

東海大學管理學院財務金融研究所

碩士論文

投資人情緒與基差影響之探討

The Evidences of Relation between

Investor Sentiment and Basis

指導教授：王凱立 博士

研究生：許立昀

中華民國 101 年 7 月

# 東海大學碩士學位論文

## 學位考試委員審定書

本校 財務金融研究所 碩士班 許立昀 君

所提之論文(中文)： 投資人情緒與基差影響之探討

(英文)： The Evidences of Relation between Investor

Sentiment and Basis

經本委員會審查，符合碩士學位論文標準

### 學位考試委員會

召集人	<u>楊峻為</u>	教授		
考試委員	<u>王崑之</u>	教授	<u>陳昭君</u>	教授
	<u>林月能</u>	教授	<u>鄧一博</u>	教授
指導教授	<u>王崑之</u>	教授		教授
系所主任	<u>張</u>	<u>東</u>	<u>乾</u>	教授

中華民國

年

月

日

## 摘要

本研究主要探討基差與投資人情緒隱含的資訊之相互影響；並且進一步探討高、低恐慌情緒下，對於基差變化的差別影響與正、負基差情況下，對於投資人情緒影響的差異；最後針對外資大量買、賣超訊息衝擊下，投資人情緒與基差之關係是否造成改變作探討。由於研究對象基差與投資人情緒間存在隨時間連動的特性，本研究首度嘗試以 ADCC-GARCH 模型為研究方法設計，來描述基差與投資人情緒之不對稱相關性並且以投資人恐慌指數(VIX)為投資人情緒之代理變數。實證結果顯示，在台灣與韓國市場上，投資人恐慌情緒對於基差皆有顯著的影響，說明投資人恐慌情緒是為基差之重要解釋能力；再者，外資買、賣超下，加劇了恐慌情緒對於基差變化的影響，是故外資買、賣超是為台灣市場研究恐慌情緒對於基差變化關係的影響因素之一，然而在韓國市場結果不顯著；此外，高投資人情緒(低恐慌情緒)時，投資人情緒對於基差變化的影響程度相較為大，正基差時投資人情緒對於基差變化相較於負基差存在更為明顯的差異。最後，基差變化對於恐慌情緒的投資人恐慌情緒與基差之跨市場波動傳導，發現兩者存在雙向訊息傳導機制，並基差的波動程度加大時，投資人恐慌情緒波動亦隨之增加。

關鍵字：投資人情緒、基差、ADCC-MGARCH 模型

## **Abstract**

This study investigate the interaction effect between the implicit information of investor sentiment and basis, and we further to explore two things: First, the differential influence of basis changing under the high and low panic sentiment. Second, the differential influence of investor sentiment under the impact of positive and negative basis. Finally, we will focus on the impact of large amount of messages for net excess buy and oversold which belong to foreign investors, and to investigate whether the messages will cause some changes for the relation between the investor sentiment and basis. Owing to the research objects, basis and investor sentiment, exist a characteristic which linked with time, so we try to use the ADCC-GARCH model to describe the asymmetry relations of basis and investor sentiment, and we also define the VIX index as the proxy of investor sentiment. Empirical results show, both of markets in Taiwan and South Korea, the investor panic sentiment will influences the basis significantly, this also represents that investor panic sentiment contain an important explanatory power for the basis.

**Keywords :** Investor Sentiment 、 Basis 、 ADCC-GARCH model

# 目錄

摘要.....	II
Abstract.....	III
目錄.....	IV
表目錄.....	V
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.....	8
第二章 文獻回顧.....	9
第一節 投資人情緒文獻發展.....	9
第二節 基差相關文獻發展.....	12
第三節 外資介入相關文獻發展.....	14
第四節 雙變量 GARCH 模型相關文獻發展.....	16
第三章 研究方法.....	18
第四章 實證分析.....	27
第一節 資料來源與資料描述.....	27
第二節 實證結果分析.....	32
第五章 結論.....	40
參考文獻.....	42

## 表目錄

【表 4.1】 研究期間與資料來源.....	27
【表 4.2】 台灣與韓國變數之單根檢定.....	28
【表 4.3】 台灣與韓國變數之基本敘述統計量.....	29
【表 4.4】 VIX 和 BASIS 之 ADCC-MGARCH 動態模型之條件平均式參數估計 .....	32
【表 4.5】 考量門檻條件下之 ADCC-MGARCH 動態模型之條件平均式參數估計 .....	34
【表 4.6】 考量外資買賣超之下之 ADCC-MGARCH 動態模型之條件平均式參數估計	36
【表 4.7】 各模型之條件變異數參數估計表.....	38

## 圖目錄

【圖 4.1】 各國基差(Basis)、投資人情緒(VIX)之走勢圖.....	31
---	----

# 第一章 緒論

## 第一節 研究動機

回顧近代金融發展史，1970 年代效率市場假說(Efficient Market Hypothesis；EMH)奠定了現代財務學的理论基礎，不僅被財務學術界奉為圭臬，更支配了現代財務學長達數十年。效率市場假說理論假設投資人交易屬於理性行為，並且追求效用極大化，是故任何非理性的價格變動將在套利者快速套利之下，迅速反應完畢，使價格收斂至均衡理論價格。至 1980 年代資本資產訂價模型(The Capital Pricing Model；CAPM)提供了判斷市場效率的基準，其精簡的模型在現代財務學中被廣泛運用。然而近年來經過許多市場資料的研究驗證，發現真實世界存在許多無法解釋的現象，這些違反效率市場的現象，被現代財務學者稱為「異常現象(anomalies)」並且將其歸因於研究方法設計不當，然而隨著越來越多異常現象的發現，開始有學者試圖從其中歸納出更具說服力的解釋方法，造就了行為財務學的崛起，亦為財務理論注入更多元的新思維。

「行為財務學」結合了心理學及社會科學等，以跨領域的觀點試著解釋傳統財務學無法說明的種種異常現象。Kahneman and Tversky(1979)提出了展望理論(Prospect Theory)成為現代行為財務學之濫觴，其理論發展經由問卷設計的方式及心理學的觀點來觀察投資人之投資決策行為，提出個人會受到情緒或認知偏誤(Misperception)而產生如「速結獲利、續抱虧損」之非理性行為，導致違反效用理論假設與主張之非理性交易。此後，許多學者以展望理論為基礎，發展出投資人情緒相關之理論模型。Black(1986)最早提出雜訊(noise)的概念，其認為投資者會將虛假資訊(pseudo-signals)誤判為市場上真實的訊息而進行交易，而這些虛假資訊就是雜訊，雜訊交易大量存在金融市場裡，同時也為金融市場帶來問題，其對於股價的影響可能遠遠超過某些公開的重大資訊揭露。DeLong, Shleifer, Summers, and Waldmann (DSSW, 1990)根據 Black(1986)的觀點，提出影響投資人最主要的因素為雜訊，是故將具有認知偏誤(Misperception)的投資人定義為雜

訊交易者(Noise trader)，並發展「雜訊交易模型<sup>1</sup>」指出部份雜訊交易者認知偏誤的存在，導致市場均衡價格偏離，反而提供市場上投資人套利的機會。在上述文獻探討中，雜訊交易者的情緒變化造成的認知偏誤應與資產定價有密不可分的關係，而投資人情緒(Investor sentiment)代表投資人對未來金融市場與經濟景氣的走勢之主觀認定，也是雜訊交易中的一種非理性狀態。由非理性的投資行為研究對象，其中隱含之投資人情緒，在各類商品上的實證研究成為行為財務學領域熱門議題。由過去文獻可以知道，投資人情緒與金融商品之報酬具有高度的關聯性，首先，在投資人情緒對於股價的影響方面，Kumar and Lee(2006)研究支持情緒對於股票價格有顯著預測能力；Baker and Wurgler(2006)研究投資者情緒如何影響橫斷面股票報酬，發現投資者情緒高低及不同程度套利限制下，公司特徵對於股票報酬之影響有所差異；Brown and Cliff(2004)採用自我向量迴歸(VAR)方式，探討投資人情緒與市場報酬間相互影響關係，結果發現情緒與當期市場報酬存在高度相關，印證市場報酬對投資人情緒有顯著的預測能力。其次，投資人情緒對於期貨的影響部份，Wang(2001)使用期貨市場大額交易者持有部位當作情緒的代理變數，發現可有效的預測期貨報酬；Simon and Wiggins(2001)也支持情緒指標可預測期貨報酬。另外，Nayak(2010)針對債券利差(Bond yield spread)為研究，發現投資人情緒和債券利差呈現正向關係，當市場投資人情緒高漲時，債券價格會被高估，反之在市場投資人情緒悲觀時，債券價格則會被低估。

目前既有文獻多針對情緒變化對於現貨、期貨及各類商品市場報酬及波動影響作為探討對象，然而投資人情緒對基差(Basis<sup>2</sup>)的文獻卻相對欠缺。針對現貨與期貨間之隨時間改變的性質，基差可以用來描述兩者間的價格變化，提供市場動態行為的觀察，是故透過基差變化，可以同時掌握現貨及期貨的市場資訊。相較於過去文獻只單方面探討投資人情緒對現(期)貨市場的影響，有必要針對投資人情緒與基差間之關係做進一步的研

---

<sup>1</sup> 雜訊交易模型(DSSW模型)通過一個簡化的模型，描述了具有外生偏誤訊息稟賦的投資者交易行為，並分析了這些雜訊交易者的生存能力。

<sup>2</sup> 基差(Basis)為現貨價格減期貨價格，表示現貨價格與期貨價格的偏離程度。



究。本研究根據 Hull(2006)定義來說明所謂的「基差」為現貨價格減近月期貨價格之價差，意即基差=現貨價格-期貨價格。其兩者價格的差異根據持有成本理論(Carrying cost)指出來自市場之不完美性、交易成本、投資政策限制、投資人偏好等，導致基差大小發生變化；Wahab and Lashgari(1993)指出當基差偏離程度大於交易成本，即會造成套利空間；而 Lien and Yang(2008)說明由於現貨與期貨存在長期共整合關係下，基差可視為兩市場短期偏離程度，因此在套利機制調整下，隨時間變動的基差變化提供現貨與期貨變動方向與程度的重要參考。王凱立、郭一棟和李昀薇(2008)發現基差與現貨變方向呈現負相關，表期貨相對現貨價格上揚呈現負基差，市場預期後市看好，現貨於是隨之上漲，造成基差與現貨的負向關聯。

由於期貨價格具有發現市場價格的功能，具有領先性，是故在基差變化的定義及訊息解讀上具有下述幾個重點：一般而言，當期貨價格大於現貨價格時，基差為負，實務上則稱為「正價差<sup>3</sup>(負基差)」，隱含著投資人對於市場未來價格走勢為看多，而在考量持有成本及風險的原因下，這個現象較符合正常的情況，此時稱之為「正向市場<sup>4</sup>」；反之，當期貨價格小於現貨價格時，基差為正，實務上則將其稱之「逆價差(正基差)」，代表市場投資人對於該商品未來的價格並不樂觀，而這樣的市場情況被稱為「逆向市場<sup>5</sup>」。

基差的變化包含投資人對市場看法的訊息，針對於造成基差變化的可能因素，Fama and French (1987)指出商品期貨的基差受商品現貨價格風險之影響；Bailey and Chan(1993)發現商品期貨之基差與 S&P500 投資組合之股息發放率、債券市場上之違約風險貼水(Default risk premium)和期間風險貼水(Term risk premium)有關；而 Miller et al.(1994)認為期貨基差變化是由於統計上限制造成，比方說指數成分股交易頻率過低為導致期貨基差均數復歸的可能原因。實證研究的相關文獻，如許溪南與王健聰(1998)以 S&P500 指數為對象，顯示 S&P500 指數逆價差出現的頻率較低，亦即較無套利機會，

---

<sup>3</sup> 價差(spread)為期貨價格減現貨價格之價差，與基差(basis)相差一個負號。

<sup>4</sup> 正向市場(Normal Market 或 Contango)表示期貨價格大於現貨價格，是為負基差(正價差)。

<sup>5</sup> 逆向市場(Inverted Market 或 Backward)則表示現貨價格大於期貨價格，是為正基差(負價差)。

但是進一步以 SIMEX 摩根台指期貨與 TAIEX 台灣指數期貨為研究樣本，發現自台指期貨推出之初，持續逆價差的現象經常出現，隱含新興股價指數期貨市場之套利機制較無法發揮。理論上一個有效率的期貨市場，不會常存在套利機會，是故不會出現持續正、逆基差的現象。而 Hsu and Wang(2004)指出造成基差變化之可能原因來自投資人對於現貨的心理預期，心理因素為過去持有成本理論及完美市場假設下之定訂模型沒有考慮到的層面，隱含基差變化可能受投資人情緒因素的影響。

正因為基差反應市場多空心態變化，因此常成為交易人參考指標，過去文獻鮮少針對投資人情緒造成基差變化影響作探討，本研究期能提供投資及避險決策的參考。由於基差變化為期貨避險考量的顯著因子，若能透過投資人情緒變化掌握基差變動，對於投資人決策有其重要性。DeLong et al.(DSSW,1990)提出 DSSW 模型，指出雜訊交易者情緒變化方向和程度會影響資產價格：短期而言，情緒透過持續買進(hold-more)效果及價格壓力(price-pressure)效果的作用影響市場交易與市場價格，進而影響基差的變化。持續買進效果隱含雜訊交易者處於樂觀情緒下，將增加風險性資產持有，而導致預期報酬增加；另一方面，價格壓力效果代表雜訊交易者樂觀或悲觀情緒對於訊息的過度反應，導致市場價格高估或低估，造成市場預期報酬降低。是故唯有在持續買進效果大於價格壓力效果情況下，雜訊交易者的樂觀情緒方使得資產報酬增加；而當持續買進效果小於價格壓力效果時，投資人樂觀情緒將導致市場報酬下跌。另一方面，當雜訊交易者對未來感到悲觀時，持續買進及價格壓力效果同方向作用下，將導致市場呈現負向報酬。其次，Lee, Jiang, and Indro(2002)指出雜訊交易者錯誤認知對未來市場價格的影響，取決於波動對價格造成影響之 Friedman 效果及空間創造(create-space)效果。Friedman 效果描述投資人心理偏誤擴大之際，其不佳的擇股時機，將使投資人承受資本損失、報酬降低。空間創造效果則說明雜訊交易者的偏誤認知具有潛藏的價格風險，因其偏誤加大，導致價格不確定性增加，將對風險趨避且具有市場經驗的參與者產生排擠作用；換言之，當空間創造效果大於 Friedman 效果的情況下，受情緒影響之雜訊交易者將有較高的資產

報酬。

綜合上述，透過持續買進效果、價格壓力效果、Friedman 效果及空間創造效果，四項理論提供投資人情緒對於市場價格變化之可能途徑，其對於現貨市場及期貨市場的影響，造成現貨、期貨價格差異，導致基差的變化；一般而言，當投資人情緒高漲，表示對市場未來看好，則具有高度的追價意願，形成持續買進效果，則可能形成正向市場，使得基差相對擴大；反之，當投資人情緒相對悲觀時，隱含後市看跌，則為價格壓力效果造成基差變小。有別於過去文獻分別對於現貨或期貨市場和投資人情緒之研究，本文擬針對投資人情緒與基差變化間的影響作探討，分析投資人情緒是否為造成基差變化的重要因子。

另一方面，由於期貨市場投資人多為機構法人，其多空操作資訊常是散戶追逐的指標，而基差變化正隱含著市場多空資訊；當基差變化時，市場散戶投資人預期心理將受影響而改變投資決策，對於投資人情緒應存在顯著影響。本文嘗試針對投資人情緒與基差間資訊之相互影響，來分析領先與落後關係，是為本研究之研究目的一。

而在投資人情緒的選擇上，王凱立、郭一棟和李昀薇(2008)透過隱含波動率 (VIX<sup>6</sup>) 描述投資人心理變化，探討 VIX 與現貨、期貨市場之報酬傳導關係，發現 VIX 與現貨及期貨市場價格變動呈現顯著正相關，是為現(期)貨價格變動的重要指標。Giot (2005) 以 VIX 指數為情緒指標，將投資人情緒分成二十分位數，檢視不同分位數投資人情緒與報酬關係，發現投資人情緒越高，即 VIX 指數值越低時，市場投資人越樂觀，將能帶動市場產生正向報酬；反之，投資人情緒低迷時，則產生負向報酬。Wang(2001)將投資人情緒變數區分前 20% 為情緒極度高漲的投資人情緒，後 20% 為情緒極度低迷的投資人情緒，以此分類探討投資人情緒在不同程度對報酬的影響，結果發現在避險時期，投資人情緒高漲及低迷分別提供了較佳的買進及賣出訊號。綜合上述，本研究將以 VIX 指數為

---

<sup>6</sup>隱含波動率(VIX)是為市場波動率指標亦被稱為恐慌指數(The investor fear gauge)，最早是為 Whaley(1993)年所提出，其主要反應投資人對於未來金融市場波動程度的看法。相關研究普遍指出當 VIX 高時，有較高的市場績效。

投資人情緒變數，針對投資人情緒，按 Wang(2001)的方式，將投資人情緒區分為高恐慌指數(低投資人情緒)群與低恐慌指數(高投資人情緒)群作比較，並歸納上述兩極端非理性投資人之行為對於基差變化的影響。另一方面，正負基差變化隱含對市場未來不同程度的看法，正基差多代表投資人對未來不樂觀的逆向市；負基差則為未來走勢看多的正向市場；因而正負基差變化對於投資人情緒可能存在不同程度的影響。因而有必要針對正負基差對於投資人情緒的影響，作進一步的檢視，期能對資正負基差與市場動態，提供更深入的了解。

綜合上述，鑑於高恐慌投資人情緒、低恐慌投資人情緒、正基差及負基差資訊，對資投資人情緒與基差關聯的不同程度影響，因此本文研究目的之二，擬將上述各因素納入外生變量考慮，分析在不同結構時期，分別高、低恐慌情緒對基差影響差異及正、負基差對投資人情緒的差別影響。

「外資<sup>7</sup>」在未來景氣的多空態度對於基差與投資人情緒關係扮演重要角色，由於外資組成大都為國外共同基金、退休基金等投資信託機構，是為國際型的投資資金來源，在一般投資人的認知上，皆將其歸類為擁有相對專業的資源、分析系統以及完整且即時的資訊來源，在證券市場上常被視為是資訊優勢交易者(Kamesaka et al., 2003)。許多文獻討論外資對資本市場的領先地位，例如 Grinblatt and Keloharju (2000)指出外資多為動能策略者，且可獲得較個人為高的超額報酬；Froot et al. (2001)研究說明外資淨流入對新興市場的報酬有顯著正向的預測能力，符合一般認為外資在新興市場擁有較佳的私有資訊。在國內研究方面，游智賢與賴育志(1999)討論外資在台灣股市中是否具有資訊領先之指標作用，研究結果指出外資在空頭時期，具有資訊領先現象，顯示外資擁有較即時且品質較佳之市場資訊，使其投資行為上得以較其他投資人早一步反應市場訊息；劉祥熹與李崇主(2000)發現外資過去資訊會對台灣股市當期股價有影響，建議預測台灣

---

<sup>7</sup> 「外資」指屬於外國投資者，投注於企業及其他獲取利潤活動之所有形式實體資產以及智慧財產，均可定義為外國資本。

股市股價指數報酬率必須考慮前期的外資買賣超變動率；林美珍與馬麗菁(2002)指出外資的多空操作的交易行為對於集中市場有顯著的影響力，前期之外資買賣超資訊是為散戶重要的投資策略參考，個人投資多和外資採用同向之交易策略引發從眾效果。尤其像是台灣屬於淺碟型的證券市場且相對小型開放，以及貿易依存度相當高，外資對於台灣證券市場的影響力更是明顯。

是故可以知道外資的交易行為將對市場投資人帶來預期方向，使得投資行為由理性轉為非理性，是故本研究嘗試透過外資進出操作，進一步分析投資人情緒及基差間關係，並討論外資帶來的多空預期心理，是否為導致市場上基差擴大的可能原因；反之，外資帶來市場的多空預期心理，是否反而為套利者的指標，藉由套利活動的進行，而使得基差縮小。綜合上述，有鑑於外資對於現貨及期貨市場買賣及避險操作的顯著影響，進而造成基差變化；或是考量外資態度對於投資人情緒的影響，本文因而將外資買賣超狀態納入考量，分析在控制外資因素下，基差與投資人情緒的交互影響，提供投資人情緒及基差間關係更深入的探討，是為本研究目的之三。

財務計量經濟文獻中，探討金融商品間相關性隨時間改變的議題日益受到重視。Engle(2002)提出 DCC-GARCH(Dynamic Conditional Correlation GARCH)模型，其最大的特色在於假設條件相關係數矩陣具有動態連結效果，允許相關係數隨外在資訊變化而動態調整。Cappiello, Engle and Sheppard (2006)則提出非對稱動態條件相關係數模型(Asymmetric Generalized Dynamic Conditional Correlation GARCH ,ADCC-GARCH)其中納入了資產相關係之不對稱反應負面衝擊，由於過去研究指出，通常兩金融商品間之相關係變動，也會因為正、負消息的不同，而有不同程度的變化。此外，王凱立等(2008)指出正基差對市場之影響強度高於負基差，隱含市場恐慌情緒之負向市場情況下，投資人情緒悲觀情緒與正基差的相關性，可能相對高於其他種市場狀況。說明投資人情緒與基差之相關係數可能存在不對稱的情形，因而本研究首度嘗試以 ADCC-GARCH 模型為研究方法設計，試圖描述基差與投資人情緒之不對稱相關性。

而本文之架構安排如下：第一章為研究動機與目的說明、第二章為回顧過去重要相關文獻、第三章詳述研究方法與模型設計、第四章為實證結果呈現以及第五章則為主要結論說明與解釋。

## 第二節 研究目的

本研究首先探討基差與投資人情緒隱含的資訊之相互影響，與影響的方向，是為研究目的之一。相較於過去文獻少有研究外資對於期貨基差之影響，本研究除以更嚴謹的計量統計方法探討台灣開放外資對於台指期貨基差之影響，更進一步納入投資人情緒，過去文獻投資人情緒大都應用在市場報酬上，而本研究為探討投資人情緒是否對現貨市場和期貨市場間的資訊傳遞有所影響，而創新研究投資人情緒與基差之影響；除了討論外資及投資人情緒對於基差的影響，本研究更進一步的將投資人情緒劃分為二區塊以觀察其變化，並比較在投資人情緒具有大幅度相異時，基差有何變化。

本文主要研究目的為：

- 一、針對投資人情緒與基差變化，分析兩者是否存在互為影響的回饋關係。
- 二、探討高、低恐慌情緒下，對於基差變化的差別影響；並分析正、負基差對於投資人情緒影響的差異。
- 三、考量外資買賣超資訊下，探討外資動態是否對於投資人情緒與基差之關係造成影響，換言之，本文擬分析在外資大量買、賣超訊息衝擊下，探討投資人情緒與基差之關聯是否產生顯著改變。

## 第二章 文獻回顧

### 第一節 投資人情緒文獻發展

近年來行為財務學(Behavioral Finance)的崛起挑戰了傳統財務理論效率市場假說的地位，使得投資人交易行為的相關文獻，開始漸漸的受到學者們的注意，而投資人情緒對市場影響之研究更是成為學術界廣為人探討之議題。回顧近代金融發展史，自 1970 年代開始，Fama(1970)提出的效率市場假說(Efficient Market Hypothesis, EMH)是為傳統財務理論學派之代表理論之一，更為金融學術界奉為主臬，其理論在假設投資人為風險趨避者並且完全理性的追求效用極大化之前提下，指出資本市場能夠即時的反應所有市場上的資訊，使得市場上證券價格是即時且正確未被高估及低估的；即使出現非理性之價格變動，也將在套利者快速套利之下，使得投資人的預期報酬率與理論報酬率趨於一致。在效率市場假說支持下，如何有效用對商品進行評價進而提供投資人有效的進行資產配置，成為各金融學者們最關心的問題，於是許多的資產評價模型因應而生，如資本資產訂價模型(the capital pricing model；CAPM)、Ross(1976)提出的套利定價模型(the arbitrage pricing model；APT)、Fama and French (1993)提出的三因子模型。但由於現實股市波動中仍然許多傳統財務理論無法完美解釋的「異常現象」，於是時至 1980 年代開始，Kahneman and Tversky(1979)提出了展望理論(prospect theory)成為現代行為財務學之濫觴，所謂的展望理論認為，投資人由於無法對於所面臨的情況做詳細的分析而容易產生認知上的偏誤(cognitive bias)，造成不良投資決策，於是學者們對於股價的決定因素開始產生了質疑，也開啟了學者們對行為財務學的多方研究。

而投資人情緒一直是影響投資者作出決策的重要因素，而過去文獻對於投資者情緒指標的定義，目前尚未有統一的定見。在投資人情緒指標的文獻研究上，過去通常將其分類成「直接投資人情緒」與「間接投資人情緒」兩大類。所謂的直接投資人情緒多是直接以問卷的方面，對於投資專家進行訪問，或是搜集專欄分析師的建議等，進而彙集

整理量化後而形成的投資人情緒指標，其中著名的有美國散戶投資人協會 American Association of Individual Investor (AAII)情緒指標、投資者智慧指數 Investors Intelligence 情緒指標、Merrill Lynch(ML)與 Bullish Sentiment Index(BSI)，此類的投資人情緒指標較能直接的反應出投資人情緒，但 Campbell(2006)指出直接投資人情緒指標容易因為受限於受訪者的類型、受訪者回應的真實性與、問卷設計及訪問者對於受訪者回答的理解誤錯等因素，造成指標組成的偏誤。

另一方面，間接投資人情緒指標則是利用市場成交的資料為情緒指標的變數，而此類的投資人情緒相當多，例如 Baker and Wurgler(2000)以新股發行比率作為投資人情緒指標變數，而研究結果發現新股發行比率對於股票市場超額報酬具有解釋力。Baker and Wurgler(2007)則以代表交易量大小的週轉率、股利溢酬、封閉型基金折價、IPO 發行個數、新股發行比例作為投資人情緒指標，實證結果支持當投資人情緒高時，市場報酬反而較低，反之，在投資人情緒低時，反而有較高的預期報酬。Brown and Cliff(2004)則使用大量投資人情緒指標，以橫斷面迴歸分析研究來驗證情緒和報酬間的關係，納入變數包含市場績效變數、交易活動變數、衍生性金融商品變數等，發現情緒變動是由報酬所引起的。Baker and Stein(2004)則指出當市場存在非理性投資人及各種放空限制之下，高流動性表示市場過度樂觀，投資者將會積極轉入股票市場操作，使得週轉率提高，但過度樂觀將造成未來股價的下跌，因此市場週轉率可作為投資人情緒指標。國內研究方面，周賓鳳、張宇志與林美珍(2007)以市場週轉率、新股發行比和資券餘額比作為投資人情緒指標，結果發現市場週轉率可以用來解釋市場報酬，且兩者具有顯著的回饋關係，但新股發行比和資券餘額比對於市場報酬皆不具有解釋能力。

而反向的間接投資人情緒指標也是市場及學術上常用的指標，例如由美國芝加哥選擇權交易所(Chicago Board Options Exchange,CBOE)公布的買賣權交易量比率(put/call ratio)及市場波動指數(Volatility Index, VIX)。所謂的 VIX 是為市場波動率指標，亦被稱為恐慌指數(The investor fear gauge)，其主要反應投資人對於未來金融市場波動程度的看



法，通常被視為是一領先指標，而 VIX 最早是為 Whaley(1993)年所提出，是為即時計算美國 S&P100 指數選擇權隱含波動率的加權指數。其計算的概念由 Black-Scholes (1973)以及 Merton(1973)發表的著名 B-S model 而來，其中將現貨價格、履約價、無風險利率、距到到期日時間、股利率等代入模型中，即可以反求隱含波動率。此投資人情緒指標是為反向情緒指標，亦即當指數越高時，表示投資人認為未來市場的不確定性增高則預期波動程度變大，則代表投資人對於市場不安的心理反應；反之，當指數越低時意味投資人預期未來市場波動趨於緩和，則代表投資人滿足於市場現況。實務上，當 VIX 指數超過 40 時通常表示市場對未來具有非理性的恐慌，可能於短期內出現反彈。相對的，當 VIX 指數低於 15，表示市場出現非理性繁榮，可能會伴隨著賣壓殺盤。

芝加哥選擇權交易所在 2003 年 9 月 22 日公佈新的 VIX 指數計算公式，同時為了將新舊指標加以區分，則將舊制的 VIX 指標改名為 VXO 指數。新的 VIX 指數使用不同履約價格的指數選擇權來計算預期波動率，而非如舊制 VIX 指數只納入價平的選擇權契約且不再延用 Black-Scholes 的選擇權評價模型，改以新開發公式計算而得；其中新舊 VIX 最大的差異在於舊制 VIX 以 S&P100 指數的選擇權為計算對象，而新制 VIX 改以美國股票市場主要指數 S&P500 指數的選擇權為計算對象。而在過去對 VIX 研究的文獻例如，Whaley(2000)說明 VIX 是投資人對未來市場波動度預期的表現，當 VIX 值越高，表示投資人預期未來市場價格的波動程度愈劇烈。Brown and Cliff(2004)提到當投資人對未來市場預期有高度波動，即像 VIX 相對在高水準之下，則可視預期未來市場為悲觀的熊市。Giot(2005)研究指出當市場 VIX 指數出現極高數據時，表示市場有過度賣出的現象，則反而是一種買進的訊息。在國內的指數彙編，則在 2006 年 12 月 18 日採行，而臺指選擇權波動率指數即是藉由 CBOE 編製 VIX 指數的方法，針對臺灣選擇權市場的交易活動，編製一套合適的波動率指數，以期正確地描繪當時市場上價格的波動情形，提供選擇權交易人更多的資訊內容，協助其判斷市場的狀況與擬定合宜的交易決策。

## 第二節 基差相關文獻發展

所謂的基差(basis)是現貨價格減掉期貨價格所得之差額，而在市場上投資人則慣用價差(spread)來表達，而價差則為期貨價格減去現貨價格，亦及價差與基差僅相差一個正負號，當期貨價格大於現貨價格稱之為「正價差」隱含著市場面為看多之氣氛；當期貨價格小於現貨價格稱之為「逆價差」則表示看空市場面之普遍看法。

由於期貨套利及避險與期貨定價具相當大的關聯性。因此，對於股價指數期貨的交易者而言，期貨契約最值得關心的研究主題之一應是其定價問題。迄今，持有成本評價模型(cost of carry model)是最廣泛被使用的評價模式。該模式在完全市場假設條件下，立基於一個套利(Arbitrage)組合而發展出的，儘管理論上指數套利之操作會迫使指數期貨的實際價格走向其理論價格。但由於持有成本評價模式本身過多違反現實環境的假設以及過度忽視市場環境因素，使其在解釋及預測實際股價指數期貨之走勢顯得不夠完美，已有多位研究者實證發現股價指數期貨的實際價格與運用該模式所估算的理論價格之間有顯著差異存在。例如，Cornell and French(1983)、Figlewski(1984)、Modest and Sundaresan(1983)及 Eytan and Harpaz(1986)等均觀察到市場上的實際價格，一般而言，低於持有成本評價模式所估算的理論價格。而 Bhatt and Cakici(1990)實証結果卻得到相反的結果。即實際價格高於理論價格。而學者亦試圖解釋引起此種差異的原因，歸納所提出的因素包括 Cornell and French(1983)將此種差異歸咎於稅負的因素及時間選擇權(timing option)。Modest and Sundaresan(1983)則解釋此種差異是因投資者對賣空所得資金不能完全使用及未考慮交易成本所引起。Figlewski(1984)認為此種差異是因投資者對於新的股價指數期貨運作，尤其是市場每日結算(marked-to-market)制度不熟悉所引起暫時失衡。BhattandCakici(1990)發現實際價格與理論價格之間的價格誤差率與至到期日天數(time-to-maturity)及股利率有著正的顯著性的關係。Klemkosky and Lee(1991)則將借、貸利率不相等的因素納入該評價模式中。Hemler and Longstaff(1991)則認為市場波動性

對於期貨價格決定扮演著重要角色。Ramaswamy and Sundaresan(1985)在其評價模式中，將利率隨機過程納入考量。Hsu and Wang(1998)將價格預期及風險趨避等因素納入考量，並利用偏微分方程以及套利不完全論點，發展出一套不完全市場下之指數期貨定價模式。

由於基差是為現貨市場與期貨市場的偏離程度，是故過去現貨市場與期貨市場的關係，也是本研究關心的議題，是故以下篇幅將列舉期貨市場變化關係之相關文獻，以釐清基差變化的可能走向，例如王凱立、郭一棟和李昀薇(2007)就期貨與現貨跨市場報酬傳導分析而言，期貨對現貨參數呈現遞延至四及五期之正向顯著估計，顯示期貨對現貨達 20 至 25 分鐘領先效果，說明台股存在期貨對現貨訊息傳遞的管道。Stoll and Whaley(1990)、Chan(1992)、Wahab and Lashgari(1993)、Abhyankar(1995)及 Chu, Hsieh and Tse(1999)等指出，有別於現貨價格易受個股非經常性交易(*infrequent trade*)影響，期貨價格取決於市場喊價，可立即反應市場訊息，加上期貨市場低摩擦性、高槓桿效應及高流動性等因素，使得對資訊反應的速度快於現貨市場，造成期貨領先現貨市場的現象。Wahab and Lashgari (1993)、Booth, So and Tse(1999)、Roope and Zurbruegg(2002)、黃玉娟與徐守德(1997)與余尚武和王俞璵(1999)亦得到類似觀察。進一步比較兩者價格領先落後時程與影響程度，發現期貨領先現貨達 20 至 25 分鐘，現貨領先期貨達 10 分鐘，顯示期貨市場領先效果優於現貨市場。

台灣屬於淺碟型的市場，股票市場以及期貨市場，是為台灣之資本市場最主要的兩大投資類別，是故現貨市場與期貨市場的關係相當密切。加上由過去文獻中指出，期貨之於現貨市場之預測功能，將意味著現貨與期貨之偏離代表著市場上投資人的看法的分歧，於是本研究由此觀念切入，希望能解讀基差中隱含更多的投資人決策資訊。

### 第三節 外資介入相關文獻發展

台灣期貨交易所(Taiwan futures exchange, TAIFEX)於 1998 年 7 月 21 日首度發行以台灣發行量加權股價指數為標的之「台指期貨合約」(Taiwan stock exchange capitalization weighted stock index futures, TX)，開啟了我國期貨商品的先端，但由於台灣期交所成立之初，國內投資人對期貨商品的不熟悉以及台灣政府在期貨市場對外資交易諸多限制，外資大多選擇以新加坡交易所(SGX-DT)發行的「摩根台股指數期貨」來進行避險，使得台灣期貨市場相對封閉且成交量不活絡。為了提高台灣期貨市場的流通率，台灣期貨交易所於 1999 年 10 月 30 日公告「外國專業投資機構和境外華僑及外國人從事期貨交易處理要點」，基於避險需要從事期貨交易之前提下開始放寬外資持有期貨部位的限制，至此外資在台灣期貨市場的參與才逐漸活絡。至 2006 年 3 月 27 日更是開放外國投資人可基於非避險性之需求，透過綜合帳戶從事期貨交易，在 2009 年 4 月 30 日，在台灣與對岸簽定金融監理合作備忘錄(MOU)開放陸資來台開始，不僅歐美之資金可參與台灣期貨市場，中國大陸之資金亦為台灣期貨市場注入新的活水，時至今日台灣之期貨市場發展更加多元且蓬勃。

由過去文獻指出由於投資型態與特性大相逕庭，個人投資人與機構投資人在投資行為上亦有相當大的差異，機構投資人擁有較多的資訊，往往被預期具有較佳的投資績效，且對於股票市場報酬亦具有顯著的影響，進來而成為投資人重要的仿效對象，例如 Grinblatt and Keloharju (2000)指出外資多為動能策略者，且可獲得較個人投資人為高的超額報酬。Froot et al.(2001)研究說明外資淨流入對新興市場的未來股票報酬有顯著正向的預測能力，符合一般認為外資在新興市場擁有較佳的私有資訊。且一個國家之資本市場組成，除了本土的自有資金外，另一方面「外資」在資本市場上一直扮演著相當重要的角色。由於開放國際資金流入的優點可帶動國內投資，並藉由直接投資帶來的外溢效果進而嘉惠整體經濟，同時間接投資能深化國內金融市場等。但同時其缺點為容易受到其他國家金融體系不穩定之影響，其影響途徑是藉由資本帳自由之傳遞，而導致本國金

融體系產生影響。而外資是為國際型的投資資金來源，其大都為國外共同基金、退休基金等投資信託機構所組成，在一般投資人的認知上，皆將其歸類為擁有相對專業的資源、分析系統以及完整且即時的資訊來源，在證券市場上常常被視為是資訊優勢交易者(Kamesaka et al., 2003)，於是外資憑藉著自身大量且迅速的資訊分析，以及雄厚的資金能量，在多空之間，來回操作，其對於證券市場的影響不容小覷。近年來興起的私募基金更是增長了外資對於新興資本市場的影響力，有鑑於外資對於證券市場的變化影響與日俱增，其外資交易對於證券市場的影響漸漸成為學術界重視的研究議題。

尤其像是台灣屬於淺碟型的證券市場且相對小型開放，以及貿易依存度相當高，外資對於台灣證券市場的影響力更是明顯。國內許多研究文獻指出，外資的多空操作常成為個人投資人進行投資決策上一大重要的指標，例如游智賢與賴育志(1999)討外資在台灣股市中是否具有資訊領先之指標作用，研究結果指出外資在空頭時期，具有資訊領先現象，顯示外資擁有較即時且品質較佳之市場資訊，使其投資行為上得以較其他投資人早一步反應市場訊息。劉祥熹與李崇主(2000)進一步發現外資的過去資訊會對台灣股市當期股價有影響，建議預測台灣股市股價指數報酬率必須考慮前期的外資買賣超變動率。林美珍與馬麗菁(2002)指出外資的交易行為對集中市場有相當影響力，前期之外資買賣超訊息，成為個人投資人之買進賣出依據，個人投資人多和外資採用同向之交易策略，於是透過從眾效果，將擴大對正逆基差的影響。Antonio & Holmes(1995)利用 FTSE100 股價指數和股價指數期貨為研究，實證結果指出股價指數期貨交易將增加股價波動性，而其原因可能為期貨交易將期貨市場中的訊息傳遞至現貨市場，造成現貨市場的波動增加。

#### 第四節 雙變量 GARCH 模型相關文獻發展

在研究方法上，由於過去一般的最小平方迴歸法，假設殘差為一常數，但在時間序列的資料型態上，都具有條件變異數不齊一性的特性，其特性為條件變異數會隨著時間改變。而此類討論報酬波動性的文獻，由 Engle(1982)提出的 ARCH 模型(Autoregressive Conditional Heteroscedasticity)，將條件變異隨著時間變動的特性納入了模型之中，以期能夠更適切的描述時間序列的資料形態，尤其像是時間序列資料常見的高狹峰分配以及波動叢聚的現象，使估計的效率大為提升，也會時間序列資料處理開起了新的扉頁。

時至 Bollerslev(1986)提出了 GARCH 模型(General Autoregressive Conditional Heteroscedasticity)，其模型進一步同時考量自我迴歸和移動平均對條件變異數成之影響，對於市場報酬的波動性的預估又更上一層樓。自此之後，ARCH/GARCH 模型成為財務計量經濟中的顯學，更是擁有相當的支持者，更是有許多學者將 GARCH 模型加以變形提出其他條件與特性之 ARCH/GARCH 模型，其中著名的模型例如：Bollerslev(1986)提出了 IGARCH 模型、Nelson(1991)提出雙變量 EGARCH(exponential General Autoregressive Conditional Heteroscedasticity)模型、Glosten, Jagannathan and Runkle(1993)更是提出了 GJR-GARCH 模型以被稱之為 Threshold GARCH(TGARCH)，更是為 ARCH/GARCH 的主流地位奠下更優良的基礎，其中 EGARCH 模型、GJR-GARCH 模型的主要貢獻在於其能夠反應財務市場中常見的「槓桿效果」。

在資產訂價的概念上，資產的價格以及報酬的波動性對於資產的配置及風險的控管具相當重要的關鍵影響，於是除了 ARCH/GARCH 模型的條件變異數變化成為主流，另一方面為了能夠正確地估計出資產報酬的波動性，條件共變異數與相關性矩陣的估算成為金融市場與學術界一項相當重要的議題。於是 Bollerslev(1988)提出了 VECM 模型、Engle and Kroner(1995)提出 BEKK 模型，亦即 BABA-ENGLE-KRAFT-KRONER 模型，希望能夠有效率的估算條件共變異數與相關性矩陣，但由於上述模型之估計參數眾多，

常成為進行估計時的障礙。

Bollerslev(1990)更是提出多變量之 CCC-GARCH 模型，其特性為具有固定條件相關係數，以 GARCH 模型去估計多個市場間之條件相關係數，但固定條件的相關係數的限制使其模型不能有效的表達不同市場間的條件相關係數。因此，Engle and Sheppard(2001)、Engle(2002)皆提出 DCC-GARCH(Dynamic Conditional Correlation GARCH)模型來解決固定條件相關係數的限制，而其中 ENGLE(2002)所提出的 DCC-GARCH 模型其實就是將 Bollerslev(1990)之 CCC-GARCH 模型加以延伸，其中最大的特性在於其模型設計上，使得條件相關係數矩陣變得可以隨時間變動，於是許多時間序列資料的限制皆迎刃而解。

### 第三章 研究方法

本研究嘗試研究台灣指數期貨與現貨間之基差、投資人情緒與外資買賣超之間的相互關係，針對指數期貨指數資料來源，本研究選取本土台股指數期貨合約(以下簡稱台指期)為研究對象。實證資料包括股價指數期貨每日的收盤價，均取自台灣期貨交易所每日成交資料，由於近月之期貨合約較遠月合約更熱絡，因此本文參考莊鴻鳴、林淑瑜、徐守德和羅容恆(2010)之選擇條件，均採近月期貨為研究樣本。在投資人情緒部份，由於市場上投資人情緒指標頻率以及取得成本之限制，本研究採用台灣期貨交易所公告之「波動率指數(新)」(以下簡稱 VIX 指數)為研究對象，其資料頻率為日資料。

本文之模型採不對稱動態條件相關係數模型(Asymmetric Dynamic Conditional Correlation; ADCC-MGARCH 模型<sup>8</sup>)之多變量模式，將基差與投資人情緒以聯立方程式結合，允許跨市場條件共變異數隨時間改變，用以避免兩階段估計缺失。過去傳統文獻著重在不同市場報酬外溢傳導的效果，近年來學術界漸漸重視不同市場資訊傳遞效果的議題。而研究市場資訊的強弱則與波動程度有相當密切的關係，是故若是忽略隨時間改變之波動過程，則很容易得到不具效率的參數估計，更無法適切的描述出不同市場資訊傳遞的效果。綜合上述，針對本文議題及資料特性需要，本文以 ADCC-MGARCH 模型及最大概似法(Method Likelihood, FIML)推估基差與投資人情緒之聯立方程式，透過嚴謹計量模式妥適描述資料特性，期得到可信賴的估計結果。

其中本研究之模型應用 Gauss 軟體搭配其應用程式 Constrained Maximum Likelihood (CML)模組為工具來估計及編寫，以充分資訊最大概似法估計法，針對聯立方程式結構作推估。估法標準與法則，本研究則採用 BHHH(Berndt, Hall, Hall and

---

<sup>8</sup> Engle and Sheppard(2001)、Engle(2002)提出 DCC-GARCH 模型來解決固定條件相關係數的限制，DCC-GARCH 模型事實上是將 Bollerslev(1990)之 CCC-GARCH 模型加以延伸，其中最大的特性在於其模型設計上，使得條件相關係數矩陣變得可以隨時間變動，於是許多時間序列資料的限制皆迎刃而解。更進一步 Cappiello, Engle and Sheppard (2006)則提出 ADCC-GARCH(Asymmetric Generalized Dynamic Conditional Correlation GARCH model)其中納入了資產相關係之不對稱反應負面衝擊。



Hasusman, 1974)演算法為主。

以下區分為三大模型，模型一主要探討投資人情緒與基差間之相互影響，是為「VIX 和 BASIS 之 ADCC-MGARCH 動態模型」；模型二則是在模型一的基礎下，進一步將投資人情緒與基差區分為達門檻設定之高、低投資人情緒以及達門檻設定之正、負基差，是為「考量門檻條件下 VIX 和 BASIS 之 ADCC-MGARCH 動態模型」；模型三則是在考量外資買、賣超之下，進一步分析投資人情緒與基差之關係，是為「考量外資買賣超下 VIX 和 BASIS 之 ADCC-MGARCH 動態模型」，以下將依序說明其模型設計。

本研究模型架構依序為條件平均數方程式、條件變異數方程式及條件共變異數方程式，以下章節將先以三大模型之條件平均數為介紹，再進一步說明條件變異數方程式及條件共變異數方程式，模型架構詳敘如下<sup>9</sup>：

模型(一)

### VIX 和 BASIS 之 ADCC-MGARCH 動態模型

條件平均數方程式如下：

$$\text{Bas}_t = \alpha_0^B + \sum_{i=1}^{p^B} \alpha_i^{V-B} \text{VIX}_{t-i} + \sum_{j=1}^{q^B} \beta_j^B \text{Bas}_{t-j} + \varepsilon_t^B \quad (1.1)$$

$$\text{VIX}_t = \alpha_0^V + \sum_{i=1}^{p^V} \alpha_i^{B-V} \text{Bas}_{t-i} + \sum_{j=1}^{q^V} \beta_j^V \text{VIX}_{t-j} + \varepsilon_t^V \quad (1.2)$$

其中  $\text{Bas}_t$  表示第  $t$  期現貨及期貨價格間之基差。

$\text{VIX}_t$  表示第  $t$  期投資人情緒，以恐慌指數為變數選擇。

方程式(1.1)及(1.2)分別代表基差與投資人情緒之條件平均數方程式，其中在方程式(1.1)裡， $\text{Bas}_t$  代表市場基差，定義與股票市場現貨減去期貨之價格差； $\varepsilon_t^B(\varepsilon_t^V)$  表示基差(投

<sup>9</sup>基差與投資人情緒平均數及條件變異數方程式之最適落後期數，主要依 AIC 與 SC 值統計量為選擇依據，各變數之落後期數顯示於實證表格部分。

資人情緒)條件平均數方程式之誤差項，其表示未預期變動； $\alpha_i^{V-B}(\alpha_i^{B-V})$ 表示投資人情緒(基差)對於基差(資人情緒)之傳導估計參數； $\beta_j^B(\beta_j^V)$ 為基差(投資人情緒)平均數方程式之遞延期估計參數。

其中兩變數之條件平均數方程式之變數落後期數選擇，主要是參考 Wang et al. (2001)所建議的研究步驟，其中選定變數間之自我落後期數的方法主要有以下三個衡量方法：首先，根據 Box-Jenkins(1976)提出的 ACF 法則及 PACF 法則，也就是以自我相關(Autocorrelation Function, ACF)及偏自我相關函數(Partial Autocorrelation Function, PACF)，鑑定所有可能的 ARMA 模型來找出最適的落後期數。其次，是通過 Box-Jenkins 法則來選取之可能模型中，其方法為挑選 Ljung-Box 之 P 值大於 0.1 之模型，其主要用意是確保殘差項將不具有一階序列相關之白噪音。最後，綜合以上述二方法所篩選出的可能之模型，從中以 AIC 及 SC 法則選取最具影響力之落後期數，亦即選取 AIC 及 SC 相對較小之模型，作為條件平均式設定依據。除了條件平均數之設定，以下本研究將針對模型之條件變異數方程式進行設定及說明。

上述為本研究所設定之模型一，主要探討投資人情緒與基差間之關係，是為 VIX 和 BAS 之 ADCC-GARCH 動態模型，以下將說明模型二和模型三之模型設定，並且說明其條件平均方程式的設定。

## 模型(二)

接續將說明模型二，將延續模型一並且進一步考量正、負基差與高、低恐慌情緒下，投資人情緒與基差間之關係，是為考量門檻條件下之 ADCC-MGARCH 動態模型，其模型之條件平均方程式如下述：

### 考量門檻條件下 VIX 和 BASIS 之 ADCC-MGARCH 動態模型。

條件平均數方程式如下：

$$\text{Bas}_t = \alpha_0^B + \sum_{i=1}^{p^B} \alpha_i^{V-B} \text{VIX}_{t-i} + \sum_{l=1}^{r^B} \alpha_{H,l}^{V-B} (\text{VIX}_{t-l})(D_{V,t-l}^H) + \sum_{m=1}^{s^B} \alpha_{L,m}^{V-B} (\text{VIX}_{t-m})(D_{V,t-m}^L) + \sum_{j=1}^{q^B} \beta_j^B \text{Bas}_{t-j} + \varepsilon_t^B \quad (2.1)$$

$$\text{VIX}_t = \alpha_0^V + \sum_{i=1}^{p^V} \alpha_i^{B-V} \text{Bas}_{t-i} + \sum_{l=1}^{r^V} \alpha_{+,l}^{B-V} (\text{Bas}_{t-l})(D_{B,t-l}^+) + \sum_{m=1}^{s^V} \alpha_{-,m}^{B-V} (\text{Bas}_{t-m})(D_{B,t-m}^-) + \sum_{j=1}^{q^V} \beta_j^V \text{VIX}_{t-j} + \varepsilon_t^V \quad (2.2)$$

其中  $D_{V,t}^H = \begin{cases} 1, & \text{達到前 20\% 門檻之高恐慌情緒虛擬變數;} \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$

$D_{V,t}^L = \begin{cases} 1, & \text{達到前 20\% 門檻之低恐慌情緒虛擬變數;} \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$

$D_{B,t}^+ = \begin{cases} 1, & \text{達到前 20\% 門檻之正基差虛擬變數;} \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$

$D_{B,t}^- = \begin{cases} 1, & \text{達到前 20\% 門檻之負基差虛擬變數;} \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$

由方程式(2.1)和(2.2)可知， $D_{V,t}^H(D_{V,t}^L)$ 是為投資人情緒虛擬變數，參考 Wang(2001)之做法，本研究定義恐慌指數(VIX)資料排序較高(低)的 20%，即定義為高(低)恐慌情緒， $D_t^H(D_{V,t}^L)$ 即為 1；其餘情況為 0。 $D_{B,t}^+(D_{B,t}^-)$ 為基差虛擬變數，當基差為正(負)時，定義  $D_{B,t}^+(D_{B,t}^-)$ 為 1；其餘情況為 0。 $\alpha_{H,l}^{V-B}(\alpha_{L,m}^{V-B})$ 表示投資人在高(低)恐慌情緒門檻狀態下，恐慌情緒對基差之傳導估計參數； $\alpha_{+,i}^{B-V}(\alpha_{-,i}^{B-V})$ 代表正(負)基差達 20%高(低)門檻狀態下，正(負)基差對於投資人情緒之傳導估計參數。

### 模型(三)

繼模型二之條件平均方程式說明後，針對模型三則再加入外資買賣超變數的影響，探討當市場外資的多空操作是否會影響市場之投資人情緒和基差，是為考量外資買賣超之下之 ADCC-MGARCH 動態模型，其模型之條件平均方程式如下述：

#### 考量外資買賣超下 VIX 和 BASIS 之 ADCC-MGARCH 動態模型。

條件平均數方程式如下：

$$\text{Bas}_t = \alpha_0^B + \sum_{i=1}^{p^B} \alpha_i^{V,B} \text{VIX}_{t-i} + \sum_{l=1}^{r^B} \alpha_{NB,l}^{V,B} (\text{VIX}_{t-l})(D_{t-l}^{NB}) + \sum_{m=1}^{s^B} \alpha_{NS,m}^{V,B} (\text{VIX}_{t-m})(D_{t-m}^{NS}) + \sum_{j=1}^{q^B} \beta_j^B \text{Bas}_{t-j} + \varepsilon_t^B \quad (3.1)$$

$$\text{VIX}_t = \alpha_0^V + \sum_{i=1}^{p^V} \alpha_i^{B,V} \text{Bas}_{t-i} + \sum_{l=1}^{r^V} \alpha_{NB,l}^{B,V} (\text{Bas}_{t-l})(D_{t-l}^{NB}) + \sum_{m=1}^{s^V} \alpha_{NS,m}^{B,V} (\text{Bas}_{t-m})(D_{t-m}^{NS}) + \sum_{j=1}^{q^V} \beta_j^V \text{VIX}_{t-j} + \varepsilon_t^V \quad (3.2)$$

其中  $D_t^{NB} = \begin{cases} 1 & , \text{達到前 20\% 門檻之外資淨買超虛擬變數;} \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$   
 $D_t^{NS} = \begin{cases} 1 & , \text{達到前 20\% 門檻之外資淨賣超虛擬變數;} \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$

方程式(3.1)及(3.2)分別代表基差與投資人情緒之條件平均數方程式，其中  $\text{Bas}_t$  代表市場基差，定義與股票市場現貨減去期貨之價格差； $\text{VIX}_t$  表示市場(新)波動率指數， $D_{t-l}^{NB}(D_{t-l}^{NS})$  是為外資買賣超虛擬變數，延伸 Wang(2001)之做法，本研究定義外資買超資料排序中最高(低)的 20% 時，即定義為外淨資買(賣)超選取範圍，令  $D_{t-l}^{NB}(D_{t-l}^{NS})$  為 1，其餘情況為 0； $\alpha_{NB}^{V,B}(\alpha_{NB}^{B,V})$  表示在外資淨買超情況下，恐慌情緒(基差)對基差(恐慌情緒)之傳導估計參數； $\alpha_{NS}^{V,B}(\alpha_{NS}^{B,V})$  則表示在外資淨賣超情況下，基差(恐慌情緒)對於恐慌情緒(基差)之傳導估計參數。

以下將針對本研究 ADCC-MGARCH 模型之條件變異數方程式和條件共變異數方程式進行說明，由於本研究使用到 Constrained Maximum Likelihood (CML) 模組，在章節最後是為本之最大概似估計量之說明。

條件變異數方程式如下：

$$h_t^B = \omega_0^B + \sum_{i=1}^{p^B} \eta_i^B h_{t-i}^B + \sum_{j=1}^{q^B} \delta_{1j}^B (\varepsilon_{t-j}^B)^2 + \delta_2^B (\varepsilon_{t-1}^B)^2 D_{t-1}^B + \sum_{k=1}^{r^B} \xi_{1k}^{V-B} (\varepsilon_{t-k}^V)^2 + \xi_2^{V-B} (\varepsilon_{t-1}^V)^2 D_{t-1}^V \quad (3.3)$$

$$h_t^V = \omega_0^V + \sum_{i=1}^{p^V} \eta_i^V h_{t-i}^V + \sum_{j=1}^{q^V} \delta_{1j}^V (\varepsilon_{t-j}^V)^2 + \delta_2^V (\varepsilon_{t-1}^V)^2 D_{t-1}^V + \sum_{k=1}^{r^V} \xi_{1k}^{B-V} (\varepsilon_{t-k}^B)^2 + \xi_2^{B-V} (\varepsilon_{t-1}^B)^2 D_{t-1}^B \quad (3.4)$$

其中

$$D_t^B = \begin{cases} 1 & \text{if } \varepsilon_{t-1}^B > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$D_t^V = \begin{cases} 1 & \text{if } \varepsilon_{t-1}^V > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

French, Schwert and Stambaugh(1987)及 Nelson(1991)等研究指出好消息與壞消息，亦即當存在正向未預期變動，以及負向未預期變動時，對於波動存在不對稱(Asymmetric)影響，其中發現壞消息比好消息更容易引發下期較大幅度的波動。Glosten et al.(1993)研究發現忽略波動的不對稱考量，可能導致波動量估計偏誤，特別針對散戶占多數的台灣股市而言，負面消息衝擊經常較正面消息造成過度反應(over-reaction)現象。是故本研究考量金融市場投資人對於資訊反應的不對稱性，是以不對稱之 GJR-GARCH 模型為設計，並以虛擬變數 $D_{t-1}^B$ 及 $D_{t-1}^V$ 來控制並其波動不對稱之傳導效果。

方程式(3.3)及(3.4)之 $h_t^B$ 及 $h_t^V$ 分別代表基差與投資人情緒之條件變異數，其中除依 GJR-GARCH 模型假設，允許條件變異數受前期條件變異數 $h_{t-i}^B$ 及 $h_{t-i}^V$ 變動影響外，並受到前期末預期波動 $(\varepsilon_{t-j}^B)^2$ 和 $(\varepsilon_{t-j}^V)^2$ 及前期末預期負向波動傳導 $(\varepsilon_{t-1}^B)^2 \times D_{t-1}^B$ 及 $(\varepsilon_{t-1}^V)^2 \times D_{t-1}^V$ 的影響，亦即參數 $\eta^B$ 、 $\eta^V$ 分別代表基差與投資人情緒市場條件變異數之 GARCH 效果； $\delta_1^B$ 、 $\delta_1^{VIX}$ 分別代表基差與投資人情緒市場條件變異數之 ARCH 效果； $\delta_2^B$ 、 $\delta_2^V$ 分別為兩市場自身市場波動的不對稱性參數。其中 $D_{t-1}^i$  ( $i = B, V$ )為虛擬變數，用來區分好壞消息對條件波動的影響，由於考量投資人對未來價格不樂觀之逆向市場，為正基差，因此設定前期末預期基差衝擊為正值( $\varepsilon_{t-1}^B > 0$ )，則 $D_{t-1}^B=1$ ；若未預期基差衝擊為負值或 0 時( $\varepsilon_{t-1}^B \leq 0$ )，則 $D_{t-1}^B=0$ 。另一方面，當投資恐慌情緒增加，通常代表市場對未來恐慌程度擴大的負面看法，因此設定前期末預期投資人情緒正向影響衝擊( $\varepsilon_{t-1}^V \geq 0$ )，則 $D_{t-1}^V=1$ ，否則為 0。

更進一步，方程式 3.3 及 3.4 除了考慮自身市場 GJR-GARCH 模型架構外，並說明跨市場波動外溢傳導效果；其中， $\xi_1^{V-B}$  ( $\xi_1^{B-V}$ )代表投資人情緒(基差)對於基差(投資人情緒)之跨市場波動外溢效果， $\xi_2^{V-B}$ 為跨市場波動不對稱條件參數，其說明在投資人情緒增加情況下，投資人情緒對於基差的跨市場波動不對稱傳導； $\xi_2^{B-V}$ 代表在基差的逆向市場情況下，基差波動對於投資人情緒的跨市場波動不對稱傳導。

**條件共變異數方程式如下：**

參考 Engle(2002)提出之動態條件相關係數模型(Dynamic conditional correlation；DCC-GARCH 模型)，DCC 模型相較於 CCC 模型之設計，最大的差異在於假設條件相關係數矩陣具有動態連結效果，將相關係數隨時間變化之特性納入模型考量，以允許其文外在資訊變化而調整，進而解決了 CCC 模型條件相關係數為固定常數之問題，其 DCC 模型架構可簡單表示如下：

$$\varepsilon|\Phi \sim MN(0, D_t R_t D_t)$$

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (3.5)$$

$$D_t = \begin{bmatrix} \sqrt{h_t^B} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_t^V} \end{bmatrix} \quad (3.6)$$

$$R_t = \text{diag}\{Q_t\}^{-\frac{1}{2}} Q_t \text{diag}\{Q_t\}^{-\frac{1}{2}} \quad (3.7)$$

$$Q_t = (1 - a - b)\bar{Q} + a(z_{t-1}^i \times z_{t-1}^j) + bQ_t + c(z_{t-1}^i \times z_{t-1}^j)(D_{t-1}^B)(D_{t-1}^V) \quad (3.8)$$

$$z_t^i = \frac{\varepsilon_t^i}{\sqrt{h_t^i}} \quad (3.9)$$

除了上述報酬與波動外溢傳導過程的探討外，兩變數隨時間變化的共變異程度為投資決策重要的影響因素。參數估計過程採二階段估計方式，先估計個別單變量 GARCH 模型參數，再進一步由各單變量 GARCH 模型產生之標準化殘差(standardized residual)  $z_t^i, i = B, V$  進行動態相關係數估計。其中， $H_t = D_t R_t D_t$  為條件變異數-共變異數矩陣； $D_t$  為估計單變量 GARCH 模型得到之條件變異式對角線矩陣  $\text{diag}(\sqrt{h_t^B}, \sqrt{h_t^{VI}})$ ， $R_t$  代表各市場平均數之條件相關係數矩陣； $Q_t$  為利用標準化殘差向量所得到  $Z_t$  之動態相關共變異數矩陣，其估計參數  $a$ 、 $b$  及  $c$  須為正且符合  $(a+b+c) < 1$ ，使得  $Q_t$  為正定及滿足均數回復(mean-reverting)的要求；其中藉由參數  $a$  觀察前期標準化殘差項的交乘項對下期共變異程度影響，參數  $b$  則衡量前期共變異數資訊對下期市場共變異程度之影響，參數  $c$  則為高恐慌情緒變動及市場正基差之變動下，對於兩者共變異程度的影響。 $\bar{Q}$  為兩市場之非條件共變異數矩陣； $\text{diag}\{Q_t\}$  代表  $Q_t$  矩陣只保留對角線部分的矩陣。

根據 Engle(2002)建議可由下列二階段估計方式求得變異數-共變異矩陣；第一階段主要估計各單變量 GARCH 模型，以求得標準化殘差矩陣及條件標準差對角線矩陣 ( $D_t$ )；第二階段計算兩變量間之動態相關係數結構  $R_t$  及  $Q_t$ ；最後，再由  $D_t$  及  $R_t$  求得共變異數矩陣  $H_t$ 。於是在各參數符合 GARCH 模型定態條件下， $H_t$  矩陣為正定。Engle(2002)

指出二階段估計方式可避免參數過多的問題，並使得異質變異的共變異數短陣估計具一致性(consistency)和漸近常態(asymptotic normality)的性質，因此近來廣被文獻採用。

DCC 估計式包括市場報酬及其標準化干擾 GARCH(1,1)過程，因此其最大概似函數包含報酬波動與相關係數兩部分。

**ADCC-MGARCH 模型中之最大概似函數如下：**

$$L = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (k \ln(2\pi) + 2 \ln |D_t| + r_t' D_t^{-1} D_t^{-1} r_t - Z_t' Z_t + \ln |R_t| + Z_t' R_t^{-1} Z_t) \quad (3.10)$$

其中  $D_t$  與  $R_t$  矩陣中之參數分別定為  $\theta$  及  $\phi$ ，可將上式 1.10 拆解為波動性參數及相關性參數二部分。

波動性參數估計值如下：

$$L(\theta) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (k \ln(2\pi) + \ln |D_t|^2 + r_t' D_t^{-2} r_t) \quad (3.11)$$

相關性參數估計值如下：

$$L(\theta, \phi) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\ln |R_t| + Z_t' R_t^{-1} Z_t - Z_t' Z_t) \quad (3.12)$$



## 第四章 實證分析

### 第一節 資料來源與資料描述

本研究主要探討基差與投資人情緒之相互影響，嘗試分析當投資人情緒高漲時，是否會使得現貨市場及期貨市場的偏離擴大形成套利的空間；抑或是會造成現貨市場及期貨市場的偏離，反而會使投資人情緒受到影響。本研究除了以台灣為研究對象外，同為亞洲四小龍之一的「韓國」為台灣強勁的競爭對手，鑑於兩國經濟發展之高度同質性，因此提供兩者相互比較的基礎，是故本研究在探討股票及期貨市場與投資人情緒的影響，將選取台灣與韓國，進一步比較兩國家之金融市場變化的差異。

【表 4.1】研究期間與資料來源

	台灣	韓國
現貨市場名稱	台灣加權股價指數	KOSPI 200 指數
期貨市場名稱	台灣指數期貨	KOSPI 200 期貨
樣本期間	2006/12/18 至 2012/05/31	2006/12/18 至 2012/05/31
樣本數	1348 筆	1353 筆
樣本頻率	日資料	日資料
資料來源	TEJ	DATASTREAM

本研究台灣部分之資料來源及處理如下所述(整理見上表 4.1)，在台灣投資人情緒部份，採用台灣期貨交易所公告之「波動率指數(新)」(以下簡稱 VIX 指數)為研究對象，而根據台灣期貨交易所(TAIFEX)之公告資料於 2006 年 12 月 18 日始，由此限制是故本研究採 2006 年 12 月 18 至 2012 年 05 月 31 日近五年之資料為研究期間，而其資料來源是為台灣經濟新報(TEJ)資料庫。研究對象為台灣指數期貨與現貨間之基差，台灣加權股價指數(S)之每日收盤價，取自台灣經濟新報(TEJ)資料庫，而台灣加權股價指數期貨(F)每日的收盤價，取自台灣期貨交易所每日成交資料，模型中之基差則取「現貨價格減去期貨價格之差額」；而外資在股價指數現貨市場之買賣超則以外資在台灣發行量加權股

價指數(TSE)的買入金額與賣出金額相差所得，亦取自台灣經濟新報(TEJ)資料庫。在韓國的資料來源，則採用 DATASTREAM 中所建構之國際重要指數為依據，採用韓國證交所所推出之 KOSPI Composite 200 Index 指數，韓國投資人情緒變數採用韓國證交所彙編之 KOSPI 200 Volatility Index (V-KOSPI 200)，研究期間為 2006 年 12 月 18 日始，至 2012 年 05 月 31 日，共計 1353 筆日資料。現貨價格、期貨價格、VIX 指數以及外資買賣資料來源皆取自於 DATASTREAM 資料庫；而外資買、賣超資料則來自韓國證券交易所資料。

【表 4.2】台灣與韓國變數之單根檢定

	台灣		韓國	
	ADF	P-P	ADF	P-P
BASIS	-9.6076*** [2]	-20.2457*** [21]	-7.1690*** [4]	-26.2857*** [25]
VIX	-2.8492* [3]	-3.1018** [29]	-2.7155* [3]	-3.0253** [19]

註：1.\*\*\*、\*\*、\*分別為 1%、5%、10%之顯著水準。

2.[ ]內之數值 n 為表示參照 AIC 及 SC 準則選取之最適落後期數。

上表 4.2 是為各變數之單根檢定，其針對資料穩定性特性分析，選用的方法與標準是為 ADF 檢定(Augmented Dickey-Fuller test)與 P-P(Phillips and Perron test)兩種檢定方法，並且對所有序列作單根檢測，並根據 AIC(Akaike's Information Criterion)及 SC(Schwarz's Criterion)法則選取最適落後期數。是故由上表 4.2 的 ADF 檢定值與 P-P 統計量結果顯示，在台灣與韓國基差資料原始資料即拒絕單根檢定，表示其台灣與韓國之基差數據皆符合定態特性，是故在滿足時間序列分析之定態要求之前提之下，本文之基差變數及 VIX 指數將以原始資料為探討對象。

【表 4.3】台灣與韓國變數之基本敘述統計量

	台灣		韓國	
	BASIS	VIX	BASIS	VIX
平均數	22.9373	25.8420	-0.6473	26.6105
中位數	14.2100	24.3300	-0.6600	23.0750
最大值	332.8700	60.4100	6.4900	89.3000
最小值	-162.0600	11.7400	-6.7900	14.2300
標準差	44.5817	8.7921	1.1188	11.3523
偏態係數	1.3225	0.8879	0.1525	2.12458
峰態係數	7.0443	3.5078	5.7517	8.6245
J-B 值	1318.4250	192.6116	433.6935	2811.6410
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
Q(5)	1989.8	23.854	1884.6	17.956
	[0.0000]	[0.0030]	[0.0000]	[0.0030]
Q(10)	2755.9	34.823	2829.3	25.531
	[0.0000]	[0.0040]	[0.0000]	[0.0040]
Q <sup>2</sup> (5)	1062.8	48.905	132.08	211.55
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
Q <sup>2</sup> (10)	1230.8	82.470	190.38	287.45
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]

註：1. J-B 值是為 Jarque-Bera 常態分佈檢定統計量。

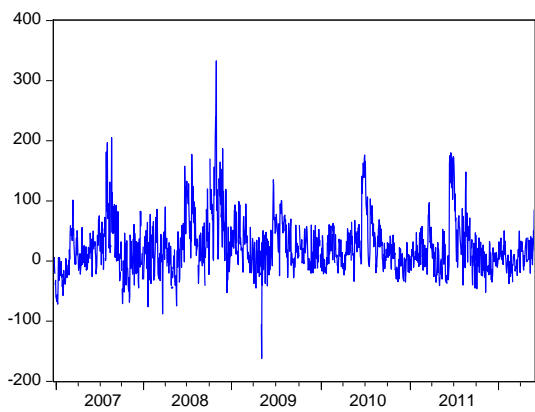
2. Q 及 Q<sup>2</sup> 分別表示變數及其平方之 Ljung-Box Q 統計量。

3. [ ] 內為估計參數之 P 值。

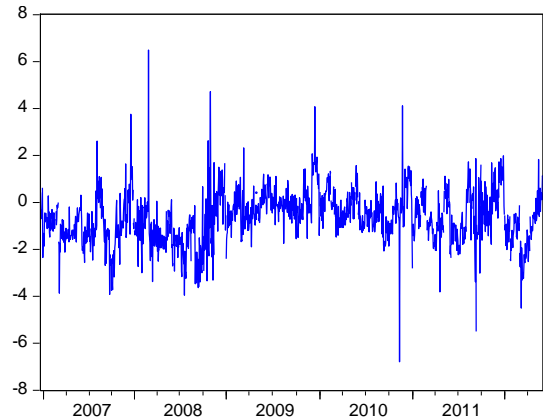
如上表 4.3 為各變數之基本敘述統計量，包括平均數、標準差、偏態係數、峰態係數、Jarque-Bera 常態分配檢定統計量估計及 Ljung-Box Q 等檢定統計量估計，以增加對本研究資料特性的瞭解。在平均數部分，台灣數據呈現正基差，意指現貨減期貨之差為正數；而韓國呈現負基差，亦即期貨多高於現貨。標準差部分，台灣基差之變異程度皆高於韓國，此表示台灣變異程度較大，隱含台灣股市多空看法較分歧，股市波動幅度高於韓國市場；另外，在 VIX 指數之波動性上，台灣與韓國之波動相當。台灣基差與韓國基差之偏態係數皆大於 0，表示其呈現右偏之態式，說明在台灣及韓國多呈現正基差之現象，而不論在台灣或是韓國，其峰態係數亦顯著大於常態分佈峰態係數值 3，代表其市場呈現顯著偏態及厚尾分佈現象。J-B 常態檢定顯示，台灣與韓國的資料於 1% 水準

下，明顯拒絕基差與恐慌指數之資料為常態分佈假設。最後，由 Ljung-Box 的  $Q(5)$ 、 $Q(10)$ 、 $Q^2(5)$ 、 $Q^2(10)$  統計量顯示，基差序列資料呈現線性及非線性相依關係，代表市場對於訊息反應可能存在無效率及異質變異特性，說明有必要將 ARMA 及 GARCH 模式納入實證模型配置的必要性。

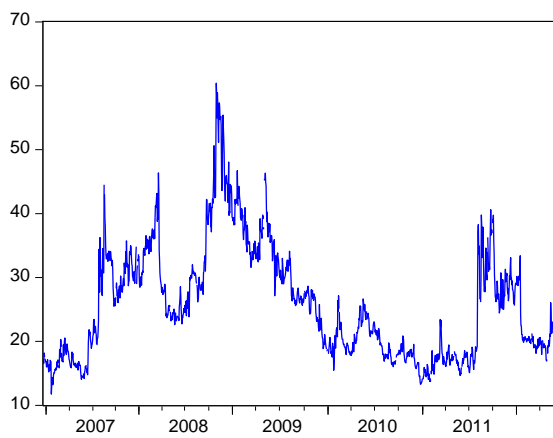
如下圖 4.1 是為基差(Basis)、投資人情緒(VIX)之走勢圖，其中圖(a)是為台灣基差的走勢圖，觀察發現台灣的現貨市場與期貨市場的偏離以正基差的型態為多，同時比較圖(c)台灣恐慌指數(VIX)走勢圖來看，發現在台灣的部分，基差走勢和恐慌指數具反向走勢，在恐慌指數達到高點時，存在有嚴重的負基差。圖(b)為韓國基差的走勢圖，由趨勢可以知道韓國在基差的表現，正、負基差的分佈較台灣來說較為平均，以零為基準之上下資料比數較為平均；另一方面，現貨市場與期貨市場的偏離的程度較台灣來的小，而 2011 年之韓國基差變得波動加劇，此和圖(d)韓國恐慌指數(VIX)走勢圖有相同的走勢，韓國的恐慌指數在 2011 年開始有大幅度的攀升，顯示在恐慌指數高漲時，基差也呈現擴大的趨勢。



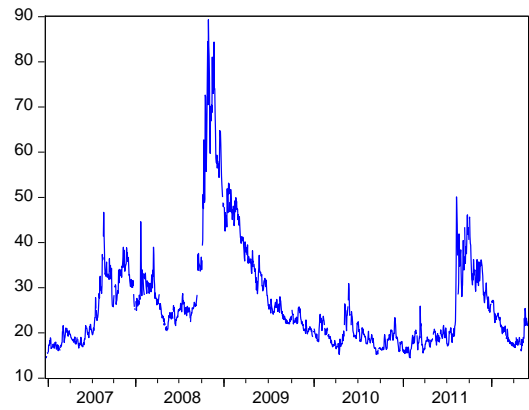
(a) 台灣基差(Basis)走勢圖



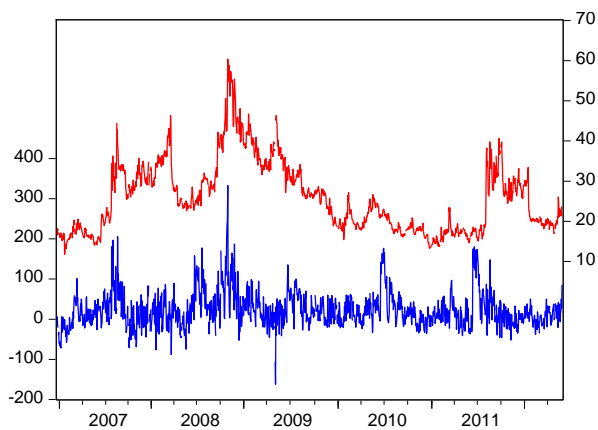
(b) 韓國基差(Basis)走勢圖



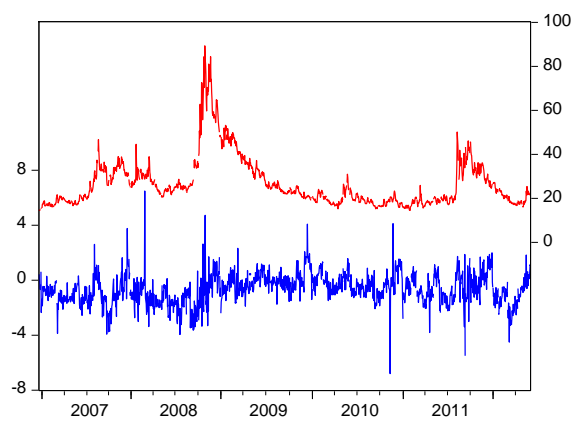
(c) 台灣恐慌指數(VIX)走勢圖



(d) 韓國恐慌指數(VIX)走勢圖



(e) 台灣基差與 VIX 走勢比較圖



(f) 韓國基差與 VIX 走勢比較圖

【圖 4.1】各國基差(Basis)、投資人情緒(VIX)之走勢圖

## 第二節 實證結果分析

本節依據第三章所敘述的三個研究模型做實證，並進行分析，先以 Eviews 軟體進行事前檢測與資料擷取，實證模型則應用 Gauss 軟體搭配其應用程式 Constrained Maximum Likelihood (CML) 模組為工具來估計及編寫，以充分資訊最大概似法估計法，針對聯立方程式結構作推估。在估法標準與法則上，本研究則採用 BHHH (Berndt, Hall, Hall and Hasusman, 1974) 演算法為主。本研究主要模型有為下列三個，分別是：VIX 和 BASIS 之 ADCC-MGARCH 動態模型、考量外資買賣超之下之 ADCC-MGARCH 動態模型以及考量高、低投資人情緒與正、負基差下 VIX 和 BAS 之 ADCC-GARCH 動態模型，下列分別探討其實證結果。

【表 4.4】VIX 和 BASIS 之 ADCC-MGARCH 動態模型之條件平均式參數估計

基差方程式(BASIS)				投資人情緒方程式(VIX)			
變數	參數	台灣	韓國	變數	參數	台灣	韓國
Const.	$\alpha_0^B$	11.0373 (13.6837)	-0.9251 ** (0.4272)	Const.	$\alpha_0^V$	-2.1945 (2.5227)	0.0102 (0.0256)
VIX <sub>t-4</sub>	$\alpha_4^{V-B}$		10.8318 *** (4.1383)	Bas <sub>t-2</sub>	$\alpha_2^{B-V}$	-0.0921 ** (0.0452)	
VIX <sub>t-7</sub>	$\alpha_7^{V-B}$	2.7283 ** (1.3533)		Bas <sub>t-3</sub>	$\alpha_3^{B-V}$		-0.0140 (0.011)
Bas <sub>t-1</sub>	$\beta_1^B$	4.7087 *** (0.3013)	3.8537 *** (0.282)	VIX <sub>t-1</sub>	$\beta_1^V$	-0.9737 *** (0.3071)	-0.8669 *** (0.3064)
Bas <sub>t-2</sub>	$\beta_2^B$	0.7668 ** (0.3235)	1.5835 *** (0.303)	VIX <sub>t-2</sub>	$\beta_2^V$	-0.5594 * (0.3233)	-0.4329 (0.3001)
Bas <sub>t-3</sub>	$\beta_3^B$	1.4254 *** (0.3218)	1.7490 *** (0.3036)	VIX <sub>t-3</sub>	$\beta_3^V$	-1.4900 *** (0.3074)	-0.0851 (0.3094)
Bas <sub>t-4</sub>	$\beta_4^B$	0.3994 (0.2906)	0.4020 (0.3055)	VIX <sub>t-4</sub>	$\beta_4^V$		-0.6318 ** (0.3038)
Bas <sub>t-5</sub>	$\beta_5^B$		0.9383 *** (0.2848)	VIX <sub>t-6</sub>	$\beta_6^V$	-0.5325 * (0.284)	

註：1. \*\*\*、\*\*、\*分別為 1%、5%、10%之顯著水準。

2.( )內是為標準誤。

表 4.4 是為 VIX 和 BASIS 之 ADCC-MGARCH 動態模型之條件變異數參數估計，針對投資人情緒對基差傳導作觀察，模型顯示台灣基差落後七期報酬參數估計( $\alpha_7^{V-B}$ )在 5% 信心水準下呈現顯著正向估計，顯示基差變化受到投資人情緒的調整影響。這說明當全體投資人恐慌情緒高漲時，使得基差擴大，證實在台灣 VIX 是為影響基差變化的重要解釋變數。另一方面，實證顯示韓國基差落後四期報酬參數估計( $\alpha_4^{V-B}$ )，於 1% 水準下呈現顯著正向估計，顯示基差變化受到投資人情緒的調整影響，隱含當全體投資人恐慌情緒下降時，市場上呈現樂觀氣氛，預期現貨相對期貨漲幅增加，使得基差擴大，證實恐慌情緒與基差間之關係呈現正向相關，和台灣市場的變動符號相同；

在自我相關遞延期的估計結果發現，台灣與韓國至少前五期都是顯著為正，說明市場前期基差對於當期基差具有顯著影響，表示基差變化在短期呈現持續同方向的變化，表示基差前期對於後期存在續航效果。進一步比較發現投資人情緒對於基差反恐可達遞延七期，而韓國則達遞延四期，說明台灣投資人情緒對於基差影響時程更為明顯，這和台灣股市以散戶為主的型態有密切的關係，散戶間恐慌情緒變動，造成的從眾行為，顯著影響基差走勢變化。

基差對於投資人情緒的參數估計結果，在台灣市場，可以發現基差變化對於投資人情緒呈現遞延二期的負向顯著結果，市場基差變動程度多是反應法人的交易策略，而投資人情緒則多呈現散戶的心理狀態；當基差擴大表示現貨漲幅大於期貨的漲幅，現貨市場呈現樂觀氣氛，造成投資人恐慌情緒下降。然而在韓國市場之基差對投資人情緒則呈現不顯著影響。

綜合上述，本研究發現基差對於投資人恐慌指數的解釋能力在韓國市場不顯著，只在台灣市場上具有解釋能力；但是在台灣與韓國市場上，VIX 對於基差皆有顯著的影響，說明投資人恐慌情緒對於基差之重要解釋能力，且在投資人恐慌情緒對於基差之影響，台灣的反應時程快於韓國市場之反應。

【表 4.5】考量門檻條件下之 ADCC-MGARCH 動態模型之條件平均式參數估計

基差方程式(BASIS)				投資人情緒方程式(VIX)			
變數	參數	台灣	韓國	變數	參數	台灣	韓國
Const.	$\alpha_0^B$	13.2018 (13.5662)	-0.9355 ** (0.4220)	Const.	$\alpha_0^V$	-1.1108 (2.3820)	0.6376 (2.6965)
$VIX_{t-4}$	$\alpha_4^{V-B}$		0.1413 *** (0.0533)	$Bas_{t-1}$	$\alpha_1^{B-V}$	-0.1979 *** (0.0565)	
$VIX_{t-7}$	$\alpha_7^{V-B}$	2.8474 ** (1.3519)		$Bas_{t-7}$	$\alpha_7^{B-V}$		-1.7345 (1.8955)
$VIX_{t-1} * D_{V,t-1}^H$	$\alpha_{H,1}^{V-B}$		-0.0845 (0.0991)	$Bas_{t-1} * D_{B,t-1}^+$	$\alpha_{+,1}^{B-V}$	0.2112 *** (0.0623)	
$VIX_{t-2} * D_{V,t-2}^H$	$\alpha_{H,2}^{V-B}$	-1.9627 (3.3877)		$Bas_{t-4} * D_{B,t-4}^+$	$\alpha_{+,4}^{B-V}$		0.8445 (3.9393)
$VIX_{t-5} * D_{V,t-5}^L$	$\alpha_{L,5}^{V-B}$	4.0475 * (2.0981)		$Bas_{t-4} * D_{B,t-4}^-$	$\alpha_{-,4}^{B-V}$		1.6135 (2.1896)
$VIX_{t-6} * D_{V,t-6}^L$	$\alpha_{L,6}^{V-B}$		-0.0702 (0.1135)	$Bas_{t-10} * D_{B,t-10}^-$	$\alpha_{-,10}^{B-V}$	0.3373 (0.2142)	
$Bas_{t-1}$	$\beta_1^B$	4.6804 *** (0.3024)	3.8775 *** (0.2818)	$VIX_{t-1}$	$\beta_1^V$	-0.9773 *** (0.3013)	-0.8882 *** (0.3076)
$Bas_{t-2}$	$\beta_2^B$	0.7952 ** (0.3253)	1.5789 *** (0.3028)	$VIX_{t-2}$	$\beta_2^V$	-0.7069 ** (0.3143)	-0.4700 * (0.3038)
$Bas_{t-3}$	$\beta_3^B$	1.4248 *** (0.3222)	1.7391 *** (0.3031)	$VIX_{t-3}$	$\beta_3^V$	-1.5343 *** (0.3001)	-0.1244 (0.3064)
$Bas_{t-4}$	$\beta_4^B$	0.4089 (0.2909)	0.3989 (0.3054)	$VIX_{t-4}$	$\beta_4^V$		-0.6342 ** (0.3022)
$Bas_{t-5}$	$\beta_5^B$		0.9520 *** (0.285)	$VIX_{t-6}$	$\beta_6^V$	-0.5080 * (0.2816)	-0.3481 (0.289)

註：1. \*\*\*、\*\*、\*分別為 1%、5%、10%之顯著水準。

2.( )內是為標準誤。

模型二進一步將高、低投資人情緒考量進來，除了前述台灣( $\alpha_7^{V-B}$ )和韓國( $\alpha_4^{V-B}$ )投資情緒對基差的影響呈現顯著正向影響之外，發現在高投資情緒(低恐慌情緒)下，台灣( $\alpha_{L,5}^{V-B}$ )投資人情緒對基差呈現 10%的正相關，說明當市場呈現樂觀氣氛下，投資人情緒對於市場基差具有擴大的效果；然而在低投資情緒(高恐慌情緒)時期，台灣( $\alpha_{H,2}^{V-B}$ )投資人情緒對於基差的影響並不顯著。



綜合上述說明，台灣市場整體投資人情緒對於基差變化具有顯著的影響，特別在高投資人情緒(低恐慌情緒)時，投資人情緒對基差具更加顯著之影響，但在高度恐慌下，投資人情緒對基差則無顯著影響，另一方面，韓國市場投資人情緒對於基差變化則未有顯著的關係存在。

基差對於投資人情緒部份，台灣基差對於投資人情緒呈現遞延一期的負向顯著結果，表示基差變化對投資人情緒之顯著影響。由於基差變化存在正、負基差的差異，本研究進一步針對達到前 20% 門檻之正、負基差作探討，發現在達到前 20% 門檻之正基差情況下，呈現 1% 水準之正向顯著結果，說明正基差時期之逆向市場，當市場呈現較悲觀的情緒，投資人恐慌情緒上升，有效率的在遞延一期就馬上反應於投資人情緒，表示正基差變化，對於投資人情緒的顯著影響，但在前 20% 門檻之負基差情況下，對投資人情緒則無顯著影響。

綜合上述，針對台灣市場而言，基差對於投資人情緒存在顯著的負相關，進一步在正、負基差的考量下，正基差相較於負基差存在更為明顯的影響，此為本研究之重要觀察。

針對基差變化的自我相關現象，台灣與韓國市場基差皆呈現持續同方向的變化；另一方面，投資人情緒亦存在自我相關現象，但台灣與韓國市場皆呈現一致的負向相關，顯示投資人情緒呈現連續反方向調整的現象，隱含兩市場投資人情緒過度反應後之修正調整。

【表 4.6】考量外資買賣超之下之 ADCC-MGARCH 動態模型之條件平均式參數估計

基差方程式(BASIS)				投資人情緒方程式(VIX)			
變數	參數	台灣	韓國	變數	參數	台灣	韓國
Const.	$\alpha_0^B$	12.2703 (13.2826)	-0.7001 (0.4381)	Const.	$\alpha_0^V$	-1.4333 (2.4984)	0.0245 *** (0.0000)
$VIX_{t-4}$	$\alpha_4^{V,B}$		6.5264 *** (4.7618)	$Bas_{t-2}$	$\alpha_2^{B,V}$	-0.0619 ** (0.0280)	
$VIX_{t-7}$	$\alpha_7^{V,B}$	1.2271 (1.3822)		$Bas_{t-3}$	$\alpha_3^{B,V}$		0.0037 (0.0124)
$VIX_{t-4} * D_{t-4}^{NB}$	$\alpha_{NB,4}^{V,B}$		5.7353 (12.4183)	$Bas_{t-3} * D_{t-3}^{NB}$	$\alpha_{NB,3}^{B,V}$	0.1568 * (0.0918)	-0.0359 (0.0272)
$VIX_{t-7} * D_{t-7}^{NB}$	$\alpha_{NB,7}^{V,B}$	3.8684 ** (1.9604)		$Bas_{t-3} * D_{t-3}^{NS}$	$\alpha_{NS,3}^{B,V}$		0.0000 (0.0368)
$Bas_{t-4} * D_{t-4}^{NS}$	$\alpha_{NS,4}^{V,B}$		14.2017 (9.4102)	$Bas_{t-4} * D_{t-4}^{NS}$	$\alpha_{NS,4}^{B,V}$	0.0948 * (1.0920)	
$Bas_{t-8} * D_{t-8}^{NS}$	$\alpha_{NS,8}^{V,B}$	-3.5488 * (1.9945)		$VIX_{t-1}$	$\beta_1^V$	-0.9718 *** (0.3064)	-1.0074 *** (0.2880)
$Bas_{t-1}$	$\beta_1^B$	4.7238 *** (0.299)	3.7971 *** (0.2677)	$VIX_{t-2}$	$\beta_2^V$	-0.6163 * (0.3167)	-0.5949 ** (0.2834)
$Bas_{t-2}$	$\beta_2^B$	0.6922 ** (0.3263)	1.5361 *** (0.2932)	$VIX_{t-3}$	$\beta_3^V$	-1.4121 *** (0.3064)	-0.1838 (0.2962)
$Bas_{t-3}$	$\beta_3^B$	1.4537 *** (0.3015)	1.9195 *** (0.2957)	$VIX_{t-4}$	$\beta_4^V$		-0.7881 *** (0.2827)
$Bas_{t-4}$	$\beta_4^B$	0.5011 * (0.2619)	0.4176 (0.2914)	$VIX_{t-6}$	$\beta_6^V$	-0.5026 * (0.2841)	
$Bas_{t-5}$	$\beta_5^B$		0.8705 *** (0.2788)				

註：1. \*\*\*、\*\*、\*分別為 1%、5%、10%之顯著水準。

2. ( )內是為標準誤。

表 4.6 是為考量外資買賣超之下之 ADCC-MGARCH 動態模型之條件平均數參數估計。本研究之特色之一，考量外資買賣超資訊下，探討外資動態是否對於投資人情緒與基差之相互關係造成影響。換言之，本文擬分析在外資大幅度買、賣超訊息衝擊下，投資人情緒與基差之關係是否造成改變。依 Wang(2001)之研究方法，加入達到最高 20%

之外資買超門檻以及最高 20% 之外資賣超門檻，探討當市場上出現明顯外資買、賣超情況下，恐慌情緒對於基差的影響。

首先，在投資人情緒對基差的參數估計部分，結果發現恐慌情緒對於基差的解釋能力與前述模型一與模型二類似。接續，針對外資淨買超與淨賣超的市場動態作觀察，就台灣市場而言，市場上呈現外資淨買超情況下，將加強投資人情緒對於基差變化的影響；在台灣市場呈現外資門檻買超的狀態下，投資人情緒趨於樂觀，使得恐慌指數降低，市場轉為樂觀的正向市場，使基差減少，因而呈現正向關係。

本研究的重要結果，發現在台灣市場外資超額買超下，會加劇投資人情緒對於基差變化的影響，證實外資買、賣超為台灣市場研究投資人情緒對於基差變化關係的重要影響因素。然而在韓國外資門檻的買、賣超之下，對恐慌情緒和基差變化的關係並無顯著的影響。

另一方面，針對基差變化對於投資人情緒影響部份，一般時期基差變化對於恐慌情緒的影響與前述之結果一致，僅發現台灣基差對於恐慌情緒的影響呈現負相關。進一步觀察外資門檻買、賣超下的基差對恐慌情緒衝擊，發現外資門檻買超時期，基差對恐慌情緒在 10% 水準呈現正向估計，表示外資門檻買超的情況下，基差對恐慌情緒亦呈現正向估計，表示在外資門檻買超下，將導致市場未來市場價格走勢看多，屬樂觀的正向市場，將造成基差對於投資人情緒的正向影響。此外，實證發現門檻賣超時，基差對投資人情緒亦呈現正向估計，上述結果說明在台灣市場上不論外資門檻買、賣超之下，基差對於投資人恐慌情緒都具有顯著的影響，而在韓國參數估計結果則皆不顯著。

綜合上述，發現在台灣市場，考量外資的買、賣超之下，基差與投資人恐慌情緒間的相互關係呈現顯著結果，然而在韓國，考量外資買賣超之下，對基差與投資人恐慌情緒間的相互關係並無顯著影響，表示台灣市場受外資的影響相較韓國市場來的更明顯。

【表 4.7】各模型之條件變異數參數估計表

基差方程式(BASIS)				投資人情緒方程式(VIX)			
變數	參數	台灣	韓國	變數	參數	台灣	韓國
Panel A：VIX 和 BASIS 之 ADCC-MGARCH 動態模型之條件變異數參數估計							
Const.	$\omega_0$	1524.7710 *** (548.5086)	1.9677 *** (0.3794)	Const.	$\omega_0$	297.6054 *** (62.4928)	0.0232 *** (0.0053)
$h_{t-1}^B$	$\eta^B$	0.9212 *** (0.0123)	0.9345 *** (0.0102)	$h_{t-1}^V$	$\eta^V$	0.7831 *** (0.0326)	0.8253 *** (0.0288)
$(\varepsilon_{t-1}^B)^2$	$\delta_1^B$	0.0560 *** (0.0098)	0.0215 *** (0.0066)	$(\varepsilon_{t-1}^V)^2$	$\delta_1^V$	0.0064 (0.012)	-
$(\varepsilon_{t-1}^B)^2 D_{t-1}^B$	$\delta_2^B$	-	-	$(\varepsilon_{t-1}^V)^2 D_{t-1}^V$	$\delta_2^V$	0.2095 *** (0.0313)	0.1652 *** (0.0332)
$(\varepsilon_{t-1}^V)^2$	$\xi_1^{V-B}$	-0.1340 (0.1036)	12.2328 *** (2.1184)	$(\varepsilon_{t-1}^B)^2$	$\xi_1^{B-V}$	0.0016 ** (0.0007)	-
$(\varepsilon_{t-1}^V)^2 D_{t-1}^V$	$\xi_2^{V-B}$	0.5554 *** (0.2126)	26.0566 *** (3.784)	$(\varepsilon_{t-1}^B)^2 D_{t-1}^B$	$\xi_2^{B-V}$	-0.0018 (0.0013)	-
Panel B：考量門檻條件下之 ADCC-MGARCH 動態模型之條件變異數參數估計							
Const.	$\omega_0$	2024.292 *** (568.0188)	1.9509 *** (0.3816)	Const.	$\omega_0$	2665.741 *** (676.8459)	238.2474 *** (53.8789)
$h_{t-1}^B$	$\eta^B$	0.7042 *** (0.0284)	0.9347 *** (0.0104)	$h_{t-1}^V$	$\eta^V$	0.7015 *** (0.0349)	0.0820 *** (0.0299)
$(\varepsilon_{t-1}^B)^2$	$\delta_1^B$	0.1841 *** (0.0284)	0.0219 *** (0.0067)	$(\varepsilon_{t-1}^V)^2$	$\delta_1^V$	0.1925 *** (0.0293)	-
$(\varepsilon_{t-1}^B)^2 D_{t-1}^B$	$\delta_2^B$	-	-	$(\varepsilon_{t-1}^V)^2 D_{t-1}^V$	$\delta_2^V$	-	0.1710 *** (0.0348)
$(\varepsilon_{t-1}^V)^2$	$\xi_1^{V-B}$	0.4516 *** (0.0758)	0.0012 *** (0.6441)	$(\varepsilon_{t-1}^B)^2$	$\xi_1^{B-V}$	0.25 *** (0.0777)	0.0002 (0.0063)
$(\varepsilon_{t-1}^V)^2 D_{t-1}^V$	$\xi_2^{V-B}$	0.4462 *** (0.0759)	0.0026 *** (0.6356)	$(\varepsilon_{t-1}^B)^2 D_{t-1}^B$	$\xi_2^{B-V}$	-0.2395 (0.25739)	-0.0003 (0.0008)
Panel C：考量外資買賣超之下之 ADCC-MGARCH 動態模型之條件變異數參數估計							
Const.	$\omega_0$	1478.0300 *** (531.8438)	1.3794 *** (0.2295)	Const.	$\omega_0$	304.5979 *** (62.8853)	0.0240 *** (0.0047)
$h_{t-1}^B$	$\eta^B$	0.9221 *** (0.012)	0.9706 *** (0.0041)	$h_{t-1}^V$	$\eta^V$	0.7809 *** (0.0328)	0.8156 *** (0.0304)
$(\varepsilon_{t-1}^B)^2$	$\delta_1^B$	0.0560 *** (0.0098)	0.0037 *** (0.0035)	$(\varepsilon_{t-1}^V)^2$	$\delta_1^V$	0.0062 (0.012)	0.0000 (0.0231)
$(\varepsilon_{t-1}^B)^2 D_{t-1}^B$	$\delta_2^B$	-	0.0000 (0.0072)	$(\varepsilon_{t-1}^V)^2 D_{t-1}^V$	$\delta_2^V$	0.2119 *** (0.0316)	0.1666 *** (0.0341)
$(\varepsilon_{t-1}^V)^2$	$\xi_1^{V-B}$	-0.1369 (0.1011)	14.1073 *** (0.0004)	$(\varepsilon_{t-1}^B)^2$	$\xi_1^{B-V}$	0.0015 * (0.0009)	-
$(\varepsilon_{t-1}^V)^2 D_{t-1}^V$	$\xi_2^{V-B}$	0.5417 *** (0.2103)	25.9588 *** (0.0003)	$(\varepsilon_{t-1}^B)^2 D_{t-1}^B$	$\xi_2^{B-V}$	-0.0017 (0.0009)	-

註：1. \*\*\*、\*\*、\*分別為 1%、5%、10%之顯著水準。( )內是為標準誤。-表參數估計下限。

由表 4.7 說明基差與投資人情緒自身市場與跨市場波動傳導效果。首先，由基差方程式(BASIS)進行說明，觀察投資人情緒對於基差在跨市場波動外溢傳導效果( $\xi_1^{V-B}$ )，僅在韓國為顯著影響，在台灣大都呈現不顯著；另一方面，在跨市場波動不對稱傳導之實證結果發現，台灣即韓國投資人情緒對基差之波動不對稱傳導參數( $\xi_2^{V-B}$ )顯著異於零，表示投資人情緒對基差市場的傳導途徑，主要透過不對稱形式造成基差市場波動增加，說明投資人情緒變動未預期下跌較上漲更容易增加基差市場的波動，說明恐慌情緒上漲之負面訊息較正面消息容易引起基差市場較大程度波動，證實投資人情緒對於基差在跨市場波動傳導，多是藉由不對稱波動傳導來傳遞。

台灣和韓國基差市場之自身波動叢聚<sup>10</sup>效果( $\delta_1^B$ )，在 1% 顯著水準下呈現正向顯著估計，顯示基差自身市場之波動並非隨機獨立的，而是當有大波動發生時會伴隨著大波動發生，使得波動加劇；而小波動產生時，亦伴隨小波動發生；在自身市場之波動不對稱效果( $\delta_2^B$ )，台灣與韓國的基差自身市場都沒有顯著的不對稱波動效果存在。

另一方面，由投資人情緒方程式(VIX)，發現台灣基差對恐慌情緒之跨市場波動外溢傳導參數( $\xi_1^{B-V}$ )呈現正向顯著的估計結果，顯示前期基差市場波動的未預期變動為投資人情緒變動顯著且重要的影響因子，說明基差的波動程度加大時，投資人恐慌情緒波動亦隨之增加，然而韓國基差對於投資人情緒之跨市場波動無顯著影響。台灣及韓國之基差對投資人恐慌情緒的跨市場波動不對稱傳導參數( $\xi_2^{B-V}$ )一致呈現不顯著的估計結果，表示相對而言基差市場負向消息的波動對投資人恐慌情緒較無顯著影響。

綜合上述，投資人恐慌情緒與基差之跨市場波動傳導，發現兩者存在雙向訊息傳導機制，其中投資人恐慌情緒對基差的波動傳導主要與發生於投資人恐慌情緒呈現悲觀時，而正、負基差對投資人恐慌情緒的波動外溢傳導則不存在顯著的差異。

---

<sup>10</sup> 波動性叢聚 (volatility clustering)，由(Mandelbrot, 1963；Akgiray, 1989) 指出金融資產價格波動分配呈現出高狹峰與厚尾的現象，並非過去研究所假設的高斯分配(Gaussian populations)。而且其價格波動也非隨機獨立，亦即大波動伴隨著大波動，小波動伴隨著小波動。

## 第五章 結論

本研究主要的研究主題是探討基差與投資人情緒隱含的資訊之相互影響，主要分為三大部份，首先針對投資人情緒與基差變化，分析兩者是否存在互為影響的回饋關係；再者，探討高、低恐慌情緒下，對於基差變化的差別影響，並進一步分析正、負基差的變化，對於投資人情緒影響的差異；最後，考量外資買賣超資訊下，探討外資動態是否對於投資人情緒與基差之相互關係造成影響，換言之，本文擬分析在外資大量買、賣超訊息衝擊下，投資人情緒與基差之關係是否造成改變。

由於金融市場變化快速，且研究對象「基差」與「投資人情緒」間存在隨時間連動的特性，本研究首度嘗試以 ADCC-GARCH 模型為研究方法設計，來描述基差與投資人情緒之不對稱相關性，並且觀察其兩者間的波動傳導之關連性。

在實證結果上，分述為以下四點：首先，本研究實證結果發現在台灣與韓國市場上，投資人恐慌情緒對於基差皆有顯著的影響，說明投資人恐慌情緒是為基差之重要解釋能力，此為本研究之重要發現。另一方面，本研究發現在投資人恐慌情緒對於基差之影響，台灣的反應時程快於韓國市場之反應；但是基差對於投資人恐慌指數的解釋能力在韓國市場不顯著，只在台灣市場上具有解釋能力。

再者，針對台灣市場整體的投資人情緒對於基差變化具有顯著的影響，但在高度恐慌下，投資人情緒對基差無顯著影響，而在高投資人情緒(低恐慌情緒)時，投資人情緒對基差有些微之影響，顯示市場樂觀時，對於基差變化的影響程度相較為大。本研究進一步針對達到前 20% 門檻之正、負基差作探討，發現對台灣市場而言，進一步在正、負基差的考量下，正基差相較於負基差存在更為明顯的差異，此為本研究之重要貢獻之一，反應負向市場所帶來的衝擊高於正向市場。

其次，台灣市場上不論外資買、賣超之下，基差對於投資人恐慌情緒都具有顯著的影響，而在韓國參數估計結果不顯著。說明在台灣市場外資買、賣超下，加劇了恐慌情

緒對於基差變化的影響，是故外資買、賣超是為台灣市場研究恐慌情緒對於基差變化關係的影響因素之一；然而在韓國市場上考量外資極度的買、賣超之下，對恐慌情緒對於基差變化並無顯著的影響。且藉由觀察基差變化發現基差存在自我相關的現象發現，台灣與韓國市場基差呈現持續同方向的變化；投資人情緒則存在投資人情緒過度反應後之修正調整。

最後，基差變化對於恐慌情緒的投資人恐慌情緒與基差之跨市場波動傳導，發現兩者存在雙向訊息傳導機制，並基差的波動程度加大時，投資人恐慌情緒波動亦隨之增加，其中投資人恐慌情緒對基差的波動傳導主要與發生於投資人恐慌情緒呈現悲觀時，而正、負基差對投資人恐慌情緒的波動外溢傳導則不存在顯著的差異。

## 參考文獻

1. 王凱立、郭一棟和李昀薇 (2009),「基差變動與台股日內動態資訊傳遞行為之研究」, 證券市場發展季刊, 第 20 卷, 頁 141-178。
2. 周賓凰、張宇志和林美珍 (2007),「投資人情緒與股票報酬互動關係」, 證券市場發展季刊, 第 19 卷, 頁 153-190。
3. 林美珍和馬麗菁 (2002),「投資機構交易資訊與市場報酬之互動關係」, 證券市場發展季刊, 第 14 卷, 頁 113-143。
4. 莊鴻鳴、林淑瑜、徐守德、羅容恆 (2010),「交易者看法分歧有助於提升台灣期指市場成交量?」, review of securities and futures markers, 第 22 卷, 頁 27-54。
5. 許溪南、徐守德、郭玟秀、鄭麗慧 (2007),「外資介入對台股指數與期貨指數正逆價差之影響」, 經濟研究, 第 43 卷, 頁 65-91。
6. 黃俊凱、陳能靜、蔡麗茹、陳秀淋 (2009),「價差與投資策略—以台灣股票 期貨與現貨市場為例」, 輔仁管理評論, 第 16 卷, 頁 1-24。
7. 劉祥熹、李崇主 (2000),「台灣地區外資、匯率與股價關聯性之研究-VAR 與 VECM 之應用」, 證券市場發展季刊, 第 12 卷, 頁 1-41。
8. Bailey, W., and K. C. Chan, (1993),“Macroeconomic Influences and the Variability of the Commodity Futures Basis.”, *The Journal of Finance*, 48, 555-573.
9. Baker, M., and J. Stein (2004),“Market Liquidity as a Sentiment Indicator”, *Journal of Financial Markets*, 7, 271-299.
10. Baker, M.P. and J. Wurgler (2006),“Investor Sentiment and the Cross-Section of Stock Returns.”, *Journal of Finance*, 61, 1645-1680.
11. Baker, M.P. and J. Wurgler (2000),“The Equity Share in New Issues and Aggregate Stock Returns”, *Journal of Finance*, 55, 2219-2257.



12. Bollerslev, T. (1990),“Modelling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model”, *Review of Economics and Statistics*, 72, 498-505.
13. Bollerslev, T. (1986),“Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity”, *Journal of Econometrics*, 31, 307-328.
14. Bollerslev, T. (1988),“One the Correlation Structure for the Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic Process”, *Journal of Time Series Analysis*, 9, 121-131.
15. Brown, G.W. and M.T. Cliff (2004),“Investor Sentiment and the Near-Term Stock Market”, *Journal of Empirical Finance*, 11, 1-27.
16. Campbell, J. Y. (2006),“Household Finance”, *Journal of Finance*, 61, 1553-1604.
17. Cappiello, L., R. Engle and K. Sheppard (2006),“Asymmetric Dynamics In The Correlations Of Global Equity And Bond Returns”, *Journal of Financial Ecomometrics*, 4, 537-572.
18. Chen, N., C. J. Cuny and R. A. Haugen (1995),“Stock Volatility and the Levels of the Basis and Open Interest in Futures Contracts”, *Journal of Finance*, 50, 281-300.
19. DeLong, J.B., A. Shleifer, L.H. Summers, and R.J. Waldmann (1990),“Positive Feedback Investment Strategies and Destabilizing Rational Speculation”, *The Journal of Finance*, 45, 379-395.
20. Engle, R.F. and V.K. Ng, (1993),“Measuring and Testing the Impact of News on Volatility”, *The Journal of Finance*, 48, 1749-1778.
21. Engle,R. (1982),“Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation”, *Econometrica*, 50, 987-1008.

22. Engle,R. (2002a),“Dynamic Conditional Correlation: a simple class of Multivariate GARCH models”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 20, 339-350.
23. Engle,R. ( 2002b),“New frontiers for ARCH models”, *Journal of Applied Econometrics*, 17, 425-446.
24. Engle,R. and K.Kroner (1995),“Multivariate Simultaneous GARCH”, *Econometric Theory*, 11, 122-150.
25. Fama, E. F., and French, K. R., (1987),“Commodity Futures Prices: some Evidence on Forecast Power, Premiums, and the Theory of Storage.”, *Journal of Business*, 60, 55-73.
26. Giot (2005),“Relationships between Implied Volatility Indexes and Stock Index Returns”, *Journal of Portfolio Management*, 31, 92-100.
27. Glosten, L. R., R. Jagannathan and D.E. Runkle (1993),“On the Relation between the Expected Value and the Volatility of Nominal Excess Returns on Stocks”, *Journal of Finance*, 48, 1779-1801.
28. Hsu, H., and J. Wang, (2004),“Price Expectation and the Pricing of Stock Index Futures.”, *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 23, 167-184.
29. Kahneman, D. and A. Tverskey (1979),“Prospect Theory: an Analysis of Decision Under risk”, *Econometrica*, 47, 263-291.
30. Lien, Donald D. and Yang, Li (2008),“Spot-Futures Spread, Time-Varying Correlation, and Hedging with Currency Futures”, *Journal of Futures Markets*, 26, 1019-1038.
31. Miller, M. H., Muthuswamy, J., and Whalry, R. E., (1994),“Mean Reversion of Standard & Poor’s Index Basis Changes: Arbitraged-Induced or Statistical Illusion?”, *Journal of Finance*, 49, 479-513.

32. Miller, Merton H., Muthuswamy, Jayaram and Whaley, Robert E. (1994),“Mean Reversion of Standard & Poor's 500 Index Basis Changes: Arbitrage-induced or Statistical Illusion?”, *Journal of Finance*, 49, 479-513.
33. Nelson, D. (1991),“Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: a New Approach”, *Econometrica*, 59, 347-370.
34. Simon D. P., and R. A. Wiggins (2001),“S&P Futures and Contrary Sentiment Indicators”, *Journal of Futures Market*, 21, 447-462.
35. Subhankar Nayak (2010),“Investor Sentiment and Corporate Bond Yield”, *Review of Behavioral Finance*, 2, 59–80.
36. Wang, F.A. (2001),“Overconfidence, Investor Sentiment, and Evolution.”, *Journal of Financial Intermediation*, 10, 138-170.
37. Whaley, R. E. (2000),“The Investor Fear”, *Journal of Portfolio Management*, 26, 12-17.
38. Whaley, R. E. (1993),“Derivatives on Market Volatility: Hedging Tools Long Overdue”, *Journal of Derivatives*, 11, 71-84.