

國立政治大學國際經營與貿易學系

碩士論文

融券餘額對個股超額報酬率之影響

The impact of margin balance on excess return on individual shares



指導教授：謝淑貞 博士

研究生：彭明彥 撰

中華民國一百零九年六月

摘要

本研究以元大台灣五十的主要成分股為例去探討，並從中研究何種類型及哪種股票是易被軋空及不易被軋空的。而從我們利用 OLS 的回歸方法跑出的結果中可以得知下列，我們實證的結果中可以發現傳統產業(台塑及台化)的融券賣出數量對超額報酬的係數是較大的，也代表被軋空的機會及幅度是較大的，相反的，電子產業(台積電及鴻海)的融券賣出數量對超額報酬的係數是較小的，也代表相對而言被軋空的機會及幅度是較小的。

Abstract

This study takes the example of the 50 main constituent stocks of Yuanda Taiwan as an example, and studies from which what type and which stocks are easy to roll and not easily rolled out. And from our use of OLS regression method to run out of the results can be seen the following, our empirical results can be found that the traditional industry (Taiwan plastic and Taiwanization) of the amount of securities sold on the excess compensation coefficient is larger, but also represents the opportunity and range of rolling out is larger. On the contrary, the number of securities sold by the electronics industry (TSMC and Hon Hai) has a smaller factor on excess compensation, and also represents a relatively small chance and range of rolling out.

目錄

第一章 緒論	
第一節 研究動機與目的.....	4
第二節 研究流程與架構.....	7
第二章 文獻探討	
第一節 放空與收益之關聯.....	9
第二節 融券交易.....	11
第三章 模型跟資料	
第一節 樣本篩選與資料來源.....	17
第二節 研究變數與定義.....	17
第四章 實證結果與分析	
第一節 相關係數和趨勢圖.....	26
第二節 穩健性測試(robustness test).....	36
第五章 結論與建議	
第一節 結論與建議.....	43
參考文獻.....	46

第一章 緒論

第一節 研究動機與目的

放空自允許實施以來，不論對外國或本國而言，都帶來許多正面的效益，比如說，對整體股票市場而言，提供訊息給投資者去了解對市場未來榮枯前景的看法。若對個股而言，則提供信息給現在以及潛在的投資者，了解這支股票所代表的那家公司。對於市面上股價高過於其真實價值的股票，讓它逐漸回復到其應有的價值，若是其真實價值高於現在市場上交易的價格，則提供一個方法讓它回到其應有的價格，也就是學術上所說價格發現的功能。

放空，指投資人在手中不持有證券的情況下，向券商借入證券以賣出，當然大部分放空也代表投資者對這支股票未來前景的看壞，意即放空者預測未來的股價將會大幅下跌，因此於此時較高價格時放空它，待未來價格下降時，以較低價格買回，從而賺取其中的價差，而想要放空的投資人，要先擁有信用交易資格。至於散戶放空的工具又有哪些呢?答案有像是個股期貨，是以股票為標的的期貨商品，兩造雙方每日依每日結算價進行逐日結算，每日結算價原則上採當日收盤前 1 分鐘內所有交易之成交量加權平均價跟認售權證，認售權證則是一種表彰「用某一固定價格（即履約價格）售出標的證券權利」的有價證券，若其標的證券價格下跌，愈低於該固定價格，則該認售權證的價值亦隨之上漲；反之，若其標的證券價格上漲，愈高於該固定價格，則該認售權證的價值

亦將下跌。融券交易方面，投資人一方面向授信機構(融資戶)借入標的股票，一方面委託證券商賣該股票，這兩個動作必須同時到位，才会有相對的融券餘額產生。

借券交易則是出借人和借券人(大都為法人)之間成立證券借貸契約，在未還券前，借券餘額會一直存在。借券餘額乃是標的股票各種多、空力道的集合，必須進一步加以區分，才可以合理解讀。

上述交易又稱為融券交易，為投資人看空股市時，先向券商借出股票（通常為融資抵押在融資融券機構的股票）賣出（券賣），等到該融券個股市價下跌後，再以較少金額買回原股票（券買），以賺取差價；相反的 一旦融券股票市價不如預期反而上漲，投資人的損失將更慘重（俗稱軋空），意即當成交價大漲，引發擁有空單的投資人大量的平倉，造成行情漲更多我們會稱之為「軋空行情」。

眾多放空工具中，為何我選擇融券作為探討的工具?原因在於融券能夠達到鎖單的效益意即能夠鎖住利潤，藉由現增，意即在高點時放空，而在低點時認購現增而取得其中的價差，而這也是一般投資人或散戶所在乎的或者說對我們來說最重要的事。

然而投資者該如何從融券餘額去了解哪支及哪種股票，在從事放空行為能夠對他們帶來正收益，實屬不易。如果單方面從放空該支股票的數量越多而以為此時跟進放空，便能帶來正收益，事實上是沒辦法的，因為一旦該支股票是屬

於易被軋空的類型，則到時候將損失慘重。此時，藉由融券餘額探討其對其超額報酬率的影響則非常重要，當然不會只是簡單單變量的線性分析，而我們將以元大台灣五十的主要成分股為例去探討，並從中研究何種類型及哪種股票是易被軋空及不易被軋空的。而從我們利用 OLS 的回歸方法跑出的結果中可以得知，我們實證的結果中可以發現傳統產業(台塑及台化)的融券賣出數量對超額報酬的係數是較大的，也代表被軋空的機會及幅度是較大的，相反的，電子產業(台積電及鴻海)的融券賣出數量對超額報酬的係數是較小的，也代表相對而言被軋空的機會及幅度是較小的。

此外，若從流動性風險來看，元大台灣五十以及其前五大成分股這六檔個別來看的話，可以發現其個別融券賣出的量都算相當地多，也就代表其在整個股票市場上是有流動性的，不像一些較少人交易股票。流動性越大，也代表被軋空的機會越大，因為有很多的主力在其中。若不想承擔個股的風險，最好的方法就是投資投資組合，有效地將風險分散，也讓被軋空的機會及幅度是降低的，雖然不確定是否能帶來正利潤，但在投資時可以參考上述之結果進行資產分配。

本研究主要架構如下：第二節為文獻探討，第三節為模型跟資料，第四節為實證結果分析、最後一節為結論。

第二節 研究流程與架構

本研究共分為五章，依序將討論研究動機與目的、文獻探討、模型與資料、實證結果與分析、結論與建議。各章節內容概述如下：

第一章 緒論：

說明本研究的動機與目的。

第二章 文獻探討

介紹一些相關的文獻資料。

第三章 資料與模型

首先說明本研究所選取之資料來源，接著定義各變數與衡量變數的方法，再提出本研究所使用的實證方法與模型。

第四章 實證結果與分析

將以樣本資料以利用統計方法進行分析，並探討實證結果。

第五章 結論與建議

根據實證分析結果，得出結論及本研究之建議。

本研究流程如圖 1-1 所示

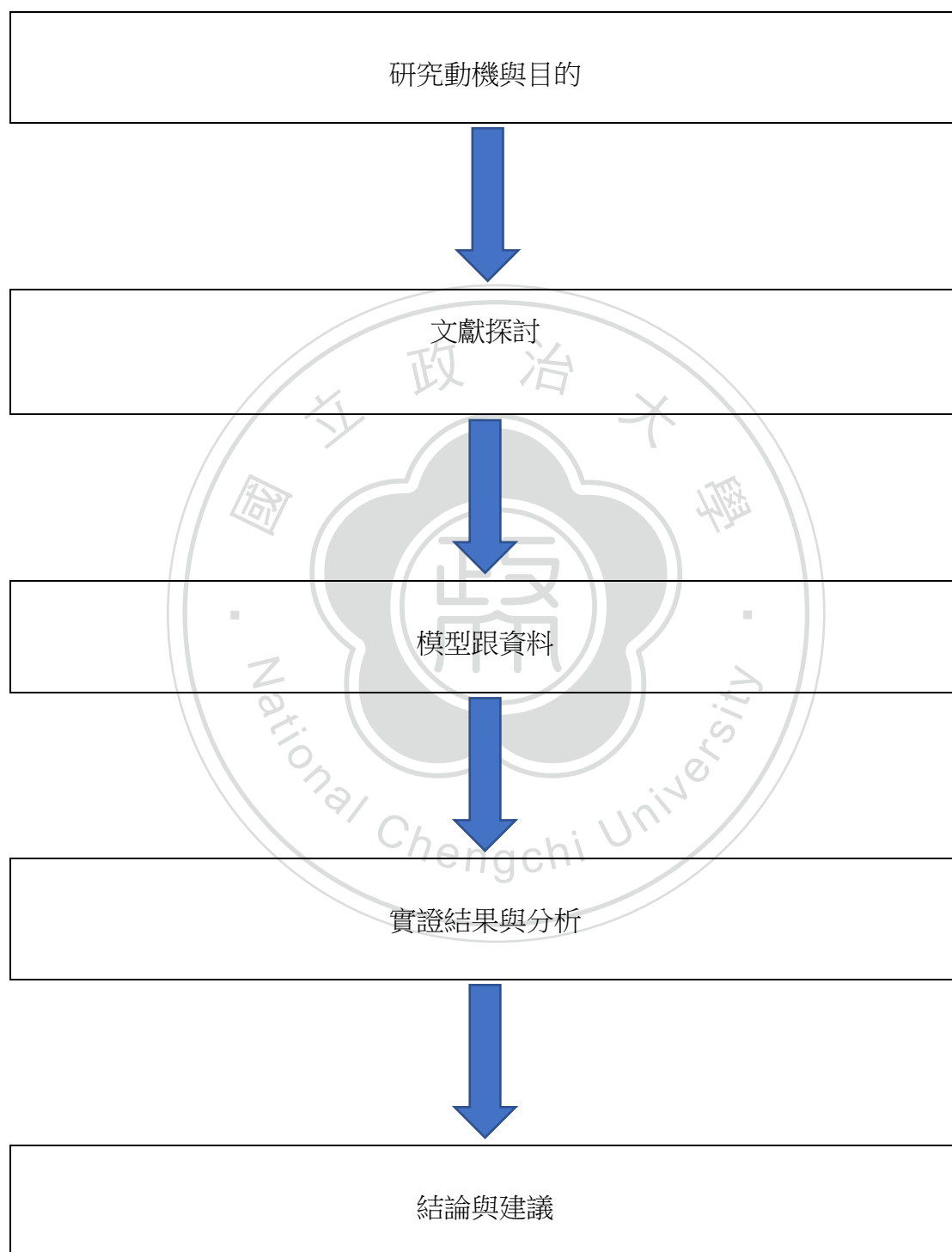


圖 1-1: 研究架構圖

第二章 文獻探討

放空文獻從開放放空限制來一直以來都有許多研究探討，研究融券餘額對股價造成何種影響的文章也不計其數，部分研究指出融券餘額數值越高，對股價帶來的是負面影響，意即負相關，融券餘額越高則股價則將下跌，當然也有部分指出融券餘額數值越高，對股價帶來的是正面影響，即正相關，融券餘額越高則股價則將上漲，當然也有極少部分認為是無相關的。

第一節 放空與收益之關聯

從融券交易行為中去探討放空者知道甚麼是重要的，因為在從事放空時，定是有消息面等方面的影響而去進行，此消息面如何影響收益是重要的，故從Boehmer, Jones, Zhang(2010)得知，結果表明放空者對即將到來的收益有充分的了解，並擁有類似於分析師所使用的基本面訊息，負收益意外出現之前，會出現異常放空(下式)，然而他們並沒有在數據中觀察到集中地空頭回補，他們所使用之資料大部分是非程式交易(nonprogramming trade)，而個人則極少大約只佔1.5%。

$$UE_{i,t} = b_0 + b_1 \text{short}_{i,t-5,t-1} + b_2 \text{lnsize}_{i,m-1} + b_3 \text{BM}_{i,m-6} + b_4 \sigma_{i,m-1} + b_5 \text{ret}_{i,m-6,m-1} + b_6 \text{turnover}_{i,m-1} + e_{i,t}$$

$UE_{i,t} = b_0 + (c_0 + c_1 \text{disp}_i) \text{short}_{i,t-5,t-1} + \gamma X_{it} + e_{i,t}$ ，UE 代表非預期收益, short 代表放空的量，size 代表規模, BM 代表帳面市值比，ret 為報酬率，turnover 為周轉率。

上式中 $c_1 < 0$ ，因為當存在較大分歧時，放空與收益意外之間的關係應為更

負。

這些結果表明，大量的放空者之訊息會在一周內透過收益公告或分析師報告納入價格。(負相關)放空越多的股票表現越不佳。

分析師預測修訂佔據了訊息發布的大部分，因為它們發生在作者樣本中 9.9%的工作日內。在他們的樣本中，有 1.3%的股票交易日發布收益公告，而有 2.4%的股票交易日發布了分析師建議的變化。

儘管當分析師的建議發生變化時，大量放空的股票的表現大大地落後，但這些天累計只有約 10%的股票表現不佳。在分析師預測下調的日子裡，整體表現不佳的股票則佔其他 10%，而在業績公佈日上，只有大約 3%的整體表現不佳。

分析師建議的改變似乎是大量放空股票表現不佳的最重要日子，原因有二，其一是因為放空者具有與分析師相似的基本訊息，兩者都觀察到不必要的股價變化，並且兩者都對此作為回應，其二是因為放空者與分析師同時了解公司基本面的訊息，可能是通過電話會議或與管理層會面，而兩者都應採取相應的行動。

$$\text{short}_{i,t+1,t+5} = b_0 + b_1 \text{short}_{i,t-5,t-1} + c_1 \text{ret}_{i,t-7,t-2} + c_2 \text{ret}_{i,t-1,t} + \gamma X_{it} + e_{i,t}$$

上式中 $[t - 1, t]$ 收益率的負係數表示股價下跌後會有更多空頭，這表明空頭正在遵循動量(momentum)策略。給定先前的結果，實際上的結果將會是正係數，表明放空者的反向交易(contrarian)策略。

結果表明，其他投資者應在預定收益公佈前一周專注於放空行為的發生，放空活動可以為當日的收益意外和股價反應的方向提供一些更進一步的了解。

結論是他們在先前的工作發現放空者的消息靈通，並且他們確認，在接下來的一周中，大量放空的股票表現明顯低於表現輕微放空的股票，且當他們在放空活動後的一天到一周內檢查收益時，他們發現嚴重放空的股票表現不佳中大約四分之一可以歸因於收益公告和與分析師相關的新聞發布。

（他們也認為放空者將從作為反向投資者的流動性中受益，評估短期負自相關和/或正互相關對放空者的重要性將是有用的）

第二節 融券交易

在從事融券交易時，當你融券賣出而回補時，所預期的收益跟融券賣出時及回補之價格相關，所得之收益從而決定，故從Boehmer, Duong, Huszar(2018)得知，總體而言，此篇文章對放空文獻提供了兩個方面的幫助。首先是使用一個獨特收集的數據庫提供了對空頭交易的系統分析，並顯示出與這些交易相關的平均暫時和永久性的價格影響是顯著的。

其次，他們提供有關放空者的選時能力的新見解，這是放空文獻中普遍忽略的一項關鍵交易技能，放空者不僅在建立空頭部位時具有負面的私人訊息，如文獻所示，作者也發現，他們在回補交易中也使用正面的私人訊息。在他們的樣本中，放空者是大型交易者，因此，如果放空的約束在決策中起一定作用，

他們會尋求流動性，放空者可以是好的選股者，但不一定是好的市場選時者。

H1：空頭回補與正報酬相關

首先，由於空頭部位至少為已發行股票的0.25%，而做空股票的平均每日成交量是0.57%。其次，市場從公開的通知中了解每個交易者的空頭部位規模，並且一旦交易者被期望開始回補，便可以利用該訊息。不知情的交易和訂單預期的交易都可以在回補日附近產生正收益，一旦流動性改善就可以反轉。

H2A：放空者利用特權訊息來源，一旦糾正了定價過高的情況，就會回補。這些結果表明，發起這些交易的放空者擁有私人訊息，或者可以更快，更有效地處理訊息。

H2B：放空者被迫提前平倉；因此，在空頭回補之後，股票價格持續下跌。原因有三：（1）不利的價格波動（2）證券的放空限制（3）行為偏見。他們假設交易發生在報告日期的前兩天。平均承保貿易規模具有重大經濟意義，所有個人放空及機構放空者應揭露超過股票流通量0.25%的空頭部位，空頭股票往往具有更高的機構所有權，更低的內部人持有率和更高的市帳率。

4.1. 空頭交易的事件研究

總體而言，在空頭交易中，價格反應強烈，這支持了他們的第一個假設。

（H1）即空頭回補與正收益相關

作者可以排除報酬反轉的情況，還可以提供進一步的證據，表明平均而言，放空者可以了解其所涵蓋的交易。這一發現與他們的第二個假設（H2A）一

致，即放空者利用私人訊息來平倉。

他們還注意到，在大額補倉之前的小額交易表明，許多放空者已經決定在未來幾天平倉，因此沒有被迫平倉。

4.2. 放空者持有期的決定因素

研究時間不變的公司特徵，他們注意到，對於規模較大，擁有較高市值，較高機構所有權和較低內部人所有權的公司，退出的機率較高，當報告的同一隻股票的放空活動減少時，放空者往往會平倉。

總而言之，他們的發現表明，當空頭部位更有利可圖時，進行回補的可能性更大，這可以解釋為“放空”效應(“disposition” effect)，即放空者更願意補倉以允許得到他們預定交易利潤。此外，當市場處於流動狀態時，進行回補的可能性更大，這與之前的觀察結果一致，即回補決定與重大的瞬時價格影響相關，因此交易成本較高。在這種情況下，為放空者產生利潤的負收益部位意味著有效的價格調整仍在進行中或已經完成。相比之下，正收益部位(意味著交易虧損)表明放空者的訊息尚未完全反映在價格中，因此放空者應延遲補倉。該版本與現有的發現更加一致，該發現使放空者進行交易以提高價格的訊息效率。

4.3. 匯總市場反應和報導中的信息

模型1到模型5中D1-5，變數的正係數表明，在進行回補交易之前，股票的收益顯著為正，這一發現與他們的單變量結果一致，即放空者在補倉時並不反向操作。

總體而言，作者發現他們對第一個假設（H1）的強而有力的支持，即正收益與空頭回補交易有關，而model 345也是同樣結果。最後，他們使用擴展樣本檢查結果的穩健性，擴展樣本包括所有報告的大量空頭部位。擴展樣本具有4,832部位在176個機構中使用。

4.4.短篇報導中的異質性，訊息的作用和放空限制

如果放空者是技術嫺熟的交易員，他們可以安排空頭交易時間，那麼他們回補後不應該觀察到股價大幅下跌。但是，如果放空者最初根據先前之證據預計會放空被高估股票，但由於內部資本約束或其他外部放空約束而被迫過早平倉，那麼在最初的正係數之後，股價將持續下跌。此價格影響，表明回補效率低落。

他們使用PosCumRet（即累計收益）將放空者分開自報告的大型空頭部位開放以來到回補日為止的股票收益率。在模型B-2和B-3中，他們觀察到PosCumRet的負係數，這表明對於獲利更多的空頭而言，補倉交易後的收益較高而有較大可能是由更有資訊的放空者所執行。

他們的限制措施（PosCumRet和Lendingfee）的混合結果表明，儘管放空限制影響了某些放空者，但至少對於他們的樣本而言，過早的回補並不普遍。因此，他們沒有找到對假設H2B的有力支持。

結論：儘管早期的發現表明放空者在開倉時是反向交易者，但他們發現放空者在平倉時通常不是反向交易者。此外，他們的大型回補交易呈現出顯著正價

格影響，反映了暫時性和永久性成分。他們還記錄了在披露期間獲利的放空者也進行了空頭交易，之後又獲得了正收益。儘管有跡象表明放空者由於價格上漲而被迫平倉，但他們樣本中的放空限制並未發揮重要作用。因此，他們的發現提供了有力的證據，表明知情的放空者在平倉時會使用私人訊息。

總體而言，此篇文章提供有關放空動態的新見解，包括對大量空頭部位的回補。據他們所知，他們是第一個專注於空頭交易的人，對這些交易的影響的分析補充了大量文獻，這些文獻表明，空頭賣主幫助將負面訊息納入價格中。他們證明放空者也有助於將積極的訊息納入價格中，這種積極的價格影響在經濟上是巨大的。

作者的分析與他們相關，透過幫助監管者和市場參與者更好地了解放空者的行為。與現有的放空研究一致，他們表明，作為一個整體，放空者被告知，儘管其他研究表明放空者在開空頭部位時具有時機選擇能力，但他們超越了現有文獻，表明放空者還可以預測或可能導致其回補決定時的價格上漲。

在國內文獻中比如錢友琪(1993)以Hsiao因果檢定建立一個以自我回歸法當模型去檢視融資、融券以及股價指數之間的關係，其研究發現，若考慮當期效果，則融資、融券餘額以及股價間三者交互影響，若不考慮，則融資單方面影響股價。另外國外方面，Woolridge and Dickson(1994)以在紐約證券交易所、Amex和櫃檯市場掛牌之個股為對象去研究，做完後發現信用交易之指標與股價指數呈現為正相關但不顯著。

郭建銘(2002)使用從1995年1月至2001年8月的月資料，將資料大致分為大盤及金融類股、電子類股、營建類股等19種類股，共二十個分類，在每個類股中取得其融券與融資餘額和股價之資料。

作者運用向量誤差修正模型(VECM)以及向量自我回歸模型(VAR)來從事分析，使用VECM對存在共整合的汽車類股進行分析，使用VAR對其他不存在共整合現象之類股進行直接的分析，而根據大盤與其他類股所得到之顯著係數得知，融資融券餘額和股價指數之變動這三者間均有關係存在其中，但是在不同落後期數，會有負或正的關係存在。

至於國外文獻方面，Seneca(1967)使用標普五百自1946年1月至1965年7月之月資料，以平減後標普五百指數、股利與除以成交量之融券餘額後，運用OLS法估計三者之關係，並從中得知除以成交量之融券餘額和股價之間呈負向的關係，且此結果在統計上為顯著，若單從OLS法看，融券的增加將導致後其市場的看空，但其後發現恐有自我相關問題的存在，為了修正而加入變數的落後期數去解決，而從此修正的結果得知跟修正前結果一樣是呈現負相關，作者也指出當融券餘額增加過多時，可能是投資人買入的時機。

第三章 資料與模型

第一節 樣本篩選與資料來源

本研究樣本資料取自台灣經濟資料庫 TEJ，以台灣證券交易所所上市的元大台灣五十(取其前五大成分股)為實證對象。樣本區間則為 2010 年至 2019 年這十年間每日的日資料，本研究會剔除當日無資料的日期。

第二節 研究變數與定義

本節在說明研究變數的定義，因為超額報酬受到很多因素的影響，所以本研究以本身所選出的解釋變數來探討他們是如何影響元大台灣五十(前五大成分股)的超額報酬。

一、應變數定義：

本研究是探討融券餘額對股價之影響，故將元大台灣五十、及前五大成分股(台積電、鴻海、台塑、台化以及南亞)各自的超額報酬當成是應變數，進而可以從實證結果中發現它主要受融券賣出的影響有多大。

超額報酬之計算方式為元大台灣五十、及前五大成分股(台積電、鴻海、台塑、台化以及南亞)各自的每日報酬率扣除兩年期郵政儲蓄利率。

元大台灣卓越五十證券投資信託基金（簡稱台灣五十，0050）是台灣寶來投信（今元大投信）於 2003 年 6 月 25 日成立的指數股票型基金（ETF），成立日發行價格為新台幣 36.98 元，以一千個受益權為交易單位。台灣 50 採取追蹤台灣 50 指數的被動式管理，成分股包含台灣上市股票市值前五十大個股。

二、自變數定義：

表三 自變數定義

X ₁	三大法人對元大台灣五十、及前五大成分股(台積電、鴻海、台塑、台化以及南亞)各自現股的合計買賣超,單位是百張 定義為投信. 自營商(合計). 外資對元大台灣五十、及前五大成分股(台積電、鴻海、台塑、台化以及南亞)各自現股的買入數量－賣出數量
X ₂	三大法人對元大台灣五十、及前五大成分股(台積電、鴻海、台

	<p>塑、台化以及南亞)各自現股的合計買賣超市值,單位是百萬</p> <p>定義為投信. 自營商(合計). 外資對元大台灣五十、及前五大成分股(台積電、鴻海、台塑、台化以及南亞)各自現股的買入金額－賣出金額</p>
X ₃	<p>三大法人對元大台灣五十、及前五大成分股(台積電、鴻海、台塑、台化以及南亞)各自現股所融券賣出的數量,單位是百張</p> <p>定義為投信. 自營商(合計). 外資對元大台灣五十、及前五大成分股(台積電、鴻海、台塑、台化以及南亞)各自現股所融券賣出的數量</p>
X ₄	<p>三大法人對元大台灣五十、及前五大成分股(台積電、鴻海、台塑、台化以及南亞)各自現股融券賣出的金額取對數,單位是千元</p> <p>定義為投信. 自營商(合計). 外資對元大台灣五十、及前五大成分股(台積電、鴻海、台塑、台化以及南亞)各自現股所融券賣出的的金額取對數</p>
X ₅	<p>代表元大台灣五十、及前五大成分股(台積電、鴻海、台塑、台化以及南亞)各自現股的前期報酬,單位是百分比</p> <p>定義為元大台灣五十、及前五大成分股(台積電、鴻海、台塑、台化以及南亞)各自現股的前期報酬(即交易日當天前天之交易日之報酬率)</p>

本研究模型如下：

$$\text{迴歸式 } Y=a_1X_1+a_2X_2+a_3X_3+a_4X_4+a_5X_5+ \varepsilon_t \quad (1)$$

其中 X_1 、 X_2 、 X_3 、 X_4 、 X_5 分別代表由上所述的

以及下列各表均同表三所述

表 3-1 元大台灣五十估計之係數

	係數	標準誤	t 統計	P-值	F
截距	-1.3124*	0.0336	-39.0921	2.259E-260	253.0335
\hat{a}_1	0.0056*	0.0012	4.7960	1.715E-06	
\hat{a}_2	0.0002	0.0002	1.0434	0.2969	
\hat{a}_3	0.0765*	0.0106	7.2424	5.872E-13	
\hat{a}_4	0.0134	0.0101	1.3216	0.1864	
\hat{a}_5	-0.1446*	0.01704	-8.4831	3.728E-17	
調整的 R 平方	0.3385				

*在百分之五顯著水準下

在百分之五顯著水準下，我們利用 OLS 的回歸方法跑出的結果，由 X_3 也就是在多元回歸下，其係數是百分之七左右，也就代表當融券賣出的數量增加百分之一時，其超額報酬約增加百分之零點零七，且其為顯著的，代表此自變數對應變數是有解釋力的，依此係數可得知，此檔股票有些微被軋空的現象發生，至於其他係數則因為太小或不具顯著性，故在此並不多做討論，我們依舊著重於融券賣出對超額報酬之影響。

表 3-2 台積電估計之係數

	係數	標準誤	t 統計	P-值	F
截距	-1.3361*	0.0938	-14.2407	2.813E-44	490.4777
$\hat{\alpha}_1$	0.0028*	0.0003	8.2857	1.905E-16	
$\hat{\alpha}_2$	0.0003*	2.474E-05	12.2170	2.292E-33	
$\hat{\alpha}_3$	0.0923*	0.0087	10.6314	7.681E-26	
$\hat{\alpha}_4$	-0.0258*	0.0242	-1.0664	0.2863	
$\hat{\alpha}_5$	-0.1958*	0.0148	-13.2338	1.139E-38	
調整的 R 平方	0.4984				

*在百分之五顯著水準下

在百分之五顯著水準下，我們利用 OLS 的回歸方法跑出的結果，由 X_3 也就是在多元回歸下，其係數是百分之九左右，也就代表當台積電融券賣出的數量增加百分之一時，其超額報酬約增加百分之零點零九，且其為顯著的，代表此自變數對應變數是有解釋力的，依此係數可得知，此檔股票被軋空的情況比元大台灣五十較為嚴重，且調整的 R 平方也高達近五成，代表此模型相當可靠，至於其他係數則因為太小或不具顯著性，故在此並不多做討論，我們依舊著重於融券賣出對超額報酬之影響。

表 3-3 鴻海估計之係數

	係數	標準誤	t 統計	P-值	F
截距	-1.1774*	0.0828	-14.2219	3.638E-44	306.0284
$\hat{\alpha}_1$	0.0044*	0.0011	3.9262	8.869E-05	
$\hat{\alpha}_2$	0.0003*	0.0001	2.7262	0.0065	
$\hat{\alpha}_3$	0.02514*	0.0061	4.1157	3.988E-05	
$\hat{\alpha}_4$	-0.0268	0.0216	-1.2429	0.2140	
$\hat{\alpha}_5$	-0.1421*	0.0167	-8.4999	3.245E-17	
調整的 R 平方	0.3830				

*在百分之五顯著水準下

在百分之五顯著水準下，我們利用 OLS 的回歸方法跑出的結果，由 X_3 也就是在多元回歸下，其係數是百分之九左右，也就代表當鴻海融券賣出的數量增加百分之一時，其超額報酬約增加百分之零點零二，且其為顯著的，代表此自變數對應變數是有解釋力的，依此係數可得知，此檔股票被軋空的情況比元大台灣五十較為輕微，且調整的 R 平方也達零點三八左右，代表此模型還算可靠至於其他係數則因為太小或不具顯著性，故在此並不多做討論，我們依舊著重於融券賣出對超額報酬之影響。

表 3-4 台塑估計之係數

	係數	標準誤	t 統計	P-值	F
截距	-1.4181*	0.0576	-24.6308	6.541E-120	255.5524
\hat{a}_1	0.0285*	0.0049	5.8215	6.591E-09	
\hat{a}_2	-0.0003	0.0006	-0.5736	0.5663	
\hat{a}_3	0.2125*	0.0345	6.1622	8.358E-10	
\hat{a}_4	0.0426*	0.0212	2.0069	0.0449	
\hat{a}_5	-0.1224*	0.0168	-7.2994	3.882E-13	
調整的 R 平方	0.3407				

*在百分之五顯著水準下

在百分之五顯著水準下，我們利用 OLS 的回歸方法跑出的結果，由 X_3 也就是在多元回歸下，其係數是百分之二十一左右，也就代表當台塑融券賣出的數量增加百分之一時，其超額報酬約增加百分之零點二一，且其為顯著的，代表此自變數對應變數是有解釋力的，依此係數可得知，此檔股票被軋空的情況比元大台灣五十嚴重非常多，且調整的 R 平方也達零點三四左右，代表此模型在實證上而言還算可靠，至於其他係數則因為太小或不具顯著性，故在此並不多做討論，我們依舊著重於融券賣出對超額報酬之影響。

表 3-5 台化估計之係數

	係數	標準誤	t 統計	P-值	F
截距	-1.3923*	0.0464	-30.0272	5.061E-169	225.2213
$\hat{\alpha}_1$	0.0692*	0.0059	11.7285	5.987E-31	
$\hat{\alpha}_2$	-0.0042*	0.0006	-6.5613	6.482E-11	
$\hat{\alpha}_3$	0.2000*	0.0452	4.4304	9.818E-06	
$\hat{\alpha}_4$	0.0623*	0.0177	3.5133	0.0005	
$\hat{\alpha}_5$	-0.1005*	0.0171	-5.8766	4.755E-09	
調整的 R 平方	0.3128				

*在百分之五顯著水準下

在百分之五顯著水準下，我們利用 OLS 的回歸方法跑出的結果，由 X_3 也就是在多元回歸下，其係數是百分之二十左右，也就代表當台化融券賣出的數量增加百分之一時，其超額報酬約增加百分之零點二，且其為顯著的，代表此自變數對應變數是有解釋力的，依此係數可得知，此檔股票被軋空的情況比元大台灣五十嚴重許多，且調整的 R 平方也達零點三一左右，代表此模型在實證上而言還算可靠，至於其他係數則因為太小或不具顯著性，故在此並不多做討論，我們依舊著重於融券賣出對超額報酬之影響。

表 3-6 南亞估計之係數

	係數	標準誤	t 統計	P-值	F
截距	-1.3431*	0.0466	-28.8501	6.967E-158	287.1510
$\hat{\alpha}_1$	0.0777*	0.0051	15.1260	1.720E-49	
$\hat{\alpha}_2$	-0.0072*	0.0007	-9.8187	2.397E-22	
$\hat{\alpha}_3$	0.0204	0.0307	0.6629	0.5074	
$\hat{\alpha}_4$	0.0518*	0.0173	2.9882	0.0028	
$\hat{\alpha}_5$	-0.0962*	0.0164	-5.8621	5.184E-09	
調整的 R 平方	0.3674				

*在百分之五顯著水準下

在百分之五顯著水準下，我們利用 OLS 的回歸方法跑出的結果，由 X_3 也就是在多元回歸下，其係數是百分之二左右，也就代表當南亞融券賣出的數量增加百分之一時，其超額報酬約增加百分之零點零二，但其為不顯著的，代表此自變數對應變數是沒有解釋力的，且調整的 R 平方也達零點三一左右，代表此模型在實證上而言還算可靠，因此此檔股票不討論融券賣出對超額報酬之影響，至於其他係數也因為太小或不具顯著性，故在此並不多做討論。

第四章 實證結果與分析

第一節 相關係數

從上述之表格中得知，三大法人對不管是元大台灣五十或台積電或鴻海或台塑或台化或南亞現股的合計買賣超、亦或是三大法人對元大台灣五十、台積電、鴻海、台塑、台化或南亞現股的合計買賣超之市值，其結果大部分是不顯著的，因此在此不過多的討論。而融券賣出之市值也是同樣之道理，此時我們專注於融券賣出的量對超額報酬之影響意即探討融券餘額對股價之影響。

從上述表格中得知，在我們使用百分之九十五的信心水準下，所有(包括台積電、鴻海、台塑、或台化)之融券賣出之張數對超額報酬之係數是正的且顯著的(南亞暫時不記，因其為不顯著)，代表融券賣出的張數對各股的超額報酬是有解釋力的，同時也表示當融券賣出的數量越多則超額報酬越高，呈現正相關，也代表有被軋空的情況發生，而從數據中可以發現，傳統產業(台塑及台化)的融券賣出數量對超額報酬的係數是較大的，也代表被軋空的機會及幅度是較大的(原因可能是因為主力的存在)相反的，電子產業(台積電及鴻海)的融券賣出數量對超額報酬的係數是較小的，也就代表相對而言被軋空的機會及幅度是較小的。

趨勢圖

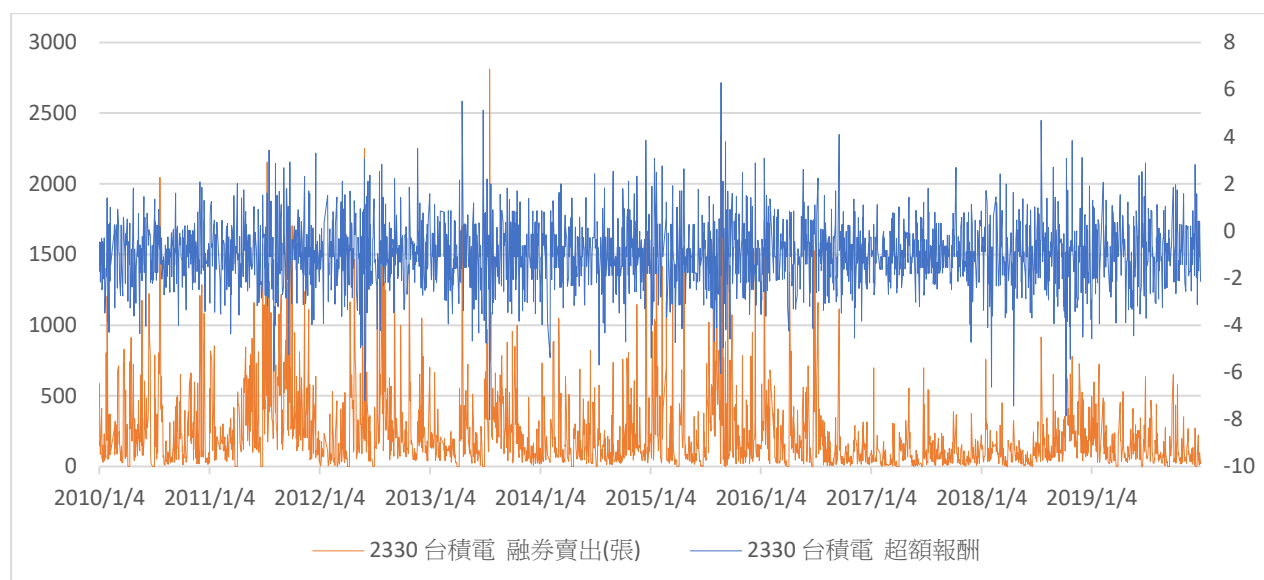


圖 4-1 台積電融券賣出與超額報酬之趨勢圖

由台積電融券賣出與超額報酬之趨勢圖中，可以看出當台積電融券賣出的量增加時，其超額報酬基本上也是呈現正向的變動，也代表有被軋空的情形發生，但當融券賣出的數量急劇增加時，超額報酬的線並沒有呈現同等的增幅，由此可驗證上述所計算出融券賣出對超額報酬之影響，其係數大約零點零九，跟此張趨勢圖相當地符合，由此圖也可看出台積電每年融券賣出的數量相當地多，並無明顯增加或減少之情形發生。至於 2013 年中，融券賣出數量增加的較為明顯，其原因在於張忠謀在法人說明會上宣布，確定調高 2013 年資本支出 (CAPEX)金額到 95 億至 100 億美元，外界預期利潤及股價也將隨之下跌故賣出數量增加。

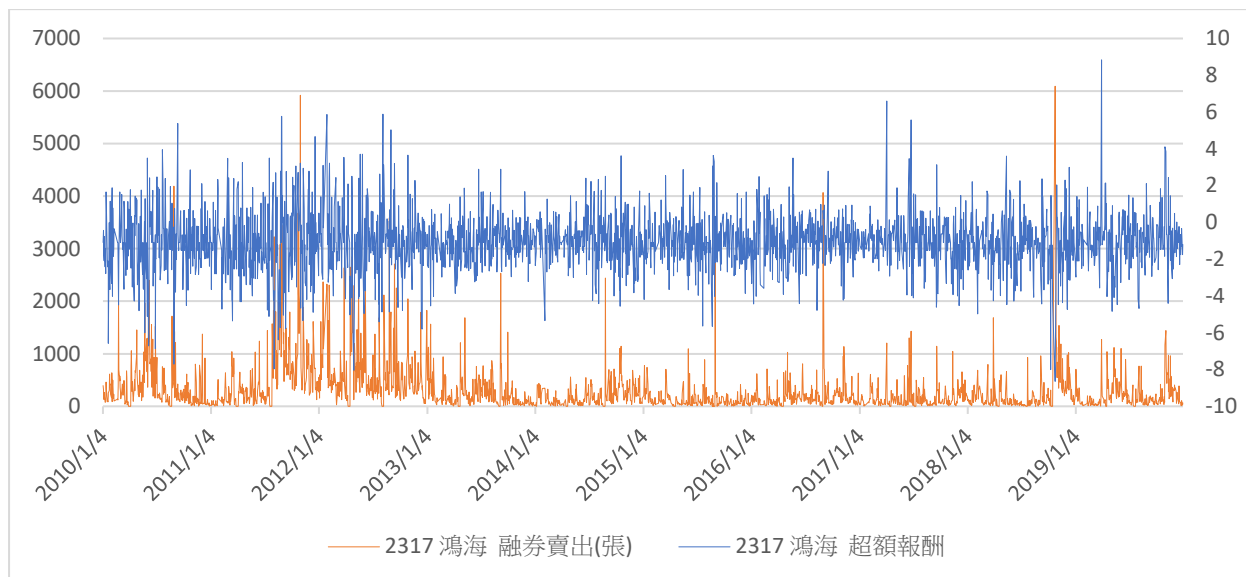


圖 4-2 鴻海融券賣出與超額報酬之趨勢圖

由鴻海融券賣出與超額報酬之趨勢圖中，可以看出當鴻海融券賣出的量大幅增加時，其超額報酬基本上也是呈現正向的變動，也代表有被軋空的情形發生，但當融券賣出的數量急劇增加時，超額報酬的線並沒有呈現同等的增幅，由此可驗證上述所計算出融券賣出對超額報酬之影響，其係數大約零點零二，跟此張趨勢圖相當地符合，至於融券賣出之數量每年仍呈現相當之張數，並無顯著增加抑或減少之情況發生。至於為何 2019 年融券賣出之數量突然大幅之增加，其原因在於中美貿易戰的戰火從美中兩國即將擴大至各國，市場擔心鴻海會受到波及，進而影響整體營收表現，會造成股價下跌，故造成融券賣出之數量大幅增加。

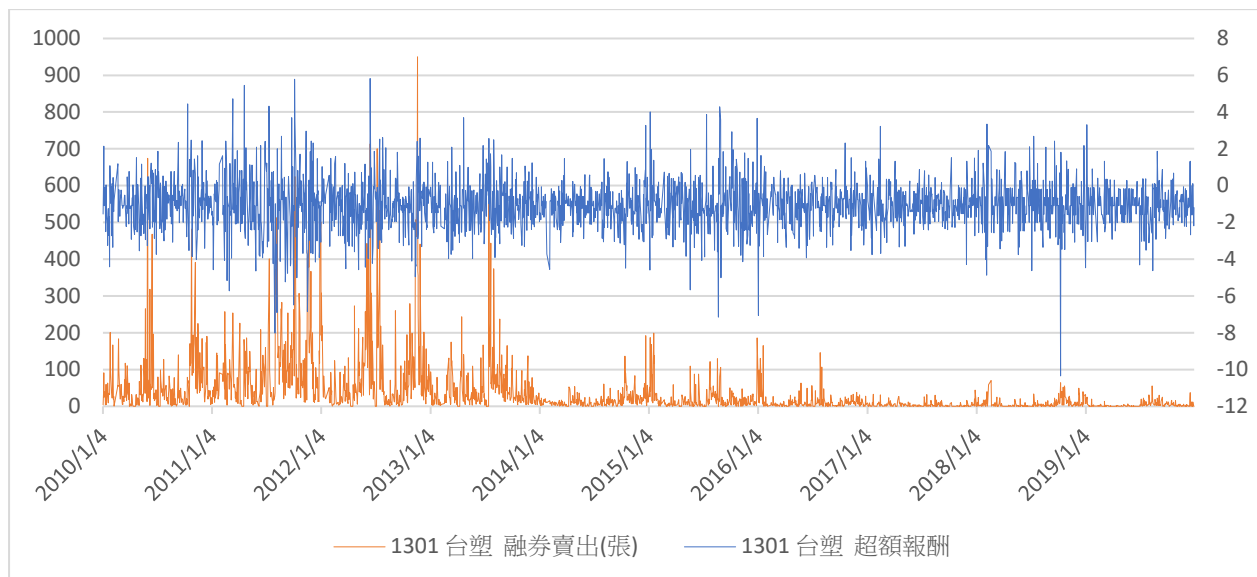


圖 4-3 台塑融券賣出與超額報酬之趨勢圖

由台塑融券賣出與超額報酬之趨勢圖中，可以看出當台塑融券賣出的量大幅增加時，其超額報酬基本上也是呈現正向的變動，也代表有被軋空的情形發生，當融券賣出的數量急劇增加時，超額報酬的線平均而言有呈現相當等比例的增幅，由此可驗證上述所計算出融券賣出對超額報酬之影響，其係數大約零點二一，跟此張趨勢圖相當地符合，當融券賣出線呈現峰頂時，超額報酬的線基本上也是。台塑、南亞、台化、台塑化，受惠於國際油價較 2014 年下跌近半，降低四寶的成本，擴大利差空間，2015 年的國際油價大幅滑落，杜拜原油全年均價每桶約 51.1 美元，較 2014 全年每桶均價約 96.5 美元下跌近半，成為台塑四寶 2015 年獲利大增的功臣，也因此之後融券賣出之數量受到了大幅之

減少，因為獲利代表股價將會上漲，若之後無任何較大能造成負面影響之訊息的話，融券賣出而獲利的機率必然隨之下降，且此後油價並無過大之波動，故也無太大融券賣出數量之波動。



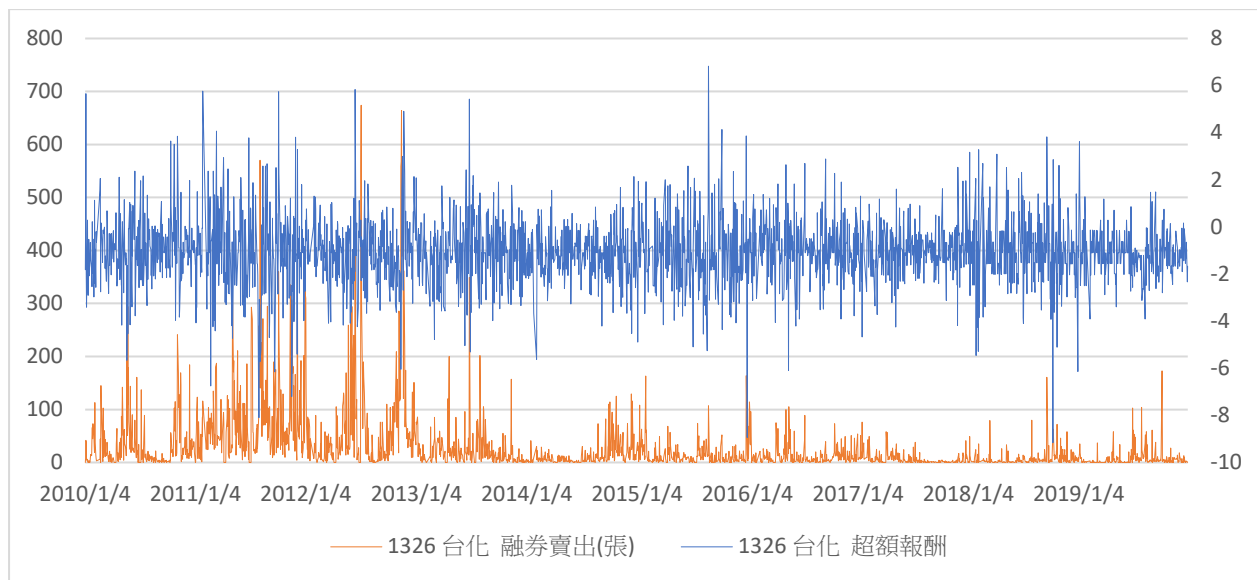


圖 4-4 台化融券賣出與超額報酬之趨勢圖

由台化融券賣出與超額報酬之趨勢圖中，可以看出當台化融券賣出的量大幅增加時，其超額報酬基本上也是呈現正向的變動，也代表有被軋空的情形發生，當融券賣出的數量急劇增加時，超額報酬的線平均而言有呈現相當等比例的增幅，由此可驗證上述所計算出融券賣出對超額報酬之影響，其係數大約零點二，跟此張趨勢圖相當地符合，當融券賣出線呈現峰頂時，超額報酬的線基本上也是。融券賣出數量自 2015 年後大幅之減少，受惠於上述所提及之石油價格大幅下降，使獲利增加而讓融券賣出數量自此減少。

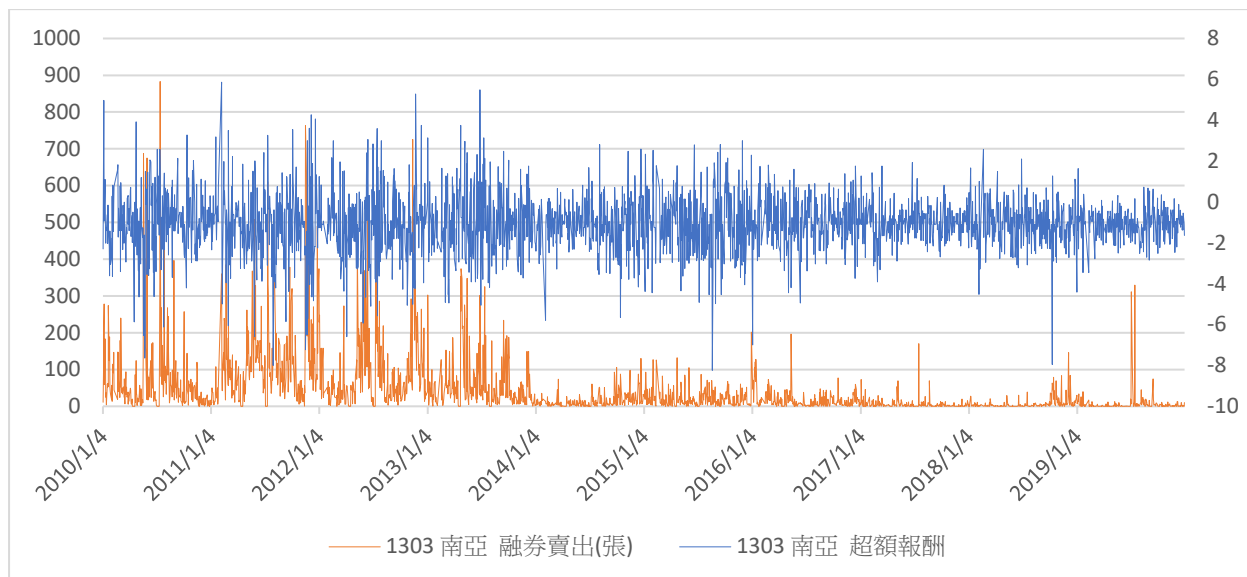


圖 4-5 南亞融券賣出與超額報酬之趨勢圖

由南亞融券賣出與超額報酬之趨勢圖中，可以看出當南亞融券賣出的量大幅增加時，其超額報酬基本上也是呈現正向的變動，也代表有被軋空的情形發生，但當融券賣出的數量急劇增加時，超額報酬的線並沒有呈現同等的增幅，由此可驗證上述所計算出融券賣出對超額報酬之影響，其係數大約零點零二，跟此張趨勢圖相當地符合，然而此變數並不顯著，因此在這裡略過不談，至於融券賣出數量自 2015 年逐年減少之原因與上述台塑跟台化相同。



圖 4-6 國際石油價格走勢圖

統整上述所論述之台塑及台化為何自 2015 年以後融券賣出之數量出現大量減少之情形發生，原因在於受到國際油價自 2014 中逐漸地下跌，至 2015 年已呈現相當低之油價，而台塑四寶(台塑、台化、台塑化及南亞)主要業務為進口原油並在所之煉油廠進行提煉再賣出，也因此受惠於國際油價下跌近半，降低四寶的成本，擴大利潤空間，2015 年的國際油價的大幅滑落，較 2014 全年每桶均價約 96.5 美元下跌近半，其主要進口之杜拜原油全年均價每桶剩約 51.1 美元，成為台塑四寶 2015 年獲利大增的功臣，也因此在此之後融券賣出之數量受到了大幅之減少，因為獲利代表股價將會上漲，若之後無能造成負面影響之訊息的話，透過融券賣出而獲利的機率必然隨之而下降，且此後油價並無過大之

波動，故也無太大融券賣出數量之波動。至於 2015 年之前為何有較大之融券賣出數量之原因剛好相反，因為 2015 年以前之油價呈現價格較高且台塑四寶其利潤相較於 2015 年之後呈現較差之情形，每季盈餘或高或低，股價也不一定能夠穩定持續地上漲，因此也會吸引投資或投機客前來進行放空，並試圖了解其中是否存在套利的機會，故在 2015 年年初或者說 2014 年年底以前，融券賣出的數量是相當地多的。



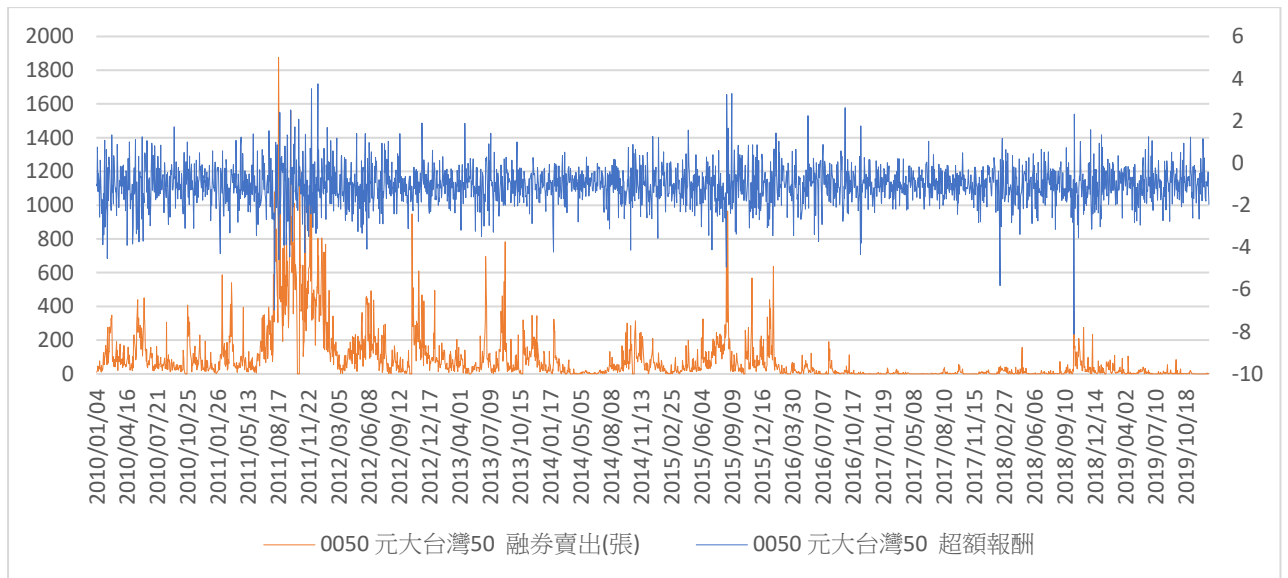


圖 4-7 元大台灣五十融券賣出與超額報酬之趨勢圖

由元大台灣五十融券賣出與超額報酬之趨勢圖中，可以看出當元大台灣五十融券賣出的量增加時，其超額報酬基本上也是呈現正向的變動，也代表有被軋空的情形發生，但當融券賣出的數量急劇增加時，超額報酬的線並沒有呈現同等的增幅，且其變動較小，由此可驗證上述所計算出融券賣出對超額報酬之影響，其係數大約零點零七，跟此張趨勢圖相當地符合，由此圖也可看出元大台灣五十融券賣出的量相當地多，亦無顯著增加抑或減少之情況。至於 2011 年融券賣出的量大幅增加之原因在於 2010 年的歐債危機到了 2011 年發展成歐元危機，8 月開始使得全球股市重挫，台股當然也難逃一劫，因此量增加幅度較大。

由上圖趨勢圖中可以得知，傳統產業(台塑及台化)當融券賣出大幅增加變動時，超額報酬也是，但電子產業(台積電及鴻海) 當融券賣出大幅增加變動時，超額報酬並沒有大幅跟著變動，若是元大台灣五十則介於這兩者中間。

第二節 穩健性測試(robustness test)

為了檢測結果的穩健性，我們進行了穩健性測試(robustness check)，從模型中加入控制變數，去檢驗所得到的結果是否還是顯著的，且該結果而不會因為加入控制變數而變不顯著。X₆、X₇、X₈為控制變數

表四 控制變數定義

X ₆	代表元大台灣五十、及前五大成分股(台積電、鴻海、台塑、台化以及南亞)各自市值,單位是百萬元
X ₇	代表元大台灣五十、及前五大成分股(台積電、鴻海、台塑、台化以及南亞)各自本益比
X ₈	代表元大台灣五十、及前五大成分股(台積電、鴻海、台塑、台化以及南亞)各自股價淨值比

模型如下：

$$\text{迴歸式 } Y = a_1X_1 + a_2X_2 + a_3X_3 + a_4X_4 + a_5X_5 + a_6X_6 + a_7X_7 + a_8X_8 + \varepsilon_t \quad (2)$$

其中 X_1 、 X_2 、 X_3 、 X_4 、 X_5 、 X_6 、 X_7 、 X_8 分別代表由上所述的

以及下列各表均同表四所述

表 4-1 元大台灣五十穩健性測試

	係數	標準誤	t 統計	P-值	F
截距	-1.1892*	0.0618	-19.2315	6.890E-77	159.1934
\hat{a}_1	0.0056*	0.0012	4.7429	2.227E-06	
\hat{a}_2	0.0002	0.0002	1.1474	0.2513	
\hat{a}_3	0.0836*	0.0110	7.6193	3.616E-14	
\hat{a}_4	0.0159	0.0102	1.5672	0.1172	
\hat{a}_5	-0.1431*	0.0170	-8.3956	7.721E-17	
\hat{a}_6	-1.884E-06*	7.946E-07	-2.3705	0.0178	
調整的 R 平方	0.3394				

*在百分之五顯著水準下

在百分之五顯著水準下，我們加入了控制變數 X_6 、 X_7 、 X_8 ，我們利用 OLS 的回歸方法跑出的結果，由 X_3 也就是在多元回歸下，其係數是百分之八左右，也就代表當元大台灣五十融券賣出的數量增加百分之一時，其超額報酬約增加百分之零點零八，且其為顯著的，代表此自變數對應變數是有解釋力的，且調整的 R 平方也達零點三三左右，代表此模型在實證上而言還算可靠，至於其他係數則因為太小或不具顯著性，故在此並不多做討論，我們從這裡得知加入控制變數並不會影響 X_3 的顯著性，故其為穩健的。

表 4-2 台積電穩健性測試

	係數	標準誤	t 統計	P-值	F
截距	-2.1725*	0.2321	-9.3591	1.755E-20	318.2213
\hat{a}_1	0.0027*	0.0003	8.1438	6.025E-16	
\hat{a}_2	0.0003*	2.456E-05	12.0518	1.543E-32	
\hat{a}_3	0.1125*	0.0091	12.3271	6.385E-34	
\hat{a}_4	-0.0534	0.0244	-2.1844	0.0290	
\hat{a}_5	-0.1979*	0.0147	-13.4855	4.892E-40	
\hat{a}_6	2.58E-08	1.817E-08	1.4207	0.1555	
\hat{a}_7	0.0155	0.0109	1.4258	0.1541	
\hat{a}_8	0.1565*	0.0890	1.7582	7.885E-02	
調整的 R 平方	0.5075				

*在百分之五顯著水準下

在百分之五顯著水準下，我們加入了控制變數 X_6 、 X_7 、 X_8 ，我們利用 OLS 的回歸方法跑出的結果，由 X_3 也就是在多元回歸下，其係數是百分之十一左右，也就代表當台積電融券賣出的數量增加百分之一時，其超額報酬約增加百分之零點一一，且其為顯著的，代表此自變數對應變數是有解釋力的，且調整的 R 平方也達五成左右，代表此模型在實證上而言還算可靠，至於其他係數則因為太小或不具顯著性，故在此並不多做討論，我們從這裡得知加入控制變數並不會影響 X_3 的顯著性，故其為穩健的。

表 4-3 鴻海穩健性測試

	係數	標準誤	t 統計	P-值	F
截距	-1.3974*	0.1695	-8.2455	2.649E-16	198.3159
\hat{a}_1	0.0042*	0.0011	3.8229	0.0001	
\hat{a}_2	0.0004*	0.0001	2.9407	0.0033	
\hat{a}_3	0.0316*	0.0063	4.9852	6.622E-07	
\hat{a}_4	-0.0259	0.0214	-1.2153	0.2244	
\hat{a}_5	-0.1514*	0.0166	-9.1035	1.766E-19	
\hat{a}_6	2.925E-07*	9.830E-08	2.9758	0.0030	
\hat{a}_7	-0.0328	0.0221	-1.4852	0.1376	
\hat{a}_8	0.1247*	0.1251	0.9971	3.188E-01	
調整的 R 平方	0.3912				

*在百分之五顯著水準下

在百分之五顯著水準下，我們加入了控制變數 X_6 、 X_7 、 X_8 ，我們利用 OLS 的回歸方法跑出的結果，由 X_3 也就是在多元回歸下，其係數是百分之三左右，也就代表當鴻海融券賣出的數量增加百分之一時，其超額報酬約增加百分之零點零三，且其為顯著的，代表此自變數對應變數是有解釋力的，且調整的 R 平方也達四成左右，代表此模型在實證上而言還算可靠，至於其他係數則因為太小或不具顯著性，故在此並不多做討論，我們從這裡得知加入控制變數並不會影響 X_3 的顯著性，故其為穩健的。

表 4-4 台塑穩健性測試

	係數	標準誤	t 統計	P-值	F
截距	-0.8622*	0.2486	-3.4684	5.327E-04	166.5220
$\hat{\alpha}_1$	0.0268*	0.0049	5.4834	4.599E-08	
$\hat{\alpha}_2$	-4.513E-05	0.0006	-0.0781	0.9377	
$\hat{\alpha}_3$	0.2390*	0.0346	6.9124	6.053E-12	
$\hat{\alpha}_4$	0.0812*	0.0227	3.5837	0.0003	
$\hat{\alpha}_5$	-0.1181*	0.0167	-7.0831	1.833E-12	
$\hat{\alpha}_6$	1.167E-06*	3.384E-07	3.4506	0.0006	
$\hat{\alpha}_7$	0.0036	0.0022	1.6361	0.1020	
$\hat{\alpha}_8$	-0.7149*	0.1202	-5.9491	3.082E-09	
調整的 R 平方	0.3496				

*在百分之五顯著水準下

在百分之五顯著水準下，我們加入了控制變數 X_6 、 X_7 、 X_8 ，我們利用 OLS 的回歸方法跑出的結果，由 X_3 也就是在多元回歸下，其係數是百分之二十三左右，也就代表當台塑融券賣出的數量增加百分之一時，其超額報酬約增加百分之零點二三，且其為顯著的，代表此自變數對應變數是有解釋力的，且調整的 R 平方也達四成左右，代表此模型在實證上而言還算可靠，至於其他係數則因為太小或不具顯著性，故在此並不多做討論，我們從這裡得知加入控制變數並不會影響 X_3 的顯著性，故其為穩健的。

表 4-5 台化穩健性測試

	係數	標準誤	t 統計	P-值	F
截距	-0.7030*	0.2300	-3.0567	2.262E-03	145.9337
$\hat{\alpha}_1$	0.0689*	0.0059	11.7202	6.579E-31	
$\hat{\alpha}_2$	-0.0040*	0.0006	-6.2732	4.168E-10	
$\hat{\alpha}_3$	0.2450*	0.0460	5.3298	1.073E-07	
$\hat{\alpha}_4$	0.0713*	0.0178	4.0014	6.484E-05	
$\hat{\alpha}_5$	-0.0961*	0.0170	-5.6414	1.880E-08	
$\hat{\alpha}_6$	8.926E-07*	3.118E-07	2.8628	0.0042	
$\hat{\alpha}_7$	-5.65E-06	0.0004	-0.0131	0.9896	
$\hat{\alpha}_8$	-0.6698*	0.1308	-5.1212	3.272E-07	
調整的 R 平方	0.3201				

*在百分之五顯著水準下

在百分之五顯著水準下，我們加入了控制變數 X_6 、 X_7 、 X_8 ，我們利用 OLS 的回歸方法跑出的結果，由 X_3 也就是在多元回歸下，其係數是百分之二十四左右，也就代表當台化融券賣出的數量增加百分之一時，其超額報酬約增加百分之零點二四，且其為顯著的，代表此自變數對應變數是有解釋力的，且調整的 R 平方也達三成左右，代表此模型在實證上而言還算可靠，至於其他係數則因為太小或不具顯著性，故在此並不多做討論，我們從這裡得知加入控制變數並不會影響 X_3 的顯著性，故其為穩健的。

表 4-6 南亞穩健性測試

	係數	標準誤	t 統計	P-值	F
截距	-0.3710*	0.2626	-1.4129	1.578E-01	185.2865
$\hat{\alpha}_1$	0.0773*	0.0051	15.0946	2.673E-49	
$\hat{\alpha}_2$	-0.0070*	0.0007	-9.5232	3.873E-21	
$\hat{\alpha}_3$	0.0476	0.0317	1.5034	0.1329	
$\hat{\alpha}_4$	0.0611*	0.0178	3.4283	0.0006	
$\hat{\alpha}_5$	-0.0918*	0.0164	-5.6137	2.203E-08	
$\hat{\alpha}_6$	3.596E-07	4.127E-07	0.8714	0.3836	
$\hat{\alpha}_7$	-0.0003	0.0002	-1.2939	0.1958	
$\hat{\alpha}_8$	-0.6653*	0.1288	-5.1636	2.617E-07	
調整的 R 平方	0.3744				

*在百分之五顯著水準下

由於在上述的敘述中，我們利用 OLS 的回歸方法跑出的結果，南亞的 X_3 即為不顯著，在此次的穩健性測試中，其結果仍為不顯著，因此也不會做過多之討論。

結論：從上述結果來看，融券賣出的數量對超額報酬之顯著性並不因為控制變數的加入而改變，因此具有穩健性。

第五章 結論與建議

第一節 結論與建議

從上述結果來看，台積電及鴻海融券賣出數量對超額報酬的係數為正的且為顯著地，在百分之五的顯著水準下，代表此自變數對應變數是有解釋力的，此外調整的 R 平方也相當高代表此模型可以信賴，然而超額報酬所增加之幅度不如融券賣出數量增加之大，從趨勢圖中也可以看出此結果，再來從穩健性測試中可以得知，即便加入控制變數後，融券賣出對超額報酬之係數仍為正且數值也差不多，跟之前所得之結果並沒有太多之差異，也再次強調此自變數對應變數是有解釋力的。至於台塑及台泥融券賣出數量對超額報酬的係數為正的且為顯著地，在百分之五的顯著水準下，代表此自變數對應變數是有解釋力的，此外調整的 R 平方也相當高代表此模型可以信賴，然而超額報酬所增加之幅度大於台積電及鴻海所增加的幅度在同等增加融券賣出之數量時，從趨勢圖中也可以看出此結果，再來從穩健性測試中可以得知，即便加入控制變數後，融券賣出對超額報酬之係數仍為正且數值也差不多，跟之前所得之結果並沒有太多之差異，也再次強調此自變數對應變數是有解釋力的。至於南亞則因為融券賣出數量對超額報酬的係數雖為正，但其為不顯著，也就代表此自變數對應變數沒有解釋力在南亞這支股票上，且在穩健性測試中，當我們加入控制變數時，融券賣出數量對超額報酬的係數雖為正但仍為不顯著，故在此不做過多之

討論。至於以這五支股票為主要成分股之元大台灣五十而言，因其綜合了上述五之主要成分股，因此其融券賣出數量對超額報酬的係數為正的且為顯著地，且是介於台積電鴻海及台塑台泥之間，在百分之五的顯著水準下，代表此自變數對應變數是有解釋力的，此外調整的 R 平方也相當高代表此模型可以信賴，然而超額報酬所增加之幅度大於台積電及鴻海所增加的幅度以及小於台塑及台化所增加的幅度在同等增加融券賣出之數量時，從趨勢圖中也可以看出此結果，再來從穩健性測試中可以得知，即便加入控制變數後，融券賣出對超額報酬之係數仍為正且數值也差不多，跟之前所得到之結果並沒有太多之差異，也再次強調此自變數對應變數是有解釋力的。

此外若從流動性風險(Liquidity Risk)來探討的話，元大台灣五十以及其前五大成分股這六檔個別來看的話，可以發現其個別融券賣出的量都算相當地多，也就代表其在整個股票市場上是有流動性的，不像一些每日只有一些零股交易或零星幾張的股票。此外，流動性越大，也代表被軋空的機會越大，因為有很多的主力在其中，比如台灣的傳統產業等等。

綜上所述，可以給投資人及潛在投資人一些建議，傳統產業(台塑及台化)的融券賣出數量對超額報酬的係數是較大的，也代表被軋空的機會及幅度是較大的，相反的，電子產業(台積電及鴻海)的融券賣出數量對超額報酬的係數是較小的，也代表相對而言被軋空的機會及幅度是較小的。若不想承擔個股的風險，最好的方法就是投資投資組合，有效地將風險分散，也讓被軋空的機會及

幅度是降低的，雖然不確定是否能帶來正利潤，但在投資時可以參考上述之結果進行資產分配。

此論文不足之地方在於未來若想更進一步確認此論文之結果，應該將台灣所有傳統類股以及電子類股分別進行實證分析，以驗證結果是否符合我們以元大台灣五十及其主要五大成分股所做出之結論，當然時間區間可以拉越長越好以發現有甚麼更多值得發現的地方，或許在未來可以發現更多現在所無法發現的事實與結果值得我們去探討。



參考文獻

Ekkehart Boehmer, Charles M. Jones, Xiaoyan Zhang(2010),“WHAT DO SHORT SELLERS KNOW?”

Ekkehart Boehmer, Charles M. Jones, Xiaoyan Zhang(2012),“WHAT DO SHORT SELLERS KNOW?”

Ekkehart Boehmer, Truong X. Duong, R. Huszar(2016), “Short covering trades”

Ying, C. C. (1966) , “Stock market prices and Volumes of sales” ,
Econometrica ,PP.34,676-685.

Smirlock, M., & L. Starks(1988) , “An empirical analysis of the stock price
volume relationship” , Journal of Banking and Finance ,PP.12,PP.31-41.

Lakonishok, J. and S. Smidt, (1989) , “Past Price Changes and Current Trading
Volume” , The Journal of Portfolio Management, 15, PP.18-24.

JR Woolridge, A Dickinson - Financial Analysts Journal, 1994 - Taylor & Francis

Aitken, Michael J., Alex Frino, Michael S. McCorry, and Peter L. Swan, 1998. Short

sales are almost instantaneously bad news: Evidence from the Australian Stock Exchange, *Journal of Finance* 53, 2205-2223.

Dechow, P., A. Hutton, L. Meulbroek, and R. Sloan, 2001, Short-sellers, fundamental analysis and stock returns, *Journal of Financial Economics* 61, 77-106.

Asquith, P., Pathak, A., Ritter, J., 2005. Short interest, institutional ownership, and stock returns. *Journal of Financial Economics* 78, 243–276.

Boehmer, Rodney D., Bartley R. Danielsen, and Sorin M. Sorescu, 2006. Short sale constraints, differences of opinion, and overvaluation, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Jun2006, Vol. 41 Issue 2, p455-487

Boehmer, Ekkehart, Jones, Charles M., Zhang, Xiaoyan, 2008. Which shorts are informed? *Journal of Finance* 63, 491-527.

Boehmer, Ekkehart and Julie Wu, 2010, Short selling and the price discovery process, University of Oregon working paper.

Chakrabarty, Bidisha , Pamela C. Moulton, and Andriy Shkilko,2011. Short Sales,

Long Sales, and the Lee-Ready Trade Classification Algorithm Revisited. *Journal of Financial Markets*, Vol. 15, page 467-491.

Engelberg ,Joseph E., Adam V. Reed, Matthew C. Ringgenberg, 2012. How are shorts informed? Short sellers, news, and information processing , *Journal of Financial Economics* 105, 260-278.

王端鎡(1995年)，檢定融資融券比率對股票報酬率之影響，國立政治大學碩士論文

張哲章（1998），「融資融券餘額、成交量與股價指數之關聯性研究」，*證券金融季刊*，第56期，67-94。

郭建明(2002)，台灣股市中融資餘額、融券餘額與股價指數之關係大盤與各類股之實證分析

陳俊男(2004)，信用交易指標、投資策略與股價超額報酬之關係

張馨方(2005)，臺灣股票市場加權股價指數報酬率與融資、融券餘額之相關性研

究

丁誌鯨、曾富敏(2005)，以向量自我迴歸模式探討臺灣股價、成交量、融資融券與法人進出之關聯性

廖芳松(2006)，融資餘額,融券餘額與大盤加權股價指數關聯性之研究

詹思儒、林靖中、郭玟琇(2008)，平盤以下可融券賣出對股票價格型為之影響

吳惠萍(2008 年)，融資、融券餘額、外資買賣超對台灣股價影響-分量迴歸之應用，國立台灣大學碩士論文

阮浩耘(2008 年)，放空限制及股市價格發現功能-以台灣中型 100 指數為例，國立台灣大學碩士論文

陳建宏(2011 年)，借券交易對股價變化影響研究，國立台灣大學碩士論文

朱民武(2015)，融資融券對股價的影響_基於滬市A股的研究經驗