分配，計算風險值與條件風險值，用以衡量不同保險等級的損失與保險公司整體的可能損失。

參、研究方法

本文將以風險值與條件風險值來衡量期貨商品投資組合在維持今日部位不變之情況下，明日之可能損失。風險值定義為：在信心水準 $(1-\alpha)$ 下，維

持今日部位不變之情況下，若明日之報酬率(或損益)以隨機變數 X 表示，則 $P(X < VaR) = \alpha$ 。而條件風險值之定義為：維持今日部位不變之情況下，若明日之報酬率(或損益)以隨機變數 X 表示，則所有損失超過風險值之平均值。以數學式表示則為 $CVaR = E[X|X < VaR]$ ，用來捕捉尾端極值之群體性質，補充描述風險值所無法捕捉到的極端情況。

本文採用 Copula 函數對不同邊際分配之隨機變數考慮其相關性建構其聯合機率分配，其定義如下：

一個 N 維的函數 C ，其輸入之隨機變數皆服從在 $[0, 1]$ 間的均勻分配，且 C 滿足下列性質：

一. $C : [0, 1]^N \rightarrow [0, 1]$

二. C 有界並且遞增

三. C 之邊際分配為 C_i 且滿足 $C_i = (1, \dots, 1, u, 1, \dots, 1) = u$

定理一 (Sklar's theorem)

F 為一個 N 維之分配函數，其邊際分配為 F_1, F_2, \dots, F_N 。則 F 可由一個唯一之 Copula 函數表示如： $F(x_1, x_2, \dots, x_N) = C(F_1(x_1), F_2(x_2), \dots, F_N(x_N))$ 。

定理二

F 為一個 N 維之分配函數，其邊際分配為 F_1, F_2, \dots, F_N 。和一個 Copula 滿足 $F(x_1, x_2, \dots, x_N) = C(F_1(x_1), F_2(x_2), \dots, F_N(x_N))$ ，

且 $u = (u_1, u_2, \dots, u_N) \in [0, 1]^N$ 之均勻分配隨機變數。

則 $C(u_1, u_2, \dots, u_N) = F(F_1^{-1}(u_1), F_2^{-1}(u_2), \dots, F_N^{-1}(u_N))$ 。

證明：

根據定理一

$$F(x_1, x_2, \dots, x_N) = C(F_1(x_1), F_2(x_2), \dots, F_N(x_N))$$

$$\begin{aligned} \text{則 } F(F_1^{-1}(u_1), F_2^{-1}(u_2), \dots, F_N^{-1}(u_N)) &= C(F_1(F_1^{-1}(u_1)), F_2(F_2^{-1}(u_2)), \dots, F_N(F_N^{-1}(u_N))) \\ &= C(u_1, u_2, \dots, u_N) \end{aligned}$$

故得證。

Sklar 定理提供一個簡易的方法可以推導出 Copula 函數，而 $C(u_1, u_2, \dots, u_N)$ 之密度函數為

$$c(u_1, u_2, \dots, u_N) = \frac{\partial C(u_1, u_2, \dots, u_N)}{\partial(u_1, u_2, \dots, u_N)}$$

而一般來說，Copula 分為兩大類，一大類為 elliptical Copula，一大類為 Archimedean Copula。首先介紹 elliptical Copula，此類 Copula 特色為 Copula 函數多為指數族分配之累積分配函數，如 Gaussian、標準 t 分配…。其中多維 Gaussian Copula 函數如下：

$$C(u_1, u_2, \dots, u_N) = \Phi_\rho(\Phi^{-1}(u_1), \Phi^{-1}(u_2), \dots, \Phi^{-1}(u_N))$$

$$c(u_1, u_2, \dots, u_N, \rho) = \frac{1}{|\rho|^2} e^{-\frac{1}{2}\zeta^T(\rho^{-1}I)\zeta}$$

其中 $\zeta_N = \Phi^{-1}(u_N)$, $\zeta = (\zeta_1, \zeta_2, \dots, \zeta_N)$, ρ 為相關係數矩陣

多維標準 t 分配 Copula 函數如下：

$$C(u_1, u_2, \dots, u_N, \rho, \nu) = T_{\rho, \nu}(T_{\rho, \nu}^{-1}(u_1), T_{\rho, \nu}^{-1}(u_2), \dots, T_{\rho, \nu}^{-1}(u_N))$$

$$c(u_1, u_2, \dots, u_N, \rho, \nu) = |\rho|^{-\frac{\nu+1}{2}} \frac{\Gamma(\frac{N+\nu}{2}) \Gamma(\frac{\nu}{2})^\nu}{(\Gamma(\frac{N+\nu}{2}))^\nu \Gamma(\frac{\nu}{2})} \cdot \frac{(1 + \frac{1}{\nu} \zeta^T \rho^{-1} \zeta)^{-\frac{\nu+N}{2}}}{\prod_{i=1}^N (1 + \frac{\zeta_i^2}{\nu})^{-\frac{\nu+1}{2}}}$$

其中 $\zeta_N = T_{\rho, \nu}^{-1}(u_N)$, $\zeta = (\zeta_1, \zeta_2, \dots, \zeta_N)$, ρ 為相關係數矩陣

根據 Copula 之理論，條件可以放寬為 $\zeta = F_1^{-1}(u_1), F_2^{-1}(u_2), \dots, F_N^{-1}(u_N)$ 。亦即每一個變數之邊際分配可以不同，但是一起代入考慮相關性的多維 Copula 函數中，即可得到在不同邊際分配下，考慮各隨機變數相關性之聯合機率分配函數。在文獻回顧中提到，甚至有學者以極值理論中之 GPD 分配值做為帶入 Copula 函數中的邊際分配值。

以下介紹 Archimedean Copula，其定義如下：若存在一個二次連續可微，且微分後連續之 $\phi(u)$ ，且對於所有 $0 \leq u \leq 1$ ， $\phi(1)=0$ ， $d\phi(u)/du < 0$ ，且有 $d^2\phi(u)/du^2 > 0$ ，則 $C(u_1, u_2, \dots, u_N) = \phi^{-1}(\phi(u_1) + \phi(u_2) + \dots + \phi(u_N))$ 。其中 $\phi(u)$ 稱為 Archimedean Copula 之生成函數。其優點為計算方便，且也容易製造出高峰厚尾之效果，但是每一個邊際分配必須要相同，且無適當參數可

供描述相關性之用，最重要的是 Archimedean Copula 種類繁多，以致無法確定哪一種資料適合選用哪一種生成函數所產生的 Archimedean Copula，而在實用上最大的不便為參數估計沒有一定的規則，僅能依靠經驗選取，造成實用上很大的限制。以下列舉幾個 Archimedean Copula 的例子：

一. Gumbel Copula: $\phi(u) = (-\ln(u))^\alpha$, $C(u, v) = \exp(-(a_1^\alpha + a_2^\alpha)^{1/\alpha})$, 其中 $a_1 = -\ln(u)$, $a_2 = -\ln(v)$

二. Clayton Copula: $\phi(t) = (t^\theta - 1)/\theta$, $C(u, v) = \text{Max}((u^\theta + v^\theta - 1)^{1/\theta}, 0)$

由於 Archimedean Copula 在實際使用上不符合本文的需要，故在此僅考慮從 elliptical Copula 中挑選一適當的 Copula 函數來進行研究，由之前的文獻回顧可以看到，許多學者如 Romano 等人，發現 t Copula 函數捕捉財務資料高峰厚尾的特性較 Gaussian Copula 函數來得好，故本文將會採取 t Copula 函數並搭配蒙地卡羅模擬法來進行風險值的估計。但由於標準 t 分配最為重要的參數為自由度，過往的論文皆自行設定，再以試誤的方式找出適合的自由度，並未對自由度提供估計的方式，以防止人為誤判的情況。Rosenberg 在 1972 年為了探討股價報酬率是否為常態分配，故利用股價報酬率資料之峰態與變異數之比例是否為 3，藉以判定股票報酬率是否呈現標準常態分配，因為若為標準常態分配，則其峰態為 3，變異數為 1，其比例應為 3，但 Rosenberg 實證結果發現其比例高達 14，故最後確定股價報酬率之分配不為常態分配。本文認為要能準確估計風險值，必須要能捕捉到實際資料分配的形狀，所以若能先將代表分配密集程度與離散程度的峰態與變異數捕捉住，則將可使風險值的估計更為準確，本文將以類比 Rosenberg 的想法對所需使用之自由度進行估算，以免除人為判斷參數之弊病，其估算如下定理所述：

定理三：

若實際資料報酬率之變異數與峰態之比例為 c ，則所採用之多維標準 t Copula 函數之自由度為

$$\gamma = \frac{4 + \sqrt{16 - 4[12c/(3c - 1)]}}{2}$$

證明：

若多維標準 t Copula 函數之自由度為 γ ，則其隱含之變異數與峰態分別為 $\gamma/(\gamma-2)$ 與 $3+6/(\gamma-4)$

，令其比例與實際資料報酬率之變異數與峰態之比例 c 相同，以捕捉實際報酬率資料分配圖形的形狀。

$$\begin{aligned} \frac{\frac{\gamma}{\gamma-2}}{3+\frac{6}{\gamma-4}} &= c \\ \Rightarrow \frac{\gamma}{\gamma-2} &= c \cdot \left(3 + \frac{6}{\gamma-4}\right) \\ \Rightarrow \frac{\gamma}{\gamma-2} &= \frac{3c\gamma-6c}{\gamma-4} \\ \Rightarrow \gamma^2-4\gamma &= 3c\gamma^2-12c\gamma+12c \\ \Rightarrow \gamma^2-4\gamma+\frac{12c}{3c-1} &= 0 \\ \Rightarrow \gamma &= \frac{4+\sqrt{16-4[12c/(3c-1)]}}{2} \quad \text{故得證。} \end{aligned}$$

接下來介紹定理四，在之後的計算過程中將會用到此定理。

定理四

令 X 和 Y 為連續隨機變數，其 Copula 函數為 C_{XY} ，若有 $\alpha(x)=a_1x+b_1$ 和 $\beta(x)=a_2x+b_2$ ，其中 $a_i>0$ ， a_i 和 $b_i \in \mathbb{R}$ ， $i=1, 2$ ， $x \in \mathbb{R}$ ，在 $\text{Ran}X$ 和 $\text{Ran}Y$ (X 和 Y 之值域) 上是嚴格遞增，即 X 和 Y 之值域分別為 $\alpha(x)$ 和 $\beta(x)$ 之定義域，則 $C_{XY} = C_{\alpha(X)\beta(Y)}$ 。

證明：

令 F_1, G_1, F_2, G_2 分別為 $X, Y, \alpha(X), \beta(Y)$ 之分配函數，由於 α 和 β 是嚴格遞增，可以得到 $F_2(x) = P[\alpha(X) \leq x] = P[X \leq \alpha^{-1}(x)] = F_1(\alpha^{-1}(x))$ 與 $G_2(y) = P[\beta(Y) \leq y] = P[Y \leq \beta^{-1}(y)] = G_1(\beta^{-1}(y))$

$$\begin{aligned}
C_{\alpha(X)\beta(Y)}(F_2(x), G_2(y)) &= P[\alpha(X) \leq x, \beta(Y) \leq y] \\
&= P[X \leq \alpha^{-1}(x), Y \leq \beta^{-1}(y)] \\
&= C_{XY}(F_1(\alpha^{-1}(x)), G_1(\beta^{-1}(y))) \\
&= C_{XY}(F_2(x), G_2(y))
\end{aligned}$$

且由於 X 和 Y 是連續，且 $\text{Ran}F_2 = \text{Ran}G_2 = I$ (即 F_2, G_2 值域皆為 $[0,1]$)，故在 I 上 $C_{XY} = C_{\alpha(X)\beta(Y)}$

故得證。(證明過程由 Roger B. Nelson 於 1998 年所撰寫之 “An Introduction of Copulas” 節錄)

本文將利用採 EWMA 估計商品期貨間相關性搭配自由度具解析解之 t Copula 函數計算投資組合之風險值，而其自由度將採定理三所述之方式估計，但是如此做法，只能保證模擬出之數值其變異數與峰態之比例和實際資料相同，但卻無法保證變異數和峰態之值和實際資料之變異數和峰態之值相同，若變異數和實際資料之變異數不同，則估計之偏誤可能很大。另一方面，若平均值不同，表示兩者分配之中心點也不同，由於平均值也會影響風險值之估計，平均數越朝負向遠離原點者，在相同變異數之情況下，所估計出來的風險值也就負得越多，所以對於所模擬出分配之變異數與平均值均需做線性轉換以校準至與實際資料相同的分配。而定理四即為保證此線性轉換仍然維持原本 Copula 函數性質，並不會因為做此線性轉換而使得原本的 Copula 函數性質失效。

接下來說明本文採 EWMA 估計商品期貨間相關性搭配自由度具解析解之 t Copula 方法計算投資組合之風險值之步驟，其步驟說明如下：

一、先以 EWMA 估計其共變數矩陣，其公式如下：

$$Cov_{ij} = \sum_{t=1}^N \lambda^{t-1} (1-\lambda) (R_{it} - \mu_i) * (R_{jt} - \mu_j)$$

二、再將其轉換成為相關係數矩陣並做 Cholesky 拆解，得到矩陣 R 。

三、先依照實際投資組合報酬率的峰態與變異數的比值反推出自由度 (γ)，以捕捉分配的形狀，並計算實際投資組合報酬率的統計量(平均數與以計算相關性矩陣之 λ 採 EWMA 計算所得之變異數)。

四、分別以各標的之統計量進行模擬兩組獨立的多維標準常態分配隨機變數 Z ，與以反推出之自由度所生成之多維卡方分配隨機變數 X 。

- 五、當 $t = Z * R / \sqrt{X / \gamma}$ 時，則 t 即為具 Copula 效果的多維標準 t 分配隨機變數。
- 六、將模擬出的結果依照各成份期貨權重計算出模擬的投資組合報酬率並計算其統計量(平均數與以計算相關性矩陣之 λ 採 EWMA 計算所得之變異數)。
- 七、將投資組合的模擬報酬率依照其統計量和實際投資組合報酬率的統計量做線性轉換，以貼近實際報酬率的分布情況。

$$R_i = [(R_{is} - \overline{R_s}) / \sigma_s] * \sigma_{real} + \overline{R_{real}}$$

其中 R_i 為投資組合最後的模擬報酬率

R_{is} 為投資組合的模擬報酬率

$\overline{R_s}$ 為投資組合的模擬報酬率之平均數

σ_s 為投資組合的模擬報酬率之標準差(以計算相關性矩陣之 λ 採 EWMA 計算所得)

$\overline{R_{real}}$ 為投資組合的實際報酬率之平均數

σ_{real} 為投資組合的實際報酬率之標準差(以計算相關性矩陣之 λ 採 EWMA 計算所得)

- 八、將 R_i 做排序，取第 $100 \times \alpha$ 百分位數，即為 VaR，並取比 VaR 值小的 R_i 計算其平均值即可求得 CVaR。
- 九、重覆上述過程 1,000 次 取其平均值，即可求得 VaR 與 CVaR。

其中針對所模擬出的報酬率所進行的線性轉換過程，我們可以想成如下之函數 $F(x) = [(x - a) / b] * c + d$ ，其中 b 和 c 皆大於零(因為標準差恆大於零)， $dF(x)/dx = c/b > 0$ ，故此函數為嚴格遞增，即滿足定理四之條件，故可利用定理四之結果，進而保證如此線性轉換後之結果並未破壞原本 Copula 函數之特性。另外建構出以下定理，亦可得到線性轉換後 Copula 特性仍然成立。

定理五

若 $F(x) = ax + b$ 為一嚴格遞增之線性函數，其中 $a > 0$ ， a 和 $b \in \mathbb{R}$ ， $x \in \mathbb{R}$ ，且存在 $F^{-1}(u) = x$ ，則 $d(F^{-1}(u))/du = 1/(F'(x))$ 。

證明：

$$F(x) = ax + b \Rightarrow F'(x) = a$$

$$F^{-1}(u) = (u - b)/a \Rightarrow d(F^{-1}(u))/du = 1/a = 1/(F'(x))$$

故得證。

定理六

若 $C(u_1, u_2, \dots, u_N)$ 為一多維 Copula 函數， $U = (U_1, U_2, \dots, U_N)$ 為一多維隨機變數，若 U 代入一嚴格遞增之線性轉換得到 $F(U) = a * U + b$ ($a > 0$ ， a 和 $b \in \mathbb{R}$)，則 $C(F(u_1), F(u_2), \dots, F(u_N)) = C(u_1, u_2, \dots, u_N)$ 。

證明：

$$\begin{aligned} C(F(u), F(u), \dots, F(u_N)) &= \int_{-\infty}^{F(u_N)} \int_{-\infty}^{F(u)} \dots \int_{-\infty}^{F(u_1)} \frac{\partial C(F(s), F(s), \dots, F(s_N))}{\partial(F(s), F(s), \dots, F(s_N))} d(F(s), F(s), \dots, F(s_N)) \\ &= \int_{-\infty}^{F(u_N)} \int_{-\infty}^{F(u)} \dots \int_{-\infty}^{F(u_1)} \frac{\partial C(F(s), F(s), \dots, F(s_N))}{\partial(s_1, s_1, \dots, s_N)} (F'(s), F'(s), \dots, F'(s_N)) d(F(s), F(s), \dots, F(s_N)) \\ &= \int_{-\infty}^{F^{-1}(F(u_N))} \dots \int_{-\infty}^{F^{-1}(F(u))} \frac{\partial C(F^{-1}(F(s)), \dots, F^{-1}(F(s_N)))}{\partial(s_1, \dots, s_N)} (F'(s), \dots, F'(s_N)) \begin{bmatrix} dF^{-1}(F(s))/dF(s) \\ \vdots \\ dF^{-1}(F(s_N))/dF(s_N) \end{bmatrix} d(F^{-1}(F(s)), \dots, F^{-1}(F(s_N))) \\ &\quad \updownarrow (\text{根據定理五}) \\ &= \int_{-\infty}^{F^{-1}(F(u_N))} \dots \int_{-\infty}^{F^{-1}(F(u))} \frac{\partial C(F^{-1}(F(s)), \dots, F^{-1}(F(s_N)))}{\partial(s_1, \dots, s_N)} (F'(s), \dots, F'(s_N)) ((F'(s))^{-1}, \dots, (F'(s_N))^{-1})^T d(F^{-1}(F(s)), \dots, F^{-1}(F(s_N))) \\ &= \int_{-\infty}^{u_N} \dots \int_{-\infty}^{u_1} \frac{\partial C(s_1, \dots, s_N)}{\partial(s_1, \dots, s_N)} d(s_1, \dots, s_N) \\ &= C(u_1, \dots, u_N) \end{aligned}$$

故得證。

由以上定理可保證線性轉換前後的 Copula 性質皆一致。

為了預防本模型所計算出的風險值有所偏誤，造成模型風險，故本文將對所計算出之風險值進行回溯測試，以確保所採用之風險值模型是妥適的，本文將採用三種統計上的假設檢定法，必須三種檢定法皆顯示不拒絕此模型，才接受此模型，三種檢定法介紹如下：

一、Kupeic 檢定

統計量：

$$LR_{uc} = -2\ln[(1-P)^{1-N} P^N] + 2\ln\{[1-(T/N)]^{1-N} (T/N)^N\}$$

臨界值： $LR_{uc} = 3.84$

其中 T 為總資料筆數，N 為穿透之次數，穿透定義為實際報酬率小於風險值。

二、Christofferson 檢定

統計量：

$$LR_{ind} = -2\ln[(1-\pi)^{(T_{00}+T_{10})} \pi^{(T_{01}+T_{11})}] + 2\ln[(1-\pi_0)^{T_{00}} \pi_0^{T_{01}} (1-\pi_1)^{T_{10}} \pi_1^{T_{11}}]$$

$$LR_{co} = LR_{uc} + LR_{ind}$$

臨界值： $LR_{cc} = 5.99$

其中 T_{ij} 表示當期狀態為 j 時，前期狀態為 i， π_i 表示前期狀態為 i，當期發生 Exception 的機率

π_i 表示前期狀態為 i 時，當期發生 Exception 的機率。

三、Cmkovic & Drachman 檢定

統計量：

$$Ni/T = \hat{F}(p_i) \quad K = \text{Max}[\hat{F}(p_i) - p_i] + \text{Max}[p_i - \hat{F}(p_i)]$$

其中 p_i 為第幾種 $(1-\alpha)$ ， Ni 為第幾種信心準下之風險值穿透次數。

臨界值： $K = 0.109$

若統計量大於臨界值，則拒絕假設，表示此 VaR 模型未通過回溯測試，本文採必須三種檢定法皆不拒絕假設，才視為模型通過回溯測試，始可採用此模型。在說明建立模型的想法與理論根據之後，下面將介紹將本模型應用於實際商品期貨投資組合的結果。

肆、實證研究

以由商品期貨為標的所組成的 S&P GSCI Reduce Energy 指數為標的，依照該指數所賦予各成份期貨之權重，建構出之商品期貨投資組合，並利用其資料來進行風險值與條件風險值的估算，與一系列回溯測試與敏感性分析與壓力測試及其他推廣與應用。

一、 回溯測試與前向測試

本文首先以 2006/12/28~2007/12/27 之各標的報酬率資料利用第參節所介紹之以 EWMA 估計商品期貨間相關性搭配自由度具解析解之 t Copula 模型，計算出 2007/12/28 之風險值與條件風險值，重覆此步驟計算出 2008 年一整年 (2007/12/28~2008/12/31) 之風險值與條件風險值，並與此段期間內投資組合實際之報酬率進行回溯測試。由於本文之模型只有 EWMA 中之遞延因子 λ 是人為主觀輸入，故必須決定哪一個 λ 為最適合實際資料之參數，故分別以不同 λ 計算 2008 年一整年之風險值進行回溯測試，其結果如表一。

表一：各參數 2007/12/28~2008/12/31 之 95% 風險值之回溯測試結果

λ	穿透次數	穿透率	Kupiec	Christofferson	拒絕與否
臨界值	7~19		3.84	5.99	
0.97	20	7.90514%	3.8501	3.8146	Reject
0.93	16	6.32411%	0.8647	0.8312	Don't Reject
0.92	15	5.92885%	0.4348	0.4026	Don't Reject
0.91	16	6.32411%	0.8647	0.8312	Don't Reject

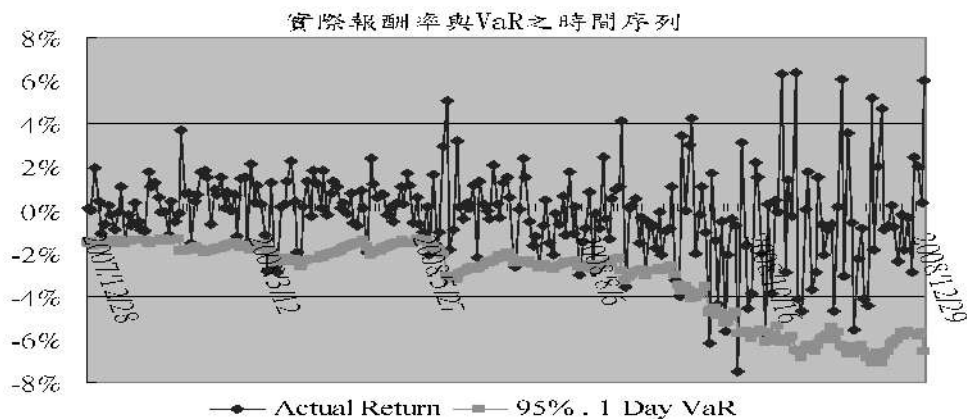
其中穿透次數代表實際報酬率由上往下穿透風險值的次數，而穿透率為在總共觀察的天數中，穿透次數所佔的比例，以下文中所提及之穿透次數與穿透率之定義與此處相同。以 $\lambda=0.97$ 為例，其 Christofferson 檢定統計量雖然未大於臨界值，顯示其通過 Christofferson 檢定法，但是 Kupiec 檢定統計量卻大於臨界值，故並未通過 Kupiec 檢定，故依照本文的判斷規則，須三種檢定法皆通過，才可接受此模型，故將拒絕此組參數所建構出之風險值模型，

表示此組參數所建構出之風險值模型不適合實際資料。另外可以看到，其他參數皆通過回溯測試，但是由於 $\lambda=0.92$ 之穿透率最接近理論上之穿透次數5%，且其檢定統計量在各組參數中亦皆為最小，故本文將以 $\lambda=0.92$ 此組參數繼續做後續之探討。採 EWMA 估計商品期貨相關性($\lambda=0.92$)搭配自由度具解析解之 t Copula 風險值模型三種檢定法之結果如表二。

表二：2007/12/28~2008/12/31 之風險值資料三種檢定法之結果($\lambda=0.92$ ，95%，一天之風險值)

檢定法	統計量	臨界值	拒絕與否
Kupiec	0.4348	3.84	Don't Reject
Christofferson	0.4026	5.99	Don't Reject
Crnkovic&Drachman	0.0224	0.109	Don't Reject

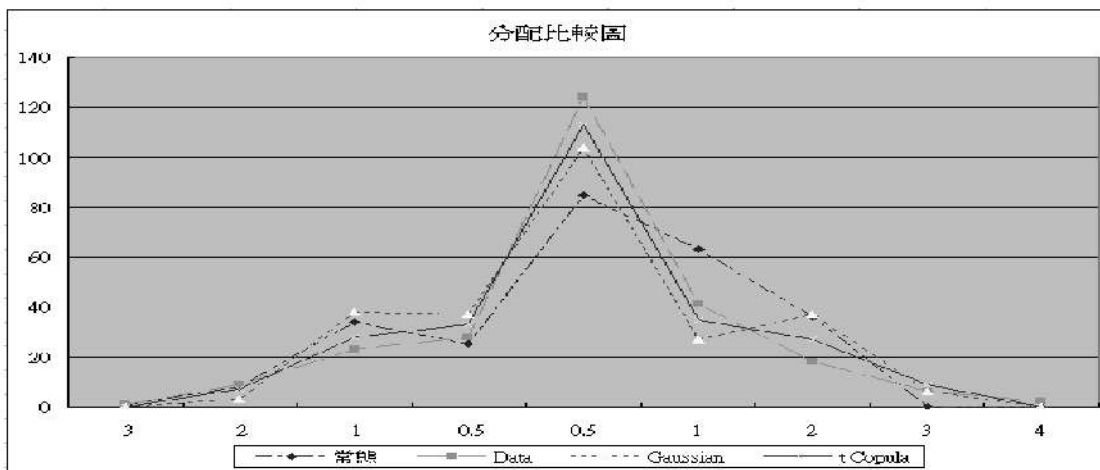
並將此期間內之風險值資料與投資組合實際報酬率之資料繪製成圖一。



圖一：2007/12/28~2008/12/31 風險值資料與投資組合實際報酬率之時間序列圖

可以看到當報酬率波動較小之期間，風險值亦較緩和，但是當市場波動變大時，此風險值模型立刻敏感的反應而使其估計出的風險值亦迅速的增加。此一特性更能顯示此模型具有對於市場結構改變的應變能力。

接下來本文將 $\lambda=0.92$ 之 t Copula 模型任一天每次所模擬出之投資組合報酬率並取其平均，為該天之投資組合報酬率，算出一整年之模擬之投資組合報酬率，並依此步驟計算採 EWMA 估計相關性的 Gaussian Copula 和假設投資組合報酬率直接為常態分配和一整年投資組合實際報酬率，這四種資料標準化後繪製成次數分配圖以觀察各模型捕捉分圖形之情況，如圖二。



圖二：各模型之次數分配比較圖

可以看到以 EWMA 估計商品期貨間相關性搭配自由度具解析解之 t Copula 模型捕捉實際資料的形狀效果最好，不僅和實際資料之峰度非常接近，實際資料厚尾的特性也捕捉得較其他各模型為佳，並以 2007/12/28~2008/12/31 之投資組合報酬率做適合度檢定，假設之分配為依實際資料所估計出之自由度所確定之標準 t 分配與常態分配，看何者較適合此期間之實際資料之特性，其結果如表三。

表三：利用 2007/12/28~2008/12/31 之資料針對依估計出之自由度所確定之標準 t 分配與常態分配進行適合度檢定(顯著水準 5%)之結果

	統計量	$\chi^2(0.05)$ 臨界值	拒絕與否
t Copula	13.71686	14.06714043	Don't Reject
常態分配	354.96	14.06714043	Reject

可以看到常態分配並未通過適合度檢定，而依估計出之自由度所確定之標準 t 分配則順利通過適合度檢定，故更確定採用以 EWMA 估計商品期貨間

相關性搭配自由度具解析解之 t Copula 模型是較適當的。

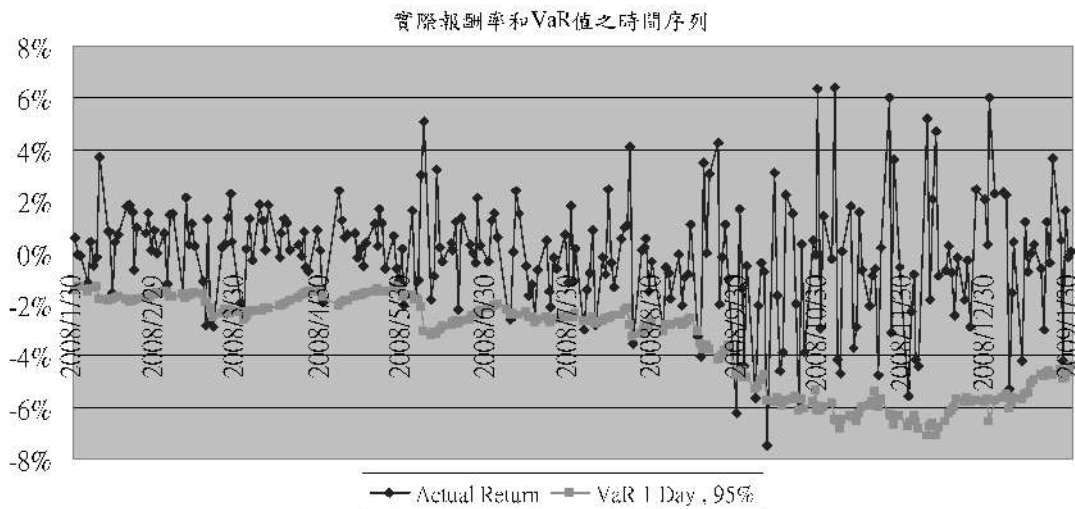
接下來本文將進行前向測試，分別以 2008/01/30~2009/01/30、2008/02/27~2009/02/27、2008/03/31~2009/03/31 的風險值資料與各對應期間之投資組合實際報酬率進行前向測試，其結果分別為表四、表六、表八，並將各期間內各參數之前向測試結果列於表五、表七、表九，以確定本模型所選用之參數仍為最佳參數。而各期間所計算出之風險值與相對應期間內實際資料報酬率之時間序列圖形分別為圖三、圖四、圖五。

表四：2007/01/30~2008/01/30 之風險值資料三種檢定法之結果($\lambda=0.92$ ，95%，一天之風險值)

檢定法	統計量	臨界值	拒絕與否
Kupiec	0.4348	3.84	Don't Reject
Christofferson	0.4026	5.99	Don't Reject
Crnkovic&Drachman	0.0224	0.109	Don't Reject

表五：2007/01/30~2008/01/30 各參數風險值假設檢定之結果(95%，一天之風險值)

λ	穿透次數	穿透率	Kupiec	Christofferson	拒絕與否
臨界值	7~19		3.84	5.99	
0.93	16	6.3241%	0.8647	0.8312	Don't Reject
0.92	15	5.9289%	0.4348	0.4026	Don't Reject
0.91	16	6.3241%	0.8647	0.8312	Don't Reject



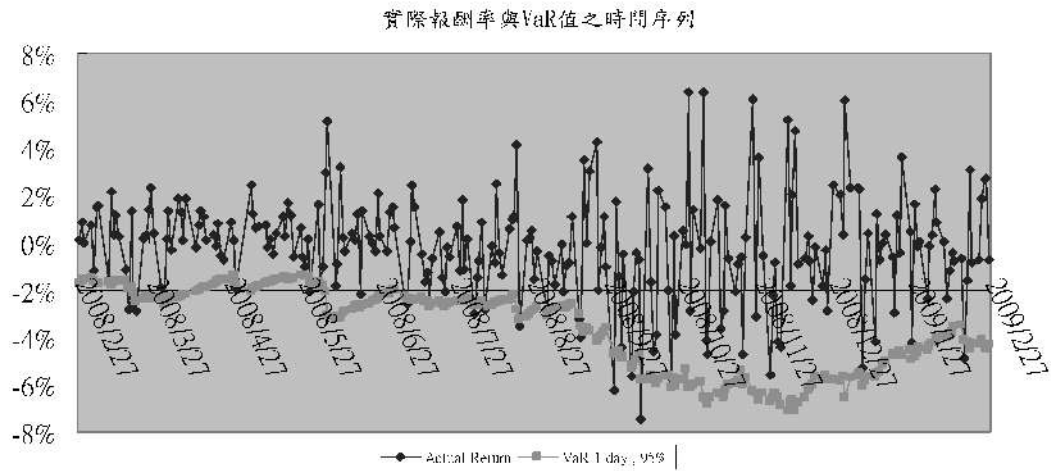
圖三：2007/01/30~2008/01/30 風險值資料與投資組合實際報酬率之時間序列圖

表六：2007/02/27~2008/02/27 之風險值資料三種檢定法之結果($\lambda=0.92$ ，95%，一天之風險值)

檢定法	統計量	臨界值	拒絕與否
Kupiec	0.8647	3.84	Don't Reject
Christofferson	0.8314	5.99	Don't Reject
Crnkovic&Drachman	0.0264	0.109	Don't Reject

表七：2007/02/27~2008/02/27 各參數風險值假設檢定之結果(95%，一天之風險值)

λ	穿透次數	穿透率	Kupiec	Christofferson	拒絕與否
臨界值	7~19		3.84	5.99	
0.93	17	6.7194%	1.4281	1.3940	Don't Reject
0.92	16	6.3241%	0.8314	0.4026	Don't Reject
0.91	17	6.7194%	1.4281	1.3940	Don't Reject



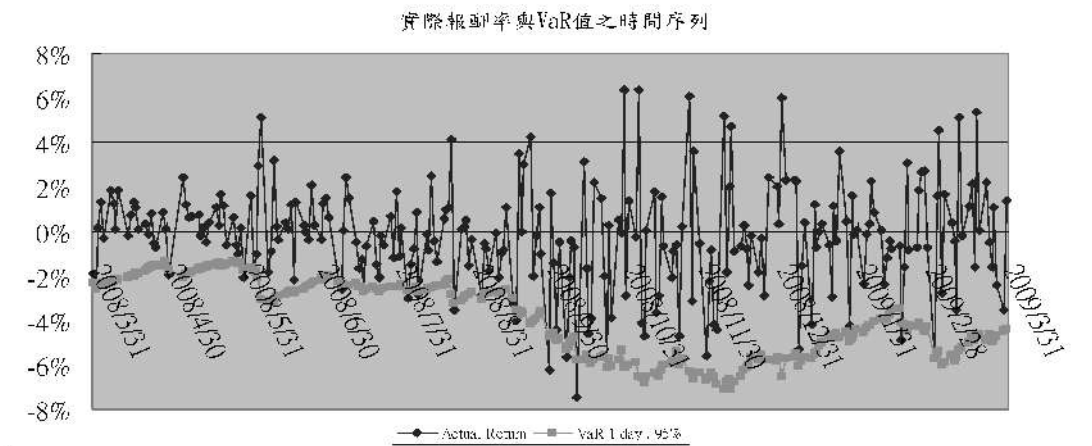
圖四：2007/02/27~2008/02/27 風險值資料與投資組合實際報酬率之時間序列圖

表八：2007/03/31~2008/03/31 之風險值資料三種檢定法之結果($\lambda=0.92$ ，95%，一天之風險值)

檢定法	統計量	臨界值	拒絕與否
Kupiec	0.0101	3.84	Don't Reject
Christofferson	-0.0151	5.99	Don't Reject
Crnkovic&Drachman	0.0185	0.109	Don't Reject

表九：2007/03/31~2008/03/31 各參數風險值假設檢定之結果(95%，一天之風險值)

λ	穿透次數	穿透率	Kupiec	Christofferson	拒絕與否
臨界值	7~19		3.84	5.99	
0.93	15	5.9289%	0.4348	0.4086	Don't Reject
0.92	13	5.1383%	0.0101	-0.0151	Don't Reject
0.91	14	5.5336%	0.1468	0.1210	Don't Reject



圖五：2007/03/31~2008/03/31 風險值資料與投資組合實際報酬率之時間序列圖

由上述之前向測試，可以看到本文之模型在樣本外(out of sample)期間一樣皆通過假設檢定，且仍然對於實際投資組合報酬率之波動程度改變相當敏感，故本文之模型除了穩定地滿足統計假設檢定之嚴格要求之外，對於實際資料的變動的敏感程度也具有一致性，使本文之模型可以在模型風險最低之情況下，彈性且適時的反應實際資料波動性的改變。

二、敏感性分析

由於在以 EWMA 估計商品期貨間相關性搭配自由度具解析解之 t Copula 函數模型中， λ 是唯一需主觀輸入的參數，雖經回溯測試可找出最適值，但不代表此最適 λ 值在未來仍適用，故若想瞭解 λ 的細微變動對 VaR 值有何影響，就需進行敏感性分析。本文以類似選擇權之 Delta、Gamma 概念來衡量其輸入參數改變時，VaR、CVaR 結果之變動程度，其計算方式如下：假設新輸入的參數為 λ' ， $\Delta \lambda = \lambda' - \lambda$ ，則

Delta of VaR (CVaR)： $(\text{VaR}_{(1-\lambda')} - \text{VaR}) / \Delta \lambda$ ，

$(\text{CVaR}_{(+\lambda')} - \text{CVaR}) / \Delta \lambda$

Gamma of VaR (CVaR)： $(\text{Delta}_{(\text{VaR}_{(+\lambda')})} - \text{Delta}_{(\text{VaR}_{(-\lambda')})}) / 2(\Delta \lambda)$ ，

$(\text{Delta}_{(\text{CVaR}_{(+\lambda')})} - \text{Delta}_{(\text{CVaR}_{(-\lambda')})}) / 2(\Delta \lambda)$

本文以 2007/12/28 ~2008/12/30 之實際投資組合報酬率資料所算出之 2008/12/31 風險值與條件風險值為例，對不同信心水準之風險值與條件風險值進行敏感性分析結果如表十、表十一、表十二。

表十：信心水準 95%下，VaR 與 CVaR 之敏感性分析($\lambda=0.92$ ，一天之風險值， $\Delta\lambda=1\%$)

信賴度 95%	Value	Delta	Gamma
VaR	-5.6306%	2.5065%	-4.7197
CVaR	-7.6282%	5.2295%	-4.5556

表十一：信心水準 97.5%下，VaR 與 CVaR 之敏感性分析($\lambda=0.92$ ，一天之風險值， $\Delta\lambda=1\%$)

信賴度 97.5%	Value	Delta	Gamma
VaR	-6.8614%	8.5454%	1.4666
CVaR	-8.9264%	11.8549%	2.9050

表十二：信心水準99%下，VaR與CVaR之敏感性分析($\lambda=0.92$ ，一天之風險值， $\Delta\lambda=1\%$)

信賴度 99%	Value	Delta	Gamma
VaR	-8.3234%	8.5491%	2.4527
CVaR	-10.4825%	12.1951%	7.2498

可以看到信心水準增加時，VaR、CVaR 的 Delta 與 Gamma 都在增加，顯示信心水準越高則 λ 的變動對於 VaR、CVaR 的影響越大，且 Gamma 由負變正，顯示當信心水準越高， λ 的增加使風險值與條件風險值都更往正數接近，也同時顯示風險值與條件風險值對於 λ 確實存在曲度之關係，並非僅為線性關係。由於 λ 為衡量遠期資料在估計波動時所佔的權重，所以當 λ 增加，表示近期的資料影響性變小，又 Delta 為正，其 VaR、CVaR 的結果會更往正數接近，此實證結果與邏輯推論亦相符合。因此，採用 Delta、Gamma 預估 VaR 值的可能變動，便可知道當 λ 增加 1%、2%...時，風險值與條件風險值將會變動多少，即可進一步了解明日可能損失的變動量。

三、壓力測試

風險值與條件風險值描述的是正常分配下之可能損失與極端值的群體特性，但是學者發現極端事件發生的頻率比理論上之次數要多出許多，故為了對於風險值與條件風險值的可能不足做出補充與預防，就有必要進行壓力測試。壓力測試有三種進行的方式，一種是使用模擬情境，即為假設發生一對投資組合極端不利之極端情況，則風險值模型所計算之風險值是否能提供足夠之預警與保護。另一種為假設歷史上之極端情境重演，則風險值模型所預估之風險值是否能提供足夠之預警與保護。最後一種方式為假設某歷史上之極端事件前後期之報酬率發生觀測日期之前後期進行回溯測試，以測試模型再極端事件發生之前後期，市場結構巨烈變動的情況下，是否仍為一可靠之模型。

投機大師 Niderhoffer 說過「一個市場不可能在一天內下跌 5%」，然而他卻在 1997 年 10 月 27 日下跌 7% 時，因無法補足保證金使其避險基金被清算，故以下以各標的跌連續三天每日下跌 5% 做為一個模擬情境進行壓力測試，以防重蹈 Niderhoffer 的覆轍。

以 2007/12/28~2008/12/30 之各標的酬率資料算出 2008/12/31 之風險值，並假設 2009/12/31 各標的均下跌 5%，計算出之投資組合報酬率(-5%)，與所計算出之風險值相比是否被穿透。並利用 2008/01/02 ~2009/12/30 之資料與 2008/12/31 所假設之各標的報酬率皆為-5%，計算出 2009/01/02 之風險值，並假設 2009/01/02 各標的均下跌 5%，計算出之投資組合報酬率(-5%)，與所計算出之風險值相比是否被穿透。並利用 2008/01/03 ~2009/12/31 之資料與 2008/12/31 和 2009/01/02 所假設之各標的報酬率皆為-5%，計算出 2009/01/03 之風險值，並假設 2009/01/03 各標的均下跌 5%，計算出之投資組合報酬率(-5%)，與所計算出之風險值相比是否被穿透。其結果如表十三。

表十三：對投資組合 VaR、CVaR 之壓力測試(假設所有標的三天連續每日下跌 5%)(信心水準 95%，一天、 $\lambda=0.92$)

信賴度 95%	VaR	CVaR
Day1	-5.6306%	-7.6282%
Day2	-6.2319%	-8.3374%
Day3	-6.5562%	-8.7938%

可以看到在此模擬情境中，本文建立之風險值模型三天皆未被假設發生之極端情況之投資組合報酬率(-5%)所穿透，表示該風險值模型，在此極端情況下仍提供足夠的預警與保護。

由於標的指數在 2008 年 10 月 10 號發生一年中最大之跌幅達 7.79%，故本文假設若此極端情境在各標的連續發生三天，亦即假設各標的連續三天每日下跌 7.79%之極端情況，風險值模型是否提供足夠之預警與保護。

以 2007/12/28~2008/12/30 之投資組合報酬率資料算出 2008/12/31 之風險值，並假設 2008/12/31 各標的均下跌 7.79%，計算出之投資組合報酬率(-7.79%)，與所計算出之風險值相比是否被穿透。並利用 2008/01/02~2008/12/30 之資料與 2008/12/31 所假設之各標的報酬率皆為 -7.79%，計算出 2009/01/02 之風險值，並假設 2009/01/02 各標的均下跌 7.79%，計算出之投資組合報酬率(-7.79%)，與所計算出之風險值相比是否被穿透。並利用 2008/01/03~2008/12/30 之資料與 2008/12/31 和 2009/01/02 所假設之各標的報酬率皆為 -7.79%，計算出 2009/01/03 之風險值，並假設 2009/01/03 各標的均下跌 7.79%，計算出之投資組合報酬率(-7.79%)，與所計算出之風險值相比是否被穿透。其結果如表十四。

表十四：對投資組合 VaR、CVaR 之壓力測試(假設所有標的三天連續每日下跌 7.79%)(信心水準 95%，一天、 $\lambda=0.92$)

信賴度 95%	VaR	CVaR
Day1	-5.6306%	-7.6282%
Day2	-7.6720%	-10.2654%
Day3	-8.3361%	-11.1335%

可以看到本文所建立之風險值模型，在第一天、第二天皆被假設之投資組合報酬率(-7.79%)所穿透，直到第三天才未被假設之投資組合報酬率所穿透，雖然第二天也被假設之投資組合報酬率所穿透，但是模型所算出之風險值立刻反應了此種巨大的變動，且已非常接近假設之投資組合報酬率，故仍顯示此模型的敏感性十分足夠。

另外為假設歷史事件再次發生，則風險值模型是否提供足夠之預警與保護。此處假設 2008/12/31 發生 911 事件，則以當時 9/11 當天各標的期貨價格報酬率加入模擬計算，以估算 2009/01/02 之風險值，並以 9/12 當天各標的之報酬率(未交易之標的以前一天的報酬率代入)，計算 2009/01/02 投資組合實際報酬率，其中無鉛汽油期貨由於年份久遠，在路透與彭博已沒有歷史資料留存，在此假設此期貨損失為 8%(假設同 GSCI 指數近一年最大之單日跌幅 7.79%，以四捨五入進位)，進行壓力測試，其結果如表十五。

表十五：對投資組合 VaR、CVaR 之壓力測試(911 事件) (信心水準 95%，一天、 $\lambda=0.92$)

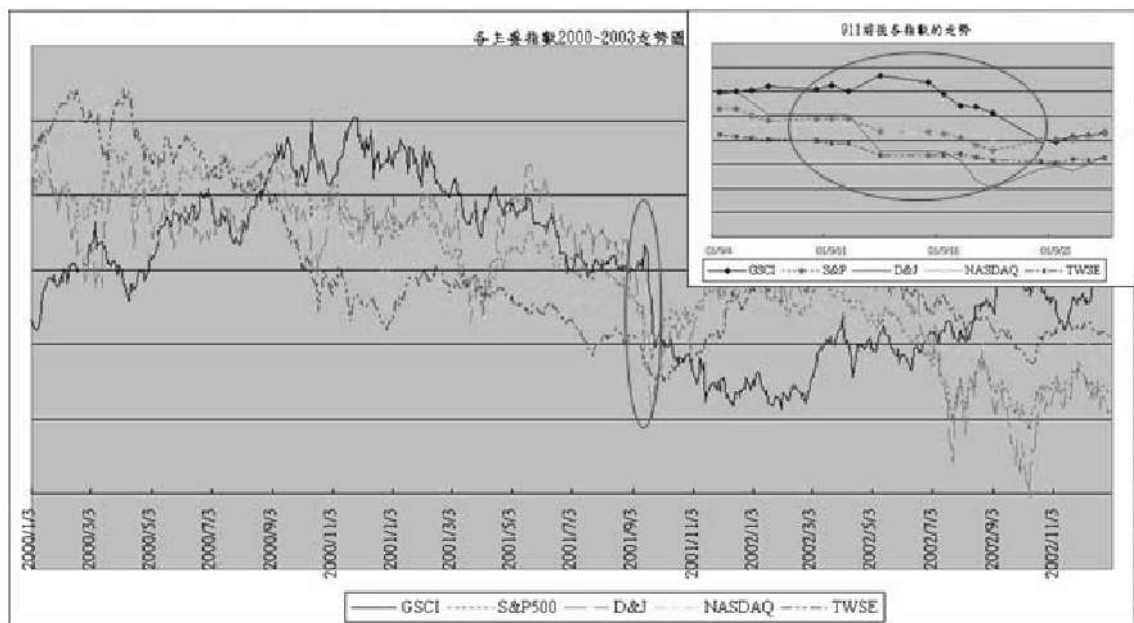
信賴度 95%	VaR	CVaR
平均數	-5.5643%	-7.5127%
標準差	0.9928%	1.3669%

在此狀況下，2009/01/02 投資組合的損失為-1.3461%，並未穿透 VaR 值，顯示此極端狀況下，模型所提供的 VaR 值是妥適的。

本文觀察 911 事件前後的世界各大指數走勢，繪成圖六，發現各指數並沒有在 911 事件的隔天就發生最大的跌幅，反而是在事件發生的一兩週內才發生最嚴重的跌幅。將各指數以 911 事件為起點的各天期累積報酬率列在表十六。

表十六：世界各主要指數從 2001/09/11 往後不同期間之累積報酬率

	GSCI Index	S&P500 Index	D&J Index	Nasdaq Index	TWSE Index
隔天	-1.3461%	0.0000%	0.0000%	0.0000%	0.0239%
1 week	-1.9061%	-5.4735%	-7.3095%	-8.2754%	-9.6317%
2 weeks	-12.5145%	-7.3471%	-9.8437%	-11.4275%	-16.3553%
3 weeks	-12.1048%	-3.7719%	-6.8182%	-11.9767%	-16.3951%



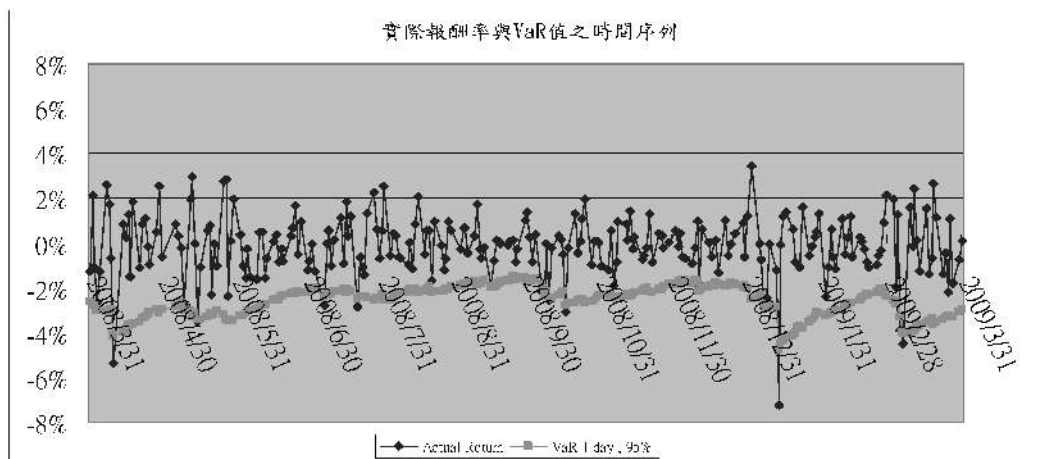
圖六：世界各主要指數在 911 事件前後期走勢圖

由於我們發現極端事件之影響可能持續一段期間，造成市場結構的改變，所以我們假設 911 事件發生在 2008/12/31，並利用 2007/03/29~2009/03/30 標的指數之權重，搭配 1999/12/13~2001/12/11 各標的之報酬率，計算在此期間搭配下之 2008/03/30~2009/03/31 之風險值與投資組合報酬率，並進行回溯測試，以觀察若當初 911 事件發生前後之市場結構，重新發生在觀測期 (2008/12/31) 的前後一段期間內，則本模型所提供之風險值之估計是否仍為妥適。其結果如表十七。

表十七：911 事件前後期資料發生在 2008/12/31 前後期之風險值模型各種檢定法結果

檢定法	統計量	臨界值	拒絕與否
Kupiec	0.2365	3.84	Don't Reject
Christofferson	0.2013	5.99	Don't Reject
Crnkovic&Drachman	0.0185	0.109	Don't Reject

我們可以看到在如此期間搭配下，本文所建立之風險值模型仍滿足統計上假設檢定之要求，且其統計量和之前其他回溯測試之結果相比，也在非常小的水準，故在此市場結構受到極端事件影響之情況下，本文所建立之風險值模型仍提供妥適的預測與保護。將此假設下之風險值與實際投資組合報酬率之時間序繪製成圖七。



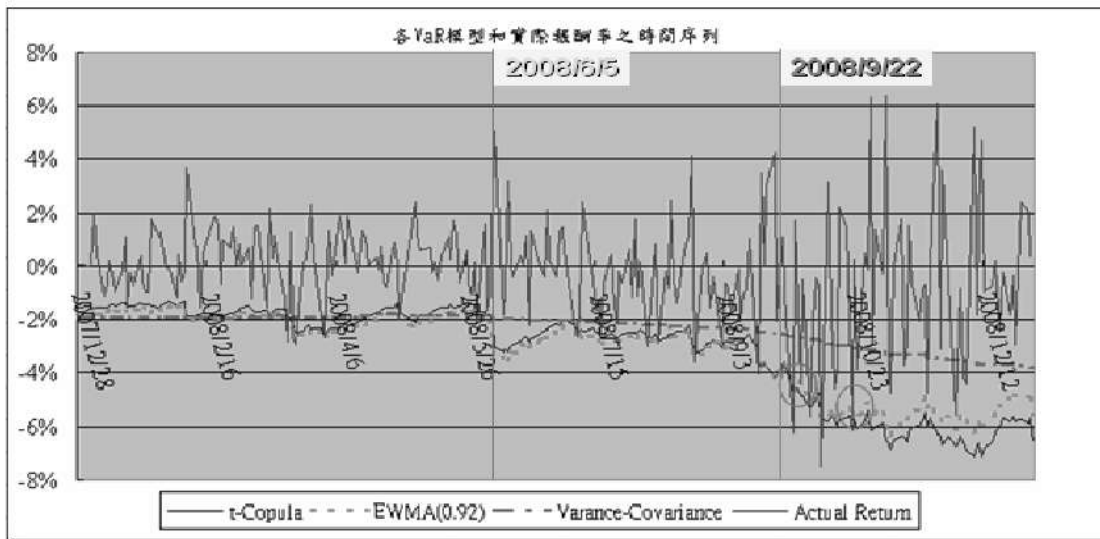
圖七：911 事件前後期資料發生在 2008/12/31 前後期之風險值和投資組合報酬率時間序列圖

四、各模型比較

本文也將本文所建構之風險值模型在各種不同情境下和傳統之共變數法與採取 EWMA($\lambda=0.92$)之參數法所計算出之風險值繪製成圖形做比較，首先是在 2007/12/28~2008/12/31 三種模型所計算之風險值回溯測試之結果，其結果如表十八。並將其時間序列繪製成圖八。

表十八：各風險值模型在 2007/12/28~2008/12/31 之結果進行回溯測試之結果

	穿透 次數	穿透率	Kupiec	Christofferson	Cmkovic & Drachman	拒絕與否
臨界值	7~19		3.84	5.99		
T-Copula	15	5.9289%	0.4348	0.4026	0.0224	Don't Reject
VaR(EWMA ($\lambda=0.92$), Normal)	17	6.7194%	1.4281	1.4015	0.0303	Don't Reject
VaR(參數法 (Normal))	32	12.6482%	22.2984	22.2350	0.0538	Reject

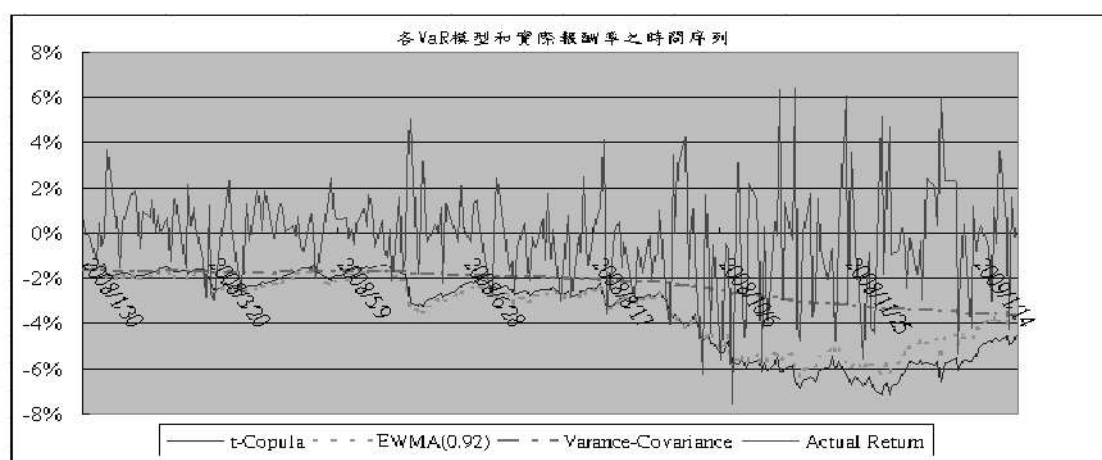


圖八：各風險值模型在 2007/12/28~2008/12/31 之結果與實際報酬率之時間序列圖形

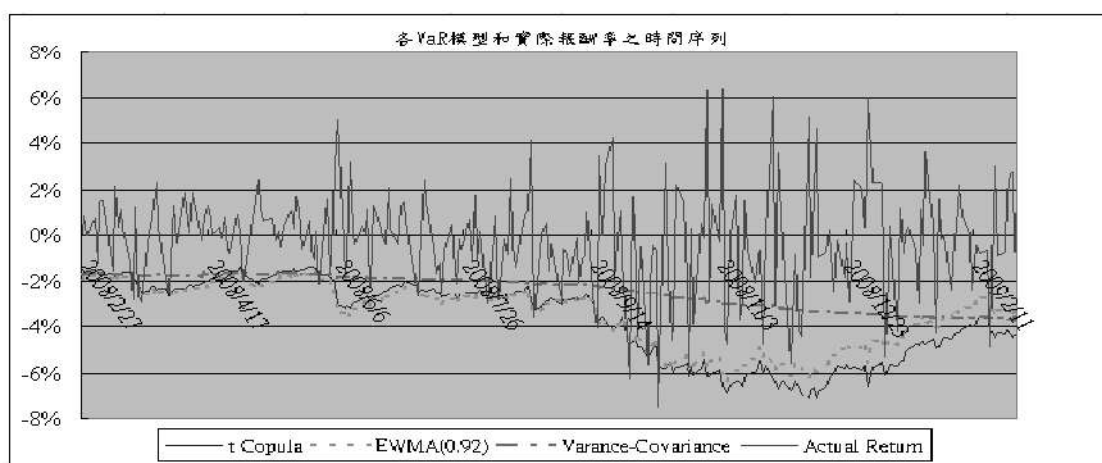
可以看出首先是在 2008/06/05 商品期貨投資組合有較大波動之後， t -Copula 和用 EWMA 參數法所估計出之 VaR 就皆處於用常態分配參數法所計算出 VaR 的下方。在 2008/09/22 之前 t -Copula 之結果皆大於 EWMA 參數法之結果，而在 2008/09/22 之後，兩者的大小關係顛倒過來， t -Copula 之結果皆小於 EWMA 參數法之結果。而報酬率的圖形顯示在 2008/09/22 之後，報酬率資料之波動性明顯變大，故 t -Copula 模型除了滿足統計上的假設檢定，對於波動結構的改變比 EWMA 參數法之模型更為敏感。也同時顯示在波動性小的時候， t -Copula 所估計之風險值位於 EWMA 參數法所估計之風險值上方，但在波動性大的時候， t -Copula 所估計之風險值位於 EWMA 參數法所估計之風險值下方，由於 VaR 值代表資本計提的程度，故在波動度低時，計提過多的資本，容易造成資本的閒置與浪費，但是在波動度較大時，卻需計提較多的資本做為緩衝。由此觀之， t -Copula 比只用 EWMA 參數法更能使資金

做有效率的運用。另一可能涵意是若未來在發現這兩種模型所估計出之結果大小關係改變時，可能隱含著市場波動結構之改變。

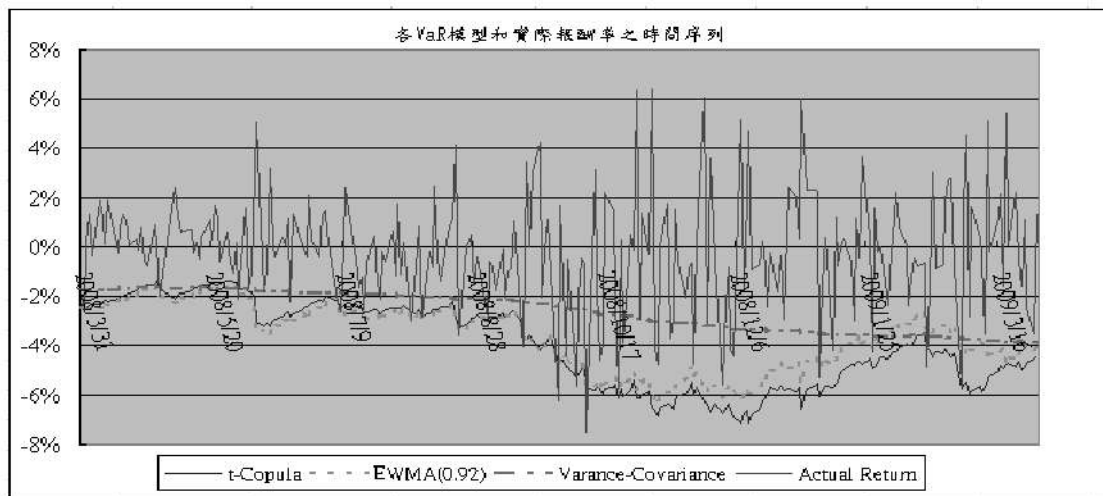
我們繼續將 2008/01/30 ~ 2009/01/30、2008/02/27 ~ 2009/02/27、2008/03/31 ~ 2009/03/31 各模型風險值資料與各對應期間之投資組合實際報酬率之時間序列繪製成圖九、圖十、圖十一。



圖九：2009 年一月份各模型回溯測試一年 VaR 值和實際報酬率之時間序列圖形



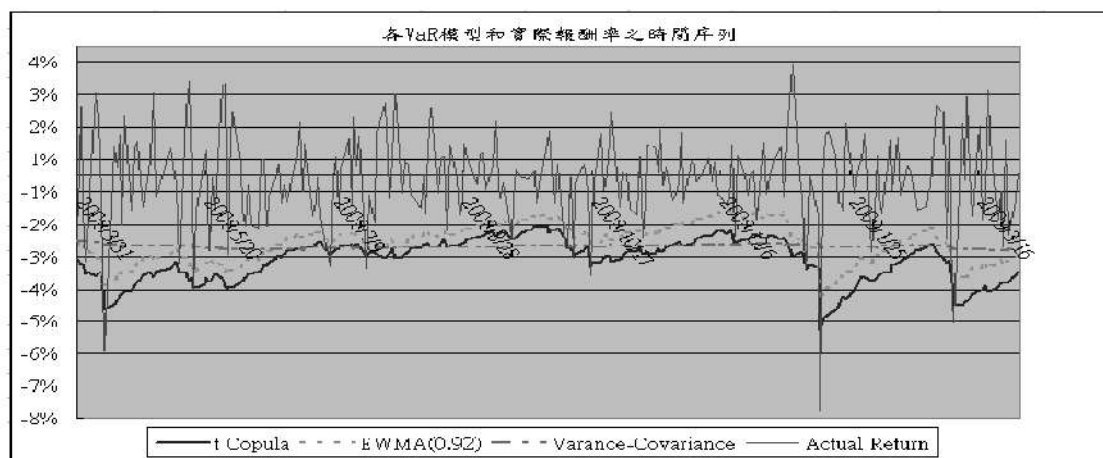
圖十：2009 年二月份各模型回溯測試一年 VaR 值和實際報酬率之時間序列圖形



圖十一：2009 年三月份各模型回溯測試一年 VaR 值和實際報酬率之時間序列圖形

由圖十可以看到在二月底報酬率波動較小時， t -Copula 與 EWMA 參數法之風險值都變大，但是常態參數法卻無法對此現象做出反應，仍緩慢的變小，但 t -Copula 之結果仍位於三者中最下方者，故在圖十一可以看到，三月初突然波動又變大時，只有 t -Copula 未被突如其來的下跌給穿透，故顯示 t -Copula 仍為一足夠敏感且穩健之模型。

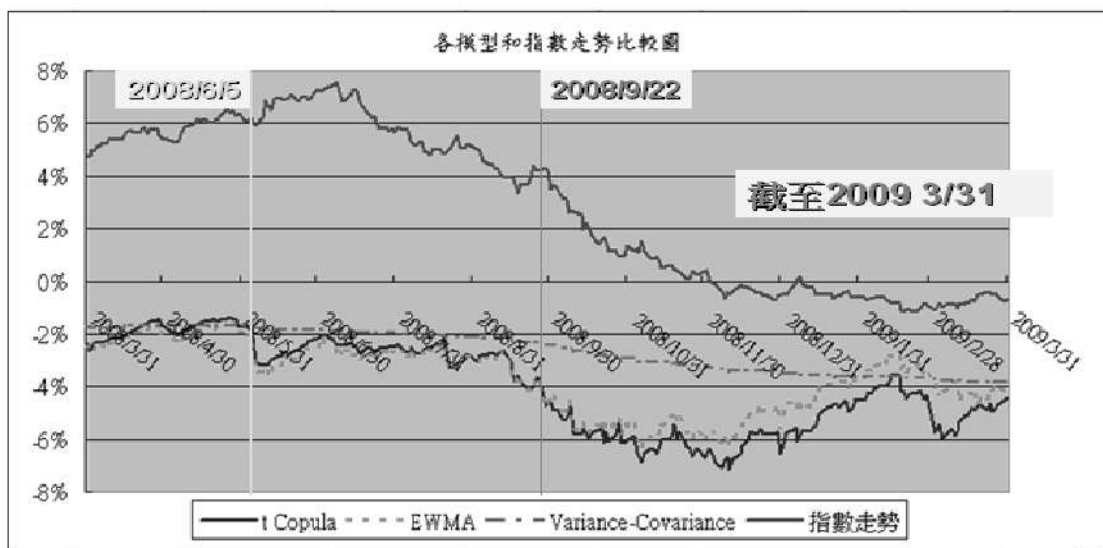
接下來看各模型在假設 911 事件前後期之市場結構發生在 2008/12/31 前後期所估計之風險值，與該情況下投資組合報酬率之時間序列圖形，其結果如圖十二。



圖十二：911 事件前後期資料發生在 2008/12/31 前後期各模型之風險值和投資組合報酬率時間序列圖

由圖十二可以看到常態參數法之結果幾乎是沒有任何變動，無法對市場的劇烈變化有任何反應，而 t Copula 與 EWMA 參數法之結果皆能即時捕捉市場波動性的變化狀況，而 t Copula 比 EWMA 參數法更能抵抗突如其來之下跌而未被穿透，故仍顯示 t Copula 是一較佳之模型。

最後觀察 2008/03/31~2009/03/31 各模型之結果和其標的 GSCI 指數走勢之時間序列圖形，如圖十三。



圖十三： t Copula 的可能運用延伸-另類 VIX(恐慌指標)

由圖十三可以看到，指數在下跌時的走勢幾乎和 t Copula 所計算出之風險值的走勢一致，所以是否可以當成另類的恐慌指標來協助投資人做為技術分析的一種依據，是後續可以研究發展的方向。

五、其他風險管理方面之應用

由於此為商品期貨投資組合，故有可能因為市況劇烈變動，使保證金帳戶餘額不足，以致被追繳保證金甚至被斷頭的情況，如此將會使投資組合受到嚴重損失，或導致投資組合之資金流動性喪失，為預防此種情況，本文嘗試將市場風險與流動性風險之管理加以結合，對於期貨保證金餘額提出下列控管方式，其期貨部位應同時符合下列二項控管規定：

1. 期貨曝險部位 \leq 投資組合總值 * 105%

2.期貨保證金餘額佔投資組合總值比例 $\geq -\text{Min}(A, B+\text{未平倉損失佔投資組合總值比例})$

其中 $A = \text{VaR}_{LL}^{(N)} + \text{VaR}_{UL}^{(N)}$, $B = \text{VaR}_{LL}^{(N)}$, $\text{VaR}_{LL}^{(N)}$ 係採信心水準=95%之 N 天 VaR 值, $\text{VaR}_{UL}^{(N)}$ 係採壓力測試法所得之結果。若為長假前一交易日, $N=\text{長假放假天數}(N>2)$, 其他日期 $N=1$ 。

由於期貨本身已具備槓桿操作之性質,故第一項規定是防止基金經理人利用槓桿操作,造成過多的曝險,使投資組合之價值在市況急劇下跌時,無法支應因槓桿操作帶來之巨大損失。由於風險值是預估在正常機率分配下之極端損失狀況,壓力測試是在特殊極端狀況發生下的可能損失,故為了使保證金帳戶內之保證金餘額足以抵抗正常機率分配下之損失狀況與特殊極端狀況發生下的可能損失,故設定第二項規定,期使保證金帳戶餘額足以支應平日之未平倉損失與正常機率分配下之損失狀況與特殊極端狀況發生下的可能損失,以避免被迫繳保證金甚至斷頭所造成之投資組合流動性不足,進而降低流動性風險,此乃將市場風險與流動性風險做結合。且若台灣休市,但國外期貨市場仍有開市時,則須將長假效應考慮進去,即藉由 $N=\text{長假天數}$ 來調整 VaR。

伍、 結論

本文係針對期貨投資組合之動態風險值做探討,以由商品期貨為標的所組成的 S&P GSCI Reduce Energy 指數為標的,依照該指數所賦予各成份期貨之權重,建構出之商品期貨投資組合為例,並以 EWMA 估計商品期貨間相關性搭配自由度具解析解之 t Copula 模型作為本文研究核心,此模型特色是提供了模型自由度之估計方式,避免了以往自由度由人為判斷輸入之不便,並為了更加捕捉實際資料之分配圖形所進行的線性轉換仍保持 Copula 之性質,從機率論與偏微分方程之角度皆獲得理論上之支持,並經回溯測試假設檢定確認最佳參數(EWMA 之遞延因子),嗣後亦進行前向測試,顯示此參數

仍為最佳，為模型的穩定性提供統計假設檢定上之支持。此外，亦進行敏感性分析，以了解當參數微小變動時，所計算出風險值會有如何之變化與其變化之趨勢，也進行了不同情境的壓力測試，以確保此模型在各種極端狀況下，仍能提供足夠的預警與保護，甚至在極端事件發生的前後一段期間之市場結構劇烈變動下，本模型在假設檢定下仍為妥適，更加顯示本模型之穩定性。並和傳統之常態參數法與採取 EWMA 參數法所計算出之風險值做比較，探討各種模型之優劣，研究結果顯示用 EWMA 估計商品期貨間相關性搭配自由度具解析解之 t Copula 模型兼具敏感性與足夠的資本計提，同時也使資金做最有效率的運用。本文最後將此模型應用在期貨保證金流動性風險的控管上，提供兼具適足保護緩衝性與資金使用效率性之運用參考。

未來可以在本模型中之波動性模型上做出改良，如改以 GARCH 估計相關性搭配 t Copula 模型，或是除了修改波動性模型外，也可搭配別種高峰厚尾之 elliptical Copula 如 Skew t Copula 函數進行風險值之估算。另一方面是否能將此動態之風險值發展成為一種具效率性之市場技術指標，也是一個值得研究的方向。

參考文獻

1. Bisignani, Rossella and Masala, Giovanni and Micocci, Marco, 2007, "Economic capital management for insurance companies using conditional Value at Risk and a copula approach", Working Paper of University of Rome 'La Sapienza.
2. Bollerslev, Tim, 1986, "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
3. Bouye, Eric and Durrleman, Valdo and Nikeghbali, Ashkan and Riboulet, Gael and Roncalli, Thierry, 2000, "Copulas for Finance A Reading Guide and Some Applications", Working Paper of Financial Econometrics Research Center of Warwick Business School.
4. Clemen, Robert T. and Reilly, Terence, 1997, "Correlations and copula for decision and risk analysis.", *Management Science*, Vol.45, No.2, 208.
5. Clemente, Annalisa Di and Romano, Claudio, 2003, "Beyond Markowitz: Building optimal portfolio using non-elliptical asset return distribution", Working Paper.
6. Engle, Robert, 1982, "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the variance of United Kingdom Inflation", *Econometrics*, 50, 987-1008.
7. Fallon, William, 1996, "Calculating Value-at-Risk", Working Paper of The Wharton school of University of Pennsylvania.
8. Garbade, Ken, 1986, "Assessing Risk and Capital Adequacy for Treasury Securities", *Topics in Money and Securities Markets*, Bankers Trust.
9. Hill, G. W. and Davis, A. W., 1968, "Generalized asymptotic expansions of Cornish-Fisher type", *Ann. Math. Statist.* 39: 1264-1273.
10. Hsieh, D., 1993, "Implications of Nonlinear Dynamics for Financial Risk Management", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 28, 1, 41-64.
11. Huai, Liu Yong, 2003, "Estimating portfolio VaR by Quasi-Monte Carlo methods", Working Paper of National University of Singapore.
12. Hull, John and White, Alan, 1998, "Incorporating volatility updating into historical simulation methods for Value-at-Risk" *Journal of risk*, pp.5-19.
13. J.P. Morgan, 1994, "RiskMetrics", Second Edition, J.P. Morgan.

14. J.P. Morgan, 1995, "RiskMetrics", Third Edition, J.P. Morgan.
15. J.P. Morgan, 1996, "An Improved methodology for measuring VaR", Working Paper.
16. Jamshidian, Farshid and Zhu, Yu, 1997, "Scenario simulation model: theory and methodology", *Finance and Stochastics* 1, 43-67.
17. Lopez, J.A, 1999, "Methods for evaluating Value-at-Risk estimates", *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, No. 02, pp. 3-17.
18. Markowitz, Harry. M, 1952, "Portfolio selection", *Journal of finance*, 7, (1):77~91.
19. Nelsen, Roger B., 1999, "An Introduction to Copulas" , Springer, New York
20. Patton, Andrew John, 2005, "Applications of copula theorem in financial econometrics", A dissertation submitted in partial satisfaction of the requirements for the degree of Doctor of Philosophy in Economics of university of California, San Diego.
21. Perraudin, William and Maude, David J. and Jackson, Patricia, 1998, "Bank capital and Value at Risk", Working Paper of Bank of England.
22. Romano, Claudio, 2002, "Applying copula function to risk management" , Working Paper.
23. Romano, Claudio, 2003, "Measuring portfolio Value-at-Risk by a Copula-EVT based approach", Working Paper.
24. Rosenberg, Barr, 1972, "The behavior of random variables with nonstationary variance and the distribution of security prices", Working Paper of University of California Berkeley.
25. Rosenberg, Joshua V. and Schuermann, Til, "A General Approach to Integrated Risk Management with Skewed, Fat-Tailed Risk", *Federal Reserve Bank of New York, Staff Reports*.
26. Sklar A., 1959, "Fonctions de repartition a n dimensions et leurs marges". *Publications de l'Institut de Statistique de l'Universite de Paris*, 8, pp. 229-231.
27. Wilson, Thomas, 1994, "Plugging the GAP", *Risk*, 7, 10, 74-80.

波動性預測與臺指選擇權隱含波動性的資訊內容

Volatility Forecasting and the Information Content of TXO Implied Volatility

◆ 國立高雄應用科技大學
金融資訊所 博士

● 程言信

◆ 國立高雄應用科技大學
金融資訊所 研究生

● 呂惠琪

摘 要

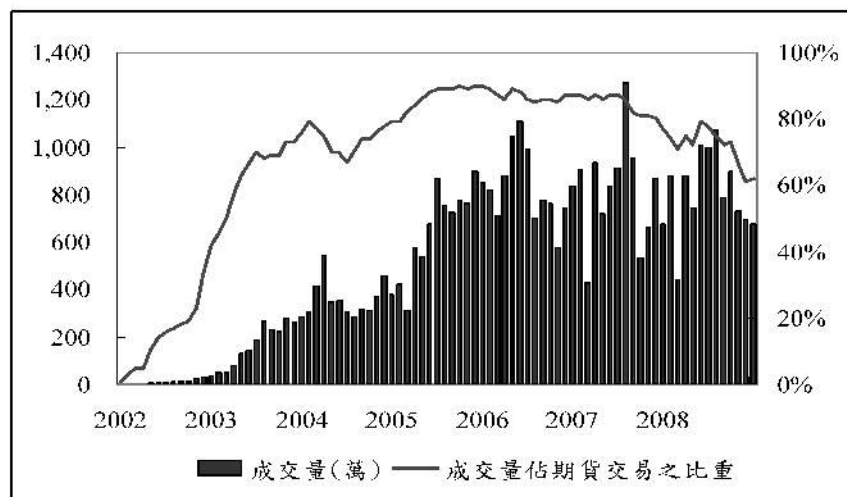
一般傳統都以歷史資料為基礎的時間序列模型來估計股價波動率，本文進一步將選擇權所隱含的資訊模型納入考量並進行比較分析，檢測各波動率模型的內含資訊及對未來股價真實波動的預測能力。實證顯示，隱含波動率與波動率指數提供相對於時間序列模型不同的資訊，並有額外的解釋能力；在不同的誤差衡量指標與迴歸分析結果發現，價平買權隱含波動率為最佳波動預測模型。此外，在時間序列模型中，股價指數成交量與未來真實波動有顯著的正向關係；隱含波動率與波動率指數模型中，除價平買權隱含波動率與選擇權成交量呈正向關係之外，其他模型加入選擇權交易量資訊則無法顯著提升其模型的預測能力。最後，本文以歷史波動、價平買權和賣權隱含波動率及波動率指數等模型評價樣本外價平選擇權，為檢視模型與真實波動的線性關係是否有助於選擇權的評價，波動率參數又區分為原始和迴歸式所計算的波動率。在買權及賣權的評價結果中，買權以迴歸式計算的波動率評價能力較佳，賣權則相反；分別又以迴歸價平買權隱含波動率和原始波動率指數的評價效果最好，顯示選擇權所隱含的資訊不僅對未來股價波動有較好的解釋能力，用以評價未來選擇權的價格也會得到較小的誤差，而內含資訊較豐富的模型其評價績效也相對較好。

關鍵字：臺指選擇權、隱含波動率、臺指選擇權波動率指數、波動率預測、

交易量

壹、前言

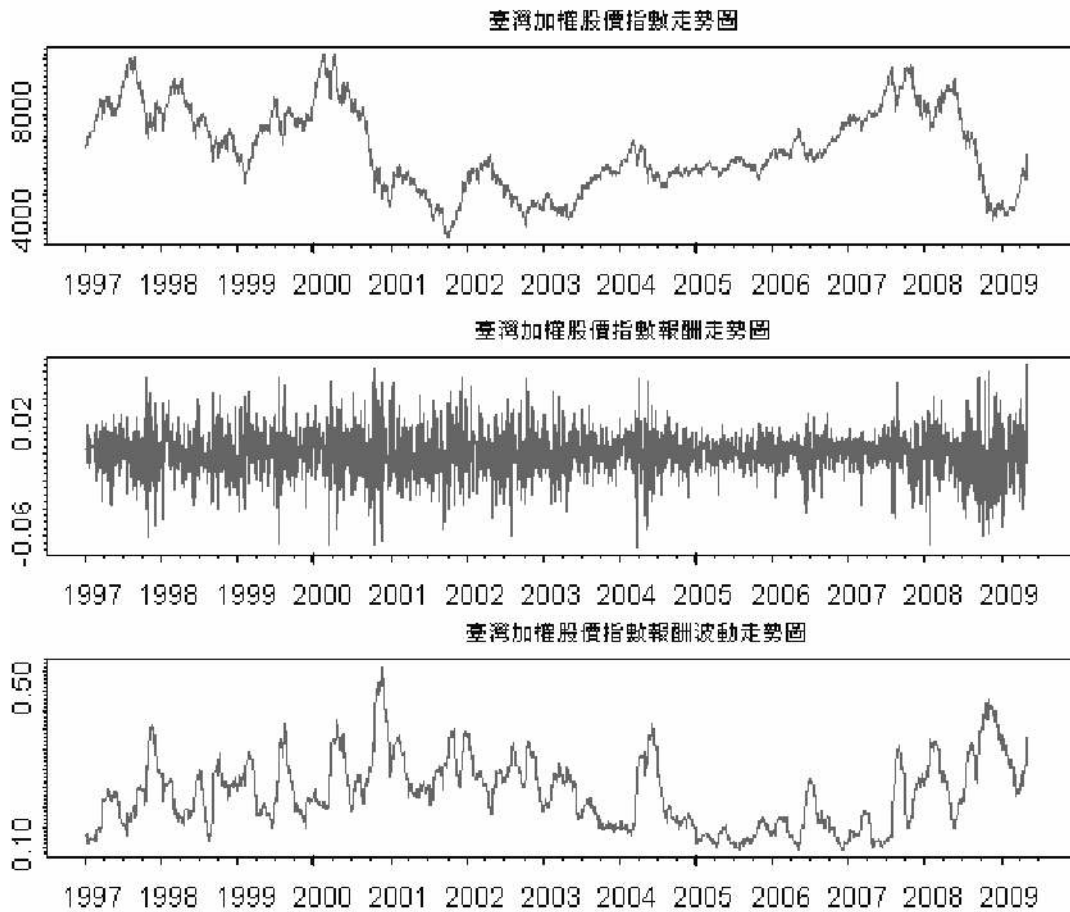
自國內於2001年12月24日正式推出『臺灣證券交易所股價指數選擇權』之後，臺指選擇權的交易情況愈趨熱絡，並漸漸成為投資人交易的主要商品之一。由圖一中得知，臺指選擇權於2003年開始呈現大幅成長，其交易契約量佔期貨市場交易之比重也大幅增加，之後每個月的成交量則穩定佔期貨市場交易的六成以上，2006年4月的月交易量首次突破千萬口，至2007年7月達最高峰。由此可見，投資人對市場的預期並非都反應在證券市場上，亦可透過選擇權市場達到避險或獲利的目的，顯示投資人對交易市場波動有著很大的需求，也反應出選擇權商品與其標的資產之間的密切關係。



圖一：臺指選擇權成交量及其佔期貨市場交易之比重(月)

如何選擇投資標的以取得投資利益，一直是投資者關心的議題。然投資人不只關心股價的漲跌，更在意股價未來的波動情形，其不僅為投資人在選擇交易策略、持有部位、風險控管、進出市場時點所須考量的重要因素，在衍生性金融商品的評價上亦扮演極重要的角色。若能準確的預估波動率的變化，就能掌握選擇權價格未來變動的方向，提供選擇權交易人更多資訊以協助擬定合宜的交易策略，並增進操作績效與獲利機會。其中，最簡單的方法就是藉由股票市場過去的交易資訊找出趨勢特徵以預測未來股價可能的漲跌趨勢，如歷史波動率。而圖二中，顯示股價指數報酬序列具有波動叢聚的特性，且對市場的多空消息呈現不對稱的槓桿效果，如2000年網路泡沫化、2001

年911恐怖攻擊及2008年全球金融海嘯等事件衝擊產生大幅波動，2005年隨著新興市場的崛起股價卻呈現較小幅的波動，故本文亦使用ARCH及其延伸模型(GARCH、EGARCH)等條件波動率，以捕捉報酬波動叢聚及不對稱效果的現象。然而，近年來國內外文獻皆發現股價指數相關交易商品之資訊內涵亦可解釋其波動情形，如Fleming (1998)、Christensen and Prabhala (1998)、Shu and Zhang (2003)、Fung (2007)、莊益源、張鐘霖和王祝三(2003)等。因此本文以選擇權所隱含的資訊模型，進一步探討臺指選擇權市場的交易資訊是否能提供不同於時間序列模型的資訊及隱含對未來股價波動的看法。



圖二：臺灣加權股價指數、報酬及報酬波動(30日移動平均)之走勢

隱含波動率代表的是目前市場參與者對未來市場波動的預期，藉由觀察隱含波動率與未來市場波動的相關性，同時也可檢視選擇權市場是否具有資訊效率，因此隱含波動率和真實波動率兩者的關係也成為選擇權相關研究的

主流之一。早期的相關文獻因受限於資料取得的問題，故多著重於個股選擇權隱含波動率與真實波動之橫斷面分析，如 Latane and Rendleman (1976)、Chiras and Manaster(1978)、Beckers (1981)，這些研究皆指出隱含波動率可解釋未來市場波動的變化程度。隨著選擇權時間序列資料取得愈趨便利，近十多年來的相關文獻則以隱含波動率內含資訊的動態分析為主，檢視隱含波動率是否可用以預測未來的真實波動。然而，隱含波動與真實波動的迴歸關係相當複雜，其關係會隨著隱含波動、真實波動或是計量經濟模型的測量方法和資料取樣的不同而改變，或因現實環境的條件未能符合評價模型的基本假設，導致模型使用上的偏誤。因此早期文獻對於隱含波動率是否為預測未來市場波動良好估計值的看法亦無定論。Day and Lewis (1992)與 Lamoureux and Lastrapes (1993) 發現歷史波動提供比隱含波動率更多的資訊，而 Canina and Figlewski (1993)也指出隱含波動率沒有包含關於未來波動的資訊內容。但是 Jorion (1995)、Fleming (1998)、莊益源、張鐘霖、王祝三 (2003)¹、Christensen and Prabhala (1998)、Shu and Zhang (2003)與 Fung (2007)則認為隱含波動率是有效率的波動估計值且具有較佳的預測能力，其亦包含歷史波動的資訊內容。

值得一提的是，Christensen and Prabhala (1998)同樣是以 S&P 100 指數的價平買權進行實證研究，卻得到與 Canina and Figlewski (1993)截然不同的實證結果，而 Christensen and Prabhala 認為兩者的差異可能是由兩個主要因素所導致，1. 1987 年美股大崩盤，連帶波及各國的股市，造成全球性的股市重挫現象，使得股市產生結構性的改變，Canina and Figlewski 僅以美股崩盤前之選擇權資料做為研究樣本，而 Christensen and Prabhala 則採用較長的樣本期間(1983/11~1995/5)，不僅可以增加統計上的檢定力，亦考慮了 S&P 100 指數選擇權自 1983 年上市以來選擇權市場效率性之演進，2. Christensen and Prabhala 另指出，Canina and Figlewski 使用重疊性資料為研究樣本會顯著高估歷史波動的預測能力，也會使殘差產生嚴重的序列自我相關 (autocorrelation)，在進行迴歸分析上會產生虛假迴歸(spurious regression)而使得各種檢定統計量失真，更可能因此導致錯誤的結論。有鑑於重疊性資料及

¹ 為顧及選取重疊性資料(overlapping data)為樣本會使得殘差序列產生自我相關及條件異質性的現象，Jorion (1995)與 Fleming (1998)以 Hansen (1982)提出的一般化動差估計法 (Generalized Method of Moments)來做處理，而國內學者莊益源、張鐘霖、王祝三 (2003)則是使用 Newey-West 的估計式來修正標準誤及檢定統計量，並用以做為統計推論的依據。

到期期限不一致²(maturity mismatch)的問題，Christensen and Prabhala (1998)則建議改採較低頻的非重疊性資料(non-overlapping data)為樣本，不僅可以避免上述之問題，迴歸結果的可信度也會較高，故本文亦採用其資料選取的方法，以較低頻的月資料頻率做為取樣基準，此與國內文獻莊益源、張鐘霖、王祝三 (2003)的取樣方法不同。

隨著芝加哥選擇權交易所(CBOE)在市場上推出波動率指數並開始交易其相關的衍生性金融商品，近年的文獻則多著重於探討波動率指數與未來真實波動之間的關係。Blair, Poon, and Taylor (2001)以 VXO 進行實證研究，比較波動率指數與日以及日內報酬資料所計算之歷史波動的內含資訊及樣本外波動的預測能力，實證發現，無論在樣本內、外，波動率指數皆提供相對時間序列模型較豐富的資訊內容，且預測未來波動的準確程度及績效也較佳，尤以預測天期愈長愈為明顯。Corrado and Miller (2005)分別針對 CBOE 推出的 VXO、VIX 及 VXN 等波動率指數做研究，結果顯示，VXO 與 VIX 皆有高估真實波動的現象，但仍較歷史波動有效率，其中以 VXN 幾近為不偏且預測績效也較佳，而時間序列模型則無法增加額外的解釋能力。Carr and Wu (2006)探討 VXO 及 VIX 兩個波動率指數的差異及演進，並比較 VIX 與 GARCH 模型的波動預測能力，研究發現 VIX 能夠預測未來真實波動的動向，而 GARCH 則無法提供額外的資訊內容。Giot and Laurent (2007)將歷史波動分解為連續與非連續跳躍兩部分，以日、週和月等三種不同頻率呈現，另考慮非條件的 GJR 模型，進而檢視隱含波動率(VXO 和 VIX)是否有較高的內含資訊，研究顯示，雖然歷史波動之週和月的連續因子為顯著，但迴歸整體的解釋能力卻無明顯增加，而 GJR 模型在複迴歸分析中則無顯著的影響力，顯示隱含波動率(VXO 和 VIX)已包含了時間序列模型的內含資訊。然而，Becker, Clements, and White (2006)檢測 VIX 是否具有資訊效率，結果則指出，VIX 與真實波動雖呈顯著的正向相關，但其他模型仍可提供不同於 VIX 的資訊並改善其預測能力，顯示 VIX 為不效率的波動預測值。Becker, Clements, and White (2007)觀察 VIX 和所有以模型為基礎的波動預測值(MBF, model-based forecasts of volatility)之資訊內容，檢測 VIX 是否內含不同於 MBF

² Day and Lewis (1992)指出，要解決到期期限不一致的問題，則必須以較低的資料頻率(月)作為取樣準則，才能完全排除。

的額外資訊，研究發現，VIX 並沒有內含其他 MBF 所無法捕捉的相關資訊。

在交易量相關文獻的部份，Cornell (1981)發現期貨成交量與波動的變化有正向的關係，且成交量是同時指標。Karpoff (1987)指出，有關金融市場的資訊會反應在其交易量上，進一步影響市場參與者的投資報酬，而交易量與價格變動呈現顯著的正向相關。Anthony (1988)研究 25 家公司之普通股與買權交易量之關係，研究顯示買權交易量領先標的個股交易量約一天的時間。Bessembinder and Seguin (1992)將期貨成交量區分成預期與未預期，發現股價波動和未預期的成交量有正向關係，而與預期的成交量則呈負相關。Fung (2007)加入選擇權及期貨的成交量、未平倉及指數期貨的套利準則與隱含波動率做比較，結果發現，選擇權成交量與未平倉量則無任何的解釋能力，期貨的成交量與未平倉量皆存有未來波動的訊息，但在考慮隱含波動率後，其他變數的內含資訊則被隱含波動率所包含。Ni, Pan, and Poteshiman (2008)研究 CBOE 所有上市的個股選擇權，以 Vega 加權買單及賣單量的差距為投資人對波動的需求，發現波動需求的預測能力可持續至少一週，即使在不同的真實波動測度下仍有一致的結果。國內學者莊益源、張鐘霖、王祝三 (2003)根據模型分別加入不同的交易量資訊，亦顯示加入交易量無法提升模型對真實波動的預測能力。

國內選擇權市場成立至今，隨著投資人的需求，交易情況已達一定之規模且呈穩定成長的狀態，其運作應較市場成立初期時更為效率。隨著選擇權商品交易的快速成長，波動率的衡量更是市場參與者所面臨的一大課題，由於它無法直接在市場上直接觀察而得，且選擇權價格對波動率變動的敏感度極高，其估計方法在選擇權訂價上就顯得格外重要。因此本文以臺指選擇權為研究標的，並依據股價市場的特性，分別以非條件的歷史波動及條件的 GARCH(1,1)與 EGARCH(1,1)等時間序列模型，另以隱含波動率及 CBOE 新 VIX 指數編製公式所計算的臺指選擇權波動率指數來估計波動率。為衡量模型的預測能力，本文使用平均絕對誤差(MAE)和均方根誤差(RMSE)來評估各模型估計的準確程度，再以迴歸分析檢視不同波動率模型是否為未來市場波動之不偏且效率的預測值，進而比較各波動率模型的內含資訊及對未來真實波動率的預測能力。此外，本文分別在模型中加入指數成交量、選擇權成交

量及未平倉量資訊，觀察加入交易量資訊能否提高該模型的預測績效。最後，為檢視各波動率模型與真實波動的線性關係是否有助於選擇權的評價，因此本文將代入評價模型的波動率參數，區分為各模型的波動估計值和以迴歸式所計算的真實波動等兩個類別，利用歷史波動率、買權和賣權的隱含波動率及以CBOE新VIX指數編製公式計算之臺指選擇權波動率指數等模型對樣本外價平選擇權做評價，並觀察何種波動率的估計方法具有較佳的樣本外評價效果。

以下本文共分為三個部份。第二章為研究方法，定義各種不同的波動率模型、樣本外波動率模型預測及選擇權評價績效的評估標準；第三章為實證分析與結果，報導資料來源與選取的方法及實證分析的結果；最後，第四章為本文之結論。

貳、研究方法

一、波動率模型

本文將估計波動率的模型分成三大類。首先，最簡單的模型為以歷史資料為基礎的時間序列模型，其中又分為非條件的歷史波動率模型(historical volatility, HV)和條件的 ARCH 及其延伸模型(如 GARCH、EGARCH)，而條件的波動率模型可以捕捉波動叢聚(volatility clustering)的特性；另一類模型是將選擇權市價代入理論評價模型所反推出的波動率，稱為隱含波動率(implied volatility, IV)模型，代表著目前市場上投資人對標的物未來不確定性的看法和意見；最後，則是以 CBOE 2003 年 9 月 22 日新推出的波動率指數(VIX)編製的方法所建構之臺指選擇權波動率指數。此外，在預測績效的衡量，通常以真實波動率做為各模型比較的標準。各模型分別如下列敘述：

(一) 真實波動率(realized volatility；以下簡稱 RV)

真實波動率的計算可以當日往後取固定一段期間之日報酬資料，並計算該期間標的資產之標準差。而本文則採用 Gwilym and Buckle(1999)的計算方法，選取臺灣加權股價指數當天至選擇權到期日為止期間之股價指數日報酬資料計算標準差，並以年化的方式來表達，故計算之日波動率必須再以時間

平方根法予以年化(以一年 252 個交易日計)，為一種標準且被文獻所廣為使用之計算真實波動的方法。計算方法如下：

$$\sigma_{RV} = \sqrt{\frac{252}{n} \sum_{i=0}^n (r_{t+i} - \bar{r})^2} \quad (1)$$

其中 n 表示距到期日時間(天)， r_{t+i} 表示距到期日時間的日報酬率， \bar{r} 表示 r_{t-i} 的平均數， σ_{RV} 表示 t 至 $t+n$ 的真實波動率。

(二) 歷史波動率(historical volatility；以下簡稱 HV)

歷史波動率的計算方法如同真實波動率，差異在於取樣期間的不同。歷史波動率是取過去固定一段期間的指數股價報酬之標準差，再以時間平方跟法予以年化(以一年 252 個交易日計)。至於取樣的天數的問題，若取樣期間過長，可能包含太多過去的資訊，以致有效的訊息被混淆，對於短期之波動度預測無法提供良好的預測績效；若取樣期間過短，其正確性則會遭受質疑。Gwilym and Buckle(1999)亦提出，對於較長期間的波動預測上，使用一年為樣本的歷史波動有較佳的績效；對於短期間而言，則以過去 20 個交易日的歷史波動較為準確。由於本研究為探討波動率短期的預測，因此採用 Gwilym and Buckle(1999)的作法，取過去 20 個交易日的指數收盤資料來計算歷史波動率。計算方法如下：

$$\sigma_{HV} = \sqrt{\frac{252}{n-1} \sum_{j=1}^n (r_{t-j} - \bar{r})^2} \quad (2)$$

其中 n 表示取樣天數， r_{t-i} 表示過去 n 個交易日的報酬率， \bar{r} 表示 r_{t-i} 的平均數， σ_{HV} 表示 $t-n$ 至 $t-1$ 之歷史波動率。

(三) GARCH 模型(以下簡稱 GV³)

傳統之計量經濟模型中，一般皆假設殘差項的變異數為固定之常數，但許多實證結果顯示金融資產報酬率都具有波動聚集的特性。為考量資料具有異質變異(heteroskedasticity)的特性，Engle (1982)提出自我迴歸條件異質變異

³ 本文 GV 表 GARCH(1,1)之波動率估計值。

數(Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, ARCH)模型，打破了殘差項的變異數為同質變異(homoskedasticity)的假設。而 Bollerslev (1986)針對 ARCH 模型的條件變異數方程式提出修正，成為一般化自我迴歸條件異質變異數(Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, GARCH)模型，使得條件變異數的遞延結構更具彈性及合理性，亦達到模型估計上參數的精簡性，且更能符合實際資料的特性。Akgiray (1989)指出 GARCH(1,1)已經可以捕捉大部份財務領域上時間序列的特性，故本文採用最簡單的 GARCH(1,1)模型，根據 Lamoureux and Lastrapes (1993)的做法，以過去一年的資訊往前預測至選擇權到期此期間每日之波動，再加以平均做為 GARCH 之波動估計值，其模型結構如下：

$$\begin{aligned} r_t &= \bar{r} + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t | \Omega_{t-1} &\sim N(0, h_t) \\ h_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \end{aligned} \quad (3)$$

其中 $\alpha_0 > 0$, $\alpha_1 \geq 0$, $\beta_1 \geq 0$ ，此三個參數則是利用最大概似估計法求得。

(四) EGARCH 模型(以下簡稱 EGV⁴)

為捕捉非預期報酬率衝擊對報酬率波動性的不對稱效果(asymmetric effect)，Nelson(1991)修正對稱型的GARCH模型，提出單變量指數型GARCH模型，後來學者將Nelson模型加入前期自身條件波動，使其成為一般化的指數型GARCH模型。本文採用EGARCH(1,1)模型來估計波動率，計算方式則同上述，以過去一年的資訊往前預測至選擇權到期此期間每日之波動，再加以平均做為EGARCH之波動估計值，其模型結構如下：

$$\begin{aligned} r_t &= \bar{r} + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t | \Omega_{t-1} &\sim N(0, h_t) \\ \ln(h_t) &= \alpha_0 + \alpha_1 (\theta \psi_{t-1} + \gamma (|\psi_{t-1}| - E|\psi_{t-1}|)) + \beta_1 \ln(h_{t-1}) \\ \psi_{t-1} &= \frac{\varepsilon_t}{\sqrt{h_t}} \\ E|\psi_{t-1}| &= \left(\frac{2}{\pi}\right)^{1/2} \end{aligned} \quad (4)$$

⁴ 本文 EGV 表 EGARCH(1,1)之波動率估計值。

EGARCHII 模型在條件變異數的設定上，藉由參數 θ 與 γ 描述波動叢聚與好消息及壞消息對條件變異數的不對稱影響。當 $\gamma > 0$ 時，代表波動具有叢聚的現象；當 $\theta < 0$ 時，則代表波動對於好壞消息存在不對稱的槓桿效果。

(五) Black-Scholes 隱含波動率(implied volatility；以下簡稱 IV)

隱含波動率則是利用目前市場上選擇權市價代入理論模型中反推求得，反映出目前市場參與者對未來波動的預期。若標的資產市場與選擇權市場具效率性且評價模型設定正確，則選擇權價格已充分反映市場的相關資訊，其中包含了許多其他不在評價公式上的因子，如交易成本、稅賦、流動性及買賣價差等，故一般認為相較於時間序列模型而言，隱含波動率模型擁有較多未來真實波動的相關資訊，因此由選擇權市價反推出的隱含波動率是預測未來真實波動良好的代理變數。關於隱含波動率的求解，本文將選擇權的市場價格代入評價模型中，利用反函數的觀念，以牛頓法採遞迴的方式進行數值解析，逼近求解出隱含波動率。

計算隱含波動率時必須考量不同履約價格的選擇權之流動性，而實際交易量大多集中在價平的選擇權，其流動性較佳也更能反應當時的市場資訊，故價平的隱含波動率也較其他價位的波動率更有代表性。在實證研究上亦常見採用價平選擇權的隱含波動率做為波動率的估計值，如 Poon and Granger(2003)、Harvey and Whaley(1991)。此外，臺指選擇權的交易多集中在近月到期的選擇權，遠月份的選擇權契約有流動性偏低的情形，故本文採用近月的價平選擇權來估計隱含波動率。我們將價平選擇權定義為最接近加權指數價格上下兩檔履約價格的選擇權契約，包含兩個買權與兩個賣權，共四個選擇權。將選擇權市價代入評價模型中，個別求出隱含波動率，以履約價格與加權指數之差為權重，藉由線性插補法加權平均得到價平買權與價平賣權的隱含波動率(以下簡稱IV(Call)與IV(Put))，再平均價平買權與價平賣權的隱含波動率做為價平平均的隱含波動率(以下簡稱IV(Ave))。為考慮買權與賣權對未來的真實波動可能含有不同的資訊內容，本文將分別以IV(Call)、IV(Put)及IV(Ave)來做進一步的探討。在模型的選擇上，則以Black-Scholes的選擇權評價模型進行實證研究，模型公式表示如下：

$$\begin{aligned}
C_t &= S_t \Phi(d_1) - Ke^{-r(T-t)} \Phi(d_2) \\
P_t &= Ke^{-r(T-t)} \Phi(-d_2) - S_t \Phi(-d_1) \\
\Phi(d_i) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{d_i} e^{-x^2/2} dx, \quad i = 1, 2 \\
d_1 &= \frac{\ln\left(\frac{S_t}{K}\right) + \left(r + \frac{\sigma^2}{2}\right)(T-t)}{\sigma\sqrt{(T-t)}}, \quad d_2 = d_1 - \sigma\sqrt{(T-t)}
\end{aligned} \tag{5}$$

其中， C_t 為買權價格， P_t 為賣權價格， S_t 為標的指數價格， K 為履約價格， r 為無風險利率， σ 為波動率， t 表示現在的時間點， $(T-t)$ 為距到期日時間， $\Phi(d_i)$ 為標準常態分配之累積機率密度函數。本文分別以 IV(Call)、IV(Put) 與 IV(Ave) 表示由近月到期之選擇權契約反推之 Black-Scholes 價平買權、賣權與平均隱含波動率。

(六) 波動率指數(VIX)

芝加哥選擇權交易所(CBOE)於1993年推出VIX指數(波動率指數，Volatility Index)，該指數的編製是將S&P 100股價指數選擇權的市價代入Black-Scholes評價模型反推出隱含波動率，並以八個近月與次近月且最接近價平的選擇權序列之隱含波動率所組成，提供選擇權參與者更多元化的資訊。當投資人預期未來股價指數將有劇幅的波動時，投資人為了避險的需求會願意支付較高的權利金，因此VIX指數會急速飆高⁵，顯示投資人對未來市場的不確定性感到極度恐慌，隨著市場的復甦，投資人害怕的意識逐漸消弱，則VIX指數便會下降，股價指數的波動程度也會隨之趨緩，而實證研究亦指出VIX指數與其標的走勢呈現負向關係。由於VIX指數可具體地描述投資人心理的變化情形，故又稱為「投資人恐慌指標(The investor fear gauge)」⁶。然而，為改善VIX的諸多缺點，CBOE於2003年9月22日推出新的VIX指數，同時將原來的VIX指數改稱為VXO指數以區別新、舊制之VIX指數，且新的VIX改以S&P 500股價指數為標的，雖然新的VIX與VXO指數的基本概念相同，但編製的方式已有顯著的改變。

⁵ Corrado and Miller (2005)在文中指出，VXO及VIX指數通常都會有高估股價的真實波動的現象。因為波動率指數對選擇權市價的變動非常敏感，特別當投資人預期未來市場將有劇幅波動或存在高度的不確定因子時，波動率指數高估的現象就會更為明顯。

Demeterfi et al. (1999)以變異數和波動率交換契約(variance and volatility swap)的訂價概念，利用標的資產在風險中立下的分配，以未來波動的公平價格為理念基礎所推導出新 VIX 指數的編製公式。CBOE 於 2003 年 9 月 22 日以此公式編製計算並推出新的 VIX 指數，不只使用價平的選擇權契約，而是利用一連串不同履約價的選擇權分別計算近月及次近月選擇權的波動率，再以內插法求得存續期間為 30 天(約 22 個交易日)的選擇權波動率。相較於 VXO 指數而言，新的 VIX 指數擁有的市場資訊較為廣泛，也更為貼近整體市場的動態；此外，VXO 指數是由 Black-Scholes 選擇權評價模型推算而得，然而現實環境可能無法滿足模型的基本假設，導致模型使用上的缺失，而新的 VIX 指數的計算方法與選擇權評價模型無關(model-free)，因此沒有模型使用上的問題。新的 VIX 改以 S&P 500 股價指數為標的，S&P 500 指數選擇權不僅是目前在芝加哥選擇權交易所所有交易的選擇權中擁有最大的未平倉量及交易量的選擇權，也是衡量美國大型企業平均股價表現的重要指標之一。再者，S&P 500 指數選擇權為歐式選擇權，不同於 S&P 100 指數選擇權，不會有提前執行的問題。基於上述各種因素的考量，本文以 CBOE 新 VIX 指數編製公式來編製臺指選擇權的波動率指數。CBOE 新 VIX 指數的編製流程如下：

首先，以買權與賣權權利金差距最小的履約價格做為價平的履約價格，並以其對應的買權與賣權為價平選擇權，根據買賣權平價模式(put-call parity model)計算預期指數價格(F)。其公式如下：

$$F = K + e^{r(T-t)}(C - P) \quad (6)$$

其中， C 為買權價格， P 為賣權價格， K 為履約價格， $(T-t)$ 為距到期日時間， F 為預期指數。本文以 VIX 表示為新的編製方法所計算之波動率指數。

將計算好的預期指數價格(F)代入公式(7)。假設近月與次近月間波動率的期限結構為線性關係，將公式(7)所計算出之近月與次近月選擇權波動率(σ_1 與 σ_2)以線性內插法計算存續期間為 30 天(約 22 個交易日)的選擇權波動率。

$$\sigma^2 = \frac{2}{(T-t)} \sum_i \frac{\Delta K_i}{K_i^2} e^{r(T-t)} Q(K_i) - \frac{1}{(T-t)} \left[\frac{F}{K_0} - 1 \right]^2 \quad (7)$$

VIX : 波動率指數 ($VIX = \sigma \times 100$)

$(T-t)$: 距到期日期間 (日曆日, 以分計算)

F : 從選擇權價格所推出的 預期指數

K_i : 第 i 個價外選擇權的履約價格, 當 $K_i > F$ 時取用買權, 當 $K_i < F$ 時取用賣權

ΔK_i : 履約價格的間距, 等於 K_i 之上下履約價格差距的一半

$$\Delta K_i = \frac{K_{i-1} - K_{i-2}}{2}$$

對於最低履約價格來說, ΔK 僅是最低履約價格與次低履約價格之差;

ΔK 對最高履約價格來說則是最高履約價格與次高履約價格之差

K_0 : 低於預期指數 F 的第一個履約價格

r : 存續期間的無風險利率

$Q(K_i)$: 每個履約價 K_i 選擇權的買賣價差之中點

二、波動率模型的預測能力

為檢視各波動率模型與真實波動之誤差, 本文參考 Lamoureux and Lastrapes (1993) 的做法, 以平均絕對誤差(mean absolute error, MAE)、均方根誤差(root mean square error, RMSE)以及迴歸分析做為評估各模型預測的準確程度。

(一) 平均絕對誤差(MAE)

因選擇權價格對波動率變動的敏感度極高, 波動的預測誤差會導致在評價時出現價格上的誤差, 而 MAE 是以各波動率模型與未來真實波動的絕對差距來做計算, 不僅可以用來評估模型預測值與真實值之間的真正差距, 也反應了投資人在實行交易策略時可能的損失情形, 即隱含線性損失的觀念。若 MAE 愈小, 則表示該波動率模型與真實波動愈接近; 反之, 若 MAE 愈大, 則表示波動率模型的估計值偏離真實波動的度愈大。

$$MAE = \frac{\sum_{t=1}^N |\sigma_{RF,t} - \sigma_{f,t}|}{N} \quad (8)$$

其中, $\sigma_{RF,t}$ 表示第 t 期的真實波動率, $\sigma_{f,t}$ 表示各種模型第 t 期的波動率估計值, N 為樣本數。

(二) 均方根誤差(RMSE)

RMSE 與 MAE 並無太大的差異，差別僅在於給予誤差的權重不同。而 RMSE 會在誤差愈大時給予愈高的權重，誤差愈小時則給予愈低的權重。若 RMSE 愈小，則表示該波動率模型與真實波動愈接近；反之，若 RMSE 愈大，則表示波動率模型的估計值偏離真實波動的幅度愈大。

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^N (\sigma_{RV,t} - \sigma_{f,t})^2}{N}} \quad (9)$$

其中， $\sigma_{RV,t}$ 表示第 t 期的真實波動率， $\sigma_{f,t}$ 表示各種模型第 t 期的波動率估計值，N 為樣本數。

(三) 迴歸分析

Fair and Shiller (1990) 曾指出迴歸模型在評量一個估計值是否準確時，會比 MAE 或是 MSE 來得更合理。本文以迴歸模型來檢驗波動率模型的準確性和內含資訊的程度，以及對實際波動率的解釋能力。

$$\sigma_{RV,t} = \alpha + \beta \sigma_{f,t} + \varepsilon_t \quad (10)$$

其中， $\sigma_{RV,t}$ 表示第 t 期的真實波動率， $\sigma_{f,t}$ 表示各種模型第 t 期的波動率估計值。

1. 迴歸係數的顯著性檢定 (t 檢定)

α 代表波動率模型高估或低估真實波動率， β 則代表波動率模型包含真實波動之資訊的程度。首先，我們先針對迴歸係數 α 與 β 做係數顯著性之 t 檢定，檢視係數是否個別顯著異於 0。在 α 的係數顯著性檢定，若 α 不顯著異於 0，則表示該波動率模型為真實波動的不偏估計；相反地，若 α 顯著異於 0，則表示該模型為偏誤的波動估計模型。其中，若 α 顯著為正，代表模型有低估真實波動的現象；若 α 顯著為負，則代表模型有高估的現象。另外， β 的

係數顯著性檢定中，若 β 不顯著異於0，則代表模型沒有包含真實波動的相關資訊；反之，若 β 顯著異於0，則表示該波動率模型的確具有預測及內含有關真實波動的訊息。最後，檢定 β 是否顯著異於1，以檢視該模型是否為有效率的估計模型。若 β 不顯著異於1，表示模型為有效率的波動估計；若 β 顯著異於1，則代表模型欠缺與真實波動變動同步性之反應。

2. 迴歸方程的顯著性檢定 (F檢定或卡方檢定)

為檢視波動率模型的整體表現，我們將以F或卡方檢定統計量同時檢定 α 等於0且 β 等於1。若模型為良好之波動估計值，則 α 與 β 在統計上會分別不顯著異於0和1；反之，若聯合檢定結果為顯著拒絕虛無假設，此模型則可能為偏誤或不效率，又或者是偏誤且不效率之估計模型。

3. 調整後判定係數(Adjusted R-square；以下簡稱Adj-R²)

迴歸分析中之經調整後的判定係數是一個相對資訊內容的指標，能說明迴歸式的解釋能力，故本文亦將此指標納入評估的基準之一。Adj-R²愈高，表示迴歸的配適度愈高，亦即波動率預測值愈接近市場的真實波動。

三、波動率模型的複迴歸分析

(一) 共線性診斷

進行複迴歸分析時，常會發生多元共線性(multicollinearity)的現象，若自變數間具有高度的線性相關，則會使得迴歸係數的變異數變大而無法精確估計或迴歸係數與相關係數正負符號不同等問題，這些問題又稱為「共線性問題」。由於具有共線性的自變數所提供的訊息相似且有共同解釋的部份，故無法分辨個別解釋變數對應變數有多大的影響及解釋能力。

為檢視解釋變數間是否存在共線性的問題，本文利用變異數膨脹因子(variance inflation factor，以下簡稱VIF)來評估解釋變數間共線性的嚴重程度。令單一解釋變數為被解釋變數，其他解釋變數為自變數以進行迴歸，此

迴歸稱為「輔助迴歸式」，利用輔助迴歸式的判定係數來描述變數間線性重合的程度，並用以計算VIF值。若VIF的值愈大，則代表此變數與其他解釋變數愈有共線性的問題，當VIF值大於10時，常被視為多元共線性將過度影響最小平方估計的一個指示訊息。VIF的定義如下：

$$VIF(\hat{\beta}_i) = \frac{1}{(1 - R_i^2)} \quad (11)$$

其中， $\hat{\beta}_i$ 表示第i個解釋變數的係數估計值， R_i^2 表示第i個解釋變數與其他解釋變數間的多元相關係數平方(輔助迴歸式之判定係數)， $VIF(\hat{\beta}_i)$ 表示第i個解釋變數的VIF值。

(二) 加入交易量資訊

本文將交易量區分為股價指數成交量、選擇權成交量與未平倉量，進一步將交易量資訊納入考量，檢視市場交易狀況是否有助於波動率模型的預測能力。關於交易量變數的處理，本文採用 Ni, Pan, and Poteshiman (2008) 的做法，將股價指數當日的總成交量取自然對數，另以當日選擇權成交量及未平倉量加總做為波動率預測之交易量變數，再分別代入時間序列模型與隱含波動率和波動率指數模型。其公式分別表示如下：

1. 時間序列模型

$$\sigma_{RV,t} = \alpha + \beta_1 \sigma_{TS,t} + \beta_2 \ln(Vol_t) + \varepsilon_t \quad (12)$$

其中， $\sigma_{RV,t}$ 表示第t期的真實波動率， $\sigma_{TS,t}$ 表示第t期時間序列模型的波動估計值，包含 IIV、GV、EGV， $\ln(Vol_t)$ 表示第t期臺灣加權股價指數當日的總成交量取自然對數。

2. 隱含波動率模型與波動率指數

$$\sigma_{RV,t} = \alpha + \beta_1 \sigma_{Option,t} + \beta_2 OVol_t + \varepsilon_t \quad (13)$$

$$\sigma_{RV,t} = \alpha + \beta_1 \sigma_{Option,t} + \beta_2 OOI_t + \varepsilon_t \quad (14)$$

其中， $\sigma_{RV,t}$ 表示第t期的真實波動率， $\sigma_{Option,t}$ 表示由選擇權推導之第t期波動代理變數，包含隱含波動率(Call、Put、Ave)與 VIX， $OVol_t$ 表選擇權第t期當日成交量加總， OOI_t 表示選擇權第t期當日未平倉量加總。

為檢視交易量資訊是否內含真實波動的相關資訊及能否提升模型的預測能力，故本文分別對公式(12)、(13)和(14)做係數顯著性的 t 檢定，並觀察的 Adj-R² 變化情形。在 β_2 的係數顯著性檢定，若 β_2 不顯著異於 0，則表示該交易量沒有包含真實波動的相關資訊；反之，若 β_2 顯著異於 0，則表示該交易量內含有關真實波動的資訊。另外，觀察加入交易量資訊後迴歸模型的 Adj-R² 成長率，若 Adj-R² 呈現正向成長，則表示加入交易量資訊的確有助於波動率模型的預測能力；反之，若 Adj-R² 呈現負向成長，則表示交易量無法提升模型的預測能力。

(三) 波動率模型的相對預測能力

$$\sigma_{RV,t} = \alpha + \beta_1 \sigma_{HV,t} + \beta_2 \sigma_{GG,t} + \beta_3 \sigma_{Option,t} + \varepsilon_t \quad (15)$$

其中， $\sigma_{RV,t}$ 表示第 t 期的真實波動率， $\sigma_{HV,t}$ 表示第 t 期歷史波動率， $\sigma_{GG,t}$ 為 GARCH 家族第 t 期之波動模型，包含 GV 與 EGV， $\sigma_{Option,t}$ 表示由選擇權推導之第 t 期波動代理變數，包含 IV 與 VIX。

本文沿用 Fair and Shiller(1990)的想法，以公式(15)同時將時間序列、隱含波動率與波動率指數模型同時代入複迴歸式，分別對不同的波動率模型進行交叉比較，檢視波動率模型間是否內含彼此的資訊，以及複合之迴歸式的解釋能力是否顯著增加。複迴歸模型中，若波動率模型間內含的訊息彼此獨立，則迴歸係數會分別顯著異於 0；若一波動率模型的資訊內容涵蓋另一模型，則該模型之迴歸係數會顯著異於 0 且 Adj-R² 會明顯增加。

四、樣本外選擇權評價

標的資產的波動是影響選擇權訂價的重要因子之一，由於無法直接在市場上直接觀察而得，且選擇權價格對波動率變動的敏感度極高，它的估計方法在選擇權訂價上就顯得格外重要。因此本文使用不同的波動率估計方法，將標的資產價格、履約價格、無風險利率、距到期日時間與波動率等參數代入 Black-Scholes 評價模型中，得到選擇權的理論價格，並與市場價格做比較，觀察何種估計方法在選擇權的評價上具有較小的誤差。

本文以迴歸分析來衡量波動率模型預測的準確性及反應未來真實波動的效率性，若波動率模型與真實波動之間存在此簡單的線性關係且評價模型正確，則以迴歸方程式所計算出的真實波動代入選擇權評價模型得到的理論價格應會近似選擇權的市場價格。因此本文欲進一步檢驗各波動率模型除了內含未來真實波動的相關資訊，而此關係是否能對選擇權做出更正確的評價。在樣本外評價所使用的波動率模型，分別為 HV、IV(Call)、IV(Put)和 VIX 等模型；為檢視各波動率模型與真實波動的線性關係是否有助於選擇權的評價，代入評價模型的波動率參數，則又區分為原始的波動率模型(original，以下簡稱 ori)，以及結合各波動率模型的迴歸估計結果所計算的真實波動(regression，以下簡稱 reg)等兩個類別，觀察在不同類別中，何種波動率模型具有較佳的樣本外評價效果。

由於臺指選擇權的交易量大多集中在近月的價平選擇權上，故本文特別針對近月的價平選擇權做評價，分別為最接近加權指數上下兩檔履約價格的買權及賣權，共四個選擇權契約。使用每個月到期日後的第一個星期三以前的股價指數報酬計算 HV，以當日的選擇權資料分別計算 IV(Call)、IV(Put)和 VIX，並以原始與迴歸式所計算的波動率對未來五個營業日的價平選擇權予進行樣本外評價。

(一) 評價誤差衡量指標

本文根據各種不同的波動率估計方法代入 Black-Scholes 評價模型求得買權及賣權的理論價格，計算選擇權市價與理論價格之間的差距。Chu and Freund(1996)以平均絕對誤差(MAE)、平均絕對百分比誤差(mean absolute percentage error, MAPE)及價格誤差(price error, PE)等誤差指標來衡量評價的誤差，本文則以 MAE、RMSE 以及 PE 等指標來衡量不同波動率估計方法其評價的優劣及績效。

1. 平均絕對誤差(MAE)

計算選擇權市價與理論價格的平均絕對差距。若 MAE 愈小，則表示該波動率估計方法所求得的理論價格愈接近市場的選擇權價格；反之，若 MAE 愈大，則表示理論價格偏離選擇權市場價格的程度愈大。

$$MAE = \frac{\sum_{i=1}^N |O_{mkt,i} - \hat{O}_i|}{N} \quad (16)$$

其中， $O_{mkt,i}$ 為選擇權市場價格， \hat{O}_i 為選擇權的理論價格，N 為樣本數。

2. 均方根誤差(RMSE)

計算在同一時點各波動率模型與未來真實波動平方差距，再予以平均開根號。若 RMSE 愈小，則表示該波動率模型所求得的理論價格愈接近市場的選擇權價格；反之，若 RMSE 愈大，則表示理論價格偏離選擇權市場價格的程度愈大。

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (O_{mkt,i} - \hat{O}_i)^2}{N}} \quad (17)$$

其中， $O_{mkt,i}$ 為選擇權市場價格， \hat{O}_i 為選擇權的理論價格，N 為樣本數。

3. 價格誤差(PE)

藉由觀察 PE 的值，可得知不同的波動率估計方法求算的理論價值大致有高估或低估選擇權市價的現象，但其缺點為易受極端值的影響。若 PE 小於 0，表示理論價格有高估市場價格的現象；若 PE 大於 0，則表示理論價格有低估的現象。

$$PE = \frac{\sum_{i=1}^N (O_{mkt,i} - \hat{O}_i)}{N} \quad (18)$$

其中， $O_{mkt,i}$ 為選擇權市場價格， \hat{O}_i 為選擇權的理論價格，N 為樣本數。

參、實證分析與結果

一、資料來源與選取

在檢驗波動率模型與真實波動率的關係時，選擇最適的樣本頻率是一個常見的問題。之前的文獻顯示，即便是同個資料集(data set)，若使用不同的抽樣過程，都可能有截然不同的結論。Christensen and Prabhala (1998)指出，使用重疊性資料做為樣本會顯著高估歷史波動的預測能力，且在進行迴歸分析上會產生虛假迴歸的問題，甚至導致錯誤的結論。為了避免選取重疊性資料及到期期限不一致的問題，本文根據 Christensen and Prabhala (1998)的取樣方法，選取每個月選擇權契約到期日後的第一個星期三資料做為樣本，選取星期三是因為星期三鮮少為假日，若星期三的資料無法取得則使用下一個營業日之資料代替，此與國內文獻莊益源、張鐘霖、王祝三 (2003)的取樣方法不同。

(一)臺灣加權股價指數

本研究之臺灣加權股價指數資料來源為台灣證券交易所之『台灣加權股價指數每日收盤行情』。股價指數樣本為 2003 年 1 月 2 日至 2009 年 3 月 4 日之日收盤資料，共計 1528 個交易日資料，用以計算時間序列模型的波動率；股價指數成交量資料則取 2004 年 1 月至 2008 年 9 月間每個月選擇權契約到期日後第一個星期三之成交總量，共 57 個交易日資料。

(二)臺灣加權股價指數選擇權

本研究之選擇權資料來源為臺灣期貨交易所『臺灣加權指數選擇權每日交易行情表』之買權和賣權收盤資料，波動率預測之資料期間為 2004 年 1 月至 2008 年 9 月之每個月選擇權契約到期後第一個星期三之選擇權收盤資料，並擷取當日選擇權成交量及未平倉量加總做為波動率預測之交易量變數，共 57 個交易日資料，其中包括 3146 筆買權資料和 2873 筆賣權資料；樣本外選擇權評價之資料期間⁶為 2008 年 11 月至 2009 年 2 月之每個月選擇權

⁶ 2008 年 10 月 22 日至 2008 年 10 月 29 日的近月價平選擇權隱含波動率大幅攀升，顯示經歷金融海嘯後，市場對後勢出現極度恐慌的氣氛。其中又以賣權隱含波動率的變化較為劇

契約到期後第一個星期三之選擇權收盤資料，並對取樣日未來五個營業日之價平選擇權進行樣本外評價，共使用 24 個交易日資料，其中包括 48 筆買權資料和 48 筆賣權資料。選取近月價平的選擇權資料計算隱含波動率；使用近月及次近月一連串不同履約價之選擇權資料，根據 CBOE 新編 VIX 指數公式，計算臺指選擇權波動率指數。

(三)無風險利率

一般國外文獻所使用的無風險利率均以短天期的政府公債、國庫券利率或是 LIBOR 為主，依選擇權到期日選取存續期間最接近且存續期間在 30 日以上的利率為近月與次近月的無風險利率，若選擇權存續期間小於 30 日，無風險利率則以存續期間為 30 日的利率做為替代；國內則通常採用商業本票次級市場利率(CP2)或以銀行定期存款利率為無風險利率。本文採用臺銀一個月及三個月的定存利率，將取得的利率轉換成連續複利，並以內插法求得次近月選擇權存續期間相同之無風險利率，以代入 Black-Scholes 模型中使用，資料來源為時報資料庫。

二、波動率模型的基本敘述統計量及時間序列走勢

表一為各波動率模型之基本敘述統計量⁷。在平均數的部份，時間序列模型較隱含波動率與波動率指數模型接近真實波動的平均數，且隱含波動率與波動率指數模型的平均數皆高於真實波動。根據真實波動分配的形狀量數，顯示其分配具有正偏及厚尾的特性。

綜合表一中各敘述統計量，以 HV 的整體表現與真實波動較為貼近，因 HV 為真實波動的落後期，其資料的取樣與真實波動的部分資料相同，故樣本分配會較為相似。然而，由圖三 HV 與 RV 的時間序列走勢可看出 HV 有落後真實波動的現象，顯示樣本分配較相近並不代表該模型亦有較好的預測

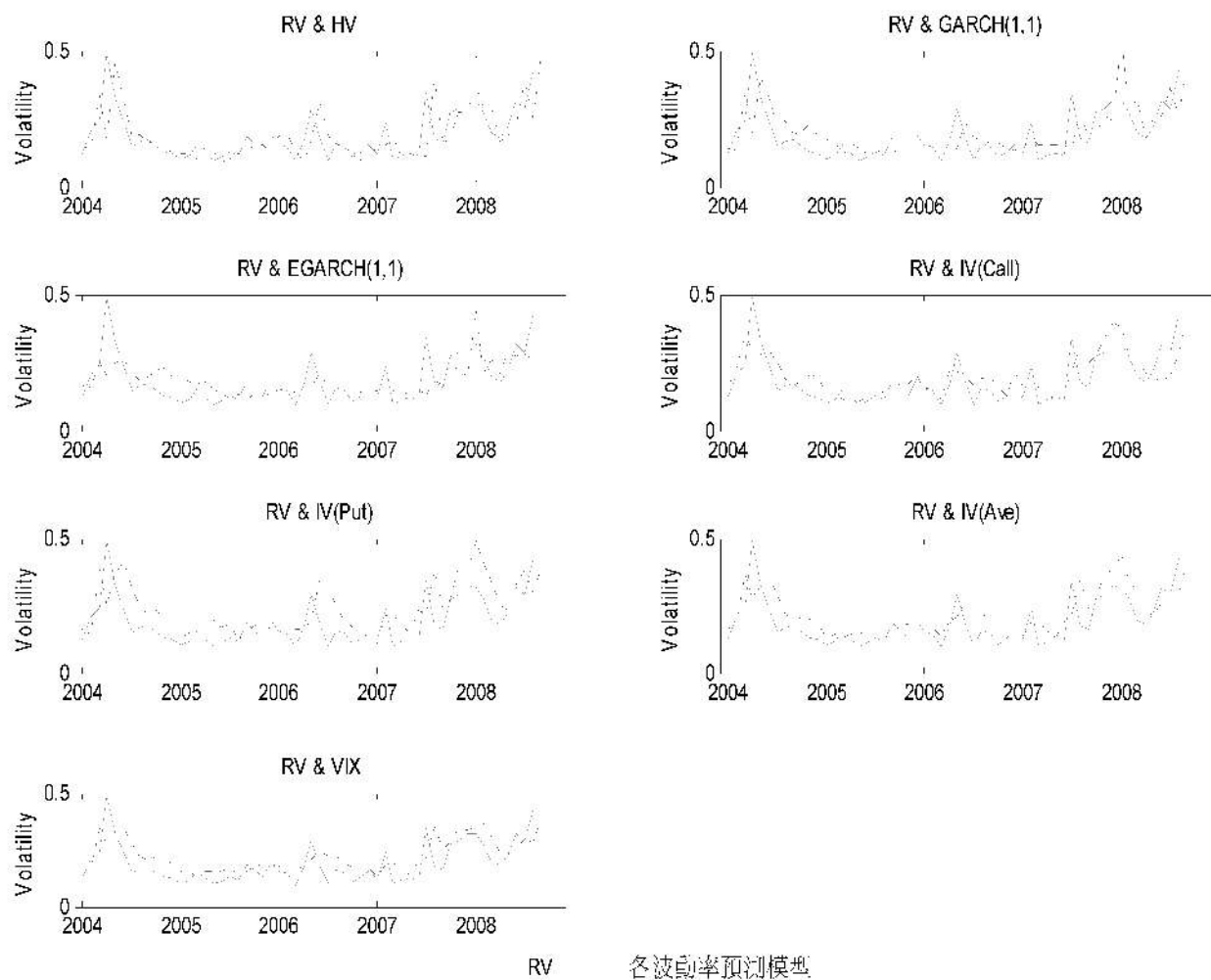
烈，賣權的隱含波動率均高達 70%以上，而 24 日和 27 日近月價平賣權的隱含波動率更高達 100%以上。此期間內不論使用何種波動率估計方法所計算出的理論價格皆與市場價值有很大的差距，為避免極端值扭曲實證結果，故樣本外評價期間特將此期間予以剔除。

⁷隱含波動率中，IV(Ave)為 IV(Call)和 IV(Put)之平均，而某些 IV(Ave)的敘述統計量卻不是介於 IV(Call)和 IV(Put)之間，如最小值和中位數，可能的原因為 IV(Call)和 IV(Put)隱含不同的資訊，呈現的型態亦有所不同，因此 IV(Call) 和 IV(Put)之最小值和中位數皆發生在不同的時點上，而 IV(Ave)的最小值和中位數則分別出現在 IV(Call)和 IV(Put)都偏低及中位數附近的情況下，故 IV(Ave)的最小值和中位數可能在 IV(Call)和 IV(Put)兩者的範圍之外。

能力，故本文另以 MAE、RMSE 等誤差指標及迴歸分析來衡量波動率模型的預測能力。

表壹：波動率模型之敘述統計量

波動率 模型	平均數	標準差	最小值	中位數	最大值	偏態	峰態
RV	0.1937	0.0921	0.0973	0.1595	0.4924	1.3310	4.2526
IIV	0.1915	0.0931	0.0939	0.1613	0.4623	1.4062	4.1226
GV	0.2019	0.0880	0.1109	0.1742	0.5548	1.8161	6.5933
EGV	0.1891	0.0595	0.1200	0.1701	0.4401	1.6703	6.9706
IV(Call)	0.2073	0.0746	0.1083	0.1950	0.4128	0.9878	3.3759
IV(Put)	0.2386	0.0933	0.1137	0.2143	0.4913	0.7975	2.5571
IV(Ave)	0.2229	0.0794	0.1297	0.1945	0.4380	0.9139	2.8711
VIX	0.2219	0.0707	0.1321	0.1989	0.3829	0.7503	2.3634



圖三：各波動率模型的時間序列走勢圖

三、波動率模型預測能力之比較分析

(一)平均絕對誤差(MAE)和均方根誤差(RMSE)檢定

首先，先針對各波動率估計值分別計算 MAE 和 RMSE，並依據誤差大小予以排序，以檢視各波動率估計值與真實波動之間的差距。表二中顯示，在 MAE 與 RMSE 兩個誤差衡量指標之下，皆以 IV(Call)為誤差最小的估計模型。其次，以 IV(Ave)及 EGV 分居誤差最小第二、三名；再來是時間序列之 HV 與 GV；最後，則是以選擇權資料所推導之模型以 IV(Put)與 VIX 估計效果為最差。

根據 MAE 與 RMSE 的誤差分析結果，顯示由選擇權所推導出的波動代理變數，其預測未來波動的績效竟較時間序列模型差，此結果與一般直覺不符。其中，IV(Call)與 IV(Ave)皆分居在誤差最小的前三名之內，而 IV(Put)則誤差較大，顯示 IV(Put)所隱含的資訊應與 IV(Call)不同，且 IV(Call)與未來真實波動有較佳的連動關係。此外，因 VIX 提供較廣泛的市場資訊，故一般預期其預測能力相對來說應較時間序列與隱含波動率模型佳。然而，VIX 須使用買權和賣權的資料進行運算，而臺指選擇權市場中賣權所隱含的資訊對真實波動的解釋能力欠佳，且該指數不僅反應投資人對未來波動的預期也包含其對波動率相關之衍生性金融商品訂價的看法，亦可能因資訊過於混雜或臺指選擇權市場之次近月價外選擇權契約缺乏流動性，以致出現較差的預測績效。

表貳：波動率模型之 MAE 和 RMSE 比較表

波動率模型	MAE	RMSE
HV	0.0578 (4)	0.0849 (5)
GV	0.0603 (5)	0.0829 (4)
EGV	0.0550 (2)	0.0763 (3)
IV(Call)	0.0491 (1)	0.0640 (1)
IV(Put)	0.0747 (6)	0.0945 (6)
IV(Ave)	0.0575 (3)	0.0739 (2)
VIX	0.1915 (7)	0.2119 (7)

註：1. 小括號內的數字為排名順序，排名愈前者表示誤差愈小。

(二) 迴歸分析

本文以迴歸模型來檢驗波動率模型的準確性和內含資訊的程度，以及對實際波動率的解釋能力，如公式(10)。表三的實證結果顯示，在5%的顯著水準下，隱含波動率(Call、Put、Ave)、VIX與EGV的 α 值不顯著異於0，顯示模型為不偏估計，其中Corrado and Miller (2005)指出VIX指數有高估真實波動的現象，則與本文的研究發現不同，而HV和GV的 α 顯著為正，表示模型有低估真實波動的現象；在 β 值的檢定，各波動率預測模型均顯著異於0，顯示各模型皆內含未來真實波動的相關資訊，其中含有最多訊息的模型為IV(Call)(β 值為0.9049)，包含最少訊息的則是HV(β 值為0.5665)；另外，EGV、IV(Call)與VIX的 β 值皆不顯著異於1，表示此三模型為有效率的預測估計值。表三的迴歸方程聯合檢定中，EGV與IV(Call)的 α 與 β 在統計上分別不顯著異於0和1，顯示此兩模型為不偏且效率的估計模型。另一方面，隱含波動率模型(Call、Put、Ave)與VIX的Adj-R²皆高於時間序列模型，顯示由選擇權所推導的波動代理變數較時間序列模型具有較佳的解釋能力，其中又以IV(Call)的Adj-R²最高。而選擇權推導之波動率模型中，以IV(Put)的 β 值與Adj-R²為最低，顯示IV(Put)的內含資訊以及對未來股價波動的解釋能力皆較其他選擇權之波動模型差，其 β 值甚至比條件波動(GV和EGV)還低。

綜合表二與表三的結果，IV(Call)不僅為誤差最小的預測模型，亦為不偏且效率的波動估計，顯示IV(Call)擁有較高的資訊內容及解釋能力。此外，EGV在迴歸分析結果中，其Adj-R²雖為所有模型中最低者，但仍為不偏且效率的預測模型，且在MAE與RMSE的誤差衡量下，其誤差排名僅次於IV(Call)且與IV(Ave)的排名不相上下，顯示股票市場對於正、負報酬的衝擊可能存有不對稱的槓桿效果。

表參：波動率模型預測未來真實波動之簡單迴歸分析

波動率模型	α	β	Adj-R ²	F statistic	χ^2 statistic	T statistic
HV	0.0852*** (3.6657)	0.5665*** (5.1789)	0.3156	7.8763 [0.0010]	15.7527 [0.0004]	-3.9628 [0.0002]
GV	0.0724*** (2.8511)	0.6005*** (5.1982)	0.3173	6.3126 [0.0034]	12.6253 [0.0018]	-3.4583 [0.0010]
EGV	0.0301 (0.877)	0.8651*** (4.9937)	0.2995	0.4039 [0.6697]	0.8078 [0.6677]	-0.7787 [0.4395]
IV(Call)	0.0061 (0.2452)	0.9049*** (7.985)	0.5285	1.6684 [0.1980]	3.3368 [0.1886]	-0.839 [0.4050]
IV(Put)	0.0546* (1.9857)	0.5832*** (5.4301)	0.3372	17.74 [0.0000]	35.4808 [0.0000]	-3.8812 [0.0003]
IV(Ave)	0.0151 (0.5644)	0.8012*** (7.0885)	0.4679	6.9435 [0.0020]	13.887 [0.0010]	-1.7588 [0.0841]
VIX	-0.005 (-0.1692)	0.8957*** (7.0246)	0.4633	5.2976 [0.0079]	10.5952 [0.0050]	-0.8178 [0.4169]

註：1. 小括號內的數字為 t 值；中括號內的數字為 p 值。

2. ***表在1%顯著水準下為顯著；**表在5%顯著水準下為顯著；*表在10%顯著水準下為顯著。

3. F statistic及 χ^2 statistic為同時檢定 $\alpha=0$ 與 $\beta=1$ 之檢定統計量；T statistic為檢定 $\beta=1$ 之檢定統計量。

(三)加入交易量之迴歸模型

本文以公式(12)、(13)和(14)之複迴歸模型來分析交易量資訊是否內含真實波動的資訊內容及提升波動率模型的預測能力，並以 VIF 來評估解釋變數間共線性的程度。表四中，各複迴歸模型之 VIF 值皆介於 1 至 2 之間且小於 10，顯示各波動率模型與交易量資訊共線性的程度很低，故不影響最小平方方法之參數估計的準確性。

表四及表五中，時間序列模型加入加權股價指數當日總成交量後， α 均顯著為負，顯示在考慮股價指數成交量後，模型有高估真實波動的現象。 β_1 係數則依舊顯著但相較於簡單迴歸模型皆下降許多，另外， β_2 係數均顯著為正且 Adj-R² 也增加了(Adj-R² 成長率最高的為 EGV，其次為 HV，最後為 GV)，表示時間序列模型的資訊內容會被指數成交量的資訊所瓜分，顯示加入指數成交量不僅能增加更多的解釋能力，而指數成交量與未來真實波動也有顯著的正向關係。此結論與莊益源、張鐘霖、王祝三 (2003)的結果相左。

在隱含波動率與波動率指數模型的部分，加入交易量資訊後各模型仍為不偏。就加入選擇權當日總成交量而言，僅有 IV(Call)之 β_2 係數顯著為正，Adj-R² 成長率僅有 IV(Put)為負，其他模型則皆為正，表示除了 IV(Put)之外，加入選擇權成交量資訊仍可提供額外的解釋能力，雖然僅有 IV(Call)的 β_2 係數呈顯著；就加入選擇權當日總未平倉量而言，不僅 β_2 係數不顯著且 Adj-R² 成長率皆為負，顯示加入未平倉量資訊無法增加模型的預測能力。此結果與 Fung (2007)的結論一致，而莊益源、張鐘霖、王祝三 (2003)的實證結果則指出，臺指選擇權市場成立初期，加入選擇權交易量資訊有助於提高模型的預測能力，次期時段則無法提升模型的預測績效。

根據表四及表五的實證結果，我們推測可能的原因是時間序列模型所隱含的資訊及對真實波動的解釋能力較低，因此加入股價指數成交量的交易量資訊則有助其模型的預測能力。然而，由於選擇權推導的波動率模型是以選擇權當日成交量及未平倉量加總做為交易量變數，可能因資訊過於混雜而無法提升模型的預測能力，若能如 Ni, Pan, Poteshiman (2008)將交易量資訊以交易策略來做進一步的分類再進行分析，則可能會有不同的解釋結果。另外，本文的取樣及對交易量之自變數的處理方法與莊益源、張鐘霖、王祝三 (2003)不同，可能使得實證結果不盡相同。

表肆：波動率模型加入交易量之迴歸分析

		α	β_1	β_2	Adj-R ²
時間 序列 模型	股價指數成交量(ln(Vol))				
	HV	-0.9739** (-2.0676)	0.5089*** (4.6858) [1.0587]	0.0705** (2.2511) [1.0587]	0.3627
	GV	-0.8286* (-1.7080)	0.5323*** (4.4799) [1.1053]	0.0603* (1.8598) [1.1053]	0.3465
	EGV	-1.0634** (-2.2522)	0.7765*** (4.5402) [1.0524]	0.0732** (2.3216) [1.0524]	0.3512
隱含 波動率 及波動率 指數模型	選擇權成交量(OVol)				
	IV(Call)	-0.0448 (-1.2982)	0.9569*** (8.4763) [1.0519]	1.39E-07** (2.0735) [1.0519]	0.5552
	IV(Put)	0.0313 (0.8157)	0.5956*** (5.4863) [1.0173]	7.04E-08 (0.8746) [1.0173]	0.3343
	IV(Ave)	-0.023 (-0.6277)	0.8321*** (7.3228) [1.0339]	1.08E-07 (1.5029) [1.0339]	0.4798
	VIX	-0.0477 (-1.2114)	0.9366*** (7.3057) [1.0404]	1.16E-07 (1.6167) [1.0404]	0.4786
	選擇權未平倉量(OOI)				
	IV(Call)	-0.0435 (-0.6541)	0.9842*** (6.5438) [1.7500]	5.35E-08 (0.805) [1.7500]	0.5254
	IV(Put)	0.1057 (1.4819)	0.5199*** (3.8501) [1.5698]	-5.80E-08 (-0.7773) [1.5698]	0.3324
	IV(Ave)	-0.015 (-0.2082)	0.8464*** (5.5772) [1.7767]	3.22E-08 (0.4505) [1.7767]	0.4601
	VIX	-0.0293 (-0.3899)	0.9349*** (5.5002) [1.7485]	2.51E-08 (0.3522) [1.7485]	0.4546

註：1. 小括號內的數字為 t 值；中括號內的數字為 VIF 值。

2. ***表在 1%顯著水準下為顯著；**表在 5%顯著水準下為顯著；*表在 10%顯著水準下為顯著。

表伍：加入當日交易量資訊之 $\Delta \text{Adj-R}^2$ 成長率

Adj-R ² 成長率					
時間序列模型		隱含波動率與波動率指數模型			
股價指數成交量(Vol)		選擇權成交量(OVol)		選擇權未平倉量(OOI)	
IIV	0.1492	IV(Call)	0.0505	IV(Call)	-0.0059
GV	0.0920	IV(Put)	-0.0086	IV(Put)	-0.0142
EGV	0.1726	IV(Ave)	0.0254	IV(Ave)	-0.0167
		VIX	0.0330	VIX	-0.0188

四、波動率模型相對預測能力之比較分析

(一)隱含波動率模型之複迴歸分析

$$\sigma_{RV,t} = \alpha + \beta_1 \sigma_{IV(Call),t} + \beta_2 \sigma_{IV(Put),t} + \beta_3 \sigma_{IV(Ave),t} + \varepsilon_t \quad (19)$$

其中， $\sigma_{RV,t}$ 表示第 t 期的真實波動率， $\sigma_{IV(Call),t}$ 、 $\sigma_{IV(Put),t}$ 及 $\sigma_{IV(Ave),t}$ 分別表示第 t 期價平買權、賣權與平均隱含波動率。

由於以往文獻都偏向以買權的隱含波動率進行實證研究，如 Canina and Figlewski (1993)、Christensen and Prabhala (1998)等，為檢視在臺指選擇權市場買權、賣權所隱含的資訊對未來真實波動的解釋能力分別為何，本文將隱含波動率模型區分為 IV(Call)、IV(Put)和 IV(Ave)來比較模型的預測能力。但在進行各模型的相對預測能力分析時，為簡化起見，本文以公式(19)分別對 IV(Call)、IV(Put)及 IV(Ave)等模型進行兩兩複迴歸分析，篩選出隱含波動率模型(Call、Put、Ave)中較具代表性的波動模型，並以 VIF 來衡量解釋變數間共線性的嚴重程度。

根據表六之複迴歸結果，顯示 IV(Call)分別與 IV(Put)及 IV(Ave)的迴歸式中， β_1 係數皆呈顯著，而 β_2 和 β_3 係數皆不顯著，表示 IV(Put)和 IV(Ave)所內含的資訊皆能被 IV(Call)所解釋，即 IV(Call)的預測績效優於 IV(Put)和 IV(Ave)；而 IV(Put)與 IV(Ave)中，其 VIF 值大於 10，顯示 IV(Put)和 IV(Ave)間存在高度的線性相關，並導致 IV(Put)的係數估計和相關係數出現正負符號不同之異常現象，故無法進一步去探討 IV(Put)、IV(Ave)與真實波動之間的

關係。最後，本文以 IV(Call) 為隱含波動率模型的代表⁸，並進行各波動率模型相對預測能力之比較分析。

表陸：隱含波動模型之複迴歸分析

	α	β_1	β_2	β_3	Adj-R ²
		IV(Call)	IV(Put)	IV(Ave)	
IV(Call) & IV(Put)	0.0049 (0.1924)	0.8709*** (4.6886) [2.6404]	0.0345 (0.2323) [2.6404]		0.5202
IV(Call) & IV(Ave)	0.0049 (0.1924)	0.8364** (2.6447) [7.6542]		0.069 (0.2323) [7.6542]	0.5202
IV(Put) & IV(Ave)	0.0049 (0.1924)		-0.8364** (-2.6447) [11.9805]	1.7418*** (4.6886) [11.9805]	0.5202

註：1. 小括號內的數字為 t 值；中括號內的數字為 VIF 值。

2. ***表在 1%顯著水準下為顯著；**表在 5%顯著水準下為顯著；*表在 10%顯著水準下為顯著。

(二)各波動率模型之複迴歸分析

本文根據公式(15)的複迴歸模型來進行波動率模型之相對預測能力分析，並以 VIF 來衡量解釋變數間是否存在共線性等問題。表七中，各複迴歸模型之 VIF 值皆小於 10，顯示各波動率模型間共線性的程度應不至於過度影響最小平方法之參數估計的準確性，但模型間仍可能因存在較高的相關程度而導致係數出現不顯著的情形。

⁸ 本文亦針對 IV(Put)及 IV(Ave)做相對預測能力之比較分析。隱含波動率模型對時間序列模型兩兩複迴歸中，隱含波動率模型皆一致具有較佳的解釋能力，此與 Christensen and Prabhala (1998)的結論一致；而加入兩個時間序列模型與隱含波動率模型進行比較時，則僅有 IV(Put)的係數不顯著異於 0，甚至在某些狀況還比時間序列模型更不顯著。隱含波動率與波動率指數模型之間的比較分析中，因 VIF 值大於 10，使得 IV(Ave)與 VIX 的係數皆呈不顯著，而 IV(Put)與 VIX 的複迴歸結果中，IV(Put)的係數估計和相關係數則出現正負符號不同之異常現象，故無法進一步去探討個別波動率模型與真實波動之間的關係。綜合以上及表六之分析結果可知，隱含波動率模型中，以 IV(Put)內含較少關於未來真實波動的資訊內容。

首先，針對兩兩不同模型相對預測能力進行比較分析。表七迴歸式(1)、(3)中，HV 與 GV(GV 與 EGV)之係數均不顯著，此結果可能是由於兩變數之間存在高度線性相關(分別為 0.89 和 0.91)，以致係數缺乏顯著⁹。迴歸式(2) HV 與 EGV 之係數均顯著異於 0 且 Adj-R² 相較於簡單迴歸皆有增加，但又以 HV 的係數較為顯著，則此兩模型所內含的資訊可能呈現獨立。迴歸式(4)、(5) (迴歸式(6)、(7)、迴歸式(8)、(9))中，IV(Call)與 VIX 的係數分別顯著異於 0，而 HV(GV、EGV)則不顯著且相較於 IV(Call)、VIX 簡單迴歸之 Adj-R² 不增反降，顯示 HV(GV、EGV)相較於 IV(Call)和 VIX 沒有額外的解釋能力¹⁰。

其次，加入兩個時間序列模型並分別與隱含波動率及波動率指數模型進行比較分析。在迴歸式(10)、(11)、(12)、(13)中，IV(Call)與 VIX 的係數分別顯著異於 0，其他變數則不顯著，且相較於 IV(Call)、VIX 簡單迴歸之 Adj-R² 同樣不增反降，結果與上述結果一致，顯示時間序列模型(HV、GV、EGV)所內含的資訊分別可被 IV(Call)和 VIX 所解釋。此結果與 Christensen and Prabhala (1998)、Fung (2007)、Corrado and Miller (2005)、Carr and Wu (2006) 和 Giot and Laurent (2007)的結論一致，顯示選擇權所隱含的資訊對股價指數的波動不僅有較佳的解釋力且涵蓋了時間序列模型的資訊內容。

最後，針對 IV(Call)及 VIX 進行比較，檢視何種模型具有最佳的波動預測能力。在迴歸式(14)中，IV(Call)的係數顯著異於 0，而 VIX 則不顯著且相較於 IV(Call)簡單迴歸之 Adj-R² 同樣不增反降，顯示 IV(Call)對於未來真實波動的預測能力明顯優於時間序列及波動率指數模型，並且為最佳的波動預測模型。此結論更加印證先前的推論 IV(Call)不僅內含較高的資訊內容，其與未來股價的波動亦有較高的連動關係。

⁹ Day and Lewis (1993)文中指出，若波動率模型間存在高度線性相關時，可能導致係數缺乏顯著。

¹⁰ 僅有迴歸式(8)相較於 IV(Call)之簡單迴歸，在加入 EGV 後的 Adj-R² 呈現小幅增加。

表柒：波動率模型之複迴歸分析

迴歸式	模型	α	β_1 HV	β_2 GV EGV	β_3 IV(Call) VIX	Adj-R ²
時間序列模型						
(1)	HV, GV	0.072*** (2.8448)	0.2939 (1.2382) [4.7654]	0.3243 (1.2921) [4.7654]		0.3238
(2)	HV, EGV	0.0393 (1.1757)	0.3486** (2.2057) [2.1825]	0.4635* (1.8735) [2.1825]		0.3454
(3)	GV, EGV	0.052 (1.3904)		0.4043 (1.4071) [6.1358]	0.3175 (0.7465) [6.1358]	0.3117
時間序列、隱含波動率與波動率指數模型						
(4)	HV, IV(Call)	0.0062 (0.2477)	0.0556 (0.4034) [2.2669]		0.8531*** (4.9614) [2.2669]	0.5212
(5)	HV, VIX	-0.0097 (-0.3017)	-0.0773 (-0.4015) [3.8862]		0.9834*** (3.8821) [3.8862]	0.4550
(6)	GV, IV(Call)	0.0047 (0.1874)		0.0687 (0.4755) [2.2340]	0.8446*** (4.9513) [2.2340]	0.5217
(7)	GV, VIX	-0.0048 (-0.1573)		0.0088 (0.0473) [3.2294]	0.8866*** (3.834) [3.2294]	0.4534
(8)	EGV, IV(Call)	-0.0119 (-0.4068)		0.2202 (1.1809) [1.7329]	0.7908*** (5.3196) [1.7329]	0.5318
(9)	EGV, VIX	-0.0152 (-0.474)		0.1905 (0.8591) [2.1288]	0.7791*** (4.1775) [2.1288]	0.4607
(10)	HV, GV, IV(Call)	0.005 (0.1939)	0.0148 (0.0704) [5.1822]	0.0571 (0.2587) [5.1071]	0.8411*** (4.6841) [2.4294]	0.5128
(11)	HV, GV, VIX	-0.0106 (-0.327)	-0.1326 (-0.5403) [6.2185]	0.0871 (0.3681) [5.1675]	0.9561*** (3.5954) [4.2141]	0.4461
(12)	HV, EGV, IV(Call)	-0.0137 (-0.4448)	-0.0319 (-0.2019) [3.0038]	0.2418 (1.1168) [2.2962]	0.8093*** (4.5995) [2.3850]	0.5234
(13)	HV, EGV, VIX	-0.0265 (-0.7369)	-0.1425 (-0.7039) [4.3058]	0.2421 (1.0321) [2.3587]	0.9091*** (3.4545) [4.1999]	0.4557
最佳波動預測模型						
(14)	IV(Call), VIX	-0.0009 (-0.0321)			0.765*** (2.7967) [5.7532]	0.5225

註：1. 小括號內的數字為 t 值；中括號內的數字為 VIF 值。

2. ***表在 1%顯著水準下為顯著；**表在 5%顯著水準下為顯著；*表在 10%顯著水準下為顯著。

五、樣本外選擇權評價

根據原始(original, 以下簡稱 ori)和迴歸式(regression, 以下簡稱 reg)兩種方法計算各波動率模型樣本外價平選擇權的理論價格, 並分別計算其 MAE、RMSE 和 PE。在同一個誤差衡量指標下, 依各模型之原始和迴歸波動率評價的誤差大小予以混合排序, 藉由不同的誤差分析指標來衡量不同波動的估計方法對選擇權評價的優劣。另外, 為比較相同模型中使用原始和迴歸式何者的評價效果較佳。本文分別利用原始和迴歸式兩種方法計算各波動率模型在樣本外評價的每日絕對誤差, 予以相減後再平均, 檢視在相同的波動率模型中, 使用原始和迴歸式所計算的理論價格, 平均而言, 何者與市場價格的誤差是相對較小的。樣本外評價的誤差分析分別依買權及賣權呈現如下:

(一) 買權

表八中顯示, 在三個誤差衡量指標之下, 迴歸的 IV(Call)、IV(Put)和 HV 皆依序為評價誤差最小的前三名, 評價效果最差的則為原始的 IV(Put)及 VIX。其中, IV(Call)分別在原始和迴歸式的波動率計算方法中, 皆為評價誤差最小的模型, 顯示 IV(Call)對買權的評價相較其他模型有較佳的表現; 然而, 原始和迴歸的 VIX 模型在評價買權的效果則皆不佳。在相同的誤差衡量方法及相同的波動率模型之下, 迴歸波動率的誤差排名都相對位居較前面的名次, 顯示對於買權的評價而言, 迴歸波動率的評價績效較原始波動率佳, 尤以 IV(Put)的差距最大。最後, 在價格誤差的部分, 則普遍有高估的情形。

表捌：樣本外買權評價誤差之分析

波動率模型	MAE		RMSE		PE	
	ori	reg	ori	reg	ori	reg
HV	22.67 (5)	13.72 (3)	27.10 (6)	15.86 (3)	-19.81 (5)	8.46 (3)
IV(Call)	16.34 (4)	8.61 (1)	20.66 (4)	12.43 (1)	-16.34 (4)	-3.26 (1)
IV(Put)	57.59 (8)	9.38 (2)	62.90 (8)	14.34 (2)	-57.59 (8)	-3.99 (2)
VIX	40.31 (7)	23.41 (6)	42.18 (7)	26.19 (5)	-40.31 (7)	-23.41 (6)

註: 1. 小括號內的數字為原始和迴歸波動率在同一誤差衡量指標下評價誤差的混合排序, 排名愈前者表示誤差愈小。

表九中，以原始減去迴歸波動率評價的每日絕對誤差，其值若小於零，則表示當日原始波動率的評價誤差較迴歸波動率的小；若大於零，則表示當日原始波動率的評價誤差較迴歸波動率的大。觀察每日原始與迴歸波動率評價的絕對誤差差異，發現原始波動率的評價誤差及誤差幅度多較迴歸波動率的大。實證結果顯示，在評價買權的部分，平均而言，各波動率模型之迴歸波動率的評價能力相對較原始波動率佳，而原始與迴歸波動率間平均差距的大小，以 IV(Call) 的差距最小，其次依序為 HV、VIX，差距最大的則為 IV(Put)。

表九：樣本外買權評價之每日絕對誤差分析

模型	評價誤差		abs(ori)				abs(reg)				abs(ori)-abs(reg)			
			08/11	08/12	09/1	09/2	08/11	08/12	09/1	09/2	08/11	08/12	09/1	09/2
HV	每日絕對誤差	t+1	24.99	14.90	39.86	12.59	21.17	26.12	18.40	22.88	3.82	-11.22	21.46	-10.28
		t+2	17.21	25.61	19.20	6.66	27.78	14.76	1.85	16.78	-10.56	10.86	17.35	-10.12
		t+3	36.64	28.52	26.03	4.18	7.85	10.96	6.11	5.36	28.80	17.56	19.92	-1.17
		t+4	61.83	19.10	15.20	1.51	20.28	20.68	4.28	10.80	41.55	-1.58	10.92	-9.30
		t+5	47.57	28.91	15.01	7.78	7.74	10.01	3.49	17.02	39.83	18.90	11.51	-9.24
	平均										8.95			
IV(Call)	每日絕對誤差	t+1	15.32	5.08	24.16	8.07	1.60	11.88	14.98	3.93	13.72	-6.80	9.18	4.14
		t+2	7.78	15.95	3.80	13.65	8.70	0.74	5.21	1.85	-0.92	15.21	-1.41	11.80
		t+3	27.32	19.07	11.44	23.36	11.01	2.75	2.95	12.22	16.31	16.32	8.50	11.15
		t+4	53.12	9.57	0.94	17.18	37.89	6.87	7.38	6.32	15.23	2.70	-6.44	10.86
		t+5	39.21	19.58	1.46	10.77	24.61	3.49	6.44	1.35	14.61	16.09	-4.97	9.42
	平均										7.73			
IV(Put)	每日絕對誤差	t+1	85.61	53.56	54.82	32.37	4.57	15.10	19.10	7.78	81.04	38.46	35.72	24.60
		t+2	76.32	63.64	33.89	37.50	3.75	3.91	1.16	1.93	72.57	59.73	32.73	35.57
		t+3	95.14	65.73	39.98	45.92	16.95	0.35	6.76	8.65	78.18	65.38	33.22	37.26
		t+4	116.44	56.63	28.80	39.14	43.44	10.00	3.64	2.85	73.00	46.63	25.16	36.29
		t+5	100.07	65.63	27.94	32.58	29.93	1.45	2.89	3.46	70.14	64.18	25.05	29.12
	平均										48.20			
VIX	每日絕對誤差	t+1	40.97	30.76	53.73	28.30	19.72	9.45	40.47	12.96	21.25	21.31	13.26	15.34
		t+2	32.79	41.22	32.82	33.50	12.07	20.25	19.80	18.45	20.72	20.96	13.02	15.06
		t+3	52.05	43.79	38.97	42.14	31.55	23.27	26.60	27.90	20.50	20.51	12.37	14.24
		t+4	76.21	34.50	27.81	35.46	57.07	13.81	15.75	21.59	19.14	20.68	12.06	13.86
		t+5	61.39	43.97	27.00	28.93	43.01	23.73	15.53	15.16	18.38	20.24	11.47	13.77
	平均										16.91			

註：1.abs(ori)與 abs(reg)分別代表各波動率模型使用原始與迴歸式所計算的波動率以評價選擇權價格之每日絕對誤差。abs(ori)-abs(reg)則表示每日原始與迴歸波動率評價的絕對誤差差異。

(二) 賣權

表中顯示，原始的 VIX、IV(Put)和迴歸的 VIX 在不同誤差指標中皆依序分居誤差最小的前三名，評價表現較差的則為迴歸 IV(Call)和 HV，此結果與買權有相當大的差異。其中，VIX 模型不僅分別在原始和迴歸式的波動率計算方法中，皆為誤差最小的模型，在混合排序中又分居第一、三名，顯示 VIX 模型對賣權的評價績效不僅較其他模型佳，甚至還優於 IV(Put)；然而，IV(Call)在評價賣權的表現相較於買權而言，則顯得遜色許多。另外，在評價賣權時，在相同誤差衡量指標及相同的波動率模型下，原始波動率的評價表現則較迴歸波動率好。最後，價格誤差的方向，則有普遍低估的現象。

表壹拾：樣本外賣權評價誤差之分析

波動率模型	MAE		RMSE		PE	
	ori	reg	ori	reg	ori	reg
HV	31.29 (4)	56.82 (8)	40.95 (5)	62.07 (8)	28.55 (4)	56.82 (8)
IV(Call)	33.05 (5)	45.09 (7)	39.94 (4)	50.69 (7)	32.02 (5)	45.09 (7)
IV(Put)	25.34 (2)	44.40 (6)	33.68 (2)	50.25 (6)	-9.23 (2)	44.37 (6)
VIX	19.51 (1)	26.69 (3)	26.03 (1)	34.57 (3)	8.04 (1)	24.95 (3)

註：1.小括號內的數字為原始和迴歸波動率在同一誤差衡量指標下評價誤差的混合排序，排名愈前者表示誤差愈小。

同樣觀察在表十一中每日原始與迴歸波動率評價的絕對誤差差異，實證顯示原始波動率對賣權的評價誤差普遍低於迴歸波動率的評價誤差，平均而言，各波動率模型之原始波動率的評價績效會較迴歸波動率的好，而原始與迴歸波動率間平均差距的大小，則分別以 VIX 的差距最小，依序為 IV(Call)、IV(Put)，差距最大的則是 HV。

表壹拾壹：樣本外賣權評價之每日絕對誤差分析

模型	評價誤差		abs(ori)				abs(reg)				abs(ori)-abs(reg)			
			08/11	08/12	09/1	09/2	08/11	08/12	09/1	09/2	08/11	08/12	09/1	09/2
HV	每日 絕對 誤差	t+1	3.79	4.16	54.65	53.26	49.95	45.18	76.11	63.55	-46.16	-41.02	-21.46	-10.28
		t+2	10.89	25.46	11.77	52.37	34.10	65.83	32.82	62.49	-23.20	-40.37	-21.05	-10.12
		t+3	16.50	2.52	18.72	89.12	27.99	42.00	38.64	98.66	-11.48	-39.48	-19.92	-9.54
		t+4	66.00	7.76	14.52	67.27	107.55	47.55	33.99	76.57	-41.55	-39.78	-19.48	-9.30
		t+5	66.34	22.02	2.50	36.09	106.17	60.94	21.00	45.33	-39.83	-38.92	-18.50	-9.24
	平均										-25.53			
IV(Call)	每日 絕對 誤差	t+1	13.46	13.98	70.35	32.59	30.38	30.94	79.54	44.60	-16.92	-16.96	-9.18	-12.01
		t+2	4.80	35.12	27.18	32.06	15.02	51.81	36.18	43.86	-10.22	-16.69	-9.01	-11.80
		t+3	7.17	11.97	33.31	69.94	9.13	28.29	41.80	81.09	-1.96	-16.32	-8.50	-11.15
		t+4	74.71	17.29	28.77	48.59	89.94	33.74	37.10	59.44	-15.23	-16.45	-8.32	-10.86
		t+5	74.70	31.35	16.04	17.53	89.31	47.43	23.94	28.32	-14.61	-16.09	-7.90	-10.78
	平均										-12.05			
IV(Put)	每日 絕對 誤差	t+1	56.83	34.50	39.69	8.30	24.21	34.16	75.41	48.44	32.61	0.34	-35.72	-40.15
		t+2	70.00	12.57	2.92	8.21	9.02	54.98	32.14	47.63	60.98	-42.41	-29.22	-39.43
		t+3	75.00	34.69	4.77	47.39	3.72	31.39	37.99	84.65	71.27	3.30	-33.22	-37.26
		t+4	11.39	29.77	0.91	26.63	84.39	36.86	33.36	62.91	-73.00	-7.10	-32.45	-36.29
		t+5	13.84	14.70	10.44	4.27	83.99	50.49	20.40	31.76	-70.14	-35.78	-9.96	-27.49
	平均										-19.06			
VIX	每日 絕對 誤差	t+1	12.18	11.70	40.78	12.37	9.07	9.61	54.05	27.71	3.12	2.09	-13.26	-15.34
		t+2	26.47	9.86	1.84	12.20	5.75	30.82	11.18	27.26	20.72	-20.96	-9.33	-15.06
		t+3	31.91	12.75	5.79	51.17	11.41	7.76	18.16	65.41	20.50	4.98	-12.37	-14.24
		t+4	51.62	7.63	1.91	30.31	70.76	13.05	13.97	44.17	-19.14	-5.42	-12.06	-13.86
		t+5	52.52	6.96	9.49	0.68	70.90	27.19	2.46	13.15	-18.38	-20.24	7.03	-12.47
	平均										-7.18			

註:1.abs(ori)與 abs(reg)分別代表各波動率模型使用原始與迴歸式所計算的波動率以評價選擇權價格之每日絕對誤差。abs(ori)-abs(reg)則表示每日原始與迴歸波動率評價的絕對誤差差異。

綜合樣本外價平買權及賣權評價的分析結果，分別以迴歸 IV(Call)及原始 VIX 的評價效果為最好，IIV 則無任何出色的表現，顯示選擇權隱含的資訊不只反應投資人對未來波動的預期，亦反應對未來選擇權價格的修正，因此其評價誤差也相對較低，而又以內含資訊較豐富的模型評價績效較佳。Chu and Freund (1996)的實證結果亦支持隱含波動率模型相對於時間序列模型有較好的評價結果。

整體而言，買權的評價中，各波動率模型之迴歸波動率的評價能力相對較原始波動率佳，各模型間又以 IV(Call) 相較其他模型有較好的評價表現；賣權的評價中，偏離市價的誤差幅度普遍較買權高，各波動率模型之原始波動率的評價績效會較迴歸波動率的好，模型間則以 VIX 的評價誤差為最小。另外，在價格誤差的部分，各模型對買權評價的結果普遍有高估市價的現象，賣權則有低估的狀況。由以上的誤差分析結果，顯示買權與賣權的評價無論在誤差排名或使用原始與迴歸的波動率計算方法之下皆呈現非常大的差異，而買權與賣權的隱含波動亦呈現不同的型態，故須使用不同的波動率模型來捕捉市場投資人對未來的預期。

肆、 結論

本文以 MAE、RMSE 以及迴歸分析來比較各波動率模型的預測能力。實證結果發現，價平買權隱含波動率模型(IV(Call))分別為誤差最小、不偏且效率的波動預測模型。此外，隱含波動率模型與波動率指數模型的 Adj-R² 皆高於時間序列模型，顯示選擇權的內含資訊對股價指數的波動的確有較佳的解釋效果。

在各波動率模型相對預測能力之比較分析中，顯示隱含波動率與波動率指數模型已涵蓋時間序列模型的資訊內容，而價平買權隱含波動率(IV(Call))的內含資訊和預測績效又較波動率指數(VIX)佳，且無論在不同的誤差衡量指標與迴歸分析結果之下，價平買權隱含波動率(IV(Call))皆為最佳的波動率預測模型，說明買權所隱含的資訊與真實波動有較密切的關係。

在加入交易量資訊的部份，實證研究發現，時間序列模型中，股價指數成交量與未來真實波動有顯著的正向關係，且可提供額外的解釋能力；然而，隱含波動率與波動率指數模型中，除了價平買權隱含波動率模型(IV(Call))加入選擇權成交量之外，其他模型則無法顯著提升模型的預測能力。其可能的原因為選擇權市場的資訊過於混雜而導致無法提升模型的預測能力，若能將

交易量資訊以交易策略來做進一步的分類再進行分析，則可能會有不同的解釋結果。

在樣本外買權及賣權評價之績效表現中，分別以迴歸價平買權隱含波動率(reg IV(Call))及原始波動率指數(ori VIX)的評價效果為最好，顯示選擇權所隱含的資訊不僅對未來股價波動有較好的解釋能力，用以評價未來選擇權的價格也會得到較小的誤差，而內含資訊較豐富的模型其評價能力也相對較好。另外，根據本文樣本外評價之誤差分析，顯示買權與賣權的評價結果及其隱含波動的型態大為不同，故須使用不同的波動率模型來捕捉市場投資人對未來的預期。

針對樣本外選擇權的評價結果，由於買權所提供的資訊內容與真實波動有較高的連動關係，故以迴歸式估計各模型的真實波動來評價樣本外買權會有較小的評價誤差，顯示各波動率模型不僅內含真實波動的相關資訊，而其波動的預測值與買權的評價亦有雙向回饋的效果，尤以價平買權隱含波動率(IV(Call))對真實波動的預測能力最為突出，而迴歸的 IV(Call)對樣本外買權的評價績效也最佳。相反地，賣權雖內含真實波動的相關資訊，但卻欠缺對股價未來波動的解釋能力，因此以迴歸式所估計的真實波動率來評價樣本外賣權，其誤差相較於各模型的原始波動率而言，則有偏大的情形，其中以原始 VIX 對賣權的評價有較佳的表現，甚至還優於價平賣權隱含波動率(IV(Put))，亦突顯市場對未來充滿不確定性時，波動率指數(VIX)能更具體地描述投資人心理變化的情形。然而，當市場發生巨幅波動或事件時，例：全球金融海嘯，可能導致各波動率模型與未來真實波動的關係發生改變，因此以迴歸式所計算的波動率來評價選擇權會得到較差的結果，而本文的實證結果中顯示，在賣權評價的部分，原始波動率的評價能力相對優於迴歸波動率，亦可能是基於上述關係所致。

參考文獻

1. 莊益源、張鐘霖、王祝三(2003)，波動率模型預測能力的比較－以台指選擇權為例，台灣金融季刊，第四輯第二期，41-63。
2. Akgiray, V. (1989), "Conditional Heteroscedasticity in Time Series of Stock Returns: Evidence and Forecasts," *Journal of Business*, 62, 55-80.
3. Anthony, J. (1988), "The Interrelation of Stock and Options Market Trading-Volume Data," *Journal of Finance*, 43, 949-964.
4. Beckers, S. (1981), "Standard Deviations Implied in Option Prices as Predictors of Future Stock Price Variability," *Journal of Banking and Finance*, 5, 363-381.
5. Becker, R., A.E. Clements, and S.I. White (2006), "On the Information Efficiency of S&P 500 Implied Volatility," *North American Journal of Economics and Finance*, 17, 139-153.
6. Becker, R., A.E. Clements, and S.I. White (2007), "Does Implied Volatility Provide Any Information beyond that Captured in Model-Based Volatility Forecasts?," *Journal of Banking and Finance*, 31, 2535-2549.
7. Bessembinder, H. and P. Seguin (1992), "Futures-Trading Activity and Stock Price Volatility," *Journal of Finance*, 47, 2015-2034.
8. Black, F. and M. Scholes (1973), "The Pricing of Options and Corporate Liabilities," *Journal of Political Economy*, 3, 637-659.
9. Blair, B.J., S-H. Poon, and S.J. Taylor (2001), "Forecasting S&P 100 Volatility: The Incremental Information Content of Implied Volatilities and High Frequency Index Returns," *Journal of Econometrics*, 105, 5-26.
10. Bollerslev, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity," *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
11. Canina, L. and S. Figlewski (1993), "The Informational Content of Implied Volatility," *Review of Financial Studies*, 6, 659-681.
12. Carr, P. and L. Wu (2006), "A Tale of Two Indices," *The Journal of Derivatives*, 13, 13-29.

13. Chiras, D.P. and S. Manaster (1978). "The Information Content of Option Prices and a Test of Market Efficiency," *Journal of Financial Economics*, 6, 213-234.
14. Christensen, B.J. and N.R. Prabhala (1998), "The Relation between Implied and Realized Volatility," *Journal of Financial Economics*, 50, 125-150.
15. Chu, S.H. and S. Freund (1996), "Volatility Estimation for Stock Index Option: A GARCH Approach", *Quarterly Review of Economics and Finance*, 36, 431-450.
16. Cornell, B. (1981), "The Relationship between Volume and Price Variability in Futures Markets," *Journal of Futures Markets*, 1, 303-316.
17. Corrado, C.J. and Miller, T.W. (2005), "The Forecast Quality of CBOE Implied Volatility Indexes," *The Journal of Futures Markets*, 25, 339-373.
18. Day, T.E. and C.M. Lewis (1992), "Stock Market Volatility and the Information Content of Stock Index Options," *Journal of Econometrics*, 52, 267-287.
19. Demeterli, K., E. Derman, M. Kamal, and J. Zou (1999), "More than You Ever Wanted to Know about Volatility Swap," *Quantitative Strategies Research Notes*, Goldman Sachs.
20. Engle, R. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of UK Inflation," *Econometrica*, 50, 987-1008.
21. Fair, R.C. and R.J. Shiller (1990), "Comparing Information in Forecasts from Econometric Models," *American Economic Review*, 80, 375-389.
22. Fleming, J. (1998), "The Quality of Market Volatility Forecasts Implied by S&P 100 Index Option Prices," *Journal of Empirical Finance*, 5, 317-345.
23. Fung, Joseph K.W. (2007), "The Information Content of Option Implied Volatility Surrounding the 1997 Hong Kong Stock Market Crash," *Journal of Futures Markets*, 27, 555-574.
24. Giot, P. and S. Laurent (2007), "The Information Content of Implied Volatility in Light of the Jump/Continuous Decomposition of Realized Volatility," *Journal of Futures Markets*, 27, 337-359.

25. Gwilym, O.A. and M. Buckle (1999), "Volatility Forecasting in the Framework of the Option Expiry Circle," *European Journal of Finance*, 5, 73-94.
26. Hansen, L. (1982), "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators," *Econometrica*, 50, 1029-1054.
27. Harvey, C.R. and R.E. Whaley (1991), "S&P 100 Index Option Volatility," *Journal of Finance*, 46, 1551-1561.
28. Jorion, P. (1995), "Predicting Volatility in the Foreign Exchange Market," *Journal of Finance*, 50, 507-528.
29. Karpoff, J. (1987), "The Relation between Price Changes and Trading Volume: A Survey," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22, 109-123.
30. Lamoureux, C.G. and W.D. Lastrapes (1993), "Forecasting Stock Return Variance: Toward an Understanding of Stochastic Implied Volatilities," *Review of Financial Studies*, 6, 293-326.
31. Latane, H. and R. Rendleman (1976), "Standard Deviation of Stock Price Ratios Implied in Option Prices," *Journal of Finance*, 31, 369-382.
32. Nelson, D.B. (1991), "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach," *Econometrica*, 59, 347-370.
33. Ni, S.X., J. Pan, and A.M. Poteshman (2008), "Volatility Information Trading in the Option Market," *Journal of Finance*, LXIII, 1059-1091.
34. Poon S.H. and Clive W.J. Granger (2003), "Forecasting Volatility in Financial Market : A Review," *Journal of Economic Literature*, 41, 478-539.
35. Shu, J. and J.E. Zhang (2003), "The Relationship between Implied and Realized Volatility of S&P 500 Index," *Wilmott Magazine*, January, 83-91.

台股指數與投資人情緒：現貨與期貨市場比較

The Taiwan Stock Index and Investor Sentiment: A Comparison of the Spot and Futures Markets

◆ 國立高雄大學金融管理學系

● 蔡怡純

摘要

過去許多研究都以不同交易者的交易量、委託單失衡來探討其對股價報酬的關係，Kumar and Lee (2006) 亦使用交易資料以估計散戶交易者的投資情緒，發現其與股價報酬緊密的相關，本研究延伸該方法，探討在台股現貨與期貨市場中，不同交易者（散戶、自營、投信、外資）的投資情緒、彼此之相關及分別對指數報酬與指數期貨報酬的影響。結果發現，在現貨市場中，不同種類交易者的情緒是彼此獨立的，而在期貨的市場中，外資與散戶的投資情緒則會相互的影響。若以同一類交易者跨市場的情緒傳遞來看，僅觀察到散戶和外資有較顯著的現貨與期貨交易偏好關連。此外，雖然在台股現貨和期貨市場，散戶的交易比例高達七、八成，但影響能力不僅不成比例，甚至其投資情緒對於台股指數與指數期貨在初期都有反向的影響，亦即，當散戶一窩蜂的買進（賣出）時，正是指數開始下跌（上漲）的時候。

關鍵詞：散戶、委託單失衡、投資情緒、股價指數、股價指數期貨

壹、前言

過去有許多研究都著墨於探討股價的短期變動與股市交易活動之間的相關，學者們除了常使用交易量來做為交易活動的替代變數，以探討股市價量之間的關係 (the price-volume relation) 以外 (註1)，近年來隨著市場微結構 (market microstructure) 的研究發展，更深入討論交易者買賣不平衡或委託單失衡 (order imbalance) 這樣的變數，如 Chordia and Subrahmanyam (2004) 提出兩點理由，說明何以買賣委託單失衡對於股價變動具有顯著的影响力：一是因為在報價市場中 (註2) 或存在專業交易商 (specialists) 的市場中 (註3)，造市者 (market maker) 會針對委託單失衡來猜測其面對交易者所擁有的資訊以調整報價，來平衡其存貨 (inventory)、減少風險；二是因為委託單失衡代表交易者對於某些股票有特別的交易需求，如果這些需求是自我相關的，那麼現在的委託單失衡就可能會影響未來的股價報酬 (註4)。

由於電子交易的發達，使可供研究的資料愈來愈詳細，學者們也朝向使用更為深入、細微的交易資料，研究不同交易者的動態，以解開股價報酬的黑盒子。Kumar and Lee (2006) 搜集了來自六萬個交易者、超過一百八十五萬筆的交易資料，探討這些交易者是否有共通的交易傾向、情緒，且其是否顯著的影響股價報酬。根據 Bodurtha, Kim and Lee (1995) 和 Barberis, Shleifer and Wurgler (2005) 的討論，不同類型的交易者，應該會有不一樣的交易偏好、傾向、情緒，致使股價除了受到基本面的影響以外，尚會受到這些交易群體系統性的情緒變化的影響，所以若 Kumar and Lee (2006) 能經由細微的資料捕捉到交易者共通、系統性的情緒變化，則應該能發現其對股價的顯著

註1：如：Karpoff (1987)、Gallant, Rossi and Tauchen (1992)、Hemstra and Jones (1994)、Lo and Wang (2000)。

註2：又稱報價驅動市場 (quote-driven market)，市場中存在造市者報價，其在市場中提供流動性、承受價格變動的風險，得到買賣價差的報酬，故市價會直接反映造市者持股的部位 (存貨) 多寡。典型的報價市場為倫敦證券交易所、美國的股票店頭市場 (Nasdaq)。

註3：某些市場，如：紐約證交所、多倫多證交所與巴黎證交所，除了有限價委託簿 (limit order book) 可供交易者連續競價交易外，尚有專業會員或交易商揭示報價，以提供市場流動性。

註4：亦有多篇實證文獻已證明買賣不平衡、委託單失衡對股價報酬影響十分顯著，如：Chan and Fong (2000) 研究以 NYSE 和 Nasdaq 之股票為樣本，藉由委託單失衡之變數來解釋股價流動性和交易量之間的關係；Chordia, Roll and Subrahmanyam (2002) 使用 NYSE 資料，期間由 1988 年至 1998 年，研究每日的委託單失衡與市場流動性及股價報酬之間的關係；Chordia and Subrahmanyam (2004) 同樣使用 NYSE 資料，但觀察的是委託單失衡與個股股價報酬之間的關係；Li, McCormick and Zhao (2005) 使用 Nasdaq 股票為樣本，特別針對 1999 年至 2000 年的資料進行研究，以分別觀察委託單失衡變數在牛市與熊市中的意義……等等。

影響。果然，Kumar and Lee (2006) 藉由這些交易資料，來計算交易者對股票與投資組合的買賣失衡 (Buy-Sell Imbalance, BSI)，並以此作為散戶交易者的投資情緒，證明其可以做為一個顯著解釋股價報酬的風險因子。

這樣的結果十分合理，因為如：Chordia and Subrahmanyam (2004) 所述，委託單失衡是交易需求的表徵，我們可以由此資訊觀察市場交易者的需求，並以此預測未來交易需求和交易價格的動態。所以當某一群體的交易者存在很明顯的買賣失衡時，此失衡可能會因為交易需求的自我相關而影響未來股價報酬 (Chordia and Subrahmanyam, 2004)，或者不同交易者也可能以此臆測其他交易者背後的資訊，進而跟隨。所以除了 Kumar and Lee (2006) 證明散戶的買賣失衡會影響股價變動外，Kraus and Stoll (1972)、Lakonishok, Shleifer and Vishny (1992)、Sias (1997) 及 Wermers (1999) 亦都得到機構投資人的買賣單不平衡可提供資訊的結果。

針對此議題，本研究欲探討在台灣股票現貨與期貨市場中，不同種類的投資人之投資情緒（買賣失衡）是否會相關，且對於兩個市場報酬的解釋能力是否與其交易比例成正比。本文將分成三個子題來檢定上述課題，其一為探討同一市場之間不同類投資人情緒的傳遞是否有差異，二為探討不同市場同一類投資人情緒的傳遞，三為觀察現貨與期貨指數報酬主要受到何種投資人情緒之引導，進而，比較交易比例與投資情緒影響力的差異。

自衍生性金融商品如火如荼的發展以來，已有許多理論與實證文獻討論不同商品的現貨與期貨市場之關連，在此就不累敘，但對於本研究所探討的三項議題，國內文獻仍十分缺乏，本研究的結果可提供更深入的證據，除了分別觀察在股市期貨與現貨的市場中，交易者情緒是否會相互影響外，更可以觀察同一種類交易者在不同市場的交易情緒是否相關，這樣的研究結果也許可以解釋兩市場關連之動態。此外，若得到交易比例與投資情緒影響力之間有很大的落差，對於股市發展的學術與實務面都有貢獻，在學術面為，本研究提供另一種交易者過度自信的證據；Lichtenstein and Fischhoff (1977) 發現

股市交易者會高估自己預測股價上升、下跌準確的機率，若在本研究中，交易者在群體買賣的氛圍無法影響股市之下過度投入市場，似乎也是一種過度自信。在實務方面，股市中口語相傳的「二八法則」，即股市中只有二成的投資人賺錢，其他八成的交易者都是賠錢，亦可能在投入交易比例與投資情緒影響力的落差上驗證。

在下一個章節中，本文將說明上述議題如何驗證，而在第三部份，將說明本研究所使用的資料及實證結果，最後則是結論，說明本研究的結果與其相關的學術與實務層面。

貳、討論課題與研究方法

本研究將利用台股現貨與期貨市場三大法人與散戶的買、賣張數，根據 Kumar and Lee (2006) 所提供的計算方法延伸，以衡量兩市場中三大法人與散戶的投資情緒，進而分析跨交易者種類、跨市場的投資情緒之傳遞及其對股價報酬變異的影響程度（註5）。首先，簡介各類交易者投資情緒的計算方式，如下：

令 i 種類交易者在第 t 月的現貨或期貨市場之 BSI (Buy-Sell Imbalance) 為：

$$BSI_{it} = \frac{\sum_{j=1}^{D_t} (VB_{ijt} - VS_{ijt})}{\sum_{j=1}^{D_t} (VB_{ijt} + VS_{ijt})}$$

其中 D_t 為 t 月中的交易日數， VB_{ijt} (VS_{ijt}) 為 i 種類交易者在第 t 月第 j

註5：Kumar and Lee (2006) 僅計算一種交易者（散戶）對某一股票、投資組合之投資情緒（累計月買賣超比率），而本研究衡量的是四種交易者（散戶、自營、投信、外資）對台灣上市股票及台股指數期貨之月買賣超比率。此外根據 Kumar and Lee (2006) 補捉交易者投資情緒之方式，本文使用各種類交易者的交易張數而非交易金額衡量買賣超，因為若使用交易金額衡量，則在不同指數價位上之買賣超對於投資情緒的影響是不等的，無法統合觀察該種類交易者之總合看法，故而，本文如同 Kumar and Lee (2006) 不選擇使用交易金額計算 BSI 。

日的買進（賣出）張數，由於上式中分子的部份為該類投資人在現貨或期貨市場的總合月買賣超，所以若為正則為淨買超，反之若為負則當月在市場中為淨賣超，而分母為買進張數加上賣出張數，必為正，所以當 $BSI > 0$ 時，表示該類投資人在現貨或期貨市場當月是淨需求，即總合而言，看好未來市場表現者多，故可謂其投資情緒是增加的。反之，當 $BSI < 0$ 時，表示該類投資人當月在市場中為淨供給，即總合而言，看壞未來市場表現者多，故可謂其投資情緒是反向變動的。

根據上式，本研究得到兩市場四種投資人的投資情緒，而後將進行三個子題的分析，其一為探討同一市場之間不同投資人情緒的傳遞，在此部份，本研究將進行 Granger 因果關係檢定 (Granger, 1969)，分別觀察是否在台股現貨或期貨市場中，某一種類交易者的投資情緒能顯著的影響後續的其他交易者投資情緒；其二為探討不同市場同一投資人情緒的傳遞，在此部份，同樣使用 Granger 因果關係檢定，分別觀察散戶、自營、投信與外資在期貨與現貨市場的投資情緒是否會相互傳遞。以下簡介 Granger 因果關係檢定，首先估計下列模型：

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^K \alpha_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^K \alpha_{2i} x_{t-i} + \xi_{1t}$$

$$x_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^K \beta_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^K \beta_{2i} x_{t-i} + \xi_{2t}$$

其中 y_t 和 x_t 為定態的時間序列， α_0 和 β_0 為常數項， ξ_{1t} 與 ξ_{2t} 為滿足白噪音之隨機誤差項，若 x_t 沒有領先 y_t 的虛無假設 ($H_0: \alpha_{2i} = 0, i=1, \dots, K$) 被拒絕，表示將可藉由過去 x 的資訊來預測當期 y 的表現，因此 x 將領先 y ，然若 y_t 沒有領先 x_t 的虛無假設 ($H_0: \beta_{1i} = 0, i=1, \dots, K$) 被拒絕，意指 y 將領先 x 。檢定結果若兩虛無假設皆分別被拒絕，表示兩變數間存在雙向的因果關係。

本文在第三個子題的分析為利用變異數分解 (variance decomposition) 與衝擊反應函數 (impulse-response function) 估計，進行分析，台股指數報酬及台股指數期貨報酬的變異分別受何種交易者的投資情緒影響較多及觀察一單位變異的不同交易者投資情緒會如何影響台股指數報酬及台股指數期貨報酬，以觀察現貨與期貨指數報酬受何種投資人情緒之引導，且是否與交易比例成正比。以下簡單說明本研究為進行變異數分解和衝擊反應函數所估計之向量自我迴歸模型(vector autocorrelation model, VAR)模型。模型簡介如下：

令 X_t 為因變數向量其包含了指數報酬及四種交易者投資情緒，假設 X_t 符合 n 階的向量自我迴歸模型，則：

$$X_t = B + \Psi_1 X_{t-1} + \Psi_2 X_{t-2} + \dots + \Psi_n X_{t-n} + Z_t, \text{ 其中 } Z_t \sim iidN(0, \Sigma)$$

本文將利用上述模型的估計結果進行變異數分解及衝擊反應函數分析，以觀察台股指數報酬及台股指數期貨報酬的變異分別受何種交易者的投資情緒影響較多及觀察一單位變異的不同交易者投資情緒會如何影響台股指數報酬及台股指數期貨報酬。

參、資料說明與實證分析

一、資料說明

(一)資料來源

本研究使用的資料都來自台灣經濟新報資料庫，其中使用台股現貨與期貨市場中四種類交易者：散戶、自營、投信與外資，自 2005 年 1 月至 2008 年 12 月的總合買賣交易張數以計算其投資情緒。現貨市場指的是台灣股票集中交易市場，該市場買賣超資料頻率為日資料，亦即，本研究使用上述四種交易者日所有股票的總合買賣交易張數，依 Kumar and Lee (2006) 的方式計算月投資情緒（註6），而在期貨市場中，由於資料頻率為月資料，所以直接

註6：交易者投資情緒的計算方式請詳見本研究第貳部份。

以該類交易者對台指期貨的月買賣超張數除以月買加賣總合張數，即可得到該類交易者的月投資情緒。此外，本研究尚使用同期間台灣股價加權指數月報酬與台股指數期貨月報酬，由於期貨有不同到期日之契約，本研究使用最近到期之契約價格資料計算月報酬。

(二)資料之簡單統計量與單根檢定

在估計實證模型之前，我們必須檢定變數是否為定態，以避免虛假迴歸的問題。於此，本研究採用的單根檢定方法為 Phillips-Perron (1988) 檢定 (註 7)。檢定結果列在下表一，同時表一中也列出各數列的簡單統計量，另外，本文將現貨市場的各種投資人情緒及台指報酬的時間序列圖繪在圖一，期貨市場的投資人情緒及台指期貨報酬則繪在圖二。

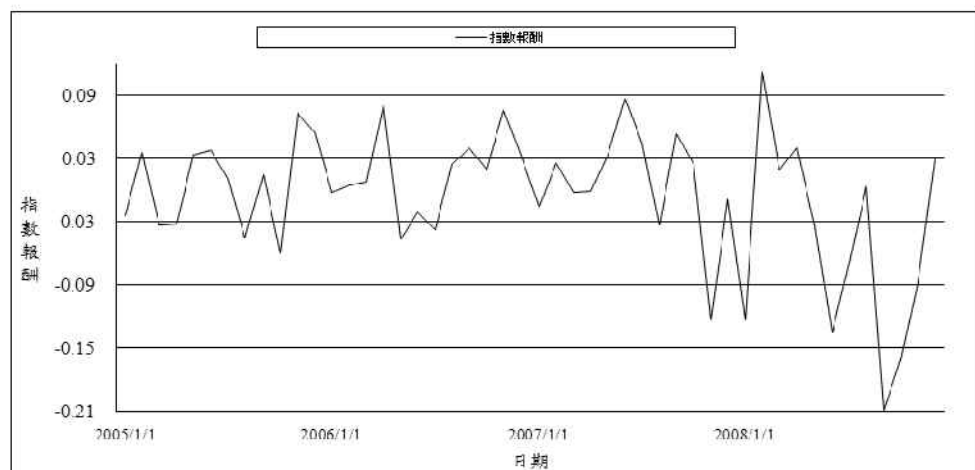
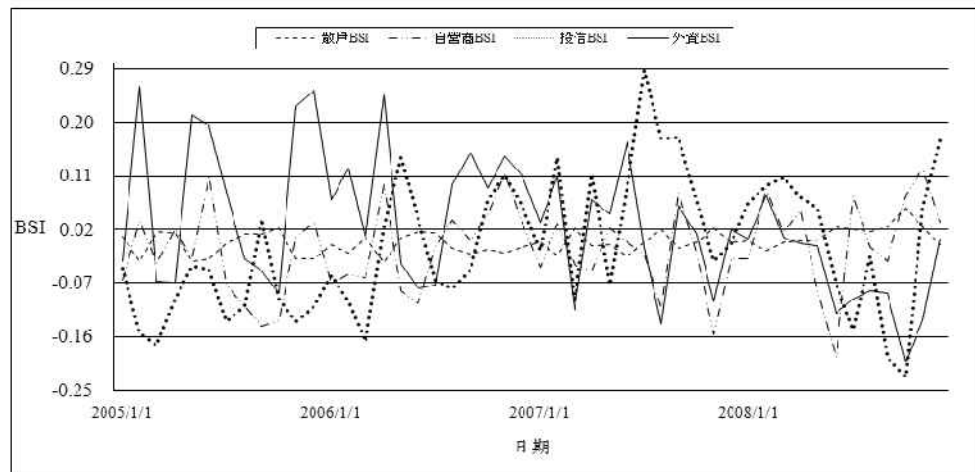
表一：資料之簡單統計量及單根檢定表

現貨市場					
變數	散戶 <i>BSI</i>	自營商 <i>BSI</i>	投信 <i>BSI</i>	外資 <i>BSI</i>	指數報酬
平均數	-0.0021	-0.0137	-0.0091	0.0259	-0.0061
標準差	0.0198	0.0746	0.1153	0.1152	0.0656
偏態係數	0.2076	-0.2061	0.2646	0.3470	-1.0054
峰態係數	2.8790	2.5752	2.4491	2.3400	4.0642
原始資料之單根檢定					
PP 檢定統計量	-5.1776 (0.0001)	-5.9300 (0.0000)	-3.7101 (0.0070)	-5.1559 (0.0001)	-5.2362 (0.0001)
期貨市場					
變數	散戶 <i>BSI</i>	自營商 <i>BSI</i>	投信 <i>BSI</i>	外資 <i>BSI</i>	指數期貨報酬
平均數	0.0008	-0.0277	-0.0374	-0.0043	-0.0090
標準差	0.0094	0.0579	0.0666	0.0816	0.0590
偏態係數	0.1462	-0.2060	-0.4877	-0.1975	-1.0836
峰態係數	2.8615	3.5511	3.4197	3.0497	3.9719
原始資料之單根檢定					
PP 檢定統計量	-28.0079 (0.0001)	-8.3200 (0.0000)	-7.0690 (0.0000)	-7.0051 (0.0000)	-5.5336 (0.0000)

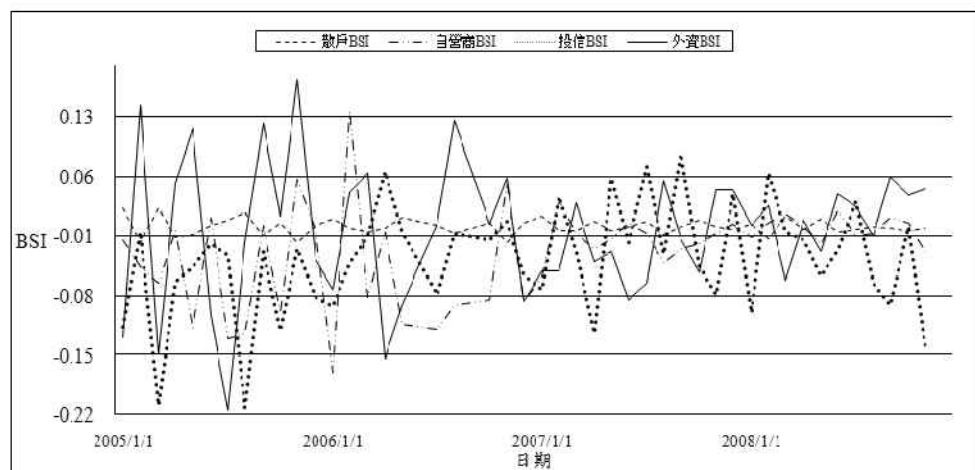
註 1：括號內之數值為 P-value。

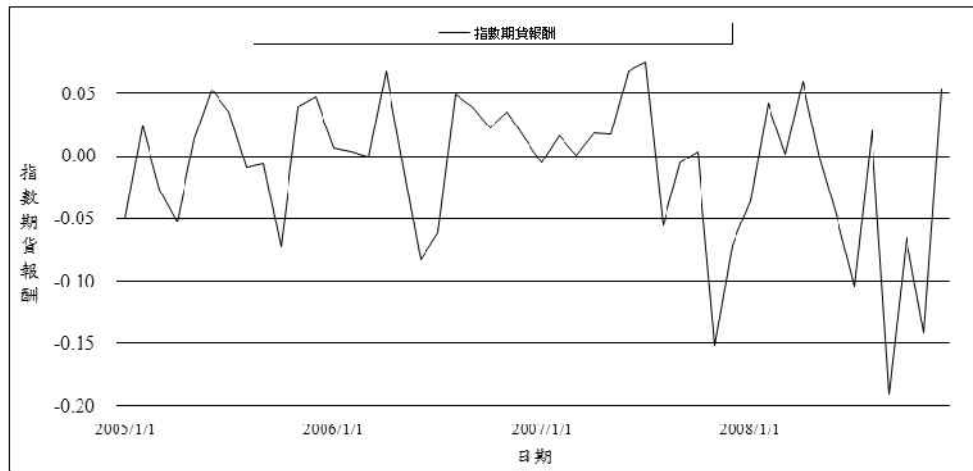
註 2：*BSI* 為該類交易者的買賣失衡，本文用以衡量其投資情緒。

註 7：檢定結果不因模型中是否加入截距項與線性趨勢 (linear trend) 有所不同，故僅列出一種，表一中之檢定統計量為使用含截距項但不含線性趨勢模型估計而得。另外，檢定模型最適期數的選擇則依照 SIC 最小之準則。



圖一：台股現貨資料之時間序列圖





圖二：台股期貨資料之時間序列圖

由表一中，可發現本研究所使用的資料都為定態，所以可使用原始資料進行下列實證。此外，以平均數而言，可觀察到在現貨市場，在本研究所使用的資料區間，平均而言，除了外資以外，各類交易者的投資情緒都是負值，代表對未來的股市表現較為悲觀，而在期貨市場，卻是除了散戶以外，各類交易者的投資情緒也都是負值，代表對未來的指數期貨表現悲觀。所以，以平均數而言，散戶與外資在兩市場的投資情緒是正負相反的，這樣的情況很合理，因為可能交易者會利用期貨市場的交易來避險，所以在當期的交易方向、情緒是剛好相反，才能抵掉在現貨市場的曝險。而由時間序列圖中，可以看到似乎兩個市場的各投資人情緒之間及其與該市場報酬之間有些關連，但相互反向變動的時點也不少，所以在下一節當中，將進行更嚴謹的實證分析，以觀察在台灣股票現貨與期貨市場中，不同種類的投資人之投資情緒（買賣失衡）是否會相關，且對於兩個市場報酬的解釋能力是否與其交易比例成正比。

二、實證分析

本研究將衡量台股現貨與期貨市場中三大法人與散戶的投資情緒，進而分析跨交易者種類、跨市場的投資情緒之傳遞及其對股價報酬變異的影響程度。以下根據本研究討論的主題，分成三個部份分析實證結果。

(一)同一市場之間不同投資人情緒的傳遞

於此部份，本研究進行 Granger 因果關係檢定以分別觀察，是否在台股現貨或期貨市場中，某一種類交易者的投資情緒能顯著的影響後續的其他交易者投資情緒，估計結果分別列於表二和表三。

表二：現貨市場交易者投資情緒傳遞檢定表

因變數		散戶投資情緒	
虛無假設	統計量	P-value	
自營商投資情緒不為其因	0.2974	0.7443	
投信投資情緒不為其因	0.4161	0.6624	
外資投資情緒不為其因	0.0809	0.9225	
因變數		自營商投資情緒	
虛無假設	統計量	P-value	
散戶投資情緒不為其因	1.4586	0.2444	
投信投資情緒不為其因	0.7170	0.4942	
外資投資情緒不為其因	1.3169	0.2791	
因變數		投信投資情緒	
虛無假設	統計量	P-value	
散戶投資情緒不為其因	0.3624	0.6982	
自營商投資情緒不為其因	1.5749	0.2193	
外資投資情緒不為其因	0.3458	0.7097	
因變數		外資投資情緒	
虛無假設	統計量	P-value	
散戶投資情緒不為其因	0.0110	0.9891	
自營商投資情緒不為其因	0.5068	0.6062	
投信投資情緒不為其因	1.0538	0.3579	

由表二的結果當中可以看到，在台股現貨市場中，各類交易者在研究期間內的投資情緒是沒有顯著的關連的，並沒有某一種類交易者的投資情緒能顯著的影響後續的其他交易者投資情緒的情況。所以實務上常認為散戶會追隨外資投資的情況在表二中並未能顯現。

表三：期貨市場交易者投資情緒傳遞檢定表

因變數		散戶投資情緒	
虛無假設	統計量	P-value	
自營商投資情緒不為其因	0.6902	0.5084	
投信投資情緒不為其因	2.3744	0.1083	
外資投資情緒不為其因	7.2229	0.0024	
因變數		自營商投資情緒	
虛無假設	統計量	P-value	
散戶投資情緒不為其因	0.8347	0.4427	
投信投資情緒不為其因	0.3157	0.7314	
外資投資情緒不為其因	0.9362	0.4020	
因變數		投信投資情緒	
虛無假設	統計量	P-value	
散戶投資情緒不為其因	0.1090	0.8970	
自營商投資情緒不為其因	0.5050	0.6080	
外資投資情緒不為其因	0.2253	0.7995	
因變數		外資投資情緒	
虛無假設	統計量	P-value	
散戶投資情緒不為其因	7.6363	0.0018	
自營商投資情緒不為其因	0.1782	0.8375	
投信投資情緒不為其因	4.2770	0.0220	

表三的實證結果與表二有很大的差異，其顯示在期貨市場中，外資與散戶之間的投資情緒是相互影響的，因為檢定的結果顯著的拒絕外資（散戶）投資情緒不為其散戶（外資）投資情緒之因的虛無假設，所以，雖然在股市實務上大家認為的散戶會追隨外資投資的情況在現貨市場中並沒有顯著的證據，但在期貨市場中確有這樣的情況，而且外資同樣也會觀察散戶的投資而跟隨。同樣的，根據表三的結果，在期貨市場中，外資也會追隨國內投信的買賣情緒。

但上述的實證結果僅能觀察到不同種類交易者對市場的投資看法是否會感染，如果某一群體交易者對市場有共通的預期，且欲以此獲利，則在兩市

場中應有相同的投資情緒，或是某一群體交易者欲利用期貨市場來規避在現貨股市中的投資風險，則應該也會造成投資情緒的逆向相關，如同，在表一中，可觀察到散戶與外資的情緒平均數在兩市場看法相反一樣。所以接下來，本研究欲檢定同一種類交易者跨市場的投資情緒傳遞。

(二)不同市場同一投資人情緒的傳遞

在此部份，本文同樣使用 Granger 因果關係檢定，分別觀察散戶、自營、投信與外資在期貨與現貨市場的投資情緒是否會相互傳遞。檢定的結果列在表四。

表四：不同市場同一投資人情緒傳遞檢定表

因變數	現貨市場同一類交易者情緒	
虛無假設	統計量	P-value
期貨散戶投資情緒不為其因	1.0346	0.3663
期貨自營商投資情緒不為其因	2.1320	0.1342
期貨投信投資情緒不為其因	2.4227	0.1039
期貨外資投資情緒不為其因	3.0108	0.0625
因變數	期貨市場同一類交易者情緒	
虛無假設	統計量	P-value
現貨散戶投資情緒不為其因	5.2856	0.0100
現貨自營商投資情緒不為其因	1.4872	0.2403
現貨投信投資情緒不為其因	2.7272	0.0797
現貨外資投資情緒不為其因	10.7010	0.0003

由表四當中可以看到，散戶和外資都很顯著的存在現貨市場的投資情緒會影響其後續在期貨市場的投資情緒，這樣的結果跟我們常觀察到期貨指數較有效率的反應資訊，造成期貨市場領先現貨市場的情況不太一樣，但指數的反應差異是由於其交易成本、限制的不同，而表四的情緒傳遞卻是和本研究表一觀察到的結果一致，在表一中，我們觀察到散戶與外資的情緒平均數在兩市場看法是相反的，此現象若以交易者的避險行為來解釋，則表四的現

貨市場的投資情緒會影響其後續在期貨市場的投資情緒就很合理了，因為若是某一群體交易者欲利用期貨市場來規避在現貨股市中的投資風險，則應該會造成投資情緒的逆向相關，且是由現貨市場傳遞逆向的投資情緒至期貨市場。接下來，本研究將觀察現貨與期貨指數報酬與各類交易者投資情緒的關係，以觀察其主要是受何種投資人情緒之影響且方向為何。

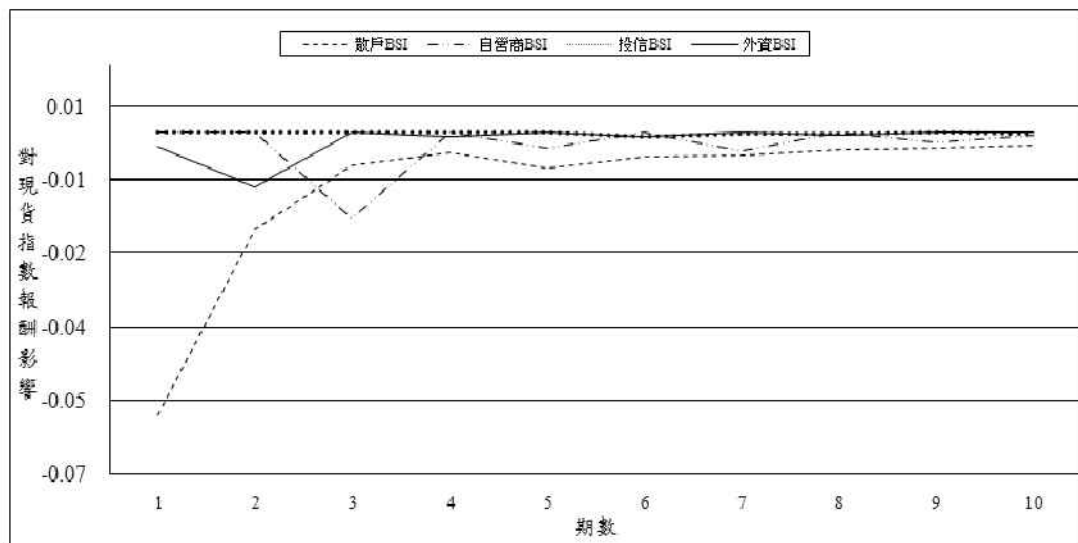
(三)現貨與期貨指數報酬受何種投資人情緒之引導

在此部份本研究利用變異數分解與衝擊反應分析，觀察台股指數報酬及指數期貨報酬的變異分別受何種交易者的投資情緒影響較多及觀察一單位變異的不同交易者投資情緒會如何影響台股指數報酬及台股指數期貨報酬，以觀察現貨與期貨指數報酬受何種投資人情緒之引導，且是否與交易比例成正比。變異數分解之結果列於下表五和表六，衝擊反應分析的結果則繪於圖三和圖四。

表五：台股指數報酬之變異數分解表

Period	S.E.	報酬	散戶	自營商	投信	外資
1	0.0666	29.9761	65.5509	2.5919	1.7309	0.1503
2	0.0709	26.4872	64.7204	4.9372	1.6069	2.2483
3	0.0741	25.8943	59.8346	9.3451	1.5396	3.3865
4	0.0745	26.1999	59.5214	9.3877	1.5251	3.3659
5	0.0755	26.9545	58.7034	9.2915	1.4837	3.5669
6	0.0757	26.9627	58.7485	9.2412	1.4864	3.5612
7	0.0762	27.2383	58.3824	9.3619	1.4703	3.5471
8	0.0763	27.3188	58.3478	9.3294	1.4661	3.5379
9	0.0765	27.4351	58.2103	9.3474	1.4591	3.5481
10	0.0766	27.4794	58.1889	9.3321	1.4583	3.5413

註：S.E.表模型估計之報酬標準誤，用以拆解分析相關變數影響報酬變異之比例。

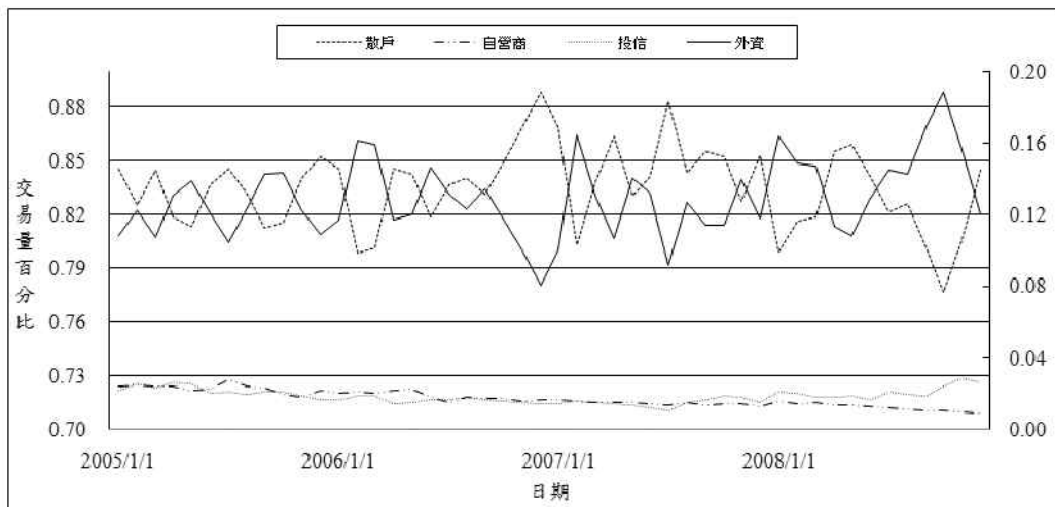


圖三：台股指數報酬之衝擊反應圖

表六：台股指數期貨報酬之變異數分解表

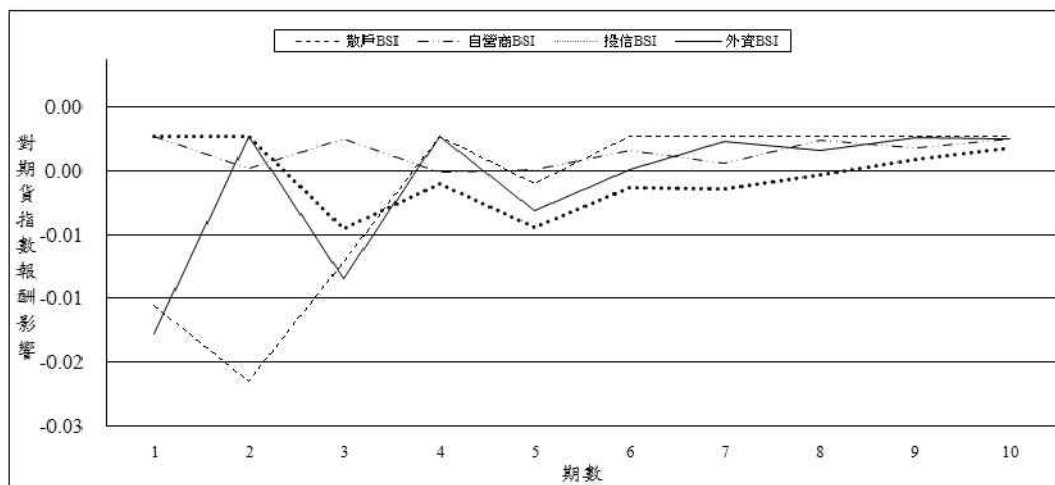
Period	S.E.	報酬	散戶	自營商	投信	外資
1	0.0069	71.5150	6.0906	1.1926	12.8911	8.3107
2	0.0093	63.6777	16.3395	1.2270	11.5140	7.2417
3	0.0094	61.3186	16.7116	1.0668	11.3869	9.5161
4	0.0096	61.4937	16.3738	1.2539	11.4964	9.3822
5	0.0096	59.9084	16.2658	1.3998	12.4618	9.9643
6	0.0097	59.4965	16.2870	1.4193	12.7544	10.0428
7	0.0097	59.1757	16.1994	1.5261	13.1072	9.9916
8	0.0097	59.0022	16.1952	1.5242	13.2907	9.9877
9	0.0097	58.9071	16.2405	1.5426	13.3417	9.9680
10	0.0097	58.8995	16.2413	1.5426	13.3546	9.9619

註：S.E.表模型估計之報酬標準誤，用以拆解分析相關變數影響報酬變異之比例。

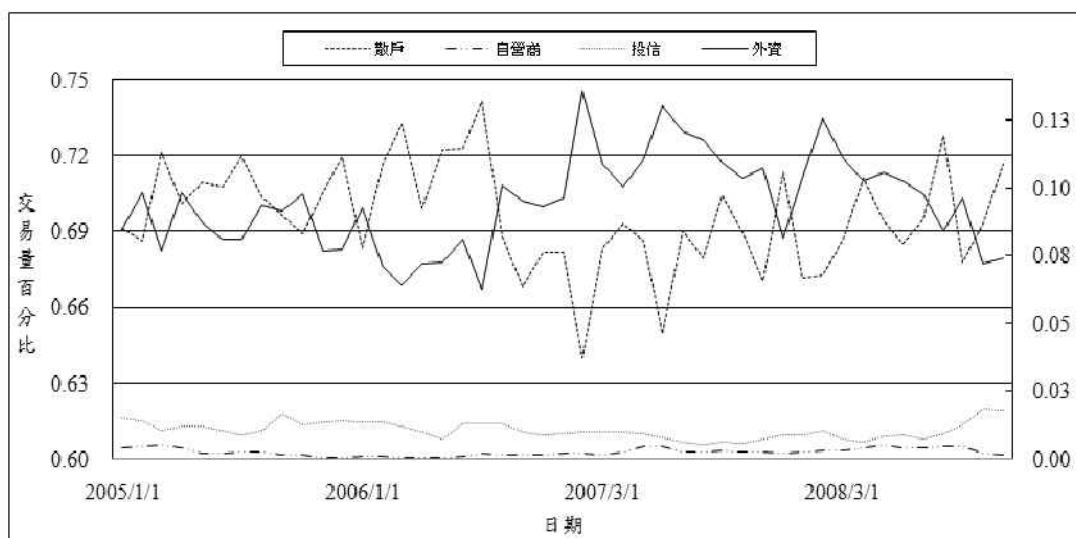


圖四：台股指數期貨報酬之衝擊反應圖

在表五中，四種交易者投資情緒對於台股指數報酬的變異影響最大的是散戶，其佔變異的解釋能力在每一期中都高達近六成，不過這也是很合理的，因為國內股市散戶的交易佔極高的比例是眾所皆知的，若是在這樣高的比例下，其群體看好或看壞市場仍無法影響市場報酬，這些交易者想獲利也很難了。不過在表六中，很驚訝的發現，在期貨市場中，散戶對期指報酬的影響力竟是僅有一成六，令人質疑也許是因為其交易比例也是大幅的落後其他交易者，所以本研究整理在研究期間內這四類交易者在兩個市場中的交易張數佔總交易張數的比例，且將其隨時間的變動情況繪於圖五和圖六。



圖五：現貨市場散戶與三大法人交易量百分比圖



圖六：期貨市場散戶與三大法人交易量百分比圖

在圖五當中，如一般人對台股的概念，散戶的交易佔整個現貨市場約八成以上，然而在期貨市場中，散戶的交易亦是高約七成的，若是以此統計對照表五和表六，結果就十分有趣了，表示散戶的群體交易情緒對市場報酬的影響能力是與投入程度不成比例的；在現貨市場，其交易佔八成以上，但僅有六成的影響力，在期貨市場，其交易亦高達七成，但僅有一成六的影響力。最有趣的是，對照衝擊反應分析（圖三和圖四），發現一單位的散戶交易情緒增加，會在下一期時，使指數期貨與現貨報酬下跌，所以結論是，散戶對市場的影響能力不僅與投入不成比例，甚至其投資情緒對於台股指數現貨與期貨在初期都有反向的影響，亦即，當散戶一窩蜂的買進（賣出）時，正是指數開始下跌（上漲）的時候，尤以在現貨市場明顯。而在股票市場中流傳著「二八法則」，其認為股市中僅有二成的人賺錢，另有實務者將該法則用以在期貨市場中，但對於贏家和輸家的比例描述更為懸殊，其認為，僅有百分之五的人得以獲得正的報酬，賺取其他百分之九十五的交易者之資本，所以一旦獲得正報酬，其獲利是十分驚人，也造成期貨市場的誘人之處；本研究的結果與上述實務觀察和二八法則不謀而合，因為我們發現在台灣股票現貨市場中佔八成交易的散戶是輸家，而在台股期貨市場中，散戶和外資都是輸家。

那麼在本研究的樣本中，獲利的是誰呢？國內的法人可能是表現較佳的，尤其是投信在期貨市場的表現更為亮眼，因為其交易比例，平均而言，僅佔百分之一、二，但是卻對期指報酬變異有超過一成的影響力，而且根據衝擊反應分析，當他們看好市場、買超時，下一期指數就會漲了，反之，外資並沒有這樣亮眼的表現，不僅影響力不若國內法人，其與指數期貨報酬的關連亦是負向的，所以，下次散戶要跟隨，跟投信吧。

此外需說明是，本研究為分析各類投資人交易情緒對現貨與期貨指數報酬的影響，採用 VAR 模型的變異數分解及衝擊反應分析方法。然而此兩種分析的結果都取決於變數的排序 (ordering)，本研究在現貨市場與期貨市場的分析都依散戶→自營商→投信→外資的順序探討其對指數報酬的影響。

理由有三，其一國內並無相關理論或實證研究說明交易者之間的情緒傳導，所以任何排序皆無完整理論假說可佐證；其二本文在此部份最重要的研究結果為說明，在國內的股市中佔有交易比例最高的散戶其影響能力是不成正比的。將散戶情緒變數之順序置於三大法人之前是較其他排序來說，所能得到散戶最大影響力的結果，若此結果都能驗證本文的結論，則其他排序估計將更支持此論述。其三，其實 VAR 模型的殘差自我相關性很小（請參考附錄中的模型殘差自我相關性檢定），所以不同排序的結果差異性並不大（註8）。

肆、 結論

Kumar and Lee (2006) 藉由股市中交易者的買賣資料，計算交易者對股票與投資組合的買賣失衡，並以此作為散戶交易者的投資情緒，證明其可以做為一個解釋股價報酬的風險因子。本研究延伸該方法，探討在台股現貨與期貨市場中，不同交易者（散戶、自營、投信、外資）的投資情緒、彼此之相關及分別對指數報酬與指數期貨報酬的影響。結果發現，在現貨市場中，

註8：感謝匿名審查委員建議此部份的說明及殘差相關性檢定之補充。

不同種類交易者的情緒是彼此獨立的，而在期貨的市場中，外資與散戶的投資情緒則會相互的影響。若以同一類交易者跨市場的情緒傳遞來看，僅觀察到散戶和外資有較顯著的現貨與期貨交易偏好關連。此外，雖然在台股現貨和期貨市場，散戶的交易比例高達七、八成，但影響能力不僅不成比例，甚至其投資情緒對於台股指數現貨與期貨在初期都有反向的影響，亦即，當散戶一窩蜂的買進（賣出）時，正是指數開始下跌（上漲）的時候。

本研究的實證結果十分有趣，一方面，在學術面，本研究提供一個交易者過度自信的證據，因為在本研究中，交易者（尤其是散戶）在群體買賣的氛圍無法影響股市之下，過度的投入市場。而在實務方面，股市中口語相傳的「二八法則」，和期貨市場中，流傳的，僅有百分之五的投資人賺錢的概念，都在本研究發現散戶的投入交易比例與投資情緒影響力的強大落差上得到另類驗證。

本研究的結果很有趣，也很符合實務預期，但尚待後續研究解感的是，股票市場若是買方與賣方對做的遊戲，何以投入資金較大的群體其總合而言的看法並不是主要左右未來股價報酬的關鍵呢？若是如此，當我們應用凱因斯的「股票好比選美」的概念來選股時，恐怕就不該迎合大家認同的選美冠軍了。此外，還有一些課題尚待研究，例如：本研究證明不同類交易者之間的情緒相關，尚待文獻研究交易者該如何利用這些相關進行策略性投資；或是對各類交易者再行細分，觀察其投資情緒是否有顯著的差異等等，都是之後文獻可延伸的課題。

附錄

附表一：現貨模型殘差自我相關檢定

殘差 來源 期數	散戶		自營商		投信		外資		報酬	
	Q-統計量	P-value	Q-統計量	P-value	Q-統計量	P-value	Q-統計量	P-value	Q-統計量	P-value
1	0.10	0.76	0.00	0.98	0.02	0.89	0.30	0.58	0.03	0.86
2	0.10	0.95	0.03	0.99	0.14	0.93	0.30	0.86	0.10	0.95
3	1.13	0.77	0.33	0.95	0.14	0.99	2.62	0.45	0.24	0.97
4	1.92	0.75	0.62	0.96	0.44	0.98	3.15	0.53	0.72	0.95
5	3.08	0.69	1.08	0.96	2.20	0.82	4.91	0.43	2.12	0.83
6	3.88	0.69	1.10	0.98	2.28	0.89	5.21	0.52	5.06	0.54
7	4.05	0.77	5.91	0.55	2.47	0.93	5.31	0.62	5.07	0.65
8	4.30	0.83	5.92	0.66	2.58	0.96	5.82	0.67	5.33	0.72
9	4.30	0.89	6.45	0.69	2.67	0.98	5.84	0.76	5.62	0.78
10	6.84	0.74	12.18	0.27	3.10	0.98	8.04	0.63	12.35	0.26

註：由於VAR模型中各自變數之殘差檢定統計量都不顯著拒絕自我相關之假設，故而推論殘差不具自我相關。

附表二：期貨模型殘差自我相關檢定

殘差 來源 期數	散戶		自營商		投信		外資		報酬	
	Q-統計量	P-value	Q-統計量	P-value	Q-統計量	P-value	Q-統計量	P-value	Q-統計量	P-value
1	0.02	0.89	0.21	0.65	0.10	0.76	0.01	0.91	0.00	0.98
2	3.08	0.21	0.31	0.86	0.14	0.93	1.74	0.42	0.03	0.99
3	4.10	0.25	1.94	0.58	1.09	0.78	1.85	0.60	0.31	0.96
4	5.75	0.22	2.28	0.69	1.22	0.88	2.43	0.66	0.41	0.98
5	7.78	0.17	2.47	0.78	2.74	0.74	3.15	0.68	6.20	0.29
6	9.30	0.16	3.08	0.80	4.33	0.63	3.15	0.79	9.00	0.17
7	9.36	0.23	3.20	0.87	5.46	0.60	3.26	0.86	9.17	0.24
8	12.25	0.14	3.49	0.90	6.78	0.56	4.36	0.82	9.50	0.30
9	12.72	0.18	3.59	0.94	6.83	0.66	4.50	0.88	10.42	0.32
10	13.12	0.22	4.23	0.94	8.52	0.58	6.31	0.79	14.48	0.15

註：由於VAR模型中各自變數之殘差檢定統計量都不顯著拒絕自我相關之假設，故而推論殘差不具自我相關。

參考文獻

- (1) Barberis, N., A. Shleifer and J. Wurgler (2005), "Comovement," *Journal of Financial Economics*, Vol.75, 283-317.
- (2) Bodurtha, J.N., D.-S. Kim and C. M.C. Lee (1995), "Closed-End Country Funds and U.S. Market Sentiment," *Review of Financial Studies*, Vol.8, 879-918.
- (3) Chan, K. and W. Fong (2000), "Trade Size, Order Imbalance, and the Volatility-Volume Relation," *Journal of Financial Economics*, Vol.57, 247-273.
- (4) Chordia, T., R. Roll and A. Subrahmanyam (2002), "Order Imbalance, Liquidity, and Market Returns," *Journal of Financial Economics*, Vol.65, 111-130.
- (5) Chordia, T. and A. Subrahmanyam (2004), "Order Imbalance and Individual Stock Returns: Theory and Evidence," *Journal of Financial Economics*, Vol.72, 485-518.
- (6) Gallant, A., P. Rossi and G. Tauchen (1992), "Stock Prices and Volume," *Review of Financial Studies*, Vol.5, 199-242.
- (7) Granger, C.W. (1969), "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods," *Econometrica*, 424-438.
- (8) Hiemstra, C. and J. Jones (1994), "Testing for Linear and Nonlinear Granger Causality in the Stock Price-Volume Relation," *Journal of Finance*, Vol.49, 1639-1664.
- (9) Karpoff, J. (1987), "The Relation between Price Changes and Trading Volume: A Survey," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.22, 109-125.
- (10) Kraus, A. and H. Stoll (1972), "Parallel Trading by Institutional Investors," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.7, 2107-2138.
- (11) Kumar, A. and C. M.C. Lee (2006), "Retail Investor Sentiment and Return Comovements," *The Journal of Finance*, Vol.61, No.5, 2451-2486.
- (12) Lakonishok, J., A. Shleifer and R. Vishny (1992), "The Impact of Institutional Trading on Stock Prices," *Journal of Financial Economics*, Vol.32, 23-43.
- (13) Li, M., T. McCormick and X. Zhao (2005), "Order Imbalance and Liquidity Supply: Evidence from the Bubble Burst of Nasdaq Stocks," *Journal of Empirical Finance*, Vol.12, 533-555.
- (14) Lichtenstein, S. and B. Fischhoff (1977), "Do Those Who Know More Also Know More About How Much They Know? The Calibration of Probability Judgements," *Organizational Behavior and Human Performance*, 3.
- (15) Lo, A. and J. Wang (2000), "Trading Volume: Definitions, Data Analysis, and Implications of Portfolio Theory," *Review of Financial Studies*, Vol.13, 257-300.
- (16) Phillips, P. and P. Perron (1988), "Testing for A Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, Vol.75, 335-46.
- (17) Sias, R. (1997), "Price Pressure and the Role of Institutional Investors in Closed-End Funds," *Journal of Financial Research*, Vol.20, 211-229.
- (18) Wermers, R. (1999), "Mutual Fund Herding and the Impact on Stock Prices," *Journal of Finance*, Vol.54, 581-622.

運用基因演算法建立最佳隱含波動率估計值之研究
— 以台指選擇權為例
A Study on Creating the Optimal Estimate of Implied Volatility
Using Genetic Algorithm — Evidences from TXO

- ◆ 實踐大學財務金融與保險研究所
副教授
- 黃明官
- ◆ 實踐大學資訊科技與管理學系
助理教授
- 洪大為
- ◆ 實踐大學財務金融與保險研究所
研究生
- 李茂華

摘要

由於選擇權評價模型中重要參數之一的標的物價格波動率並無法直接由市場觀察而得，因此，必須藉由一精確之計量模型予以近似估計。過去諸多研究文獻之實證結果已然指出隱含波動率為真實波動率之良好預測指標，其預測準確性優於歷史波動率與GARCH等預測模型。隱含波動率的另一項重要應用為編製成眾所周知的恐慌指數。雖然關於隱含波動率之探討與相關應用日益受到重視。然而，對於如何從一組同一選擇權標的物之系列隱含波動率中求得最具代表性之單一隱含波動率估計值，卻沒有一致公認之最佳求解方法。有鑑於此，本研究乃試圖利用具備極佳搜尋效率的基因演算法求取最佳隱含波動率估計值，所建立之隱含波動率估計值可使所有系列選擇權之理論模型價格與真實市場價格間之總誤差達到最小。本研究另選擇以台指選擇權為實證研究對象以驗證本研究所建議方法的有效性與準確性，實證結果主要發現如下：(1) 隱含波動率與大盤指數走勢間存在負相關性，同時，買權與賣權之隱含波動率的變動方向亦存在明顯差異。(2) 在絕大多數期間中（包括漲勢及跌勢期間），利用基因演算法所求得之包含全部契約系列的隱含波動率估計值，其與5日、10日、20日及30日真實波動率間皆呈現最高之相關性與預測能力，甚至優於期交所編製之VIX波動率指數。並且相關性有隨著期間增長而提高之傾向。(3) 根據因果關係檢定結果，發現在實證期間內隱含波動率領先現貨波動率，且整體而言隱含波動率之領先性表現亦優於VIX波動率指數。

關鍵詞：基因演算法、隱含波動率、VIX指數、台指選擇權

壹、緒論

自從美國芝加哥選擇權交易所（Chicago Board Options Exchange—CBOE）在1973年推出全世界第一個在集中市場交易的選擇權商品後，隨著選擇權商品的蓬勃發展，股價指數選擇權即成為最為普及且成交量最大的選擇權商品，其不但可提供給指數型基金或股票型基金一有效之避險工具，為其持有之龐大股票投資組合提供保險功能，例如2008年下半年爆發的金融海嘯中，相較於現貨市場，選擇權市場與期貨市場之表現可謂大異其趣，特別是股價指數選擇權與期貨商品之成交量不減反增，由此可突顯出其在市場恐慌時所具有之避險功能的價值，此一避險保護作用亦有助於減緩現貨市場之售股賣壓。同時，對於股票市場進行投機交易之投資人亦可以少數資金投資整體市場未來變動趨勢，因而讓投資人即使在空頭市場情況下，還能藉由看空操作而賺取資本利得。此外，股價指數選擇權亦可提供給機構法人進行現貨市場與選擇權市場間價格失衡時的雙向套利交易機會。由此可知，股價指數選擇權除了可提供風險管理與價格發現功能外，透過套利交易亦可促進市場效率。另一方面，也由於其槓桿程度大且評價難度高之特性，使得其風險難以準確衡量。

我國在市場交易者強烈之避險與套利需求下，台灣期貨交易所於是在2001年12月24日推出國內第一個選擇權商品，「台灣證券交易所股價指數選擇權契約（TXO）」¹。自問市後，台指選擇權之日平均交易量即從2001年的856口激增至2008年37.25萬口，而且近期隨著股市回溫與制度改進，包括台指選擇權在內之選擇權商品的成交量更屢創新高。依據美國期貨業協會（Futures Industry Association，FIA）的統計，台灣期貨及選擇權交易量在2004前尚無法排進世界20名，但至2007年排名則竄升至世界前12名，成長速度十分驚人，同時，國內期權交易參與人數亦持續擴增。同時，主管機關政策上亦朝向持續擴大市場規模，金管會目前業已核准六家投信公司可發行期貨基金，其中，國泰投信已預計於2009年下半年正式募集推出期貨基金，這是台灣期貨及選擇權市場發展的另一個里程碑，可預期的是屆時又將帶動期權等衍生性商品的另一波成長熱潮。

一般金融商品皆有一可直接觀察而得之市場交易價格，以及一無法直接

觀察之真實價值或內在價值(intrinsic value)，選擇權商品亦然。金融商品交易之主要障礙即在於其真實價值難以確認，其中，選擇權因尚包含時間價值因而尤其困難評價。對於選擇權評價模型的發展歷史，首推Black、Scholes 與Merton等學者的成就，其在1973年透過建構與求解隨機微分方程而推導出一簡便實用之標準歐式選擇權(European options) 評價模型，因而大大提高了選擇權評價的簡易性與準確度，即使目前學術界與實務界在評價標準歐式選擇權時，仍然普遍採用Black-Scholes (1973) 評價模型。在選擇權評價模型之主要給定參數中，唯一無法直接觀察到的參數為標的物價格的波動率，由於在正常情況下，波動率變化和選擇權價值變動呈現高度正相關性，可說是影響選擇權價格(權利金)之關鍵參數，因此，若能精確預估未來一特定期間中標的物價格的波動率，即能正確評斷選擇權合理價格，因此，近年來眾多學者與實務界人士紛紛投入建立波動率預測方法之相關研究。

如前所述，選擇權標的物價格未來之波動率必須藉助一精確之計量模型予以近似估計。綜合先前探討波動率之相關研究文獻，大略可分類成三種主要波動率預測方法，包括歷史波動率法、GARCH系列預測模型及隱含波動率法。而且，由第貳節中所整理之相關研究文獻的實證結果可知，多數研究文獻之實證結果皆指出隱含波動率確為真實波動率之良好預測指標，其預測準確性確實優於歷史波動率與GARCH等預測模型，由於多數研究皆已證實隱含波動率對於真實波動率具有優越的預測能力，因此，近年來關於隱含波動率的相關探討廣泛受到學術界與實務界重視與關注。

隱含波動率的另一項重要應用為編製成眾所周知的恐慌指數，自從芝加哥選擇權交易所CBOE於1993年推出以S&P 100指數選擇權為對象，首次編製出市場波動率指數(Market Volatility Index, VXO)，並以之做為未來市場波動率的觀察指標，圖1中即顯示1990年至2002年間VXO指數與 S&P 100 指數間的互動關係。其後，CBOE於2003年改以Demeterfi, Derman, Kamal, and Zou (1999)的觀點，並依據Volatility swaps 的觀念重新修訂波動率指數的定義與計算方式，並據此編製出新的VIX指數¹。不但標的物由S&P 100指數更換為涵

¹ CBOE 於2003年9月發布「新 VIX 白皮書 (The New CBOE Volatility Index – VIX)」，以 S&P 500 為標的，使用一連串不同履約價格的選擇權隱含波動率來計算預期波動率，而非僅使用價平選擇權契約。

蓋更多成份股與更具指標性的S&P 500指數，且計算方式亦由採用以選擇權之隱含波動率為主改成直接以選擇權之市場價格為主，CBOE希望能藉以改善VXO指數因交易天數轉換所導致之高估現象。我國期貨交易所亦參考CBOE的編製方法於2006年推出台灣選擇權市場的VXO與VIX指數。回顧2008年第三季，因為美國次級房貸²危機引發全球性的金融風暴，使得這段期間中，全球主要股票市場之股價指數的波動率幾乎皆經歷劇幅變動，此可由CBOE所編製的VIX指數的變動趨勢中看出端倪。此外，因為VIX指數反映了選擇權市場參與者對於大盤後市波動程度的看法，因而便常被利用來判斷市場後續多空走向的逆勢指標，對於未來特定市場指數之波動率的正確預測及相關應用遂成為了金融市場參與者不可或缺的重要課題。

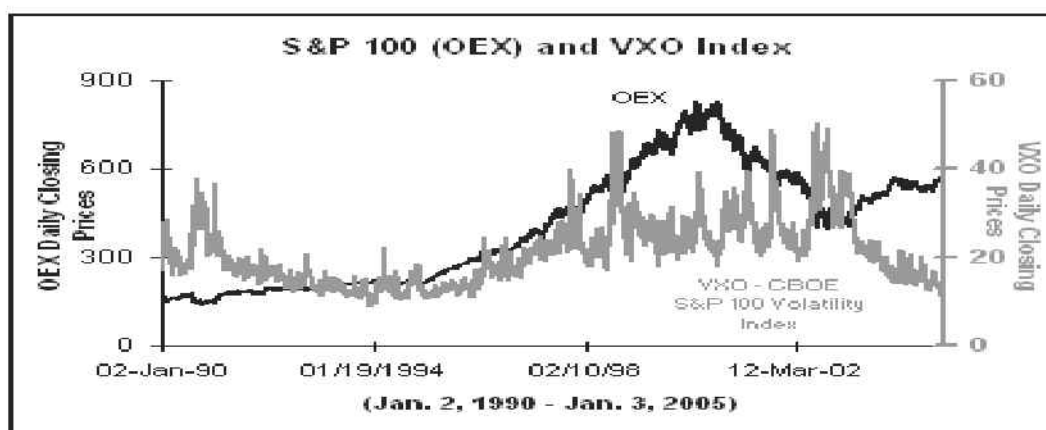


圖1： S&P100與VXO指數圖（資料來源：CBOE網站）

依照Black-Scholes（1973）選擇權評價模型的基本假設，波動率應為單一常數，但是如前所述，在真實選擇權市場中同一標的物之選擇權，卻各有不同之隱含波動率，即使是到期日相同的系列契約亦存在波動率微笑曲線。然而，對於如何從一組同一選擇權標的物之系列隱含波動率中求得最具代表性之單一隱含波動率估計值，目前卻沒有一致公認之最佳求解方法。因此，為求得單一且具代表性的隱含波動率，包括VXO及VIX指數在內，目前主要作法為以同一選擇權契約系列中各契約之成交量或履約價位做為權重，並按一般加權平均或算數平均方式計算出代表性隱含波動率，然而，本研究認為

²所謂次級房貸，就是抵押貸款市場中的次優等抵押貸款，與一般房貸最主要的不同，是這種貸款提供給那些信用程度較差，及還款能力比較弱的購屋者，因為風險較高，故利率也比一般抵押貸款高出2%~3%。

僅依據成交量或履約價位差異所得之權重未必是最適權重，因而估計出之隱含波動率估計值亦可能仍存在相當程度之誤差。為求得更精確的權重以建立更準確的隱含波動率估計值，本研究乃試圖利用具備極佳搜尋效率的基因演算法 (Genetic Algorithms, GA) 來求取同一選擇權系列中各契約之最佳權重，並據以建立出最佳隱含波動率估計值。依此方法所建立之隱含波動率估計值可使所有系列選擇權之理論模型價格與真實市場價格間之總誤差達到最小。

為驗證本研究所建議方法的有效性與準確性，本研究選擇以台灣加權股價指數選擇權做為實證研究對象，並從中挑選出成交量較大之當月及次月到期且最接近現貨價格之5個不同履約價格的台指選擇權契約系列，包括最接近標的物目前價價格之2個價內、1個價平及2個價外選擇權，根據這些契約每日收盤結算價格反推求得其隱含波動率，並利用基因演算法搜尋出可使所有選取之契約系列的模型理論價格與市場交易價格間總誤差最小下各契約隱含波動率的最佳權重，並經由此一最佳權重組合加權平均計算求得最佳隱含波動率估計值。經由檢視實證研究結果可知，本研究所建立之隱含波動率估計值對於真實波動率具有相當優異的預測能力，且在大部份之比較指標或統計模型中，其表現甚至超越期交所編製之VIX波動率指數。由此可見本研究所建議之方法具有相當之有效性與實用性。

貳、文獻探討

如前所述，標的物報酬率之波動率乃是決定選擇權價格的一個重要參數，也是唯一無法直接從市場觀察到的模型參數，過去文獻對於如何估計波動率也有數種不同的方式，而本研究所採用之基因演算法，不但已普遍應用於生產與作業管理等領域，其在財務金融領域的應用也相當廣泛。此外，先前諸多研究文獻亦指出，波動率與股價指數報酬之間似也存在著某程度的關聯性，因此，本節中將分別彙整與檢視選擇權波動率的估計與預測方法及其比較，基因演算法應用於財務領域及波動率與股價指數報酬間之關係的相關研究文獻。

一、波動率預測模型

關於選擇權微笑波幅現象已被學者長期觀察（如Zhang and Xiang, 2008），Latane and Rendleman (1976) 在預測何種CBOE股票選擇權波動率估計法為最佳之研究中，提出Vega加權平均隱含波動度模型，其對於越高的Vega值給予較高的權重，意謂對波動度越為敏感即賦予越高權重，並分別使用隱含波動率、加權平均隱含波動率及歷史波動率比較三者間之波動率預測能力，發現以Vega加權平均隱含波動率預測能力最佳。Chiras and Manaster (1978)曾以1973年6月至1975年4月的股票選擇權為樣本，利用迴歸模型衡量彈性加權平均隱含波動率及歷史波動率對未來波動率的估計能力。其研究結果顯示，彈性加權平均隱含波動率對未來波動率的估計能力優於歷史波動率。Becker (1981)於研究隱含波動率與真實波動率之間的關係時，曾嘗試以不同履約價格的加權平均隱含波動率進行估計，其實證結果發現價平選擇權之隱含波動度對於未來波動率確實能夠提供較多的資訊，而且較歷史波動度更能解釋未來真實波動率之變化。

早期Harvey and Whaley (1992) 與 Chu and Freund (1996)等學者即從事關於波動率估計與預測之研究，Fitzgerald (1999)曾指出選擇權定價誤差及交易策略的績效取決於其波動率預測的精確程度，由此可知波動率預測在選擇權市場中的重要性。針對波動率的預測方法，Poon and Granger (2003)根據過去文獻整理出近二十年來預測波動率的相關研究，並挑選出其中約93篇研究論文，並將這93篇論文之波動率預測法分類成四種：歷史波動率法，GARCH系列模型，隱含標準差方法，隨機波動率模型，在其所整理的93篇文獻中，經排除其中27篇沒有對兩種方法進行比較的論文後，將剩餘的66篇依據波動率的預測能力高低排序，發現隱含標準差方法的預測能力優於歷史波動率模型，且GARCH系列的預測能力與歷史波動率近似，總言之，由Poon與Granger之整理結果可知隱含波動率的預測能力應為最佳。

何桂隆 (1998)以台灣最早推出的兩檔認購權證來比較各波動性之預測能力，發現以加權平均隱含波動性模型做為B-S模型的波動性參數的預測績效明顯較歷史波動性、時間序列模型與GAIV模型為佳。李進生等 (2000)另曾

以台灣與香港之認購權證商品做為實證研究對象，分別利用不同之波動率預測模型做為波動率估計方法，檢視與比較各種方法的預測能力。

綜合以上國內外文獻，絕大多數學者之實證研究均指出隱含波動率對於波動率預測能力普遍較其他預測方法為佳，主要因隱含波動率本質上即反映出市場多數參與者對於未來波動率的變動預期。至於如何求得單一且具代表性之隱含波動率，由前述之文獻回顧可知，目前幾乎皆傾向以成交量或履約價格做為權重，採用加權平均方式計算而得。然而，一如先前所述，本研究認為此一加權方式未必可得最佳之隱含波動率估計值，因此，本研究乃嘗試利用基因演算法求得更具代表性且預測能力更佳的隱含波動率估計值。

二、基因演算法應用

基因演算法早年於1960年代由生物學家 Fraser 提出人為交換染色體以刺激生物演化的概念，此一構想即成為發展基因演算法之靈感來源 (Bäck, 1996)，美國密西根大學的 Holland 教授及其學生於 1970 年代左右發現，自然界中物種自然演化成最能適應環境的方式也可將其應用在人造環境中，此一發現隨後並公諸於世 (Holland, 1975)，至此即形成基因演算法完整的理論概念基礎，使得世人得以一窺基因演算法之堂奧。並由於其優異搜尋能力，使得基因演算法快速為世人接納且被普遍應用於求解相關之組合最佳化問題。演化式計算在廣大的空間中而非僅侷限於線性範圍內來找出問題的最佳解。Holland 教授在其論文中除了提出基因演算法的基本概念之外，也成為日後基因演算法方法的原型。同時，Holland 教授並定義出基因演算法中三項基本操作，亦即交配 (Cross-over)、反轉 (inversion) 與突變 (Mutation)，此三者也是運算程序中的核心部分。

由於基因演算法具有其強大的組合搜尋與最適化能力，故在財務應用上較多著墨於建立技術交易規則與投資策略、投資組合建構及資產配置的最佳化問題，或是應用於篩選財務危機公司及建立財務預警指標等功能。Allen and Karjalainen (1999) 之研究中採用基因演算法以搜尋最佳交易法則，並建議此方法可推展到其他總體經濟或個體經濟領域，然而利用基因演算法所產生的

買進或賣出的訊號進行交易，其研究結果發現不如買進並持有法則。Xiang 等 (2005) 利用基因演算法進行股票買賣點預測，並以 Microsoft、Intel Dell 及 Oracle 等公司為研究標的，研究期間為 1990 年 1 月 1 日至 2002 年 8 月 30 日共 3305 筆交易資料。前 2000 筆資料為訓練期，後 1305 筆資料作測試期，其研究結果發現其獲利績效明顯高於買入持有策略，且以基因演算法所得之訓練期之報酬率低於測試期報酬率，此外，江吉雄 (2002) 與蔡安臻 (2005) 亦建議股票市場投資人可適當利用基因演算法做為選股與擇時策略的輔助判斷工具。

另一方面，近年來 Orito 等 (2003)、Venugopal 等 (2004)、On 等 (2005)、Yang (2006)、Lin and Liu (2008) 及吳詩敏 (2007) 等學者不約而同地應用遺傳基因演算法於最佳資金配置或投資組合建構與選擇等問題，其實證研究結果皆指出基因演算法可有效篩選與求解該一高度複雜的投資組合選擇之組合最佳化問題。余美惠 (1997) 亦曾使用基因演算法及 13 種不同幣值的外匯選擇權，建構出外匯選擇權投資組合，該一研究探討投資人在學習期時，考量期初資金限制及風險值 (Value at Risk, VaR)，藉由基因演算法建構出投資報酬率最大之投資組合的效度，並探討在不同訓練方法下，投資組合績效表現之差異性，其研究結果發現平均而言，以基因演算法建構的選擇權投資組合其績效具有一致性，表示基因演算法的適用性尚佳。

三、波動率與股價指數報酬間之相關性

隱含波動率除了可視為真實波動率的估計值之外，其與股價報酬率間也存在某程度之連動關係，故而文獻上也有不少探討隱含波動率與股價指數報酬率關係之研究。Manaster and Rendleman (1982) 是最早探討股票選擇權市場與股票現貨市場間領先落後關係的學者，其使用 Black 與 Scholes 選擇權評價公式予以計算隱含股票價格及隱含標準差 (Implied standard deviations)，其研究結果發現選擇權市場領先股票市場。

French 等人 (1987) 之研究中指出市場波動率的可預測部份與股票預期報酬率具有正向關係，若 VIX 指數代表對市場波動率的預期，則波動率指數變動趨勢與未來的 S&P 100 市場報酬率呈現正相關。相對地，若市場的波動

性非預期增加，而預期波動率也增加，在市場風險溢酬與市場投資組合的變異數呈現正相關的假設下，則未來的貼現率將會上升，同時，若預期現金流量不受影響，結果將會導致股價下跌，亦即非預期波動性的增加會產生非預期的負報酬。盧佳鈺 (2002)則曾利用以2002年7月至2003年3月期間的資料進行實證研究，其發現台指隱含波動指標和台股報酬率呈現反向變動關係。台指隱含波動指標似乎有領先加權股價報酬之現象，然此關係並不明顯。由上述國內外相關文獻之實證結果可知，大多數研究顯示隱含波動率與股價指數報酬率呈現負相關，不過，亦有少部份研究文獻指出隱含波動率與股價指數報酬率呈現正相關，故目前尚無一致的結論，此或許與所選取之研究標的市場會間具有不同特質有關。

參、研究方法

基於逐日移動與計算之概念，僅利用前一日之指數選擇權價格資料計算該日之最佳隱含波動率估計值，並以之做為次日該一指數選擇權契約評價與套利之用。依循此一概念下，本研究擬定之研究流程如下，首先取得每日各契約系列之結算價格資料，根據一般歐式股價指數選擇權評價模型反推出該一指數選擇權各契約系列之隱含波動率，接著，再將該組隱含波動率利用基因演算法分別求得該日：(1) 僅含買權及僅含賣權契約之最佳隱含波動率估計值；(2) 僅含當月份到期契約及僅含次月份到期契約之最佳隱含波動率估計值；(3) 全部契約系列之最佳隱含波動率估計值。求解得前述各狀況下之單一最佳隱含波動率估計值後，首先運用相關分析以初步判斷各隱含波動率估計值與真實波動率間之關聯度。此外，另以隱含波動率落後值為自變數且以真實波動率當期值為因變數建立簡單線性迴歸模型，藉以再次檢視其預測能力。最後，再以向量自我迴歸模型(VAR)及 Granger 因果關係檢定，根據隱含波動率估計值與真實波動率之領先落後關係，藉此判斷台指現貨波動率與隱含波動率間是否有顯著的因果關係。

茲將本研究中所使用的研究方法及研究模型詳述如下，不同期間之股價指數真實波動率的估計方式是由計算起始日往後取所涵蓋之一段特定期間，計算該期間內股價指數報酬率之標準差做為真實波動率，由於是依據日資料所計算出之日化波動率，故必須再轉換成年化波動率。

$$\sigma_t^n = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=0}^{n-1} (r_{t+i} - \bar{r})^2} \times \sqrt{y_d} \quad (1)$$

上述公式中符號定義如下：

σ_t^n ：自第 t 日至 $t+n-1$ 日共 n 日的真實波動率，本研究中 n 分別取5日、10日、20日及30日。

\bar{r} ： n 日期間內標的股價指數報酬之平均值。

y_d ：年交易天數。

r_t ：第 t 日之標的股價指數的對數報酬率 $=\ln(TX_t) - \ln(TX_{t-1})$ ， TX_t 表標的股價指數第 t 日之收盤價。

接著，透過一可信賴之評價模型以求得隱含波動率，由於本論文之實證研究對象為台指選擇權，而台指選擇權基本上為一買方僅於到期日才能執行履約權利的歐式選擇權，因此，本研究乃利用標準歐式股價指數選擇權評價模型反推得隱含波動率。目前所普遍採用之歐式股價指數評價模型，為Merton(1973)延伸自Black-Scholes歐式股票選擇權評價模型所推導出之模型，其歐式股價指數買權及賣權之評價模型分別如下：

$$C = Se^{-\delta T} \times N(d_1) - Ke^{-rT} N(d_2) \quad (2)$$

$$P = Ke^{-rT} N(-d_2) - Se^{-\delta T} \times N(-d_1) \quad (3)$$

其中

$$d_1 = \frac{\ln \frac{Se^{-\delta T}}{K} - (r + 0.5\sigma^2)T}{\sigma\sqrt{T}}$$

$$d_2 = \frac{\ln \frac{Se^{-\delta T}}{K} - (r - 0.5\sigma^2)T}{\sigma\sqrt{T}} = d_1 - \sigma\sqrt{T}$$

模型符號定義如下：

δ ：年平均股利率。

S ：標的股價指數目前價格。

K ：履約價格。

T ：選擇權距到期日之存續期間，並予以年化之天數。

r ：年無風險複利率。

σ ：標的股價指數之年波動率。

$N(\bullet)$ ：標準常態累積機率函數。

一如前述，本研究之主要研究構想為運用基因演算法搜尋出一組對應到各契約系列的最適權重組合，並由該組權重組合建立出單一最佳隱含波動率估計值，此一最佳隱含波動率估計值可使模型理論價格與市場實際價格間之總誤差達到最小。反覆透過基因演算法中之交配、反轉與突變等演進方式，可以保證得到較前次未進化之前為佳的染色體基因，因此，基因演算法是一種搜尋最佳解的方式。值得特別強調的是，基因演算法在求解集合空間之搜尋能力上可幫助找出最佳的一組解答，特別是其具有可在一極短時間內即可產生一組可行解的能力，這對於需要在很短時間內即需獲得解答的實務問題而言，更突顯出基因演算法之優異性與價值性。由於基因演算法已為人所熟知且有豐富之相關文獻與書籍，同時，已開發成眾多商業套裝軟體，因而極為方便取得與使用，因此，在篇幅考量下略去基因演算法之細部探討。

本研究之主要研究目標即為運用基因演算法搜尋出一組同一選擇權契約系列中各契約之最適權重，並依所求得之權重建立出最佳隱含波動率估計值。以本研究之實證研究對象台指選擇權為例，說明搜尋程序之詳細步驟如下：

1. 選取每日五個不同履約價格及當月與次月到期之台指選擇權共20個不同契約系列，其中包含十個買權價格 ($C_i; i=1, \dots, 10$) 及十個賣權 ($P_j; j=1, \dots, 10$) 價格，將這些已知的選擇權市場當日結算價格及其他參數代入前述之評價模型中，即可反推得到此20個不同契約系列的隱含波動率 ($\sigma_{C,i}; i=1, 2, \dots, 10$ 及 $\sigma_{P,j}; j=1, 2, \dots, 10$)。

2. 先以算數平均方式求算出波動率估計值做為基因演算法之起始值($\hat{\sigma}_{GA}$)，此亦代表初始染色體基因，若遇有極端值情況，例如選擇權市價為零³，或是帶入評價模型後無法計算出其隱含波動率⁴，則捨棄此一隱含波動率。
3. 接著，再以此一基因演算法之波動率估計值($\hat{\sigma}_{GA}$)代入前述之選擇權評價模型，並求得各個買權及賣權之理論價格(\hat{C}_i, \hat{P}_j ; $\sigma, i, j=1, 2, \dots, 10$)如下：

$$\hat{C}_i = Se^{-\delta T_i} \times N(\hat{d}_{1i}) - K_i e^{-r T_i} N(\hat{d}_{2i}) \quad (4)$$

$$\hat{P}_j = K_j e^{-r T_j} N(-\hat{d}_{2j}) - Se^{-\delta T_j} \times N(-\hat{d}_{1j}) \quad (5)$$

其中

$$\hat{d}_{1i} = \frac{\ln \frac{Se^{-\delta T_i}}{K_i} + (r + 0.5 \hat{\sigma}_{GA}^2) T_i}{\hat{\sigma}_{GA} \sqrt{T_i}},$$

$$\hat{d}_{2i} = \hat{d}_{1i} - \hat{\sigma}_{GA} \sqrt{T_i},$$

$$\hat{d}_{1j} = \frac{\ln \frac{Se^{-\delta T_j}}{K_j} + (r + 0.5 \hat{\sigma}_{GA}^2) T_j}{\hat{\sigma}_{GA} \sqrt{T_j}},$$

$$\hat{d}_{2j} = \hat{d}_{1j} - \hat{\sigma}_{GA} \sqrt{T_j}。$$

4. 將這些買權及賣權之所得之理論價格與其對應之市場價格間的差值取平方後再加總以計算得誤差平方和(e)。本研究目的即要求得可使誤差平方和最小之下的權重組合，亦即搜尋目標為：

$$\text{Minimize } e = \sum_{i=1}^{10} (\hat{C}_i - C_i)^2 + \sum_{j=1}^{10} (\hat{P}_j - P_j)^2 \quad (6)$$

5. 因此，每次搜尋(疊代演化)即須找出可使誤差平方和減少最多之後代及其權重組合，更明確地說，利用基因演算法之演化功能產生出一組權重組合

³當天此履約價格之契約沒有任一筆成交

⁴選擇權市價超出理論價臨界值，代表此一價格及不合理且嚴重偏離理論價

(α_i 與 β_j ; $i, j = 1, 2, \dots, 10$) , 接著藉由以下公式計算 $\hat{\sigma}_{GA}$ 之值, 將 $\hat{\sigma}_{GA}$ 代入評價模型後即可求得 \hat{C}_i 與 \hat{P}_j 之值, 然後再根據公式(6)計算得誤差平方和。

$$\hat{\sigma}_{GA} = \sum_{i=1}^{10} \alpha_i \sigma_{c,i} + \sum_{j=1}^{10} \beta_j \sigma_{p,j} ; \quad \sum_{i=1}^{10} \alpha_i + \sum_{j=1}^{10} \beta_j = 1 \quad (7)$$

6. 回到步驟3, 反覆進行此一搜尋程序, 亦即反覆調整權重 α_i 與 β_j 之值, 直到搜尋到指定之疊代演化次數為止, 此時即可從過去演化紀錄中搜尋出可使誤差平方和最小的一組權重組合。

綜言之, 藉由基因演算法之搜尋程序及在事先設定之疊代演化次數之下, 最終可求得誤差平方和最小下之一組各隱含波動率的最適權重組合, 接著, 利用該權重組合所求得之隱含波動率估計值加權平均值即為單一具代表性之最佳隱含波動率估計值。為了進一步分析與比較, 重複應用步驟2至步驟6再予分別計算出僅含買權契約系列及僅含賣權約系列的最佳隱含波動率估計值。

最後, 如前所述, 為驗證本研究所建議方法之有效性與準確性, 本研究將分別利用Pearson相關係數矩陣檢驗基因演算法所求得之最佳隱含波動率估計值與真實波動率間之相關程度, 並與台灣期貨交易所所公佈之VIX指數做一比較。接著, 本研究進一步採用迴歸模型來分別比較所有最佳波動率估計值與VIX指數對於真實波動率間的模型預測能力。此外, 為探究這些最佳波動率估計值與真實波動率間是否存在領先落後關係, 本研究再利用Granger因果檢定法來檢定其間之因果關係, 進行Granger因果關係檢定之前, 必須先透過單根檢定以檢驗時間序列資料是否為定態, 確定為定態序列之後, 先予建立變數間之向量自我迴歸模型(VAR), 並透過VAR模型進行變數間之因果關係檢定。Granger(1969)從變數之預測能力來定義兩個變數之間的因果關係, 更明確地說, 假設有兩序列變數 X 與 Y , 當對 X 進行預測時, 除了使用 X 過去數值所提供的訊息外, 若由於加入 Y 過去的數值資料, 而使得對 X 的預測更為準確時, 則稱 Y 為 X 之因; 反之則稱 X 為 Y 之因。倘若 X 、 Y 兩變數互為彼此之因時(即兩變數彼此相互影響), 則稱兩者具有回饋關係(feedback)。

肆、實證結果與分析

許多過去文獻之實證結論皆指出，股價指數與隱含波動率間存在某程度相關性，故本節中首先將以依歐式股價指數選擇權評價模型反推求得之隱含波動率，接著，取得期交所公布之 VIX 波動率指數與本研究利用基因演算法所搜尋出之最佳隱含波動率估計值，分別探討其與台灣加權股價指數及其報酬率之間的關係。此外，再分別與 5 日、10 日、20 日及 30 日台指真實波動率做一比較，藉以瞭解本研究所建議之隱含波動率估計法的估計準確性與預測能力。在實證研究期間及實證樣本標的方面，本研究選取 2007 年 01 月 02 日至 2008 年 12 月 31 日共二年 496 天期間之台灣加權股價指數選擇權，每日當月及次月到期之各 5 個不同履約價格的買賣權契約，兩個價內契約、兩個價外契約及一個價平契約，價位分類標準如表 1 所示。選取五款契約之原因為台指選擇權每個到期月份至少皆有五個契約系列，而選擇最近兩個到期月份的理由為，另外三個遠月契約的交易量在相關比例交易日中往往出現過少，甚至毫無交易現象，此一情況下造成不是推導出之隱含波動率極可能嚴重偏離合理水準，就是無法計算出隱含波動率，除此之外，另一考量為提供一致性的比較基礎，因為 VIX 指數亦僅是選取最近兩個到期月份。

表1：選擇權屬性分類區間表

分類區間	買權 (賣權)
$50 < S - K$	價內 (價外)
$-50 < S - K < 50$	價平
$S - K < -50$	價外 (價內)

註：S 為標的資產價格，K 為履約價格

因為正常情況下，每日共有 20 個不同契約系列，因而亦有 20 個市場收盤結算價格，除此之外，尚須搜集同期間之每日台指收盤價格及每一契約距到期日剩餘時間。另外，選擇以台灣銀行一月期定存利率做為無風險利率代表，其理由在於本研究採用最近到期的兩個月份選擇權契約，因此一月期定存在時間長度上較為接近所選取之選擇權契約的平均到期期間。另一方面，

在無風險利率選取上，國外(特別是美國)研究論文多以國庫券利率做為代表，但因國內國庫券次級市場流通量過少，故往往無法形成公平利率。替代方式為因台灣銀行最具公股銀行特性，其信用評等與違約風險近似國家等級，在極低之違約風險下，台灣銀行之存款一般可視為近乎無風險資產，因而其給予之存款利率即可視為近乎無風險利率。並且搜集 2007 至 2008 年二年期間，所有上市公司之現金股利及股價資料，以計算年平均股利率，將此每日 20 個市場收盤價格及所有其他模型參數之值導入評價模型中，即可反推求取當日 20 個隱含波動率之值。另外，亦搜集 2007 至 2008 年二年期間期交所公布之台指 VIX 指數，同時，根據每日台指收盤價格計算 5 日、10 日、20 日及 30 日之台灣加權股價指數之真實波動率。

將上述參數資料導入至基因演算法軟體系統，且設定每一情況之最大疊代演化次數為 2000 次之後，即可求得每日最適權重組合與最佳隱含波動率估計值，事實上，所有情況之最佳解在未到達 2000 次之前皆已產生，故 2000 次應是一相當保守的設定值。由於原始資料及所有計算所得之最佳隱含波動率估計值與真實波動率過於龐大，因受限篇幅無法全部列舉，因而僅舉 2007 第一季之資料為例，將所計算得之每日當包含所有契約情況下各契約之權重組合結果，以及三種不同契約系列組合下之最佳隱含波動率估計值分別列示於附錄一及附錄二中，且由附錄一中之權重數據可看出各契約之每日權重組合呈現顯著變化且差異頗大。並將此兩年期間中三種不同契約系列組合中各契約的平均權重值列於表 2 中。基本上，每日權重組合可用於預測次日之選擇權價格，而平均權重組合可用於觀察長期權重分佈情形，從表 2 中可明顯看出次月份契約之權重普遍存在偏高之傾向，亦即表示次月份契約之隱含波動率較具代表性，且對市場價格具較高之解釋力與預測性。

表 2：實證期間之平均權重值 (%)

	C_{I2}^2	C_{I2}^2	C_{I1}^1	C_{I1}^2	C_A^1	C_A^2	C_{O1}^1	C_{O1}^2	C_{O2}^1	C_{O2}^2	P_{I2}^1	P_{I2}^2	P_{I1}^1	P_{I1}^2	P_A^1	P_A^2	P_{O1}^1	P_{O1}^2	P_{O2}^1	P_{O2}^2
GA_All	4.469	5.219	4.997	5.691	5.280	5.681	6.191	5.663	6.216	6.457	2.697	4.527	3.132	4.745	5.946	6.068	4.987	5.711	4.571	5.234
GA_Call	7.54	12.92	7.65	13.27	7.76	12.88	8.20	12.93	8.38	11.99										
GA_Put											2.66	7.15	3.78	8.57	16.59	19.77	9.96	15.90	7.82	11.61

本節旨在觀察股價指數與隱含波動率兩者間是否存在系統性的變動關係。由於臨近選擇權結算日之前，不時發生刻意作價因而出現異於尋常之劇烈變動，因此，該段期間內之市場價格往往大幅偏離均衡價格而不具參考意義，故而在本節之實證資料中排除當月契約到期前5日之資料。圖2中GA_All即表由每日20個不同台指買賣權契約系列推算出之隱含波動率，依基因演算法所計算出之最佳隱含波動率估計值。圖2可明顯看出，在股價指數呈現跌勢時，隱含波動率有呈現升高趨勢，相反地，在股價指數呈現漲勢時，隱含波動率有呈現下降趨勢，故可初步觀察出股價指數與隱含波動率之間應呈現負相關變動關係，代表投資人在上漲盤勢中，對於市場後勢的看法普遍樂觀，避險意願降低，選擇權價格因時間價值流逝而緩步走跌，但在下跌盤勢中，因對後勢趨向悲觀而急於拋售賣權以規避股價大跌風險，恐慌性賣壓導致選擇權價格大幅變動，從而使得波動率快速上揚。

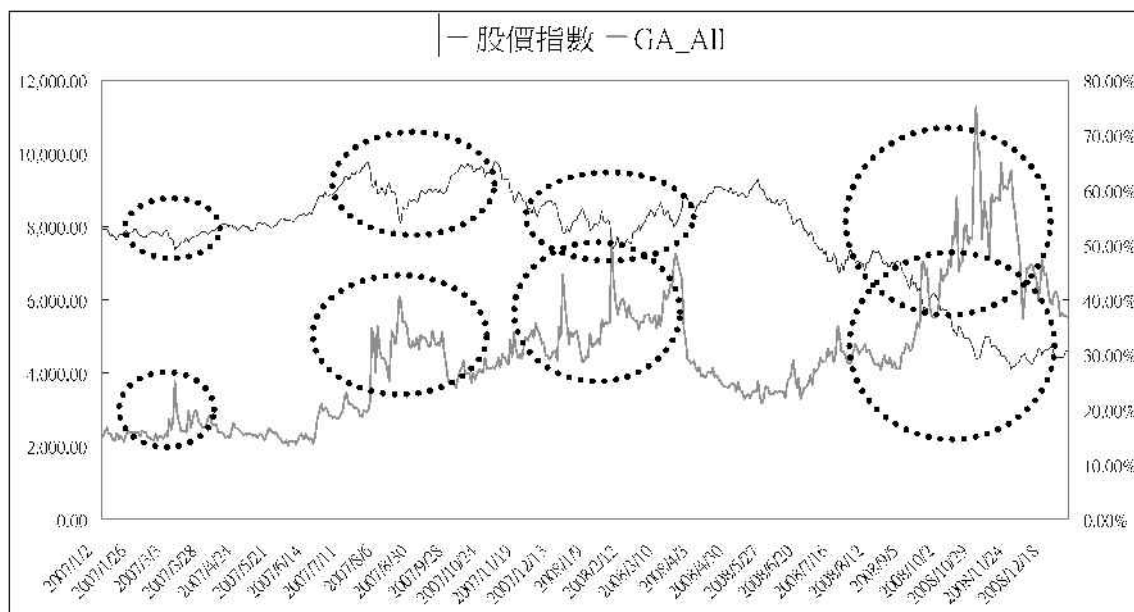


圖2：股價指數與隱含波動率比較

進一步將僅含買權之最佳隱含波動率估計值GA_Call與僅含賣權之最佳隱含波動率估計值GA_Put分開探討其變動關係，由圖3中可看出，當股價指數處於跌勢狀態時，賣權與買權之隱含波動率的變動趨勢間似乎呈現負相關關係，且賣權之隱含波動率明顯高於買權之隱含波動率，這可從避險角度

來推論此一現象，當現貨市場處於漲勢階段時，投資人有忽略風險之傾向，也較不會透過選擇權市場執行避險交易，選擇權市場處於正常穩定狀態，故買權賣權之波動率互有高低且差異不大。但當現貨市場的股價處於跌勢階段時，股票市場投資人紛紛湧進選擇權市場，並且多數以買進賣權及少數以賣出買權方式以執行空頭避險，此情況下往往導致賣權價格急遽上漲，因此，由選擇權價格反推之隱含波動率也跟著上漲，而買權相對來說由於呈現部份賣壓使其隱含波動率微幅下降，因此，本實證研究結果確與市場真實狀況相當吻合。

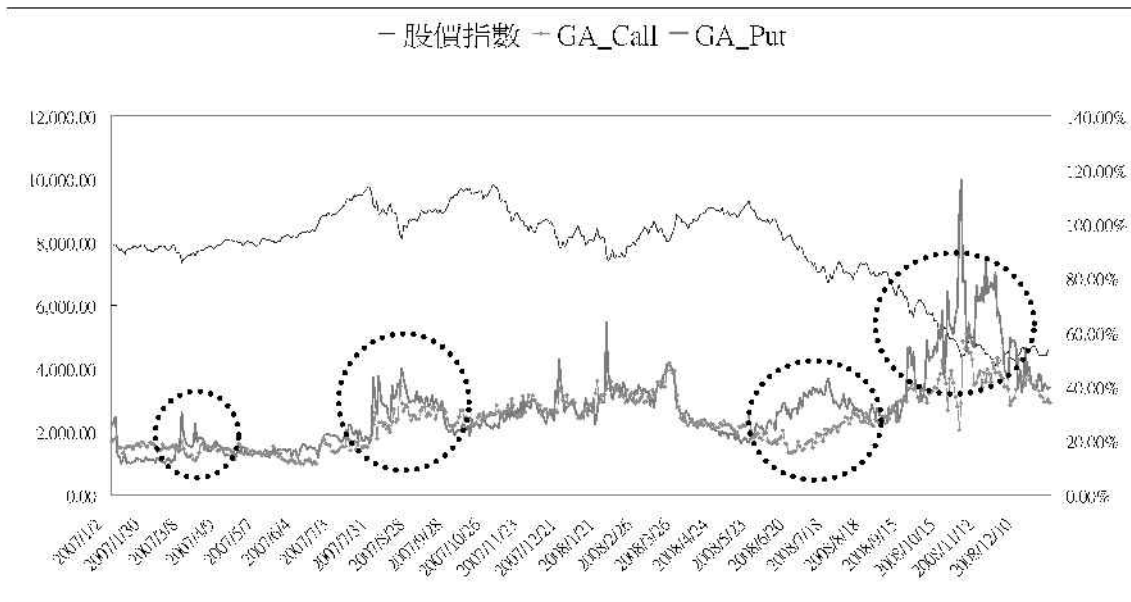


圖 3：買權與賣權之隱含波動率比較

另外，本研究亦針對不同到期日之台指選擇權契約觀察其隱含波動率變動關係，其中，GA_Now 表僅含當月份契約之最佳隱含波動率估計值；GA_Next 表僅含次月份之最佳隱含波動率估計值，由圖 4 可看出，當月契約與次月契約之隱含波動率間的差異並不明顯，雖然如此，多數期間中當月份契約之隱含波動率略高於次月份契約之隱含波動率，此可以投機交易角度解釋，由於當月份契約的成交量普遍較大，因而投機者傾向選擇當月份契約進行投機交易，而且台灣短線投機者比例甚高且當沖交易(當日即結清部位)盛行，因此，投機者之交易行為往往造成行情劇烈起伏變動，此一結果也造成當月份台指選擇權契約之隱含波動率一如圖 4 中所示之結果略為偏高。



圖4：當月份契約與次月份契約之隱含波動率比較

根據前述實證結果，可發現僅含買權與僅含賣權契約系列所推算之隱含波動率間確實存在明顯差異，且與股價指數間也存在某程度的互動關係，因此之故，接下來除了利用基因演算法求算包含全部選擇權契約系列之最佳隱含波動率估計值之外，另外，再針對僅含買權或賣權契約系列分組求算其最佳隱含波動率估計值，且考慮一般遠月契約成交量較小，在流動性不足下所形成的市場價格可能較無法代表市場上合理預期之波動率，故再挑選出僅包含當月份到期之台指選擇權契約系列，求算其應用基因演算法下之最佳隱含波動率估計值。

除此之外，為了進一步探討大盤漲勢期間與跌勢期間之買、賣權契約的最佳隱含波動率估計值是否存在顯著差異，並探討 VIX 是否真能代表恐慌指數的現象，因此，根據圖 5 中所顯示之研究期間中台灣股票市場盤勢狀況而劃分成全段期間（20070102~20081231）、漲勢區間 1（20070305~20070725）、漲勢區間 2（20080124~20080519）、跌勢區間 1（20071029~20080123）及跌勢區間 2（20080520~20081120）等共五個實證區間，一如圖 6 中所示者。

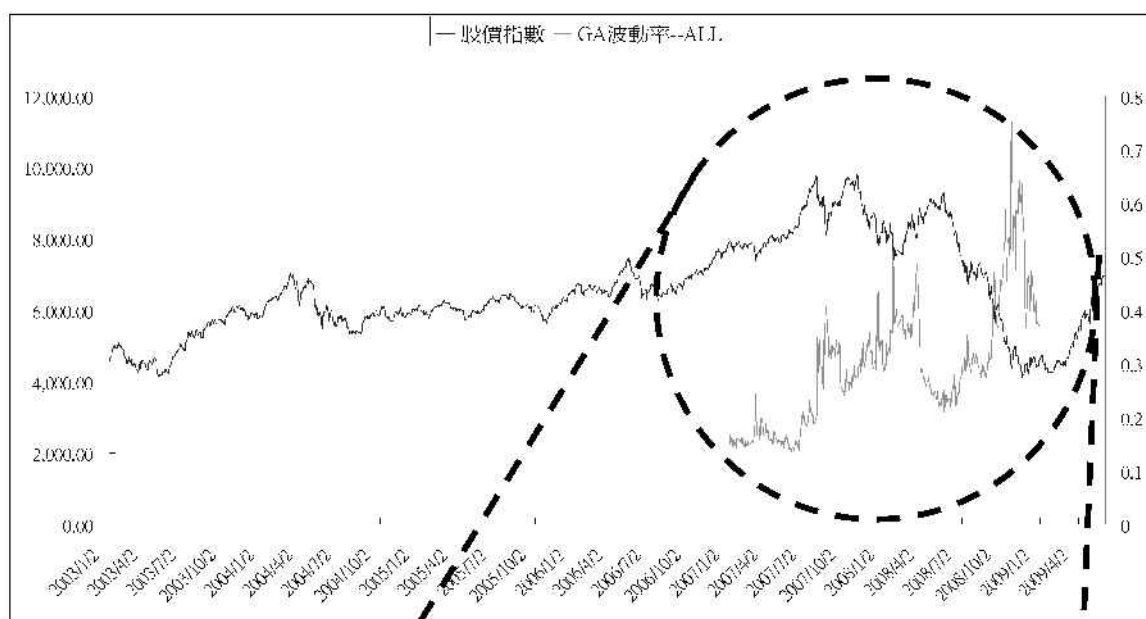


圖 5：研究期間中長期股價指數變動趨勢

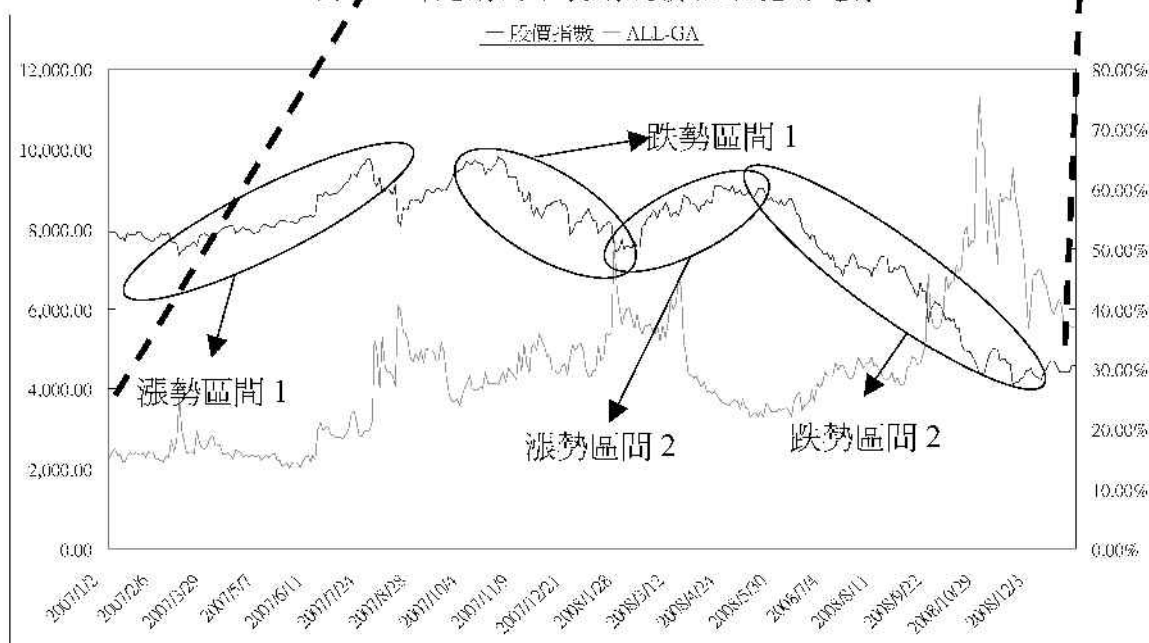


圖 6：股價指數之漲勢區間與跌勢區間

一、相關分析與比較

並即進行由基因演算法所求得之全體契約之最佳隱含波動率估計值 (GA_All)、買權契約之最佳隱含波動率估計值 (GA_Call)、賣權契約之最

佳隱含波動率估計值 (GA_Put) 及 VIX 指數，分別與股價指數(S)、5 日真實波動率 (V_Five)、10 日真實波動率 (V_Ten)、20 日真實波動率 (V_Twenty) 及 30 日真實波動率 (V_Thirty) 間之相關性比較與差異分析。在不區分漲跌勢空區間之全段期間中，根據表 3 之實證結果數據，台灣加權股價指數與 VIX 及所有 GA 隱含波動率估計值皆呈現顯著負相關，此與圖 2 與圖 3 中所顯現之情況近乎一致。而真實波動率與 VIX 及所有 GA 隱含波動率估計值間皆呈現顯著正相關，且真實波動率與 VIX 及所有 GA 波動率估計值之相關係數皆大於 0.5。值得注意的是，本研究利用基因演算法計算出之全部及僅含賣權契約系列之最佳隱含波動率估計值與 5 日、10 日、20 日及 30 日真實波動率間的相關係數皆高於 VIX 波動率指數，此一結果意謂 GA 波動率估計值確實較能反映真實波動率之變化，因此，對於未來波動率變動應具有較佳的預測能力。

表3：全段期間之相關係數比較

	S	V_Five	V_Ten	V_Twenty	V_Thirty
GA_Call	-0.51**	0.59**	0.63**	0.63**	0.60**
GA_Put	-0.67**	0.65**	0.69**	0.69**	0.65**
GA_All	-0.64**	0.67**	0.71**	0.71**	0.67**
VIX	-0.60**	0.61**	0.67**	0.67**	0.64**

**表在 1%顯著水準下達到顯著

另外，比較三種 GA 波動率估計值與 5 日、10 日、20 日及 30 日真實波動率的相關程度，可清楚看出不論期間長短皆出現 $GA_All > GA_Put > GA_Call$ 的情形，代表在不特別區分漲跌勢之全段期間中，使用包括買、賣權在內之全部選擇權契約系列求得之最佳波動率估計值應為真實波動率的最佳估計值，其相關度較 VIX 波動率指數平均高約 6.5637%。此外，由表 3 中亦可看出其與中等期間 (如 10 日及 20 日) 之真實波動率間的相關性有較高之傾向，與 5 日與 30 日之真實波動率間的相關係數卻略有降低，此意謂 GA 隱含波動率估計值應較適合用於預測涵蓋中等長度期間波動率。

表 4 與表 5 分別呈現漲勢區間 1 與漲勢區間 2 的實證結果，表 6 與表 7 則分別呈現跌勢區間 1 與跌勢區間 2 的實證結果，主要探討當盤勢明顯處於上漲或下跌階段時，根據買權或賣權契約系列所求得之隱含波動率，其與真實波動率間之相關係數是否較由包含買賣權在內之全部選擇權為高。由表 4 至表 7 之實證結果觀之，除了漲勢區間 2，僅含買權所得之最佳隱含波動率估計值 GA_Call 與真實波動率之相關係數較高外，其餘區間中仍為由全部選擇權所得之最佳隱含波動率估計值 GA_All 與真實波動率間之相關係數較高，故當盤勢明顯處於上漲或下跌階段時，並沒有因為僅以買權或賣權契約所求得之隱含波動率估計值而有較高的相關性，而且在大多數情況下亦高於 VIX 指數與真實波動率間之相關係數。同時，在多數情況下，隱含波動率估計值與中等期間之真實波動率間亦有較高之傾向。

另外，特別值得一提的是，在表 4 之漲勢區間 1 中發現，所求得之隱含波動率估計值及 VIX 皆與股價指數呈現正相關，此與本節中其他表格中所示之與股價指數呈現負相關結果不同，主要原因可能為，在漲勢區間 1 之前，股價指數已維持一段長期穩定走勢，故隱含波動率亦長期處於一較低的數值，投資人預期未來也會保持相同趨勢，因而避險態度較為保留。但隨著股價緩步上漲，並逐漸接近相對高點時，漸漸部分投資人開始產生危機意識，購買選擇權以避險，故隱含波動率也呈現緩步升高的趨勢，故漲勢區間 1 的股價指數與隱含波動率之間出現較為不尋常之正相關關係。

當股價指數明顯出現反轉時，波動率於是急遽升高，當股價指數走勢由漲勢狀態轉折成跌勢狀態時（一如跌勢區間 1 及 2），投資人急欲購買賣權避險，導致波動率會呈現上升狀態，另當股價指數走勢由跌勢狀態轉折成漲勢狀態時（如漲勢區間 2），投資人較不會採取避險，因而波動率會呈現下降狀態。因此，股價指數皆與波動率呈現負相關（如表 5 至表 7 所示之結果）。尤其當股價處於大跌走勢時（一如跌勢區間 2），一如同表 6 中之結果，股價指數與波動率的走勢將呈現高度負相關，以此觀之確實呈現出恐慌情緒之特性。

另一方面，再次觀察表 4 至表 7 中之實證結果，亦可發現在股價指數出現反轉狀況時，在後續區間之中，利用基因演算法所求得之最佳隱含波動率估計值與股價指數的相關性也高於 VIX 指數。

表 4：漲勢區間 1 之相關係數比較

	S	V Five	V Ten	V Twenty	V Thirty
GA_Call	0.38**	0.31**	0.27**	0.43**	0.51**
GA_Put	0.43**	0.28**	0.34**	0.49**	0.64**
GA_All	0.49**	0.36**	0.38**	0.56**	0.69**
VIX	0.58**	0.31**	0.37**	0.60**	0.75**

**表在 1%顯著水準下達到顯著

表 5：漲勢區間 2 之相關係數比較

	S	V Five	V Ten	V Twenty	V Thirty
GA_Call	-0.72**	0.67**	0.84**	0.74**	0.59**
GA_Put	-0.80**	0.60**	0.77**	0.68**	0.55**
GA_All	-0.78**	0.65**	0.82**	0.73**	0.58**
VIX	-0.69**	0.66**	0.81**	0.73**	0.55**

**表在 1%顯著水準下達到顯著

表 6：跌勢區間 1 之相關係數比較

	S	V Five	V Ten	V Twenty	V Thirty
GA_Call	-0.54**	0.36**	0.22	0.19	0.25*
GA_Put	-0.64**	0.45**	0.17	0.18	0.32*
GA_All	-0.68**	0.48**	0.21	0.21	0.33**
VIX	-0.34**	0.30*	0.00	-0.05	-0.02

*表在 5%顯著水準下達到顯著；**表在 1%顯著水準下達到顯著

表 7：跌勢區間 2 之相關係數比較

	S	V Five	V Ten	V Twenty	V Thirty
GA_Call	-0.87**	0.44**	0.53**	0.58**	0.61**
GA_Put	-0.87**	0.47**	0.53**	0.53**	0.43**
GA_All	-0.94**	0.51**	0.58**	0.59**	0.53**
VIX	-0.90**	0.37**	0.47**	0.50**	0.51**

**表在 1%顯著水準下達到顯著

二、迴歸分析與比較

本節中利用線性迴歸模型檢視本文之波動率估計值與真實波動率之解釋能力及模型配適度。由前述章節中可觀察到，本研究利用基因演算法所估計之隱含波動率估計值，在多數情況下對於真實波動率之相關度確實略高於

VIX波動率指數，為進行多面向比較，以下將進一步探討隱含波動率對真實波動率之迴歸分析結果。在所建構之迴歸模型中，乃以落後一期之最佳隱含波動率估計值為自變數以之預測真實波動率，迴歸模型可表示如下。

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$x = \text{GA_All, GA_Call, GA_Put, VIX}; \quad y = \text{V_Five, V_Ten, V_Twenty, V_Thirty}$$

其中，5日、10日、20日及30日之迴歸結果分別列出於表8、表9、表10及表11中。由此四個表格可明顯觀察到，所有波動率估計值與真實波動率間皆呈現顯著正相關，與前節之相關分析結果近乎一致。就模型適配度(F統計量)及解釋力(R^2)觀察，利用基因演算法所求得之波動率估計值中，除了GA_Call波動率估計值之外，其餘估計值與5日、10日、20日及30日真實波動率間之適配度與解釋力皆高於VIX波動率指數，且GA_All波動率估計值的解釋力在實證期間中表現最為優異，解釋力平均約較VIX指數高出12.3501%，代表若選取落後一期中全部契約系列的波動率估計值對於預測真實波動率的能力應為最佳。隨著預測真實波動率的天數期間增長，模型配適度與解釋力也隨之遞增，並於20日真實波動率時達到最高，隨後在30日真實波動率時又略為降低，此一結果亦與先前實證結果一致，亦即隱含波動率估計值較適合於提供中等期間真實波動率之預測功能。順帶一提的是，以GA_All為例，這些迴歸模型的解釋力約介於0.4至0.5之間，看起來並不太高，但對於一般財務模型來說，其解釋力已在一定水準之上。

表8：5日期間中之迴歸分析結果比較

	GA_All	GA_Call	GA_Put	VIX
β_0	0.0282*	0.0271	0.0716**	0.0192
P-Value	0.0294	0.0735	0	0.2044
β_1	0.7296**	0.7844**	0.5443**	0.7725**
P-Value	0	0	0	0
F 統計量	320.3412	228.8294	282.8357	245.0804
R^2	0.3939	0.317	0.3646	0.3321
R^2 排序	1	4	2	3

*表顯著水準為 5%時 達到顯著；**表顯著水準為 1%時 達到顯著

表9：10日期間中之迴歸分析結果比較

	GA_All	GA_Call	GA_Put	VIX
β_0	0.0425**	0.0454**	0.0824**	0.0269*
P-Value	0.0001	0.0007	0	0.0362
β_1	0.7239**	0.7638**	0.5501**	0.7894**
P-Value	0	0	0	0
F 統計量	434.8513	281.3538	403.6592	355.759
R^2	0.4687	0.3633	0.4502	0.4192
R^2 排序	1	4	2	3

*表顯著水準為 5%時 達到顯著；**表顯著水準為 1%時 達到顯著

表10：20日期間中之迴歸分析結果比較

	GA_All	GA_Call	GA_Put	VIX
β_0	0.0670**	0.0681**	0.1046**	0.0525**
P-Value	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
β_1	0.6584**	0.7004**	0.4961**	0.7191**
P-Value	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
F 統計量	434.6357	288.5408	391.1673	357.6139
R^2	0.4685	0.3692	0.4424	0.4204
R^2 排序	1	4	2	3

*表顯著水準為 5%時 達到顯著；**表顯著水準為 1%時 達到顯著

表11：30日期間中之迴歸分析結果比較

	GA_All	GA_Call	GA_Put	VIX
β_0	0.0925**	0.0928**	0.1265**	0.0773**
P-Value	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
β_1	0.5851**	0.6250**	0.4391**	0.6472**
P-Value	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
F 統計量	372.1176	256.0058	332.8084	323.078
R^2	0.4301	0.3418	0.4030	0.3959
R^2 排序	1	4	2	3

*表顯著水準為 5%時 達到顯著；**表顯著水準為 1%時 達到顯著

三、Granger 因果關係檢定

在進行向量自我迴歸模型(VAR)及 Granger 因果關係檢定之前，須先對每一變數序列資料檢定其是否為定態序列，透過單根檢定即可確定該資料序列是否為定態序列，若單根檢定結果為拒絕虛無假設，亦即表拒絕單根，則意指此一資料序列為一定態序列。本研究使用 ADF 檢定法(Augmented Dickey-Fuller)進行變數序列單根檢定，並採用含截距項且具趨勢項之迴歸模型。此外，在進行單根檢定時，需要決定一最適落後期數，以修正殘差項自

我相關問題，以使得殘差項呈現一白噪音過程，本研究在選擇最佳落後期數時係採用 Schwartz's Bayesian Information Criterion (SIC) 準則，亦即依據 SIC 最小值來選取變數本身與隨機(殘差)項的最適落後期數。

表 12 中顯示該一單根檢定過程與結果之相關資訊，觀察表 12 中之單根檢定結果，除了賣權隱含波動率估計值(GA_Put)及 5 日真實波動率(V_Fvie)為定態序列外，其餘變數都屬非定態序列，因為若要進行迴歸或是 Granger 因果關係檢定，時間序列資料都必須為定態，否則即可能會出現所謂的假性迴歸現象。若要將原始序列修正為定態序列，可對序列取一次差分運算，亦即先對序列資料取自然對數後，再將其取一次差分，如此將原始序列修正為變化率後再進行單根檢定，經修正後表 12 中顯示出所有序列經過修正後皆已成為定態序列。經過資料轉換使所有變數序列皆為定態序列後，而且為了具一致性之比較基礎，所有變數序列皆使用一階差分序列。

表12：各序列資料單根檢定結果

變數	最適落後期		判定準則	p 值		結論	
	原始序列	差分序列		原始序列	差分序列	原始序列	差分序列
GA_All	1	0	SIC	0.1465	0.0000**	非定態	定態
GA_Call	2	1	SIC	0.1112	0.0000**	非定態	定態
GA_Put	1	1	SIC	0.0215*	0.0000**	定態	定態
V_Five	0	0	SIC	0.0000**	0.0000**	定態	定態
V_Ten	10	9	SIC	0.1595	0.0000**	非定態	定態
V_Twenty	0	0	SIC	0.3584	0.0000**	非定態	定態
V_Thirty	0	0	SIC	0.5101	0.0000**	非定態	定態
VIX	1	0	SIC	0.2039	0.0000**	非定態	定態

*：顯著水準為 5%時達到顯著；**：顯著水準為 1%時達到顯著

接著，即可建立變數間之向量自我迴歸模型 (VAR)，並可透過 VAR 模型來進行變數間之因果關係檢定。5 日、10 日、20 日及 30 日真實波動率與基因演算法求得之最佳波動率估計值及 VIX 波動率指數之因果關係檢定結果顯示於表 13 中。在 $\alpha=0.05$ 的顯得水準下，5 日真實波動率之因果關係檢定中，GA_All 隱含波動率估計值與 5 日真實波動率之間互為領先落後關係，表示對於短期間內之波動率，現貨市場與選擇權市場間存在資訊互饋現象，VIX 波

動率指數則是領先 5 日真實波動率，但並無資訊互饋現象，此外，亦出現 GA_Put 隱含波動率估計值領先 5 日真實波動率情況。在 10 日真實波動率之因果關係檢定部份，GA_All 隱含波動率估計值及 GA_Call 隱含波動率估計值皆領先 10 日真實波動率。另一方面，在 20 日真實波動率之因果關係檢定部份，GA_All 隱含波動率估計值、GA_Put 隱含波動率估計值及 VIX 波動率指數皆領先 20 日真實波動率，GA_Call 波動率估計值則與 20 日真實波動率互有領先落後關係，此一實證結果顯示在較中短期之期間中，運用基因演算法求得之最佳波動率估計值確實可較 VIX 波動率指數更能有效扮演真實波動率的先行指標，特別是包含全部契約系列所篩選出之最佳隱含波動率估計值，此與先前實證結果相當一致，因而可提供未來真實波動率更準確的發現與預測功能。

表13：Granger因果關係檢定結果比較

虛無假設	P-value			
	5 日 (V_Five)	10 日 (V_Ten)	20 日 (V_Twenty)	30 日 (V_Thirty)
真實波動率 領先 GA_All	0.0446*	0.5213	0.1318	0.1096
GA_All 領先 真實波動率	0.0233*	0.0037**	0.00002**	0.0015**
真實波動率 領先 GA_Call	0.1096	0.2184	0.0486*	0.0729
GA_Call 領先 真實波動率	0.919	0.0442*	0.0087**	0.1901
真實波動率 領先 GA_Put	0.1789	0.877	0.4388	0.3842
GA_Put 領先 真實波動率	0.0078**	0.1565	0.0065**	0.0257*
真實波動率 領先 VIX	0.1101	0.3082	0.1782	0.0427*
VIX 領先 真實波動率	0.0096**	0.0612	0.0036**	0.0478*

*表顯著水準為 5%時 達到顯著；**表顯著水準為 1%時 達到顯著

伍、結論與建議

有見於預測未來標的物價格波動率對於選擇權及其標的物之分析與評價的關鍵重要性，特別是最為普及且成交量最大的股價指數選擇權，因此，近年來眾多學者分別發展出多種波動率估計方法。如前所述，眾多文獻已由其

實證研究中證實根據選擇權市場價格反推出之隱含波動率對於未來波動率的預測能力最佳，因此，目前隱含波動率法已儼然成為估計與預測未來波動率的主流方法之一。然而，對於如何從一組同一標的物之選擇權所推算出的多個不同隱含波動率中求得單一且最具代表性的隱含波動率估計值，截至目前為止，並沒有一致公認之最佳求解方法，有鑑於此，本研究嘗試利用組合最佳化演算法中具備極佳搜尋效率的基因演算法，求取可使所有契約系列之理論模型價格與市場實際價格間總誤差最小下之最佳隱含波動率估計值，而且，基因演算法之解析程序特性亦極適合應用於求解此一問題。

為了驗證本研究所建議方法的有效性與準確性，本研究選擇以台灣加權股價指數選擇權做為實證研究對象，並且選取實證樣本資料從 2007年1月至 2008年12月以進行長達二年期間的實證研究，在該一研究期間中，每日選取台指買權與賣權及當月與次月到期之各5個不同履約價格的契約（兩個價內、兩個價外及一個價平契約）共20個契約系列。並以期貨交易所編製與公告之 VIX波動率指數做為比較研究對象，分別與5日、10日、20日及30日真實波動率進行相關性、預測能力與Granger因果關係之比較探討。茲將主要實證結論結果摘要如下：

1. 由股價指數及隱含波動率之變動趨勢觀察，本研究進一步證實選擇權之隱含波動率與大盤指數走勢間存在負相關性，且根據相關分析之實證結果，在多數情況下兩者間也確實出現負相關關係。另一方面，買權與賣權之隱含波動率之變動方向亦存在相當明顯差異。
2. 根據相關分析及迴歸分析之實證結果，在絕大多數期間中(包括全段期間及漲勢與跌勢期間)，利用基因演算法所求得之包含全部選擇權契約系列的最佳隱含波動率估計值，其與 5日、10日、20日及30日真實波動率間皆顯現最高之相關性與預測力，且相關性與預測力亦明顯優於VIX波動率指數。並且相關性與預測力有隨著期間增長而提高之傾向，不過到30日時略為轉弱，顯示波動率估計值較適合應用於預測未來中等長度期間之波動率變動。

3. 根據Granger因果關係檢定之實證結果，發現在研究期間內，存在著台指選擇權隱含波動率領先現貨指數波動率之關係，而且，就整體表現而言，仍以運用基因演算法求得之包含全部選擇權契約系列之最佳隱含波動率估計值的領先性最為明確，也優於VIX波動率指數。

最後，本研究要特別說明的是，雖然從各種比較與檢測指標觀察，運用基因演算法求得之最佳隱含波動率估計值與VIX波動率指數相較之下改善幅度似乎並不太大，以相關係數與迴歸解釋力為例，平均約分別提高6.5637%與12.3501%，然而，由於波動率是影響選擇權價格的主要參數，亦是選擇權是否被正確訂價的關鍵因素，因此，這樣的預測準確度提高幅度，對於每日成交量達數十萬口的台指選擇權及其參與者而言，對其龐大金額之訂價策略及買賣決策方向的影響誠屬重大。況且不只台指選擇權，對於國內外其他眾多類型選擇權只要能正確求得其隱含波動率皆可適用本研究所建議之方法，另外值得一提的是，本研究中建議之研究方法與獲致之研究成果應可應用指數選擇權之逐日評價與套利目的。

參考文獻

1. 李進生、鍾惠民、陳煒朋 (2000), 「不同波動性模型預測能力之比較：台灣與香港認購權證市場實證」, 證券市場發展季刊, 第 11 卷第 4 期, 頁 57-89。
2. 江吉雄 (2002), 「遺傳演算法於股市選股與擇時策略之研究」, 國立中央大學資訊管理研究所碩士論文。
3. 何桂隆 (1998), 「不同波動性估計方法下台灣認購權證評價績效之比較」, 國立成功大學企業管理學系碩士論文。
4. 余美惠 (1997), 「以基因演算法建構外匯選擇權組合之實證研究」, 國立台灣大學國際企業學系碩士論文。
5. 吳詩敏 (2007), 「組合編碼遺傳演算法於投資策略資金分配之應用」, 國立中央大學資訊管理研究所碩士論文。
6. 蔡安臻 (2005), 「運用基因演算法以輔助股票市場投資人判斷進場時機之研究」, 國立台灣科技大學資訊管理研究所碩士論文。
7. 盧佳鈺 (2002), 台指選擇權隱含波動率指標之資訊內涵, 國立台灣大學商學研究所碩士論文。
8. Allen, F., and R. Karjalainen (1999), "Using Genetic Algorithms to Find Technical Trading Rules", *Journal of Financial Economics*, Vol. 51, 245-271.
9. Bäck, Thomas (1996), *Evolutionary Algorithms in Theory and Practice*, Oxford University Press, New York.
10. Beckers, S. (1981), "Standard Deviations Implied in Option Prices as Predictors of Future Stock Price Variability", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 5, 363-382.
11. Black, F., and M. Scholes (1973), "The Pricing of Options and Corporate Liabilities", *Journal of Political Economy*, Vol. 81, 637-659.
12. Chiras, D. P., and S. Manaster (1978), "The Information Content of Option Prices and a Test of Market Efficiency", *Journal of Financial Economics*, Vol. 6, 213-234.
13. Chu, S. H., and S. Freund (1996), "Volatility Estimation for Stock Index Option: A GRACH Approach", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 36, 431-450.
14. Fitzgerald, D. (1999), "Trading Volatility", *Risk Management and Analysis*, Vol. 2, 261-291.
15. French, K. R., G. W., Schwert, and R. F. Stambaugh (1987), "Expected Stock Returns and Volatility", *Journal of Financial Economics*, Vol. 19, 3-29.

16. Harvey, C. R., and R. E. Whaley (1992), "Market Volatility Prediction and the Efficiency of the S&P 100 Index Option Market", *Journal of Financial Economics*, Vol. 31, 43-74.
17. Holland, J. H. (1975), *Adaptation in Natural and Artificial Systems*, Ann Arbor, MI: The University of Michigan Press.
18. Latane, H. A., and R. J. Rendleman, (1976), "Standard Deviations of Stock Price Ratios Implied in Options Price", *Journal of Finance*, Vol. 31, 361-381.
19. Lin, C. C., and Y. T. Liu, (2008), "Genetic Algorithm for Portfolio Selection Problems with Minimum Transaction Lots", *European Journal of Operational Research*, Vol. 185, 393-404.
20. Manaster, S., and R. J. Rendleman (1982), "Option Prices as Predictors of Equilibrium Stock Prices", *Journal of Finance*, Vol. 37, 1043-1057.
21. Merton, R. C. (1973), "Theory of Rational Option Pricing", *Bell Journal of Economics and Management Science*, Vol. 4, 141-183.
22. Orito, Y., H. Yamamoto, and G. Yamazaki (2003), "Index Fund Selections with Genetic Algorithms and Heuristic Classifications", *Computers & Industrial Engineering*, Vol. 45, 97-109.
23. On, K. J., T. Y. Kim, and S. Min (2005), "Using Genetic Algorithm to Support Portfolio Optimization for Index Fund Management", *Expert Systems with Applications*, Vol. 28, 371-379.
24. Poon, S. and C. Granger (2003), "Forecasting Volatility in Financial Markets: A Review", *Journal of Economic Literature*, Vol. 41, 478-539.
25. Venugopal, M. S., S. Subramanian, and U. S. Rao (2004), "Usefulness of Genetic Algorithm Model for Dynamic Portfolio Selection", *Journal of Financial Management and Analysis*, Vol. 17, 45-53.
26. Xiang, P., J. Zhang, and K. Y. Szeto (2005), "Application of Mutation Only Genetic Algorithm for the Extraction of Investment Strategy in Financial Time Series", *International Conference on Neural Networks and Brain*, Vol. 3, 1682-1686.
27. Yang, X. (2006), "Improving Portfolio Efficiency: A Genetic Algorithm Approach", *Computational Economics*, Vol. 28, 1-14.
28. Zhang, and P. J. Xiang (2008), "The Implied Volatility Smirk", *Quantitative Finance*, Vol. 8, 263-284.

附錄一、每日最佳權重組合 (表中數字表百分比)

日期	C_{f2}^1	C_{f2}^2	C_{f1}^1	C_{f1}^2	C_A^1	C_A^2	C_{O1}^1	C_{O1}^2	C_{O2}^1	C_{O2}^2	P_{f2}^1	P_{f2}^2	P_{f1}^1	P_{f1}^2	P_A^1	P_A^2	P_{O1}^1	P_{O1}^2	P_{O2}^1	P_{O2}^2
2007/1/2	0.87	0.44	3.97	0.28	3.56	0.07	0.00	7.52	9.04	11.90	0.01	2.50	3.52	3.89	9.73	9.46	0.79	12.17	11.59	8.69
2007/1/3	0.13	3.95	0.46	2.09	1.77	8.96	4.80	0.06	9.89	9.14	1.09	5.21	1.55	1.24	11.83	10.49	19.83	3.43	3.16	0.92
2007/1/4	0.24	1.38	2.48	0.25	0.25	8.64	7.06	4.70	6.74	5.92	4.74	0.06	1.52	5.01	9.35	18.11	14.81	3.78	2.62	2.34
2007/1/5	10.13	0.01	5.75	0.03	0.03	0.08	6.84	0.20	13.80	6.31	0.47	7.79	0.41	1.92	10.43	14.37	8.53	6.66	4.01	2.22
2007/1/8	0.13	0.00	1.22	6.05	1.08	12.99	11.08	7.16	7.03	1.19	0.65	0.15	0.25	0.06	1.26	18.13	8.39	19.01	1.12	3.06
2007/1/9	0.09	0.24	3.36	0.00	12.58	0.12	5.11	4.38	3.95	3.95	0.30	15.46	0.01	2.80	16.25	11.80	3.91	8.78	1.99	4.89
2007/1/10	0.06	14.00	0.05	0.20	0.41	0.30	12.96	2.58	5.12	3.59	0.00	0.09	0.00	1.31	6.28	22.75	0.03	18.00	0.01	12.28
2007/1/11	0.39	9.98	0.11	0.38	0.48	3.39	2.18	1.19	9.28	0.07	0.02	0.02	1.00	1.53	20.96	20.52	7.71	15.75	0.43	4.57
2007/1/12	1.48	2.73	0.07	1.31	5.05	3.55	7.29	7.23	6.48	1.59	0.15	0.34	1.19	17.01	12.47	6.00	6.99	7.36	6.54	5.18
2007/1/15	0.47	2.29	0.00	1.56	2.38	0.81	3.15	6.28	6.68	2.96	0.01	5.07	0.03	2.92	17.03	1.78	16.48	12.17	6.52	8.38
2007/1/16	0.31	0.38	0.80	1.24	0.06	2.58	5.18	17.63	0.00	10.04	0.01	5.49	0.01	10.84	25.26	3.18	4.99	4.39	1.27	6.34
2007/1/17	0.92	0.42	0.00	5.97	16.27	4.90	9.24	0.63	3.39	4.55	0.74	0.98	0.66	0.16	5.42	31.59	2.16	11.85	0.09	0.06
2007/1/18	5.27	5.47	1.87	0.06	5.27	5.78	5.25	5.60	5.51	6.60	0.99	5.26	3.55	0.00	15.08	5.20	5.26	3.96	5.28	8.64
2007/1/19	9.58	5.44	5.22	5.22	5.09	5.26	2.73	0.96	2.03	1.89	1.22	0.00	2.00	7.83	5.08	2.99	9.58	10.99	10.52	6.35
2007/1/22	3.70	0.00	0.60	0.00	5.56	3.13	5.55	1.00	11.07	1.59	3.13	5.31	8.51	5.79	10.31	5.57	11.38	5.10	5.56	7.16
2007/1/23	8.10	9.77	2.01	0.89	5.15	5.98	7.89	4.26	9.63	4.34	2.71	0.00	4.08	0.00	11.12	0.77	5.08	4.91	5.51	7.79
2007/1/24	0.63	5.00	5.01	5.00	4.99	1.06	2.10	6.45	2.26	8.88	3.55	1.21	5.00	5.00	8.20	8.54	7.74	9.37	5.00	5.00
2007/1/25	4.97	0.00	7.40	1.11	0.13	5.58	11.58	0.17	5.52	5.56	8.45	4.60	13.23	12.39	1.10	5.55	5.55	5.56	1.53	0.00
2007/1/26	6.53	4.60	2.52	2.12	3.17	0.82	1.64	0.28	3.58	5.24	1.81	5.00	6.89	4.44	7.82	4.04	5.00	4.44	15.26	14.82
2007/1/29	2.48	4.35	10.12	4.51	8.31	0.69	0.25	2.54	7.26	1.05	0.07	10.03	3.53	5.76	10.59	6.81	5.73	4.97	9.24	1.71
2007/1/30	7.09	2.29	0.38	5.02	5.72	5.60	0.16	2.76	2.66	0.46	5.00	3.86	11.78	4.72	6.57	5.02	6.12	5.97	9.14	9.67
2007/1/31	4.49	4.60	8.93	6.69	5.00	4.42	2.45	0.05	4.96	5.75	0.96	1.57	7.38	5.95	16.03	2.43	6.93	5.20	1.21	5.00
2007/2/1	5.70	8.12	0.69	2.06	5.10	4.67	5.03	5.98	6.38	0.00	4.29	1.61	3.81	5.05	14.91	2.15	6.21	7.28	5.38	5.21
2007/2/2	6.99	4.07	3.10	0.82	3.51	4.20	7.91	4.06	7.66	0.25	0.72	6.00	5.25	1.09	4.86	5.27	8.27	14.24	4.76	6.98
2007/2/5	7.42	0.06	0.05	0.62	6.72	8.68	6.08	1.40	11.65	14.10	1.00	11.17	1.32	4.55	17.29	1.76	4.67	0.65	0.06	0.75
2007/2/6	8.54	0.27	14.72	0.33	4.62	2.77	5.00	5.52	5.71	6.94	0.29	4.51	3.32	7.06	10.67	2.97	0.64	0.77	11.79	3.56
2007/2/7	2.63	0.35	6.84	1.73	4.87	0.89	8.33	5.86	17.28	10.08	0.34	5.26	2.44	0.95	2.53	12.93	5.51	4.70	1.44	5.07
2007/2/8	0.35	5.03	5.02	5.01	3.51	7.54	9.63	3.30	8.83	0.41	1.19	4.57	5.43	0.24	5.16	5.64	5.00	5.07	13.79	5.27
2007/2/9	5.00	5.84	2.23	1.82	1.22	8.81	7.27	2.90	5.27	4.92	0.63	4.90	2.73	0.15	6.91	14.78	9.26	5.59	4.86	4.91
2007/2/12	0.64	5.04	5.39	0.71	5.00	3.00	9.25	4.61	5.00	7.93	5.92	5.00	4.63	0.70	11.07	8.45	5.41	0.81	6.43	5.00
2007/2/13	6.76	5.01	1.40	4.41	2.97	5.05	7.29	4.87	11.57	7.67	1.31	5.68	6.05	0.16	5.01	6.01	4.53	1.42	7.42	5.35
2007/2/14	5.00	5.00	0.17	4.87	4.74	5.33	12.36	6.12	5.00	3.46	0.90	4.67	5.43	5.00	3.45	6.55	5.00	5.00	6.69	5.26
2007/2/26	4.98	0.20	8.59	7.38	8.01	3.87	8.14	3.52	0.67	3.73	0.00	2.90	0.27	3.73	22.72	5.00	4.99	5.32	5.51	0.42
2007/2/27	0.57	0.17	2.66	12.14	0.40	0.29	2.67	0.62	15.16	8.02	0.02	3.58	1.82	3.27	0.92	4.68	15.53	4.99	7.79	14.70

2007/3/1	1.86	3.09	4.83	2.01	4.65	11.40	9.38	11.56	10.28	5.33	0.13	0.50	1.38	5.32	1.54	9.54	0.33	4.63	7.53	4.71
2007/3/2	0.12	0.00	0.31	0.00	4.46	0.00	28.44	0.00	17.42	2.71	0.17	0.01	0.01	3.76	3.04	11.78	2.17	22.17	0.18	3.25
2007/3/3	17.58	7.12	0.96	0.00	4.87	5.33	9.44	5.21	5.27	1.94	0.80	0.95	3.04	5.26	3.23	5.92	9.93	3.50	2.37	7.28
2007/3/5	5.27	0.00	4.99	0.07	7.84	2.64	5.32	5.86	6.86	5.26	7.25	2.09	4.56	6.20	7.78	8.87	4.27	5.26	5.26	4.35
2007/3/6	7.38	5.80	1.06	6.39	11.21	12.03	0.71	7.11	4.52	6.59	1.49	3.24	5.48	4.88	1.23	1.21	6.23	2.92	5.01	5.51
2007/3/7	5.26	0.00	3.89	2.13	5.61	6.20	1.88	13.45	7.57	4.59	1.67	4.51	0.15	5.26	3.10	4.91	9.47	11.13	5.36	3.88
2007/3/8	5.91	12.66	1.69	3.19	0.86	10.68	5.04	6.19	2.18	10.85	0.55	4.97	2.56	1.23	13.36	14.12	0.07	2.68	0.95	0.25
2007/3/9	4.51	1.75	13.00	4.45	1.29	2.00	8.98	6.03	1.91	8.39	1.45	8.88	0.13	1.73	6.00	5.73	4.01	0.78	7.16	11.82
2007/3/12	0.00	5.74	14.19	7.48	7.51	0.22	7.01	8.15	3.17	5.35	0.39	7.04	5.40	5.11	2.02	1.48	5.26	5.27	0.00	9.21
2007/3/13	0.00	6.01	4.83	5.26	0.97	1.83	21.41	6.75	3.81	6.56	5.26	0.87	1.11	0.84	0.00	4.48	5.26	10.74	4.39	9.58
2007/3/14	0.00	7.05	10.49	0.82	6.77	7.88	9.81	3.64	1.45	5.27	3.38	3.72	1.45	4.14	1.72	5.37	9.22	1.15	5.26	11.41
2007/3/15	0.00	0.65	23.35	2.83	0.20	1.02	13.20	5.26	7.76	5.26	5.26	5.93	1.67	6.06	0.91	5.26	5.02	4.71	0.37	5.26
2007/3/16	0.00	9.12	0.00	10.91	6.53	5.55	16.26	1.89	6.11	5.67	1.92	1.01	2.69	5.48	5.55	5.47	2.66	2.18	5.54	5.47
2007/3/19	0.00	3.31	0.00	19.28	8.86	5.55	5.53	3.16	0.91	10.75	0.08	7.38	0.41	2.24	2.40	3.72	5.56	5.55	7.26	7.97
2007/3/20	0.00	9.55	0.00	1.45	9.80	5.55	8.25	7.02	5.68	6.70	1.27	3.66	1.61	5.61	5.30	5.55	5.56	7.51	4.33	5.59
2007/3/21	0.00	3.30	0.00	6.28	5.56	6.61	11.18	1.77	5.56	9.36	0.40	0.26	3.01	9.31	3.66	5.56	15.42	5.56	2.40	4.83
2007/3/22	0.12	0.00	5.66	0.00	13.69	0.16	5.96	2.50	5.55	1.10	0.99	0.78	1.37	0.36	8.55	16.11	8.17	20.08	3.31	5.54
2007/3/23	4.75	0.25	0.03	3.13	4.98	2.67	3.83	1.39	6.52	5.19	0.00	1.03	0.01	3.83	14.14	20.12	0.34	10.82	7.10	9.87
2007/3/26	1.04	0.00	0.02	0.00	0.45	5.57	0.93	6.18	30.57	3.07	0.25	0.20	1.02	0.00	26.79	0.00	5.99	10.50	1.25	6.17
2007/3/27	0.39	7.07	0.96	0.38	5.92	3.25	11.48	0.94	15.04	8.84	0.08	1.72	0.22	10.22	1.86	21.66	4.25	0.92	0.00	4.80
2007/3/28	14.71	10.06	1.32	5.57	4.09	3.23	3.57	5.40	17.92	0.41	0.44	0.42	0.53	4.01	0.40	4.99	4.29	9.09	4.63	4.92
2007/3/29	8.39	3.14	0.48	2.90	11.14	8.92	15.39	2.47	3.55	8.58	6.36	1.40	1.90	0.47	3.28	4.88	5.31	1.71	7.25	2.47
2007/3/30	2.70	9.45	4.38	6.30	6.25	9.56	7.79	1.54	12.69	9.66	0.57	8.77	0.58	0.00	1.53	0.00	5.48	5.55	1.63	5.55

表中符號 K_j^i 中， $K=C、P$ ；其中 C 表買權、 P 表賣權。 $i=1、2$ ；其中 1 表當月份到期契約、 2 表次月份到期契約。 $j=I、A、O$ ；其中 I 表價內契約、 A 表價平契約、 O 表價外契約，此外，價內與價外契約各有兩個。

附錄二、每日最佳隱含波動率估計值及各參數資料

日期	V_Five	V_Ten	V_Twenty	V_Thirty	GA_Call	GA_Put	GA_All	VIX	δ	r
2007/1/2	16.72%	17.59%	14.56%	13.15%	19.68%	25.33%	15.06%	15.97%	3.87%	1.72%
2007/1/3	13.98%	16.16%	13.77%	12.68%	20.45%	27.35%	16.02%	16.56%	3.87%	1.72%
2007/1/4	14.79%	16.54%	13.84%	13.01%	20.56%	28.70%	16.75%	17.14%	3.87%	1.72%
2007/1/5	13.27%	17.07%	13.79%	13.44%	16.98%	14.33%	15.53%	16.35%	3.87%	1.72%
2007/1/8	22.07%	16.19%	13.70%	12.93%	17.25%	14.19%	15.73%	16.04%	3.87%	1.72%
2007/1/9	19.97%	14.58%	12.91%	14.96%	17.52%	11.60%	14.56%	15.22%	3.87%	1.72%
2007/1/10	19.36%	14.26%	13.35%	14.81%	15.30%	13.51%	14.41%	15.41%	3.87%	1.72%
2007/1/11	16.38%	13.11%	12.64%	14.50%	17.16%	14.63%	15.71%	16.39%	3.87%	1.72%
2007/1/12	10.87%	11.19%	11.95%	17.93%	17.73%	11.58%	14.67%	15.49%	3.87%	1.72%
2007/1/15	8.88%	10.83%	10.13%	17.57%	17.96%	12.28%	15.13%	17.05%	3.87%	1.72%
2007/1/16	8.92%	11.76%	10.83%	17.60%	17.70%	11.61%	14.68%	16.91%	3.87%	1.72%
2007/1/17	8.91%	11.74%	10.96%	18.03%	16.72%	12.04%	14.25%	16.79%	3.87%	1.72%
2007/1/18	10.83%	11.42%	11.32%	17.93%	17.98%	12.41%	15.39%	11.74%	3.87%	1.72%
2007/1/19	10.00%	10.25%	11.73%	17.94%	18.22%	13.63%	16.09%	13.09%	3.87%	1.72%
2007/1/22	13.25%	11.53%	11.44%	18.00%	18.99%	13.11%	15.68%	14.19%	3.87%	1.72%
2007/1/23	14.45%	11.54%	15.35%	18.46%	17.88%	13.34%	15.89%	14.33%	3.87%	1.72%
2007/1/24	14.15%	13.14%	15.33%	19.14%	19.29%	12.26%	15.83%	13.21%	3.87%	1.72%
2007/1/25	7.82%	11.92%	14.75%	18.88%	19.21%	12.21%	15.67%	14.18%	3.87%	1.72%
2007/1/26	8.51%	11.92%	19.49%	18.90%	18.00%	13.83%	15.93%	14.87%	3.87%	1.72%
2007/1/29	11.08%	9.95%	20.17%	18.55%	17.67%	12.68%	15.19%	15.09%	3.87%	1.72%
2007/1/30	8.70%	10.42%	20.14%	18.39%	19.25%	13.01%	16.16%	15.08%	3.87%	1.72%
2007/1/31	11.20%	10.74%	20.75%	18.55%	18.73%	12.89%	15.84%	15.39%	3.87%	1.72%
2007/2/1	10.31%	11.24%	20.69%	18.51%	18.80%	13.06%	15.95%	15.65%	3.87%	2.00%
2007/2/2	10.62%	12.28%	20.93%	18.51%	17.78%	11.94%	14.89%	15.53%	3.87%	2.00%
2007/2/5	9.14%	11.64%	20.78%	18.37%	16.13%	13.71%	14.92%	15.82%	3.87%	2.00%
2007/2/6	12.93%	19.07%	21.37%	18.50%	16.49%	12.73%	14.62%	15.55%	3.87%	2.00%
2007/2/7	7.57%	17.64%	21.80%	18.31%	16.67%	12.21%	14.44%	15.89%	3.87%	2.00%
2007/2/8	11.86%	17.69%	21.84%	18.33%	18.70%	12.19%	15.49%	16.81%	3.87%	2.00%
2007/2/9	14.81%	24.85%	21.86%	18.33%	17.22%	11.56%	14.40%	16.01%	3.87%	2.00%
2007/2/12	14.82%	26.71%	21.84%	18.40%	17.32%	12.69%	15.02%	17.07%	3.87%	2.00%
2007/2/13	25.35%	26.90%	21.56%	18.26%	17.06%	13.58%	15.33%	17.10%	3.87%	2.00%
2007/2/14	25.26%	28.06%	21.68%	18.24%	17.57%	11.68%	14.65%	16.67%	3.87%	2.00%
2007/2/26	23.31%	27.36%	21.49%	18.09%	18.38%	12.73%	15.57%	16.23%	3.87%	2.00%
2007/2/27	27.76%	26.89%	21.11%	17.85%	17.43%	12.77%	15.12%	15.86%	3.87%	2.00%
2007/3/1	33.62%	27.38%	21.15%	17.86%	18.24%	18.23%	18.23%	18.73%	3.87%	2.00%
2007/3/2	31.21%	24.50%	18.60%	15.88%	17.22%	15.58%	16.26%	17.50%	3.87%	2.00%
2007/3/3	33.66%	26.08%	18.75%	15.90%	16.33%	18.83%	17.69%	17.87%	3.87%	2.00%
2007/3/5	33.58%	25.91%	18.63%	15.78%	19.74%	30.40%	25.11%	20.29%	3.87%	2.00%
2007/3/6	9.70%	14.17%	11.46%	11.12%	17.11%	22.08%	19.60%	19.16%	3.87%	2.00%

2007/3/7	7.68%	13.40%	10.78%	10.60%	15.21%	19.79%	17.68%	18.20%	3.87%	2.00%
2007/3/8	16.94%	13.41%	10.98%	11.63%	14.01%	18.04%	16.02%	16.91%	3.87%	2.00%
2007/3/9	18.61%	12.85%	10.54%	11.31%	14.16%	17.98%	16.07%	16.96%	3.87%	2.00%
2007/3/12	18.30%	12.67%	10.55%	11.46%	14.41%	17.74%	16.10%	16.91%	3.87%	2.00%
2007/3/13	17.95%	12.46%	10.41%	11.34%	13.12%	18.50%	15.86%	16.78%	3.87%	2.00%
2007/3/14	17.59%	12.74%	10.37%	11.52%	12.65%	26.50%	19.75%	19.46%	3.87%	2.00%
2007/3/15	10.40%	10.27%	9.24%	10.47%	13.58%	19.50%	16.57%	17.77%	3.87%	2.00%
2007/3/16	5.04%	7.66%	7.80%	9.78%	15.64%	21.05%	18.40%	19.28%	3.87%	2.00%
2007/3/19	5.11%	7.75%	7.84%	10.20%	18.32%	21.08%	19.70%	20.14%	3.87%	2.00%
2007/3/20	5.10%	7.82%	9.00%	10.22%	18.65%	20.78%	19.71%	20.53%	3.87%	2.00%
2007/3/21	7.25%	7.98%	9.09%	10.24%	16.81%	19.19%	18.00%	19.79%	3.87%	2.00%
2007/3/22	10.16%	8.61%	10.71%	11.30%	18.33%	16.73%	17.41%	18.45%	3.87%	2.00%
2007/3/23	9.77%	8.31%	10.56%	11.18%	17.63%	15.94%	16.74%	18.19%	3.87%	2.00%
2007/3/26	9.78%	8.47%	10.83%	11.18%	17.74%	16.10%	16.58%	17.94%	3.87%	2.00%
2007/3/27	9.66%	8.53%	10.89%	11.32%	16.92%	17.52%	17.22%	18.59%	3.87%	2.00%
2007/3/28	9.50%	7.99%	11.16%	11.30%	17.75%	19.04%	18.40%	19.60%	3.87%	2.00%
2007/3/29	5.44%	8.64%	10.74%	11.36%	18.18%	19.75%	18.97%	18.90%	3.87%	2.00%
2007/3/30	5.19%	8.34%	10.80%	11.19%	16.24%	18.30%	17.09%	18.49%	3.87%	2.00%

其中，V_Five表5日真實波動率、V_Ten表10日真實波動率、V_Twenty表20日真實波動率、V_Thirty表30日真實波動率、GA_All表包含全部選擇權契約之最佳隱含波動率估計值、GA_Call表僅含買權契約之最佳隱含波動率估計值、GA_Put僅含賣權契約之最佳隱含波動率估計值。另外，VIX表期交所波動率指數值、 δ 表平均股利率、 r 表無風險利率。

委外研究報告摘要

開放槓桿交易商之研究

◆ 普華商務法律事務所律師

● 蔡朝安

◆ 資誠會計師事務所會計師

● 賴宗義

為增益商品多樣化及提升期貨市場競爭力，鑒於目前槓桿保證金契約交易於各國國際及區域金融中心所在地國已成為集中交易市場及 OTC 交易之重要環節之一，本文以蒐集研究主要金融中心所在經濟體（主要為新加坡，旁及香港或美國及英國等）攸關槓桿保證金契約及槓桿交易商之立法例及實務運作情形之相關資料，就未來我國開放槓桿交易商經營槓桿式合約業務之可行性及法規監理方向，提供參考建議。

關鍵字:槓桿交易商、槓桿保證金契約、差價合約、期貨交易、外匯保證金交易

壹、前言

我國於民國(下同)81年7月經立法院通過「國外期貨交易法」¹，正式宣告期貨交易市場的開放。嗣後基於建立國內期貨市場並整合國內外期貨交易管理、納入期貨等衍生性商品交易以建立有秩序及高效率之期貨市場、擴大金融市場之規模及提供企業與交易大眾避險管道，和杜絕詐欺操縱等不法情事以保障交易人權益並維護市場秩序之原因¹，參考外國立法例草擬「期貨交易法」，立法院並於86年3月4日通過。期貨交易法的頒佈和實施，不僅就我國期貨交易法律制度建制一完整規範體系，並且有助於我國期貨交易制度的建立和規範運作，同時為確保投資者的合法權益提供了法律依據。

按期貨交易法第3條第1項規定：本法所稱期貨交易，指依國內外期貨交易所或其他期貨市場之規則或實務，從事衍生自商品、貨幣、有價證券、利率、指數或其他利益之期貨契約、選擇權契約、期貨選擇權契約、槓桿保證金契約等交易。是以，依法條文義觀之，槓桿保證金契約為期貨交易之一種，係屬期貨業專屬之業務，經特許之槓桿交易商並得於期貨交易所或其他店頭市場從事槓桿保證金業務交易，為現行法所明定。惟因相關配套監管規範建制尚未完成，目前我國尚無槓桿交易商此等專營槓桿保證金契約業務之金融業別。在我國目前實務，主管機關亦即中央銀行及財政部明白肯認及公佈之槓桿保證金契約亦僅有「外匯保證金交易」一種，而且係由銀行承作。衡諸國外新加坡或澳洲等國之實務運作，目前的槓桿保證金契約基礎資產商品型態約有外匯保證金、能源、貴金屬及所謂的差價合約（contract for difference）等。其中差價合約在我國雖較不為人所知，然在各國卻是運行有年且相當蓬勃快速發展的商品，可說是現今槓桿保證金契約商品中最為人注目之態樣，所帶來之經濟效益亦最為強大。衡諸全球金融市場發展之趨勢，為提昇我國金融市場之國際發展力與競爭力，開放槓桿保證金契約，引進差價合約實為當務之急。

¹ 立法院公報，第86卷第5期，院會紀錄頁239。

貳、新加坡槓桿式交易與差價合約監理規範

一、主管機關及監管法令

新加坡對於槓桿式交易及差價合約，係以基礎資產之種類，分別由證券期貨法及商品交易法加以管理：如基礎資產屬外匯或其他金融資產者，由證券期貨法監理；如基礎資產屬一般商品者，由商品交易法監理。茲將四研究對象適用之管制法規表示如下表：

證券期貨法	商品交易法
1. 槓桿式外匯交易 2. 以股票、利率、指數或外匯為基礎資產之差價合約	1. 槓桿式貴金屬交易 2. 槓桿式能源交易 3. 以一般商品為基礎資產之差價合約

由於新加坡對於槓桿式交易及差價合約，係以基礎資產之種類區分由證券期貨法或商品交易法加以管理，因此，亦產生二主管機關：由新加坡金融管理局監管槓桿式外匯交易及以股票、利率指數或外匯為基礎資產之差價合約；由新加坡國際企業委員會監管槓桿式貴金屬交易、槓桿式能源交易及以一般商品為基礎資產之差價合約。

二、槓桿式外匯交易及槓桿式商品交易內涵及經營型態：

1. 槓桿式外匯交易，依證券期貨法附表二之定義，係指以下三種類型之業務：
 - (a) 一方承諾以保證金為基礎進行外匯交易，且依該外匯交易合約或協議之條款及條件，
 - (i) 根據一種貨幣相較於他種貨幣價值之增加或減少，或根據一種貨幣指數相較於約定價值之漲跌，在自己和他方間作出調整；

- (ii) 根據一種貨幣相較於他種貨幣價值之增加或減少，或根據一種貨幣指數相較於約定價值之漲跌，給付一定數量之貨幣；
 - (iii) 在約定之未來時點，依約定之價格給付他方約定數量之貨幣；
 - (b) 由(a)項所述及之交易人提供預付款、信用工具或貸款，直接或者間接地促進(a)項所述及之行為；或
 - (c) 為促進(a)、(b)所述及之行為，於全權委託或非全權委託之基礎下，與他人締結協議或要約或誘引他人締結此等協議。
- 惟槓桿式外匯交易不包括與下列合約或協議有關之行為：
- (i) 依銀行法取得特許之銀行或依新加坡金融監管局核准為金融機構之商人銀行所安排之合約或協議；
 - (ii) 由主管機關所指定之人或從事主管機關所指定商業類型之人所安排之合約或協議；或
 - (iii) 期貨合約，或此類之提議合約或協議。

從前段(a)項之文義可知，自營應為槓桿交易商之業務類型之一，且由於以代理人身份從事槓桿式交易，亦需取得許可，故(a)亦應及於經紀業務。再者，依(b)項文義，提供槓桿額度(即信用)以促進槓桿式外匯交易，亦屬交易商之業務類型。至(c)段文義應可解為兩種業務類型，一為從事全權委託之資產管理行為，另一為交易輔助行為。因此，經營槓桿式外匯交易之業務類型可區分為：(1)自營(含授予槓桿額度)及經紀(含授予槓桿額度)；(2)全權委託之資產管理行為；及(3)交易輔助商。且銀行或商人銀行所從事之相同商業行為並不被論為槓桿式外匯交易，從而不受證券期貨法之規範。

2. 「槓桿式商品交易」，依商品交易法第2條之定義，係指：

- (a) 一人以保證金為基礎，加入或提議加入，或促成或試圖促成他人加入或提議加入合約或協議（不包括商品期貨合約），而承諾依該合約協議之條款及條件，
 - (i) 根據商品在約定之未來時點價值之增加或減少，在契約當事人間作出調整；
 - (ii) 根據商品在約定之未來時點價值之增加或減少，給付他方當事人一定數量之金錢；
 - (iii) 在約定之未來時點，依約定之價格給付他方約定數量之商品；
- (b) 由(a)項所述及之交易人提供預付款、信用工具或貸款，直接或者間接地促進(a)項所述及之行為；或
- (c) 為促進(a)、(b)所述及之行為，於全權委託或非全權委託之基礎下，與他人締結安排或要約或誘引他人締結此等安排。

由新加坡商品交易法對槓桿式商品交易之定義文字可知，其定義與槓桿式外匯交易為相同。是故經營槓桿式商品交易之業務類型亦可區分為：(1)自營(含授予槓桿額度)及經紀(含授予槓桿額度)；(2)全權委託之資產管理行為；及(3)交易輔助商。儘管法規面上業者得經營數種槓桿式商品業務類型，惟依目前新加坡主要交易商之網站顯示，目前業者多係從事自營業務，且多以差價合約(CFD)作為其主要商品。

三、新加坡槓桿式交易與差價合約：

如前所述，新加坡槓桿式交易之基礎資產，除有金融商品外，亦有一般商品，並分別由證券期貨法和商品交易法加以監管。至於差價合約，新加坡法規下雖無定義，然其已為實務上常見之交易類型，新加坡金融管理局針對基礎資產為股票、利率指數及外匯之差價合約，並頒佈最低保證金標準供業者遵循。差價合約雖乏明確定義，惟觀證券期貨法及商品交易法

對槓桿式交易之定義，凡交易雙方以保證金為基礎，於契約終止時，根據基礎資產於契約開始及結束時之價差，給付他方金錢之契約者，即屬槓桿式交易。衡酌現行實務上，差價合約莫不以保證金為交易之基礎，並於契約結束時結算差價，從而，差價合約在經濟實質上應屬槓桿交易之一種態樣。

四、 監理路徑

儘管證券期貨法及商品交易法均規定凡經營槓桿式交易及差價合約業務者，均應取得相關執照，故係採功能性立法之監理方式，然二法均將依銀行法核准之銀行及獲新加坡金融管理局法許可之商人銀行豁免於監理範圍外，而回歸個別業法加以監理，因而形成以功能性為主，以行業別為輔之監理路徑。

五、 投資人資格

證券期貨法及商品交易法均未就投資人之資格，包括財力、知識為任何限制，惟倘業者所交易之對象僅限於合格投資人，則其毋庸取得特許執照，即得合法經營。

六、 監理項目

證券期貨法及商品交易法之主要監理項目相同，如對於經營槓桿式交易業務者之財務規範，均涉及基礎資本及調整後淨資本之維持、會計帳簿之製作、財務報表之申報；交易紀錄之規範，均要求業者給予客戶成交單與對帳單。在投資人保護上，二法均強調風險揭露之要求：證券期貨法第128條及商品交易法第32條均規定業者必須對投資人有揭露義務，使投資人明白相關投資風險；主管機關並有頒佈風險揭露範本，作為業者揭露之最低標準；業者並應得到投資人之簽名及標註日期之承認書，承認已收

到並理解該揭露文件之性質和內容。此外，證券期貨法及商品交易法為維持交易秩序，均就特定行為類型設有刑事責任。

參、香港之槓桿交易簡介

香港之槓桿交易類型可分為於店頭市場買賣之槓桿式外匯交易及於集中市場買賣之可收回牛熊證交易。由於槓桿式外匯交易具備槓桿之性質，且得以由一般大眾投資人參與交易，因此為加強對投資人之保護，香港特別規范監理槓桿式外匯交易之法律，使其成為唯一受嚴格規管之店頭買賣之衍生性商品。可收回牛熊證則為於香港交易所交易之一種差價合約，由於其交易性質透明便利且對投資人之保護較佳，因此其現為深受香港一般投資大眾所廣為買賣之衍生性金融商品。以下分別就槓桿式外匯交易及可收回牛熊證交易規范架構略作簡介。

一、槓桿式外匯交易規范

- (一) 主管機關及管理規范：香港對於槓桿式外匯交易之監理始於 1994 年所訂定之「槓桿式外匯買賣條例」，其後於 2003 年 4 月 1 日併入「證券及期貨條例」。「證券及期貨條例」建構了槓桿式外匯買賣基本監理之路徑。依據「證券及期貨條例」第 397 條之授權，槓桿式外匯買賣規范細節之制定係由香港證券及期貨事務監察委員會（下稱「證監會」）負責。
- (二) 槓桿式外匯交易商之設置：依據「證券及期貨條例」規定，得以向證監會申請槓桿式外匯交易牌照之申請人²須為在香港註冊及成立之股份有限公司，或在香港註冊之海外股份有限公司。槓桿式外匯交易特

² 「證券及期貨條例」附表五列舉 15 種不屬於槓桿式外匯交易之「除外規范行為」，進行該 15 種「除外規范行為」之人士無須申領牌照以經營槓桿式外匯交易業務，其中銀行業進行槓桿式外匯交易業務即不受證監會及「證券及期貨條例」所監理，而係由香港金融管理局及「銀行業條例」規管。

許機構所需之繳足股本最低數額及速動資金³ (liquid capital)最低數額方面，槓桿式外匯交易之特許機構在任何時候均需維持⁴：a. 不少於港幣 30,000,000 之繳足股本最低數額；及 b.不少於港幣 15,000,000 之速動資金最低數額。另外，槓桿式外匯交易特許機構均須委任至少 2 名負責人員，而槓桿式外匯交易特許機構相關之業務人員皆須經過專業認證考試並向證監會註冊。

- (三) 槓桿式外匯交易商之行為規範：除了「證券及期貨條例」外，證監會發布「證券及期貨事務監察委員會持牌人或註冊人操守準則」(下稱「操守準則」)作為槓桿式外匯交易特許機構進行交易時應遵守之規範。另外，槓桿式外匯交易特許機構之大股東、高級人員(董事、經理、秘書或其他參與管理事務之人士)及其他受僱人員應符合證監會所制定「適當人選指引」的資格要件。

「證券及期貨條例」及「證券及期貨事務監察委員會持牌人或註冊人操守準則」主要規範槓桿式外匯交易特許機構內容為：

1. 未獲邀約的造訪：除非符合「證券及期貨(未獲邀約的造訪-豁免)規則」所定之豁免規定外，原則上槓桿式外匯交易特許機構不得主動招攬客戶，但是如果客戶身分為具有專業資格之律師或會計師或是其他特許機構、專業投資人等不在此限。
2. 客戶調查：槓桿式外匯交易特許機構依據操守準則規範下的「認識你的客戶」規則，應採取一切合理步驟⁵，以確立其每一位客戶之真實身分、其財務狀況、投資經驗及投資目標等資訊。
3. 交易程序事項：槓桿式外匯交易特許機構在與任何客戶簽訂槓桿式外匯交易合約之前，須應先與客戶訂定客戶協議書及聲明書；如希

³ 速動資金之計算為速動資產減去認可負債；其中速動資產包含銀行款項及現金、應收利息、應收款項及浮動利潤；認可負債包含欠客戶債項及客戶未平倉合約與保證金之差額等。

⁴ 證券及期貨條例第 571N 章附表 1。

⁵ 操守準則第 5.1(a)條。

望向其客戶提供委託帳戶服務，便須與客戶另行訂定一份委託帳戶協議書，委託帳戶協議書內應記載風險披露聲明文字；所有與客戶電話交易內容應錄音並記載於書面；須將客戶的最初保證金及維持保證金數額，分別訂於不少於一定之比例，另外應參考其每名客戶的財務狀況及投資目標策略，為其定不同之持倉限額；交易對象如符合「證券及期貨(專業投資者)規則」所定義之「專業投資者」，因考慮其自我保障能力足夠，槓桿式外匯交易特許機構可以免除部分法定保障投資人的程序；應依規定提供客戶成交紀錄、定期對帳單；應將業務活動紀錄備存。

4. 爭端解決：所有與客戶之爭議以仲裁方式解決。

二、可收回牛熊證 (Callable Bull-Bear Contract) 規範

可收回牛熊證 (下稱「牛熊證」) 之性質屬於結構性產品，其操作為藉由追蹤相關基礎資產的漲跌差價產生盈虧，投資人無須支付購入實際基礎資產的全數金額。牛熊證有牛證和熊證之區別，且均設有固定之到期日，投資人可以看好或看壞相關基礎資產之走勢而選擇買入牛證或熊證。牛熊證特色為設有收回價及強制收回機制，若相關基礎資產之價格於到期前之任何時刻觸及其上市文件內所定明之收回價，則牛熊證即提早到期，由發行商強制收回。依據香港交易所統計資料顯示，交易所交易之牛熊證於 2008 年首 10 個月平均每日成交金額為 38.48 億元港幣，較去年同期的 1.75 億元港幣成長 2,099%，顯示上市之牛熊證商品逐漸成為投資人投資證券市場的主要商品之一。

(一) 牛熊證之主管機關與相關規範：牛熊證之監理主管機關為香港交易所及證監會，除「證券及期貨條例」外，因牛熊證之性質屬於結構性產品，香港交易所所發佈之「香港聯合交易所有限公司證券上市規則」(下稱「上市規則」)第 15A 章為規範牛熊證之最主要法源。

- (二) 牛熊證發行商之設立條件：牛熊證發行商須為公司型態，並須符合 1. 獲得香港交易所認可之信貸評等機構所給予其不低於前三個最佳的投資評等，或 2. 由香港金融管理局或香港交易所接受的海外監管機構所監管⁶，或 3. 由證監會監管其在香港進行的證券交易業務，或為一政府或國家，或全面獲一政府或國家的信譽所支持的機關。牛熊證發行商最低資產淨值不得少於港幣 20 億元。
- (三) 牛熊證發行商之行為規範：與槓桿式外匯交易相同，由證監會監管之牛熊證發行商亦須遵守證監會發布之相關準則及指引，包含證監會持牌人及註冊人士之操守準則及適當人選的指引等（其內容詳如前述）。另外，由香港金融管理局所監理之牛熊證發行商（如銀行）亦須向證監會註冊⁷以進行牛熊證之買賣，因此相關發行商亦須遵守⁸證監會所發布之相關準則及指引。
- (四) 牛熊證之上市：牛熊證之基礎資產股份須符合下列條件，該牛熊證始可上市：1. 牛熊證之基礎資產股份在香港交易所上市，而且在牛熊證推出之日為恆生指數 33 隻成份股之一⁹；或 2. 牛熊證之基礎資產股份在一個獲得香港交易所認可的，受監管、正常運作的公開證券市場上市或買賣。發行牛熊證前，發行商須先獲得香港交易所就發行商本身及牛熊證的適合程度予以批准¹⁰。

⁶ 「上市規則」第 15A 章第 15A.13 條(2)

⁷ 香港金融管理局監管政策手冊 SB-1 第 1.2.1 條

⁸ 香港金融管理局監管政策手冊 SB-1 第 2.1.1 條

⁹ 「上市規則」第 15A 章第 15A.30 條(1)

¹⁰ 「上市規則」第 15A 章第 15A.55

肆、美國槓桿交易之法令規範

美國槓桿式契約交易型態於美國 1960 年末至 70 年初期，購買金、銀等貴重金屬廠商，為規避持有現貨之通貨膨脹風險，因而發展出長期(通常是 10 年或以上)之槓桿契約，以槓桿交易商和廠商互為對手方。其後美國槓桿交易的發展於 1980 年代達到高峰，但是因交易方式係由槓桿交易商決定買、賣價和佣金，交易結果幾乎皆由槓桿交易商獲利，導致客戶產生重大虧損，交易量也日趨減少，直至 1999 年 10 月原申請經營槓桿交易的交易商已全部申請撤銷執照，在美國槓桿交易市場已不具顯著重要性。¹¹因此，本次研究方向主要以美國店頭衍生性商品業務之監理制度為主，並介紹與差價合約交易模式相類似的以證券或以個股作為基礎資產的證券期貨契約。

一、店頭衍生性商品業務之監理制度

- (一)美國店頭衍生性商品監理架構：2000 年 12 月 21 日美國國會通過 2000 年商品期貨現代化法(Commodity Future Modernization Act of 2000, 下稱「商品期貨現代化法」)以前，依據商品交易法(Commodity Exchange Act)規定，除非經由商品期貨交易委員會(Commodity Future Trading Commission)頒布行政命令或法規豁免外，所有期貨商品都要在期貨交易所交易。商品期貨現代化法通過後，商品期貨現代化法以商品特質和相關交易人特質為基準點，首先將所有商品劃分成 3 種類型：除外商品、豁免商品及農產品商品，其次將所有交易人分成合格交易人(包含合格交易實體)及一般投資人(即散戶)，在不涉及投資人保護諸如專業投資人間之店頭衍生性商品交易，商品期貨現代化法為鼓勵店頭衍生性商品創新、穩定市場發展及增進國際競爭力，即大幅放寬監管密度，豁免

¹¹ 吳阿秋，「我國槓桿交易商管理之研究」，台灣期貨交易所，民國 88 年 10 月，頁 1。

於商品交易法規範路徑中；涉及投資人保護部份仍回歸商品交易法適用，除商品交易委員會負責監管商品交易法是否落實外，全國期貨商公會(NFA)亦扮演輔助監理的角色，除可審核並許可經營店頭之衍生性商品業務機構所為之申請外，並制定自律規則規範會員銷售行為以保護一般投資人。

- (二)合格投資人交易(店頭市場能源、貴金屬及店頭市場證券期貨交易)：商品期貨現代化法增加許多豁免規範及除外規範，能源及貴金屬於商品期貨現代化法分類上屬於豁免商品類，僅在交易參與人符合合格交易人(ECP)資格要件下，始可於店頭市場交易基礎資產為能源及貴金屬之衍生性商品，並因合格交易人組成為專業金融機構或高淨值客戶，具備專業知識及容易取得相關金融訊息，除反詐欺及反操縱條款外，商品期貨現代化法不適用於豁免商品交易，商品期貨交易委員會亦無管轄權。

另外關於店頭市場證券期貨商品，依據商品期貨現代化法，證券(securities)為除外商品，以證券為基礎資產之衍生性金融商品在合格交易人間交易，可以排除商品期貨交易法適用，惟仍適用各州州法中詐欺條款。

- (三)涉及一般投資人保護(店頭市場外匯交易)：外匯屬除外商品類，商品期貨現代化法規定在合格交易人(ECP)間的店頭市場外匯交易排除商品期貨交易法規定，但如果以一般投資人交易對象時，商品交易法仍有適用。商品交易法並規定以一般投資人為交易對象，從事店頭市場外匯衍生性商品業務的業者限於金融機構、證券商及保險公司等。另外，全國期貨商公會基於保護一般投資人立場，制定相關自律規範(NFA's Forex Requirements)要求公會會員應具備財務結構健全、對客戶銷售行為應符合「客戶資訊及風險揭露」及「行銷文件及公眾進行對話」原則、交易成交後應交付客戶「交易報告書」、公司內部應建立監督程序及保存交易紀錄等。

- (四)店頭市場交易結算機制：商品現代化法提供店頭式衍生性商品結算機

制，以降低交易雙方違約風險，目前可提供店頭衍生性商品結算服務機構為特定銀行、證券交易委員會註冊登記的結算機構、商品期貨交易委員會註冊的衍生性商品結算機構及外國金融機關監督的清算機構且符合一定之要求者。若交易人擔心履約風險時，交易雙方可至結算機構，由該結算機構擔負履約交割之保證，若交易人願自行承擔交易對手違約之風險時，則無需由結算機構結算。

二、證券期貨

(一)證券期貨定義及雙主管機關：商品期貨現代化法通過後，開放個股期貨交易之限制，並在商品交易法 Section 1a(30)及 1934 年證券交易法 Section 3(a)(55)(B)重新定義何為證券期貨。證券期貨 (Security Futures) 除包括以交易個股為標的之「個股期貨」 (Single-Stock Futures) 外，尚包括「窄基股價指數期貨」 (Narrow-Based Security Indices Futures)¹²，且因證券期貨包含證券及期貨的特性，故由證券管理委員會及商品期貨交易委員會共同管轄。

(二)證券期貨的交易監管與上市條件：商品期貨現代化法通過後，證券期貨商品可以選擇在證券交易所或期貨交易所上市，並建置證券管理委員會及商品期貨交易委員會雙規範體制(co-regulatory system)來共同監管證券

¹²依據商品交易法 Section 1a(25)「窄基股價指數期貨」係指指數符合下列一種要件之一：

1. 該指數包含少於 10 種基礎股票
2. 任何一種基礎股票組成超過該指數 30% 比重
3. 前 5 大權重的基礎股票占該指數 60% 以上的比重
4. 占整體指數權重最低的 25% 基礎股票平均每日交易量少於 5000 萬美金或 3000 萬美金如果該指數僅包括 15 支或超過 15 支基礎股票

期貨商品¹³。個別期貨交易所如欲進行證券期貨的交易必須向證券管理委員會登記，反而言之，個別證券交易所如欲進行證券期貨交易時亦必須向期貨交易所登記。依據商品期貨現代化法¹⁴證券期貨要申請在交易所交易的要件如下：

- 1.證券期貨商品之標的證券應為依據 1934 年「證券交易法」Section 12 規定辦理登記之證券，且係證券管理委員會及商品期貨交易委員會共同決定適合的。
- 2.若證券期貨商品非以現金結算，則其交割作業應由依據證券法規登記之結算機構（Clearing Agency）辦理。
- 3.證券期貨商品之上市條件不得優於證券交易所交易之選擇權之上市條件。
- 4.應有結算機構可以結算跨市場沖銷的相同證券期貨商品。
- 5.證券經紀商及證券自營商在交易證券期貨時應遵循與交易證券時相當之法規。
- 6.雙重交易之禁止。
- 7.證券期貨應不容易受市場操縱。
- 8.應進行相同證券期貨商品之市場及證券期貨交易標的之證券市場合作建立跨市場之監控程序，該監控程序可以防止市場操縱及內線交易。
- 9.應有會計稽核程序以執行協同市場監控程序。
- 10 不同的交易市場應提供協調的終止交易之程序。

伍、英國法令規範介紹

英國的金融市場有其傳統特性，自 1930 年代自 1980 年前，英國金融市場的運作大都為自律組織規範型態，然進入 1990 年代，國際商業信貸銀行（BCCI）

¹³ PHILIP McBRIDE JOHNSON & THOMAS LEE HAZEN, DERIVATIVES REGULATION (V. 1) 336 (2004)

¹⁴ 15 U.S.C. §151

破產和霸菱銀行（Barings Bank）倒閉，突顯出自律機構的監理不彰及對英國金融市場信心造成重大影響，英國政府遂於 1997 年 10 月宣布成立單一金融監理機構——英國金融服務管理局（Financial Services Authority, FSA），統籌管理銀行、證券和保險業，先後併入八個監理機構：證券及投資管理局、個人投資局、投資顧問管理組織、英格蘭銀行之監理及監視處、互助組織註冊局、貿易及產業部之保險管理委員會、建屋協會管理委員會及互助協會管理委員會。在金融監理一元化之後，英國政府希望能穩住英國倫敦為世界金融中心的地位，創建一個高度自由但穩定安全的交易市場，於成立英國金融服務管理局的同時，開啟了英國金融法規一元化的工作，整合九部金融法律，歷時三年，於 2000 年 6 月英國國會通過金融服務與市場法（Financial Services and Markets Act, FSMA），並於 2000 年 12 月正式施行。

一、衍生性金融商品之監理

於英國金融監理法制上，並無類似槓桿交易商之機構。在金融監理及管理法令均單一化之法制背景下，除有關資本管理之法令有其差異性外，針對銀行、保險及投資公司原則上均適用相同之監理法令，且除由銀行兼營外，可經營期貨或證券業務機構均統一稱為「投資公司」，亦即針對金融之規範架構，全面性著重於功能性監理而非機構別之監理架構，因此，法令架構下亦無針對店頭市場交易之衍生性商品有特殊之業務機構或管理法令，亦無專營期貨業務之機構別規範。

二、有關投資公司之資本額要求

針對經營各項業務之投資公司，基本上有關資本額之門檻係針對所經營之

業務類型而作出區分，以下整理有關經營不同業務之資本額要求¹⁵：

資本額（投資公司）	得經營之業務類型
歐元 50K	1. 不得自營或以包銷方式承銷任何金融商品。 2. 得提供以下一種或多種服務： A. 接收或傳遞客戶之投資金融商品之下單； B. 執行客戶投資金融商品之下單； C. 管理個人投資金融商品之投資組合。 3. 不得保管任何客戶之金錢或證券。
歐元 125K	1. 不得自營或以包銷方式承銷任何金融商品。 2. 得提供以下一種或多種服務： A. 接收或傳遞客戶之投資金融商品之下單； B. 執行客戶投資金融商品之下單； C. 管理個人投資金融商品之投資組合。 3. 得保管客戶之金錢或證券。
歐元 730K	僅受有關資本額規範之限制。

三、其他各項監理標準

針對其他投資公司從事有關衍生性金融商品之業務，均依據英國金融服務管理局之各項監理規範辦理，包含人員之適任性（fit & proper）及業務行為準則（Business Conduct）等，均依據英國金融服務管理局之規範手冊辦理。然而，相關規範均屬一般性適用於各種金融商品交易之規範，而未有針對個別商品之規範。

四、組合式差價合約

（一）概說：於 2002 年 10 月起，組合式差價合約（listed contract for difference，

¹⁵ General Prudential Sourcebook (GENPRU) 2.1.50, Financial Services Authority Handbook.

又稱 covered warrant 或 stop-loss warrant¹⁶) 開始於倫敦證券交易所 (London Stock Exchange) 掛牌交易，並受英國金融服務管理局所制訂之上市規則 (Listing Rule) 所規範。組合式差價合約持有者 (holder) 得於約定日期當天或之前，以約定價格 (即履約價格) 買入或賣出基礎資產，其係給予持有者買入或賣出基礎資產之權利，持有者並沒有義務去買入或賣出基礎資產。一般而言，組合式差價合約之期限為 6 至 12 個月，持有者得於合約期限內之任何時點買進或賣出。目前於倫敦交易所上市之組合式差價合約所連結之基礎資產，有股票、籃子 (basket)、指數 (index)、商品 (commodity) 及貨幣 (currency) 等。

(二)組合式差價合約發行要件：申請發行組合式差價合約之金融機構須符合：第一，該金融機構必須是銀行或可經營證券期貨之投資公司並取得可從事證券化衍生性商品相關之活動之許可；第二，取得與證券化衍生性商品相關責任之保證。組合式差價合約所連結之基礎資產部分，除非為貨幣、指數、利率或前揭任何產品組合之籃子，否則其所連結之基礎資產必須在有受規範、經常營運且被承認之開放市場。而組合式差價合約上市後，必須於任何時候皆得於認可投資交易所交易，此外，倘有發生法定應通知事由，發行機構應以書面向英國金融服務管理局通知。其他應遵行規定記載於上市規則第 2 章，主要是以公司之設立、合法性、相關有價證券之移轉性以及公司之市場資本總值有關。

(三)基礎資產為股票之差價合約持有者資訊揭露義務：依據英國金融服務管理局之要求，如任何人於股權差價合約約定而實際得行使公司之表決權超過 3% 以上時，均應依據相關法令進行股東身分之揭露，除非得證明有

¹⁶ London Stock Exchange, *Investing in Covered Warrants*, available at <http://www.londonstockexchange.com/cn-gb/pricessnews/education/experiencedinvestors/investew/> (last visited Sept. 25, 2008).

(1)差價合約持有人不得行使該表決權或聲明不行使該表決權，或(2)差價合約持有人並未規劃或認知將可能直接出售差價合約所連接之股權之情形。此外，如差價合約持有人為投資公司性質，其實際享有公司股權之利益達已發行股份之5%時，差價合約持有人即有義務，針對作成有關表決權行使之決定為聲明，以使有關揭露之要求明確化，避免任何資訊之誤導¹⁷。

陸、我國槓桿交易商監理之方向及重點

一、槓桿交易商業務範圍：

我國期貨交易法第80條第1項規定：「槓桿交易商非經主管機關核准，不得經營期貨交易業務」，從該條立法理由來看，槓桿交易商似以從事店頭交易業務為主，惟槓桿交易模式近10年來於各國漸次發展，性質上等同槓桿保證金契約商品已從店頭市場商品發展成集中交易市場商品，且因集中交易市場資訊透明、投資人保護法令規範健全及結算機構介入擔保契約履行等優點，已使集中交易市場交易之槓桿交易商品成為近年來發展最快速之衍生性商品之一。另外從期貨交易法第3條第1項立法架構來看，所謂期貨交易，係指依國內外期貨交易所或其他期貨市場之規則及實務，從事衍生自商品、貨幣、有價證券、利率、指數或其他利益之期貨契約、選擇權契約、期貨選擇權契約及槓桿保證金契約之交易，槓桿保證金契約涵攝範圍可包括在國內外期貨所交易之槓桿保證金契約商品，而槓桿交易商可經營之業務範圍自不限於店頭市場之槓桿保證金契約交易業務。

二、槓桿保證金契約之內涵與引進差價合約商品之可行性：

按我國期貨交易法第3條第1項第4款規定：槓桿保證金契約：指當事人約定，一方支付價金一定成數之款項或取得他方授與之一定信用額度，雙方於未來特定期間內，依約定方式結算差價或交付約定物之契約。」，目前實務上所見之槓桿保證金類型僅有「外幣保證金交易」一種，惟目前新加坡、香港、英國及澳洲最風行的衍生性金融商品「差價合約」，本質上亦屬於「槓桿保證金契約」態樣之一。

以下分就差價合約商品本質、外國立法例、稅制等層面，討論於現行期貨交易法框架下，引進差價合約(特別是集中交易市場交易之差價合約)之可能性：

(一)商品本質：差價合約主要內涵係指投資者(investors)與提供者(providers)約定，若合約標的之基礎資產於結算時之價格高於約定時之價格，則提供者支付差價與投資者；反之則由投資者支付差價予提供者之合約。此種金融商品之特色，在於容許投資者可隨意買進或賣出，非如同期貨契約一般均有到期日之限制，故較具有彈性。且此種交易為一槓桿式交易，亦即須由投資者繳交相當於基礎資產一定成數之保證金，方得購買差價合約之產品。衡諸其產品內容及屬性，恰與前述我國槓桿保證金契約之定義不謀而合，均係運用槓桿，並依約定方式結算差價之契約，論其交易實際，係屬槓桿保證金契約商品之一環，為我國期貨交易法所規範。就此，我國於引進差價合約商品一項，已具備法源基礎。

(二)立法理由與新加坡立法例：依我國期貨交易法之立法理由，該法第3條第1項第4款之槓桿保證金契約，係參照香港槓桿外匯買賣條例第2條及1995年新加坡期貨交易法第2A條所設。經查，1995年新加坡期貨交易法對於槓桿式外匯交易之定義與後來證券期貨法之定義並無二致，準此，我國期貨交易法對槓桿保證金契約之定義，且就立法沿革而言其既係沿襲新加坡期貨交易法，其意涵應與新加坡法例的涵攝範圍相

同。因此，差價合約在經濟實質上及規範內涵上既為新加坡法下槓桿式交易之一種態樣(「以保證金為基礎」且「根據商品在約定之未來時點價值之增加或減少，給付他方當事人一定數量之金錢」者)，沿襲新加坡法制之我國期貨交易法，亦應作如此解釋，而將差價合約納入槓桿保證金契約之範圍內。

(三)國際市場差價合約之發展：槓桿保證金契約中的差價合約於許多世界國家都正沸沸揚揚地發展著，舉澳洲交易所為例，其差價合約交易甚至能以千里之外的我國台股為連結標的，差價合約並成為澳洲發展最快速之衍生性商品，交易量成倍數成長，而目前英國差價合約商品提供者就其客戶差價合約部位之避險需求而為之股票交易額占整體股票交易市場交易額亦有 20%-40%之多，因此差價合約背後所隱藏的商機及市場相當廣泛，我國又豈能自外於此等金融潮流。此外，論其實際，基於避險之需要，槓桿交易商會直接入市取得連結標的部位，對我國現貨市場之發展亦將有相當之推升及助力，俾以帶動整體經濟之成長。

(四)集中市場交易差價合約之優越性：差價合約得於集中交易市場交易，亦得成為店頭衍生性商品，惟店頭衍生性商品態樣較為複雜，且為配合店頭衍生性商品多為客製化，法令管制密度一般較低，較適合專業投資人。而相較於店頭市場，集中交易市場無論是資訊揭露、價格形成、風險管理、投資人保護及相關交易秩序均有健全的法制規範。因此我國在引進差價合約商品初期，為穩健計，應以既有建制之期貨交易所為差價合約之交易平台。

(五)差價合約於集中市場或於店頭市場交易之稅賦區別：按我國現行期貨交易之主要租稅法規，係期貨交易稅條例。該條例第 1 條明定：「凡在中華民國境內期貨交易所從事期貨交易，依本條例之規定，徵收期貨交易稅。」是僅有在我國交易所從事之期貨交易，始依該條例徵收期貨交易稅，進而適用所得稅法第 4 條之 2「依期貨交易稅條例課徵期貨交易稅之期貨交易所得，暫行停止課徵所得稅；其交易損失，亦不得自所得

額中減除」之規定。因此，在引進初期，先以期貨交易所交易為平台除可享受免徵期貨交易所得稅之租稅優惠外，亦可避免店頭衍生性商品課稅規範未臻完整，拖延槓桿保證金契約商品推出速度之弊。

- (六)小結：衡諸全球金融市場發展之趨勢，為提昇我國金融市場之國際發展力與競爭力，開放槓桿保證金契約，引進差價合約實為當務之急。從商品本質、立法理由及新加坡立法例來看我國期貨交易法對差價合約之引進已有相關法源基礎。另外考量到投資人保護及稅制方面，以期貨交易所之完備建制以及交易所得免稅之優惠，引進集中交易市場交易之差價合約，於我國目前開放槓桿保證金契約初期階段，對投資人及交易商較具吸引力，可達到活絡金融市場之功效。

三、專營及兼營槓桿交易商最低資本額規範

觀察美國、英國、新加坡及香港衍生性金融商品監理多採功能式監理模式，與我國期貨商及槓桿交易商採取業別監理不同，是否要參考外國立法例實有商榷之餘地，惟因槓桿交易商為新種業務且營運風險較高，且不同於證券商、銀行及期貨商目前法規已要求其應具備健全的財務結構，故專營槓桿交易商之設置最低資本額標準應門檻不宜過低，並應加以搭配其他內部風險管理措施以保護交易相對人及維護金融市場安全，至於目前業已合法從事店頭衍生性商品業務之銀行、證券商或期貨商，未來如開放容許以兼營方式從事槓桿保證金交易，為避免過度管制及增加業者無謂營運成本，其應另行指撥專用營運資金數額應不宜過高。因此參考我國目前期貨業及證券業法規實務，未來專營槓桿交易商如同時經營自營及經紀業務時，其最低資本額標準可比照期貨商實務上多同時經營自營及經紀業務，依法最低資本額應為新台幣 6 億元，另外兼營槓桿交易商業務之銀行、證券商及期貨商或可參照目前證券商兼營期貨經紀商應指撥 2 億元，如兼營期貨自營商應指撥 4 億元作為專用營運資金的標準。

四、槓桿交易商管理規範要點

槓桿交易商之管理規範研擬，除可參照目前我國銀行、期貨商及證券商已有的「期貨商管理規則」、「證券商管理規則」及其他相關法令規章和自律規範外，因槓桿交易和差價合約在國外行之有年，且各國政府皆設置一套完整管理程序和規範，故在探討我國開放槓桿交易商業務之監管方向時，應可參考外國立法例及實務。以下就基礎商品開放標準、客戶資訊調查及風險揭露、槓桿交易商交易部位之揭露及槓桿交易商避險規範，討論未來槓桿交易商之監管方向。

(一)基礎商品開放標準：開放槓桿交易商交易標的之基礎資產，除可思考我國「證券商管理規則」依據不同投資人類型採取不同監理模式之可行性外，可參考美國商品期貨現代化法針對基礎資產是否容易受到人為操控，異其管制框架，亦可依據基礎資產流動性高低及是否有公開透明的報價機制，決定開放供槓桿交易商交易之順序，如基礎資產有公開市場報價且流動性較高的特質，如外匯、指數，或可先行開放，而基礎資產流動性較低且不具有公開市場報價，為保護交易投資人，應先建立一套公平透明的報價機制，始可開放作為槓桿交易合約之基礎資產。

(二)客戶資訊調查及風險揭露：槓桿交易合約及差價合約交易均存在高風險，為確保風險管理，在從事交易前，應了解及評估客戶屬性，交易商在與客戶交易前應取得客戶的相關資訊，香港及美國皆制定相關規範要求交易商遵守。未來規範槓桿交易商進行銷售前客戶審查流程，除可參考外國立法例及我國目前證券及銀行實務外，目前銀行公會所頒佈之「銀行辦理財富管理及金融商品銷售業務自律規範」，特別針對本質上複雜且特殊的金融商品，要求銀行加強確認

投資人是否具備足夠的金融專業知識去了解結構型商品之特性及其潛在風險，亦可作為規劃未來槓桿交易者依不同商品屬性區別不同層次控管流程參考，以保護投資人權益。另外就風險揭露部分，新加坡證券期貨法第 128 條規定，經營期貨交易或槓桿式外匯交易業務者，應以主管機關規定之格式及內容，向客戶提供獨立之書面風險揭露文件，且必須取得客戶所簽署並註明日期之承認書，表明該客戶已收到及理解風險揭露文件之性質及內容，否則不應為客戶開設槓桿式外匯交易帳戶。未來規範槓桿交易者應揭露風險內容，除可參考目前我國實務外，應可仿效新加坡立法例，制定風險預告書的參考範本，並依據投資人及商品屬性，規範不同風險揭露內容，確保投資人可全面了解商品性質，做出最佳投資決策。

- (三)槓桿交易參與人交易部位之揭露：由於槓桿交易參與人如持有大量的槓桿交易合約或差價合約之部位，進出市場頻繁有可能會間接影響現貨交易市場的波動，進而導致金融秩序的不穩定。因此應可考慮，在市場有異常變動的特殊情況發生時，可要求槓桿交易參與人揭露其持有部位，讓主管機關審查是否有不合法或過度投機的情況。另外，以股票為基礎資產之槓桿交易合約持有人，雖未持有股票所有權，卻掌握股票之實質經濟上利益，有影響發行該股票的公司經營決策的可能，應參照證券交易法第 43-1 條規定：「任何人單獨或與他人共同取得任一公開發行公司已發行股份總額超過 10% 之股份者，應於取得後 10 日內，向主管機關申報其取得股份之目的、資金來源及主管機關所規定應行申報之事項；申報事項如有變動時，並隨時補正之。」，要求持有一定部位的槓桿交易參與人揭露其持有部位、資金來源等，使主管機關及投資人能了解其持有的原因及其趨向。另外英國規範股權之差價合約持有者資訊揭露義務亦可做為我國立法參考。

(四) 槓桿交易商避險規範：由於槓桿交易商為新開放的業務，而槓桿交易屬高槓桿及高風險商品，為避免交易商未採取相關避險措施，產生巨大損失，進而影響金融秩序，應規定槓桿交易商要有一定程度的避險部位或其他風險管控程序。此可參照目前證券商發行認購權證之「認購(售)權證上市審查準則」規範，如第 8 條規定，發行人無適當風險管理措施者，不予同意其發行資格、第 14 條發行人應設立避險專戶、及第 18 條規定發行人應於權證上市存續期間逐日將預計避險部位與實際避險部位等資訊輸入本公司(證券交易所)指定網際網路資訊申報系統等。

柒、期貨交易法第三條第一項與期貨交易法第三條第二項架構下監理店頭槓桿保證金契約交易合約之若干思考：

從期貨交易法第 3 條第 1 項文義觀之，槓桿保證金契約為期貨交易之一種，係屬期貨業專屬之業務，並得於期貨交易所或其他店頭市場交易，為現行法所明定。惟依同法第 3 條第 2 項規定，非在期貨交易所進行之期貨交易，基於金融、貨幣、外幣、公債等政策考量，得經財政部於主管事項範圍內或中央銀行於掌理事項範圍內公告，不適用本法之規定。由前述條文可得知，第 3 條第 2 項所謂之期貨交易，係專指 OTC 商品，在文意上顯無疑義。而且在本項下，所指之期貨交易，應指廣義，而且不受限於列舉之商品，在解釋上，如有合於該項所指之金融、貨幣、外匯、公債等政策考量，無論係槓桿保證金契約或者 CFD，皆有可能歸為第 3 條第 2 項之範圍。在我國目前實務，中央銀行及財政部公佈屬於槓桿保證金契約之「外匯保證金交易」，即由中央銀行依第 3 條第 2 項規定公告由銀行承作，豁免適用期貨交易法之規定，而係以中央銀行所發布之相關法規命令規範之。另外金管會依據「銀行辦理衍生性金融商品業務應注意事項」核准銀行辦理之衍生性金融商品業務，及「財團法人中華民國證券櫃檯買賣中心證券商營業處所經營衍生性金

融商品交易業務規則」所定證券商得從事之各項衍生性金融商品業務均豁免於期貨交易法之適用，而係遵循由金融監督管理委員會所發布之相關法規命令規範。未來開放槓桿交易者經營槓桿保證金契約交易業務即產生現行銀行經營店頭槓桿保證金契約業務可不適用期貨交易法，而槓桿交易者經營槓桿保證金契約業務卻須適用期貨交易法之矛盾現象。本文認為未來監理店頭槓桿保證金交易業務應朝下列方向思考：

- (一) 期貨交易法第3條第1項為原則規範，第3條第2項為例外規範：基於各國衍生性商品監理採功能性監理之潮流，原則上只要業者所從事之衍生性期貨交易係涉及槓桿保證金交易之性質(店頭市場或集中交易市場商品)，不論投資設立(或兼營)槓桿交易者之業者為銀行、證券或期貨商，均應納入期貨交易法第3條第1項第4款之監理範圍，其業務之行為均應以劃一監理密度及強度，加以監理(亦即應儘量以一套標準適用於不同背景之業者)，否則不同背景之業者將面對不同之法規遵循成本。另外，一但將業者之交易劃歸期貨交易法第3條第2項，則整部期貨交易法將無法適用，目的事業主管機關如欲援引第3條第2項為基礎，作為其行政命令豁免適用期貨交易法之法源，必須就其政策考量之必要性及正當性具體審慎裁量，以免第3條第2項成為迴避監管之避風港，從而適用該項情節之期貨交易，應屬例外。
- (二) 銀行及證券商目前已從事之店頭衍生性商品業務基於法安定性應予尊重，惟基於公平原則，應可先開放期貨商經營銀行與證券商業已從事之店頭衍生性商品業務：目前銀行依據中央銀行86年5月24日(86)台央外柒字第0401216號函示和「銀行辦理衍生性金融商品業務應注意事項」辦理之衍生性金融商品業務，及證券商依據「財團法人中華民國證券櫃檯買賣中心證券商營業處所經營衍生性金融商品交易業務規則」從事之各項衍生性金融商品業務，基於法安定性之尊重固應予尊重維持原狀。惟期貨商既係專業之期貨商品提供者，倘其確能與符合適切之財

務、風險控管等要求，實無不許其經營店頭衍生性商品業務之理，否則即有礙行業間之公平競爭，從而目前銀行與證券商從事之店頭衍生性商品業務，在不妨礙其他政策考量之情形下，應得先行容許期貨商得准入經營。另期貨商經營外匯為基礎資產之外匯保證金交易，依據銀行法第4條但書所稱「有關外匯業務之經營」、管理外匯條例第5條第8款及中央銀行法第35條第8款所稱之「其他有關外匯業務事項」，所有涉及外匯業務均須經中央銀行許可始得經營。至今除外匯指定銀行外，中央銀行未曾許可其他公司、行號或個人經營或仲介外幣保證金交易¹⁸，因此未得中央銀行許可前，期貨商不得經營外匯保證金相關業務。惟外匯保證金業務本質與外匯政策連結度較低，因其未直接持有外匯部位，且外匯保證金交易為槓桿保證金交易一環，實屬槓桿交易商本身核心業務之一，遍觀各國立法例，期貨商皆被允許經營外匯保證金業務，因此未來中央銀行至少對於彼等不涉新台幣業務之外匯保證金業務事項，因不涉及新台幣匯率政策，似可考慮先行開放配備足夠外匯業務專業人員及財務結構健全之期貨商或槓桿交易商，經營以非新台幣部份之外幣間匯率作為基礎資產的外匯保證金業務。

(三)其他涉及槓桿保證金交易之衍生性期貨交易(不論其基礎資產為貴金屬、能源、差價合約及其他外匯金融等)，除業已開放而依期貨交易法的3條第2項規範者外，應回歸期貨交易法第3條第1項第4款監理：基於功能性之監理潮流，金融機構邁向國際化、大型化及跨業發展係全球金融市場發展之趨勢，不論投資設立(或兼營)槓桿交易商之業者為銀行、證券或期貨商，除非確有政策上之考慮，其業務之行為原則上均應以劃一監理密度及強度，加以監理，否則不同背景之業者將面對不同之法規遵循成本，將造成競爭上的不公平，對監理者而言，以業別

¹⁸ 中央銀行民國86年5月24日(86)台央外集字第0402549號。

區分監理標準，除增加管理成本外，亦不符國際潮流及金管會近年來之監理取向。因此針對目前尚未開放予證券商及銀行之槓桿保證金交易如差價合約，因本質上同屬經營槓桿交易業務，應統一監理模式不分業別，不論未來經營者為銀行、證券商或期貨商皆應回歸期貨交易法第3條第1項第4款架構下監理。

參考文獻

- 一、中央銀行民國 86 年 5 月 24 日 (86) 台央外柒 字第 0402549 號
- 二、立法院公報，第 86 卷第 5 期
- 三、吳阿秋，台灣期貨交易所，我國槓桿交易商管理之研究(1999 年)
- 四、新加坡「證券期貨法」(Securities and Futures Act)
- 五、新加坡「商品交易法」(Commodity Trading Act)
- 六、香港「證券及期貨條例」
- 七、香港「證券及期貨事務監察委員持牌人或註冊人操守準則」
- 八、香港「香港聯合交易所有限公司證券上市規則」
- 九、香港金融管理局「監管政策手冊 SB-1」
- 十、美國商品交易法(Commodity Exchange Act)
- 十一、美國 2000 年商品期貨現代化法(Commodity Future Modernization Act of 2000)
- 十二、London Stock Exchange, *Investing in Covered Warrant*
- 十三、General Prudential Sourcebook (GENPRU), Financial Services Authority Handbook.
- 十四、U.S.Code
- 十五、PHILIP McBRIDE JOHNSON & THOMAS LEE HAZEN, DERIVATIVES REGULATION (V. 1) (2004)