

投資人情緒與國際證券投資： 拔靴追蹤因果關係模型之應用

Investor Sentiment and International Stock Investment: Using Bootstrap Panel Granger Causality Model

葉智丞 (Chih-Cheng Yeh)

嶺東科技大學國際企業系副教授

鄭雯芳* (Wen-Fang Cheng)

嶺東科技大學企業管理系副教授

莊鏡茹 (Yi-Ru Chung)

嶺東科技大學企業管理研究所碩士

摘要

國際證券投資已是資產配置的重要一環，不同於過去研究著重在基本分析與技術分析，本論文著眼於投資人情緒來進行觀察。本文選取 2000 年至 2013 年 20 個股票交易市場，在考慮了變數的橫斷面相依與異質性的問題之後，以每年為一區間，採用 Kónya (2006)的追蹤資料因果關係模型，逐次區分各國投資人情緒與指數報酬的四種因果關係：樂觀、保守、回饋與中立，最後再累計觀察四種因果關係未來 1 年的平均報酬是否有所差異。實證結果發現，四種因果關係彼此之間的未來報酬確實不同，未來一年的報酬，以屬於保守因果關係(報酬影響情緒)的國家指數報酬最優，其次是屬於中立因果關係(互相不影響)的國家指數，再其次是屬於回饋因果關係(互相影響)的國家指數，最後，報酬最低的是屬於樂觀因果關係(情緒影響報酬)的國家指數。研究結果，提供了有別於傳統的一種心理投資分析方法。

關鍵詞：投資人情緒、股票報酬、拔靴追蹤因果關係檢定

*聯絡作者：嶺東科技大學企業管理系。地址：台中市嶺東路一號。
Email：g7362791@teamail.ltu.edu.tw。

Abstract

This paper investigates potential Granger causality between the Investor Sentiment and Stock Returns in 20 stock markets for the period between 2000 and 2013. A new panel-data approach developed in Kónya (2006) which is based on SUR systems and Wald tests with country specific bootstrap critical values is employed in the study. The empirical results indicate that there are four results of causality relationship between Investor Sentiment and Stock Returns, such as (1) Investor Sentiment Granger causes Stock Returns, (2) Stock Returns Granger causes Investor Sentiment, (3) evidence of effects between Investor Sentiment and Stock Returns, and (4) no evidence of effects between Investor Sentiment and Stock Returns. If we examine the next year's performance, we find "Stock Returns Granger causes Investor Sentiment" is better than those which do other hypothesis. This result is helpful for investors in making their international stock investment plans.

Keywords: Investor Sentiment, Stock Returns, International Investment

壹、緒論

過去傳統的財務理論以理性行為和效率市場為核心，在投資人為理性且追求效用最大下，假設所有相關資訊皆能在最短時間內完全反應在股價上。然而從過去到現在，已有越來越多的實證研究發現市場的確存在某些異常現象，非傳統財務理論所能解釋，異常現象的出現讓學者們開始懷疑效率市場的真實性，並尋求其他領域的解釋，行為財務學 (behavioral finance) 並因此而興起。

行為財務學係以心理學上的發現為基礎，輔以社會學等其他社會科學的觀點，嘗試解釋無法為傳統財務經濟理論所解釋的各種紛亂與異常現象。這些異常現象包括：過高的股價波動性與交易量，而且股票報酬不論在橫斷面上或時間序列上，都存在相當的可預測性。例如，在橫斷面方面，實證文獻發現所謂的規模溢酬(size premium，即小公司規模效果)與價值溢酬(value premium，亦即帳面市值比效果)，而且傳統的定價理論(包括CAPM, APT與CCAPM等)也無法合理的解釋資產間的橫斷面報酬差異。在時間序列方面，除了週末效應、一月效應、假日效應等現象外，股價不論在短期或長期也都存在相當的自我相關。

許多學者試圖研究上述的異常現象，將效率學派理論所忽略的投資人行為因素加進來考慮，從而發現投資人的情緒會影響到投資決策，最後影響了報酬。例如 Brown and Cliff (2004) 發現情緒強度和股價波動與同期間的股票報酬具有高度的相關性; Barber et al. (2006) 也發現投資人情緒與未來短期股價報酬呈正相關，與未來長期股價報酬呈負相關; Baker and Wurgler (2006)更進一步直接

建構投資人情緒指標，結果發現成立不久、規模小、未獲利、極端成長或是有財務危機特徵的公司易受情緒影響。並且當前期市場情緒指標低落時，擁有上述公司特徵的股票報酬會隨後提升；反之，當前期市場情緒高亢，上述類型公司股票的報酬會跟著滑落，代表著前期的情緒狀況確實會影響到後期的股票報酬。Kumar and Lee(2006)證明規模小、價值股、較低機構投資人持股以及低價股等股票是散戶投資人較集中交易的股票，而且，在這些散戶投資人交易較集中的個股中，散戶的交易與股票的報酬有相同的移動方向。國內學者，李春安、羅進水、蘇永裕等 (2006) 發現總體經濟及投資人情緒顯著影響到追漲或殺跌策略，且三者之間有相互的影響關係；周賓凰、張宇志與林美珍(2007)則以市場週轉率、新股發行比和資券餘額比做為投資人情緒指標，檢定情緒因子是否能解釋市場，發現投資人情緒與下期市場報酬有負向的關係。可見，情緒會影響到股價報酬已得到很多文獻的支持。

值得注意的是，投資人的情緒除了會影響投資決策，透過傳遞效果，也會系統性的影響到金融市場的穩定，尤其在市場出現崩跌時更加明顯。因為，金融市場崩盤可能蔓延(contagion)，引起其他市場投資人的恐懼。Siegel (1992)針對 1987 年 10 月美國股市崩盤進行研究，發現投資人情緒與股市崩盤前後的市場報酬之間有高度關連性。Chakrabarti and Roll (2002)指出 1997 年亞洲金融風暴對東亞與歐洲股市的衝擊，研究結果發現，在金融風暴發生前，並沒有波動蔓延，但在金融風暴之後則有顯著的蔓延，且共變性、相關性與波動性都明顯提高。Kumar and Lee(2006)認為，散戶投資人交易的系統性行為有部分是由非基本面因素所引起，而這些非基本面因素即是散戶投資人的情緒，是一般大家所熟知的風險因子所無法解釋的。

另一方面，情緒因素也會進而影響資產的定價，除了崩盤時期具關聯性之外，Fisher and Statman (2000)的研究指出，個人或機構投資人的情緒與後續股票報酬呈顯著負相關。而 Brown and Cliff (2004)發現，過去股票報酬會影響投資人未來情緒，且情緒強度和股價波動與同期股票報酬具高度相關性。就恐懼觀點，Rappoport and White (1994)利用定期放款的月資料衡量隱含波動，探討 1929 年的美國股市崩盤事件是否可以被預期。研究結果發現，事件發生之前市場就存在崩盤恐懼，崩盤可以由市場的恐懼加以預期。

近年來，在全球化趨勢浪潮中，透過國際證券投資是相當熱門話題。國際投資的主要目的之一就是分散風險，傳統的國際投資是以國家為基礎來進行風險分散，其原因在於國際股市之間彼此低度相關，提供了良好分散風險能力。然而，正如前述文獻所述，投資人的情緒是投資決策的一項重要因子，透過系統性的傳遞效果，投資人的情緒可能也會影響到一國股市的波動，某一國家某一時期的投資人的情緒與股市報酬的領先落後因果關係，可能會影響到下一期的證券市場波動與報酬。所以，如果想要建立國際證券投資組合，認知與釐清該國的投資人情緒與股市報酬的互動關係，可能對於國際證券投資組合的風險規避與投資績效，會有較佳的表現。本文採用 20 個股票交易市場，14 年的週資料，來進行探討，希冀能得到有效的投資策略。

然而，值得注意的是，國際證券投資可能存在橫斷面相依與異質性的現象，為避免資料的偏誤以及結果的失真，本文考慮了共同基金績效的橫斷面相依與異質性的現象之後，再採用 Kónya (2006)的拔靴追蹤資料因果關係(bootstrap panel

causality)模型，來檢視國際證券的投資人情緒與指數報酬的領先落後關係，並建立四種投資組合，以預測未來股票報酬，進而成為投資人在進行投資決策時之參考依據。本研究主要目的如下：(1)以拔靴追蹤資料因果關係模型來區分主要國際證券市場，投資人情緒與指數報酬的四種因果關聯；(2)觀察這四種類型的因果關係，在未來一年的指數表現是否有較佳或較差的績效表現。

本文的實證結果，確認了國際股市投資人情緒與指數報酬之間，存在著橫斷面相依與異質性的現象。實證結果進一步發現，保守因果關係(指數報酬影響該國股市投資人的情緒)的投資組合績效最高，其次是中立因果關係(該國股市投資人的情緒與指數報酬互相不影響)，再其次是回饋因果關係(該國股市投資人的情緒與指數報酬互相影響)，最後是樂觀因果關係(該國股市投資人的情緒影響指數報酬)。

本文的結構如下，第壹部分說明研究的背景與動機，第貳部分回顧與整理過去相關的文獻；第參部分敘述投資人情緒變數的衡量、資料來源與研究方法；第肆部分呈現實證結果；第伍部分總結。

貳、文獻回顧

行為財務學係以心理學上的發現為基礎，將效率學派理論所忽略的投資人行為因素加進來考慮，從而發現投資人的情緒會影響到投資決策，最後影響了報酬。首先 Stein(1996) 在假定股票市場為非效率的前提下，探討公司經理人在面對不同的資本架構時，如何估量一個投資計畫的預期報酬，也就是「Hurdle rate」。投資者情緒是指投資者對未來預期的系統性偏差稱作投資者情緒 (Investor Sentiment)。Baker and Stein (2004) 則嘗試建立模型以解釋為何流動性增加之下期會有較低報酬，認為在現有的各種放空限制下，高流動性是市場被非理性投資者影響的現象，當市場情緒越高，雜訊交易者會想多持有股票，交易量上升，股票之週轉率增高，此時價格因被高估，而使未來有較低的預期報酬。

Brown and Cliff (2004) 認為雜訊交易者情緒的方向和程度變化與資產定價有關，而投資者情緒 (investor sentiment) 是造成雜訊交易的其中一種非理性因素，它代表著投資人心理對未來多空型態的主觀判斷，所產生市場參與者的相對預期。Baker and Wurgler (2006) 嘗試從市場資料觀察計算所衍生的間接情緒指標，使用封閉型基金折價率、股票週轉率、IPO 家數等組成的綜合情緒指標，來檢測整體市場之投資人情緒對橫斷面股票報酬之影響。結果發現成立不久、規模小、未獲利、極端成長或是有財務危機特徵的公司易受情緒影響。並且當前期市場情緒指標低落時，擁有上述公司特徵的股票報酬會隨後提升；反之，當前期市場情緒高亢，上述類型公司股票報酬會跟著滑落，代表著前期的情緒狀況確實會影響到後期的股票報酬。

在國內實證文獻部份，周賓凰、張宇志、林美珍(2007) 以市場週轉率、新股發行比和資券餘額比做為情緒指標，檢定情緒因子是否能解釋市場報酬。實證結果發現僅市場週轉率顯著解釋市場報酬，而二者之間亦存在顯著的回饋關係，市場週轉率與下一期市場報酬具負向關係。蔡佩蓉、王元章、張眾卓(2009)

採用多種情緒代理變數共同解釋的變異量，合成一個情緒指標，實證結果發現，高投資者情緒之投資組合報酬率高於低投資者情緒之投資組合。黃鐘慶(2014)進一步檢視短期市場情緒與常用股權評價因子間的關聯性，利用分量迴歸法觀察兩變數間存在的非線性關係。研究對象為台灣上市櫃企業，因財務特性排除金融業樣本，計 1,450 家企業，研究期間自 2010 年第一季至 2013 年第二季之季度資料，整理為追蹤資料(Panel Data)合計 20,300 筆樣本。短期市場情緒的被解釋變數有四項，分別為個股股價相對大盤報酬率、三大法人買賣超、波動度和週轉率，實證結果發現，在個股多頭時，市場反應較能理性依基本面的軌跡移動，但當個股報酬轉向空頭時，短期市場反應考慮的因素就不僅僅是基本面的評價因子，其他影響因素包含交易規則，可能左右短期的股價走勢。

另一方面，投資人的情緒通常代表投資人對未來股市行情的心態或心情，但其定義在行為財務學中尚無定論，情緒指標也未見統一。目前有專業機構定期訪查投資人意見的投資人情緒指標包括，國外如美國 AAI (American Association of Individual Investors) 指標、蓋洛普投資人樂觀指數(Gallup index of investor optimism)、BSI (Bullish sentiment index) 指標、歐洲 EU-5 投資人樂觀指數等；國內則有台灣綜合研究院、中央大學台灣經濟發展研究中心的消費者投資信心指數、世新大學編製的投資人情緒指數。然而，受限於資料發佈的期間、頻率、時效，這些指數目前仍未廣泛應用於學術研究中，學者們因此多以市場交易資料來間接的測量投資人情緒。其中葉智丞與李春安(2012) 根據 Chan et al.(2004) 的趨勢與序列法與 Baker and Stein (2004)的情緒分層觀念，並假設投資人的情緒會於累積後反映可加總而得，建立週轉率增減數序列加總值，建立一個以「週轉率序列總值」的情緒變數，為投資人情緒變數。在考量國內外相關資料的長期完整性與取得便利性後，本研究主要依據葉智丞與李春安(2012)的方法建構間接投資人的情緒變數。

參、研究方法

一、研究期間和樣本

隨著全球企業之國際化和全球化，外來投資客佔各國股票市場比例日益增多，加上國際資訊充分交流與分享，各國證券市場之間關係更緊密，且波動日益加劇。各國投資人情緒與績效的關聯，可能有很密切的關係存在。本研究使用的資料共有 20 個國家，包括台灣、日本、美國、英國和德國等，見表 1；資料期間為 2000 年 1 月 1 日至 2013 年 12 月 31 日；其中包括各國股票市場交易量和股票市場指數，資料皆取自 DataStream 資料庫。

表 1 國際股市樣本

1	TAIWAN SE WEIGHED TAIEX	台灣	亞洲
2	SHANGHAI SE COMPOSITE	中國大陸	亞洲
3	HANG SENG	香港	亞洲
4	KOREA SE COMPOSITE (KOSPI)	韓國	亞洲
5	DOW JONES COMPOSITE 65 STOCK AVE	美國	北美洲
6	BANGKOK S.E.T.	泰國	亞洲
7	STRAITS TIMES INDEX L	新加坡	亞洲
8	PHILIPPINE SE I(PSEi)	菲律賓	亞洲
9	TOPIX	日本	亞洲
10	IDX COMPOSITE	印尼	亞洲
11	CNX 500	印度	亞洲
12	FTSE 100	英國	歐洲
13	NETHERLAND-DS Market	荷蘭	歐洲
14	MEXICO IPC (BOLSA)	墨西哥	中美洲
15	ARGENTINA MERVAL	阿根廷	南美洲
16	KARACHI SE 100	巴基斯坦	亞洲
17	CYPRUS-DS Market	賽普勒斯	亞洲
18	SLOVENIA-DS Market	斯洛凡尼亞	歐洲
19	NASDAQ	美國	北美洲
20	S&P 500 COMPOSITE	美國	北美洲

二、投資人情緒的衡量

在考量國內外相關資料的長期完整性與取得便利性後，本研究主要依據葉智丞、李春安(2012)的方法建構間接投資人的情緒變數。以「交易量序列總值」為投資人情緒的代理變數。「交易量序列總值」的計算方式為：市場當週交易量與前一週交易量比較。若當週交易量高於前一週，代表投資人情緒提升，當週投資人的情緒分數為： $+$ (當週交易量/前一週交易量) 分；反之，若市場當週交易量低於前一週，代表投資人情緒降低，當週投資人的情緒分數為： $-$ (前一週交易量/當週交易量) 分。將每週投資人的情緒分數依序累計加總，可得到

投資人情緒指標總值。該指標值上揚代表投資人情緒持續上升；指標值下滑代表投資人情緒持續消退。

三、研究設計

本研究步驟如下：首先，以 Breusch and Pagan (1980) 和 Pesaran et al. (2008) 的方法，來檢定 20 國的證券市場在 2001 至 2013 年之間，是否有橫斷相依存在，同時以 Swamy (1970) 和 Pesaran and Yamagata (2008) 的斜率同質檢定法，檢視 20 國的證券市場的異質性；其次，以 Kónya (2006) 的拔靴追蹤資料因果關係模型，以每年為一區間，以每年的指數報酬與情緒進行拔靴追蹤因果關係檢定，共得出 14 項檢定結果。分別將每一項檢定的四種因果關係計算未來一年的指數報酬，再依四種因果關係的分析結果，分別定義為：(a) 樂觀因果關係：投資人的情緒領先股票報酬；(b) 保守因果關係：股票報酬領先基金投資人的情緒；(c) 回饋因果關係：投資人的情緒與股票報酬互呈領先和落後；(d) 中立因果關係：投資人的情緒與股票報酬未呈現任何的領先落後關係；第三，計算每一區間的四種因果關係，將同屬於相同因果關係類型的國家證券市場匯整成一個投資組合，共建立並買進四組投資組合，每組投資組合的買進金額相同；最後，計算每組投資組合在未來一年的績效表現，再以 t 檢定兩兩檢視四組投資組合的績效差異。

四.橫斷相依構面檢定與同質性檢定

由於同類型的股市會面臨相同的系統風險，當一個衝擊影響到一檔股市必定會影響到其他股市，因此檢定橫斷相依是一個很重要的步驟。計算 LM 的過程如下列模型：

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i' x_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{for } i = 1, 2, \dots, N; \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

i 是橫斷面的範圍， t 表示時間範圍， α_i and β_i 表示各別的截距以及斜率的係數。LM 檢定中，虛無假設是沒有橫斷相依- $H_0: Cov(u_{it}, u_{jt}) = 0$ for all t and $i \neq j$ ，對立假設是橫斷相依- $H_1: Cov(u_{it}, u_{jt}) \neq 0$, for at least one pair of $i \neq j$ 。為了檢定虛無假設，Breusch and Pagan (1980) 發展出以下的 LM 檢定：

$$LM = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \quad (2)$$

其中 $\hat{\rho}_{ij}$ 是從方程式 (1) 中，以 OLS 估計每一個 i 的殘差成對相關。在虛無假設下，LM 的統計值趨近於卡方分配，自由度為 $N(N-1)/2$ ，此時 T 必須大於 N 。另外，在定態的追蹤資料模型中，當橫斷相依構面中因素為零時，CD 檢定不能拒絕虛無假設，為了解決這個問題，Pesaran et al. (2008) 修改 LM 檢定的版本，使用 LM 統計值中正確的平均數以及變異數，因此，提出了一個偏誤調整的檢定(bias-adjusted test)。這個偏誤調整 LM 檢定(bias-adjusted LM test) 為：

$$LM_{adj} = \sqrt{\left(\frac{2T}{N(N-1)}\right)} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \frac{(T-k)\hat{\rho}_{ij}^2 - \mu_{Tij}}{\sqrt{v_{Tij}^2}} \quad (3)$$

在虛無假設下， $T \rightarrow \infty$ 以及 $N \rightarrow \infty$ 時， LM_{adj} 檢定會趨近於標準常態分配。在進行拔靴追蹤資料因果關係中，第二個要處理的部分是，必須要了解追蹤資料分析中，斜率相關係數是否為同質的。由於在因果關係的同質假設中，不易捕捉到異質性，但是每一個證券市場各自的總體經濟卻不同，所以，需要先進行同質性的檢定，確認變數之間是否符合異質性，再進行 Kónya (2006) 的因果關係檢定。

一般最普遍的斜率同質檢定，虛無假設為 $H_0: \beta_i = \beta_j$ ，其中所有的 i 假設為同質， $H_1: \beta_i \neq \beta_j$ 為一個非零的成對斜率的分數在 $i \neq j$ 時，並運用 F 檢定。F 檢定必須在橫斷面的構面數目(N)比時間構面數目(T)少，才有檢定力，為了解釋 F 檢定等分散性的假設，Swamy (1970) 發展了在個別斜率預測的離散性中的斜率同質檢定。Pesaran and Yamagata (2008) 提出 Swamy 檢定的標準化版本(也稱為 $\tilde{\Delta}$ 檢定)來檢定斜率同質。當 $(N, T) \rightarrow \infty$ 時，相對於 N 以及 T 沒有限制的狀況，則當殘差項是常態分配時， $\tilde{\Delta}$ 檢定才有檢定力。使用 $\tilde{\Delta}$ 檢定的方法，第一個步驟就是遵循 Swamy's 檢定的修改版本：

$$\tilde{S} = \sum_{i=1}^N (\hat{\beta}_i - \tilde{\beta}_{WFE})' \frac{x_i' M_{\tau} x_i}{\tilde{\sigma}_i^2} (\hat{\beta}_i - \tilde{\beta}_{WFE}) \quad (4)$$

當 $\hat{\beta}_i$ 為 OLS 的估計值， $\tilde{\beta}_{WFE}$ 是加權固定結果的估計值， M_{τ} 為矩陣， $\tilde{\sigma}_i^2$ 為 σ_i^2 的估計值，而標準化的分散統計則發展為：

$$\tilde{\Delta} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1} \tilde{S} - k}{\sqrt{2k}} \right) \quad (5)$$

虛無假設在 $(N, T) \rightarrow \infty$ 的條件下，同樣在 $\sqrt{N}/T \rightarrow \infty$ 以及殘差項是常態分配， $\tilde{\Delta}$ 檢定則趨近於標準常態分配。而小樣本屬性的 $\tilde{\Delta}$ 檢定，在殘差項為常態分配時可以被改進為修正版本為：

$$\tilde{\Delta}_{adj} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1} \tilde{S} - E(\tilde{z}_{it})}{\sqrt{\text{var}(\tilde{z}_{it})}} \right) \quad (6)$$

當平均數為 $E(\tilde{z}_{it}) = k$ 以及變異數為 $\text{var}(\tilde{z}_{it}) = 2k(T-k-1)/T+1$

五、拔靴追蹤因果關係模型

Kónya (2006) 指出當資料具有橫斷相依與異質性存在時，為避免結果偏誤與失真，必須使用追蹤資料因果關係檢定。這個方法是會預測到每一組方程式的近似表面不相關 (Seemingly Unrelated Regression) 以及用 Wald 檢定每一個股市。並且藉著使用每一個指數報酬的臨界值，使得變數不需要是定態的，也不需要單根與共整合。拔靴追蹤資料因果關係檢定的方程式如下：

$$\begin{aligned}
y_{1,t} &= \alpha_{1,1} + \sum_{i=1}^{ly_1} \beta_{1,1,i} y_{1,t-i} + \sum_{i=1}^{lx_1} \delta_{1,1,i} x_{1,t-i} + \varepsilon_{1,1,t} \\
y_{2,t} &= \alpha_{1,2} + \sum_{i=1}^{ly_1} \beta_{1,2,i} y_{2,t-i} + \sum_{i=1}^{lx_1} \delta_{1,2,i} x_{2,t-i} + \varepsilon_{1,2,t} \\
&\vdots \\
y_{N,t} &= \alpha_{1,N} + \sum_{i=1}^{ly_1} \beta_{1,N,i} y_{N,t-i} + \sum_{i=1}^{lx_1} \delta_{1,N,i} x_{1,t-i} + \varepsilon_{1,N,t}
\end{aligned}$$

以及

$$\begin{aligned}
x_{1,t} &= \alpha_{2,1} + \sum_{i=1}^{ly_2} \beta_{2,1,i} y_{1,t-i} + \sum_{i=1}^{lx_2} \delta_{2,1,i} x_{1,t-i} + \varepsilon_{2,1,t} \\
x_{2,t} &= \alpha_{2,2} + \sum_{i=1}^{ly_2} \beta_{2,2,i} y_{2,t-i} + \sum_{i=1}^{lx_2} \delta_{2,2,i} x_{2,t-i} + \varepsilon_{2,2,t} \\
&\vdots \\
x_{N,t} &= \alpha_{2,N} + \sum_{i=1}^{ly_2} \beta_{2,N,i} y_{N,t-i} + \sum_{i=1}^{lx_2} \delta_{2,N,i} x_{N,t-i} + \varepsilon_{2,N,t}
\end{aligned} \tag{7}$$

其中 y 被定義為投資人的情緒， x 被定義為指數報酬， l 是落遲的長度。兩個變數的追蹤資料因果關係檢定，會有四種結果：(1)單向因果關係由 x 到 y ，假設不是所有的 $\delta_{1,i}$ 為零，但是所有的 $\beta_{2,i}$ 為零；(2)單向因果關係由 y 到 x ，假設所有的 $\delta_{1,i}$ 為零，但是不是所有的 $\beta_{2,i}$ 為零；(3)雙向因果關係在 x 與 y 之間，假設 $\delta_{1,i}$ 以及 $\beta_{2,i}$ 都不為零；(4) x 與 y 之間沒有關係，假設 $\delta_{1,i}$ 以及 $\beta_{2,i}$ 都為零。

肆、實證結果

一、各國股市指數報酬與投資人情緒敘述性統計

表 2 為針對各國股市指數報酬在 2000 年至 2013 年的敘述性描述，包括各國股市之最大值、最小值、平均數、標準差、偏態和峰度。其中各國股市之最大值約在日本股市 30.149~美國股市 2.014 之間；最小值約在印度股市-2.426 ~大陸股市-39.313 之間；在平均數部份，印度股市 11.135 最大，大陸股市-18.482 最小；在標準差部份，大陸股市 11.953 最大，斯洛尼西亞股市 2.265 最小；在偏態部份美國股市 1.109 最大，S&P500 股市-1.971 最小；在峰度部份，有斯洛尼西亞股市 6.893 最大、日本股市-1.348 最小。

表 2 各國股市指數表現敘述性統計 (2000 年~2013 年)

股市	最大值	最小值	平均數	標準差	偏態	峰度
台灣	4.643	-27.947	-11.791	8.189	0.264	-1.115
大陸	4.590	-39.313	-18.482	11.953	0.254	-1.091
香港	22.247	-4.897	8.063	5.612	0.294	-0.535
韓國	11.673	-25.843	-8.573	9.658	0.294	-1.024
美國	2.014	-29.305	-17.981	7.172	1.109	0.820
泰國	8.867	-27.114	-4.932	7.168	-0.843	0.666
新加坡	13.548	-4.760	5.394	3.624	-0.397	-0.457
菲律賓	15.588	-15.297	-3.753	4.747	0.419	-0.034
日本	30.149	-8.796	11.135	9.322	0.162	-1.348
印尼	15.973	-18.258	0.328	3.499	-0.510	3.286
印度	23.040	-2.426	9.182	5.091	0.134	-0.778
英國	12.782	-7.145	4.666	3.757	-0.360	-0.640
荷蘭	17.039	-5.637	6.294	5.149	-0.373	-1.068
墨西哥	15.133	-18.382	-6.625	8.504	1.084	0.223
阿根廷	4.679	-13.664	-2.749	3.690	-0.629	0.001
巴基斯坦	4.056	-46.088	-9.545	6.764	-1.839	6.413
塞浦路斯	12.868	-10.253	0.610	4.205	0.382	-0.286
斯洛尼西亞	9.085	-16.549	0.077	2.265	-0.720	6.893
那斯達克	15.944	-18.621	-6.215	8.507	1.082	0.222
S&P500	17.497	-37.417	2.256	10.630	-1.971	4.420

另一方面，表 3 為各國股市投資人情緒在 2000 年至 2013 年的敘述性描述，包括各國股市之最大值、最小值、平均數、標準差、偏態和峰度。其中各國股市之最大值約在阿根廷股市 2.698~斯洛尼西亞股市 11.135 之間；最小值約在英國股市-1.178 ~ S&P500 -3.813 之間；在平均數部份，S&P500 股市 0.187 最大，荷蘭股市 0.000 最小；在標準差部份，S&P500 股市 0.072 最大，斯洛尼西亞股市標準差 0.023 最小；在偏態部份，大陸股市 0.301 最大，S&P500 股市-2.947 最小；在峰度部份，S&P500 股市 9.524 最大、香港澳股市 2.116 最小。整體而言，各國股市在指數報酬與投資人情緒變化都有很大的差異，兩相比較，各國股市的指數報酬波動似乎又高於投資人情緒波動。

表 3 各國股市情緒敘述性統計(2000 年~2013 年)

股市	最大值	最小值	平均數	標準差	偏態	峰度
台灣	2.010	-1.513	0.005	0.033	-0.030	3.515
大陸	1.580	-1.384	0.011	0.034	0.301	2.268
香港	1.243	-1.632	0.010	0.032	-0.010	2.116
韓國	1.857	-2.049	0.020	0.037	-0.231	3.499
美國	1.397	-1.361	0.011	0.025	-0.290	4.549
泰國	1.135	-2.340	0.016	0.031	-0.848	5.457
新加坡	1.656	-1.518	0.006	0.027	-0.204	5.372
菲律賓	1.117	-1.513	0.027	0.025	-0.347	3.174
日本	1.616	-1.836	0.004	0.031	-0.283	4.409
印尼	1.597	-1.826	0.031	0.036	-0.500	3.146
印度	1.982	-1.810	0.028	0.039	-0.318	3.294
英國	1.816	-1.178	0.007	0.027	-0.029	4.659
荷蘭	2.181	-1.466	0.000	0.030	-0.044	6.024
墨西哥	1.558	-1.609	0.030	0.032	-0.100	3.180
阿根廷	2.698	-1.874	0.042	0.048	0.233	3.502
巴基斯坦	1.498	-1.814	0.047	0.036	-0.573	2.856
塞浦路斯	2.041	-2.487	0.045	0.044	-0.347	3.650
斯洛尼西亞	0.909	-1.655	0.005	0.023	-0.776	7.272
那斯達克	1.558	-1.609	0.030	0.032	-0.097	3.183
S&P500	2.224	-3.813	0.187	0.072	-2.947	9.524

二、橫斷相依和同質性檢定

採用拔靴追蹤資料因果關係(Bootstrap Panel Granger Causality)檢定橫斷面相依 (Cross-Sectional Dependence Tests)和同質性檢定(Slope Homogeneity Tests)。結果發現 CDBP、CDLM 和 CD 都有顯著水準，其中只有 Δ_{adj} 為顯著水準 10%，其他都是顯著水準 1%。都拒絕了虛無假設，顯示各國股市之間有橫斷面相依，隱含了 SUR 方法比 OLS 法更適合用在評估指數報酬與投資人情緒的關係上，見表 4。另外，本文也以 Pesaran and Yamagata (2008)的 $\tilde{\Delta}$ 檢定與 Swamy 來檢定變數的斜率同質。實證結果顯示 Δ 值=16.3513、 Δ_{adj} 值=1.246 Swamy Shat 值=398.418 也都有達到統計顯著水準，拒絕斜率相關係數為同質的虛無假設，顯示各國股市之間有異質性，每一國股市各自的總體經濟發展是不同的。隱含了使用縱橫自我迴歸向量估計不適合用在指數報酬與投資人情緒的關係評估上。

表4 橫斷相依和同質性檢定

CD _{BP}	1069.4972***	Δ	16.3513***
CD _{LM}	43.043***	Δ_{adj}	1.246 *
CD	9.923*	Swamy Shat	398.418 ***
LM _{adj}	31.605***		

附註：*顯著水準 10%；**顯著水準 5%；***顯著水準 1%。

三、拔靴追蹤因果關係檢定彙總分析

在確認了各國指數報酬與投資人情緒，有橫斷面相依和同質性的現象，接著本研究以Kónya (2006)的拔靴追蹤資料因果關係模型，計算各國股市投資人情緒與指數報酬的四種因果關係，並分別定義為：**(a)樂觀因果關係**：該國股市投資人的情緒影響指數報酬；**(b)保守因果關係**：指數報酬影響該國股市投資人的情緒；**(c)回饋因果關係**：該國股市投資人的情緒與指數報酬互相影響；**(d)中立因果關係**：該國股市投資人的情緒與指數報酬互相不影響。表5為以拔靴追蹤因果關係檢定2000年20個股票交易市場，指數報酬與該國股市投資人的情緒的影響結果：

- (一) 樂觀因果關係(情緒影響報酬)：有 S&P500、香港、荷蘭、巴基斯坦、大陸股市。其中香港 Wald 檢定值為 18.37，S&P500Wald 檢定值為 24.50，兩者皆有 10%顯著水準，；荷蘭 Wald 檢定值為 24.93，巴基斯坦 Wald 檢定值為 34.66，兩者皆有 5%顯著水準；大陸 Wald 檢定值為 38.98，有 1%顯著水準。
- (二) 保守因果關係(報酬影響情緒)：有美國、印度與泰國股市，美國 Wald 檢定值為 18.23 和印度 Wald 檢定值為 22.26，有 10%顯著水準；泰國 Wald 檢定值 25.42，有 5%顯著水準。
- (三) 回饋因果關係(互相影響)：在這個期間並沒有這樣的因果關係。
- (四) 中立因果關係(互相不影響)：共有 12 個股市為互相不影響。

表 5 拔靴追蹤因果關係檢定(2000 年)

各國 股市	情緒影響報酬				報酬影響情緒			
	Bootstrap Critical Value 拔靴檢定值				Bootstrap Critical Value 拔靴檢定值			
	Wald 值	10%	5%	1%	Wald 值	10%	5%	1%
台灣	3.01	17.10	21.81	30.06	6.75	21.94	27.90	36.30
大陸	38.98***	20.23	26.05	36.73	6.91	19.39	24.64	33.52
香港	18.37*	18.28	23.23	37.54	7.65	18.06	22.27	33.31
韓國	7.87	18.92	23.90	36.47	3.68	20.97	26.26	38.93
美國	10.89	19.95	24.91	32.89	18.23*	18.30	23.19	35.07
泰國	20.08	21.56	26.50	37.44	25.42**	18.04	22.35	33.73
新加坡	8.67	20.26	25.82	36.97	11.60	18.28	22.91	35.62
菲律賓	18.84	22.00	27.91	34.97	2.22	19.41	26.12	35.64
日本	11.77	19.35	23.91	38.84	3.65	17.74	23.12	30.21
印尼	2.99	17.87	21.81	37.07	3.04	19.45	23.23	32.41
印度	3.34	21.04	26.10	35.05	22.26*	21.22	26.58	34.55
英國	15.21	18.36	22.21	31.31	1.88	18.61	22.95	31.93
荷蘭	24.93**	18.78	23.42	33.25	7.35	18.61	24.04	32.88
墨西哥	7.56	18.65	22.63	31.77	7.06	18.77	22.02	34.80
阿根廷	7.75	20.56	26.73	38.27	11.01	19.70	27.93	40.02
巴基斯坦	34.66**	22.53	29.43	40.83	8.51	21.49	27.39	42.85
塞浦路斯	16.30	19.81	24.22	35.10	2.57	18.51	22.24	31.86
斯洛尼西亞	14.62	22.65	28.89	39.88	2.27	20.28	24.54	35.55
那斯達克	0.00	5.25	6.50	8.54	0.00	4.86	5.65	7.26
S&P500	24.50*	20.29	26.75	36.51	17.29	21.25	26.33	36.28

附註：*顯著水準 10%；**顯著水準 5%；***顯著水準 1%。

2001年至2013年的各國股市投資人情緒與報酬的因果關係，結果如下，限於篇幅，並未刊出表格。表6為以拔靴追蹤因果關係檢定2000年至2013年，各國股市投資人情緒與報酬的因果關係，存在顯著水準的彙總表。

- (一) 2001年的各國股市投資人情緒與報酬的因果關係:1.樂觀因果關係：英國、阿根廷、巴基斯坦。2.保守因果關係：印度、巴基斯坦。3.回饋因果關係:巴基斯坦。4.中立因果關係:共有16股市為互相不影響。
- (二) 2002年的各國股市投資人情緒與報酬的因果關係:1.樂觀因果關係：新加坡、菲律賓、香港。2.保守因果關係：阿根廷、韓國W、台灣、大陸。3.回饋因果關係:在這個期間並沒有這樣的因果關係。4.中立因果關係:共有13股市為互相不影響。
- (三) 2003年的各國股市投資人情緒與報酬的因果關係:1.樂觀因果關係：巴基

斯坦、大陸、香港W、菲律賓、日本。2.保守因果關係：台灣、印尼、泰國、巴基斯坦。3.回饋因果關係:巴基斯坦。4.中立因果關係:共有12股市為互相不影響。

- (四) 2004年的各國股市投資人情緒與報酬的因果關係:1.樂觀因果關係：阿根廷。2.保守因果關係：那斯達克。3.回饋因果關係:在這個期間並沒有這樣的因果關係。4.中立因果關係:共有19股市為互相不影響。
- (五) 2005年的各國股市投資人情緒與報酬的因果關係:1.樂觀因果關係：菲律賓、印度、泰國。2.保守因果關係：台灣、香港、新加坡。3.回饋因果關係:在這個期間並沒有這樣的因果關係。4.中立因果關係:共有14股市為互相不影響。
- (六) 2006年的各國股市投資人情緒與報酬的因果關係:1.樂觀因果關係：印尼、墨西哥。2.保守因果關係：香港、菲律賓、台灣、大陸。3.回饋因果關係: 在這個期間並沒有這樣的因果關係。4.中立因果關係:共有14股市為互相不影響。
- (七) 2007年的各國股市投資人情緒與報酬的因果關係:1.樂觀因果關係：菲律賓。2.保守因果關係：巴基斯坦、台灣。3.回饋因果關係:在這個期間並沒有這樣的因果關係。4.中立因果關係: 共有17支股市為互相不影響。
- (八) 2008年的各國股市投資人情緒與報酬的因果關係:1.樂觀因果關係：S&P500、巴基斯坦。2.保守因果關係：印度、美國、英國、墨西哥、香港。3.回饋因果關係:在這個期間並沒有這樣的因果關係。4.中立因果關係:共有13股市為互相不影響。
- (九) 2009年的各國股市投資人情緒與報酬的因果關係:1.樂觀因果關係:在這個期間沒有顯著水準。2.保守因果關係：荷蘭、美國、巴基斯坦、印尼。3.回饋因果關係: 在這個期間並沒有這樣的因果關係。4.中立因果關係:共有 16 股市為互相不影響。
- (十一) 2010年的各國股市投資人情緒與報酬的因果關係:1.樂觀因果關係：英國。2.保守因果關係：台灣、大陸、菲律賓、印尼。3.回饋因果關係: 在這個期間並沒有這樣的因果關係。4.中立因果關係:共有 15 股市為互相不影響。
- (十二) 2011年的各國股市投資人情緒與報酬的因果關係:1.樂觀因果關係:印尼。2.保守因果關係：菲律賓、印度、斯洛尼西亞。3.回饋因果關係:在這個期間並沒有這樣的因果關係。4.中立因果關係:共有 16 股市為互相不影響。
- (十三) 2012年的各國股市投資人情緒與報酬的因果關係:1.樂觀因果關係：荷蘭、墨西哥、泰國、S&P500。2.保守因果關係：大陸、韓國、日本、英國、墨西哥。3.回饋因果關係: 在這個期間墨西哥有這樣的因果關係。4.中立因果關係:共有 12 股市為互相不影響。
- (十四) 2013年的各國股市投資人情緒與報酬的因果關係:1.樂觀因果關係:英國。2.保守因果關係：美國。3.回饋因果關係: 在這個期間並沒有這樣的因果關係。4.中立因果關係:共有 18 股市為互相不影響。

表 6 以拔靴追蹤因果關係檢定之有顯著水準彙總表

期間	情緒影響報酬	拔靴檢定值		
		Wald 值	報酬影響情緒	
2000	2 大陸	38.98 ^{***}	5 美國	18.23 [*]
	13 荷蘭	24.93 ^{**}	6 泰國	25.42 ^{**}
	16 巴基斯坦	34.66 ^{**}	11 印度	22.26 [*]
	20 S&P500	24.50 [*]		
2001	12 英國	23.06 [*]	11 印度	30.92 ^{**}
	15 阿根廷	23.04 [*]	16 巴基斯坦	34.75 ^{**}
2002	3 香港	22.94 ^{**}	1 台灣	64.69 ^{***}
	7 新加坡	23.38 [*]	2 大陸	51.48 ^{***}
	8 菲律賓	21.43 [*]	4 韓國	27.81 ^{**}
			15 阿根廷	22.36 [*]
2003	2 大陸	34.72 ^{**}	1 台灣	21.33 [*]
	3 香港	40.30 ^{**}	6 泰國	46.51 ^{***}
	8 菲律賓	26.17 ^{**}	10 印尼	34.76 ^{**}
	9 日本	37.08 ^{**}	16 巴基斯坦	66.67 ^{***}
	16 巴基斯坦	20.29 [*]		
2004	15 阿根廷	20.34 [*]	19 那斯達克	20.11 [*]
2005	6 泰國	35.14 ^{***}	1 台灣	17.26 [*]
	8 菲律賓	20.87 [*]	3 香港	20.38 [*]
	11 印度	24.27 [*]	7 新加坡	29.24 ^{**}
2006	10 印尼	20.31 [*]	1 台灣	26.20 ^{**}
	14 墨西哥	25.71 ^{**}	2 大陸	42.85 ^{***}
			3 香港	23.54 [*]
			8 菲律賓	19.10 [*]
2007	8 菲律賓	21.26 [*]	1 台灣	28.99 ^{**}
			16 巴基斯坦	22.95 [*]
2008	16 巴基斯坦	30.21 ^{**}	3 香港	38.74 ^{***}
	20 S&P500	21.64 [*]	5 美國	25.49 ^{**}
			11 印度	20.72 [*]
			12 英國	20.40 ^{**}
			14 墨西哥	21.11 ^{**}
2009			5 美國	9.72 ^{**}
			10 印尼	33.52 ^{***}
			13 荷蘭	17.67 [*]
			16 巴基斯坦	23.42 ^{**}

2010	12 英國	39.56 ^{***}	1 台灣	18.45 [*]
			2 大陸	24.17 ^{**}
			8 菲律賓	26.54 ^{**}
			10 印尼	40.28 ^{***}
2011	10 印尼	27.13 ^{**}	8 菲律賓	22.58 ^{**}
			11 印度	24.35 ^{**}
			18 斯洛尼西亞	21.17 ^{**}
2012	6 泰國	31.28 ^{**}	2 大陸	21.45 [*]
	13 荷蘭	22.24 [*]	4 韓國	18.01 [*]
	14 墨西哥	24.46 [*]	9 日本	20.07 [*]
	20 S&P500	38.45 ^{***}	12 英國	17.89 [*]
2013	12 英國	17.31 [*]	14 墨西哥	19.21 [*]
			5 美國	19.39 [*]

附註：*顯著水準 10%；**顯著水準 5%；***顯著水準 1%。

表 7 則呈現各國股市投資人情緒與報酬的因果關係，在 2000 年與 2013 年的逐年關係。其中 A 表示為樂觀因果關係：該國股市投資人的情緒影響指數報酬；B 表示為保守因果關係：指數報酬影響該國股市投資人的情緒；C 表示為回饋因果關係：該國股市投資人的情緒與指數報酬互相影響；D 表示為中立因果關係：該國股市投資人的情緒與指數報酬互相不影響。

四、以拔靴法分類後預測未來一年平均報酬

當以 14 次的拔靴追蹤資料模型，區分 20 個股票市場股市投資人的情緒與指數報酬的因果關係之後，接著我們將當年度同屬於相同因果關係類型的股市，匯整成一個投資組合，共建立並買進四組投資組合，每組投資組合的買進金額相同，並且計算每組投資組合在未來一年的績效表現，觀察四組投資組合的投資績效是否有差異。四種因果關係(投資組合)如下：1.樂觀因果關係投資組合：該國股市投資人的情緒影響指數報酬；2.保守因果關係投資組合：指數報酬影響該國股市投資人的情緒；3.回饋因果關係投資組合：該國股市投資人的情緒與指數報酬互相影響；4.中立因果關係投資組合：該國股市投資人的情緒與指數報酬互相不影響。

表 7 拔靴追蹤因果關係檢定 2000~2013 年

國家	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
1	D	D	D	D	D	D	B	A	D	D	B	D	D	D
2	D	D	D	D	D	D	B	D	D	A	C	D	D	C
3	D	D	A	D	D	B	D	D	B	D	B	D	D	D
4	D	D	B	D	D	D	D	D	D	D	C	D	D	B
5	D	B	B	A	D	D	D	D	D	B	D	D	D	D
6	A	D	D	B	D	A	D	D	B	D	D	D	A	D
7	D	D	D	D	D	D	D	D	D	D	D	D	D	D
8	A	D	C	D	D	A	C	B	D	A	B	D	D	D
9	D	D	D	A	D	D	D	D	D	D	D	A	B	D
10	D	D	D	B	D	D	A	D	D	B	B	C	D	B
11	D	B	D	D	D	A	D	D	D	D	D	D	D	D
12	D	D	D	D	D	D	D	D	B	D	A	D	B	D
13	D	D	B	D	D	D	D	D	D	B	D	D	A	D
14	D	D	D	B	B	D	A	D	B	D	D	D	B	D
15	D	C	B	D	D	C	D	D	A	D	D	D	A	D
16	D	C	D	B	C	D	D	D	A	B	D	D	D	D
17	A	D	D	D	B	D	D	D	D	D	D	B	D	D
18	A	D	D	D	D	D	D	D	B	D	D	B	D	D
19	D	D	D	D	B	D	D	D	D	D	D	D	D	D
20	A	D	D	D	D	D	D	D	A	D	D	D	A	D

表 8 是四種因果關係投資組合在未來一年的績效比較：

本文發現(1).當以樂觀因果關係投資組合為基準作比較時，發現樂觀因果關係投資組合績效小於保守因果關係投資組合，而樂觀因果關係投資組合績效小於回饋因果關係投資組合和中立因果關係投資組合的績效。

(2)當以保守因果關係投資組合為基準作比較時，發現保守因果關係投資組合績效大於回饋因果關係投資組合的績效，並且保守因果關係投資組合績效也大於中立因果關係投資組合的績效。

(3)當以回饋因果關係投資組合為基準作比較時，發現回饋因果關係投資組合的績效小於中立因果關係投資組合的績效。

綜和以上，比較發現投資組合的績效，依序是 1.保守因果關係投資組合(報酬影響情緒); 2.中立因果關係投資組合(互不影響); 3. 回饋因果關係投資組合(互相影響); 4.樂觀因果關係投資組合(情緒影響報酬)。

表 8 以拔靴法分類後預測未來一年平均報酬表

	1.樂觀因果關係 (情緒影響報酬)	2.保守因果關係 (報酬影響情緒)	3.回饋因果關係 (互相影響)	4.中立因果關係 (互相不影響)
1.樂觀因果關係 (情緒影響報酬)		-1.3467*** (0.0000)	-0.2454*** (0.0000)	-0.6943*** (0.0066)
2.保守因果關係 (報酬影響情緒)			1.1013*** (0.0000)	0.6524*** (0.0000)
3.回饋因果關係 (互相影響)				-0.4489*** (0.0000)
4.中立因果關係 (互相不影響)				

資料來源：本研究整理

附註 1：*表 $p < 0.1$ ，**表 $p < 0.05$ ，***表 $p < 0.01$ 。附註 2：(P Value)

伍 結論

國際證券投資組合是一種被視為規避風險的有效投資策略，然而，透過系統性的傳遞效果，投資人的情緒會影響到一國股市的波動，使得某一國家某一時期的投資人情緒與股市報酬的關係，會影響到下一期的證券市場波動與報酬。所以，認知與釐清該國的投資人情緒與股市報酬的互動關係，進而建立更有效率的國際證券投資組合，是有助益的。本研究分析十四年來(2000年1月1日至2013年12月31日)，全球主要國家包括美、日、中、英等共20個股票交易市場的股票股價指數與交易量資料，並以拔靴追蹤因果關係模型之應用，解析投資人情緒與投資報酬預測兩者之間關聯程度，希望藉由歷史股價和交易量所隱含的意義，提供國際投資者和研究人員參考之用。

本文的實證結果，首先以 Swamy (1970)、Breusch and Pagan (1980)、Pesaran et al. (2008)和 Pesaran and Yamagata (2008)的方法，確認了國際股市投資人情緒與指數報酬之間，存在著橫斷面相依與異質性的現象。其次，採用了 Kónya (2006)的拔靴追蹤因果關係模型，檢定了20個股票交易市場投資人情緒與指數報酬的領先落後關係，四種因果關係劃分如下：(1)樂觀因果關係：投資人情緒影響指數報酬；(2)保守因果關係：指數報酬影響投資人情緒；(3)回饋因果關係：投資人情緒與指數報酬互相影響；(4)中立因果關係：投資人情緒與指數報酬互相不影響。最後，我們依四種因果關係建立國際證券四種投資組合，觀察未來1年的平均報酬，實證結果發現保守因果關係(報酬影響情緒)的投資組合績效最高，其次是中立因果關係(互相不影響)，再其次是回饋因果關係(互相影響)，最後是樂觀

因果關係(情緒影響報酬)。本文實證結果之意涵為投資人在建立國際證券投資組合時，宜儘量納入屬於保守因果關係型的證券市場，並且排除屬於樂觀因果關係的證券市場，如此的國際證券投資組合，對於提升投資組合績效與風險規避上，皆會有較佳的表現。

參考文獻

- 李春安、羅進水、蘇永裕 (2006) 「動能策略報酬、投資人情緒與景氣循環之研究」，*財務金融學刊*，第14卷第2期，73-109。
- 周賓鳳、張宇志、林美珍 (2007)，「投資人情緒與股票報酬互動關係」，*證券市場發展季刊*，第 19 卷第 2 期，153-190。
- 黃鐘慶 (2014)，「股權評價模型與短期市場情緒分析-分量迴歸法」，成功大學財務金融研究所碩士論文。
- 葉智丞、李春安 (2012) ，「投資人情緒、從眾與非從眾行為關聯之研究」，*證券市場發展季刊*，第 24 卷第 3 期，141-182。
- 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*，第 45 卷第 2 期，273-322。
- Baker, M. and J. C. Stein (2004), "Market Liquidity As a Sentiment Indicator", *Journal of Financial Markets*, Vol. 7, 271~299.
- Baker, M. and J. Wurgler (2006), "Investor Sentiment and the Cross-Section of Stock Returns", *The Journal of Finance*, Vol. 61, 1645~1680.
- Barberis, Shleifer and Wurgler (2006), "Comovement", *Journal of Financial Economics*, Vol. 75, 283-317.
- Breusch, T. and A. Pagan (1980), "The LM Test and its Application to Model Specification in Econometrics". *Review of Economic Studies*, Vol. 47, 239-254.
- Brown, G.W. and M.T. Cliff (2004), "Investor Sentiment and the Near-Term Stock Market", *Journal of Empirical Finance*, Vol. 11, 1 - 27.
- Chakrabarti, R. and R. Roll (2002), "East Asia and Europe During the 1997 Asian Collapse: a Clinical Study of a Financial Crisis". *Journal of Financial Markets*, Vol. 5, 1-30.
- Chan, W., R. Frankel and S.P. Kothari (2004), "Testing Behavioral Finance Theories Using Trends and Consistency in Financial Performance", *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 38, 3-50.
- Fisher, K. L. and M. Statman (2000), "Cognitive Biases in Market Forecasts". *The Journal of Portfolio Management*, Vol. 27, 72-81.
- Konya, L. (2006), "Exports and Growth: Granger Causality Analysis on OECD Countries With a Panel Data Approach", *Economic Modeling*, Vol. 23, 978-992.
- Kumar, A. and C. M. C. Lee (2006), "Retail Investor Sentiment and Return Comovements", *The Journal of Finance*, Vol. 61, 2451-2486.

- Rappoport, P. and E. N. White (1994), “Was the Crash of 1929 Expected”, *American Economic Review*, Vol. 84, 271-281.
- Pesaran, M. H, A. Ullah, and T. Yamagata (2008), “A Bias-Adjusted LM Test of Error Cross-Section Independence”. *Econometrics Journal*, Vol. 11, 105–127.
- Pesaran, M.H. and T. Yamagata (2008), “Testing Slope Homogeneity in Large Panels. *Journal of Econometrics*, Vol. 142, 50–93.
- Siegel, J. J. (1992), “Equity Risk Premia, Corporate Profit Forecasts, and Investor Sentiment around the Stock Market Crash of October 1987”, *Journal of Business*, Vol. 65, 557-570.
- Swamy, P. (1970), “Efficient Inference in a Random Coefficient Regression Model”. *Econometrica*, Vol. 38, 311–323.