

南華大學管理學院財務金融學系財務管理碩士班

碩士論文

Master Program in Financial Management

Department of Finance

College of Management

Nanhua University

Master Thesis

台灣加權股價指數期貨大額交易者未平倉量對現貨報

酬率與波動性的影響

The Influences on the Spot's Rate of Return and
Volatility Caused by the Large Futures Trader's Open
Interest of Taiex Futures

龔紀勳

Chi-Hsun Kung

指導教授：白宗民 博士

ADVISOR: Tzung-Min Pai, Ph.D.

中華民國 107 年 6 月

June 2018

南 華 大 學
財務金融學系財務管理碩士班
碩 士 學 位 論 文

台灣加權股價指數期貨大額交易者未平倉量對現貨報酬率
與波動性的影響

THE INFLUENCES ON THE SPOT'S RATE OF RETURN
AND VOLATILITY CAUSED BY THE LARGE FUTURES
TRADER'S OPEN INTEREST OF TAIEX FUTURES

研究生：龔紀勳

經考試合格特此證明

口試委員：鄭名秀

陳昇鴻

白宗民

指導教授：白宗民

系主任(所長)：廖永強

口試日期：中華民國 106 年 6 月 1 日

謝 辭

感謝恩師白宗民老師多年來的教導與栽培。還記得當初在進大學時，就把志向定在財金與企管這一塊，但在幾經思慮後終究還是選擇了財金。雖然進來後剛開始時，沒有獲得理想中想要尋求的知識與想要的東西，但也在李怡慧老師與廖永熙老師的耐心指導下，補足了我高中以來所缺乏的相關基礎知識。直至大學三年級遇見了白宗民老師後，才找到當初進財金系時，想學習的相關知識與想要的東西，而且也感謝老師的鼓勵，我才曉得去把大三和大四的課表給填滿，去增加自己知識的廣度，去學習不同的東西。

到了大四時，我發現了自己的不足於是決定繼續唸上去研究所，繼續跟老師學習，當時也是臨時決定，也怕因為本人是個問題兒童，遭到老師拒收，於是死皮賴臉的跑去跟老師約定，只要順利上研究所就當我的指導教授，然後開始了沒日沒夜的攻略一張張的證照，在這我感謝老師對我的寬容與接受。

上了研究所後，才發現了原本在大學時，溫柔文雅猶如上帝派來的老師變成了長了角從煉獄裡爬出來的使者，但也因為有如此嚴厲的老師，才教會了我自己去學習許多東西，也讓我讀懂了一些原本對我來說就像是外星文字的東西，雖然在寫論文的過程中多多少少會有些

不愉快，因為我時常沒日沒夜做一些徒勞無功的事情，甚至擺錯重點努力錯方向，導致與老師的預期大大不同讓論文的進度嚴重落後，讓老師著急了而不開心來訓斥我，雖然在當下的我也是不開心的因為我認為自己很努力並沒有偷懶就是做錯了，但我也很清楚明白老師一切都是為了我好才會罵我念我，而且確實自己也做了一堆無意義的事，不然老師也不用花費時間與力氣在我身上，而且每次罵到最後老師都會回過頭來問我會不會感覺很有壓力或是罵得太過了，我都覺得老師很好還是有顧慮到我，所以我也很感謝老師的嚴厲與溫柔。

一轉眼四年便就這麼過去了，很感謝老師一直以來的教導，感覺老師就像我半個父親，不只教了我想學習的東西，也讓我學習到了不少額外重要的東西，還教會了許許多多做人處事上的道理以及發現了自己或多或少的缺陷。然後，我也感謝一直在旁邊默默支持我的父母親，雖然從小到大大多時間都他們始終忙於工作，不太有閒暇時間照看我，在我國高中叛逆時，在百忙之中對我仍不放棄把我拉回正軌，給了我優渥的環境與自由的選擇空間讓我去做自己想做的事，你們真的沒有欠我什麼，而是給了太多了，所以真的非常謝謝你們一路支持我到現在，再過一陣子工作可以放下了，換我養你們了。最後感謝曾經一路走過一段一段不同路的朋友們與百忙中抽空出來幫助我完成論文的口試委員鄭婉秀老師及陳昇鴻老師。

龔紀勳 謹誌于

財務金融學系財務管理碩士班

中華民國一〇六年八月



南華大學財務金融學系財務管理碩士班一〇六學年度第一

學期碩士論文摘要

論文題目：台灣加權股價指數期貨大額交易者未平倉量對現貨報酬率與波動性的影響

研究生：龔紀勳

指導教授：白宗民博士

論文摘要內容：

本研究探討台灣期貨市場資訊對其現貨當日報酬率及波動性之影響。

研究標的為台灣加權股價指數期貨，樣本取自 TEJ(台灣經濟新報)、期交所日資料，資料包含現貨報酬率、台灣加權股價指數、全部未平倉量、前五大大額交易者未平倉量以及前五大特定法人未平倉量，研究期間為 2005 年 1 月 3 日至 2016 年 9 月 30 日。我們以期貨未平倉量資訊為基礎，轉化為情緒指標，利用 GJR-GARCH 模型，來探討情緒指標對現貨報酬率及其波動性產生之影響。

研究結果顯示，對現貨市場報酬率，前二十日現貨市場平均報酬率、前五大大額交易者賣方情緒、及前五大大額交易者買賣方情緒變化量影響顯著。在前五大特法買方情緒達到 50 以上對現貨市場報酬率，前五大大額交易者買方情緒及前五大額交易者買賣方情緒變化量有額外效果。在前五大特法買方情緒達到 50 以上時，前五大特法買方會降低現貨市場報酬率的波動性。

關鍵詞：大額交易者、期貨未平倉量、現貨報酬率、波動性

Title of Thesis : THE INFLUENCES ON THE SPOT'S RATE OF
RETURN AND VOLATILITY CAUSED BY THE
LARGE FUTURES TRADER'S OPEN INTEREST
OF TAIEX FUTURES

Name of Institute: Institute of Financial Management, Nan Hua
University

Graduate date: June 2017

Degree Conferred: M.B.A.

Name of student: CHI-HSUN KUNG

Advisor: PH.D.TZUNG-MIN PAI

Abstract

This study explores the impacts of Taiwan's futures market information on its rate of spot return and its volatility.

The research object is the Taiwan weighted stock price index futures. The sample is from the TEJ (Taiwan Economic Journal) and the daily data on futures exchange which including the spot return rate, Taiwan weighted stock price index, all open interest, the capacity of uncovered position of the top five large traders and the top five specific corporations' open interest. The time span is from January 3, 2005 to September 30, 2016. We used the GJR-GARCH model to explore the impacts of emotional indicators on the spot rate of return and its volatility, based on the futures open interest information and converted into the emotional indicators.

The results show that the first 20 days of the spot market average return rate, the sentiment of the top five large traders sellers, and the sentiment changes of the top five large traders impact the spot market rate of return significantly. The sentiment of the top five large traders buyers and the sentiment changes of the top five traders have

additional effects on the spot market rate of return of the top five special corporation buyers when the sentiment reach over 50. When the top five special corporation buyers sentiment reach over 50, the top five special corporation buyers will reduce the volatility of the spot market rate of return.



Keywords : large futures trader's, open interest of taiex futures, the spot's rate of return, volatility

目 錄

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 效率市場與市場波動性	4
第二節 行為財務學與情緒指標	4
第三章 研究方法	13
第四章 實證結果與分析	22
第一節 敘述性統計	22
第二節 最小平方法	23
第三節 選定 AR 最適落後期與條件變異數方程式落後數選取	28
第四節 實證分析	31
第五章 結論	37
參考文獻	39



圖目錄

圖 3-1

總未平倉量與大額交易者買(賣)方未平倉量和小額交易者未平倉量關係圖 17



表目錄

表 2-1 直接情緒指標與間接情緒指標分類	5
表 4-1 敘述統計	22
表 4-2 公式(3-8)最小平方法	23
表 4-3 公式(3-8)消去自變數檢定	26
表 4-4 AR 落後期	28
表 4-5 條件變異數方程式落後數比較	30
表 4-6 ARCH異質變異檢定	30
表 4-7 GJR-GARCH 模型分析主表格	31
表 4-8 前 20 日現貨市場平均報酬率 GJR-GARCH 模型分析	32
表 4-9 當日小額交易者情緒 GJR-GARCH 模型分析	32
表 4-10 當日大額交易者買方情緒 GJR-GARCH 模型分析	33
表 4-11 當日大額交易者賣方情緒 GJR-GARCH 模型分析	33
表 4-12 當日小額交易者情緒變化量 GJR-GARCH 模型分析	34
表 4-13 當日大額交易者買方情緒變化量 GJR-GARCH 模型分析	34
表 4-14 當日大額交易者賣方情緒變化量 GJR-GARCH 模型分析	35
表 4-15 Conditional variance equation	35

第一章 緒論

第一節 研究動機

期貨市場設立的目的是在於提供投資人一個規避風險的管道以及提供多元化的投資工具。但在美國堪薩斯交易所出現第一個指數期貨(價值線指數 Value Line Index 1982 年)交易後，出現股票市場的報酬率波動性加大的現象。

王正裕，江明憲(2001)實證結果發現，在 MSCI Taiwan Index 交易後，現貨市場的波動不對稱性水準顯著地上升，另外，研究結果也發現期貨交易後，新消息對於現貨市場波動性的影響力增加，而舊消息對現貨市場的影響力則在期貨交易後降低，顯示期貨交易也確實能改善訊息流入現貨市場的速度，發揮價格揭露的功能，到了台灣開放台灣加權股價指數期貨(TAIEX)後則現貨市場的平均波動水準更為明顯上升。

人的心理影響人的行為，行為影響了價格，在 van Raaij (1981)提出的經濟心理學的一般模型可幫助我們瞭解行為財務學與傳統財務理論的差異。儘管經濟環境反應一般經濟狀況的改變，但個體因為個人因素的差異，而對經濟情況有不同的認知與感受，繼而透過行為表現而與經濟環境產生複雜的互動關係。個體間對市場或經濟體的狀況會有或同或異的認知，透過行為與彼此間互動而反映在市場或經濟中。市場或經濟的狀況是群體投射的結果。顯然在這過程中，人的情緒扮演了最重要的角色。

Wang(2003)使用芝加哥期貨交易所(CFTC)公開發佈的交易者持倉資訊，並透過交易口數及帳戶資訊來區分對象為大額投機者，大額避險者，交易口數不足的交易者稱之為小型交易者，研究三種不同類型的交易者選擇進場時機的能力是否一致，間接情緒得指標計算，使用交易者的期貨持倉的淨部位高低而得，首先使用中位數上下區分情緒高低，檢定間接情緒指標對未來報酬的預測力，之後再以交易者情緒水準 75

以上，25 以下區分為極端看多及看空情緒，也證實大投機者極端情緒產生後，會使未來 S&P500 期貨價格有延續性，且大額交易者情緒對於未來八周內的市場趨勢有顯著的影響，同時表示大額交易者的期貨未平倉量對於市場參與者是可靠的參考資訊，但小型交易者對於 S&P500 期貨價格不具影響力。

在台灣對大額交易者及特法買賣方資訊相較國外公開下，蘇韋霖，白宗民(2010)針對此以台灣加權股價指數期貨之大額交易者(以法人為例)日資料未平倉量資訊，將大額交易者買賣方區分開後，以情緒指標強弱程度不同的區分開，在以 5、10、20、30、40 日分別計算累積報酬率及情緒指標強弱程度不同的影響，實證結果表示大額交易者情緒到達 60 以上時，未來現貨市場趨勢同時向上，開始以多頭慣性行進，另外大額交易者賣方情緒對未來市場影響方式與上述買方的部份十分類似，但影響的期數大都集中在遠期，且也證實現貨市場的漲跌幅，只有在市場單日產生劇烈跌幅時，未來 40 日內的買方情緒累積會明顯的減碼或進行停利，其他時候則不影響買方情緒的累積。

由於因為大額交易者的期貨未平倉量大小會影響未來現貨市場的報酬率，且不管直接或間接指標也存在對象的針對性，在 Wang(2003)的研究當中，使用美國芝加哥期貨交易所交易者持倉資訊，區分大額交易者及小額交易者，證實了大額交易者情緒對於未來市場趨勢有顯著的影響，但在資料的使用中並沒區隔買方及賣方交易部位，在由於台灣公開的資料中有提供大額交易者買方及賣方資訊，所以蘇韋霖(2010)使用台灣資訊去探討大額交易者買方及賣方對市場未來報酬的影響，但是尚未提及小額交易者，因此我們就想運用台灣公開資料可以區分大額交易者買方及賣方行為的優勢，並加以考慮小額交易者的部分來探討。Wang(2003)及蘇韋霖(2010)所做的是大額交易者對於未來的報酬率的影響，我們則是利用台灣市場公開資料的優勢大額交易者區分買方及賣方，依循 Wang(2003)的路線加入小額交易者思考，探討不同身分情緒對當

日現貨市場的加權股價指數漲跌的影響。

第二節 研究目的

本研究目的在於了解大額交易者期貨市場未平倉量資訊與現貨市場報酬率的波動率之間的效果關係。本研究之目的，總結如下：

- 一、探討大額交易者及小額交易者情緒，對於現貨市場報酬率的影響。
- 二、探討大額交易者及小額交易者情緒，對於現貨市場報酬率的波動性的影響。



第二章 文獻回顧

第一節 效率市場與市場波動性

早期從 1970 年 Fama 提出的效率市場假說當中的假設，投資人皆為理性，能理性的評估證券價格，並且金融資產價格能立即不偏的反應所有攸關資訊，但 80 年代後期開始出現越來越多的市場異常現象。個股報酬率不對稱波動性由 Black (1976) 首先提出的文章知道：即當價格報酬率低於預期時會使波動度增加，而當價格報酬率高於預期時會降低波動度，亦即壞消息比好消息造成更大的波動度。這種因價格變動方向不同而產生不同的波動度的情形稱為不對稱效果。然而，在美國堪薩斯交易所出現第一個指數期貨(價值線指數 Value Line Index 1982 年)交易後，出現股票市場的報酬率波動性加大的現象。以至於期貨市場開啟後對期貨市場是否因該給予限制的看法分成兩邊，一邊質疑指數期貨交易是造成股市價波動性增加的主要原因。甚至建議對指數期貨交易採取更嚴格的管制措施，因為低交易成本及低保證金制度，將吸引許多投機客進行短線的投機行為，使得現貨市場的波動性加劇，不確定性增加。而持反對意見的一邊認為期貨市場能提供投資者一個能規避價格風險的管道，而期貨的價格發現功能更能使市場資訊更快的反應到現貨價格上，使得市場更有效率性。

第二節 行為財務學與情緒指標

De Bondt, Thaler (1985) 針對證券價格的過度反應進行研究，表示投資者情緒的過度樂觀，形成短期追價買進行為。這表示，實際金融市場所發生的現象，和有效市場假說相對應，衝突了傳統財務學理論，使其無法在這方面給予合理的解釋，所以這才導致行為財務學的崛起。Olsen (1998) 嘗試解釋行為財務學，提到：不設法去定義理性行為，而是去了解人類決策過程的偏見心態，去了解心理並且預期心理決策過程的系統，加入心理學的角度，來觀察人類心理如何影響行為，並反映在金融商品的價格變化。行為財務學考慮了投資者情緒的要素，由外在環境的訊息傳遞，藉由不同的交易

行為反應在證券價格上，形成證券價格的波動，代表投資者情緒在金融市場交易具有影響，但情緒往往是抽象，不易具體化的。所以情緒是影響價格的因素之一，但情緒如何衡量呢？情緒指標的衡量方式分為直接跟間接。直接情緒指標編制是對投資人進行訪查後將其想法量化編製而成，而間接情緒指標是不經過調查以市場最後的價格與盤後資訊作為代理變數回推行為分析。以下我們會再對直接情緒指標及間接情緒指標做簡單的介紹。

表 2-1 直接情緒指標與間接情緒指標分類

類型	名稱	含意
直接情緒指標	投資者智慧指數 (Investor Intelligence)	基於被調查的投資專家中看空的比 例進行編制，反映中等規模投資者 情緒，它等於看漲百分比與看跌百 分比 歸類為對特定人士調查。
	賣方指標(Sell-side Indicator)	根據主要分析師給出的資產配置建 議數據編制，主要反映機構投資者 的情緒 歸類為對機構調查。
	股市信心指數(Stock Market Confidence Indexes)	定期進行投資者態度的問卷調查， 並根據調整結果編制股市信心指數 歸類為定期隨機調查。

	<p>美國個人投資者協會指數(American Association of Individual Investors)</p>	<p>基於被調查的協會會員中看空的比例而編制的周指標，反映個人投資者情緒</p> <p>歸類為特定族群調查。</p>
	<p>摩根富林明投資者信心指數(JF Investor Confidence Index)</p>	<p>基於投資者調查結果編製而成，該指數根據受訪者回答六個問題的分數構成</p> <p>歸類為隨機抽樣調查。</p>
	<p>台灣世新大學股票投資人情緒指標</p>	<p>通過問卷調查方式獲取相關數據編製而成，問卷內容分為三部分，樂觀指數，金融市場調查以及投資心理與行為</p> <p>歸類為隨機抽樣調查。</p>
<p>間接情緒指標</p>	<p>騰落指數(ADL)</p>	<p>用股票每天上漲或下跌的家數作為計算與觀察對象，反映股票市場的人氣盛衰</p> <p>歸類為總體個股資訊整理。</p>

	ARMS 指數	<p>該指數是結合成交量的騰落指數</p> <p>歸類為總體個股資訊整理。</p>
	新高新低指數(NH/NL)	<p>最新一年股票創新高或新低的家數，計算公式為:創新高家數-創新低家數</p> <p>歸類為總體個股資訊整理。</p>
	首次公開發行(IPO)當日收益率	<p>基於 IPO 大多發生投資者情緒高漲時期，因此利用 IPO 當天的收益率衡量投資者情緒</p> <p>歸類為個股資訊整理。</p>
	零股買賣比例	<p>零股(不足 100 股)的賣出買入比例，該指數可以衡量個人投資者情緒，指數上升，表明投資者情緒悲觀</p> <p>歸類為個股資訊整理。</p>
	EMIS(Equity Market Investor Sentiment)	<p>將 RAI(Risk Appetite Index)運用到股票市場中，先計算股票的收益率與波動率，然後再用收益率和歷史波動率排序的秩相關係數反映投資者情緒指數</p>

		歸類為個股資訊整理。
	未補拋空比例指數	<p>累計賣空的未平倉股票數量與平均每日成交量之比。</p> <p>歸類為個股資訊整理。</p>
	封閉式基金折價率	<p>封閉式基金市價相對單位淨值的折價水平，折價率上升，表明投資者情緒悲觀</p> <p>歸類為基金資訊整理。</p>
	保證金借款變化	<p>美聯儲每月公布的保證金借款變化情況，保證金借款增加，則表明投資者情緒樂觀，運用借款進行投資的意思增強</p> <p>歸類為總體經濟資訊整理。</p>
	道富投資者信心指數 (State Street Investor Confidence Index)	<p>該指數不是基於調查的方式建立，而是利用構建的數量化模型，對全球投資者的風險資產變化情況進行直接估算，用於估算的資產組合約占全球資產組合的 15%。</p> <p>歸類為總體經濟資訊整理。</p>
	認股認購比例	看跌期權合約交易量與看漲期權合

	<p>PCR(Put/Call Ratio)</p>	<p>約交易量的比值。</p> <p>歸類為期貨市場資訊整理。</p>
	<p>VIX(Volatility Index)</p>	<p>波動率指數，是利用 B-S 公式根據 S&P500 指數期權數據推算出來的隱含波動率。</p> <p>歸類為期貨市場資訊整理。</p>
	<p>賣空比例</p>	<p>賣空交易額佔總的賣出交易額比重，賣空交易額比例上升表明投資者同後市持悲觀態度</p> <p>歸類為期貨市場資訊整理。</p>



投資者智能指數(Investors Intelligence, 以下簡稱 II 指數)是一個對超過 130 家報紙股評者情緒的調查, II 定義為:看漲百分比數與看跌百分比數之差。每週各種報紙的股評都被閱讀後分類為看漲、看跌和看平三種,這種分類雖然有一定主觀色彩,但由於參與分類的只有少數幾個人,所以不會出現由於閱讀的人不同,而對股評理解不同的情況,實證分析中也並不會造成誤差。II 指數自 1964 年以來就編制了投資者情緒的周指數,1965 年以後開始提供月數據,並推薦其讀者將這種指數當作反向預測來使用。當該指數過高,投資者則被推薦應該賣出股票,反之亦然。由於股評的作者大都是現任或已退休的市場專業人士,所以該指數被認為是機構投資者情緒的代表。Fisher 和 Statman(2000)將其作為衡量中等規模投資者的情緒指標發現,該指標雖然與下月份的 S &P500 收益率負相關,但不存在統計上的顯著性。Brown 和 Cliff(2004)也用該指數作為情緒指標,通過檢驗指出,投資者情緒可以影響資產定價,並且構造了一個資產定價模型說明,定價錯誤與投資者情緒正相關,而且未來 1 至 3 年的收益與情緒負相關。美國個體投資者協會(American Association of Individual Investors)指數是由美國個體投資者協會(以下簡稱 AAI)自 1987 年 7 月以來通過對其會員的情緒調查得來的。每週 AAI 發出調查問卷,並於星期四記錄當週收回的問卷。調查樣本平均每週收回的數量為 137 份。調查的內容是要求參與者對未來六個月的股市進行預測:看漲、看跌或者看平。平均而言,36%的被調查者選擇看漲;28%選擇看跌;36%選擇看平。由於調查主要針對個人,所以該指標一般被用來衡量個體投資者情緒。Fisher 和 Statman(2000)通過把該調查結果中,持牛市觀點的人數百分比作為情緒指標,通過回歸檢驗指出,該指標是一個預測 S &P500 未來收益率的有效反向指標,在統計上可以通過檢驗。該情緒指標每上升 1%,下月的 S &P500 收益率平均將降低 0.1%。對 II 指標和 AAI 指標而言,他們均是通過整理看漲、看跌、看平的百分比人數得出,投資者情緒的變化與他們的股票投資在全部資產組合中的比例的變化正相關,並且統計上顯著,然而調整後的可決係數 R^2 僅為 0.02。儘管 Fisher 等發現個體投資者情緒與未來 S &P500 收益顯著負相關,但是實際個體投資者的股

票分配比例與未來 S &P500 正相關(雖然這種關係統計上並不顯著)。通過對持這三種情緒的投資者進行不同組合，可以得到不同結構的指標，Brown 和 Cliff(2005)在文章中首先用看漲看跌人數百分比的差(Bull-Bear Spread)構造出情緒指標，隨後又構造出 4 種指數，實證顯示:情緒指標的構造結構不同並不對分析結果產生影響。通過直接對投資者情緒進行衡量，並構造情緒指數可以直觀的反映投資者情緒。但在投資決策中，情緒雖然可以影響投資行為，但是並不是說所有的投資者都會按照其情緒進行投資。這說明投資者在其實際投資行為上要比在情緒的變化上明智。

直接情緒指標的好處在於能最直接與投資者做接觸了解其想法，並且調查到潛在的投資者想法，因潛在投資者可能並未到達滿意價格或者在等待市場的訊息做進出行為，故無法透過事後數據去收集他們的情緒，但直接情緒的缺點在於調查費日曠時，且金融市場瞬息萬變，很可能因為一個消息的到來，而改變了原本已調查過的投資者的想法，使其原本的想法與之後的交易行為出現了相異，而使資料缺乏了可信性。

對投資者情緒的間接衡量是指，通過統計市場上與情緒有關的交易數據來構造投資者情緒指數。這種指數的特點是，它們並不直接告訴使用者投資者預計未來股市上漲還是下跌，而要通過指數使用者的經驗和分析得出結論。華爾街分析家情緒指數，這種情緒指標數據來自美林(Merrill Lynch)，美林自 1985 年 9 月來一直收集來自華爾街賣方分析家的數據。美林以這些分析家投資於股票在其所推薦的投資組合中所佔的比例為依據，衡量投資者情緒。每月大約收集 15 至 20 位分析家的情緒指標。雖然該指數不是由特定產品的數據得到，但由於它是基於對投資組合的分析，我們也把它劃分到這一類中。Berstein 和 Pradhuman(1994)發現華爾街分析家的情緒是很有效的反向指標。Fisher 和 Statman(2000)也通過實證發現這種情緒指標確實可以對 S &P500 未來的收益進行反向預測。他們通過回歸分析得出，華爾街分析家的情緒和 S &P500 未來收益呈負相關，並在統計上顯著。平均而言，情緒水平上升 1%，則 S

&P500 收益在下月份將下降 0.24%。Fisher 和 Statman(2000)還檢驗了這種情緒與小市值股票收益率的關係，發現雖然它們也呈現負相關，但統計上並不顯著。

Wang(2003)針對美國市場內大額交易者的期貨未平倉量作為情緒代理變數，表示大額交易者情緒對於未來八周內的市場趨勢有顯著的影響，同時表示大額交易者的期貨未平倉量對於市場參與者是可靠的參考資訊。

間接情緒指的好處在於他是市場反應過後的結論，可以觀察出已經在市場裡面投資人的情緒變化，但無法得知潛在投資人的方向與即時性的情緒變化訊息。



第三章 研究方法

本篇研究使用總未平倉量、前五大大額交易者(以下稱之大額交易者)及前五大特定法人(以下稱之特法)的未平倉量資訊，研究的標的物為台灣加權股價指數，總未平倉量、大額交易者及特法的未平倉量與台灣加權股價指數皆為日資料，研究期間從2005/1/3 到 2016/9/30 止，共 2908 筆觀察資料，資訊來源為台灣期貨交易所和台灣經濟新報。

為了消弭隨著指數期貨發展未平倉量也越來越大而造成的異質變異問題，所以我們比照 Wang(2003)的方法將各個未平倉量轉化為情緒指標。

以下是情緒指標的建構方式，如公式小額交易者(以是否為大額交易者為判斷)未平倉量(3-1) 大額交易者買方未平倉量(3-2) 大額交易者賣方未平倉量(3-3) 特法買方未平倉量(3-4) 特法賣方未平倉量(3-5):

$$SI_t^n = \frac{P_t^n - \text{Min}(P_t^n)}{\text{Max}(P_t^n) - \text{Min}(P_t^n)} \times 100 \quad (3-1)$$

其中 P_t^n :小額交易者期貨未平倉部位以 n 做代示，以 20 日移動視窗為週期作計算，以 t 作表示。

其中 $\text{Max}(P_t^n)$:以每日為單位，並使用 20 日移動視窗來做計算，代表小額交易者的期貨未平倉量，20 日中最大的水準。

其中 $\text{Min}(P_t^n)$:以每日為單位，並使用 20 日移動視窗來做計算，代表小額交易者的期貨未平倉量，20 日最小的水準。

其中 SI_t^n :小額交易者情緒指標，n 為小額交易者未平倉量，t 為第 t 期。

$$SI_t^b = \frac{P_t^b - \text{Min}(P_t^b)}{\text{Max}(P_t^b) - \text{Min}(P_t^b)} \times 100 \quad (3-2)$$

其中 P_t^b : 大額交易者買方期貨未平倉部位以 b 做代示，以 20 日移動視窗為週期作計算，以 t 作表示。

其中 $\text{Max}(P_t^b)$: 以每日為單位，並使用 20 日移動視窗來做計算，代表大額交易者買方的期貨未平倉量，20 日中最大的水準。

其中 $\text{Min}(P_t^b)$: 以每日為單位，並使用 20 日移動視窗來做計算，代表大額交易者買方的期貨未平倉量，20 日最小的水準。

其中 SI_t^b : 大額交易者買方情緒指標，b 為大額交易者買方未平倉量，t 為第 t 期。

$$SI_t^s = \frac{P_t^s - \text{Min}(P_t^s)}{\text{Max}(P_t^s) - \text{Min}(P_t^s)} \times 100 \quad (3-3)$$

其中 P_t^i : 大額交易者賣方期貨未平倉部位以 i 做代示，以 20 日移動視窗為週期作計算，以 t 作表示。

其中 $\text{Max}(P_t^s)$: 以每日為單位，並使用 20 日移動視窗來做計算，代表大額交易者賣方的期貨未平倉量，20 日中最大的水準。

其中 $\text{Min}(P_t^s)$: 以每日為單位，並使用 20 日移動視窗來做計算，代表大額交易者賣方的期貨未平倉量，20 日最小的水準。

其中 SI_t^s : 大額交易者賣方情緒指標，s 為大額交易者賣方未平倉量，t 為第 t 期。

$$SI_t^c = \frac{P_t^c - \text{Min}(P_t^c)}{\text{Max}(P_t^c) - \text{Min}(P_t^c)} \times 100 \quad (3-4)$$

其中 P_t^c : 特法買方期貨未平倉部位以 c 做代示，以 20 日移動視窗為週期作計算，以 t 作表示。

其中 $\text{Max}(P_t^c)$: 以每日為單位，並使用 20 日移動視窗來做計算，代表特法買方的期貨未平倉量，20 日中最大的水準。

其中 $\text{Min}(P_t^c)$: 以每日為單位，並使用 20 日移動視窗來做計算，代表特法買方的期貨未平倉量，20 日最小的水準。

其中 SI_t^c : 特法買方情緒指標， c 為特法買方未平倉量， t 為第 t 期。

$$SI_t^p = \frac{P_t^p - \text{Min}(P_t^p)}{\text{Max}(P_t^p) - \text{Min}(P_t^p)} \times 100 \quad (3-5)$$

其中 P_t^p : 特法賣方期貨未平倉部位以 i 做代示，以 20 日移動視窗為週期作計算，以 t 作表示。

其中 $\text{Max}(P_t^p)$: 以每日為單位，並使用 20 日移動視窗來做計算，代表特法賣方的期貨未平倉量，20 日中最大的水準。

其中 $\text{Min}(P_t^p)$: 以每日為單位，並使用 20 日移動視窗來做計算，代表特法賣方的期貨未平倉量，20 日最小的水準。

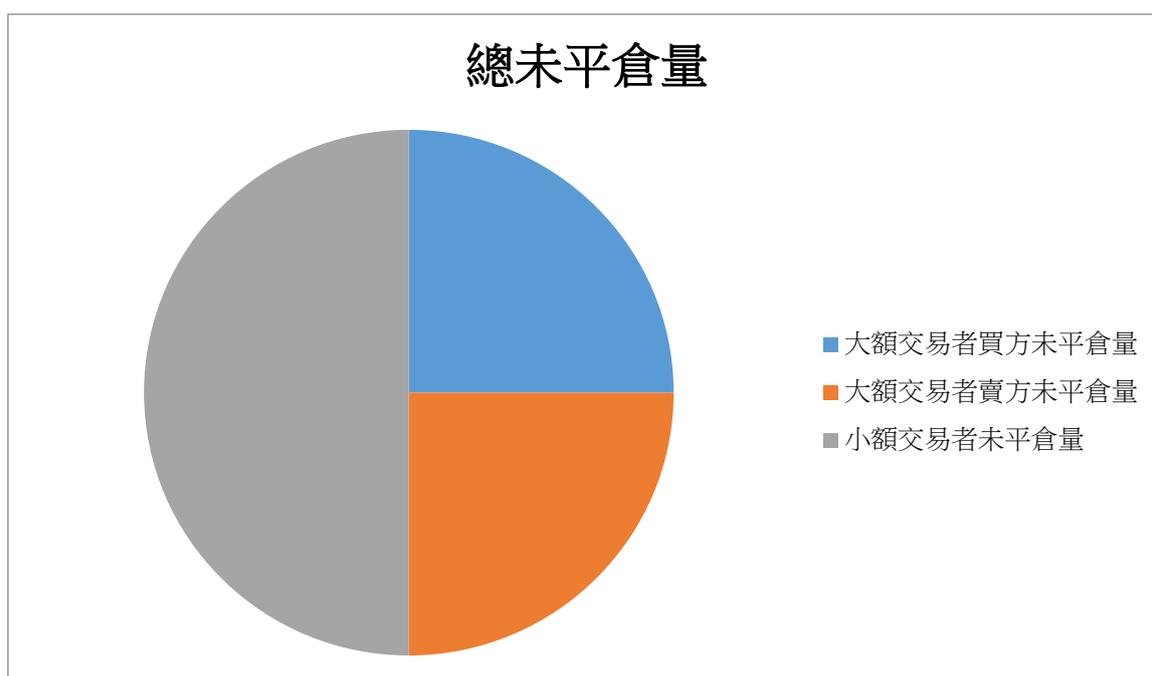
其中 SI_t^p :特法賣方情緒指標， p 為特法賣方未平倉量， t 為第 t 期。

其中由於我們想了解當特法情緒高漲時會不會為市場的參與者帶來額外的效果，因此我們使特法買(賣)方為虛擬變數 $D_1(D_2)$ 當特法情緒 >50 時為 1，當特法情緒 <50 時為 0。我們將特法情緒 >50 視為特法情緒高漲。



我們將此指標套用至大額交易者買賣方未平倉量，及全部未平倉量扣除掉大額交易者未平倉量後的未平倉量(視為較無方向影響力的小額交易者)。由於想了解特法的情緒變動是否會影響到現貨市場報酬率及其效果，所以我們把特法設為虛擬變數，與前面各項交乘檢視其結果。

圖 3-1 總未平倉量與大額交易者買(賣)方未平倉量和小額交易者未平倉量關係圖



自從 Engle(1982)提出 ARCH 模型分析時間序列的異方差性以後，T.Bollerslev(1986)又提出了 GARCH 模型，GARCH 模型是一個專門針對金融數據所量體訂做的回歸模型，除去和普通回歸模型相同的之處，GARCH 對誤差的方差進行了進一步的建模。特別適用於波動性的分析和預測，這樣的分析對投資者的決策能起到非常重要的指導性作用，其意義很多時候超過了對數值本身的分析和預測。

由於 GARCH (p,q)模型是 ARCH 模型的擴展,因此 GARCH(p,q)同樣具有 ARCH(q)模型的特點。但 GARCH 模型的條件方差不僅是滯後殘差平方的線性函數,而且是滯後條件方差的線性函數。

ARCH 模型的定義即「自我相關條件異質變異」或是「自我相關條件變異數不齊一」ARCH 其實就是將「自我相關」的概念用在「條件變異數」的估計 AR(1)模型為例，如公式(3-6):

ARCH 模型

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2)$$

$$\text{var}(y_t | y_{t-1}) = \sigma_t^2 \quad (3-6)$$

GARCH 模型的定義即一般化的 ARCH 模型。GARCH 就是同時將 AR 和 MA 的觀念用在估計條件變異數。

典型的 GARCH(p,q) 模型可以表示如下，如公式(3-7)

$$y_t | \Omega_t \sim N(ax_t, \sigma_t^2)$$

$$\varepsilon_t = y_t - ax_t$$

$$\sigma_t^2 = a_0 + \sum_{i=1}^q a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2 \quad (3-7)$$

p, q 表示 GARCH 模型的階次

若 p=0 則此模型就變成 ARCH(q)

GARCH 模型適合在計算量不大時,方便地描述了高階的 ARCH 過程,因而具有更大的適用性。但 GARCH(p,q)模型在應用於資產定價方面存在以下的不足:

一、GARCH 模型不能解釋股票收益和收益變化波動之間出現的負相關現象。

GARCH(p,q)模型假定條件方差是滯後殘差平方的函數,因此,殘差的符號不影響波動,即條件方差對正的價格變化和負的價格變化的反應是對稱的。然而在經驗研究中發現,當利空消息出現時,即預期股票收益會下降時,波動趨向於增大;當利好消息出現時,即預期股票收益會上升時,波動趨向於減小。GARCH(p,q)模型不能解釋這種非對稱現象。

二、GARCH(p,q)模型為了保證非負,假定式中所有係數均大於零。這些約束隱含著的任何滯後項增大都會增加因而排除了的隨機波動行為,這使得在估計 GARCH 模型時可能出現震蕩現象。

為了衡量收益率波動的 non-symmetry, Glosten、Jagannathan 與 Runkel (1989) 提出了 GJR 模型,在條件方差方程中加入負衝擊的杠桿效應。最近 Cheung and Ng(1992), Kitazawa(2000)以及 Blair, Poon and Taylor(2002), 林楚雄(2005)等則以個別股票為實證研究對象,並且實證發現不對稱性亦存在於個股。王甦(1995)利用幾個不對稱 GARCH 模型對台灣股票集中市場進行實證研究發現 GJR 模型比其他傳統的不對稱模型更能掌握台灣股票市場波動不對稱性行為。

金融市場上存在著不對稱波動性,所以為了考量模型的有效性及正確性,我們必須要考量波動不對稱性,所以模型的選擇上我們選擇可以處理不對稱性的模型,本研究以 GJR-GARCH 模型進行實證研究, AR(r)-GJR-GARCH(p,q)。(r)值經過 ARIMA 測試,發現在 AR 落後期數選取上落後 6 期的顯著性較佳解釋能力也較好,且在第 6

期後皆無顯著水準，因此採用 AR 模型的落後 6 期。而在條件變異數方程式(p,q)的落後數選取上，則是根據一般使用在金融商品文獻上看條件變異數方程式的落後數選取上來都沒有超過(3,3)，因此我們在 GJR-GARCH (0,0)至(3,3)的模型之間，利用 AIC 值最小的挑選方式來挑選模型設定，所以本文以 AR(6)-GJR-GARCH(3,1)，作為本次研究的實證模型，模型如下均數方程式公式(3-8)、變異數方程式公式(3-9):

$$r_t = \alpha_1 fr + \alpha_2 SI^n + \alpha_3 SI^b + \alpha_4 SI^s + \alpha_5 dSI^n + \alpha_6 dSI^b + \alpha_7 dSI^s + D_1(\beta_1 fr + \beta_2 SI^n + \beta_3 SI^b + \beta_4 SI^s + \beta_5 dSI^n + \beta_6 dSI^b + \beta_7 dSI^s) + D_2(\gamma_1 fr + \gamma_2 SI^n + \gamma_3 SI^b + \gamma_4 SI^s + \gamma_5 dSI^n + \gamma_6 dSI^b + \gamma_7 dSI^s) + \varepsilon_t \quad \text{公式(3-8)}$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha \cdot \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \cdot \varepsilon_{t-1}^2 \cdot D_{t-1} + \beta \cdot \sigma_{t-1}^2 + \delta_1 \cdot fr + \delta_2 \cdot D_1 + \delta_3 \cdot D_2 + \delta_4 \cdot D_1 \cdot fr + \delta_5 \cdot D_2 \cdot fr \quad \text{公式(3-9)}$$

其中: D_{t-1} 為虛擬變數，當 ε_t 為負時， $D_{t-1}=1$ ；反之則為 0。

r_t : 為 t 期之指數報酬率，因為每日漲跌並無固定上下幅度，故不擺入常數項， $r_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1})$

P_t 、 P_{t-1} 分別為第 t 日與 t-1 日股價指數

X_t : 解釋變數向量

C: 解釋變數之係數向量

ε_t : 殘差項

σ_t^2 : 條件變異數

c、 α 、 β 、 γ 及 δ : 為欲估計之參數

若 γ 不等於 0 存在不對稱效果。

fr: 前 20 日平均報酬率

SI^n : 小額交易者 20 日情緒指標

SI^b : 大額交易者 20 日買方情緒指標

SI^S:大額交易者 20 日賣方情緒指標

前面有加 d 的為情緒變化量

D₁:特法買方情緒>50 時為 1，當特法買方情緒<50 時為 0 的虛擬變數

D₂:特法賣方情緒>50 時為 1，當特法賣方情緒<50 時為 0 的虛擬變數

我們將特法情緒>50 視為特法情緒高漲



第四章 實證結果與分析

第一節 敘述性統計

表為本研究之前 20 日現貨市場平均報酬率、大額交易者買方及賣方和小額交易者情緒指標與現貨市場報酬率的敘述統計，如下表 4-1。

表 4-1 敘述統計

敘述統計					
	r	fr	SI ⁿ	SI ^b	SI ^s
平均數	0.02263	0.02219	56.9591	46.8079	47.9621
標準差	0.02238	0.00521	0.5634	0.63304	0.65963
中間值	0.06945	0.05321	59.1657	42.0747	44.4868
標準差	1.20278	0.27974	30.277	34.0196	35.4484
變異數	1.44668	0.07825	916.698	1157.33	1256.59
峰度	3.60986	2.24371	-1.05089	-1.29934	-1.40179
偏態	-0.30101	-0.5732	-0.23242	0.2274	0.15085
範圍	13.2555	2.69697	100	100	100
最小值	-6.5133	-1.59728	0	0	0
最大值	6.7422	1.09969	100	100	100
樣本數	2888	2888	2888	2888	2888

註： r:報酬率；fr:前 20 日平均報酬率；SIⁿ:小額交易者 20 日情緒指標；SI^b:大額交易者 20 日買方情緒指標；SI^s:大額交易者 20 日賣方情緒指標

第二節 最小平方法

表 4-2 是由公式(3-8)最小平方法跑出，其中主變數，前 20 日平均現貨市場報酬率、小額交易者緒變化量、大額交易者買方情緒變化量和大額交易者賣方情緒變化量與報酬率為顯著，由於想了解特法的情緒變動是否會影響到現貨市場報酬率及其效果，所以我們把特法買(賣)方設為虛擬變數 $D_1(D_2)$ ，與前面各項交乘檢視其結果。

表 4-2 公式(3-8)最小平方法

公式(3-8)最小平方法					
	coefficient	std. error	t-值	p-value	
fr	0.275375	0.128285	2.147	0.0319	**
SIⁿ	-0.000181106	0.000917664	-0.1974	0.8436	
SI^b	0.00230057	0.00158548	1.451	0.1469	
SI^s	-0.00258986	0.00156896	-1.651	0.0989	*
dSIⁿ	-0.00689983	0.00195267	-3.534	0.0004	***
dSI^b	0.00652831	0.00216127	3.021	0.0025	***
dSI^s	-0.00582058	0.00220621	-2.638	0.0084	***
D₁	0.121559	0.115418	1.053	0.2923	
D₂	0.151318	0.135118	1.120	0.2628	
D₁fr	0.130623	0.163258	0.8001	0.4237	
D₁SIⁿ	-0.00286826	0.00147062	-1.950	0.0512	*
D₁SI^b	0.00156581	0.00185872	0.8424	0.3996	
D₁SI^s	-0.000707182	0.00151417	-0.4670	0.6405	
D₁dSIⁿ	0.00757803	0.00237775	3.187	0.0015	***

$D_1 dSI^b$	-0.00679079	0.00261292	-2.599	0.0094	***
$D_1 dSI^s$	0.00363316	0.00264203	1.375	0.1692	
$D_2 fr$	-0.218844	0.165244	-1.324	0.1855	
$D_2 SI^n$	-0.000100565	0.00146861	-0.06848	0.9454	
$D_2 SI^b$	-0.00190499	0.00157931	-1.206	0.2278	
$D_2 SI^s$	0.000130731	0.00183028	0.07143	0.9431	
$D_2 dSI^n$	-0.00289381	0.00238827	-1.212	0.2257	
$D_2 dSI^b$	0.00338702	0.00261918	1.293	0.1961	
$D_2 dSI^s$	0.00132325	0.00265770	0.4979	0.6186	
Mean dependent var	0.022626	S.D. dependent var	1.202782		
Sum squared resid	4034.712	S.E. of regression	1.186708		
Uncentered R-squared	0.034309	Centered R-squared	0.033967		
F(23, 2865)	4.425486	P-value(F)	1.21e-11		
Log-likelihood	- 4580.726	Akaike criterion	9207.451		
Schwarz criterion	9344.723	Hannan-Quinn	9256.923		
rho	0.027550	Durbin-Watson	1.944162		

註: r:報酬率；fr:前 20 日平均報酬率； SI^n :小額交易者 20 日情緒指標； SI^b :大額交易者 20 日買方情緒指標； SI^s :大額交易者 20 日賣方情緒指標； D_1 :特法買方情緒>50 時為 1，當特法買方情緒<50 時為 0 的虛擬變數； D_2 :特法賣方情緒>50 時為 1，當特法賣方情緒<50 時為 0 的虛擬變數；我們將特法情緒>50 視為特法情緒高漲；前面有加 d 的為情緒變化量

當特法情緒高漲時，小額交易者情緒變化量和大額交易者買方情緒變化量對報酬率為顯著，其他的皆沒顯著。由於特法賣方交乘項全部不顯著，所以我們刪除與特法賣方相關變數，並檢視其變化。



消去自變數檢定

公式(3-8)在消去特法賣方後，p-value 0.54285，有過檢定。一般狀態下二十日現貨市場報酬率對當日報酬率的顯著性下降了，小額交易者、大額交易者買(賣)方的當日情緒無關，但情緒變化量則有相關，當特法買方高漲時，小額交易者會受到影響且與當日報酬率為負相關，如下表 4-3。

虛無假設 H_0 : 下列迴歸之自變數係數 = 0 SI^P , SI^Pfr , SI^PSI^n , SI^PSI^b , SI^PSI^s , SI^PdSI^n , SI^PdSI^b , SI^PdSI^s

Test statistic: $F(8, 2865) = 0.867955$, p-value 0.54285 Omitting variables improved 3 of 3 information criteria.

表 4-3 公式(3-8)消去自變數檢定

公式(3-8)消去自變數檢定					
	coefficient	std. error	t-值	p-value	
fr	0.199133	0.114374	1.741	0.0818	*
SIⁿ	-7.74767e-07	0.000812315	-0.0009538	0.9992	
SI^b	0.00142969	0.00138046	1.036	0.3004	
SI^s	-0.00152449	0.000962211	-1.584	0.1132	
dSIⁿ	-0.00835678	0.00169755	-4.923	9.01e-07	***
dSI^b	0.00792488	0.00178984	4.428	9.88e-06	***
dSI^s	-0.00546375	0.00188453	-2.899	0.0038	***
D₁	0.172327	0.102712	1.678	0.0935	*
D₁fr	0.0866790	0.159795	0.5424	0.5876	
D₁SIⁿ	-0.00307420	0.00137994	-2.228	0.0260	**
D₁SI^b	0.00154451	0.00184333	0.8379	0.4022	
D₁SI^s	-0.00146971	0.00135635	-1.084	0.2786	

$D_1 dSI^n$	0.00730964	0.00234922	3.112	0.0019	***
$D_1 dSI^b$	-0.00634607	0.00259791	-2.443	0.0146	**
$D_1 dSI^s$	0.00390917	0.00262930	1.487	0.1372	
Mean dependent var	0.022626	S.D. dependent var	1.202782		
Sum squared resid	4044.490	S.E. of regression	1.186490		
Uncentered R-squared	0.031968	Centered R-squared	0.031625		
F(15, 2873)	6.325161	P-value(F)	2.14e-13		
Log-likelihood	-4584.221	Akaike criterion	9198.442		
Schwarz criterion	9287.967	Hannan-Quinn	9230.706		
rho	0.026428	Durbin-Watson	1.946244		

註: r :報酬率; fr :前 20 日平均報酬率; SI^n :小額交易者 20 日情緒指標; SI^b :大額交易者 20 日買方情緒指標; SI^s :大額交易者 20 日賣方情緒指標; D_1 :特法買方情緒>50 時為 1, 當特法買方情緒<50 時為 0 的虛擬變數; 我們將特法情緒>50 視為特法情緒高漲; 前面有加 d 的為情緒變化量

因將特法賣方與其交乘項刪去後通過檢定, 所以我們得到公式(4-1):

$$r_t = \alpha_1 fr + \alpha_2 SI^n + \alpha_3 SI^b + \alpha_4 SI^s + \alpha_5 dSI^n + \alpha_6 dSI^b + \alpha_7 dSI^s + D_1(\beta_1 fr + \beta_2 SI^n + \beta_3 SI^b + \beta_4 SI^s + \beta_5 dSI^n + \beta_6 dSI^b + \beta_7 dSI^s) + \varepsilon_t \quad \text{公式(4-1)}$$

第三節 選定 AR 最適落後期與條件變異數方程式落後數選取

表 4-4 AR 落後期

AR 落後期					
	coefficient	std. error	z	p-value	
fr	0.355880	0.0960774	3.704	0.0002	***
SIⁿ	-0.000158818	0.000736299	-0.2157	0.8292	
SI^b	0.00132053	0.00130593	1.011	0.3119	
SI^s	-0.00122129	0.000882898	-1.383	0.1666	
dSIⁿ	-0.00814492	0.00168007	-4.848	1.25e-06	***
dSI^b	0.00781943	0.00177232	4.412	1.02e-05	***
dSI^s	-0.00549907	0.00186483	-2.949	0.0032	***
D₁	0.169862	0.0962167	1.765	0.0775	*
D₁fr	0.0682201	0.121710	0.5605	0.5751	
D₁SIⁿ	-0.00278486	0.00129857	-2.145	0.0320	**
D₁SI^b	0.00178506	0.00175618	1.016	0.3094	
D₁SI^s	-0.00205613	0.00127665	-1.611	0.1073	
D₁dSIⁿ	0.00704936	0.00232280	3.035	0.0024	***
D₁dSI^b	-0.00581887	0.00257117	-2.263	0.0236	**
D₁dSI^s	0.00405511	0.00260357	1.558	0.1193	
phi_1	0.0127283	0.0180650	0.7046	0.4811	
phi_2	-0.00864024	0.0188956	-0.4573	0.6475	
phi_3	-0.0390100	0.0187005	-2.086	0.0370	**
phi_4	-0.0609922	0.0186994	-3.262	0.0011	***

phi_5	-0.0478386	0.0188450	-2.539	0.0111	**
phi_6	-0.0642446	0.0189487	-3.390	0.0007	***
Mean dependent var	0.022626	S.D. dependent var	1.202782		
Mean of innovations	0.013775	S.D. of innovations	1.176951		
Log-likelihood	-4568.456	Akaike criterion	9180.912		
Schwarz criterion	9312.215	Hannan-Quinn	9228.233		
AR					
Root 1	1.1687	0.8283	1.4325	0.0981	
Root 2	1.1687	-0.8283	1.4325	-0.0981	
Root 3	-1.4380	-0.8160	1.6533	-0.4179	
Root 4	-1.4380	0.8160	1.6533	0.4179	
Root 5	-0.1031	-1.6626	1.6658	-0.2599	
Root 6	-0.1031	1.6626	1.6658	0.2599	

註: r :報酬率; fr :前 20 日平均報酬率; SI^n :小額交易者 20 日情緒指標; SI^b :大額交易者 20 日買方情緒指標; SI^s :大額交易者 20 日賣方情緒指標; D_1 :特法買方情緒 >50 時為 1, 當特法買方情緒 <50 時為 0 的虛擬變數; 我們將特法情緒 >50 視為特法情緒高漲; 前面有加 d 的為情緒變化量

表 4-5 條件變異數方程式落後數比較

條件變異數方程式落後數比較					
	AIC 值		AIC 值		AIC 值
(1,1)	8165	(2,1)	8167	(3,1)	8161
(1,2)	8168	(2,2)	8170	(3,2)	8172
(1,3)	8171	(2,3)	8173	(3,3)	8162

經由表 4-5 檢視 AIC 值，我們挑出了 AIC 值最小的(3,1)來做為使用模型的參數。

接著我們做 ARCH 異質變異檢定，檢定不對稱性是否存在，如下表 4-6。結果顯示：都存在顯著的不對稱性，所以我們接下來跑 GJR-GARCH 模型分析。

表 4-6 ARCH 異質變異檢定

ARCH 異質變異檢定					
	coefficient	std. error	t-值	p-value	
alpha(0)	0.584219	0.0732092	7.980	2.09e-015	***
alpha(1)	0.0586216	0.0185946	3.153	0.0016	***
alpha(2)	0.0843563	0.0184077	4.583	4.79e-06	***
alpha(3)	0.131520	0.0184214	7.140	1.18e-012	***
alpha(4)	0.0748108	0.0184217	4.061	5.02e-05	***
alpha(5)	0.152033	0.0184072	8.259	2.21e-016	***
alpha(6)	0.0771827	0.0185926	4.151	3.40e-05	***

第四節 實證分析

表 4-7，為 AR(6)-GJR-GARCH(3,1)模型分析跑出來的主表格，我們將會在後面一一對各項變數結果做較為詳盡的介紹與比較。

表 4-7 GJR-GARCH 模型分析主表格

GJR-GARCH 模型					
	coefficient	std. error	z	p-value	
fr	0.505311	0.130106	3.884	0.0001	***
SIⁿ	0.000109699	0.000566447	0.1937	0.8464	
SI^b	0.00137567	0.000946534	1.453	0.1461	
SI^s	-0.00156356	0.000640963	-2.439	0.0147	**
dSIⁿ	-0.00624984	0.00146948	-4.253	2.11e-05	***
dSI^b	0.00936655	0.00142825	6.558	5.45e-011	***
dSI^s	-0.00652017	0.00153334	-4.252	2.12e-05	***
D₁	0.0701551	0.0739803	0.9483	0.3430	
D₁fr	-0.167788	0.175638	-0.9553	0.3394	
D₁SIⁿ	-0.00149097	0.000965034	-1.545	0.1223	
D₁SI^b	0.00300959	0.00120258	2.503	0.0123	**
D₁SI^s	-0.00170610	0.000921973	-1.850	0.0642	*
D₁dSIⁿ	0.00795455	0.00200907	3.959	7.52e-05	***
D₁dSI^b	-0.00735603	0.00207657	-3.542	0.0004	***
D₁dSI^s	0.00464768	0.00210984	2.203	0.0276	**
AR1	-0.00182888	0.0177638	-0.1030	0.9180	
AR2	-0.0459644	0.0188926	-2.433	0.0150	**
AR3	-0.0248148	0.0184201	-1.347	0.1779	
AR4	-0.0639721	0.0183329	-3.489	0.0005	***
AR5	-0.0307631	0.0194568	-1.581	0.1139	
AR6	-0.0616023	0.0183781	-3.352	0.0008	***

註： r:報酬率；fr:前 20 日平均報酬率；SIⁿ:小額交易者 20 日情緒指標；SI^b:大額交易者 20 日買方情緒指標；SI^s:大額交易者 20 日賣方情緒指標；D₁:特法買方情緒>50 時為 1，當特法買方情緒<50 時為 0 的虛擬變數；我們將特法情緒>50 視為特法情緒高漲；前面有加 d 的為情緒變化量

表 4-8，在原本狀態下，前 20 日現貨市場平均報酬率對當日現貨市場報酬率為正相關，且前 20 日現貨市場平均報酬率對當日現貨市場報酬率並不受特法買方情緒高漲影響。

表 4-8 前 20 日現貨市場平均報酬率 GJR-GARCH 模型分析

GJR-GARCH 模型					
	coefficient	std. error	z	p-value	
fr	0.505311	0.130106	3.884	0.0001	***
D_1	0.0701551	0.0739803	0.9483	0.3430	
D_1fr	-0.167788	0.175638	-0.9553	0.3394	

表 4-9，在原本狀態下，當日小額交易者情緒不影響現貨市場報酬率，且當日小額交易者情緒對現貨市場報酬率不受特法買方情緒高漲影響。

表 4-9 當日小額交易者情緒 GJR-GARCH 模型分析

GJR-GARCH 模型					
	coefficient	std. error	z	p-value	
SI^n	0.000109699	0.000566447	0.1937	0.8464	
D_1	0.0701551	0.0739803	0.9483	0.3430	
D_1SI^n	-0.00149097	0.000965034	-1.545	0.1223	

表 4-10，在原本狀態下，當日大額交易者買方情緒不影響現貨市場報酬率，但當日大額交易者買方情緒對現貨市場報酬率受特法買方情緒高漲影響，顯著正相關。

表 4-10 當日大額交易者買方情緒 GJR-GARCH 模型分析

GJR-GARCH 模型					
	coefficient	std. error	z	p-value	
SI^b	0.00137567	0.000946534	1.453	0.1461	
D_1	0.0701551	0.0739803	0.9483	0.3430	
D_1SI^b	0.00300959	0.00120258	2.503	0.0123	**

表 4-11，在原本狀態下，當日大額交易者賣方情緒對報酬率為負相關，且當日大額交易者賣方情緒對當日現貨市場報酬率並不受特法買方情緒高漲影響。

表 4-11 當日大額交易者賣方情緒 GJR-GARCH 模型分析

GJR-GARCH 模型					
	coefficient	std. error	z	p-value	
SI^s	-0.00156356	0.000640963	-2.439	0.0147	**
D_1	0.0701551	0.0739803	0.9483	0.3430	
D_1SI^s	-0.00170610	0.000921973	-1.850	0.0642	*

表 4-12，在原本狀態下，當日小額交易者情緒變化量對當日現貨市場報酬率為顯著負相關，但當日小額交易者情緒變化量對當日現貨市場報酬率受特法買方情緒高漲影響，且當特法買方情緒高漲時，當日小額交易者情緒變化量對當日現貨市場報酬率為顯著正相關，總效果由負翻正。

表 4-12 當日小額交易者情緒變化量 GJR-GARCH 模型分析

GJR-GARCH 模型					
	coefficient	std. error	z	p-value	
dSI^n	-0.00624984	0.00146948	-4.253	2.11e-05	***
D_1	0.0701551	0.0739803	0.9483	0.3430	
D_1dSI^n	0.00795455	0.00200907	3.959	7.52e-05	***

表 4-13，在原本狀態下，當日大額交易者買方情緒變化量對當日現貨市場報酬率為顯著正相關，但當日大額交易者買方情緒變化量對當日現貨市場報酬率受特法買方情緒高漲影響，當特法買方情緒高漲時，當日大額交易者買方情緒變化量對當日現貨市場報酬率為顯著負相關，總效果會降低當日大額交易者買方情緒變化量對當日現貨市場報酬率的影響。

表 4-13 當日大額交易者買方情緒變化量 GJR-GARCH 模型分析

GJR-GARCH 模型					
	coefficient	std. error	z	p-value	
dSI^b	0.00936655	0.00142825	6.558	5.45e-011	***
D_1	0.0701551	0.0739803	0.9483	0.3430	
D_1dSI^b	-0.00735603	0.00207657	-3.542	0.0004	***

表 4-14，在原本狀態下，當日大額交易者賣方情緒變化量對當日現貨市場報酬率為顯著負相關，但當日大額交易者賣方情緒變化量對當日現貨市場報酬率受特法買方情緒高漲影響，當特法買方情緒高漲時，當日大額交易者賣方情緒變化量對當日現貨市場報酬率為顯著正相關，總效果會顯著降低當日大額交易者賣方情緒變化量對當日現貨市場報酬率的影響。

表 4-14 當日大額交易者賣方情緒變化量 GJR-GARCH 模型分析

GJR-GARCH 模型					
	coefficient	std. error	z	p-value	
dSI^s	-0.00652017	0.00153334	-4.252	2.12e-05	***
D₁	0.0701551	0.0739803	0.9483	0.3430	
D₁dSI^s	0.00464768	0.00210984	2.203	0.0276	**

表 4-15，特法買方情緒高漲時，會降低現貨市場報酬率的波動性。

表 4-15 Conditional variance equation

	coefficient	std. error	z	p-value	
Const	0.00482092	0.00283959	1.698	0.0896	*
fr	0.00144069	0.0102657	0.1403	0.8884	
D ₁	-0.00873932	0.00348361	-2.509	0.0121	**
D ₂	0.00495131	0.00306973	1.613	0.1068	
D ₁ fr	0.0143136	0.0152840	0.9365	0.3490	
D ₂ fr	0.00486843	0.0158203	0.3077	0.7583	
alpha	0.00940242	0.00199346	4.717	2.40e-06	***
gamma	1.01209	0.0125903	80.39	0.0000	***
beta_1	2.25266	0.0858593	26.24	1.02e-151	***

beta_2	-2.05767	0.148634	-13.84	1.38e-043	***
beta_3	0.781692	0.0695924	11.23	2.83e-029	***



第五章 結論

由於原本期貨市場設立的目的是在於提供投資人一個避險的管道以及多元化的投資工具，然而，在引進指數期貨交易後，卻發現現貨市場的報酬波動性加大。所以我們藉由各種不同交易者對現貨市場報酬率的影響及其買賣方的進出變動來觀察資料。但一般小額交易者資料由於資料取得的困難性較大，且對現貨市場的影響力較小，所以我們選擇了大額交易者及特法的買賣方作為主要觀察變數。

再者為了解決由於 2000 年台灣期貨市場開放以來到現在時間尚短，隨著市場的茁壯不斷發展未平倉量也越來越大的現象會使得資料存在著異質性問題，為了解決這問題所以我們將未平倉量轉化為情緒指標，以消弭其異質性問題，以便進行迴歸分析。

研究結果顯示，對現貨市場報酬率而言，前二十日現貨市場平均報酬率、大額交易者賣方情緒、小額交易者情緒變化量及大額交易者買賣方情緒變化量影響顯著；當現貨市場報酬率上升時，前二十日現貨市場平均報酬率、大額交易者買方情緒變化量也會隨之上升，但大額交易者賣方情緒、小額交易者情緒變化量及大額交易者賣方情緒變化量下降，當現貨市場報酬率下降時，則反之。在特法買方情緒高漲對現貨市場報酬率而言，大額交易者買方情緒、小額交易者情緒變化量及大額交易者買賣方情緒變化量有額外效果；當特法買方情緒高漲時，大額交易者買方情緒對現貨市場報酬率的效果增加了，小額交易者情緒變化量原本對現貨市場報酬率下降的效果變成了上升，大額交易者買方情緒變化量對現貨市場報酬率的上升效果降低了，大額交易者賣方情緒變化量對現貨市場報酬率下降的效果降低了。且由於我們把小額交易者劃分出來觀察，其情緒變化量，當特法買方情緒高漲時，我們認為可能對小額交易者產生改變與他跟市場的關係。對現貨市場波動性而言，在特法買方情緒高漲時，會降低現貨市場指數報酬率的波動性，同時低波動性也意味的風險也相對較低，所以投資人可以承擔更多的風險進而在現貨市場上進行較高風險的操作。

後續研究建議，本研究是以 20 做為時間單位(將近於一個月的實際開盤時間)來計算情緒，但尚未最佳化，那麼後續研究可以就使用不同的時間參數來做最佳化，另外就是我們衡量情緒以 50 作為情緒高漲的判斷條件，所以建議後續研究能對情緒更細部的分類，去探討不同情緒狀況強度下產生的影響。



參考文獻

中文部分:

- 馬黛(1987)「鉅額交易之價格效果及其對台灣股市波動之影響」國科會補助專題計畫
- 王甦(1995)「報酬衝擊對條件波動所造成之不對稱效果」
- 林楚雄、劉維琪、吳欽杉(1999)「不對稱 GARCH 模型的研究」
- 王正裕，江明憲(2001)「台灣指數期貨開放交易後對現貨市場波動性之影響」
- 林楚雄(2002)「台灣股票市場波動不對稱性解釋因素的研究：廠商與市場的觀點」
- 鐘文良，白宗民(2009)「個股波動不對稱性與籌碼結構之研究實證」
- 劉玉潔，陳政芳(2009)「機構投資人交易行為與股票報酬橫斷面預測之研究」
- 蘇韋霖，白宗民(2010)「台灣加權股價指數期貨之大額交易者未平倉量資訊內含」
- 連啟智，廖永熙(2010)「系統風險不對稱:國際股市證據」

外文部分:

- Baker,M. and Stein,J.(2004) "Market liquidity as a sentiment indicator "Journal of Financial Markets,2004,7, pages 271-299.
- Black, Fischer (1976) "The pricing of commodity contracts "Journal of Financial Economics,1976,3, pages 167-179.
- Black,F (1976) "Studies In Stock Price Volatility Changes "Proceedings of the 1976 Meeting of the Business and Economic Statistics Section, American Statistical Association, Washington DC,1976, pages 177-181.
- Bevan Blair, Ser-Huang Poon and Stephen Taylor(2002) "Asymmetric and crash effects in stock volatility for the S&P 100 index and its constituents "Applied Financial Economics, 2002, vol. 12, issue 5, pages 319-329.
- De Bondt,W.F.M. and R. H. Thaler(1985) "Does the Stock Market Overreact? "The Journal of Finance,1985,Vol. 40, No. 3, Papers and Proceedings of the Forty-Third Annual Meeting American Finance Association, Dallas, Texas, December 28-30, 1984, pages 793-805.
- De Bondt , W. (1993), "Betting on Trends:Intuitive Forecasts of Financial Risk and Return "International Journal of Forecasting,1993,9, pages 355-371.
- Duffee G.R. (1995) "Stock Returns And Volatility: A Firm-level Analysis "Journal of Financial Economics, 1995, vol. 37, Issue 3, Pages 399-420.
- Engle(1982) "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation "Econometrica, 1982, vol. 50, issue 4, pages 987-1007.
- Kenneth L. Fisher and Meir Statman(2000) "Investor Sentiment and Stock Returns "CFA Digest, 2000, Vol. 30, No. 4: pages 50-51.
- Olsen(1998) "Behavioral Finance and Its Implications for Stock-Price Volatility "Financial

- Analysts Journal, 1998, Vol. 54, No. 2, pages 10-18.
- T. Bollerslev (1986) "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity" *Journal of Econometrics*, 1986, vol. 31, Issue 3, Pages 307-327.
- Wang, C. (2001), "Investor Sentiment and Return Predictability in Agricultural Futures Markets" *Journal of Futures Markets*, 2001, 21, pages 929-952.
- Wang, C. (2003), "Investor Sentiment, Market Timing, and Futures Returns" *Applied Financial Economics*, 2003, 13, pages 891-898.
- Wang, C. and Chin, S. (2004), "Profitability of Return and Volume-Based Investment Strategies in China's Stock Market" *Pacific-Basin Finance Journal*, 2004, pages 541-564.
- W Breen, LR Glosten, R Jagannathan (1989) "Economic significance of predictable variations in stock index returns" *The Journal of Finance*, 1989, 44 (5), pages 1177-1189.
- W. Brown and Michael T. Cliff (2004) "Investor sentiment and the near-term stock market" *Journal of Empirical Finance*, 2004, vol. 11, issue 1, pages 1-27.
- W. Brown and Michael T. Cliff (2005) "Investor Sentiment and Asset Valuation" *The Journal of Business*, 2005, vol. 78, issue 2, pages 405-440.
- WF Van Raaij (1981) "Economic psychology" *Journal of Economic Psychology*, 1981, 1 (1), pages 1-24.
- Yin-Wong Cheung and Lilian K Ng (1992) "Stock Price Dynamics and Firm Size: An Empirical Investigation" *Journal of Finance*, 1992, vol. 47, issue 5, pages 1985-97.