

高雄市主要行政區域房價決定因素之研究 A Study on the Determinants of Housing Price in Main Administrative Regions of Kaohsiung City

連春紅¹

崑山科技大學 全球商務與行銷系 副教授

jflee@nkust.edu.tw

李政峯²

國立高雄科技大學 企業管理系 教授

chlien@mail.ksu.edu.tw

林志忠³

國立高雄科技大學 企業管理系 碩士在職專班 研究生

J107257101@nkust.edu.tw

摘要

高雄市曾為國內第二大直轄市，2010縣市合併全台改為六都後，現在高雄市排名第三大都市，但南、北高雄也因不同的發展，而逐漸產生了差異，因此讓高雄市各行政區房價也產生了差異性的微妙變化。

故本研究以時間序列分析，研究探討高雄市前十大房屋銷售熱絡之行政區(鳳山區、三民區、楠梓區、左營區、鼓山區、苓雅區、前鎮區、小港區、仁武區與大寮區)建物均價與區域因素、總體經濟因素等11個變數之間是否有長期均衡關係，並探討所研究之行政區建物均價與上述變數長期關係之影響。實證時間範圍自西元2012年5月至西元2019年6月，共86筆觀察值進行實證分析，採用時間序列之單根檢定、共整合檢定及FM-OLS等研究方法。

實證結果顯示，首先，經由單根檢定確認各資料型態均呈現具有單根；其次透過共整合檢定發現建物均價與另一個變數之間共有一個共整合；最後以FM-OLS估計其共整合係數後發現，建物均價與所有變數的關係在苓雅區與仁武區均呈現顯著關係，而在前鎮區為變數多呈現不顯著關係之行政區。基於上述實證結果，本文認為在高雄市行政區域中當中，影響房價主要因素依序為人口數、消費者物價指數、GDP、M1b與股票指數等變數，其次分別為房貸利率、租金指數、貸款分擔率、失業率，再則為土地均價與建造執照面積，此結果可作為未來在預測房價時之參考。

關鍵詞：單根檢定、共整合檢定、完全修正普通最小平方法、區域經濟因素、總體經濟因素。

Keywords : Unit Root Test, Co-integration Test, FM-OLS Test Estimation, Regional Economic Factors, Overall Economic Factors.

1.緒論

1.1 研究背景

全球華人社會「有土斯有財」根深蒂固的傳統觀念一直深植在大多數華人的心中，而台灣國人也不例外，因不動產具有多重特性如投資、消費、保值及抗通膨性等性質，使得不動產投資深受國人喜愛與關切，近年來由於銀行低利率房貸政策與通膨的問題更讓房地產價格屢創新高。

根據主計處統計2005~2009年國內住宅自有率約近88%，到了2010~2017年這幾年住宅自有率雖有些微的下修，但仍高達85%，台灣住宅自有率僅次於新加坡(約90%)位居全球第二，且遠高於歐美國家(約60%~75%)。顯示國人深受「有土斯有財」的觀念長期影響下，與其他國家相比仍舊大幅偏高，因此對台灣國人來說房地產投資交易的相關議題格外顯得重要，十分值得重視(楊孟蓉，2015)。

台灣房地產業景氣循環發展歷程，從學者研究文獻上可得知歷經以下五波景氣循環：(李同榮，2013;黃嘉安，2015)

第一波景氣循環:發生於1968年1月~1975年8月

1970年代台灣產業轉型，經濟成長迅速，國民所得增加，購屋需求飆升。1973年爆發中東戰爭，產生國際石油危機，石油因禁運而價格上揚，導致物價通貨膨脹，使得房地產價格飆漲，在此階段達到一個高峰。1975年中，房地產市場因政府政策性干預因素，景氣反轉回跌，房地產價格跌至谷底。

第二波景氣循環:發生於1975年9月~1982年8月

1975年政府調整房地產政策，宣布解除禁建令，房地產市場逐漸活絡，經濟成長迅速，房地產榮景再現。1980年再次爆發中東戰爭，國際石油危機再起，能源危機引發油價上漲與國際貨幣體系崩潰。房地產價格及物價飆漲的情形再度發生。1980年底，歷史重演，政府政策性干預，使用劇烈的手段打壓房地產，房地產價格在1981年初開始下跌，至1982年中再次跌落谷底。

第三波景氣循環:發生於1982年9月~1990年12月

1982年中後房地產價格嚴重下跌，經濟衰退，政府放寬銀行建築融資振興房市，房地產風生雲起又再度復甦飆漲，此波漲期約長達七年之久。1987年7月15日政府宣布解除戒嚴，同年11月2日開放兩岸探親，1987年~1990年期間國內經濟大幅成長，「台灣錢淹腳目」，媒體常用此句話來形容當時台灣經濟繁榮盛況，在此時期台幣升值、股市破萬點，屢創高點，買股票成為全國投資運動，大家樂盛行、投資公司興起、房地產景氣更是一片榮景不在話下。直到1989年8月26日，因房價不合理飆漲，而引發「無住屋者團結組織」倡議動員齊聚夜宿街頭抗議，爆發大規模「無殼蝸牛運動」，也開啟了「無殼蝸牛運動」的先河，房地產因此深受影響下跌崩盤(王振寰，1996)。

第四波景氣循環:發生於1991年1月~2001年12月

1991年開始國內經濟緩慢成長，由於前波房價漲幅過高，房屋價格在此期間皆處於小幅盤整的格局。1996年前總統李登輝先生發表了「兩國論」，引發中國大陸對台灣發射飛彈之台海危機事件，兩岸情勢緊張，造成民心恐慌，國人不安全感油然而生。接著1997年又爆發亞太地區的國際金融危機，國內經濟環境受到嚴重波及，企業紛紛外移，經濟呈現泡沫化，許多家大型建商發生財務危機，接連出現倒閉狀況，國內房地產價格直接受到影響崩盤，嚴重下跌，造成房地產盤整期持續將近10年。

第五波景氣循環:發生於2002年1月~迄今

2000年台灣首次政黨輪替執政，在政局不穩及經濟不景氣狀況下，陳水扁政府為穩定民心，持續釋放利多採低利貸款策略並修法減半課徵土地增值稅，提升房地產景氣(許文耀，2017)。

2002年開始房地產業觸底反彈，開始出現復甦的現象一路上漲至今，房價開始由空頭走向多頭，伴隨著金融和財稅利多，房地產一路飆漲，雖然中間歷經2003年SARS風暴、2008年次級房貸全球金融風暴、2011年6月政府實施奢侈稅、2012年6月祭出「豪宅信用管制」、2012年8月1日施行不動產實價登錄制度、2015年房地合一稅制立法院三讀通過、2016年實施房地合一課稅(奢侈稅新制)、2018年1月1日實施房屋登記實坪制，一連串打擊房市因素或打房政策，皆因政府當下的處置得宜及長期推動房屋低利率補貼政策，使得房價在此時期的景氣雖有所變動，但也僅是短暫小幅震盪而已，而沒有受到太大的負面影響(林昱閔，2015)

綜觀上述文獻資料中可得知許多學者們對台灣房地產從1968年迄今幾波景氣循環的論述。常言道，「房地產是經濟的火車頭、領頭羊」，因為房地產的興衰實際影響了太多的產業。近二十年來國內房地產持續飆升至今，過去學者、專家們的七年或十年一循環的論述已被打破，眾多的經濟學家、學者及名嘴雖不斷唱衰房市，但由於房地產的持續穩定成長，房市話題依舊成為全民關注的焦點。因此如何較為精準的判斷未來房地產的銷售價格，對社會發展和人民生活極其重要(余佳凱，2014)。

1.2 研究動機

「春江水暖鴨先知，景氣春燕振飛翅」，如何掌握不動產市場景氣變化的長期趨勢及未來景氣波動，一直都是房地產從業者的重要課題(吳韻玲，2009)，自1992年起從事房地產業至今已二十多個年頭的歲月，深感房地產業者在實務操作上，對於每個城市或區域的未來房屋價格皆無一套有系統的分析方法。簡而言之，對於過去國

內不動產市場景氣循環的分析，多數人皆以經驗法則來做判斷，大多缺乏理論與實證分析的支持，在瞬息萬變世代裡，社會結構與經濟巨大改變下，實在難以瞭解不動產市場的景氣發展主要受哪些因素所影響。

過去文獻中得知探討房地產價格之研究甚多，但大多概括性針對某一國家或城市的研究，很少對城市各行政區域作各別研究，本研究針對高雄市行政區域不同的發展背景與特徵，深入探討每行政區域的未來房價與發展，是為本研究動機之一。

根據本人近三十年來的實務經驗所知，房地產業的興盛衰退，牽涉範圍廣泛，除大環境下社會經濟興衰之影響外，更受到區域因素之影響，如區域內之土地價格、人口數及核發建造執照面積等因素。因此，本研究希望從以往的文獻或探討中，得知影響房地產景氣起伏之主要關鍵因素，透過研究所得資料，作為房地產業者及消費者的重要參考依據，是為本研究動機之二。

從事房地產工作多年來，深盼能將實務經驗與學術理論結合為一，期望藉由本研究之實證分析、驗證，將成果利用於實務上，並作為提供政府合理房價之依據，是為本研究動機之三。

1.3 研究目的

根據前述的研究背景與研究動機，希望透過本研究之分析，提供房地產業者及國人客觀之建議，增加對高雄市行政區房市價格之合理認知，作為探詢不同行政區房地產價格之參考依據。

本研究不同於先前之研究探討，大都僅針對單一區域房地產價格，或內政部實價登錄網站資料作為分析對象，本文特別篩選高雄市房地產交易較為絡繹頻繁之區域作為研究之對象，其選定之行政區如下：鼓山區、楠梓區、左營區、三民區、苓雅區、前鎮區、小港區、鳳山區、大寮區、仁武區等地區。透過高雄市政府地政局高雄實價網、高雄市政府地政局高雄房地產億年旺網站、內政部不動產資訊平台、勞動部勞動統計查詢網、國家發展委員會景氣指標查詢系統、中華民國統計資訊網、行政院主計總處、中央銀行全球資訊網...等政府統計部門統計資料，取得高雄市各行政區土地價格、人口數、建造執照面積、貸款分擔率、租金指數、五大行庫平均房貸率、貨幣供給額、消費者物價指數、經濟成長率、失業率、股票指數等變數數據，實行分析高雄市各主要行政區域之未來房地產價格。

本研究之研究目的如下：

- 一、先檢定所有變數是否具有單根性質，若是，再進一步進行共整合分析。
- 二、探討房價與區域因素之間是否有長期均衡關係。
- 三、探討房價與總體經濟因素之間是否有長期均衡關係。
- 四、根據研究實證結果，可決定關鍵因素為何，提供業界、政府機關擬定合理房價之參考。

2. 文獻探討

2.1 區域因素與房價關係相關文獻

2.1.1 土地價格

不動產名言：「Location, Location, and Location」說明了地點的重要性，其主要原因是因不同地點的土地成本會創造出不同的房屋價格，也區分出每個不同地區的房屋價位（傅建暉，2012）。台灣屬島國國家，土地有限，產生寸土寸金之現象。國人對「土地」的概念深植在心，因此遂有「有土私有財」、「無田不成富」如此之觀念。每個區域的土地皆因該區域的優勢環境與條件而產生不同的土地價格，土地價格的高低直接影響該區域的房市價格。因土地成本是建案中最大的成本，全國北、中、南三地區的房價為何有天壤之別之差，其主要原因在於土地成本上的差異。每個城市的區域土地價格會因該區域的發展不同如交通動線、生活便利性、公共設施建設、人口數、學校、捷運、明星學校...等因素而產生高低不同之土地價格。

近幾年來政府標售國有地，全省每個縣市標售價格節節升高，帶動了房地產價格的高漲。土地為建築投資業裡最重要的原料，因土地具有不可移動的特性，土地的所在位置與成本，是影響建築業營運之極重要因素（林振成，2009）。鄧勝文(2015)在研究訪談所得資料中發現，建商在土地標售時價格訂定的因素，與土地成本、建築成本及建案銷售價格，均呈現相互影響的關係。因台灣屬地小人稠地方，在房地產市場建商若想推出建案「土地」為其

最大的成本，加上土地在開發的過程中極為複雜與不易，需發費相當高額的成本與時間，而且待土地開發取得後又會受到景氣循環、經濟發展、利率變動及消費者的喜好等因素而影響其價值。

2.1.2 人口數

台灣人口正面臨少子化與老齡化之雙重危機，且台灣將在2022年呈現人口負成長。過去文獻中探討人口數與房價關係文獻甚多，而從工作實務中可發現區域人口數的多寡，時常影響到該區域的經濟發展，尤其在房地產上更是明顯。人口數的增長除了帶動週遭環境商業行為的蓬勃發展，亦會使房價的價格飆漲。

人們的六個民生需求是食、衣、住、行、育、樂。尤其對“住”的需求在消費者的生活中起著極其重要的作用，且是物質生活中所不可缺少的。以北部新竹科學園和南部高雄楠梓加工出口區為例，由於製造商和員工的持續挹注，人口不斷增加，使得園區鄰近地區購房需求居高不下(鄭曉汶，2016)。陳青玉(2015)為了研究房價指數與整體經濟變量之間的相互作用，研究了京阪神都會區和高雄都會區。研究發現，人口變量對高雄的房價指數具有長期的負面影響。

2.1.3 建造執照面積

建築物建造執照與建築物使用執照核准取得是所有合法房屋的關鍵步驟，並且建築物建造執照面積與建築物使用執照面積也是反映住房供應狀況和房地產的最重要指標，與房地產市場景氣密切相關，並代表預售屋與新成屋的供應數量(黃俊傑，2008)。

林姿吟(2017)實證分析，顯示結果，在短期動態調整上，核發建照執照面積增加時會對房價產生顯著的正向關係，因為當有新的建案推出在房屋市場時，投資客便會趨之若鶩，一味看好未來的房屋市場，因此造成房價高漲。且根據Granger因果關係檢驗，得知核發建照面積和貨幣供應量具有受到Granger影響的顯著房價，這顯示經濟景氣領先指標中核發建照面積和貨幣供應量的趨勢適合預測房價變化。

2.2 總體經濟因素與房價關係相關文獻

2.2.1 貸款分擔率

從陳柏如(2018)研究中發現，台灣的貸款負擔率以更快的速度增長的時間或地區，房價的增長速度也很快。銀貸成數對房屋價格的短期影響評估結果證實，銀貸成數對台灣房屋價格具有重大的長期和短期的正影響，而貸款負擔率和銀貸成數均會影響房價的表現。貸款負擔率與實際房價之間亦存在著顯著的長期和短期正相關關係。從長遠來看，如果中央銀行降低貸款負擔率，將對台灣的實際房價產生負面影響。

李沿儒(2013)從因果關係檢定中獲悉，購買住房貸款將影響房價。台灣的住房政策長期以來一直在協助人們購買房屋。政府經常使用住房貸款來實現政策目標。根據研究結果，住房貸款和房價之間呈現正向關係，且購屋貸款將影響房價。因此，當政府最近實施抑制高房價的措施時，它可能不得不考慮長期持續引入各種低利率的優惠貸款，促進住房貸款及其對房價的影響。

2.2.2 租金指數

關於房地產租金與價格之間關係的討論是基於阿爾弗雷德·馬歇爾(Alfred Marshall)在1890年提出的價值=回報/利率關係式作為理論的基礎。此外，房地產估價還使用租金作為收入法的基礎。也就是說，應該保持房地產價格和租金之間的長期平衡關係(Gallin, 2008)。房地產價格與租金之間存在內部傳遞機制，影響人們的租購選擇。因此，房地產租賃市場和交易市場之間的關係經常被用作衡量市場穩定性的指標(吳孟璇、梁仁旭，2016)。按照這種觀點，租金和價格是兩個方面，並且鑑於房屋的必要性，人們必須選擇租賃和購買。在用戶成本模型下，持有不動產的邊際利益(內含租金)和邊際成本(資產的用戶成本)應相等(Poterba, 1984)。根據這種觀點，雖然租金和價格之間的關係在短期內相對變化較大，但從長遠來看卻存在共同整合現象，因此租金與房地產價格有一定關係(Meese & Wallace, 1994)。

2.2.3 房貸利率

1997年國內經濟環境因亞洲金融風暴受到波及，經濟出現泡沫化，多家建商發生財務危機紛紛倒閉，國內產業陸續外移，造成國內房價嚴重受創崩盤，在此期間又發生了921大地震，經濟環境大幅下降，失業率持續攀升，股市受到重挫，房地產業在雪上加霜的情況下陷入長期低迷(陳益財，2014)。

1999年時任行政院長蕭萬長先生為拯救房地產市場，活絡經濟，祭出房屋貸款首購優惠年利率百分之五點五，開啟台灣低利率貸款時代之序幕，近二十年來利率調降迄今只有百分之一點六左右。當房地產市場一蹶不振時，政府為挽救穩定經濟發展會透過階段式降息，來促使景氣回升，提高民間的投資意願，投資人因為資金成本的減少進入房地產市場，加速帶動房地產交易，活絡房地產景氣(馮郁婷，2015)。

2.2.4 貨幣供給額M1b

在台灣金融市場及經濟環境詭局多變的情況下，貨幣政策之操作顯得格外重要。2000年起，政府為刺激經濟發展，實施寬鬆的貨幣政策，台灣都會區之房地產價格同期間開始不斷上揚。從研究實證結果發現，台灣在2001~2005年因貨幣政策過度寬鬆，促使台灣房地產景氣自2003年開始復甦(黎佳貞，2011)。周珈竹等(2010)研究發現，貨幣供給增加會帶動土地價格上升，緊接著房地產價格受到影響。馮郁婷(2015)研究中得知，貨幣供給增加會造成利率下跌，因著貸款成本的下降，帶動投資，房地產市場由於資金流入而產生房價上漲。政府貨幣政策時常牽動著房地產價格起伏，對房價有甚遠之影響，所以投資人和社會大眾亦可藉由貨幣供給的變動來作為房地產走勢的依據。魏筱倫(2014)實證結果顯示，台北市房價泡沫化程度相當高，貨幣供給額(M1A、M1B、M2)為最主要影響台北市房地產價格的因素，其次才是利率。

2.2.5 消費者物價指數

消費者價格指數的變化程度亦會反應商品價格，影響消費者日常消費的程度。如果商品漲價幅度過高，國民將會在預期價格通膨上漲的壓力下購買房地產或黃金等資產商品來作為財產保值，為房只貨幣貶值而不願將資產存入銀行，此現象將對房價產生影響(陳力惟，2001)。黃侖賦(2014)因美國實行量化寬鬆政策，引起大量資金在全世界各地流竄尋找投資標的，根據貨幣學派學者的看法，物價水準會因貨幣供給量增加而上升，而房地產在消費者心目中相較於其他投資標的更有「保值」效果。高峰(2009)說明房屋銷售價格指數無論從長期還是短期來論都對消費者物價指數產生重大影響，房價上漲與消費者物價指數上漲之間存有一定相關性。張勇(2011)利用GARCH模型及BEEK模型檢驗消費者物價指數、貨幣供給及房價的波動相關性，由結果中得知房價的波動對消費者物價指數的波動有顯著影響。

2.2.6 經濟成長率

經濟成長率是象徵一國景氣的重要指標之一，房地產是帶動經濟成長的火車頭，它可帶動下游廠商的原物料商品及民生消費，大幅提升國內經濟成長。經濟成長的上升會帶動國民所得收入的增加，國民所得的增加則代表了國人購買住房的能力(黃侖賦2014)。Goodhart and Hofmann(2008)曾提出國民經濟條件高升對房地產有積極的幫助。Witkiewicz(2002)亦將經濟成長率放入房價模型中研究，發現經濟成長率的提升，會帶動消費者的消費能力及購買能力，且會使投資意願需求提升，其中並發現經濟成長率對於房地產價格確實有影響關係。彭建文、張金鶚(2000)也認為，經濟增長將增加家庭收入並增加房地產需求，許明亮(2007)研究發現，1991年以前，台灣房地產市場交易波動明顯受到總體經濟變數影響，其中影響房地產市場最為劇烈的是經濟成長。林義庭(2007)以台北市及台中市作為總體變數及個體環境因素對房價影響之研究，研究結果發現經濟成長率對房價影響較為顯著。鍾茹欣(2011)研究探討中國大陸房價與收入之間的關係後發現，在內陸城市，房價波動受收入的影響最大。

2.2.7 失業率

方崇軒(2014)實證結果顯示，在所研究的五大都會區中，失業率對房價之衝擊產生負向反應，換言之，當失業率上升造成濟景氣衰退時，房價會受負向之影響。鄭湘妍(2016)從實證結果可知，國內就業率與房價有正向關係。就業率提升會促進國內生產力增加，國人收入增加，刺激買房意願，房屋價格勢必增加。江幸芬(2014)研究得出結論，失業率與五家主要銀行的房屋價格指數和平均抵押貸款利率呈負相關。陳章喜、黃準(2010)研究發現，香港的房屋價格與失業之間有很大的相關性。陳啟賢(2005)研究分析了影響高雄市住宅供求的因素，發現當整體經濟受國際形勢影響時，會導致失業率上升，從而導致房市供求失衡，房價會產生跌至谷底的窘況。王嘉緯(2003)就業人數增加，表明潛在的購買者越多，對房價有積極的正面影響。陳威榕(2014)研究發現，在所有的區域中，區域的失業率以及總體的失業率對於區域房價相關性皆存在顯著的影響。林怡君(2017)研究發現台北的低價房地產與失業率有關，失業率對台北的房價有重大的負面影響。

2.2.8 股票指數

股票與房地產在很多國家中一直深受投資人的喜愛，是重要的投資工具，兩市場的發展對一個國家的經濟循環具有相當程度的影響，股市更是景氣的領先指標，可預測房地產價格未來的趨勢（馮郁婷，2015）。1980年代台灣對美國出口貿易興盛產生巨額貿易順差，國外熱錢湧入促使股價指數飆漲，房地產繼之而起迅速成為當時最盛行的投資標的物（林煜閔，2015）。游淑滿（2006）從實證結果得知，股價指數愈高，投資人實質獲利越多，財富也越多，由於財富效果發揮成效，投資者為保值將股票市場所得之財富，轉而投資購買住宅，房價因此高升。在需求方面，股票價格指數代表實際財富，並且對房價產生正面影響。羅國男（1991）利用1985年1月至1989年12月的台灣股市加權股票指數數據和台灣房地產景氣指數月資料數據，進行了回歸分析，發現兩者之間存在高度正相關。陳明吉（1989）建立住房價格模型時，發現股票價格指數是一個顯著影響房屋價格變化的變量，特別是與短期價格部分有關。

3.研究方法

本研究主要探討區域因素變數(如土地價格、人口數及建照執照面積)、總體經濟因素變數(如貸款分擔率、租金指數、房貸利率、貨幣供給額M1b、經濟成長率、失業率、消費者物價指數、股價指數)與高雄市房地產價格之長期關係，並以高雄市指標行政區為研究對象進行探討。資料蒐集來源取自高雄市政府地政局高雄實價網、高雄市政府地政局高雄房地產億年旺網站、內政部不動產資訊平台、勞動部勞動統計查詢網、國家發展委員會景氣指標查詢系統、中華民國統計資訊網、行政院主計總處、中央銀行全球資訊網...等政府統計部門統計資料。

本研究採共整合(Co-integration)分析來探討區域因素(如土地價格、人口數及建照執照面積)、總體經濟因素(如貸款分擔率、租金指數、房貸利率、貨幣供給額M1b、經濟成長率、失業率、消費者物價指數、股價指數)各變數與高雄市房地產價格之長期變動方向是否有特殊關係，首先利用單根檢定(Unit Root Test)檢驗區域因素(如土地價格、人口數及建照執照面積)、總體經濟因素(如貸款分擔率、租金指數、房貸利率、貨幣供給額M1b、經濟成長率、失業率、消費者物價指數、股價指數)各變數是否呈恆定(stationary)；若序列呈非恆定(non-stationary)，再以共整合檢定(Co-integration Test)方法來檢測變數間是否具有長期均衡之關係，最後以完全修正普通最小平方法(Fully Modified -Ordinary Least Squares，以下簡稱FM-OLS)來觀察並檢定變數間長期之互動關係，如下列各節之說明。

3.1 實證模型

本研究主要探討影響高雄市房地產價格之關鍵因素，其影響因素分為區域因素及總體經濟因素二大類變數，作為研究因素。並以高雄市銷售交易量前十大之指標行政區(包含鼓山區、楠梓區、左營區、三民區、苓雅區、前鎮區、小港區、鳳山區、大寮區、仁武區)為研究對象進行探討。

本研究將自變數分別為區域因素變數、總體經濟因素變數二大類；依變數以房價做為房價的替代變數。

區域因素:包含土地價格(X1.1)、人口數(X1.2)、建照執照面積(X1.3)，共三項變數。

總體經濟因素:包含貸款分擔率(X2.1)、租金指數(X2.2)、房貸利率(X2.3)、貨幣供給額M1b(X2.4)、經濟成長率(X2.5)、失業率(X2.6)、消費者物價指數(X2.7)及股價指數(X2.8)，共八項變數。依變數則為房價(Y)。

本研究變數採用資料期間為2012年5月至2019年6月，使用月資料，每項變數皆有85個樣本數。本研究研究模型分為兩個部分，分別為區域因素變數對房價的影響，以及總體經濟變數對房價的影響。模型分別如下：

(一) 區域因素變數對房價之影響：

$$y = \alpha + \beta_1 x_{1.1} + \beta_2 x_{1.2} + \beta_3 x_{1.3} + \varepsilon \quad (1)$$

Y為依變數房價，X_{1.1}至X_{1.4}皆為區域因素變數之自變數，分別為土地價格、人口數、建照執照面積。

(二) 總體經濟變數對房價之影響：

$$y = \alpha + \beta_1 x_{2.1} + \beta_2 x_{2.2} + \beta_3 x_{2.3} + \beta_4 x_{2.4} + \beta_5 x_{2.5} + \beta_6 x_{2.6} + \beta_7 x_{2.7} + \beta_8 x_{2.8} + \varepsilon \quad (2)$$

Y為依變數房價，X_{2.1}至X_{2.8}皆為總體經濟變數之自變數，分別為貸款分擔率、租金指數、房貸利率、貨幣供給額M1b、經濟成長率、失業率、消費者物價指數及股價指數。

3.2 單根檢定(Unit Root Test)

一般時間序列的性質可以分為恆定 (stationary) 和非恆定 (nonstationary)。如果時間序列是隨機移動過程，則隨機過程的概率分佈將隨時間變化。當發生外來衝擊 (exogenous shocks) 發生時，對變數的影響是永久性的，即隨著時間的流逝，該序列將不會恢復到其原始平均值，並且對時間序列的影響將始終存在。此變數稱為非恆定時間序列或具有單根；否則，如果其分配不隨時間變化，則時間的變化或外來衝擊只會產生短期影響。一段時間後，它將逐漸返回到原始水平，這稱為恆定時間序列，或者不具有單根。在恆定時間序列中生成的衝擊事件是暫時性的，衝擊將隨著時間的流逝逐漸消失並收斂到長期的平衡水平(李鈺瑩，2014)。因為Nelson and Plosser (1982) 指出，總時間序列中的大多數被歸類為非恆定序列。必須先檢定它是否為恆定問題。在恆定的時間數列時，它才符合傳統的漸近分配理論，並且相關的驗證是正確的，因此在執行時間序列分析之前，必須首先確定數列是恆定還是非恆定。

經由單根檢定可確定時間序列為恆定還是非恆定，因此本研究採用傳統之ADF單根檢定法 (Augmented Dickey-Fuller Test) 及DF-GLS單根檢定法，並輔以更高驗證能力之Ng-Perron單根檢定法 (以下簡稱NP檢定) 來進行單根檢定，以提昇檢定之正確性。

3.2.1 ADF檢定法(Augmented Dickey-Fuller Test)

ADF檢定法是由DF檢定法加以擴充而來的。此模型的優點是兼具考量了截距項與時間趨勢項，且分析結果亦較DF檢定更嚴謹，更能符合序列之特性。下列三種ADF檢定模式，其差異在於是否含有截距項 α 與時間趨勢項 t ：

1、不含截距項 α (intercept term)及時間趨勢項(time trend)

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p r_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

2、含截距項 α ，不含時間趨勢項

$$\Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p r_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

3、含截距項 α 及時間趨勢項 t ，即為一趨勢漂浮隨機漫步模型。

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p r_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

其中 Δ 為一階差分， α 為截距項， t 為時間趨勢項， p 為最適落後期數， $\sum_{i=1}^p r_i \Delta y_{t-i}$ 為最適落後項， ε 為誤差項。

其上述模型的假設檢定如下：

$$\begin{cases} H_0 : \rho = 0 (\text{y 有單根現象，為非恆定的時間序列}) \\ H_1 : \rho < 0 (\text{y 不具有單根現象，為恆定的時間序列}) \end{cases}$$

在執行單根檢定之前，必需為模型設置最佳的落後期數，以使殘差項通過白噪音檢查，然後再對其 ρ 值進行檢定。如果 ρ 顯著不同於零，則它是拒絕單根的虛無假設，即變數是一個非恆定的序列；否則，無效假設是單根不能被拒絕，即變數是一個非恆定序列。如果變數的水準值是一個非恆定序列，我們將對變數進行一階差分處理，然後再進行檢查。如果否定假設被拒絕，則確定變量 $I(0)$ 的時間序列。ADF測試方法對於選擇最佳落後期數也非常重要。如果週期數較長，則大小會更穩定，但功率會降低。如果週期數較短，則功率會更高，但大小會更差。可以通過使用諸如AIC，SBC或MAIC之類的消息標準來確定一般時間段的選擇，首先設置最大順序，然後根據消息標準選擇最佳順序。

3.2.2 DF-GLS單根檢定

由Elliott, Rothenberg, and Stock (1996) 提出DF-GLS檢定，與ADF檢定不同之處，DF-GLS檢定首先以GLS法去除固定趨勢，之後再採用下列ADF迴歸式進行估計：

$$\Delta y_t^d = \pi y_{t-1}^d + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta y_{t-j}^d + \varepsilon_t \quad (6)$$

其中 y_t^d 為去除趨勢後的數列。

虛無假設為序序列存在非恆定現象，即是：

$$\begin{cases} H_0 : \pi=0 \text{ (有單根現象，為非恆定的時間序列)} \\ H_1 : \pi < 0 \text{ (左尾檢定)(不具有單根現象，為恆定的時間序列)} \end{cases}$$

以t-統計量檢定上述假設，其中最適落後期選擇需搭配修正AIC (modified AIC, MAIC) 或修正SIC (modified SIC, MSIC)，DF-GLS檢定的漸近分配與ADF檢定相同。

3.2.3 Ng-Perron單根檢定

儘管ADF測試是最常用的單根測試，但是當實際AR(1)係數接近1時，即ADF測試犯型II error(Accept H_0 when H_1 is true)的錯誤率真的很高。實際上這是一個恆定時間數列，但是它卻不能拒絕具有單根的虛無假設。一般來說，在傳統的單根驗證方法中，可能存在兩個問題：首先，當自我迴歸多項式AR(p)的解(root)非常接近且值接近1時，將導致檢定力(power)不足；第二個是一階差分序列的移動平均多項式MA(1)的殘差項為負根且值較大時，會產生誤差扭曲的問題。因此，NP單根測試解決了傳統單根驗證中可能出現的問題。Ng and Perron (2001) 建構了三個檢定統計值 MZ_α , MZ_t , MSB 。

Ng-Perron之檢定統計量如下：

$$MZ_\alpha = (T^{-1}y_T^2 - S_{AR}^2) \left[2T^{-2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2 \right]^{-1} \quad (7)$$

$$MZ_t = MZ_\alpha \times MSB \quad (8)$$

$$MSB = \left[T^{-2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2 / S_{AR}^2 \right]^{\frac{1}{2}} \quad (9)$$

虛無假設 H_0 :數列為非恆定，

對立假設 H_1 :數列為恆定。

以上三式之檢定統計量都需要估計 S_{AR}^2 ，而 MZ_α 與 MZ_t 的統計量可以視為Phillips(1987)與Phillips and Perron(1988)的 Z_0 與 Z_T 檢定之統計量進一步修正。

為適合小樣本的單根檢定，本研究採用Ng and Perron (2001) 發展出之單根檢定法中的 MZ^{GLS}_a ，修正傳統的ADF單根檢定之Z統計量，用來檢定變數之單根情形。

本研究擬採用上述ADF單根檢定、DF-GLS單根檢定及NP單根檢定來檢定變數之單根情形。若接受變數具有單根的虛無假設，則可於下一小節的共整合檢定，來確定變數間是否存在共整合關係與共整合向量的個數。

3.3 共整合檢定(Co-integration Test)

當時間序列不穩定時，使用傳統迴歸方程式(例如OLS或GLS)估計變數數據時，就會產生所謂虛假迴歸(Spurious Regression)的問題，此時我們可利用變數差分的動作，使其成為恆定序列；但假使直接藉由差分方式來問題。這時，我們可以使用可差分方式使變數成為恆定序列。但是，如果藉由差分方式將變化直接變為恆定序列，則可能會失去變數之間的長期均衡關係。因此，有必要檢查是否存在共整合關係，以確保不會出現虛假迴歸或損失變數之間的長期均衡關係，此即是變數共整合檢定。

本研究以Johansen的「最大似估計法」為共整合分析方法。該方法以VAR為起點，在系統中找到具有最大似似函數的共整合向量，並使用最大似比來同時檢查n個變數之間是否存在共整合關係，並驗證最大共整合關係之間的個數，及驗證約束條件下共整合向量值的大小。

共整合分析步驟如下：

- 1.以單根檢定量確定所有變數均為I(1)。
- 2.執行共整合檢定(Johansen)，確定具有共整合關係與共整合的個數。
- 3.對所有I(1)變數(水準值不是差分)配適向量誤差模型(VECM)，並估計之。
- 4.在VECM中解釋並檢定變數的長短期關係。

5.以LR統計量檢定共整合係數是否符合理論值(選擇性)。

以下簡單介紹Johansen 共整合檢定的程序。N個I(1)變數可寫成下式：

$$\Delta Y_t = \phi D_t + \Pi Y_{t-1} + \Gamma \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (10)$$

長期矩陣 $\Pi = \alpha * \beta'$ ，為所有落後項係數之線性組合， $\alpha * \beta$ 為 $n*r$ 矩陣， α 為調整係數，代表回復均衡的速度，當係數越大，代表變數在失衡的狀態下，往均衡水準的調整速度越快；而 β 是 r 個行向量， β 也就是共整合向量， ΠY_{t-1} 為誤差修正項，表示變數間的長期關係，當 $\Pi = \alpha * \beta'$ 時，即是 Y_t 中的所有變數皆為單根，但是經過線性組合後形成恆定的關係， $\Gamma \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k}$ 為各變數的短期動態關係，當個體受到干擾時，各變數脫離均衡時的動態情形。為了得知共整合向量的個數，將利用 Π 矩陣的秩(rank)來檢定變數間共整合向量的個數，因此，關於 Π 矩陣的秩共有以下三種情形：

1. 若 $\text{rank}(\Pi)=0$ ，則 Π 為零矩陣，代表VAR模型中沒有共整合關係，意即各變數間不存在長期均衡關係。
2. 若 $\text{rank}(\Pi)=n$ ，則 Π 為全秩(full rank)矩陣，代表 Y_t 不存在共整合關係。
3. 若 $0 < \text{rank}(\Pi)=r < n$ ，存有 r 個共整合個數，代表 Y_t 存在共整合關係。

Johansen and Juselius (1990) 提出兩種不同決定共整合向量個數的檢定統計量方法：一為跡檢定(Trace Test)，另一為最大特性根檢定(Max Eigenvalue Test)。

1.跡檢定(Trace Test)

(1)檢定之假設為：

$$\begin{cases} H_0 : \text{最大共整合階次為 } r \text{ (最多只有 } r \text{ 個共整合關係)} \\ H_1 : \text{最大共整合階次為 } k \text{ (最多只有 } k \text{ 個共整合關係)} \end{cases}$$

(2)跡檢定量：

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^k \ln \left[1 - \hat{\lambda}_i \right] \quad (11)$$

$\hat{\lambda}_i$ ：特性根估計值

T ：樣本個數

r ：共整合個數

如果虛無假設 H_0 為真，則 $\lambda_{r+1}, \lambda_{r+2}, \dots, \lambda_{r+k}$ 都會很接近零，則跡檢定量 $\lambda_{\text{trace}}(r)$ 會很小。

2.最大特性根檢定(Max Eigenvalue Test)

(1)檢定之假設為： n

$$\begin{cases} H_0 : \text{最大共整合階次為 } r \text{ (最多只有 } r \text{ 個共整合關係)} \\ H_1 : \text{最大共整合階次為 } r+1 \text{ (最多只有 } r+1 \text{ 個共整合關係)} \end{cases}$$

(2)最大特性根檢定量：

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln \left[1 - \hat{\lambda}_{r+1} \right] \quad (12)$$

如果虛無假設 H_0 為真，則 $\hat{\lambda}_{r+1}$ 會很接近零，最大特性根檢定量 $\lambda_{\text{max}}(r, r+1)$ 會很小；反之，在對立假設成立時，此兩種檢定量會較大。

本文使用Johansen(1990)的最大概似估計法檢定土地價格、人口數、建造執造面積、貸款分擔率、租金指數、房貸利率、貨幣供給額M1b、經濟成長率、失業率、消費者物價指數及股票指數各變數間是否具有共整合的現象，以避免Engle-Granger兩階段共整合檢定法的缺失，並提高檢定力。

3.4 完全修正普通最小平方方法(FM-OLS)

在上述共整合檢定中，僅能得知各變數之間是否存在長期均衡關係，無法知道其共整合係數，因此，當土地價格、人口數、建造執造面積、貸款分擔率、租金指數、房貸利率、貨幣供給額M1b、經濟成長率、失業率、消費者物價指數及股票指數等各變數間存在共整合關係後，本文接著應用FM-OLS的方法來估計並檢定之間的共整合係數值，以了解各變數間變動方向與程度，以提供影響涵義。

在具有共整合關係的迴歸方程式中，如果通過普通最小平方方法(OLS)估算了共整合係數，則儘管共整合係數估計值是一致的，但大樣本分配是不存在的，具有較大的樣本偏差錯誤、不對稱性和擾攘參數(nuisance parameter)的影響，使傳統的驗證程序（例如t檢定和F檢定）無法執行，因此為了解決上述問題，Phillips and Hansen(1990)提出完全修正普通最小平方方法(FM-OLS)，針對OLS估計值做了兩項的修正，分別是內生性偏誤修正與二階偏誤修正，使得最後的t-檢定量具有大樣本分配為標準常態分配。

在本文的模型中，假設 y_t ， x_{1t} 與 x_{2t} 分別為單根變數，且具有一個共整合向量 $[\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k, \beta_{x_k}]$ ，成為以下的迴歸方程式：

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_k x_{kt} + \varepsilon_t \quad (13)$$

由於推導過程相當繁複，在此僅簡單說明其概念。令 $\beta^+ = [\beta_0^+, \beta_1^+, \beta_2^+, \dots, \beta_k^+]$ 為修正後的OLS估計值，其對應的修正後t統計量如下(以單變數為例)，

$$t^+ = (\beta_1^+ - \beta_1) / s.e(\beta_1^+) \rightarrow N(0,1)$$

此處， $s.e(\beta_1^+)$ 為標準誤。由於分配為標準常態分配，所以可以使用傳統的檢定程序，來檢定共整合係數是否顯著。

4. 實證分析

本研究將依照高雄市各行政區域不同背景與特徵，以高雄市地政局高雄房地產億年旺網站統計之資料，選擇高雄市行政區中交易熱絡之前十大行政區域做為研究對象之依據，依序如下：鳳山區、三民區、楠梓區、左營區、鼓山區、苓雅區、前鎮區、小港區、仁武區、大寮區等區域為主要研究之行政區，結合EViews統計軟體驗證的特性，進行實證分析，藉以檢視變數間是否存在長期均衡關係。本研究擬先進行單根檢定，然後再進行共整合檢定，最後透過完全修正普通最小平方方法探討變數間長期關係及其重要影響因素，討論上述各變數長期對房價之影響為何，並作結論分析。希望可從過去相關統計影響房屋價格資料中找尋適合的驗證模型，獲得較佳的實證結果。

4.1 資料來源與處理

本研究採用高雄房地產億年旺網站提供2012年~2019年前十大行政區過戶統計資料，高雄市各行政區域變數建物均價、土地均價係採用高雄實價網站，建造執照統計面積係採用高雄市政府工務局建管處統計資料，其他整體經濟變數方面(如貸款分擔率、租金指數、五大行庫平均房貸利率、貨幣供給額M1b、經濟成長率、失業率、消費者物價指數)係採用內政部不動產資訊平台及股票指數係採用台灣證券交易所資料。資料的頻率為月資料，數據資料各86筆，以進行實證分析。

4.2 敘述統計

從表1、表2各項變數之統計結果可知，就平均值而言，貸款分擔率為32.37(%)、租金指數為99.60、房貸利率為1.81(%)、貨幣供給額M1b為150372.70(億元)、經濟成長率為2.38(%)、失業率為3.91(%)、消費者物價指數為99.65、股票指數為9171.10。就離散程度而言，貸款分擔率之標準差為1.69(%)、租金指數為1.73、房貸利率為0.15(%)、貨幣供給額M1b為18519.32(億元)、經濟成長率為1.31(%)、失業率為0.21(%)、消費者物價指數為1.73(%)、股票指數為1101.87。由偏態係數可看出，除貸款分擔率-0.522(%)、房貸利率-0.134(%)、貨幣供給額M1b-0.032(億元)、經濟成長率-0.683(%)等其值為負數(<0)，呈左偏型態分配，其餘其值之偏態係數皆為正數(>0)，其資料分佈型態屬於右偏型態分配。另外，Jarque-Bera常態檢定在1%顯著水準下，除貸款分擔率、貨幣供給額M1b及股票指數等變數為不顯著常態分配，其餘租金指數、房貸利率、經濟成長率、失業率、消費者物價指數等變數為拒絕標準常態分配(N(0,1))之虛無假設，故為非標準常態分配。

表 1 2012 年~2019 年台灣總體經濟變數之敘述統計表

	貸款分擔率	租金指數	房貸利率	貨幣供給額M1b
平均值	33.37	99.60	1.81	150372.70
中位數	32.45	99.55	1.89	151184.00
最大值	35.48	102.67	1.99	183766.00
最小值	28.52	96.83	1.62	118093.00
標準差	1.69	1.73	0.15	18519.32
偏態係數	-0.552	0.129	-0.134	-0.032
峰態係數	2.762	1.765	1.184	1.940
Jarque-Bera	4.652	5.707*	12.068***	4.039
P - 值	0.102	0.058	0.002	0.133
觀察值	86	86	86	86

註 1：*、**和***分別代表在 10%、5%與1%顯著水準下。

註 2：Jarque-Bera 統計量之虛無假設為常態分配。

表 2 2012 年~2019 年台灣總體經濟變數之敘述統計表

	經濟成長率	失業率	消費者物價指數	股票指數
平均值	2.38	3.91	99.65	9171.10
中位數	2.52	3.87	99.65	9120.09
最大值	4.63	4.40	102.98	11005.38
最小值	-0.64	3.62	96.50	7142.52
標準差	1.31	0.21	1.73	1101.87
偏態係數	-0.683	0.551	0.193	0.060
峰態係數	2.932	2.245	1.911	1.929
Jarque-Bera	6.702***	6.394**	4.788*	4.162
P - 值	0.035	0.041	0.091	0.125
觀察值	86	86	86	86

註 1：*、**和***分別代表在 10%、5%與1%顯著水準下。

註 2：Jarque-Bera 統計量之虛無假設為常態分配。

4.3 單根檢定

若系列數據未符合恆定性就執行迴歸分析，實證結果可能導致虛假迴歸情況，因此需先進行單根檢定，以判定建物均價、土地均價、人口數、建造執造面積、貸款分擔率、租金指數、房貸利率、貨幣供給額M1b、GDP、失業率、消費者物價指數與股票指數變數是否具為單根。單根檢定的虛無假設為具有單根，若檢定結果未能拒絕虛無假設，則意味着它具有單根的特徵；反之，若結果為拒絕虛無假設，則表示不具有單根的特徵。本研究係採用消除殘差自我相關之ADF檢定，結合ADF-GLS單根檢定，並以更高檢定能力之Ng-Perron單根檢定來補助進行驗證，以提驗證測試的準確性。

ADF單根檢定模型包含三種型式，不含截距項 α 及時間趨勢項 t 、含截距項 α 不含時間趨勢項 t 及含截距項 α 及時間趨勢項 t 三種模型。為了判別單根檢定所使用的模型類型，本研究以各變數圖形之走勢決定，綜合各行政區檢定驗證顯示各變數均含有截距項，且具有明顯上升時間趨勢項之特性，故本研究模型則採用含截距項 α 及時間趨勢項 t (即漂浮隨機漫步)之檢定模型。

另外，最適落後期數採參數精簡原則及有效的檢定能力。有三種不同單根檢定方法，除Ng-Perron單根檢定需以MAIC作為選擇基礎外，其餘的檢定均使用AIC來選取最適落後期數。

表3 整體經濟變數各變數水準值之ADF、ADF-GLS與NP單根檢定表 (Level)

單根檢定	變數	最後適落期數	t-值	1%	5%	10%
				臨界值	臨界值	臨界值
ADF	貸款分擔率	10	-1.197	-4.086	-3.471	-3.163
	租金指數	0	-1.898	-4.070	-3.464	-3.158
	平均房貸利率	4	-2.470	-4.075	-3.466	-3.160
	貨幣供給額M1b	11	-3.046	-4.087	-3.472	-3.163
	GDP	11	-3.044	-4.087	-3.466	-3.160
	失業率	11	-1.570	-4.087	-3.472	-3.163
	消費者物價指數	7	-2.876	-4.080	-3.469	-3.161
	股票指數	0	-2.225	-4.070	-3.464	-3.158
DF-GLS	貸款分擔率	10	-1.346	-3.675	-3.110	-2.815
	租金指數	0	-1.507	-3.637	-3.078	-2.785
	平均房貸利率	3	-1.692	-3.648	-3.088	-2.794
	貨幣供給額M1b	9	-0.785	-3.671	-3.107	-2.812
	GDP	9	-0.871	-3.671	-3.107	-2.812
	失業率	11	-1.760	-3.679	-3.113	-2.818
	消費者物價指數	10	-1.990	-3.675	-3.110	-2.815
	股票指數	0	-2.182	-3.637	-3.078	2.785
NP(MZa)	貸款分擔率	10	-11.626	-23.8	-17.3	-14.2
	租金指數	0	-4.646	-23.8	-17.3	-14.2
	平均房貸利率	3	-7.044	-23.8	-17.3	-14.2
	貨幣供給額M1b	9	-1.586	-23.8	-17.3	-14.2
	GDP	11	-13.200	-23.8	-17.3	-14.2
	失業率	11	-9.853	-23.8	-17.3	-14.2
	消費者物價指數	10	-7.253	-23.8	-17.3	-14.2
	股票指數	3	-9.343	-23.8	-17.3	-14.2

註1：*、**和***分別代表在10%、5%與1%顯著水準下，拒絕單根之虛無假設。

註2：最適落後期數依AIC準則所選取。

註3：數值為具有截距項及時間趨勢項模型下之檢定統計量。最大階次為11。

表4 區域變數及整體經濟變數各變數的階次整理

變數	ADF	DF-GLS	Ng-Perron	結論 I(1)/I(0)
建物均價	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
土地均價	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
人口數	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
建造執造面積	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
貸款分擔率	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
租金指數	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
平均房貸利率	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
貨幣供給額M1b	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
GDP	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
失業率	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
消費者物價指數	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
股票指數	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)

註：I(1)代表單根；I(0)代表恆定。

由表3 檢定結果得知，對貸款分擔率、租金指數、平均房貸利率、貨幣供給額M1b、GDP、失業率、消費者物價指數與股票指數等所有變數(Level)進行單根檢定，可發現在1%、5%與10%的顯著水準下，均無法拒

絕單根之虛無假設，表示都具有單根的特徵；換句話說，它們顯示了在未經差分的時間序列呈現非恆定的漂浮隨機漫步走勢。模型中所使用的變數皆為I(1)之時間序列，階次整合序列整理如表4。

4.4 共整合檢定

本節實證結果Johansen (1990)年提出的共整合檢定法來進行分析，並使用了兩種不同檢定方式，即跡檢定(Trace test)與最大特性根檢定(Max eigenvalue test)，來判斷確定非恆定性時間數列之共整合關係。

為瞭解上述變數間是否存有長期均衡關係，故本小節需持續進行共整合檢定。討論檢定建物均價與土地均價、人口數、建造執造面積區域變數之間及貸款分擔率、租金指數、房貸利率、貨幣供給額M1b、GDP、失業率、消費者物價指數與股票指數等總體經濟變數之間是否長期存在共整合關係。

由本研究之各行政區檢定可得知，跡檢定(λ -trace)及最大特性根檢定(λ -max)統計量均大於5%臨界值，表示在5%的顯著水準下，可拒絕無共整合的虛無假設 $H_0: r=0$ ，而在5%顯著水準下，無法拒絕一個共整合的虛無假設 $H_0: r \leq 1$ ，顯示建物均價與區域變數各變數二者之間及建物均價與總體經濟變數各變數二者之間是否存有一個共整合向量，即這兩個變數間是否彼此具有長期均衡狀態。

如上所述方式檢定本研究之行政區，其檢定結果得知顯示建物均價與土地均價、人口數、建造執造面積、貸款分擔率、租金指數、房貸利率、貨幣供給額M1b、GDP、失業率、消費者物價指數與股票指數等變數二者之間在5%水準下可以拒絕無共整合的虛無假設，但無法拒絕一個共整合的虛無假設，因此具有長期共整合關係。

4.5 完全修正普通最小平方法(FM-OLS)

經上一節共整合檢定分析結果，得知本研究之行政區建物均價與土地均價、人口數、建造執造面積等區域變數，及貸款分擔率、租金指數、房貸利率、貨幣供給額M1b、GDP、失業率、消費者物價指數與股票指數等總體經濟變數有長期存在共整合關係，接著本節將使用Phillips and Hansen(1990)所提之完全修正普通最小平方法(FM-OLS)來估計並檢定共整合係數。在原本最小平方法(OLS)的估計值中，會發生內生性偏誤(endogeneity)與序列相關(serial correlation)偏誤的狀況，因有這些偏誤的情況發生，致造成OLS的估計值產生不一致的現象產生，且漸近分配不是常態分配，所以OLS估計值不能使用，因此Phillips and Hansen(1990)提出此種估計的方法，主要的目的為了解決上述之狀況。

以下將呈現建物均價與區域變數(土地均價、人口數、建物執照面積)及建物均價與整體經濟變數(貸款分擔率、租金指數、平均房貸利率、貨幣供給額M1b、GDP、失業率、消費者物價指數、股票指數)之間的長期關係估計結果，本研究各行政區之FM-OLS實證結果如下：

表5 FM-OLS 實證結果綜合結論分析表

變數 行政區	土地均價	人口數	建造執造面積	貸款分擔率	租金指數	平均房貸利率
鳳山區	0.326***	10.877***	-0.024	0.036***	6.163***	-0.597***
三民區	0.097**	-7.828***	-0.010	0.038***	3.908***	-0.316***
楠梓區	0.066	6.289***	-0.041**	0.050***	6.839***	-0.546***
左營區	0.043	13.733***	-0.005	0.022	3.532***	-0.255***
鼓山區	-0.012	3.217***	-0.014*	0.029***	2.963***	-0.221***
苓雅區	0.079***	-4.553***	0.021**	0.023*	4.555***	-0.329***
前鎮區	0.153***	-2.945*	-0.002	0.003	1.836	-0.125
小港區	0.066	28.817***	-0.073***	0.085***	9.314***	-0.623***
仁武區	0.492***	5.125***	-0.084*	0.099***	12.243***	-0.944***
大寮區	0.668***	20.260***	0.021	0.069***	9.117***	-0.809***

註：()內數字為p-值。*、**、***表在10%、5%、1%顯著水準下為顯著。

表6 FM-OLS 實證結果綜合結論分析表

變數 行政區	貨幣供給額	GDP	失業率	消費者物價指數	股票指數
鳳山區	0.867***	1.939***	-0.524	6.102***	0.878**
三民區	0.605***	1.313***	-0.347***	3.892***	-0.575***
楠梓區	1.011***	2.172***	-0.634**	6.543***	1.025***
左營區	0.537***	1.131***	-0.315***	3.581***	0.513***
鼓山區	0.463***	0.888***	-0.243***	2.744***	0.355***
苓雅區	0.662***	1.326***	0.388***	4.496***	0.635***
前鎮區	0.282*	0.705*	-0.161	2.036*	0.299*
小港區	1.443***	3.088***	-0.979***	9.065***	1.416***
仁武區	1.806***	3.942***	-1.152***	11.844***	1.713***
大寮區	1.356***	2.879***	0.783	9.010***	1.279***

註：() 內數字為p-值。*、**、***表在10%、5%、1%顯著水準下為顯著。

由表5、表6 FM-OLS實證結果綜合結論分析表中可得知結果敘述如下：

建物均價與土地均價顯著關係之地區有鳳山區、三民區、苓雅區、前鎮區、仁武區、大寮區等行政區；不顯著關係之地區有楠梓區、左營區、鼓山區、小港區等行政區。

建物均價與人口數呈現正向顯著關係之地區有鳳山區、楠梓區、左營區、鼓山區、小港區、仁武區、大寮區等行政區；呈現負向顯著關係之地區有三民區、苓雅區、前鎮區等行政區。

建物均價與建造執照面積顯著關係之地區有楠梓區、鼓山區、苓雅區、小港區、仁武區等行政區。不顯著關係之地區有鳳山區、三民區、左營區、前鎮區、大寮區等行政區。

建物均價與貸款分擔率顯著關係之地區有鳳山區、三民區、楠梓區、鼓山區、苓雅區、小港區、仁武區、大寮區等行政區；不顯著關係之地區有左營區、前鎮區等行政區。

建物均價與租金指數顯著關係之地區有鳳山區、三民區、楠梓區、左營區、鼓山區、苓雅區、小港區、仁武區、大寮區等行政區；不顯著關係之地區有前鎮區等行政區。

建物均價與平均房貸利率顯著關係之地區有鳳山區、三民區、楠梓區、左營區、鼓山區、苓雅區、小港區、仁武區、大寮區等行政區；不顯著關係之地區有前鎮區等行政區。

建物均價與貨幣供給額M1b顯著關係之地區有鳳山區、三民區、楠梓區、左營區、鼓山區、苓雅區、前鎮區、小港區、仁武區、大寮區等行政區。

建物均價與GDP顯著關係之地區有鳳山區、三民區、楠梓區、左營區、鼓山區、苓雅區、前鎮區、小港區、仁武區、大寮區等行政區。

建物均價與失業率顯著關係之地區有三民區、楠梓區、左營區、鼓山區、苓雅區、小港區、仁武區等行政區；不顯著關係之地區有鳳山區、前鎮區、大寮區等行政區。

建物均價與受消費者物價指數顯著關係之地區有鳳山區、三民區、楠梓區、左營區、鼓山區、苓雅區、前鎮區、小港區、仁武區、大寮區等行政區。

建物均價均與股價指數顯著關係之地區有鳳山區、三民區、楠梓區、左營區、鼓山區、苓雅區、前鎮區、小港區、仁武區、大寮區等行政區。

5. 結論與建議

5.1 結論

低率時代的產生造就了房地產的蓬勃發展，2002年開始房地產觸底反彈，復甦的景象延續至今，隨著金融與財稅利多，讓房地產一路飆漲，從2002年至今，近二十年來，經歷了數次的全球經濟風暴及政府祭出的打房政策，但因為全球性的低率政策，讓國內的房地產仍能屹立不搖。由於「房地產是經濟的領頭羊」，它的興衰影響了太多的產業，因此房價的高低起伏對台灣國內之經濟可謂有舉足輕重之關係，由於房地產的發展牽動著臺灣的經濟，也同時牽動著國內85%的房屋自有者，因此房地產議題一直以來都是國人投資理財的重要探討議題之一。

本研究使用時間數列方法，旨在探討高雄市行政區建物均價與區域變數(如土地均價、人口數及建築執照面積)及總體經濟變數(如貸款分擔率、租金指數、平均房貸利率、貨幣供給額M1b、GDP、失業率、消費者物價指數與股票指數)之間的長期關係，以及變數之間的關係是否會因為每個行政區的不同而有所改變。房價的高低起伏與各行政區的發展及大環境整體經濟的變化習習相關，預測各行政區未來的房價走勢，有助於讓政府、企業及消費者能夠在政策的擬定、經營的方向及投資理財的運用，做為決策時之分針及因應之道。本研究實證結果如下：

一、透過三種單根檢定(ADF、ADF-GLS、Ng-Perron)，所研究之各行政區建物均價、土地均價、人口數及建築執照面積等區域變數及貸款分擔率、租金指數、平均房貸利率、貨幣供給額M1b、GDP、失業率、消費者物價指數與股票指數等總體經濟變數，其資料型態均呈現具有單根I(1)之非恆定時間序列，且具有相同的階次。

二、經共整合檢定實證結果得知，所研究之各行政區建物均價與土地均價、人口數、建築執照面積等區域變數，及貸款分擔率、租金指數、平均房貸利率、貨幣供給額M1b、GDP、失業率、消費者物價指數、股票指數等總體經濟變數，兩兩變數之間均存有一個共整合向量，具有長期共整合關係。

三、經FM-OLS檢定實證結果如下所述：

本研究之各行政區建物均價與土地均價之關係大都呈現顯著關係，其中楠梓區、左營區、鼓山區、小港區等行政區呈現不顯著關係。

建物均價與人口數之關係大都呈現正向顯著關係，其中三民區、苓雅區、前鎮區等行政區呈現負向顯著關係。

建物均價與建造執照面積之關係之呈現正向顯著關係與不顯著關係行政區各佔一半，呈現正向顯著關係之行政區有楠梓區、鼓山區、苓雅區、小港區、仁武區等行政區，呈現不顯著關係之行政區有鳳山區、三民區、左營區、前鎮區、大寮區等行政區。

建物均價與貸款分擔率之關係大都呈現顯著關係，其中僅有左營區與前鎮區等兩行政區呈現不顯著關係。

建物均價與租金指數之關係大都呈現顯著關係，其中僅前鎮區之行政區呈現不顯著關係。

建物均價與平均房貸利率之關係大都呈現顯著關係，其中僅前鎮區之行政區呈現不顯著關係。

建物均價與貨幣供給額M1b之關係，所研究之行政區均呈現顯著關係。

建物均價與GDP之關係，所研究之行政區均呈現顯著關係。

建物均價與失業率之關係大都呈現顯著關係，其中呈現不顯著關係之地區有鳳山區、前鎮區、大寮區等行政區。

建物均價與消費者物價指數之關係，所研究之行政區均呈現顯著關係。

建物均價與股票指數之關係，所研究之行政區均呈現顯著關係。

5.2 建議

本研究在進行過程中，未臻完備且受到諸多研究限制及有待改進之處，茲對後續研究者建議如以下所述：

一、本研究採用2012年5月至2019年6月年間之資料，建議後續研究可增加樣本數，以提高研究之準確性。

二、本研究所採用之變數，無論是區域變數或總體經濟變數，均僅為其中的一部分，恐有遺漏其它重要之影響變數，建議後續研究者可持續增加本研究未納入其它不同之變數，區域變數可採用如房屋建築費用指數、家庭所得與儲蓄率…等變數；總體經濟變數可採用如匯率、原油價格與通貨膨脹率…等變數，來進行更深入研究探討。

三、本研究僅單就高雄市各行政區建物均價與其區域因素及總體經濟因素之間的關係，建議後續研究者可針對其它不同之城市(如台北市、新北市、桃園市、台中市、台南市等城市)行政區作為研究對象，交互比對其驗證

結果，增加研究的參考價值。

參考文獻

一、中文部分

1. 方崇軒(2014)，房地產價格差異因素之分析-以臺灣五大都會區為例，中山大學經濟學系碩士論文。
2. 王振寰(1996)，「台灣新政商關係的形成與政治轉型」，台灣社會研究，第14期。
3. 王嘉緯(2003)，《土地稅減徵對房地產市場之影響》，國立台灣大學國家發展研究所碩士論文。
4. 江幸芬(2014)，台灣家庭部門在金融機構借款與房價指數、利率、失業率之關聯性研究，國立中正大學國際經濟研究所碩士論文。
5. 余佳凱(2014)，以灰色理論應用於房產成屋銷售價格預測之研究 -以高雄市為例，樹德科技大學經營管理研究所碩士論文。
6. 吳孟璇、梁仁旭(2016)，「台北市高房價成因剖析—以租價關係、總體因素與預期因素探討」，《土地經濟年刊》，27，53-81。
7. 吳韻玲(2009)，台灣房地產景氣領先指標預測力研究—HMM模型之運用，國立屏東商業技術學院不動產精營系(所)碩士論文。
8. 李沿儒(2013)，臺灣地區房價與購屋貸款、建築貸款關聯性之實證研究，國立政治大學行政管理系碩士論文。
9. 李鈺瑩(2014)，高雄市財政收入與支出長期均衡關係之研究，國立高雄應用科技大學企業管理系碩士在職專班碩士論文。
10. 周京奎(2006)，「利率、匯率調整對房地產價格的影響—基於理論與經驗的研究」金融理論與實踐，第12期，10-26。
11. 周珈竹、孫睿凌、蔡逸凡、鐘敏(2010)，房地產-影響房價波動因素與未來趨勢，明志科技大學經營管理學系專題研究計畫書。
12. 林怡君(2017)，台灣房價的決定因素，國立高雄大學金融管理學系碩士班碩士論文。
13. 林姿吟(2017)，景氣領先指標與台灣房地產價格之關聯性研究，國立中山大學經濟學研究所碩士論文。
14. 林昱閔(2015)，台灣地區房價之預測ARDL模型的應用，國立東華大學經濟學系碩士論文。
15. 林振成(2009)，建築投資土地開發風險管理架構之規劃，中國科技大學土木與防災應用科技研究所碩士論文。
16. 林義庭(2007)，總體變數及個體環境因素對房價影響之研究--以台北市及台中市為例，輔仁大學應用統計學研究所碩士論文。
17. 高峰(2009)，「我國房價與CPI關係的VEC模型研究」，管理科學與統計決策，第6卷第1期。
18. 張勇(2011)，「貨幣政策、房價和通貨膨脹的實證分析」，投資與合作，第6期，19-20。
19. 許文耀(2017)，高雄市房價之實證研究，國立高雄應用科技大學企業管理系高階經營管理碩士在職專班碩士論文。
20. 許明亮(2007)，台灣房地產交易與總體經濟關係之探討，中正大學國際經濟所碩士論文。
21. 陳力惟(2001)，台灣房地產價格變動因素之研究，淡江大學財務金融學系碩士論文。
22. 陳明吉(1989)，房地產價格變動因素及影響之研究，國立政治大學地政研究所碩士論文。
23. 陳青玉(2015)，房地產市場與總體經濟因素之互動關係之研究—以京阪神都會區及高雄都會區為例，大葉大學國際企業管理學系碩士論文。
24. 陳威榕(2014)，影響區域房價動態相關性之因素分析以美國東部、西部以及五大湖區為例，國立中山大學財務管理學系碩士論文。
25. 陳柏如(2018)，「總體審慎政策工具與臺灣房價的關係—特定目標信用工具與房市相關租稅工具的影響」“The Relationship between House Prices and Credit Constraints: Evidence from Taiwan Housing Markets”，經濟研究 (Taipei Economic Inquiry)，54:2 (2018), 287-330，臺北大學經濟學系出版。

26. 陳啟賢(2005)，影響高雄市住宅供需因素之研究，國立中山大學政治學系碩士論文。
27. 陳章喜、黃準，(2010)，「房價與失業率的關聯性研究-以香港為例」，中國人口科學，第4期。
28. 陳益財(2014)，總體經濟、金融政策與房地產市場景氣對房價影響之研究，南華大學財務金融學系碩士論文。
29. 傅建暉(2012)，以台北市之案例探討目前土地開發之方式，實踐大學企業管理學系碩士在職專班碩士論文。
30. 彭建文、張金鶚，(2000)，「總體經濟對房地產景氣影響之研究」，國家科學委員會研究彙刊：人文及社會科學，第十卷第三期，330~343。
31. 游淑滿(2006)，住宅成本與總體經濟因素對房價之實證分析，國立屏東商業技術學院不動產經營系碩士論文。
32. 馮郁婷(2015)，總體經濟對房地產價格之非線性影響---台北、香港之比較，淡江大學財務金融學系碩士論文。
33. 黃俊傑(2008)，台灣房地產景氣循環週期預測之研究，逢甲大學都市計畫所碩士論文。
34. 黃綜賦(2014)，總體經濟與台灣房地產價格之非線性研究，淡江大學財務金融學系金融碩士班碩士論文。
35. 黃嘉安(2015)，總體經濟因素對台灣房屋市場之影響，中國文化大學社會科學院經濟學系碩士論文。
36. 楊孟蓉(2015)，台灣不動產市場價量關係研究，國立高雄大學金融管理學系碩士班碩士論文。
37. 鄧勝文(2015)，建築開發商土地價格決策之研究，長榮大學土地管理與開發學系(所)碩士論文。
38. 鄭湘妍(2016)，台北市房地產價格與總體經濟指數之關聯性研究，中山大學經濟學研究所碩士論文。
39. 鄭曉汶(2016)，影響消費者購屋之決策模式-以新竹市東區大樓為例，中華大學企業管理學系碩士論文。
40. 黎佳貞(2011)，從貨幣政策看房價之變動趨勢-以臺北市為例，政治大學地政研究所學位碩士論文。
41. 鍾茹欣(2011)，中國大陸房價、所得與CPI關係之實證檢驗，淡江大學產業經濟學系碩士班論文。
42. 魏筱倫(2014)，影響台北市房地產價格因素分析暨對營建公司之影響—以長虹、華固為例，中山大學財務管理學系研究所碩士論文。
43. 羅國男(1990)，台灣房地產景氣與股價關係性之研究，國立中興大學企業管理研究所碩士論文。

二、英文部分

1. Elliott, G., Rothenberg, T. & Stock J. (1996). Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, 64, 813-836.
2. Gallin, J., (2008), "The Long- Run Relationship Between House Prices and Rents", *Real Estate Economics*, 36(4): 635-658.
3. Goodhart, C. and B. Hofmann, (2008), "House prices, money, credit, and the macroeconomy," *Oxford Review of Economic Policy*, 24, pp.180-205.
4. Johansen, S., and Juselius, K., (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Co-integration with Application to the Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.52, No.2, 169-210.
5. Meese, R., and N. Wallace. (1994), "Testing the present value relation for housing prices: Should I leave my house in San Francisco?", *Journal of Urban Economics*, 35(3): 245-266.
6. Nelson C. R. & Plosser C. I. (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, 10, 139-162.
7. Ng, S. & Perron, P. (2001). Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, 69, 1519-1554.
8. Phillips, P.C.B. (1987). Time Series Regression with a Unit Root. *Econometrica*, 55, 227-301.
9. Phillips, P.C.B. and Perron, P. (1988). Testing for Unit Roots in Time Series Regression. *Biometrika*, 75, 335-346.
10. Poterba, J. M., 1984, "Tax Subsidies to Owner-Occupied Housing: An Asset-Market Approach", *The Quarterly Journal of Economics*, 99(4): 729-752.
11. Witkiewicz, W. (2002) "The Use of the HP-filter in Constructing Real Estate Cycle Indicators, " *Journal of Real Estate Research*, 23(1/2):65-87

三、網頁部分

1. 內政部不動產資訊平台 <https://pip.moi.gov.tw/V3/Default.aspx>
2. 台灣證券交易所 <https://www.twse.com.tw/zh/>
3. 李同榮(2013)，由景氣循環看台灣房市 45 年間五次循環 <https://extra.rakuya.com.tw>
4. 高雄市地政局高雄房地產億年旺網站 https://eland.kcg.gov.tw/ELA/web_page/index.jsp
5. 高雄市政府工務局建管處 <https://housing.kcg.gov.tw/LFA/LFA03/LFA03002004.jsp>
6. 高雄實價網 https://lpd-landp.kcg.gov.tw/KCGRP_QRY/AQ2/AQ2_F01.jsp