

東海大學管理學院財務金融研究所

碩士論文

投資人情緒應用於原油、黃金及美元指數期貨

動態關聯之研究

The Applications of Investor Sentiment to the Dynamics of Crude
Oil, Gold and U.S. Dollar Futures

指導教授：王凱立博士

研究生：黃婉婷

中華民國 100 年 7 月

中文摘要

鑒於投資人情緒對市場報酬與波動存在的潛在影響，本文首度嘗試利用 Engle 提出的動態條件相關多變量 DCC-GJR-GARCH 模型來探討投資人情緒對於風險值(Value at risk, VaR)評量績效的影響。四種投資人情緒變數分別為避險、投機、大額交易及前八大機構投資人情緒，檢視不同投資人情緒變數對於估計風險值之影響。實證結果顯示，避險者情緒為市場價格變動的反向指標；投機投資人情緒與市場報酬呈現高度正向連動關係；大額交易投資人情緒部分，原油市場價格變動受到投機投資人情緒影響大於避險投資人情緒；黃金及美元指數市場而言，則是避險投資人情緒影響大於投機投資人情緒。最後，前八大機構投資人情緒對於報酬呈現負向影響，顯示前八大機構投資人主要以避險投資人為主。最後，前八大機構投資人情緒最能正確預估風險值，有利於投資者或市場參與者更有效的控管風險性資產。

關鍵字: 風險值、動態條件相關係數、GARCH 模型、投資人情緒、避險、投機

Abstract

In view of investor sentiment on market returns and volatility of the potential impact, this study first attempts to use Engle's Dynamic Conditional Correlation multivariate DCC-GJR-GARCH model to assess the impact of investor sentiment on Value at risk (VaR) performance. Four kinds of investor sentiment variables are hedger, speculator, extreme large trader and the top eight large institutional investors' sentiment, this study measures different investors sentiment impact of the estimated risk value. The empirical results show that the sentiment of hedger is the contract indicator of the changes of market price. Speculators' sentiment is highly positive related with market returns. As for the sentiment of extreme large trader, changes in market prices of crude oil are affected more by hedgers than speculators. Speaking of gold and the dollar index market, the hedgers were affected more than speculators. Besides, the sentiments of the top eight institutional investors have negative impact to market return. It shows that top eight institutional investors are mainly hedgers. Finally, sentiments of the top eight institutional investors can correctly estimate the value of risk most, in this way, investors or market participants can control risky assets more effectively.

Key words: Value at Risk 、 Dynamic Conditional Correlation 、 Multivariable GARCH 、

Investors' Sentiment 、 Hedging 、 Speculation

目錄

第一章	前言與文獻回顧.....	1
第二章	文獻探討.....	6
第一節	行為財務.....	6
第二節	投資人情緒.....	8
第三節	風險值.....	10
第三章	研究方法.....	11
第一節	風險值.....	11
第二節	實證模型設定.....	16
第四章	資料描述與實證估計.....	20
第一節	資料描述.....	20
第二節	實證估計.....	26
第五章	結論.....	33
參考文獻	35

表目錄

表 1 各變數報酬率之單根檢定.....	23
表 2 基本敘述統計量.....	24
表 3 投資人情緒對報酬傳導估計.....	27
表 4 跨市場報酬傳導估計.....	28
表 6 條件平均式之參數估計.....	30
表 7 條件變異數之參數估計.....	31
表 8 相關係數參數估計.....	32
表 9 風險值回溯測試(穿透次數).....	33

圖目錄

圖 1 原油、黃金、美元指數期貨走勢圖	21
圖 2 原油、黃金及美元指數期貨之避險投資人情緒走勢圖	21
圖 3 原油、黃金及美元指數期貨之投機投資人情緒走勢圖	22
圖 4 原油、黃金及美元指數期貨之大額交易投資人情緒走勢圖	22
圖 5 原油、黃金及美元指數期貨之前八大機構投資人情緒走勢圖	22

第一章 前言

自1960年代後「現代財務」最具代表性的推論以效率市場假說（efficient market hypothesis, EMH）為主。效率市場假說認為投資人完全理性，證券價格會迅速且充分反映所有可獲得的資訊，即使偏離其基本價值，也是因為投資人之資訊不對稱或短期資訊解讀差異所致。隨著時間的流逝，投資人取得越來越多的公開資訊並學習正確解讀相關訊息，證券價格即會回到基本價值，最終投資人的預期報酬率不偏的等於理論報酬率。效率市場假說建立在以下三個理論假設：（一）投資者完全理性且能正確評斷證券基本價值，所謂的基本價值是指以風險作為未來現金流量折現因子所求得的淨現值。由於理性的投資人能學習並做出迅速的反應，所以證券價格必會符合新現金流量的淨現值。（二）即便部分投資人不是理性的，但由於他們的隨機交易能抵銷彼此對價格的影響力，最後增加的只是市場交易量，但市場價格依然是有效率的。（三）雖然在某些情況下非理性投資人會有相同的投資行為，但因套利者進入，市場價格仍會回歸其基本價值。在1970年代學術界對效率市場假說的狂熱可說是達到了顛峰，許多文獻都強力支持這個假說成立。直到1980年代，陸續有文獻研究發現一些違反傳統定價理論和效率市場假說的實證結果，傳統財務學的學者將這部分統稱為市場的異常現象，例如規模效應、週末效應和一月效應，隨著越來越多的異常現象被發現，學者開始尋求其他領域的解釋。行為財務學結合心理學，認為一般人在決策時，容易以經驗法則或直覺為依據，因此，並非所有人都會對市場做詳盡的分析、產生相同的預期。由於個人的背景不同、認知狀況不同，個別投資人的投資屬性可能產生差異，進而衍生不同投資偏好以及理財目標。

Kahneman and Tversky (1979)以心理學角度研究投資人決策過程而提出展望理論，解釋許多傳統效率市場理論無法解釋的現象，從此開啟了行為財務學蓬勃發展的年代。相關行為財務學之文獻如下，De Bondt and Thaler (1985,1987)指出多數投資者對未預期之新消息有過度反映的現象，過去股市的輸家乃因投資人過度悲觀而贏家則因投資

人過度樂觀，這種行為造成股價無法反映真實價值。De Long et al. (1990)提出雜訊交易者模型，認為市場存在的雜訊為影響股價之重要因素。發展理性投資者與非理性投資者之間互動的模型，這些非理性投資人的情緒因素使股價增加許多非預期的波動，導致股價偏離其基本價值。Shleifer and Vishny (1997)提出之套利限制理論，因專業套利者僅占投資者極少數，實務上套利需資金成本且具有風險性，所以當價格遠遠偏離其基本價值時，套利即變得無效。Barberis et al. (1998)實證結果指出投資人對盈餘宣告的認知不同，將會有反應不足或過度反應的現象。Barber and Odean (2000)認為有較佳的資訊而導致交易頻繁(高週轉率)，則應產生較高的報酬，但交易頻繁之投資人並未因其過多的交易而獲得較高的報酬，反而導致較差的表現，故其中合理的解釋即為交易頻繁之投資人存在著過度自信的傾向。Ofek and Richardson (2003)認為網路股的放空限制與投資者屬性不同(悲觀或樂觀)，導致股價無法反映其基本價值，為引發網路股泡沫化之主因。

行為財務學認為股價乃由雜訊交易者和理性套利者動態的互動關係所決定，其中投資者情緒是造成雜訊交易的一種非理性因素，它代表著投資人心理對未來市場多空的主觀判斷。Fisher and Statman (2000)指出華爾街分析師與散戶投資人的情緒對股價期貨市場報酬有顯著之負相關。Brown and Cliff (2004)發現投資人情緒會受到過去股票報酬的影響，情緒水準和其波動程度也與同期的股票報酬呈現高度的相關。Baker and Wurgler (2006;2007)研究投資人情緒如何影響股票橫斷面之報酬，研究發現在投資者情緒高低差異下，公司特徵對於股票報酬之影響亦有所差異。在長期下，股票市場會對股價偏離現象做出調整。投資人情緒所造成的股票報酬偏離僅是暫時性的現象，未來的股票報酬將進行修正並回到基本價值，高情緒會為股票帶來較低的未來報酬表現；反之，低情緒會為股票帶來較高的未來報酬表現。周賓鳳等(2007)實證結果顯示當投資人情緒愈樂觀，可能會高估資產價格；當投資人情緒愈悲觀，可能低估資產價格，投資人情緒與股票報酬有高度關聯性。De Long et al. (1990)認為就長期而言，資產價格回歸到基本價格為一平滑移動的過程，雜訊交易者參與愈多將造成市場價格波動程度愈大，說明情緒變動可

能對於市場波動造成影響。Brown (1999)指出雜訊交易者會帶來較高的報酬波動性，研究採用AAII投資人情緒指標發現在封閉型基金裡，不尋常的個別投資者情緒會有更高的報酬波動性。Kumar and Lee (2006)實證顯示投資人情緒跟報酬有相當大的關係，尤其是在小型、股價低、高P/E ratio及低機構持有比率的公司。Lee et al. (2002)實證結果顯示情緒指數為解釋股票超額報酬均數和條件變異的顯著因子，投資人情緒越高會導致波動率向下修正及未來超額報酬上升；反之，投資人情緒越低會導致波動率向上修正及未來超額報酬下降。

國外諸多研究提出多種可以衡量投資者情緒的指標，直接情緒指標為由發佈機構每周透過各地獨立的專業機構或分析師之意見所編製對未來市場景氣的多空看法所建構之指標，例如 American Association for Individual Investor (AAII)、Investor Intelligence (II)。從市場資料得到之間接情緒指標相當多，Brown and Cliff (2004)整理出的間接情緒指標中，包括（1）市場績效變數、（2）交易活動變數、（3）衍生性金融商品變數以及（4）其他相關的情緒代理變數等四類。首先，市場績效變數包括上漲家數除以下跌家數、ARMS 指標、創新高的股票家數除以創新低的股票家數等情緒指標。其次，交易活動變數包含多頭指標的融資變動比率，以及空頭指標的融券變動比率、放空比率、專業會員放空比率以及零股賣買比率等情緒指標。至於衍生性金融商品變數則包括 SPX 期貨淨部位的改變、賣權/買權比率、市場風向所公布之商品市場報酬預測以及預期波動性等情緒指標。由於機構法人被認為有較足夠的資訊與知識，所以能夠理性的判斷並交易，而散戶投資人則是被視為資訊弱勢且較不理性的一方，故一般認為投資人情緒的產生主要來自散戶。然而，在許多學者致力於捕捉何者最能代表散戶投資人情緒指標的同時，有些學者開始懷疑散戶投資人是否可以完全代表投資人情緒，認為機構投資人情緒也會影響股票報酬亦是屬投資人情緒。相對於文獻多以現貨市場變數形成投資人情緒，Wang (2001)針對商品期貨市場投資人情緒的設定，根據美國商品期貨交易委員會 (Commodities Futures Trading Commission ; CFTC)所提供之不同屬性投資人未平倉量資料，對期貨市場分別形成避險、投機、大額交易投資人情緒變數，實證結果顯示投機投資人情緒為價格持續的指標，相反的，避險投資人情緒為價格相反的指標。本文特色之

一，除了參考 Wang (2001)將投資人情緒分為避險、投機、及大額交易投資人情緒外，考量機構投資人情緒對於市場波動的潛在影響，本文嘗試將期貨市場前八大機構投資人情緒納入比較，分析不同型態之期貨市場投資人情緒與市場報酬波動的動態關係，此為研究目的之一。

相較於行為財務相關投資人情緒對市場報酬與波動的既有研究，投資人情緒對於風險值(Value at risk, VaR)相關議題的探討相對欠缺。Jorion (2000)定義風險值為在特定的信賴水準下，衡量某一特定期間，因市場環境變動，使某一投資組合或部位在未來所可能發生的最大預期損失。一般研究均假設金融資產報酬率為常態分配，然而越來越多的實證研究發現，大多數金融資產報酬率之分配具有高狹峰且微左偏的分配型態，也就是有所謂的厚尾現象，亦即實際極端值發生的機率會遠高於常態分配假設下的機率。而且，不只報酬率分配之條件期望值與條件變異數會隨時間而變動，報酬率之分配型態亦可能隨著時間變動而變動，要改善這些現象，可藉由Engle (1982)所提出的自我迴歸條件變異數(autoregressive conditional heteroscedasticity, ARCH)模型與Bollerslev (1986)由ARCH模型所延伸出的GARCH(generalized ARCH)模型來改善，ARCH模型考慮到條件變異數會隨時間經過而變動的特性，而使本期的條件變異數受到前期殘差項平方之影響，因而能適切地描寫出資產報酬率波動的狀態，變動性隨時間的改變而改變並可以成功的捕捉波動群聚的現象，掌握到金融資產時間序列的特性，進而提昇估計的品質與效率。而GARCH模型對ARCH模型加以延伸，將過去的條件變異數對本期的條件變異數的影響列入考慮，即是將前期誤差項條件變異數之落差期放入ARCH模型中。Alexander and Leigh (1997)實證結果發現，指數加權移動平均法有低估風險值之現象，而GARCH則在回溯測試與前向測試方面，可正確的估計出99%信賴水準下的風險估計值。Jarrow (1998)提出一個市場的價格或波動會影響到別另一市場的價格或波動，則稱為價格或波動之外溢。這些外溢效果可以用多變量GARCH模型去捕捉或描述以提供更好的投資組合管理和風險值的計算。Hull and White (1998)認為許多市場變數的分配具有厚尾現象而非常態

分配，因此選擇歷史模擬法來計算風險值有其優勢。並進一步提出將GARCH所計算波動率改變納入歷史資料報酬率的估算中，以期改善歷史模擬法的績效。高櫻芬、謝家和(2002)實證研究中發現，利用多變量GARCH模型所預測出的投資組合風險值比起其他變異數模型所預測出的結果，顯然具有更高的有效性及正確性。林楚雄與陳宜玫(2000)發現不論是店頭市場或集中市場，GARCH-type模型和蒙地卡羅模擬法皆較能捕捉市場的波動叢集現象。許傑翔(2004)以美元兌新台幣和澳元匯率之投資組合為例，比較各種風險值計算方法的表現，實證結果發現多變量CCC模型配合高峰或厚尾特性分配之風險值計算法表現較好。林淑蓉(2006)認為DCC模型估計的風險值，準確性與效率性優於其他四種模型，特別是在覆蓋損失能力上，DCC估計的風險值覆蓋損失的能力接近100%，所以DCC模型配適能力最高。

綜合上述，鑒於正確評價市場報酬與波動對於本文議題研究之重要性，文獻研究大多指出投資人情緒對市場報酬與波動之潛在影響，且市場波動對於風險值估計中又扮演重要角色，本文嘗試探討投資人情緒對於風險值評量績效的影響。此外，由於GARCH模型在資產報酬率之波動估計上較容易捕捉到群聚現象，且對於報酬率分配的厚尾現象亦能被模型所解釋，本篇研究採用多變量DCC-GARCH模型為架構，估計各市場之波動及報酬，並以其衡量風險值。本文在相關文獻的特色之一，首度嘗試探討投資人情緒對於風險值(Value at risk, VaR)評量績效的影響，據以檢視不同型態投資人情緒包括避險、投機、大額交易及前八大機構對風險值估計的影響。這部分之探討仍相當欠缺，本文的研究成果應可當作風險管理決策的重要參考，此為研究目的之二。

本文實證對象考慮能源、金屬、外匯期貨市場型式之投資組合，由於原油、黃金、美元指數分別代表這三個市場最熱門的交易商品，故本文針對原油、黃金、美元指數期貨商品形成一投資組合，據以分析投資人情緒是否有助評量投資組合風險值績效的提升。鄭婉秀、吳雅惠(2010)採用VARMA-GARCH(1,1)模型探討石油、黃金與美元指數

期貨三者相互的波動外溢效果，實證結果顯示強勢美元期間，除黃金與美元指數呈現雙向的波動外溢效果外，黃金及美元對石油波動僅存有單向的波動外溢效果；然而，隨著美元走弱，波動外溢效果轉變為石油波動對黃金及美元市場波動的單向波動外溢效果。鑒於近年原油、黃金、美元指數價格變化受到高度關注，三者彼此替代或互補的掌握關係，探討總體經濟變化有其重要性，本文嘗試根據此三種熱門商品形成投資組合，並分析市場投資人情緒是否有效改善投資組合風險值的估計，此為研究目的之三。

第二章 文獻探討

第一節 行為財務

Kahneman and Tversky (1979)提出展望理論作為人們面對不確定的情形下從事決策的模型，也解釋了傳統預期效用理論不能解釋人們是風險愛好者還是風險趨避者的問題。此外，投資人在做決策時並不像傳統財務理論假設是理性且充分瞭解投資標的，事實上，大部分的投資人不但是非理性的，而且常常不能瞭解自己所面臨情況，因而產生了認知偏誤，他們常以經驗法則或直覺作為決策的依據，反應在投資行為上則有過度反應或反應不足的現象發生。

DeBondt and Thaler (1985)以1926年1月至1982年12月間NYSE之股票為對象，將三年內上漲幅度超過大盤，或下跌幅度落後大盤的股票歸為贏家投資組合，而三年內上漲幅度落後大盤，或下跌幅度超過大盤的股票歸為輸家投資組合，接著計算分別在接下來三年內的平均表現。結果發現輸家投資組合在組合之後的36個月內，平均表現超過大盤19.6%；相對的，贏家投資組合卻落後大盤5%。結果證實過度反應效果是不對稱的，亦即輸家投資組合的過度反應比贏家投資組合大；再者，大部份的超額報酬發生在一月份(即所謂元月效應)；最後，過度反應的現象大多發生在測試期間的第二至第三年間。研究結果暗示投資者確實對財務資訊過於敏感。而後續研究，除了再次驗證過度反應之

外，亦試圖探討股價反轉的原因。結果仍然支持過度反應效果，但股價反轉的原因並無法由季節性因素、風險的改變，以及規模效果而獲得解釋。

De Long et al. (1990)將雜訊交易者分為兩種類型，第一是雜訊交易者：指非理性的以雜訊作為投資資訊並作決策的人，第二則是精明投資者：指理性的經濟人，並以合理的資訊作為投資決策的人。在投資市場中，雖然套利行為具有風險性，但因雜訊交易者承擔市場上較高的雜訊交易風險，所以會比理性投資者賺取更高的投資報酬；惡性循環的結果，將造成理性投資者怯於進行套利，而形成所謂的「空間創造效果」，意指雜訊交易者在市場上的投資部位與影響力均大幅增加；此外，由於投資者會產生模仿行為，若雜訊交易者的實現超額報酬率明顯高於理性投資者，就會有更多的理性投資者願意轉變為雜訊交易者，而採取雜訊交易策略，此時，股價將會嚴重偏離基本價值；相反的，若理性投資者有較佳的報酬績效，則雜訊交易者將紛紛轉向仿效，此時，股價將會接近基本價值，這些都足以說明為何價格會偏離基本面，且其偏離的程度為何有時大有時小的原因。

Shleifer and Vishny (1997)指出代理成本和資金限制的交互作用將導致套利失靈，這表示和情緒性投資人進行反向操作是非常具風險的，將導致價格將受情緒性投資人所影響。根據套裡限制理論來解釋定價誤差來自兩個原因，第一是市場上存在不理性的投資人，這些投資人的情緒改變導致了價格的改變，第二則是由於理性投資人遭遇到套利的限制，導致無法使定價誤差回到基本價值。

Barber and Odean (2000)依據月平均週轉率為基礎，將資料由小至大分成五組，就扣除成本後之月淨報酬率而言，週轉率最小組之淨報酬率為1.470%，而週轉率最大組之淨報酬率為1.009%，之間的差距高達46個基點(basis points)，亦即每年相差5.5%。由此可知，若因擁有較佳的資訊而導致交易頻繁(高週轉率)，則應產生較高的報酬，但交易頻

繁之投資人並未因其過多的交易而獲得較高的報酬，反而導致較差的表現，故其中合理的解釋即為交易頻繁之投資人存在著過度自信的傾向。後續的研究考慮性別及婚姻的因素，結果發現週轉率由高至低的排列順序分別為：單身男子、已婚男子、已婚女子，以及單身女子，故男性的交易頻率比女性來得頻繁；特別是單身男子與單身女子之間的差距更大。

第二節 投資人情緒

Fisher and Statman (2000)研究三種投資者情緒，散戶(small investors)，新聞媒體(newsletter writers)，以及華爾街策略(Wall Street strategists)，發現散戶以及華爾街策略對於S&P500報酬是有用的反向指標，但對於新聞媒體並沒有發現和S&P500有顯著的關係。

Brown and Cliff (2004)假設市場中的投機者則對資產價值具有偏差預期。當投機者認為資產的實際價值高於當前價格時，他們的心態會趨於樂觀，反之當投機者認為資產的實際價值低於當前價格時，他們的心態會趨於悲觀。作者亦發現投資人情緒會受到過去股票報酬的影響，情緒水準和其波動程度也與同期的股票報酬呈現高度的相關。

Baker and Wurgler (2006)於實務上發現不同類型的股票間有不同程度的套利限制且受到情緒影響的程度也不同，若股票具有「定義其價值是困難且主觀的特性」，例如：年齡小、規模小、報酬波動性大、獲利低、股利發放少、有形資產少、績效不佳及高成長性潛力，這類型的股票較容易受到投資人情緒變化的影響，因為這類股票有很高的主觀價值判斷，使得套利行為也傾向於高危險且高成本，因此更可能發生訂價錯誤。另外，當投資人情緒高漲時，傾向持有年輕股（近期IPO上市的個股）、小型股、高報酬波動與低發放股利的個股。

周賓鳳、張宇志、林美珍 (2007)以市場週轉率、新股發行比和資券餘額比做為情緒指標，檢定情緒因子是否能解釋市場報酬。實證結果發現僅市場週轉率顯著解釋市場報酬，而二者之間亦存在顯著的回饋關係，市場週轉率與下一期市場報酬具負向關係。此外，市場週轉率和資券餘額比受基本面風險的影響，反應投資人並非完全不理性。當利用各投資組合的情緒敏感度高低來建立投資策略時，只有採用買進「市場週轉率高」的股票或買進「市場週轉率高」的股票同時賣出「市場週轉率低」的股票能獲利。

Brown (1999)指出如果雜訊交易者會影響價格，則雜訊訊號為情緒，所造成的風險為波動，因此情緒必須被波動所修正。雜訊交易者會帶來較高的報酬波動性，研究採用AAII投資人情緒指標發現在封閉型基金裡，不尋常的個別投資者情緒會有更高的報酬波動性。此外，此波動只會發生在市場為開放時，並且與大量交易時有相當關係。

Lee, Jiang and Indro (2002)引用Investors' Intelligence為其投資人情緒指數，採用GARCH in-mean 模型來測試條件變異和預期報酬結構下的雜訊交易者風險，實證結果顯示情緒指數為解釋股票超額報酬均數和條件變異的顯著因子，投資人情緒越高會導致波動率向下修正及未來超額報酬上升；反之，投資人情緒越低會導致波動率向上修正及未來超額報酬下降。

Kumar and Lee(2006)研究1991~1996年間超過185萬戶的散戶投資人資料，提出的buy-sell imbalance (BSI)來衡量投資人情緒，BSI 衡量特定期間內散戶投資人的交易行為，當BSI 為正數時，表示散戶投資人在此期間內對個股為淨買入，是為正向的情緒；反之為負數時，是為淨賣出，表示負向的情緒。實證顯示，投資人情緒跟報酬有相當大的關係，尤其是在小型、股價低、高P/E ratio及低機構持有比率的公司。

Wang (2001)根據美國期貨商品交易委員會(CFTC)之資料將投資人情緒分為避險、投

機及大額交易投資人，用這些資料來預測農產品期貨市場未來價格，實證顯示投機投資人情緒為價格持續的指標，相反的，避險投資人情緒為價格相反的指標。

第三節 風險值

Jorion (2000)定義風險值為在特定的信賴水準下，衡量某一特定期間，因市場環境變動，使某一投資組合或部位在未來所可能發生的最大預期損失。

Alexander and Leigh (1997)主要運用簡單移動平均法、指數加權移動平均法、GARCH等三種共變異數矩陣模型估算風險值，並利用最大概似估計法 (MLE)、均方誤差法、回溯測試、前向測試等四種驗證方法檢定何種風險值估算方法為佳。實證結果發現，指數加權移動平均法有低估風險值之現象，而GARCH則在回溯測試與前向測試方面，可正確的估計出99%信賴水準下的風險估計值。

Jarrow (1998)提出一個市場的價格或波動會影響到別另一市場的價格或波動，則稱為價格或波動之外溢。這些外溢效果可以用多變量GARCH 模型去捕捉或描述以提供更好的投資組合管理和風險值的計算。

Hull and White (1998)認為許多市場變數的分配具有厚尾現象而非態分配，因此選擇歷史模擬法來計算風險值有其優勢。並進一步提出將波動率改變納入歷史資料報酬率的估算中，以期改善歷史模擬法的績效，作法是先利用GARCH 所計算之波動率來調整歷史資料報酬率，再依據百分位數求算相對應之信賴水準下的風險值，因此可以視為歷史模擬法的延伸。

高櫻芬與謝家和 (2002) 使用指數加權移動平均法，及三種不同形式的單變量

GARCH模型，計有GARCH、EGARCH、TGARCH，與BEKK所提出的多變量GARCH模型用以預測未來的市場風險值。並用三種外匯組成投資組合，而得到的實證研究中發現，利用多變量GARCH模型所預測出的投資組合風險值比起其他變異數模型所預測出的結果，顯然具有更高的有效性及正確性，因此多變量GARCH模型將是估算風險值的更好選擇，但是在使用上必須限制資產種類的數量以免發生估計上的困難。

林楚雄與陳宜玫 (2000)以台灣股票店頭市場和集中市場之股價指數為研究對象，比較若干不同的風險值計算模型之預測能力及市場風險管理效能。研究發現，不論是店頭市場或集中市場，GARCH-type模型和蒙地卡羅模擬法皆較能捕捉市場的波動叢集現象。由於GARCH模型在資產報酬率之波動估計上較容易捕捉到群聚現象，且對於報酬率分配的厚尾現象亦能被模型所解釋。

許傑翔 (2004)採用單變量GARCH模型和多變量CCC模型，在考慮不同之誤差項分配下分別估算資產報酬率之波動度和風險值。並以美元兌新台幣和澳元匯率之投資組合為例，比較各種風險值計算方法的表現，實證結果發現多變量CCC模型配合高峰或厚尾特性分配之風險值計算法表現較好

第三章 研究方法

第一節 風險值

一、 風險值之意義

風險值 (Value-at-Risk, VaR) 提供一種衡量市場風險之方法。國際上已將VaR做為金融機構風險管理以及主管機關監理的重要指標，國際權威機構如國際清算銀行 (Bank of International Settlements)、巴塞爾銀行監理委員會 (The Basel Committee on Banking Regulation and Supervision Practices)、三十法人團體 (G-30)、美國證管會 (The Securities and Exchange Commission, SEC) 等，均陸續發布有關VaR之規範。由於市場風險透過

VaR之量化模型，可達到控管風險之效果，為更進一步要求量化信用風險、作業風險等，以使金融機構資本最適化及強化其整體風險管理，自1999年起巴塞爾銀行監理委員會陸續公布新巴塞爾資本協定（New Basel Capital Accord，Basel II）相關諮詢文件，其實質精神即在於健全金融機構之風險管理，強調管理的及時性、揭露的透明化、風險計量的標準化及分析的數量化。

根據Jorion（2000）的正式定義，所謂風險值（VaR）係指在特定的信賴水準下，衡量某一特定期間中，因市場環境變動，使某一投資組合或部位所可能發生的最大損失期望值。VaR的定義說明了在估計時所需考量的二個重要因子，分別為信賴水準（given confidence level）與目標期間（target time horizon）。信賴水準的選取決定了投資組合在未來可以控制在其最大損失VaR之下的機率，信賴水準越高則估計出來的VaR也越大，由於金融機構之自有資本與投資組合部位具有抵換的關係，而信賴水準之大小為一主觀的認定，端視各機構進行風險管理時的考量。本研究則是探討信賴水準在90%、95%及99%下，比較各種不同型態投資人情緒的風險管理績效。

首先，我們可假設 W_0 為期初投資， W 為期末資產之價值， R 代表特定期間之預期報酬率，其期望值和標準差分別為 μ 和 σ ； W^* 表示在特定信賴水準 c 下，最低投資組合之價值， R^* 代表在前開條件下由模型估算出之預期報酬率。因此，在期末投資組合之值為：

$$W = W_0(1 + R)$$

$$W^* = W_0(1 + R^*)$$

風險值的定義可依絕對損失或相對損失之性質做不同之表達，所謂相對損失之風險值（Relative VaR）是指相對於投資組合預期平均值之金額損失，其可表示為：

$$\begin{aligned} VaR(mean) &= E(W) - W^* \\ &= E[W_0(1 + R)] - W_0(1 + R^*) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= W_0 + W_0\mu - W_0 - W_0R^* \\
&= -W_0(R^* - \mu)
\end{aligned}$$

此計算方法的出發點認為持有的投資組合應獲得一正常的平均報酬率，因此比較的基準為此投資組合的原始價值再加上平均報酬率的部分，再和目標期間之後的投資組合價值做比較。

而絕對損失之風險值（Absolute VaR）是指不考慮預期報酬的絕對損失金額，即是以投資組合目前的價值做基準，和在經過持有期間之後該投資組合的價值做比較，計算出風險值為多少，也就是VaR 相對於零的最大損失，其可表示為：

$$\begin{aligned}
VaR(zero) &= W_0 - W^* \\
&= W_0 - W_0(1 + R^*) \\
&= -W_0R^*
\end{aligned}$$

若投資組合報酬率服從常態分配，則將機率分配 $f(w)$ 轉換為一標準常態分配 $\Phi(\varepsilon)$ ，其中 $\varepsilon \sim N(0,1)$ ，其預期報酬率 R^* 低於的機率為 $1-c$ ，可表示為：

$$1 - c = \int_{-\infty}^{W^*} f(w)dw = \int_{-\infty}^{-\{R^*\}} f(r)dr = \int_{-\infty}^{-\alpha} \Phi(\varepsilon)d\varepsilon$$

其中 $-\alpha = \frac{-|R^*| - \mu}{\sigma}$ ，可得 $R^* = -\alpha\sigma + \mu$ 。在決定信賴水準 c 後，即可決定 α 值（為臨界值之意義），例如在95%信賴水準下， α 值為1.645。

若 μ 及 σ 為預期報酬率之日期望值和標準差， Δt 為時間間隔（以天為單位），代入 R^* 之代表式，則預估 Δt 天之風險值表示如下：

$$VaR(mean) = -W_0(R^* - \mu) = W_0\alpha\sigma\sqrt{\Delta t}$$

$$VaR(zero) = -W_0 R^* = W_0 (\alpha \sigma \sqrt{\Delta t} - \mu \Delta t)$$

一般文獻在計算風險值時多討論負報酬之情形 (Jorion 2000)，然而對一般交易員、資產管理或避險基金人員而言，其可能持有多頭 (long position) 及空頭 (short position) 之交易部位，故本文參考Giot and Laurent (2003)同時探討多頭部位及空頭部位風險值之計算。

二、 風險值之估算方法

常見的風險值估算方法可分為三種：變異數-共變異數 (Variance-Covariance Approach)、歷史模擬法 (Historical Simulation) 與蒙地卡羅模擬法 (Monte Carlo Simulation)，而近年來亦有極端值理論模型被應用於風險值之估計上。Jorion (1996)認為風險值在模型方法上大概可以分為另兩大類：一為局部評價法(Local Valuation)，以變異數-共變異數法為代表；另一個為完全評價法(Full Valuation)，以歷史模擬法、蒙地卡羅為代表。

1. 變異數-共變異數法 (Variance-Covariance Approach)

主要假設未來資產報酬率符合聯合常態分配，且具有序列獨立的特性。由這些資產所構成的線性組合資產，一定會服從常態分配，藉由常態分配的性質計算出資產的波動性，並估計出給定信賴水準與期間的風險值。Drew(1997)以J.P. Morgan、Chase Manhattan, and Bankers Trust這三家公司估計出的VaR為例，同樣的投資組合卻可產生三種VaR，其差異來自於信賴水準、歷史資料窗口長度、歷史資料的權重等參數的不同，由於選用參數的不同，所估計出的變異數與共變異數矩陣也會不同，進而使VaR相差甚多。

2. 歷史模擬法 (Historical Simulation)

以各風險因子之歷史觀察值變數為樣本，來產生投資組合損益變化的機率分配，並進而計算風險值。其優點是簡單，不須對資產報酬的波動性、相關性做假設，由實際的歷史資料，來推估未來價格可能的變動情形，因此免除了估計誤差的問題。其次，他可以勾勒出資產報酬分配常見的厚尾、偏態、峰態等現象，反應各風險因子的機率分配，

將其統計特性納入考量，因此無論投資組合的報酬是否為常態或線性，皆可採用；其缺點主要是歷史資料的選取：要使用大量的歷史資料，才有辦法精確的敘述在極端狀況下（如99%的信賴水準）的風險，若選擇太長的期間為樣本，再給予相等的權重並無法反應市場的變動；但若選取的樣本過短，也容易造成風險值估計的不穩定。

3. 蒙地卡羅模擬法 (Monte Carlo Simulation)

為假設投資組合的價格變動服從某種隨機過程的型態，因此可以藉由電腦模擬，產生幾百次、幾千次、甚至幾萬次可能價格的路徑，並依此建構投資組合的報酬分配，進而推估其風險值。其最重要的動作就是抽取隨機樣本，然後產生隨機模擬的輸入數值，再代入設定的價格路徑，模擬資產價格損益分配。基於大數法則的實證方法，當實驗的次數越多，它的平均值也就會越趨近於理論值。蒙地卡羅模擬法通常需要大量的電腦運算時間，但是非常適用於複雜的金融商品，譬如衍生性商品。

本文係採用變異數-共變異數法估計投資組合之風險值。事實上，一投資組合風險值計算之關鍵為各金融資產報酬率之變異數共變異數矩陣，其包含對角之變異數及金融資產報酬率間之共變異數，經由轉換，共變異數矩陣可變成相關係數矩陣。在求投資組合之風險值前，必須先決定投資組合中各成分之權重，一般加權 (weight) 方式有 (1) 平均加權 (equally-weighted)、(2) 按市值加權法 (market capitalization-weighted)、(3) 最小變異數法 (minimum-variance)。基本上，文獻會以平均加權法為比較之基準 (benchmark)，故本文之權重方式係以平均加權之方式為計算風險值之基礎。

三、 風險值的評價方式

在風險值評價與績效的衡量方面，本文採用 Kupiec (1995) 的 Proportion of Failure test (PF test)，對計算出的風險值做回溯測試，其概念為利用過去一段時間內投資組合報酬真實值和模型預測的投資組合 VaR 去做比較，在持有部位為多頭或空頭的情況下，若實際報酬落在預測範圍內，則表示為正確的預測，若實際報酬未落在預測範圍內，則表示為不正確的預測。

第二節 實證模型設定

本文理論模型之設定，採用可考量自身波動不對稱及跨市場波動不對稱的三變量 DCC-GJR-GARCH 模型，主要探討原油、黃金與美元指數期貨三市場動態關聯，除分析市場報酬及波動外溢傳導效果外，並同時檢驗加入不同投資人情緒變數後對風險值評量績效的影響。具體言之，本文實證研究將不同面向的投資人情緒變數區分為四組模型作推估，分別為模型(A)：加入避險投資人情緒變數；模型(B)：加入投機投資人情緒變數；模型(C)：加入大額交易投資人情緒變數；模型(D)：加入前八大機構投資人情緒變數，藉由各模型投資人情緒與報酬之交互關係，分析不同屬性投資人情緒對於近來最熱門的原油、黃金及美元指數價格之影響。

條件平均式

$$R_t^O = \mu^O + \sum_{i=1}^{k_1^O} \alpha_i^O R_{t-i}^O + \sum_{i=1}^{k_2^O} \alpha_i^{G-O} R_{t-i}^G + \sum_{i=1}^{k_3^O} \alpha_i^{U-O} R_{t-i}^U + \sum_{i=0}^{k_4^O} \phi_{j,i}^O SI_{j,t-i}^O + \sum_{i=0}^{k_5^O} \theta_i^O R_{t-i}^W + \delta^O D_CRISIS_t + \varepsilon_t^O \quad (1)$$

$$R_t^G = \mu^G + \sum_{i=1}^{k_1^G} \alpha_i^G R_{t-i}^G + \sum_{i=1}^{k_2^G} \alpha_i^{O-G} R_{t-i}^O + \sum_{i=1}^{k_3^G} \alpha_i^{U-G} R_{t-i}^U + \sum_{i=0}^{k_4^G} \phi_{j,i}^G SI_{j,t-i}^G + \sum_{i=0}^{k_5^G} \theta_i^G R_{t-i}^W + \delta^G D_CRISIS_t + \varepsilon_t^G \quad (2)$$

$$R_t^U = \mu^U + \sum_{i=1}^{k_1^U} \alpha_i^U R_{t-i}^U + \sum_{i=1}^{k_2^U} \alpha_i^{O-U} R_{t-i}^O + \sum_{i=1}^{k_3^U} \alpha_i^{G-U} R_{t-i}^G + \sum_{i=0}^{k_4^U} \phi_{j,i}^U SI_{j,t-i}^U + \sum_{i=0}^{k_5^U} \theta_i^U R_{t-i}^W + \delta^U D_CRISIS_t + \varepsilon_t^U \quad (3)$$

條件變異式

$$h_t^O = \omega^O + \sum_{i=1}^{p_1^O} \gamma^O h_{t-i}^O + \sum_{i=1}^{p_2^O} \beta_{1,i}^O (\varepsilon_{t-i}^O)^2 + \beta_2^O (\varepsilon_{t-1}^O)^2 D_{t-1}^O + \beta_1^{G-O} (\varepsilon_{t-1}^G)^2 + \beta_2^{G-O} (\varepsilon_{t-1}^G)^2 D_{t-1}^G + \beta_1^{U-O} (\varepsilon_{t-1}^U)^2 + \beta_2^{U-O} (\varepsilon_{t-1}^U)^2 D_{t-1}^U \quad (4)$$

$$h_t^G = \omega^G + \sum_{i=1}^{p_1^G} \gamma^G h_{t-i}^G + \sum_{i=1}^{p_2^G} \beta_{1,i}^G (\varepsilon_{t-i}^G)^2 + \beta_2^G (\varepsilon_{t-1}^G)^2 D_{t-1}^G + \beta_1^{O-G} (\varepsilon_{t-1}^O)^2 + \beta_2^{O-G} (\varepsilon_{t-1}^O)^2 D_{t-1}^O + \beta_1^{U-G} (\varepsilon_{t-1}^U)^2 + \beta_2^{U-G} (\varepsilon_{t-1}^U)^2 D_{t-1}^U \quad (5)$$

$$h_t^U = \omega^U + \sum_{i=1}^{p_1^U} \gamma^U h_{t-i}^U + \sum_{i=1}^{p_2^U} \beta_{1,i}^U (\varepsilon_{t-i}^U)^2 + \beta_2^U (\varepsilon_{t-1}^U)^2 D_{t-1}^U + \beta_1^{O-U} (\varepsilon_{t-1}^O)^2 + \beta_2^{O-U} (\varepsilon_{t-1}^O)^2 D_{t-1}^O + \beta_1^{G-U} (\varepsilon_{t-1}^G)^2 + \beta_2^{G-U} (\varepsilon_{t-1}^G)^2 D_{t-1}^G \quad (6)$$

條件共變異數式

$$\hat{\varepsilon}_t | \Omega_{t-1} \sim MN(0, H_t) \quad (7)$$

$$H_t = D_t \ R_t \ D_t \quad (8)$$

$$D_t = \begin{bmatrix} \sqrt{h_t^O} & 0 & 0 \\ 0 & \sqrt{h_t^G} & 0 \\ 0 & 0 & \sqrt{h_t^U} \end{bmatrix} \quad (9)$$

$$Z_t = D_t^{-1} \varepsilon_t \quad (10)$$

$$Q_t = (1-a-b)S + a(\dot{Z}_{t-1} \dot{Z}'_{t-1}) + bQ_{t-1} \quad (11)$$

$$R_t = \text{diag} \{Q_t\}^{-1} Q_t \text{diag} \{Q_t\}^{-1} \quad (12)$$

一、條件平均式方程式設定

方程式(1)、(2)、(3)分別代表原油(O)、黃金(G)及美元指數(U)期貨市場之條件平均數方程式，其中 R_t^l ($l=O,G,U$) 分別代表原油、黃金、美元指數期貨第t期之市場報酬率變數。 α_i^l 分別代表三市場報酬率之自我遞延期參數。 α_i^{m-n} ($m,n=O,G,U;m \neq n$) 為跨市場報酬傳導參數，代表 m 市場報酬對於 n 市場報酬之外溢傳導效果。其中 α_i^{G-O} 及 α_i^{O-G} 代表黃金及原油期貨市場間相互領先落後估計，由歷史資料發現黃金與原油價格存在正向連動關係，因此預期參數符號應為正號； α_i^{U-O} 及 α_i^{O-U} 代表美元指數與原油期貨相互價格動態行為，原油在國際市場上是以美元計價與結算的，美元走強對短期油價形成壓力；反之，近期美元走貶促使油價大幅上漲，所以預期參數符號應為負號。 α_i^{U-G} 及 α_i^{G-U} 代表美元指數與黃金期貨相互價格動態行為，黃金一向是預防美元貶值與通貨膨脹的避險工具，美元走貶帶動投資人對黃金的需求，黃金價格升高，因此預期參數符號應為負號。 $SI_{j,t}^l$ ($j=H,S,A,I$) 代表第t期不同市場之投資人情緒變數。本文重點之一，為分析不同屬性投資人情緒包括避險(SI_H)、投機(SI_S)、大額交易(SI_A)及前八大機構(SI_I)等對於不同期貨市場報酬之影響； $\phi_{j,i}^l$ 分別代表不同市場之避險(ϕ_H)、投機(ϕ_S)、大額交易(ϕ_A)及前八大機構(ϕ_I)投資人情緒變數對報酬之影響參數。本文主要探討之四種投資人

情緒對期貨市場之影響分別如下：根據Wang(2001)實證結果顯示，避險投資人情緒參數(ϕ_H)應為負號，投機投資人情緒參數(ϕ_S)應為正號，大額交易投資人情緒參數(ϕ_A)有最顯著的時機訊號，前八大機構投資人情緒參數(ϕ_I)推估應為負號。MSCI世界指數為全球已開發國家之景氣指標，鑒於已開發國家股市變化對於能源、金屬、外匯期貨市場之潛在影響，本文將其納為控制變數為 R^W ，並設定 θ_i^l 為世界指數之參數，其對原油及黃金期貨報酬預期為正向影響，反之對美元指數期貨報酬為負向影響。 δ^l 代表虛擬變數(D_CRISIS_t)之估計參數，據以掌握次級房貸風暴期間(2008/8~2009/3)三市場價格的結構性改變，因此對原油及黃金期貨報酬預期為負向影響，反之對美元指數則預期為正向影響。 ε_t^l 分別代表三市場報酬方程式之誤差項。

二、條件變異數方程式設定

方程式(4)、(5)、(6)分別代表原油、黃金、美元指數期貨市場之條件變異數方程式，其中 h_t^l ($l=O,G,U$)為三個市場之條件變異數，遵循GJR-GARCH模型結構，除受到前期誤差平方項 $(\varepsilon_{t-i}^l)^2$ 及遞延前期之條件變異數 (h_{t-i}^l) 影響外，同時受到前期未預期負向變動衝擊 $\left((\varepsilon_{t-1}^l)^2 D_{t-1}^l\right)$ 影響。其中 D_{t-1}^l 為自我波動不對稱之虛擬變數，當未預期衝擊 (ε_{t-1}^l) 為負值，則 $D_{t-1}^l=1$ ；若未預期變動為正值或0時，則 $D_{t-1}^l=0$ 。根據上述GJR-GARCH模型架構， γ^l 為GARCH之參數， $\beta_{1,i}^l$ 為ARCH參數， β_2^l 為自身市場波動不對稱參數。三市場條件變數方程式除了考量自身市場GJR-GARCH模型外，另將跨市場波動傳導納入考量；其中 β_1^{m-n} ($m,n=O,G,U;m \neq n$)代表 m 市場對 n 市場之跨市場波動傳導參數； β_2^{m-n} ($m,n=O,G,U;m \neq n$)則為跨市場波動不對稱參數，顯示 m 市場下跌情況下， m 市場對於 n 市場之資訊外溢傳導效果。

三、條件共變異數式

針對二階段估計方式之不足，本文採類似 ARCH-M(Engle, Lilien and Robins, 1987) 及多變量 GARCH 模型(Bollerslev, 1990)組合之雙變量 GARCH-M 架構，允許體系內條件共變異數隨時間改變，反應整體相關資訊決策情境。條件共變異數方程式係依據 Engle(2002)提出之動態條件相關係數(Dynamic Conditional Correlation, DCC-GARCH 模型，將相關係數隨時間變動特性納入考量，允許其隨外在資訊變化而調整。DCC-GARCH 模型為相當一般化的設定模式，參數使用精簡，為文獻關於條件共變異數模型應用的重要擴充。參數估計方面，估計過程採二階段估計方式：首先估計個別單變量 GARCH 模型參數，接著再由各單變量 GARCH 模型產生之標準化殘差(standardized residual)進行動態相關係數估計。其中 H_t 為 3×3 條件變異數-共變異數矩陣； R_t 為報酬條件相關係數矩陣； $D_t = \text{diag}(\sqrt{h_t^O}, \sqrt{h_t^G}, \sqrt{h_t^U})$ 為估計單變量 GARCH 模型得到之條件標準差對角線矩陣，其可透過單變量 GARCH 之標準化殘差矩陣(\hat{Z}_t)計算而得； Q_t 為 \hat{Z}_t 之動態相關共變異數矩陣，其估計參數 a 與 b 必須為正且符合 $(a+b) < 1$ ，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 觀察前期市場標準化殘差項的交乘項對下期共變異程度影響；參數 b 衡量前期共變異資訊對下期市場共變異程度之影響； S 為兩市場之非條件共變異數矩陣； $\text{diag}\{Q_t\}^{-1}$ 為 Q_t 對角線上值開根號所形成之對角線矩陣。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(H_t)：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(\hat{Z}_t)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 Q_t 及 R_t ；最後，再由 D_t 及 R_t 求得共變異數矩陣 H_t ($H_t = D_t R_t D_t$)。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矩陣估計具一致性(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，因此最

大概似函數亦包括報酬波動與相關係數兩方面。首先針對報酬波動第一階段最大概似函數，推估波動參數值(Θ)；

$$L(\Theta) = -\frac{TK}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left(\ln|D_t|^2 + \varepsilon_t' D_t^{-2} \varepsilon_t \right)$$

其次，第二階段則根據估計所得之 $\hat{\Theta}$ ，針對相關係數之最大概似估計函數，求導相關係數值 $\hat{\phi}$

$$L(\Theta, \phi) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left(K \ln|R_t| + Z_t' R_t^{-1} Z_t - Z_t' \hat{Z}_t \right)$$

本文模型應用 GAUSS 軟體搭配 Constrained Maximum Likelihood(CML)模組來估計，以充分資訊最大概似法估計法，針對聯立方程式體系做推估，採用 BHHH (Berndt, Hall, Hall and Hausman, 1974)演算法為主。

第四章 資料描述與實證估計

第一節 資料描述

研究期間為 2003 年 1 月 14 日至 2010 年 12 月 28 日，共 413 筆週資料。原油(O)、黃金(G)及美元指數(U)期貨價格取自 DATASTREAM 資料庫，本文將三種期貨市場價格取報酬： $R^l = d \log(P^l) * 100, (l = O, G, U)$ ；避險、投機、大額交易及前八大機構投資人情緒變數資料取自美國商品期貨交易委員會(Commodities Futures Trading Commission; CFTC)，參考 Wang (2001)的做法，分別計算避險、投機、大額交易及前八大機構投資人情緒變數如下： $SI_{j,t}^l = \frac{SI_{j,t}^l - \min(SI_{j,t}^l)}{\max(SI_{j,t}^l) - \min(SI_{j,t}^l)}$ ， $SI_{j,t}^l$ 為在第 t 期 l 市場之 j 投資人情緒變數，定義為長部位未平倉量減掉短部位未平倉量， l 代表原油、黃金、美元指數期貨市場，代表避險、投機、大額交易及前八大機構投資人， $\max(SI_{j,t}^l)$ 和 $\min(SI_{j,t}^l)$ 分別顯示過去一年投資人情緒變數之最大值與最小值；世界指數取自 MSCI 資料庫。圖 1 為原油、黃金、美元指數期貨原始資料之走勢圖；圖 2 為原油、黃金及

美元指數期貨之避險投資人情緒原始資料之走勢圖；圖 3 為原油、黃金及美元指數期貨之投機投資人情緒原始資料之走勢圖；圖 4 為原油、黃金及美元指數期貨之大額交易投資人情緒原始資料之走勢圖；圖 5 為原油、黃金及美元指數期貨之前八大機構投資人情緒原始資料之走勢圖。

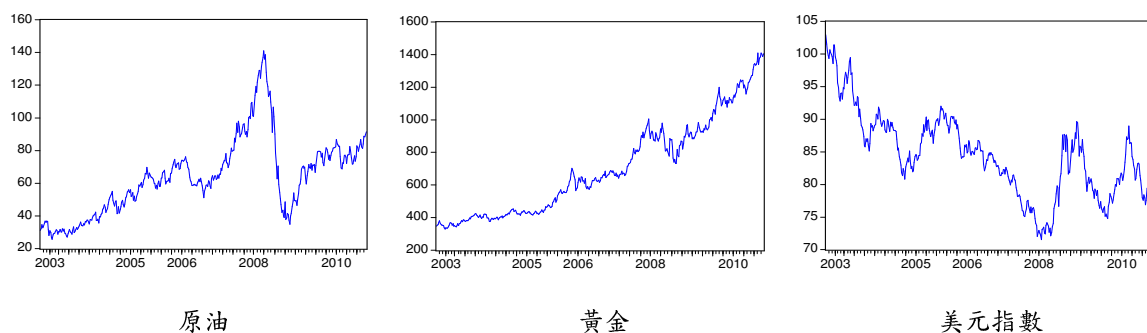


圖 1 原油、黃金、美元指數期貨走勢圖

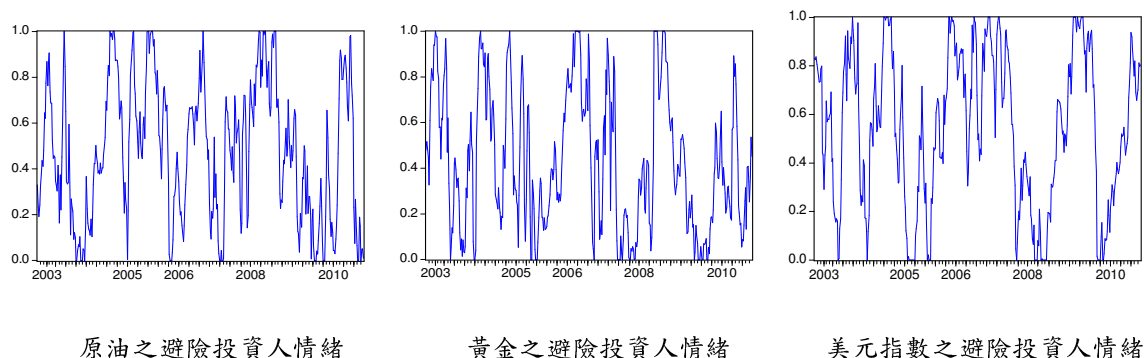


圖 2 原油、黃金及美元指數期貨之避險投資人情緒走勢圖

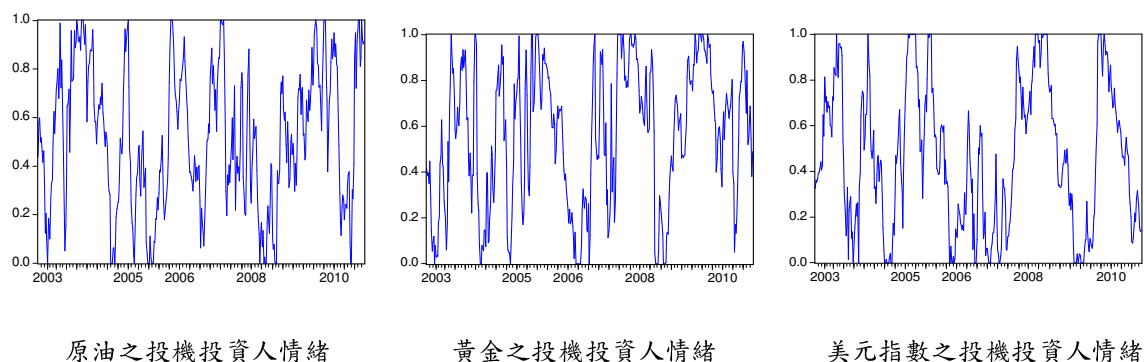


圖 3 原油、黃金及美元指數期貨之投機投資人情緒走勢圖

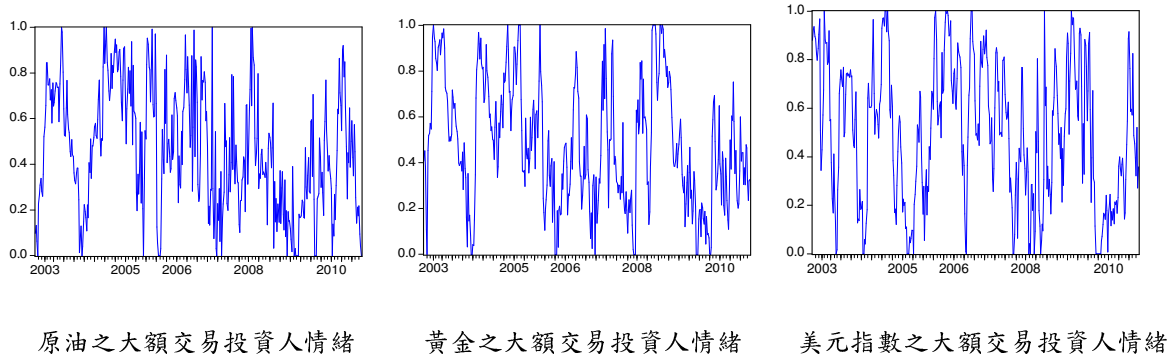


圖 4 原油、黃金及美元指數期貨之大額交易投資人情緒走勢圖

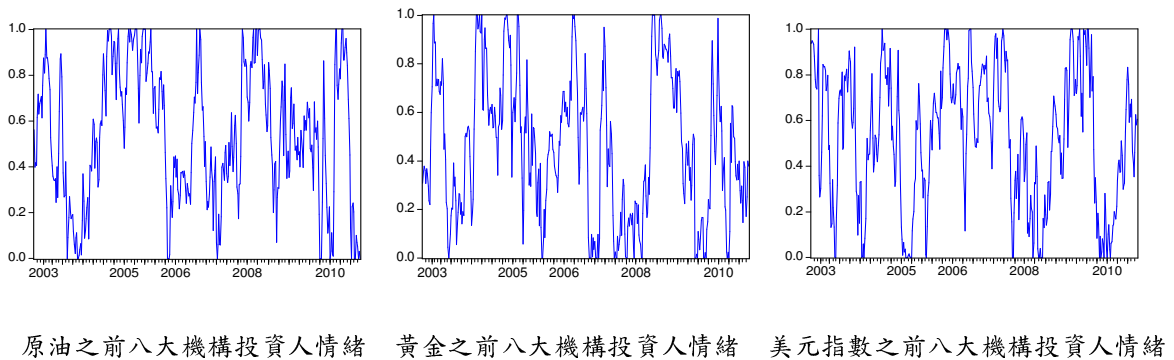


圖 5 原油、黃金及美元指數期貨之前八大機構投資人情緒走勢圖

表一為各變數作差分轉換後之單根檢定結果，針對資料穩定性特性分析上，首先以 ADF 檢定(Augmented Dickey-Fuller test)與 P-P 檢定(Phillips and Perron test)兩種檢定方法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。根據 ADF 檢定值與 P-P 統計量結果顯示，原油、黃金、美元指數期貨及世界指數之原始序列資料皆無法拒絕單根檢定，呈現非定態特性；但經自然對數及一階差分轉換後，所有變動值序列之 ADF 檢定值與 P-P 統計量皆呈現 1%水準之顯著結果。資料對數差分轉換，除可滿足時間序列分析之定態要求外，亦可

將資料轉換為投資人關心的報酬率型態。此外，針對投資人情緒部分，本文主要探討投資人情緒變動對市場報酬的影響，表 1 包含四種不同投資人情緒變動的單根檢定，一致呈現 1%水準之顯著結果，本文因而以其作為分析對象。

表 1 各變數報酬率之單根檢定

變動值	R^O	R^G	R^U	R^W
ADF	-20.99***	-20.69***	-20.04***	-20.28***
(n)	{0}	{0}	{0}	{0}
P-P	-20.98***	-21.39***	-20.05***	-20.35***
(n)	{6}	{14}	{5}	{6}
變動值	ΔSI_H^O	ΔSI_S^O	ΔSI_A^O	ΔSI_I^O
ADF	-17.12***	-18.25***	-18.91***	-16.20***
(n)	{0}	{0}	{1}	{1}
P-P	-16.93***	-18.27***	-39.30***	-18.39***
(n)	{11}	{11}	{22}	{12}
變動值	ΔSI_H^G	ΔSI_S^G	ΔSI_A^G	ΔSI_I^G
ADF	-17.61***	-17.67***	-22.04***	-18.64***
(n)	{0}	{0}	{0}	{0}
P-P	-18.52***	-18.72***	-24.55***	-19.16***
(n)	{24}	{25}	{17}	{18}
變動值	ΔSI_H^U	ΔSI_S^U	ΔSI_A^U	ΔSI_I^U
ADF	-18.04***	-19.44***	-20.52***	-19.08***
(n)	{0}	{0}	{0}	{0}
P-P	-18.04***	-19.48***	-22.92***	-19.77***
(n)	{0}	{2}	{14}	{14}

說明：(1)()內之數值 n 為表示參照 AIC 及 SC 準則選取之最適落後期數。

(2)***表示在 1%的水準下顯著。

表 2 為各變數之基本敘述統計量，其提供研究整體期間(2003/01/14~2010/12/28)之各市場報酬及不同市場下四種投資人情緒變數之敘述性統計量，包括平均數、最大值、最小值、標準差、偏態係數、峰態係數、Jarque-Bera 常態分配檢定(JB)及 Ljung-Box Q 等檢定統計量估計，以增加對本文資料特性的瞭解。平均數部分，原油、黃金市場呈現正報酬，由於是在弱式美元期間導致美元指數期貨為負報酬，投資人情緒標準化過後皆介於 0~1 之間，平均數則皆近於 0。標準差部分，由大而小分別為原油、黃金、美元指數，顯示原油之波動幅度大於黃金及美元指數，投資人情緒則皆為 0.1 左右的水準。此外，各變數之偏態係數明顯異於 0，峰態係數亦顯著大於常態分佈峰態係數值(3)，代表原油、黃金、美元指數及投資人情緒變數皆呈現顯著偏態及厚尾分佈現象。J-B 值(Jarque-Bera)常態分配檢定結果，皆顯著拒絕常態分配假設。最後，針對各樣本序列及其平方之 Ljung-Box Q 統計量，發現於 1%顯著水準下，呈現高度自我相關的現象，說明進一步處理一階及二階序列相關的必要性。

表 2 基本敘述統計量

	R^O	ΔSI_H^O	ΔSI_S^O	ΔSI_A^O	ΔSI_I^O
平均值	0.260	-0.001	0.001	0.000	-0.001
最大值	21.888	0.388	0.436	0.713	0.553
最小值	-25.143	-0.389	-0.512	-0.706	-0.375
標準差	5.330	0.119	0.122	0.188	0.124
偏態係數	-0.483 (0.120)	0.076 (0.121)	-0.214 (0.121)	-0.208 (0.121)	0.266 (0.121)
峰態係數	4.727 (0.241)	3.678 (0.241)	4.189 (0.241)	4.305 (0.241)	4.167 (0.241)
J-B 值	67.553 (0.000)	8.292 (0.016)	27.480 (0.000)	32.306 (0.000)	28.296 (0.000)
Q(5)	4.2803 〔 0.510 〕	16.183 〔 0.006 〕	11.417 〔 0.044 〕	44.067 〔 0.000 〕	26.541 〔 0.000 〕

Q(10)	11.871 〔 0.294 〕	28.959 〔 0.001 〕	25.173 〔 0.005 〕	50.317 〔 0.000 〕	38.958 〔 0.000 〕
Q^2(5)	98.748 〔 0.000 〕	5.9767 〔 0.308 〕	8.0550 〔 0.153 〕	62.553 〔 0.000 〕	11.149 〔 0.049 〕
Q^2(10)	179.15 〔 0.000 〕	9.2377 〔 0.510 〕	14.826 〔 0.139 〕	63.888 〔 0.000 〕	14.494 〔 0.152 〕
	R^G	ΔSI_H^G	ΔSI_S^G	ΔSI_A^G	ΔSI_I^G
平均值	0.337	0.000	0.000	0.000	0.000
最大值	13.104	0.581	0.484	0.629	0.446
最小值	-11.315	-0.476	-0.560	-0.420	-0.490
標準差	2.730	0.130	0.131	0.139	0.124
偏態係數	-0.148 (0.120)	0.398 (0.121)	-0.313 (0.121)	0.449 (0.121)	0.090 (0.121)
峰態係數	5.296 (0.241)	5.692 (0.241)	5.771 (0.241)	4.459 (0.241)	4.492 (0.241)
J-B 值	92.426 (0.000)	135.580 (0.000)	138.829 (0.000)	50.526 (0.000)	38.864 (0.000)
Q(5)	4.9884 〔 0.417 〕	32.150 〔 0.000 〕	28.733 〔 0.000 〕	6.9181 〔 0.227 〕	14.335 〔 0.014 〕
Q(10)	12.462 〔 0.255 〕	40.983 〔 0.000 〕	35.661 〔 0.000 〕	14.935 〔 0.134 〕	20.827 〔 0.022 〕
Q^2(5)	24.529 〔 0.000 〕	11.918 〔 0.036 〕	12.039 〔 0.034 〕	1.2384 〔 0.941 〕	3.6559 〔 0.600 〕
Q^2(10)	83.054 〔 0.000 〕	40.403 〔 0.000 〕	36.755 〔 0.000 〕	6.5809 〔 0.764 〕	8.7963 〔 0.552 〕
	R^U	ΔSI_H^U	ΔSI_S^U	ΔSI_A^U	ΔSI_I^U
平均值	-0.057	0.000	0.000	-0.001	-0.001
最大值	3.710	0.309	0.358	0.695	0.450
最小值	-6.190	-0.357	-0.368	-0.459	-0.641
標準差	1.275	0.100	0.099	0.152	0.130
偏態係數	-0.049 (0.120)	0.006 (0.121)	-0.175 (0.121)	0.210 (0.121)	-0.468 (0.121)
峰態係數	4.198 (0.241)	4.341 (0.241)	4.560 (0.241)	4.688 (0.241)	4.821 (0.241)

J-B 值	24.906 (0.000)	30.946 (0.000)	43.984 (0.000)	52.046 (0.000)	72.116 (0.000)
Q(5)	7.9181 〔 0.161 〕	9.3073 〔 0.097 〕	9.6214 〔 0.087 〕	11.118 〔 0.049 〕	12.311 〔 0.031 〕
Q(10)	10.586 〔 0.391 〕	20.609 〔 0.024 〕	13.728 〔 0.186 〕	18.934 〔 0.041 〕	19.580 〔 0.033 〕
Q ² (5)	58.271 〔 0.000 〕	6.5005 〔 0.261 〕	9.0495 〔 0.107 〕	16.205 〔 0.006 〕	0.5053 〔 0.992 〕
Q ² (10)	106.57 〔 0.000 〕	13.178 〔 0.214 〕	22.722 〔 0.012 〕	31.866 〔 0.000 〕	3.4656 〔 0.968 〕

說明：(1)偏態與峰態係數之標準差計算方式分別為 $(6/T)^{0.5}$ 及 $(24/T)^{0.5}$ ，T為樣本數。

(2)J-B代表為Jarque-Bera常態分佈檢定統計量；Q及Q²分別表示變數及其平方之Ljung-Box Q統計量。

(3)[]代表估計參數之P值；()內為估計參數之標準差。

第二節 實證估計

一、投資人情緒對市場報酬之影響

表3顯示避險、投機、大額交易及前八大機構投資人情緒對於原油、黃金、美元指數期貨市場價格變動的影響。其中，避險投資人情緒($\phi_H^l, l=O, G, U$)影響部分，原油、黃金及美元指數期貨市場一致呈現1%水準負向顯著估計，說明避險者情緒為市場價格變動的反向指標，隱含避險者情緒升高，淨多單增加，則市場價格將反轉下降；反之，當避險者情緒下降，淨空單增加，則市場價格將反轉向上。其次，針對投機投資人情緒部分，三市場投機投資人情緒(ϕ_S^l)一致顯示正向估計結果，代表其與市場報酬呈現高度正向連動關係，為影響原油、黃金、美元指數期貨市場的重要因子，印證期貨市場在高度流動下，投機投資人情緒將顯著影響市場的走勢。再者，同時考慮避險與投機投資人情緒之大額交易投資人情緒對市場報酬的估計部分，在原油期貨市場(ϕ_A^O)得到正向估計結果，說明在原油市場中投機投資人情緒的影響相對高於避險投資人情緒；另一方面，大額交易投資人情緒對於黃金及美元期貨市場(ϕ_A^G, ϕ_A^U)之負向估計說明這兩個市場主要

以避險投資人情緒為主導。綜合上述，本文發現原油市場價格變動分別受到避險及投機投資人情緒的影響，但投機投資人情緒影響相對大於避險投資人情緒。另一方面，對黃金及美元指數市場而言，則是避險投資人情緒影響大於投機投資人情緒。最後，針對前八大機構投資人情緒(ϕ_I^I)部分，三市場一致得到1%水準之顯著負向估計結果，印證前述避險投資人情緒對於報酬之負向估計，顯示前八大機構投資人主要以避險投資人為主。

表 3 投資人情緒對報酬傳導估計

模型設定	模型(A) 避險投資人 情緒變數	模型(B) 投機投資人 情緒變數	模型(C) 大額交易投資人 情緒變數	模型(D) 前八大機構投資人 情緒變數
原油	ϕ_H^O -13.6672*** (1.1769)	ϕ_S^O 17.1710*** (1.4860)	ϕ_A^O 3.5280*** (1.0873)	ϕ_I^O -5.4973*** (1.3585)
黃金	ϕ_H^G -9.3274*** (2.7568)	ϕ_S^G 8.7539*** (0.6709)	ϕ_A^G -5.6899*** (0.7674)	ϕ_I^G -5.4455*** (0.9285)
美元指數	ϕ_H^U -4.7885*** (0.1850)	ϕ_S^U 3.7953*** (0.1521)	ϕ_A^U -3.4715*** (0.3298)	ϕ_I^U -4.5524*** (0.3070)

說明：(1) ()表參數估計值之標準差；*，**，***分別代表 10%、5%及 1%的顯著水準。

二、跨市場報酬傳導估計

表 4 為跨市場報酬傳導分析，針對原油市場而言，黃金對原油之參數(α_i^{G-O}) 在模型 (C)中呈現 1%水準下顯著正相關，代表黃金對原油達到領先效果；此外，美元指數對原油之參數(α_i^{U-O})於 1%水準下呈現顯著負相關，顯示原油價格受到美元價格調整影響。

就黃金市場而言，原油對黃金之參數(α_i^{O-G})在模型(C)中呈現 1%水準下顯著正相關，表示原油對黃金有領先關係。就美元指數市場而言，原油及黃金對美元指數之參數($\alpha_i^{O-U}, \alpha_i^{G-U}$)大部分皆呈現顯著負相關，代表原油及黃金對美元有領先關係。

表 4 跨市場報酬傳導估計

模型設定		模型(A)	模型(B)	模型(C)	模型(D)
		避險投資人 情緒變數	投機投資人 情緒變數	大額交易投資人 情緒變數	前八大機構投資人 情緒變數
原油	α_i^{G-O}	-0.1504*** (0.0284)	-0.0986 (0.0646)	0.5535*** (0.0921)	0.0104 (0.0539)
	α_i^{U-O}	0.0297 (0.1522)	0.0174 (0.0215)	-0.4824** (0.2080)	-0.0356 (0.1654)
黃金	α_i^{O-G}	-0.0522 (0.0352)	-0.0505 (0.0341)	0.1212*** (0.0223)	-0.0353 (0.0228)
	α_i^{U-G}	0.0287 (0.1055)	0.0233 (0.0829)	0.0894 (0.0895)	0.1867*** (0.0790)
美元 指數	α_i^{O-U}	-0.0045 (0.0141)	-0.0085 (0.0058)	-0.0164** (0.0073)	-0.0200*** (0.0085)
	α_i^{G-U}	-0.0287*** (0.0103)	-0.0359*** (0.0025)	-0.0306*** (0.0079)	-0.0041 (0.0157)

說明：(1) ()表參數估計值之標準差；*，**，***分別代表 10%、5%及 1%的顯著水準。

三、跨市場波動外溢傳導估計

表 5 為跨市場波動外溢傳導估計結果，針對黃金之於原油及美元指數之跨市場波動傳導參數($\beta_2^{G-O}, \beta_1^{G-U}$)估計大多數呈現顯著正向估計結果，說明黃金價格波動程度加大時期，將導致原油及美元波動程度隨之增加；隱含黃金價格的波動經常導因於全球政經局勢的變化，因而造成能源及貨幣市場價格波動加大。此外，美元指數波動對於黃金及原油價格跨市場波動不對稱參數($\beta_2^{U-O}, \beta_2^{U-G}$)部分呈現顯著正向符號估計，說明美元指

數的波動將導致黃金及原油市場波動加大；由於美元指數價格變化將直接影響原油及黃金的估價單位，因此當美元變化加大時期，原油及黃金市場價格波動隨之增加。

表 5 跨市場波動外溢傳導估計

模型設定		模型(A)	模型(B)	模型(C)	模型(D)
		避險投資人 情緒變數	投機投資人 情緒變數	大額交易投資人 情緒變數	前八大機構投資人 情緒變數
原油	β_1^{G-O}	-0.1763 (0.0164)	-0.1868*** (0.0026)	0.5526 (0.2434)	0.9638*** (0.1627)
	β_2^{G-O}	0.0735*** (0.018)	0.0825*** (0.0033)	-0.5819 (0.3589)	-1.0298 (0.8323)
	β_1^{U-O}	-0.6739 (0.7537)	-1.0479*** (0.1049)	-0.1634 (0.6705)	0.9890 (1.9332)
	β_2^{U-O}	5.4515*** (0.1574)	4.1578*** (1.1898)	0.2205 (0.8702)	-0.6359 (1.8847)
黃金	β_1^{O-G}	-0.0101 (0.0124)	-0.0148 (0.0110)	-0.0190*** (0.0060)	-0.0132 (0.0152)
	β_2^{O-G}	0.0063 (0.0138)	0.0129* (0.0071)	0.0196*** (0.0081)	0.0056 (0.0178)
	β_1^{U-G}	-0.0991 (0.1309)	-0.1055 (0.0911)	-0.0222 (0.1186)	-0.3375*** (0.0855)
	β_2^{U-G}	0.4416* (0.2528)	0.4763*** (0.1530)	0.2822 (0.2023)	1.2194*** (0.3220)
美元 指數	β_1^{O-U}	-0.0022 (0.0016)	-0.0041*** (0.0012)	-0.0019 (0.0015)	0.0010** (0.0005)
	β_2^{O-U}	0.002 (0.0018)	0.0036*** (0.0015)	0.0032 (0.0021)	0.0002 (0.0018)
	β_1^{G-U}	0.0022 (0.1309)	0.0003 (0.0046)	0.0038*** (0.0009)	0.0103*** (0.0033)
	β_2^{G-U}	-0.0078 (0.0091)	-0.0061 (0.0050)	-0.0115** (0.0054)	-0.0057 (0.0073)

說明：(1) ()表參數估計值之標準差；*，**，***分別代表 10%、5%及 1%的顯著水準。

四、其他條件平均及變異數參數估計

表 6 為其他條件平均式之參數估計結果，其中代表全球已開發國家景氣之世界指數參數(θ^O, θ^G)在原油及黃金期貨市場之模型皆呈現 1%顯著水準之正相關，代表當已開發國家景氣上揚情況下，原油及黃金價格亦將同步向上；此外，在美元指數市場中，除模型(A)之外其餘參數(θ^U)皆呈現 1%顯著水準之負相關，顯示當景氣上揚時，美元多呈現反向弱勢的情況。最後，相較於金融危機參數在黃金及美元指數市場不顯著之估計結果，原油價格在次及房貸風暴時期呈現顯著下跌，因此參數(δ^O)一致呈現負向估計

表 6 其他條件平均式之參數估計

模型設定		模型(A)	模型(B)	模型(C)	模型(D)
		避險投資人 情緒變數	投機投資人 情緒變數	大額交易投資人 情緒變數	前八大機構投資人 情緒變數
原油	常數項 μ^O	0.5425*** (0.1410)	0.6059*** (0.1516)	0.5702*** (0.1640)	0.6877** (0.2984)
	自我遞延項 α_1^O	.	-0.0173 (0.0332)	.	.
	世界指數 θ_0^O	0.2990*** (0.0113)	0.1867*** (0.0192)	0.3936*** (0.0951)	0.6082*** (0.1101)
	金融危機 δ^O	-3.5650*** (1.4753)	-3.7838*** (1.3710)	-3.2707*** (1.1936)	-3.0266 (1.3204)
黃金	常數項 μ^G	0.3185** (0.1584)	0.3134*** (0.0482)	0.2684** (0.0617)	0.3747*** (0.0710)
	自我遞延項 α_1^G	.	-0.0566* (0.0317)	.	.
	世界指數 θ_0^G	0.1683*** (0.0474)	0.2105*** (0.0213)	0.2104*** (0.0579)	0.3806*** (0.0332)
	金融危機 δ^G	0.3763 (0.6028)	0.3973 (0.6212)	0.1513 (0.7206)	0.2967 (0.7429)

	常數項	μ^U	-0.0597** (0.0265)	-0.0357 (0.0270)	-0.0775** (0.0379)	-0.0578 (0.0502)
美元	自我遞延項	α_1^U	-0.0700*** (0.0114)	.	.	-0.0762* (0.0433)
指數	世界指數	θ_0^U	-0.2071 (0.0048)	-0.2355*** (0.0062)	-0.1706*** (0.0275)	-0.1585*** (0.0129)
	金融危機	δ^U	0.3125 (0.2768)	0.1725 (0.2737)	0.1615 (0.2948)	0.2770 (0.2861)

說明：(1) ()表參數估計值之標準差；*，**，***分別代表 10%、5%及 1%的顯著水準。

表 7 為市場報酬條件變異數方程式中，描述自身波動持續性之前期條件變異數參數 ($\gamma^l, l=O, G, U$)，大部分皆在 1% 水準下呈現顯著正相關，代表三市場 GARCH 效果的存在。就報酬波動不動稱效果而言，原油期貨市場報酬波動不對稱性參數 (β_2^O) 皆顯著異於零，說明負向未預期衝擊比正向未預期衝擊對原油期貨市場波動更具影響，隱含原油市場於空頭時期面對更大市場波動風險的可能性。

表 7 條件變異數之參數估計結果

			模型(A)	模型(B)	模型(C)	模型(D)
			避險投資人 情緒變數	投機投資人 情緒變數	大額交易投資人 情緒變數	前八大機構投資人 情緒變數
	常數項	ω^O	2.3335*** (0.6588)	2.1219*** (0.1081)	3.6681*** (0.6517)	1.5233*** (0.2697)
原油	GARCH 效果	γ^O	0.7335*** (0.0161)	0.7507*** (0.0103)	0.4869*** (0.1143)	0.6938*** (0.6938)
	ARCH 效果	β_1^O	0.0000 (0.0567)	0.0000 (0.0641)	0.1522*** (0.0579)	0.1085 (0.0938)
	自我波動 不對稱效果	β_2^O	0.1177* (0.0707)	0.1213*** (0.0048)	0.0922*** (0.0245)	0.1412** (0.0704)
	黃金	常數項	ω^G	0.3246 (0.3203)	0.4035* (0.2266)	0.2039* (0.1158)
	GARCH 效果	γ^G	0.6345** (0.3174)	0.5903*** (0.1114)	0.8512 *** (0.1068)	0.6986*** (0.0269)

ARCH 效果	β_1^G	0.2396*** (0.0742)	0.2360*** (0.0496)	0.0672* (0.0394)	0.0607*** (0.0223)	
	自我波動 不對稱效果	β_2^G	.	.	0.0251 (0.0232)	
常數項	ω^U	0.0823*** (0.0398)	0.0622*** (0.0263)	0.0269** (0.0128)	0.0144*** (0.0011)	
美元 指數	GARCH 效果	γ^U	0.8111*** (0.0941)	0.8751*** (0.0515)	0.8707*** (0.0398)	0.7938*** (0.0698)
	ARCH 效果	β_1^U	0.0936*** (0.0312)	0.0701* (0.0411)	0.0981*** (0.0365)	0.0864*** (0.0213)
	自我波動 不對稱效果	β_2^U	0.0231 (0.0624)	0.0439 (0.0483)	.	.

說明：()表參數估計值之標準差；*，**，***分別代表 10%、5%及 1%的顯著水準。

表 8 為相關係數參數估計結果，大致上都呈現正向顯著估計，其中代表前期殘差項交乘影響之參數 a 呈現正向估計結果，而代表前期共變數交乘影響之參數 b 亦一致呈現正向估計結果。

表 8 相關係數參數估計結果

		模型(A)	模型(B)	模型(C)	模型(D)
		避險投資人 情緒變數	投機投資人 情緒變數	大額交易投資人 情緒變數	前八大機構投資人 情緒變數
動態 相關係數	a	0.0348** (0.0177)	0.0531*** (0.0230)	0.0234 (0.0179)	0.0471*** (0.0206)
	b	0.7446*** (0.1443)	0.6458*** (0.1703)	0.6043** (0.2608)	0.6759*** (0.1350)

說明：()表參數估計值之標準差；*，**，***分別代表 10%、5%及 1%的顯著水準。

五、風險值回溯測試

表 9 為風險值回溯測試結果，針對估算出的風險值做回溯測試，其概念為利用過去一段時間內投資組合報酬真實值和模型預測的投資組合 VaR 去做比較，在持有部位為多頭或空頭的情況下，若實際報酬落在預測範圍內，則表示為正確的預測，若實際報酬未落在預測範圍內，則表示為不正確的預測。實證結果顯示，針對四種不同型態投資人

情緒變數作比較，按照風險值回溯測試之穿透次數由小到大排列，依序為模型(D)：加入前八大機構投資人情緒變數，模型(A)：加入避險投資人情緒變數，模型(B)：加入投機投資人情緒變數，模型(C)：加入大額交易投資人情緒變數，上述結果說明模型(D)：加入前八大機構投資人情緒變數能夠最有效提高風險值預測模式之精確度，此外，模型(D)之穿透次數不論在 99%、95%及 90%皆小於原始模型：未加入投資人情緒變數情況下計算之風險值，有利於投資者或市場參與者更有效的控管風險性資產。

表 9 風險值回溯測試(穿透次數)

模型設定	原始模型	模型(A)	模型(B)	模型(C)	模型(D)	
	未加入投資人 情緒變數	避險投資人 情緒變數	投機投資人 情緒變數	大額交易 投資人 情緒變數	前八大機構 投資人 情緒變數	
信賴 水準	99%	34(次)	42	46	51	21
	95%	67	80	87	103	61
	90%	105	127	140	152	92

第五章 結論

本文在相關文獻的特色之一，首度嘗試探討投資人情緒對於風險值(Value at risk，VaR)評量績效的影響，據以檢視不同投資人情緒對於風險值之影響。本文實證對象為考慮能源、金屬、外匯期貨市場型式之投資組合，由於原油、黃金、美元指數分別代表這三個市場最熱門的交易商品，三者彼此替代或互補的掌握關係，探討總體經濟變化有重要性，故本文針對原油、黃金、美元指數期貨商品形成一投資組合，據以分析投資人情緒是否有助評量投資組合風險績效的提升。最後，本文參考 Wang (2001)針對期貨市場投資人情緒的設定，根據美國商品期貨交易委員會(CFTC)所提供不同投資人之未平倉

資料，對原油、黃金、美元指數期貨市場形成避險、投機、大額交易及前八大機構投資人情緒變數，檢視不同型態投資人情緒對於風險值估計扮演之角色。

實證結果顯示，避險投資人情緒影響部分，原油、黃金及美元指數期貨市場一致呈現負向顯著估計，說明避險者情緒為市場價格變動的反向指標；而投機投資人情緒部分，三市場投機投資人情緒與市場報酬呈現高度正向連動關係，印證期貨市場在高度流動下，投機投資人情緒將顯著影響市場的走勢。再者，大額交易投資人情緒部分，原油市場價格變動分別受到避險及投機投資人情緒的影響，但投機投資人情緒影響大於避險投資人情緒；黃金及美元指數市場而言，則是避險投資人情緒影響大於投機投資人情緒。最後，前八大機構投資人情緒對於報酬呈現負向影響，顯示前八大機構投資人主要以避險投資人為主。

針對跨市場波動傳導估計，黃金價格波動程度加大時，將導致原油及美元波動程度隨之增加，隱含黃金價格波動將造成能源及貨幣市場價格波動加大。此外，美元指數波動顯著造成黃金及原油市場波動加大，說明美元變化加大時，原油及黃金市場價格波動隨之增加。

最後，風險值回溯測試實證部分，針對不同型態投資人情緒變數作比較，按照風險值回溯測試之穿透次數由小到大排列，依序為模型(D)、模型(A)、模型(B)、模型(C)，此外，模型(D)之穿透次數在所有情況下皆小於原始模型：未加入投資人情緒變數情況下計算之風險值。本文結果重要說明加入前八大機構投資人情緒變數，能夠有效提高風險值預測模式之精確度，有利於投資者或市場參與者更有效的控管風險性資產。

參考文獻

林楚雄、陳宜玫(2000)，「台灣股票市場風險值估測模型之實證研究」。管理學報，第十九卷，第四期，頁737-758。

林淑蓉(2006)，「風險值與風險管理策略之研究」。碩士論文，國立中央大學財務金融研究所。

周賓鳳、張宇志、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，第十九卷，第二期，頁153-190。

高櫻芬、謝家和(2002)，「涉險值之衡量—多變量GARCH模型之應用」，經濟論文叢刊，第三十卷，第三期。

許傑翔(2004)。「多變量財務時間數列模型之風險值計算」。碩士論文，東吳大學商管數學研究所。

鄭婉秀、吳雅惠 (2010)。「石油、黃金與美元指數期貨波動外溢效果之探討」。風險管理學報，第十二卷，第二期。

Alexander, C.O. and C. Leigh (1997), On the covariance matrices used in Value-at-Risk models. *Journal of Derivatives* 4:3, 50-62.

Barberis, N., Shleifer, A. and Vishny, R. (1998), A model of investor sentiment. *Journal of Financial Economics* 49, 307-343.

Barber, Brad M. and Terrance Odean (2000), Trading Is Hazardous to Your Wealth: The Common Stock Investment Performance of Individual Investors. *Journal of Finance*,

773–806.

Baker, Malcolm and Jerrey Wurgler (2006), Investor Sentiment and the Cross-Section of Stock Returns. *Journal of Finance*, 61, 1645-1680.

Baker, Malcolm and Jerrey Wurgler (2007), Investor Sentiment in the Stock Market. *Journal of Economic Perspectives* 21, 129-151.

Bollerslev, Tim (1986), Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics* 31, 307-327.

Berndt, E., B. Hall, R. Hall, and J. Hausman, (1974), “Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models”, *Annals of Social Measurement*, 3, 653-665.

Brown, G. W. and M. T. Cliff (2004), Investor Sentiment and the Near-Term Stock Market. *Journal of Empirical Finance* 11, 1-27.

Brown, S.L. (1999), The origins of investment: A theory of close relationships. Unpublished doctoral dissertation, Arizona State University.

De Bondt, W.F.M. and Thaler, R.H. (1985), Does the stock market overreact? *Journal of Finance* 40, 793-808.

De Bondt, W.F.M. and Thaler, R.H.(1987), Further evidence on investor overreaction and stock market seasonality. *Journal of Finance* 42, 557-581.

De Long, J.B. and Shleifer, A. & Summers, L. & Waldmann, R. (1990), Noise trader risk in Financial markets. *Journal of Political Economy* 98, 703-738.

Engle, R.F. (1982), Autoregressive Conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of U.K. Inflation. *Econometrica* 50, 987-1008.

Engle, R.F., (2002). Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. *Journal of Business and Economic Statistics* 20, 339-350.

Engle, R.F., D.M. Lilen and R.P. Robbins, (1987), "Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model," *Econometrica*, 55, 391-407.

Fisher, Kenneth and Meir Statman (2000), Investor Sentiment and Stock Returns. *The Financial Analysts Journal*, March/April, 16-23.

Giot, P. and S. Laurent (2003), Value-at-risk for long and short trading positions. *Journal of Applied Econometrics* 18, 641-664.

Hull, J. and A. White (1998), Value at Risk when Daily Changes Are Not Normally Distributed. *Journal of Derivatives* 6, 5-19.

Jarrow, R. (1998), Current Advances in the Modeling of Credit Risk. Derivatives: Tax, Regulation, *Finance* 3, 196-202.

Jorion, P. (2000), Value-at-Risk. McGraw-Hill.

Kahneman, D. and Tversky, A. (1979), Prospect theory: An analysis of decision under risk. *Econometrica*, 47, 263-291.

Kumar, A. and Lee, C. (2006), Retail Investor Sentiment and Return Comovements. *Journal of Finance* 61, 2451-2486.

Kupiec, P. (1995), Techniques for Verifying the Accuracy of Risk Measurement Models. *Journal of Derivatives* 3, 73-84.

Y. W. Lee, C.X. Jiang and D.C. Indro (2002), Stock Market Volatility, Excess Returns, and the Role of Investor Sentiment. *Journal of Banking & Finance* 26, 2277-2299.

Ofek, E. and M. Richardson (2003), Dot Com Mania: The Rise and Fall of Internet Stock Prices. *Journal of Finance*, 58, 1113-1138.

Shleifer and Vishny (1997), The limits of arbitrage. *Journal of Finance* 52, 35–55.

Wang (2001), Investor sentiment and return predictability in agricultural futures markets. *The Journal of Futures Markets* 21, 929-952.