

南華大學

財務金融學系財務管理碩士班碩士論文

A THESIS FOR THE DEGREE OF MASTER OF BUSINESS ADMINISTRATION

INSTITUTE OF FINANCIAL MANAGEMENT

NAN HUA UNIVERSITY

台灣股票市場流動性與指數期貨基差之動態關聯性
Dynamic Dependence between Liquidity and the Index
Futures-Cash Basis in Taiwan

指導教授：陳昇鴻 博士

ADVISOR: Sheng-Hung Chen, PhD

研究生：韓同寶

GRADUATE STUDENT: Tung-Pao Han

中華民國 104 年 7 月

南 華 大 學

財務金融學系財務管理碩士班

碩 士 學 位 論 文

台灣股票市場流動性與指數期貨基差之動態關聯性
Dynamic Dependence between Liquidity and the Index
Futures-Cash Basis in Taiwan

研究生： 韓同賢

經考試合格特此證明

口試委員： 黃心怡

許峰睿

陳丹鴻

指導教授： 陳丹鴻

系主任(所長)： 賴丞坡

口試日期：中華民國 104 年 6 月 8 日

南華大學財務金融學系財務管理碩碩士班

103 學年度第二學期碩士論文摘要

論文題目：台灣股票市場流動性與指數期貨基差之動態關聯性

研究生：韓同寶

指導教授：陳昇鴻 博士

論文摘要內容：

本論文採用 1998 年 7 月 21 日至 2014 年 12 月 31 日之台灣加權股價指數與指數期貨的日資料進行實證分析，探討台指期貨基差對股票市場流動性的影響。實證結果發現指數基差存在波動群聚的現象 (Volatility Clustering)，同時指數基差對股票市場流動性產生負向顯著的影響性。當指數基差愈大，則會顯著地降低股票市場的流動性。

關鍵詞:動態關聯性；股票市場流動性；指數期貨基差；多變量 GARCH

Title of Thesis : Dynamic Dependence between Liquidity and the Index
Futures-Cash Basis in Taiwan

Name of Institute: Graduate of Financial Management, Nanhua University

Graduate date: July 2015

Degree Conferred: M.B.A.

Name of student: Tung-Pao Han

Advisor: Sheng-Hung Chen, Ph.D.

Abstract

Using daily data on Taiwan Index Futures over 21 July, 1998 to 31 December, 2014, this these empirically investigates the impacts of the Index Futures Basis on liquidity of stock market. Our empirical results indicate that Index Futures Basis presents volatility clustering while Basis has significantly negative impact on stock market liquidity. This implies that the larger basis could significantly reduce stock market liquidity.

Keywords: Copulas approach, Stock Market Liquidity, Index Futures Basis, Multivariate GARCH

目 錄

中文摘要.....	i
英文摘要.....	ii
目 錄.....	iii
表目錄	iv
圖目錄.....	v
第一章 緒論	1
第一節 研究動機	1
第二節 研究目的	3
第二章 文獻回顧	4
第一節 影響流動性的因素.....	4
第二節 股價指數期貨與基差的研究.....	5
第三章 實證資料來源與研究方法	7
第一節 資料來源	7
第二節 研究方法.....	7
第四章 實證結果分析	14
第一節 敘述統計分析.....	14
第二節 市場流動性對指數期貨績差的影響.....	14
第五章 結論與建議.....	26
參考文獻.....	27

表 目 錄

表 1	樣本敘述統計量.....	21
表 2	單變量 GARCH 估計結果:台指基差(Basis).....	22
表 3	台指基差對股票市場流動性的影響:單變量 GARCH.....	23
表 4	台指基差對股票市場流動性的影響:多變量 GARCH.....	24



圖目錄

圖 1	1980 年至 2014 年台灣股票市場流動性與變動的趨勢變化....	15
圖 2	台指期貨與現貨指數及基差的變化趨勢.....	16
圖 3	台指 50 期貨指數與現貨及基差的變化趨勢.....	17
圖 4	電子期貨指數與現貨及基差的變化趨勢.....	18
圖 5	金融期貨指數與現貨及基差的變化趨勢.....	19
圖 6	台指基差與股票市場流動性之動態相關的變化趨勢.....	25

第一章 緒論

第一節、研究動機

最近實證研究指出指數期貨-現貨基差間存在顯著的尾端相依性(Tail Dependence)關係，也發現尾端相依性呈現不對稱且顯著地隨著時間而變動。特別是以現貨指數的買賣價差均價(bid-ask spread)來衡量股票市場流動性的改變與使用 S&P500 現貨指數的現貨基差絕對值的改變間的下方尾端相依性幾乎接近於 0，同時上方尾端相依性則為正且顯著異於 0。此意謂市場流動性的提高並非總是與基差的降低有密切相關，流動性的減少與基差呈現顯著的相關性。然而，當股票市場處於相當極端的情況下，基差的改變與流動性的改變之間可能會進一步被崩解。進而因避險變得較不具有有效性，套利的獲利機會可能不易被實現。有鑑於此，本研究擬運用關聯結構(Copula)方法來檢驗台灣股票市場現貨的流動與期貨-現貨基差之間是否存在動態及不對稱依存性。使用關聯結構的方法使本研究能夠進一步認定兩者關係間的相依結構，以及可捕捉基差與流動性間的潛在非線性相關。再者，依據此動態及不對稱依存性結構進行指數套利的實質分析，特別著重在下方尾端風險的比較分析，以強調投資實務的價值及應用性。

特別是，Roll, Schwartz, and Subrahmanyam (2007)探討股票市場流動性(Liquidity)與指數期貨-現貨基差(Index Futures-Cash Basis)的關係。最近，Lien et al. (2012)則延伸 Roll, Schwartz, and Subrahmanyam (2007)的研究模式，並特別實證檢驗美國股票市場流動性與 S&P 500 指數期貨-現貨基差間的尾端相依性(Tail Dependence)關係，研究結果指出尾端相依性呈現不對稱且顯著地隨著時間而變動。作者使用 S&P 500 現貨指數的買賣價差均價(bid-ask spread)來衡量股票市場流動性的改變與使用 S&P500 現貨指數的現貨基差絕對值的改變間的下方尾端相依性幾乎接近於 0，同時上方尾端相依性則為正且顯著異於 0。這個結果意謂

市場流動性的提高並非總是與基差的降低有密切相關。

然而，當股票市場處於相當極端的情況下，基差的改變與流動性的改變之間可能會進一步被崩解。進而因避險變得較不具有有效性，套利的獲利機會可能不易被實現。流動性在財務金融的領域中是一個相當廣泛的名詞，意謂資產可以輕易被轉換的能力，經由大量買或賣的過程並不導致顯著地價格移動與遭受最低價值的虧損。許多研究流動性的文獻已經對這個經濟基本面提出新的觀點：首先，Amihud and Mendelson (1986)證實股票報酬正向地與買賣價差均價(此為一種衡量市場流動性的指標)之間有關。其次，Pastor and Stambaugh (2003)發現平均而言與市場流動性的波動度(流動性風險)具有高度敏感性的股票會獲得較高的股票報酬。

最後，Chordia, Roll, and Subrahmanyam (2002)發現在股市位於空頭市場時，流動性會顯著地直線快速下降。最近的相關研究則將流動性連結到衍生性商品市場的套利活動上，此意謂流動性會導致市場價格趨近於其公平價值(Fair Values)。例如，Deville and Riva (2007)檢驗時間的決定因素其使得指數選擇權市場在存在賣權-買權平價偏離(put-call parity deviations)下導向非套利價值(no-arbitrage value)的情況，同時也證實在控制傳統上所認定阻礙套利的因素後，與流動性連結的變數會隨著套利獲利的快速回復有關。再者，Roll, Schwartz, and Subrahmanyam (2007)爭辯無套利條件的偏離，特別是被持有成本(cost-of-carry)降低所誘發的零期貨現貨基差(zero futures cash basis)，此因流動性會抑制套利活動而應與市場流動性具有關連性。同時，期貨-現貨基差為大時可能會誘發套利交易，因而進一步影響流動性的變動。作者藉由使用向量自我迴歸模式(Vector Autoregression, VAR)方法，以探討加總後紐約股票證券所(NYSE)市場的流動性與其複合指數期貨現貨基差間之動態結構，同時也發現流動性與基差之間存在雙向的因果關係(Two-Way Granger Causality)。

然而，向量自我迴歸模式(VAR)將可能無法捕捉流動性與期貨現貨基差間在極端條件下的因果關係，但此問題對於在期貨市場的避險者而言卻是格外地重

要。Chordia et al. (2002)的研究指出股市在空頭市場時流動性的改變更明顯於多頭市場，流動性對市場移動方向具有不對稱的反應。此意謂在空頭市場期間流動性與期貨現貨基差間的相互依存性可能異於多頭市場的表現，但這需要另一個研究方法可包含任何非線性基差與流動性間的依存性。

股價指數期貨是金融市場的參與者良好的風險管理工具，不論是利用股價指數期貨進行避險策略或指數套利甚至投機操作，都因期貨市場相較於現貨市場的高度流動性及低操作成本，使得避險者與投機者皆偏好在期貨市場進行交易。也因為如此，股價現貨與期貨之間的基差，甚至與報酬率的波動性，都存在著息息相關又耐人尋味的話題。

第二節、研究目的

- 一、運用關聯結構(Copula)方法來檢驗台灣股票市場現貨的流動與期貨-現貨基差之間是否存在動態及不對稱依存性。使用關聯結構的方法使本研究能夠進一步認定兩者關係間的相依結構，以及可捕捉基差與流動性間的潛在非線性相關。
- 二、依據此動態及不對稱依存性結構進行指數套利的實質分析，特別著重在下尾端風險的比較分析，以強調投資實務的價值及應用性。

第二章 文獻回顧

第一節、影響流動性的因素

有鑑於市場流動性是如此重要，且影響市場流動性的因素眾多，也相對複雜，因此，我們有必要深入瞭解影響市場流動性的重要因素。在國際清算銀行(BIS) 1999 年的報告中，將影響市場流動性的主要因素分為四類，分別為產品設計、市場微結構、市場參與者行為。依據個體經濟理論，市場微結構的任何一個組成分子(交易機制、交易成本)都將對市場流動性產生影響，故以下我們分四個層面加以探討影響市場流動性的因素。

一、**交易機制**：做為決定市場流動性的主要因素，有關市場的交易規則和各種制度等市場構造存在重要的作用(Sun et al., 2009)。流動性由交易商響應其他交易商進行交易時提供，在不同的時間，這些交易商可以是造市者(market maker)、場外代理商、買方機構和個別投資者。不同的交易制度，對市場流動性的提供是有差異的。在造市者制度下，指定的造市者通過連續的報出買賣價格和願意交易的數量對市場提供流動性。投資者對流動性的需求是通過提交市價委託單並且該委託單滿足造市者的買賣價格來實現。造市者具有保持交易連續性的責任。造市者市場也稱報價驅動型市場。報價驅動型市場普遍被認為具有提供及時性的作用，即在給定的價格下，交易可以很快地執行。在電子撮合制度下，沒有專門指定的流動性提供者，流動性的提供是透過一個公開的限價委託電子交易平台而提供的。在競價市場也稱委託單驅動市場上，由來自交易商的委託單，根據預先決定的交易規則進行匹配交易成交，從而對市場提供流動性。相較於造市者市場，競價市場被認為更能提供有效的價格發現功能。

二、**交易成本**：交易成本包括顯性成本和隱性成本。顯性的交易成本包括交易

的手續費和佣金；隱性的交易成本包括買賣價差、稅金、市場影響力(market impact)成本和機會成本等。交易成本的降低會增強市場的流動性，而交易成本的增加會加劇流動性的損失，並且會導致交易商遠離市場(Foucault et al., 2013)。

三、**市場參與者的行為**：市場參與者的行為，如風險水準、交易商對其預期的信心、對資訊的敏感程度等都將影響市場的流動性(Poon et al., 2013)。通常來說，當市場參與者變為風險規避時，市場流動性下降；交易商對資訊的敏感度的變化也將影響市場流動性。市場參與者的差異也會影響市場的流動性，這是因為市場參與者對資產價值的不同看法會增加或減少市場參與者的人數。市場參與者的差異包括對風險的喜好和厭惡程度、對資訊的敏感程度以及所掌握的資訊的不同等，這種差異的存在使得市場參與者的投資組合呈現多樣化，因而能夠增加市場的流動性；反之，如果市場參與者都是同質的話，則所有的市場參與者都按照同一方式進行交易，將降低市場流動性。

四、**產品設計**：市場上流通交易的對象是金融產品，產品設計的好壞也會影響市場的流動性。產品的設計首先要考慮市場參與者的需求。市場參與者各形各色，其需求、偏好是有差異的，因此，產品的設計不應千篇一律，而應是豐富多樣的，這樣才能滿足不同層次、不同類型市場參與者的需求(BIS, 1999)。

第二節、股價指數期貨與基差的研究

Figlewski 說明報酬和風險都是基於基差 (Basis)行為，亦即期貨價格與現貨價格的差異；French, Schwert and Stambaugh 以及 Campbell and Hentschel 發現股市波動性增加會使報酬增加；Fama and French 研究商品期貨發現，商品期貨的基差

與該商品現貨的價格風險有關；Chou 以風險溢酬為自變數、波動性為應變數並且利用 GARCH(1,1)-M 及 IGARCH(1,1)-M 來研究兩者的關係，發現風險溢酬與波動性之間為正向關係；Poon and Taylor 發現在英國市場報酬與預期波動性成正向關係；MacDonald and Shawky 發現非預期的平均報酬變動對股票市場的影響效果較短，而非預期的波動性變動對股票市場的影響效果較長；Whitelaw 及 Bekaert and Wu 與 Wu 則認為市場波動性與報酬呈反向關係。

一般而言，我們將現貨價格與期貨價格之間的價差稱為基差(basis)，意即： $\text{基差} = \text{現貨價格} - \text{期貨價格}$ 。在正向市場中，期貨價格高於現貨價格，此時基差為負，實務上稱之為正價差；而逆向市場則是期貨價格低於現貨價格，此時基差為正，實務上稱之為逆價差。許溪南與王健聰曾對台指及 S&P500 指數進行研究，發現 S&P500 指數之逆價差與套利機會出現的頻率相當低，然而台指逆價差與套利機會出現的頻率則是相當高。當現貨價格比期貨價格增加的多，基差會增加，稱之為基差增強(strengthening of the basis)；當期貨價格較現貨價格增加的多，基差會減少，稱之為基差減弱(weakening of the basis)。基差會隨著現貨與期貨價格的相對波動而產生變化，基差的變化會影響期貨的避險效果，此即為基差風險。

基差風險會導致避險者的部位變好或變壞，以空頭避險為例，若基差非預期性的增強，則避險者的部位會變好；若基差非預期性的減弱，則避險者的部位就會變差。而多頭避險則會與空頭避險相反的結果，若基差非預期性的增強，則避險者的部位會變差；若基差非預期性的減弱，則避險者的部位就會變佳。基差亦有均數復歸(mean reversion)的現象，近期學者如 Sarno and Valente 即利用 regime switching vector equilibrium correction model (RSVECM)探討 S&P500 與 FTSE 100 指數現貨及期貨之關係，資料頻率為週資料。實證結果指出基差行為顯示出非線性之動態過程，且具有強烈之均數復歸現象；He and Wu 及 Monoyios and Sarno 亦發現基差有此特性。

第三章 實證資料來源與研究方法

第一節、資料來源

然而，流動性的減少與基差呈現顯著的相關性。進一步觀察台灣加權股價現貨與指數期貨的資料來看，圖 1 顯示台灣加權股價指數與股價指數期貨間存在相當明顯亦步亦趨的趨勢變化，圖 2 中台灣加權股價指數與股價指數期貨基差的趨勢變化在 2010 年 11 月中呈現相當劇烈的波動。

第二節、研究方法

關聯結構理論首先由 Sklar (1959) 所引進，關聯結構模型可捕捉變數之間的相依結構的能力，此引發在近幾年來實務家與學術研究者逐漸產生快速成長的興趣。簡單來說，關聯結構是一種多變量分配(Multivariate Distributions)，可被拆解成個別變數的條件密度分配(Marginal Density Function)以及主成分被關聯結構機率密度所熟知，包含相依結構的所有訊息。這個模式特性更有彈性地提供衡量相關變數獨立於他們的邊際分配之相依結構，並強調關聯結構理論相較於標準傳統方法上更具優勢。

(一) 衡量基差改變與市場流動性改變間的動態相依

首先，針對關聯結構理論提供簡述，主要差異可以從 Joe (1997) 與 Nelson (1999) 的理論推導的得知。關聯結構是一個多變量分配，表示為標準均等分配(0,1) 的函數條件。特別地，關聯結構函數 $C: I^k \rightarrow I$ ，當 $I=[0,1]$ 並滿足下列三個條件：

(1) 對所有 $(u_1, \dots, u_i, \dots, u_k) \in I^k$ ，若 $u_i = 0$ ，則 $C(u_1, \dots, u_i, \dots, u_k) = 0$ ；

(2) 對所有 $u_i \in I$ ，則 $C(1, \dots, u_i, \dots, 1) = u_i$ ；

(3) 對所有 $[u_{11}, u_{12}] \times \dots \times [u_{k1}, u_{k2}] \in I^k$ ， $\sum_{i_1=1}^2 \dots \sum_{i_k=1}^2 (-1)^{i_1 + \dots + i_k} C(u_1, \dots, u_{i_1}, \dots, u_k) \geq 0$ 。

假設 F 為隨機變數 k 的分配函數， X_1, \dots, X_k ，具有所對應分別的條件分配(累積密度函數) F_1, \dots, F_k ，存在如下關聯結構函數 C ：

$$C(F_1(F_1), \dots, F_n(F_n)) = F(X_1, \dots, X_n) \quad (1)$$

若條件分配 F_1, \dots, F_k 為連續時，則 C 為獨特的函數。上述理論說明關聯結構將研究變數的單變量條件分配連結到聯合分配上，定義 $F_1^{-1}, \dots, F_k^{-1}$ 作為 F_1, \dots, F_k 的準反函數，使得 $x_1 = F_1^{-1}(u_1), \dots, x_k = F_k^{-1}(u_k)$ 。對方程式(1)個別變數進行偏微分，並同時滿足 $F_k(x_k) = u_k$ 的條件下，我們可得到下列的多變量機率密度函數：

$$f(x_1, \dots, x_k) = \frac{\partial^k C(F_1(x_1), \dots, F_k(x_k))}{\partial x_1, \dots, \partial x_k} = c(u_1, \dots, u_k) \prod_{i=1}^k f_i(x_i) \quad (2)$$

此時， $c(u_1, \dots, u_k) = \frac{\partial^k C(F_1(x_1), \dots, F_k(x_k))}{\partial x_1, \dots, \partial x_k}$ 與 $f_i(x_i) = \frac{\partial F_i(x_i)}{\partial x_i}$ 。給定方程式(2)後，我們可以将聯合機率密度函數拆解成個別變數的單變量機率密度函數，分別為 $f_1(x_1), f_2(x_2), \dots, f_k(x_k)$ ，以及關聯結構函數為 $c(u_1, \dots, u_k)$ 。任何變數間的相依結構皆可被相嵌到這個關聯結構函數上，且當允許單變量動態結構可以从隨機變數間的相依結構中被分隔出來時，方程式(2)則會產生一個有用的結果。此意謂可以更有彈性地模型化單變量分配，並以關聯結構來連結這些單變量分配，此可最佳描述隨機變數間的相依結構，因而較彈性多變量分配可以更輕易地被導入。

本研究擬考慮使用以下兩種關聯結構函數的設定型態：(1)常態關聯結構函

數；(2)對稱 Joe-Clayton (SJC)關聯結構函數。常態關聯結構函數為衡量兩個變數間的線性動態相依以及設定為對稱相依結構，然而 SJC 設定是允許同時在方向上存在不對稱相依，以直接衡量尾端相依性。此外，若以在近似對稱相依作為一個特例，常態關聯結構函數常被視過去的研究視為比較的標竿，以及常態關聯結構函數的機率密度函數可以簡單由兩個常態機率密度函數所構成：

$$c(u_1, u_2) = \frac{1}{\sqrt{1-\rho}} \exp \left[\frac{2\rho z_1 z_2 - z_1^2 - z_2^2}{2(1-\rho^2)} + \frac{z_1^2 + z_2^2}{2} \right] \quad (3)$$

其中， $z_1 = \Phi^{-1}(u_1)$ ， $z_2 = \Phi^{-1}(u_2)$ ， $\Phi^{-1}(\cdot)$ 為標準累積常態函數(CDF)的倒數， ρ 為常態相關結構函數中唯一的參數，並為衡量兩個隨機變數的線性相關係數。執行上述模式允許我們去檢驗兩個隨機變數的線性相依，因為函數經由相關係數參數被參數化並更容易被解釋。然而，當研究的變數非呈現常態分配時，則相關係數參數並非代表線性相依性。

此外，方程式(3)中假定相關係數參數在所有期間皆為固定常數。可替代地，與時變動相關係數參數的特性可以被加入，以捕捉雙變量間之動態相依作為新資訊的到來(Dias and Embrechts, 2010; Patton, 2006)。因此，本研究依據 Dias and Embrechts (2010)的研究，來設定相關係數參數的演變過程如下：

$$h(\rho_t) = w_\rho + \alpha_\rho h(\rho_{t-1}) + \beta_\rho \times \frac{1}{10} \sum_{j=1}^{10} F_1^{-1}(u_{1,t-j}) \times F_2^{-1}(u_{2,t-j}) \quad (4)$$

其中， $h(\rho) = \log\left(\frac{1+\rho}{1-\rho}\right)$ 且 $-1 < \rho < 1$ ，即滿足費雪轉換(Fisher transformation)條件。自我迴歸過程 $h(\rho)$ 捕捉相關係數參數中可能的持續性，當過去落遲 10 期的平均數 $F_1^{-1}(u_{1,t-j}) \times F_2^{-1}(u_{2,t-j})$ 被納入在依賴模式中作為對相關係數參數之可能

性變動。第二類被運用在本研究的關聯結構函數為對稱 Joe-Clayton (SJC) 關聯結構，此為 1997 年學者 Joe 所提出 BB7 關聯結構，在 2006 年由學者 Patton 所提出的修正版，BB7 關聯結構函數形態如下所示：

$$C_{JC}(u_1, u_2 | \tau^U, \tau^L) = 1 - \left(1 - \left[(1 - (1 - u_1)^k)^{-\gamma} + (1 - (1 - u_2)^k)^{-\gamma} - 1 \right]^{-1/\gamma} \right)^{1/k} \quad (5)$$

其中， $k = \frac{1}{\log_2(2 - \tau^U)}$ ， $\gamma = \frac{-1}{\log_2(\tau^L)}$ ， $\tau^U \in (0, 1)$ ， $\tau^L \in (0, 1) \cdot \tau^U$ ，以及 τ^L 為分別衡量上方與下方的尾端相依性。為了更詳描繪此函數，假定另一個變數大的數值下，對觀察一個特定變數一個大的數值。然而，BB7 關聯結構函數的缺點在於當尾端相依性實際上是對稱的結構時，則在尾端相依性的不稱稱行為總是強制被假定。然而，SJC 關聯結構使用以下的修正對可能的偏誤進行更正：

$$C_{SJC}(u_1, u_2 | \tau^U, \tau^L) = 0.5 \left(C_{JC}(u_1, u_2 | \tau^U, \tau^L) + C_{JC}(1 - u_1, 1 - u_2 | \tau^U, \tau^L) + u_1 + u_2 - 1 \right) \quad (6)$$

其中， C_{JC} 為 BB7 關聯結構函數被定義如方程式(5)中所示，而 SJC 關聯結構函數僅稍微被原始 Joe-Clayton 關聯結構函數所修正。但當上方與下方的尾端相依性為小，換言之即發生在 $\tau^U = \tau^L$ 時，卻被設定為對稱的。相似於常態關聯結構模式，本研究也允許時間變動發生在尾端的相依性，以捕捉雙變量間之相依結構的動態性，演變過程被設定如下所示：

$$g(\tau_t^U) = \omega_U + \alpha_U g(\tau_t^U) + \beta_U \frac{1}{10} \sum_{j=1}^{10} |u_{1,t-j} - u_{2,t-j}| \quad (7)$$

$$g(\tau_t^L) = \omega_L + \alpha_L g(\tau_t^L) + \beta_L \frac{1}{10} \sum_{j=1}^{10} |u_{1,t-j} - u_{2,t-j}| \quad (8)$$

其中， $g(\tau) = \log\left(\frac{\tau}{1-\tau}\right)$ 且 $0 < \tau < 1$ 為羅吉斯特轉換(logistic transformation)的倒數。

(二)基差改變與流動性改變的條件機率分配

本研究使用關聯結構方法來衡量說雙隨機變量的共同相依性，首先必須從個別變數的條件機率分配開始著手進行。本研究對基差的改變與現貨市場流動性的改變間的相依結構感興趣，以下先討論基差的改變之實證估計模型設定，之後在討論如何計算現貨市場的流動性與流動性的改變之實證估計模型設定。先前，Chen, Duan, and Hung (1999)以 normal-GARCH 模式來估計基差的改變，因此本研究則改以下列 skewed Student's t-GARCH 模式來估計基差的改變：

$$\Delta B_t = a_{B,0} + a_{B,1}\Delta B_{t-1} + \varepsilon_{B,t} + a_{B,2}\varepsilon_{B,t-1} \quad (9)$$

$$\varepsilon_{B,t} = \sqrt{h_{B,t}} z_{B,t} \quad (10)$$

$$h_{B,t} = \omega_B + \alpha_B \varepsilon_{B,t-1}^2 + \beta_B h_{B,t-1} \quad (11)$$

$$z_{B,t} \sim i.i.d. \text{ Skewed } t(v_B, \lambda_B) \quad (12)$$

其中， $B_t = |F_t - S_t|/S_t$ 以百分比來表示在 t 時期貨-現貨基差的數值， F_t 與 S_t 則分別表示為期貨與現貨的價格，Roll et al. (2007)將與時變動的現貨-期貨基差聯結到股票市場的流動性。方程式(9)代表均數方程式(mean equation)中， ΔB_t 表示為從 $t-1$ 時到 t 時間現貨-期貨基差的變動，並假定服從 ARMA(1,1)的過程。方程

式(10)與(11)則假定誤差項(error term)服從 GARCH(1,1)的過程。另外， $z_{B,t}$ 假定為服從 Hansen (1994)所提出平均數為 0 且標準差為 1 的 *skewed Student's t* 分配，此分配的函數型態表示如下：

$$f(z|\nu, \lambda) = \begin{cases} bc \left[1 + \frac{1}{\nu-2} \left(\frac{bz+a}{1-\lambda} \right)^2 \right]^{-(\nu+1)/2} & \text{if } z < -a/b \\ bc \left[1 + \frac{1}{\nu-2} \left(\frac{bz+a}{1+\lambda} \right)^2 \right]^{-(\nu+1)/2} & \text{if } z \geq -a/b \end{cases} \quad (13)$$

其中， $\nu \in (2, +\infty)$ 表示為自由度且 $\lambda \in (-1, 1)$ 代表偏態參數， a 、 b 、 c 分別表示為

以下三個常數值： $a = 4\lambda c \left(\frac{\nu-2}{\nu-1} \right)$ 、 $b^2 = 1 + 3\lambda^2 - a^2$ 、以及 $c = \frac{\Gamma\left(\frac{\nu+1}{2}\right)}{\sqrt{\pi(\nu-2)}\Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right)}$ ，

其中 $\lambda = 0$ 並近似於 *Student's t* 分配。

如上述所言，Chen et al. (1999) 假設標準化殘差服從常態分配，但是此條件無法滿足高頻財務資料的非常態性的資料特性，特別是股價報酬呈現厚尾分配(超額報酬)且經常具偏態性(Jondeau and Rockinger, 2003; Patton, 2004)。因此，Bollerslev (1987) 以標準 *Student's t* 密度函數結合 GARCH 模式，以解釋厚尾分配的現象。

此外，不對稱 GARCH 結合槓桿效應來產生不對稱的機率密度函數。然而，這些模型通常無法充分地描繪股價報酬所存在的不對稱性(Patton, 2004, 2006)。因此，本研究假設 $z_{B,t}$ 服從 Hansen (1994) 所提出 *Student's t* 分配更具分析的可追朔性以及過去在衡量基差的研究曾表現相當成功。就比較的目的而言，本研究擬使用標準常態分配來配適研究資料，儘管假定現貨與期貨價格的資料呈現非常態

性，本研究預期基差的改變也非服從常態分配。依據分配適足檢測，就機率整數轉換的均等性而論，標準常態分配被發現為是錯誤訂價的，因而 *Student's t* 分配被視為較為合適。

本研究依據 Roll et al. (2007) 使用買價賣價價差作為衡量市場流動性的指標，特別是我們使用台灣證券交易所的加權股價指數中所涵蓋每天的上市公司，以個別市值(MV)權重加權平均計算各別上市公司的買價(bid quote)與賣價(ask quote)之間價差的數值，其計算公式如下所示：

$$LIQ = \sum_{i=1}^n \left(\frac{MV_{i,t}}{\sum MV_{i,t}} \right) \times \left[\frac{(bid\ quote_{i,t} - ask\ quote_{i,t})}{0.5(bid\ quote_{i,t} - ask\ quote_{i,t})} \right] \quad (13)$$

再者，本研究設定以下的實證模式以估計流動性的改變：

$$\Delta LIQ_t = a_{Q,0} + a_{Q,1} \Delta B_{t-1} + \varepsilon_{Q,t} + a_{Q,2} \varepsilon_{Q,t-1} \quad (14)$$

$$\varepsilon_{Q,t} = \sqrt{h_{Q,t}} z_{Q,t} \quad (15)$$

$$h_{Q,t} = \omega_Q + \alpha_Q \varepsilon_{Q,t-1}^2 + \beta_Q h_{Q,t-1} \quad (16)$$

$$z_{Q,t} \sim i.i.d. \text{ Skewed } t(v_Q, \lambda_Q) \quad (17)$$

其中， ΔLIQ_t 代表在 $t-1$ 期及 t 期間的個股市值加權平均後的買賣價價差之變動，流動性的變動(ΔLIQ_t)服從 GARCH(1,1)的過程。

第四章 實證結果分析

第一節、敘述統計分析

圖 1 為 1980~2014 年台灣股票市場流動性變動的趨勢變化，其中較大的變化幅度則出現在 2007~2008 年間全球金融海嘯期間，以及 2011 年之後，整體股票市場的流動性有顯著提升的趨勢。

第二節、市場流動性對指數期貨績差的影響

圖 2 為台指的期貨與現及基差的變化趨勢，其中期貨與現貨的關係呈現亦步趨的狀態，基差在早期(2001 年前)呈現較大的變動情形。

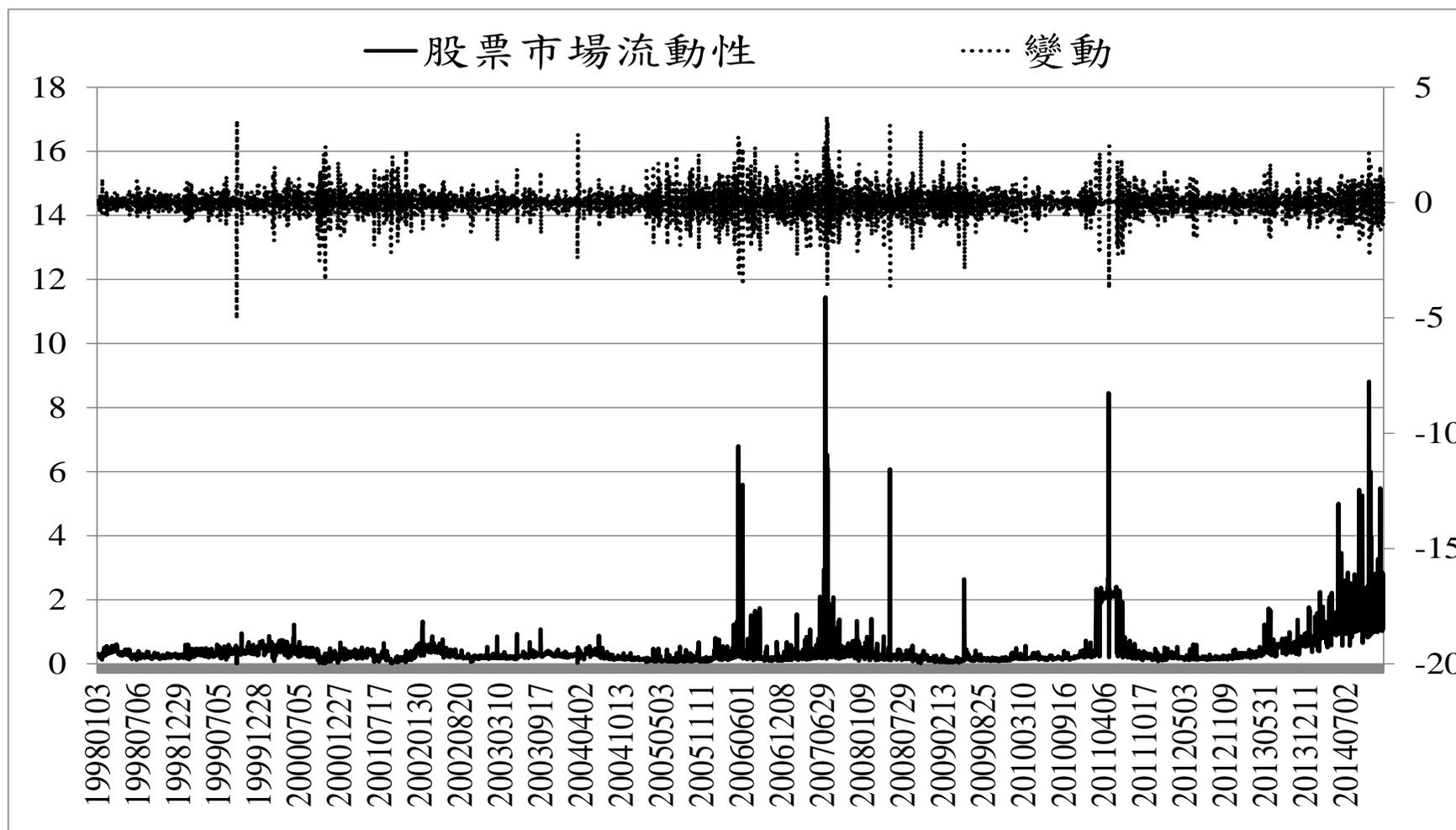


圖 1、1980 年至 2014 年台灣股票市場流動性與變動的趨勢變化

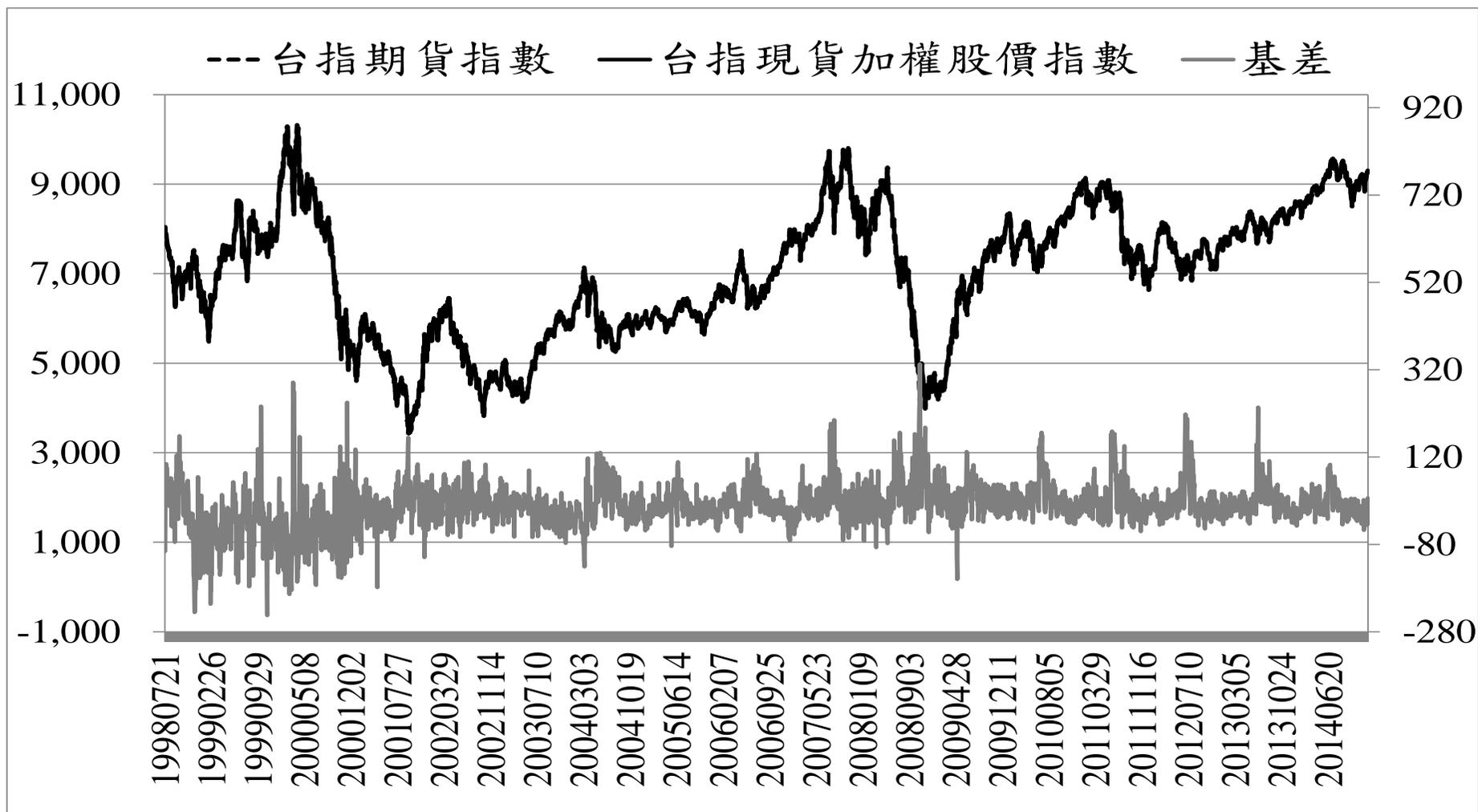


圖 2、台指期貨與現貨指數及基差的變化趨勢

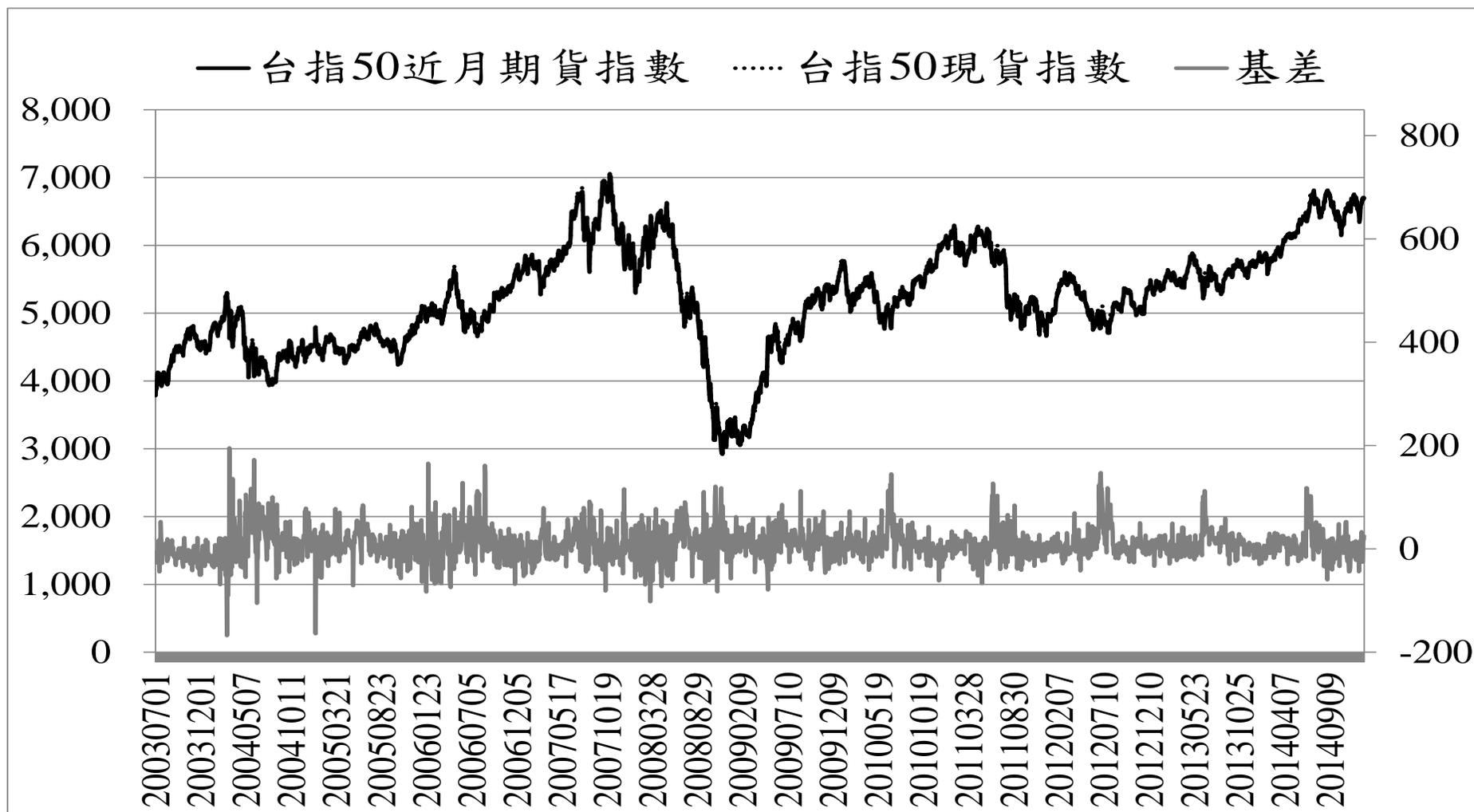


圖 3、台指 50 期貨指數與現貨及基差的變化趨勢



圖 4、電子期貨指數與現貨及基差的變化趨勢



圖 5、金融期貨指數與現貨及基差的變化趨勢

表 1 為樣本敘述統計量，依據 Jarque-Bera 統計量所有變數都不滿足常態分配的型態。表 2 為台指基差(basis)之單變量 GARCH 估計結果，指出基差自我落遲項在不同分配下的估計結果皆具相當顯著性，同時也存在波動群聚(Volatility Clustering)的現象。

表 3 為台指基差對股票市場流動性影響的單變量 GARCH 估計結果，結果顯示基差自我落遲項在不同分配下的估計結果皆具相當顯著性，同時也存在波動群聚的現象。

最後，表 4 為台指基差對股票市場流動性影響之多變量 GARCH 結果，指出台指基差對股票市場流動性為負向顯著影響，意謂當指數基差愈大，則會顯著地降低股票市場的流動性。圖 6 為多變量 GARCH 模型下縮估計出台指基差與股票市場流動性間動態相關係數的時間趨勢變化，顯示相關係數值存在顯著的波動性，意謂當市場狀態不同時兩者的相關性也會隨之變動。

表 1、樣本敘述統計量

統計量	股票市場流	台指基差	台指基差	50 指基差	50 指基差
	動性		(絕對值比率)		(絕對值比率)
平均數	0.3907	8.2787	0.0053	9.5023	0.0044
中位數	0.2407	6.9350	0.0035	6.9200	0.0029
最小值	0.0022	-242.4400	0.0000	-167.7900	0.0000
最大值	11.4509	332.8700	0.0762	194.9800	0.0407
標準差	0.5612	50.6082	0.0057	30.0268	0.0047
偏態	7.1854	0.0667	2.6433	0.7638	2.5971
峰態	88.0765	6.6839	15.9824	6.9300	12.9052
Jarque-Bera 統計量	1,282,942***	2,342***	33,862***	2,122***	14,928***
(p 值)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
樣本數	4,136	4,136	4,136	2,864	2,864
統計量	電子指基差	電子指基差	金融指基差	金融指基差	
		(絕對值比率)		(絕對值比率)	
平均數	0.6758	0.0059	0.4652	0.0058	
中位數	0.5200	0.0037	0.4500	0.0035	
最小值	-19.2100	0.0000	-99.0800	0.0000	
最大值	22.3100	0.0699	45.9800	0.1174	
標準差	2.4948	0.0065	7.5603	0.0067	
偏態	-0.1381	2.5988	-0.8818	3.3096	
峰態	11.5010	13.6014	14.2131	29.6068	
Jarque-Bera 統計量	11,656***	22,461***	20,760***	121,123***	
(p 值)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	
樣本數	3,867	3,867	3,867	3,867	

【說明】：***表示在 1%信賴水準下具統計上的顯著性。

表 2、單變量 GARCH 估計結果:台指基差(Basis)

研究變數	機率分配=		機率分配=		機率分配=	
	Normal 分配		Student's <i>t</i> 分配		Generalized error distribution (GED) 分配	
	估計係數	P 值	估計係數	P 值	估計係數	P 值
平均數方程式						
常數項	8.5288***	0.0080	0.9517	0.7680	-1.5995	0.5590
Basis _{t-1}	0.4610***	0.0020	1.4623***	0.0000	0.1395***	0.0000
Basis _{t-2}	0.5264***	0.0000	-1.0633***	0.0000	0.9485***	0.0000
Basis _{t-3}	0.6891***	0.0000	1.3506***	0.0000	-0.0535***	0.0004
Basis _{t-4}	-0.7556***	0.0000	-0.8613***	0.0000	-0.0089***	0.4217
Basis _{t-5}	0.0568	0.3920	0.1012*	0.0907	-0.1037***	0.0000
ε _{t-1}	0.0321	0.8278	-0.9506***	0.0000	0.3938***	0.0000
ε _{t-2}	-0.3898***	0.0000	0.7001***	0.0000	-0.6072***	0.0000
ε _{t-3}	-0.8094***	0.0000	-1.0308***	0.0000	-0.1167***	0.0000
ε _{t-4}	0.3450***	0.0052	0.3686***	0.0002	-0.0979***	0.0000
變異數方程式						
C	10.0060***	0.0000	12.1409***	0.0000	1,926***	0.0000
RESID(-1)^2	0.0642***	0.0000	0.0745***	0.0000	0.0025	0.3103
GARCH(-1)	0.9284***	0.0000	0.9148***	0.0000	-0.8560***	0.0001
ARCH LM test	1.5722	0.1788	1.7329	0.1769	1.4895	0.2153
T-DIST. DOF			5.5987***	0.0000		
GED PARAMETER					1.0149***	0.0000
Log likelihood	-19,746		-19,540.56		-19,917	
Durbin-Watson stat	1.9520		1.9947		2.0246	

【說明】:*、**、***分別表示在 10%、5%、1%信賴水準下具統計上的顯著性。

表 3、台指基差對股票市場流動性的影響:單變量 GARCH

研究變數	機率分配=		機率分配=		機率分配=	
	Normal 分配		Student's <i>t</i> 分配		Generalized error distribution (GED) 分配	
	估計係數	P 值	估計係數	P 值	估計係數	P 值
平均數方程式						
常數項	0.2290***	0.0000	0.2059***	0.0000	0.2039***	0.0000
Basis _{t-1}	-0.0002***	0.0003	0.0000***	0.6359	-0.0001***	0.0094
Basis _{t-2}	0.0003***	0.0000	-0.0001**	0.0387	0.0000	0.1368
Basis _{t-3}	-0.0001**	0.0469	-0.0001***	0.0056	-0.0001***	0.0032
Basis _{t-4}	-0.0006***	0.0000	-0.0001***	0.0050	-0.0002***	0.0000
Basis _{t-5}	0.0001	0.1194	0.0000	0.2154	0.0000	0.4038
ε _{t-1}	0.0000	0.7453	-0.0002***	0.0000	-0.0002***	0.0000
ε _{t-2}	0.4987***	0.0000	0.3999***	0.0000	0.4168***	0.0000
ε _{t-3}	0.5131***	0.0000	0.3306***	0.0000	0.3393***	0.0000
ε _{t-4}	0.2528***	0.0000	0.2680***	0.0000	0.2574***	0.0000
變異數方程式						
C	0.0005***	0.0000	0.0011***	0.0000	0.0006***	0.0000
RESID(-1)^2	0.4337***	0.0000	0.4701***	0.0000	0.2615***	0.0000
GARCH(-1)	0.7903***	0.0000	0.7185***	0.0000	0.7846***	0.0000
ARCH LM test	0.0216	0.8831	0.0264	0.8710	0.0170	0.8964
T-DIST. DOF			2.6098***	0.0000		
GED PARAMETER					0.8041***	0.0000
Log likelihood	844.2749		2,595.4810		2,430.6520	
Durbin-Watson stat	2.3325		2.1368		2.1684	

【說明】:*、**、***分別表示在 10%、5%、1%信賴水準下具統計上的顯著性。

表 4、台指基差對股票市場流動性的影響:多變量 GARCH

研究變數	估計係數	t 值	p 值
內生變數=基差(t)			
常數項	8.601***	13.870	0.000
基差(t-1)	-0.022*	-1.750	0.079
流動性(t-1)	1.870**	2.560	0.011
內生變數=流動性(t)			
常數項	0.026***	8.060	0.000
基差(t-1)	-0.001***	-9.500	0.000
流動性(t-1)	-0.453***	-46.670	0.000
σ			
σ (基差；基差)	724.711***	26.770	0.000
σ (流動性；基差)	0.000	0.000	0.998
σ (流動性；流動性)	0.046***	29.720	0.000
ARCH			
σ (基差；基差)	0.746***	20.410	0.000
σ (流動性；基差)	-0.096	-1.450	0.147
σ (流動性；流動性)	4.325	18.750	0.000

【說明】*、**、***分別表示在 10%、5%、1%信賴水準下具統計上的顯著性。

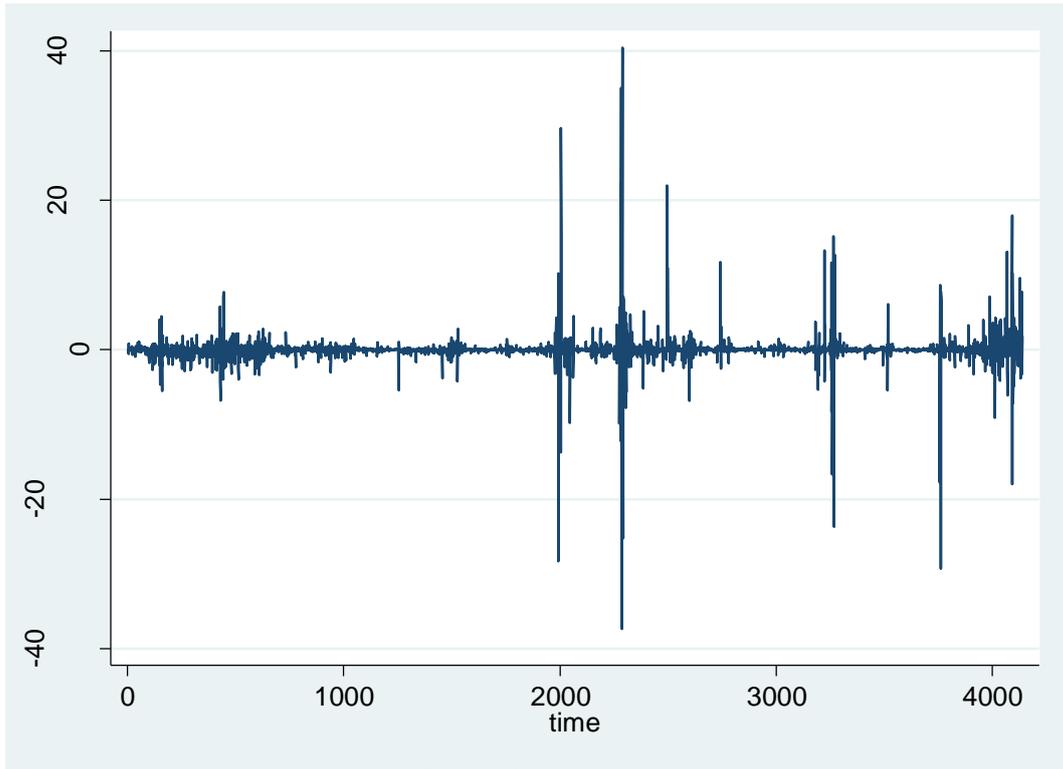


圖 6、台指基差與股票市場流動性之動態相關的變化趨勢



第五章 結論與建議

本論文採用 1998 年 7 月 21 日至 2014 年 12 月 31 日之台灣加權股價指數與指數期貨的日資料進行實證分析，探討台指期貨基差對股票市場流動性的影響。實證結果發現指數基差存在波動群聚的現象(Volatility Clustering)，同時指數基差對股票市場流動性產生負向顯著的影響性。當指數基差愈大，則會顯著地降低股票市場的流動性。



參考文獻

- Amihud, Y., Mendelson, H. (1986). Asset pricing and the bid-ask spread. *Journal of Financial Economics*, 17, 223–249.
- Azzalini, A., Capitanio, A. (2003). Distributions generated by perturbation of symmetry with emphasis on a multivariate skew-t distribution. *Journal of Royal Statistical Society, Series B*, 65, 367–389.
- Bessembinder, H. (1992). Systematic risk, hedging pressure, and risk premiums in futures markets. *The Review of Financial Studies*, 5, 637–667.
- Bollerslev, T. (1987). A conditionally heteroskedastic time series model for speculative prices and rates of return. *The Review of Economics and Statistics*, 69, 542–547.
- Chen, Y., Duan, J., Hung, M. (1999). Volatility and maturity effects in the Nikkei index futures. *The Journal of Futures Markets*, 19, 895–909.
- Chordia, T., Roll, R. W., Subrahmanyam, A. (2002). Order imbalance, liquidity, and market returns. *Journal of Financial Economics*, 65, 111–130.
- Deville, L., Riva, F. (2007). Liquidity and arbitrage in options markets: A survival analysis approach. *Review of Finance*, 11, 497–525.
- Dias, A., Embrechts, P. (2010). Modeling exchange rate dependence dynamics at different time horizons. *Journal of International Money and Finance*, 29, 1687–1705.
- Garrett, I., Taylor, N. (2001). Intraday and interday basis dynamics: Evidence from the FTSE 100 index futures market. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 5, 133–152.
- Hansen, B. (1994). Autoregressive conditional density estimation. *International*

- Economic Review, 35, 705–730.
- Joe, H. (1997), *Multivariate models and dependence concepts*. London: Chapman & Hall.
- Jondeau, E., Rockinger, M. (2003). Conditional volatility, skewness and kurtosis: Existence, persistence, and comovements. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 27, 1699–1737.
- Jones, M. C., Faddy, M. J. (2003). A skew extension of the t-distribution, with applications. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B*, 65, 159–174.
- Lee, C. M. C., Ready, M. J. (1991). Inferring trade direction from intraday data. *The Journal of Finance*, 46, 733–746.
- Lien, D., Lim, G., Yang, L. and Zhou, C. (2013). Dynamic dependence between liquidity and the S&P 500 index futures-cash basis. *Journal of Futures Markets*, 33(4), 327–342.
- MacKinlay, C., Ramaswamy, K. (1988). Index-futures arbitrage and the behavior of stock index futures prices. *Review of Financial Studies*, 1, 137–158.
- Miller, M. H., Muthuswamy, J., Whaley, R. E. (1994). Mean reversion of standard and poor's S&P 500 index basis changes: Arbitrage-induced or statistical illusion. *Journal of Finance*, 49, 477–513.
- Nelson, R. (1999), *An introduction to copulas*. New York: Springer-Verlag.
- Pastor, H., Stambaugh, R. F. (2003). Liquidity risk and expected stock returns. *Journal of Political Economy*, 113, 642–685.
- Patton, A. J. (2004). On the out-of-sample importance of skewness and asymmetric dependence for asset allocation. *Journal of Financial Econometrics*, 2, 130–168.
- Patton, A. J. (2006). Modeling asymmetric exchange rate dependence. *International Economic Review*, 47, 527–556.
- Roll, R., Schwartz, E., Subrahmanyam, A. (2007). Liquidity and the law of one price:

The case of the futures-cash basis. *Journal of Finance*, 62, 2201–2234.

Roon, F. A. de, Nijman, T. E., Veld, C. (2000). Hedging pressure effects in futures markets. *Journal of Finance*, 55, 1437–1456.

Sklar, A. (1959). Fonctions de répartition à n dimensions et leurs marges. *Publications de l'Institut de Statistique de l'Université de Paris*, 8, 229–231.

