

學術論著

間接不動產之現貨與期貨市場間的資訊傳遞— 以台灣5檔營建上市股為例

Information Transmission between Spot and Futures Markets in Indirect Real Estate Markets: A Case Study of 5 Construction Stocks in Taiwan

陳宜伶* 王銘駿** 詹佳縈*** 蔡己生****

Yi-Ling Chen*, Ming-Chun Wang**, Chia-Ying Chan***, Chi-Sheng Tsai****

摘要

本研究探討投資人注意力對於營建類股現貨市場與其個股期貨間價格發現與波動外溢效果之影響。本文選取擁有一個股期貨的營建類股，包括中工、冠德、興富發、皇翔與華固共5家公司為研究對象，並以Google趨勢搜尋量指數(search volume index, SVI)作為投資人注意力指標。利用向量自我迴歸模型(vector autoregression, VAR)與Granger因果關係檢定檢測價格發現，並採用雙變量動態條件相關GARCH不對稱模型(bi-variate dynamic conditional correlation GARCH asymmetric model)分析波動外溢效果。實證結果顯示，當投資人注意力高時，會增加營建類股個股現貨市場價格發現功能；此外，投資人注意力高時，也會提高營建類股現貨與期貨市場互相波動外溢至對方市場。

關鍵詞：營建類股、投資人注意力、價格發現、波動外溢效果。

ABSTRACT

This study investigates the impact of investor attention on price discovery and the volatility spillover effect between single-stock futures and the underlying spot market. We examine five construction stocks: BES Engineering Corp., Kindom Construction Corp., Hingwealth Construction Corp., Huang Hsiang Construction Corp. and Huaku Development Co. Ltd. in Taiwan as the underlying stocks, and adopt the Google Trend Search Volume Index (SVI) as the investor attention index. The VAR model and Granger causality test are employed to identify the price discovery of the financial instruments. The bi-variate dynamic conditional correlation GARCH asymmetric model is applied to analyze the volatility spillover effect between the two financial assets. The empirical results demonstrate that the spot market exhibits a better price discovery effect when the degree of retail investor information attention increases. In addition, a high level of retail investor attention also enhances the volatility spillover effects bilaterally in both the spot and futures markets.

Key words: Construction Stock, Investor Attention, Price Discovery, Volatility Spillover Effect

(本文於2020年5月28日收稿，2020年11月16日審查通過，實際出版日期2021年6月)

- * 國立高雄大學亞太工商管理學系副教授
Associate Professor, Department of Asia-Pacific Industrial and Business Management, National University of Kaohsiung, Taiwan.
E-mail: ylchen@nuk.edu.tw
- ** 國立高雄科技大學金融系教授
Professor, Department of Money and Banking, National Kaohsiung University of Science and Technology, Taiwan.
E-mail: gregory@nkust.edu.tw
- *** 國立台北大學企管系副教授
Associate Professor, Department of Business Administration, National Taipei University, Taiwan.
E-mail: sherrychan@gm.ntpu.edu.tw
- **** 國立高雄科技大學財金學院博士候選人，聯絡作者
Ph. D candidate, Graduate Institute of Finance and Banking, National Kaohsiung University of Science and Technology, Taiwan.
E-mail: ps2_1005@yahoo.com.tw

一、前言

近年來，行政院自2017年開始推動前瞻基礎建設，城鄉建設與公共設施的建置，在國家政策的支持下可望替營建業帶來高產值與高獲利。此外，營建業受惠於2018年開打的中美貿易戰，許多台商資金回流台灣，對於工業區的土地與廠房需求增加，加上台商回流的住屋需求，國內房地產市場漸趨熱絡。根據中華民國統計資訊網資料顯示，營造工程物價指數自2016年以來成長約10%(註1)，顯示近期實體建設的需求增加，營建業未來獲利可觀，投資人也紛紛關注營建類股與不動產市場以尋找投資機會。

關於不動產價量的研究中，Leung et al.(2002)認為不動產交易量的波動與價格趨勢是探討住宅價格的重要因素，但是不動產交易量的資訊是相對缺乏的，甚至有領先價格波動的現象。此外，Hoag(1980)與Hartzell et al.(1987)提出不動產市場雖然具有抗通膨的特性，然而不動產投資的門檻較高、風險大，導致有些民眾一生只會進行一次性的購屋行為，造成不動產市場的流動性偏低，加上政府對於買房當作投資的行為有諸多稅賦上的徵收，因此，對於資金較少的民眾想投資不動產的困難度較高。相較於直接投資不動產，投資間接不動產的金融商品，例如：營建類股票、營建類個股期貨或是不動產投資信託(Real Estate Investment Trust, REITs)，其持有的成本相較於直接投資不動產來的低上許多，加上高流通性與替屋主節省後續不定期對不動產維護成本的優點，讓對投資不動產有興趣的散戶投資者有了替代的選擇。此外，更可以讓一般民眾透過更安全、風險更低的投資工具達到投資組合分散效果。

由於台商回流台灣所帶來的實體建設需求增加，將造成經濟繁榮進而提高未來房地產需求，因此，對於無法直接投資不動產的小資族而言，間接不動產金融商品成為參與不動產市場榮景的投資選項之一。基於間接不動產金融商品的優點，加上營建股具備低本益比、高現金股利與高現金殖利率的特性，由營建股衍生出的個股期貨近年來受到投資人的青睞，成交量逐步上升。而投資人在投資前除了要對價格與風險進行預期評估之外，進入市場的時間點也是預測重點。因此，期貨的價格發現功能(Bohl et al., 2011; Xu & Wan, 2015; Tao & Song, 2010)，可能替不動產市場投資人提供重要的進場資訊；而了解市場間的波動外溢狀況，則有助於投資人掌握投資風險與資訊流動情形。

學術上，Lee et al.(2016)首先研究REIT指數期貨與期貨之間價格發現與波動傳遞的議題，發現澳洲A-REIT指數期貨扮演不動產市場避險非常重要的角色，尤其在2007年至2008年全球金融危機期間更為明顯。他們認為在價格發現和波動率傳遞過程中，期貨市場大多時間領先於期貨市場，主因是投資人結構性的差異與A-REIT期貨市場規模較現貨市場規模來的小。但是，對於房地產投資者而言，瞭解REIT現貨與其期貨之間的關聯性十分重要，尤其對跨市場資訊傳遞的理解，可增進不動產基金投資決策的正確性。由於台灣缺少REITs期貨，而且REITs市場交易冷清，加上Morawski et al.(2008)認為以營建類股為研究對象的優點是營建類股股票領先反應不動產市場的消息，且營建類個股具相對較高的流動性，交易者結構也較類似於住房市場，因此當不動產市場繁榮時，能提供相較於REITs市場更多的資訊。因此，本研究改以營建股現貨與期貨為樣本，探討投資人注意力是否會影響營建股現貨與期貨之間資訊傳遞，對於不動產投資決策亦是十分重要的。

許多研究利用谷歌網路搜尋量指數(search volume index, SVI)(註2)當作投資人注意力效

果的代理變數，探討其對資本市場之影響。Da et al.,(2011)指出機構法人相較散戶投資人，可以從更多管道或專業資訊機構如路透社(Reuters)或彭博(Bloomberg)獲得精細正確且複雜的資訊；而散戶投資人多只能藉由網路上的搜尋獲取公司財務相關資訊、新產品的上市、總體新聞的發布等訊息或是朋友之間口耳相傳之行為獲取投資訊息，並利用這些資訊作為投資決策的依據。實證結果發現當投資人注意力效果(註3)越高時，則在未來兩個禮拜中有推升股價的現象，但在一年內會反轉。Da et al.,(2012)使用搜尋公司產品名稱的谷歌網路搜尋量指數來預測公司的營收、盈餘與盈餘宣告日股價異常報酬，實證結果發現除了盈餘之外，其對於營收與盈餘宣告日股價異常報酬的預測有強烈正向效果。Bank et al.,(2011)的研究提出網路搜尋量大小和交易活動呈現正向關係，散戶投資人可以透過網路搜尋引擎減少資訊不對稱，甚至透過此管道更可以提高參與投資市場的意願。Drake et al.,(2012)則發現盈餘宣告前，谷歌網路搜尋量指數會明顯成長，進而造成股票價格與交易量改變，一旦到宣告日當天，谷歌網路搜尋量指數會明顯減少。Vozlyublenniaia(2014)提出當注意力效果增加時，會減少指數報酬的可預測性，且改善市場的效率性。Cziraki et al.,(2020)的實證結果發現，不對稱的注意力效果越高的公司，其報酬越高。Vlastakis & Markellos(2012)、Goddard et al.,(2015)與Dimpfl & Jank(2016)皆發現注意力效果增加時，會增加市場的波動性。而Fink & Johann(2014)與Ding & Hou(2015)都指出谷歌網路搜尋量指數提高時，會增加市場的流動性。綜合上述，投資人注意力效果確實會影響股票市場的一些特性。

關於谷歌網路搜尋量指數與房地產市場的研究，Wu & Brynjolfsson(2009)、Beracha & Wintoki(2013)、Hohenstatt et al.,(2011)與林左裕 (2019)皆發現SVI與房地產價量有極大的相關性。此外，在前瞻基礎建設的國家政策支持下，加上台商回流對廠辦的需求增加，投資間接不動產金融商品未來的獲利可期，因此瞭解相關商品之間資訊傳遞十分重要。另外，由於年輕散戶使用網路搜尋佔絕大多數，List(2003)、Feng & Seasholes(2005)、Dhar & Zhu(2006)與Goetzmann & Kumar(2008)指出年輕投資人因投資經驗不足，投資行為偏誤大於年紀較長的投資人，因此可將年輕投資人視為是噪音投資人。雖然其股市參與率低於年紀較長者，但噪音的投資人仍會干擾市場，這些噪音投資人使用網路搜尋公司資訊來交易會影響市場。然而，以往的文獻卻沒有討論投資人注意力效果，是否會影響營建類個股期貨市場與標的股票市場之間的價格發現與波動外溢的議題。

因此，本研究根據上述相關文獻所提出之論點，並延伸Lee et al.,(2016)的研究，加入投資人注意力效果，探討散戶是否會影響台灣營建類個股期貨市場價格發現功能與波動外溢的問題(註4)。然而，在台灣期交所並無發行REITs相關的期貨(註5)，故本文選取中工、冠德、興富發、皇翔與華固共5檔個股為研究對象，因為此五檔是擁有個股期貨的營建類股，藉以探討散戶投資人對於營建類股票的注意力(SVI)增加時，是否會影響營建類股股價報酬率與其期貨報酬率之間價格發現功能與波動外溢效果。

本研究主要解決以下兩點問題：第一、投資人注意力(SVI)高低是否會影響營建類股股價報酬率與期貨報酬率之間價格發現功能？第二，投資人注意力(SVI)高低是否會影響營建類股股價報酬率與期貨報酬率之間波動外溢效果？本研究實證結果顯示，當投資人注意力高時，會增加營建類股個股現貨市場價格發現功能，也會提高營建類股現貨與期貨市場互相波動外溢至對方市場。

此外，本研究主要貢獻如下：第一、本研究是第一個嘗試同時探討投資人注意力是否會影響營建類股股價報酬率與期貨報酬率之間的價格發現和波動外溢的研究。第二，本研究首次將投資人注意力(SVI)納入，探討其對營建類股的現貨與期貨市場之間的價格發現與波動傳遞過程中的影響。以往文獻探討現貨與期貨市場之間價格發現與波動傳遞效果，並沒有將投資人注意力(SVI)納入其考量因素中。Lin et al.,(2018)考慮了投資人情緒是否會影響期貨市場價格發現的功能，但他們的研究卻沒有討論投資人情緒是否會影響波動外溢效果。然而，Lee et al.,(2016)的研究探討金融風暴是否會影響價格發現與波動外溢效果，但他們卻沒有考量投資人注意力(SVI)的影響。綜合以上的研究，本研究則分析營建類股現貨和期貨市場中，SVI對價格發現和波動傳遞過程的影響。第三，本研究採用虛擬變數來衡量投資人注意力(SVI)高低期間，並加入向量自我迴歸模型(vector autoregression, VAR)，藉此比較投資人注意力高低不同時期對營建類股期貨與現貨市場之間價格發現的功能。另一方面，投資人注意力高低虛擬變數亦加入雙變量動態條件相關GARCH不對稱模型(bi-variate dynamic conditional correlation GARCH asymmetric model)，進一步檢定SVI對營建類股期貨與現貨市場之間波動傳遞的影響，因此，本文是具備其獨特性的。

最後，過去文獻探討個股期貨價格發現的文獻非常稀少，故本研究可以補充此領域之文獻。Fung & Tse(2008)發現香港期交所的個股期貨雖然交易量少，但仍能貢獻三分之一價格發現的功能。Shastri et al.,(2008)則提出美國芝加哥期交所的個股期貨，對其現貨市場貢獻24%價格發現的功能。而Chan et al.,(1991)認為條件變異數之間的外溢效果，亦可以當成價格發現的指標。台灣期貨交易所個股期貨在2016年11月之自然人(散戶)交易規模比例高達44.35%、外資及陸資為18.98%、期貨自營商為31.49%、證券自營投信為4.28%，其中交易規模以自然人(散戶)比例為最高(註6)。此外，營建股本身具備低本益比、高現金股利與高殖利率的特性，加上前瞻基礎建設的國家政策支持與台商回流對廠辦需求增加的利多，投資營建類股與期貨未來的獲利可期，故投資人關注度提高。另外，營建類股交易較REITs活絡，每日成交量以散戶為大宗(註7)，且REITs缺乏期貨市場。綜合上述所言，本研究首次以台灣營建類股現貨與期貨為研究對象，因其以散戶交易為最大宗，有鑑於此，更適合探討投資人注意力效果對個股期貨與現貨市場價格發現與波動外溢之影響，相較過往的文獻，這也是本研究的最大貢獻且是具有獨特性之所在。

因此，根據本研究的結果，可提供下列經濟與實務意涵：第一、對於欲投資營建類股的投資者來說，透過投資人注意力(SVI)的高低，可以做為投資營建類股或營建類股期貨交易市場之間的領先落後關係與波動外溢的參考指標，判斷先投資在哪一個市場可以獲利。第二、深入瞭解投資人注意力(SVI)對營建類股現貨與期貨間雙向訊息交換、流動之影響，使營建類股期貨在投資房地產或相關營建類股中扮演避險的重要性可以更加清楚，亦可幫助基金經理人在制定營建類股投資策略與投資組合時，納入投資人注意力(SVI)影響跨市場的關聯性的考量。第三、還可以幫助房地產公司將投資人注意力(SVI)對兩個市場的共變性影響納入其對沖策略規畫之中。第四、更可以幫助直接投資在房地產的民眾，藉由觀察投資人注意力(SVI)的趨勢變化改善投資決策，以營建類股期貨取代原房地產(不動產)當作投資工具，將營建類股期貨相關資訊納入交易房地產決策過程中。最後，亦可以提供政府相關機構，在制定相關市場效率性政策時，可以將投資人注意力納入考量之中。

本研究分為五個部分，內容架構如下：第一部分主要是前言，說明研究背景、動機與貢獻。第二部分為文獻回顧，包含投資人注意力、營建類股特性、不動產市場與價格發現、不動產市場與波動外溢以及不對稱效果、不動產市場與Google Trends等相關文獻。第三部分為資料與研究方法，選取有對應的個股期貨上市的五檔營建類股，分別計算期貨與現貨取log對數報酬率，進行價格發現與波動傳遞檢定。第四部分為實證結果與分析，藉由樣本數據計量分析結果，驗證假說並闡述其經濟意涵。第五部分為結論，說明本研究的結果，提供相關人員不同的建議與幫助。

二、文獻回顧

在文獻回顧中，包括投資人注意力、營建類股特性、不動產市場與價格發現、不動產市場與波動外溢、不對稱效果以及不動產市場與Google Trends等主題的文獻。

(一) 投資人注意力的文獻

在探討投資人注意力的文獻中，多以Google搜尋量指數(SVI)進行衡量。Da et al.,(2011)根據Google Trends個股股票行情搜尋頻率的總和來定義SVI。投資人Google搜尋量指數(SVI)當成散戶資訊需求或是注意力指標，其利用2004年至2008年間Russell 3000指數的股票之SVI探測投資人的注意力程度，發現SVI能夠有效反應且捕捉散戶投資人的注意力。當SVI越高時，則在未來兩個禮拜中有推升股價的現象，但在一年內會反轉，而且SVI也可以解釋IPO股票上市第一天的報酬較高，而長期績效較差之原因。他們認為SVI較為明顯的缺點為投資人必須要以Google搜尋引擎為主要工具，才会有注意力統計數值的納入，倘若投資人有其他資訊管道，比如報紙、平面電視媒體、朋友之間資訊互相交流或是投資人慣用其他非Google的網路搜尋引擎，則不會納入Google SVI的計算，故SVI僅提供數值為參考值與預估值，較無法達到精確水平。Da et al.,(2012)探討投資人在搜尋引擎上搜尋公司產品所得到的搜尋量是否能夠預測公司的盈餘及營收。若是搜尋量指標越高，意謂著公司產品越受消費者喜愛，公司的營收與盈餘也會增加。經由實證後發現，隨著SVI 越高，未預期營收及未預期盈餘也會增加，且對盈餘宣告期間的股價異常報酬具備良好的預測能力。

此外，Bank et al.,(2011)指出德國股票市場中，網路搜尋量指數和交易活動有正向的關係，意謂著搜尋引擎可以預測短期報酬、降低資訊不對稱及改善流動性，並提高散戶投資人進行短期購買投資的意願。Drake et al.,(2012)亦證明谷歌網路搜尋量指數與媒體曝光度及新聞有正相關。盈餘宣告前，谷歌網路搜尋量指數會增加，尤其是盈餘宣告最高的公司，搜尋量指數會增加最多；且盈餘宣告前投資人注意力增加，造成股票價格與交易量改變，但一旦到宣告日當天，則股票價格改變明顯減少。Vlastakis & Markellos(2012)利用NYSE與NASDAQ交易量最多的前30名股票為樣本，發現谷歌網路搜尋量指數與個股報酬波動和成交量為正向相關，當個股報酬較高與投資人風險趨避上升時，谷歌網路搜尋量指數也會增加。Vozlyublennai(2014)提出谷歌網路搜尋量指數會影響股價指數、債券與商品的短期報酬，此短期報酬改變也會影響投資人長期的注意力，因而造成降低指數報酬的可預測性，並改善市場的效率性。Dimpfl & Jank(2016)以「道瓊」為關鍵字，從谷歌下載搜尋量指數，與其指數波動與交易量進行VAR模型估計和Granger因果關係檢定，發現今天搜尋量指數增加會使明天的波

動上升，因此搜尋量指數可以預測未來的波動。

(二) 營建類股特性相關文獻

在探討營建類股特性的文獻中，Ong(1995)以共整合方法探討新加坡之不動產市場與營建類股股票之關係。在新加坡投資營建類股股票被視為是間接投資不動產的方式之一，所以理論上不動產市場與營建類股股票二者之間應具備長期均衡關係。然而，其實證結果卻發現新加坡之營建類股與不動產市場之間並不具有共整合關係。Brounen(2000)指出不動產活動中，以開發活動最具有吸引力，因為其中隱含了投資機會；開發成功時雖然獲利豐厚，但開發不順遂則會造成建設公司承擔不容忽視的高風險。因此，營建類股(建設公司)之業績起伏，部分屬於行業先天風險，並非建設公司可以完全掌握的。陳明吉、郭照榮(2004)則認為，理論上直接投資不動產與間接投資不動產證券或股票的報酬不應有差異，但因為實體不動產的流動性、持有成本較高及資訊不對稱等諸多因素，使其不易反映出其真實價值，而轉換為金融資產後，透過公開交易其真實價值較易反應出來。章定煊(2005)的研究指出，由於建設公司的營業特性，故在財務報表呈現上經常使用全部完工法(註8)作為認列資產的方式。建設公司若有個案完工當季就會有巨額營業收入款項認列；相反的，若有正處於開發階段或土地投資階段，建設公司當季則不會有銷貨收入認列。因此在營建類股的相關入帳規定下，建設公司營業收入與盈餘常常是呈現不規則的型態。傅英芬、康信鴻(2008)指出總體經濟中通貨膨脹因素會造成營建類股有明顯的資金移轉現象。有鑑於此，他們探討通貨膨脹的高低，使資金在不動產類股與其他類股間移轉所引起的動能現象。對投資人而言，房地產一向被視為是對抗通膨的利器，但要進入房地產市場所需準備的資金，對家戶單位來說是筆龐大沉重的支出，更不是一般民眾可以隨意投資的交易標的。因此，若能讓投資人能夠隨著通膨趨勢的變化，讓他們能夠在高、低通膨時期作證券類股之間的轉換，提供一般民眾除了購買房地產外，以營建類股及台灣REIT_s等不動產相關商品來對抗通膨。

(三) 不動產市場與價格發現文獻

過去文獻中，有些探討不動產市場與價格發現的議題。例如：Chau et al.(2001)提出香港房地產類型股票有相當大的比例是在境內進行證券化，故香港成為研究價格發現的最佳場所之一。根據實證結果顯示，香港房地產證券化的報酬與評估香港房地產報酬是沒有關聯的，但是全球資本市場與香港境內房地產市場的變數卻能解釋房地產證券化的報酬。Geltner et al.(2003)提出在房地產市場中，缺乏關於價格的優質資訊，導致在評估的過程中廣泛使用基本變量與市場訊息，包括交易量以及整個市場評估指數，才能對價值進行最佳評估。但是，交易價格通常是雜訊信號，因此評估者的職責必須從這些雜訊信號提取較為有用的訊息。Yavas & Yildirim(2011)指出過往房地產的相關研究大部分都是探討公開市場與私有市場價格之間的相關性，但是這些研究結果無法捕捉到這種相關性的動態資料，故該研究採用動態條件相關(dynamic conditional correlation GARCH, DCC-GARCH)模型來探討兩個市場隨時間變化的動態關係。實證結果顯示，所有類型的REITs報酬率與其淨資產價值(net asset value, NAV)報酬率之間的相關性，都是動態顯著的，且透過Granger因果關係檢定，其價格發現通常會發生在證券化後的公開市場中。

(四) 不動產市場與波動外溢的文獻

在不動產市場的文獻中，有些文獻探討不動產市場與波動外溢的現象。Simon(2002)採用GARCH和EGARCH二模型，探討美國各類型股票和固定收益的波動性是否會對房地產投資信託(REIT)的波動性產生影響。實證結果顯示，房地產投資信託主要受影響的資產類別是小型股和價值股，且抵押房地產投資信託通常不受固定收益波動的影響。Lee(2009)採用E-GARCH模型來分析澳洲房價的波動性。根據實證結果，在許多城市會發現波動聚集效應，而每座城市之間的房價波動性決定因素都不盡相同。Weng & Gong(2017)使用2005年1月至2014年12月中國十大城市的房價指數，探討中國區域房價共同變動的因素與波動外溢效果。根據實證結果顯示，房價受到人口、所得、抵押貸款利率、政策因素以及國家經濟情勢的顯著影響；更進一步指出，在地理位置上、經濟與中國地區鄰近的房價報酬表現出較強的關聯性和波動外溢。Miao et al.(2011)研究美國各大都會城市房地產報酬率、波動傳遞的特徵、幅度及方向，一般而言，市場之間的波動性傳遞改變來自預期報酬的共通訊息，從而影響資產需求或跨市場對沖，導致外溢效果產生。Hoesli & Reka(2013)檢驗美國、英國及澳洲與全球不動產證券化市場、不動產證券化與股票市場之間的關聯性，並採用不對稱t-BEKK (Baba-Engle-Kraft-Kroner)模型來檢視跨市場間的波動傳遞效率。在美國、英國及澳洲三國中，外溢效果以美國最為顯著。

(五) 不對稱效果的文獻

在不對稱效果的文獻中，胥愛琦、吳清豐(2003)建立一個完整的雙變量E-GARCH模型來探討台灣股票報酬與匯率變動之波動性外溢效果。實證結果顯示，股票報酬與匯率變動的波動性明顯存在GARCH效應，且波動的不對稱效果亦非常顯著。顯示台灣股市報酬與匯率變動存在上漲和下跌之波動性不對稱的情況，且這種波動不對稱存在於兩市場間交互影響之中。蔡怡純、陳明吉(2008)提出不動產價格波動性可能存在異質自我相關的現象。此外，不動產市場相較於其他市場的最大優勢之一是抗跌性。為了提出證據說明不動產價格的向下波動不對稱性，藉以驗證不動產市場的所謂抗跌性，其在模型內加入了衡量波動性槓桿效果(leverage effect)的變數。結果發現，不動產市場的波動性存在反向槓桿效果，亦即，當上一期發生與房價報酬相關的負面消息時，當期的報酬波動性會變小，展現房價往下與往上波動的不對稱性。此結果說明，台北地區在資料區間內存在房價抗跌的現象。廖偉真、雷立芬(2010)研究運用GARCH、T-GARCH及E-GARCH三種模型分析不同觀察頻率(5分鐘、10分鐘、30分鐘、60分鐘及日資料) GARCH效果變化。根據實證結果發現，5分鐘觀察頻率模型預測能力最佳，即最能捕捉金融資產波動現象。根據T-GARCH模型與E-GARCH模型結果，顯示市場對於壞消息所帶來的衝擊大於好消息所帶來的衝擊，因此，臺灣市場是存在波動不對稱現象。

(六) 不動產市場與Google Trends的文獻

探討不動產市場與Google Trends的文獻中，Wu & Brynjolfsson(2009)檢驗Google Trends所提供的SVI資料能否有效預測美國房地產市場。實證結果分析發現各種與房地產市場相關搜尋關鍵字中，以real estate agencies與real estate listings解釋能力最好，與當期的房屋銷售量統計呈現正相關。Beracha & Wintoki(2013)探討Google Trends搜尋指數，在房地產市場景氣循環中的

解釋能力，預期搜尋關鍵字real estate 對住房價格指數(hotel price index, HPI)變化將呈現正向關係、而預期搜尋關鍵字rent對住房價格指數(HPI)變化將呈現負向關係，實證結果顯示，搜尋關鍵字real estate能有效預測未來住房價格指數變化，但搜尋rent則無法推論，因為rent包含了對於購屋需求及房價高低之資訊、非房地產相關的租金收入及負面情緒與房屋價格向下僵固性而無法表現出來。Hohenstatt et al.,(2011)則是探討網路行為如何影響房地產市場，使用Google Trends所提供的獨特資料加上現有房地產預測指標作為市場情緒的代理變數，根據實證結果分析，顯示房地產交易的搜尋指數上升時對房地產價格有所影響。林左裕(2019)提出自變數是以Google Trends搜尋引擎指數為主，再加入傳統不動產市場之計量模型做搭配，來探討其與住宅交易量與價格之間的關係。實證結果發現Google Trends指數對於房地產之價格及交易量均存在顯著領先之關係。

根據以上文獻，Google搜尋量指數(SVI)當成投資人注意力的代理變數，其會影響市場的報酬、流動性與波動性(Andrei & Hasler, 2015; Bank et al., 2011; Da et al., 2011, 2012; Dimpfl & Jank, 2016; Fink & Johann, 2014; Cziraki et al., 2020; Vlastakis & Markellos, 2012; Vozlyublenniaia, 2014)。而黃玉娟、徐守德(1997)和Chiang & Fong(2001)皆發現現貨市場領先期貨市場。尤其Chiang & Fong(2001)認為若是衍生性金融商品流動性不足時，衍生性金融商品就無法扮演價格發現的角色。綜觀台灣期交所的個股期貨交易量以自然人為最多，但整體的個股期貨交易量不活絡，流動性不足，因此營建類股現貨價格有可能領先期貨價格(註9)。此外，Vlastakis & Markellos(2012)、Goddard et al.,(2015)與Dimpfl & Jank(2016)皆發現投資人注意力效果增加時，會增加市場的波動性。故我們建立本研究的假設一與假設二：

假設一：在投資人高注意力時期，會增加營建類股現貨市場報酬領先個股期貨市場報酬的效能。

假設二：在投資人高注意力時期，會增加營建類股個股現貨市場波動外溢至期貨市場。

三、資料與研究方法

在資料與研究方法中，包括Google Search Volume Index資料、投資人注意力高低下的個股期貨與現貨市場報酬率價格發現以及外溢效果之檢測方法。

(一) Search Volume Index資料

SVI資料的下載仰賴於對應關鍵字的篩選及輸入，因此所有資料皆自Google Trends手動下載，並選取“財經”類別搜尋，而不是以“房地產”類別搜尋，就是純粹想探討投資人對營建類股資訊需求的搜尋量，而排除營建股建商新推案的搜尋量。本文研究對象選取有對應的個股期貨上市的營建類股，計有中工、冠德、興富發、皇翔與華固五檔，研究期間從2017/10/03至2018/06/14，在資料頻率方面為每日的最近月營建類股個股期貨最接近下午13點半成交價格(註10)與現貨收盤價格，並分別計算期貨與現貨取log對數報酬率，資料來源為台灣經濟新報。另外，每日投資人注意力代理變數則是採用上市營建類股中文簡稱之谷歌趨勢搜尋量指數(SVI)(註11)，選擇期間仍為2017/10/03至2018/06/14下載，可以下載每天的搜尋量指數，此每天的SVI代表是這一天的搜尋量與樣本期間內某天最大搜尋量的比值乘上100。並根據此每日搜尋量指數(SVI)設立投資人注意力三個虛擬變數，第一個虛擬變數為 D_1 ，當SVI小於第25百分位數

設為1，代表散户特低注意力時期；而當SVI大於等於第25百分位數則設為0，代表散户高注意力時期。第二個虛擬變數為 D_2 ，當SVI大於中位數設為1，代表散户高注意力時期；而當SVI小於等於中位數則設為0，代表散户低注意力時期。第三個虛擬變數為 D_3 ，當SVI大於第75百分位數設為1，代表散户特高注意力時期；而當SVI小於等於第75百分位數則設為0，代表散户低注意力時期。

SVI計算方式如下：以本文研究期間從2017/10/03至2018/06/14，以此期間資料為例，Google 首先加總該關鍵字來自Google搜尋引擎每日的搜尋量並刪除來自相同IP位置對同樣關鍵字的重覆搜尋而得到一個總搜尋量，再將這段期間內搜尋量最大值當作SVI=100。其計算公式如下：

$$SVI_t = \frac{\text{Aggregated Search Volume}}{\text{Max Aggregated Search Volume for a given period}} \times 100 \dots\dots\dots (1)$$

(二) 投資人注意力高低下的個股期貨與現貨市場報酬率價格發現

為了測試投資人注意力高低下的個股期貨與現貨市場報酬率價格發現功能，首先進行兩變數的單根檢定，實證結果發現報酬率皆為穩定的數列，因此我們進一步參考Lin et al.,(2018) 的做法，將兩者的關係以雙變量的向量自我迴歸模型(VAR)來表示如(2)與(3)式：

$$SR_t = \beta_{S,0} + \sum_{i=1}^p \beta_{SS,i} SR_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_{SF,i} FR_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{DSS,i} (D_j \times SR_{t-i}) + \sum_{i=1}^q \beta_{DSF,i} (D_j \times FR_{t-i}) + \varepsilon_{S,t} \dots\dots\dots (2)$$

$$FR_t = \beta_{F,0} + \sum_{i=1}^p \beta_{FS,i} SR_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_{FF,i} FR_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{DFS,i} (D_j \times SR_{t-i}) + \sum_{i=1}^q \beta_{DFF,i} (D_j \times FR_{t-i}) + \varepsilon_{F,t} \dots\dots\dots (3)$$

SR_{t-i} ：過去 $t-i$ 期的現貨報酬率。

FR_{t-i} ：過去 $t-i$ 期的期貨報酬率。

i ：期數

$D_j \times SR_{t-i}$ ：投資人注意力高低時期的虛擬變項與過去 $t-i$ 期的現貨報酬率的交互作用。

$D_j \times FR_{t-i}$ ：投資人注意力高低時期的虛擬變項與過去 $t-i$ 期的期貨報酬率的交互作用。

其中 p 與 q 為以AIC判斷後所取的最適落後項， D_j 為投資人注意力高低時期的虛擬變數，當投資人注意力特低時期，SVI小於第25百分位數(Q1)時，則 $D_1=1$ ；否則， $D_1=0$ 。當投資人注意力高時期，SVI大於中位數時，則 $D_2=1$ ；否則， $D_2=0$ 。另外，我們也考慮投資人注意力特高時期，SVI大於百分之75分位數(Q3)時，則 $D_3=1$ ；否則， $D_3=0$ 。其中，若是 $\beta_{DSF,i}$ 顯著異於零，則當 $D_2=1$ 或 $D_3=1$ 時，投資人注意力高時，會影響期貨報酬率領先現貨報酬率；若是 $\beta_{DSS,i}$ 顯著異於零，則當 $D_2=1$ 或 $D_3=1$ 時，投資人注意力高時，會影響現貨報酬率領先期貨報酬率。另外，考慮相反的狀況來做比較，若是 $\beta_{DSF,i}$ 顯著異於零，則當 $D_1=1$ 時，投資人注意力特低時，會影響期貨報酬率領先現貨報酬率；若是 $\beta_{DSS,i}$ 顯著異於零，則當 $D_1=1$ 時，投資人注意力特低時，會影響現貨報酬率領先期貨報酬率。

接著我們使用Granger因果關係檢定。關於因果關係檢定，它是由Granger(1969)提出的一種統計檢定方法，檢驗兩變數間的統計因果關係，亦即某變數 X 的過去訊息對於另一個變數 Y 預測是有幫助的，則統計上稱變數 X 為變數 Y 的因，變數 Y 則為變數 X 的果；反之，某變數 Y 的過去訊息對於另一個變數 X 預測是有幫助的，則統計上稱變數 Y 為變數 X 的因，變數 X 則為變數 Y 的果。在財務分析上，期貨變數代表 F ，現貨變數代表 S ，我們可以利用Granger因果關係檢定來探討期貨變數與現貨變數之間領先與落後的關係。而Granger認為變數與變數間是否有因果關係，其判斷的依據在於預測性(predictability)及均方誤(mean square error)差異的大小來判斷預測能力。兩變數的關係有以下四種：

1. 因果關係(causality)

對變數 F 進行預測時，除了利用 F 本身的過去值，再加入變數 S 的過去值，會使預測誤差的均方誤降低，有助於提高變數 F 的預測能力。

若 $\beta_{SS,i}=0$ ， $\beta_{SF,i}\neq 0$ ，則表示 F 領先 S ， F 是因。

2. 即時因果關係(instantaneous causality)

對變數 S 進行預測時，除了利用 S 本身的過去值，再加入變數 F 的過去值與當期值，會降低預測誤差的均方誤，對提高變數 S 的預測能力有所幫助。

若 $\beta_{FS,i}\neq 0$ ， $\beta_{FF,i}=0$ ，則表示 S 領先 F ， S 是因。

3. 回饋因果關係(feedback causality)

表示變數 S 與變數 F 互相具有回饋效果且具有雙向因果關係。

若 $\beta_{SF,i}\neq 0$ ， $\beta_{FS,i}\neq 0$ ，則表示 S 和 F 為回饋關係。

4. 獨立關係(independence causality)

對變數 F 未來趨勢進行預測時，變數 F 只被本身的過去值所解釋，加入變數 S 的過去值與當期值，並不會降低預測誤差的均方誤，無法提高對 F 的預測能力，所以變數 S 與變數 F 相互獨立沒有因果關係。

若 $\beta_{SF,i}=0$ ， $\beta_{FS,i}=0$ ，則表示 S 與 F 為獨立關係。

根據上述，檢驗本文之期貨報酬率與現貨報酬率因果關係，當探討SVI大於中位數時設 $D_2=1$ ，或SVI大於第75百分位數時設 $D_3=1$ (SVI小於第25百分位數時設 $D_1=1$)的情況下，若是虛無假設 $H_0: \beta_{FS,1}=\beta_{FS,2}=\dots=\beta_{FS,p}=0$ 被拒絕($\beta_{FS}\neq 0$ ， $\beta_{FF}=0$)時，則在散戶高(低)注意力時期，現貨報酬率領先期貨報酬率。此外，若是虛無假設 $H_0: \beta_{FS,1}=\beta_{FS,2}=\dots=\beta_{FS,p}=\beta_{DFS,1}=\beta_{DFS,2}=\dots=\beta_{DFS,p}=0$ 被拒絕($\beta_{FS}\neq 0$ ， $\beta_{FF}=0$ ， $\beta_{DF}=0$)時，則在散戶高(低)注意力時期，現貨報酬率領先期貨報酬率，則假設一成立(不成立)，意謂著散戶使用Google搜尋公司資訊之使用人數眾多時，會(不會)提升營建類股個股期貨價格發現的效能。

(三) 投資人注意力高低下的營建類股個股期貨與現貨市場外溢效果

至於波動外溢效果的檢定，Bollerslev et al.(1992)認為GARCH(1,1)模型足以描述股價報酬波動過程，而Chan et al.(1991)提出條件變異數之間的外溢效果亦可以當成價格發現的指標，因此我們將營建類股現貨與期貨價格取log對數報酬，建構一個雙變量的GARCH-DCC不對稱模型，其平均數方程式如式(4)，條件變異數方程式如式(5)與式(6)：

$$R_t = m_0 + \sum \varphi_i R_{t-i} + \sum \theta_i \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t \dots\dots\dots (4)$$

$$h_{SS,t} = \omega_S + \delta_{S,1} h_{SS,t-1} + \delta_{S,2} \varepsilon_{S,t-1}^2 + \delta_{S,3} \varepsilon_{S,t-1}^2 I_{S,t} + \delta_{S,F} \varepsilon_{F,t-1}^2 + \delta_{DS,F} (D_j \times \varepsilon_{F,t-1}^2) \dots\dots\dots (5)$$

$$h_{FF,t} = \omega_F + \delta_{F,1} h_{FF,t-1} + \delta_{F,2} \varepsilon_{F,t-1}^2 + \delta_{F,3} \varepsilon_{F,t-1}^2 I_{F,t} + \delta_{F,S} \varepsilon_{S,t-1}^2 + \delta_{DF,S} (D_j \times \varepsilon_{S,t-1}^2) \dots\dots\dots (6)$$

其中 R_t 為營建類股現貨與期貨價格對數報酬 2×1 向量 $Var(\varepsilon_{S,t}, \varepsilon_{F,t} | \Psi_{t-1}) = H_t = \begin{bmatrix} h_{SS,t} & h_{SF,t} \\ h_{SF,t} & h_{FF,t} \end{bmatrix}$ 為期貨與現貨報酬率的變異數與共變異數矩陣， Ψ_{t-1} 為 $t-1$ 期的資訊集， D_j 為散戶高注意力時期的虛擬變數，當SVI大於等於中位數(75百分位數)時，則 $D_2=1(D_3=1)$ ；否則， $D_2=0(D_3=0)$ 。值得注意的是，我們考慮了不對稱效果，當 $\varepsilon_{t-1} < 0$ ，則 $I_t=1$ ，即表示上一期的訊息是與營建類股現貨(期貨)報酬呈現反向相關的資訊，否則 $I_t=0$ 。而估計係數 $\delta_{S,3}$ 與 $\delta_{F,3}$ 的正負值亦分別代表不同的波動不對稱現象，若係數 $\delta_{S,3}(\delta_{F,3})$ 顯著為正，則當壞消息發生時，當期條件變異數會增加，營建類股現貨(期貨)報酬的波動性會增加，即所謂的槓桿效果，此特性最早由Black(1976)指出，其認為此現象的成因是由於未預期的股價下跌會使該公司的負債權益比上升，導致公司財務風險增加進而使股價波動更劇烈。但是，若係數 $\delta_{S,3}(\delta_{F,3})$ 顯著為負，則壞消息發生時，當期條件變異數會減少，營建類股現貨(期貨)報酬的波動性會下降，資產的價值變動會較平穩，這樣的情況，很類似我們所謂的抗跌效果，若是 $\delta_{S,3}(\delta_{F,3})$ 顯著異於零，則營建類股現貨(期貨)報酬不存在不對稱效果。模型中並考慮跨市場的外溢效果($\delta_{S,F}$ 、 $\delta_{F,S}$ 、 $\delta_{DS,F}$ 與 $\delta_{DF,S}$ 四係數可代表之)。因此，若是 $\delta_{S,F}$ 顯著且 $\delta_{DS,F}$ 不顯著，則意謂著在投資人注意力低時期，資訊從期貨市場流向現貨市場，此時期貨市場扮演價格發現的角色。若是 $\delta_{S,F}$ 顯著且 $\delta_{DS,F}$ 顯著，則意謂著在投資人注意力高時期，資訊從期貨市場流向現貨市場，此時期貨市場亦扮演價格發現的角色，因此投資人注意力高低對期貨市場扮演價格發現的角色有影響。此外，若是 $\delta_{F,S}$ 與 $\delta_{DF,S}$ 顯著，而且 $\delta_{S,F}$ 與 $\delta_{DS,F}$ 都不顯著，則假設二成立，意謂著在散戶高注意力時期，會增加營建類個股現貨市場波動外溢至期貨市場。

文獻上對於條件共變異數矩陣的設定方法有很多，基於比較平均絕對誤差與風險值的計算，Engle(2002)認為動態條件相關(dynamic conditional correlation, DCC)設定比BEKK (Baba-Engle-Kraft-Kroner, BEKK)模型更適合。且Tse & Tsui(1997)亦提及BEKK模型在收斂上較困難，因此我們採用DCC設定期貨與現貨價格(5)與(6)式的變異數與共變異數矩陣 H_t 如式(7)進行兩市場波動外溢效果檢定：

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{SS,t} & \rho_{SF,t} \sqrt{h_{SS,t} h_{FF,t}} \\ \rho_{SF,t} \sqrt{h_{SS,t} h_{FF,t}} & h_{FF,t} \end{bmatrix} = C_t R_t C_t \dots\dots\dots (7)$$

其中 $C_t = diag(h_{SS,t}^{0.5}, \dots, h_{FF,t}^{0.5})$ 為條件標準差的對角矩陣，而條件相關係數矩陣為式(8)：

$$R_t = diag(q_{SS,t}^{0.5}, \dots, q_{FF,t}^{0.5}) Q_t diag(q_{SS,t}^{0.5}, \dots, q_{FF,t}^{0.5}) \dots\dots\dots (8)$$

而矩陣 Q_t 為式(9)，

$$Q_t = (1 - \kappa_1 - \kappa_2) \bar{Q} + \kappa_1 u_{t-1} u_{t-1} + \kappa_2 Q_{t-1} \dots \dots \dots (9)$$

$$\text{其中 } u_{i,t-1} = \frac{\varepsilon_{i,t-1}}{\sqrt{h_{ii,t-1}}}, k_1 > 0, k_2 > 0, k_1 + k_2 = 1, i = S, F。$$

四、實證結果與分析

我們首先將各種營建類股的現貨與期貨資料做一分析。必須注意的是，由於在台灣，現貨在每日13:30收盤，可是期貨卻是在每日13:45收盤，兩者在時間上有落差，所以都以收盤價來進行領先落後關係分析容易造成期貨領先現貨的假象，所以我們採用現貨每日收盤價，也就是13:30的價格，與每日期貨市場最接近13:30的價格，做為現貨與期貨的每日價格，來進行本研究分析。我們蒐集了2017/10/03至2018/06/14這段時間內共169個交易日，上述現貨與期貨價格，將之取log對數，同時計算其差分值，也就是報酬率，然後針對每支營建類股的SVI與其現貨交易量(營建類股的SVI與現貨報酬率)、營建類股的SVI與其期貨交易量(營建類股的SVI與期貨報酬率)之間彼此的相關係數進行Spearman排序相關法檢定(Spearman rank-order)，其結果如表一之A部分(B部分)。在A部分，Spearman rank-order是針對SVI和現貨成交量、SVI和期貨成交量及現貨成交量與期貨成交量計算相關係數；而在B部分，Spearman rank-order是針對SVI和現貨報酬率、SVI和期貨報酬率及現貨報酬率與期貨報酬率計算相關係數。由表一之A部分中發現，全部樣本中只有中工的現貨(期貨)交易量與SVI有正的顯著相關，相關係數為0.149(0.148)；而冠德的期貨交易量與SVI有正的顯著相關，相關係數為0.153；而華固的現貨交易量與SVI有正的顯著相關，相關係數為0.138。SVI大多與營建類股的現貨交易量與期貨交易量沒有顯著關係，然而進一步考慮投資人注意力高低的情況下，幾乎大多顯示當投資人注意力較高時，現貨交易量與期貨交易量的相關係數顯著較高。以中工為例：當投資人注意力為最低(SVI<第25百分位數)時，現貨交易量與期貨交易量的相關係數為0.653，而當投資人注意力較高(SVI≥第25百分位數)時，現貨交易量與期貨交易量的相關係數為0.740；當投資人注意力為中低注意力(SVI≤中位數)時，現貨交易量與期貨交易量的相關係數為0.668，而當投資人注意力為中高注意力(SVI>中位數)時，現貨交易量與期貨交易量的相關係數為0.746；當投資人注意力為低注意力(SVI≤第75百分位數)時，現貨交易量與期貨交易量的相關係數為0.711；而當投資人注意力為高注意力(SVI>第75百分位數)時，現貨交易量與期貨交易量的相關係數為0.731。根據上述，我們可以發現，雖然現貨、期貨交易量都是呈現顯著正相關，但是當投資人注意力高時的相關係數會比投資人注意力低時的相關係數高(相關係數0.740>0.653；0.746>0.668；0.731>0.711)。而在表一的B部分中，針對這五檔個股的搜尋量指數與其現貨報酬的關係，只有華固的SVI與其現貨報酬有顯著正相關(0.166)(註12)，而五檔個股的搜尋量指數與其期貨報酬的關係完全不顯著。然而，全部樣本中營建類股的現貨報酬率與期貨報酬率呈現高度顯著正相關，相關係數介於0.664至0.907。而不管在投資人注意力高與注意力低的期間，營建類股的現貨報酬率與期貨報酬率仍呈現高度顯著正相關，此結果正好讓本研究進一步探討投資人注意力高低是否會影響營建類股的現貨報酬率與期貨報酬率的關係。

由表二A部分的敘述統計量我們可以發現，所有營建類股現貨與期貨的報酬率，除了皇翔的現貨報酬率為-0.011，期貨報酬率為0.151，符號相反，其他營建類股現貨與期貨報酬率的性質都非常接近。雖然冠德與興富發報酬率的偏態係數，現貨為負數(-0.058與-0.281)，期貨為正數(0.067與0.066)，符號相反，但二者都非常接近0，差異並不比其他營建類股的偏態係數差距大。這樣的結果當然不令人意外，因為期貨本來就是現貨的線性衍生性金融商品，二者價格存在線性關係。接下來我們可以發現，最大冠德的現貨與期貨報酬率(1.879與1.928)相較於最小華固的現貨與期貨報酬率(0.850與1.062)約高達2倍，這透露著在研究期間內，冠德的股價與期貨價格波動，顯然比華固的股價與期貨價格波動要來得大。另一方面，中工、皇翔與華固三者現貨與期貨報酬率偏態係數均為正，分別為1.112與1.023、2.231與2.493、0.148與0.129。至於峰態係數，興富發與皇翔現貨與期貨報酬率皆超過10，代表兩者報酬率呈現高度高狹峰分配(leptokurtic distribution)，而中工與冠德現貨期貨報酬率的峰態係數也超過6.5，亦呈現高狹峰分配。根據上述描述，中工冠德興富發與皇翔現貨與期貨報酬率不屬於常態分配，從Jarque-Bera檢定結果證實並非常態分配，但是華固的現貨報酬率唯一呈現常態分配。而所有營建類股的SVI顯著異於常態分配。接著，在表二B部分，我們以SVI大小區分投資人注意力低($SVI < 25^{\text{th}}$ pctl.)、中(25^{th} pctl. \leq $SVI \leq 75^{\text{th}}$ pctl.)與高($SVI > 75^{\text{th}}$ pctl.)三個子樣本，並計算SR與FR的敘述統計量。我們可以發現五種營建類股的現貨報酬率與期貨報酬率，在投資人注意力高時期大於投資人注意力低時期，意謂著投資人注意力越高，五種營建類股的現貨報酬率與期貨報酬率越高。

接下來我們對各種營建類股的現貨與期貨報酬率資料做單根檢定，結果如表三。由表三中我們可以很清楚地看到，五種營建類股的現貨報酬率與期貨報酬率，均為定態時間序列資料且是沒有單根的。因此，我們可以直接使用五種營建類股的現貨與期貨資料來進行後續的向量自我迴歸模型(VAR)。

因為五種營建類股的現貨價格與期貨報酬率均為穩定的數列，因此我們將五種營建類股的現貨價格與期貨報酬率以向量自我迴歸模型進行迴歸分析，現貨與期貨報酬率落後項數以AIC決定，結果如表四。首先由表四中，在基本模型中，除了冠德之外，其餘四種營建股的前期現貨報酬顯著影響當期的期貨報酬率。顯示營建股大多呈現現貨報酬率領先期貨報酬率。在考量投資人注意力之後，當投資人注意力特低時(SVI小於第25百分位數)，對中工而言，投資人注意力虛擬變數與 $t-1(t-2)$ 期現貨報酬率之交乘項顯著為負(-1.265與-0.898)，意謂著投資人注意力低期間與其他期間相比，前一、二期的現貨報酬率會影響當期期貨報酬率的差異是顯著為負的。而對冠德、興富發與皇翔而言，投資人注意力虛擬變數與期、現貨報酬率之交乘項皆不顯著異於零。至於華固，投資人注意力虛擬變數與 $t-1$ 期現貨報酬率之交乘項顯著為正(0.912)，意謂著投資人注意力低期間與其他期間相比，前一期的現貨報酬率會影響當期期貨報酬率的差異是顯著為正的。此外，在投資人注意力高時(SVI大於等於第25百分位數； $D_1=0$)，中工、冠德、興富發與皇翔的前一期的現貨報酬率顯著正向影響當期期貨報酬率，這結果顯示在投資人注意力高時期會增加現貨報酬率領先期貨報酬率之效率，然而華固並無此現象。

在投資人注意力高時(SVI大於中位數)，對中工而言，投資人注意力虛擬變數與 $t-1$ 期現貨報酬率之交乘項顯著為正(0.951)，意謂著投資人注意力高期間與其他期間相比，前一期的現貨

表一 營建類股現貨、期貨每日交易量或現貨價格報酬率、期貨價格報酬率與SVI之相關係數

A部分 SVI, Volume and F_Volume之相關係數	中工			冠德			興富發			皇翔			華固		
	SVI	Volume	SVI	Volume	SVI	Volume	SVI	Volume	SVI	Volume	SVI	Volume	SVI	Volume	
ALL	Volume	0.149 *	0.078	0.074	0.001	0.138 *									
	F_Volume	0.148 *	0.710 ***	0.153 **	0.410 ***	0.046	0.388 ***	0.281 ***							
D ₁ =1 if SVI<25 th pctl.	Volume	0.226	-0.093	0.021	0.126	-0.150									
	F_Volume	0.227	0.653 ***	-0.200	0.302 *	-0.090	0.174	0.317 **							
D ₁ =0 if SVI>=25 th pctl.	Volume	0.143 *	-0.054	0.073	0.260 ***	0.153 *									
	F_Volume	0.121	0.740 ***	0.084	0.424 ***	0.059	0.457 ***	0.257 ***							
D ₂ =1 if SVI>50 th pctl.	Volume	0.165	-0.073	0.137	0.284 **	0.198 *									
	F_Volume	0.145	0.746 ***	0.016	0.420 ***	0.184 *	0.374 ***	0.242 **							
D ₂ =0 if SVI<=50 th pctl.	Volume	0.156	0.114	0.065	0.206 *	0.002									
	F_Volume	0.094	0.668 ***	0.099	0.406 ***	0.087	0.404 ***	0.303 ***							
D ₃ =1 if SVI>75 th pctl.	Volume	0.265 *	0.056	0.376 **	0.034	0.145									
	F_Volume	0.113	0.731 ***	0.198	0.291 *	0.121	0.469 ***	0.350 **							
D ₃ =0 if SVI<=75 th pctl.	Volume	0.085	0.117	0.051	0.265 ***	-0.009									
	F_Volume	0.059	0.711 ***	0.121	0.458 ***	0.019	0.382 ***	0.267 ***							
B部分 SVI, SR and FR之相關係數															
ALL	SR	0.024	0.054	0.079	0.017	0.166 *									
	FR	-0.013	0.906 ***	0.034	0.907 ***	0.044	0.664 ***	0.740 ***							
D ₁ =1 if SVI<25 th pctl.	SR	-0.211	0.090	-0.357 **	0.228	-0.304									
	FR	-0.227	0.843 ***	0.114	0.932 ***	0.182	0.310	0.510 ***							
D ₁ =0 if SVI>=25 th pctl.	SR	0.064	0.040	0.102	0.024	0.296 ***									
	FR	0.022	0.915 ***	0.003	0.882 ***	0.060	0.705 ***	0.808 ***							
D ₂ =1 if SVI>50 th pctl.	SR	0.049	0.109	0.256 **	0.013	0.175									
	FR	0.071	0.918 ***	0.134	0.863 ***	0.129	0.623 ***	0.752 ***							
D ₂ =0 if SVI<=50 th pctl.	SR	-0.096	-0.015	-0.039	0.144	-0.124									
	FR	-0.054	0.894 ***	-0.034	0.929 ***	0.268	0.712 ***	0.714 ***							
D ₃ =1 if SVI>75 th pctl.	SR	0.263	0.455 ***	0.053	-0.010	-0.090									
	FR	0.199	0.912 ***	0.449 ***	0.880 ***	0.231	0.528 **	0.808 ***							
D ₃ =0 if SVI<=75 th pctl.	SR	-0.016	-0.073	-0.101	0.018	0.001									
	FR	-0.054	0.901 ***	-0.125	0.911 ***	0.091	0.687 ***	0.693 ***							

SVI為Google經調整後網路搜尋量指數；Volume為營建類股現貨成交量；F_Volume為營建類股期貨成交量；SR為營建類股現貨每日log報酬率；FR為對最近月營建類股股票期貨每日log報酬率；樣本期間為2017/10/03至2018/06/14，共169交易日。D₁為SVI小於第25百分位數設為1，代表散戶低注意力時期；而當SVI大於等於第25百分位數則設為0，代表散戶高注意力時期。D₂為SVI大於中位數設為1，代表散戶高注意力時期；而當SVI小於等於中位數則設為0，代表散戶低注意力時期。D₃為SVI大於第75百分位數設為1，代表散戶高注意力時期；而當SVI小於等於第75百分位數則設為0，代表散戶低注意力時期。以Spearman rank-order方法檢定相關係數，*表示p-value<0.1，**表示p-value<0.05，***表示p-value<0.01。

表二 營建類股現貨、期貨每日價格報酬率敘述統計

		Mean	Median	Max.	Min.	Std.Dev.	Skew.	Kurt.	Jarque-Bera		
A部分											
中工	SVI	40.308	40.000	100.000	15.000	14.459	0.824	4.584	36.783	***	
	SR	0.135	0.000	9.452	-6.145	1.845	1.112	7.965	208.403	***	
	FR	0.139	0.000	9.463	-6.286	2.009	1.023	7.635	180.780	***	
冠德	SVI	11.521	10.000	100.000	0.000	9.374	5.625	50.444	16,741.690	***	
	SR	0.118	0.000	6.178	-9.054	1.879	-0.058	6.514	87.056	***	
	FR	0.112	0.000	7.257	-9.531	1.928	0.067	7.428	136.576	***	
興富發	SVI	23.325	23.000	100.000	0.000	12.809	1.369	9.523	352.369	***	
	SR	0.083	0.108	4.631	-6.090	1.070	-0.281	11.294	486.614	***	
	FR	0.090	0.000	5.670	-6.565	1.132	0.066	13.810	798.599	***	
皇翔	SVI	28.355	18.000	100.000	0.000	21.531	0.694	3.284	14.140	***	
	SR	-0.011	0.000	9.257	-5.352	1.244	2.231	22.198	2,735.594	***	
	FR	0.151	0.000	8.135	-2.623	1.494	2.493	13.959	410.758	***	
華固	SVI	10.408	9.000	100.000	0.000	10.619	4.845	37.341	8,965.787	***	
	SR	0.045	0.000	2.369	-2.427	0.850	0.148	3.707	4.133		
	FR	0.099	0.000	3.569	-3.148	1.062	0.129	4.340	8.619	**	
B部分											
中工	低	SR	0.109	0.000	4.623	-2.513	1.296	1.101	5.822	20.347	***
		FR	0.071	0.133	4.623	-2.626	1.275	0.947	6.459	24.796	***
	中	SR	0.035	0.000	5.922	-6.145	1.759	0.317	5.655	30.794	***
		FR	0.143	-0.121	7.290	-6.286	1.962	0.759	5.721	39.860	***
	高	SR	0.404	0.000	9.452	-4.429	2.408	1.584	6.912	43.987	***
		FR	0.187	0.000	9.463	-6.070	2.619	1.101	6.752	33.189	***
冠德	低	SR	0.293	0.224	4.423	-2.759	1.664	0.650	3.184	2.938	
		FR	0.280	0.111	4.485	-2.759	1.614	0.580	2.943	2.138	
	中	SR	-0.080	0.000	5.629	-9.054	1.829	-0.919	8.970	151.001	***
		FR	-0.138	0.000	5.196	-9.531	1.845	-1.175	9.616	190.499	***
	高	SR	0.393	0.000	6.178	-3.419	2.163	0.742	3.200	3.897	
		FR	0.525	0.000	7.257	-2.591	2.273	1.247	4.074	11.979	***
興富發	低	SR	0.087	0.000	4.631	-2.064	1.110	1.759	8.787	73.780	***
		FR	0.142	-0.112	5.670	-1.851	1.265	2.478	11.371	151.339	***
	中	SR	-0.054	0.000	2.492	-6.090	1.053	-1.889	13.375	474.635	***
		FR	-0.061	0.000	2.148	-6.565	1.061	-2.355	16.668	755.452	***
	高	SR	0.379	0.224	4.319	-1.658	1.036	1.264	6.595	36.135	***
		FR	0.387	0.221	4.657	-1.329	1.057	1.841	8.057	56.319	***
皇翔	低	SR	0.044	-0.081	3.968	-1.336	0.835	2.516	12.975	220.356	***
		FR	0.007	0.000	3.088	-5.352	1.295	-1.168	9.281	42.983	***
	中	SR	-0.044	0.000	9.257	-2.782	1.377	3.298	24.137	1,883.708	***
		FR	0.197	0.319	8.135	-2.623	1.093	3.885	32.831	213.511	***
	高	SR	0.007	0.000	3.088	-5.352	1.295	-1.168	9.281	78.300	***
		FR	0.174	0.000	3.425	-1.262	0.808	2.077	9.762	5.666	*
華固	低	SR	-0.014	0.000	2.346	-2.427	0.872	0.097	3.976	2.081	
		FR	0.139	0.224	3.077	-3.148	0.886	-0.515	8.264	6.165	**
	中	SR	-0.076	-0.139	2.286	-1.817	0.730	0.107	3.570	1.492	
		FR	-0.062	0.000	3.569	-2.330	0.805	0.838	7.430	14.422	***
	高	SR	0.347	0.360	2.369	-2.369	0.989	-0.167	3.228	0.364	
		FR	0.389	0.357	2.601	-2.500	0.904	-0.406	5.279	0.953	

A部分為SVI為股票名稱之谷歌搜尋量指數、SR為營建類股現貨每日log報酬率、FR為對最近月營建類股股票期貨每日log報酬率之敘述統計。B部分以SVI大小區分投資人注意力低(SVI<25th pctl.)、中(25th pctl.≤SVI≤75th pctl.)與高(SVI>75th pctl.)三個子樣本之SR與FR的敘述統計。樣本期間為2017/10/03至2018/06/14，共169交易日。*表示p-value<0.1，**表示p-value<0.05，***表示p-value<0.01。

表三 營建類股現貨、期貨每日價格報酬率單根檢定

單根檢定		SR				FR			
		ADF		PP		ADF		PP	
中工	Level	-12.646	***	-12.862	***	-13.530	***	-13.938	***
冠德	Level	-13.840	***	-13.840	***	-14.350	***	-14.318	***
興富發	Level	-14.766	***	-14.879	***	-15.485	***	-15.485	***
皇翔	Level	-13.968	***	-14.365	***	-9.520	***	-9.093	***
華固	Level	-13.242	***	-13.281	***	-12.011	***	-12.792	***

SR為營建類股現貨每日log報酬率；FR為對最近月營建類股股票期貨每日log報酬率；樣本期間為2017/10/03至2018/06/14，共169交易日。表中為SR與FR之單根檢定。*表示p-value<0.1，**表示p-value<0.05，***表示p-value<0.01。

報酬率會影響當期期貨報酬率的差異是顯著為正的；另外，投資人注意力虛擬變數與 $t-1$ 期期貨報酬率之交乘項顯著為負(-0.922)，意謂著投資人注意力高期間與其他期間相比，前一期的期貨報酬率會影響當期期貨報酬率的差異是顯著為負的。而對冠德、興富發、皇翔與華固而言，投資人注意力虛擬變數與期、現貨報酬率之交乘項皆不顯著異於零。另外，在投資人注意力低時(SVI小於中位數； $D_2=0$)，中工與華固的前一期的現貨報酬率顯著正向影響當期期貨報酬率，這結果顯示在投資人注意力低時期會增加現貨報酬率領先期貨報酬率之效率，然而冠德、興富發與皇翔並無此現象。

在投資人注意力超高時(SVI大於第75百分位數)，對所有營建類股而言，投資人注意力虛擬變數與期、現貨報酬率之交乘項皆不顯著異於零，意謂著投資人注意力超高期間與其他期間相比，前期的期貨(現貨)報酬率會影響當期現貨(期貨)報酬率的差異是不存在的。此外，在投資人注意力低時(SVI小於第75百分位數； $D_3=0$)，中工與華固的前一期的現貨報酬率顯著正向影響當期期貨報酬率，這結果顯示在投資人注意力低時期會增加現貨報酬率領先期貨報酬率之效率，然而冠德、興富發與皇翔並無此現象。

根據上述分析，我們尚未得到很一致的實證結果，因此我們進一步進行Granger因果關係檢定，來確認現貨報酬率與期貨報酬率領先落後關係，其結果在表五。在基本模型中，除了冠德之外，其餘四種營建股呈現現貨報酬率領先期貨報酬率。在考量投資人注意力之後，當投資人注意力高時(SVI大於中位數)，除了華固之外，其餘皆發現現貨報酬率領先期貨報酬率。而在投資人注意力低時(SVI小於等於中位數； $D_2=0$)，除了華固之外，其餘皆未發現現貨報酬率領先期貨報酬率。因此，投資人注意力高時期，營建類股大多呈現現貨報酬率領先期貨報酬的現象。

進一步觀察投資人注意力超高時(SVI大於第75百分位數)時期，所有營建類股皆發現現貨報酬率領先期貨報酬率。而在投資人注意力低時(SVI小於等於第75百分位數； $D_3=0$)，中工與華固亦發現現貨報酬率領先期貨報酬的現象，但其餘如冠德、興富發與皇翔並無現貨報酬率領先期貨報酬的現象。因此，投資人注意力超高時期，營建類股大多呈現現貨報酬率領先期貨報酬的現象。

接下來我們觀察在投資人注意力低時期是否符合上述實證結果，當在投資人注意力低時(SVI小於第25百分位數)，除了華固之外，其餘營建類股皆未發現現貨報酬率領先期貨報酬

表四 不同投資人注意力下之營建類股現貨、期貨每日價格報酬率向量自我迴歸模型

變數		D ₁ =1 ifSVI<25 th pctl.		D ₂ =1 ifSVI>50 th pctl.		D ₃ =1 ifSVI>75 th pctl.		D ₁ =1 ifSVI<25 th pctl.		D ₂ =1 ifSVI>50 th pctl.		D ₃ =1 ifSVI>75 th pctl.	
		SR _t	FR _t										
基本模型		D ₁ =1 ifSVI<25 th pctl.		D ₂ =1 ifSVI>50 th pctl.		D ₃ =1 ifSVI>75 th pctl.		D ₁ =1 ifSVI<25 th pctl.		D ₂ =1 ifSVI>50 th pctl.		D ₃ =1 ifSVI>75 th pctl.	
基本模型		SR _t	FR _t										
截距項		0.109 (0.782)	0.105 (0.311)	0.151 (1.075)	0.144 (0.970)	0.105 (0.741)	0.101 (0.674)	0.137 (0.921)	0.145 (0.952)	0.120 (0.804)	0.123 (0.807)	0.113 (0.751)	0.146 (0.974)
SR _{t-1}		0.045 (0.231)	0.739 (3.561)	0.143 (0.639)	1.041 (4.461)	0.178 (-0.746)	0.609 (2.694)	0.313 (-1.173)	0.298 (1.091)	0.166 (-0.554)	0.511 (1.679)	0.644 (-1.607)	0.370 (-1.155)
SR _{t-2}		-0.021 (-0.105)	0.378 (1.801)	0.481 (-0.158)	0.481 (1.573)	-0.082 (-0.344)	0.338 (1.453)	-0.537 (-2.014)	-0.153 (-0.561)	-0.720 (-2.299)	-0.352 (-1.103)	-0.481 (-1.239)	-0.415 (-1.337)
FR _{t-1}		-0.043 (-0.231)	-0.717 (-3.678)	-0.153 (-0.708)	-1.043 (-4.641)	0.133 (0.647)	-0.643 (-3.132)	0.250 (0.945)	-0.383 (-1.416)	0.134 (0.455)	-0.562 (-1.878)	0.532 (1.298)	0.246 (0.770)
FR _{t-2}		-0.130 (-0.710)	-0.496 (-2.552)	-0.118 (-0.551)	-0.544 (-1.818)	-0.461 (-2.023)	-0.438 (-2.079)	0.561 (2.127)	0.192 (0.709)	0.708 (2.249)	0.358 (1.116)	0.633 (1.709)	0.506 (1.659)
D ₁ ×SR _{t-1}		-0.455 (-0.898)	-1.265 (-2.405)	0.988 (2.029)	0.951 (1.838)	1.074 (1.541)	1.029 (1.397)	-0.664 (-1.013)	-0.983 (-1.473)	0.622 (1.147)	0.837 (1.515)	0.605 (1.008)	0.878 (1.422)
D ₁ ×FR _{t-2}		-0.438 (-0.935)	-0.898 (-1.845)	0.243 (0.525)	0.287 (0.582)	0.167 (0.281)	0.207 (0.330)	0.780 (1.244)	0.779 (1.220)	0.066 (-0.122)	-0.136 (-0.245)	-0.630 (-1.023)	-0.598 (-0.945)
D ₂ ×FR _{t-1}		0.494 (1.157)	1.294 (2.918)	-0.922 (-1.958)	-0.889 (-1.780)	-0.945 (-1.381)	-0.869 (-1.200)	0.413 (0.616)	0.728 (1.067)	0.413 (0.616)	0.728 (1.067)	-0.538 (-0.994)	-0.324 (-0.555)
D ₂ ×FR _{t-2}		0.041 (0.101)	0.498 (1.193)	-0.140 (-0.326)	-0.218 (-0.477)	-0.178 (-0.320)	-0.259 (-0.440)	-0.547 (-0.914)	-0.553 (-0.908)	-0.149 (-0.278)	-0.106 (-0.195)	0.277 (0.455)	0.294 (0.470)
Adj. R ²		0.003	0.009	0.010	0.010	-0.005	0.009	0.009	0.017	0.004	0.004	0.023	
SSR		519.302	503.665	503.201	510.650	544.421	563.318	551.592	540.799	551.592	540.799	540.799	
Akaike AIC		4.032	4.050	4.049	4.063	4.154	4.139	4.167	4.148	4.167	4.148	4.148	

SR為營建類股現貨每日log對數報酬率；FR為對最近月營建類股股票期貨每日最接近13:30時成交價log對數報酬率；樣本期間為

2017/10/03~2018/06/14，共169交易日。(.)裡為t值。SSR為殘差平方和。*表示p-value<0.1，**表示p-value<0.05，***表示p-value<0.01。

中工

冠德

表五 投資人注意力高低下營建類股現貨、期貨價格發現功能因果關係檢定

	基本模型		D ₁ =1 if SVI<25 th pctl.		D ₂ =1 if SVI>50 th pctl.		D ₃ =1 if SVI>75 th pctl.	
	SR _t	FR _t	SR _t	FR _t	SR _t	FR _t	SR _t	FR _t
中工								
H ₀ : SR _{t-1} =0, SR _{t-2} =0	0.106	12.749 ***	0.540	19.969 ***	0.557	4.349	0.131	7.308 **
H ₀ : SR _{t-1} +Dj×SR _{t-1} =0 SR _{t-2} +Dj×SR _{t-2} =0			1.814	1.294	4.348	11.490 ***	2.502	5.811 *
H ₀ : FR _{t-1} =0, FR _{t-2} =0	0.522	14.254 ***	0.513	21.582 ***	1.362	7.193 **	0.400	10.134 ***
H ₀ : FR _{t-1} +Dj×FR _{t-1} =0 FR _{t-2} +Dj×FR _{t-2} =0			1.675	1.163	3.874	10.862 ***	2.046	5.317 *
冠德								
H ₀ : SR _{t-1} =0, SR _{t-2} =0	4.186	2.466	5.494 **	6.648 **	2.904	0.140	2.125	0.394
H ₀ : SR _{t-1} +Dj×SR _{t-1} =0 SR _{t-2} +Dj×SR _{t-2} =0			2.819	2.315	2.362	5.194 *	4.590 *	6.406 **
H ₀ : FR _{t-1} =0, FR _{t-2} =0	4.533	4.359	5.415 **	8.118 **	3.178	0.531	2.773	1.632
H ₀ : FR _{t-1} +Dj×FR _{t-1} =0 FR _{t-2} +Dj×FR _{t-2} =0			0.882	0.484	1.926	6.145 **	2.687	6.002 **
興富發								
H ₀ : SR _{t-1} =0	1.744	4.918 *	0.051	7.965 ***	3.127 *	0.170	1.048	1.874
H ₀ : SR _{t-1} +Dj×SR _{t-1} =0			1.086	0.037	0.240	7.413 ***	0.041	2.956 *
H ₀ : FR _{t-1} =0	0.220	10.048 ***	0.234	7.308 ***	0.042	4.879 **	0.002	6.792 ***
H ₀ : FR _{t-1} +Dj×FR _{t-1} =0			0.092	1.652	0.011	4.657 **	0.100	2.856 *
皇翔								
H ₀ : SR _{t-1} =0	0.717	9.343 ***	0.035	5.898 **	0.007	2.080	0.118	2.482
H ₀ : SR _{t-1} +Dj×SR _{t-1} =0			0.004	0.631	0.207	4.128 **	0.032	2.988 *
H ₀ : FR _{t-1} =0	0.194	6.794 **	0.916	6.278 ***	0.007	1.733	0.093	2.506
H ₀ : +Dj×FR _{t-1} =0			0.030	0.184	2.120	4.393 **	0.063	2.366
華固								
H ₀ : SR _{t-1} =0	3.000	7.078 **	0.497	2.471	0.617	9.512 ***	0.001	5.847 **
H ₀ : SR _{t-1} +Dj×SR _{t-1} =0			0.724	11.821 ***	1.012	1.969	0.069	6.211 **
H ₀ : FR _{t-1} =0	3.840	14.278 ***	1.406	12.298 ***	1.266	10.231 ***	0.468	10.913 ***
H ₀ : FR _{t-1} +Dj×FR _{t-1} =0			0.506	2.491	0.061	6.837 ***	1.721	10.253 ***

SR為營建類股現貨每日log報酬率；FR為對最近月營建類股股票期貨每日log報酬率；樣本期間為2017/10/03~2018/06/14，共169交易日。表中數據為卡方值。*表示p-value<0.1，**表示p-value<0.05，***表示p-value<0.01。

率。而在投資人注意力高時(SVI大於等於第25百分位數；D₁=0)，除了華固之外，其餘皆發現現貨報酬率領先期貨報酬率。因此，我們再次得到投資人注意力高時期，營建類股大多呈現現貨報酬領先期貨報酬的實證結果。根據以上的實證結果，假設一成立，在散戶高注意力時期，會增加營建類股現貨市場報酬領先個股期貨市場報酬的效能。此結果呼應Lee et al.,(2016)認為投資人的結構與期貨市場較現貨市場規模小這兩大原因會造成現貨市場大多時間在價格發現和波動率傳遞過程中領先於期貨市場。

表六 營建類股現貨、期貨日報酬外溢效果檢測-雙變量GARCH-DCC不對稱模型

	中工			冠德			興富發		
	SVI<25 th	SVI>50 th	SVI>75 th	SVI<25 th	SVI>50 th	SVI>75 th	SVI<25 th	SVI>50 th	SVI>75 th
ω_S	6.157 *** (0.821)	1.732 *** (0.098)	2.704 *** (0.262)	2.406 *** (0.302)	6.055 *** (0.054)	2.363 *** (0.028)	0.324 *** (0.085)	0.412 *** (0.062)	0.355 *** (0.000)
ω_F	5.282 *** (0.694)	2.161 *** (0.090)	2.864 *** (0.259)	2.914 *** (0.307)	0.311 *** (0.000)	2.555 *** (0.000)	0.339 *** (0.077)	0.290 *** (0.026)	0.319 *** (0.026)
$\delta_{S,I}$	-0.000 (0.000)	0.281 *** (0.019)	0.132 *** (0.044)	0.277 *** (0.106)	0.259 *** (0.011)	0.056 *** (0.000)	0.000 *** (0.000)	0.167 *** (0.019)	0.523 *** (0.000)
$\delta_{F,I}$	0.061 (0.220)	0.403 *** (0.023)	0.029 (0.056)	0.919 *** (0.080)	0.000 *** (0.000)	0.187 *** (0.000)	0.000 *** (0.000)	0.000 *** (0.000)	0.000 *** (0.000)
$\delta_{S,2}$	-0.000 (0.000)	0.153 *** (0.033)	0.024 *** (0.014)	0.079 *** (0.019)	0.071 *** (0.001)	0.239 *** (0.009)	0.445 *** (0.107)	0.202 *** (0.076)	0.227 *** (0.000)
$\delta_{F,2}$	0.025 (0.019)	0.005 (0.021)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 *** (0.000)	0.224 *** (0.000)	0.378 *** (0.085)	0.376 *** (0.047)	0.167 *** (0.007)
$\delta_{S,3}$	0.451 (0.290)	0.008 (0.032)	0.296 *** (0.061)	-0.277 *** (0.106)	0.670 *** (0.013)	-0.087 *** (0.000)	0.331 *** (0.108)	-0.167 *** (0.019)	0.227 *** (0.000)
$\delta_{F,3}$	-0.061 (0.220)	-0.190 *** (0.031)	0.071 (0.051)	-0.355 *** (0.098)	0.324 *** (0.000)	-0.067 *** (0.000)	0.298 *** (0.117)	0.000 *** (0.000)	0.263 *** (0.052)
$\delta_{S,F}$	0.851 *** (0.105)	0.040 ** (0.018)	-0.067 *** (0.007)	0.511 *** (0.104)	0.621 *** (0.013)	-0.003 *** (0.000)	0.226 * (0.125)	-0.016 ** (0.007)	-0.175 *** (0.000)
$\delta_{F,S}$	1.513 *** (0.419)	0.154 *** (0.024)	0.256 *** (0.068)	0.179 (0.168)	0.107 *** (0.000)	-0.172 *** (0.000)	0.393 *** (0.136)	0.018 (0.037)	0.462 *** (0.040)
$\delta_{DS,F}$	-0.998 *** (0.147)	-0.001 (0.026)	1.058 *** (0.085)	-0.727 *** (0.111)	0.382 *** (0.008)	0.182 ** (0.081)	-0.394 *** (0.136)	1.154 *** (0.235)	0.921 *** (0.001)
δ_{DFS}	-1.612 *** (0.305)	-0.107 *** (0.032)	1.048 *** (0.107)	-1.031 *** (0.147)	0.010 *** (0.000)	0.126 *** (0.000)	-0.509 *** (0.146)	0.953 *** (0.121)	1.070 *** (0.166)
α_1	0.865 *** (0.004)	0.778 *** (0.025)	0.769 *** (0.009)	0.686 *** (0.040)	0.031 *** (0.000)	0.050 *** (0.003)	0.347 *** (0.094)	0.370 *** (0.087)	0.206 *** (0.056)
α_2	0.184 *** (0.004)	-0.007 (0.033)	0.151 *** (0.012)	0.321 *** (0.040)	1.000 *** (0.000)	0.943 *** (0.004)	-0.044 (0.073)	0.026 (0.082)	0.139 (0.141)
LogL Value	-236.05	-503.049	-498.732	-268.26	-825.31	-483.357	-341.11	-313.219	-321.885

SR為現貨每日log對數報酬率；FP為對最近月營建類股股票期貨每日最接近13:30時成交價log對數報酬率；樣本期間為2017/10/03~2018/06/14，共169交易日。(.)裡為標準誤。*表示p-value<0.1，**表示p-value<0.05，***表示p-value<0.01。

至於波動外溢效果，我們採用雙變量GARCH-DCC不對稱模型來探討。在表六中，當在投資人注意力高時(SVI大於中位數)，中工的 δ_{DFS} 呈現顯著為負，隱含投資人注意力高時比注意力低時，現貨市場的波動會外溢到期貨市場，並且會減緩期貨市場的波動。冠德、興富發與皇翔的 $\delta_{DS,F}$ 與 $\delta_{DF,S}$ 皆呈現顯著為正，意謂著投資人注意力高時比注意力低時，期貨市場的波動會外溢到現貨市場，現貨市場的波動亦會外溢到期貨市場，並且會正向加劇另一邊市場的波動。而華固的 $\delta_{DS,F}$ 與 $\delta_{DF,S}$ 皆呈現不顯著，表示投資人注意力高時與注意力低時，外溢效果不會變化。

表六 營建類股現貨、期貨日報酬外溢效果檢測-雙變量GARCH-DCC不對稱模型(續)

	皇翔			華固		
	SVI<25 th	SVI>50 th	SVI>75 th	SVI<25 th	SVI>50 th	SVI>75 th
ω_S	1.324 *** (0.002)	0.499 *** (0.066)	0.473 *** (0.066)	0.460 *** (0.107)	0.471 *** (0.065)	0.494 *** (0.059)
ω_F	1.349 *** (0.172)	0.330 *** (0.041)	0.283 *** (0.038)	0.541 *** (0.191)	0.311 *** (0.058)	0.326 *** (0.103)
$\delta_{S,I}$	0.168 *** (0.000)	0.566 *** (0.095)	0.331 *** (0.107)	0.196 (0.173)	0.032 (0.112)	0.000 *** (0.000)
$\delta_{F,I}$	-0.000 *** (0.000)	0.000 (0.059)	0.088 (0.062)	-0.000 *** (0.000)	0.013 (0.064)	0.000 *** (0.000)
$\delta_{S,2}$	0.000 (0.000)	0.032 (0.034)	0.065 (0.040)	0.001 (0.062)	0.000 *** (0.000)	0.000 *** (0.000)
$\delta_{F,2}$	-0.000 *** (0.000)	0.238 *** (0.034)	0.285 *** (0.034)	0.004 (0.101)	0.271 *** (0.047)	0.266 *** (0.139)
$\delta_{S,3}$	0.436 (0.279)	0.095 (0.170)	0.227 *** (0.134)	0.437 * (0.248)	0.211 *** (0.119)	0.244 ** (0.101)
$\delta_{F,3}$	1.000 *** (0.000)	0.432 *** (0.078)	0.264 *** (0.079)	0.352 (0.269)	0.072 (0.084)	0.076 (0.097)
$\delta_{S,F}$	3.928 *** (0.003)	-0.011 (0.086)	0.664 *** (0.113)	0.216 (0.139)	0.101 (0.090)	0.038 (0.068)
$\delta_{F,S}$	0.831 (0.545)	0.329 *** (0.070)	0.368 *** (0.076)	0.960 *** (0.313)	0.454 *** (0.128)	0.425 *** (0.133)
$\delta_{DS,F}$	-4.183 *** (0.003)	1.288 *** (0.372)	0.398 (0.399)	-0.014 (0.214)	0.064 (0.100)	0.164 (0.135)
$\delta_{DF,S}$	2.980 (2.865)	0.446 *** (0.091)	0.597 *** (0.152)	-0.054 (0.442)	-0.073 (0.180)	-0.013 (0.194)
α_1	0.833 *** (0.000)	0.293 *** (0.060)	0.232 *** (0.050)	0.672 *** (0.027)	0.316 *** (0.079)	0.288 *** (0.105)
α_2	0.220 *** (0.000)	0.460 *** (0.083)	0.563 *** (0.073)	-0.029 (0.024)	0.229 (0.184)	0.186 (0.238)
LogL Value	-217.21	-433.902	-437.592	-276.93	-345.905	-343.152

SR為現貨每日log對數報酬率；FP為對最近月營建類股股票期貨每日最接近13:30時成交價log對數報酬率；樣本期間為2017/10/03~2018/06/14，共169交易日。(.)裡為標準誤。*表示p-value<0.1，**表示p-value<0.05，***表示p-value<0.01。

當投資人注意力超高時(SVI大於第75百分位數)，中工、冠德與興富發的 $\delta_{DS,F}$ 與 $\delta_{DF,S}$ 皆呈現顯著為正，意謂著投資人注意力超高時比注意力低時，期貨市場的波動會外溢到現貨市場，現貨市場的波動亦會外溢到期貨市場，並且會正向加劇另一邊市場的波動。而皇翔的 $\delta_{DF,S}$ 呈現顯著為正，但 $\delta_{DS,F}$ 呈現不顯著，表示投資人注意力高時比注意力低時，現貨市場的波動會外溢到期貨市場，並且會正向加劇期貨市場的波動。而華固的 $\delta_{DS,F}$ 與 $\delta_{DF,S}$ 皆呈現不顯著，表示投資人注意力超高時與注意力低時，外溢效果無差異。

當投資人注意力超低時(SVI小於第25百分位數)，中工、冠德與興富發的 $\delta_{DS,F}$ 與 $\delta_{DF,S}$ 皆呈現顯著為負，意謂著投資人注意力超低時比注意力高時，期貨市場的波動會外溢到現貨市場，

現貨市場的波動亦會外溢到期貨市場，並且會減緩另一邊市場的波動。而皇翔的 $\delta_{DS,F}$ 呈現顯著為負，但 $\delta_{DF,S}$ 呈現不顯著，表示投資人注意力超低時比注意力高時，期貨市場的波動會外溢到現貨市場，但會減緩現貨市場的波動。而華固的 $\delta_{DS,F}$ 與 $\delta_{DF,S}$ 皆呈現不顯著，表示投資人注意力超低時與注意力高時，外溢效果並無差異。

綜合上述實證結果，除了華固之外(註13)，其餘營建類股在投資人注意力較高時，現貨市場與期貨市場的波動皆會外溢到另一個市場，Goddard et al.(2015)、Dimpfl & Jank(2016)與Vlastakis & Markellos(2012)皆發現搜尋量指數增加，也意謂著投資人注意力提高，造成市場波動增加，而本文的發現呼應他們的實證結果，投資人注意力提高會造成營建類股期貨與現貨兩市場波動互相外溢，假設二部份成立，在散戶高注意力時期，會增加營建類股個股現貨市場波動外溢至期貨市場。

五、結論

營建類股被部分投資人認為是台股的領先指標，往往在台股正式大漲前，營建類股會率先起漲，例如：2017年在股市上萬點前，營建類股上漲的幅度比大盤來得高。在過去有不少學者或是金融機構，曾對不動產市場與台股之間的關聯做過研究，但因為研究方法與時空背景的不同，所得出來的結論不盡相同。有一派認為房價與股價同步變化，此派學者是依據台北市平均房價與大盤指數的相關係數作探討；另一派學者則是認為站在資源互相排擠的觀點來看，認為股市正熱時，會使得投資客將資金從房地產移往股市。然而，不動產比起股票、選擇權、期貨，流動性相對較低，交易價量較不透明。而且Morawski et al.(2008)認為以營建類股為研究對象的好處是營建類股股票領先反應不動產市場的訊息，且營建類個股具相對較高的流動性，交易者結構也較類似於住房市場，因此在不動產市場繁榮時，能提供相較於REITs市場更多的資訊。因此，本文以營建類股現貨與期貨為研究標的，延伸Lee et al.(2016)的研究，試圖加入投資人注意力效果，以向量自我迴歸模型、Granger因果關係檢定以及採用雙變量動態條件相關GARCH不對稱模型，來檢驗投資人注意力是否會影響台灣營建類股個股期貨市場價格發現功能與波動外溢的問題。

根據本文的實證研究，得出以下結論：第一，中工、皇翔、冠德、興富發及華固等5檔營建類股的現貨報酬率與期貨報酬率均呈現高度顯著正相關。不論在投資人注意力高或低的期間，營建類股的現貨報酬率與期貨報酬率仍呈現高度顯著正相關。第二，投資人注意力高時期，營建類股大多呈現現貨報酬領先期貨報酬，代表在投資人高注意力時期，會增加營建類股現貨市場報酬領先個股期貨市場報酬的效能。第三，投資人注意力提高會造成營建類股期貨與現貨兩市場波動互相外溢，假設二部份成立，在投資人高注意力時期，會增加營建類股個股現貨市場波動外溢至期貨市場。

根據我們的實證結果，可提供相關人員不同的建議與幫助：第一，對於營建類股投資者而言，當SVI屬於在最近的高點時，投資人注意力高，營建類股現貨市場的資訊會傳遞到營建類股期貨市場，因此若是營建類股現貨市場報酬率增加時，即可立即投資營建類股個股期貨來獲利。第二，對於基金經理人而言，根據本研究實證結果，當SVI在最近的高點時，營建類股現貨與期貨之間波動外溢效果是互相跨市場影響，因此，在制定營建類股投資策略與投資組合時應納入跨市場關聯性的考量。第三，對於房地產公司而言，當SVI在高點時，對營建類

股現貨與期貨兩個市場的共變性影響加大，因此應調整對沖策略規畫。第四，對於房地產直接投資者而言，當SVI在高點時，加上觀察到營建類股現貨市場報酬率增加時，可考慮改變其投資決策，將營建類股期貨取代原房地產當作投資工具，藉由營建類股現貨市場價格領先營建類股期貨市場，期貨市場跟隨現貨市場而漲來獲利。第五，對於政府相關機構，制定相關金融市場效率性政策時，考量投資人注意力的影響。

最後，本研究主要貢獻如下：第一、本研究是第一篇探討投資人注意力是否會影響營建類股股價報酬率與期貨報酬率之間的價格發現和波動外溢的研究。第二，本研究首次將投資人注意力(SVI)納入，探討其對營建類股的現貨與期貨市場之間的價格發現與波動傳遞過程中的影響。第三，本研究採用虛擬變數來衡量投資人注意力(SVI)高低期間，並加入向量自我迴歸模型與雙變量動態條件相關GARCH不對稱模型，進一步檢定投資人注意力(SVI)對營建類股期貨與現貨市場之間價格發現與波動傳遞的影響。最後，過去文獻探討個股期貨價格發現的文獻非常稀少，故本研究可以補充此領域之文獻。綜合上述所言，本研究是首次以台灣營建類個股現貨與期貨為研究對象，探討投資人注意力效果對個股期貨與現貨市場價格發現與波動外溢之影響，因此本文是具備其獨特性的。

註 釋

- 註1：<https://www.stat.gov.tw/ct.asp?xItem=35375&CtNode=487&mp=4>。查詢日期為2020年11月16日。
- 註2：谷歌網路搜尋指數可從此網址下載：<https://www.google.com.tw/trends/>。在網路搜尋引擎中，Google在2004年即有Google趨勢(google trends)，透過關鍵字可瞭解其被搜尋的次數，然而在2008年Google再推出Google透視搜尋(Google insights for search)，功能新增了不同時間、地區區隔，可將資料作更精細的分類，直到2012年將兩者合併成為現今的Google趨勢，至多可同時分析五個關鍵字，也可以選擇搜尋關鍵字的第一個國家或列出全世界的數據，在時間上可選擇過去七天、三十天、九十天、一百二十天或自行選擇，在選定關鍵字、時間、地點後，Google趨勢會顯示趨勢圖，並提供一個透過時間序列平均計算出來的標準化SVI數據，再來到2015年，Google更可以提供以分鐘為單位的即時SVI數據資料。
- 註3：本文的投資人注意力指的是散戶投資人注意力，因為只有散戶才會利用網路上的搜尋獲取公司財務相關資訊，機構法人可以從更多管道或專業資訊機構如路透社(Reuters)或彭博(Bloomberg)獲得精細正確且複雜的資訊。
- 註4：本研究並未探討金融風暴與非金融危機期間的差異。
- 註5：樣本期間內，所有REITs(國泰1號、國泰2號、富邦1號、富邦2號與新光1號)的Google搜尋量指數顯示搜尋資料不足。另外，本文欲探討信義房價指數與其Google搜尋量指數之關係，但也面臨信義房價指數是季資料，而其Google搜尋量指數在樣本期間內大多為零，無法進行統計相關分析，因此本研究採取擁有個股期貨的營建類股當作研究對象。
- 註6：請參見<https://www.taifex.com.tw/cht/7/tradingParticipant>。查詢日期為2020年11月16日。
- 註7：樣本期間內，營建股法人每日平均成交比重：中工為13.29%，冠德為23.01%，興富發為40.73%，皇翔為17.93%，華固為39.92%。每日平均成交張數分別為：中工為10,633.88，冠德為2,485.13，興富發為2,676.81，皇翔為259.62，華固為732.40。而REITs法人每日平均成交比重：土銀富邦R1為6.28%，土銀國泰R1為7.71%，兆豐新光R1為39.23%，土銀富邦R2為7.51%，兆豐國泰R2為3.39%。每日平均成交張數分別為：土銀富邦R1為67.51，土銀國泰R1為395.88，兆豐新光R1為524.87，土銀富邦R2為132.21，兆豐國泰R2為261.58。
- 註8：完工百分比法必須收入、成本可合理估計，且契約確定的情況下才可使用。
- 註9：樣本期間內，營建類股個股期貨平均日交易量分別為中工174口、冠德99口、興富發66口、皇翔4口與華固7口。
- 註10：因為台灣股票市場收盤時間為下午13點半，所以營建類股個股期貨價格搭配現貨市場時間，採取每日最接近下午13點半的成交價格。

- 註11：本文以「中工」、「冠德」、「興富發」、「皇翔」與「華固」為搜尋關鍵字呈現實證結果內容。
- 註12：所有5檔營建股的現貨報酬與其SVI皆為穩定的數列，因此本研究以VAR模型進行估計，並以Granger因果關係檢定它們領先落後關係，發現興富發現貨報酬與SVI呈現反饋效果，而華固的現貨報酬領先其SVI，其餘並無明顯領先落後關係。以上實證結果若讀者有興趣可以寫信要求作者提供。
- 註13：樣本期間日平均外資總投資比率，中工為10.38%、冠德為11.32%、興富發為21.72%、皇翔為4.40%、而華固為36.93%，華固擁有最高的外資總投資比率，較不受散戶雜訊所影響，因此在投資人高注意力時期(SVI大於中位數)，反而不會出現現貨報酬率領先期貨報酬率的現象或增加營建類股個股現貨市場波動外溢至期貨市場。其餘四種營建股的外資總投資比率低於三成，受到散戶雜訊影響較大，在投資人高注意力時期，皆出現現貨報酬率領先期貨報酬率的現象或增加營建類股個股現貨市場波動外溢至期貨市場。至於皇翔的外資總投資比率最低，在投資人高注意力時期，期貨市場波動外溢至現貨市場的增加程度，排名第一($\delta_{DS,F}=1.288$)；而現貨市場波動外溢至期貨市場的增加程度，排名第二($\delta_{DF,S}=0.446$)，僅次於興富發。

參考文獻

中文部分：

林左裕

2019 〈應用網路搜尋行為預測房地產市場〉《應用經濟論叢》105：219-254。

Lin, T. C.

2019 “Predicting Housing Markets through the Searching Behavior on Internet,” *Taiwan Journal of Applied Economics*. 105: 219-254.

胥愛琦、吳清豐

2003 〈台灣股市報酬與匯率變動之波動性外溢效果—雙變量 EGARCH 模型的應用〉《台灣金融財務季刊》4(3)：87-103。

Hsu, A. C. & C. F. Wu

2003 “Volatility Spillovers between Taiwan’s Stock Returns and Exchange Rate Changes: An Application of the Bivariate EGARCH Model,” *Taiwan Banking & Finance Quarterly*. 4(3)：87-103.

章定煊

2005 〈上市櫃建設公司土地投資與開發策略對經營績效影響之探討〉《住宅學報》14(1)：41-65。

Chang, D. H.

2005 “A Study for Listed Real Estate Companies’ Land Investment and Development Strategy and Effect on Performance,” *Journal of Housing Studies*. 14(1): 41-65.

陳明吉、郭照榮

2004 〈台灣營建類股投資績效之長期檢視—直接與間接不動產投資比較分析〉《管理研究學報》4(2)：144-168。

Chen, M. C. & C. J. Kuo

2004 “An Analysis of Long-Term Performance of Taiwan Property Stocks: Comparative Study of Direct and Indirect Property Investments,” *Management Research*. 4(2): 144-168.

傅英芬、康信鴻

2008 〈通貨膨脹與台灣不動產相關類股動能現象之探討〉《住宅學報》17(2)：35-62。

Fu, Y. F. & H. H. Kang

2008 “Inflation and the Industry Momentum Effect of the Real Estate Related Stocks,” *Journal of Housing Studies*. 17(2): 35-62.

黃玉娟、徐守德

1997 〈台股指數現貨與期貨市場價格動態關聯性研究〉《證券市場發展季刊》9(3)：21-30。

Huang, Y. C. & S. D. Shyu

1997 “Research on the Dynamic Correlation between the Spot and Futures Market Prices of Taiwan Stock Index,” *Review of Securities and Futures Markets*. 9(3): 21-30。

廖偉真、雷立芬

2010 〈不同頻率之股市波動性估計—GARCH、T-GARCH 與 E-GARCH 之比較〉《臺灣銀行季刊》61(4)：294-307。

Liao, W. Z. & L. F. Lei

2010 “The Estimation of Stock Market Volatility with Different Frequencies: The Comparison of GARCH, T-GARCH and E-GARCH,” *Bank of Taiwan Quarterly*. 61(4): 294-307.

蔡怡純、陳明吉

2008 〈台北地區不動產價格波動之不對稱性探討〉《住宅學報》17(2)：1-11。

Tsai, I. C. & M. C. Chen

2008 “An Analysis of the Asymmetric Volatility of Real Estate Price in the Taipei Area,” *Journal of Housing Studies*. 17(2): 1-11.

英文部分：

Andrei, D. & M. Hasler

2015 “Investor Attention and Stock Market Volatility,” *Review of Financial Studies*. 28: 33-72.

Bank, M., M. Larch & G. Peter

2011 “Google Search Volume and Its Influence on Liquidity and Returns of German Stocks,” *Financial Markets & Portfolio Management*. 25(3): 239-264.

Beracha, E. & M. B. Wintoki

2013 “Forecasting Residential Real Estate Price Changes from Online Search Activity,” *Journal of Real Estate Research*. 35(3): 283-312.

Black, F.

1976 “Studies of Stock Price Volatility Changes, Proceedings of the 1976 Meetings of the Business and Economic Statistics Section.177-191,” *In American Statistical Association*.

Bohl, M. T., C. A. Salm & M. Schuppli

2011 “Price Discovery and Investor Structure in Stock Index Futures,” *Journal of Futures Markets*. 31(3): 282-306.

Bollerslev, T., R. Y. Chou & K. F. Kroner

1992 “ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence,” *Journal of Econometrics*. 52(1): 5-59.

Brounen, D.

2000 “The Effects of Property Development Activities on the Performance of REITs,” *Real Estate Finance*. 16(4): 17-22.

- Chan, K., K. C. Chan & G. A. Karolyi
1991 "Intraday Volatility in the Stock Index and Stock Index Futures Markets," *Review of Financial Studies*. 4: 657-684.
- Chau, K. W., B. D. MacGregor & G. M. Schwann
2001 "Price Discovery in the Hong Kong Real Estate Market," *Journal of Property Research*. 18(3): 187-216.
- Chiang, R. & W. Fong
2001 "Relative Informational Efficiency of Cash, Futures, and Options Markets: The Case of an Emerging Market," *Journal of Banking and Finance*. 25: 355-375.
- Cziraki, P., J. Mondria & T. Wu
2020 "Asymmetric Attention and Stock Returns," *Management Science*. Forthcoming.
- Da, Z., J. Engelberg & P. Gao
2011 "In Search of Attention," *Journal of Finance*. 66: 1461-1499.
2012 "In Search of Fundamentals," *In AFA 2012 Chicago Meetings Paper*.
- Dhar, R., & N. Zhu
2006 "Up, Close and Personal: An Individual Level Analysis of the Disposition Effect," *Management Science*. 52: 726-740.
- Dimpfl, T., & S. Jank
2016 "Can Internet Search Queries Help to Predict Stock Market Volatility?," *European Financial Management*. 22(2): 171-192.
- Ding, R. & W. Hou
2015 "Retail Investor Attention and Stock Liquidity," *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*. 37: 12-26.
- Drake, M. S., D. T. Roulstone & J. R. Thornock
2012 "Investor Information Demand: Evidence from Google Searches around Earnings Announcements," *Journal of Accounting Research*. 50(4): 1001-1040.
- Engle, R.F.
2002 "Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models," *Journal of Business and Economic Statistics*. 20: 339-350.
- Feng, L., & M. S. Seasholes
2005 "Do Investor Sophistication and Trading Experience Eliminate Behavioral Biases in Financial Markets?," *Review of Finance*. 9: 305-351.
- Fink, C. & T. Johann
2014 "May I Have Your Attention, Please: The Market Microstructure of Investor Attention," *Working Paper of University of Mannheim*.

Fung, J. K. & Y. Tse

2008 “Efficiency of Single-Stock Futures: An Intraday Analysis,” *Journal of Futures Markets*. 28(6): 518-536.

Granger, C. W.

1969 “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods,” *Econometrica: Journal of the Econometric Society*. 424-438.

Geltner, D., B. D. MacGregor & G. M. Schwann

2003 “Appraisal Smoothing and Price Discovery in Real Estate Markets,” *Urban Studies*. 40(5-6): 1047-1064.

Goddard, J., A. Kita & Q. Wang

2015 “Investor Attention and FX Market Volatility,” *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*. 38: 79-96.

Goetzmann, W. N., & A. Kumar

2008 “Equity Portfolio Diversification,” *Review of Finance*. 12: 433-463.

Hartzell, D., J. S. Hekman & M. E. Miles

1987 “Real Estate Returns and Inflation,” *AREUEA Journal*. 15(1): 617-637.

Hoag, J. W.

1980 “Towards Indices of Real Estate Value and Return,” *The Journal of Finance*. 35(2): 60-580.

Hoesli, M. & K. Reka

2013 “Volatility Spillovers, Comovements and Contagion in Securitized Real Estate Markets,” *Journal of Real Estate Financial Economics*. 47: 1-35.

Hohenstatt, R., M. Käsbauer & W. Schäfers

2011 ““Geco” and Its Potential for Real Estate Research: Evidence from the US Housing Market,” *Journal of Real Estate Research*. 33(4): 471-506.

Lee, C. L.

2009 “Housing Price Volatility and Its Determinants,” *The 15th Pacific Rim Real Estate Society Conference*.

Lee, M. T., S. H. Kuo, M. L. Lee & C. L. Lee

2016 “Price Discovery and Volatility Transmission in Australian REIT Cash and Futures Markets,” *International Journal of Strategic Property Management*. 20(2): 113-129.

Leung, C. K. Y., G. C. K. Lau, & C. F. Y. Leong

2002 “Testing Alternative Theories of the Property Price-trading Volume Correlation,” *Journal of Real Estate Research*. 23(3): 253-264.

Lin, C. B., R. K. Chou & G. H. Wang

2018 “Investor Sentiment and Price Discovery: Evidence from the Pricing Dynamics between the Futures and Spot Markets,” *Journal of Banking & Finance*. 90: 17-31.

- List, J. A.,
2003 “Does Market Experience Eliminate Market Anomalies?,” *Quarterly Journal of Economics*. 118: 41–71.
- Miao, H., S. Ramchander & M. W. Simpson
2011 “Return and Volatility Transmission in U.S. Housing Markets,” *Real Estate Economics*. 39(4): 701-741.
- Morawski, J., H. Rehkugler & R. Füss
2008 “The Nature of Listed Real Estate Companies: Property or Equity Market?,” *Financial Markets and Portfolio Management*. 22(2): 101-126.
- Ong, S. E.
1995 “Singapore Real Estate and Property Stocks: A Co-integration Test,” *Journal of Property Research*. 12(1): 29-39.
- Shastri, K., R. S. Thirumalai & C. J. Zutter
2008 “Information Revelation in the Futures Market: Evidence from Single Stock Futures,” *Journal of Futures Markets*. 28(4): 335-353.
- Simon, S
2002 “An Examination of Volatility Spillovers in REIT Returns,” *Journal of Real Estate Portfolio Management*. 8(3): 229-238.
- Tao, L., & F. M. Song
2010 “Do Small Traders Contribute to Price Discovery? Evidence from the Hong Kong Hang Seng Index Markets,” *Journal of Futures Markets*. 30(2): 156-174.
- Tse, Y. K. & A. K. C. Tsui
1997 “Conditional Volatility in Foreign Exchange Rates: Evidence from the Malaysian Ringgit and Singapore dollar,” *Pacific-Basin Finance Journal*. 5: 345-356.
- Vlastakis, N. & R. N. Markellos
2012 “Information Demand and Stock Market Volatility,” *Journal of Banking and Finance*. 36(6): 1808-1821.
- Vozlyublennaiia, N.
2014 “Investor Attention, Index Performance, and Return Predictability,” *Journal of Banking & Finance*. 41: 17-35.
- Weng, Y. & P. Gong
2017 “On Price Co-Movement and Volatility Spillover Effects in China’s Housing Markets,” *International Journal of Strategic Property Management*. 21(3): 240-255.
- Wu, L. & E. Brynjofesson
2009 “The Future of Prediction: How Google Searches Housing Prices and Quantities,” *ICIS 2009 Proceedings*. 147.

Xu, F., & D. Wan

2015 “The Impacts of Institutional & Individual Investors on the Price Discovery in Stock Index Futures Market: Evidence from China,” *Finance Research Letters*. 15: 221-231.

Yavas, A. & Y. Yildirim

2011 “Price Discovery in Real Estate Markets: A Dynamic Analysis,” *The Journal of Real Estate Finance and Economics*. 42(1): 1-29.

