

第二章 相關理論與文獻回顧

第一節 房地產景氣相關文獻

景氣(Business Condition)源自德文的 Konjunktur，日文用德文的字源譯為「景氣」。而景氣為複雜現象，代表一定期間內綜合一切工商經濟活動量的多寡與頻率的高低，它的特徵主要表現在構成數列上的變異性(Volatility)、持續性(Persustence)及共同移動性(Comovments)，因此完整經濟循環的過程包括上升擺動(Upswing)的擴張期(Expansion)與下降擺動(Downswing)的收縮期(Contraction)。當某種個體或總體產業活動頻率或數量相對興盛時稱景氣現象，反之則稱不景氣現象。當產業活動的興盛(景氣)與衰退(不景氣)現象彼此交替重複出現時，稱為「景氣循環」(Business Cycle)。而重複現象出現的期間稱為循環週期(Cycle)，一般而言，景氣循環週期時間較長，且期間未必是固定(張金鶚，2003，p.533)。

在國內房地產市場不論業者或消費者大都以房價的變動來做為房地產市場景氣與否的判斷依據，張金鶚、賴碧瑩(1990)則參考總體經濟指標的編制，發展出房地產景氣綜合指標、房地產景氣對策訊號、以及房地產廠商經營意願調查，並從房地產生命週期的觀點，建立不同階段的房地產景氣指標。而房地產的生命週期與一般商品有所不同，房地產的生命週期——投資、生產、交易、與使用等過程較長，再加上房地產生命週期過程中相關產業的活動較多，因此有關房地產景氣的界定較複雜。簡言之，房地產景氣乃是綜合衡量房地產投資、生產、交易、與使用等階段的活動興衰頻繁程度。而房地產各層面的衡量(Measurement)與綜合(Aggregate)較需仔細考量，且各層面活動相互之間亦有時差(Time-Lag)關係，彼此景氣狀況不會相同。也因此若僅以單一層面的單一指標來推測衡量房地產景氣，將容易過於偏頗。

在國外房地產景氣相關文獻上，Pritchett(1984)，Gordon et. al.(1996)，Hendershott(1997)大致將房地產景氣定義成房價波動、建築生產波動、租金與空屋率的調整，Kaiser(1997)則以房地產投資報酬的變動來代表房地產景氣。Nico Rottke et. al.(2003)將各家說法歸納成總體經濟、個體經濟、財務學以及管理學四

種觀點，在總經方面房地產景氣循環被視為總體經濟景氣循環的一部份，在個經方面則將焦點放在個體的行為決策上，在財務學方面則是建基於現代投資組合理論（Modern Portfolio Theory），在管理學方面則偏重解釋景氣循環是否與如何併入不動產管理的領域。RICS(The Royal Institution of Chartered Surveyors)在1994年對房地產景氣所下的定義是：「房地產投資報酬的重複，但非規則性波動。房地產景氣亦明顯尤其他房地產活動指標觀察，但這些景氣指標與房地產報酬間具有領先或落後關係存在。」

房地產景氣可以說是房地產市場供給與需求不均衡的結果，並反應在租金、房價、空屋率、與新建數量等重要指標的變化上。過去有相當多的文獻分別就需求面或供給面來探討影響房地產市場波動的因素，尤其是有關房租與房價的變動。就需求面因素而言，主要包括所得、人口等變數，或是透過使用成本的概念來探討稅賦或融資的影響。在供給面因素方面則包括土地成本與建築費用，以及土地使用管制的影響，且多偏向實質面因素對於房地產景氣的影響。

國內歷年房地產景氣指標之相關研究，最早以張金鶚、賴碧瑩(1990)「房地產景氣指標之研究」為一濫觴，其參考總體經濟指標的編制，發展出房地產景氣綜合指標、房地產景氣對策訊號、以及房地產廠商經營意願調查，並從房地產生命週期的觀點，建立不同階段的房地產景氣指標。而後有林秋瑾、王健安、張金鶚(1997)「房地產景氣與總體經濟景氣於時間上領先、同時、落後關係之研究」，則是以綜合指標的方式來反應台灣房地產景氣的變動，並以內政部建研所公布的房地產景氣指標與經建會公佈的總體經濟景氣指標兩項指標，進行兩者時間上領先、同時、落後關係的討論。

花敬群(2000)「房地產景氣、市場供需與政策研究之探討」中，為進一步確認房地產相關業者對「台灣房地產景氣動向季報」編製成果的意見，針對房地產廠商經營意願調查對象進行問卷調查，其中就房地產景氣指標編製結果之正確性或適宜性而言，受訪者認為相當正確與大致正確者接近六成，此結果亦反映出房地產景氣動向季報，有提供具公信力市場資訊的功能。對此，從接近四乘以此景氣指標作為判斷景氣趨勢之依據，46%的業者亦願意參考此指標，可清楚反應編製房地產景氣動向季報的功能。由此可以瞭解到台灣房地產景氣動向季報中之房地產景氣指標具有代表房地產市場景氣變動的功能。

第二節 房地產景氣的影響因素

張金鶚、林秋瑾（1997）在「台灣地區房地產景氣指標電腦輔助系統之建立與運用」中指出，台灣房地產過去曾經經歷過三次較大規模的景氣波動，而其景氣的高峰期一般認為是 1973-74 年、1979-1980 年、及 1987-1989 年。第一次景氣高峰期是因為消費者物價指數變動快速，以及石油價格飆漲，在物價快速上漲的刺激之下，民眾紛紛搶購可以保值的資產，致使房地產交易趨於活絡。而政府為了抑制節節上升的物價，實施穩定物價的 11 項措施，其中與房地產相關的有：暫緩公告土地現值、高樓限建、建築材料限價等措施。但此次禁建、限價並未達到預期的效果，房價仍舊居高不下，而建商在無法取得融資之下，亦紛紛倒閉。

第二次景氣高峰期的背景為台灣經濟的高度成長，政府為避免房價過高，而影響經濟的安定，於是採取一連串的措施，諸如空地限建、追查資金來源等。但是因為政策實施的時機點並未掌握得宜，在全球經濟已逐漸走下坡之際實施，使得房地產景氣頓然跌入谷底，並使房地產景氣低迷相當長一段時間。

1987 年國泰人壽以超高行情標下華航旁邊土地後，房地產市場景氣逐漸復甦，此外由於 1987 年 7 月重新規定地價，更讓業者大作廣告，一時之間民眾紛紛搶購房屋，國內房價也因此而屢創高價。第三次景氣高峰期就此展開，其原因主要是因為國內游資過多，再加上投資管道的相對稀少，遂導致過多的資金競相追逐稀少的房地產，此波景氣直到 1989 年央行實施選擇性信用管制，才使得房地產景氣在該年農曆鬼月之後開始逐漸衰退。

在對房地產景氣有一定的瞭解之後，接下來對房地產景氣的影響因素進行探討。影響房地產景氣的因素相當多且複雜，至今已有多位專家學者針對此一課題進行研究討論，但目前尚未有一確切的答案，以下綜合國內外相關文獻探討，進而整理各種影響房地產景氣循環的因素如下。

表 2-1 台灣三次房地產景氣變動分析

時間	現象	成因	政府措施	結果
民國 62~63 年上半年	62 年上半年，由於世界性通貨膨脹、貿易順差、美元貶值、物價節節升高，引發人民之購屋保值行為。62 年下半年市場交易較為平穩。 63 年上半年由於政府之干預措施，持續已久的房地產熱潮開始冷卻。	1. 物價上漲 2. 美元貶值 3. 僑胞歸國置產 4. 建材價格暴漲 5. 石油價格上漲	1. 62.6 高樓禁建 2. 63.1 「穩定當前經濟措施方案」	1. 62.6 之措施並未達到預期效果，建材價格反而更高，而高樓禁建反而讓建商往郊區大量興建。 2. 63.1 之措施掃除了房地產界之投機心理，市場景氣因而冷卻下來。
民國 67、68、69 年	67 年 3 月美元貶值。國際油價醞釀上漲，帶動了沈寂已久的房地產市場。市場交易大增，但因中美斷交而受挫。 68 年 3 月石油價格調整放寬融資消息等因素，使得市場交易開始活絡。 69 年上半年房地產價格暴漲，但至下半年由於種種抑制措施出現，交易活動銳減。	1. 油價調整 2. 物價上漲 3. 「改善投資環境實施要點」的公佈 4. 公教人員調薪，水電價格上升 5. 容積率實施塑造高品質、高價位形象。	1. 69.7 追查資金來源 2. 69.7 空地限建	1. 抑制投機者購屋 2. 增加建地供給穩定房價
民國 76、77、78 年	75 年年底房地產交易略有起色，76 年 2 月國泰人壽標下華航邊之土地，輿論喧嘩，加上重新規定地價，更助長民眾瘋狂搶購，而房價更是節節升高，至 77 年 1 月由於蔣經國先生逝世，市場交易沈寂一陣子。 77 年 4 月國內房地產又開始活絡，直至 77 年 10 月後，市場交易稍微平穩至 78 年。	1. 地價上漲 2. 游資充斥 3. 外匯存底過高 4. 美元貶值 5. 利率低 6. 貨幣供給居高不下 7. 各項公共設施之推波助瀾。	1. 77.10 興建合理價位住宅方案 2. 78.3 緊縮空地貸款 3. 78.4 大幅提高存放款利率	1. 建商融資受困，購屋者負擔加重，交易量明顯地減少

資料來源：張金鶚主持研究（1989），「房地產景氣指標之研究」，P20。

一、 國外研究

Mitchell (1927)認為工業之供需可以無限地擴大或縮減，特別是建築工業，他曾引用赫爾先生的論文說明之，而建築金額龐大對於經濟活動影響甚鉅，他並且指出影響建築活動的因素有：人口成長、房屋換新、修理及投資利潤高低等。Moore (1961)認為住宅開工量受財政條件、建造成本、結婚率、空屋率、住宅法修改之影響。因此若想瞭解房地產興建量，可從財政條件—抵押貸款情況或從建築生產成本得知，而從結婚率高低以及空屋率多寡則可研判未來住宅需求量以及投資生產量。Harwood (1977)指出經濟變化、人口遷移、道路興建、出生率、貸款、政府政策等因素將引起不動產循環之變化，且其循環變化與經濟循環相反。

Roy Wenzlick(1980)以美國不動產市場之交易量(Transaction)或銷售額(Sales)分析(1795-1973)180年間美國不動產循環變化，他指出美國不動產長期循環週期約18年。而Fred Case也主張18年，他認為長期循環週期是受歷史事件，像戰爭、經濟衰退、技術改革(汽車、道路)等影響。另外，短期循環波動其循環期約5年，係受貨幣市場、貸款額度及政府之住宅政策等因素影響。Grebler及Burns(1982)主要是探討營建循環之週期變化，他並以GNP循環作為基準循環(Reference Cycle)，其研究結果是營建支出在較低水準時，公共建造(Public Construction)與私人部門呈相同方向變動，如營建支出在較高水準時，公私之間呈反向變化。此外，營建支出佔GNP很大比例，故政策決定者常以營建投資(Construction Investment)作為穩定總體經濟工具，同時他也強調金融政策、住宅政策對於營建循環之影響。

Pyhr及Cooper(1982)認為不動產循環是由供需變化所引起，他們將不動產循環劃分為五個階段，說明不動產循環波動是受那些因素影響，及供需之間的變化情形。Pyhr及Cooper將不動產循環劃分為不同的階段，第一階段是失業率高、經濟體系呈現擴張局面、政府之財金政策也擴張，適度的通貨膨脹、抵押貸款利率低、人口及家庭規模在增加而所得也在增加。這些現象將導致住宅需求增加。第二階段是交易活絡、房價上漲、建造成本上升，所有經濟體系均在成長，房屋一完工立刻賣出，投資及投機者進入房地產市場追漲，抵押貸款利息低，造成需求擴大及供給的快速成長以應需求。第三階段是需求開始穩定地增加，許多建商投資興建房屋，造成供給過剩，這時市場需求趨於飽和狀態，存貨開始增加，利

潤減少，建商開始大作廣告，招攬客戶，通貨膨脹快速上升，利率也上升，貸款愈來愈難，房價於是開始下滑。第四階段是房地產活動開始趨緩，雖然商業用地仍在增加之中，但是建商已不容易將房屋銷售出去，空屋率也逐漸地增加，甚至高達 20%~30%。第五階段是經濟活動趨緩，失業率增加，通貨膨脹太高導致實質所得下降，信用緊縮，利率又高，使得房地產循環開始下滑。

Barras 和 Ferguson(1987)曾分析英國的建築循環變化，包括實證分析及理論分析，以實證分析而言，光譜分析 (spectral analysis) 及轉折點分析 (turning point analysis) 是重點所在，其研究結果為：(1) 需求循環大約 4-5 年，反映出經濟景氣波動及政府政策的改變。(2) 供給循環大約 9 年，反映出生產過程的落後情形 (production lags)。若從理論分析而言其主要研究結果是建立房地產循環的時間模型。

二、 國內研究

施顯謀(1978)於其「景氣變動」一書提及，Building Cycle 與房地產之使用年限有關，他同時也指出經濟在繁榮期間國民所得提高，一般人民對居住的需求會增加，因而刺激營造商之過分投資。一方面造成資金大量地凍結在建築業，另一方面當需求飽和供給過剩時，建築業將產生空屋連綿及資金凍結無法他了的危機。

此外，他也提及房地產業之活動起伏較總體經濟活動水準升降幅度大，尤其是工業先進國家的住宅建築業起伏更大，此與國民所得水準之提高，儲蓄之增加、社會政策及住宅需求性質之結構性改變有關，另外，亦有人認為投機性助長建築波動的主因。陳秋鋤(1980)曾以房屋建築類指數作為指標探討建築循環週期大小，他指出從民國四十五年至六十七年期間，約有三次主循環七次小循環，其循環週期主循環平均約八年，小循環約為兩年半至三年。在各次循環階段中，擴張期之長度小於收縮期，且其循環較一般景氣循環平均約遲六個月，與歷次之一般景氣循環比較，亦略具逆循環之型態。至於是哪些因素影響房屋建築活動呢？就長期而言，人口成長率，國民生產毛額(GNP)是決定房屋建築的長期因素。而股價指數、建材躉售物價指數、製造業生產指數、國外資產淨額、利率、住宅抵押貸款、台北市房屋建築申請延面積、躉售物價指數、房屋租金等則為房屋建築之短期循環因素。但是該論文並未就房地產景氣究竟應以何者作為指標進行深入研究，而且以房屋建築類指數作為景氣循環之探討是否適合有待商榷。蕭明康(1986)曾就房屋市場景氣變動情形分析，他指出房屋銷售率、房價上漲率、房屋建築類指數可代表房地產景氣指標，其中又以房屋銷售率對業者最具實質上意義，三者之間具有單向的因果關係。

總括上述，由於總體經濟波動影響、供需調整不易、資金體系之緊縮或擴張、投資者預期心理之好壞等因素，致使房地產之生產活動、交易活動有高有低，但是由於前述分析可知，除了 Pyhr 及 Cooper 曾分成不同階段探討不動產循環外，其餘的學者所述都以生產面之循環波動為主，可是又論及投資、交易活動之影響因素，而且國內學者亦不曾明確地指出應以單一指標衡量，抑或由不同的指標判斷房地產景氣。

根據張金鶚（2003）「房地產投資與市場分析」中指出，房地產景氣可能的潛在影響因素可分為經濟、社會、政治、政策及房地產本身五個方面來討論。

就經濟因素方面而言：房地產為總體經濟的一環，故深受經濟變化之影響，特別是經濟景氣的變化尤深，由於經濟繁榮時許多生產事業欲運用資源從事製造活動，造成資源剩餘較少，因此投資在固定資產，尤其是房地產業的更少，致使房地產業興建活動減少；然而在經濟蕭條時期，其他產業處於低迷狀態，這時許多生產資源可能被房地產業吸收。另外，由於物價上漲引起通貨膨脹致使貨幣價值降低，一般人寧願持有真實財貨而不願持有貨幣，使得房地產成為人民搶購對象。此外，由於房地產金額龐大，利率高低影響更大，當資金寬鬆、利率低時，建商可以用較低成本取得資金，投資意願自然會增加，因此利率高低將影響房地產市場景氣，倘若投資管道順暢將會誘導資金合理分配，資金將不會大量集中於房地產市場而房地產交易活動將呈現較平穩狀態。

就社會因素：人口結構、人口成長、人口遷移、結婚率高低等因素將影響住宅需求。另外，就政治因素而言：由於房地產固定無法移動，所以當國內外有任何重大的政治事件時，會對民心造成重大打擊，從而影響房地產景氣。如 2004 年總統大選之後的選舉爭議即對社會安定度造成影響，進而影響房地產景氣。

至於政策方面：以稅捐政策而言，過重的稅賦將使人們不願去購買或出售房地產，例如：1980 年之追查購屋基金來源即為稅捐政策干預房地產市場景氣。以土地政策而言，公告現值調整是否接近市價一事，關係著土地增值稅之增加，若持有土地者將這筆稅賦轉嫁給購買者，這時，房價即有被抬高的可能，當房價一波動極有可能影響房地產景氣；另外，重新規定地價一事也是建商炒作房地產的題材，常常造成民眾投機搶購心理，但是空地限建與否則對市場景氣產生負面影響。以金融政策而言，由於房地產從投資至使用階段，幾乎離不開金融問題，例如利率低有利投資，利率上昇不利投資…等金融變化，就會引起房地產景氣的改變，故金融政策愈寬鬆對於房地產景氣愈有利，反之則不利。以住宅政策而言，住宅政策係因應國民對住宅的需求，配合全國經濟計畫並順應地理環境及國家特徵的住宅建設指導方針，像國宅興建即為明顯的例子，國宅除了因應人民需求之外，也常被用來作為刺激市場景氣的政策工具。近十年來房地產市場景氣低迷，政府積極介入希冀提振房地產景氣，而優惠房貸的低利率以及土地增值稅減半徵

收兩項利多政策的釋出，的確也達到了刺激房地產景氣的效果。

從房地產本身來看：首先是產品成本變化之影響，以地價而言，地價與房地產景氣互為因果，地價上漲可能會帶動房地產交易，而房地產交易熱絡，亦會促使地價更加上揚，不過地價高漲至某一程度時，由於土地成本逐漸增加，易使投資面景氣受挫，所以地價與房地產景氣之間有相互的影響的效果。另外，建材價格對於市場交易亦有所影響，只是影響程度隨著建材價格佔房價比例的下降而逐漸減少。其次是制度作法之改變，例如預售制度解決資金取得之困難，合建做法促使建商及地主兩蒙其利，仲介公司帶動中古屋市場交易等作法均對市場景氣有所幫助，另外是傳播媒體的推波助瀾可間接促使市場景氣急速的擴張或緊縮。

茲將上述之經濟、社會、政治、政策及房地產等五方面的討論結果，摘要如表 2-2。

表 2-2 房地產景氣之潛在影響因素

項目	潛在影響因素	項目	潛在影響因素
經濟	1. 物價變動 2. 中長期貸款利率 3. 經濟景氣狀況 4. 家庭所得變動 5. 貨幣供給額變動率 6. 石油價格變動 7. 貸款額度高低 8. 投資工具多寡 9. 儲蓄率高低 10. 公教人員調薪幅度 11. 其他	政治	1. 政治穩定與否 2. 其他
		政策	1. 稅捐政策 2. 土地政策 3. 金融政策 4. 住宅政策 5. 都市及區域計畫 6. 其他
		房地產	1. 地價 2. 房屋建築人數 3. 建材價格 4. 傳播媒體的房地產廣告量 5. 制度作法之改變 6. 其他
社會	1. 家庭戶數變動 2. 人口成長率 3. 都市化程度 4. 風俗習慣 5. 其他		

資料來源：張金鶚，2003，房地產投資與市場分析

除此之外，國內上有其他研究者對房地產市場景氣的影響因素進行探討（林勝益，1992；戴鎰家，1996；賴怡誠，1997），但與上述房地產景氣潛在影響因素並無太大差異。綜上所述，可以發現影響房地產景氣循環的因素相當複雜，亦涉及到不同層面，若欲僅透過單一個指標來衡量房地產景氣代表性恐有不足，但回顧相關文獻的實證分析，大部分的學者仍多以單一指標衡量房地產景氣，如 Grenadier(1995)使用空屋率來推測代表房地產景氣；彭建文等(2000)以台北市、台北縣預售屋房價來反應房地產市場的景氣；楊澤泉等(2001)以買賣契稅件數為不動產景氣判斷指標。而 Grissom 及 DeLisle(1999)以複合指標分析房地產景氣的結構變遷；林秋瑾等(1997)則以「景氣綜合指標分析法」分析「房地產景氣與總體經濟景氣於時間上領先、同時、落後關係」，則是以綜合指標來反應房地產景氣。

第三節 房地產景氣預測相關文獻

國內房地產景氣預測相關的文獻主要為林勝益(1991)房地產景氣預測探討，以及賴怡誠(1997)房地產景氣預測之研究。林勝益以台北地區 1982 至 1991 年作為研究範圍，使用相關分析與迴歸分析進行實證分析，其重要結論有：一、近三次房地產景氣平均長期成長率大，起伏亦較經濟景氣為大。二、預售屋價格和加權股價指數領先三個月情況下有 0.960 高度正相關；和貨幣供給額在領先十個月時有 0.946 的高度正相關；和建築費用指數在落後十個月時有 0.949 正相關；和消費者物價指數在落後十九個月時有 0.970 正相關存在。三、利用迴歸實證分析發現，預售屋價格和預售屋數量成反向變動關係。和加權股價指數、貨幣供給額則具顯著正向關係。預售屋數量和預售屋價格成正向關係而和住宅存量及央行質押貸款利率則為負相關，但住宅存量影響較不顯著，表示國內住宅數量供給對於投資或投機需求影響甚大。

賴怡誠則是以台灣地區 1987 至 1996 年為其研究範圍，其利用相關分析挑選出與房地產景氣相關程度高的因素來進行分析，利用迴歸分析建立房地產景氣迴歸關係模式，以群落分析處理不可量化資料，最後利用建立完成的房地產景氣迴歸關係模式，配合灰色預測理論進行景氣預測。其獲致的結論有 1.消費者物價指數、經濟成長率、貨幣市場利率、躉售物價指數四項變數對房地產景氣具有高度的解釋能力。2.利用灰色預期進行短期（一年）的預測。

該研究以台灣經濟研究月刊中的各行業營業氣候測驗點-營建業來代表房地產景氣指標，將房地產景氣偏重在房地產業的生產面，此恐產生嚴重偏誤。而其迴歸模型中變數僅有消費者物價指數、經濟成長率、貨幣市場利率、躉售物價指數四項變數，審視此四項變數皆偏向總體經濟因素，房地產景氣影響因素眾多，單以總體經濟因素進行預測所獲致的結果令人存疑。

以上兩者皆試圖建立房地產景氣預測模式，在本研究中領先指標於其特性上已可以作為預測未來房地產景氣變動的參考依據，故本研究重點不在於建立房地產景氣預測模式，而是在於探究領先指標可以預測多久之後的景氣變動，以及其預測準確度如何？以上僅是對於其他研究者在房地產景氣預測方面所做過的嘗試作一簡單介紹，以瞭解其他房地產景氣預測方法的存在。

第四節 預期理論

目前許多學者將研究焦點轉向市場資訊不完全下，市場參與者之預期對市場調整的影響。就以往的文獻來看，預期的型態主要可以分為外生預期、調適（後顧式）預期、以及理性預期等三種。外生預期認為未來的市場景氣與總體經濟變數有關，完全依據總體經濟因素進行預測，屬於一種極端的預測。理性預期則假設市場參與者具有完全訊息，除非有未預期的衝擊(shock)產生，否則參與者所預期發生的情況將一一驗證。調適預期指市場參與者對預期結構主要由過去房地產市場的表現所組成，此意味過去的軌跡將持續到未來（彭建文，2000）。

房地產景氣不僅僅受到總體經濟的影響，亦受到其他如家庭戶數變動、人口成長率、都市化程度、風俗習慣等社會面因素，政治穩定與否、稅捐政策、土地政策、金融政策、住宅政策、都市及區域計畫等政治面因素，以及房地產本身內部因素，如地價、房屋建築人數、建材價格等等各方面的影響，又房地產景氣循環有落後總體經濟景氣循環的特性，外生預期理論完全依據總體經濟因素來預測房地產景氣可能將產生極大的誤差。理性預期理論對於市場參與者具有完全訊息的假設條件太過強烈，實際市場上普遍存在資訊不對稱(Information Asymmetry)的情況，故理性預期理論在現實中較不適用。而根據 Case and Shiller(1988)實證結果，實際市場中有相當多人是透過調適預期進行預期，故本研究欲透過「廠商經營意願調查」中的「房地產廠商對市場景氣判斷」來檢視台灣房地產廠商是否也是依照調適預期來預測房地產景氣。依照調適預期理論，廠商會根據本季較上季的景氣變化情況來決定其對未來房地產景氣走勢的預期，亦即是說，若廠商認為本季較上季景氣轉壞，則根據調適預期理論，廠商將預期未來房地產景氣將持續處於走下坡的趨勢。

第五節 方法理論之應用

傳統的計量分析方法如最小平方法 (OLS) 等迴歸分析，皆假設經濟變數的時間數列是穩定的 (stationary) 時間數列，但如果時間數列為非穩定時，仍使用傳統的迴歸分析法進行分析，估計結果將可能產生「假性迴歸」的情形。而根據 Nelson 及 Plosser (1992) 指出：大部分經濟變數的時間數列，皆具有非穩定時間數列的特性，因此，進行時間數列分析之前，並要先對於變數進行是否穩定的時間數列的檢定。

本研究所採用的研究方法，乃是以單根檢定法 (Unit Root Test) 先檢定所研究的時間數列變數是否為平穩的時間數列，再進行 Granger 因果關係檢定法 (Granger Causality Test) 以分析變數間的時間因果關係。將研究方法介紹如下：

一、單根檢定(Unit root test)

單根檢定的方法很多，一般以 (1) Dickey-Fuller(DF)檢定法。(2) Augmented Dickey-Fuller(ADF)檢定法。(3) Phillips-Perron(PP)非參數檢定法為主，另外 (4) Sim (1988) 所提出之貝氏事後勝算率 (Bayesian Posterior Odds Ratios) 之單根檢定法等單根檢定的方法，目的均在於檢定時間數列是否為穩定或非穩定。

單根的定義，依 Engle 及 Granger (1987) 的定義：若非依非穩定的時間序列經過 d 次差分後可達穩定，則稱此數列為 d 階整合 (integrated of order d)，表示為。

若某一數列不需經過差分即可達穩定，稱之為零階整合，表示為 $I(0)$ ；若數列為非穩定數列，即具有所謂的單根，則需經過差分後，數列方可達穩定，若經過一次差分即可達穩定，則為 $I(1)$ ；若變數需經 d 次差分才能成為穩定，則稱此數列的整合階次為 d ，以 $X_t \sim I(d)$ 表示。

茲將及 Augmented Dickey-Fuller(ADF)單根檢定法介紹如下：

(一) Dickey-Fuller(DF)檢定法

先以普通最小平方法 (OLS) 找出三條自我迴歸模式，及標準模式 (無截距與時間趨勢)、截距模式 (有截距無時間趨勢) 及截距與趨勢模式 (有截距有時間趨勢)，可視為 DF 模型及其變形，表示如下：

$$\text{模式一：} \Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \text{ (標準模式)}$$

$$\text{模式二：} \Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \text{ (截距模式)}$$

$$\text{模式三：} \Delta y_t = \mu + \beta_t + \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \text{ (截距與趨勢模式)}$$

式中 ε_t 服從白噪過程 (White Noise Process)， t 為時間趨勢。當樣本資料具有截距項以模式二進行檢定；當樣本資料具有時間趨勢以模式三進行檢定。假設檢定為：

$$H_0 : \alpha = 0 \quad H_1 : \alpha \neq 0$$

當虛無假設成立時，則可稱為差分定態 (difference stationary) 之時間

序列，及唯一白噪的隨機漫步過程，對 y_t 的衝擊有永久性的影響，此即為單根存在。反之，若棄卻虛無假設，則表示 y_t 唯一定態序列，不具單根。

(二) Augmented Dickey-Fuller(ADF)檢定法

上述的 Dickey-Fuller(DF)檢定法之中假設 e_t 為白噪，然而迴歸殘差項常會有顯著的自我相關現象，使得 DF 檢定的範圍受到限制，其檢定能力也受到懷疑。而 Said 及 Dickey (1984) 提出當殘差項並非白噪時的 DF 修正模式，其修正方法勢將迴歸式右邊加入被解釋變數的落後期，視其為額外的解釋變數後再進行檢定，稱為 ADF (Augmented Dickey-Fuller) 檢定法。其方法與 DF 檢定法相同之處在於仍有三種模型可加以運用，若先不考慮時間趨勢及截距項之下，以 OLS 配出下列的 AR (P) 迴歸式：

首先建立一自我迴歸模式：

$$y_t = \sum_{k=1}^n \lambda_k y_{t-k} + \varepsilon_t$$

可以將上式改寫為：

$$\Delta y_t = \left(\sum_{k=1}^n \lambda_{k-1} \right) y_{t-1} - \sum_{k=1}^n \left[\left(\sum_{k=1}^n \lambda_{k-1} \right) \Delta y_{t-k} \right] + \varepsilon_t$$

再依截距項與時間趨勢項存在與否將上式改寫為：

$$\text{模型一：} \Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \sum_{k=1}^{n-1} \gamma_k \Delta y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (\text{標準模式})$$

$$\text{模型二：} \Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \sum_{k=1}^{n-1} \gamma_k \Delta y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (\text{截距模式})$$

$$\text{模型三：} \Delta y_t = \mu + \beta_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{k=1}^{n-1} \gamma_k \Delta y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (\text{截距與趨勢模式})$$

式中 ε_t 為服從 Gaussian White Noise Process (高斯白噪過程)。落差 K 期的選擇，乃在於確保殘差項 ε_t 之間為不相關之白噪，直到能夠全部掌握變數的動態行為為止。此時假設檢定為：

$$H_0: \alpha = 0 \quad (y_t \text{ 為單根過程}) \quad H_1: \alpha \neq 0$$

若 y_t 為定態則 $\alpha \neq 0$ ，反之，若 y_t 為非定態則 $\alpha = 0$ ，即自我迴歸係數和應為 1（數列具有單根）。

二、 Granger 因果關係定義與檢定

要解釋任何現象，常會牽涉因果關係，因此因果關係之探討普遍存在個研究領域，早期認為因果關係是演繹性的理論推演，而非歸納性的實證分析，此一看法紛紛引發學者爭議。Granger(1969)認為當理論欠缺或不完整時，可用實證補充其不足之處，並提出利用現實資料本身所反應的情報，而以其預測效果來說明變數間因果關係。Granger 對兩變數間因果關係作如下之定義。

(一) 因果關係定義

假設 $(X_t, Y_t)(t = 0, 1, 2, \dots)$ 為二元一次隨機過程所產生的定態數列，以

$$\begin{aligned}\overline{X}_t &= \{X_s; s < t\}; \overline{Y}_t = \{Y_s; s < t\} \\ \overline{\overline{X}}_t &= \{X_s; s \leq t\}; \overline{\overline{Y}}_t = \{Y_s; s \leq t\}\end{aligned}$$

並以 δ^2 表示預測誤差的均方差(mean square of error)。

依 Granger 法則，二變數因果關係型態可定義如下：

定義一：因果關係(Causality)

$$\text{若 } \delta^2(Y_t / \overline{Y}_t, \overline{X}_t) < \delta^2(Y_t / \overline{Y}_t)$$

則稱 X 影響 Y，可用 $X \rightarrow Y$ 表示。

此表示在預測 Y_t 時，除了使用 Y 的過去值外，在加入 X 的過去值後，將可降低預測誤的均方差。

定義二：及時因果關係 (Instantaneous Causality)

$$\text{若 } \delta^2(Y_t / \overline{Y}_t, \overline{\overline{X}}_t) < \delta^2(Y_t / \overline{Y}_t, \overline{X}_t)$$

則稱 X 即時影響 Y，可用 $X \text{即時} \rightarrow Y$ 表示。

此表示在預測 Y_t 時，除了使用 X、過去值外，在加入 X 的當期值後，將可降低預測誤的均方差。

定義三：回饋關係 (Feedback)

$$\begin{aligned}\delta^2(Y_t / \bar{Y}_t, \bar{X}_t) &< \delta^2(Y_t / \bar{Y}_t) \\ \delta^2(X_t / \bar{Y}_t, \bar{X}_t) &< \delta^2(X_t / \bar{X}_t)\end{aligned}$$

則稱 X 與 Y 之間有回饋關係，可用 $X \leftrightarrow Y$ 表示。

此表示在預測 X_t 、 Y_t 時，除了使用本身過去的資料外，再加入、X 的過去值後，將可降低預測誤的均方差。

定義四：獨立關係 (Independence)

$$\text{若 } \delta^2(Y_t / \bar{Y}_t, \bar{X}_t) = \delta^2(Y_t / \bar{Y}_t, \bar{X}_t) = \delta^2(Y_t / \bar{Y}_t)$$

$$\text{且 } \delta^2(X_t / \bar{Y}_t, \bar{X}_t) = \delta^2(X_t / \bar{Y}_t, \bar{X}_t) = \delta^2(X_t / \bar{X}_t)$$

則稱與 Y 互相獨立，不存在因果關係。此表示對 Y_t 做預測，加入 X_t 的資料並無法降低預測誤的均方差；而對 X_t 做預測，加入 Y_t 的資料亦為同樣結果。

由上述因果關係之定義內容得知，Granger 是以時間的先後，及加入被預測變數以外的資料是否提升預測能力來區別因果關係。

(二) 因果關係檢定

Granger 在 1969 年的文章中除了對因果關係下定義外，並同時提出檢定此因果關係的方法，茲以一簡單模型說明之。

假設 X_t 、 Y_t 為二時間數列：

$$X_t = \sum_{j=1}^n \alpha_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^n b_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (\text{式 2-1})$$

$$Y_t = \sum_{j=1}^n c_j Y_{t-j} + \sum_{j=1}^n d_j X_{t-j} + \mu_t \quad (\text{式 2-2})$$

假設檢定

$$H_0 : b_1 = b_2 = b_3 = \dots = b_n = 0$$

即兩者互無影響

$$d_1 = d_2 = d_3 = \dots = d_n = 0$$

$$H_1 : \sum_{i=1}^n |b_j| \neq 0 ; \sum_{i=1}^n d_j \neq 0$$

即兩者互有影響

ε_t 、 μ_t 為二個不相關的白噪，n 值表示模型所選擇之落後階數。在 (2-1) 式中，若 $\sum_{i=1}^n |b_j| \neq 0$ ，則可認定 Y 影響 X。在 (2-2) 式中亦相同，若 $\sum_{i=1}^n d_j \neq 0$ ，則可認定影響 Y。若兩種狀況同時成立，則 X_t 、 Y_t 有回饋關係存在。反之，若 $\sum_{i=1}^n |b_j| = 0$ ，則表示 Y 不影響 X。

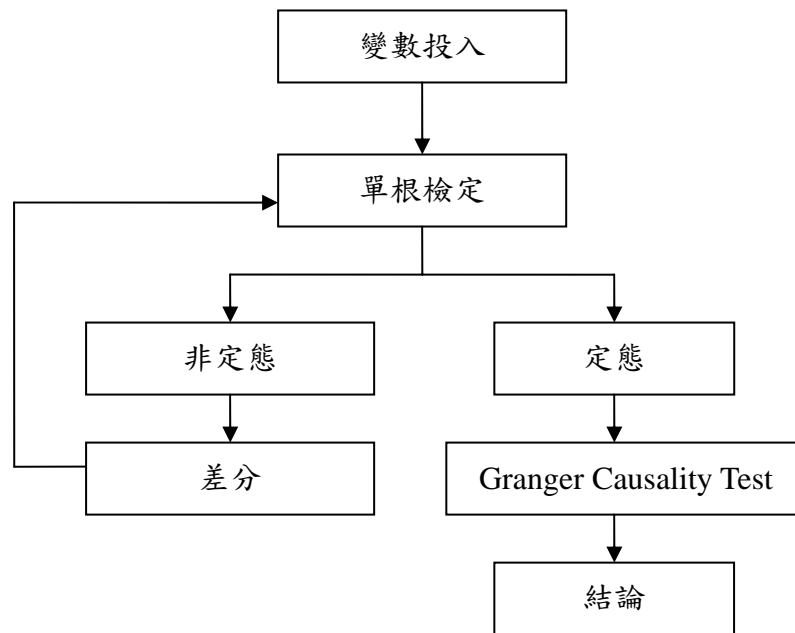


圖 2-1 Granger 因果關係檢定流程