

投資人心理情緒與股價報酬率之相關研究

The Relationship between Investor Sentiment and Stock Market Returns

莫慶文¹李顯儀²楊媚帆³

(Received: Mar. 13, 2014 ; First Revision: Jun. 3, 2014 ; Accepted: Jan. 29, 2015)

摘要

Kahneman and Tversky (1979)提出展望理論及價值函數，說明投資人在不確定性的情形下，從事各種投資決策，會有不理性的決策行為產生。為消弭此一不理性的決策行為，投資人嘗試藉由程式交易軟體，來降低投資人的不理性決策干預。本文的主要研究目的乃採用股票技術指標作為投資人心理情緒之間接代理變數，試圖以非線性的 STAR 模型求出投資人心理情緒的多空轉折點，作為程式交易參數之設定標準，以科學化的方式建構報酬最佳化交易模型。實證結果發現：經樣本內回溯測試及樣本外預測結果均顯示：若在心理線(PSY)的門檻值大於 90.15 時執行賣出交易與在相對強弱指標(RSI)的門檻值小於 7.53 時執行買進交易，則獲得正報酬比率均為 100%，且門檻值買進條件 RSI<7.53 在空頭時期更具篩選效果。此結果顯示：部分的股票技術分析指標可以有效的詮釋投資人心理情緒的多空轉折點。

關鍵詞：投資人心理情緒、股價報酬、STAR 模型、技術指標

ABSTRACT

Kahneman and Tversky (1979) had supposed the prospect theory and value function to describe the human decision rule in an uncertain situation and explain the decision due to the investor irrationality. For excluding the irrational decision, the financial engineering is trying to reduce intervention of human irrationality by the program-trading software. In view of these points, this paper use technical indicators employed as instrument variables of the investor sentiment. The purpose of this study is an attempt to find out the turning point between long and short investment in the investor sentiment by smooth transition autoregressive (STAR) model and these threshold values are smooth transition autoregressive (STAR) model and these threshold values are employed in trading function. By back-testing in the sample and forecasting out of the sample, the empirical results revealed that both the ratio of positive return were 100%, while psychology line (PSY) is over 90.15 and relative strength index (RSI) is under 7.53, besides, the screening effect of the latter is better in the bull period. The results imply the partial stock technical analysis can effectively explain the turning point between long and short investment in the investor sentiment.

Keywords: Investor Sentiment, Stock Return, STAR Model, Technical Index

¹美和科技大學財務金融系助理教授

²正修科技大學金融管理系副教授

³美和科技大學經營管理研究所碩士

1. 緒論

Fama (1970)提出效率市場假說 EMH(Efficient Market Hypothesis)，認為投資人在理性預期的基礎下，即使有些不理性的投資行為，也能經由隨機的交易所，消除對價格的影響，市場甚至可用「套利」機制讓價格回復合理價格。然而，眾多的實證結果⁴均指出，大部分的投資人並非是完全理性的，出現大量脫離市場效率的投資行為，亦產生許多的異常現象⁵，若要合理解釋哪些投資人的異常行為，可能需要輔以行為財務學(Behavioral Financial)中所提到的投資人心理因素來加以解說。

行為財務學者認為投資人並非完全理性，乃因投資人的心理情緒(Investor Sentiment)可能過度樂觀或悲觀所致。因此過度樂觀或悲觀的心理情緒，可能會造成對市場資訊反應過度或不足，而造成股價不均衡的情形。因此投資人的心理情緒會左右資產的訂價，視為一種非理性因素。通常市場上的雜訊交易者(Noise Trader)會對市場的資訊會有反應過度或不足之現象 (DeLong, et al., 1990)，所以雜訊交易者的投資心理情緒，是造成市場不理性的一個重要因素。尤其台灣的股票市場是以散戶投資人為主，散戶投資人因獲取資訊的能力不若法人，因此常處於資訊不對稱或資訊落後的情形，所以會對市場的資訊反應過度或反應不足，造成股價過度變動。因此在國內的投資環境下，探討投資人心理情緒的變化對股價變動的影響是一個重要的議題。

根據以往國外研究：Statman (1999)指出股票價值不僅反應其股利或風險等基本面的評價，同時亦受到投資人心理情緒的影響。Neal and Wheatley (1998)研究發現投資人情緒指標對股價報酬具有良好的指標作用。Shefrin (2000)亦指出，經驗法則的謬誤(Heurist-drive Bias)及框架效果(Frame Effect)均會導致市場價格偏離基本面，經驗法則與框架效果主要反應投資人心理情緒，故股價的波動會受到投資人心理情緒偏差的影響。Brown and Cliff (2004)研究指出市場股價報酬不僅受到個別投資人情緒影響，亦受到機構投資人影響，且當期報酬與投資人情緒之間會互相影響。國內研究如：周賓鳳等人(2007)認為理性的總體經濟風險和投資人非理性的情緒反應都可某程度地解釋股票市場的報酬表現，而投資人的情緒反應亦受到當期的總體經濟數據的影響，並且當期的股價報酬和投資人情緒互為影響，最終當期的股價報酬也會影響下期之股價報酬。以上相關研究皆證實投資人的心理情緒對股價的變動極具影響性。

一般而言，投資人的心理情緒指標可分為兩種，分別為直接情緒指標與間接情緒指標。直接情緒指標是捕捉投資人情緒最直接方法，由發佈機構直接透過問卷統計調查，投資人對未來市場多空看法所建構指標；間接情緒指標乃利用市場統計資料(如：價格與交易量的變動、融資融券比例…等)，對投資人預期未來市場多空看法所建構的指標。由於市場統計資料的揭露程度，通常較完整與詳實，因此以往的研究大多利用間接情緒指標來衡量投資人的情緒變動，故本文亦使用間接情緒指標來探討投資人的情緒波動。

⁴ 如：Barberis et al. (1998)、Statman (1999)、Shefrin (2000)、Daniel et al (2001)與 Brown and Cliff (2004)。

⁵ 如：元月效應、小公司效應、週末效應和假日效應等。



以往常用於探討投資人的情緒的間接指標大多以封閉型基金折價程度、IPO 發行數量、市場週轉率(成交量)、新股發行比、前期報酬率與天氣等指標為主。本文試圖以股票的價格與成交量所建構的各類技術分析指標(如：相對強弱指標(RSI)、乖離率(BIAS)等)，當作探討投資人心理情緒的間接指標。各類的技術分析指標的組成是由股價與成交量的變動所構成，通常股價與成交量的變動可以說是由投資人投資行為所反射出來的結果，當然投資人的投資行為會受到心理情緒的影響。通常投資人常利用技術分析指標來預測股價走勢，根據以往眾多的實證研究皆支持技術分析指標具有價格預測功能。如：Bohan(1981)利用相對強勢指標(RSI)對美國 S&P 500 股價指數進行研究，發現 RSI 確實具有有效性；Pruitt and White (1988)利用成交量、相對強弱勢與移動平均線所發展出的投資策略，其投資績效顯著優於買入持有策略，顯示技術分析對預測股價走勢有效；Kwon and Kish (2002)發現利用技術指標的移動平均線，對美國兩種股價指數皆有預測功能。

此外，技術分析指標除了不僅具有價格預測功能，亦會影響投資人的投資行為。因為大部分的投資人常利用技術指標來尋找合適的標的股票，根據 Wermers (1999) 投資人對運用相似的訊息所篩選出的股票具有從眾(Herding)行為。因此行為財務學所提及的羊群效應(The Effect of Sheep Flock)，亦即投資人對運用相似的訊息(如技術分析指標)所篩選出的股票具有從眾行為。國內研究如：李顯儀與吳幸姬(2009)的研究發現亦證實基金經理人利用技術指標所篩選出來的股票集群，具有相似從眾行為產生。因此本文利用各類的技術分析，來做為替代投資人心理情緒之間接代理變數，符合實務情境之合理性。

許多當今的經濟學者 Granger and Teräsvirta (1993)、Campbell and Shiller (1998)、Franses and Van Dijk (2000)均認同多數的經濟及財務變數的資料形成過程 DGP(Data Generation Process)均為非線性，再加上 Kahneman and Tversky (1979)的展望理論是以非線性的價值函數作為評估準則。因此展望理論之價值函數與股價報酬具有相似的曲線結構⁶，而價值函數的兩大特性：損失趨避及邊際效用遞減，則與 Teräsvirta (1994)所提出之邏輯平滑轉換自我迴歸模型正可以描述該函數非線性平滑漸近且連續的特性。雖然，股票市場乃由機構投資人及個別投資人匯集而成，或因進場時點不同，或因投資動機迥異，致使不同的投資人其參考點並不一致。

一般實務界人士常用技術指標來反應投資人之間的心理情緒，諸如：心理線(Psy)、相對強弱指標(RSI)、乖離率(BIAS)等，但此類指標在運用時，經常使用經驗法則來區分所謂超買區或超賣區做為參考依據，卻未能指出確切的進退場時機點，往往造成實際使用上的無所適從。有鑑於此，本文將展望理論之價值函數的觀念應用於股票報酬預測模式，採用股票技術指標作為投資人心理情緒之代理變數，試圖以非線性的 STAR 模型求出投資人心理情緒的確切買賣轉折點，做為投資人進退場時機點的參考依據。

⁶ 由於，當股價報酬為小幅獲利或損失時(尤其在小幅獲利)，此時投資人對於再增加些許的獲利或損失的感受較為敏感(效用函數較陡較)；但當股價報酬已大幅獲利或損失時，此時投資人對於再增加些許的獲利或損失的感受較為遲鈍(效用函數遞減)，這現象符合價值函數邊際效用遞減之特性，因此，展望理論之價值函數與股價報酬具有相似的曲線結構。



在實務界及學術界均投入大量的精力，利用各類的技術分析指標在研究股價指數的預測，並以理性為出發點嘗試開發各種程式交易軟體，目的在降低人為交易的不理性決策干預，試圖建立最佳化⁷的股票交易模式，惟程式交易參數條件因設計者的不同而有所差異，其程式之參數設定仍由人為主觀認定，未有一客觀的設定標準。有鑑於此，本文採用九種技術指標作為投資人心理情緒之間接代理變數，試圖以非線性的平滑轉換自我迴歸 STAR 模型(Nonlinear Smooth Transition Autoregressive Model)求出投資人心理情緒的買賣轉折點，作為程式交易參數之設定標準，以科學化的方式求出客觀的程式交易參數設定標準，以達到套利空間極大化。

由於過去有關探討投資人間接心理情緒指標的相關研究中，均以發現間接心理情緒指標或探求間接心理情緒指標與股價報酬之間的關係為主要的研究對象，並未從投資人心理情緒多空轉折的觀點切入，藉以尋找投資人買賣股票的進退場時點，建構報酬最佳化交易模式。因此，本文的主要研究特色乃首次嘗試以非線性的平滑轉換自我迴歸 STAR 模型來捕捉投資人心理情緒的買賣轉折點，並以技術分析指標來替代投資人心理情緒之間接代理變數。雖然本文所要探討的議題，以往研究已廣泛討論過，但本文在研究變數與方法的選用，是有別於以往的研究，因此本文在研究方法與代理變數的應用上具有創新性與重要性，且研究結果可以提供更多元的投資人心理情緒之代理指標。

根據本研究結果發現兩項技術指標心理線(PSY)與相對強弱指標(RSI)在捕捉投資人心理情緒的買賣轉折點最具效果，此結果與以往研究大多數利用封閉型基金折價程度、IPO 發行數量、市場週轉率(成交量)、新股發行比、前期報酬率與天氣等間接情緒指標所得結果相似，投資人的心理情緒可由眾多的間接情緒指標來預測，且本文的發現亦增加間接情緒指標的多元性。

本文共分為五部分，第一部分為前言介紹，第二部分為相關文獻回顧，第三部分為研究資料與方法的說明，第四部分是實證結果與分析，第五部分為結論與建議。

2. 文獻探討

2.1 投資人心理情緒

一般而言，投資人心理情緒可分為兩種，其一為直接情緒指標，另一為間接情緒。以下將分別此兩種情緒指標的文獻回顧。

(一)直接情緒

直接情緒指透過調查統計投資人對未來市場的多空看法所建構，例如 Shiller et al. (1996)以美國與日本為研究對象，詢問機構投資人其對未來美國與日本股市的看法，作為市場情緒指標。Fisher and Statman (2000)將投資人情緒分為大、中與小型投資人等三族群，其中大型投資人情緒指標以美林證券每月調查華爾街專家意見為代理變數，中型投資人情緒指標以知名投資公司所發行的雜誌，每週調查投資專欄作家對市場看法為代

⁷ 最佳化意指高報酬低風險。



理變數，小型投資人的情緒以美國投資散戶協會每週對投資人進行問卷調查所發布情緒指標為代理變數，其研究發現小型與大型投資人情緒與 S & P500 指數呈現顯著的負相關，中型投資人情緒指標與股票報酬無顯著相關。此外，Investor's Intelligence of New Rochelle 機構，並編製「投資人情報情緒指數」，Lee et al. (2002)便採用此指數，以 GARCH-M 來測試條件變異和預期報酬結構下的雜訊交易者風險，實證結果顯示該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，且超額報酬和情緒的改變是正相關的。

另外，國內的直接投資人情緒指標，則有世新大學發佈的指數，以及摩根富林明投信所發佈的「摩根富林明台灣投資人信心調查指數」。世新大學其編製方法參照瑞士聯邦銀行所發佈的投資人樂觀指數，分別為投資人情緒指數、金融市場調查、行為財務與投資心理三個部分，用以衡量對未來景氣、股市預期及一般投資者的投資行為。「摩根富林明台灣投資人信心調查」乃按台灣股市指數（股價）、台灣經濟景氣、台灣整體政治環境與兩岸關係、台灣整體投資市場環境與氣氛、全球經濟景氣、自己投資組合未來六個月的增值可能性等六大信心指標編製而成，涵蓋景氣面、市場面和政治面看法。

(二)間接情緒

間接情緒指標為從市場資料觀察計算所衍生的資料，如：各項股票技術指標、封閉型基金折價程度、IPO 發行數量、市場週轉率(成交量)、新股發行比、前期報酬率、天氣…等。以下將分別敘述這幾個間接情緒指標的重要性與相關文獻：

關於各項股票技術指標方面，Kumar and Lee (2006)使用 BSI(Buy-sell Imbalance)自製衡量交易量的技術指標，結果發現此指標可當作衡量散戶與法人情緒的間接性指標。在封閉型基金折價程度方面：通常基金折價幅度越大，表示投資人對市場前景越不看好，因此折價幅度可以衡量散戶投資人的情緒變化。DeLong et al. (1990)認為封閉型基金多為散戶持有，所以封閉型基金的折溢程度可以衡量散戶投資人的情緒變化。在 IPO 發行數量方面：公司經理人會選擇市場情緒較高的時機來發行新股，所以新股發行量愈大，表示市場情緒愈高。Ibbotson and Jaffe (1975)發現新股首日報酬與發行數量皆有季節性，及市場發行新股都會集中市場情緒較高的時機。Baker and Wurgler (2000)認為新股發行比率與市場次年的股價報酬有負向的關係。在市場成交量方面：通常投資人情緒越高，越傾向增加交易量。Baker and Stein (2004)認為市場情緒愈高，雜訊交易者愈傾向持有更多股票，成交量上升，此時股價容易被高估，導致未來的預期報酬會偏低。在新股發行比方面：當公司發行新股會稀釋每股盈餘，使股東權益受損，所以當公司看好未來前景，會傾向以發行負債融資，若未來前景不明朗，會傾向發行新股融資，所以新股發行比為投資人情緒之反向指標。Baker and Wurgler (2000)發現新股發行比例與次年市場股價報酬有顯著的負向關係。在前期報酬率方面：一般而言，前期股價報酬與投資人情緒成正比。Baker and Wurgler (2006)認為股價報酬會受到投資人情緒需求影響，且成立時間短、規模小、獲利不穩定、無股利發放型的公司較易受到影響。在天氣方面：一般而言，天氣好壞會影響投資人的情緒。Hirshleifer and Shumway (2003)研究發現全球主要



交易所城市的雲層覆蓋度與當地的股價指數報酬有顯著關係，顯示天氣陰晴會影響投資人的情緒，進一步的影響股價指數報酬。

2.2 STAR 模型實證研究

早期 STAR 模型多用於總體經濟分析，如：Granger and Teräsvirta (1993)使用 STAR 模型分析國民生產毛額與領先指標間的非線性關係。Öcal and Osborn (1997)以 STAR 模型研究英國的消費與工業生產的非線性關係。Michael et al. (1997)利用 STAR 檢定美元兌英鎊匯率購買力平價的共整合關係。Sarantis (1999)應用 STAR 模型來研究十個主要工業國家的實質有效匯率。晚近將 STAR 模型用在股票市場上的，則有 Sarantis (2001)利用 STAR 模型，針對 G-7 股票市場報酬的非線性動態關係進行研究。McMillan (2005)分別選取亞洲地區新興市場與成熟市場各三個國家股市，以 STAR 模型研究其互相影響程度。Mübariz and Tolga (2008)以 STAR 模型探討歐洲兩大新興市場股價報酬的非線性關係。

3. 研究資料與方法

3.1 研究期間

本文以台灣股票市場為研究對象，研究期間將分成兩階段，其一為「樣本內期間」，本文將樣本內期間先經過 STAR 模型檢測後的結果，再帶入另一「樣本外期間」進行驗證。本文「樣本內期間」選取自 2000 年 1 月 1 日至 2008 年 9 月 31 日止，共 2,186 筆日資料，本文將樣本內期間進一步分成多頭與空頭時期，本文的多頭與空頭時期的分類方式乃依據 Fabozzi and Francis(1979)對市場多頭與空頭時期的劃分為標準，其分類標準是依照市場的趨勢進行區分，若市場的大盤指數由某一波段低點連續上漲 3 個月或由某一波段高點連續下跌 3 個月，即為多頭或空頭時期的開始。此外，表 1 的股價指數多頭與空頭時期的數據，部分亦參考李顯儀與吳幸姬(2007)的分類結果。由於樣本內期間涵蓋 6 次多頭時期及 6 次空頭時期應可觀察代理變數轉變之全貌，應能判斷投資人心理情緒的轉變。

另外，本文將樣本時間內所檢測的結果，在進一步進行時間樣本外的預測，以確定投資人情緒代理變數的準確性。本文的「樣本外時間」資料則採取 2008 年 10 月 1 日至 2010 年 10 月 31 日止，共 522 筆日資料。本文的股價報酬資料來源為台灣經濟新報(TEJ)文化事業股份有限公司所發行的資料庫。

3.2 投資人心理情緒間接代理指標

在投資人心理情緒代理指標選取上，以一般實務界人士常用的技術指標為主。根據以往文獻得知利用各種技術分析指標，可以有效預測股價指數。如：Bohan (1981)利用相對強勢指標(RSI)、Hinich and Paterson (1985) 利用股價對移動平均線的乖離程度、以及王嘉隆與詹淑慧(2005)以 KD 技術指標等。另外，周賓鳳等人(2007)認為投資人的情緒反應與當期的股價報酬將互為影響，但最終會影響下期之股價報酬。因此，本文在選取



技術指標時，會優先考慮該指標對市場下期股價報酬具解釋能力者，然後再選取符合 LSTAR 模型的技術指標。為涵蓋價、量及市場寬幅的技術指標，本文選取心理線(PSY)、相對強弱指標(RSI)、乖離率(BIAS)、買賣氣勢指標(AR)、買賣意願指標(BR)、人氣指標(OBV)、騰落指標(ADL)、融資餘額、融券餘額等九種技術指標作為投資人心理情緒的間接代理變數。上述這九種技術指標⁸本文採取的計算週期，以盤軟體所提供的最短週期為主⁹，其理由乃短週期的反應速度較迅速與即時，比較能捉住投資人的心理情緒轉折。其定義與計算方式，請詳見本文附錄，且資料均取自精業新世紀贏家股票看盤軟體系統，毋需再另行依公式計算，本文將直接採用次級資料，進行統計檢定。

表 1 樣本期間內股價指數變化

時期	時間起迄	指數變化	漲跌幅
多頭	2000/01/04~2000/02/18	8642.5~10393.59	20.26%
空頭	2000/02/18~2001/09/26	10393.59~3411.68	-67.18%
多頭	2001/09/26~2002/04/22	3411.68~6484.93	90.08%
空頭	2002/04/22~2002/10/11	6484.93~3845.76	-40.70%
多頭	2002/10/11~2004/03/05	3845.76~7135.00	85.53%
空頭	2004/03/05~2004/08/05	7135.00~5255.06	-26.35%
多頭	2004/08/05~2006/05/09	5255.06~7476.07	42.26%
空頭	2006/05/09~2006/07/17	7476.07~6232.49	-16.63%
多頭	2006/07/17~2007/10/30	6232.49~9859.65	58.20%
空頭	2007/10/30~2008/01/23	9859.65~7384.61	-25.10%
多頭	2008/01/23~2008/05/20	7384.61~9309.95	26.07%
空頭	2008/05/20~2008/09/30	5534.72~5534.73	-40.55%

3.3 研究方法

(一) STAR 模型

Chan and Tong(1986)所提出之平滑轉換自我迴歸模型(STAR)，主要描述變數間的非線性動態調整路徑，為門檻自我迴歸的一般化結果，Teräsvirta and Anderson (1992)利用這些模型處理景氣循環的非線性。1993 年 Granger and Teräsvirta 檢驗 STAR 模型的統計特性及估計，自此 STAR 模型大致成形並廣泛運用在各個領域。非線性模型由 Tong (1983)提出的門檻自我迴歸模型(Threshold Autoregressive Model; TAR Model)衍生，Teräsvirta (1994)、Sarantis (1999)及 Taylor and Peel (2000)等學者指出 TAR 模型動態調整過程屬於突發性且間斷的，雖可以捕捉到非線性的特徵，但無法說明非線性波動應該是平滑漸近

⁸ 此外，因為 KD 指標是由 K 值與 D 值所共同組成，MACD 指標為 MACD 值與 DIF9 值所共同組成。因此這兩個指標，不若其他技術指標只有單一值，比較容易套入 STAR 模型，所以並沒有將此兩指標併入。

⁹ 本文技術分析指標的觀察週期如下：10 日心理線(PSY)、5 日相對強弱指標(RSI)、10 日乖離率(BIAS)、20 日買賣氣勢指標(AR)、20 日買賣意願指標(BR)、10 日人氣指標(OBV)、10 日騰落指標(ADL)、5 日融資餘額、5 日融券餘額。



且連續現象。而平滑轉換自我迴歸 STAR 模型中的 LSTAR 模型(Logistic Smooth Transition Autoregressive Model; LSTAR)正可以描述股價指數非線性平滑漸近且連續的現象，也是本研究首次嘗試以 LSTAR 模型尋找投資人心理情緒的買賣轉折點的原因所在。以下 STAR 模型說明如下：

$$y_t = \beta_0 + \beta_i x_t + (\theta_0 + \theta_i x_t) F(y_{t-d}; \gamma, \tau) + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中 y_t 為依變數(股價報酬)， x_t 為自變數(各類的技術分析指標)， $x_t = (y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p})$ ， $\beta_i = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p)$ ， $\theta_i = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_p)$ ，其中 p 為線性模式 AR(p) 的最適落遲期數，轉換函數 $F(y_{t-d}; \gamma, \tau)$ 為一個連續函數，其值介於 0 到 1 之間， y_{t-d} 為轉換變數， d 表示轉換變數的落遲期數， γ 為轉換速度通常都大於 0， τ 為門檻值；殘差項 ε_t 為一獨立且具有相同分配的隨機變數且 $\varepsilon_t \stackrel{iid}{\sim} N(0, \sigma^2)$ 。

STAR 模型可區分為兩種型態，邏輯平滑自我迴歸模型(LSTAR)及指數平滑自我迴歸模型(Exponential Smooth Transition Autoregressive Model; ESTAR)，LSTAR 與 ESTAR 具有一般非線性的特性，可以針對時間序列資料複雜的動態變化給予經濟意涵，經常被用來分析資料的波動性。分別說明如下：

1.LSTAR：對數型轉換函數，在函數(2)式中 $F(y_{t-d})$ 為介於 0 與 1 間的遞增函數，當 y_{t-d} 趨近正 ∞ ， $F(y_{t-d})=1$ ；當 y_{t-d} 趨近負 ∞ ， $F(y_{t-d})=0$ ； $y_{t-d}=\tau$ (門檻值) 時， $F(y_{t-d})=0.5$ ，由圖 1 可瞭解 LSTAR 為一單調遞增函數，轉換變數在門檻值的上、下區域具有不同的動態結構。

$$F(y_{t-d}) = \{1 + \exp[-\gamma(y_{t-d} - \tau) / \sigma_{y_{t-d}}]\}^{-1}, \gamma > 0 \quad d: \text{落遲期} \quad (2)$$

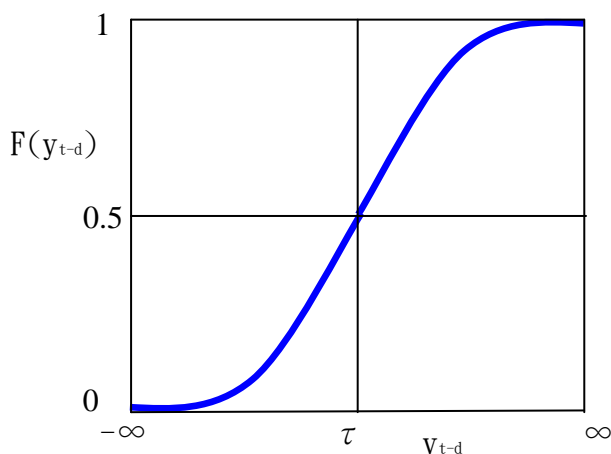


圖 1 LSTAR 函數圖型



2. ESTAR：指數型轉換函數，在函數(3)式中 $F(y_{t-d})$ 為介於 0 與 1 間的函數，當 y_{t-d} 趨近正 ∞ 或負 ∞ 時， $F(y_{t-d})=1$ ； $y_{t-d}=\tau$ 時， $F(y_{t-d})=0$ ，由圖 2 可瞭解 ESTAR 為對稱函數。

$$F(y_{t-d}) = 1 - \exp[-\gamma(y_{t-d} - \tau)^2 / \sigma_{y_{t-d}}^2], \gamma > 0 \quad d: \text{落遲期} \quad (3)$$

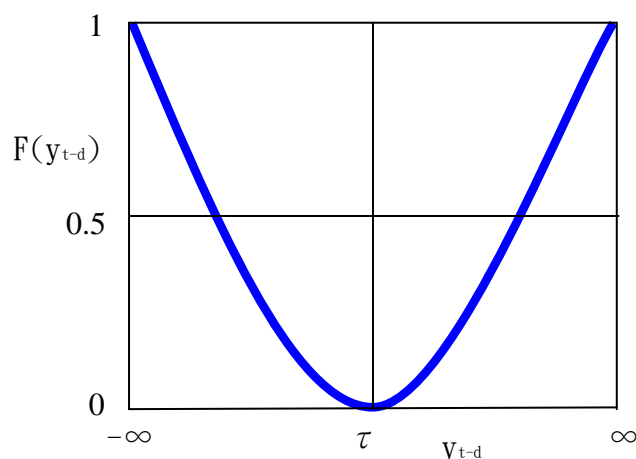


圖 2 ESTAR 函數圖型

參數 τ 可視為介於兩區間的門檻值，Teräsvirta(1994)指出，在某種特定情況下 LSTAR 模型與 ESTAR 模型會非常的接近，在 ESTAR 模型中，當大多數觀察值都大於門檻值 τ 落在 $F(y_{t-d}; \gamma, \tau)$ 的右尾時，則 ESTAR 模型會近似 LSTAR 模型；同樣的，在 LSTAR 模型中，若觀察值落在門檻值 τ 的附近時，轉換函數增加速度不會太快，LSTAR 模型亦可能趨近於 ESTAR 模型。

(二) STAR 模型之估計

根據 Teräsvirta (1994)的研究，估計 STAR 模型包括下列四個步驟：

步驟 1 建立一個 p 階的線性自我迴歸模型 AR(p)。

步驟 2 執行線性檢定。

步驟 3 選擇 LSTAR 或 ESTAR 模型。

步驟 4 估計非線性模型係數

以下分別就四個步驟做一說明：

a. 建立一個 p 階的線性自我迴歸模型 AR(p)：

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + v_t \quad (4)$$

將不同的落後期數分別代入函數(4)式，基於有效檢定力及精簡模型的原則，本文以 AIC (Akaike Information Criterion) 準則，分別選取其最小者¹⁰，做為最適落遲期數 p 。

¹⁰ 要選取落後期數，因為如果期數太少，可能導致殘差項產生自我相關，而非白噪音；期數太多則會喪失自由度(Degrees of Freedom)。



b.執行線性檢定，需估計一輔助迴歸方程式（為一三階 Taylor 展開式）：

$$v_t = \beta_t + \sum_{j=1}^p (\beta_{0j}y_{t-j} + \beta_{1j}y_{t-j}y_{t-d} + \beta_{2j}y_{t-j}y_{t-d}^2 + \beta_{3j}y_{t-j}y_{t-d}^3) + \varepsilon_t \quad (5)$$

虛無假設為 $H_0 : \beta_{1j} = \beta_{2j} = \beta_{3j} = 0 \quad j=1,2,\dots,p$

對立假設為 $H_1 : \beta_{ij}$ 最至少有一不為零 $i=1,2,3 ; j=1,2,\dots,p$

若拒絕虛無假設 H_0 ，表示此迴歸方程式不適合用線性模型，較適合使用非線性模型；落遲期數 p 的選取，以代入不同的 p 值重複進行 H_0 的 LM 檢定，所得到 P-value 值最小的 p ，來做為最適當的落遲期數。

c.選擇 LSTAR 或 ESTAR 模型

檢定拒絕線性的假設，並決定最適當的落遲期數後，須決定股票報酬預測模型適合哪一種非線性模型，根據 Granger and Teräsvirta (1993) 的研究，其虛無假設表示如下：

$$H_{03} : \beta_{3j} = 0 \quad j=1,2,\dots,p$$

$$H_{02} : \beta_{2j} = 0 \mid \beta_{3j} = 0 \quad j=1,2,\dots,p$$

$$H_{01} : \beta_{1j} = 0 \mid \beta_{2j} = \beta_{3j} = 0 \quad j=1,2,\dots,p$$

分別對此三個假設進行 F 檢定，若拒絕 $H_{03} : \beta_{3j} = 0$ ，表示該時間序列適配 LSTAR 模型。或若接受 $H_{03} : \beta_{3j} = 0$ 假設下，拒絕 $H_{02} : \beta_{2j} = 0 \mid \beta_{3j} = 0$ ，則表示應適配 ESTAR 模型。接受 $H_{03} : \beta_{3j} = 0$ 及 $H_{02} : \beta_{2j} = 0 \mid \beta_{3j} = 0$ ，而拒絕 $H_{01} : \beta_{1j} = 0 \mid \beta_{2j} = \beta_{3j} = 0$ ，則適配 LSTAR 模型。假如同時接受 $H_{03} : \beta_{3j} = 0$ 、 $H_{02} : \beta_{2j} = 0 \mid \beta_{3j} = 0$ 、 $H_{01} : \beta_{1j} = 0 \mid \beta_{2j} = \beta_{3j} = 0$ ，即接受虛無假設 H_0 ，表示此迴歸式適合用線性模型。

d.估計非線性模型係數

非線性模型確定並決定轉換函數 $F(y_{t-d})$ 及轉換變數 y_{t-d} 後，接著便要估計 STAR 模型中各個參數的係數，本文使用非線性最小平方法 (Nonlinear Least Square, NLS) 來估計。然而根據 Granger and Teräsvirta (1993) 及 Teräsvirta (1994) 研究指出，在估計轉換速度 γ 時可能會出現一些異常的問題，如無法收斂或收斂很慢、過分估計等，因此，建議在估計參數前，先將轉換函數標準化；至於在估計轉換速度 γ 時，需選擇一合適的起始值 (Initial Value)，根據 Teräsvirta (1994) 的建議，轉換速度 γ 設為 1 是最合適的，而參數 τ 則以樣本平均數為起始值最恰當。至於起始值之設定，為了讓非線性模型最佳化，本文以較大範圍的二維網狀搜尋，將 γ 值設定介於 1 至 50 之間且將 τ 值設定介於 1 至 10 之間，每次增調 0.01，進行後續程序前，需判斷 STAR 模型係數採用合理的估計值，將 γ 和 τ 以網狀搜尋方式求出。



4. 實證結果

4.1 常態性檢定

首先將資料進行常態性檢定，以先確定各種投資人情緒指標是否適合使用STAR模型。表2為市場下一期報酬(R_{t+1})與相對強弱指標(RSI)、心理線(Psy)、乖離率(BIAS)、買賣氣勢指標(AR)、買賣意願指標(BR)、能量潮指標(OBV)、騰落指標(ADL)、融資餘額、融券張數等九種技術指標的敘述性統計量及常態性檢定，由於Jarque-Bera常態性檢定中已同時考慮了偏態(Skewness)及峰態(Kurtosis)的常態性，且從表2可知下一期報酬(R_{t+1})、相對強弱指標(RSI)、心理線(Psy)、騰落指標(ADL)及融券張數等變數之偏態及峰態至少有一個顯著，而乖離率(BIAS)、買賣氣勢指標(AR)、買賣意願指標(BR)、能量潮指標(OBV)及融資餘額等變數之偏態及峰態均為顯著，至於所有變數之Jarque-Bera檢定均為顯著，因此各變數均不服從常態分配。

表2 變數敘述統計量

變數	觀測值	平均數	中位數	標準差	偏態	峰態	Jarque-Bera 檢定
R_{t+1}	2186	-0.0001	-0.0001	0.016	-0.021	4.78	289.66***
RSI	2186	51.6341	52.297	21.442	-0.049	2.07	79.44***
PSY	2186	49.9085	40	22.835	-0.016	2.46	27.15***
BIAS	2186	-0.0261	0.0486	1.815	-0.298	4.67	286.09***
AR	2186	537.6234	75.226	3822.14	20.041	520.46	24534899***
BR	2186	656.5518	121.938	7066.67	30.601	1053.9	100937140***
OBV	2186	17250227	17117559	4972696	0.618	2.17	202.54***
ADL	2186	-79359.16	-69440.5	40441.64	-0.818	3.05	244.01***
融資餘額	2186	17150578	16833437	958.677	1.301	4.83	922.12***
融券張數	2186	732772.1	659832	345502.4	0.765	2.97	213.62***

註1：*表10%顯著水準下顯著，**表5%顯著水準下顯著，***表1%顯著水準下顯著。

註2：常態性檢定係 Jarque-Bera 統計量： $\frac{T}{6} \times [skewness^2 + (kurtosis-3)^2/4] \sim X^2(2)$ 。

4.2 恆定性檢定

一般而言，資產價格的時間序列多為非定性的序列，假如變數資料 x_t 是非恆定的序列，直接進行非定性變數迴歸分析，其變異數隨著時間的增加而增加，因此隨著樣本的加大，使得 β 趨近於 0。將造成 Granger and Newbold (1974) 所謂的虛假迴歸 (Spurious Regression)¹¹ 發生，因為過度拒絕虛無假設，致使估計結果不具意義，因此在採用資料來進行分析前，必須保證資料為定性 (Stationary) 數列，因此我們必須先對各指數的時間序列進行單根檢定，確定資料是否為定性。本研究分別以 ADF 及 PP 單根檢定，檢測所有相關變數的整合階。ADF 為傳統且廣泛被實證研究使用的定性檢定，ADF 檢定的虛無假說為一時間數列的 AR 過程存在單根；PP 檢定之虛無假說與 ADF 相同。

¹¹ Granger and Newbold (1974) 指出，如果直接進行非穩定變數迴歸分析將造成所謂的虛假迴歸。當檢定結果無法拒絕有單根的虛無假說時，將變數進行差分成為定性之後再行迴歸分析，即可避免虛假迴歸的問題。



表3為市場下一期報酬 R_{t+1} 與RSI、PSY、BIAS、AR、BR、OBV、ADL、融資餘額、融券張數等九種技術指標的單根檢定結果，其中ADF檢定之最適落期值以AIC選取，而PP則選取 $\sqrt[4]{T}$ ，其中T為樣本數，從表3可知無論是僅針對截距項(Intercept)或同時考慮趨勢項(Trend)及截距項之ADF及PP檢定，其水準項(Level)在OBV、ADL與融資餘額並無完全為穩定數列，再經一階差分項(1st Differential)後所有變數才均為顯著，表示十個變數皆為定性序列，不致造成虛假迴歸的現象，因此，可進行線性模式檢定。

表3 單根檢定

		ADF		PP	
		水準項	一階差分項	水準項	一階差分項
R_{t+1}	截距項	-44.895***	-24.821***	-44.894***	-576.3(183)***
	趨勢項及截距項	-7.692***	-15.801***	-14.084***	-130.652***
RSI	截距項	-7.692***	-15.801***	-14.084***	-130.652***
	趨勢項及截距項	-8.046***	-15.797***	-13.533***	-130.455***
PSY	截距項	-13.734***	-20.637***	-13.486***	-94.947***
	趨勢項及截距項	-8.046***	-15.797***	-13.533***	-130.455***
BIAS	截距項	-17.232***	-23.180***	-17.544***	-157.137***
	趨勢項及截距項	-17.238***	-23.175***	-17.499***	-157.164***
AR	截距項	-47.124***	-20.321***	-47.134***	-1152.502***
	趨勢項及截距項	-47.121***	-20.316***	-47.134***	-1150.044***
BR	截距項	-46.895***	-20.686***	-46.895***	-1099.204***
	趨勢項及截距項	-46.895***	-20.681***	-46.894***	-1100.532***
OBV	截距項	0.001	-46.907***	0.066	-47.004***
	趨勢項及截距項	-1.932	-46.906***	-1.855	-47.007***
ADL	截距項	5.656	-42.527***	5.668	-42.732***
	趨勢項及截距項	3.883	-42.992***	3.885	-43.115***
融資餘額	截距項	-2.452	-16.279***	-2.713*	-83.015***
	趨勢項及截距項	-2.385	-16.295***	-2.698	-83.026***
融券餘額	截距項	-3.328**	-22.431***	-3.604***	-40.121***
	趨勢項及截距項	-3.312*	-22.430***	-3.589*	-40.112***

註：*表 10%顯著水準下顯著，**表 5%顯著水準下顯著，***表 1%顯著水準下顯著。

4.3 線性模式檢定

經由線性模式的建立，可檢定技術指標代理變數是否能解釋下一期報酬，再者由於依變數 R_{t+1} 為報酬率其值介於-7%與+7%之間¹²，與其他解釋變數計算單位差距甚大，因此對其他解釋變數均取自然對數 \ln ¹³後，再進行線性模式檢定；由表4可知買賣氣勢指標(AR)、買賣意願指標(BR)、人氣指標(OBV)與騰落指標(ADL)對下一期報酬均不具解釋能力，故後續將不再對這四個變數進行STAR模式檢定。

¹² 報酬率其值介於-7%與+7%之間，乃受限於國內漲跌幅之限制。

¹³ BIAS與ADL兩變數有部分資料為負數，故兩者無法取自然對數 \ln ，僅以原始資料進行檢定。



表 4 線性模式檢定

變數	P-value
lnRSI	0.0000***
lnPSY	0.0000***
BIAS	0.0000***
lnAR	0.9240
lnBR	0.8822
lnOBV	0.6355
ADL	0.8421
ln 融資餘額	0.0000***
ln 融券張數	0.0000***

註：*表 10%顯著水準下顯著，**表 5%顯著水準下顯著，***表 1%顯著水準下顯著。

4.4 STAR 模型設定與估計

表5為各變數執行STAR模型的彙整表，可看出BIAS、融資餘額及融券張數皆拒絕 H_{02} ，適用ESTAR模型；而RSI與PSY拒絕 H_{01} ，適用LSTAR模型，本文試圖以非線性的LSTAR模型求出投資人心理情緒的買賣轉折點，因此，不採取適用ESTAR模型的變數為BIAS、ln 融資餘額及ln 融券張數，僅選取表中適用LSTAR模型的兩變數為lnRSI與lnPSY，並進一步求出LSTAR模型的轉換函數 $F(y_{t-d}; \gamma, \tau)$ 之門檻值 τ ，將其視為投資人心理情緒的買賣轉折點。

表5 STAR模型彙整表

	落遲期 d	F 統計值	P-value	假設	LSTAR/ESTAR
lnRSI	1	642.408	0.0000***	H_{01}	LSTAR
lnPSY	5	110.243	0.0000***	H_{01}	LSTAR
BIAS	2	23.646	0.0000***	H_{02}	ESTAR
ln 融資餘額	3	859.751	0.0000***	H_{02}	ESTAR
ln 融券餘額	2	34.867	0.0000***	H_{02}	ESTAR

註：*表 10%顯著水準下顯著，**表 5%顯著水準下顯著，***表 1%顯著水準下顯著。

表6及表7為以lnRSI、lnPSY分別與下一期報酬 R_{t+1} 建構LSTAR模型的實證結果，兩變數之LSTAR模型分別如下所示：

$$\ln RSI_t = \alpha_1 + \alpha_2 R_{t+1} + \alpha_3 \ln RSI_{t-3} + (\alpha_4 + \alpha_5 R_{t+1} + \alpha_6 \ln RSI_{t-3}) \times \{1 + \exp[-\gamma(\ln RSI_{t-1} - \tau)^2 / \sigma_{\ln RSI_{t-1}}]\}^{-1} + \varepsilon_t$$

$$\ln PSY_t = \alpha_1 + \alpha_2 R_{t+1} + \alpha_3 \ln PSY_{t-1} + (\alpha_4 + \alpha_5 R_{t+1} + \alpha_6 \ln PSY_{t-1}) \times \{1 + \exp[-\gamma(\ln PSY_{t-5} - \tau)^2 / \sigma_{\ln PSY_{t-5}}]\}^{-1} + \varepsilon_t$$

由表6及表7可知，無論lnRSI或lnPSY的線性模式解釋變數係數均為顯著，至於兩變數的LSTAR模型係數估計值，在線性模式下的解釋變數係數估計值無論是lnRSI或lnPSY皆為顯著，而兩變數在非線性的LSTAR函數中的門檻值 τ 亦



均為顯著，至於轉移速度 γ 則只有 $\ln PSY$ 之係數估計值為顯著，而 $\ln RSI$ 之 γ 的係數估計值並不顯著，但由於本文重心為以非線性的LSTAR模型求出投資人心理情緒的買賣轉折點，因此轉移速度 γ 顯著與否並不會影響投資人的買賣轉折點位置。

表 6 $\ln RSI$ 之模型估計式(樣本期間：自 2000/01/01 至 2008/09/30)

變數	係數	OLS 線性模式估計	LSTAR 非線性模式估計
constant	α_1	1.823 ***	1.536***
R_{t+1}	α_2	14.560 ***	33.482***
$\ln RSI_{t-3}$	α_3	0.523 ***	0.644**
constant	α_4		0.345
R_{t+1}	α_5		-19.232*
$\ln RSI_{t-3}$	α_6		-0.13478
$F(RSI_{t-1}; \gamma, \tau)$	γ		20.553
	τ		2.018***
ARCH-LM(1)		176.512***	114.807***
ARCH-LM(4)		313.519***	58.910***
L-B Q(4)		414.967***	407.745***
L-B Q(12)		420.762***	413.547***
L-B Q^2 (6)		541.854***	408.278***
L-B Q^2 (12)		586.148***	434.045***

註 1：*表 10%顯著水準下顯著，**表 5%顯著水準下顯著，***表 1%顯著水準下顯著。

註 2： $\ln RSI_t$ 之線性模型(OLS 法) $\ln RSI_t = \alpha_1 + \alpha_2 R_{t+1} + \alpha_3 \ln RSI_{t-1} + \varepsilon_t$ 。

表 7 $\ln PSY$ 之模型估計式(樣本期間：自 2000/01/01 至 2008/09/30)

變數	係數	OLS 線性模式估計	LSTAR 非線性模式估計
constant	α_1	1.111***	1.471***
R_{t+1}	α_2	2.950***	1.466*
$\ln PSY_{t-1}$	α_3	0.711***	0.643***
constant	α_4		-2.389
R_{t+1}	α_5		6.731
$\ln PSY_{t-1}$	α_6		0.484
$F(PSY_{t-5}; \gamma, \tau)$	γ		0.800*
	τ		4.501***
ARCH-LM(1)		4.860**	5.827**
ARCH-LM(4)		9.078*	9.985**
L-B Q(4)		14.381***	20.422***
L-B Q(12)		291.584***	212.116***
L-B Q^2 (6)		9.074*	14.275***
L-B Q^2 (12)		11.501	28.647***

註 1：*表 10%顯著水準下顯著，**表 5%顯著水準下顯著，***表 1%顯著水準下顯著。

註 2： $\ln PSY_t$ 之線性模型(OLS 法) $\ln PSY_t = \alpha_1 + \alpha_2 R_{t+1} + \alpha_3 \ln PSY_{t-1} + \varepsilon_t$ 。



4.5 門檻值

由表 6 及表 7 可知 $\ln RSI$ 及 $\ln PSY$ 的門檻值均為顯著，且其門檻值分別為 2.018 及 4.501，若將其門檻值以指數(Exponent)還原可得 RSI 為 7.53、 PSY 為 90.15。由於，展望理論之價值函數與股價報酬具有相似的曲線結構，而 LSTAR 之 $F(y_{t-d})$ 函數正可以描述價值函數非線性平滑漸近且連續的特性。因此，本文利用 LSTAR 之門檻值 τ 來取代價值函數的參考點(損益分截點)，亦即代表股票市場投資人心理情緒之多空轉折點，並視此一門檻還原值為投資人心理情緒的買賣轉折點，作為程式交易參數之設定標準，然而，有鑑於實務上通常視 RSI 在 80 以上為超買，90 以上為賣點，20 以下為超賣，10 以下為買點；另視 PSY 在 75 以上為超買，25 以下為超賣，而當 PSY 大於 90 為嚴重超買，小於 10 為嚴重超賣，行情反轉的可能性極高，因此，本文分別以 RSI 小於 7.53 做為執行程式買進交易之參數設定條件及 PSY 大於 90.15 做為執行程式賣出交易之參數設定條件；至於圖 3 及圖 4 分別為 $\ln RSI$ 及 $\ln PSY$ 的 LSTAR 模型之轉移函數的圖形， $\ln RSI$ 在門檻值 2.018 有一轉折點，而 $\ln PSY$ 的轉折點則在門檻值 4.501 處。

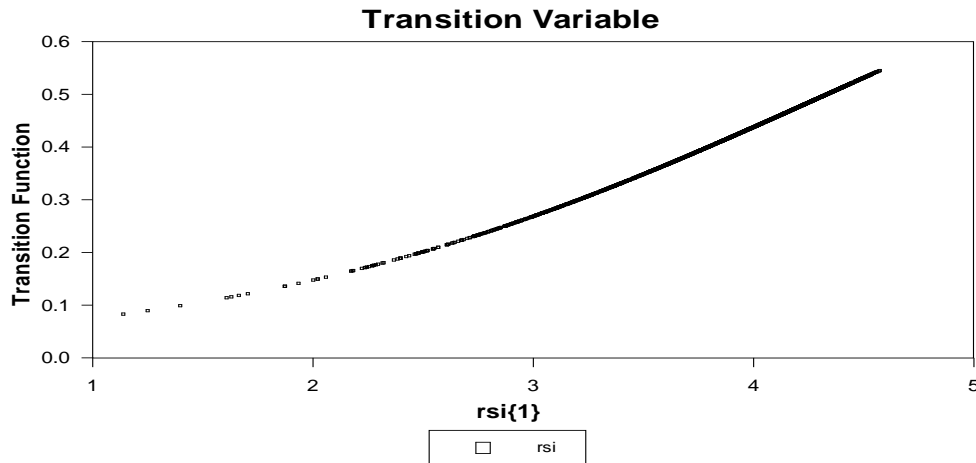


圖 3 轉移變數 RSI_{t-1} 之 LSTAR 圖形

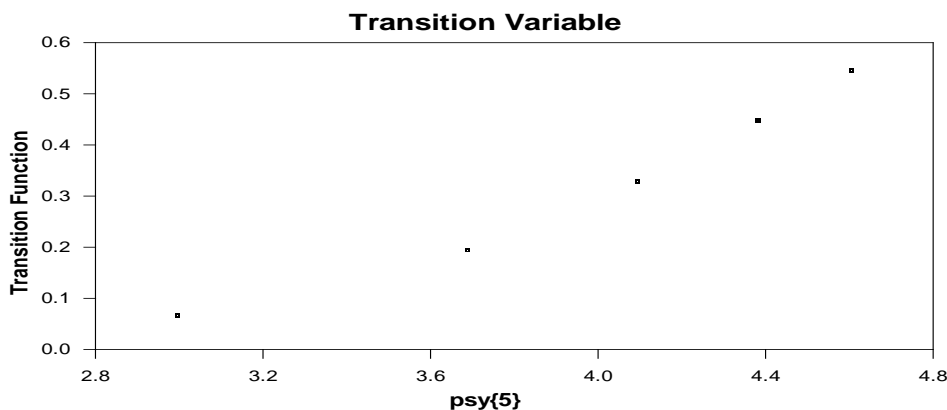


圖 4 轉移變數 PSY_{t-5} 之 LSTAR 圖形



4.6 樣本內回溯測試

表8-A為樣本內符合門檻還原值條件回溯測試結果統計，在2,186筆樣本資料中，正負報酬分別為1,090筆及1,096筆，顯示其漲跌機率均接近50%，符合隨機漫步理論(Random Walk Theory)；但若將交易執行條件設定為RSI小於7.53則執行買進交易，經篩選後可得樣本數11筆，其中下一期為正報酬有10筆，將漲跌各半的機率提升至正報酬超過90%；另一方面，若將交易執行條件設定為PSY大於90.15則執行賣出交易，可篩選出61筆樣本，且所有交易於下一期均為正報酬，因此，可有效將正報酬比例提升至100%。表8-B與表8-C分別為執行買進條件RSI<7.53與執行賣出條件PSY>90.15之連續下跌與連續上漲天數次數分配表，表8-B與8-C均顯示其次數分配隨連續下跌/上漲天數的增加而遞減。

表 8 樣本內回溯測試結果統計表
8-A 回溯測試結果

項目	全部樣本數		買進條件 RSI<7.53		賣出條件 PSY>90.15		
次數	2,186		11		61		
報酬	正報酬* ¹	負報酬	正報酬* ²	負報酬	正報酬* ³	負報酬	
次數	1,090	1,096	10	1	61	0	
比率	49.86%	50.14%	90.91%	9.09%	100%	0%	
8-B 執行買進條件 RSI<7.53 之連續下跌天數次數分配表							
連續下跌天數	1日	2日	3日	4日	5日	6日	總計
次數	4	3	1	1	1	1	11
8-C 執行賣出條件 PSY>90.15 之連續上漲天數次數分配表							
連續上漲天數	1日	2日	3日	4日	5日	6日	總計
次數	37	13	5	2	2	2	61

註1及註2：所謂正報酬係指：本日大盤指數減前一日大盤指數 >0 者；反之，負報酬係指：本日大盤指數減前一日大盤指數 <0 者。

註3：所謂正報酬係指：本日大盤指數減前一日大盤指數 <0 者；反之，負報酬係指：本日大盤指數減前一日大盤指數 >0 者。

4.7 多頭與空頭時期回溯測試

表9為各多頭與空頭期間符合門檻值條件之正報酬次數統計表，表10則是將表9之次數統計表分成多、空頭期間列計的次數統計表，由表10可得知在未經門檻值條件篩選前，多頭時期正報酬次數比率為54.65%，空頭時期則為41.98%，顯示空頭時期投資人欲獲取正報酬明顯比多頭時期困難。本研究發現經門檻值買進條件RSI < 7.53篩選後，空頭時期正報酬次數比率將提升至90.91%，可見本文之門檻值買進條件RSI < 7.53在空頭時期確實具篩選效果。另一方面，若經門檻值賣出條件PSY > 90.15篩選後，無論在多頭或空頭時期，均可有效的降低交易次數，節省交易成本，並可將正報酬次數比率分別由



多頭時期的54.65%及空頭時期的41.98%提升至100%。由此可知，無論在多頭或空頭時期，本文提出之門檻值買進與賣出條件，可使投資行為更趨理性，進而獲取最佳化的報酬。

表9 多頭與空頭時期符合門檻值條件之正報酬次數統計

時期	樣本數	正報酬 次數	負報酬 次數	買進條件 RSI<7.53	正報酬 次數	賣出條件 PSY>90.15	正報酬 次數
多頭(00/01/04~00/02/18)	31	20	11	0	0	4	4
空頭(00/02/18~01/09/26)	418	177	241	8	7	8	8
多頭(01/09/26~02/04/22)	135	76	59	0	0	3	3
空頭(02/04/22~02/10/11)	121	48	73	1	1	4	4
多頭(02/10/11~04/03/05)	346	181	165	0	0	8	8
空頭(04/03/05~04/08/05)	108	49	59	2	2	2	2
多頭(04/08/05~06/05/09)	431	229	202	0	0	13	13
空頭(06/05/09~06/07/17)	48	21	27	0	0	0	0
多頭(06/07/17~07/10/30)	320	183	137	0	0	15	15
空頭(07/10/30~08/01/23)	60	28	32	0	0	0	0
多頭(08/01/23~08/05/20)	75	45	30	0	0	4	4
空頭(08/05/20~08/09/30)	93	33	60	0	0	0	0
總計	2,186	1,090	1,096	11	10	61	61

註：本文研究期間為2000年1月至2008年9月，其中第一階段多頭時期及最後一階段空頭時期非完整趨勢。

表10 多頭與空頭時期經門檻值條件篩選後之正報酬次數比率統計

條件	項目	多頭時期	空頭時期
未篩選	樣本數	1,338	848
	正報酬次數	734	356
	正報酬比率	54.86%	41.98%
買進條件 RSI<7.53	樣本數	0	11
	正報酬次數	0	10
	正報酬比率	0.00%	90.91%
賣出條件 PSY>90.15	樣本數	47	14
	正報酬次數	47	14
	正報酬比率	100.00%	100.00%

4.8 樣本外預測

本文將樣本時間內所檢測的結果，再進一步進行時間樣本外的預測，以確定投資人情緒代理變數的準確性。表11為樣本時間外(2008年10月1日至2010年10月31日)符合門檻值條件之預測結果統計，在522筆樣本資料中，正報酬為293筆，負報酬為229筆，正負報酬機率分別為56.13%及43.87%；但若以本文實證結果所得之買賣交易條件來篩選，則符合買進條件RSI < 7.53的樣本數共2筆，正報酬為2筆，比率高達100%；另符合賣出條件PSY > 90.15的樣本數為29筆均為正報酬，比率亦為100%。據此推論，本研究所發展之以非線性的STAR模型求出投資人心理情緒的買賣轉折點，作為程式交易參數之設定條件，除可有效降低交易次數，節省交易成本，使投資行為更趨理性外，從樣本外預測結果證實了此交易模式具備相當程度之實用性及預測能力，運用此一交易模式將可



在較低風險下的獲取較高的報酬。

表 11 樣本時間外預測結果

項目	全部樣本數		買進條件 RSI<7.53		賣出條件 PSY>90.15	
	正報酬	負報酬	正報酬	負報酬	正報酬	負報酬
次數	293	229	2	0	29	0
比率	56.13%	43.87%	100%	0%	100%	0%

5. 結論與建議

本文乃以 Kahneman and Tversky (1979)所提出的展望理論及價值函數之觀念為出發點，該理論說明投資人在面對不確定性下，從事決策的行為模式時，會出現不理性決策行為。為杜絕投資人不理性的決策行為，投資人嘗試藉由程式交易軟體，來建立較高報酬且低風險的最佳化股票交易模式，以降低不理性的投資決策。本文乃採用股票技術指標，作為程式交易參數之設定標準，試圖將股票技術指標作為投資人心理情緒之間接代理變數，並以非線性的 STAR 模型求出投資人心理情緒的多空轉折點，明確指出的進退場時機點，藉以科學化的方式建構報酬最佳化交易模型。

本文實證結果發現：經程式交易回溯測試結果，在未經篩選前，獲得正報酬及負報酬的比率各為 50%，但若將交易之參數設定在心理線 $PSY > 90.15$ ，則進行賣出交易，將可有效提升正報酬比率至 100%；若將交易之參數設定在相對強弱指標 $RSI < 7.53$ ，則進行買進交易，可將正報酬比率提升至 90.91%。至於將本文所篩選出的買進/賣出門檻值，進行樣本期間外測試，結果顯示正報酬比率均為 100%。¹⁴另外，若將研究期間以多頭與空頭趨勢來分類，則結果顯示未經篩選前，空頭時期正報酬次數比率為 41.98%，經門檻值條件 $RSI < 7.53$ 篩選後，空頭時期正報酬次數比率由原低於多頭時期的 41.98% 提升至 90.91%，故此一門檻值($RSI < 7.53$)買進條件，在空頭時期比多頭時期更具篩選效果。

本文的研究貢獻：在學術上，本文首次嘗試以非線性的平滑轉換自我迴歸 STAR 模型來捕捉投資人心理情緒的買賣轉折點，有別以往的研究方法。此外，本文所使用之模型與展望理論中的價值函數有異曲同工之妙，在學理上，本文將計量經濟模型結合行為財務學的展望理論上，藉以解釋投資人心理情緒的買賣轉折點。因此本文在研究方法與研究變數的應用上具有創新性與重要性。在實務上，本文的研究結果發現兩項技術指標心理線(PSY)與相對強弱指標(RSI)在捕捉投資人心理情緒的買賣轉折點最具效果。此結果除了可提供廣大投資人在制定投資策略時一個重要參考依據，還隱含著技術分析指標是可以揣測投資人的多空心理情緒，這也代表著技術分析廣為投資人使用並影響其交易

¹⁴ 本文實證結果顯示心理線 $PSY > 90.15$ ，則進行賣出交易；相對強弱指標 $RSI < 7.53$ ，則進行買進交易。此為一參考數據，若投資人欲進行投資可參考本文數據機變上下調整。



行為，另外也透露出國內的股票市場，短期間內並不一定那麼具有效率性。

本文的後續研究建議有三點：其一，建議後續研究可擴大納入其他技術指標或中長期技術指標及各項總體經濟變數來進行檢測分析，進而尋找更具獲利效果的篩選值，建構最佳化的交易模式，以尋求更大的獲利空間。其二，建議後續研究可針對原先的轉折點進行買賣後，雖有正報酬之機會，但若此時投資人的心理欲獲利了結，仍亟欲尋求另一波心理轉折點獲利出場，以求獲利最大化。最後，本文建議亦可將此研究模式應用於槓桿比例較大的期貨指數、個股或外匯等其他國內外金融商品，將使得研究樣本更加多元。

參考文獻

1. 王嘉隆與詹淑慧(2005)，「分類迴歸樹於 S & P500 指數預測之研究」，管理科學研究，第一卷第一期，141-150 頁。
2. 李顯儀與吳幸姬(2007)，「台灣股票市場共移現象之研究」，管理研究學報，第七卷第二期，257-283 頁。
3. 李顯儀與吳幸姬(2009)，「技術分析資訊對共同基金從眾行為的影響」，台大管理論叢，第二十卷第一期，227-260 頁。
4. 周賓凰、張宇志與林美珍(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，153-190 頁。
5. Baker, M. and J. C. Stein (2004), "Market Liquidity as a Sentiment Indicator," *Journal of Financial Markets*, 7(3), pp.271-299.
6. Baker, M. and J. Wurgler (2000), "The Equity Share in New Issues and Aggregate Stock Returns," *Journal of Finance*, 55(5), pp.2219-2257.
7. Baker, M. and J. Wurgler (2006), "Investor Sentiment and the Cross-section of Stock Returns," *Journal of Finance*, 61(4), pp.1645-1680.
8. Barberis, N., A. Shleifer, and R. Vishny (1998), "A Model of Investor Sentiment," *Journal of Financial Economics*, 49(3), pp.307-343.
9. Bohan, J. (1981), "Relative Strength : Further Positive Evidence," *Journal of Portfolio Management*, 7(3), pp.36-39.
10. Brown, G. W. and M. T. Cliff (2004), "Investor Sentiment and the Near-term Stock Market," *Journal of Empirical Finance*, 11(1), pp.1-27.
11. Campbell, J. Y. and R. J. Shiller (1998), "Valuation Ratios and the Long-run Stock Market Outlook," *Journal of Portfolio Management*, 24(1), pp.11-26.
12. Chan, K. S. and H. Tong (1986), "On Estimating Thresholds in Autoregressive Models," *Journal of Time Series Analysis*, 7(3), pp.179-190.
13. Daniel, K. D., D. Hirshleifer and A. Subrahmanyam (2001), "Overconfidence, Arbitrage, and Equilibrium Asset Pricing," *Journal of Finance*, 56(3), pp.921-965.
14. DeLong, B., A. Shleifer, L. Summers and R. J. Waldmann (1990), "Noise Trader Risk in Financial Markets," *Journal of Political Economy*, 98(4), pp.703-738.
15. Fabozzi, F. J. and J. C. Francis (1979), "Mutual Fund Systematic Risk for Bull and Bear Markets: an Empirical Examination," *Journal of Finance*, 34(5), pp.1243-1250.
16. Fama, E. (1970), "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work," *Journal of Finance*, 25(2), pp.383-417.
17. Fisher, K. L. and M. Statman (2000), "Investor Sentiment and Stock Returns," *Financial Analysts Journal*, 56(2), pp.16-23.



18. Franses, P. H. and D. Van Dijk (2000), *Non-linear Time Series Models in Empirical Finance*, Cambridge University Press, Cambridge.
19. Granger, C. W. J. and P. Newbold (1974), "Spurious Regressions in Econometrics," *Journal of Econometrics*, 2(2), pp.111-120.
20. Granger, C. W. J. and T. Teräsvirta (1993), *Modelling Nonlinear Economic Relationships*, Oxford University Press, Oxford.
21. Hinich, M. J. and D. M. Paterson (1985), "Evidence of Nonlinearity in Daily Stock Returns," *Journal of Business and Economic Statistics*, 3(1), pp.69-99.
22. Hirshleifer, D. and T. Shumway (2003), "Good day Sunshine: Stock Returns and the Weather," *Journal of Finance*, 58(3), pp.1009-1032.
23. Ibbotson, R. G. and J. F. Jaffe (1975), "Hot Issue Market," *Journal of Finance*, 30(3), pp.1027-1042.
24. Kahneman, D. and A. Tversky (1979), "Prospect Theory: An Analysis of Decision Under Risk," *Econometrica*, 47(2), pp.263-291.
25. Kumar, A. and C. M. C. Lee (2006), "Retail Investor Sentiment and Return Comovements," *Journal of Finance*, 61(5), pp.2451-2486.
26. Kwon, K. Y. and R. J. Kish (2002), "A Comparative Study of Technical Trading Strategies and Return Predictability: An Extension of Brock, Lakonishok and LeBaron 1992 Using NYSE and NASDAQ Indices," *Quarterly Review of Economics and Finance*, 42(3), pp.611-631.
27. Lee, W. Y., C. X. Jiang, and D. C. Indro (2002), "Stock Market Volatility, Excess Returns, and the Role of Investor Sentiment," *Journal of Banking and Finance*, 26(12), pp.2277-2299.
28. McMillian, D. G. (2005), "Non-linear Dynamics in Interaction Stock Market Returns," *Review of Financial Economics*, 14(1), pp.81-91.
29. Michael, P., A. R. Nobay, and D. A. Peel (1997), "Transactions Costs and Nonlinear Adjustment in Real Exchange Rates : An Empirical Investigation," *Journal of Political Economy*, 105(4), pp.862-879.
30. Mübariz, H. and O. Tolga (2008), "Nonlinearities in Emerging Stock Markets: Evidence from Europe's two Largest Emerging Markets," *Applied Economics*, 40(20), pp.2645-2658.
31. Neal, R. and S. M. Wheatley (1998), "Do Measures of Investor Sentiment Predict Returns?" *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 33(4), pp.523-547.
32. Öcal, N. and D. Osborn (1997), "Business Cycle Nonlinearities in UK Consumption and Production," *Discussion Paper No.9701*, School of Economic Studies, University of Manchester.
33. Pruitt, S. W. and R. E. White (1988), "The CRISMA Trading System: Who Says Technical Analysis can't beat the Market?" *Journal of Portfolio Management*, 14(3), pp.55-58.
34. Sarantis, N. (1999), "Modeling Non-linearities in Real Effective Exchange Rates," *Journal of International Money and Finance*, 18(1), pp.27-45.
35. Sarantis, N. (2001), "Nonlinearities, Cyclical Behaviour and Predictability in Stock Returns: International Evidence," *International Journal of Forecasting*, 17(3), pp.459-482.
36. Shefrin, H. (2000), *Beyond Greed and Fear*, Boston, MA: Harvard Business School Press.
37. Shiller, R., J. F. Kon-Ya, and Y. Tsutsui (1996), "Why Did the Nikkei Crash? Expanding the Scope of Expectations Data Collection," *Review of Economics and Statistics*, 78(1), pp.156-164.



38. Statman, M. (1999), "Behavioral Finance: Past Battles and Future Engagements," *Financial Analysts Journal*, 55(6), pp.18-27.
39. Taylor, M. P. and D. A. Peel (2000), "Nonlinear Adjustment Long-run Equilibrium and Exchange Rate Fundamentals," *Journal of International Money and Finance*, 19(1), pp.33-53.
40. Teräsvirta, T. (1994), "Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models," *Journal of the American Statistical Association*, 89(425), pp.208-218.
41. Teräsvirta, T. and H. M. Anderson (1992), "Characterizing Nonlinearities in Business Cycles Using Smooth Transition Autoregressive Models," *Journal of Applied Econometrics*, 7(2), pp.119-136.
42. Tong, H. (1983), *Threshold Models in Non-linear Time Series Analysis*, Springer-Verlag Inc. Berlin: New York.
43. Wermers, R. (1999), "Mutual Fund Herding and Impact on Stock Price," *Journal of Finance*, 54(2), pp.581-622.



附 錄

以下為本文探討投資人心理情緒所使用的間接代理指標：

(一)心理線(PSY)

心理線(psychology line；PSY)為一建立在研究投資人心理趨向基礎上的技術指標，指一段期間內股票上漲日數和下跌日數比，將投資者傾向為買方或賣方的心理與事實轉化為數值，其計算方法如下：

$$\square \text{PSY} = \frac{UP_n}{n} \times 100$$

n 為研判期間，UP_n 表示 n 日內上漲天數。

(二)相對強弱指標(RSI)

相對強弱指標(relative strength index；RSI)為買賣雙方的相對強度，假設收盤價是買賣雙方力道的最終表現，將上漲視為買方力道，下跌視為賣方力道，其計算公式如下：

$$RSI = 100 - \frac{100}{1 + RS}$$

其中 RS 為相對強度(relative strength, RS) = $\frac{AUn}{ADn}$

AUn 表示 n 日內收盤價上漲點數的 n 日平均數 = $\sum(\text{上漲點數 } i)/n$

ADn 表示 n 日內收盤價下跌點數的 n 日平均數 = $\sum(\text{下跌點數 } i)/n$

(三)乖離率(BIAS)

乖離率 BIAS，主要在衡量目前股價偏離市場價值的程度，以趨勢角度來看，移動平均線可視為股價的趨勢線，因此就趨勢而言，任何遠離移動平均線的股價，最終均可能會修正趨近於趨勢線，偏離程度越遠，修正的機率及幅度就越大。此偏離有兩個方向，當收盤價在移動平均線之上則為正乖離，股價有向下修正機會，反之，收盤價小於移動平均線時稱為負乖離，股價很可能上升以接近移動平均線，其計算公式如下：

$$\text{BIAS} = \frac{C_i}{CA_n} \times 100$$

C_i：第 i 日收盤價，CA_n：n 日內移動平均收盤價。

(四)買賣氣勢指標(AR)

買賣氣勢強度的測試指標，以開盤價作為基準，最高價大於開盤價，視為買進氣勢，為向上推動股價的能量，而當最低價低於開盤價，有向下推動股價的力量，二者比值可衡量買賣氣勢的相對強度，計算公式如下：

$$\text{AR} = \frac{\sum_{i=1}^n (H_i - O_i)}{\sum_{i=1}^n (O_i - L_i)} \times 100$$

H_i：第 i 日當天最高價，O_i：第 i 日當天開盤價，L_i：第 i 日當天最低價。



(五)買賣意願指標(BR)

買賣意願強度的測試指標，以前一日的收盤價當作基準，當日最高成交價高於前一日收盤價格，買賣意願強度為正，反之為負；相反的，當日最低成交價低於前一日收盤價格，買賣意願強度為正，一段期間內二者累積相比即為買賣意願強度測試指標，計算公式如下：

$$BR = \frac{\sum_{i=1}^n (H_i - C_{i-1})}{\sum_{i=1}^n (C_{i-1} - L_i)} \times 100$$

H_i ：第 i 日當天最高價

C_{i-1} ：第 $i-1$ 日當天收盤價

L_i ：第 i 日當天最低價

(六)能量潮指標(OBV)

能量潮指標(on balance volume; OBV)，又稱成交量平衡指數，為測度量能或人氣的指標，主要是透過市況、成交量以及兩者之間的變化，去測試及評估資金的流向，主要在衡量買盤力道的強度，其計算方法如下：

$$OBV = \sum_{i=1}^n UV_i - \sum_{i=1}^n DV_i$$

n 為研判期間， UV_i ：指數上漲日的成交量總和，

DV_i ：指數下跌日的成交量總和。

(七)騰落指標(ADL)

騰落指標 ADL 為反映股市行情漲跌力道強弱的指標，以每天上漲與下跌家數的差值計算升降值，衡量股市漲與跌的動能是強勢或弱勢，研判大盤指數走勢，其計算方法如下：

$$ADL = \sum_{i=1}^n US_i - \sum_{i=1}^n DS_i$$

n 為研判期間， US_i ：指數上漲家數的總和，

DS_i ：指數下跌家數的總和。

(八)融資餘額

投資人為放大槓桿比例向券商借部份比例金額購買股票稱為「融資交易」，整個市場投資人融通資金的總額稱之為融資餘額，由於正常的股票融資限制較多，資金較為雄厚的法人，較少短線進出，甚至因為法令限制，僅可現股買賣；而一般主力大戶資金融通管道較多，大多採其他方式資金融通，鮮少會採用股票融資交易，因此只有一般散戶會藉正常的融資方式來交易，所以融資餘額通常被視為是散戶多方態度的重要指標。

(九)融券張數

融券張數則被視為是散戶空方態度的重要指標，「融券交易」意指當投資人看壞後市行情，付出一定比例金額向券商預借出股票賣出交易，然依公司法第 165 條規定，公開發行公司於股東常會開會前 60 日內、股東臨時會前 30 日內，或決定分派股息、紅利或其他利益之基準日前 5 日內，停止辦理股票過戶，原融券交易股票必須強行回補。

