

東海大學管理學院財務金融研究所
碩士在職專班論文

奢侈稅與實價登錄對房價影響之研究：
以台灣北、中、南地區為例

A Study of the Luxury Tax And Actual Price Registration
Influencing Taiwan Real Estate Price: Evidences for
Taipei, Taichung and Kaohsiung

指導教授：王凱立 博士

莊凱旭 博士

研究生：林文祥

中華民國104年06月

東海大學碩士在職專班學位論文 學位考試委員審定書

本校 財務金融研究所 碩士在職專班 林文祥 君

所提之論文(中文)： 奢侈稅與實價登錄對房價影響之研究：以台灣北、中、南地區為例

(英文)： A Study of the Luxury Tax And Actual Price
Registration Influencing Evidences for Taipei,
Taichung and Kaohsiung

經本委員會審查，符合碩士學位論文標準

學位考試委員會

召集人 葉學烈

考試委員 莊凱旭 (指導教授)

葉守波

王崇之 (指導教授)

鄧一博

系所主任 鄧一博

中華民國 104 年 6 月 21 日

東海大學財務金融學系

碩士論文學術倫理聲明書

本人 林子祥 (學號: G02447019) 已完全了解學術倫理之定義。僅此聲明，本人呈交之碩士論文絕無抄襲或由他人代筆之情事。若被揭露具有違背學術倫理之事實或可能，本人願自行擔負所有之法律責任。對於碩士學位因違背學術倫理而被取消之後果，本人也願一併概括承受。

立證人： 林子祥 (簽名)

中華民國 104 年 7 月 27 日

謝辭

本論文得以付梓，首先要感謝的是兩位指導教授王凱立博士以及莊凱旭博士，兩位指導教授在論文指導期間，雖尚須於系所授課，事務繁忙，然當我遭遇瓶頸，停滯不前時，皆仍於百忙之中抽出時間與我討論，為我解惑並提供寶貴意見，使論文方向不致偏頗而順利完成，對此向兩位恩師致上最深的感謝。此外，口試時承蒙口試委員台北大學國際企業研究所蕭榮烈博士、中興大學財務金融學系葉宗穎博士、本校財務金融學系系郭一棟博士提供寶貴的建議與指正，使本論文得以更臻完備，在此致上最誠摯的謝意。

這兩年在東海求學的過程中，非常感謝系上所有教授的指導，不僅補足了我專業知識上的不足，更進一步地讓我得以拓展新的視野及見聞。此外，也要感謝系上的助教們在這兩年期間內的協助與幫忙，讓我能順利完成學業。在遠離學生生涯多年後，我得以重拾書本，重溫當學生之舊夢，要特別感謝台灣銀行鹿港分行的各位主管以及所有分行同事的支持與包容，讓我得以公私兼顧。同時要感謝我的家人，在求學的這段期間以來對我的體諒、支持與包容。最後要感謝的是東海財金專班 102 級的每一位同學，在求學及論文寫作期間不斷給我勉勵與扶持，讓我人生的第二次學生生活能夠過得如此精采，我深感榮幸能與您們共同學習與成長。

此外，在這兩年的求學歷程中尚有許多的貴人給予幫助，無法在此一一列名致謝，謹以此論文之成果奉獻給我所有的師長、長官、貴人及家人，謝謝您們！

林文祥 謹致於

東海大學財務金融研究所

中華民國 104 年 6 月

中文摘要

本研究主要探討奢侈稅及不動產成交案件實際資訊申報登錄對台灣台北市、台中市及高雄市的房價是否具影響；本文考量利率、消費者物價指數、新台幣兌美元匯率、經常性平均薪資、工業生產指數等五個總體經濟面變數和租金指數、新核發住宅使用執照數、建築貸款餘額等三個產業面的變數，探討台灣地區北、中、南地區影響房價的關鍵因素。本研究方法分別以ADF單根檢定法、Johansen共整合檢定法和多元線性迴歸分析作探討，實證結果如下：(一)利率、匯率、經常性薪資、工業生產指數及租金指數等對台灣地區北、中、南房價具顯著的影響。(二)奢侈稅的實施對台北市並未呈現顯著影響；台中市及高雄市房價受奢侈稅明顯影響，其造成房價上漲，並非如預期中具抑制房價上漲之效。(三)實施實價登錄對北、中、南房價均有影響，然影響為正向，顯示實價登錄不但未能發揮其預期中抑制房價之功效，反而助長房價漲勢。

關鍵詞：奢侈稅、實價登錄、房價、迴歸分析

Abstract

This study mainly focus on how the implementation of actual price registration and luxury tax affect the real estate price of Taipei city, Taichung city, and Kaohsiung city in Taiwan. It utilizes Macroeconomic factors such as interest rate, CPI, exchange rate, salary, and industrial production index; and real estate industrial factors include rent index, usage licenses, and construction loan. And finally add correlation analysis to observe what factors could influence the real estate price in different areas in Taiwan.

In order to understand how each factor relates with the real estate price of the northern, middle, and southern areas, this study combine Angemented Dickey-Fuller test(ADF), maximum-likelihood estimation (MLE), and Regression Analysis to see if the relation is outstanding. Here's the result from Regression Analysis. First of all only interest rate, exchange rate, salary, industrial production index, and rent index have great impact on the real estate price. Second, luxury tax has no impact to Taipei city. Yet, the luxury tax influence the real estate price in Taichung and Kaohsiung, the result shows the real estate price gets higher instead of lower as expected. Third, the implementation of reporting the actual real estate price has positive impact on Taipei, Taichung, and Kaohsiung, which means the implementation can't really control the real estate price to go up, it helps the real estate price to go up.

Keywords : Luxury Tax, Actual Price Registration, Real Estate Price ,Regression Analysis

目錄

謝辭.....	I
中文摘要.....	II
Abstract.....	III
目錄.....	IV
表目錄.....	V
圖目錄.....	VI
第一章 緒論.....	1
第一節 研究背景與動機.....	1
第二節 研究目的.....	4
第三節 研究範圍與限制.....	5
第四節 研究架構與流程.....	5
第二章 文獻探討.....	8
第一節 不動產的定義與特性.....	8
第二節 奢侈稅、實價登錄與政府政策.....	11
第三節 國內外相關文獻回顧.....	20
第三章 研究方法與模型設定.....	25
第一節 研究方法.....	25
第二節 實證模型設定.....	32
第四章 實證結果與分析.....	35
第一節 研究資料來源與說明.....	35
第二節 ADF 單根檢定與敘述統計量.....	43
第三節 Johansen 共整合檢定.....	46
第四節 Chow 檢定.....	50
第五節 迴歸分析.....	51
第五章 結論與建議.....	69
第一節 結論.....	69
第二節 未來研究建議.....	70
參考文獻.....	72

表目錄

表 2.1：國外不動產交易實價登錄制度.....	16
表 2.2：近年政府控管房市之各項措施與政策.....	17
表 3.1：各自變數對房價模型之預期關係.....	34
表 4.1：變數名稱、資料型態及來源.....	36
表 4.2：各變數單根檢定結果.....	44
表 4.3：各地區房價指數之敘述性統計.....	45
表 4.4：台北市房價指數與總體經濟面、產業面與政策面之共整合檢定.....	47
表 4.5：台中市房價指數與總體經濟面、產業面與政策面之共整合檢定.....	47
表 4.6：高雄市房價指數與總體經濟面、產業面與政策面之共整合檢定.....	48
表 4.7：台北市奢侈稅之 Chow 檢定.....	49
表 4.8：台中市奢侈稅之 Chow 檢定.....	49
表 4.9：高雄市奢侈稅之 Chow 檢定.....	50
表 4.10：台北市實價登錄之 Chow 檢定.....	50
表 4.11：台中市實價登錄之 Chow 檢定.....	51
表 4.12：高雄市實價登錄之 Chow 檢定.....	51
表 4.13：台北市房價指數之迴歸分析.....	53
表 4.14：台中市房價指數之迴歸分析.....	55
表 4.15：高雄市房價指數之迴歸分析.....	57
表 4.16：各變數對房價指數影響之實證結果.....	58
表 4.17：台北市房價指數之迴歸分析(虛擬變數).....	61
表 4.18：台中市房價指數之迴歸分析(虛擬變數).....	64
表 4.19：高雄市房價指數之迴歸分析(虛擬變數).....	66
表 4.20：奢侈稅及實價登錄對房價指數影響之實證結果.....	68

圖目錄

圖 1.1：研究流程圖.....	7
圖 4.1：台北市房價指數之時間趨勢圖.....	40
圖 4.2：台中市房價指數之時間趨勢圖.....	40
圖 4.3：高雄市房價指數之時間趨勢圖.....	40
圖 4.5：消費者物價指數之時間趨勢圖.....	41
圖 4.4：五大行庫新承做房貸利率之時間趨勢圖.....	41
圖 4.6：新台幣兌美元匯率之時間趨勢圖.....	41
圖 4.7：經常性平均薪資之時間趨勢圖.....	41
圖 4.8：工業生產指數之時間趨勢圖.....	41
圖 4.9：租金指數之時間趨勢圖.....	42
圖 4.10：台北市核發使照數之時間趨勢圖.....	42
圖 4.11：台中市核發使照數之時間趨勢圖.....	42
圖 4.12：高雄市核發使照數之時間趨勢圖.....	42
圖 4.13：建築貸款餘額之時間趨勢圖.....	42

第一章 緒論

第一節 研究背景與動機

在我國傳統農村經濟的社會裡，土地是生存的依據，更被視為權力來源與財富的象徵，即便歷經工業革命的洗禮後，土地仍存在著作為生產基地的功能，因此不動產常常被視為擁有財富的主要衡量指標之一，在華人的世界尤以為甚，自古以來，在「有土斯有財」此傳統觀念根深蒂固的影響下，擁有房產才算是真正擁有財富，也成了大多數人的畢生夢想。台灣地狹人稠，山多平原少，土地資源極度短缺，可供居住之土地比例上較少，故國人對於不動產的需求除了源自於傳統文化上的相沿成習外，亦包含實際居住上的需求，再加上不動產因被認定具備保值、抗通膨與高獲利等特性，向來被視為投資風險相對較低的工具，而成為國人主要的投資管道之一，故台灣的房地產需求中包含了文化上相沿成習、實際居住上的需求及相當比例的投資性需求。

根據永慶房屋統計，房地產投資從 2012 年第 2 季起已成為國人投資之首選，截至 2014 年第 3 季止房地產投資更連續十季蟬聯國內投資工具榜首，其主要原因為 2012 年 9 月美國聯邦公開市場操作委員會（Federal Open Market Committee, FOMC）決議除非美國就業市場前景有明顯改善，否則將每個月持續額外購買 400 億美元的機構房貸擔保證券（Agency MBS），同年 12 月更決議在「延長持有債券平均年期計畫」到期後¹，每月再額外買入美金 450 億的中、長期公債。爾後，日本央行為了刺激景氣，提升通膨，也決定實施大規模的定性與定量寬鬆貨幣政策，而歐洲央行也在 2015 年推出了總金額達 1.14 兆歐元的歐版量化寬鬆政策(Quantitative Easing, QE)²，由此可知 2013 年全球市場資金流竄氾濫的程度實為金融海嘯以來之最，且在各國競相印製鈔票下，全球通膨的陰影亦隨之而起，益發提高不動產的投資保值需求，從而在全球造就出了一波波的不動產行情。

¹ 「延長持有債券平均年期計畫」到期日為 2012 年底

² 歐洲央行於 2015 年 1 月 22 日宣佈將於該年 3 月起開始執行量化寬鬆(QE)政策，每個月購買 600 億歐元的債券，持續至 2016 年 9 月份，預估總金額高達 1.14 兆歐元

莊傑雄(2013)於我國不動產交易管制措施評析文中提及，我國不動產相關稅制看似繁多，惟稅負之課徵基礎採用「評估價值」計算，與實際市場價格差距甚大，因為不論公告現值、公告地價與房屋評定現值都無法反映市價，導致稅收大量流失。先進國家以「實價」的 1%至 4%課徵房地產持有稅，並將不動產資本利得納入綜合所得稅中，而在我國持有及移轉房地產的稅負成本偏低，進而扭曲投資決策，導致不動產市場投機風氣興盛。不僅如此，近年來在所謂的稅制改革下，政府陸續調降遺產稅、贈與稅及永久性調降土地增值稅 20%，進一步降低了房屋短期內移轉之稅負負擔，代表投資客的投資成本降低，更是對不動產的炒作有著推波助瀾的功用，在有利可圖的情形下，投資客前仆後繼的競相投入，投機性的資金源源不斷地流入不動產市場，投資房地產資金的比重持續攀升。

再者，由於欠缺品牌與技術創新，使得國內的製造、加工等傳統產業獲利如江河日下，而房地產則在房價不停攀升下成為相對穩定且報酬率高之投資標的，兩者相較之下，銀行在辦理貸款時往往對購屋貸款或建商之土融、建融等貸款上予以優惠，更促使資金源源不斷的流向房地產市場，助長投機炒作的歪風。據 102 年 2 月國內銀行的統計資料顯示，不動產或是建築貸款佔銀行業承作貸款案件的合計比重竟高達 83%，可見資金過度傾斜於不動產之嚴重程度。

此波不動產市場復甦約始於 2003 年底，在投機風氣快速蔓延下，房價持續攀升，甚至出現了連中產階級也負擔不起雙北市等都會區房價此等前所未有的現象，終致民怨再度爆發，事實上「都會地區房價過高」即為 2009 年行政院研考會「十大民怨，你來投」網路票選活動的第一名，榮登民怨之首。此外，Dailyview 時勢網路大數據分析所公布的 2014 年「十大民怨，網路大調查」，「房價高，買不起房子」仍然高居不下，位於第三名，可見國內房價在人為不斷炒作下，讓現今年輕世代及無殼蝸牛族們即使終其一生努力工作，縮衣節食，卻仍無法負擔房貸，於是要求不動產稅制公平化，實現居住正義的輿論日益高漲。再者，因有能力參與這場房地產炒作遊戲者，多為具良好社經地位或背景者，故不動產的炒作使財富分配失衡更趨惡化，造成社會階層發展兩極化及

階層間流動越趨困難及僵化，影響所及非僅使得不同階層間的關係日趨緊張，更引起世代間的衝突，房價問題儼然已成為世代正義與體制腐敗的爭議重點。事實上，國內早在1990年時就曾因不動產投機歪風盛行，房價高漲而出現無殼蝸牛運動，雖然當時政府試圖透過以實際交易價格來課徵土地增值稅以期抑制房價，但終因財團及不動產業者反對而功敗垂成。

為了落實居住正義，平息民怨，同時遏止炒作的房地產以抑制房價飆漲，政府近年來陸續實施包括「健全房屋市場方案」、「特種貨物及勞務稅條例」（簡稱奢侈稅）、都會區外圍捷運站鄰近地區興建「合宜住宅」、青年安心成家首次購屋低利貸款專案、壽險業投資不動產的8大限制³、全國高價住宅⁴限制銀行貸款除不得享有寬限期外，且成數在六成以下、「不動產成交案件實際資訊申報登錄」（簡稱實價登錄）、非自用住宅與營業用房屋稅率分別調升至1.5%~3.6%及3~5%（囤房稅）以及台北市政府的「分區課徵」等政策，試圖透過信用管制、稅賦徵收、稅務稽核及提高不動產資訊透明化等來抑制房價因投機性炒作而異常飆漲，回歸合理價位。

上述政策之中，最被廣泛討論及對於當前國內房地產市場可能有最大影響的因素應屬100年6月1日起僅針對短期買賣且非供自住之不動產開徵之「特種貨物及勞務稅」（奢侈稅）以及101年8月1日實施的「不動產成交案件實際資訊申報登錄」制度（實價登錄）兩者最具影響力。奢侈稅性質上屬消費稅，其實施目的在於促進稅制公平，抑制投機消費行為，課徵範圍廣泛，在房地產部份，係以提高投機者稅賦負擔之方式，來提高其持有成本，以期能遏止炒作的歪風，然僅針對持有未滿兩年而移轉之不動產課徵之，持有期間未滿1年移轉者，稅率為15%；逾1年然未滿2年以內移轉者，稅率為10%；而實價登錄制度實施之目的在於促進不動產交易資訊透明化，消除買賣雙方間的「資訊不對稱」，避免購屋者在議價的過程中因資訊相對弱勢，而被賣方及仲介業者完全左右，從而減少不動產價格哄抬的情形，讓不動產交易市場健全發展。

³ 即俗稱之金八條，目的為嚴控壽險業購置不動產

⁴ 判定標準為雙北市房屋總價超過8,000萬元、其餘地區總價在5,000萬元以上者

謝明瑞(2013)台灣實施奢侈稅與實價登錄政策之探討:奢侈稅與實價登錄二者均為影響房地產市場的重要因素，但前者以實質稅賦的課徵在先；後者則對房屋交易人是否購屋影響於後；另外，奢侈稅可以利用時間的長短加以規避，但實價登錄是一種無法規避的資訊公佈，二者對房價的影響幅度亦不一樣；奢侈稅的課徵可以抑止投機者的干擾市場，有助於房市的穩定，但對長期投資人則影響十分有限；實價登錄則是讓市場交易更為透明化，對於房市的所有交易，以及房價的隱定，具有較大的影響。大體而言，不動產的價量變化，不僅受國內外經濟局勢變動的影響，亦受政府不動產政策的影響，近期中，奢侈稅及實價登錄制度的實施，則是相對較重要的因素。其中，奢侈稅於民國 100 年 6 月 1 日登場，實價登錄制度則以 101 年 8 月 1 日正式上路，二者的相差時間雖達年餘，狀似無甚關聯，實則兩者相需相成，且具有相互輝映之效，二者同是影響國內房地產價格變動的主要因素。

第二節 研究目的

影響台灣地區房價的因素眾多，舉凡國內外政經局勢與兩岸關係的變化，消費者的預期心理，國內經濟面，政府的房地產政策及不動產市場的供需變化等，都可能影響房地產價格。莊傑雄(2013)我國不動產交易管制措施評析研究指出，影響不動產交易的因素繁多，就宏觀的角度而言，包括了國內外經濟局勢、政府所推行的不動產政策、國內人口結構、消費者預期心理變化等因素；以個別不動產的角度而言，則包括特殊區位特性、交通條件、房地產本身的特質（坪數、樓層及建材）等，皆可能造成不動產價格及成交量變化。歷年來不乏專家學者對影響房價因素之議題進行研究探討，然尚未有一致性的結論與看法，此一情形或許是樣本區間不同，或者是各自變數間互相影響之結果，抑或是變數設定不同而影響實證結果所造成。本文希望透過向量迴歸之計量方法，來分析近九年來台灣地區總體經濟指標、政府政策以及市場供給與需求量的變動等因子，達到以下的研究目的。

- 第一、 探討奢侈稅實施前、後對於房價影響之差異。
- 第二、 探討實價登錄制度實施前、後期對於房價影響之差異。
- 第三、 針對北、中、南不同區域做分析，探討奢侈稅及實價登錄的實施，對台灣房價影響是否存在差異。
- 第四、 了解影響台灣地區房屋價格之顯著因素。

第三節 研究範圍與限制

- 一、時間範圍：本研究之取樣期間則限制為自民國95年1月1日起至民國103年12月31日止，共計九年間的時間數列月資料。
- 二、空間範圍：本研究之空間範圍，包括台北市、台中市(含改制前台中縣)以及高雄市(含改制前高雄縣)全區。
- 三、奢侈稅討論範圍：奢侈稅性質為消費稅，其特殊之處在於僅就在中華民國境內銷售、產製及進口特種貨物或銷售特種勞務等奢侈性消費行為進行課徵，而其政策目的在於促進稅制的社會公平，抑制因銷售、產製及進口特種貨物或銷售特種勞務所造成的投機消費行為⁵。由此可知奢侈稅所涵蓋範圍甚廣，舉凡動產、不動產及特種勞務等皆包括在內，並非單止於不動產，然本研究之研究範圍將僅針對與不動產有關方面進行探討。

第四節 研究架構與流程

根據上述的研究動機與目的，設定本研究之架構並列示研究流程如下：

- 一、第一章為緒論。第一節說明本研究的背景及動機；第二節說明研究目的；第三節說明本研究之研究範圍與限制；第四節說明研究架構與流程。
- 二、第二章為文獻探討。第一節為不動產之定義及特性介紹；第二節闡述奢侈稅、實價

⁵資料來源：財政部賦稅署-特種貨物及勞務稅(簡稱特種銷售稅)條例專區

登錄及政府的不動產政策；第三節為歷年來國內外相關文獻及實證研究回顧。

三、第三章為研究方法與模型設定。第一節為本研究使用之研究方法，分別為ADF單根檢定、Johansen共整合檢定以及迴歸分析；第二節為設定實證模型。

四、第四章為實證結果與分析。第一節為各變數定義及研究資料來源說明；第二節為單根檢定結果；第三節為Johansen共整合檢定結果；第四節為Chow檢定結果；第五節為迴歸分析結果。

五、第五章為結論與建議。第一節為結論，內容為主要研究結果之整理及說明；第二節為敘明本研究的不足之處及建議未來研究之方向。

茲將本研究方法之流程架構列示於圖1-1。

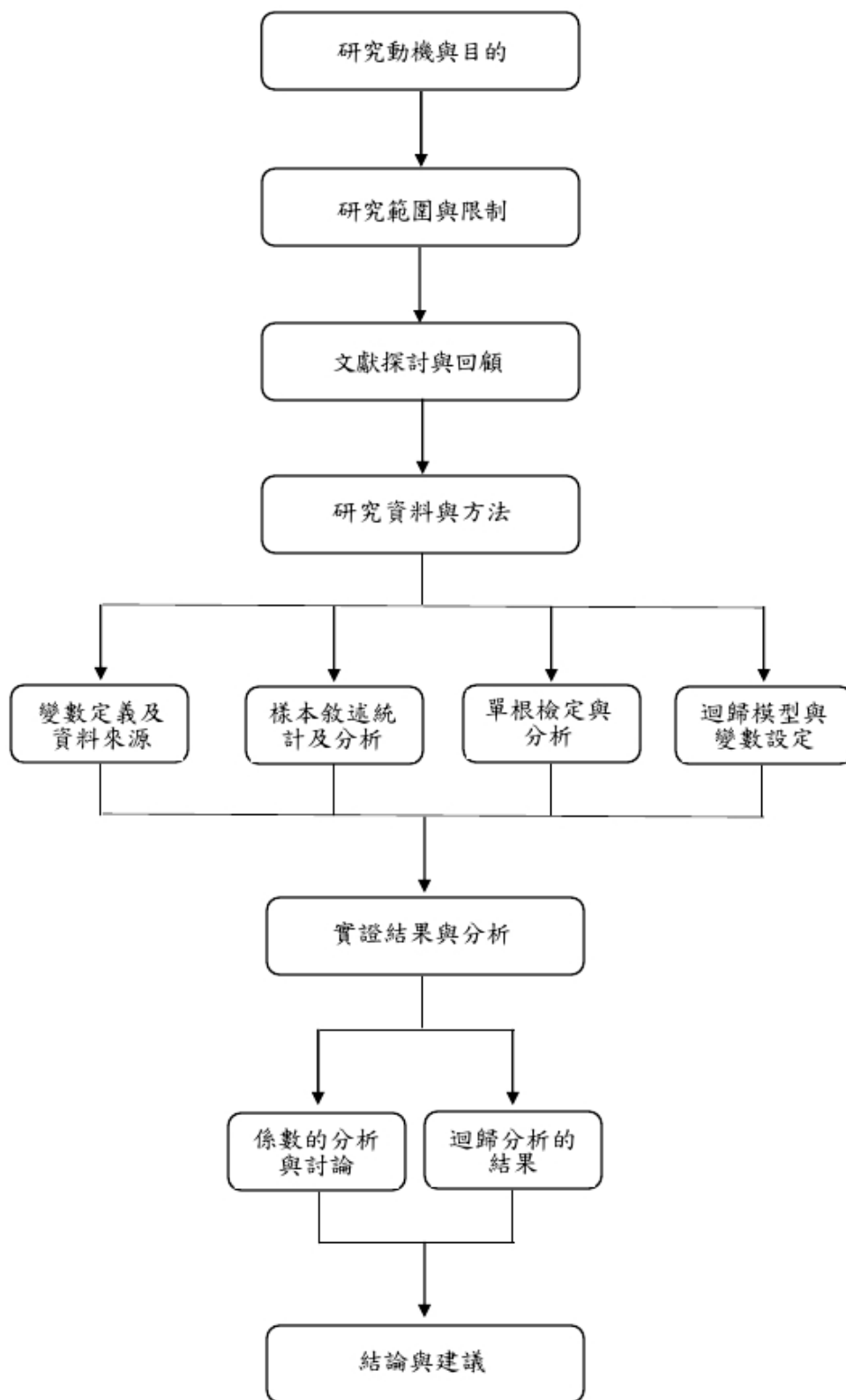


圖 1-1 研究流程圖

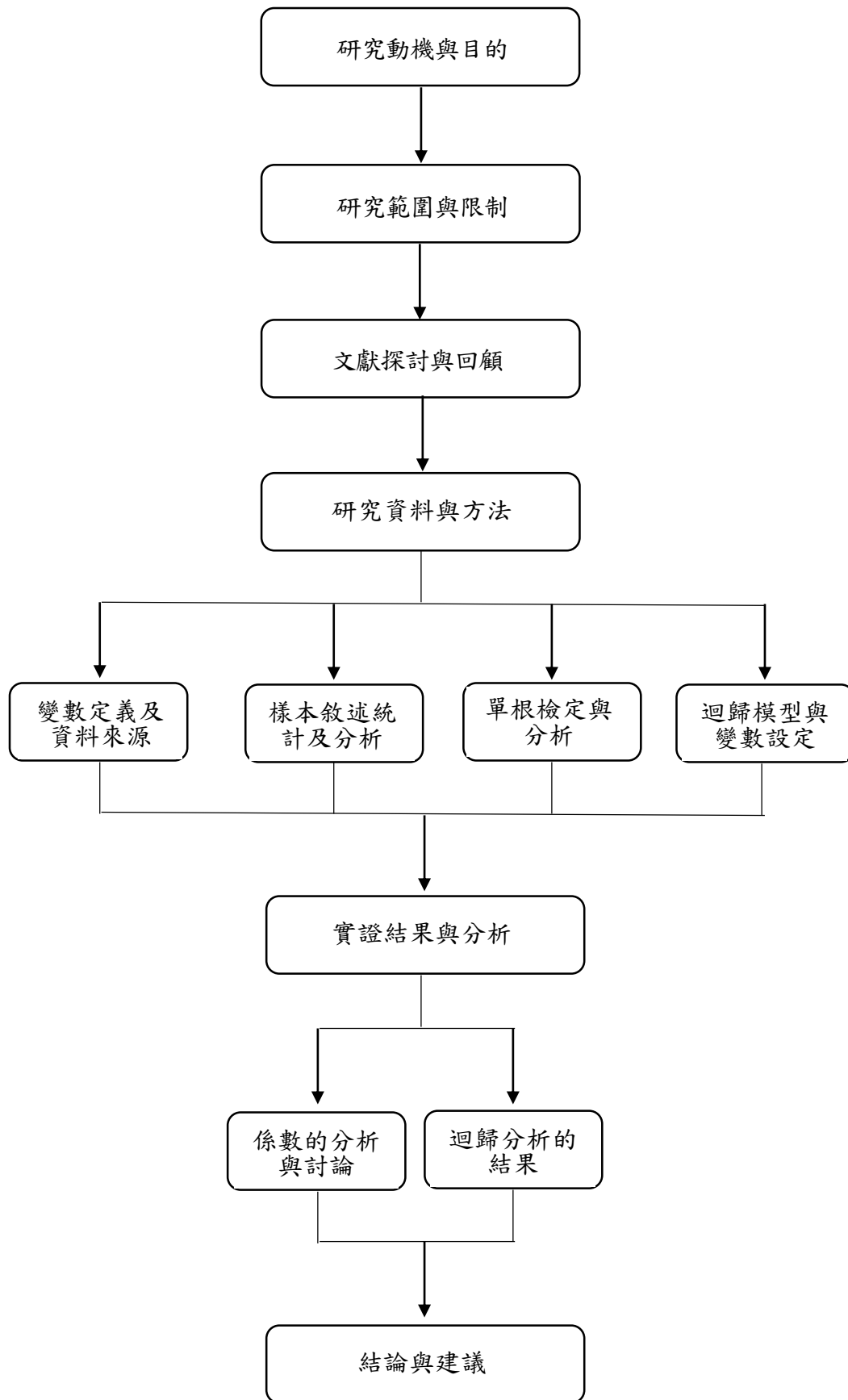


圖 1-1 研究流程圖

第二章 文獻探討

基於本研究主題欲探討之因素，本章本章將分為三個小節，第一節為說明不動產的定義與特性、第二節闡述奢侈稅、實價登錄及政府的不動產政策，第三節為國內外相關研究來進行文獻回顧與探討。

第一節 不動產的定義與特性

不動產(Real Estate)是一個民法上的概念，包含土地以及地上房屋等有固定地址、不可移動的建物，因此物業也屬不動產之一。廣義來說：舉凡土地、土地改良物、與由之衍生的所有權、各種分析不動產相關的知識(例如：法律、經濟等)以及不動產商業活動型態等皆可歸屬之；惟若就狹義而言：不動產則單指土地、土地改良物以及由其所衍生之所有權。由於不動產通常具備長久性、價值較高、不易移動及增加、所有權與使用權及經營權分離等特性，且與社會經濟關係密切，因而在法律上對於不動產物權，在物權種類、變動要件、得喪失原因及效力等皆有不同於動產的規定，不動產之物權是以登記為生效或對抗要件，而諸如地上權(包括普通地上權、區分地上權)、典權、抵押權、不動產役權為不動產所特有之法定物權。

我國法律上有關不動產定義的相關條文如下：

一、 民法

(一)民法第 66 條：稱不動產者，謂土地及其定著物。

(二)不動產之出產物，尚未分離者，為該不動產之部分。

(三)物之意義-不動產：稱不動產者，謂土地及其定著物。不動產之出物，尚未分離者，為該不動產之部分

(四)民法物權編第 765 條(所有權之內容)。規定所有人於法令限制範圍內，得自由使用、收益、處分其所有物、並排除他人之干涉。

(五)另依民法第 758 條規定：「不動產物權，依法律行為而取得、設定、喪失及變更者，

非經登記，不生效力。」

前項行為，應以書面為之。

(六)我國土地政策對於不動產所有人於法令限制範圍內，係屬獨立性積極物權主義及排他性。

二、 土地法

(一)土地：土地法第 1 條：「本法所稱土地，謂水陸及天然富源。」

(二)定著物：土地法第 5 條：「本法所稱土地改良物，分為建築改良物及農作改良物二種。附著於土地之建築物或工事，為建築改良物。附著於土地之農作物及其他植物與水利土壤之改良，為農作改良物。」

三、 不動產經紀業管理條例

(一)第 4 條第 1 款：「不動產：指土地、土地定著物或房屋及其可移轉之權利；房屋指成屋、預售屋及其可移轉之權利。」

(二)第 4 條第 2 款：成屋：指領有使用執照，或於實施建築管理前建造完成之建築物。

(三)第 4 條第 3 款：預售屋：指領有建造執照尚未建造完成而以將來完成之建築物為交易標的之物。

四、 不動產證券化條例

不動產證券化條例第 4 條：不動產指土地、建築改良物、道路、橋樑、隧道、軌道、碼頭、停車場與其他具經濟價值之土地定著物及所依附之設施，但以該設施與土地及其定著物分離即無法單獨創造價值，土地及其定著物之價值亦因而減損者為限。不動產相關權利：指地上權及其他經中央目的事業主管機關核定之權利。不動產概括涵義包括：標的、權利、價值⁶。

金仲明(2007)不動產仲介紛爭處理機制之研究-以屠布涅的反思法理論為中心研究中指出，我國法律上對不動產定義與範圍或許有所不同，但一般民眾與產業界的認知中不動產即「房地產」，也就是土地與房屋的合稱，故不動產和房地產二字常相互為用。

⁶資料來源：全國法規資料庫

英文則以「Real State」、「Real property」或「Immovable property」表示最為普遍，前者著重於「物」的屬性，通常在普通商法使用此一名詞；後者則注重其「權利」屬性，而在民事法律使用此一名詞，但在實務上通常被混淆使用。

蔡曜如(2003)在我國房地產市場之發展、影響暨政府因應對策一文中對房地產市場定義及特性界定如下:

「房地產」為一般大眾及民間業者對房屋及土地二種財產的合稱。「房地產」本身具有不可移動性、用途多樣性、異質性、具消費與投資雙重效用、使用耐久性及價格昂貴性等六大特性，同時屬於資本密集與勞力密集產業。文中採用「不動產經紀管理條例」第四條規定：「稱不動產者，指土地、土地定著物或房屋及其可移轉之權利」，界定「房地產」應掌握三內涵

(一)「房」:房屋建築物包含住宅(成屋與預售屋)及商用不動產(商店、工廠、辦公室大樓及購物中心等)。

(二)「地」，土地包含相關公共建設開發及土地定著物。

(三)「產」，有關房、地之財產權屬，包含未開發完成的土地或未建造完成的建築。

白金安(1990)，「不動產證券化與市地開發之研究」，文中提及依我國民法第六十六條規定：「稱不動產者，謂土地及其定著物。」係從狹義的觀點來解釋，其內涵為土地與附著其上而不易與之分離之改良物，如房屋，以及附著於土地抽象的權利觀念。然此規定確有其缺陷存在，如預售屋地產的界定問題，因此內政部所研擬的房地產仲介管理條例草案二稿中，對房地產定義為「指土地、或即將建造或建造中或已完成之建築改良物」。乃明確的將預售屋納入。另文中亦說明了不動產之有異於一般經濟財貨，主要在於其有下列特性:

(一)不可移動性:此即「不動」產之顧名思義，也是不動產投資因素中，大家最關心的區位因素，因其無法因應市場的需要而變動，所以不動產投資應較關心地區性市場(Local Market)的理由在此。這特性為其與一般商品的重大不同之處。

(二)異質性因為區位條件，建築形式、鄰里環境等各個因素都可能不相同，因此不動產商品無法像其他商品達到均質性，而生產完全相同的不動產，這便產生不動產市場價格不容易統一的結果。

(三)昂貴性:不動產投資，金額往往非常龐大，常常是許多人一生中所購買或投資最貴的商品，也因為相當昂貴，並非一般人所能投資或購買的對象。

(四)長久性:不動產不易損壞，生命週期很長，一般房屋建築物有五、六十年，土地則幾乎無限，因此增加一般人動動產的投資意願。

(五)不可分割性:投資不動產不可能像黃金股票般分割購買，進而一但投資其一不動產，投資者不僅僅投資該不動產本身，也同時投資購置了其周圍環境、公公設施、鄰居關係等。因此投資不動產應認清不動產整體性(Real Estate Package)內涵。

(六)投資與消費雙重性:不動產不像黃金股票只有投資性，不動產也同時可以居住使用產生消費性，因此深獲投資者的喜好，增加房地產的投資金額。

第二節 奢侈稅、實價登錄與政府政策

一、「特種貨物及勞務稅條例」(又稱奢侈稅)

(一)奢侈稅內容

奢侈稅，民國 100 年 5 月 15 日於立法院三讀通過，並由行政院發布命令自同年 6 月 1 日起實施。奢侈稅屬消費稅之一，其特殊性在於僅針對在中華民國境內銷售、產製及進口特種貨物或銷售特種勞務等奢侈性消費行為課徵，政策目的在於促進稅制的社會公平，抑制因銷售、產製及進口特種貨物或銷售特種勞務所造成的投機消費行為。在房地產部份，則是以透過增加投機者的稅賦負擔，來提高其購買與持有成本，以求有效遏止炒作房地產的歪風。依據財政部賦稅署-特種貨物及勞務稅(簡稱特種銷售稅)條例專區所公布之特種貨物及勞務稅條例條文內容，其所規定之特種貨物項目如下:

- 1、房屋、土地：持有期間在二年以內之房屋及其坐落基地或依法得核發建造執照之都市土地。
- 2、小客車：包括駕駛人座位在內，座位在九座以下之載人汽車且每輛銷售價格或完稅價格達新臺幣三百萬元者。
- 3、遊艇：每艘銷售價格或完稅價格達新臺幣三百萬元者。
- 4、飛機、直昇機及超輕型載具：每架銷售價格或完稅價格達新臺幣三百萬元者。
- 5、龜殼、玳瑁、珊瑚、象牙、毛皮及其產製品：每件銷售或完稅價格達新臺幣五十萬元者。
- 6、家具：每件銷售價格或完稅價格達新臺幣五十萬元者。
- 7、本條例所稱特種勞務，指每次銷售價格達新臺幣五十萬元之入會權利，屬可退還之保證金性質者，不包括之。

(二)課徵時點

銷售持有期間在2年以內屬本條例課稅範圍之不動產，於銷售時課徵。

(三)課徵稅率

- 1、持有期間在1年以內:15%。
- 2、持有期間超過1年至2年以內：10%。

(四)稅基及稅額計算

- 1、應納稅額＝銷售價格×稅率。
- 2、不動產之銷售價格，指賣方在銷售時所收取之全部代價（即買賣雙方實際成交之價格，不是土地公告現值及房屋評定現值），包括在價額外收取之一切費用，如屬營業人銷售應課徵營業稅，尚應加計營業稅在內。
- 3、特種貨物及勞務稅屬銷售稅性質，就像營業稅、貨物稅一樣，與賺賠無關，所以銷售價格不能扣除成本。

(五)課徵範圍

- 1、何種情況須繳納特種貨物及勞務稅？

奢侈稅條例主要係針對短期買賣非供自住不動產課徵特種貨物及勞務稅。所有權人銷售持有期間在2年以內(含2年)在中華民國境內之房屋及其坐落基地或依法得核發建造執照之都市土地及非都市土地之工業區土地，除符合本條例第5條第1項各款規定之免稅情形外，皆應依法繳納特種貨物及勞務稅。

2、何種情況下，銷售不動產免徵特種貨物及勞務稅？

依本條例第5條第1項規定，銷售不動產免徵特種貨物及勞務稅情形如下：

- (1)所有權人與其配偶及未成年直系親屬僅有1間房屋(含坐落基地)，辦竣戶籍登記並有自住事實，且在持有期間無供營業使用或出租。
- (2)所有權人原符合第(1)點規定，但本人或配偶購買另1間房屋，以致於出售第1間房屋時擁有2間房屋，只要在完成新房地移轉登記之日起1年內出售該第1間房屋；或因調職、非自願離職、或其他非自願性因素出售該新房地，而且出售後仍符合第(1)點規定(即本人與配偶、未成年直系親屬仍僅有1屋，辦竣戶籍登記並有自住事實，且持有期間無供營業使用或出租)。
- (3)銷售與各級政府或各級政府銷售。
- (4)經核准不課徵土地增值稅(例如農地或與農業經營不可分離之農舍)。
- (5)依都市計畫法指定之公共設施保留地尚未被徵收前移轉。
- (6)銷售因繼承或受遺贈取得。
- (7)營業人興建房屋完成後第1次移轉。
- (8)依強制執行法、行政執行法或其他法律規定強制拍賣。
- (9)依銀行法第76條或其他法律規定處分，或依目的事業主管機關命令處分。
- (10)所有權人以其自住房地拆除改建或與營業人合建分屋銷售者。
- (11)銷售依都市更新條例以權利變換方式實施都市更新分配取得更新後之房屋及其坐落基地者。

(12)確屬非短期投機經財政部核定者⁷。

二、不動產成交案件實際資訊申報登錄（實價登錄）

（一）實價登錄緣起

為解決不動產交易資訊不透明之情事，促進交易資訊透明化，以減少價格哄抬現象，行政院經濟建設委員會呈報行政院 99 年 4 月 22 日院臺經字第 0990021410 號函核定「健全房屋市場方案」，有關住宅資訊之「建立督促不動產經紀業者公開成交案件資訊之機制」，其中具體措施為「完成不動產經紀業管理條例修法」，併同研訂推動不動產經紀業交易價格申報制度與規範仲介業者之資格與權利義務。

依此，內政部研提不動產經紀業管理條例第 24 條之 1 等條文修正草案，並於 99 年 9 月 27 日函請立法院審議。因不動產經紀業管理條例僅就經紀業予以規範，為達全面登錄，內政部分別於 100 年 6 月 13 日及 14 日提報平均地權條例、地政士法有關不動產成交案件實際資訊申報登錄修正條文草案，經立法院於 100 年 12 月 13 日三讀通過上開三法，合稱實價登錄地政三法，總統於 100 年 12 月 30 日華總一義字第 10000294931 號、10000294941 號、10000294951 號令修正發布平均地權條例第 47 條、不動產經紀業管理條例第 24 條之 1 及地政士法第 26 條之 1 等有關實價登錄之修正條文，促使不動產交易價格公開透明，達成不動產交易市場健全發展。

不動產成交案件實際資訊申報登錄（實價登錄）制度於 101 年 8 月 1 日起施行，不動產買賣、租賃及預售屋成交案件均需依相關規定完成交易資訊申報登錄事宜，且自 101 年 10 月 16 日起「內政部不動產實價查詢服務網（<http://lvr.land.moi.gov.tw>）」提供查詢區段化、去識別化之不動產買賣、租賃及預售屋申報登錄交易資訊。

（二）實價登錄相關內容

- 1、立法依據：本辦法依平均地權條例第四十七條第七項、地政士法第二十六條之一第五項及不動產經紀業管理條例第二十四條之一第六項規定訂定之。

⁷ 資料來源：財政部賦稅署-特種貨物及勞務稅(簡稱特種銷售稅)條例專區

2、地政三法有關實價申報登錄條文均明定施行日期由行政院定之。且自施行日期起以

下3種案件需要申報登錄:

- (1)地政事務所所收買賣登記申請案件。
- (2)不動產仲介經紀業簽定租賃契約書之案件。
- (3)不動產代銷經紀業簽有起造人或建築業委託代銷之成交案件。

3、申報登錄時機：權利人或地政士或不動產經紀業者應於買賣案件辦竣所有權移轉登記30日內，向主管機關申報登錄土地及建物成交案件實際資訊。

4、申報義務人：不動產買賣案件應由權利人申報登錄土地及建物成交案件之實際資訊，權利人有數人時，得會同或協議由一人申報。但有下列情形之一者，權利人免予申報：

- (1)買賣案件委託地政士申請登記者，應由地政士申報登錄。
- (2)買賣案件委由不動產經紀業（以下簡稱經紀業）居間或代理成交而未委託地政士申請登記者，應由不動產經紀業申報登錄。

5、申報不實之處理：

(1)權利人：確有申報不實者，應依平均地權條例第八十一條之二規定，自接獲限期改正申報通知書後於十五日內申報登錄；屆期未改正者，應按次處罰並限期申報登錄，至完成申報登錄為止。

(2)地政士或經紀業：申報不實者，應依地政士法第五十一條之一或不動產經紀業管理條例第二十九條第一項第二款及第二項規定，應按次處罰並限期改正至完成改正為止。

6、相關處罰規定：違反申報登錄土地及建物成交案件實際資訊義務，將處以3萬-15萬元罰鍰⁸。

(三)各國有關實價登錄之規定

事實上，台灣並非唯一曾經實施不動產交易實價登錄制度或者類似制度之國家，諸如美國、英國及日本等國家皆曾實施相同或類似措施，惟部分國家可能因立法上不夠周延或是缺乏完善的相關配套措施，導致成效不如預期而最終宣告失敗。以下簡單整理各

⁸資料來源：中華民國內政部地政司全球資訊網

國實施的實價登錄的作法於表 2.1：

表 2.1 國外不動產交易實價登錄制度

國別	登錄作法方式
美國	<p>*買賣房子填報Settlement Statement (HUD-1) 文件。</p> <p>*內容包含最原始不動產交易價格，以及各項改建、增建、新建的住宅資訊，例如新建車庫數量、屋頂翻修日期等資料。</p>
英國	<p>政府掌握成交資訊之方式有二，一為從土地登記著手，一為申報印花土地稅時取得，一般由代理人協助買賣雙方申報。</p>
法國	<p>由公證人提供不動產交易價格資訊或是證書的複本給政府。</p>
韓國	<p>*買賣土地及建築物時，於30日內向市、郡及區廳申報實際交易價格。</p> <p>*交易價格申報後由市、郡及區審核批准交付，並依不動產登記特別措施法由買方接受檢查確認。</p>
日本	<p>房仲業經手案件，交易時將不動產種類、日期及地點，透過不動產所在地的市町村長向都道府縣知事申報。</p>
香港	<p>*法律強制所有和土地有關的權益的處置等均需向土地註冊處註冊。</p> <p>*「香港屋網」網站(http://property.28hse.com/)收錄各別建物歷史成交資訊，可供民眾查詢。</p>
中國大陸	<p>*房地產權利人轉讓房地產時，應當向縣級以上地方政府規定的部門如實申報成交價。</p> <p>*地方政府房地產市場交易管理系統及網站，將交易訊息經統計後發布相關資訊於網站中。</p>

資料來源:中華民國內政部地政司全球資訊網

三、政府不動產政策之介紹

本波不動產復甦始於 2003 年第 4 季，因投機炒作之風氣與往年相較有過之而無不及，故此次不動產炒作歪風之嚴重更是前所未有，除了少數金字塔頂端的富人及參與炒作的投資客外，多數民眾皆苦不堪言，其中尤以年輕世代為甚，所以重新引發了社會各界的關切，而為平息日益高漲之民怨，自 2009 年 9 月起央行、財政部、金管會等政府相關單位陸續對國內房市祭出各項管控措施，試圖透過政策的力量來抑制房價的異常飆漲，相關政策經彙整如表 2.2:

表 2.2 近年政府控管房市之各項措施與政策

時 間	內 容
2009.11.2	財政部長提出應調高豪宅稅率。
2010.2.26	行政院長宣布財政部國有財產局暫緩標售精華地，避免助長房市。
2010.3.8	1.央行、財政部、金管會出手抑制炒房。 2.央行徹查各銀行對投資客授信情況，財政部要求各行庫暫停北市不動產標售；金管會對各銀行房貸成數、不動產授信定價策略、授信品質，列入金融檢查項目。
2010.3.10	1.央行要求各銀行對投資客採同一標準，個人買第 2 間房子就視為投資客，須降成數、調升利率並取消寬限期。 2.央行提出採選擇性信用管制，如特定地區降房貸成數或課稅。 3.經建會建議對特定地區的飛自用住宅課稅，如房屋稅、地價稅。 4.經建會提出引導 6 兆游資，導入公共建設。
2010.3.13	台銀行務會議，宣布暫停所持有的不動產標售。
2010.3.15	金管會擬將房貸成數與風險結合，調整不動產貸款的風險權數，不排除再市場風險偏高時降成數。
2010.4.12	央行要求國銀提交房貸雙周報，按周回報投資客貸放成數、利率。
2010.4.19	央行、金管會各自金檢，央行查房貸、土建融資；金管會查定價策略。

續表 2.2

2010.4.21	央行總裁點明不動產開發業者開價過高，有炒作嫌疑，各銀行緊縮空地放款。
2010.5.23	清查投資客，央行決定統一定義投資客標準。
2010.6.07	設房貸成數資料庫，金管會全面控管房貸，並針對個人所得負債比訂出上限。
2010.6.24	央行理監事會無預警升息半碼，並祭出針對性審慎措施，對台北市全區及北縣 10 縣轄市，申辦第二棟房貸者，限貸七成、無寬限期。
2010.7.2	央行總裁親筆寫信給所有金融負責人，要求嚴審投資客炒中古屋。
2010.7.8	找 7 家民營房貸、法金主管，禁企業主房貸轉掛法金部來規避查緝。
2010.7.12	央行第二波房貸金檢開始啟動，且下半年金管會的金檢將主打不動產。
2010.7.30	金管會依照新巴塞爾協定規範，要求銀行作壓力測試。
2010.9.2	央行向銀行建議北市與北縣 10 個縣轄市的案件，土地及建築融資成數分別降至七成與六成以下。
2010.09.30	央行理監事並沒有推出新的土建融管制措施，僅有道德勸說將土建融資納入風控關注項目，但如市場原先預期升息利率半碼。
2010.10.10	財政部宣布針對不符合現行減免規定的空地取消地價稅免稅，並於 2011 年全數課徵 1% 地價稅。2010.10.14 為防止不動產開發商養地，立法院財委會決議各金融機構須逐月增列通報土地融資貸款情況給予金管會，由金管會統一揭露。
2010.10.20	國稅局發函全台不動產開發業者，要求廠商在收到來文的 7 日內，必須提供近五年所出售之預售屋及新成屋的原始客戶與換約轉手客戶相關資料。

續表 2.2

2010.11	央行再度緊縮現行投資客適用的最高成數，要求由 7 成進一步降為 6 成 5，且嚴禁舊案增貸的管道。
2010.12	央行理監事會議宣布土地融資最高貸款成數訂為 65%，以及林口、三峽、淡水區列入信用管制，而信用管制地區第二戶房貸最高成數則從七成降至六成。
2011.06	特種貨物及勞務稅條例開始實施，又稱奢侈稅上路。
2012.06	央行針對全省高價住宅(雙北市總價高於 8,000 萬元、其他地區高於 5,000 萬元)祭出貸款規範，如貸款成數不得高於 60%，且無寬限期，不得以修繕、周轉金或其他貸款名目增加貸款金額。
2012.06~07	金管會針對不動產授信貸款祭出四大管理指標，項目包括房貸加修繕貸款、不動產擔保放款、土建融、素地放款等，而前十大銀行與其餘銀行各有其貸款比重的上限。
2012.11	金管會祭出八大措施嚴控壽險業買不動產，即刻生效。
2012.08	金管會保險局調高壽險業不動產投資最低報酬率至 2.125%。
2013.12	央行若發現銀行承做高價住宅貸款未依一般徵、授信準則、工業土地放款不周延，都會祭出專案檢查。
2013.12	央行為抑制工業區土地炒作風氣，已在年底透過道德勸說方式，要求銀行三項自律。
2014.05	財政部將非自用住宅與營業用房屋稅率分別調升至 1.5%~3.6% 及 3%~5%(囤房稅)，且進一步將「自住房屋」認定範圍緊縮至夫妻併計僅擁有 3 戶住宅為限。
2014.06	2014 年 6 月央行理監事會議無預警祭出四大管制措施。

續表 2.2

2014.07	財政部已規劃房地合一實價課稅，但加稅範圍研擬排除只有一棟自宅或長期持有數間房屋但未套利、農民土地及農舍等，2014 年 7 月底~8 月財政部召開公聽會，2014 月底前送進政院審議。
2014.08	2014 年 8 月央行為打擊工業區炒地皮的現象，也祭出專案金檢的動作。
2015.02	財政部宣布房地合一課稅改革案，民眾出售 2011 年 6 月 1 日以後取得的房產，最快 2016 年起實價課稅，稅率 17%；防杜炒房，出售持有不到二年的房產，及外資（非居住者）在台售屋，稅率升高至 30%。
2014.09	金管會積極防堵打炒房漏洞，另外要求各金控做好集團的不動產風險集中度控管，並注意不動產價格波動可能帶來的風險。

資料來源：各單位、蘋果日報、台灣經濟研究院產經資料庫整理(2015 年 2 月)。

第三節 國內外相關文獻回顧

一、 國內文獻

謝明瑞(2013)我國房市政策之探討，在政府實施奢侈稅與不動產實價登錄制度後，對國內的房價是否造成抑低效果呢？若以 102 年國內房地產市場價格的變動來觀察，便可發現國內房價受政策的影響不大；台北地區的房價較去年同月上漲 0.29%，交易量亦增加 2.08%。此一統計資料亦可驗證都會地區房價易漲難跌的情形。財政部在「抑制投機、健全房市」的政策考量下，推動奢侈稅，由於其稅賦比一般交易稅為高，因而造成房市交易量明顯萎縮，投機炒房退出房市，亦即政府的「抑制投機」政策達成目標；然而，另一種「健全房市」則未有效達成，雙北市甚至不跌反漲；亦即奢侈稅對於房市投機具有抑制作用，但對於房市結構及其價格的影響則相對較小。

林祖嘉和盧佳宜(2011)不動產交易實價登錄之必要性文中提及，台灣的房地產在奢侈稅的影響所及下，出現了價跌量縮的情形，雖然投資需求沒有增加，但是近期北台

灣標案之成交價仍然持續小幅上漲，其主因是土地公告價格與實際價格之間存在大幅落差，造成土地持有成本太低，加上不動產交易所課徵的稅率遠遠低於國外水準所導致。所以課徵奢侈稅對房價僅能發揮短期抑制作用，長期而言都會居住正義的問題仍無法徹底解決，所以建議政府採取實價課稅制度，讓非屬自用住宅的不動產投資者，在靠不動產獲利的同時也要付出相對合理的成本。而在實施實價課稅前必須先完成實價登錄，讓不動產交易價格完全公開，政府才能正確估計房地產的實際價值，從而向不動產持有者課徵包括土地增值稅、地價稅、房屋稅及不動產交易所得稅等合理的稅負，使得不動產的投資或投機者無法規避相關稅負成本，如此一來，不但可以使不動產的租稅負擔更公平，同時也能降低炒作者的炒作意願，進而實現居住正義。

陳漳婷(2012)的奢侈稅對消費者購屋意圖之影響—以中南部地區為例文中，其研究結論為奢侈稅前後中南部消費者購買意願有小幅度的下降；而根據迴歸模型指出政策認知、知覺服務品質、知覺產品品質及知覺價格確實和知覺價值有正面的影響，進一步影響消費者購買意圖。而奢侈稅短期而言確實有達到降低房價的作用，唯中長期來看卻造成量縮價漲，反而使政府稅收減少，欲買自用住宅的人更困難；另外中南部建商指出奢侈稅的影響則因地而異，尤其中南部消費者對於奢侈稅的認知不足，造成議價時間和交屋時間拉長；同時建商針對奢侈稅則多以自用住宅為產品導向而減少投機性產品。

鄭銀祝(2012)的奢侈稅實施對房地產市場影響之研究以高雄市為例，所得研究結果為：(一)高市房屋成交件數負成長，呈量縮價漲現象。(二)奢侈稅實施未能解決實質性問題及達立法目的。經由上述研究結果可知，不論是實價登錄的推動或者是奢侈稅的實施，均對國內不動產市場造成衝擊，若再進一步檢驗政府推動不動產實價登錄制度及實施奢侈稅對國內房市的綜合影響，可發現其不可忽視。

莊傑雄(2013)我國不動產交易管制措施評析研究文中指出，全球低利率環境及國際資金流進亞洲地區，造成房地產市場異常波動，為抑制炒作行為，亞洲各國政府皆推動因應對策。2008年金融海嘯後，台灣地區主要管控不動產交易的措施包括「特種貨物及勞務稅條例」及「不動產信用管制」等，本研究以近年房地產市場價量及不動產貸款餘

額之變化，探討相關成效。在特種貨物及勞務稅條例的成效方面，從「以稅制量」的觀點，已初具成效；惟若探討「以量制價」之效果，房地產成交價格仍呈現上升趨勢。在不動產信用管制成效方面，自2011年後，不動產貸款餘額年增率成長趨緩、不動產貸款金額占全體銀行放款比重持穩，全國購置住宅貸款違約率逐季下滑，顯見不動產信用管制確有其效果。另我國央行考量國際情勢及維持金融市場安定性，自金融海嘯發生後，適度調降存款準備率，並連續7度調降重貼現率、擔保放款融通利率及短融通利率。在寬鬆貨幣政策的影響下，實質利率趨近於零甚至為負。再者，央行透過公開操作等機制大量增加貨幣供給，使得貨幣成長率顯著上升，2009年底時，M1B的年增率曾高達30.3%，國內流動性資金極為寬鬆，因此國內五大銀行新承做房貸利率自2008年9月的2.859%，逐漸降至2010年5月的1.616%，投資不動產貸款資金成本隨之降低；此外，國內民眾普遍認為房地產市場具有保值與穩定投資報酬特性，吸引資金進入國內房地產投資，帶動都會地區不動產市場價格明顯上漲。

黃佩玲（1994）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，該研究透過向量自我迴歸模型來探討台北市地區房價與總體經濟變數間的關係，其所選的變數囊括工資、利率、所得、物價、股價、匯率和貨幣供給額，所得之研究結果為總體經濟變數的變動短期領先住宅價格的變動，而且住宅價格受總體經濟變數的影響相當大。

吳修廉（1994）房地產景氣及其影響因素之研究--以台中都會區為例，該研究以台中都會區之預售屋價格，以迴歸分析與相關分析，來研究影響台中房地產市場供需因素房與地產市場景氣指標之間的關係。研究及果，在景氣指標分析中，以台中市核發住宅建造執照總樓板面積、台中市核發住宅使用執照總樓板面積及營造工程受雇人數三項指標與其他指標間相關程度較高；另在供需實證模型方面，以通貨膨脹與所得對需求面的影響較為顯著，房價及利率影響則較不顯著；在供給模型方面，營造工程物價指數為較佳的解釋變數；在均衡模型中，則以民間借貸利率之影響較為顯著。

卓輝華(2007) 不動產估價，探討影響房地產價格因素之研究中指出，影響房地產

價格之一般因素指不動產市場及其價格發生全面性影響之政治、經濟、自然、社會、政策等共同因素。對影響房地產價格之個別資料：指房地產因本身條件影響而產生價格差異之因素為影響不動產之個別因素，大致可分為土地及建物兩項。土地可細分為實質條件、法令限制與地方市場習慣等；而建物可細分為本身建材與住宅周圍街廓環境優美及生活機能方便度等。一般因素則包括對房地產市場及其價格差異發生影響之自然現象、如法規、政治、社會、經濟等共同因素。房地產受本身條件之影響，依下列兩因素亦會產生價格差異(一)城鄉區域：係為影響近鄰地區房地產價格高低之公設完整性、區域性供需程度、人口密集度等因素；(二)個別性資料。

黃志榮(2014)奢侈稅政策對房仲業行銷策略影響之研究-以Y房仲業為例，研究發現包括：(一)奢侈稅實施後確實有效抑制房價上漲之速度，不過卻沒讓房價下修的趨勢，且因為奢侈稅的關係，讓房屋的週轉率有明顯的下降，投資(機)客因此將投資標的的持有時間拉長，避免被課徵奢侈稅。(二)以投資性質標的來看，商用辦公室、透天住宅及坪數小之投資標的在總成交營業額上有明顯的下滑趨勢；在非投資性質標的上，成交量及獲利則有明顯的上升趨勢，其餘類型之委託量則有萎縮的現象。(三)投資客可運用奢侈稅條例中的豁免條款可以規避課徵奢侈稅，也可引導投資客將投資標的轉往農舍、公設地、法拍屋、銀拍屋及預售屋等項目以規避稅務。

張金源(2013)政府實施奢侈稅政策對房地產業之影響研究中指出：奢侈稅對於五大都會區房地產未來走勢的影響不進相同，其中雙北都會區將續呈現價穩量縮的情形；台中、台南、高雄都會區則視其公共運輸機能與地方策略而定，惟預計將呈現量縮價漲的差異；其原因為因雙北房價已至高檔，然而台中、台南、高雄三個地區則是剛剛進行補漲期。

二、 國外文獻

Chen(2001)研究了 1973-1992 年間台灣房地產的價格與股價變動的情形，研究發現股價與房地產價格間存在 Granger-cause effect；若再進一步觀察可以發現銀行的放款額度較利率水準而言對台灣房地產的價格與股價更具顯著性。此即意味台灣房地產價格的

波動與房地產公司之資產負債表中負債高低以及抵押品的價值有關；實證結果也發現了理性的泡沫理論並無法充分地解釋 1998-1990 年間台灣資產價格為何快速飛漲的原因。

Darrat and Glascock (1993) 該研究主要是透過 VAR 模型來檢測美國芝加哥地區的房地產市場，研究結果顯示，部分的政府政策變數例如貨幣供給額以及利率等，會領先於房地產價格的變動，而且這些變數和房地產價格皆具有顯著相關性，因此可知市場具有效率性。

Hui and Ho (2003) 探討香港的房地產價格變動是否會受到房地產法規制度的影響，實證結果發現香港的房地產建築審核速度、建築物用途、綠地與開放空間大小等都對香港房地產的價格產生顯著影響。

Hott (2011) 在探討不動產價格與銀行貸款行為之間的關係時，發現銀行在評估貸款給購買不動產的貸款戶時主要的考量因素為不動產價格的走向，而不動產價格變化則與房屋需求有關，房屋需求則是受到不動產貸款供給的影響。

Aizenman and Jinjark (2009) 探討一國經常帳與房地價格之間的關係，研究結果發現所研究的 43 個國家(包括台灣)，其經常帳赤字和房地產價格間皆具有穩健的正向關係；而在控制 GDP 成長率、通貨膨脹率、利率、人口成長率等變數後，如果經常帳赤字增加一個標準差，會導致房地產價格會上漲 10%。

John Barras (1994) 研究英國的房地產市場，結果發現房地產市場的景氣循環主要是總體經濟、金融市場與房地產市場三者互動的結果，透過上述三者彼此間的波動，互相干擾或結合，便形成了房地產市場的景氣波動。

三、 小結

(一) 總體經濟變數如工資、利率、所得、物價、股價、匯率和貨幣供給額等均會影響房價，住宅價格受總體經濟變數的影響而變動。

(二) 政治、自然、社會、政策等因素亦會影響房價之變動。

(三) 奢侈稅及實價登錄對房價及房市成交量變動均有所影響，惟影響的程度及結果視不同地區而有所差異。

第三章 研究方法與模型設定

第一節 研究方法

一、 單根檢定

所謂時間序列資料就是不同且連續的時間點(例如2006年至2014年)所記錄的資料，舉凡股價、經濟成長率、通貨膨脹率、各種物價指數及利、匯率等都屬於時間序列資料之範疇，故在探討總體經濟或財金等議題時隨時可見。時間序列型態可分為兩種：定態序列(Stationary)及非定態序列(Non-Stationary)，兩者差異在於定態時間序列資料對於外來衝擊的影響為暫時性，會隨時間經過而消逝、收斂，最終回歸至平均值；而非定態時間序列資料則恰恰相反，其對於外來衝擊具備長期記憶的特性，即便該衝擊消失後影響仍持續存在且逐漸累積，使其漸漸偏離平均值。此處所指定態之定義係弱式定態(weakly stationary)，又可稱為共變異定態(covariance stationary)或簡稱為定態(stationary)。根據Tsay(2005)，若一時間序列資料 $\{r_t\}$ 符合以下兩個條件，即可稱之為弱式定態：

(a) $E(r_t) = \mu, \mu$ 為一固定常數。

(b) $Cov(r_t, r_{t-l}) = \gamma_l$ ，不同期的相關係數只跟落後期數 l 相關。

任何時間序列模型在進行迴歸分析前都需先確認符合上述之定態假設，因為只有在時間序列為定態下，其統計特性才不會隨時間經過而有所改變，在符合漸進分配理論的條件下，各項檢定結果才會正確。然而，大多數的時間序列資料都為非定態，如果逕以其進行分析，則迴歸分析結果的有效性將受影響。Granger and Newbold (1974)即指出，如果逕以非定態的變數進行迴歸分析，將導致虛假迴歸(Spurious Regression)，即兩個獨立且不相關的變數，只因為皆具有單根(unitroot)，而估計出一個不存在的相關性，造成估計及推論的謬誤。因此，我們在進行迴歸分析前都必須先對時間序列資料做定態檢定，當存在單根時即表示為非定態，此時就不可以原始序列直接進行迴歸分析及統計檢定，須先將其經過 d 次差分處理，在達到恆定狀態後方可使用，而單根檢定之功用即在於檢視時間序列資料狀態是否為定態(stationary)。

單根的概念常被視為與隨機趨勢(Stochastic trend)相同，如果某一時間序列為單根，則可稱其狀態呈隨機趨勢，即資料呈現持續、長期性的隨機移動，若以總體經濟加以解釋，意即經濟體系的外生衝擊對總體經濟變數產生長期影響，且每一次隨機衝擊都會使得該時間序列產生持續且長期的改變。以往總體經濟學者在處理時間序列資料時，大多僅考量固定趨勢，認為只需將其排除，資料就會轉呈定態，然而，對於具備單根的時間序列資料而言，僅將其固定趨勢排除是不夠的，Nelson and Plosser (1982) 指出，時間序列大多具隨機趨勢，如果無法排除單根的問題，極可能導致虛假迴歸的情形，屆時將無法再就該時間序列模型進行分析。因此，在做任何分析前，都必須要先進行單根檢定，來確定時間序列的整合級次，藉以確認資料是否為非定態，才能繼續進行後續研究。而DF單根檢定法(Dickey-Fuller test)及ADF單根檢定法(Augmented Dickey-Fuller test)，是最廣為使用的兩種單根檢定方法，其定義說明分述如下：

(一)DF單根檢定法：

DF單根檢定法是Dickey and Fuller 於1979年所提出，如果是某一時間序列是隨著時間成長的數列，則其模型可假設為：

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \beta t + \lambda Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{公式3-1})$$

Δ ：差分

α_0 ：截距項

λ ：實數

$\varepsilon_t \sim \text{i.i.d.} (0, \sigma^2)$

如果 $|\lambda| < 1$ ，則 Y_t 會隨時間而漸漸收斂為定態時間序列；如果 $|\lambda| > 1$ ，則 Y_t 會隨時間而呈指數型增加，終至成為非定態時間數列；如果 $|\lambda| = 1$ ，那麼 Y_t 雖然會隨著時間經過而增加，惟增加的速度不如 $|\lambda| > 1$ ，故於應用時，必需先透過統計方法以檢定虛無假設 (H_0) 與對立假設(H_1)，藉以判斷該時間序列是不是定態。

$$H_0 : \lambda = 0$$

$$H_1 : \lambda \neq 1$$

若檢定結果為拒絕虛無假設 (H_0)，即該時間序列不具單根，是一個定態序列。若欲進行更進一步的檢定，則可對兩邊取差分，藉由差分型態來進行第二次的單根檢定。

此外，Dickey-Fuller檢定之統計值與t檢定之統計值雖相同，但其分配是一個向左偏斜 (skewed left) 的分配與t分配並不同。

(二) ADF單根檢定法

由於DF單根檢定法限定時間序列僅能透過自我迴歸方式形成，若自我迴歸與移動平均同時並存，則該模型的差會存在序列相關，而違反殘差項須符合白噪音 (white noise) 的條件，故Dickey & Fuller在迴歸方程式中加入P期落差項，稱之為ADF單根檢定，其檢定模型如下：

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \beta t + \lambda Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{公式3-2})$$

其中虛無假設為 $H_0: \lambda = 0$ ，若原始時間序列檢定之結果為拒絕虛無假設 (H_0)，則表示該時間序列不具單根，呈現定態而可作為模型建立的基礎。

如果檢定之結果無法拒絕虛無假設，則須進行一次差分，然後再將差分結果以ADF方式檢定一階差分後的時間序列是否呈定態；若其檢驗結果為拒絕虛無假設，便可得知此原始數列為 $I(1)$ ；在進行共整合測試之前，必須先確定各時間序列為相同整合級次。

一般ADF檢定法中對於最適落後期數選定的準則有以下二種：

1. SBC準則：由Schwartz(1978)衍生自貝式法提出，選取SBC(Schwarz Bayesian Criterion)值最小者為最適落後期。
2. AIC準則：由Akaike(1973)由最大概似函數法的概念所發展出來，係以AIC值最小者為最適落後期。

由於DF檢定法之限制較多，且不允許誤差項存在自我相關性，而ADF檢定因已透過最適落後期數的選擇將殘差項序列的問題予以清除，因此本研究擬採用ADF檢定法。另依據Engle and Yoo(1987)之建議，因AIC準則對最適落後期的選擇效果較佳，故在計量實證分析需選取最適落後期時較常被採用，故本研究在選取最適落後期數時亦將採AIC

準則。

二、 共整合檢定

共整合之理念源自經濟學中的均衡(Equilibrium)，絕大多數的經濟學者皆認為，任何偏離均衡的狀態皆為暫時性，最終仍會達到均衡，若能確定均衡狀態為何，則就算無法掌控未來，至少能預知。共整合的概念係承接整合齊次(Integration)，基本概念為個別變數的均衡狀態雖然無法掌握，但只要能預測各變數之間的均衡點為何就已經足夠。

共整合理論是由Engle and Granger等於1987所研究出的計量模式，用於探討變數間是否具備長期均衡關係，如果數個變數間短期雖失衡，但長期而言仍會恢復均衡狀態，即可稱變數間具備共整合關係。Engle and Granger指出：如果數個非定態的時間數列之間存有恆定的線性組合(linear combination)時，即具備長期的均衡關係，表示變數雖會因短暫的衝擊波動而偏離均衡水準，但隨著時間的經過，偏離情形會逐漸消失而回歸均衡。由於大部分時間序列之變數性質為非定態，故須針對變數取差分使其性質轉為定態，然而差分後的資料將會喪失長期特性，而共整合概念檢定之用途及為解決此類問題。

Granger and Engle於1987年提出的「共整合」觀念是以二階段(two-stage)最小平方法(OLS)來估計共整合向量。以測試二組時間序列是否符合共整合假說，其 $H_0: X_t$ 與 Y_t 不具整合，其中

$$X_t \sim I(d)$$

$$Y_t \sim I(d)$$

$$X_t = a + cY_t + u_t$$

$$\Delta u_t = -\rho u_{t-1} + \varepsilon_t$$

u_t 為共整合迴歸式中第 t 期的殘差值，可對 u_t 進行Dickey-Fuller的單根檢定，如果檢定結果的值異於零且為顯著，可判定 u_t 為定態性數列，亦即接受 X_t 與 Y_t 兩者為共整合之對立假設。然兩階段最小平方法亦有缺點，例如僅能估出一種共整合關係，但實際上變數間存在之共整合關係卻可能不只一個、以小樣本進行二階段最小平方法所得到的參數估計有顯著的偏誤及檢定的統計量極限分配不佳等。

有鑑於二階段最小平方法存在上述缺失，Johansen(1988,1991)及Johansen and Juselius(1990)提出最大概似估計檢定法(Maximum Likelihood Estimation)，以補二階段最小平方法不足之處，其主要是由以下兩目的所形成：

1. 透過具獨立高斯誤差之自我迴歸過程，求出共整合向量的最大概似估計式 (maximum likelihood estimators)。
2. 透過概似比檢定 (a likelihood ratio test) 來決定共整合向量的數量。

接下來將Johansen共整合檢定法概略說明如下：

首先，假設變數 X_t 為 $N \times 1$ 的 $I(1)$ 數列，而以向量自我迴歸(VAR)模型表示為(公式3-3)：

$$X_t = \pi_1 X_{t-1} + \dots + \pi_k X_{t-k} + \mu + \varepsilon_t \quad t=1, 2, \dots, T \quad (\text{公式3-3})$$

接著，令 L 為落後運算元(log operator)， $\Delta=1-L$ 為差分運算分子，則(公式3-3)經過一次差分後為：

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \Gamma_k \Delta X_{t-k-1} + \Pi X_{t-k} + \mu_t \quad (\text{公式3-4})$$

其中， $\Gamma_i = -I + \Pi_1 + \Pi_2 + \dots + \Pi_k \quad i=1, 2, \dots, k-1$

$$\Pi = -I + \Pi_1 + \Pi_2 + \dots + \Pi_k$$

而 Π 為 $N \times N$ 之長期衝擊矩陣(long-term impact matrix)，囊括所有隱含於 X_t 中之長期資訊的集合；而其秩數(rank)，決定了 X_t 之間所存在的共整合向量數目。然而關於 Π 的秩數可能有以下三種：

1. $\text{Rank}(\Pi)=p$ ，即當 Π 為全秩(full rank)時，表示向量 X_t 為恆定數列，不符合 $I(1)$ 的要求。
2. $\text{Rank}(\Pi)=0$ ，即當 Π 為零秩時，表示變數間不具有長期共整合的關係，此即未受限制(unrestricted)之VAR模型。
3. $0 < \text{Rank}(\Pi)=r < p$ ，即當有 r 個共整合向量時，表示 Π 可分解為 $\Pi = \alpha\beta'$ ， α 為誤差修正係數的矩陣(matrix of error correction coefficient)， β' 則為共整合向量的矩陣(matrix of cointegration vector)。

Johansen最大概似估計法之估計步驟如下：

首先，估計下列兩條迴歸式：

$$\Delta X_t = c + \beta_{01} \Delta X_{t-1} + \dots + \beta_{0k} \Delta X_{t-k} + R_{0t} \quad (\text{公式3-5})$$

$$X_{t-1} = d + \delta_{11} \Delta X_{t-1} + \dots + \delta_{1k} \Delta X_{t-k} + R_{1t} \quad (\text{公式3-6})$$

由上述(公式3-5)(公式3-6)中所得之殘差項分別為 R_{0t} 與 R_{1t} ，再以 R_{0t} 對 R_{1t} 進行迴歸，所得之係數為 Π 。

共整合向量 β 的最大概似估計，即可透過解以下方程式之特徵根(exigent-value)而得到：

$$|\lambda S_{kk} S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k}| = 0 \quad (\text{公式3-7})$$

由(公式3-7)中所得之顯著特徵根數目 i ，即可導出以下兩種檢定共整合向量 r 的方法：

1. 軌跡檢定法(trace test)，如(公式3-8)

$$\text{Trace統計量} = -T^* \sum_{i=q+1}^n \ln(1-\lambda_i) \quad (\text{公式3-8})$$

軌跡檢定法之虛無假設為變數間至少存在 q 個共整合向量，即 $H_0: r \leq q$ ；若結果為拒絕虛無假設，就代表 N 個變數之間至少有 q 種長期共同趨勢。

2. 最大特徵根檢定(maximum exigent-value test)，表示為(公式3-9)

$$\lambda_{\max} = \ln(1-\lambda_{r+1}) \quad (\text{公式3-9})$$

此方法之虛無假設為變數間具有 q 個共整合向量，即 $H_0: r = q$ 。

上述兩種檢定方法都是假設變數間無共整合關係，亦即 $r=0$ ，如果結果為拒絕虛無假設，再依次增加向量個數後再進行一次檢定，持續至完全無法拒絕假設為止。故若檢定之結果為存在一個或多個顯著的特徵根，則表示變數間具長期穩定的均衡關係。

本研究擬採Johansen and Juselius(1990)所提出之最大概似估計檢定法(Maximum Likelihood Estimation)來來進行共整合檢定。

三、 迴歸分析

迴歸分析 (Regression Analysis) 主要用以探討各變數間是否存在特定關係、了解變數間是否相關以及相關的方向與強度，建立研究模型，透過觀察特定變數來解釋和預測擬探討之變數。一般而言，迴歸分析模型為 Y(應變數)與 X(自變數)兩者之間關係的模型，由於迴歸方程式為線性關係，故可透過分析自變數的變動，會導致應變數產生多大的變動，從而對未來的變動做出預測。迴歸分析可分為單變量迴歸(Univariate):即一個因變數對一個或數個自變數進行迴歸分析和多變量迴歸(Multivariate):即多個因變數對一個或數個自變數進行迴歸分析。其中單變量迴歸又可分為三種類型:1.線性迴歸(Linear Regression);2.非線性迴歸(Nonlinear Regression);3.其他類型迴歸。本文僅就單變量迴歸分析中的線性迴歸(Linear Regression)關係進行討論。

線性迴歸分為簡單(Simple)線性迴歸與多元(Multiple)線性迴歸兩種，簡單線性迴歸目的為探討一個應變數和一個自變數的關係，多元線性迴歸則為探討一個應變數和多個自變數間的關係，然兩者的迴歸模型均為線性關係。迴歸分析之函數關係如下

$$Y = f(X_1, X_2, \dots, X_n)$$

當 $n=1$ 時，稱為簡單迴歸(Simple Regression)；當 $N \geq 2$ 時，稱為多元迴歸(Multiple Regression)，或稱為複迴歸。

在迴歸分析中，判定係數 R^2 (Coefficient of Determination) 為總變異中可透過迴歸分析解釋之百分比，即模型配適度(Goodness of Fit)指標，其值為迴歸平方和(Sum of Squares due to Regression, SSR)對總平方和(Sum of Squares Corrected Total, SST)之比值即：

$$R^2 = \frac{SSR}{SST} = 1 - \frac{SSE}{SST}, 0 \leq R^2 \leq 1$$

其中，SSE為誤差平方和(Sum of Squares Error, SSE)

R^2 值介於0和1之間，如果自變數X對應變數Y的解釋能力越強，則判定係數 R^2 會越趨近於1；反之則 R^2 會趨近於0。此外，迴歸係數中的t值，代表自變數和應變數之間是否具有顯著的直線關係，或自變數是否顯著影響應變數。當t值顯著時，即自變數和應變

數存在顯著的直線關係，或自變數顯著的影響應變數。

第二節 實證模型設定

一、考量總體經濟面因素

$$\begin{aligned}
 SINYI_i^J = & \alpha_0 + \sum_{i=0}^{n1} \alpha_{1,i} \ln RATE_{t-i} + \sum_{i=0}^{n2} \alpha_{2,i} \ln CPI_{t-i} + \sum_{i=0}^{n3} \alpha_{3,i} \ln FX_{t-i} \\
 & + \sum_{i=0}^{n3} \alpha_{4,i} \ln SALARY_{t-i} + \sum_{i=0}^{n4} \alpha_{5,i} \ln IP_{t-i} + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{公式 3-10}$$

變數定義：

$J=N$ (台北市)、 M (台中市)、 S (高雄市)

$SINYI_i^J$: 為信義房價指數

ε_t : 為 P_i^J 迴歸式殘差項

$RATE$: 為五大行庫平均房貸利率

CPI : 為消費者物價指數

FX : 為新台幣兌美元匯率

$SALARY$: 為經常性平均薪資

IP : 為工業生產指數

二、考量產業面因素

$$\begin{aligned}
 SINYI_i^J = & \beta_0 + \sum_{i=0}^{n1} \alpha_{6,i} \ln RI_{t-i} + \sum_{i=0}^{n2} \alpha_{7,i} \ln UL_{t-i}^J + \sum_{i=0}^{n10} \alpha_{8,i} \ln LOAN_{t-i} \\
 & + \varepsilon_N \tag{公式 3-11}
 \end{aligned}$$

變數定義：

$J=N$ (台北市)、 M (台中市)、 S (高雄市)

RI : 為租金指數

UL^J ：為新核發住宅使用執照數

$LOAN$ ：為建築貸款餘額

三、考量政策面因素設定

$$SINYI_i^J = \gamma_0 + \sum_{i=0}^{n11} \alpha_{9,i} LT_t + \sum_{i=0}^{n12} \alpha_{10,i} APR_t + \varepsilon_t \quad (\text{公式 3-12})$$

變數定義：

LT ：為虛擬變數奢侈稅(Luxury tax)。

APR ：為虛擬變數不動產交易將實價登錄制度(Actual Price Registration)。

四、考量綜合面因素

$$SINYI_i^J = \alpha_0 + \sum_{i=0}^{n1} \alpha_{1,i} \ln RATE_{t-i} + \sum_{i=0}^{n2} \alpha_{2,i} \ln CPI_{t-i} + \sum_{i=0}^{n3} \alpha_{3,i} \ln FX_{t-i} + \sum_{i=0}^{n3} \alpha_{4,i} \ln SALARY_{t-i} + \sum_{i=0}^{n4} \alpha_{5,i} \ln IP_{t-i} + \sum_{i=0}^{n1} \alpha_{6,i} \ln RI_{t-i} + \sum_{i=0}^{n2} \alpha_{7,i} \ln UL_{t-i} + \sum_{i=0}^{n10} \alpha_{8,i} \ln LOAN_{t-i} + \sum_{i=0}^{n11} \alpha_{9,i} LT_t + \sum_{i=0}^{n12} \alpha_{10,i} APR_t + \varepsilon_t \quad (\text{公式3-13})$$

變數定義：

$J=N$ (台北市)、 M (台中市)、 S (高雄市)

$SINYI^J$ ：為信義房價指數

ε_t ：為 P_i^J 迴歸式殘差項

$RATE$ ：為五大行庫平均房貸利率

CPI ：為消費者物價指數

FX ：為新台幣兌美元匯率

$SALARY$ ：為經常性平均薪資

IP ：為工業生產指數

RI: 為租金指數

UL^J: 為新核發住宅使用執照數

LOAN: 為建築貸款餘額

LT: 為虛擬變數奢侈稅(Luxury Tax)

APR: 為虛擬變數不動產交易將實價登錄制度(Actual Price Registration)

五、各自變數對房價模型之預期關係列示如表3.1

表3.1 各自變數對房價模型之預期關係

變數類別	自變數名稱	預期與房價方向
總體經濟面	<i>RATE</i> : 五大行庫平均房貸利率	(-)
	<i>CPI</i> : 消費者物價指數	(+)
	<i>FX</i> : 新台幣兌美元匯率	(-)
	<i>SALARY</i> : 經常性平均薪資	(+)
	<i>IP</i> : 工業生產指數	(+)
不動產產業面	<i>RI</i> : 租金指數	(+)
	<i>UL</i> : 新核發住宅使用執照數	(-)
	<i>LOAN</i> : 建築貸款餘額	(+)
政策面	<i>LT</i> : 奢侈稅實施的時間點	(-)
	<i>APR</i> : 實價登錄實施的時間點	(-)

註：(+)表同向變動，(-)表反向變動。

第四章 實證結果與分析

第一節 研究資料來源與說明

一、研究資料來源

本研究主要是以台灣地區北(台北市)、中(台中市)、南(高雄市)三個地區為研究對象，透過總體經濟面、不動產產業面和政府政策面，包含利率(RATE)、消費者物價指數(CPI)、新台幣兌美元匯率(FX)、經常性平均薪資(SALARY)、工業生產指數(IP)、租金指數(RI)、新核發住宅使用執照數(UL)、建築貸款餘額(LOAN)、奢侈稅(LT)及實價登錄(APR)等十個變數對上述三個地區房價指數變動是否會產生影響，若有影響再進一步探討不同地區的影響是否存在差異。而因樣本取樣區間適逢台中縣市及高雄縣市之縣市合併，為使樣本數據符合一致性，故台中市的數據樣本包含縣市合併前原屬於台中縣之資料，高雄市的樣本數據包含縣市合併前原屬於高雄縣的資料。同時，為了提高研究測試之精確度，將於進行迴歸分析前，先行對樣本資料進行下列處理與調整：

- (一)就各變數取自然對數，以避免因資料單位的不同或數據中有極端的資料值而影響分析結果。
- (二)對於具有高度季節性因素之變數資料，先以移動平均法將季節因素排除，讓變數資料僅存趨勢及循環因素。
- (三)本研究對於過去文獻具有解釋力之變數納入模型探討，不考慮自變數間之關係。
- (四)本研究以 EViews 統計軟體進行實證研究，採用的各變數名稱、資料型態及資料來源整理如表 4.1。

表 4.1：變數名稱、資料型態及來源

分類	資料名稱	單位	資料類型	資料來源
研究對象	房價指數(SINYI)	指數	月資料	CIP 商品行情網
總體經濟面	利率(RATE)	%	月資料	金融統計月報
	消費者物價指數(CPI)	指數	月資料	中華民國統計資訊網
	新台幣兌美元匯率(FX)	元	月資料	CIP 商品行情網
	經常性平均薪資(SALARY)	元	月資料	中華民國統計資訊網
	工業生產指數(IP)	指數	月資料	Cmoney
產業面	租金指數(RI)	指數	月資料	內政部不動產資訊平台
	新核發住宅使用執照數(UL)	戶	月資料	金融統計月報
	建築貸款餘額(LOAN)	百萬元	月資料	金融統計月報
政策面	奢侈稅(LT)	-	月資料	虛擬變數
	實價登陸(APR)	-	月資料	虛擬變數

二、研究資料說明

(一) 信義房價指數(SINYI)

信義房價指數係信義房屋委託美國西維吉尼亞大學周昆教授，以該公司成交資料庫資料所編製而成之中古屋價格指數，自1994年起每季發布，僅代表中古屋市場價格之波動，未含預售屋。信義房價指數係以特徵價格函數理論 (Hedonic Price Theory)來衡量中古屋房價的變動，因將不動產之異質性固定，故對於房價變動趨勢的描述相對上較其他

價格指數或分析方式更為準確。由於中古屋具備「現況交屋」、「現買現用」等特性，較能真實表現出市場上對房屋的需求，而且座落區段佳的中古屋與預售產品相較存在著價差，因此較能令買方出手，故中古屋價格的變動對於預測房價變動應有參考性。

(二)利率(RATE)

利率(Interest Rates)代表使用資金的成本。就建商而言，推案需投入龐大資金、然回收期長達數年之久，因此亟需銀行融資上的協助，故利率的高低關係著業者的推案成本，如果市場利率低廉，會提高建商向銀行融資的意願及金額，還可避免其資金積壓於某一建案上，在資金運用更靈活下，有助推案量增加。而就自住型購屋者而言，利率為因購屋而向銀行貸款所需付出的成本，利率愈低廉，民眾所背負的房貸壓力相對較輕，能夠提升其購屋的意願。而就投資客而言，利率為其取得投資資金之成本，投資客若能取得成本低廉的資金來投資不動產，會提高其投資意願，使得投資性買盤增加，不僅助長房市炒作歪風，導致房價上漲。由此可知，不動產產業對利率的敏感性相當高，雖說房價上漲並非僅由利率單一因素造成，其卻是影響房價主要因素之一。張金鶚說過，泡沫破裂不見得是看建商，每人持有房地產的資金成本都不同，未來通膨上升，利率一定上調，當房貸利率來到4~5%，成本就提高1倍，就有資金壓力⁹。本研究中將以五大銀行（台銀、合庫銀、土銀、華銀及一銀）新承做房貸利率為變數樣本，預期利率上升會導致房價下跌。

(三)消費者物價指數(CPI)

消費者物價指數(CPI)係反映產品及勞務價格所統計出來的物價變動指標，反映消費物價的平均水準，其統計項目包含食物、衣著、居住、交通、醫藥保健、教養娛樂、雜項等七大類。CPI 過高雖會導致惡性通膨，不利於經濟和消費，然而 CPI 卻並非越低越好，CPI 年增率若長期持續衰退，代表景氣蕭條，將影響企業及民眾投資及消費意願，產生通縮，形成惡性循環，事實上，適度溫和的通膨(通常為 2~3%)才是健康的。物價上漲除會降低消費者購買力外，還會因原物料價格上漲，使房地產的成本及價格上漲，且

⁹ 資料來源:Money 錢雜誌，顏炳立 PK 張金鶚 台灣房市多空激辯，2011.06.02

若通膨過高，民眾在預期物價將上漲的心理下，為避免貨幣貶值將會選擇購置黃金、房地產等傳統上被視為較為保值的物品，故通膨的變化，對房地產市場應有影響，預期其影響為正向，即CPI上升會導致房價上漲。

(四)匯率(FX)

外匯匯率 (Rate of Foreign Exchange) 簡稱為匯率 (exchange)，即外匯市場上本國貨幣與他國貨幣的兌換比率，即兩種貨幣間的交換比率。匯率的標示法可以本國貨幣為基準，即每單位本國貨幣可兌換若干外國貨幣來表示，也可以外國貨幣為基準，即每單位外國貨幣能兌換多少本國貨幣來表示，例如一美元可兌換新台幣三十元，則美元與新台幣的匯率即為 1：30。匯率的主要作用在於可表示或衡量本國貨幣對外的價值，而作為外匯買賣的依據。此外，進、出口商也可依照市場的匯率報價來作為計算成本與預期收益的基礎，使國際貿易得以進行。匯率的變動是由供需法則所決定，其中供給面主要來源為經常帳的盈餘與外國資金的流入，需求面則是來自於經常帳的赤字與國內資金的流出。若討論匯率變動對不動產市場的可能影響，新台幣升值短期內往往會吸引國外資金流入本國市場進行投資及套利，且外銷廠商可能會拋售持有之外匯部位或將外幣存款解約轉為持有新台幣，導致市場資金增加而流入不動產市場，增加不動產的炒作，進而促使房價上漲；而新台幣貶值對房價的可能影響則為相反。

(五)經常性平均薪資(SALARY)

經常性薪資指受僱員工每月可獲得的工作報酬，內容包括本薪、按月給付的固定津貼及按月發放之工作獎金¹⁰等，以上均未扣除所得稅、保險費及工會會費。對受僱者來說，薪資是雇主所給予的勞動報酬，對雇主而言，薪資為使用勞動而需付出的成本，故為勞動市場的重要指標之一。經常性平均薪資增加，代表可支配所得的增加，預期將會提升購屋意願，增加不動產需求，而使房價產生上升。

(六)工業生產指數(IP)

工業生產指數(Industrial Production Index)可以顯示出一個國家的生產概況，在某種

¹⁰所謂工作獎金包含生產獎金、績效獎金及業績獎金

程度上能夠反映出一個國家整體經濟的榮枯與循環情況。一個國家之經濟情況的榮衰原本應該透過國內生產毛額(GDP)來判斷，但是由於我國行政院主計總處所公布之國內生產毛額(GDP) 資料型態為季資料，與本研究中其他變數資料型態不同，為使得研究資料之樣本有一致性，因此本研究中將以資料型態同樣為月資料之工業生產指數(IP)作為國內生產毛額(GDP)的替代變數，預期工業生產指數(IP)上升顯示未來國內景氣之預期較佳，民眾對未來將持較樂觀之態度，較有意願購置不動產，可能帶動房價上漲。

(七)租金指數(RI)

租金指數(Rent Index)是一個全國性統計指數，編製方式係由行政院主計處採拉式指數方式編制，目前基期為民國100年 = 100，統計資料的來源為各縣市主計室。基隆市等8個主要都會區調查頻率為每月查價3次(每旬逢5之日)或9次(每旬逢2、5、8之日)，而宜蘭縣等8個次要都會區調查頻率為每月查價1次(每月15日)或3次(每旬逢5之日)，指數計算方式係先將各查價地區價比以地區權數加權得到項目價比，再以項目權數加權即得指數。租金可以視為不動產持有者所得到的報酬，報酬率增加會提高持有不動產的意願。此外，租金若持續上漲，在租賃成本與房貸相差無幾下，將增加租屋者購屋的誘因，故租金變動應會經由影響不動產的供給面與需求面，租金上漲會帶動房價上漲。

(八)新核發住宅使用執照數(UL)

建物建造完成並辦理保存登記後，尚須申請使用執照(Usage Licenses)後方可供居住使用，故新核發住宅使用執照數量的多寡，某種程度上可視為代表市場供給量的多寡，所以與房價的變動應有密切相關。不動產業景氣復甦時，申請房屋建築數量會持續增加，建築物使用執照核發量及房屋買賣交易量亦可能增加。而當不動產業景氣前景不佳時，會影響建商推案意願，申請房屋建築面積及核發建築物使用執照件數會減少，即代表房屋建築數量及供給量減少。本研究預期新核發住宅使用執照數會帶動房價下跌。

(九)建築貸款餘額(LOAN)

一般而言，銀行對房地產業的建築融資(Construction Loan)貸款餘額與該產業之景氣展望息息相關。若整體產業未來趨勢向上，則預期房價可能上漲，建商推案積極，不僅

可能使不動產供給量增加，建築融資放款量會隨之增加；反之若前景看壞時，則房價走勢亦應為下跌，銀行會採取緊縮放款，在資金減少下，勢必影響建商推案的數量，可能使不動產供給量減少，故從銀行對不動產建築融資放款餘額之變動，除可推測房地產業景氣之盛衰外，亦可作為房價走勢及市場供給量變動的推論依據之一。本研究預期建築貸款餘額增加表示未來房價可能上漲。

三、研究資料時間序列趨勢圖

(一) 北中南房價指數之時間趨勢圖¹¹

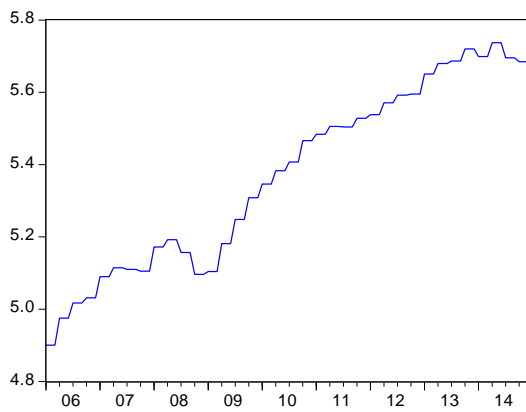


圖4.1 台北市房價指數時間趨勢圖

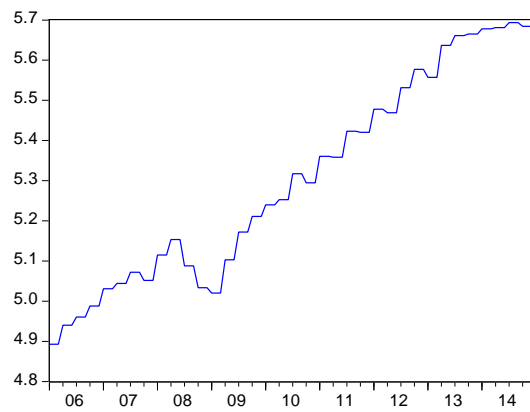


圖4.2 台中市房價指數時間趨勢圖

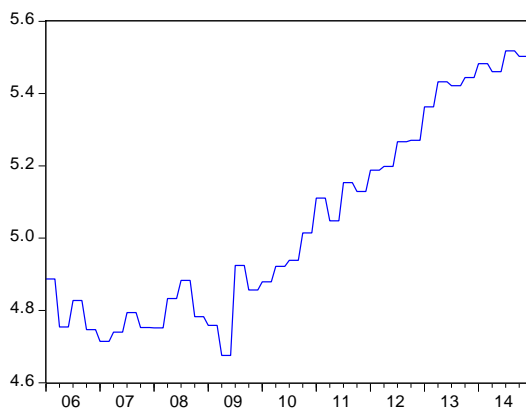


圖4.3 高雄市房價指數時間趨勢圖

¹¹ 資料來源：CIP 商品行情網 <http://cip.chinatimes.com/>

(二) 總體經濟面變數之時間趨勢圖¹²

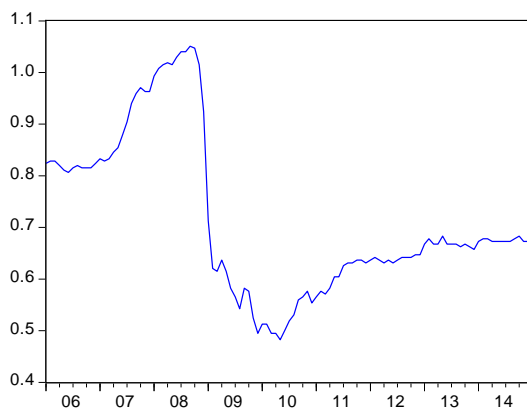


圖4.4 五大行庫新承做放款利率時間趨勢圖

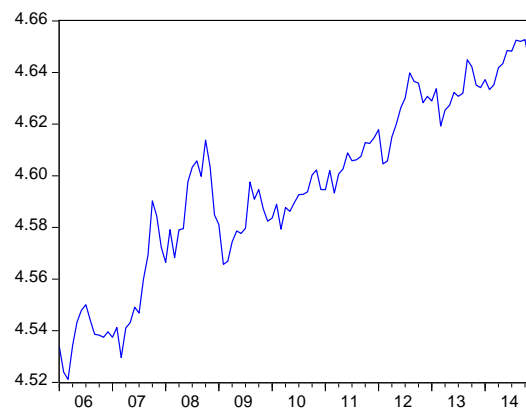


圖4.5 消費者物價指數時間趨勢圖

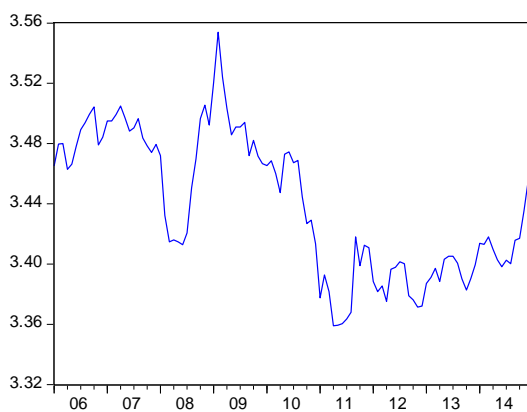


圖4.6 新台幣兌美元匯率時間趨勢圖

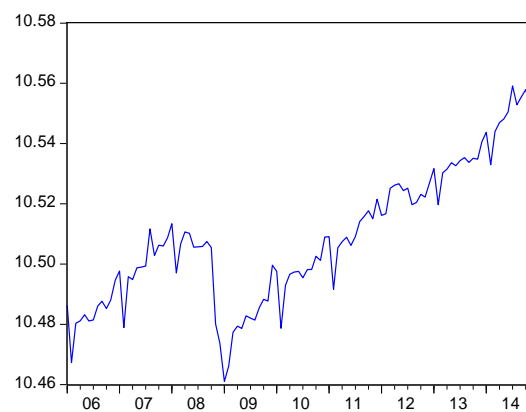


圖4.7 經常性平均薪資時間趨勢圖

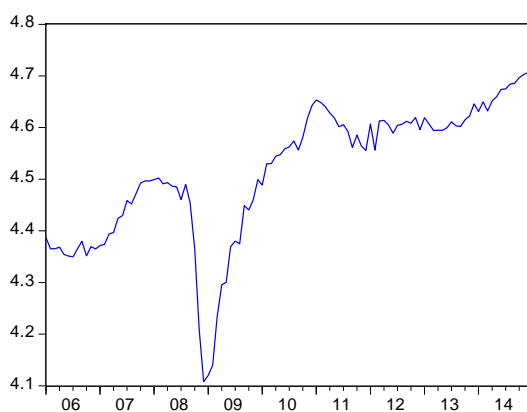


圖4.8 工業生產指數時間趨勢圖

¹²資料來源：中華民國統計資訊網 <http://www.stat.gov.tw/>、CIP 商品行情網 <http://cip.chinatimes.com/>、金融統計月報、Cmoney

(三) 不動產產業面之時間趨勢圖¹³

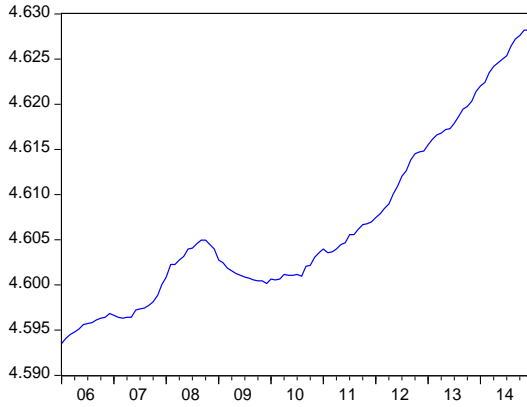


圖4.9 租金指數時間趨勢圖

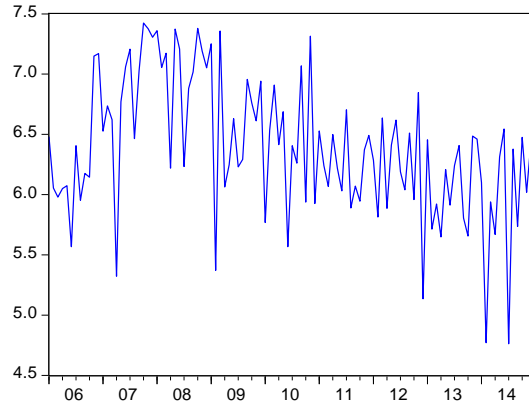


圖4.10 台北市核發使照數時間趨勢圖

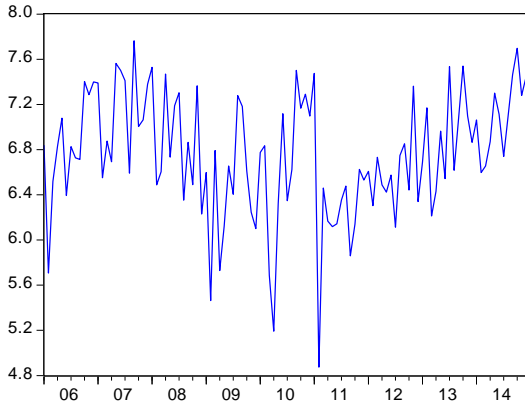


圖4.11 台中市核發使照數時間趨勢圖

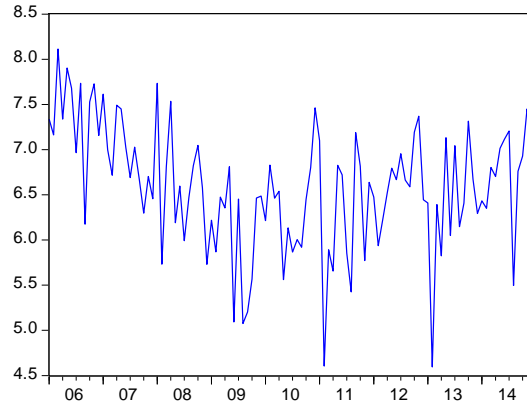


圖4.12 高雄市核發使照數時間趨勢圖

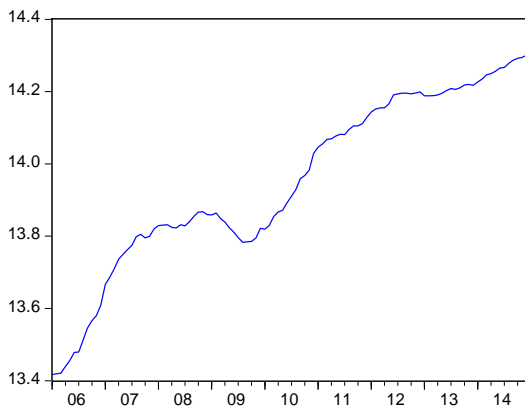


圖4.13 建築貸款餘額時間趨勢圖

¹³金融統計月報、內政部不動產資訊平台 <http://pip.moi.gov.tw/V2/Default.aspx>

第二節 ADF 單根檢定與敘述統計量

一、單根檢定(Unite Root Test)

為簡化模型設定，古典計量經濟模型在進行統計推估時，大多假設模型中之估計變數為定態時間序列，然後再以最小平方法來進行迴歸分析，但事實上並非所有估計變數皆屬於定態時間序列，因此，為了避免變數之時間序列為非定態，但卻仍逕以最小平方法來推估變數間的線性迴歸關係，因而產生虛假迴歸(spurious regressions)的情形，造成估計的結果不具意義，故在進行迴歸分析前，往往會先針對模型中之時間序列變數進行單根檢定，以確定其是否為定態，方能確保估計與分析結果具意義。如果檢定所得之結果為拒絕具單根之虛無假設，即代表該序列為定態的I(0)序列；但如果檢定所得之結果是無法拒絕具單根之虛無假設時，則表示該序列為非定態，此時須先將其予以差分，如果經過一階差分程序後便由非定態轉變成定態，稱之為I(1)時間序列。本研究選擇以ADF單根檢定法來檢定變數是否為定態。由第一節中各變數時間趨勢圖可得知各變數都包含截距和趨勢項，因此本研究將採有趨勢及截距(Trend and Intercrpt)之單根檢定，若檢定所得之結果為拒絕虛無假設，即不存在單根，若檢定所得之結果為無法拒絕虛無假設，則再進行一階差分程序來確認該資料是否為定態序列。

單根檢定結果詳如表4.2所列，就原始水準值而言，所有變數在5%顯著水準標準下，皆無法拒絕虛無假設 H_0 ：序列資料具單根，意即代表所有時間序列資料皆為非定態，故無法直接進行迴歸分析，此時須將全部變數予以一階差分後，結果結果除建築貸款餘額為10%顯著水準標準下外，其餘變數的檢定結果皆在5%顯著水準標準下，拒絕虛無假設 H_0 ：序列資料具單根，此結果表示經過一階差分後，所有變數序列資料皆已由非定態轉變成定態，此時可以就該序列資料進行迴歸分析。

表 4.2 各變數單根檢定結果

變數	原始水準值	一階差分
	t-Statistic[P-value]	t-Statistic[P-value]
<i>SINYI^N</i>	-1.084392[0.7198]	-4.293011[0.0008] ***
<i>SINYI^M</i>	-0.643950[0.8550]	-11.29290[0.0000] ***
<i>SINYI^S</i>	0.026806[0.9583]	-10.39517[0.0000] ***
<i>RATE</i>	-1.851691[0.3539]	-5.958065[0.0000] ***
<i>CPI</i>	-1.446984 [0.5566]	-10.91144[0.0000] ***
<i>FX</i>	-1.604253[0.4769]	-9.085766[0.0000] ***
<i>SALARY</i>	-0.580964[0.8692]	-14.11057[0.0000] ***
<i>IP</i>	-1.944660[0.3109]	-7.390065 [0.0000]***
<i>RI</i>	0.896161[0.9951]	-3.424550[0.0122] **
<i>UL^N</i>	0.043495[0.6944]	-7.732126 [0.0000]***
<i>UL^M</i>	0.241181[0.7543]	-9.528957 [0.0000]***
<i>UL^S</i>	-0.567015[0.4693]	-7.986336 [0.0000]***
<i>LOAN</i>	-1.885668[0.3379]	-2.744171 [0.0701]*

註 1.SINYI:信義房價指數；RATE：五大行庫平均房貸利率；CPI：消費者物價指數；FX：新台幣兌美元匯率；SALARY：經常性平均薪資；IP：工業生產指數；RI：租金指數；UL：新核發住宅使用執照數；LOAN：建築貸款餘額；N(台北市)、M(台中市)、S(高雄市)。

2.*、**和***分別代表 10%、5%和 1%顯著水準下，拒絕有單根的虛無假設。

二、敘述統計量

本研究中所用之變數資料皆已取自然對數，為瞭解原始資料的基本特性，將透過計算平均數、標準差、偏態係數、峰態係數與常態分配檢定之P-value統計量，做為分析資料基本特性之工具。

由表4.3各地區房價指數變動之敘述統計量可發現在三個研究地區中以高雄市的標準差數值最大，這表示高雄市房價指數波動幅度最大，而台北市的標準差最小，表示其

房價指數的波動度最小，為北、中、南三個地區中最为穩定者；另偏態係數係用以描述一個分配偏離對稱性的情形，在對稱性的分配中，中位數、平均數、眾數位置都相同，若具有偏態即為不對稱的分配，表4.3三個地區中台北市的偏態係數為負數，即呈現左偏分配，代表未來房價展望不佳，台中市及高雄市的偏態係數皆為正數，即呈現右偏分配，即未來房價趨勢看漲；峰態係數則是用來衡量時間序列分配的集中程度，峰度共有三種：常態峰、高狹峰及低闊峰，由表4.3中可知台北市、台中市和高雄市的峰態係數都小於3，屬於低闊峰，表示極端事件出現的機率較常態分配預測低。此外，JB值係用以檢定資料是否為常態分配，表4.3中三個地區JB值的P值都 <0.05 ，皆為非常態分配。

表 4.3 各地區房價指數變動之敘述統計量

房價 統計量	台北市	台中市	高雄市
平均數	5.368824	5.301603	5.039667
中位數	5.395098	5.273854	4.931676
最大值	5.737217	5.693530	5.518015
最小值	4.900374	4.892602	4.675442
標準差	0.254632	0.256152	0.273246
偏態係數	-0.105704	0.163520	0.443379
峰態係數	1.603269	1.640199	1.747445
JB 值	8.979981	8.802061	10.59855
P 值	[0.011221]	[0.012265]	[0.004995]
樣本數	108	108	108

註:1.偏態係數大於0為右(正)偏態，小於0為左(負)偏態。

2.峰態係數大於3為高狹峰，小於3為低闊峰，等於3為常態峰。

3.JB 值為常態分配檢定，若 P 值 <0.05 為非常態分配

第三節 Johansen共整合檢定

以往的研究大多使用差分後的定態序列進行迴歸估計，來探討變數間的影響關係，以解決非定態時間序列資料的統計特性會隨時間經過而產生變動的問題，然此方式容易遺漏或隱藏變數間的長期均衡訊息，導致迴歸估計式無法充分反映所有訊息，因而產生模型的解釋能力下降及參數估計結果謬誤等情形。而共整合檢定可以將非定態的時間序列資料，透過適當的線性組合後轉變成定態，但因未經差分，故原始數據得以保留，故能進一步分析變數間之長期關係。本研究以Johansen and Juselius之最大概似估計法來對共整合向量的個數予以估計及檢定，探討各變數間是否具有長期共整合的關係，若有，則可逕以原始資料進行迴歸分析；若否，則需採用差分後之資料來進行估計。最大概似估計法中的檢定統計量有兩種，即軌跡檢定統計量(Trace statistic)和最大特性根 λ_{max} 統計量(Max-Eigen statistic)，兩者的假設皆為各變數間不具備共整合關係，如果檢定所得之結果為存在一個或多個顯著的特徵根，即表示各變數間存在長期穩定的均衡關係。

共整合檢定之首要條件為各變數階次須一致，故本研究在進行共整合檢定前，已先行就模型中之所有變數進行單根檢定，所得結果為所有變數均無法在至少5%的顯著水準之下拒絕具有單根的虛無假設，表示所有變數皆為非定態序列，但予以一階差分後，已全部變成定態序列，此結果符合共整合檢定之變數階次需相同之必要條件，故可進行共整合檢定。

一、台北市之共整合檢定

由表4.4實證結果發現，Johansen and Juselius之最大概似估計法的軌跡檢定統計量與最大特性根 λ_{max} 統計量兩者所得之結論相同，即台北市的房價指數在5%的信心水準下拒絕了「至多一組共整合向量」($H_0: \text{rank}(\Pi) = 1$)的虛無假設，然接受了「至多二組共整合向量」($H_0: \text{rank}(\Pi) = 2$)的虛無假設，此實證結果表示台北市的房價指數存在著二組共整合關係，即表示各變數間存在長期穩定的均衡關係。

表4.4：台北市房價指數與總體經濟面、產業面與政策面之Johansen共整合檢定

地區	虛無假設	軌跡檢定		最大特性根	
		Trace statistic	P-value	Max-Eigen statistic	P-value
台北市	rank(II)=	291.8517	0.0000***	74.50461	0.0007***
	rank(II)=	217.3471	0.0000***	58.93137	0.0093***
	rank(II)=2	158.4158	0.0001***	44.88226	0.0693*
	rank(II)=3	113.5335	0.0017***	36.00529	0.1340
	rank(II)=4	77.52821	0.0106**	27.75085	0.2252
	rank(II)=5	49.77735	0.0326**	25.07681	0.1013
	rank(II)=6	24.70054	0.1724	16.41868	0.2013
	rank(II)=7	8.281866	0.4358	4.853471	0.7602
	rank(II)=8	3.428394	0.0641	3.428394	0.0641

註:1.*, **, ***分別表示 10%, 5%, 1%的顯著水準。

2.rank(II)代表共整合向量的個數。

二、台中市之共整合檢定

由表4.5實證結果發現，軌跡檢定統計量與最大特性根 λ_{max} 統計量兩者所得之結論相同，即台中市的房價指數在5%信心水準下拒絕「至多三組共整合向量」($H_0: \text{rank}(\Pi) = 3$)的虛無假設，然接受「至多四組共整合向量」($H_0: \text{rank}(\Pi) = 4$)的虛無假設，此結果表示台中市的房價指數存在四組共整合關係，即表示各變數間存在長期穩定的均衡關係。

表4.5：台中市房價指數與總體經濟面、產業面與政策面之Johansen共整合檢定

地區	虛無假設	軌跡檢定		最大特性根	
		Trace statistic	P-value	Max-Eigen statistic	P-value
台中市	rank(II)=	333.3540	0.0000***	91.50963	0.0000***
	rank(II)=	241.8444	0.0000***	70.98214	0.0003***
	rank(II)=	170.8622	0.0000***	61.51445	0.0006***
	rank(II)=	109.3478	0.0042***	44.43968	0.0151**
	rank(II)=4	64.90810	0.1158	24.14420	0.4451
	rank(II)=5	40.76390	0.1963	19.14373	0.4035
	rank(II)=6	21.62017	0.3201	14.57585	0.3197
	rank(II)=7	7.044318	0.5725	6.069307	0.6043
	rank(II)=8	0.975011	0.3234	0.975011	0.3234

註:1.*, **, ***分別表示 10%, 5%, 1%的顯著水準。

2.rank(II)代表共整合向量的個數。

三、高雄市之共整合檢定

表4.6實證結果發現，軌跡檢定統計量與最大特性根 λ_{max} 統計量兩者所得之結論相同，即高雄市的房價指數在5%信心水準下拒絕「至多一組共整合向量」($H_0: \text{rank}(\Pi) = 1$)的虛無假設，然接受「至多二組共整合向量」($H_0: \text{rank}(\Pi) = 2$)的虛無假設，此結果表示高雄市的房價指數存在二組共整合關係，即表示各變數間存在長期穩定的均衡關係。

表4.6：高雄市房價指數與總體經濟面、產業面與政策面之Johansen共整合檢定

地區	虛無假設	軌跡檢定		最大特性根	
		Trace statistic	P-value	Max-Eigen statistic	P-value
高雄市	rank(Π)=	323.3939	0.0000***	79.54886	0.0001***
	rank(Π)=	243.8451	0.0000***	64.55345	0.0019***
	rank(Π)=2	179.2916	0.0000***	45.82333	0.0552*
	rank(Π)=3	133.4683	0.0000***	39.64776	0.0558*
	rank(Π)=4	93.82052	0.0002***	38.45872	0.0132**
	rank(Π)=5	55.36180	0.0084***	26.75709	0.0635*
	rank(Π)=6	28.60471	0.0681**	17.96809	0.1310
	rank(Π)=7	10.63661	0.2349	10.33878	0.1906
	rank(Π)=8	0.297831	0.5852	0.297831	0.5852

註:1.*, **, ***分別表示 10%, 5%, 1%的顯著水準。

2.rank(Π)代表共整合向量的個數。

小結

就上述檢定結果來看，長期而言，台北市、台中市及高雄市的房價指數與利率、消費者物價指數、新台幣兌美元匯率、工業生產指數、租金指數、經常性平均薪資、新核發住宅使用執照數、建築貸款餘額皆具有穩定均衡的關係。

第四節 Chow 檢定 (Chow test)

所謂經濟結構產生變化，是指同一經濟變數的經濟關係在某一時點的前後期，出現本質上的變異；抑或同一時期裡之不同經濟變數的經濟關係有所不同。欲探討此種經濟結構之變化，可透過其結構模型之係數得知，在計量經濟學所採取的方式，是分別先求

出前後期資料的迴歸線，再比較兩迴歸係數是否有所差別，若兩者之差異顯著，可推論前後期間之經濟結構在本質上並不相同。Chow Test 目的即在於檢定同一變數在不同的時期或者同一時期之不同樣本的資料下，是否存在差異；透過此檢定方法，可以得知變數間的關係是否有所變化。茲將台灣北、中、南地區房價指數檢定結果分別敘述如下：

一、奢侈稅

(一) 台北市之 Chow 檢定

台北市之 Chow test 檢定結果的 F 值為 259.7141，P 值為 0.0000，表示在 5% 信心水準下拒絕(H_0 : 無顯著差異)的虛無假設，代表 2006M01-2014M12 各期別之變數係數存在顯著差異，即表示奢侈稅對房價指數具有顯著的影響。

表4.7：台北市奢侈稅之Chow檢定

F-statistic	259.7141	Prob. F(1,106)	0.0000***
Log likelihood ratio	133.7486	Prob. Chi-Square(1)	0.0000
Wald Statistic	259.7141	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

註：*，**，***分別表示 10%，5%，1%的顯著水準。

(二) 台中市之 Chow 檢定

台中市之 Chow test 檢定結果的 F 值為 363.4318，P 值為 0.0000，表示在 5% 信心水準下拒絕(H_0 : 無顯著差異)的虛無假設，代表 2006M01-2014M12 各期別之變數係數存在顯著差異，即表示奢侈稅對房價指數具有顯著的影響。

表4.8：台中市奢侈稅之Chow檢定

F-statistic	363.4318	Prob. F(1,106)	0.0000***
Log likelihood ratio	160.7131	Prob. Chi-Square(1)	0.0000
Wald Statistic	363.4318	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

註：*，**，***分別表示 10%，5%，1%的顯著水準。

(三)高雄市之 Chow 檢定

高雄市之 Chow test 檢定結果的 F 值為 417.3522，P 值為 0.0000，表示在 5% 信心水準下拒絕(H_0 :無顯著差異)的虛無假設，代表 2006M01-2014M12 各期別之變數係數存在顯著差異，即表示奢侈稅對房價指數具有顯著的影響。

表4.9：高雄市奢侈稅之Chow檢定

F-statistic	417.3522	Prob. F(1,106)	0.0000***
Log likelihood ratio	172.4561	Prob. Chi-Square(1)	0.0000
Wald Statistic	417.3522	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

註:*，**，***分別表示 10%，5%，1%的顯著水準。

二、實價登錄

(一)台北市之 Chow 檢定

台北市之 Chow test 檢定結果的 F 值為 125.5552，P 值為 0.0000，表示在 5% 信心水準下拒絕(H_0 :無顯著差異)的虛無假設，代表 2006M01-2014M12 各期別之變數係數存在顯著差異，即表示實價登錄對房價指數具有顯著的影響。

表4.10：台北市實價登錄之Chow檢定

F-statistic	125.5552	Prob. F(1,106)	0.0000***
Log likelihood ratio	84.38895	Prob. Chi-Square(1)	0.0000
Wald Statistic	125.5552	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

註:*，**，***分別表示 10%，5%，1%的顯著水準。

(二)台中市之 Chow 檢定

台中市之 Chow test 檢定結果的 F 值為 194.7937，P 值為 0.0000，表示在 5% 信心水準下拒絕(H_0 :無顯著差異)的虛無假設，代表 2006M01-2014M12 各期別之變數係數存在顯著差異，即表示實價登錄對房價指數具有顯著的影響。

表4.11：台中市實價登錄之Chow檢定

F-statistic	194.7937	Prob. F(1,106)	0.0000***
Log likelihood ratio	112.6425	Prob. Chi-Square(1)	0.0000
Wald Statistic	194.7937	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

註：*，**，***分別表示 10%，5%，1%的顯著水準。

(三)高雄市之 Chow 檢定

高雄市之 Chow test 檢定結果的 F 值為 277.5131，P 值為 0.0000，表示在 5%信心水準下拒絕(H_0 :無顯著差異)的虛無假設，代表 2006M01-2014M12 各期別之變數係數存在顯著差異，即表示實價登錄對房價指數具有顯著的影響。

表4.12：高雄市實價登錄之Chow檢定

F-statistic	277.5131	Prob. F(1,106)	0.0000***
Log likelihood ratio	138.8809	Prob. Chi-Square(1)	0.0000
Wald Statistic	277.5131	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

註：*，**，***分別表示 10%，5%，1%的顯著水準。

第五節 迴歸分析

雖然本文的變數資料皆存在非定態特性，但因存在共整合關係，彼此具有長期均衡特性，因此可進行迴歸分析，不會有虛假迴歸的情形發生。本節將以多元線性迴歸法來進行分析，以臺北市、台中市與高雄市三個地區的房價指數為研究變數，探討由總體經濟面、不動產產業面和政府政策面等共十個指標變動時，對上述地區的房價指數是否會有所影響及不同地區間之影響是否存在差異性。分析樣本期間自 2006 年 1 月 1 日起至 2014 年 12 月 31 日止。本節說明分兩個部分，第一部分未將奢侈稅及實價登錄兩個虛擬變數納入實證模型，單純探討各變數對北中南地區的房價指數是否有所影響及各變數影

響是相同。第二部分的實證模型則討論奢侈稅及實價登錄兩個虛擬變數，探討其對北中南地區的房價指數是否有所影響及影響是否有差異。

一、總體經濟變數與不動產產業變數對於房價之迴歸分析

(一)台北市

表 4.13 台北市房價指數迴歸分析結果如下：

五大行庫新承做放款利率(RATE)在 5%的信心水準下，對房價呈負向影響，表示當購屋貸款利率上升，可能因負擔利息加重的疑慮，導致有意購屋者卻步，而減少房屋的需求，導致房價往下修正，此影響於升息當期即發生。據中央銀行統計資料，2015 年第 1 季全國房貸（購置住宅貸款）每筆平均金額為 621 萬元，家庭貸款負擔率為 31.81%，代表每一家庭每月可支配所得中，有超過 3 成的比例需用來支付房貸，而台北市更高達 61.87%，幾為全國平均值一倍，且若升息 1 碼，平均每年利息支出將增加約 1.5 萬元¹⁴，在台北市貸款負擔率已遠高於國內平均水準的情形下，升息對於台北市背負房貸家庭的家庭支出所產生排擠效應之巨可見一般，故升息會影響台北市房價下跌。

消費者物價指數(CPI)得到不顯著的估計結果，其可能原因為研究期間台灣的 CPI 變動幅度不大，甚至有負成長¹⁵，而房價則是持續上漲，故影響被沖淡所致。此外，新台幣兌美元匯率(FX)在 1%的信心水準下，對房價產生負向影響，然反映影響的時間落後一個月，其可能原因為新台幣貶值，表示外資資金匯出台灣，使得市場流動資金減少，影響不動產買盤，導致房價下跌。另工業生產指數(IP)在 1%信心水準下，對房價產生正向影響，顯示若整體經濟情況較佳時，民眾對未來展望樂觀，會使得購屋意願提升，使得不動產需求增加而帶動房價上漲，其反映期為落後二個月。另經常性平均薪資(SALARY)在 1%信心水準下，對房價產生正向影響，表示若民眾薪資增加，貸款負擔能力提高，會增加置產意願，使得不動產需求增加，影響房價上漲，其影響在當期即反映。

¹⁴ 資料來源:2014.09.09 蘋果日報，央行年底升息機率大買屋夢恐碎

¹⁵ 根據中華民國統計資訊網資料，2006 年 1 月至 2014 年 12 月我國 CPI 平均年增率為 1.525%，且其中有 18 個月份為負成長

新核發住宅使用執照數(UL_N)在 5%信心水準下，對房價產生負向影響，新核發住宅使用執照數可代表市場上供給量的變動，核發數目增加，代表市場供給量增加，可能使房價下跌，然會落後二個月反映。此外，租金指數(RI)在 1%信心水準下，對房價產生正向影響，影響期間落後三期，租金上漲即不動產持有者投資報酬率增加，會提升持有不動產意願，進而使得不動產交易市場需求增加且供給減少，帶動房價上漲。另建築貸款餘額(LOAN)在 1%信心水準下，對房價有產生正向影響，建築貸款餘額為建商因開發新建案而向銀行融資，其餘額增加表示房屋市場熱絡，建商開發新建案意願提高，而預售屋價格在房市多頭市場時往往較成屋價格高，連帶帶動周邊成屋價格上漲，其反映時點僅落後一個月。

表 4.13：台北市房價指數之迴歸分析

變數	參數	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
截距項	α_0	-36.64920	3.855001	-9.506923
$RATE_t$	α_1	-0.425345	0.028297	-15.03133***
CPI_t	α_2	0.058562	0.337933	0.173296
FX_{t-1}	α_3	-0.544090	0.145357	-3.743123***
$SALARY_t$	α_4	1.602356	0.467248	3.429349***
IP_{t-2}	α_5	0.289984	0.067676	4.284902***
RI_{t-3}	α_6	4.486698	1.265191	3.546261***
UL_N_{t-2}	α_7	-0.014032	0.006793	-2.065753**
$LOAN_{t-1}$	α_8	0.373420	0.050722	7.362111***
R-squared		0.983048		
Adjusted R-squared		0.981636		

註:1.RATE：五大行庫平均房貸利率；CPI：消費者物價指數；FX：新台幣兌美元匯率；SALARY：經常性平均薪資；IP：工業生產指數；RI：租金指數；UL：新核發住宅使用執照數；LOAN：建築貸款餘額。

2.*, **, ***分別表示10%，5%，1%的顯著水準。

3. 各變數皆已取自然對數作分析。

(二)台中市

表 4.14 台中市房價指數迴歸分析結果如下：

五大行庫新承做放款利率(RATE)在 1%的信心水準下，對房價呈負向影響，表示當購屋貸款利率上升，可能因負擔利息加重的疑慮，導致有意購屋者卻步，而減少房屋的需求，導致房價往下修正，此於影響延後一個月發生。據中央銀行統計資料，2015 年第 1 季全國房貸（購置住宅貸款）每筆平均金額為 621 萬元，貸款負擔率為 31.81%，即每一家庭每月可支配所得中，超過 3 成的比例需用以支付房貸，且若升息 1 碼，平均每年利息支出將增加約 1.5 萬元，升息對於一般家庭的家庭支出所產生之排擠效應之巨可見一般，故升息使得房貸負擔加重可能導致房價下跌。

消費者物價指數(CPI)得到不顯著的估計結果，其可能原因為研究期間台灣的 CPI 變動幅度不大，甚至有負成長，而房價則是持續上漲，故影響被沖淡所致。此外，新台幣兌美元匯率(FX)在 1%的信心水準下，對房價產生負向影響，然反映影響的時間落後二個月，其可能原因為新台幣貶值，外資資金匯出台灣，使得市場流動資金減少，影響不動產買盤，導致房價下跌。另工業生產指數(IP)在 1%信心水準下，對房價產生正向影響，顯示若整體經濟情況較佳時，民眾對未來展望樂觀，會使得購屋意願提升，使得不動產需求增加而帶動房價上漲，其反映期為落後二個月。另經常性平均薪資(SALARY)在 1%信心水準下，對房價有產生正向影響，表示若民眾薪資有所增加，貸款負擔能力提高，會增加其置產意願，使得不動產需求增加，影響房價上漲，其影響在當期即反映。

新核發住宅使用執照數(UL_M)在 5%信心水準下，拒絕會影響台中市房價變動的虛無假設，表示新核發住宅使用執照數的變化對台中市房價的變動並無顯著的影響。新核發住宅使用執照數可代表市場上供給量的變動，核發數目增加，代表市場供給量增加，本可能使房價下跌，其之所以對房價影響不顯著，可能因台中地區餘屋量偏高¹⁶，導致住宅供給增加對房價之影響力被稀釋，使得迴歸結果不顯著。此外，租金指數(RI)在 1%

¹⁶依據內政部營建署 103 年 9 月出刊之最新一期低度使用(用電)住宅、新建餘屋(待售)住宅統計資訊簡冊，102 年度 11、12 月份台中市低度使用(用電)住宅戶數為 99,156 戶，另 102 年第四季新建餘屋(待售)住宅戶數達 3,124 戶，兩者合計高達 102,280 戶

信心水準下，對房價有產生正向影響，影響期間落後三期，租金上漲即不動產持有者投資報酬率增加，會提升持有不動產意願，進而使得不動產交易市場需求增加且供給減少，帶動房價上漲。另建築貸款餘額(LOAN)在 1%信心水準下，對房價有產生正向影響，建築貸款餘額為建商因開發新建案而向銀行融資，其餘額增加表示房屋市場熱絡，建商開發新建案意願提高，而預售屋價格在房市多頭市場時往往較成屋價格高，連帶帶動周邊成屋價格上漲，其反映時點落後三個月。

表 4.14：台中市房價指數之迴歸分析

變數	參數	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
截距項	α_0	-63.51415	4.510527	-14.08132
$RATE_{t-1}$	α_1	-0.363271	0.030429	-11.93825***
CPI_t	α_2	-0.333022	0.422633	-0.787969
FX_{t-2}	α_3	-0.456916	0.173091	-2.639743***
$SALARY_t$	α_4	1.986913	0.543405	3.656410***
IP_{t-2}	α_5	0.265225	0.080430	3.297606***
RI_{t-3}	α_6	10.07133	1.435590	7.015467***
UL_M_t	α_7	0.005711	0.008623	0.662323
$LOAN_{t-3}$	α_8	0.264283	0.057678	4.582040***
R-squared		0.977297		
Adjusted R-squared		0.975405		

註:1.RATE：五大行庫平均房貸利率；CPI：消費者物價指數；FX：新台幣兌美元匯率；SALARY：經常性平均薪資；IP：工業生產指數；RI：租金指數；UL：新核發住宅使用執照數；LOAN：建築貸款餘額。

2. *, **, ***分別表示10%，5%，1%的顯著水準。

3. 各變數皆已取自然對數作分析。

(三)高雄市

表 4.15 高雄市房價指數迴歸分析結果如下:

五大行庫新承做放款利率(RATE)在 1%的信心水準下，對房價呈負向影響，表示當

購屋貸款利率上升，可能因負擔利息加重的疑慮，導致有意購屋者卻步，而減少房屋的需求，導致房價往下修正，此影響延後三個月發生。據中央銀行統計資料，2015年第1季全國房貸（購置住宅貸款）每筆平均金額為621萬元，貸款負擔率為31.81%，即每一家庭每月可支配所得中，超過3成的比例需用以支付房貸，且若升息1碼，平均每年利息支出將增加約1.5萬元，升息對於一般家庭的家庭支出所產生之排擠效應之巨可見一般，故升息使得房貸負擔加重可能導致房價下跌。

消費者物價指數(CPI)得到不顯著的估計結果，其可能原因為研究期間台灣的CPI變動幅度不大，甚至有負成長，而房價則是持續上漲，影響被沖淡所致。此外，新台幣兌美元匯率(FX)在1%的信心水準下，對房價產生負向影響，然反映影響的時間落後一個月，其可能原因為新台幣貶值，表示外資資金匯出台灣，使得市場資金減少，影響不動產買盤，導致房價下跌。另工業生產指數(IP)在5%信心水準下，對房價產生正向影響，顯示若整體經濟情況較佳時，民眾對未來展望樂觀，會使得購屋意願提升，使得不動產需求增加而帶動房價上漲，其反映期為落後三個月。另經常性平均薪資(SALARY)在1%信心水準下，對房價有產生正向影響，表示若民眾薪資增加，貸款負擔能力提高，會增加置產意願，使得不動產需求增加，影響房價上漲，其影響在當期即反映。

新核發住宅使用執照數(UL_S)在5%信心水準下，拒絕會影響高雄市房價變動的虛無假設，表示新核發住宅使用執照數的變化對高雄市房價的變動並無顯著的影響。新核發住宅使用執照數可代表市場上供給量的變動，核發數目增加，代表市場供給量增加，本可能使房價下跌，其之所以對房價影響不顯著，可能因高雄地區餘屋量偏高¹⁷，導致住宅供給增加對房價之影響力被稀釋，使得迴歸結果不顯著。此外，租金指數(RI)在1%信心水準下，對房價有產生正向影響，影響期間落後三期，租金上漲即不動產持有者投資報酬率增加，會提升持有不動產意願，進而使得不動產交易市場需求增加且供給減少，帶動房價上漲。另建築貸款餘額(LOAN)在5%的信心水準下，拒絕會影響高雄市

¹⁷ 依據內政部營建署103年9月出刊之最新一期低度使用(用電)住宅、新建餘屋(待售)住宅統計資訊簡冊，102年度11、12月份高雄市低度使用(用電)住宅戶數為108,414戶，另102年第四季新建餘屋(待售)住宅戶數達3,789戶，兩者合計高達112,203戶

房價變動的虛無假設，表示建築貸款餘額的變化對高雄市房價的變動並無顯著的影響。

表 4.15：高雄市房價指數之迴歸分析

變數	參數	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
截距項	α_0	-104.2143	6.606335	-15.77490
$RATE_{t-3}$	α_1	-0.307819	0.042767	-7.197574***
CPI_t	α_2	-0.588347	0.570207	-1.031813
FX_{t-1}	α_3	-1.184776	0.252882	-4.685100***
$SALARY_t$	α_4	1.525940	0.700947	2.176971**
IP_{t-3}	α_5	0.239370	0.105908	2.260162**
RI_{t-3}	α_6	21.80639	2.028139	10.75192***
UL_S_t	α_7	0.000983	0.010181	0.096532
$LOAN_t$	α_8	-0.093397	0.085202	-1.096185
R-squared		0.959149		
Adjusted R-squared		0.955745		

註:1.RATE：五大行庫平均房貸利率；CPI：消費者物價指數；FX：新台幣兌美元匯率；SALARY：經常性平均薪資；IP：工業生產指數；RI：租金指數；UL：新核發住宅使用執照數；LOAN：建築貸款餘額。

2.*，**，***分別表示10%，5%，1%的顯著水準。

3. 各變數皆已取自然對數作分析。

(四)小結

根據迴歸分析的結果，各變數對房價指數變動的影響整理如下：

- (1)利率(RATE)、匯率(FX)對北中南房價指數變動均產生負向的影響。
- (2)經常性薪資(SALARY)、工業生產指數(IP)及租金指數(RI)均對北中南房價指數變動均產生正向的影響。
- (3)消費者物價指數(CPI)的實證結果不顯著。
- (4)新核發使照數量(UL)僅對台北市房價指數變動產生負向的影響，台中市及高雄市的迴歸估計實證結果均為不顯著。

(5)建築貸款餘額(LOAN)對台北市及台中市房價指數變動產生正向的影響，而高雄市迴歸估計結果則為不顯著。

(6)針對本文中各總體經濟變數之落後期數做比較，發現台北市房價指數之迴歸結果顯示各相關變數之落後期數相對於台中市及高雄市短，說明台北都會區各相關總體經濟變數對於房價之影響時程較短，亦說明台北房價指數對各總體經濟變數的敏感程度較高。

表4.16 各變數對房價指數影響之實證結果

變數	台北市		台中市		高雄市	
	方向	顯著性	方向	顯著性	方向	顯著性
<i>RATE</i>	-	***	-	***	-	***
<i>CPI</i>	+		-		-	
<i>FX</i>	-	***	-	***	-	***
<i>SALARY</i>	+	***	+	***	+	**
<i>IP</i>	+	***	+	***	+	**
<i>RI</i>	+	***	+	***	+	***
<i>UL</i>	-	**	+		+	
<i>LOAN</i>	+	***	+	***	-	

註:1.*RATE*:五大行庫平均房貸利率;*CPI*:消費者物價指數;*FX*:新台幣兌美元匯率;*SALARY*:經常性平均薪資;*IP*:工業生產指數;*RI*:租金指數;*UL*:新核發住宅使用執照數;*LOAN*:建築貸款餘額。

2. *, **, ***分別表示10%, 5%, 1%的顯著水準。

二、考量政策面因素之房價迴歸分析模型

(一)台北市

表4.17台北市房價指數迴歸分析結果顯示，奢侈稅在5%信心水準下，拒絕會影響台北市房價變動的虛無假設，即奢侈稅對台北市房價的變動無顯著影響，此與台中市、高雄市所得結果不同。房地產市場具有其特殊的性，影響房價的最主要因素是區位，顏炳

立曾說過，投資標的地段好、環境佳是在房市獲利的最基本條件¹⁸，不管政府的房地產政策如何變動，對具備特殊性區位的房地產而言，所產生的影響相對有限，而台北市身兼台灣地區政治、商業及經濟中心，已具備其區位上之特殊性及不可替代性，加以人口眾多然面積狹小，故長期以來不動產需求旺盛，造成其房價居高不下。另因都會地區交通擁擠，因此在選擇住宅時，便捷的交通往往是重要的考量因素，捷運沿線不動產因具備便捷的交通，房價往往水漲船高，即使在房市低迷之時，捷運題材之不動產價位仍屹立不搖，以台北市信義線捷運沿線住宅房價變動為例，近五年來，各主要捷運站住宅房價皆為上揚。

林柏伸(2012)我國課徵奢侈稅對不動產價格與成交量之影響-以台北市為例，研究結果顯示在政府實施奢侈稅之後，並未如預期般有效地降低房價，反而使得不動產交易量呈明顯地萎縮；因此推論奢侈稅的課徵並無法有效降低過熱的房價，此乃原本藉由炒作房市以賺取利差的投資人，在開徵奢侈稅後，可能有部分轉向投資其他的標的，因此造成房市成交量的萎縮。綜合上述，我們可以得知奢侈稅的課徵對於不動產的價格上並沒有顯著的影響，但對於成交量反而造成比較嚴重的衝擊。

此外，實價登錄的迴歸分析結果同樣在5%的信心水準下，對台北市房價呈正向影響，此亦與本研究預期實價登錄對房價之影響相反，顯示實價登錄並未能達到其預期抑制房價之功效。不當的人為炒作一向都是台灣地區房地產價格偏高的主因之一，而其中最常見的炒作手法即為虛報市場行情，實價登錄制度實施的原意在於降低不動產交易的資訊不對稱，使交易資訊透明化，避免哄抬房價，使房地產交易能符合公開、公平、公正的「三公原則」，實現「居住正義」。然而，由於實價登錄制度仍存在著許多制度上的不完備，使得建商及投資客得以趁隙而入，因而失去其應有之功效。例如建商為求拉高房價，只需將某一戶的住宅以「做價」的方式，在不動產實價登錄網站高價登錄，便可輕鬆製造出房價已上漲之假象。此外，台灣地區房價所得比之高舉世聞名，故購屋者在購屋時對依賴房貸的程度日益加深，但近年許多公股行庫配合打房而降低房貸成數，購屋者為了取得

¹⁸資料來源:經濟日報，2006.11.19

較高的貸款成數以補本身資金之不足，在現行制度下登錄價格並不會作為課稅依據，故往往會選擇與建商配合以高於實際價格來登錄，造成實價登錄之房價偏高的假象，使房價上漲。

事實上，已有許多研究報告指出實價登錄制度的實施對於不動產市場的僅有短期影響，且其影響主要在降低交易量部分，而非抑制房價上漲。謝明瑞(2013)台灣實施奢侈稅與實價登錄政策之探討一文指出，政府實施不動產實價登錄制度，對國內房地產市場的供需變化與價格改變，確實產生重大影響，對於一般房地產的去化，短期間可能帶來衝擊，但長期而言，其不利的影響因素應會逐漸淡化。根據信義不動產所發佈的資料顯示，受到政府實施實價登錄的影響，台北市及高雄市的房市交易量分別下降17.3%及21.3%，整體房地產市場下降了8.9%，顯示實價登錄確實對房市交易造成影響。然而，成交價則未受影響，除台南市與新北市的房價分別下降-13.39%與-2.01%之外，其餘各主要縣市的房價依然呈現上揚的情形，其中，新竹縣市(6.79%)、台中市(6.49%)、台北市(6.13%)的價格漲幅相對較大，全台房價在新制實施前後的一箇月中，平均上漲了0.64%，亦即實價登錄制度的實施，對不動產的交易量雖然有抑低的現象，但對房價並無抑低的作用。

表 4.17：台北市房價指數之迴歸分析

變數	參數	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
截距項	α_0	-16.39791	5.416010	-3.027674
CPI_t	α_1	0.172234	0.305903	0.563036
IR_t	α_2	-0.424429	0.025676	-16.52997***
FX_{t-1}	α_3	-0.432617	0.147320	-2.936580***
IP_{t-2}	α_4	0.304698	0.065956	4.619679***
$SALARY_t$	α_5	1.336174	0.449289	2.973974***
UL_N_{t-2}	α_6	-0.010707	0.006268	-1.708031*
RI_{t-3}	α_7	0.360528	1.444789	0.249537
$LOAN_{t-1}$	α_8	0.411544	0.048911	8.414171***
LT	α_9	0.012904	0.014821	0.870685
APR	α_{10}	0.071045	0.015595	4.555643***
R-squared		0.986479		
Adjusted R-squared		0.985040		

註:1.RATE：五大行庫平均房貸利率；CPI：消費者物價指數；FX：新台幣兌美元匯率；SALARY：經常性平均薪資；IP：工業生產指數；RI：租金指數；UL：新核發住宅使用執照數數；LOAN：建築貸款餘額；LT：奢侈稅實施；APR：實價登錄。

2.*，**，***分別表示10%，5%，1%的顯著水準。

3. 各變數皆已取自然對數作分析。

(二)台中市

表 4.18 台中市房價指數迴歸分析結果顯示，奢侈稅在 5% 的信心水準下，對台中市房價呈正向影響，表示奢侈稅的實施使得台中市房價上漲，此結果與本研究預期奢侈稅對房價影響之方向相反，顯示奢侈稅的實施並未能達到其預期抑制房價之功效。奢侈稅課稅期間僅短短兩年，期限一過便無影響，而以當前利率水準長期處於低水準的情形下，投資客負擔的成本並不重，加上尚可透過出租不動產來收取租金收入，因此僅少數資金

不足之投資客願意降價出售，多數投資客仍透過出租等方式持有超過兩年，等奢侈稅不具約束力之後仍以高價出售，故奢侈稅的實施對並未達到其抑制房價的預期效應。

事實上，此一研究結果亦與許多實證研究之結果相同。張月玫(2013)奢侈稅對房地產市場之影響-台中市西屯區南屯區為例：奢侈稅實施初期，導致台中市不動產市場的成交量下滑，但隨後交易量又慢慢恢復，所以奢侈稅對房地產市場的影響只是暫時的，只影響了幾個月的時間，此外，奢侈稅會轉嫁並墊高房價，因此對於解決高房價問題仍然沒有明顯效果。

黃志榮(2014)奢侈稅政策對房仲業行銷策略影響之研究-以 Y 房仲業為例：奢侈稅政策對於在房地產市場中進行短期投機行為之投資(機)客確實有抑止的作用，導致投入資金較少的投資(機)者便會將投資(機)的標的進行轉移；然而對於資金雄厚的投資(機)客而言，並沒有太大的影響力，只是對於投資模式進行改良，即將阻礙房市短期投機行為之時間拉長至滿足奢侈稅條例之規則，並將這段時間內所負擔的時間成本以收取租金來吸收之。另外則是藉著奢侈稅實施細則，將奢侈稅的課稅成本納入房價之中，造成房價還是居高不下的情形。奢侈稅對於真正買房自住之消費者並無實質上在房價得到受惠，反而加重購屋的負擔。

此外，實價登錄的迴歸分析結果在 5%的信心水準下，對台中市房價呈正向影響，此亦與預期實價登錄對房價之影響相反，顯示實價登錄並未能達到其預期抑制房價之功效。不當的人為炒作一向都是台灣地區房地產價格偏高的主要因素之一，而其中最常見的炒作手法即為虛報市場行情，故實價登錄制度實施的原意在於降低不動產交易資訊的不對稱，促使交易資訊透明化，避免房價不當哄抬，使房地產交易能符合公開、公平、公正的「三公原則」，以實現「居住正義」。由於實價登錄制度仍存在著許多制度上的不完備，使得建商及投資客得以趁隙而入，因而失去其應有之功效。例如建商為求拉高房價，只需將某一戶的住宅以「做價」的方式，在不動產實價登錄網站高價登錄，便可輕鬆製造出房價已上漲之假象。此外，台灣地區房價所得比之高舉世聞名，故購屋者在購屋時對依賴房貸的程度日益加深，但近年許多公股行庫配合打房而降低房貸成數，購屋者為了取得較高的貸款成數以補本身資金之不足，在現行制度下登錄價格並不會作為課稅依據，故往往會

選擇與建商配合以高於實際價格來登錄，造成實價登錄之房價偏高的假象，使房價上漲。

事實上，已有許多研究報告指出實價登錄制度的實施對於不動產市場的僅有短期影響，且其影響主要在降低交易量部分，而非抑制房價上漲。謝明瑞(2013)台灣實施奢侈稅與實價登錄政策之探討一文指出，政府實施不動產實價登錄制度，對國內房地產市場的供需變化與價格改變，確實產生重大影響，對於一般房地產的去化，短期間可能帶來衝擊，但長期而言，其不利的影響因素應會逐漸淡化。根據信義不動產所發佈的資料顯示，受到政府實施實價登錄的影響，台北市及高雄市的房市交易量分別下降 17.3%及 21.3%，整體房地產市場下降了 8.9%，顯示實價登錄確實對房市交易造成影響。然而，成交價則未受影響，除台南市與新北市的房價分別下降-13.39%與-2.01%之外，其餘各主要縣市的房價依然呈現上揚的情形，其中，新竹縣市(6.79%)、台中市(6.49%)、台北市(6.13%)的價格漲幅相對較大，全台房價在新制實施前後的一箇月中，平均上漲了 0.64%，亦即實價登錄制度的實施，對不動產的交易量雖然有抑低的現象，但對房價並無抑低的作用。

表 4.18：台中市房價指數之迴歸分析

變數	參數	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
截距項	α_0	-31.75781	5.292121	-6.000961
$RATE_{t-1}$	α_1	-0.159491	0.321509	-0.496070
CPI_t	α_2	-0.322740	0.023831	-13.54289***
FX_{t-2}	α_3	0.063642	0.158469	0.401606
$SALARY_t$	α_4	0.408276	0.067207	6.074874***
IP_{t-2}	α_5	0.962086	0.449148	2.142028
RI_{t-3}	α_6	-0.001057	0.006644	-0.159116
UL_M_t	α_7	4.772500	1.391897	3.428774***
$LOAN_{t-3}$	α_8	0.274949	0.045939	5.985142***
LT	α_9	0.086456	0.015708	5.504098***
APR	α_{10}	0.086456	0.015708	5.504098***
R-squared		0.987187		
Adjusted R-squared		0.985824		

註:1.RATE：五大行庫平均房貸利率；CPI：消費者物價指數；FX：新台幣兌美元匯率；SALARY：經常性平均薪資；IP：工業生產指數；RI：租金指數；UL：新核發住宅使用執照數數；LOAN：建築貸款餘額；LT：奢侈稅實施；APR：實價登錄。

2.*，**，***分別表示10%，5%，1%的顯著水準。

3.各變數皆已取自然對數作分析。

(三)高雄市

表 4.19 高雄市房價指數迴歸分析結果顯示，奢侈稅(LT)在 5%的信心水準下，對高雄市房價呈正向影響，表示奢侈稅的實施反使得高雄市房價上漲，與本研究預期奢侈稅對房價影響之方向相反，顯示奢侈稅的實施並未能達到其預期抑制房價之功效。奢侈稅課稅期間僅短短兩年，期限一過便無影響，而以當前利率水準長期處於低水準的情形下，投資客負擔的成本並不重，加上尚可透過出租不動產來收取租金收入，因此僅少數資金

不足之投資客願意降價出售，多數投資客仍透過出租等方式持有超過兩年，等奢侈稅不具約束力之後仍以高價出售，故奢侈稅的實施對並未達到其抑制房價的預期效應。

事實上，部分研究實證結果亦顯示奢侈稅並無法抑制房價上漲。鄭銀祝(2012)的奢侈稅實施對房地產市場影響之研究以高雄市為例，結果:(一)高市房屋成交件數負成長，呈量縮價漲現象。(二)奢侈稅實施未能解決實質性問題及達立法目的。盧慈香(2013)奢侈稅政策的實施對房仲業銷售影響之研究-以大高雄地區為例：對於資金雄厚的投資客來說，只是將手頭上的資產轉作短期出租，對投機炒短線的人造成資金週轉率降低，以及資金持有成本提高。對於打擊房地產市場的投機行為的效果相當顯著，對於壓制房價的效果上反而適得其反，都會核心的房價顯然是處於一個追求高房價。

此外，實價登錄(APR)的迴歸分析結果同樣在5%的信心水準下，對高雄市房價呈正向影響，此亦與本研究預期實價登錄對房價之影響相反，並未能達到其預期抑制房價之功效。不當的人為炒作一向都是台灣地區房地產價格偏高的主要因素之一，而其中最常見的炒作手法即為虛報市場行情，故實價登錄制度實施的原意在於降低不動產交易資訊的不對稱，促使交易資訊透明化，避免房價不當哄抬，使房地產交易能符合公開、公平、公正的「三公原則」，以實現「居住正義」。由於實價登錄制度仍存在著許多制度上的不完備，使得建商及投資客得以趁隙而入，因而失去其應有之功效。例如建商為求拉高房價，只需將某一戶的住宅以「做價」的方式，在不動產實價登錄網站高價登錄，便可輕鬆製造出房價已上漲之假象。此外，台灣地區房價所得比之高舉世聞名，故購屋者在購屋時對依賴房貸的程度日益加深，但近年許多公股行庫配合打房而降低房貸成數，購屋者為了取得較高的貸款成數以補本身資金之不足，在現行制度下登錄價格並不會作為課稅依據，故往往會選擇與建商配合以高於實際價格來登錄，造成實價登錄之房價偏高的假象，使房價上漲。

事實上，已有許多研究報告指出實價登錄制度的實施對於不動產市場的僅有短期影響，且其影響主要在降低交易量部分，而非抑制房價上漲。謝明瑞(2013)台灣實施奢侈稅與實價登錄政策之探討:政府實施不動產實價登錄制度，對國內房地產市場的供需變化與價格改變，確實產生重大影響，對於一般房地產的去化，短期間可能帶來衝擊，但長

期而言，其不利的影響因素應會逐漸淡化。根據信義不動產所發佈的資料顯示，受到政府實施實價登錄的影響，台北市及高雄市的房市交易量分別下降 17.3% 及 21.3%，整體房地產市場下降了 8.9%，顯示實價登錄確實對房市交易造成影響。然而，成交價則未受影響，除台南市與新北市的房價分別下降-13.39% 與-2.01% 之外，其餘各主要縣市的房價依然呈現上揚的情形，其中，新竹縣市(6.79%)、台中市(6.49%)、台北市(6.13%)的價格漲幅相對較大，全台房價在新制實施前後的一箇月中，平均上漲了 0.64%，亦即實價登錄制度的實施，對不動產的交易量雖然有抑低的現象，但對房價並無抑低的作用。

表 4.19：高雄市房價指數之迴歸分析

變數	參數	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
截距項	α_0	-69.71700	8.905128	-7.828860
$RATE_{t-3}$	α_1	-0.304394	0.480954	-0.632896
CPI_t	α_2	-0.276234	0.036306	-7.608466***
FX_{t-1}	α_3	-0.569025	0.236809	-2.402890**
$SALARY_t$	α_4	0.378002	0.092770	4.074630***
IP_{t-3}	α_5	0.746406	0.601353	1.241213
RI_{t-3}	α_6	-0.007460	0.008650	-0.862437
UL_S_t	α_7	15.31034	2.248734	6.808427***
$LOAN_t$	α_8	-0.126913	0.077570	-1.636105
LT	α_9	0.116286	0.022798	5.100716***
APR	α_{10}	0.078806	0.025474	3.093517***
R-squared		0.971779		
Adjusted R-squared		0.968777		

註:1.RATE：五大行庫平均房貸利率；CPI：消費者物價指數；FX：新台幣兌美元匯率；SALARY：經常性平均薪資；IP：工業生產指數；RI：租金指數；UL：新核發住宅使用執照數數；LOAN：建築貸款餘額；LT：奢侈稅實施；APR：實價登錄。

2.*，**，***分別表示10%，5%，1%的顯著水準。

3. 各變數皆已取自然對數作分析。

四、小結

根據迴歸分析的結果，奢侈稅及實價登錄對房價指數變動的影響分別如下所示：

(1)奢侈稅對台北市的迴歸估計結果不顯著，與台中市、高雄市之結果不同，可能係因台北市身兼台灣地區政治、商業及經濟中心，在區位上具備特殊性及不可替代性，加以面積小而人口多，不動產需求向來旺盛，故奢侈稅對台北市房價變動並無影響。另奢侈稅對台中市及高雄市房價指數變動有正向影響，表示奢侈稅使台中市及高雄市房價上漲，與本研究預期相反，顯示奢侈稅未能達到預期抑制房價之功效。可能係因奢侈稅課稅期間僅兩年，期限一過便無影響，而當前利率水準低，投資客負擔的成本不重，且尚可透過出租不動產收取租金來獲取收入，因此多數投資客仍持有超過兩年，等奢侈稅課徵期過後仍以高價出售，造成奢侈稅的實施對並未達到其抑制房價的預期效應。

(2)實價登錄對北中南房價指數變動均產生正向的影響，此亦與本研究預期相反，表示其未能達到預期抑制房價之功效。人為炒作一向是房地產價格飆漲的因素，其中最常見的就是虛報市場行情，只要透過「做價」的方式，將虛增價格登錄於不動產實價登錄網站，便可製造出房價上漲之假象，使得買方付出高於市價的價格。此外，在自備款不足下，為了取得較高的貸款成數，購屋者往往會配合建商以高於實際價格來登錄，亦造成實價登錄之房價偏高的假象，使得房價上漲。實價登錄制度本身雖有申報不實之罰則，然因相關單位並未落實登錄成交價格之查核，造成雖有罰則但未落實之情形，以致無法遏止建商及投資客等尋隙而入，俟機炒作。可見實價登錄制度仍存在著許多制度上的不盡完備之處，在目前政府未落實稽查及沒有相關配套措施補救下，實價登錄制度失去其應有之功效。

表4.20 奢侈稅及實價登錄對房價指數影響之實證結果

變數	台北市		台中市		高雄市	
	方向	顯著性	方向	顯著性	方向	顯著性
<i>LT</i>	+		+	***	+	***
<i>APR</i>	+	***	+	***	+	***

註：1. *LT*：奢侈稅實施；*APR*：實價登錄。

2. *，**，***分別表示10%，5%，1%的顯著水準。

第五章 結論與建議

本研究主要目的為探討奢侈稅及不動產成交案件實際資訊申報登錄的實施對台灣地區台北市、台中市及高雄市等三個地區房價指數變動所產生的影響，同時也選取了包含利率(RATE)、消費者物價指數(CPI)、新台幣兌美元匯率(FX)、經常性平均薪資(SALARY)、工業生產指數(IP)等五個總體經濟面變數和租金指數(RI)、新核發住宅使用執照數(UL)、建築貸款餘額(LOAN)等三個不動產產業面的變數，期望能透過關聯性分析來研判台灣地區台北市台中市及高雄市房價的走勢。本研究首先以ADF單根檢定法來進行定態檢定，再以Johansen共整合檢定來觀察各研究地區的房價指數與各變數間是否具備長期均衡關係，最後再以多元線性迴歸分析來探討總體經濟面和不動產產業面及政策面因素與北中南三區的的房價指數是否存在顯著影響關係。茲將本論文實證研究結果彙整如下。

第一節 結論

本研究透過Johansen共整合檢定來檢測北、中、南三地的房價指數在經過適當的變數組合後與總體經濟面和政策面各指標間是否存在長期共整合關係，檢定所得結果不論以軌跡檢定統計量或者最大特性根 λ_{max} 統計量而言，皆可得到台北市及高雄市的房價指數存在二組共整合關係，而台中市的房價指數存在四組共整合關係之結論。就上述檢定結果來看，台北市、台中市及高雄市的房價指數與利率、消費者物價指數、新台幣兌美元匯率、工業生產指數、租金指數、經常性平均薪資、新核發住宅使用執照數、建築貸款餘額具有長期穩定均衡的關係。

本文迴歸分析的旨在於探討總體經濟面、不動產產業面及政策面等十個指標對北中南三地房價指數是否有影響及影響是否相同，根據迴歸分析的結果，彙總如下：

一、奢侈稅的實施對台北市之估計結果為不顯著，僅對台中市及高雄市房價指數變動有顯著正向的影響，即奢侈稅實施造成房價上漲，此結果與本研究預期影響相反，顯示奢

侈稅的實施並未能發揮其預期中抑制房價上漲之效用。

二、實施實價登錄對北、中、南房價指數變動雖均有顯著的影響，然影響為正向，此與本研究預期之影響相反，顯示實價登錄不但未能達到其預期中抑制房價之功效，反而助長房價漲勢，有淪為投資客炒作工具之可能。

三、由迴歸分析結果得知，奢侈稅對北、中、南的影響並不同調，僅對台中市及高雄市產生影響，台北市則因具備其區位上之特殊性及不可替代性，不動產長期以來供不應求，房價自然居高不下，使得奢侈稅的影響不顯著。另實價登錄的分析結果對三個地區均為顯著，並無差異。就上述結果可推知政府若欲以政策來影響房價，除了在規劃上須周延完備且須將相關配套措施一併實施並確實執行外，另政策制定上需因地制宜，不可一體適用，對於不同地區不可採取完全相同之措施，參酌各地之不同現況加以局部修正，否則恐難以有所成效。

四、在選取的變數中僅利率、匯率、經常性薪資、工業生產指數及租金指數五個變數同時對台灣地區北中南房價指數變動均有顯著的影響；另消費者物價指數對三個地區均為不顯著，建築貸款僅對台北市及台中市房價指數變動產生顯著影響；新核發使照數量僅對台北市房價指數變動產生顯著的影響。

第二節 未來研究建議

一、本研究僅選取總體經濟面五個變數、不動產產業面三個變數及奢侈稅與實價登錄兩個政策面變數進行分析，在變數選擇面向及數量上可能不夠周延，後續研究者若能以更全面之變數組合代入研究模型中，或能得到更完備之實證結果。

二、本研究於變數的資料選擇上採用月資料，然因受限於部分變數的月資料取得不易，故僅能就2006年1月至2014年12月共九年期間進行研究，無法延長區間，後續研究者若能取得更長期間之變數資料或者於模型中使用更佳的替代變數，或可對此議題作更詳盡及深入之探討。

三、本研究僅分析影響台北市、台中市及高雄市三個地區房價指數的因素，並未考慮各變數間是否有所連動或相互影響而影響實證結果，後續研究者可就各變數間之連動關係進行更深入的研究，或可使實證結果更完備。

四、奢侈稅僅為一過渡時期之短暫政策，最終仍將以房地合一稅制取代，後續研究者若以擬實施之房地合一稅制來進行研究，或許能取得更完備之實證結果。

參考文獻

國內參考文獻

- 白金安(1990)，「不動產證券化與市地開發之研究」，國立中興大學都市計畫研究所
- 金仲明(2007)，「不動產仲介紛爭處理機制之研究—以屠布涅的反思法理論為中心」，國立政治大學法學院碩士在職專班
- 林柏伸(2012)，「我國課徵奢侈稅對不動產價格與成交量之影響-以台北市為例」，朝陽科技大學財務金融系碩士班
- 林祖嘉、盧佳宜(2011)，不動產交易實價登錄之必要性，國家政策研究基金會，科經(析)100-055 號
- 吳修廉(1994)，「房地產景氣及其影響因素之研究--以台中都會區為例」，東海大學企業管理研究所碩士學位論文
- 張月玫(2013)，「奢侈稅對房地產市場之影響—台中市南屯區、西屯區為例」，國立彰化師範大學地理學系
- 張金源(2013)，「政府實施奢侈稅政策對房地產業之影響」，亞洲大學經營管理學系碩士在職專班
- 陳漳婷(2012)，「奢侈稅對消費者購屋意圖之影響 - 以中南部地區為例」，國立成功大學高階管理碩士在職專班(EMBA)
- 莊傑雄(2013)，我國不動產交易管制措施評析，經濟研究第14期
- 黃欣華(2007)，「影響台灣匯率因素之實證研究」，臺灣大學經濟學研究所碩士論文
- 黃佩玲(1994)，「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」，政治大學地政研究所碩士論文
- 黃志榮(2014)，「奢侈稅政策對房仲業行銷策略影響之研究-以Y房仲業為例」，國立高雄大學高階經營管理碩士在職專班(EMBA)

鄭銀祝 (2012),「奢侈稅實施對房地產市場影響之研究—以高雄市為例」,國立高雄應用科技大學金融資訊研究所碩士學位論文

蔡曜如,2003,〈我國房地產市場之發展、影響暨政府因應對策〉,《中央銀行季刊》,25(4): 31-64

盧慈香 (2013),「奢侈稅政策的實施對房仲業銷售影響之研究—以大高雄地區為例」,國立高雄大學高階法律暨管理碩士在職專班(EMLBA)

謝明瑞(2011),台灣課徵奢侈稅對房地產市場的影響,國改研究報告-財團法人國家政策研究基金會,擷取自:<http://www.npf.org.tw/post/2/8989>

謝明瑞(2011),台灣實施奢侈稅與實價登錄政策之探討,國改研究報告-財團法人國家政策研究基金會,擷取自 <http://www.npf.org.tw/post/2/11846> 謝明瑞(2011),我國房市政策之探討,國改研究報告-財團法人國家政策研究基金會,擷取自:<http://www.npf.org.tw/post/2/12169>

卓輝華(2007),探討影響房地產價格因素之研究、不動產估價(pp.154~162),台北:五南圖書出版公司。擷取自:web.cjcu.edu.tw/~alexlee/file/land/land5.pdf

國外參考文獻

- Aizenman, J. and Jinjara, Y. (2009). "Current account patterns and national real estate markets," *Journal of Urban Economics*, 66, 75–89.
- Barras, R. (1994) "Property and the economic cycle: cycles revisited", *Journal of Property Research*, , pp.183-197.
- Chen, N. K. (2001). "Asset price fluctuations in Taiwan: Evidence from stock and real estate prices 1973 to 1992," *Journal of Asian Economics*, 12, 215–232.
- Darrat, A. F. and J. L. Glascock, (1993) "On the real estate market efficiency," *Journal of Real Finance Economics*, Vol. 7 , , pp. 55-72.
- Dickey, D. A. and Fuller, W. A., (1979) "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of American Statistical Association*, Vol.74, , pp.427-437.
- Engle, R. F. and Granger, C. W., (1987) "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrics* Vol.55, , pp.251-276.
- Hott, C. (2011). "Lending behavior and real estate prices," *Journal of Banking and Finance*, 35, 2429–2442.
- Hui, E. C. M. and Ho, V. S. M. (2003). "Does the planning system affect housing prices? Theory and with evidence from Hong Kong," *Habitat International*, 27, 339–359.
- Granger, C. W. J. and P. Newbold, (1974). "Spurious Regressions in Economic." *Journal of Econometrics*, Vol.12, pp.111-120
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller, (1979), "Distribution of the Estimation for Autoregressive Time series with a Unit Root," *Journal of American Statistical Association*, Vol.79, pp.355-367.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller, (1981), "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root," *Econometrica*, Vol.49, pp.1057-72.

Engle,R.F.and B.S.Yoo,(1987), "Forecasting and testing in cointegrated system," Journal of Econometrics, Vol.35, pp.143-60.

Engle,R.and C.W.J.Granger,(1987), "Cointegration and Error Correction:Representation, Estimation and Testing,"Econometrica,Vol.55,pp.251-276.

Johansen,S.,(1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", Journal of Economic Dynamics and Control,Vol.12,pp.231-254.

Johansen,S., (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models."Econometrica,Vol.59,pp.1551-1580.

Johansen,S.andK.Juselius,(1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money." Oxford Bulletin of Economics and Statistic,Vol.52,pp.169-209.

參考網站

CIP商品行情網<http://cip.chinatimes.com/>

中央銀行全球資訊網 <http://www.cbc.gov.tw/mp1.html>

中央銀行統計資訊網 <http://www.pxweb.cbc.gov.tw/diaglog/>

中華民國內政部地政司全球資訊網 <http://www.land.moi.gov.tw/>

內政部不動產資訊平台 <http://pip.moi.gov.tw/V2/Default.aspx>

台經院產經資料庫 <http://tie.tier.org.tw>

全國法規資料庫入口網站 <http://law.moj.gov.tw/Index.aspx>

財團法人國家政策研究基金會 <http://www.npf.prg.tw>

財政部賦稅署 <http://www.dot.gov.tw/dot/index.jsp>

臺灣博碩士論文知識加值系統 http://www.tcs.org.tw/~lib/Resources/ncl_td.htm