

股票報酬與投資人情緒之預測

Prediction of Stock Returns and Investor Sentiment

劉清標 (Chinpiao Liu)

國立中正大學財金系助理教授

Department of Finance, College of Management,
National Chung Cheng University

林筱鳳 (Hsiaofeng Lin)

私立大葉大學會計資訊學系副教授

Department of Accounting Information,
Da-Yeh University

陳宏榮 (Hong-Rong Chen)

國立中正大學財金所研究生

Department of Finance, College of Management,
National Chung Cheng University

摘要

本文對投資人情緒是否具短期未來股票報酬預測能力之議題，進行實證研究，相較於文獻使用之預測模型，本研究使用之模型，考量變數資料可能具有單根、持續性、內生性、異質變異性等問題，避免傳統預測模型可能產生估計偏誤之情形。本研究發現，投資人情緒與短期未來股票報酬具有正向相關性，顯示投資人情緒短期內具有持續性，使次期股價上揚，報酬率增加。另外，本研究發現消費者信心指數對股票報酬無顯著預測能力，因此，對於未來股票報酬之預測能力，使用股票市場資料變數作為投資人情緒之衡量工具，優於一般總體經濟指標。

關鍵詞: 投資人情緒、持續性、內生性、異質變異性、股票報酬預測模型

Abstract

This article tests for the predictive ability of investor sentiment for near-term future stock market returns. Compared with the prediction models used by prior studies, our model takes into account the possible problems on unit root, persistency, endogeneity or heteroscedasticity to avoid biased estimation. Our tests show a significant and positive relation between investor sentiment and future stock returns. The result implies that investor sentiment is persistent and makes future stock prices rise. Our tests also show that Consumer Confidence Index is uncorrelated with future stock returns. The results imply that stock market variables are better than macroeconomic indices as measuring tools of investor sentiment for predicting future stock returns.

Key words: Investor sentiment, Persistency, Endogeneity, Heteroscedasticity

壹、緒論

預測股票報酬，為學術與投資人持續關注之議題，傳統財務理論提出效率市場假說，其論述為股價能立即並完全反映所有攸關訊息，因此，股票報酬無法或輕易被事先預測出來。然而，股票報酬預測之議題，仍持續被學術文獻所重視，尤其出現許多現代財務理論無法解釋之異常現象，例如股價劇烈波動、策略投資超常報酬等，使得投資人財務決策行為之議題，逐漸受到關注。

近代文獻提出各種預測變數，用來檢視是否具有股票報酬預測能力，例如總和產出(Balvers, Cosimano, and McDonald, 1990)、股東權益帳面價值(Bae and Kim, 1998)、現金流量波動度(Narayan and Westerlund, 2014)、油價變化(Narayan and Gupta, 2015)等，均在實證上被發現具有預測股市之能力。除了上述財報與經濟變數之外，投資人行為變數於近代文獻上亦受到重視與探討，Kahneman and Tversky (1979) 提出展望理論，投資人受思維與情緒有限性之影響，使得股價對攸關訊息並不如效率市場假說所論述，具有立即與一次到位性，反而於市場上，不斷出現各式過度反應或反應不足等現象，因此，有關投資人情緒是否具有股票報酬預測能力，持續為國內外學術研究所探討(例如 Chen, Hong, and Stein, 2001; Baker and Stein, 2004; 周賓凰、張宇志、林美珍, 2007; 鄭高輯、林泉源, 2010 等)，本研究亦將對此議題再次進行實證研究，以相關文獻之實證模型為基礎，進行更精確之檢定。

Friedman(1953) 和 Fama(1965)之研究認為，由於套利機制，占市場少數之噪音交易者(noise trader)，其預期報酬為負值，並且無法持續存活於市場中，然而，Shleifer and Summers (1990)卻發現噪音交易者之投資效益為正，證實噪音交易者之非理性行為為影響股票報酬之因素之一，套利不必然毫無障礙，而使得市場不受投資人之非理性所影響，即使專業投資人，亦可能無法避免於自身之非理性情緒。

Siegel (1992) 針對 1987 年 10 月股市崩跌的情況進行研究，發現投資人情緒與股票報酬具有相當之關聯性，投資人情緒為一種集體對於市場未來前景看法的非理性因素，

若對市場前景表示樂觀，則相互感染之投資人會呈現情緒高漲的狀態，相反地，若對市場前景悲觀，則呈現情緒低落的狀態，無論樂觀或悲觀，均將使投資決策因不理性預期而導致股價產生異常變動，因此，投資人情緒便可能成為具有預測股票報酬能力之工具。

過去實證投資人情緒是否能預測股票報酬之文獻，普遍使用最小平方法(OLS)估計迴歸預測模型，然而，Westerlund and Narayan (2015)指出，若預測模型具有內生性或異質變異性問題，將使得 OLS 之估計結果產生偏誤，而過去實證文獻使用之預測模型，並無考量這些問題，因此，本研究依據 Westerlund and Narayan 之理論，將投資人情緒與股票報酬之內生性問題納入實證模型建構，並使用 ARCH 結構(Autoregressive conditional heteroscedastic)控制模型之異質變異性，以求得更精確之估計結果，而這也是本研究對此議題於學術上最主要之貢獻。

本研究另一貢獻為使用文獻已發現之數個重要投資人情緒變數，包含總市場周轉率、券資餘額比、三大法人週轉率、交易相對強弱指標、消費者信心指數等五大情緒指標，並且依據 Baker and Wurgler (2006)，將此投資人情緒變數以主成分分析法(Principal Component Analysis)結合成單一指標，此法亦廣泛為過去文獻所使用，本研究結果可與文獻作比較。

本研究以台灣股票市場為研究對象，除了使用與文獻相同之總體市場股票指數資料之外，本研究另一貢獻為將台灣上市公司分為 19 種產業，分別探討投資人情緒對個別產業股票報酬之預測能力。

本文後續架構如下，第貳章為文獻回顧，探討投資人情緒之衡量與投資人情緒對股票市場影響之文獻。第叁章為研究方法，介紹本研究資料之選取與實證模型之建構。第肆章為實證結果與分析。第五章為結論。

貳、文獻回顧

2.1 投資人情緒之衡量

Brown and Cliff (2004) 將投資人情緒之衡量方式分為兩種，第一種為直接情緒指標，第二種則為間接情緒指標。直接情緒指標通常由研究機構運用對大眾之訪查，訪查內容大多為對未來市場的多空看法，並將取得之資料編製成單一情緒指標，例如摩根富林明投資者信心指數(JF Investor Confidence Index)、道富投資者信心指數(State Street Investor Confidence Index)、美國密西根大學消費情緒指數、ING 情緒指數等。台灣也有世新大學建立台灣股票投資人情緒指數，第一次調查始自 2009 年 10 月，由於所編製指數累積至今期間仍過短，於台灣市場實證研究上較不容易使用，因此國內研究文獻大多以間接情緒指標為主。

間接情緒指標則使用股票市場資訊，間接捕捉投資人情緒，例如 Brown and Cliff (2004) 使用 ARMS 指數、融資變動率、融券比率、零股交易比率、賣/買權比率、預期波動率、封閉型基金折價程度、共同基金淨買進量、基金持有現金比率、IPO 家數、與 IPO 首日報酬率等，作為投資人情緒之間接衡量變數進行研究。另外，經濟變數也常被使用來衡量投資人情緒，例如 Kadilli(2015)使用消費者信心指數作為投資人情緒之代

理變數，除此之外，也有文獻以非財務或經濟變數作為情緒指標，例如 Saunders(1993)、Hirshleifer and Shumway(2003)以天氣因素作為情緒指標，研究其對市場的影響。

2.2 投資人情緒對市場之影響

愈來愈多實證文獻發現投資人情緒對市場有顯著之影響，國外研究例如 Conrad, Hameed, and Niden (1994)，其以交易量作為情緒衡量指標，發現交易量顯著負向影響股票報酬，Baker and Stein (2004)則以週轉率衡量投資人情緒，發現週轉率與股票報酬有顯著之負相關，Brown and Cliff(2004)則以法人周轉率為投資人情緒衡量指標，證實投資人情緒與過去之股票報酬存在顯著關係，但是投資人情緒對短期未來股票報酬無顯著關係。Yang and Zhou (2015)使用交易相對強弱指標(RSI)作為情緒指標，其研究結果亦發現投資人情緒與股票報酬具有相關性，且在小型股之中更為顯著，此與 Kim and Ha (2010)研究結果相同。Fisher and Statman (2003)、Qiu and Welch (2004)、Stambaugh, Yu, and Yuan (2012)、Kadilli (2015)、Chen(2015)在其研究中，使用消費者信心指數做為投資人情緒的代理變數，亦證實與股票報酬間的相關性。Baker and Wurgler (2006)、Kim and Ha(2010)則將多項變數，例如封閉型基金折價程度、市場週轉率、IPO 第一天平均報酬、IPO 家數、權益證券佔新發行證券比率、以及現金股利益酬等，使用主成分分析法組合成一情緒指標，發現情緒指標走勢與股價動向相當接近，並且發現投資人情緒在小型股、低價股與低帳面市值比股票中，更能負向影響股票報酬。

國內研究則有周賓凰、張宇志、林美珍(2007)與鄭高輯、林泉源(2010)，分別以市場週轉率、新股發行比、資券餘額、三大法人週轉率、三大法人買賣超股數、三大法人買賣超台股期口數、零股交易量等，衡量投資人情緒，研究結果與國外研究結果相似，整體而言，投資人情緒與股票報酬有顯著負關係。蔡佩蓉、王元章、張眾卓(2009)則使用主成分分析法，將市場週轉率、初次上市櫃(initial public offerings, IPO)家數、IPO 報酬、新股發行比率、上漲家數除以下跌家數、ARMS 指標、創新高的股票家數除以創新低的股票家數、融資變動比率、融券變動比率與放空比率等變數，組合成一個情緒指標，發現情緒指標對未來股票報酬具有顯著的負向影響。

參、研究方法

3.1 樣本資料與來源

由於本研究使用台灣消費者信心指數為情緒指標之一，其編製起始為 2001 年，因此本研究樣本觀察期間為 2001 年 1 月至 2015 年 6 月，樣本公司為台灣所有上市非金融機構，並且依照台灣經濟新報資料庫(Taiwan Economic Journal Database, TEJ)之產業分類，將樣本分為水泥工業、食品工業、紡織工業、造紙工業、化學生醫技業、汽車工業、塑膠工業、電子工業、電器電纜業、電機機械業、建材營造業、貿易百貨業、玻璃陶瓷業、航運業、觀光業、橡膠業、鋼鐵業、油電燃業、其他產業共 19 種產業，以及不分類之總體市場，共計 20 個樣本組合。

另外，依據 Banz and Breen (1986) 之倖存者偏誤理論(survivorship bias)，為避免研究中所含之訊息僅來自於倖存者而導致結果出現偏誤，因此所選取之樣本公司即使於觀察期間內下市，仍予以保留。

使用之資料為月資料，國內外研究投資人情緒預測股票報酬之文獻，多以月資料為主，資料來源為台灣綜合研究院(Taiwan Research Institute, TRI)與台灣經濟新報資料庫(Taiwan Economic Journal Database, TEJ)，無風險利率則為第一銀行之一個月定存利率。

3.2 變數定義

本研究選取一般被廣泛使用之投資人情緒間接衡量變數，共計五種，分別為(1)總市場周轉率(TOR)、(2)券資餘額比(FBR)、(3)三大法人周轉率(ITOR)、(4)交易相對強弱指標(RSI)、(5)消費者信心指數(CCI)。以上個別變數均解釋一部分投資人情緒，因此，為能更全面性衡量投資人情緒，本研究另外將上述五種變數以主成分分析法，合而為一投資人綜合情緒指標(IS)，並將此指數納入分析，因此本研究共計探討六種情緒指標。

本研究不使用投資人情緒之直接衡量變數，係因台灣股票市場唯一之世新大學投資人情緒指數從 2009 年開始調查，而本研究之樣本觀察期間起始日為 2001 年。

各投資人情緒變數之定義與選擇理由如下：

(1) 總市場週轉率(Turnover Rate, TOR)

週轉率(交易量)為文獻最常使用之投資人情緒衡量變數，投資人情緒若呈現高漲情形，則週轉率會因此而提高，反之若投資人情緒低落則週轉率下降。大部分文獻發現此變數確實影響股票市場，市場週轉率與股票報酬呈現負向關係。此總市場週轉率計算公式為

$$TOR = \ln \left(\frac{\text{第 } t \text{ 月市場成交量總額}}{\text{第 } t \text{ 月底市場流通在外股數總額}} \times 100\% \right) \quad (1)$$

(2) 券資餘額比(Financing / Bearing Ratio, FBR)

此變數常用以衡量散戶投資人情緒，融資張數之加總為融資餘額，融券張數之加總則為融券餘額。一般而言，融資增加或融券減少，代表散戶投資人對於未來呈現樂觀預期，因此情緒高漲，反之，若融資減少或融券增加，則代表散戶投資人對未來呈現悲觀之態度，因此情緒低落。此券資餘額比計算公式如下

$$FBR = \ln \left(\frac{\text{第 } t \text{ 月平均每日融資餘額}}{\text{第 } t \text{ 月平均每月融券餘額}} \right) \quad (2)$$

(3) 三大法人周轉率(Institutional Investors Turnover Rate, ITOR)

台灣市場因為散戶交易比重高，因此過去文獻常以散戶情緒指標為主，然而近年來，法人於國內交易比重逐漸提高，已與散戶交易相差無幾，因此，法人情緒指標亦應納入分析。此三大法人週轉率計算公式為

$$ITOR = \ln \left(\frac{\text{第 } t \text{ 月三大法人買進股數} + \text{第 } t \text{ 月三大法人賣出股數}}{\text{第 } t \text{ 月底市場流通在外股數總額}} \times 100\% \right) \quad (3)$$

(4) 交易相對強弱指標(Relative Strength Index, RSI)

市場相對強弱指標常被作為投資人情緒之代理變數，因其衡量市場超買或超賣之情形，同時也衡量投資人樂觀與悲觀之程度，該指標值介於 0 至 100 之間，其值越高代表買方力道越強，通常指標值若高於 80，表示市場超買與投資人情緒高漲，若指標值低於 20，則表示市場呈現超賣，投資人情緒相對低落。此交易相對強弱指標之計算公式為

$$RSI_t = 100 \times RS_t / (1 + RS_t) \quad (4)$$

其中

$$RS_t = \frac{\sum_{t=1}^8 \max(P_t - P_{t-1}, 0)}{\sum_{t=1}^8 \max(P_{t-1} - P_t, 0)}, P_t \text{ 為第 } t \text{ 期之收盤價。}$$

(5) 消費者信心指數(Consumer Confidence Index, CCI)

消費者信心指數代表消費者對未來前景之信心，信心越高則消費意願越高，因此，亦能間接代表股市投資人對股票市場之信心與情緒。此消費者信心指數資料來源為台灣綜合研究院，此指數由六項變數所編製，分別為未來半年國內物價水準、未來半年家庭經濟狀況、未來半年國內經濟景氣、未來半年國內就業機會、未來半年投資股票時機、與未來半年購買耐久性財貨時機。

(6) 綜合情緒指標(Investor Sentiment, IS)

使用前述 5 個情緒指標，以第一主成分建構出投資人綜合情緒指標。此綜合情緒指標之計算公式為

$$IS_t = \beta_1 \cdot TOR_t + \beta_2 \cdot FBR_t + \beta_3 \cdot ITOR_t + \beta_4 \cdot RSI_t + \beta_5 \cdot CCI_t \quad (5)$$

3.3 實證模型

本研究採用Westerlund and Narayan (2015)之實證模型，將變數可能之持續性、內生性、與異質變異性問題納入模型考量，以避免產生偏誤之估計結果。首先，建立典型的預測迴歸模型如下：

$$r_t = \alpha + \beta \cdot x_{t-1} + \varepsilon_{r,t} \quad (6)$$

其中， r_t 為扣除無風險利率之超額報酬率， x_t 為時間 t 時之投資人情緒指標，為市場週轉率(TOR)、券資餘額比(FBR)、三大法人週轉率(ITOR)、相對強弱指標(RSI)、與消費者信心指數(CCI)、或綜合投資人情緒指標(IS)。

假設情緒指標具有持續性，且為以下之一階自我迴歸(First-order autoregressive, AR(1)):

$$x_t = \mu + \lambda \cdot x_{t-1} + \varepsilon_{x,t} \quad (7)$$

另外若情緒指標具有內生性，亦即(6)與(7)式的殘差項具有相關性，因此將二式之殘差項組成下列模型：

$$\varepsilon_{r,t} = \gamma \cdot \varepsilon_{x,t} + \epsilon_t \quad (8)$$

若 γ 顯著異於0，則此情緒指標具有內生性。

若情緒指標同時具有持續性與內生性，則(7)式改寫如下：

$$\varepsilon_{x,t} = x_t - \lambda \cdot x_{t-1} - \mu \quad (9)$$

再將(9)式帶入(8)式

$$\varepsilon_{r,t} = \gamma(x_t - \lambda \cdot x_{t-1} - \mu) + \epsilon_t \quad (10)$$

再將(10)式帶入(6)式，則控制持續性與內生性問題之預測迴歸模型調整如下：

$$r_t = \theta + \beta \cdot x_{t-1} + \gamma(x_t - \lambda \cdot x_{t-1}) + \epsilon_t \quad (11)$$

其中 $\theta = \alpha - \gamma \cdot \mu$ 。

依據Lewellen (2004)之研究，若以最小平方法(OLS)估計第(11)式，則估計之 β 值將產生偏誤，因此，第(11)式改寫為

$$r_t = \alpha + \beta^{adj} \cdot x_{t-1} + \gamma(x_t - \lambda \cdot x_{t-1}) + \epsilon_t \quad (12)$$

其中 $\beta^{adj} = \beta - \gamma(\lambda - 1)$ ，為 Lewellen 發展之不偏調整最小平方估計量(Bias-adjusted OLS estimator)。

然而，Lewellen所使用之不偏調整OLS估計量卻忽略了股票報酬之異質變異特性(Heteroscedastic)，因此，依據Westerlund and Narayan (2015)，改用GLS估計量，在(12)式中假設 ϵ_t 具有自我相關異質變異，亦即ARCH結構(Autoregressive conditional heteroscedastic)，以GLS-t統計量檢定第(12)式之虛無假設 $H_0 : \beta^{adj} = 0$ ，檢定統計量如下：

$$t_{GLS} = \frac{\sum_{t=qm+2}^T w_j^2 x_{t-1}^d r_t^d}{\sqrt{\sum_{t=qm+2}^T w_j^2 (x_{t-1}^d)^2}} \quad (13)$$

肆、實證結果

本研究以投資人情緒指標為自變數，探討此變數對台灣股票報酬率短期之預測能力，在進行預測迴歸模型估計之前，先對股票報酬率與情緒指標之單根、持續性、內生性作檢測，以防產生預測係數之偏誤估計值。

4.1 敘述性統計

表一為股票報酬率與情緒指標變數之敘述統計量，除建材營造業與橡膠業之外，其他產業之平均股票報酬率皆為負。偏態係數部分，航運業與油電燃業略小於0，顯示此二種產業報酬之機率分配呈現略為左偏的型態，其餘產業之偏態係數皆大於0，呈現右偏之形態。而在峰態係數部分，所有產業峰態係數皆大於3，顯示其機率分配接近高峽形態。另外，報酬標準差之最低值為4.342，顯示各產業之報酬率具有相當大之差異性。

表二為各情緒指標間之相關係數，正如預期，綜合情緒指標與其他指標皆呈現正相關，其中與券資餘額比的相關係數最高，顯示綜合情緒指標來自於券資餘額比的影響較大。總市場週轉率與三大法人週轉率之相關係數為顯著正相關，此為合理結果，因為三大法人週轉率涵蓋於總市場週轉率之中。而券資餘額比則與市場相對強弱指標相關性也較高，顯示市場相對強弱指標對於券資餘額比的敏感度較大。

表一、股票報酬率與投資人情緒指標之敘述統計量

產業	平均數	標準差	偏態係數	峰態係數
整體市場	-0.7236	6.4444	0.2613	4.1218
水泥工業	-0.4162	8.3768	0.1560	4.2287
食品工業	-0.3777	7.4292	0.1502	3.5682
紡織工業	-0.3229	9.0163	0.4233	3.7934
造紙工業	-0.6965	10.1765	1.1859	8.2325
化學生醫技業	-0.1991	7.6402	0.1731	4.2114
汽車工業	-0.2533	9.0818	0.4463	4.8674
塑膠工業	-0.2365	8.8940	0.3290	4.0028
電子工業	-0.4157	9.8333	0.6642	5.6371
電器電纜業	-0.9050	9.4153	0.7754	5.6837
電機機械業	-0.2678	7.4406	0.0306	3.3794
建材營造業	0.4843	11.7491	0.9161	5.3158
貿易百貨業	-0.5967	8.3602	0.3331	3.6128
玻璃陶瓷業	-0.5835	11.1095	0.0948	3.7263
航運業	-0.3586	8.3896	-0.0394	3.9639
觀光業	-0.3684	8.9570	1.3378	10.1170
橡膠業	0.1337	8.0882	0.0156	3.6850
鋼鐵業	-0.0421	10.5817	1.2482	8.4189
油電燃業	-0.4966	4.3420	-0.2556	4.2853
其他	-0.1320	7.1186	0.0169	3.6401
綜合情緒指標(IS)	0.8954	0.3704	-0.9691	4.7013
總市場週轉率(TOR)	0.1551	0.0529	1.3785	5.6754
三大法人週轉率(ITOR)	0.0736	0.0278	1.0170	4.3972
券資餘額比(FBR)	4.4181	1.6786	0.7488	3.3553
交易相對強弱指標 (RSI)	55.5658	24.9609	-0.3579	2.2959
消費者信心指數(CCI)	73.3844	9.7513	-0.6292	3.1027

註：樣本資料期間為 2001 年 1 月至 2015 年 6 月之月資料。報酬率為產業每月平均報酬率減去每月第一銀行一個月定存利率(無風險利率)。

表二、投資人情緒指標之相關係數矩陣

	IS	TOR	ITOR	FBR	RSI	CCI
IS	1					
TOR	0.1500**	1				
ITOR	0.1450**	0.1310**	1			
FBR	0.5100***	-0.0124	0.0241	1		
RSI	0.312***	0.1770**	-0.1544	0.4990***	1	
CCI	0.0830	0.0560	0.2580***	-0.0930	-0.1620**	1

註 1：***表示於 1% 水準下顯著；**表示於 5% 水準下顯著；*表示於 10% 水準下顯著。

註 2：IS 為綜合情緒指標；TOR 為總市場週轉率；ITOR 為三大法人週轉率；FBR 為券資餘額比；RSI 為交易相對強弱指標；CCI 為消費者信心指數。

4.2 單根、持續性檢定

依據 Granger and Newbold(1974)，若時間序列變數呈現非穩定狀態時，將產生虛假迴歸(Spurious Regression)問題，換言之，非定態之時間序列變數，將使迴歸估計產生假性因果關係，因此本節使用 Augmented Dickey-Fuller(ADF)之方法，對各產業報酬率與情緒指標進行單根檢定，若檢定結果發現資料無法拒絕單根假設，則將原始資料進行差分。本研究以 Schwarz information criterion(SIC)準則選取之落後項為 13 期。檢定結果顯示於表三，在顯著水準 1% 之下，所有產業報酬率之序列皆拒絕單根假設，顯示報酬率皆已呈現穩定狀態，無須另行差分。而所有投資人情緒之序列亦拒絕單根假設，呈現定態。

表四為變數一階自我迴歸之持續性檢定，若 AR(1)係數趨近於 1，則表示此序列具有持續性，結果顯示，所有產業報酬率序列之 AR(1)係數之值皆遠小於 1，顯示各序列持續性不高。然而各項情緒指標之 AR(1)係數皆相當接近於 1，顯示該序列具有持續性，因此，依據 Westerlund and Narayan (2015)，本研究將自變數之持續性納入預測迴歸模型中。

表三、產業報酬率及投資人情緒之單根檢定

產業	Dickey-Fuller 單根檢定統計量(T 值)
整體市場	-10.9503***
水泥工業	-12.4522***
食品工業	-11.8511***
紡織工業	-11.5188***
造紙工業	-11.7988***
化學生醫技業	-12.7764***
汽車工業	-10.5087***
塑膠工業	-11.9268***
電子工業	-10.8907***
電器電纜業	-10.7499***
電機機械業	-10.4829***
建材營造業	-10.3535***
貿易百貨業	-11.3077***
玻璃陶瓷業	-12.0792***
航運業	-11.4880***
觀光業	-12.3272***
橡膠業	-12.1657***
鋼鐵業	-11.0922***
油電燃業	-11.9600***
其他	-9.88721***
綜合情緒指標(IS)	-5.73926***
總市場週轉率(TOR)	-7.15039***
三大法人週轉率(ITOR)	-4.77055***
券資餘額比(FBR)	-3.74799***
交易相對強弱指標(RSI)	-8.90384***
消費者信心指數(CCI)	-12.0401***

註 1：***表示於 1%水準下顯著；**表示於 5%水準下顯著；*表示於 10%水準下顯著。

註 2：單根檢定結果為建立在 ADF 模型之上，並且僅包含截距項，除此之外，使用 Schwarz information criterion(SIC)準則選取落後項，而選取之最適落後項為落後 13 期。

表四、產業報酬率及投資人情緒之一階自我迴歸係數值

產業	AR(1)
整體市場	0.2149
水泥工業	0.0583
食品工業	0.1136
紡織工業	0.1351
造紙工業	0.1224
化學生醫技業	0.0377
汽車工業	0.2381
塑膠工業	0.1211
電子工業	0.2893
電器電纜業	0.2074
電機機械業	0.2247
建材營造業	0.2437
貿易百貨業	0.1706
玻璃陶瓷業	0.0833
航運業	0.1539
觀光業	0.0655
橡膠業	0.1035
鋼鐵業	0.1822
油電燃業	0.1292
其他	0.2979
綜合情緒指標(IS)	0.9557
總市場週轉率(TOR)	0.9867
三大法人週轉率(ITOR)	0.9834
券資餘額比(FBR)	0.9790
交易相對強弱指標(RSI)	0.9679
消費者信心指數(CCI)	0.9995

註：持續性程度之估計結果，為建立在一階自我迴歸模型之上。

4.3 內生性檢定

本文檢定第(8)式之 γ 是否異於0，檢測股票報酬與情緒指標是否具有內生性的問題，結果如表五所示。

首先檢視綜合情緒指標(IS)，在1%顯著水準下，所有產業均拒絕 $\gamma = 0$ 之假設，因此，綜合情緒指標具有內生性。同樣在1%顯著水準下，總市場週轉率(TOR)於所有產業中亦顯著具內生性。三大法人週轉率(ITOR)之內生性則於10%顯著水準下，僅在汽車工業顯著，而其他產業皆不顯著，因此，整體而言，三大法人週轉率不具有內生性問題。

在券資餘額比(FBR)的部分，於顯著水準 10%之下，鋼鐵業呈現顯著，當顯著水準為 5%，則汽車工業、塑膠工業、觀光業、與橡膠工業等 4 種產業呈現顯著，而在顯著水準 1%之下，水泥工業、造紙工業、與航運業亦呈現顯著，綜合以上，超過半數產業呈現顯著狀態，因此顯示，券資餘額比基本上具有內生性。在交易相對強弱指標(RSI)部分，僅有建材營造業與其他工業在 5%顯著水準下，顯著呈現內生性，顯示交易相對強弱指標不具內生性。最後消費者信心指數(CCI)在所有產業之中，於 1%顯著水準之下，皆呈現顯著，顯示消費者信心指數具有內生性問題。

表五、股票報酬率與投資人情緒指標之內生性檢定

產業	γ 值					
	IS	TOR	ITOR	FBR	RSI	CCI
整體市場	11.0558***	13.3709**	6.7796	0.7475	-1.14921	1.5074***
水泥工業	10.5695***	68.2205***	8.6127	1.5109***	0.96916	1.1892***
食品工業	7.0917***	76.4321***	-1.3358	0.5611	-1.26156	1.1849***
紡織工業	10.1615***	100.1611***	6.2134	0.7851	-1.36983	1.6879***
造紙工業	14.7646***	94.7696***	31.3724	1.3368***	-0.05675	1.6840***
化學生醫技業	7.7518***	71.6115***	2.4544	0.3556	-0.46353	1.2010***
汽車工業	13.3145***	80.6594***	45.4485*	1.6839**	0.53086	1.3258***
塑膠工業	11.4507***	89.0851***	16.0798	1.1481**	-0.68246	1.5073***
電子工業	11.6792***	80.2665***	4.8414	0.4965	-1.13683	1.5763***
電器電纜業	10.6132***	109.5886***	7.1666	0.5131	-2.21606	1.6924***
電機機械業	9.0128***	72.9666***	0.3568	0.2829	-0.71026	1.3828***
建材營造業	12.1028***	132.4397***	33.1997	0.6305	-3.9412**	1.9972***
貿易百貨業	7.7002***	92.0211***	-13.8578	0.5176	-2.23564	1.3518***
玻璃陶瓷業	10.3581***	102.1846***	-24.1317	0.6971	-0.59203	1.8684***
航運業	11.1230***	78.6246***	1.5198	1.2733***	0.895919	1.2663***
觀光業	10.7486***	73.7757***	14.9582	1.2621**	-0.58701	1.3344***
橡膠業	11.5969***	76.2862***	8.1550	1.2972**	0.210124	1.2850***
鋼鐵業	12.1869***	108.1546***	-7.0546	1.3333*	-2.68611	1.4403***
油電燃業	3.5633***	39.2948***	-2.5936	0.2004	-0.30178	0.7161***
其他	8.3098***	78.3940***	2.0899	0.3579	-2.0926**	1.3383***

註 1：***表示於 1%水準下顯著；**表示於 5%水準下顯著；*表示於 10%水準下顯著。

註 2：IS 為綜合情緒指標；TOR 為總市場週轉率；ITOR 為三大法人週轉率；FBR 為券資餘額比；RSI 為交易相對強弱指標；CCI 為消費者信心指數。

4.6 報酬預測模型檢定結果

由於大部分情緒指標經統計檢定，呈現具有持續性與內生性問題，並且股票報酬基本上存在異質變異特性，因此，本文估計第(12)式，並使用 GLS-t 統計量檢定報酬預測模型是否顯著，表六為係數估計與檢定結果。

首先於綜合情緒指標(IS)，在顯著水準 10%之下，觀光業之 β^{adj} 為 0.3758，且為顯著，在顯著水準 5%之下，貿易百貨業之 β^{adj} 為 0.5154，亦呈現顯著，其餘產業也在 1%顯著水準下， β^{adj} 呈現顯著的正值，結果顯示，綜合情緒指標對股票報酬具有顯著之預測能力，當投資人情緒在當期呈現正向時，則下一期之股票報酬會呈現上漲趨勢。

在總市場週轉率(TOR)部分，在顯著水準 10%之下，汽車工業、橡膠業、與油電燃業之 β^{adj} 值為顯著之正值(分別為 0.4540、0.4846、與 0.4096)，在 5%顯著水準之下，亦有整體市場、食品業、紡織業、貿易百貨業、玻璃陶瓷業、航運業、與其他工業之 β^{adj} 呈現顯著正值，在顯著水準 1%之下，造紙業、塑膠業、電器電纜業、建材營造業、與鋼鐵業亦呈現顯著正值，因此，總市場週轉率於大部分產業中皆具有預測能力，且是正向關係，由於投資人情緒若處於正向時，將增加交易量，下一期股票報酬則呈現上漲現象，此結果與綜合情緒指標一致。

然而，在代表大型投資人情緒之三大法人週轉率(ITOR)部分，則對所有產業股票報酬之預測能力，皆呈現不顯著，相對於總市場週轉率之顯著預測能力，顯示台灣市場散戶投資人占有一定分量之市場力。

而代表中小型投資人情緒之券資餘額比(FBR)部分，僅有觀光業呈現不顯著的狀態，在顯著水準 10%之下，食品業之 β^{adj} 為顯著(0.4073)，在顯著水準 5%之下，化學生醫技產業、建材營造業、貿易百貨業、玻璃陶瓷業、與鋼鐵業 β^{adj} 為顯著正值，在顯著水準 1%之下，其餘 13 種產業皆有顯著的正 β^{adj} 值，因此，再次證實台灣市場散戶投資人之市場影響力。

在交易相對強弱指標(RSI)部分，在顯著水準 10%之下，造紙業與觀光業之 β^{adj} 為顯著正值(分別為 0.1034 與 0.0931)，在顯著水準 5%之下，玻璃陶瓷業、航運業、與鋼鐵業呈現顯著正值，在顯著水準 1%之下，整體產業、食品業、紡織業、化學生醫技業、塑膠業、電子業、電器電纜業、電機機械業、建材營造業、貿易百貨業、油電燃業、與其他工業亦呈現顯著正的 β^{adj} 值，顯示交易相對強弱指標對股票報酬，同樣具有正向預測能力。

以股票市場資料變數作為投資人情緒指標，所得結果均顯示這類指標具有對股票報酬有預測能力，若以一般性之消費者信心指數(CCI)為情緒指標預測股票市場，則 β^{adj} 值均呈現不顯著狀態，因此顯示，一般消費大眾之情緒與股票投資人之情緒並非一致，消費者信心指數與股票報酬預測不具顯著之相關性。

表六、投資人情緒指標預測股票報酬率之結果

本表為全期樣本之估計，期間為 2001 年 1 月至 2015 年 6 月，並使用 GLS-t 檢定統計量。

產業	β^{adj}					
	IS	TOR	ITOR	FBR	RSI	CCI
整體市場	0.8086***	0.4734**	0.2047	0.8058***	0.1627***	-0.0587
水泥工業	0.6954***	0.2816	0.2803	0.5584***	0.0687	0.0009
食品工業	0.5940***	0.5744**	0.2294	0.4073*	0.1187***	-0.0324
紡織工業	0.7647***	0.5609**	0.0441	0.6377***	0.1566***	-0.0216
造紙工業	0.6175***	0.7027***	0.2244	0.6057***	0.1034*	-0.0389
化學生醫技業	0.6424***	0.3881	0.2399	0.5040**	0.1085***	-0.0739
汽車工業	0.7167***	0.4540*	0.4129	0.7351***	0.0735	0.0115
塑膠工業	0.7922***	0.6691***	0.2158	0.7210***	0.1414***	-0.0636
電子工業	0.7044***	0.2208	0.1619	0.7990***	0.1971***	-0.0994
電器電纜業	0.7381***	0.7360***	0.1649	0.6283***	0.1738***	-0.0081
電機機械業	0.8747***	0.3783	0.1318	0.7535***	0.1314***	-0.0351
建材營造業	0.7193***	0.8644***	0.3657	0.5206**	0.2508***	-0.0338
貿易百貨業	0.5154**	0.5519**	0.0950	0.4299**	0.1629***	-0.0309
玻璃陶瓷業	0.6143***	0.5862**	0.0143	0.5028**	0.1353**	-0.0735
航運業	0.6111***	0.6341**	0.1715	0.7475***	0.0905**	-0.0348
觀光業	0.3758*	0.3234	0.3036	0.3350	0.0931*	0.0029
橡膠業	0.6742***	0.4846*	0.2872	0.5611***	0.0766*	-0.0561
鋼鐵業	0.6090***	0.8849***	0.0409	0.6452**	0.1485**	0.0251
油電燃業	0.7449***	0.4096*	0.2566	0.5572***	0.0619***	0.0180
其他	0.7542***	0.5550**	0.0874	0.6819***	0.1516***	-0.0063

註 1：***表示於 1% 水準下顯著；**表示於 5% 水準下顯著；*表示於 10% 水準下顯著。

註 2：IS 為綜合情緒指標；TOR 為總市場週轉率；ITOR 為三大法人週轉率；FBR 為券資餘額比；RSI 為交易相對強弱指標；CCI 為消費者信心指數。

4.7 穩健性測試

本文樣本觀察期間涵蓋 2007-2009 之全球金融危機期間，由於此時股票市場處於非正常狀態，因此，本研究將 2007 年後之樣本資料屏除，亦即樣本觀察期間只留 2001 年 1 月至 2006 年 12 月，依相同方法，再進行一次報酬預測模型的檢定，以作為前段檢定結果之穩健性測試。

表七為模型估計結果，綜合情緒指標之 β^{adj} 依然在所有產業中呈現顯著正值，顯示綜合情緒指標對股票報酬，在屏除金融危機因素後依然具有正向之預測能力。在總市場週轉率部分，幾乎所有產業之 β^{adj} ，同樣呈現顯著之正值，檢定結果與全樣本時期一致。三大法人週轉率部分，於金融危機前之樣本依然呈現不顯著狀態，再次證實法人情緒不

具股票報酬預測能力。在券資餘額比部分，整體而言， β^{adj} 均呈現顯著正值，因此，不同期間之樣本估計結果大致呈現穩健狀態。在交易相對強弱指標部分， β^{adj} 顯著之產業均為正值，整體而言，檢定結果並無相異。最後是消費者信心指數部分，雖然汽車工業、建材營造業、鋼鐵工業、與油電燃業等 4 種產業， β^{adj} 由不顯著變成顯著正值，其餘 16 種產業之 β^{adj} 仍呈現不顯著狀態，因此基本上，消費者信心指數不具股票報酬預測能力之檢定結果並無太大之改變。

表七、投資人情緒指標預測股票報酬率結果之穩健性檢測

本表為部分樣本之估計，期間為 2001 年 1 月至 2006 年 12 月，並使用 GLS-t 檢定統計量。

產業	β^{adj}					
	IS	TOR	ITOR	FBR	RSI	CCI
整體市場	0.7709***	0.8260***	0.5180	0.7353**	0.1150***	0.1294
水泥工業	0.7535***	0.5153	0.4514	0.8700***	0.1075**	0.2050
食品工業	0.9386***	1.0513***	0.2922	0.7634**	0.0544	0.1557
紡織工業	0.7471***	0.8512***	0.2276	0.7105**	0.0976*	0.1094
造紙工業	0.7608***	0.9131***	0.1822	0.6378**	0.0746	0.2663
化學生醫技業	0.6927***	0.7742***	0.4289	0.6096**	0.0681**	0.0983
汽車工業	0.9232***	0.8472***	0.6262	0.9522***	0.0134	0.3888**
塑膠工業	0.8057***	0.8689***	0.5027	0.8819***	0.1046**	0.1895
電子工業	0.4231*	0.4754*	0.5204	0.5719**	0.1702***	-0.0094
電器電纜業	0.9478***	0.9924***	0.2792	0.5218*	0.0695	0.3329
電機機械業	0.8347***	0.9631***	0.4627	0.7127**	0.0704*	0.1505
建材營造業	1.0471***	1.0669***	0.3822	0.3917	0.1103	0.4850*
貿易百貨業	0.7172***	0.8862***	0.2328	0.5483*	0.0712	0.1848
玻璃陶瓷業	0.8221***	1.0378***	-0.0237	0.4559	0.1020	0.2682
航運業	0.8160***	0.8950***	0.2983	0.9584***	0.1231**	0.2756
觀光業	0.7553***	0.4183	0.9171*	0.3505	0.0632	0.2892
橡膠業	0.7039***	0.7228**	0.2217	0.5706*	0.0607	0.1415
鋼鐵業	0.8958***	1.0472***	-0.0252	0.5635*	-0.0076	0.5332*
油電燃業	1.0341***	0.8717***	1.0198**	0.8298***	0.0508**	0.1969**
其他	0.8173***	0.9742***	0.2274	0.6292**	0.0600	0.1706

註：***表示於 1% 水準下顯著；**表示於 5% 水準下顯著；*表示於 10% 水準下顯著。

註 2：IS 為綜合情緒指標；TOR 為總市場週轉率；ITOR 為三大法人週轉率；FBR 為券資餘額比；RSI 為交易相對強弱指標；CCI 為消費者信心指數。

伍、結論

本研究分析 5 種文獻上廣泛使用之投資人情緒指標，並且使用主成分分析法，將此 5 種情緒指標整合，建構出一個新的綜合情緒指標，衡量股票市場投資人情緒，再以台灣市場為樣本，探討與實證投資人情緒是否具有預測股票報酬能力之議題。

由於文獻上用於檢定假說所建構之股票報酬預測模型，並無將變數資料可能具有之單根、持續性、內生性、異質變異性等因素，納入模型考量，因此可能使模型估計產生偏誤之結果，本研究先對變數資料進行上述因素之檢定，確認資料特性後，再使用考量這些因素的調整預測模型，如此可避免產生偏誤估計值，因此對研究投資人情緒預測股票報酬之議題作出學術貢獻。

本研究之實證結果顯示，投資人情緒與短期未來之股票報酬具有正向相關性，亦即當投資人對未來前景具有正向期待時，短期未來之股票報酬會增加，相反的，若投資人對未來前景具負向期待時，則報酬下降。此結果與過去文獻研究顯示，投資人情緒與短期未來股票報酬呈現負向相關不同。

另外，本研究發現，對股票報酬具有預測能力之投資人情緒衡量指標，為股票市場資料變數，一般經濟指標例如消費者信心指數，較不適合用以衡量股票投資人之情緒，因其對未來股票報酬無顯著預測能力。

參考文獻

1. 周賓凰、張宇志、林美珍，2007，「投資人情緒與股票報酬互動關係」，《證券市場發展季刊》，19 卷 2 期，頁 153-190。
2. 蔡佩蓉、王元章、張眾卓，2009，「投資人情緒、公司特徵與台灣股票報酬之研究」，《經濟研究》，45 卷 2 期，頁 273-322。
3. 鄭高輯、林泉源，2010，「投資人情緒對投機型股票報酬之影響」，《商略學報》，2 卷 1 期，頁 21-35。
4. Bae, Kee Hong, and Jeong-Bon Kim, 1998, The usefulness of earnings versus book value for predicting stock returns and cross corporate ownership in Japan, *Japan and the World Economy* 10, 467-485.
5. Baker, Malcolm, and Jeffrey Wurgler, 2006, Investor sentiment and the cross-section of stock returns, *The Journal of Finance* 61, 1645-1680.
6. Baker, Malcolm, and Jeremy C. Stein, 2004, Market liquidity as a sentiment indicator, *Journal of Financial Markets* 7, 271-299.
7. Balvers, Ronald J., Thomas F. Cosimano, and Bill McDonald, 1990, Predicting stock returns in an efficient market, *The Journal of Finance* 45, 1109-1128.
8. Banz, Rolf W., and William J. Breen, 1986, Sample-dependent results using accounting and market data: Some evidence, *The Journal of Finance* 41, 779-793.
9. Brown, Gregory W., and Michael T. Cliff, 2004, Investor sentiment and the near-term stock market, *Journal of Empirical Finance* 11, 1-27.

10. Chen, Joseph, Harrison Hong, and Jeremy C. Stein, 2001, Forecasting crashes: Trading volume, past returns, and conditional skewness in stock prices, *Journal of Financial Economics* 61, 345-381.
11. Chen, Ming-Hsiang, 2015, Understanding the impact of changes in consumer confidence on hotel stock performance in Taiwan, *International Journal of Hospitality Management* 50, 55-65.
12. Conrad, Jennifer S., Allaudeen Hameed, and Cathy Niden, 1994, Volume and autocovariances in short-horizon individual security returns, *The Journal of Finance* 49, 1305-1329.
13. Fama, Eugene F., 1965, The behavior of stock-market prices, *The Journal of Business* 38, 34-105.
14. Fisher, Kenneth L., and Meir Statman, 2003, Consumer confidence and stock returns, *The Journal of Portfolio Management* 30, 115-127.
15. Friedman, M., 1953, The Case for flexible exchange rates, *Essays in positive economics*, Chicago.
16. Granger, C.W. J., and P. Newbold, 1974, Spurious regressions in econometrics, *Journal of Econometrics* 2, 111-120.
17. Hirshleifer, David, and Tyler Shumway, 2003, Good day sunshine: Stock returns and the weather, *The Journal of Finance* 58, 1009-1032.
18. Kadilli, Anjeza, 2015, Predictability of stock returns of financial companies and the role of investor sentiment: A multi-country analysis, *Journal of Financial Stability* 21, 26-45.
19. Kahneman, Daniel, and Amos Tversky, 1979, Prospect theory: An analysis of decision under risk, *Econometrica* 47, 263-292.
20. Kim, TaeHyuk, and Aejin Ha, 2010, Investor sentiment and market anomalies, *23rd Australasian Finance and Banking Conference 2010 Paper*.
21. Lewellen, Jonathan, 2004, Predicting returns with financial ratios, *Journal of Financial Economics* 74, 209-235.
22. Narayan, Paresh Kumar, and Joakim Westerlund, 2014, Does cash flow predict returns, *International Review of Financial Analysis* 35, 230-236.
23. Narayan, Paresh Kumar, and Rangan Gupta, 2015, Has oil price predicted stock returns for over a century, *Energy Economics* 48, 18-23.
24. Qiu, Lily, and Ivo Welch, 2004, Investor Sentiment Measures, *The National Bureau of Economic Research, Working Paper*.
25. Saunders, Edward M. Jr., 1993, Stock prices and wall street weather, *The American Economic Review* 83, 1337-1345.
26. Shleifer, Andrei and Lawrence H. Summers, 1990, The noise trader approach to finance, *The Journal of Economic Perspectives* 4, 19-33.
27. Siegel, Jeremy J., 1992, Equity risk premia, corporate profit forecasts, and investor

- sentiment around the stock crash of October 1987, *The Journal of Business* 65, 557-570.
28. Stambaugh, Robert F., Jianfeng Yu, and Tu Yuan, 2012, The short of it: Investor sentiment and anomalies, *Journal of Financial Economics* 104, 288-302.
 29. Westerlund, Joakim, and Paresh Narayan, 2015, A random coefficient approach to predictability of stock returns in panels, *Journal of Financial Econometrics* 13, 605-664.
 30. Yang, Chunpeng, and Liyun Zhou, 2015, Investor trading behavior, investor sentiment and asset prices, *The North American Journal of Economics and Finance* 34, 42-62.