

# 臺灣股票指數現貨、期貨、選擇權三市場的 基差及價差變動行為探討~應用 ANST-GARCH

古永嘉·游忠儒\*

(收稿日期：101 年 07 月 09 日；第一次修正 101 年 08 月 07 日；  
第二次修正 101 年 09 月 27 日；接受刊登日期：101 年 11 月 07 日)

## 摘要

「臺灣證券交易所發行量加權股價指數」及其衍生性金融商品~臺股指數期貨、臺股指數選擇權，三個市場的基差、價差變動行為，以往研究集中探討基差(現貨與期貨之間)變動；本研究增加選擇權市場(以 Put-call Parity 導出隱含現貨價格)，探討存在於三市場的基差、價差為本研究之研究對象，分別為「期貨 vs. 選擇權」價差、「期貨 vs. 現貨」基差、「選擇權 vs. 現貨」價差，共三組基差、價差的變動行為進行探討，以 ANST-GARCH 模型進行實証，結論摘要如下：1. 三組基差、價差變動行為呈現非線性均數特質；2. 三組基差、價差數列受到前期基差(或價差)方向不同影響時，返還均數的情況呈現不對稱的特質；3. 三組基差、價差的變動行為均存在著條件異質變異數的特質；4. 三組基差、價差數列皆存在著波動性不對稱的特質。

關鍵詞彙：基差、價差、ANST-GARCH、Put-Call Parity、指數選擇權

## 壹· 緒論

### 一、研究背景與動機

衍生性金融商品經濟目的，在提供避險、投機、套利三項交易之管道；不論市場進入者目的為何，「價格發現」此一功能是關注的焦點；價格發現功能越強~對於未來價格的預測越能貼近，提供市場進入者更有效的資訊以供決策所須。在 Fama(1970)效率市場理論，具有價格效率的市場，交易價格將充分反應市場所有資訊。因此，當不同的衍生性金融品有相同標的現貨時，新資訊的揭露應同步在各個市場反應，若不同步將存在套利機會；由於期貨及選擇

---

\* 作者簡介：古永嘉，國立台北大學企業管理學系教授；游忠儒，國立台北大學企業管理學系博士班。

權市場兩者存在著結構性差異，將使訊息傳遞速度不一致。期貨市場上，期貨合約價格直接為標的現貨價格到期(或未來)的隱含估計值；選擇權市場則是透過權利金報價形式隱含對標的現貨的到期(或未來)價格進行預估，儘管新揭露資訊同時進入兩個市場，礙於結構上的差異，將導致反應有所差異。

影響現貨價格的因素，亦同時影響衍生性金融商品(期貨及選擇權)，因此衍生性金融商品價格與標的現貨價格呈現特定之關係。Brenner 及 Kroner(1995)、Martens 及 Vorst(1988)、Peroni 及 McNown(1998)、Monoyios 及 Sarno (2002)等研究顯示期貨與現貨呈現共整合關係。Mackinlay 及 Ramaswamy(1988)、Yadav 及 Pope(1990)、Lim(1990)等研究發現，基差變動具有負的一階自我相關~表示基差的調整受到本身前幾期的影響，可以透過適度的分析技術，對於基差的趨勢進行預測。Miller、Muthuswamy 及 Whaley(1994)發現 S&P500 的基差變動存在負的一階自我相關。Dwyer、Locker 及 Yu(1996)、Yadav、Pope 及 Paudyal(1994)、Lo 及 Mackinlay(1990)研究顯示基差變動受到市場摩差之影響、且波動性質顯著時，基差變動將出現的非線性特質~即基差向均衡值調整速度不是固定不變。當基差位於無套利區內，變動行為非恆定數列，具有單根；反之，當市場間的價格偏離過大(即基差偏離均衡值越遠)，套利所產生的利潤超過交易成本，套利者將進行交易，使市場間的價格呈現強烈的均數返還現象。Dumas(1994)、Teräsvirta(1994)、Granger 及 Lee(1999)認為基差的均數返還情況即使是間斷的，由於時間加總、決策加總情況下，不同區間的轉換具有平滑的連續趨勢，使用平滑轉換的模型較為適合捕捉到基差的變動。古永嘉、張瓊嬌(2002)研究顯示台股，發現基差變動存在非線性特質、基差變動具有條件異質變異數及波動不對稱等特質。

選擇權市場與期貨市場同為衍生性金融商品市場，對於現貨價格具有預測的功能。臺灣金融市場於 1998 年 7 月 21 日，推出「臺灣證券交易所股價指數期貨契約」(簡稱為「臺股期貨」，本研究後續內容以期貨市場稱之)；2001 年 12 月 24 日推出「臺灣證券交易所股價指數選擇權契約」(簡稱為「臺指選擇權」，本研究後續內容以選擇權市場稱之)。上述兩衍生性商品標的現貨皆為「臺灣證券交易所發行量加權股價指數」(簡稱臺股指數，本研究後續內容以現貨市場稱之)。謝文良(2002)研究顯示台股現貨與期貨的價格間存在一共同長期趨勢~即共整合關係；謝文良、李進升、袁淑芳、林惠雪(2007)研究顯示台股指數現貨、期貨、選擇權三市場間存共整合關係。延續過去研究，本研究增加選擇權市場，因臺指選擇權與台指期貨具有相同標的物、相同結算日期、且結算規定類似的台指選擇權市場，探討三市場的基差、價差變動行為。

ANST(Asymmetric Nonlinear Smooth-Transition) GARCH 模型，特性在於捕捉均數方程式及條件變異數方程式受到前期正負不同衝擊下的不對稱作用，多應用於反向投資獲利的實證研究中。Nam、Pyun、及 Avard (2001) 利用 NYSE、AMEX 與 NASDAQ 每月指數超額報酬，使用 ANST-GARCH 模型，研究不對稱均值反轉型態；並分析指數報酬隨時間變異波動中股市過度反應之假設。樣本期間為 1926 年 1 月至 1997 年 12 月，實證出負報酬返還至正報酬的速度比正報酬返還到負報酬的速度更快，且負報酬因可預測的高波動而降低風險溢酬。支持市場過度反應假說，且不對稱是因為投資人過度反應對市場錯誤評價 (mispricing) 的行為，並實證出反向投資組合策略的論點。Nam、Pyun 及 Arize (2002) 以 1926 年 1 月至 1987 年 9 月與 1947 年 01 月至 1997 年 12 月不同樣本期間的資料，分析美國三大指數月資料的超額報酬，應用 ANST-GARCH 模型分析反向投資觀點，實證負報酬向正報酬的均值返還比正報酬返還至負報酬更快且規模更大，並以市場過度反應解釋不對稱反轉行為。Nam、Pyun 及 Kim(2003)利用 ANST-GARCH 模型，以亞太地區九個國家(包括：澳洲、香港、印度、日本、馬來西亞、新加坡、南韓、泰國、臺灣)為樣本，分析均值返還及時間變異之波動，實證出負報酬比正報酬返還規模更大且持續時間較短的特性，且報酬不對稱返還行為與投資人不同的定價行為有關；市場在負報酬衝擊後，投資人並沒有出現對槓桿效應要求更多風險貼水的行為，反而是降低貼水，藉以中和風險。這種降低風險溢酬的行為，說明負報酬返還較快、規模較大的特性。Gilles、Valérie 及 Anne(2011)研究，使用 GARCH 系列模型(含 ANST-GARCH)，檢視美國次級信貸風暴對拉丁美洲股市報酬波動率(包括：巴西、智利、哥倫比亞、墨西哥、祕魯)的影響，資料期間 2004 年 1 月至 2009 年 4 月的日資料，顯示拉丁美洲股市報酬波動率受到美國市場的影響；提供建立後續模型的參考依據。古永嘉等(2002)應用 ANST-GARCH 實證台股指數、摩台指數與對應期貨間之基差行為，從民國 87 年 7 月 21 日至 91 年 12 月 31 日，顯示台股指數與摩台指數對應之基差變動行為存在非線性均數返還、波動不對稱與波動平滑轉換特質。盧智強、古永嘉(2005)以臺灣上市指數月超額報酬率(資料期間：1971 年 1 月至 2002 年 12 月)、上櫃指數月超額報酬率(資料期間：1995 年 10 月至 2002 年 12 月)，應用 ANST-GARCH 實證月超額報酬率具有不對稱現象。林淑瑜、莊鴻鳴、徐守德(2011)實證台股指數期貨、電子類股指數期貨、金融類股指數期貨，及小台股期貨的正向回饋交易行為，資料期間為三個階段，依序為 2001 年 11 月 20 日至 2003 年 7 月 24 日、2003 年 7 月 25 日至 2005 年 3 月 26 日、2005 年 3 月 27 日至 2006 年

11 月 22 日，應用 ANST-GARCH 模型實證：在兩個政策(外資非避險交易、期經事業)開放後，正向回饋交易水準增加。因此，本研究依據古永嘉等(2002)之研究，將 ANST-GARCH 探討基差之行爲，應用在價差變動行爲的探討。

本研究將針對「臺灣證券交易所發行量加權股價指數」及其衍生性金融商品「臺灣證券交易所股價指數期貨契約」、「臺灣證券交易所股價指數選擇權契約」，探討存在三個市場之間價格偏離~即基差、價差的行爲。因市場結構差異，當基差、價差變動訊息及實務意含：(1)基差、價差爲跨市場間套利指標，若偏離後會呈現返還的特性，基於基差(或價差)之原始兩數列爲共整合數關係，若能對基差、價差變動提供合適的預測模式捕捉變動行爲，可提高市場避險、套利及投機績效；(2)基差、價差均數返還時，前期不同方向所產生的影響是否對稱，顯示出不同市場間對於同一揭露資訊反應不同；該現象亦可能是不同市場各自之摩擦而產生；進而提供跨市場間對於揭露訊息的套利機制；(3)基差、價差變動，是否存在條件異質變異數特性有待商榷，若存在顯示進行其行爲預測時不能使用一般模式，需要考慮條件異質變數的情況；(4)基差、價差的變動行爲，在於市場結構存在差異下，波動性是否對稱。

## 二、研究目的與假說

### (一)理論目的

「價差」爲金融商品間價格差異。「基差」特定強調爲現貨與期貨間的價格差異，爲「價差」之特例。以往研究集中在基差行爲的探討，本研究探討臺股指數現貨、期貨、選擇權三個市場的價差、基差變化，以補足存在選擇權市場與現貨、期貨市場之間的價差行爲探討。

### (二)研究假說

本研究主要在探討存在現貨、期貨、選擇權三市場之間(配對後共三組市場組合)的價格差異變動~即基差與價差，在向均衡的調整過程是否存在非線性特質，及調整過程中是否具有條件異質變異數及波動不稱性的特質。研究假說敘述如下：

1. 各組基差、價差偏離均衡值時，往均衡值返還的過程是否存在非線性之特質。

2. 各組基差、價差變動，是否受到前期不同方向影響，在返還過程呈現不對稱的特性。
3. 各組基差、價差數列變動是否具有條件異質變異數的特性。
4. 各組基差、價差數列變動是否具有波動性不對稱的特性。

## 貳· 理論推導

### 一、期貨與現貨間的價格關係

#### (一)期貨評價理論

探討期貨的評價理論，可分為預期理論(Expectations Theory)與持有成本理論(Cost of Carrying Theory)。

預期理論認為目前期貨價格為未來現貨價格的預期值，即

$$F_{t,T} = E_t(S_T) \quad (2.1)$$

其中， $F_{t,T}$  為到期日為 T 在 t 期時的期貨價格， $E_t(S_T)$  表示在 t 期時對於到期日 T 的現貨價格的預期。

持有成本理論認為期貨價格為現貨價格再加上持有現貨至交割日這段時間所必須負擔的成本(包括倉儲、運輸、資金等所有成本總和)；指數期貨部分，沒有倉儲、運輸成本，依據 Cornell and French(1983)發展出來的指數期貨評價模式為

$$F_{t,T} = S_t \exp[(r - q)(T - t)] \quad (2.2)$$

其中， $F_{t,T}$  為到期日為 T 在 t 期時的期貨價格， $S_t$  為 t 期現貨價格，r 為無風險利率，q 為固定股利率。若將(2.2)式取自然對數後，改寫成：

$$\log[F_{t,T}] = \log[S_t] + (r - q)(T - t) \quad (2.3)$$

本研究的基差定義，係採用經過自然對數轉換後的期貨價格減去現貨價格，與一般實務定義(現貨價格減期貨價格)不同； $b_t$  為基差代入(2.3)式，即期貨與現貨價格之間的差異，(2.3)式改寫如下：

$$b_t = \log[F_{t,T}] - \log[S_t] = (r - q)(T - t) \quad (2.4)$$

(2.3)、(2.4)式顯示基差等於持有成本， $T$  必大於等於  $t$ ，於到期日之前，若  $r > q$ ，基差為正，顯示未到期期貨價格大於現貨價格；隨著到期日接近， $T$  與  $t$  亦隨之接近，基差逐漸收斂於零，期貨價格會趨近於現貨價格~即基差逐步收斂為零。

## (二)真實資本市場(不完美資本市場)的期貨與現貨間關係

真實資本市場中，存在市場摩擦，包括：交易成本不同，資訊取得效率，市場流動性是否有效被滿足等。Modest and Sundaresan(1983)、Stoll and Whaley(1986)在考量交易成本下，以套利限制推導出指數期貨價格的無套利區間；假設固定交易成本比率，買進現貨者為  $u$ ，賣出現貨者為  $v$ ，為避免套利機會出現，到期日  $T$  期貨價格在  $t$  期的價格必須滿足下列：

$$S_t(1-u) \exp[(r-q)(T-t)] \leq F_{t,T} \leq S_t(1+v) \exp[(r-q)(T-t)] \quad (2.5)$$

改寫成基差形式為：

$$\log(1-u) + (r-q)(T-t) \leq b_t \leq \log(1+v) + (r-q)(T-t) \quad (2.6)$$

交易成本存在時，基差變動在上下區間內~即期貨與現貨之價格所產生的偏離，若在落於此一區間內，套利利潤低於交易成本，無法觸發套利交易進行，在此一區間內的基差變動呈現單根狀態；當期貨與現貨價格差異過大，導致基差偏離落於此一區間之外，套利利潤超過交易成本，套利行為將促使基差偏離進行調整，直到沒有利潤為止，此時其差偏離已收斂至區間內。

## 二、選擇權與現貨的價格關係

選擇權市場採權利金報價形式，無法類似期貨直接以價格對應之標的現貨價格建立關係；但權利金價格仍呈現出選擇權市場對於到期時現貨價格的預期，因此需要仰賴理論模型推導與現貨價格的關係。

有關討論選擇權與現貨的價格關係，以往文獻及實証過程多採用二項式選擇權評價模式(Binomial Option Pricing Model)或 Black-Scholes 模型進行推導。上述兩模型，在進行選擇權價格反推隱含標的物價格時，存在許多模型原始假設的限制，包括：對於深價內及深價外選擇權評價有系統性偏誤、模型必須建立在價格報酬服從常態分配的假設、需要估計未知的市場波動率，完整的結合前述假設後，方能推估出隱含的真實現貨價格。謝文良、李進升、袁淑芳、林惠雪(2007)，在探討現貨、期貨、選擇權三者價格發現時，建議使用買權賣

權評價模式(Put-Call Parity, 簡稱 PCP)取代二項式選擇權評價模式及 Black-Scholes 模型, 推導隱含現貨價格。

買權賣權評價模式(Put-Call Parity, 簡稱 PCP)由 Stoll(1969)提出, 在高度效率且無效率市場下, 買權、賣權及現貨價格透過評價公式來表示。本模式的假設只要求市場套利機制順暢, 且不受限資產報酬率常態分配的假設, 亦不需要估計未知市場波動度的情況, 除了無風險利率外, 所需資訊皆可由市場上觀察到的價格取得, 進行計算。由於選擇權市場價格涉及到避險、投機、套利之效果, 且 PCP 在市場套利機制已經大量被運用, 因此本研究採用 PCP 代替其他模式行反推導隱含現貨價格, 視為選擇權市場對現貨價格的預估。買權賣權評價模式公式如下:

$$P_{t,T} + E_t(S_T) = C_{t,T} + K \exp[-(r-q)(T-t)] \quad (2.7)$$

$P_{t,T}$  為到期日為 T 的 t 期賣權權利金價格,  $C_{t,T}$  為到期日為 T 的 t 期買權權利金價格,  $E_t(S_T)$  表示在 t 期對於到期日 T 期現貨價格的預期,  $K$  為選擇權履約價。將(2.7)式移向進行調整為下:

$$E_t(S_T) = C_{t,T} - P_{t,T} + K \exp[-(r-q)(T-t)] \quad (2.8)$$

本研究所透過(2.8)式, 將選擇權市場取得之買權權利金及賣權權利金價格投入, 反推導出隱含現貨市場價格  $E_t(S_T)$ , 最為選擇權市場之隱含現貨市場價格。

## 參· 研究方法

### 一、研究對象與範圍

本研究以臺灣股票市場及相關的衍生性金融商品市場~即現貨、期貨、選擇權三個市場為原始資料蒐集對象, 資料範圍分別為「臺灣證券交易所股價加權指數」、臺灣期貨交易所「臺灣證券交易所股價指數期貨契約」、「臺灣證券交易所股價指數選擇權契約」。資料選取, 現貨市場以每日收盤價格, 期貨市場、選擇權市場以近月合約之每日結算價。資料期間從 2000 年 12 月 21 日至 2011 年 12 月 21 日日資料, 共 2486 筆。資料來源及變數名稱整理如表一。

表一 原始資料來源與整理

原始市場	代表指數	資料來源	變數名稱	備註
現貨	臺灣證券交易所股價加權指數	臺灣證券交易所網站	SPOT	直接使用
期貨	臺灣期貨交易所股價指數期貨契約	臺灣期貨交易所網站	F1	直接使用
選擇權	臺灣期貨交易所股價指數選擇權契約		PCP	透過 Put Call Parity 反推導出隱含現貨價格

本研究旨在探討存在於現貨、期貨、選擇權三個市場的基差、價差變動行爲。「價差」爲金融商品間價格差異。「基差」爲特定強調爲現貨與期貨的價格差異，屬「價差」特例。本研究在取得(或計算出)三個市場原始資料，兩兩配對成三組，將配對之市場資料取自然對數相減得到本原研究所欲使用之基差、價差數列，分別爲：「期貨 vs. 選擇權」價差(變數代碼 F1\_PCP)、「期貨 vs. 現貨」基差(變數代碼 F1\_SPOT)、「選擇權 vs. 現貨」價差(變數代碼 PCP\_SPOT)。基差、價差數列所代表的市場與名稱整理表二。

表二 基差、價差所代表市場及名稱

基差、價差所代表的兩個市場	變數代碼
期貨市場、選擇權市場	F1_PCP
期貨市場、現貨市場	F1_SPOT
選擇權市場、現貨市場	PCP_SPOT

## 二、實證模式

ANST(Asymmetric Nonlinear Smooth-Transition) GARCH 模型，由均數方程式及條件變異數所組成，其特性在於捕捉均數方程式及條件變異數方程式受到前期正負不同衝擊下的不對稱作用，多應用於反向投資的實證研究中。古永嘉等(2002)應用於討論基差變動行爲。本研究考量基差、價差變動否具有非線性特性、受前期影響之反應是否對稱、條件異質變異數及波動性不對稱的特質，因此採用本模型配置中以捕捉上述特性。以下模型方程式組：

$$\text{均數方程式} \quad y_t = \alpha_0 + (\alpha_1 + \alpha_2 \Phi[\varepsilon_{t-1}]) \times y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

$$\text{變異數方程式} \quad h_t = \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2 h_{t-1} + [w_0 + w_1 \varepsilon_{t-1}^2 + w_2 h_{t-1}] \times \Phi[\varepsilon_{t-1}] \quad (3.2)$$



$$\text{其中，轉換函數 } \Phi[\varepsilon_{t-1}] = (1 + \exp[-\theta \times \varepsilon_{t-1}])^{-1} \quad (3.3)$$

(3.1)式為均數方程式， $y_t$ 為本研究之研究對象，為三個市場間的基差、價差數列，分別為「期貨 vs.現貨」基差、「期貨 vs.選擇權」基差、「選擇權 vs.現貨」價差。 $\alpha_1$ 為線性係數； $\alpha_2$ 為非線性係數；若 $\alpha_2$ 顯著不等於零時(先決條件為(3.3)式中的 $\theta \neq 0$ )，顯示基差、價差變數具有非線性特質，為本研究欲驗證之研究假說一。

(3.1)式中受前期影響的返還係數( $\alpha_1 + \alpha_2 \Phi[\varepsilon_{t-1}]$ )；當 $\varepsilon_{t-1} < 0$ ，且 $\varepsilon_{t-1}$ 之絕對值大到導致 $\Phi[\varepsilon_{t-1}] \approx 0$ ， $y_t$ 只有受到前期的線性關係 $\alpha_1$ 影響；當 $\varepsilon_{t-1} > 0$ ，且 $\varepsilon_{t-1}$ 之值大到導致 $\Phi[\varepsilon_{t-1}] \approx 1$ ， $y_t$ 基差及價差變動受到前期的非線性關係( $\alpha_1 + \alpha_2 \Phi[\varepsilon_{t-1}]$ )影響。顯示 $y_t$ 受到前期不同方向的變動影響時，模型將允許不同的迴歸估計，為本研究欲驗證之研究假說二。

(3.2)式為變異數方程式，其中係數 $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $w_1$ 、 $w_2$ 任一不為零時，顯示變異數本身受到前期影響，具條件異質變異數特性，為本研究所欲驗證之研究三。

(3.2)式中，當 $\Phi[\varepsilon_{t-1}] \approx 0$ ，波動性用 $(\beta_1 + \beta_2)$ 來探討，當 $\Phi[\varepsilon_{t-1}] \approx 1$ ，波動性以 $(\beta_1 + \beta_2) + (w_1 + w_2)$ 來衡量。若 $w_0$ 、 $w_1$ 、 $w_2$ 任一不為零(先決條件為(3.3)式中的 $\theta \neq 0$ )，顯示波動性呈現不對稱特性，為本研究欲驗證之研究假說四。

(3.3)式為轉換函數，其中 $\theta$ 為轉換係數，若 $\theta = 0$ ，則轉換函數 $\Phi[\varepsilon_{t-1}] = 0.5$ ，將會導致(3.1)式退化為一線性方程式(3.4)式，(3.3)式將退化為一線性方式(3.5)式。

$$y_t = \alpha_0 + (\alpha_1 + \alpha_2 \times 0.5) \times y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2 h_{t-1} + [w_0 + w_1 \varepsilon_{t-1}^2 + w_2 h_{t-1}] \times 0.5 \quad (3.5)$$

由於現貨、期貨、選擇權三市場本身在期貨及選擇權到期時三者價格應趨於一致，且期貨、選擇皆以現貨為標的物，本研究除了探討基差、價差數列自身落後前期之影響外，尚檢視基差、價差彼此之間是否存在相互影響，若影響存在均數方程式中顯示有蔓延效果，若存在變異數方程式中顯示有波動外溢效果。本研究將基差、價差三數列進行聯立估計，設定除了自身前期外之其他變數的彼此影響，在均數方程式及變異數方程式中皆考慮其他變數間的影響。聯立模型說明如下：

$$y_{i,t} = \alpha_{i0} + (\alpha_{i1} + \alpha_{i2} \Phi_{ii}[\varepsilon_{i,t-1}]) \times y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^3 (\beta_{ij} + \gamma_{ij} \Phi_{ij}[\varepsilon_{j,t-1}]) \times y_{j,t-1} + \varepsilon_t \quad (3.6)$$

$$h_{i,t} = v_i + \sum_{j=1}^3 (\theta_{ij} h_{i,t-1} + \delta_{ij} \times (\varepsilon_{j,t-1} / \sqrt{h_{j,t}})^2) + \sum_{j=1}^3 \phi_{ij} \Phi_{ij}[\varepsilon_{ij,t-1}] \quad (3.7)$$

$$h_{ij} = v_{ij} + \eta_{ij} h_{i,t-1} + g_{ij} \varepsilon_{i,t-1} \varepsilon_{j,t-1} \quad (3.8)$$

$$\Phi_{ij} = \left[ 1 + \exp((- \varepsilon_{j,t-1}) / \sqrt{(h_{ii,t-1})}) \right] \quad (3.9)$$

(3.6)式為均數方程式的通式， $y_{i,t}$  為本研究之研究對象， $i=1\sim 3$  為三個基差、價差數列，依序為「期貨 vs.選擇權」價差、「期貨 vs.現貨」基差、「選擇權 vs.現貨」價差。以三條方程進行聯立投入，估計各個係數。 $\alpha_{i1}$  為自身線性係數； $\alpha_{i2}$  為自身非線性係數；若  $\alpha_{i2}$  顯著不等於零時，顯示基差、價差變數自身具有非線性特質，為本研究欲驗證之研究假說一。

(3.6)式中受前期影響的返還係數( $\alpha_{i1} + \alpha_{i2} \Phi_{ii}[\varepsilon_{i,t-1}]$ )；當  $\varepsilon_{i,t-1} < 0$ ，且  $\varepsilon_{i,t-1}$  之絕對值大到導致  $\Phi_{ii}[\varepsilon_{i,t-1}] \approx 0$ ， $y_{i,t}$  只有受到前期的線性關係  $\alpha_{i1}$  影響；當  $\varepsilon_{i,t-1} > 0$ ，且  $\varepsilon_{i,t-1}$  之值大到導致  $\Phi_{ii}[\varepsilon_{i,t-1}] \approx 1$ ， $y_{i,t}$  基差及價差變動受到前期的非線性關係  $\alpha_{i1} + \alpha_{i2} \Phi_{ii}[\varepsilon_{i,t-1}]$  影響。顯示  $y_{i,t}$  受到前期不同方向的變動影響時，模型將允許不同的迴歸估計，為本研究欲驗證之研究假說二。

(3.6)式中， $\beta_{ij}$  代表線性蔓延參數，顯示受到其他基差、價差的線性影響； $\gamma_{ij}$  代表非線性不對稱均值蔓延參數，顯示受到其他基差、價差的非線性影響，當  $\beta_{ij}$ 、 $\gamma_{ij}$  任一不為零，顯示具有蔓延效果。

(3.7)式為條件變異數的通式，其中  $i=1\sim 3$ ，分別代表三組基差、價差數列之變異數方程式。其中係數  $v_i$ 、 $\theta_{i1}$ 、 $\theta_{i2}$ 、 $\theta_{i3}$  任一不為零時，顯示變異數本身受到前期影響，具條件異質變異數特性，為本研究所欲驗證之研究三。

(3.7)式中， $\phi_{ii}$  代表為轉換函數之影響，當  $\phi_{ii}$  顯著不為零時，顯示波動性呈現不對稱特性，為本研究欲驗證之研究假說四。

(3.7)式中， $\phi_{ij}$  代表非線性不對稱波動外溢參數，且  $i \neq j$ ，當  $\theta_{ij}$  不為零時，顯示具有波動外溢效果。

(3.8)式為共變異數部分，當  $i \neq j$ ， $h_{ij} = h_{ji}$  為共變異數對稱性。

(3.9)式為轉換函數。

## 肆· 實証結果分析

### 一、敘述統計分析

三個市場的基差、價差數列敘述統計結果整理如表三，依據該統計結果，顯示出：

- 1 以平均數部份，「期貨 vs.現貨」、「選擇權 vs.現貨」基差與價差皆為負值，顯示屬於衍生性金融商品的兩個市場(期貨及選擇權)皆低於現貨市場，屬逆向市場。
- 2 「期貨 vs.選擇權」的平均數為 0.0000731，為「期貨 vs.現貨」的 6.19%、「選擇權 vs.現貨」的 5.83%；「期貨 vs.選擇權」的標準差為 0.001227，為「期貨 vs.現貨」的 42.26%、「選擇權 vs.現貨」的 37.46%。顯示當期貨、選擇權間的套利活動遠比其他市場頻繁，當有價格偏離現象產生，會快回到合理之對應價位。
- 3 三個市場間的基差及價差皆呈現高狹峰非常態性分配，符合文獻對金融資產的描述。

表三 三市場基差、價差序列敘述統計結果(樣本數=2486)

基差或價差對應市場	期貨vs.選擇權	期貨vs.現貨	選擇權vs.現貨
變數名稱	F1_PCP	F1_SPOT	PCP_SPOT
平均數	0.000073	-0.001181	-0.001254
標準差	0.001227	0.002903	0.003275
偏態係數(sk=0)	8.650077	-1.954847	-3.074325
峰態係數(ku=0)	261.4965	14.8612	36.8971
常態性檢定(J-B統計量)	6952485***	16156.36***	122934.9***
PACF(lag=10)	-0.078	0.053	0.023
PACF(lag=20)	0.009	0.050	0.061

註：1. \*\*\*表示達1%顯著水準

2. 常態性檢定係 Jarque-Bera 統計量

$$JB = \frac{T-k}{6} \left[ \text{skewness}^2 + \frac{(\text{kurtosis}-3)^2}{4} \right] \sim \chi^2(k)$$

### 二、資料檢定

### (一) 恆定性檢定

進行時間序列相關模型前，需確認投入變數數列為恆定性數列。本研究以 ADF 檢定進行數列恆定性檢定。表四為三組基差、價差數列之單根檢定結果，三個組基差、價差數列之結果皆拒絕單根之虛無假設，顯示三個市場之基差數列為恆定性數列。

表四 單根檢定

基差、價差對應市場	代碼	ADF (k) 檢定 (使用 AIC 準則)		ADF (k) 檢定 (使用 BIC 準則)	
		K	t	K	T
期貨 vs. 選擇權	F1_PCP	11	-14.143***	5	-17.829***
期貨 vs. 現貨	F1_SPOT	19	-5.919***	5	-10.137***
選擇權 vs. 現貨	PCP_SPOT	19	-6.058***	8	-9.044***

註：1. ADF(k)統計檢定值 1%顯著水準為-3.434，k 表示為最適落差期數

2. \*\*\*表示達 1%顯著水準

### (二) 落差期數選定

針對三組基差、價差數列，用 AR(p)加以描述；最適落後期數 p 的決定，本研究採用落後期數 p 之最小 AIC 值，由落後期數 p=1 逐步遞延，至出現 AIC 值為最小，為本研究所選定 AP(p)之最適落後期數，彙整如表五。「期貨 vs. 選擇權」價差最適落後期數為 13 期；「期貨 vs. 現貨」價差最適落後期數為 11 期；「選擇權 vs. 現貨」價差最適落後期數為 9 期。

表五 基差、價差數列之落後期數 AIC 值

基差、價差對應市場	期貨 vs. 選擇權	期貨 vs. 現貨	選擇權 vs. 現貨
代碼	F1_PCP	F1_SPOT	PCP_SPOT
AIC	-10.639670	-9.558508	-9.227348
最適落差期	AR(13)	AR(11)	AR(9)

### (三) 線性檢定

本研究欲採用非線性模型進行實證，為確認基差、價差數列變動具有非線性質，進行線性檢定，確認存在非線性變動的特性，方能使用非線性模型。

本研究採用 RESET 檢定與 Teräsvirta(1994)所提出之線性檢定加以驗證，若拒絕線性的虛無假設，顯示為基差及價差變動具有非線性特質。

### 1. RESET 檢定

RESET 檢定數列具有非線性特性，以最適 AR(p)模型的殘差進行使用進行，檢定結果如表六，各市場間之基差、價差數列皆拒絕為線性模型之虛無假說，顯示基差、價差數列的變動行為具有非線性特質，適合使用非線性模型進行實證。

表六 RESET 檢定結果

基差、價差對應市場	期貨vs.選擇權	期貨vs.現貨	選擇權vs.現貨
代碼	F1_PCP	F1_SPOT	PCP_SPOT
配適模型	AR(13)	AR(11)	AR(9)
RESET檢定	42.243***	23.397***	45.930***

註：1. RESET 檢定為 F 值

2. \*\*\*表示達 1%顯著水準

### 2. Teräsvirta 線性檢定

首先建構輔助迴歸式，以 LM 檢定虛無假說，若無法拒絕虛無假說，則基差、價差序列為一線性模式；反之，若拒絕虛無假說則顯示基差數列為非線性模式。依 Teräsvirta (1994)最適遞延期數法則，在不同遲延期數 d 之下，重複進行檢定，並選取具有最小 p 值的延遲期數 d，作為最適當的延遲期數 d；因延遲期數 d 代表市場對於偏離的反應速度，d 值應越小越好，以顯示市場具有效率性。表七看出，遞延期數 d 從 1 到 3 期，皆拒絕虛無假說，顯著水準達 1%，顯示數列為非線性；考量市場效率性選擇 d=1 為最適遞延期數。

表七 Teräsvirta 線性檢定

基差、價差對應市場	期貨vs.選擇權		期貨vs.現貨		選擇權vs.現貨	
代碼	F1_PCP		F1_SPOT		PCP_SPOT	
d	F	P	F	p	F	p
1	6.25734***	0.0000	8.327849***	0.0000	16.30377***	0.0000
2	14.30132***	0.0000	7.632593***	0.0000	19.97519***	0.0000
3	17.19481***	0.0000	7.412455***	0.0000	12.19460***	0.0000

$$y_t = \beta_{00} + \sum_{j=1}^p (\beta_{0j}y_{t-j} + \beta_{1j}y_{t-j}y_{t-d} + \beta_{2j}y_{t-j}y_{t-d}^2 + \beta_{3j}y_{t-j}y_{t-d}^3) + \eta_t$$

$$H_0 : \beta_{1j} = \beta_{2j} = \beta_{3j} = 0$$

註：\*\*\*表示達 1%顯著水準

#### (四)ARCH效果檢定

本研究針對基差、價差數列將以非線性模式行進行實證，由於非線性特性可能由於條件異質變異數所造成，以 ARCH(k)檢定以確認是否存在 ARCH 效果。根據表八結果，得到三組基差、價差數列皆存在著 ARCH 效果，在使用非線性模型時，需要考慮到條件異質變異數的情況。

表八 ARCH 檢定結果

基差、價差對應市場 代碼	期貨vs.選擇權 F1_PCP	期貨vs.現貨 F1_SPOT	選擇權vs.現貨 PCP_SPOT
LM 檢定(F 統計量)	15.047***	917.795***	993.008***
LM 檢定(TR 統計量)	14.968***	670.643***	709.902***

註：1. LM 檢定 F 統計量， $F = \frac{(SSR_R - SSR_U)/q}{SSR_U/(T-q)}$

2. LM 檢定 TR 統計量， $TR^2 \sim \chi^2(q)$

3. \*\*\*表示達 1%顯著水準

#### (五)ANST-GARCH模型實證結果

本研究以 ANST-GARCH 對現貨、期貨、選擇權三個市場的基差、價差數列變動進行實證，相關檢定結果彙整如表九。轉換係數  $\theta$  值在「期貨 vs.選擇權」、「選擇權 vs.現貨」兩組市場間達顯著水準 1%；數值分別為-6.7080、-1.7989，呈現負號，顯示價差偏離均衡值後會返還均數的現象，且「期貨 vs.選擇權」 $\theta$  值的絕對值為「選擇權 vs.現貨」的 3.7 倍，顯示當「期貨 vs.選擇權」價差偏離均衡值，會快速反應回到均衡值。針對模型結果，得下列四項假說之驗證結果如下：

1. 在均數方程式中， $\alpha_2$  的估計結果，「期貨 vs.選擇權」及「選擇權 vs.現貨」間的皆達顯著水準 1%，拒絕  $\alpha_2 = 0$  之假說，顯示這兩組價差變動，受到前期的非線性影響。驗證了研究假說一。

「期貨 vs.選擇權」價差  $\alpha_2$  值的絕對值大於「選擇權 vs.現貨」，為 3.5 倍，顯示當「期貨 vs.選擇權」價差偏離均衡值時，市場會快速反應以回到均衡水準。

2. 在均數方程式中，衡量「期貨 vs.選擇權」及「選擇權 vs.現貨」這兩組價差變動時， $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$  估計值在顯著水準 1%達顯著， $\alpha_1$  為衡量受到前期為負值時的相關係數值，分別為 0.4727、0.8704； $(\alpha_1 + \alpha_2)$  為衡量受到前期

為正值時的相關係數值為-0.7618、0.5498；顯示兩組市場間價差行為受到前期的正值與負值會產生不同的反應，呈現不對稱現象。驗證本研之研究假說二。

3. 在變異數方程式中， $\beta_1$  估計值在三組基差、價差數列皆達顯著水準 10% 以上、 $\beta_2$  估計值在三組基差、價差數列皆達顯著水準 1%、 $w_1$  估計值在「期貨 vs. 選擇權」、「選擇權 vs. 現貨」兩組基差、價差數列達顯著水準 1%， $w_2$  估計值在三組基差、價差數列皆達顯著水準 5% 以上；顯示三組基差、價差數列變動本身都存在條件異質變異數的特性，驗證本研究之研究假說三。

在變異數方程式中， $w_1$  估計值在「期貨 vs. 選擇權」、「選擇權 vs. 現貨」兩組基差、價差數列達顯著水準 1%， $w_2$  估計值在三組基差、價差數列皆達顯著水準 5% 以上；顯示三組基差、價差數列的變動受到轉換函數影響，呈現波動不對稱之現象。驗證本研究之研究假說四。

表九 ANST-GARCH 檢定結果

基差、價差對應市場 代碼	期貨vs.選擇權 F1_PCP	期貨vs.現貨 F1_SPOT	選擇權vs.現貨 PCP_SPOT
係數			
$\alpha_0$	0.0026	-0.0237***	-0.0237***
$\alpha_1$	0.4727***	0.6550***	0.8704***
$\alpha_2$	-1.2345***	-0.0085	-0.3206***
$\theta$	-6.0780***	-490.3884	-1.7989***
$\beta_0$	0.0110***	-0.0001	0.0085
$\beta_1$	0.0907*	0.0686***	0.3070***
$\beta_2$	1.0552***	0.9545***	0.6427***
$w_0$	0.0192***	0.0009	-0.0160
$w_1$	1.3805***	0.0186	-0.2892***
$w_2$	-1.2119***	-0.0778***	0.4413**
Log Likelihood	1433.08077	258.24477	-112.37213
均數方程式	$y_t = \alpha_0 + (\alpha_1 + \alpha_2 \Phi[\varepsilon_{t-1}]) \times y_{t-1} + \varepsilon_t$		
條件異質變異數方程式	$h_t = \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2 h_{t-1} + [w_0 + w_1 \varepsilon_{t-1}^2 + w_2 h_{t-1}] \times \Phi[\varepsilon_{t-1}]$		
其中，轉換函數	$\Phi[\varepsilon_{t-1}] = (1 + \exp[-\theta \times \varepsilon_{t-1}])^{-1}$		

註：\*\*\*表示達 1% 顯著水準、\*\*表示達 5% 顯著水準、\*表示達 10% 顯著水準

## (六) ANST-GARCH 聯立估計實證結果

本研究以 ANST-GARCH，針對基差、價差數列自身落後前期進行探討外，考慮到基差、價差之原始數列~現貨、期貨、選擇權三市場互動緊密，是否會導致基差、價差數列受到其他基差、價差數列之影響欲進行瞭解，擬於 ANST-GARCH 模型中，除自身落後前期外，加入其他(非自身)基差、價差的落後前期；除針對本研究之研究目的外，亦同時觀察變數間是否存在的蔓延效果及波動外溢效果。因三變數之間存在高度共線性導致估計係數容易出現極端異常值；另外考慮到非線性模型本身不易穩定，本研究嘗試各種變數組合情況，取最適當之估計結果彙整如表十。驗證本研究之假說整理彙整如表十一並說明如下：

1. 均數方程式中， $\alpha_{i2}$  估計值在三組基差、價差皆達顯著水準 5% 以上，拒絕  $\alpha_{i2} = 0$  之假說顯示三組市場間的基差、價差變動，受到前期的非線性影響。驗證研究假說一。
2. 均數方程式中， $\alpha_{i1}$ 、 $\alpha_{i2}$  估計值在顯著水準 5% 達顯著； $\alpha_{i1}$  為衡量受到前期為負值時的相關係數值， $(\alpha_{i1} + \alpha_{i2})$  為衡量受到前期為正值時的相關係數值。顯示三組基差、價差之行爲受到前期的正值與負值會產生不同的反應，呈現不對稱現象。驗證研究假說二。
3. 變異數方程式中， $\nu_i$ 、 $\theta_{i1}$ 、 $\theta_{i2}$ 、 $\theta_{i3}$  係數估計值中， $i=1$  時， $\theta_{i1}$ 、 $\theta_{i3}$  估計值顯著水準達 1% 以上； $i=2$  時， $\nu_i$ 、 $\theta_{i3}$  估計值顯著水準達 1% 以上； $i=3$  時， $\nu_i$ 、 $\theta_{i1}$ 、 $\theta_{i3}$  估計值達顯著水準 1% 以上。顯示三組基差、價差數列都存在條件異質變異數的特性，驗證本研究之研究假說三。
4. 在變異數方程式中， $\phi_{ii}$  估計值在三組基差、價差數列中顯著水準皆達 1% 以上；顯示三組基差、價差數列的變動受到轉換函數影響，呈現波動不對稱之現象。驗證本研究之研究假說四。



表十 ANST-GARCH 聯立估計實證結果

均數方程式	均數方程式(一)	均數方程式(二)	均數方程式(三)
應變數	期貨vs.選擇權	期貨vs.現貨	選擇權vs.現貨
自變數(一)	自身落後前期	自身落後前期	自身落後前期
自變數(二)	「期貨vs.現貨」 之落後前期	「選擇權vs.現貨」 之落後前期	「期貨vs.選擇權」 之落後前期
係數			
$\alpha_{i0}$	0.0000	-0.0002***	-0.0004***
$\alpha_{i1}$	-0.1412***	0.2441***	0.6542***
$\alpha_{i2}$	0.2001***	-0.1190**	-0.0940***
$\beta_i$	-0.0459**	0.3837***	0.2937***
$\gamma_i$	-0.0049	0.0147	-0.1442***
變異數方程式	變異數方程式(一)	變異數方程式(二)	變異數方程式(三)
代碼	$h_{11,t}$	$h_{22,t}$	$h_{33,t}$
係數			
$\nu_i$	-0.00000071	0.00000244***	0.00000617***
$\theta_{i1}$	0.7401***	0.1670	-0.9295***
$\theta_{i2}$	-0.2299	-0.0847	-0.5550
$\theta_{i3}$	0.5058	0.0768	-0.4366
$\phi_{ii}$	-0.00000066***	-0.00000045***	-0.00000078***
變異數方程式	共變異數 $h_{12,t}$	共變異數 $h_{13,t}$	共變異數 $h_{23,t}$
代碼	共變異數 $h_{21,t}$	共變異數 $h_{31,t}$	共變異數 $h_{32,t}$
係數	-0.00000007	-0.00000141***	0.00000240***
均數方程式(一)	$y_{1,t} = \alpha_{10} + (\alpha_{11} + \alpha_{12}\Phi_{11}) \times y_{1,t-1} + (\beta_1 + \gamma_1\Phi_{12}) \times y_{2,t-1} + \varepsilon_{1,t}$		
均數方程式(二)	$y_{2,t} = \alpha_{20} + (\alpha_{21} + \alpha_{22}\Phi_{22}) \times y_{2,t-1} + (\beta_2 + \gamma_2\Phi_{23}) \times y_{3,t-1} + \varepsilon_{2,t}$		
均數方程式(三)	$y_{3,t} = \alpha_{30} + (\alpha_{31} + \alpha_{32}\Phi_{33}) \times y_{3,t-1} + (\beta_3 + \gamma_3\Phi_{31}) \times y_{1,t-1} + \varepsilon_{3,t}$		
變異數方程式	$h_{11,t} = \nu_1 + \theta_{11}h_{11,t-1} + \theta_{12}h_{22,t-1} + \theta_{13}h_{33,t-1} + \phi_{11}\Phi_{11}$		
	$h_{22,t} = \nu_2 + \theta_{21}h_{11,t-1} + \theta_{22}h_{22,t-1} + \theta_{23}h_{33,t-1} + \phi_{22}\Phi_{22}$		
	$h_{33,t} = \nu_3 + \theta_{31}h_{11,t-1} + \theta_{32}h_{22,t-1} + \theta_{33}h_{33,t-1} + \phi_{33}\Phi_{33}$		
	$h_{12,t} = h_{21,t} = \nu_{12} ; h_{13,t} = h_{31,t} = \nu_{13} ; h_{23,t} = h_{32,t} = \nu_{23}$		
其中，轉換函數	$\Phi_{ij} = \left[ 1 + \exp(-\varepsilon_{i,t-1}) / \sqrt{(h_{ii,t-1})} \right]$		

註：\*\*\*表示達 1%顯著水準、\*\*表示達 5%顯著水準、\*表示達 10%顯著水準

表十一 研究假說驗證結果

研究假說	內容	假說驗證結果		
		期貨 vs. 選擇權	期貨 vs. 現貨	選擇權 vs. 現貨
假說一	各組基差、價差偏離均衡值時，往均衡值返還的過程是否存在非線性之特質	支持	支持	支持
假說二	各組基差、價差變動，是否受到前期不同方向影響，在返還過程呈現不對稱的特性。	支持	支持	支持
假說三	各組基差、價差數列變動是否具有條件異質變異數的特性。	支持	支持	支持
假說四	各組基差、價差數列變動是否具有波動性不對稱的特性。	支持	支持	支持

本研究透過 ANST-GARCH 模型進行聯立估計，除了驗證本研究之研究假說外，尚透過此模型瞭解三變數間是否存在蔓延效果及波動外溢效果。在表 4.8 中， $\beta_i$  代表其他變數的線性影響效果，其估計結果在三變數皆達顯著水準 5% 以上，顯示三組基差、價差變動的過程中，受到其他基差、價差的線性蔓延效果； $\gamma_i$  代表其他變數的非線性影響效果，估計結果僅「選擇權 vs. 現貨」達顯著水準 1%，顯示受到其他基差、價差的非線性蔓延效果。在  $\theta_{i1}$ 、 $\theta_{i2}$ 、 $\theta_{i3}$  代表變異數受到的影響效果，其估計僅有  $\theta_{31}$  達顯著水準 1% 以上，顯示僅有「選擇權 vs. 現貨」受到「期貨 vs. 選擇權」之波動外溢效果。蔓延效果及波動外溢效果彙整如表十二。

表十二 蔓延效果及波動外溢效果關係彙整表

變數名稱	期貨vs.選擇權	期貨vs.現貨	選擇權vs.現貨
變數代碼	F1_PCP	F1_SPOT	PCP_SPOT
受到其他變數之 線性蔓延效果	受「期貨vs.現貨」影響	受「選擇權vs.現貨」影響	受「期貨vs.選擇權」影響
受到其他變數之 非線性蔓延效果	無明顯證據	無明顯證據	受「期貨vs.選擇權」影響
受到其他變數之 波動外溢	受「期貨vs.選擇權」影響	無明顯證據	無明顯證據

## 伍· 結論與貢獻

### 一、結論與後續研究建議

#### (一) 結論

「臺灣證券交易所股價指數期貨契約」上市至今已超過 14 年，「臺灣證券交易所股價指數選擇權契約」上市至今亦超過 11 年，本研究之研究期間為 2000 年 12 月 21 日至 2011 年 12 月 21 日共 11 年的日資料，涵蓋期貨市場交易達七成以上，涵蓋選擇權市場交易達九成以上，本研究探討兩衍生性金融商品與其標的現貨的基差、價差之行為，足以充分表達出市場之情況。針對實證結果，提出下列結論：

1. 臺指選擇權與臺指期貨、臺股現貨間的價差行為預測，建議採用非線性模式

研究假說一中，三組基差、價差在返還過程中呈現出非線性特性，顯示出需要採用非線性相關模型方能更有效的進行預測。針對基差部分之結果，結論符合了 Dwyer 等(1996)、Yadav 等(1994)、Lo 等(1990)研究，具有非線性特質。

2. 揭露資訊造成前期的市場反應方向不同時，將導致當期市場反應程度的不對稱

研究假說二中，三組基差、價差受到前期變動時，當前期變動方向不同時所產生的後續影響不同，顯示同樣的訊息，在不同市場情況下，產生不同程度的反應，而導致當期基差、價差的變化程度不同。基差、價差為市場之間的價格差異，正負方向不等於是正面或是負面的市場資訊，僅能說明不同市場對於同一揭露資訊的反應差異。且本研究之原始數列為現貨、期貨、選擇權三個市場，且三者之間存在共整合關係，當對資訊反應不同(程度及方向)時，顯示不同市場對於同一資訊解讀不一致，將導致後期的市場進行修正。

3. 探討價差及基差時，須注意條件異質變異數存在

研究假說三中，三組基差、價差皆具有條件異質變異數之特性。基差、價差為兩個金融資產間的價差格異；數列本身的非線性影響可能來自於條件異質變異數的存在。在基差部分，與古永嘉等(2002)研究結果相符。

#### 4. 基差、價差數列存在波動性不對稱特質

在假說四中，三組基差、價差變動的波動性呈現不對稱的現象。在條件異質變異數中，一般金融資產的波動性有不對稱的特質存在。在基差部分，與古永嘉等(2002)研究結果相符。

### (二) 後續研究建議部分

本研究實證模型過程中，亦發現部分基差、價差數列對於其他變數有蔓延效果與波動外溢效果；顯示當對基差、價差數列行為進行預測時，除了依據本研究結果需要考慮自身前期影響外，若能延伸考慮與其他基差、價差之互動的存在，將有助於更能掌握基差、價差數列的變動行為。以往文獻針對基差、價差間的蔓延效果與波動外溢效果探討較為缺乏，建議後續研究可嘗試深入探討。

## 二、貢獻

「價差」為金融商品間價格差異。「基差」特定強調為現貨與期貨之間的價格差異，屬「價差」中特例。衍生性金融商品除期貨市場外尚有其他，選擇權市場即為一例；對於現貨價格發現的功能亦存在。本研究透過選擇權建立隱含現貨價格，再與現貨、期貨兩市場進行價差的計算，透過價差行為的討論，提供貢獻如下：

### (一) 補足存在於選擇權及其他市場間的價格差異變動行為探討

以往文獻集中於基差變動的探討，對於選擇權及其他相關市場間的價差行為甚少探討；當選擇權與現貨、期貨呈現共整合關係，價差變動的行為，可以呈現出與基差行為的比較。由於新揭露資訊同時影響現貨、期貨及選擇權三市場，因市場摩擦差不同，基差、價差為不同市場間的反應更呈現差異。本研究在於補足存在於選擇權及其他市場間的價格差異變動行為的缺口。

### (二) 選擇權可代替現貨商品於實務進行套利的支持

實務上，臺指期貨、臺指選擇權標的物為臺股指數，當兩個衍生性金融商品市場對於到期日之臺股指數現貨價格產生不同看法時，於價格發現功能中就會出現存在選擇權與期貨的價格偏離(價差擴大)；若偏離程度過大，套利交易利潤超過成本時，於兩市場間進行套利行為，待到期結算時價差收斂以獲取

利潤。本研究透過選擇權市場推導隱含現貨價格，再與期貨間的價格差異(價差)行為探討，支持實務市場交易的根據。

前述之套利行為之另一個特色~透過選擇權取代現貨。在期貨市場建立初期(當時選擇權市場尚未建立)，交易人若進行現貨、期貨間基差套利，於現貨市場缺乏合適標的物(多以權值股投資組合，或是高相關度的股價指數型基金等商品代替)，且礙於現貨市場規範、放空限制、流動性無法完全滿足之下，儘管套利機會存在，卻不易執行。選擇權市場出現後，透過選擇權市場策略交易行為建立隱含現貨價格可以取代現貨市場，降低市場磨擦較低，有助於套利交易的運作。符合了黃玉娟、余尚恩、黃可欣、謝秀沄(2005)之研究。

## 參考文獻

- 盧智強、古永嘉，「台股報酬率不對稱均值反轉型態與反向投資之研究」，輔仁管理評論，第12卷第2期，2005年5月，頁67-98。
- 古永嘉、張瓊嬌，「SGX與TAIFEX台股指數期貨的不偏性與隨機風險溢酬之研究」，輔仁管理評論，第9卷第2期，2002年9月，頁147-176。
- 林淑瑜、莊鴻鳴、徐守德，「正向回饋交易行為對台灣指數期貨報酬之短期動態的影響」，管理與系統，第18卷第2期，2011年4月，頁267-294。
- 黃營杉、古永嘉、蔡垂君，「緩長記憶模式應用於期貨與現貨領先-落後關係之研究：以台灣股價指數期貨及摩根台灣股價指數期貨為例」，輔仁管理評論，第8卷第2期，2001年9月，頁73-116。
- 黃玉娟、徐守德，「台股指數現貨與期貨市場價格動態關聯性之研究」，證券市場發展季刊，第9卷第3期，1997年10月，頁1-28。
- 黃玉娟、余尚恩、黃可欣、謝秀沄，2005，「以買權賣權期貨平價理論探討台指期貨與台指選擇權之套利機會與套利利潤」，輔仁管理評論，第12卷第3期，2005年9月，頁1-22。
- 許光華、朱國仁，「期貨與選擇權跨市場避險與套利之實證研究」，商管科技季刊，第六卷第三期，2005年9月，頁357-372。
- 謝文良，「價格發現、資訊傳遞、與市場整合——台股期貨市場之研究」，財務金融學刊，第10卷第3期，2002年8月，頁1-31。
- 謝文良、李進升、袁淑芳、林惠雪，「台灣股價指數現貨、期貨與選擇權市場之價格發現研究- Put-Call-Parity 之應用」，中華管理評論，第10卷第2期，2007年5月，頁1-24。
- 周恆志、杜玉振，「台指選擇權市場之套利效率」，管理與系統，第十二卷第三期，2005年4月，頁1-26。

- 張瓊嬌、古永嘉，「台灣股價指數期貨與現貨市場資訊傳遞及價格波動性之研究：雙元 EGARCH-X 模式與介入模式之應用」，*管理評論*，第 22 卷第 1 期，2003 年 1 月，頁 53-74。
- 張瓊嬌，「台股指數期貨基差調整過程之探討---應用平滑轉換自我迴歸模式」，臺北大學企業管理系博士論文。2003 年
- Berndt, E. K., Hall, H. B., Hall, R. E. & J. A. Hausman, "Estimation and Inference in Non-linear Structural Model", *Annals of Economic and Social Measurement*, Vol. 4, 1974, pp.653-666.
- Bollerslev, T. P. "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity", *Journal of Econometrics*, Vol. 31, 1986, pp.307-327.
- Brenner, M., M. G. Subrahmanyam & J. Uno, "The Behavior of Prices in the Nikkei Spot and Futures Market", *Journal of Financial Economics*, Vol. 23, 1989, pp.363-383.
- Brenner, R. J. & K. F. Kroner, "Arbitrage, Cointegration and Testing the Unbiasedness Hypothesis in Financial Markets", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 30, 1995, pp.23-42.
- Cathy W. S. C., Richard, H. G., Choy S. T. B., & L. Celine, "Estimation and inference for exponential smooth transition nonlinear volatility models", *Journal of Statistical Planning and Inference*, 140, 2010, pp.719-733.
- Chu, Q. & W. G. Heish, "Pricing Efficiency of the S&P 500 Index Market: Evidence from the Standard & Poor's Depository Receipts", *Journal of Futures Markets*, Vol. 22(9), 2002, pp.877-900.
- Cornell, B. & K. R. French, "The Pricing of Stock Index Futures", *Journal of Futures Markets*, Vol. 3(1), 1983, pp.1-14.
- Dwyer G. P., Locke, P. & W. Yu, "Index Arbitrage and Nonlinear Dynamics between the S&P 500 Futures and Cash", *Review of Financial Studies*, Vol. 9, 1996, pp.301-332.
- Engle, R. F. "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, Vol. 50, 1982, pp.987-1007.
- Engle, R. F. & T. Bollerslev, "Modelling the Persistence of Conditional Variance", *Economic Review*, Vol. 5, 1986, pp.1-50.
- Engle, R. F. & S. B. Yoo, "Forecasting and Testing in Cointegrated System", *Journal of Econometrics*, Vol. 35, 1987, pp.143-159.
- Fama, E. F. "Efficient capital markets: A review of theory and empirical work", *Journal of Finance*, Vol. 25, 1970, pp.383-417.
- Figlewski, S. "Hedging Performance and Basis Risk in Stock Index Futures", *Journal of Finance*, Vol. 39, 1984, pp.657-669.
- Gilles, D., Mignon, V. & P. F. Anne, "The effects of the subprime crisis on the Latin American financial markets: An empirical assessment", *Economic Modelling*, Vol. 28, 2011, pp.2342-2357.
- Granger, C. W. J., & T. H. Lee, "The Effect of Aggregation on Nonlinearity", *Econometric Review*, Vol. 18, 1999, pp.259-269.

- He, Y. & C. Wu, "Futher Evidence on Mean Reversion in Index Basis Changes", *Financial Review*, Vol. 36, 2001, pp.95-124.
- Li, C. W. & W. K. Li, "On a Double Threshold Autoregressive Heteroscedastic Time Series Model", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 11, 1996, pp.253-274.
- Li, W. K. & K. Lam, "Modeling Asymmetry in Stock Returns by a Threshold Autoregressive Conditional Heteroscedastic Model", *The Statistician*, Vol. 44, 1995, pp.333-341.
- Lim, K.G. "Arbitrage and Price Behavior of the Nikkei Stock Index Futures", *Journal of Futures markets*, Vol. 12, 1990, pp.151-161.
- Mackinlay, A. C. & K. Ramaswamy, "Index-Futures Arbitrage and the Behavior of Stock Index Futures Prices", *Review of Financial Studies*, Vol. 1, 1988, pp.137-158.
- Martens, M., Paul, K. & C. F. V. Tom, "A Threshold Error Correction Model for Intraday Futures and Index Returns", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 13, 1988, pp.245-263.
- Miller, M. H., Muthuswamy, J., & R. E. Whaley, "Mean Reversion of Standard and Poor's 500 Index Basis Change: Abitrage —Induced or Statistical Illusion", *Journal of Finance*, Vol. 49, 1994, pp.479-513.
- Modest, D. M. & M. Sundaresan, "The Relationship between Spot and Futures Prices in Stock Index Futures Markets: Some Preliminary Evidence", *Journal of Futures Markets*, Vol. 3, 1983, pp.15-41.
- Monoyios, M. & L. Sarno, "Mean Reversion in Stock Index Futures Markets: A Nonlinear Analysis", *Journal of Futures Markets*, 2002, pp.285-314.
- Nam, K., Pyun, C. S. & A. C. Arize, "Asymmetric Mean-Reversion and Contrarian Profits: ANST-GARCH Approach", *Journal of Empirical Finance*, Vol. 9, 2002, pp.563-588.
- Nam, K., Pyun, C. S. & S. W. Kim, "Is asymmetric mean-reverting pattern in stock returns systematic? Evidence from Pacific-basin markets in the short-horizon", *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, Vol. 13, 2003, pp.481-502.
- Nam, K., Pyun, C. S. & L. A. Stephen, "Asymmetric reverting behavior of short-horizon stock: An evidence of stock market overreaction." *Journal of Banking & Finance*, Vol. 25, 2001, pp.807-824.
- Priestley, M. B. "State-Dependent Models: A General Approach to Non-Linear Time Series Analysis", *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 1, 1980, pp.47-71.
- Richard, F. & H. Billy, "Put Call Futures Parity and Arbitrage Opportunity in the Market for Options on Gold Futures Contracts", *Journal of Futures Markets*, Vol. 10(4), 1990, pp.339-352.
- Stoll, H. "The Relationship between Put and Call Option Prices", *Journal of Finance*, Vol. 24(5), 1969, pp.319-332.
- Stoll, H. R. & R. E. Whaley, "Program Trading and Expiration Day Effects", *Financial Analysts Journal*, Vol. 43, 1986, pp.16-28.
- Teräsvirta, T. "Specification, Estimation and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 89, 1994, pp.208-218.

Whab, M. & M. Lashgari, "Price Dynamics and Error Correction in Stock Index and Stock Index Futures Markets: A Cointegration Approach", *Journal of Futures Markets*, Vol. 13, 1993, pp.711-742.

Yadav, P. K. & P. F. Pope, "Stock Index Futures Pricing: International Evidence", *Journal of Futures Markets*, Vol. 10, 1990, pp.573-603.



# The Movements of Basis and Spreads which are between the TAIFEX Spot, Futures, and Options. Use ANST-GARCH model.

YEONG-JIA GOO, CHUNG-JU YU \*

## ABSTRACT

The research focuses the movements of the basis and spreads which are between the TAIFEX spot, futures, and options. Many past literatures mainly focused on the basis between spot and futures. There are few studies about the spreads. This study focuses on the movements of the spreads, especial about the index options market. The study uses the Put-Call Parity to calculate the price of the spot form the options. This study uses ANST-GARCH model for empirical estimation. The research findings are summarized as follows: 1.All movement of basis and spreads are non-liner. 2. All movements of basis and spreads have different effects when the last movement had different direct. 3. All movements of basis and spreads are conditional heteroscedasticity. 4. The volatilities of the movements are asymmetric.

Keywords: basis, spread, ANST-GARCH, Put-Call Parity, index options

---

\* Yeong-Jia GOO, Professor, Department of Business Administration, National Taipei University.  
Chung-Ju YU, Ph. D. Student, Department of Business Administration, National Taipei University.

