國立政治大學經濟學研究所

碩士學位論文

關鍵字搜尋量與台灣房地產市場關係之研究

A Study on the Relationship of Search Query Volume and Real Estate Market in Taiwan

國立政治大學
National Chengchi University

指導教授：林祖嘉 博士

研究生：康佳甄 撰

中 華 民 國 一〇八 年 七 月

DOI:10.6814/NCCU201900860

摘 要

華人有土斯有財的觀念深植人心，加上不動產為重要的投資標的物之一，房地產市場在台灣長期以來為一熱門的議題。近年來，台灣房價持續居高不下，縱使政府祭出許多打房政策效果仍不彰，顯示基本面已無法完全解釋房地產市場的變化。回顧過去文獻，大多建立在市場為完全競爭的假設下，且多著重於基本面的分析，對市場參與者心理預期進行的研究相對缺乏，因此本文參考過去文獻，透過 Google Trends 提供之搜尋量指數，選取"信義房屋"、"永慶房屋"、"台灣房屋"、"住商不動產"四個房仲業者名稱關鍵字，用來捕捉有購屋意願者的心理預期，並透過額外處理後加總得到一情緒變數，作為市場參與者的情緒指標。研究結果顯示關鍵字搜尋量與市場參與者的心理預期呈現正向且顯著關係。此外，透過向量自我迴歸模型結果發現，關鍵字搜尋量與房地產市場的變化有明顯相關性，且反應在交易量之情形會早於房屋價格，此一現象與房地產市場所謂的「量比價先行」結果是一致的。由此可知，以關鍵字搜尋量捕捉的市場參與者情緒可以補足總體經濟變數所無法解釋的部分，提供我們對市場更即時的掌握及資訊。

關鍵字：房地產市場、情緒指標、Google 搜尋趨勢、搜尋量、向量自我迴歸模型

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU201900860

目 次

第一章 緒論 1

第一節 研究動機 1

第二節 研究目的 2

一、 研究目的 2

二、 研究範圍及研究限制 2

第三節 研究流程 3

第二章 關鍵字搜尋量與房地產市場相關文獻回顧 4

第一節 情緒指標 4

第二節 網路搜尋行為與 Google Trends 之運用 5

第三節 影響房地產市場之總體經濟變數 8

第四節 小結 9

第三章 研究方法與變數選取 10

第一節 研究方法 10

一、 結構性轉變檢定 10

二、 單根檢定 10

三、 向量自我迴歸模型 11

第二節 變數選取與資料說明 13

一、 關鍵字搜尋量次數 13

DOI:10.6814/NCCU201900860

二、 其他經濟變數 14
三、 變數整理及敘述統計 17
第四章 關鍵字搜尋量與房地產交易關聯之實證分析 ... 22
第一節 關鍵字搜尋量與房地產市場參與者預期心理之關係 22
第二節 關鍵字搜尋量與房地產市場價格交易量之動態關聯 24
一、 結構性轉變檢定 24
二、 單根檢定 26
三、 向量自我迴歸模型 29
第五章 結論與建議 34
第一節 結論 34
第二節 研究限制與進一步研究方向 36
參考文獻 37

DOI:10.6814/NCCU201900860

表 次

表 3-1 變數說明……17

表 3-2 敘述統計量……19

表 4-1 相關係數檢定……23

表 4-2 Philips Perron unit root test (Level value). ……27

表 4-3 Philips Perron unit root test (1st difference) ……27

表 4-4 各變數之相關係數……28

表 4-5 向量自我迴歸模型……32

國立政治大學
National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU201900860

圖 次

圖 1-1 研究流程圖.....3

圖 3-1 變數選取.....13

圖 3-2 搜尋量熱度趨勢變化圖.....14

圖 3-3 各變數之時間趨勢圖.....20

圖 4-1 關鍵字搜尋量與房價趨勢分數.....22

圖 4-2 各變數之 CUSUM 結構性轉變檢定.....24

圖 4-3 模型一與模型二之 CUSUM 結構性轉變檢定.....26

國立政治大學
National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU201900860

第一章 緒論

第一節 研究動機

華人社會傳統「有土斯有財」的置產觀念深植人心，房地產除了是投資的重要標的物之一，買房更是許多人的人生目標。根據匯豐集團最新調查報告《磚瓦之上：家的價值》顯示，台灣人平均每人每週花 4.54 小時關注房地產資訊，名列亞洲冠軍。再加上受限於房地產市場自身之昂貴性，其市場參與者及交易次數相對稀少，此外，由於地域不同及不可移動性等特質使得房地產市場存在高度異質性。而市場資訊之不透明，更促使民眾會涉入較多時間搜尋相關資訊(Beatty and Smith,1987)。

這些年網路問世，提供了搜尋引擎這個快速且低成本之管道蒐集資訊，Hagen and Hansen (2010)研究指出網際網路之出現，不僅使住宅需求者在尋屋過程更有效率，更大幅降低房東之租賃成本。此外，根據屋比超省房屋比價平台《2018 民眾購屋模式與期望大調查》發現，將近 94%之台灣民眾會於購屋前透過網路查詢房屋成交價或進行比價。

另一方面，隨著總體大環境之變化、政府政策態度開放與否等因素影響，台灣房地產歷經了多次周期循環。2008 年美國次級房貸爆發，引發全球連鎖效應，釀成金融海嘯，台灣房市亦不可倖免受到波及，歷經了黑暗之一年半。由於總體經濟情況之不確定性，促使民眾對於資金使用趨向保守，交易量停滯、價格下跌，為振興房市，政府祭出許多利多政策，例如給予優惠貸款、提高貸款成數等方式，活絡房地產市場，至 2009 年下半年，房地產價格開始上揚。然而在投資客炒作即央行寬鬆政策下，近幾年台灣房價漲幅居高不下，有房地產泡沫化之現象。為減緩房價泡沫化之情形，政府陸續祭出一連串打房政策，包括實價登錄、囤房稅、豪宅稅、房地合一稅以及各縣市大幅調高之房地稅等，然而效果皆不彰，顯示基本面已無法完全解釋房地產市場之變化。

DOI:10.6814/NCCU201900860

過去相關研究，大多以政府公開資料或民間調查數據進行基本面分析，不僅曠時費力，主要是會存在時間延遲之問題。此外，政府為解決房地產資訊不透明之問題，2012 年起實施實價登錄，然而此政策仍是針對已發生之數據進行統計。目前已有許多文獻指出，市場參與者之預期心理及情緒對市場波動趨勢有顯著關係及預測能力，Google Trends 關鍵字搜尋量數據之公開，提供了捕捉市場參與者情緒之良好管道。在網路日益普及下，使得人們可以隨時隨地利用網路搜尋感興趣或需要之資訊，故搜尋引擎之關鍵字能及時反映出人們所偏好及關心之議題。因此，綜合上述，本研究欲探究搜尋量關鍵字所捕捉之市場參與者心理情緒是否能對房地產市場進行掌握及預估，以提供政府或民眾更即時且準確之資訊。

第二節 研究目的

一、 研究目的

本研究透過關鍵字搜尋量次數捕捉房地產市場參與者對市場所持有之態度，並加總以得到量化之情緒指標，接著透過探討關鍵字搜尋量與房價及交易量之相關性，瞭解參與者情緒是否能對房地產市場進行預測。

整理過去相關文獻，選取影響房地產市場變動之總體經濟因素，作為進行實證模型相關變數選取之依據，並加入關鍵字搜尋量所編製成之情緒變數，透過時間序列模型分析市場情緒與房價及交易量之關聯。

二、 研究範圍及研究限制

為配合 Google Trends 所提供之搜尋量指數數據，其起始時間從 2004 年開始，故本研究之資料選取期間從 2004 年 1 月至 2018 年 9 月，共 14 年 9 個月，177 筆樣本月資料。

此外，有鑑於選定特定城市時，可能產生資料缺漏之問題，故以全台灣地區之房價及交易量資料進行後續分析。無法區分各縣市，進行區域性分析，為本研究所受到之限制。

DOI:10.6814/NCCU201900860

第三節 研究流程

本研究之研究流程如圖 1-1 所示。

圖 1-1 研究流程圖

DOI:10.6814/NCCU201900860

第二章 關鍵字搜尋量與房地產市場相關文獻回顧

第一節 情緒指標

過去諸多研究，大多建立在市場為完全競爭市場、市場參與者為理性預期之前提下進行研究，而忽略人類所擁有之情緒，然而實際市場情形往往並非如此。張金鶚、周美伶(2005)提到房屋具備昂貴性、耐久性，有低重複購買頻率之性質，再加上不可移動性所造成之個別區位條件不可取代，使得房屋具有高度異質性，因此，房地產市場不完全屬於完全競爭市場。

若將理性預期運用在資本市場中則為效率市場假說，其假說定義在資本市場效率運作下，價格能充分反應所有資訊，投資人會理性且有效率做決策。然參考過去相關文獻，Case and Shiller (1990)認為房地產市場係屬弱式效率，代表房地產市場相對無效率，投資人難以利用現有資訊預測未來市場之波動。根據Kahneman and Tversky (1979)所發表之展望理論，個人之投資行為不如以往傳統理性預期假設，常常因不能充分理解自身所面對之情況，而以經驗法則或直覺進行決策，因此會有過度反應或反應不足之現象。

Shiller (1984)提出過去諸多研究多著重於基本面之分析，而忽略投資人心理預期對市場所產生之影響，然其行為決策往往會受社會氛圍而左右，如要投入股市或房市、資金流向等皆會受社會風氣及潮流影響，進而造成資產價格波動，甚至投資人之想法隨時都可能受到外在因素影響而改變，因此市場情緒為影響市場之重要因素。綜合前述，可知市場景氣並非完全能由基本面所解釋，而是與參與者之預期心理及市場情緒有著密不可分之關係，因此爾後陸續出現許多納入情緒因素作為預測指標之研究。

Baker and Wurgler (2006)選取六個股市相關經濟指標，並編製為一變數作為投資人對市場預期之情緒指標，探討其與股票價值之關係。結果顯示對於評價或套利不易之股票，其隨後報酬率容易受到投資人對市場情緒影響。當初期投資人情緒較高時，這些類型之股票隨後報酬率相對較高；反之，當初期投資人情緒較

DOI:10.6814/NCCU201900860

低時，報酬率則相對較低。

Lemmon and Portniaguina (2006)以美國經濟諮商局與密西根大學公布之消費者信心指數作為投資人之情緒指標，發現投資人對市場之樂觀(悲觀)情緒會影響其高估(低估)股票之價值，使股價變動偏離市場面，此外，更進一步指出消費者信心指數所代表之市場情緒可以用來預測個人戶所持有之股票價格。

Croce and Haurin (2009)選擇 NAHB 與富國銀行聯合調查之房屋市場指數及與購買房屋相關之消費者信心指數兩個影響房市變化之領先指標，前者為美國全國營建業協會與富國銀行針對建商進行調查，了解其對當月與未來半年獨棟房屋銷售之看法，而後者反應消費者對經濟環境信心強弱程度，兩者分別為供給者及需求者對未來市場景氣之心理預期，因此可作為房市參與者對房地產市場之情緒指標。其實證結果顯示，上述情緒指標在預測申請建屋許可、新屋開工及新屋銷售上優於房屋市場指數(HMI)。

Ooi and Le (2013)透過對購屋者、建商及貸款者進行調查，並將問卷結果分別編製成有關需求面、供給面及信貸供給者之房地產情緒指數，並以向量自我迴歸模型進行分析，結果顯示房地產市場相關參與者之情緒改變會對房價產生影響，且進一步間接影響市場之流動性。

透過往文獻可發現，藉由問卷調查或政府定期公布之統計數據，能獲取市場參與者情緒之代理指標。然而，資料之蒐集整理往往耗時費力，最重要的是存在時間延遲之問題，無法及時掌握市場動向。因此，關鍵字搜尋量之出現，提供了一種新的方法作為衡量之依據。

第二節 網路搜尋行為與 Google Trends 之運用

關於搜尋行為，Beatty and Smith (1987)認為，消費者在購買產品價值較高且對於該產品資訊了解不足之情況下，事前會傾向於涉入較多時間進行外部搜索以獲取相關資訊。而 Bakos(1997)研究則指出，網路之發展能大幅降低搜尋之成本。在過去幾十年，電腦設備及網際網路之成長進步，大幅降低了搜尋成本，民眾透

DOI:10.6814/NCCU201900860

過網路進行之現象搜尋日益普及，更促使搜尋量激增及相關能捕捉市場意向之資料數據庫產生。

Ettredge, Gerdes, and Karuga (2005)假設人們會透過網路搜尋自身所感興趣之相關資訊，因此搜尋引擎之關鍵字能反映人們所關注之議題。此外，Ettredge 等人觀察到當時美國有 54%之人口有使用網路之習慣、16%會透過上網求職，因此選取與求職相關之關鍵字進行迴歸分析，實證結果顯示上述關鍵字搜尋量之解釋力更勝美國官方每週計算之失業保險給付量，且能預測美國官方即將公佈之失業率。

Google 於 2008 年起於 Google Trends 公開網路資料，提供某段期間內使用 Google 搜尋引擎對某關鍵字之搜尋量，其資料期間最早可以追朔至 2004 年 1 月 1 日，至此許多相關應用如雨後春筍般出現。雖然 Google Trends 提供之關鍵字資料起初使用目的是提供行銷人員了解市場趨勢所用，然而自從資料公開後，已逐漸被廣泛應用在各大領域。Constant and Zimmermann (2008)就以 Google Insights for Search(Google Trends 之前身)分析政治及社會經濟相關議題，並以其觀察 2008 年美國總統候選人受歡迎之程度。

Ginsberg et al.(2009)以民眾搜尋頻率相對高之疾病名稱關鍵字與病患就醫比例之時間地點進行數據比對，準確預估出美國各地區之流感疫情。Ginsberg 等人甚至在先前之期刊發表中以此方法預測美國該年冬天將爆發嚴重流感疫情，結果顯示當年冬天美國確實受到 H1N1 之侵襲。

Askitas and Zimmermann (2009)指出在經濟危機發生時，傳統基本面之資料統計太過緩慢，無法提供即時訊息以供作決策之基礎，且認為失業民眾會利用網路進行求職，因此透過選取四種與尋找工作相關之關鍵字組合探討與德國失業率間之關係，結果顯示 Google Trends 關鍵字資料對捕捉失業率有良好之預測結果。與前述 Ettredge, Gerdes, and Karuga (2005)提出關鍵字搜尋量能預測美國失業率之結論相符。

Da, Engelberg, and Gao (2011)將其運用在金融市場，以公司名稱之搜尋量指

DOI:10.6814/NCCU201900860

數(search volume index,SVI)來衡量投資人之注意力，並探討其與該公司股票報酬之關係。在 Da 等人之研究中，以美國股票代碼搜尋量取代公司名稱，例如以"AAPL"取代"Apple"，解決無法區分搜尋關鍵字蘋果，而實際上是對蘋果公司抑或是水果本身感興趣而造成之分析偏誤。實證結果顯示線上股票代碼搜尋量與股票報酬呈現正相關，且發現 SVI 對小型股之報酬預測能力優於大型股。

Choi and Varian (2012)提出關鍵字之搜尋量對短期預測有相當高之捕捉能力，認為 Google Trends 對當下量測有很大貢獻，所謂當下量測，即對現在進行預測而非未來，著重在快速掌握當下情況並獲得即時資訊。此外，Choi and Varian 在其研究中利用 Google Trends 提供之關鍵字分別對智利汽車零件銷售量、美國首次申請失業救濟金補助、香港旅遊地點計畫及澳洲消費者信心進行短期預測，實證結果皆顯示關鍵字搜尋量對上述對象在短期皆存在預測能力。且由前述可發現，不論是在開發中國家或已開發國家，甚至是不同研究領域，關鍵字搜尋量皆能有良好之預測結果。

Beracha and Wintoki (2013) 則提出，潛在購屋者在買房前會透過網路搜尋相關資訊，並利用 Google insight search(Google trends 之前身)所提供之關鍵字搜尋量指數作為潛在買家對房地產市場之情緒代理指標，以"real estate"表示正面情緒指標，即有購屋動機意願關鍵字，而"rent"表負面情緒指標，及租屋意願之關鍵字，並首先以關鍵字搜尋量之差額預測房價之變動。此外，進一步指出土地供給彈性較低之地區相較於彈性較高之地區，由於較不能吸收房屋需求改變所造成之衝擊，因此關鍵字搜尋量對其之預測強度更敏感。

李永隆、杜玉振、王瑋瑄(2017) 則以 Google 搜尋量指數(SVI)做為投資人注意力的代理變數，透過 panel data 迴歸模型進行分析，探討搜尋熱度與股價報酬之關係。實證結果發現無論在長期活短期，搜尋熱度與股價報酬或成交量在大多期間均呈現顯著正向關係；其次，指出其正向相關程度在低市值公司公司之強度大於高市值公司，支持 Da, Engelberg, and Gao(2011)之結論；再者，提出當投資人對市場抱存之樂觀或悲觀態度，對股價報酬與成交量均存在顯著情緒效應影響。

DOI:10.6814/NCCU201900860

第三節 影響房地產市場之總體經濟變數

由於總體經濟變數間會互相交互影響，房地產市場價量波動除受到參與者心理預期之影響，亦會因大環境因素而波動，故在分析市場情緒與房地產市場之關聯前，須先瞭解其他影響房地產市場之總體經濟因素。

國內探討影響不動產價格因素之研究中，陳明吉(1989)分析台灣房價發現，長期而言，股價指數(投機性質)、房屋建築費用指數(供給者成本)、通貨膨脹率(心理預期)及經常性收入變動率(需求性質)會顯著影響價格水準，短期來說，則為物價指數、房屋建築費用指數、通貨膨脹率、股價、貨幣供給量及短期質押貸款利率。吳森田(1994)實證顯示其研究主要關心變數供給額、房屋預期增值率皆對房價呈現顯著正向影響，表人們對未來物價、房價之預期是促使房價波動之重要因素，然而家戶數及家戶恆常所得卻呈現意料之外負向相關。曾建基(1993)觀察台北地區歷年預售屋市場變化，得到每人國民所得、股價指數、人口總數及家庭結構為影響房地產價之重要因素。林秋瑾、黃珮玲(1995)利用 VAR 模型，實證發現股價指數、物價水準、匯率、貨幣供給額及利率均能做為住宅價格變動之領先指標，此外，物價水準、所得、股價指數及貨幣供給額對房價為正向衝擊，利率及匯率則為負向衝擊。

從諸多文獻可發現，股價指數與房地產市場關係密不可分。另一方面，兩者向來是投資者之兩大投資工具，有研究顯示營建類股指數與房地產關係更勝於股價指數，江明宜(1997)進一步以營建類股價，加上供給額、利率、國內生產毛額、物價指數及加權股價指數對預售屋房價、空屋數、建造執照、純土地買賣移轉件數及房屋建築人數進行分析，結果顯示營建類股指數領先於其他變數，落後於預售屋房價之變動，顯示其確實有帶動房地產景氣之情形。

花敬群、張金鶚(1997)提到過往住宅市場研究，多著重於價格之討論，忽略交易量亦為重要市場指標，並透過實證發現，住宅市場交易量波動有領先價格波

DOI:10.6814/NCCU201900860

動之現象。而林左裕、程于芳(2014)比較台灣三大都會區(台北市、台中市、高雄市)住宅交易量受從眾行為及總體經濟因素之影響，結果顯示若該市場存在從眾行為時，住宅交易量會受到經濟成長率、營建類股指數、營建工程物價指數正向影響、而與持有成本、購屋貸款利率及通貨膨脹呈現反向變動。此外，在變數選擇時亦提到，貨幣供給額增加亦代表國家通貨膨脹之壓力，兩者間可能存在共線性問題，因此應擇一選取。

綜合上述相關文獻，本研究選取房屋貸款利率、貨幣供給額、總人口數、經濟成長率、營造建材類股指數及營造工程物價指數等總體經濟變數，並加入關鍵字搜尋量作為捕捉市場情緒之指標，同時對房價以及交易量進行分析。

第四節 小結

如諾貝爾經濟學家 Shiller(1984)所述，效率市場假說固然有參考價值，然其無法完全解釋市場之波動異常，人類之多數決定很容易受他人影響而隨時改變，因此應更加重視非理性因素所造成之影響。

Shiller (1984)認為過去相關研究多注重於基本面之分析，加上傳統經濟理論假設市場參與者皆為理性經濟人，忽略人類情緒所造成的影響，因此指出探究市場參與者情緒對於分析、預估市場之情形尤為重要。綜合以上文獻，發現 Google 搜尋量指數可以用來捕捉參與者對市場此時此刻之情緒意向，並用來對當下進行預測，以獲得即時資訊。自 Google 公開數據資料後，國內外各領域皆陸續發表許多相關研究。然國內相關文獻大多探討搜尋量指數對股市之預測，房地產市場方面仍多著重於基本面分析，因此為提升對房地產市場參與者心理因素之掌握，本研究以房仲關鍵字搜尋量捕捉房市參與者之情緒，並提出以下三點假說，進行後續分析：

假說一: 關鍵字搜尋量與房地產市場參與者預期心理存在關聯性。

假說二：關鍵字搜尋量與房地產交易量存在動態關聯。

假說三：關鍵字搜尋量與房價存在動態關聯。

DOI:10.6814/NCCU201900860

第三章 研究方法與變數選取

本章內容主要分為兩部分，第一節先針對本研究使用之統計模型進行概述。第二節則針對相關變數之選取及資料處理進行說明。

第一節 研究方法

一、 結構性轉變檢定

通常在進行時間序列模型之估計時，由於所採用之資料期間較長，或在樣本期間內發生重大經濟事件，可能導致特定時間點之資料性質產生變化，而影響迴歸係數之安定性，故應檢驗模型是否具有結構轉變，才能降低估計之錯誤。本研究採用 CUSUM 檢定(Cumulative Sum of the recursive residuals)觀察模型是否具有結構性轉變。CUSUM 檢定是利用逐次迴歸殘差(recursive residuals)累積相加總以判斷模型是否存在結構性轉變，其概念即樣本期間若無結構性改變，則利用任一樣本期間對前一期進行預測之殘差應不至於相差太多；反之，若發生結構性改變，則數值會愈來愈大。其檢定式如下：

$$-3\theta\sqrt{T-n} < w_t < 3\theta\sqrt{T-n}$$

其中 w_t 定義為第 n 期至第 t 期經標準化後之加總，T 為總樣本數，θ 為臨界值，當顯著水準為 5%時，θ 為 0.948；而當顯著水準為 1%時，θ=1.143。

二、 單根檢定

時間序列模型中之固定趨勢(Deterministic Trend)或隨機趨勢(Stochastic Trend)將可能使時間序列呈現非定態，若忽略變數具有單根之問題，將影響實證結果所分析之統計推論準確性。檢測資料是否存在單根的方法，包括 Dickey-Fuller (1979)提出之 DF test，此方法忽略殘差項存在自我相關之現象，故 Said-Dickey (1984)

DOI:10.6814/NCCU201900860

提出 ADF test 改良 DF test 以修正上述問題。然大多數時間序列資料存在殘差項異質變異，Phillips and Perron (1988)更進一步提出以無母數(non-parametric)之方法處理殘差項異質變異及自我相關之問題。考量大多數時間序列資料殘差項具自我相關及異質變異之特性，因此本研究採用 PP test 進行單根檢定，檢查原始時間序列是否為定態。其迴歸式如下：

1. 無時間趨勢項：

$$Y_t = a_0^* + a_1^* Y_{t-1} + \mu_t$$

2. 有時間趨勢項：

$$Y_t = \tilde{a}_0 + \tilde{a}_1 Y_{t-1} + \tilde{a}_2 \left(t - \frac{T}{2}\right) + \mu_t$$

其中 T 為觀察植數目，μ_t為殘差項，$E(\mu_t) = 0$

PP test 之假說檢定為：

$$H_0: a_1{}^* = 1 \text{ or } \tilde{a}_1 = 1 \quad (\text{有單根存在})$$

$$H_1: a_1{}^* \neq 1 \text{ or } \tilde{a}_1 \neq 1 \quad (\text{無單根存在})$$

若拒絕虛無假設，表示變數不具單根為定態序列；反之，若無法拒絕虛無假設，則表示存在單根為非定態序列。

三、 向量自我迴歸模型

一般而言，多變量時間序列模型，若以線性迴歸式表示，大多隱含自變數與應變數間具有因果關係之假設，即應變數會受到自變數影響，而自變數不受到應變數影響，因此應變數又稱為內生變數，自變數稱為外生變數。然而總體經濟變數間，往往存在互相影響之關係，因此再無法判斷變數為應變數或自變數之情況下，若主觀假設將可能造成誤差情況產生。因此，Sims (1980)提出 VAR 模型，將所有變數皆當成內生變數進行估計，以探討變數間之動態關係，克服內生變數及外生變數判定之問題。

DOI:10.6814/NCCU201900860

VAR 模型係由一組多變數、多條迴歸方程式所組成，每個內生變數輪流作為應變數，每條方程式中皆由本身及其他變數之落後項作為解釋變數進行分析，探討變數間之動態關聯。其模型方程式如下：

$$\mathrm{Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \cdots + A_P Y_{t-p} + \varepsilon_t}$$

化簡為一般式：

$$Y_t = A_0 + \sum_{i=1}^{n} A_i Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

其中 i 為向量自我迴歸模型之落後期數，ε_t為殘差項。

國立政治大學
National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU201900860

第二節 變數選取與資料說明

總體經濟變數對房地產價格及交易量之影響不外乎透過供給及需求面變動所致，因此本研究根據過往文獻，選取影響供給與需求面之相關經濟變數及本研究主要欲探討變量-關鍵字搜尋量，如圖 3-1 所示，並以經濟學之觀點分析其對供給與需求所可能產生之影響及蘊含之意義。

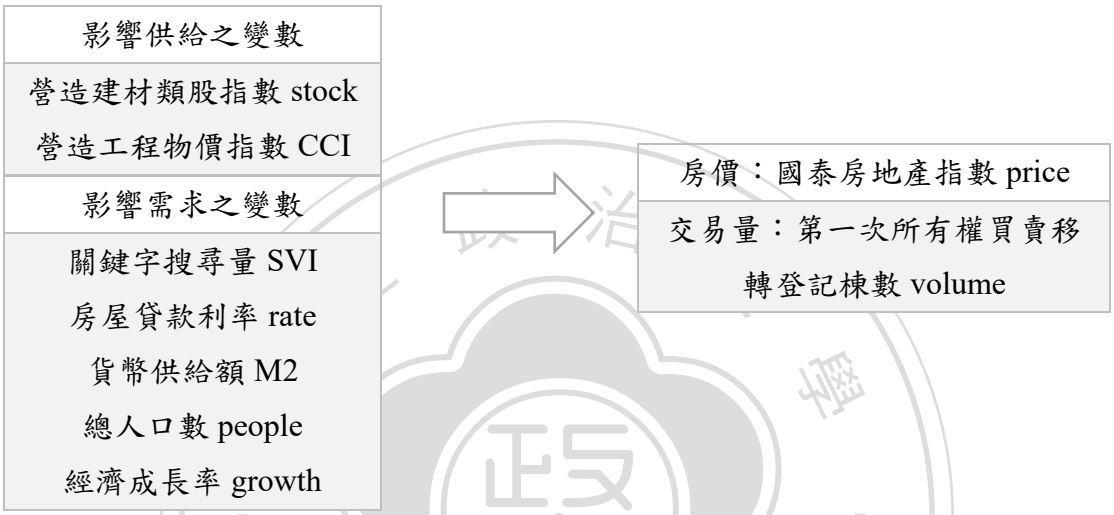


圖 3-1 變數選取

一、 關鍵字搜尋量次數

本研究之資料來源取自 Google 於 2008 年開始所啟用之 Google trends， 其提供自 2004 年起之搜尋量熱度。該網站總計一段期間內使用 Google 搜尋引擎查詢某關鍵字的搜尋量。為移除網路使用者之成長趨勢及是否選擇 Google 作為搜尋引擎等影響關鍵字搜尋量之因素，因此其所提供之熱度並非實際搜尋量，而是經過標準化後之數值-搜尋量指數(search volume index, SVI)，其數值介於 0-100 間，愈接近 100 表其搜尋量熱度愈高，而 0 表示其搜尋熱度之熱門程度相當低，但並非完全沒有搜尋量。

大部分民眾於買房前，透過房仲尋求協助的可能性極高，因此本研究根據 i-Buzz 網路口碑研究中心的調查報告，選取網路品牌聲量討論度較高之房仲業者，

DOI:10.6814/NCCU201900860

包括"信義房屋"、"永慶房屋"、"台灣房屋"及"住商不動產"作為有購屋動機之搜尋關鍵字，並將四間房仲業者之關鍵字搜尋總量相加總，得到一總數作為情緒代理變數。然而，為避免各關鍵字因搜尋量總次數之不同，經過標準化後數值相加偏誤且無意義，本研究透過 awoo 天下無狗平台所提供之近一個月關鍵字搜尋量查詢，將搜尋量指數(SVI)透過額外處裡標準化還原為搜尋量總次數，最後才進行相加總為最終使用之變量數值。圖 3-2 為從 Google trends 網站下載，"信義房屋"、"永慶房屋"、"台灣房屋"及"住商不動產"四個房仲關鍵字之搜尋熱度趨勢變化圖。

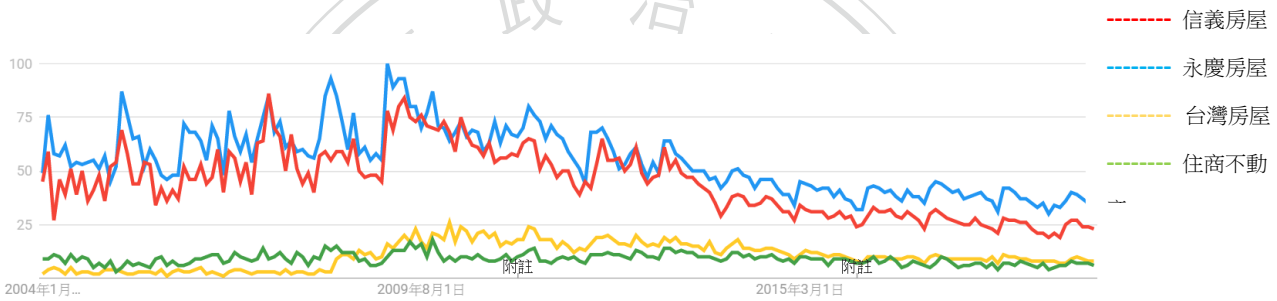


圖 3-2 搜尋量熱度趨勢變化圖

資料來源：Google Trends (Google 搜尋趨勢)

二、 其他經濟變數

(一) 房價指數

台灣相關房價指數有信義房價指數、國泰房地產指數、住宅價格指數等。信義房價指數係透過中古屋之價格編製，範圍涵蓋全台各地之交易樣本，而國泰房地產指數則針對預售屋及新成屋物件而編成，涵蓋全省七大都會區(台北市、新北市、新竹縣市、台中市、台南市、高雄市)，與本研究欲探究之房地產市場參與者預期心理關聯性較高，且 Google 搜尋量指數表示房市參與者對當下或未來預期之情緒，而住宅價格指數考量其發布期間長度較短，因此本研究選擇國泰房地產指數中的國泰可能成交價指數作為時間序列模型之應變數。

DOI:10.6814/NCCU201900860

(二) 房價趨勢分數

房價趨勢分數由內政部營建署參考台灣及美國消費者信心分數編製而成，其針對七大都會區(台北市、新北市、新竹縣市、台中市、台南市、高雄市)之潛在購屋者對未來一年房價看漲或看跌進行調查，分數介於 0-200 間，100 分代表看漲與看跌者比例相同，分數高於 100，代表看漲者比例多於看跌者，顯示整體潛在購屋者對房市預期樂觀，分數低於 100，則代表看跌者比例多於看漲者，整體潛在購屋者對房市預期悲觀。

藉由觀察房價趨勢分數之變動，可反應出潛在購屋者主觀對未來房價之預期心理，故本研究以房價趨勢分數作為房地產市場參與者之市場意向指標，預期房價趨勢分數與房價指數為正向關係。

(三) 房地產交易量

為配合國泰房地產指數以預售屋及新成屋所編製之房價資料，本研究採用以內政部所公布之建物所有權第一次買賣移轉登記棟數，且選取與前述國泰房地產指數及房價趨勢分數指數相同之七大都會區(台北市、新北市、新竹縣市、台中市、台南市、高雄市)作為代表全國房地產交易量之依據進行分析。

(四) 房屋貸款利率

林秋瑾、黃珮玲(1995)指出當房屋貸款利率上升，表示購屋成本增加，因此會導致房屋需求量減少，連帶房價下跌。本研究以五大銀行(台灣銀行、合作金庫銀行、土地銀行、華南銀行以及第一銀行)之平均房貸利率作為資料來源，預期對房價及交易量影響皆為負向。

(五) 貨幣供給額

我國中央銀行定義之貨比供給額有三種，分別為 M1A、M1B 以及 M2。過去諸多文獻證實貨幣供給額與房地產市場有密切關聯。吳森田(1994)指出央行貨幣政策態度會影響民眾之預期心理，改變其貸款機率及貸款額度，而進一步影響房地產之價量；林秋瑾、黃珮玲(1995)認為，貨幣供給額與房地產價量皆為正向相關。因此，本研究參考過去文獻，選取 M2 作為貨幣供給量之資料，預期對房

DOI:10.6814/NCCU201900860

價及交易量影響皆為正向。

(六) 總人口數

一般而言，當總人口數增加，對住宅之需求應會隨之增加，因而帶動房價的上升。曾建基(1993)指出歷年預售屋市場之價格維持漲多跌少之趨勢，而其中人口總數與其呈現密切相關，為影響房價變化之重要環境因素。因此預期對房價及交易量影響為正向。

(七) 經濟成長率

經濟成長率提升時，表示整體社會環境較為富裕，民眾將會追求更高的生活品質，因此對房屋之需求量增加，帶動房價上升。林左裕、程于芳(2014)分析三大都會區房市資料，證實經濟成長率有別於其他變數，對於各區交易量皆顯著正相影響，因此預期對房價及交易量影響皆為正向。

(八) 營造建材類股指數

股票市場可代表市場景氣之繁榮程度，而營建類股票市場則代表房地產市場的景氣程度(江明宜，1997)，因此當營造建材類股指數上升時，表示房地產市場交易活絡，報酬率上升，建商看好後續房市發展，積極投入房地產市場。彭建文(2014)透過相關係數指出營造建材類指數對房價及交易量皆有正向相關，因此預期對房價及交易量影響皆為正向。

(九) 營造工程物價指數

營造工程物價指數為房地產建造時所投入材料及勞務成本之物價指標，成本的增加會影響建商供給之意願，亦會使的住宅價格上漲，交易量下跌。林左裕、程于芳(2014)在其研究指出，當營造工程物價指數上升時，台北市郊區之住宅交易量反而會增加，並進一步解釋若營造工程物價指數持續上漲，可能會造成有能力購屋者提前消費，進而使交易量增加。因此預期對房價之影響為正向，對交易量之影響增加或減少。

DOI:10.6814/NCCU201900860

三、 變數整理及敘述統計

表 3-1 變數說明

統計模型	變數名稱	變數代號	單位	資料來源	樣本期間	資料頻率
相關係數	房價趨勢分數	pricetrend		內政部營建署	2004.1-2017.6	季資料
時間序列模型應變數	國泰房地產指數	price		國泰建設/政大房地產研究中心	2004.1-2018.9	季資料
	第一次所有權買賣移轉登記棟數	volume	棟	內政部營建署	2004.1-2018.9	月資料
時間序列模型自變數	關鍵字搜尋量	SVI	次	Google Trends	2004.1-2018.9	月資料
	房屋貸款利率	rate	%	中央銀行	2004.1-2018.9	月資料
	貨幣供給額	M2	新台幣百萬元	中央銀行	2004.1-2018.9	月資料
	總人口數	people	人	行政院主計總處	2004.1-2018.9	月資料
	經濟成長率	growth	%	行政院主計總處	2004.1-2018.9	季資料
	營造建材類股指數	stock		台灣證券交易所	2004.1-2018.9	月資料
	營造工程物價指數	CCI		行政院主計總處	2004.1-2018.9	月資料

資料來源：本研究整理

由表 3-1 中可知，國泰房地產指數、房價趨勢分數及經濟成長率之原始資料為季資料，故本研究使用 Eviews 統計軟體的資料頻率轉換功能，將季資料以 "quadratic average"之方式轉換為月資料，資料選取期間為 2004 年 1 月至 2018 年 9 月，共計 177 筆樣本月資料。而房價趨勢分數受限發布期間，資料期間為 2004 年 1 月至 2017 年 6 月，共計 162 筆樣本資料。各變數原始資料之敘述統計如表

DOI:10.6814/NCCU201900860

3-2 所示；變數在樣本期間內(2001.1-2018.9)之時間趨勢如圖 3-3 所示。

由表 3-2 及圖 3-3 可得，房價指數平均值為 94.39525，最大值發生在 2014 年 8 月之 126.1789，最小值發生在 2004 年 1 月之 61.83852，房價指數大致上呈現逐年上升之趨勢，2008 年雖受到全球金融海嘯影響，但僅在短時間震盪下跌，2009 年下半年房價開始明顯上揚，直至 2014 年上漲至最高點，2015 年受房地產稅調漲等打房政策影響房屋價格開始下修，然僅短期下跌後又開始上漲。而七大都會區(台北市、新北市、新竹縣市、台中市、台南市、高雄市)之交易量平均值為 8469.299 棟，最大值發生在 2006 年 9 月之 16212 棟，最小值發生在 2012 年 4 月之 4006 棟，對照房價在 2015 年至 2016 年之下跌趨勢中，交易量是向上增加的，而當房價在 2016 年中旬瀕臨低點時，交易量卻呈現下降現象，表在盤整期間，民眾可能會持續觀望房價下修至最低點才進場，而當房價降至最低點反升時，交易量亦反彈回升，表民眾開始進場投資，顯示出房地產市場追漲不追跌的特性。

關鍵字搜尋量平均值為 766812.9 次，最大值發生於 2009 年 5 月之 1338432 次，最小值發生於 2018 年 2 月之 405714 次。房屋貸款利率平均值為 2.026836%，最大值發生於 2008 年 9 月之 2.86%，最小值發生於 2010 年 5 月及 2018 年 6 月及 9 月之 1.62%，觀察歷年數據，2008 年金融海嘯以前，房貸利率位居高位，其後為挽救經濟，大幅調降利率，其後皆維持低於 2%低利率至今。貨幣供給額平均值為新台幣 32041862 百萬元，最大值為發生於 2004 年 1 月之新台幣 21765907 百萬元，最小值發生於 2018 年 8 月之新台幣 43751790 百萬元，從圖 4-3 時間趨勢變化可發現貨幣供給額隨著時間大致呈一定幅度逐年增加。經濟成長率平均值為 3.675141%，最大值為 2010 年 10 月之 12.96%，最小值為 2008 年 12 月之-8.63%，經濟成長率大致上呈現平穩狀態，標準差值為 4.04833 不大，惟 2008 年受全球金融海嘯衝擊期間，明顯大幅下降；2015 年國際經濟景氣不如預期，出現下跌現象。總人口數平均值為 23168263 人，最大值發生於 2018 年 9 月之 23577488 人，最小值發生於 2004 年 1 月之 22610655 人，且從圖 4-3 可得總人口數亦隨時

DOI:10.6814/NCCU201900860

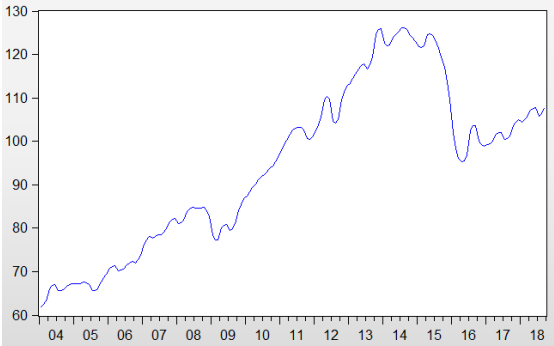
間呈一定幅度穩定增加。營造建材類股指數平均值為252.434，最大值發生在2008年4月之412.82，最小值發生在2008年11月之112.39，2008年金融海嘯，影響營造建材類股指數大幅下跌；2015 年大環境經濟情況不如預期，再加上政府打房政策不斷，導致房市不景氣，營造建材類股指數明顯下降。營建工程物價指數平均值為96.99938，最大值為2008年7月之112.11，最小值為2004年1月之73.1800，從圖4-2可發現，營建工程物價指數有逐年上升之趨勢，然在金融海嘯爆發後，自2008年Q3開始大幅下跌。

表 3-2 敘述統計量

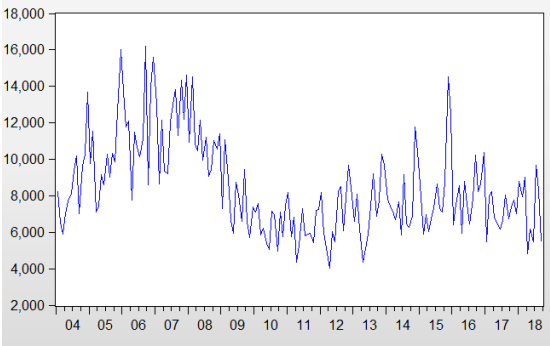
變數	平均值	中位數	最大值	最小值	標準差	樣本數
房價趨勢分數(pricetrend)	104.1928	108.3496	138.4963	41.49815	22.06653	162
房價(price)	94.39525	97.86815	126.1789	61.83852	18.97173	177
交易量(volume)	8469.299	7953	16212	4006	2551.549	177
關鍵字搜尋量(SVI)	766812.9	744717	1338432	405714	206526.5	177
房貸利率(rate)	2.026836	1.95	2.86	1.62	0.334126	177
貨幣供給額(M2)	32041862	31530105	43751790	21765907	6678481	177
總人口數(people)	23168263	23174528	23577488	22610665	294349.3	177
經濟成長率(growth)	3.675141	3.52	12.96	-8.63	4.04833	177
營造建材類股指數(stock)	252.434	266.6	412.82	112.39	62.12114	177
營建工程物價指數(CCI)	96.99938	100.7300	112.1100	73.1800	9.182554	177

資料來源：本研究整理

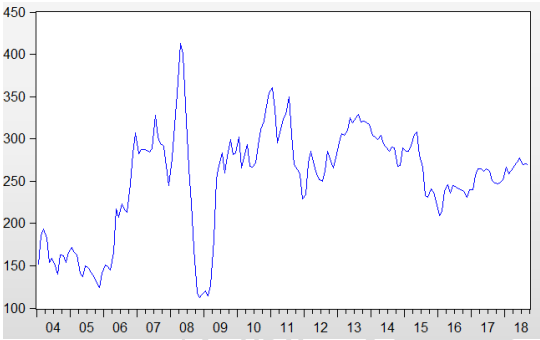
DOI:10.6814/NCCU201900860



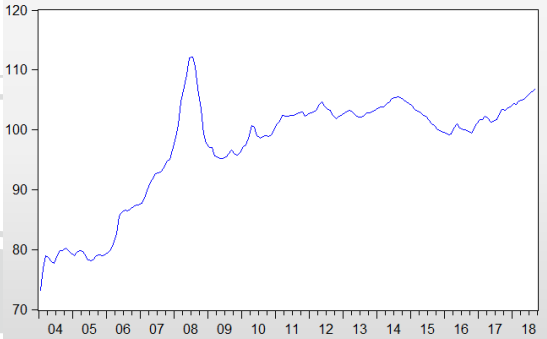
price



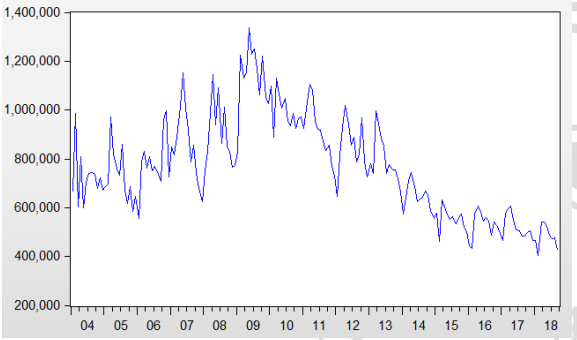
volume



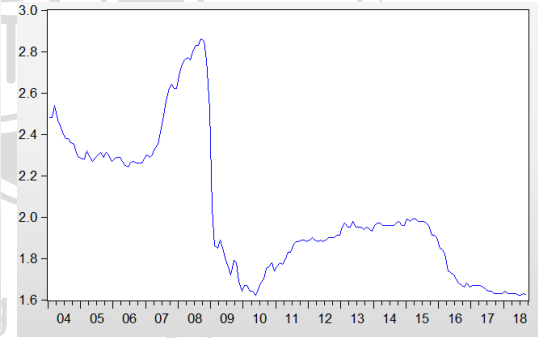
stock



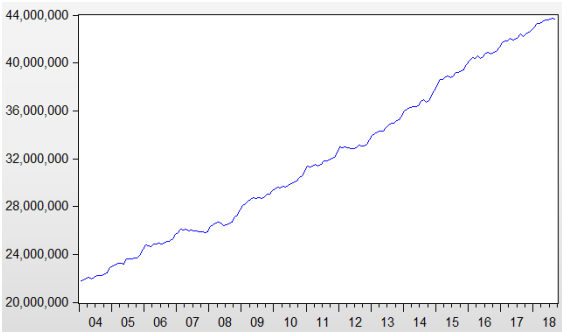
CCI



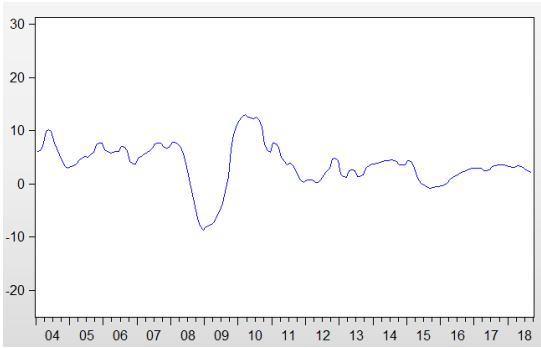
SVI



rate

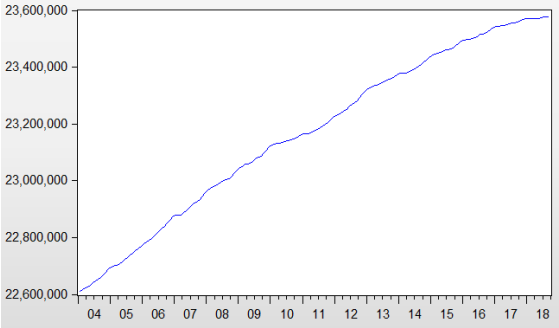


M2



growth

DOI:10.6814/NCCU201900860



people

圖 3-3 各變數之時間趨勢圖

國立政治大學
National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU201900860

第四章 關鍵字搜尋量與房地產交易關聯之實證分析

為探究關鍵字搜尋量所捕捉的情緒行為是否能用來預測房地產價格及交易量，本章節分為兩大部分，第一節先透過相關係數檢定，探討關鍵字搜尋量與市場參與者心理預期之相關性。第二節以時間序列模型，透過結構性檢定、單根檢定、向量自我迴歸模型等步驟，探討搜尋量次數與房地產市場價格及交易量之動態關聯，以分析搜尋行為在房地產市場所扮演之角色。

第一節 關鍵字搜尋量與房地產市場參與者預期心理之關係

本研究假說一假定關鍵字搜尋量所捕捉之情緒行為與市場參與者之預期應存在正向關係，為驗證此假說，本研究以房價趨勢分數作為房地產市場參與者之市場意向指標，透過相關係數檢定，檢測搜尋量次數與房價趨勢分數之相關性。圖 4-1 為兩變數在樣本期間內之波動。

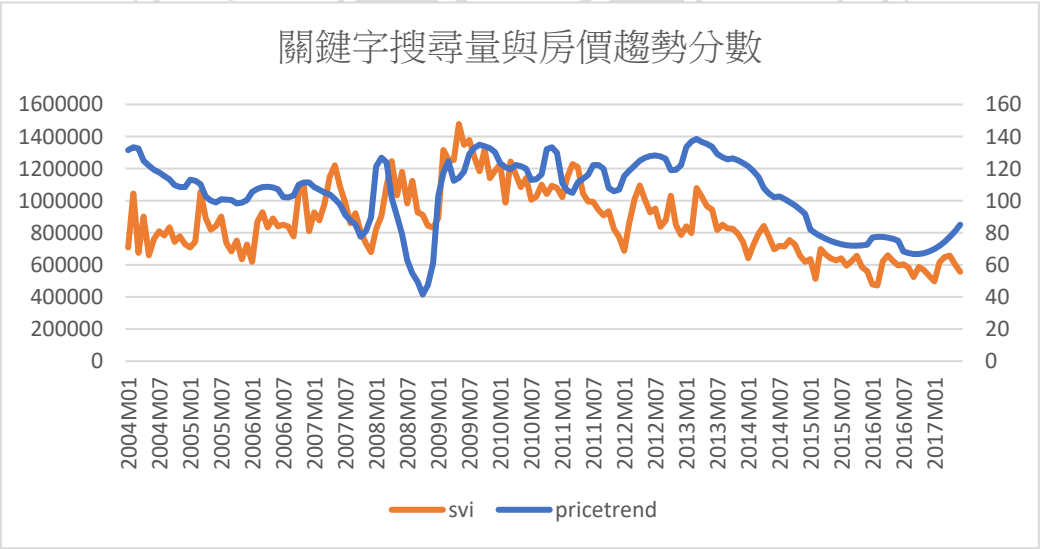


圖 4-1 關鍵字搜尋量與房價趨勢分數

資料來源：本研究整理

DOI:10.6814/NCCU201900860

如前面章節所述，搜尋量次數愈多，表示民眾可能有購屋之意願，亦或投資人對房地產市場動向樂觀預期。因此在假說一成立之情況下，本研究預期關鍵字搜尋量與房價趨勢分數將呈現正向關係。

表 4-1 為透過相關係數檢定之結果。由表中可知，搜尋量次數與房價趨勢分數呈現正向(0.52)中度相關，且在 99%的信心水準下，拒絕相關係數為 0 之虛無假設。此結果驗證本研究假說一假設，亦即關鍵字搜尋量所代表之情緒指標能與房地產市場參與者之預期應存在正向關係。

表 4-1 相關係數檢定

	關鍵字搜尋量&房價趨勢分數
correlation	0.52
t-value	7.61
p-value	0.00

資料來源：本研究整理

透過上述相關係數檢定，證實搜尋量次數與市場參與者對房地產市場之預期心理呈現正向(0.52)關聯。若搜尋量行為可以傳達市場參與者之預期，則本研究可以透過搜尋量次數捕捉市場參與者當下或影響未來之情緒，進一步探討關鍵字搜尋量與房地產市場價量之動態關聯，此即本研究之假說二與假說三：市場情緒代表民眾或投資人對該市場所抱持之態度，會影響其行為決策，進而影響價格及交易量。而房地產關鍵字搜尋量次數能捕捉民眾或投資人對房地產市場之情緒，故推測搜尋量次數與房地產市場之價格與交易量應存在動態關聯，因此在後續研究中，透過時間序列模型進行進一步分析。

DOI:10.6814/NCCU201900860

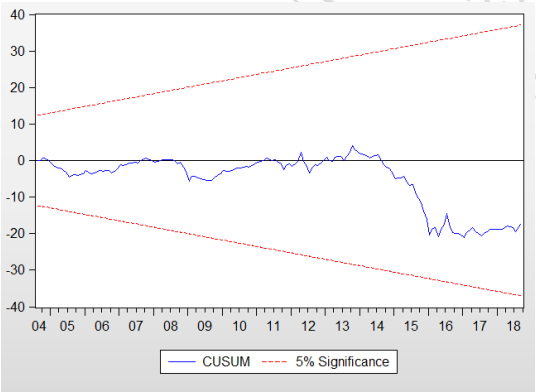
第二節 關鍵字搜尋量與房地產市場價格交易量之動態關聯

為探討搜尋量次數與房地產價格及交易量之關係，本研究採用國泰房地產指數、第一次所有權買賣移轉登記棟數、房屋貸款利率、營造建材類股指數、貨幣供給額、營建工程物價指數、總人口數、經濟成長率及關鍵字搜尋量進行分析。

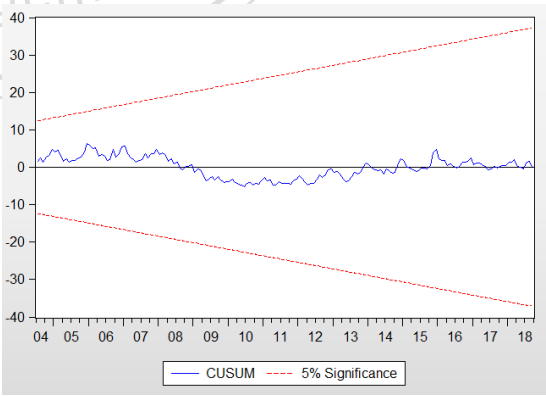
一、 結構性轉變檢定

除了隨機趨勢之外，另一個可能造成資料呈現非定態的原因為結構性變動(structural changes)，導致結構性變動的原因可能為政策上的轉變或制度的變動，甚至是外生因素的衝擊。因本研究之資料選取橫跨 2004 年至 2018 年，為避免樣本期間之重大事件，例如 2008 年金融海嘯，造成總體經濟變數產生結構性改變，致使後續單根檢定及相關研究產生偏誤， 因此本研究再進行時間序列模型分析前，先進行結構性轉變檢定。

首先，本研究透過 CUSUM 檢定(cumulative sum of recursive residuals)，檢測各變數是否存在結構性轉變問題，檢定結果如圖 4-2 所示，可得在 95%信心水準下，所有的變數皆未超過臨界值，顯示所有變數在樣本期間內皆無結構性轉變。

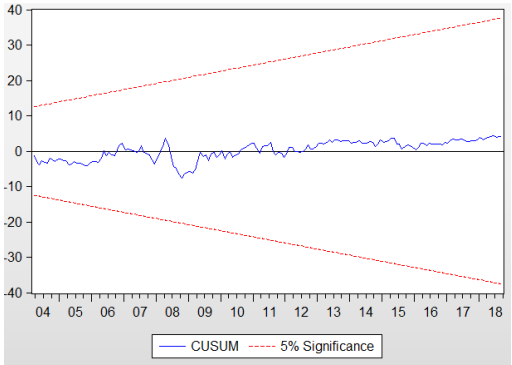


price

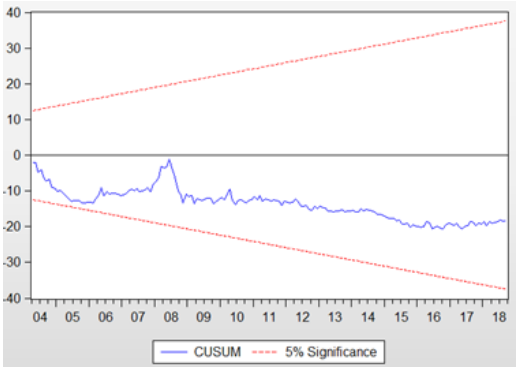


volume

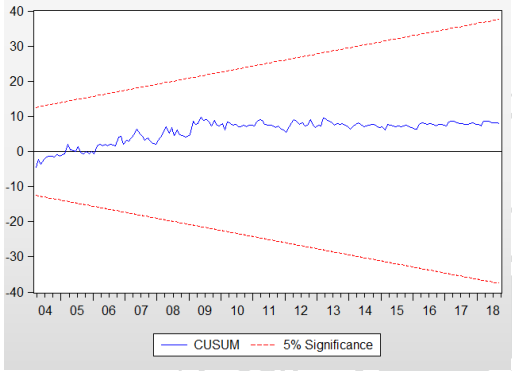
DOI:10.6814/NCCU201900860



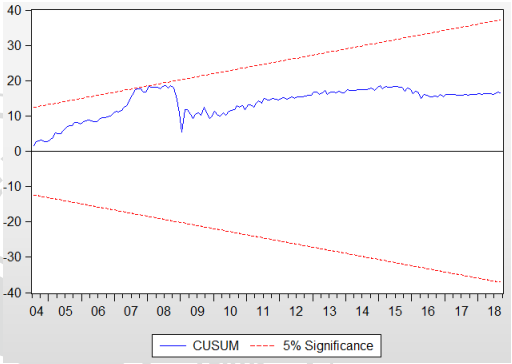
stock



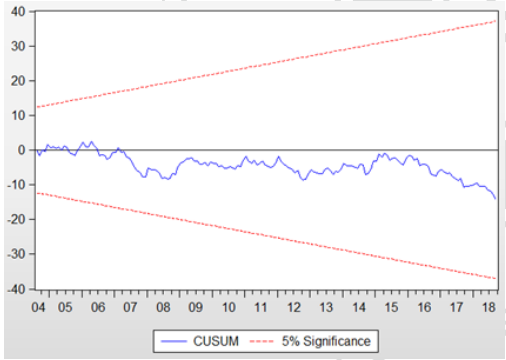
CCI



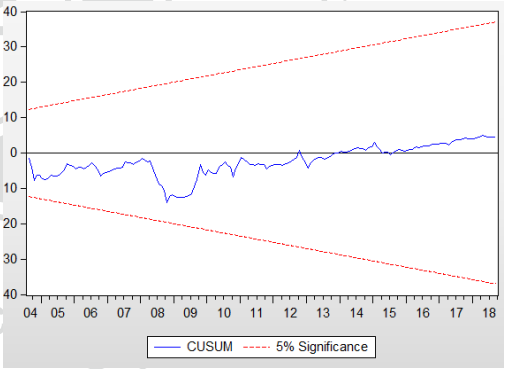
SVI



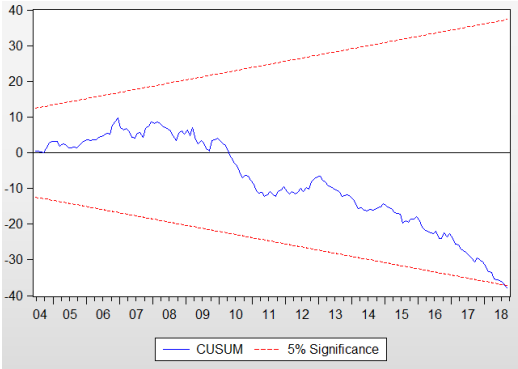
rate



M2



growth

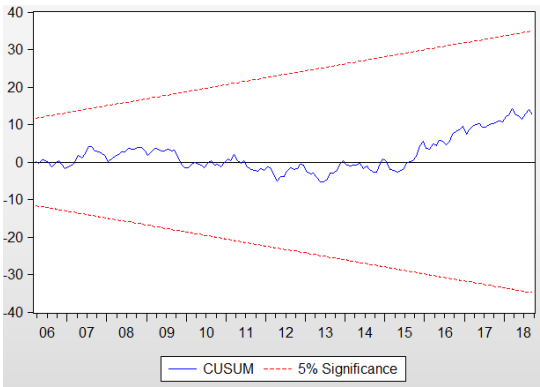


people

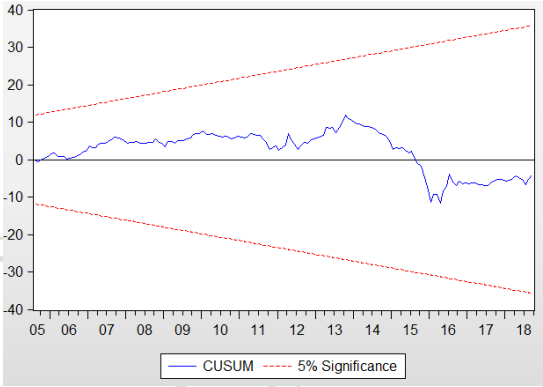
圖 4-2 各變數之 CUSUM 結構性轉變檢定

DOI:10.6814/NCCU201900860

接著，分別對以交易量與房價作為應變數之模型一與模型二整條迴歸式進行結構性檢定，檢定結果如圖 4-3 所示，可得在 95%信心水準下，均未超過臨界值，顯示兩條迴歸式在樣本期間內皆無結構性轉變。



模型一 應變數：交易量



模型二 應變數：房價

圖 4-3 模型一與模型二之 CUSUM 結構性轉變檢定

二、 單根檢定

單根檢定之目的是用來判斷變數是否為定態，若變數存在單根，可能導致後續研究結果產生虛假迴歸或偏誤，因此在時間序列模型分析之前，需先進行單根檢定。本研究利用 Philips Perron test 來檢測變數是否為定態。單根檢定之檢定形式有三種：(1)有截距項 (2)有截距項與趨勢項 (3)無截距項與趨勢項。檢定結果如表 4-2 所示。

DOI:10.6814/NCCU201900860

表 4-2　Philips Perron unit root test (Level value)

P-value	Trend & Intercept	Intercept	None
房價(price)	0.6180	0.8963	0.9453
ln 交易量(*ln*volume)	0.0000***	0.0000***	0.4718
關鍵字搜尋量(SVI)	0.5809	0.1658	0.4544
房屋貸款利率(rate)	0.0009***	0.0000***	0.0000***
ln 貨幣供給額(*ln*M2)	0.1040	0.9259	1.0000
經濟成長率(growth)	0.0446**	0.0109**	0.0088***
ln 總人口數(*ln*people)	0.9976	0.0000***	1.0000
營造建材類股指數(stock)	0.2269	0.1943	0.5837
營建工程物價指數(CCI)	0.7919	0.4743	0.9715

資料來源：本研究整理

註：表中為 p-value，*表示 p-value 小於 0.1；**表示 p-value 小於 0.05；*** p-value 小於 0.01。

表 4-3 Philips Perron unit root test (1st difference)

P-value	Trend & Intercept	Intercept	None
房價(price)	0.0000***	0.0000***	0.0000***
ln 交易量(*ln*volume)	0.0001***	0.0001***	0.0001***
關鍵字搜尋量(SVI)	0.0000***	0.0000***	0.0000***
房屋貸款利率(rate)	0.0000***	0.0000***	0.0000***
ln 貨幣供給額(*ln*M2)	0.0000***	0.0000***	0.0000***
經濟成長率(growth)	0.0000***	0.0000***	0.0000***
ln 總人口數(*ln*people)	0.0000***	0.0000***	0.0009***
營造建材類股指數(stock)	0.0000***	0.0000***	0.0000***
營建工程物價指數(CCI)	0.0000***	0.0000***	0.0000***

資料來源：本研究整理

註：表中為數值為 p-value，*表示 p-value 小於 0.1；**表示 p-value 小於 0.05；*** p-value 小於 0.01。

DOI:10.6814/NCCU201900860

由表 4-2 可得，在 95%的信心水準下，房屋貸款利率、經濟成長率皆顯著拒絕有單根之虛無假設，為定態數列；觀察第一次所有權買賣移轉登記棟數在三種檢定形式下，呈現不同結果，因此本研究根據 Ender (2004)所提出之建議，在進行單根檢定之前，先透過圖形判定要進行何種形式之單根檢定，根據圖 3-3 可發現第一次所有權買賣移轉登記棟數皆含有截距項及趨勢項，因此選擇有截距項及趨勢項之檢定形式。檢定結果可得在 95%信心水準下，該變數原始值亦為一定態數列。而除購屋貸款利率、經濟成長率及第一次所有權買賣移轉登記棟數外，其餘變數皆未能拒絕 PP test 之虛無假設。表 4-3 為對所有變數進行一階差分後之檢定結果。由表中可知，經一階差分後，所有變數階呈現定態。

將變數一階差分轉為定態後，為確保變數間無過高之共線性問題以致後分析結果偏誤，本研究透過相關係數檢定，觀察變數間之相關程度。由表 4-4 可知，各變數彼此間相關係數皆未超過 0.6，因此模型不存在共線性情形。

表 4-4 各變數之相關係數

相關係數	房價	ln交易量	關鍵字搜尋量	房屋貸款利率	ln貨幣供給額	經濟成長率	ln總人口數	營造建材類股指數	營建工程物價指數
房價	1.000000								
ln交易量	-0.120678	1.000000							
關鍵字搜尋量	0.020176	-0.051368	1.000000						
房屋貸款利率	-0.173638	0.189878	0.008419	1.000000					
ln貨幣供給額	-0.071693	0.167423	-0.010952	-0.078697	1.000000				
經濟成長率	0.288889	0.026527	-0.014368	-0.170906	-0.059828	1.000000			
ln總人口數	-0.086837	0.409130	-0.125011	0.519211	0.167358	-0.019308	1.000000		
營造建材類股指數	0.086530	-0.023041	0.267804	-0.056485	0.186892	0.057662	0.033168	1.000000	
營建工程物價指數	0.121946	0.111412	0.217067	0.009471	-0.079176	0.431021	-0.076265	0.283627	1.000000

資料來源：本研究整理

DOI:10.6814/NCCU201900860

三、 向量自我迴歸模型

通常進行時間序列分析時，所採用之時間序列變數通常不只一個，且在討論總體經濟變化時，多個總體經濟變數間總是會交互影響，而向量自我迴歸模型(vector autoregression model)提供對多個時間序列變數進行動態之分析。

由單根檢定，本研究發現除房屋貸款利率、經濟成長率及第一次所有權買賣移轉登記棟數外，其餘變數階為非定態數列，經過一階差分後可轉為定態，為一階時間序列變數。由於各變數整合階次不同，而共整合檢定需在相同整合階次下進行，故推定變數間不具有共整合關係，因此在將其餘變數皆轉為定態後，接著以向量自我迴歸模型進行後續分析。

本研究分別以交易量及房價作為模型一及模型二之應變數，探討關鍵字搜尋量及其他總體變數與房價及交易量數間之動態關聯，檢定結果如表 4-5 所示。

觀察模型一中可發現，以交易量為應變數時，綜合而言，整個模型估計之調整後R^2達到 0.584898，表示模型之整條配適度還不錯。其中，關鍵字搜尋量在落後二至五期時對房屋交易量有顯著且正向(係數分別為 8.09E-07、8.72E-07、8.88E-07 及 9.23E-07)之解釋能力。此一結果可呼應黃育增(2016)關鍵字搜尋熱度不論短期或中長期與房屋需求量變動皆有正向且顯著相關之結論，亦符合本研究一開始之預期。搜尋量增加，表示房市參與者看好市場景氣或有購屋意願，因此會上網查詢相關房仲資訊。本研究認為對於買房輪廓較為明確之民眾，會積極透過網路且尋求房仲協助，提升買房效率；而另一部分民眾，雖然較無明確目標，但仍會透過網路比較線上及線下相關房屋資訊，因此在落後二至五期時對交易量產生正向之影響 。

貨幣供給額在落後將近一年(十一及十二期)對房屋成交量有顯著正相影響(係數分別為 11.71404 及 16.29787)，與研究預測相同。推測當政府增加貨幣供給量時，人們手中流動性資產增加，會刺激消費，而由於購買房屋所須花費時間較長，因此導致貨幣數量與實際購屋行為有較長之時間落後期。

DOI:10.6814/NCCU201900860

營造建材類股指數在落後十期時對交易量呈現顯著負向影響(係數為-0.003322)，與預期方向不同。當營造建材類股指數上升時表示房地產市場交易活絡、報酬率上升，理論上成交量應為增加才是，然而在現今大環境下，房價之上升，更使得大部分民眾難以負擔，因此影響交易量不升反降。

而實證結果顯示營建工程物價指數在落後七期時對房屋交易量有顯著負向(-0.089958)影響，與預期方向相同。推測當營建工程物價指數上漲時，建材成本之增加，在銷售時會部分轉嫁給消費者，房價的提升會進而使房地產交易量減少。

經濟成長率在落後九期時對交易量呈現顯著且正向(係數為 0.253573)相關，與預期方向相同；在落後十期時對交易量呈現顯著負向(係數為-0.210329)關係，與研究預期方向不同。理論上，國內經濟成長率上升，市場景氣、國民所得增加使得房屋需求提升，交易量會增加；但另一方面，台灣目前之房價所得比持續位居高位，經濟成長率之上升，對民眾來說購屋能力提升力道仍相對不足。

再者，人口總數在落後六期時與交易量呈現顯著負向(係數為-870.2112)關係，與研究預期不相同。本研究推測台灣過去十幾年來生育率連年下降，人口增加速度相當緩慢，甚至在短期內可視為固定，且在社會少子化、高齡化的趨勢下，扶養比逐年上升，民眾負擔增加、購屋能力下降，反而對買房望之卻步，因此交易量下降。

此外，從模型一中亦可看出，房屋貸款利率在落後九期時與交易量呈現顯著且正相關(係數為 3.090991)，此結果與預期不相符。理論上，房貸利率下降後，購屋者的房貸應會降低，進而帶動更多民眾進場購屋，然而近幾年來，台灣之房價所得比長期居於高位，縱使利率調低，房價對民眾來說仍舊難以負擔，因此房貸利率下降，交易量仍舊無起色甚至下降。

觀察模型二可發現，若以房屋成交價為應變數時，整個模型之調整後R^2為0.743742，表示估計結果還不錯。其中，關鍵字搜尋量在落後二至四期時對房價有顯著負向(係數分別為-3.58E-06、-4.44E-06 及-4.26E-06)影響，此結果與預期及過往國外文獻結論不相符；然而，在落後十二期及十三期時對房價之影響轉為顯

DOI:10.6814/NCCU201900860

著正向(係數分別為 3.44E-06、3.16E-06)，與 Beracha and Wintoki (2013)關鍵字搜尋行為與房屋報酬正向相關之結論相符，亦與本研究預期相同。依前述章節假設，搜尋量總次數增加，顯示民眾或投資人看漲未來房市景氣，然而根據過往經驗，民眾會期待未來房價下修至最低點才進場，因此縱使對房市樂觀預期，民眾仍可能開始卻步甚至延後進場時間，經過持續觀望房地產市場之趨勢才進場投資，因而影響前期之需求減少、房價下跌，而一年後房價開始上攀。

而貨幣供給額方面，分別在落後五期及七期時有顯著正向(係數分別為 60.92195、49.10593)，與預期方向相同；而在落後十三期及十五期時呈現負向(係數分別為-77.18892、-56.08102)影響，則與研究預期不相符。推測可能原因如下：當貨幣供給增加，此時產生了通貨膨脹的壓力，民眾可能如模型一所述透過購屋以保值，在過多的貨幣追逐相對少數房屋之情況下，會造成房價之上漲；另一方面，過去幾年來，房價所得比居高不下，房價漲幅大幅超過通貨膨脹，所得並未同等上漲，表示民眾實際負擔能力會降低，因此若欲維持原來之消費水平，則購買民生用品之費用增加，反而造成購屋能力之下降，交易量下跌，進一步促使房價向下調整。

營造建材類股指數在落後三期及十五期時對房價呈現顯著正向影響(係數分別為 0.014984、0.016466)，與預期結果相符；在落後將近一年後（十一及十二期）與房價關係為顯著負向相關（係數分別為-0.016445、-0.017825），與前面預期則不相同。推測當營造建材類股指數上升時，顯示房地產市場景氣活絡，房價報酬增加，建商看好未來房市發展而積極投入市場，然而可能會造成未來房屋供給多於需求，價格反而會下滑。

最後，營建工程物價指數在落後八期時對房價呈現顯著正向影響(係數為 0.641132)，與研究預期同方向。表示當營建工程物價指數上漲時，會造成建材成本的增加，進而推高房地產之價格。反之，當營建工程物價指數下跌，則有利於建材成本的降低，建商較願意亦更能以較低之價格出售。

DOI:10.6814/NCCU201900860

表 4-5 向量自我迴歸模型

模型一　應變數：交易量		模型二　應變數：房價	
交易量(-4)	0.234577**	房價(-1)	0.569092***
	[2.13741]		[4.83453]
關鍵字搜尋量(-2)	8.09E-07**	房價(-2)	0.350220***
	[2.49197]		[2.66080]
關鍵字搜尋量(-3)	8.72E-07***	房價(-3)	-1.211492***
	[2.68371]		[-8.93997]
關鍵字搜尋量(-4)	8.88E-07***	房價(-4)	0.904003***
	[2.64521]		[4.61569]
關鍵字搜尋量(-5)	9.23E-07***	房價(-6)	-1.478257***
	[2.71293]		[-7.17816]
ln總人口數(-6)	-870.2112***	房價(-7)	0.908518***
	[-2.60880]		[3.68893]
房屋貸款利率(-9)	3.090991**	房價(-9)	-0.964143***
	[2.29504]		[-4.19782]
ln貨幣供給額(-11)	11.71404**	房價(-10)	0.538322**
	[1.97546]		[2.56096]
ln貨幣供給額(-12)	16.29787***	房價(-12)	-0.552275***
	[2.65136]		[-2.97104]
營造建材類股指數(-10)	-0.003322**	房價(-15)	-0.208612**
	[-2.19534]		[-2.04663]
營建工程物價指數(-7)	-0.089958**	關鍵字搜尋量(-2)	-3.58E-06**
	[-2.22006]		[-2.38571]
經濟成長率(-9)	0.253573**	關鍵字搜尋量(-3)	-4.44E-06***
	[2.00821]		[-2.59213]
經濟成長率(-10)	-0.210329**	關鍵字搜尋量(-4)	-4.26E-06**
	[-2.00669]		[-2.37593]
C	2.572766**	關鍵字搜尋量(-12)	3.44E-06***
	[2.46955]		[2.69473]
Adj. R-squared	0.584898	關鍵字搜尋量(-13)	3.16E-06**
			[2.45233]
樣本數	177	ln貨幣供給額(-5)	60.92195**
			[2.24304]
		ln貨幣供給額(-7)	49.10593**
			[1.96212]
		ln貨幣供給額(-13)	-77.18892***

DOI:10.6814/NCCU201900860

		[-2.63899]
	ln 貨幣供給額(-15)	-56.08102**
		[-1.97147]
	營造建材類股指數(-3)	0.014984**
		[1.98894]
	營造建材類股指數(-11)	-0.016445**
		[-2.36841]
	營造建材類股指數(-12)	-0.017825**
		[-2.55072]
	營造建材類股指數(-15)	0.016466**
		[2.47171]
	營建工程物價指數(-8)	0.641132***
		[3.12728]
	C	3.577068***
		[3.88742]
	Adj. R-squared	0.743742
	樣本數	177

資料來源：本研究整理

註：本研究選用 AIC 作為指標，選擇落後期數。模型一之最適落後期為 13 期；模型二之最適落後期為 15 期。

註：括號[ ]內為 t 值，**表示在 95%信心水準下顯著；*** 表示在 99%信心水準下顯著。

從模型一與模型二之估計結果來看，我們可得一重要結論，即網路搜尋行為與房地產市場變化有明顯相關性，且網路搜尋量增加反應在交易量之情形會早於房屋價格。大致上來說，網路搜尋量增加後之二到五個月，房屋市場之交易量就會增加，但房價要等到約一年之後才開始反應出來。此一發現與房地產市場所謂之「量比價先行」結果是一致的。

DOI:10.6814/NCCU201900860

第五章 結論與建議

第一節 結論

本研究欲透過關鍵字搜尋量探討市場參與者之情緒意向與房地產市場之關係，瞭解其是否能用來對房地產市場進行短期預測。參考過去文獻，選取購屋貸款利率、貨幣供給額、經濟成長率、總人口數、營造建材類股指數以及建築工程物價指數作為總體經濟相關之解釋變數，加上本研究主要之探討變數-關鍵字搜尋量次數，同時對房價與交易量進行分析。其中，前述四項以及關鍵字搜尋量次數為影響需求面之變數，而後兩項為影響供給面之總體經濟變數。此外，由於本研究探討之市場情緒與參與者預期心理相關，故選取根據預售屋及新成屋所編製之國泰房地產指數及第一次所有權買賣移轉登記棟數作為被解釋變數。

本研究之樣本期間為 2004 年 1 月至 2018 年 9 月，共 177 筆月資料，配合 Google Trends 搜尋量指數無法區分地域性，因此以全國作為研究樣本，進行時間序列分析。本研究之實證結果如下：

結論一：關鍵字搜尋量與房地產市場參與者預期心理存在關聯性

透過相關係數檢定，證實房仲關鍵字搜尋量與房價趨勢分數存在正向相關(0.52)，顯示關鍵字搜尋次數能捕捉房市參與者之預期心理。

結論二：關鍵字搜尋量與房地產交易量存在動態關聯

模型結果顯示，搜尋量次數分別在落後二至五期對交易量有顯著之正向(係數分別為 8.09E-07、8.72E-07、8.88E-07 及 9.23E-07)影響。本研究認為潛在購屋者大致可分為兩類，其一為目標較為明確者，為節省時間增加購屋效率，會積極查尋購屋資訊及瀏覽房仲網站，以期能找到滿意物件成交；另一類購屋輪廓尚不明確者，仍會留心線上及線下相關資訊，以建立購屋房型等雛形。因此在落後二至五期時對交易量存在正向相關 。

DOI:10.6814/NCCU201900860

結論三：關鍵字搜尋量與房價存在動態關聯

搜尋量次數在落後二至四期時對房價存在負向(係數分別為-3.58E-06、-4.44E-06 及-4.26E-06)顯著關係，而在落後一年後(十二期及十三期)轉為正向顯著關係(係數分別為 3.44E-06、3.16E-06)。搜尋次數之上升，顯示當房市參與者看好未來房市景氣，然而有鑑於過往經驗，潛在購屋者可能會期待房價下修至最低點後才開始進場，故縱使對房市景氣樂觀預期，仍可能會延後進場，經過觀望一段時間後才投入市場，因此影響前期之需求減少、房價下跌，而後期房價向上攀升。

由上述結論可知，房地產關鍵字之搜尋量次數能捕捉當下房市參與者對市場未來之預期心理，表示搜尋行為可以用來預測潛在經濟活動，因此未來欲掌握投資人動向或市場意向時，除可參考基本面資料外，亦可透過大數據統計獲取相關資訊，減少過去因政府數據公布延遲性等問題，掌握更即時之市場變化。

有別於過往文獻選取不同關鍵字搜尋量指數，並在迴歸式中設置多個變數對房價進行個別分析；黃育增(2017)以"房屋"作為有購屋意願之情緒捕捉關鍵字，本研究選取四間網路聲量較高之房仲業者名稱關鍵字搜尋指數，並透過額外處理轉化為實際搜尋量後加總，得到一情緒代理變數後才進行後續迴歸。此步驟可解化簡過往房地產搜尋量指數相關文獻設計多個解釋變數或僅選取單一關鍵字探討，且可解決 Wu and Brynjolfsson (2015)提出之問題，更精確選取實際上會使用之詞彙，例如在尋求房仲協助時，消費者應會直接前往特定網站，因此本研究將"房仲"更進一步以"信義房屋"、"永慶房屋"、"台灣房屋"及"住商不動產"四間較熱門之房仲業者名稱取代。

DOI:10.6814/NCCU201900860

第二節 研究限制與進一步研究方向

受限於 Google 公開之 Google Trends 搜尋量指數在選取特定區域時，可能會產生資料不完整之問題，故本研究以全台為樣本，並未對各縣市做區域性之市場分析，實為可惜，未來若公布之資料更加完善，可進一步觀察各縣市房地產市場潛在趨勢之差異。此外，後續研究甚至可在分析前，預先保留一段期間作為預測區間，進一步以實際資料評估模型預測之準確度。另一方面，未來亦可加入其他市場參與者意向之關鍵字，例如建商、或售屋者，進一步從供給面之角度分析，比較供需雙方市場情緒對房地產影響之差異。

國立政治大學
National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU201900860

參考文獻

江明宜(1997)，“營建類股價及其影響因素波動關係之研究—誤差修正模型之應用”，政治大學地政學系碩士論文。

吳森田(1994)，“所得、貨幣與房價－近二十年台北地區的觀察”，*住宅學報，2*，49－65。

李永隆、杜玉振、王瑋瑄(2017)，“Google 搜尋量指數對臺灣股票報酬與成交量之影響”，*管理與系統，24*(4)，565-590。

周美伶、張金鶚(2005)，“購屋搜尋期間影響因素之研究”，*管理評論，24*(1)，133-150。

林左裕、程于芳(2014)，“影響不動產市場之從眾行為與總體經濟因素之研究”，*應用經濟論叢，95*，61-99。

林秋瑾、黃佩玲(1995)，“住宅價格與總體經濟變數關係之研究-以向量自我迴歸模式（VAR）進行實證”，*政大學報，71*，143-160。

花敬群、張金鶚（1997)，“住宅市場價量波動之研究”，*住宅學報，5*，1-15。

屋比趨勢研究中心(2018)，“2018 民眾購屋模式與期望大調查”，屋比超省房屋比價平台。

陳明吉(1989)，“房地產價格及其變動因素之研究”，政治大學地政學系碩士論文。

彭建文(2014)，“總體經濟與房地產關聯分析”，*2014 台灣地區房地產年鑑*，2-21。

曾建基(1993)，“環境因素與房地產價格及廣告關係之研究”，文化大學國際企業管理研究所碩士論文。

黃育增(2017)，“網路房地產關鍵字搜尋與房地產市場變動之相關性研究-Google Trends 之應用”，中興大學應用經濟學系所碩士論文。

DOI:10.6814/NCCU201900860

匯豐集團(2018)，“磚瓦之上：家的價值”，匯豐集團新聞稿。

Baker, M., and J. Wurgler (2006), “Investor sentiment and the cross-section of stock returns,” *Journal of Finance, 61*(4), 1645-1680.

Bakos, J. Y. (1997), “Reducing Buyer Search Costs: Implications for Electronic Marketplaces.” *Management Science, 43*(12), 1676-1692.

Beatty, S. E., and, S. M. Smith (1987), “External Search Effort: An Investigation across Several Product Categories,” *Journal of Consumer Research, 14*(1), 83-95.

Beracha, E., and M. B. Wintoki (2013), “Forecasting Residential Real Estate Price Changes from Online Search Activity” *Journal of Real Estate Research, 35*(3), 283-312.

Case, K. E., and R. J. Shiller (1990), “Forecasting Prices and Excess Returns in the Housing Market,” *Real Estate Economics, 18*(3), 253-273.

Choi, H., and H. Varian (2012), “Predicting the Present with Google Trends,” *Economic Record, 88*(1), 2-9.

Constant, A. and K. F. Zimmermann (2008), “Im Angesicht der Krise: US-Präsidentschaftswahlen in transnationaler Sicht,” *DIW Wochenbericht, 75*(44), 688-701.

Croce, R. M., and D. R. Haurin (2009), “Predicting Turning Points in the Housing Market,” *Journal of Housing Economics, 18*(4), 281-293.

Da, Z. J. Engelberg, and P. Gao (2011), “In search of Attention.” *The Journal of Finance, 66*(5), 1461-1499.

Ender, W. (2004), *Applied Econometric Time Series,* New York：John Willey and Sons, Inc.

DOI:10.6814/NCCU201900860

Ettredge, M., J. Gerdes, and G. Karuga (2005), "Using Web-based Search Data to Predict Macroeconomic Statistics," *Communications of the ACM, 48*(11), 87-92.

Hagen, D.A. and J. L. Hausen (2010), " Rental Housing and the Natural Vacancy Rate," *Journal of Real Estate Research, 32*(4), 413-434.

Kahneman, D. and A. Tversky (1979), "Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk," *Econometrica, 47*(2), 263-291.

Lemmon, M., and E. Portniaguina (2006), "Consumer Confidence and Asset Prices: Some Empirical Evidence, "*Review of Financial Studies, 19*(4), 1499-1529.

Ooi, J. T. L. and T. T. T. Le (2013), "The Spillover Effects of Infill Developments on Local Housing Prices," *Regional Science and Urban Economics, 43*(6), 850-861.

Shiller, R. J., S. Fischer, and B. M. Friedman (1984), "Stock Prices and Social Dynamics," *Brookings Papers on Economic Activity, 1984*(2), 457-510.

DOI:10.6814/NCCU201900860