

賣空交易與投資人情緒

Short Selling and Investor Sentiments

摘要

本研究首先探討台灣賣空交易者是否可以獲利，研究結果發現台灣融券賣空者不管在原始報酬或風險調整後報酬都可獲得顯著的正報酬。與美國實證資料一致，台灣賣空交易者傾向交易大型股、高價股及動能股，透過投資組合或者 Fama-MacBeth 橫斷面迴歸分析，在控制其他報酬影響因子後此結論依舊穩健。其次，有別於現存文獻，本研究首次探討賣空交易者是否具有解讀市場投資人情緒的能力。研究結果從轉移機率矩陣發現高融券賣出的股票具有持續性，且上一期樂觀情緒的股票，下一期有較高機率成為高融券賣空的股票。本文進一步發現不管是從總體或者個股樂觀情緒指標，實證結果都發現賣空交易者在樂觀情緒狀態下可獲取更高報酬，台灣賣空投資人能夠有效解讀市場情緒，並且在投資人情緒過高而導致證券過度定價時進場套利。

關鍵字：賣空交易、總體樂觀情緒、個股樂觀情

壹、 前言

賣空之報酬預測能力在學術上已經有許多相關的研究，多數結論皆一致指向賣空交易與未來股票報酬呈現顯著的反向變動關係。例如 Desai, Ramesh, Thiagarajan & Balachandran(2002)在控制公司規模、帳面市值比(B/M ratio)及動能因子後依然發現，NASDAQ 市場上賣空成交量較高的股票長期擁有顯著的異常負報酬，且此異常負報酬隨著賣空比例提高而增加。除此之外，Boehmer, Jones & Zhang (2008)也發現市場上被大量賣空的股票未來績效表現顯著較差，尤其是被機構法人大量賣空的股票，此現象更為明顯。根據以上的結論顯示，賣空成交量能夠作為預測未來股價報酬有效且良好之指標，並且證實賣空投資人能夠長期獲取穩定之超額報酬。

然而，後續學者針對此現象提出的解釋並沒有獲得一致性的結論。其中一派學者認為，賣空投資人長期能夠在市場賺取超額報酬的原因為他們比起一般投資人擁有更多資訊優勢(information advantage)，例如 Christophe, Ferri & Angel(2005)發現在公司宣告負面盈餘消息(negative earnings surprises)前市場上異常賣空成交量顯著提升，這表示賣空投資人能夠利用市場資訊不對稱進行套利。其他學者否定賣空交易者擁有私有訊息的論點，例如在 Engelberg, Reed & Ringgenberg(2012)的研究當中，並沒有發現賣空投資人在新聞消息發佈前，有提前進場交易的證據，因此其認為賣空投資人長期能夠獲取超額報酬的原因為他們比起一般投資人擁有更優異的公開資訊解讀能力。

有別於美國賣空投資者大部分都是機構法人，台灣融券賣空交易者在法令規定上限制為散戶(自然人)與一般法人，然而在朱家倫(2017)研究指出，台灣賣空交易者 99%為散戶。散戶在實證研究上被發現為不理性的雜訊交易者 (noise trader) (De Long et al., 1990; Campbell and Kyle, 1993)，相較於機構法人，散戶投資知識相對不足，且過去多數文獻證實散戶容易受到市場情緒的干擾而出現不理性的投資行為，台灣融券賣空者是否具有資訊優勢，是否能夠獲取超額報酬，是個有趣且值得探討的議題。

本研究首先檢驗台灣賣空投資人獲利表現。使用台灣上市上櫃普通股作為研究樣本，資料期間為 2000 年 1 月 1 日至 2017 年 12 月 31 日，共 18 年資料，本文以移動視窗的方式，將個股賣空成交量以個股成交量平減後依大小排序分為五個投資組合，投資組合分為同等加權投資組合 (Equal-Weighted Portfolio) 以及市值加權投資組合 (Value-Weighted Portfolio)，計算各賣空成交量排序之投資組合原始報酬率及 Fama & French 三因子及五因子風險調整後報酬率。研究結果發現，透過買入賣空比率較低之投資組合股票，並且同時賣出賣空比率較高之投資組合股票，能夠獲取穩定且顯著之超額報酬。顯示台灣市場之賣空成交量有效預測股價趨勢，且賣空投資人能夠獲取顯著超額正報酬。

本研究進一步發現，台灣賣空投資人偏好交易大型權值股、高流動性股票、高波動度股票以及高成長性股票，此實證結果與 Diether, Lee, and Werner (2008)的實證結果大致相同，其研究發現美國賣空投資人偏好交易大型股、高價股、成長股及機構投資人持股比率較高的股票。

值得特別注意的是，台灣賣空投資人似乎也偏好交易高投資人樂觀情緒股票。Bali, Cakici & Whitelaw(2011)及 Fong and Toh(2014)使用個別股票過去一個月中最高日報酬(MAX)作為投資人樂觀情緒之代理變數，並證實當月 MAX 愈高的股票，其下個月績效表現愈差，顯示投資人樂觀程度與投資人情緒高度正相關，而且當投資人過度樂觀時會加劇此賭博傾向。然而，Hung and Yang(2018)進一步指出，MAX 在台灣市場受到漲跌幅限制的影響被嚴重低估，因此本研究將參考其所提出的 LHR 作為刻劃散戶投資人樂觀情緒之代理變數，計算方式為公司上個月達漲幅限制之次數減掉公司上個月達跌幅限制之次數，除以公司上個月總交易天數。

為了確認賣空成交量預測股價未來報酬的結論不受其他報酬影響因子干擾，本研究更進一步的建構了雙重排序投資組合(double-sorted decile portfolio)，結果發現台灣賣空者可以獲取超額報酬的結論不變。最後，利用 Fama-MacBeth(1973)橫斷面迴歸分析，同時控制多種不同影響報酬率之因子後，賣空成交量預測未來報酬的結論依舊穩健存在。

台灣股票市場之投資人結構與美國不同，2018 年底台灣股票市場散戶交易量佔全市場交易量約 63.3%，為台灣股票市場主要的參與者。而過去文獻多顯示散戶投資者為不理性的投資者，因此本研究更進一步探討賣空投資人的獲利來源與市場投資人情緒是否存在相關性。本文利用迴歸分析探討在不同程度投資人情緒期間，市場賣空成交量對於未來股價報酬之預測能力是否存在差異。首先，利用大盤報酬率、景氣對策信號綜合分數以及消費者信心指數衡量市場投資人總體樂觀情緒，結果顯示，在景氣擴張階段與消費者信心指數高於中位數期間，賣空成交量預測未來股票報酬的能力皆顯著高於景氣衰退階段與低消費者信心指數情緒期間，說明了賣空投資人長期獲取超額正報酬的部分原因可能是他們更擅於解讀市場總體投資人情緒，並且在投資人不理性導致股價偏離基本價值時進場套利。

透過總體情緒的分析可能忽略掉個股特性，也就是說，每檔股票受到市場的關注程度很可能受到消息面或是技術面的影響而產生很大的差異。與 Bali, Cakici & Whitelaw(2011)一致，本研究使用個別股票過去一個月中最高五日日報酬平均數(MAX5)作為投資人樂觀情緒之第一個代理變數。此外，也利用 Hung and Yang(2018)提出之計算方式(LHR)，以公司上個月達漲幅限制之次數減掉公司上個月達跌幅限制之次數為第二個樂觀情緒代理變數，最後，利用每日融資買進(張)除以每日成交量(張)之月平均值為最後一個個股樂觀情緒的代理變數。透過投資組合二維分組的分析及 Fama-MacBeth(1973)橫斷面迴歸分析及同時控制多種不同影響報酬率之因子後，實證結果都顯示，除了 MAX5 之外，賣空投資者在高 LHR 股票或者高融資買進的股票，其賣空成交量預測未來報酬的能力更強更顯著。

過去台灣探討賣空的學術研究多數聚焦於賣空限制與賣空對於市場效率性的議題上，鮮少針對賣空交易者的行為模式進行深入探討。本研究在賣空交易者的獲利模式上提出不同於以往的觀點，利用投資人情緒的觀點解釋台灣賣空投資人的獲利來源，透過本文的實證研究能夠讓大眾更瞭解台灣賣空交易者的交易習性，並以此為未來投資決策之參考依據。

本研究分為五個章節，第二章為相關文獻回顧，探討過去文獻提及的賣空投資人的交易行為模式與投資人情緒對股價報酬的影響性；第三章為研究方法，說明本研究資料來源、變數定義與驗證假說之模型設計；第四章為實證結果與分析；第五章為本文的結論。

貳、文獻探討

一、賣空交易者的交易行為模式

一般而言，賣空交易者為股票市場上之逆向操作者，透過賣空目前股價高估(overpricing)的股票進行套利。過去許多文獻指出賣空交易能夠預測未來之股價報酬，也就是說，市場上賣空成交量愈高的股票，未來產生負報酬反應的機率愈高，但是探究其原因，各種文獻則尚未有一致性的解答。

Seneca(1967)是最早的一篇發現市場賣空餘額(short interests)和未來股價之間存在負向關係的文獻，並且證實賣空餘額能夠作為衡量市場看空力量之代理變數。同樣地，Boehme, Danielsen & Sorescu(2006)也發現，當某檔股票賣空交易受到限制，且投資人對於其未來多空態度處於不確定狀態時，則賣空餘額異常的升高將導致其未來股價報酬下跌。Boehmer, Jones & Zhang (2008)利用更高頻率的資料進一步證實，美國市場上被大量賣空的股票，其20日風險調整後報酬率較市場上賣空成交量較低的股票平均少1.16%(年化報酬率少15.6%)，以上結論都一致指向賣空成交量似乎能夠作為預測未來股價下跌的有效指標。

Diether, Lee, and Werner (2008)研究了2005年美國NYSE及NASDAQ所有上市公司的賣空資料，他們發現美國股市的賣空投資人在市場上扮演著舉足輕重的地位，他們的交易量分別佔NYSE及NASDAQ總成交量的31%及24%，說明美國的賣空成本並未顯著地降低投資人賣空的意願。且其發現美國賣空投資人更偏好賣空大型股、高價股、成長股及機構投資人持股比率較高的股票。最後其證實賣空交易者在美國股市大多頭、訊息高度不對稱的情況下，賣空成交量將顯著的提升。這些交易模式與策略顯示，賣空投資人傾向在短期股價過度高估時進場賣空，且願意承擔更多賣空風險以獲取超額報酬，且其實證模型顯示，賣空交易量的增加能夠有效預測未來五日內投資組合的異常負報酬。最後，PAC Saffi and Kari Sigurdsson(2011)發現，股票的賣空限制愈少，或是市場融券供給量愈充足的條件下，報酬將呈現嚴重的負向偏態。其發現報酬出現負向偏態的原因為發生極端正報酬的頻率大幅降低，而非極端負報酬的增加。此即證明了賣空限制可能使證券市場的套利者無法即時矯正股價高估的論點。

二、投資人情緒對股價報酬的影響性

過去許多文獻證實投資人情緒會顯著影響證券價格，其中許多研究的實證結果一致指出投資人會受到投資情緒影響而出現過度自信(over confidence)、從眾效應(herding

effect)等不理性的投資行為，這些行為可能使證券價格失衡，出現股價短暫高估或低估的現象。這些不理性的投資行更容易發生在散戶投資人身上，考量台灣特殊的投資人環境，國內參與股市的投資人以散戶居多，將更容易造成市場不效率及異常現象發生。

Hirose et al.(2009)利用日本股票市場1994年至2003年的週頻融資交易資料探討散戶融資行為與股價報酬之間的關係。其研究發現日本融資行為具有顯著的正向自我相關，也就是日本的融資交易者的投資行為普遍具有從眾效應的現象，他們普遍偏好交易過去市場上融資買進比率較高的股票，且其發現日本融資比率能夠作為預測股價未來報酬的有效指標。

Bali et al.(2011)利用過去一個月內股票最高日報酬率(MAX)作為投資人彩券型股票偏好的代理變數，且發現過去一個月MAX較高的股票其下個月普遍績效表現較差，也就是MAX與未來股價報酬間呈現顯著反向變動關係，稱之為MAX效應(MAX effect)。且其透過投資組合分析發現，透過買進市場上高MAX的股票，同時賣空市場上低MAX的股票，市值加權投資組合平均月報酬率為-1.03%，而Fama & French四因子調整後報酬率為-1.18%。以上結論顯示將MAX作為刻劃市場投資人賭博情緒之代理變數，可以發現投資人賭博情緒加劇將導致股價過度反應。Fong and Toh (2014)建立在Bali et al.(2011)的研究基礎上，更進一步探討投資人情緒與MAX之間的關係。在模型控制投資人情緒後其發現MAX效應僅存在於高投資人情緒期間，且高投資人情緒期間MAX效應較平常更為顯著，這表示當投資人過度樂觀時會加劇賭博傾向。

由於亞洲股票市場普遍交易法規均設有每日股價漲跌幅之限制，因此Hung and Yang(2018)認為亞洲股票市場應用MAX衡量投資人賭博情緒有嚴重低估的疑慮，導致MAX效應在亞洲股市不復存在。Hung and Yang(2018)將MAX重新定義為股票過去一個月達到漲幅限制的次數除以過去一個月的總交易天數，並以此作為修正後MAX (Modified MAX)，將其命名為LHR，並利用LHR重新驗證台灣股票市場得出與Bali et al.(2011)一致的結論。

綜合以上結論可以發現，散戶的投資行為容易受到市場情緒干擾，進而導致出現不理性的投資決策，考量台灣股票市場特殊的投資人結構，本研究將深入探討賣空行為與投資人情緒之關係。

參、 資料與研究方法

一、 資料來源與樣本選取

本研究使用台灣上市上櫃普通股作為研究樣本，資料期間為2000年1月至2017年12月，共18年資料。本研究採用追蹤型資料(panel data)進行研究分析，探討台灣證券市場賣空投資人之交易行為模式。

其中股價資料來源取自台灣經濟新報(TEJ)股價資料庫，並且使用每日及每月調整後

股價報酬作為分析依據。而Fama & French三因子及五因子資料取自Fama & French市場面多因子模組資料庫。信用交易相關資料取自於TEJ融資融券資料庫。

最後，關於樣本選取方式，由於台灣現行法規對於信用交易有諸多規範，假若上市櫃公司財務報告未達法令規範之標準，則可能被強制停止信用交易。例如：公司每股淨值低於10元、公司有累積虧損、公司變更交易方法、公司停止買賣或終止上市，以上各種原因皆可能導致公司被強制暫停信用交易。因此，本研究為了避免被強制停止信用交易之股票影響分析結果，故本研究將樣本期間內公司被強制暫停信用交易之日資料予以剔除。剔除後樣本日資料筆數由5,006,607筆減少為4,576,462筆。

二、變數定義

過去研究多以市場上融券餘額作為刻劃市場賣空行為之代理變數，但是融券餘額本身屬於存量變數，其背後代表的意義為股票開放信用交易後，投資人融券在外尚未返還的股票張數或金額，故其為一存量之概念。本研究希望透過每日個股「賣空的變化量」來刻劃市場投資人情緒，故不採用以往融券餘額的方式來衡量賣空行為，而改以每日融券賣出的張數來刻劃市場投資人每日賣空情緒的變化，此即為流量之概念。詳細的變數定義如表1所示：

表 1 變數定義

Panel A: 賣空行為代理變數	
Short(<i>daily</i>)	日頻賣空成交量，衡量每日賣空行為變化。計算方式為每日融券賣出（張）除以每日成交量（張）之比率。
Short(<i>monthly</i>)	月頻賣空成交量，衡量每月賣空行為變化。計算方式為每日融券賣出（張）除以每日成交量（張）之月平均值。
Panel B: 公司特性變數	
SIZE(<i>monthly</i>)	衡量公司規模。計算方式為公司月底收盤價乘以公司月底流通在外股數取自然對數。
P/B(<i>monthly</i>)	衡量公司成長性。計算方式為月底公司普通股市值除以月底公司普通股帳面價值之比率。
ILLIQ(<i>monthly</i>)	衡量公司股票流動性。參考 Amihud(2002)所定義之股票流動性不足指標，計算方式為日報酬率絕對值除以日成交值之月平均數。本論文將此變數乘上 10^6 。
Turnover(<i>monthly</i>)	衡量公司股票流動性。計算方式為各股成交量除以流通在外股數。
MOM(<i>monthly</i>)	衡量公司股票之動能效應。參考 Jegadeesh and Titman (1993)之定義，計算方式為略過最近期一個月，計算股票過去 12 個月[-13,-2]之累積報酬率。
PR01(<i>monthly</i>)	衡量公司報酬反轉指標。定義為公司上個月月底之報酬率。
TSKEW(<i>monthly</i>)	衡量公司之報酬偏態。衡量方式參考 Bali et al.(2011)之計算方式。
Panel C: 公司風險衡量變數	
IVOL(<i>monthly</i>)	衡量公司特有風險。計算方式為公司每個月 Fama & French 三因子模型之殘差標準差。
BETA(<i>monthly</i>)	衡量公司市場風險。計算方式為 CAPM 之市場模型。

Panel D: 投資人情緒代理變數	
Margin(monthly)	衡量散戶情緒代理變數。計算方式為每日融資買進(張)除以每日成交量(張)之月平均值。
MAX5(monthly)	衡量投資人情緒代理變數。計算方式為公司上個月最大五日報酬率之平均數。
LHR(monthly)	衡量投資人情緒代理變數。計算方式為公司上個月達漲幅限制之次數減掉公司上個月達跌幅限制之次數,除以公司上個月總交易天數。

三、研究模型

(一) 賣空策略投資組合建構

本研究首先透過建構投資組合的方式驗證台灣股票市場長期而言賣空成交量是否與未來股價報酬呈現顯著的反向變動關係,也就是說,到底台灣賣空投資人是否能夠長期獲取顯著的超額報酬。

投資組合的建構方式為依照每間公司上個月月底之平均賣空成交量作為每個月月初投資組合分組之依據,由低至高排序共分為五組,每個月賣空成交量最低的20%為低賣空投資組合(Low),反之,每個月賣空成交量最高的20%為高賣空投資組合(High),依此類推。

投資組合分為同等加權投資組合(Equal-Weighted Portfolio)以及市值加權投資組合(Value-Weighted Portfolio),而投資組合之月報酬率為投資組合原始報酬率扣除無風險利率。風險調整後報酬率分為Fama & French三因子調整後報酬率以及Fama & French五因子調整後報酬率。同等加權投資組合月報酬率其計算方式如公式(1)所示,而同等加權投資組合Fama & French三因子及五因子風險調整後報酬率計算方式如公式(2)及公式(3)所示;市值加權投資組合月報酬率其計算方式如公式(4)所示,而市值加權投資組合Fama & French三因子及五因子風險調整後報酬率計算方式如公式(5)及公式(6)所示:

$$R_{EWP,m} = \left(\frac{1}{N_{EWP,m}} \sum_{i=1}^{N_{EWP,m}} R_{i,m} \right) - R_{f,m} \quad (1)$$

其中, $R_{EWP,m}$ 為同等加權投資組合於第m月時的月超額報酬; $N_{EWP,m}$ 為投資組合於第m月時的股票總數; $R_{i,m}$ 為同等加權投資組合中的i檔股票於第m月時的月報酬率; $R_{f,m}$ 為第m月的無風險利率,本文使用第一銀行一年期定存利率除以12作為月無風險利率。

$$R_{EWP,m} = \alpha_{EWP} + \beta_1 MKT_m + \beta_2 SMB_m + \beta_3 HML_m + \varepsilon_m \quad (2)$$

其中, $R_{EWP,m}$ 為同等加權投資組合於第m月時的月超額報酬; MKT_m 為第m月的市場風險溢酬因子; SMB_m 為第m月的規模溢酬因子; HML_m 為第m月的淨值市價比溢酬因子。迴歸式中的 α_{EWP} 即為同等加權投資組合Fama & French三因子風險調整後報酬率。

$$R_{EWP,m} = \alpha_{EWP} + \beta_1 MKT_m + \beta_2 SMB_m + \beta_3 HML_m + \beta_4 CMA_m + \beta_5 RMW_m + \varepsilon_m \quad (3)$$

其中， CMA_m 為第m月的投資因子； RMW_m 為的m月的盈利能力因子。迴歸式中的 α_{EWP} 即為同等加權投資組合Fama & French五因子風險調整後報酬率。

$$R_{VWP,m} = \sum_{i=1}^{N_{VWP,m}} \left(\frac{SIZE_{j,m}}{\sum_{j=1}^{N_{VWP,m}} SIZE_{j,m}} \times R_{i,m} \right) - R_{f,m} \quad (4)$$

其中， $R_{VWP,m}$ 為市值加權投資組合於第m月時的月超額報酬； $N_{VWP,m}$ 為投資組合於的m月時的股票總數； $R_{i,m}$ 為市值加權投資組合於第m月時的原始報酬率； $SIZE_{j,m}$ 為j公司於第m月時的公司市值。

$$R_{VWP,m} = \alpha_{VWP} + \beta_1 MKT_m + \beta_2 SMB_m + \beta_3 HML_m + \varepsilon_m \quad (5)$$

其中， $R_{VWP,m}$ 為市值加權投資組合於第m月時的月超額報酬； MKT_m 為第m月的市場風險溢酬因子； SMB_m 為的m月的規模溢酬因子； HML_m 為第m月的淨值市價比溢酬因子。迴歸式中的 α_{VWP} 即為市值加權投資組合Fama & French三因子風險調整後報酬率。

$$R_{VWP,m} = \alpha_{VWP} + \beta_1 MKT_m + \beta_2 SMB_m + \beta_3 HML_m + \beta_4 CMA_m + \beta_5 RMW_m + \varepsilon_m \quad (6)$$

其中， CMA_m 為第m月的投資因子； RMW_m 為的m月的盈利能力因子。迴歸式中的 α_{VWP} 即為市值加權投資組合Fama & French五因子風險調整後報酬率。

(二) 雙重排序投資組合建構

為了確認賣空成交量預測股價未來報酬的結論不受其他報酬影響因子所干擾，因此本研究更進一步的建構了雙重排序投資組合，以確保結論之穩健性。

首先，我們先將上個月月底之公司特性變數由小至大排序分為三組，接著在這三組中再依上個月月底之平均賣空成交量由小至大排序分為五組，因此共有15組投資組合，且每個月月初重新排序投資組合。

投資組合如同前述分為同等加權投資組合與市值加權投資組合，最後計算各投資組合之等權重報酬率及市值加權報酬率、等權重FF5因子風險調整後報酬率及市值加權FF5因子風險調整後報酬率。

(三) Fama-MacBeth 橫斷面迴歸分析

截至目前為止，本研究之模型皆著重在於投資組合分析，但是透過投資組合分析並無法達到同時控制多個因子的功效，因此還是有必要引進迴歸方程式解決投資組合分析之缺陷。由於本研究之資料屬於包含橫斷面與時間序列之追蹤型資料，故在迴歸模型之設定上參考Fama-MacBeth(1973)橫斷面迴歸分析法。計算方式為先求算迴歸式每個月橫斷面(cross-section)之迴歸係數，接著再將迴歸係數之時間序列予以平均。

本研究引進迴歸式再次確認同時控制多種不同影響報酬率之因子後，賣空成交量預測未來報酬的結論是否依舊穩健存在，橫斷面迴歸式如公式(7)，而迴歸係數的估計式如公式(8)所示：

$$R_{i,t+1} = \alpha + \beta_{1,t}Short_{i,t} + \beta_{2,t}SIZE_{i,t} + \beta_{3,t}LHR_{i,t} + \beta_{4,t}BETA_{i,t} + \beta_{5,t}PB_{i,t} + \beta_{6,t}ILLIQ_{i,t} + \beta_{7,t}IVOL_{i,t} + \beta_{8,t}MOM_{i,t} + \beta_{9,t}PRO1_{i,t} + \beta_{10,t}TSKEW_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (7)$$

其中 $Short_{i,t}$ 表示第i檔股票第t個月之賣空比率； $R_{i,t+1}$ 表示第i檔股票第t+1個月的股價月報酬率； $SIZE_{i,t}$ 、 $LHR_{i,t}$ 、 $BETA_{i,t}$ 、 $PB_{i,t}$ 、 $ILLIQ_{i,t}$ 、 $IVOL_{i,t}$ 、 $MOM_{i,t}$ 、 $PRO1_{i,t}$ 、 $TSKEW_{i,t}$ 則為第i檔股票第t個月之公司特性變數。

$$\beta_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \beta_{i,t} \quad (8)$$

其中 β_i 表示第i個變數最後之估計迴歸係數， $\beta_{i,t}$ 表示第i個變數在第t個月所估計出的橫斷面迴歸係數。

(四) 馬可夫鏈

近年來，馬可夫鏈模型 (Markov Chain Model) 被廣泛地應用於財務領域的學術研究。本文假設台灣市場賣空投資人長期獲取顯著超額正報酬，其一部份的原因來自於賣空交易者比起其他投資人更能夠準確解讀市場投資人情緒，並且在投資人情緒高昂導致股價過度反應時，賣空投資人能夠即時進場套利。

為了證明賣空成交量的波動與市場投資人情緒的起伏有關，投資組合狀態之間的轉換在迴歸模型設定上並無法有效描述並且掌握此類型現象。另外為了簡化模型估計過程與降低參數配適的複雜程度，因此本研究參考Bali, Brown, Murray & Tang(2017)利用轉移機率矩陣的方式捕捉台灣賣空成交量與投資人情緒波動的現象。

今假設 X_t 為一個隨機變數且假設其整數值為 $\{1,2,3,\dots,N\}$ ，假如 X_t 等於特定值 j ，且依賴在過去的最近值 X_{t-1} ，則其機率可表示為式(8)：

$$P\{X_t = j \mid X_{t-1} = i, X_{t-2} = k, \dots\} = P\{X_t = j \mid X_{t-1} = i\} = P_{i,j} \quad (8)$$

這種過程是被描述一個N狀態 (state) 的馬可夫鏈，其轉移機率為 $\{P_{i,j}\}_{i,j=1,2,\dots,N}$ ，此轉移機率 $P_{i,j}$ 即是狀態i轉移至狀態j的機率，而其限制式為：

$$P_{i,1} + P_{i,2} + P_{i,3} + P_{i,4} + \dots + P_{i,N} = 1 \quad (9)$$

其對於 (N×N) 的轉移機率矩陣表示為：

$$P = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{12} & \dots & P_{1N} \\ P_{21} & P_{22} & \dots & P_{2N} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ P_{N1} & P_{N2} & \dots & P_{NN} \end{bmatrix} \quad (10)$$

對於第j列、第i行的P矩陣元素是轉移機率 $P_{i,j}$ ，例如 $P_{1,2}$ 表示狀態1轉移至狀態2的機率。

肆、實證結果

一、敘述統計

表2為變數敘述統計與相關係數矩陣，由Panel A可以發現，賣空成交量中位數為0，且其平均數大於中位數，明顯呈現右偏分配。這表示市場上多數的賣空交易僅集中於少數股票上，顯示台灣賣空投資人可能有交易特定性質之股票偏好。接著，參考Chan and Chui(2016)的統計結果，香港的MAX5平均數約落在4.13%，而90百分位數約落在7.57%，不論各項數據都顯示MAX5在台灣市場受到漲跌幅限制的影響被嚴重低估，因此本研究將參考Hung and Yang(2018)所提出的LHR作為刻劃散戶投資人賭博情緒之代理變數。

Panel B為各項變數之相關係數矩陣，其中值得注意的是MAX5與IVOL呈現高度正相關，此結論與Bali et al.(2011)之結論一致，表示對於彩券型股票偏好的投資人而言，高波動性的股票對他們更有投資誘因。

表 2 敘述統計與相關敘述矩陣

	平均數	標準差	10 th pct.	中位數	90 th pct.					
Panel A：各變數敘述統計										
Short (<i>monthly</i>)	1.178	3.292	0	0	3.318					
Margin (%)	25.043	17.566	3.015	23.457	47.444					
SIZE (<i>millions</i>)	19691	103338	857	3588	28086					
P/B (%)	1.698	1.468	0.65	1.29	3.1					
IVOL (%)	1.644	0.807	0.703	1.526	2.746					
BETA	0.792	0.683	0.039	0.757	1.606					
ILLIQ	1.251	10.179	0.008	0.108	1.726					
MOM (%)	13.986	117.293	-37.009	3.091	70.978					
PR01 (%)	1.003	12.729	-12.239	0	14.66					
TSKEW	0.391	0.564	-0.071	0.293	1.007					
MAX5 (%)	2.8	1.618	0.986	2.46	5.211					
LHR (%)	1.283	6.148	0	0	6.667					
Price	29.923	86.957	5.92	15.6	56.14					
	Size	PB	IVOL	BETA	ILLIQ	MOM	PR01	TSKEW	MAX5	LHR
Panel B：相關係數矩陣										
Size	1	0.17	-0.09	0.08	-0.05	0.04	0.01	-0.06	-0.04	-0.04
PB		1	0.11	0.1	-0.09	0.36	0.12	-0.02	0.11	0.01
IVOL			1	0.17	0.08	0.11	0.14	-0.08	0.84	0.44
BETA				1	-0.14	0.07	0.02	-0.16	0.38	0.05
ILLIQ					1	-0.06	-0.03	0	-0.01	-0.02
MOM						1	0.01	-0.02	0.1	-0.01
PR01							1	0.01	0.09	0.04
TSKEW								1	-0.09	0.06
MAX5									1	0.58
LHR										1

說明：樣本期間從2000年1月至2017年12月，共216個月。其中Panel B相關係數的計算方式為先求算各項變數每個月橫斷面(cross-section)之相關係數，然後再將相關係數之時間序列予以平均。

二、賣空投資人股票交易偏好

為了分析台灣賣空投資人的股票交易偏好，表3依照股票賣空成交量的高低形成五個投資組合，並且觀察不同賣空成交量的投資組合間，其公司特性之變化模式。

從表3可以發現，台灣賣空投資人長期偏好交易擁有特定性質的股票，例如在權值股影響力極大的台灣證券市場，確實發現賣空投資人長期偏好交易大型權值股的證據，而其餘股票特性則發現賣空投資人偏好交易高流動性股票、高波動度股票以及高成長性股票。但是其中值得特別注意的是，台灣賣空投資人似乎偏好交易高投資人賭博情緒股票（高MAX5的股票、高LHR的股票）。此實證結果與Diether, Lee, and Werner (2008)的實證結果大致相同，其研究美國賣空交易與股價未來報酬之關係時也發現，美國賣空投資人偏好交易大型股、高價股、成長股及機構投資人持股比率較高的股票。

表 3 投資組合與公司特性變數

	SIZE	MAX5	Price	BETA	PB
Low	1656.619	1.9588	11.0626	0.4611	1.038
Q2	3088.027	2.3285	12.3062	0.6878	1.0955
Q3	3966.606	2.7524	13.902	0.8166	1.2227
Q4	5114.196	3.1772	17.159	0.9407	1.4467
High	8062.247	3.6158	24.6463	1.032	1.8945
	ILLIQ	IVOL	LHR	MOM	Turnover
Low	1.1851	1.2525	-0.1011	-2.1784	3.0323
Q2	0.2217	1.3593	0.0791	2.1014	7.2249
Q3	0.1252	1.5673	0.2592	3.1844	10.7577
Q4	0.0653	1.8007	0.5747	8.567	16.4296
High	0.0303	2.0693	0.9159	16.9452	26.5955

說明：樣本期間從 2000 年 1 月至 2017 年 12 月，共 216 個月。使用前一個月賣空成交量由小至大依序分為五個投資組合，表中數字為各個賣空投資組合其前一個月公司特性變數中位數之平均值。

三、賣空成交量與報酬可預測性

本節將透過投資組合建構的方式，並且參考過去文獻，控制多項報酬影響因子，重新驗證台灣市場賣空成交量與未來股票報酬之關係。

本節首先將股票按照前一個月平均賣空成交量由低至高依序分為五個投資組合，並且觀察長期各個投資組合累積報酬率的變化，以此比較不同賣空成交量的投資組合其累積報酬率有無顯著差異。

下圖表示假若於2000年1月投資NT\$1於各個投資組合，若長期持有下，至2017年12月各投資組合其最終價值將會是多少。投資組合報酬分別以市值加權法與同等加權計算。

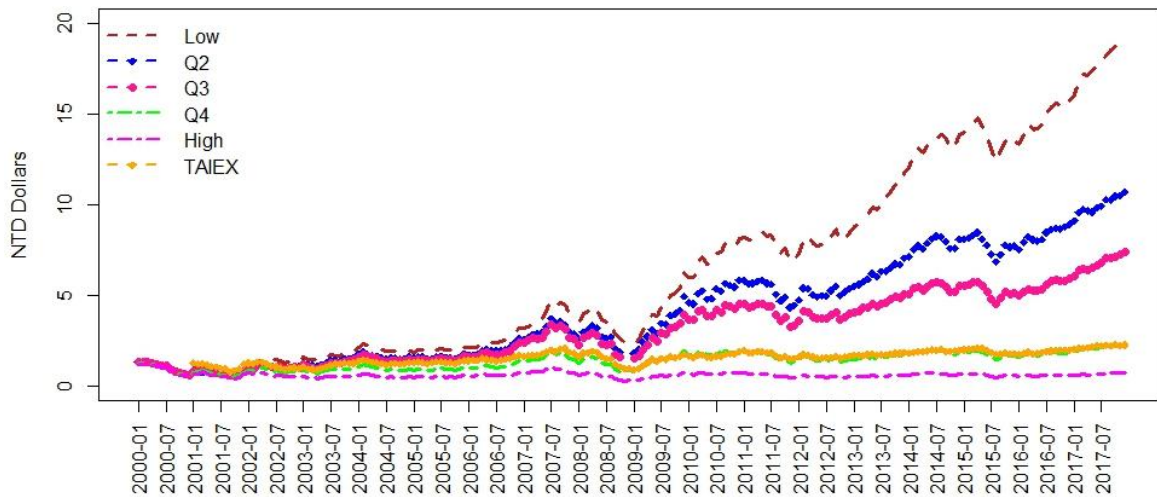


圖 1 同等加權法投資組合累積報酬

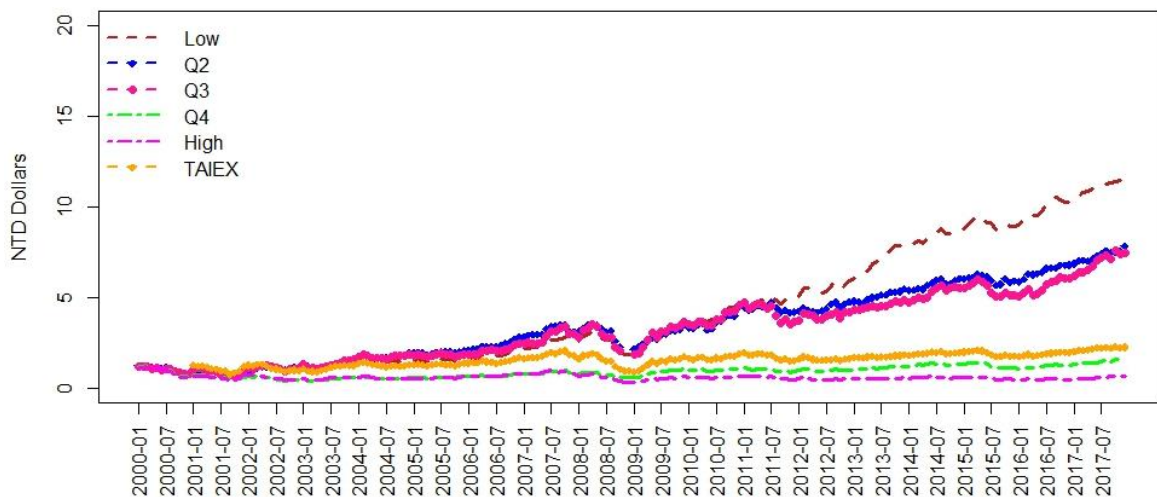


圖 2 市值加權法投資組合累積報酬

從圖1可以發現，在同等加權法的投資組合建構下，投資初期，各投資組合之累積報酬差異並不明顯，但隨著投資期間拉長，各投組間之累積報酬差距即愈來愈明顯。低賣空投資組合(Low)於2017年12月其投組價值約為\$19.2，而高賣空投資組合(High)約為\$0.69，因此可以發現高賣空投資組合長期累積報酬明顯低於低賣空投資組合。且若以台灣加權股價指數(TAIEX)作為比較基準，則可以發現長期下來高賣空投資組合績效表現劣於大盤。

同樣地，在圖2我們也能得到相同的結論。因此在比較不同加權方式所建構投組之長期績效，增加了結論的穩健性。

從圖1與圖2我們初步觀察到賣空成交量與投組長期績效呈現一個負向關係的趨勢，但是僅用累積報酬的概念來推斷賣空成交量與未來報酬之間的關係可能不夠嚴謹，因此

本研究將進一步透過Fama-French三因子與五因子模型之風險調整後報酬(Alpha)來檢視不同程度下之賣空成交量與股票未來報酬之關係。

表 4 賣空策略投資組合報酬

Decile	Equal-Weighted Portfolios			Value-Weighted Portfolios			Short Ratio
	Raw Return	Alpha (FF3)	Alpha (FF5)	Raw Return	Alpha (FF3)	Alpha (FF5)	
Low	1.5887	0.7748	0.8558	1.282	0.6552	0.756	0.012
Q2	1.4197	0.4355	0.4586	1.1385	0.497	0.5223	0.179
Q3	1.2629	0.3186	0.3327	1.1675	0.4694	0.5427	0.517
Q4	0.72	-0.167	-0.1699	0.3891	-0.2066	-0.2755	1.206
High	0.2336	-0.5154	-0.5259	0.0964	-0.3944	-0.4821	3.948
L-H	1.3551 (4.25***)	1.2902 (5.86***)	1.3817 (6.01***)	1.1857 (3.24***)	1.0496 (4.08***)	1.2381 (4.66***)	

說明：樣本期間從 2000 年 1 月至 2017 年 12 月，共 216 個月。使用前一個月賣空成交量由小至大依序分為五個投資組合，表格中的數值為使用等同加權法和市值加權法之投資組合的平均報酬與風險調整後報酬。Short Ratio 表示投資組合平均賣空成交量。L-H 表示買進低賣空投組(Low)，同時賣空高賣空投組(High)的策略報酬率。表中*、**和***分別表示 10%、5%和 1%的顯著水準，括號內為統計量。

表4計算各個賣空投資組合之投組報酬率。報酬計算方式分為原始報酬(Raw Return)、F-F三因子風險調整後報酬、F-F五因子風險調整後報酬。由表4可以發現，不論是同等加權投資組合或是市值加權投資組合，其原始報酬、F-F三因子風險調整後報酬、F-F五因子風險調整後報酬，均呈現隨賣空成交量遞增而投資組合報酬率隨之遞減的趨勢，此更進一步驗證了圖1與圖2顯示賣空成交量愈高的投資組合長期累積報酬愈低的事實。

最後，表4下方L-H顯示模擬市場上多數賣空投資人的交易策略，買進市場上賣空成交量最低的股票(Low)，同時賣空市場上賣空成交量最高的股票(High)，以此策略建構投資組合。結論可以發現不論同等加權投資組合或是市值加權投資組合，其原始報酬與風險調整後報酬都顯示策略投組長期能夠獲取顯著的超額正報酬，這也再次證明台灣股票市場賣空成交量確實能夠有效預測股票未來報酬。然而，為了避免表4的結論受到其他報酬影響因子的干擾，因此本研究將更進一步透過雙重變數排序之投資組合分析及多元迴歸分析控制過去重要文獻提及可能影響報酬的因子，以期讓結論更加穩健。

表5顯示雙重變數排序後的投資組合報酬率，參考Bali et al.(2011)的方法，為了簡化雙重排序投資組合報酬率的表達方式，表5顯示的報酬率為各賣空投資組合按照其特性變數低(Low)、中(Medium)、高(High)跨組別計算平均原始報酬率(Raw Return)。此方法的優點在於雙重排序投資組合的報酬表達上簡單易懂，且各賣空投資組合皆已納入不同程度公司特性變數之股票。

表 5 控制後投資組合報酬

Decile	SIZE	MAX5	BETA	PB	ILLIQ	LHR	IVOL	MOM	PR01	TSKEW
Panel A : Equal-Weighted Portfolios										
Low	1.289	1.506	1.578	1.304	1.234	1.574	1.458	1.543	1.468	1.499
Q3	1.185	1.14	1.15	1.237	0.97	0.109	1.208	1.33	1.438	1.353
Q4	0.988	0.984	1.055	0.919	0.923	0.928	0.94	1.003	0.972	1.164
Q5	0.745	0.653	0.601	0.784	0.918	0.825	0.728	0.66	0.642	0.622
High	0.328	0.167	0.148	0.359	0.443	0.572	0.248	0.109	0.156	0.031
Δ Return	0.977	1.339	1.430	0.945	0.807	1.499	1.210	1.457	1.312	1.468
	(4.58***)	(7.14***)	(8.1***)	(4.92***)	(4.25***)	(5***)	(6.38***)	(7.21***)	(6.28***)	(7.48***)
Δ Alpha	1.085	1.267	1.430	1.083	0.851	1.386	1.120	1.437	1.308	1.409
	(6.97***)	(7.82***)	(8.82***)	(6.75***)	(5.8***)	(4.86***)	(7.25***)	(9.04***)	(7.91***)	(8.68***)
Panel B : Value-Weighted Portfolios										
Low	1.202	1.126	1.277	1.108	1.026	1.077	1.11	1.279	1.192	1.182
Q3	1.075	1.144	1.098	1.066	1.018	0.173	1.284	1.178	1.243	1.314
Q4	0.957	0.924	0.784	0.925	0.802	0.98	0.715	0.737	0.788	1.16
Q5	0.587	0.502	0.344	0.559	0.832	0.692	0.585	0.391	0.396	0.434
High	0.322	0.117	0.095	0.329	0.443	0.544	0.225	0.106	0.108	0.093
Δ Return	0.896	1.009	1.181	0.780	0.596	0.936	0.885	1.192	1.084	1.089
	(3.93***)	(4.28***)	(5.31***)	(3.23***)	(2.88***)	(2.78***)	(3.62***)	(4.95***)	(4.17***)	(4.59***)
Δ Alpha	1.049	0.895	1.247	0.927	0.714	0.824	0.838	1.232	1.172	1.096
	(6.32***)	(4.28***)	(5.78***)	(4.39***)	(4.28***)	(2.55**)	(4***)	(5.97***)	(5.4***)	(5.46***)

說明：樣本期間從 2000 年 1 月至 2017 年 12 月。 Δ 表示策略投組報酬。括弧內為 T 檢定統計量。

由表 5 可以發現，不論控制各種過去文獻提及可能影響報酬的特性變數後，策略性投組報酬 (Δ Return 及 Δ Alpha) 在同等加權法與市值加權法的計算下，超額報酬依然顯著為正，這也就是說，賣空成交量預測未來報酬的結論依然穩健存在。

而表 6 透過 Fama-MacBeth (1973) 迴歸式再次驗證，除了在模型 1 至模型 9 中控制表 5 的單一報酬影響因子，更在模型 10 中同時控制所有報酬影響因子。結果發現，不論在模型中控制單變量因子或是多變量因子，賣空成交量與股票未來報酬間呈現顯著反向變動關係的強烈證據依然穩健。

表 6 賣空與預期報酬迴歸模型分析

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6	Model 7	Model 8	Model 9	Model 10
Intercept	2.524** (2.14)	1.056* (1.83)	0.942* (1.83)	1.289** (2.02)	1.138** (2.04)	1.387*** (3.20)	0.925* (1.72)	1.009* (1.84)	1.151* (1.89)	3.149*** (3.01)
Short	-0.143** (-2.04)	-0.218*** (-3.02)	-0.222*** (-3.76)	-0.16*** (-2.61)	-0.196*** (-2.89)	-0.176** (-2.57)	-0.238*** (-3.89)	-0.225*** (-3.47)	-0.213*** (-3.16)	-0.174*** (-3.87)
SIZE	-0.174* (-1.92)									-0.214** (-2.3)
LHR		-0.022* (-1.88)								-0.013 (-1.12)
BETA			-0.222*** (-3.76)							0.218 (1.18)
PB				-0.16*** (-2.61)						-0.059 (-0.64)
ILLIQ					-0.196*** (-2.89)					0.032** (2.29)
IVOL						-0.176** (-2.57)				-0.456*** (-3.96)
MOM							-0.238*** (-3.89)			0.005** (2.32)
PR01								-0.225*** (-3.47)		0.005 (0.73)
TSKEW									-0.213*** (-3.16)	0.103 (0.34)

說明：樣本期間從 2000 年 1 月至 2017 年 12 月共計 216 個月。每個月針對所有股票第 t+1 個月之月報酬與第 t 個月之賣空成交量及各控制變數進行橫斷面迴歸分析，表中係數為橫斷面迴歸係數之 216 個月時間序列平均值，括弧內為經過落後 12 期之 Newey-West 調整後的 T 檢定統計量。

四、賣空成交量與總體及個股樂觀情緒

有別於美國股票市場參與者大部分為機構法人，台灣股票市場投資人結構是以散戶為主，由於散戶投資人的投資決策容易受到情緒影響，因此提供了本文從散戶投資人情緒的角度探討賣空獲利的機會。

從前面表3的結果可以發現，台灣賣空投資人似乎普遍偏好交易那些投資人情緒較高的股票（高MAX5、高LHR），因此本研究推測台灣賣空投資人長期能夠獲取顯著超額正報酬的部分原因可能來自於賣空投資人比起其他投資人更擅長於解讀投資人情緒，並且能夠在投資人不理性導致證券過度定價時進場套利。

為了驗證台灣賣空投資人是否長期偏好交易高投資人情緒股票，表7參考Bali et al.(2017)的方法，利用轉移機率矩陣（Transition Probability Matrix）驗證投資人情緒與未來賣空成交量之間的關係。

表7的轉移機率矩陣表示當月不同程度投資人情緒之投資組合，其下個月落入不同程度賣空成交量之投資組合之機率值。由Panel A可以發現，台灣股票市場的賣空行為具有持續性，且在極端投資組合中此現象更為明顯。而由Panel B、Panel C及Panel D可以發現，確實普遍當月月底投資人情緒較高的股票，其下個月成為高市場賣空成交量之股票機率愈高。

表 7 轉移機率矩陣

		Short (Time $t+1$)				
		Low	Q2	Q3	Q4	High
Panel A : Short(t)與 Short($t+1$)之轉移機率矩陣						
Short (Time t)	Low	0.632	0.219	0.089	0.042	0.019
	Q2	0.218	0.400	0.242	0.105	0.035
	Q3	0.090	0.253	0.350	0.232	0.075
	Q4	0.042	0.101	0.248	0.383	0.226
	High	0.020	0.027	0.071	0.237	0.645
Panel B : MAX5(t)與 Short($t+1$)之轉移機率矩陣						
MAX5 (Time t)	Low	0.364	0.265	0.173	0.118	0.081
	Q2	0.225	0.238	0.222	0.176	0.139
	Q3	0.168	0.205	0.218	0.218	0.190
	Q4	0.130	0.169	0.211	0.240	0.251
	High	0.114	0.124	0.176	0.248	0.337
Panel C : Margin(t)與 Short($t+1$)之轉移機率矩陣						
Margin (Time t)	Low	0.386	0.214	0.162	0.137	0.101
	Q2	0.217	0.210	0.188	0.183	0.202
	Q3	0.155	0.203	0.209	0.209	0.224
	Q4	0.117	0.190	0.219	0.231	0.243
	High	0.128	0.183	0.221	0.240	0.229
Panel D : LHR(t)與 Short($t+1$)之轉移機率矩陣						
LHR (Time t)	Negative (High)	0.152	0.130	0.169	0.222	0.327
	Negative (Low)	0.365	0.154	0.148	0.150	0.184
	Zero	0.233	0.223	0.203	0.183	0.158
	Positive (Low)	0.176	0.208	0.211	0.220	0.185
	Positive (High)	0.103	0.153	0.204	0.248	0.292

說明：樣本期間從 2000 年 1 月至 2017 年 12 月共計 216 個月，表中顯示當月不同程度投資人情緒之投資組合，其下個月落入不同程度賣空成交量之投資組合之機率值。Short 表示賣空成交量；MAX5、LHR 刻劃投資人彩券型股票偏好；Margin 表示融資比率。

接著，本研究將驗證賣空投資人長期獲取超額正報酬的原因，是否來自於賣空投資人能夠清楚地解讀市場投資人情緒，並且在投資人不理性導致證券過度定價時進場套利。

表8利用大盤報酬率、景氣循環指標以及消費者信心指數等市場總體情緒指標刻劃市場投資人總體情緒，其中大盤報酬率為台灣股價加權指數 (TAIEX) 之月報酬率，若大盤報酬率大於零則定義股市為多頭階段；若大盤報酬率小於零則定義股市為空頭階段。景氣擴張與景氣衰退則根據國發會所公佈的景氣對策信號為分類依據，樣本期間景氣對策信號大於中位數則定義為景氣擴張階段；小於中位數則定義為景氣衰退階段。最後，利用每月由中央大學綜合研究院調查公佈的消費者信心指數作為總體散戶投資情緒之代理變數，樣本期間消費者信心指數大於中位數則定義為高投資人情緒期間；小於中位數則定義為低投資人情緒期間。

表 8 總體投資人情緒指標迴歸分析

	Model 1		Model 2		Model 3	
	Up market	Down market	Expansion	Recession	High sentiment	Low sentiment
(Intercept)	4.657*** (3.92)	1.392 (1.02)	2.562** (2.33)	3.855*** (4.36)	2.629** (2.48)	3.75** (1.98)
Short	-0.142*** (-3.98)	-0.214*** (-3.17)	-0.271*** (-3.4)	-0.075* (-1.67)	-0.242*** (-2.96)	-0.073 (-1.19)
SIZE	-0.362*** (-2.93)	-0.044 (-0.34)	-0.113 (-0.95)	-0.33*** (-4.76)	-0.095 (-1.16)	-0.325** (-2.16)
LHR	-0.009 (-0.55)	-0.023* (-1.93)	-0.012 (-0.68)	-0.019 (-1.39)	-0.02 (-1.2)	-0.013 (-0.72)
BETA	0.201 (1.43)	0.242 (0.76)	-0.125 (-0.61)	0.574** (1.99)	-0.05 (-0.3)	0.664** (2.53)
PB	-0.011 (-0.17)	-0.117 (-0.7)	-0.109 (-0.98)	-0.007 (-0.07)	-0.186 (-1.33)	0.035 (0.36)
ILLIQ	0.054** (2.31)	0.004 (0.27)	0.039** (2.23)	0.023 (1.48)	0.023 (1.14)	0.044** (2.23)
IVOL	-0.402*** (-2.59)	-0.541*** (-3.25)	-0.47*** (-3.44)	-0.458** (-2.43)	-0.434*** (-3.03)	-0.386** (-2.32)
MOM	0.002 (0.61)	0.008*** (3.20)	0.008*** (2.92)	0.002 (0.50)	0.006*** (2.78)	0.003 (0.84)
PR01	0.012* (1.83)	-0.004 (-0.43)	0.016** (2.28)	-0.007 (-0.58)	0.009 (1.25)	-0.003 (-0.26)
TSKEW	0.188 (0.66)	-0.007 (-0.02)	0.365 (1.32)	-0.17 (-0.40)	0.122 (0.21)	0.12 (0.35)

說明：樣本期間從 2000 年 1 月至 2017 年 12 月共計 216 個月。表中呈現為 Fama-MacBeth(1973) 迴歸模型分析之結果。我們每個月針對所有變數進行橫斷面迴歸分析，表中係數為橫斷面迴歸係數之 216 個月時間序列平均值，括弧內為經過落後 12 期之 Newey-West 調整後的 t 檢定統計量。

表 8 中的市場多頭階段、景氣擴張期間及高投資人情緒期間皆刻劃市場總體投資人情緒高昂的階段。表 8 的結果顯示，在景氣擴張階段與高投資人情緒期間，賣空成交量預測未來股票報酬的能力皆顯著高於景氣衰退階段與低投資人情緒期間，這也說明了賣空投資人長期獲取超額正報酬的部分原因可能是他們更擅於解讀市場總體投資人情緒，並且在投資人不理性導致股價偏離基本價值時進場套利。

透過總體情緒的分析，我們發現賣空投資人普遍在市場總體情緒較高的階段能夠獲取最佳的投資績效，但是透過總體情緒的分析可能忽略掉個股特性，也就是說，每檔股票受到市場的關注程度很可能受到消息面或是技術面的影響而產生很大的差異，因此每檔股票都應該給予不同的投資人情緒分數，藉此分析出來的結論將更具說服力。

表 9 利用 MAX5、LHR 及 Margin 作為衡量個股投資人情緒之代理變數。模型 1 可以發現利用 MAX5 得出與前面相反的結論，高 MAX5 股票賣空成交量預測未來報酬的顯著性反而較低 MAX5 股票更差，本文推測可能原因為 MAX5 在臺灣股票市場受到漲跌幅限制影響，有被低估的疑慮，因此本研究在模型 2 中採用 Hung and Yang(2018) 所提出的 LHR，修正 MAX5 在臺灣股票市場可能被低估的問題。最後，模型 2 與模型 3 的結果與前述一致，高個股投資人情緒的股票，其賣空成交量預測未來報酬的能力較低個股投資人情緒的股票更強更顯著。

表 9 個股投資人情緒指標迴歸分析

	Model 1		Model 2		Model 3	
	High MAX5	Low MAX5	High LHR	Low LHR	High margin	Low margin
(Intercept)	5.073*** (3.62)	2.509** (2.52)	7.15*** (4.04)	2.386 (1.06)	4.725*** (3.74)	2.224** (2.40)
Short	-0.161*** (-2.89)	-0.27*** (-2.88)	-0.172*** (-2.58)	-0.114 (-0.97)	-0.192*** (-3.53)	-0.188** (-2.03)
SIZE	-0.305*** (-2.82)	-0.19* (-1.72)	-0.461*** (-3.16)	-0.277 (-1.42)	-0.366*** (-3.38)	-0.166* (-1.89)
LHR					-0.007 (-0.44)	-0.024 (-1.21)
BETA	0.059 (0.39)	0.659* (1.85)	-0.042 (-0.21)	0.456 (1.07)	0.142 (0.75)	0.278 (1.26)
PB	0.008 (0.08)	-0.203* (-1.94)	-0.049 (-0.37)	-0.336 (-1.25)	0.023 (0.21)	-0.151* (-1.85)
ILLIQ	0.004 (0.13)	0.061 (1.42)	0.089 (1.03)	2.367 (1.33)	0.075* (1.93)	0.022 (1.56)
IVOL	-0.682*** (-5.91)	-0.209 (-0.92)	-0.823*** (-4.51)	-0.172 (-0.49)	-0.709*** (-6.23)	-0.055 (-0.35)
MOM	0.003 (1.26)	0.012*** (3.17)	0.006 (1.20)	0.005 (0.92)	0.003 (1.28)	0.005 (1.34)
PR01	0.011 (1.23)	-0.015 (-1.5)	0.018* (1.84)	-0.043*** (-2.62)	0.008 (1.21)	-0.006 (-0.45)
TSKEW	-1.412** (-2.06)	0.826*** (4.54)	-1.623** (-2)	-1.282 (-0.74)	-0.441 (-0.88)	0.636*** (3.28)

最後，本研究再次透過投資組合分析，並且控制個股投資人情緒指標，觀察在不同投資人情緒下，賣空策略投資組合的獲利能力是否有所不同。

表 10 雙重排序投資組合分析

	Small / Low	Medium	Large	Average
Panel A : Grouped by MAX5				
EW raw return	1.219***(4.89)	1.333***(4.53)	1.466***(3.57)	1.339***(7.14)
EW alpha (FF5)	1.253***(5.81)	1.191***(5.17)	1.356***(3.82)	1.267***(7.82)
VW raw return	1.247***(3.72)	0.915**(2.33)	0.865*(1.79)	1.009***(4.28)
VW alpha (FF5)	1.193***(4.03)	0.826**(2.5)	0.666(1.55)	0.895***(4.28)
Panel B : Grouped by LHR				
EW raw return	1.299**(1.97)	1.215***(4.05)	1.983***(3.74)	1.499***(5.00)
EW alpha (FF5)	0.914(1.52)	1.407***(5.8)	1.828***(3.42)	1.386***(4.86)
VW raw return	0.612(0.86)	1.013***(2.86)	1.184*(1.88)	0.936***(2.78)
VW alpha (FF5)	0.202(0.31)	1.272***(4.55)	0.992(1.56)	0.824**(2.55)
Panel C : Grouped by Margin				
EW raw return	0.912***(3.42)	1.66***(4.51)	2.556***(6.62)	1.709***(8.54)
EW alpha (FF5)	0.978***(4.72)	1.583***(5.52)	2.302***(6.98)	1.621***(9.73)
VW raw return	0.455(1.25)	1.572***(3.36)	2.847***(6.42)	1.625***(6.51)
VW alpha (FF5)	0.54**(2.12)	1.45***(3.77)	2.643***(7.02)	1.544***(7.53)

說明：樣本期間從 2000 年 1 月至 2017 年 12 月共計 216 個月。表中呈現的報酬率為買入低賣空投組 (Low) 並賣空高賣空投組 (High) 之策略投組報酬率。

表10的實證結果顯示，在控制MAX5後的市值加權投資組合中，本研究並沒有發現穩健的證據能夠證明賣空投資人在高MAX5的投資組合，其獲利能力明顯優於低MAX5的投資組合；而在控制LHR的投資組合中，則有明顯的證據顯示，賣空投資人在高LHR的投資組合獲利能力明顯優於低LHR之投資組合；最後，在控制融資比率的投資組合中，我們也發現一致的結論，賣空投資人在高融資比率之投資組合獲利能力明顯優於低融資比率之投資組合。

綜合以上結論，實證結果與預期方向一致，台灣賣空投資人能夠長期獲取正向超額報酬之部分原因，本研究歸因於台灣賣空投資人確實相較一般投資人更擅長於解讀市場投資人情緒，並且他們能夠利用投資人不理性導致證券定價過高時，即時進場套利。

伍、 結論

首先，本研究利用投資組合累積報酬率之趨勢圖發現台灣股票市場賣空成交量愈高的股票，其長期績效確實相對較差，這某種程度上顯示台灣市場之賣空成交量有一定程度之未來股價預測能力。接著，本文更進一步透過投資組合分析，將台灣上市上櫃股票依其賣空成交量由小到大排序分為五個投資組合，不論透過同等加權法或是市值加權法所建構之投資組合，其原始報酬與Fama & French風險調整後報酬皆一致發現賣空成交量愈高的股票其將來之績效表現確實較差，且本文透過買進低賣空成交量之投組，賣空高賣空成交量之投組，其策略報酬率能夠長期獲得穩定之超額正報酬，且這樣的結論不論透過雙重變數排序投資組合控制其他因子，或是透過Fama-MacBeth(1973)迴歸式分析，都能得到一致穩健的結論。與Boehme, Danielsen and Sorescu(2006)和Boehmer, Jones, and Zhang (2008)之實證結果一致，台灣賣空成交量與未來股價報酬存在顯著的負向關係，也就是台灣賣空成交量能作為未來股價波動趨勢有效且可靠的參考指標。

接著考量台灣特殊的投資人結構，國內參與股票市場的投資人多以散戶為主，而散戶的投資行為容易受到市場情緒的干擾而導致出現不理性的投資決策。本研究透過轉移機率矩陣發現，台灣市場的賣空行為具有持續性，也就是前一期被市場大量賣空的股票，其下一期普遍還是投資人賣空標的的首選。且轉移機率矩陣顯示賣空投資人普遍偏好賣空前一期投資人情緒較高的股票，這表示這些高投資人情緒之股票很有可能出現股價高估的現象，導致賣空投資人有進場套利的空間。

最後，本文透過子樣本迴歸分析證實以上論點，台灣賣空投資人普遍在高投資人情緒期間或是高投資人情緒股票下，賣空成交量與未來股價報酬之負向關係更加明顯，顯示台灣賣空投資人相較於一般散戶更善於解讀市場情緒，並且能夠在市場散戶投資人不理性導致證券價格失衡時立即進場套利。

本研究透過不同於過去文獻的觀點，利用投資人情緒的觀點解釋台灣賣空投資人的獲利來源，透過本文的實證研究能夠讓市場投資人更瞭解台灣賣空交易者的交易習性，並以此為未來投資決策之參考依據。

文獻參考

- Amihud, Y., 2002. Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets*, 5 (1), 31-56.
- Antweiler, W., Frank, M., 2006. Do U.S. stock markets typically overreact to corporate news stories? *Unpublished working paper. University of British Columbia and University of Minnesota.*
- Brunnermeier, M., Pedersen, L., 2005. Predatory trading. *The Journal of Finance*, 60 (4), 1825-1863.
- Boehme, R., Danielsen, B. R. and Sorescu, S. M., 2006. Short-sale Constraints, Differences of Opinion, and Overvaluation. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 41 (2), 455-487.
- Boehmer, E., Jones, C. M., and Zhang, X., 2008. Which Shorts Are Informed? *The Journal of Finance*, 63 (2), 491-527.
- Bali, T., Cakici, N., Whitelaw, R., 2011. Maxing out: stocks as lotteries and the cross-section of expected returns. *Journal of Financial Economics*, 99 (2), 427-446.
- Bali, T., Brown, S. J., Murray, S., Tang, Y., 2017. A Lottery-Demand-Based Explanation of the Beta Anomaly. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 52 (6), 2369-2397.
- Choie, Kenneth S., and S. James Hwang, 1994. Profitability of short-selling and exploitability of short information. *Journal of Portfolio Management*, 20, 33-38.
- Christophe, S., Ferri, M., Angel, J., 2005. Short-selling prior to earnings announcements. *The Journal of Finance*, 59 (4), 1845-1875.
- Chan, W., 2003. Stock price reaction to news and no-news: drift and reversal after headlines. *Journal of Financial Economics*, 70 (2), 223-260.
- Chan, Y.C., Chui, A.C., 2016. Gambling in the Hong Kong stock market. *International Review of Economics & Finance*, 44, 204-218.
- Desai, Hemang, K. Ramesh, S. Ramu Thiagarajan, and Bala V. Balachandran, 2002, An investigation of the informational role of short interest in the Nasdaq market. *The Journal of Finance*, 57 (5), 2263-2287.
- Daske, H., Richardson, S., Tuna, I., 2005. Do Short Sale Transactions Precede Bad News Events? *Working Paper, University of Pennsylvania.*
- Diether, K., Lee, K., Werner, I., 2008. Short-sale strategies and return predictability. *Review of Financial Studies*, 22 (2), 575-607.
- Dutt, T., & Humphery-Jenner, M., 2013. Stock return volatility, operating performance and stock returns: International evidence on drivers of the 'low volatility' anomaly. *Journal of Banking and Finance*, 37 (3), 999-1017.
- Engelberg, J., 2008. Costly information processing: evidence from earnings announcements. *Unpublished working paper. University of North Carolina.*
- Engelberg J. E., Reed A. V., Ringgenberg M. C., 2012. How are shorts informed? short sellers, news, and information processing. *Journal of Financial Economics*, 105 (2), 260-278.
- Engelberg J. E., Reed A. V., Ringgenberg M. C., 2018. Short-selling risk. *The Journal of*

- Finance*, 73 (2), 755-786.
- Fama, E. F., and MacBeth, J.D., 1973. Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy*, 81 (3), 607-636.
- Francis, J., Jennifer, Venkatachalam, M., Zhang, Y., 2005. Do short sellers convey information about changes in fundamentals or risk? *Working paper, Duke University*.
- Fong, W. M., Toh, B., 2014. Investor sentiment and the MAX effect. *Journal of Banking & Finance*, 46, 190-201.
- Goldstein, I., Guembel, A., 2008. Manipulation and the Allocational Role of Prices, *Review of Economic Studies*, 75 (1), 133-164.
- Hou, K.W., Moskowitz, T., 2005. Market frictions, price delay, and the cross-section of expected returns. *Review of Financial Studies*, 18 (3), 981-1020.
- Hirose, T. H., Kato, H. K., Bremer, M., 2009. Can margin traders predict future stock returns in Japan? *Pacific-Basin Finance Journal*, 17, 41-57.
- Hung, W., Yang, J. J., 2018. The MAX effect: Lottery stocks with price limits and limits to arbitrage. *Journal of Financial Markets*, 41, 77-91.
- Hodgson, A., Lim, W. D., Mi, L., 2018. Insider sales vs. short selling: Negative information trading in Australia. *Pacific-Basin Finance Journal*, 48, 72-83.
- Jegadeesh, N., 1990. Evidence of Predictable Behavior of Security Returns. *The Journal of Finance*, 45 (3), 881-898.
- Jegadeesh, N., Titman, S., 1993. Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. *The Journal of Finance*, 48 (1), 65-91.
- Kelley, E. K., Tetlock, P.C., 2016. Retail short selling and stock prices. *The Review of Financial Studies*, 30 (3), 801-834.
- Lehmann, B. N., 1990. Fads, Martingales, and Market Efficiency. *The Quarterly Journal of Economics*, 105 (1), 1-28.
- Liu, J., Stambaugh, R. F., Yuan, Y., 2018. Absolving beta of volatility's effects. *Journal of Financial Economics*, 128 (1), 1-15.
- Purnanandam, A., Seyhun, N., 2018. Do short-sellers trade on private information or false information? *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 53 (3), 997-1023.
- Seneca, J. J., 1967. Short Interest: Bearish or Bullish? *Journal of Finance*, 22 (1), 67-70.
- Saffi, Pedro, and Kari Sigurdsson, 2011. Price efficiency and short selling. *Review of Financial Studies*, 24 (3), 821-852.
- Stambaugh, R. F., Yu, J., Yuan, Y., 2015. Arbitrage asymmetry and the idiosyncratic volatility puzzle, *The Journal of Finance*, 70 (5), 1903-1948.
- Tetlock, P., Saar-Tsechansky, M., Macskassy, S., 2008. More than words: quantifying language to measure firms' fundamentals. *The Journal of Finance*, 63 (3), 1437-1467.
- Tetlock, P., 2011. All the news that's fit to reprint: do investors react to stale information? *Review of Financial Studies*, 24 (5), 1481-1512.
- Vega, C., 2006. Stock price reaction to public and private information, *Journal of Financial Economics*, 82 (1), 103-133.