

國立政治大學地政學系 碩士論文  
私立中國地政研究所

都會區發展與住宅價格差異關係之分析

**The Relationship Between Urban Development  
and Housing Price in Metropolitan Areas**

研究生： 郭哲瑋

指導教授： 張金鶚 博士

江穎慧 博士

中 華 民 國 一 〇 一 年 七 月

# 目錄

目錄.....	I
圖目錄.....	III
表目錄.....	IV
第一章 緒論.....	1
第一節 研究動機、問題與目的.....	1
一、 研究動機.....	1
二、 研究問題.....	3
三、 研究目的.....	3
第二節 研究範圍與方法.....	4
一、 研究範圍.....	4
二、 研究方法.....	4
第三節 研究架構與流程.....	5
一、 研究架構.....	5
二、 研究流程.....	6
第二章 文獻回顧.....	7
第一節 區域不均衡發展相關理論與國內失衡現象.....	7
一、 成長中心理論.....	7
二、 循環累積因果理論.....	8
三、 不平衡增長理論.....	8
四、 國內區域不均衡發展現象.....	9
第二節 區域發展與住宅價格.....	13
第三節 小結.....	15
第三章 研究設計與樣本資料分析.....	16
第一節 研究設計.....	16
一、 共線性檢定.....	16
二、 追蹤資料模型(Panel Data Model).....	17
三、 模型配適度判斷(Goodness of Fit).....	18
第二節 資料說明與分析.....	20
一、 變數選取與定義.....	20
二、 樣本敘述統計分析.....	25
第四章 實證分析.....	33
第一節 共線性診斷.....	33
第二節 追蹤資料模型實證結果.....	35
第三節 實證結果討論.....	38
第五章 結論與建議.....	43
第一節 結論.....	43

第二節	建議.....	44
第三節	研究限制與未來研究建議.....	45
參考文獻.....		46



## 圖目錄

圖一	研究流程圖.....	6
圖二	住宅價格比趨勢圖 I.....	26
圖三	住宅價格比趨勢圖 II.....	27
圖四	各兩兩都會區個別效果係數值.....	41
圖五	各年度時間效果係數值.....	42



## 表目錄

表一	變數定義與資料來源.....	24
表二	各變數基本統計分析—依兩兩都會區分.....	30
表三	各變數基本統計分析—依年度分.....	31
表四	相關係數矩陣表.....	33
表五	變異數膨脹因子表.....	34
表六	住宅價格比模型估計結果.....	37
表七	住宅價格比模型個別效果估計結果.....	40
表八	住宅價格比模型時間效果估計結果.....	42



# 第一章 緒論

## 第一節 研究動機、問題與目的

### 一、研究動機

根據國泰建設定期發佈之國泰房地產指數季報，台北市、新北市、桃竹都會區、台中市、台南市與高雄市等國內六大都會區住宅標準單價已分別由 2000 年第一季 37.79 萬、17.60 萬、12.49 萬、13.72 萬、10.90 萬與 13.69 萬，上升至 2010 年第四季 63.18 萬、29.25 萬、15.65 萬、13.83 萬、10.84 萬與 14.61 萬。各都會區住宅價格落差情形越趨明顯，以台北市為例，2000 年第一季台北市住宅價格分別為新北市 2.15 倍、桃竹都會區 3.03 倍、台中市 2.75 倍、台南市 3.47 倍與高雄市 2.76 倍，然 2010 年第四季卻依序擴大至 2.16 倍、4.04 倍、4.57 倍、5.83 倍與 4.32 倍。

另以 2000 年至 2010 年十一年間住宅標準單價變動率觀察，台北市、新北市、桃竹都會區、台中市、台南市與高雄市依序為 67.19%、66.21%、25.35%、0.77%、-0.52% 與 6.69%。由以上數據不難察覺國內各都會區住宅價格 11 年間雖大致呈現上漲趨勢，上漲幅度卻大異其趣，以台北市上漲 67.19% 最高，接著依序為新北市、桃竹都會區、高雄市與台中市，台南市住宅價格變動率甚至出現負值，顯示台南市十一年間住宅價格不僅未如國內其他都會區上升，反較十一年前下滑。且上漲幅度較大的台北市與新北市均較上漲幅度第三高的台中市高出兩倍以上，台中市亦較上漲幅度第四高的高雄市高出近四倍。

台灣國土面積僅有 3 萬 6 千多平方公里，排名世界第 137 名，相較世界其他國家而言，台灣國土範圍並不大。即便如此，各都會區住宅價格波動卻各異其趣，與世界其他領土較大的國家有類似現象。而造成此現象主要因素為何？

一般認為，區域住宅價格之所以長期產生差異，實與各區域發展情況有關。區域發展因素包含許多層面，舉凡地理位置、自然資源、歷史發展、交通條件、人口、資本、技術及產業結構等，皆可做為衡量區域發展程度之要素(余海鵬，2009)。近年國內發展多集中於北部地區，且以台北市為最，其因為台灣政治與

經濟中心，匯集許多其他都會區所欠缺之發展優勢，故無論於專業人才、國際化程度、就業機會、基礎設施或創新環境等層面上之發展，皆超越國內其他都會區(周志龍，2003)。國內各都會區住宅價格之所以有所差異，是否即與此區域發展不均衡現象有關？又眾多區域發展要素中，哪些區域發展要素落差與區域住宅價格差異最為相關？

過去研究發現，於諸多區域發展要素當中，社會、經濟發展程度與區域住宅價格具有顯著相關(Reichert, 1990；Ley and Tutchener, 2001；Hwang and Quigley, 2006)。雖國內過去亦有許多相關研究，卻多僅專注於少數都會區(林秋瑾、黃佩玲，1995；李翠華，1997；陳彥仲、吳京玲，1998；花敬群、張金鵬，1999；林余真，2007；藍逸之，2007)，或僅利用全國總體經濟發展變數探討其與區域住宅價格之關係(林秋瑾、黃佩玲，1995)。若能同時觀察國內不同都會區，並採用能區別各區域不同社會與經濟發展程度之區域資料分析，將較僅探討少數都會區更為全面，亦較使用未細分為各區域之全國性總體資料更為細緻化。且目前國內探討區域發展落差與住宅價格差異關係之研究較為缺乏，是以本研究欲針對國內六大都會區，檢驗並釐清各都會區彼此間社會、經濟發展落差與住宅價格差異的關聯性及其影響程度。

## 二、 研究問題

一般而言，一地住宅價格與其區域發展程度有關。當區域發展程度越高，住宅價格將越為高昂。國泰房地產指數季報資料顯示，國內六大都會區住宅價格各異其趣，且以台北市相對其他都會區最為懸殊。各都會區住宅價格為何會有所不同？是否顯示各都會區發展已產生落差？若有，又是哪些層面的發展落差所致？是否承如前述，主要為都會區社會與經濟發展落差所造成？其中關鍵原因又為何？

綜上，本研究歸納出以下兩點研究問題：

- (一) 導致國內各都會區長期住宅價格差異之原因為何？為何部分都會區差異隨著時間擴大，部分都會區則不然？
- (二) 國內各都會區發展程度不同與其住宅價格差異關係為何，又哪些區域發展因素為影響都會區住宅價格差異之關鍵？

## 三、 研究目的

區域不均衡發展將可能導致弱勢都會區就業機會不足、都會區間貧富差距擴大、不同階層人民對立等社會問題，導致社會不安定。本研究目的為釐清國內各都會區不同區域發展因素落差與其住宅價格差異之關係，進而找出導致都會區住宅價格差異最關鍵之區域發展因素。研究結果可供政府施行相關政策參考，以有效降低國內區域發展失衡與住宅價格懸殊情形。尤其近年來，台北市與新北市住宅價格相對其他都會區漲幅較大，使部分有居住需求之民眾難以負擔北部都會區高漲的住宅價格，亦使國內各都會區住宅價格懸殊程度擴大，長期被忽略掉的國內區域發展不均問題，於此時更值得加以檢討。



## 第二節 研究範圍與方法

### 一、研究範圍

本研究所採用實證資料來源為國泰建設公司與國立政治大學房地產研究中心共同彙編之國泰房地產指數季報、行政院主計處所發佈之人力資源統計年報與行政院經濟建設委員會所公佈之都市及區域發展統計彙編。

#### (一) 時間範圍

本研究時間範圍為 1993 年至 2010 年。

#### (二) 空間範圍

本研究空間範圍乃根據國泰房地產指數季報之分區，分為台北市、新北市、桃竹都會區<sup>1</sup>、台中市、台南市與高雄市<sup>2</sup>等國內六大都會區。

#### (三) 研究對象

本文研究重點為兩兩都會區社會與經濟發展落差和住宅價格差異之關係，故研究對象設定為兩兩都會區住宅價格相除之住宅價格比<sup>3</sup>，以呈現都會區住宅價格差異。前述住宅價格乃利用國泰房地產指數季報所公佈之國內六大都會區住宅新推個案市場可能成交價，取其年平均值所得數值。

### 二、研究方法

本文利用實證分析，探討國內都會區發展與住宅價格差異關係。因本研究使用之資料同時兼具橫斷面與時間序列特性，屬於追蹤資料(Panel Data)，故使用追蹤資料模型(Panel Data Model)進行實證，藉此分析不同都會區社會與經濟發展變數落差對其住宅價格比之影響程度。

<sup>1</sup>本研究所稱桃竹都會區，乃包括桃園市、桃園縣與新竹市。

<sup>2</sup>台中市、台南市與高雄市指 2010 年 12 月 25 日升格直轄市後之範圍。即台中市包括升格前的台中市與台中縣；台南市包括升格前的台南市與台南縣；高雄市則包括升格前的高雄市與高雄縣。

<sup>3</sup>兩兩都會區住宅價格比係指兩兩都會區住宅價格相除之比值。

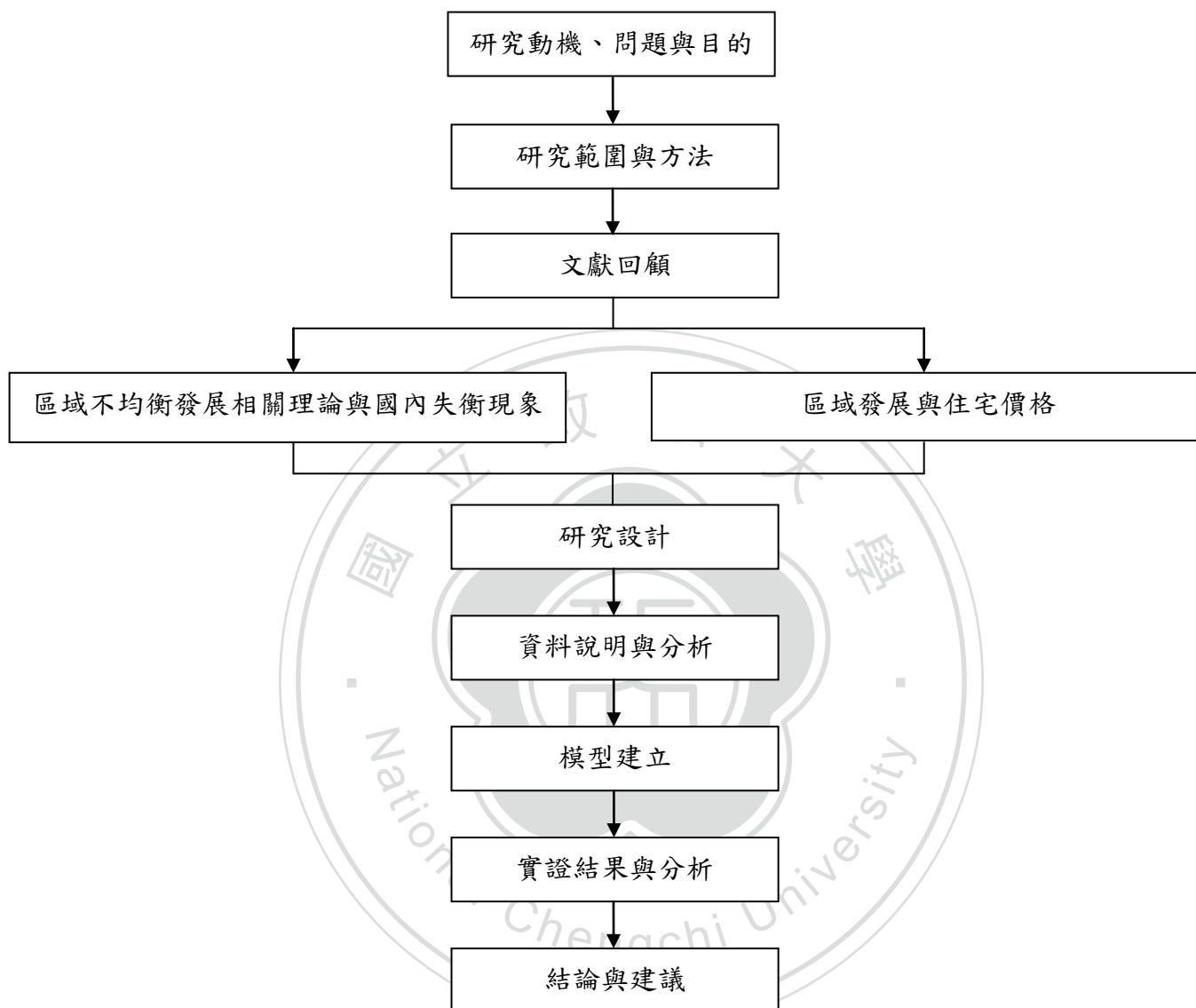
### 第三節 研究架構與流程

#### 一、 研究架構

本研究共分為五章，第一章為「緒論」，包括研究動機、問題與目的、研究範圍與方法、研究架構與流程等。第二章為「文獻回顧」，包括區域不均衡發展相關理論、國內區域發展失衡現象，以及區域發展與住宅價格相關文獻探討。第三章為「研究設計與樣本資料分析」，此部分包含研究設計、模型設定、模型適合度判斷、實證資料說明與初步之敘述統計分析，觀察兩兩都會區社會與經濟發展落差情形。第四章為「實證結果」，其內容主要針對模型實證結果，討論兩兩都會區間不同社會與經濟發展變數落差對住宅價格比影響程度，藉以釐清造成兩兩都會區住宅價格比變動之主要因素。第五章為「結論與建議」，包括研究問題回應、政策建議與研究限制。



## 二、 研究流程



圖一 研究流程圖

## 第二章 文獻回顧

國內各都會區住宅價格長期存有差異，而造成此現象之主要因素，及其與各都會區區域發展之關係，為本研究所欲探究的重點。以下即針對本文的探討要點，回顧過去文獻，整理並歸納出相關論點，以作為本研究實證參考。本研究文獻回顧共分為三節，首先介紹區域不均衡發展相關理論與國內區域發展失衡現象，接著探討區域發展與住宅價格關係，最後為本章小結。

### 第一節 區域不均衡發展相關理論與國內失衡現象

過去曾有部分學者認為，發展中國家因不具備全面增長之資本與資源，故發展過程中，將出現區域不均衡發展情形。以下茲針對過去學者曾提出的相關理論作一說明。

#### 一、成長中心理論

Perroux 於 1955 年提出成長極(Growth Poles)概念，其出發點為抽象經濟空間(Abstract Economic Space)，Perroux 認為經濟發展於空間上是不平均的，有些區域因歷史、技術、經濟或資源等條件優越而發展較快，有些區域則發展較為遲緩。而成長極之產生乃由「發動型產業」(Propulsive Industries)所促成，發動型產業特徵包括：成長快速、市場廣大與廣泛密切之產業關聯。其透過產業關聯產生「向前連鎖作用」(Forward Linkage Effect)與「向後連鎖作用」(Backward Linkage Effect)，向前連鎖作用有助於後階段生產發展，向後連鎖作用則有助於前階段生產發展。當發動型產業成長時，向前與向後連鎖作用將可帶動其他產業共同成長。

Perroux 成長極概念僅強調抽象空間而非地理空間，因成長極所帶動之產業未必位於相鄰地理空間。隨後學者將此成長極觀念加入具體地理空間特點，遂發展成「成長中心理論」(Growth Center Theory) (薛益忠，2006)。於此理論中，發動型產業概念轉為具發展潛力之都市（成長中心），而其帶動之產業則為鄰近都市之廣大鄉村腹地。部分學者認為成長中心快速發展，將使腹地資金與人才被吸

引至成長中心，導致其他區域因資金與人才缺乏，發展相對成長中心緩慢，且兩者發展落差將逐漸擴大，加重區域不均衡發展。

## 二、 循環累積因果理論

Myrdal(1957)藉由觀察進步與落後區域間經濟、社會與政治關係，提出循環累積因果理論。其認為社會與經濟等要素間並非趨於均衡，而是以循環累積方式運行，且無論於區域發展或區域衰退過程皆為如此。例如發展中國家居民收入增加，將使健康狀況提升，並提高生產力，而提高之生產力又可進一步增加其收入，反之亦然。其強調起始之變化、其次之強化效果與最終區域發展或衰退過程。

此外，Myrdal 亦提出區域發展「擴散作用」(Spread Effects)與「反吸作用」(Backwash Effects)。前者指發展程度較高地區，其直接或間接投資活動將有助於發展程度較低地區發展；後者則指發展程度較低地區之發展資源將受發展程度較高地區吸引而向其集中，導致發展程度較低地區衰退。當兩種作用強度相當時，區域差距將維持原來格局；當前者大於後者時，區域差距將縮小或逆轉；而當前者小於後者時，區域差距則將進一步擴大。此外，Myrdal 亦主張市場力量趨向增加區域間差距，即便政府以政策干預仍難以糾正，故弱勢地區較常產生反吸作用而非擴散作用，且於經濟發展程度越低之國家此現象將越為明顯。

## 三、 不平衡增長理論

Hirschman 於 1958 年提出區域不平衡增長理論，其強調區域發展並不會同時出現於各地，而有核心區與邊陲區之分。核心區擁有資金與人才等諸多發展要素，故區域發展較為快速；相對地，邊陲區則因缺乏區域發展要素，發展相對緩慢。Hirschman 更進一步提出經濟發展常由一個不均衡走向另一個不均衡，因此，欲使區域經濟發展快速，最有效之方式應是要維持此不均衡關係，藉以維持區域發展動力。此外，Hirschman 亦認同發動型產業之連鎖作用將可刺激區域經濟發展。

Hirschman 認為核心區與邊緣區間存在兩種相反作用，概念與 Myrdal 提出之反吸作用與擴散作用相似，分別為「極化作用」(Polarization Effects)與「涓滴作

用」(Tricking-down Effects)。極化作用指核心區將聚集各種發展要素與資源，造成邊陲區衰退；而涓滴作用則指核心區於發展過程將增加對邊陲區原料與燃料等需求，並向其輸出资本與技術，帶動邊陲區發展。Hirschman 認為短期而言，極化作用將拉大區域差距，然長期之涓滴作用將有助縮小此差距，且區域不平衡發展可透過政府政策干預加以糾正，此點與 Myrdal 看法相左。

#### 四、 國內區域不均衡發展現象

由以上成長中心理論、循環累積因果理論與不平衡增長理論，可得知區域發展的過程中經常伴隨著區域不均衡發展現象。一般而言，區域發展差距並非暫時現象，而是差別累積過程所造成之結果(孫義崇，1988)。而區域發展之所以失衡，主要乃源於各區域對發展資源的競爭，優勢區域因不斷吸引弱勢區域資源，使雙方差距日益擴大。此種區域發展不均現象，將可能導致弱勢都會區就業機會不足、都會區間貧富差距擴大、不同階層人民對立等社會問題，導致社會不安定。成長中心理論、循環累積因果理論與不平衡增長理論所提出發展中國家因此種發展資源競爭所導致區域發展不均衡情形，與目前國內各都會區發展狀況頗為相似，以下即針對國內區域不均衡發展現象作一探討。

1960 年代，由於國內人口與經濟的發展，帶動都市快速擴張，使台灣第一個都會區—台北都會區就此形成，並相繼發展出桃竹、台中、台南與高雄等都會區(柯文欣，2009)。由新加坡與香港經驗顯示，只有當一國中心城市發揮功能，方可帶動周邊區域發展。故國內中樞台北市必須具備金融、商務、人力、技術、研發與資訊等國際經濟樞紐相關機能，方能帶動全台灣成為全球運籌中心(陳冠位，2002)。因此，自 1980 年以後，政府都市發展政策開始由原來台北、高雄兩極化趨勢轉為以台北為中心之單極化發展，此後國內產業便不斷往北部區域集中(周志龍，2003)。台中與高雄等中南部都會區因規模長期不如北部都會區，也使國內區域發展落差持續擴大(郭大玄，2003)。

一旦發生區域不均衡發展情形，人口、資金等各種資源，皆會紛紛自弱勢地區流向強勢地區(陳儷文，2000)。台北市無論在生活環境、生產環境或生態環境方面，長期優於台中市、台南市與高雄市等都會區(陳冠位，2002)，國際化程度亦相對國內其他地區為高，並以象徵高度發展都市之生產者服務業為發展主軸

(郭大玄, 2003)。因其長期擁有較充裕社會、經濟資源與政策優勢，國內多數企業亦將總部設置於此(黃名義、張金鶚, 2005)，也增加此地就業機會，並以高薪職業居多。國內自 1960 年以來，各地人口與所得差距日益擴大(孫義崇, 1988)。而台北也因其長久以來集中全國主要企業總部與跨國企業，故無論是高階生產者服務業、都市基礎設施(如交通路網之建設)或創新環境(如專業人才)皆遠超越國內其它都會區。且因生產者服務業對區域發展影響顯著(蕭大立, 1999)，更有研究認為此種就業機會不均即為造成國內區域發展不均主因(柯文欣, 2009)。區域不均衡與極化發展現象雖使台北市逐漸成為世界經濟流動空間的一部分，卻也使其與國內其他區域無論在政治、經濟或社會發展上逐漸脫離(周志龍, 2003)。

相形之下，國內其餘都會區除新竹過去為配合國內經濟產業發展，於 1980 年 12 月成立國內素有「台灣矽谷」之稱的首座科學園區，創造當地就業機會，吸引許多專業人才於此就業，並成功為國內創造高科技業產值，成功進入全球產業鏈其中一環外，中、南部都會區因未能即時因應調整而逐漸邊陲化，使國內北部都會區與中、南部都會區發展落差加劇。南部區域更因長期發展落後，爭相競爭資源，使內部資源錯置，導致建設效果難以發揮。且相較北部區域，中、南部佔全國產值份額亦逐年降低。此外，營運興衰攸關南部區域經濟發展之高雄港，其過去因地理位置優越，物流產業興盛，於鼎盛時期貨櫃裝卸量曾達世界第 3 名<sup>4</sup>，然近年因國內大量勞力密集產業外移與國際其他競爭港口硬體設備進步，高雄港 2010 年貨櫃裝卸量世界排名已衰退至第 12 名。小港機場亦因航線受限、設施容量不足與腹地狹小等因素，導致發展受限(姜渝生, 2007)。而時常用以衡量地區發展強弱之第三級產業就業人口，亦以北部區域最多，國內人才轉往北部求職，使許多企業於中、南部面臨人才短缺問題。另由於北部區域提供之就業機會多為高薪職業，造成國內北部都會區與中、南部都會區家戶所得落差逐漸擴大(柯文欣, 2009)。

區域間公共投資分配為影響一國不同區域成長速率最顯著的方式，且受益較大地區於工業及貿易上的進一步發展，將促使其要求更多的公共投資配額(Hirschman, 1958)。地方財政與區域發展互為因果關係，強勢地區除吸引民間大量資源流入外，政府投資及各種政策亦會有意無意集中於這些少數強勢地區，鼓

---

<sup>4</sup>世界港口貨櫃裝卸量排名乃參考國際貨櫃化雜誌(Containerisation International)自 2000 年至 2010 年之調查。

勵並輔助其發展，區域間差異也因而越趨擴大(陳儷文，2000)。即便國內大型公共建設與公共投資持續進行，公共資本財不足與失衡現象卻日益嚴重(黃仁德，1994)。

以區域交通建設為例，1996年3月國內第一條捷運線—台北捷運木柵線通車後，連接新北市之淡水線、新店線、板南線等捷運線亦陸續通車。至1999年12月台北捷運已完成「雙十路網」，2009年後，更先後有內湖線、蘆洲線與新莊線通車，且目前尚有諸多路線正在興建。反觀國內其他都會區，除高雄市尚有兩條捷運路線與桃園機場捷運線尚在興建外，其餘都會區捷運路網皆還在評估階段。

台北捷運路網除使原本公車運輸系統就相對完善之台北市與新北市交通可及性更為增加，亦舒緩台北市長久以來交通阻塞問題。相形之下，國內其他都會區大眾運輸系統則遠不及台北市與新北市。雖高雄市已於2008年相繼完工並啟用捷運紅線與橘線路網，然因其僅成十字型的線型路網規模，整體路網不如台北捷運完整，且南部由於大眾運輸系統長期缺乏完善，居民習慣使用私有運具通勤，高雄捷運運輸量不如預期(姜渝生，2007)，也因此，其對區域交通可及性提升效果有限。此外，國內亦於2007年1月啟用台灣高速鐵路，原預期高鐵可能有助於台灣西部都會區均衡發展(連浩廷，2005)，然其不但票價高昂，中、南部車站又設置於偏遠地區，根據他國經驗與國內區域發展現況，台灣高速鐵路不但未能均衡國內西部都會區社會與經濟發展，降低各都會區住宅價格落差，反而使發展較具優勢且高鐵車站設置於市中心之台北，因高速鐵路帶來便捷交通，增加其競爭優勢與吸引力。若無法確實茁壯南部區域產業經濟影響力，未來南部產業極可能因此面臨快速萎縮局面(姜渝生，2007)。

區域能否均衡發展，受政府重大投資政策影響(林余真，2007)，國內區域間社會與經濟發展落差之所以擴大，行政資源分配不當為重要因素(林楨家、馮正民、黃麟淇，2005)。各地區公共建設與公共投資失衡加劇現象，對地區發展潛力有直接或間接之影響，區域公共基礎設施，如學校、文教、醫院與休閒等設施，可創造較佳之生產投資與生活環境，若公共基礎設施服務水準差距拉大，便會加劇區域發展落差。國內各區域由於先天經濟發展條件差異，加上政府未能有效實施社會經濟活動分佈及實質建設區位規劃，使各地區社會與經濟發展於市場力量作用下落差逐漸擴大。以部分代表都市及區域發展指標觀察，北部區域無論醫療、



通訊、教育、人力素質或地方歲出皆遠高於國內其他區域，顯示其具有較多優勢(黃仁德，1994)。若以較為細緻之人口、所得、文化、教育、經濟、資訊、醫療與環境等面項指標進行分析，更可發現區域發展差距程度比使用一般較粗略指標衡量高上許多(姜渝生，2007；柯文欣，2009)。

區域住宅價格反映一地就業機會、公共投資水準與居住環境品質(林益厚，2004)。由以上文獻可知，國內各區域於社會與經濟上，已呈現長期不均衡發展現象，且以南北差距最為明顯，而國內各都會區住宅價格長期落差即可能與此有關。



## 第二節 區域發展與住宅價格

過去國內外有諸多文獻以探討區域發展差距為其要點。區域發展落差現象之所以形成，乃由於資本並非均衡散布於各區域，而是以空間極化形式發展，且主要以經濟與制度上之雙元失衡(Dual Disparity)方式呈現，即除經濟財富不均外，政府於財政與區域計畫上亦未能維持區域均衡(藍逸之，2007)。而就社會與經濟面來說，區域發展極化現象可由區域所得狀況、區域人口特性及區域住宅價格等面向觀察(Rice and Venables, 2003)，此外，交通運輸狀況亦為衡量區域發展程度之重要指標(何東坡、馮正民，1994)。另區域就業機會(Porter, 2003)、發展程度、高教育程度人口以及外國投資亦為影響區域發展差距之重要因素(Balaz, 2007)。此外，知識化與全球化程度亦可做為衡量區域發展高低依據，因其為高度發展區域重要特徵。高度知識化與全球化區域將聚集各類專業人才與就業機會，故於人才供需面將相對具有優勢。且其可藉助現代化資訊科技影響全國，甚至是全球(陳冠位、林素穗、黃若男，2003)，空間發展極化趨勢也因此被強化(郭大玄，2003)。

都會區發展成功因素包括專業人才、公共設施、環境品質、休閒活動、生產者服務業、政府政策、醫療、教育與大眾運輸系統等(李翠華，1997)，而一地區社會與經濟發展程度將影響當地住宅價格。過去有關區域住宅價格與區域發展研究多著重於社會與經濟面探討(Reichert, 1990; Ley and Tutchener, 2001; Hwang and Quigley, 2006)。區域經濟狀況、所得與就業機會等因素對區域住宅市場與住宅價格有所影響，當一地區可提供較好就業機會與較高所得，將帶動當地住宅需求，使住宅價格提高(Reichert, 1990; Abraham and Hendershott, 1996; Bonnie, 1998; Meen, 1999; 林益厚，2004; Hwang and Quigley, 2006)，國內更有研究指出家戶收入不均即為某些區域住宅價格過高主因(簡伯容，2002)。而於德國、法國與美國等國家中，不同城市間所得的差異亦可用以解釋不同城市之住宅價格差異(Hiebert and Roma, 2010)。另因辦公室數量可顯示區域發展與住宅需求，故其增加將使住宅價格提高(Kayden and Pollard, 1987; Nelson, 1988)。此外，區域每人享有公共支出水準越高，將部分資本化於當地住宅價格，使當地住宅價格提升(薛立敏、李中文、曾喜鵬，2003)。而除上述所得、就業機會、辦公室與公共支出等區域經濟因素外，尚包括諸多影響住宅價格之區域社會因素，包括治安、交通狀況、噪音與空氣汙染等生活與環境品質要素，以及醫院、學校、市場與休閒場所等鄰近公共設施狀況(林祖嘉、林素菁，1993; Haurin, 1996; Zabel and Kiel, 2000;

章定煊、劉小蘭、尚瑞國，2002；林益厚，2004)。且一地社會、經濟與環境狀況除為衡量區域生活品質重要參考面向外(Liu, 1980)，亦為家戶住宅區位選擇主要考量因素(Berger and Blomquist, 1992；陳彥仲、吳京玲，1998；薛立敏、李中文、曾喜鵬，2003；朱芳妮、張金鶚、陳淑美，2008)。

除此之外，區域住宅市場亦同時受到非社會與經濟因素影響，如地方政府政策對區域住宅市場即有重要影響(Hwang and Quigley, 2006; Balaz, 2007)。且因各區域住宅市場擁有不同特質，故雖一國內不同區域住宅市場並非獨立，各區域住宅價格對於不同區域發展因素波動反應程度將有所不同(Reichert, 1990)。不過，不同區域彼此間住宅價格比例應具有長期穩定關係，且此比例關係將依各區域不同發展階段而有所轉變(花敬群、張金鶚，1999)。

本文參考以上文獻，整合出與區域住宅價格相關之重要區域社會與經濟發展變數。包括區域所得、就業機會特性、公共投資、交通可及性與辦公室數量等經濟面變數，以及醫療水準、治安狀況與空氣品質等社會面變數，並以兩兩都會區住宅價格比為被解釋變數，探討國內六大都會區住宅價格差異與社會、經濟發展落差之關係。

### 第三節 小結

綜合以上各節，得知區域於發展過程中，將可能產生極化發展現象，而極化發展現象將可能導致許多社會問題的發生。然長期而言，區域發展之擴散作用(涓滴作用)與反吸作用(極化作用)何者力道較大，尚無一致性結論。就國內目前狀況而言，後者之作用似乎相較前者明顯，即國內現況與 Myrdal 所提出之循環累積因果理論較為一致。此外，回顧過去文獻可知政府政策顯著影響區域發展，而以國內區域發展過程觀察，亦可發現政府政策對區域發展具有影響力，故對 Myrdal 與 Hirschman 於政府政策是否能有效抑制區域不均衡發展上之分歧見解，本文認為 Hirschman 的看法，即政府得透過相關政策抑制區域不均衡發展，與國內情況較為相符。

另由文獻回顧亦可得知，一地區社會與經濟發展情況與當地住宅價格息息相關，區域發展過程中若有失衡情形，將可能導致區域住宅價格落差擴大。而根據國內現象探討與過去研究結果顯示，國內不但各都會區住宅價格差異日益擴大，區域極化發展現象亦日趨明顯，且以北部地區與中、南部地區於社會與經濟上之差異較大。此種區域發展不均現象，導致國內擁有較多發展資源都會區的住宅價格上漲幅度高於其他都會區，也因而造成此些都會區相較其餘都會區，住宅價格差異隨著時間擴大。

國內各都會區因社會與經濟發展程度不同，導致區域住宅價格產生差異。各區域於不同發展階段中，彼此間的住宅價格比例將有所轉變(花敬群、張金鶚，1999)，過去國內較少有研究檢視全國六大都會區住宅價格差異與區域發展落差之關係。因此，國內各都會區住宅價格差異與區域社會、經濟發展落差關係，值得更進一步研究。

本研究整合前述影響住宅價格之區域社會與經濟發展重要變數，包括區域所得、就業機會特性、公共投資、交通可及性與辦公室數量等經濟面變數，以及醫療水準、治安狀況與空氣品質等社會面變數，並以兩兩都會區住宅價格比為被解釋變數，探討國內六大都會區住宅價格差異與社會、經濟發展落差之關係。

## 第三章 研究設計與樣本資料分析

### 第一節 研究設計

不同都會區因其社會與經濟發展程度不同，使區域住宅價格有所落差，發展程度越高之都會區通常有較高住宅價格，反之亦然。故兩兩都會區社會與經濟發展落差多寡，應與住宅價格差異相關。

本研究運用國泰房地產指數季報、人力資源統計年報與都市及區域發展統計彙編資料，首先進行共線性診斷，隨後再透過追蹤資料模型，觀察並分析國內六大都會區兩兩社會與經濟發展變數落差與區域住宅價格差異之關係，以及其影響程度。

#### 一、共線性檢定

當解釋變數間關係近乎線性，即可能發生線性重合(Multicollinearity)情形。當模型各變數間存有共線性，將導致模型估計結果缺乏穩定性，嚴重時甚至將使估計結果係數出現錯誤的正負向關係。為避免共線性所導致估計結果偏誤，本文將使用兩種共線性診斷方法，檢測本研究選取之自變數是否存有線性重合情形。

##### (一) 相關係數矩陣(Correlation Matrix)

檢定變數間一對一之線性相關，估計方式如下：

$$\gamma_{xy} = \frac{\sum_{i=1}^n (X_{k,it} - \bar{X})(Y_{k,it} - \bar{Y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (X_{k,it} - \bar{X})^2} \sqrt{\sum_{i=1}^n (Y_{k,it} - \bar{Y})^2}} \quad (1)$$

其中 $X_{i,t}$ 與 $Y_{i,t}$ 為第 $i$ 個兩兩都會區在第 $t$ 期所對應之第 $k$ 個解釋變數， $\bar{X}$ 與 $\bar{Y}$ 則解釋變數之平均值， $\gamma_{xy}$ 為此兩解釋變數之相關係數。

## (二) 變異數膨脹因子(Variance inflation factors; VIF)

其與相關係數矩陣之差別在於，相關係數矩陣僅觀察變數間彼此一對一線性相關，而變異數膨脹因子乃檢定變數間一對多之線性相關。估計方式如下：

$$VIF_k = \frac{1}{1 - R_k^2} \quad (2)$$

其中 $VIF_k$ 為第 $k$ 個解釋變數， $R_k^2$ 則為以第 $k$ 個解釋變數為依變項，並以模型中其他解釋變數為自變項所求得之複判定係數(R-square)。當複判定係數越高， $VIF_k$ 亦會越大，第 $k$ 個解釋變數之估計結果就會越不準確。因此 $VIF_k$ 越小越佳，一般以10為門檻，若大於10則顯示共線性足以造成估計結果出現問題。

## 二、追蹤資料模型(Panel Data Model)

本研究資料不僅帶有橫斷面性質，亦具有時間序列特性，故屬於追蹤資料。利用追蹤資料分析除較單純使用橫斷面或時間序列資料更具真實性外，亦可控制個別異質性與增加樣本數。

追蹤資料迴歸方程式可表示如下：

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_1 x_{1,it} + \beta_2 x_{2,it} + \dots + u_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^n \beta_k x_{k,it} + u_{it} \quad (3)$$

其中 $y_{it}$ 為第 $i$ 個兩兩都會區在第 $t$ 期的住宅價格比； $x_{k,it}$ 為第 $i$ 個兩兩都會區在第 $t$ 期所對應之第 $k$ 個解釋變數； $\beta_k$ 則為第 $k$ 個解釋變數迴歸係數； $\alpha_i$ 表示兩兩都會區間個別效果(Individual Effect)，即不隨時間變化之異質性(Heterogeneity)； $u_{it}$ 則為第 $i$ 個兩兩都會區在第 $t$ 期的隨機誤差，且符合 $u_{it} \sim i.i.d.(0, \sigma_u^2)$ 。當追蹤資料中各組與各期資料完整，稱為平衡追蹤資料(Balanced Panel Data)；反之，則稱為不平衡追蹤資料(Unbalanced Panel Data)。

追蹤資料模型可依據樣本資料性質分為固定效果模型(Fixed Effect Model)與隨機效果模型(Random Effect Model)。固定效果模型假設模型母體內相似程度低，故直接以全部母體觀察所有橫斷面差異，於該模型中，橫斷面資料差異被包含在截距項；隨機效果模型則假設母體內橫斷面差異較小，相似程度高，此模型允許各橫斷面有不同截距參數，且為隨機變數。若 $\alpha_i$ 與 $x_{it}$ 具有相關性，則視為有遺漏變數之結果，將可能產生偏誤情形，故以固定效果模型估計將較為合適；反之，

若兩者無相關性，則以隨機效果模型估計較佳。此外，無論是固定效果模型或隨機效果模型，皆可再依考量者為兩兩都會區橫斷面個別效果、不同時期時間效果其一，亦或前述兩者皆考量之情況，分為一元固定效果模型(One-way Fixed Effect Model)或一元隨機效果模型(One-way Random Effect Model)與二元固定效果模型(Two-way Fixed Effect Model)或二元隨機效果模型(Two-way Random Effect Model)。

固定效果模型認為不同觀察群組間的差異可被其不隨時間改變之個別效果解釋，各年度不隨群組改變之差異則可透過不同年度時間效果呈現，且視此些固定效果為待估計未知常數。其優點為可透過兩兩都會區間個別效果或時間效果來觀察不同兩兩都會區差異對住宅價格比之影響，然因其使用虛擬變數作為估計參數，故將使自由度降低；相對地，隨機效果模型不會有自由度下降問題，然其假設較為嚴格，必須假設個別效果與解釋變數完全無關，且無法藉由個別效果觀察不同兩兩都會區之差異。一般來說，固定效果模型假設研究僅專注於現有資料個體，隨機效果模型則視現有資料乃取自更大母體樣本。而於設定模型前，尚須經過相關檢定以確保模型配適程度。

### 三、模型配適度判斷(Goodness of Fit)

不同於迴歸分析以 $R^2$ 表示應變數被模型所解釋的變異比例，於追蹤資料模型建立前，須先經過相關檢定以確保模型配適程度，本研究分別採用 F 檢定、LM 檢定與 Hausman 檢定等相關檢定進行檢驗。

#### (一) F 檢定(F Test)

F 檢定可用於檢定截距項是否皆為相等，即該採用普通最小平方迴歸模型或追蹤資料模型。此檢定假設不隨時間改變之截距項皆相等；若檢定結果不拒絕虛無假設，則表示為混合資料(Pooled Data)，應使用普通最小平方迴歸模型；反之，則表示為追蹤資料，應採用追蹤資料模型。

F 檢定統計量為：

$$F = \frac{(R_{Panel}^2 - R_{Pooled}^2)/(n - 1)}{(1 - R_{Panel}^2)/(\sum_{i=1}^n T_i - n - k)} \quad (4)$$

其中 $R_{Panel}^2$ 為使用追蹤資料模型之 $R^2$ ； $R_{Pooled}^2$ 為使用普通最小平方迴歸模型之 $R^2$ ； $n$ 為兩兩都會區數； $T$ 為年數； $k$ 為解釋變數個數。

## (二) LM 檢定 (Lagrange Multiplier Test)

LM 檢定為 Breusch 與 Pagan(1980)基於 OLS 的殘差值，設計用以檢驗資料中是否存在隨機效果之檢定方法。此檢定假設不隨時間改變之截距項為同質變異；若檢定結果不拒絕虛無假設，表示截距項不具隨機性，應採用普通最小平方迴歸模型；反之，則表示截距項具隨機性，隨機效果模型優於普通最小平方迴歸模型。

LM 檢定統計量為：

$$LM = \frac{\sum_{i=1}^n T_i}{2(T-1)} \left[ \frac{\sum_{i=1}^n (T\bar{e}_i)^2}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T e_{it}^2} - 1 \right]^2 \quad (5)$$

其中  $n$  為兩兩都會區數； $T$  為年數； $e_{it}^2$  為最小平方殘差值； $\bar{e}_i$  為第  $i$  個兩兩都會區最小平方殘差之平均值。於虛無假設下， $LM$  服從自由度為 1 之  $\chi^2$  分配。然尚須留意拒絕虛無假設僅能確定僅含一個截距項之普通最小平方迴歸模型不適用於此資料，因無論是隨機效果模型較好或固定效果模型較佳，皆會顯示拒絕虛無假設之結果。故固定效果模型或隨機效果模型何者較為合適，必須再經由 Hausman 檢定來決定。

## (三) Hausman 檢定 (Hausman Test)

Hausman(1978)提出了 Hausman 隨機模型檢定法，可據此判斷應使用固定效果模型亦或隨機效果模型。此檢定方法假設於隨機模型下，個別效果與解釋變數無關；若檢定結果不拒絕虛無假設，表示個別效果與解釋變數無關，應採用隨機效果模型較佳；反之，若檢定結果拒絕虛無假設，則表個別效果與解釋變數有關，此時，應採用固定效果模型較為合適。

Hausman 檢定統計量為：

$$H = (\beta_{fixed} - \beta_{random})' [Var(\beta_{fixed})]^{-1} (\beta_{fixed} - \beta_{random}) \quad (6)$$

其中  $\beta_{fixed}$  為固定效果模型估計值； $\beta_{random}$  為隨機效果模型估計值； $Var$  為共變異矩陣估計值。



## 第二節 資料說明與分析

### 一、變數選取與定義

由文獻回顧可知，過去探討區域發展之研究多由經濟與社會兩面向討論(Rice and Venables, 2003)。而這些社會與經濟發展變數，得分別解釋影響區域住宅價格之不同區域發展要素(Reichert, 1990; Ley and Tutchener, 2001; Hwang and Quigley, 2006)。

參考與整理過去文獻，本文認為兩兩都會區住宅價格差異與都會區彼此間社會與經濟發展程度有關，當兩都會區發展程度落差越大，住宅價格差異也相對越多。就經濟面來看，高度發展都會區一般會有較高家戶所得；較多知識密集服務業就業機會、交通可及性較佳、較多公共投資與較多辦公室需求。就社會面來說，發展程度高都會區應有較佳醫療水準、治安與空氣品質。除此之外，雖尚有其它區域發展變數可能與區域住宅價格相關，例如地理位置、歷史發展、自然資源等。然此類區域發展要素較無法量化(余海鵬，2009)，且侷限於某些資料之可及性，故本研究僅就前述社會與經濟面區域發展變數進行探討。

本研究被解釋變數為國內兩兩都會區住宅價格比，解釋變數為區域社會與經濟發展變數比。所選取之解釋變數定義、資料來源與預期符號茲分述如下：

#### (一) 每戶經常性所得比

區域經常性所得資料來源為都市及區域發展統計彙編所公布之縣市每戶經常性所得資料<sup>5</sup>。住宅價格通常要有足夠所得支撐，高所得區域之住宅價格亦會越高，反之亦然(Abraham and Hendershott, 1996; Haurin, 1996; Bonnie, 1998; Meen, 1999; Hwang and Quigley, 2006)。故兩兩都會區每戶經常性所得比應亦與住宅價格比成正相關，預期符號為正向。

#### (二) 每千人知識密集服務業就業機會比

本研究知識密集服務業就業機會資料來源為人力資源統計年報，以每千人為比較基準。知識密集服務業係指依賴專業知識或專門領域特有技術之產業(Windrum and Tomlinson, 1999)，有時亦被稱為生產者服務業(金家禾，2001)。當區域擁有較多知識密集服務業就業機會，除表其

<sup>5</sup>經常性收入包括基本所得、財產所得收入、自用住宅及其他營建物設算租金(含折舊)、經常移轉收入與雜項收入等收入之總合。

發展程度較高外(陳冠位、林素穗、黃若男, 2003), 亦表示其國際化程度較高(郭大玄, 2003), 且人才相對較多(金家禾, 2001)。參考 Windrum and Tomlinson(1999)與金家禾(2001)之定義與分類, 本研究所稱之知識密集服務業包含三級產業中資訊及通訊傳播業、金融及保險業、不動產業、專業/科學及技術服務業、支援服務業等產業。

區域就業機會影響住宅價格(Reichert, 1990; Bonnie, 1998; 林益厚, 2004; Hwang and Quigley, 2006), 而知識密集服務業就業機會增加則顯示區域發展提昇(陳冠位、林素穗、黃若男, 2003)。故當兩兩都會區知識密集服務業就業機會落差越多, 表示彼此間發展程度與國際化程度落差越大, 住宅價格差異應相對增加, 故兩兩都會區每千人知識密集服務業就業機會比應與住宅價格比成正相關, 預期符號為正向。

### (三) 每千人機車登記數比

由於國內各都會區大眾運輸工具資料較不完整, 部分統計資料並非六大都會區皆有發佈, 且因汽車單價較為昂貴, 國內民眾持有機車之情況較汽車普及許多(邱裕鈞、陳一昌、林振達、喻世祥, 2009), 故本研究以各都會區每千人機車登記數<sup>6</sup>做為反向解釋都會區交通可及性之替代變數, 資料來源為都市及區域發展統計彙編。

交通可及性為區域發展重要條件, 區域經濟活動有賴於完善之交通建設達成(余海鵬, 2009)。國內機車普及性高於汽車, 且多做為通勤工具使用, 而大眾運輸服務水準提升則有助於降低機車持有率(Hook and Replege, 1990; 邱裕鈞、陳一昌、林振達、喻世祥, 2009)。當區域機車登記數越少, 顯示該地使用機車代步需求越低, 亦表示其大眾運輸設施越為完善, 交通可及性越高(Nagai, Fukuda, Okada and Hashino, 2003), 故區域機車登記數可反向解釋區域交通可及性。此外, 交通可及程度亦為購置住宅考量因素之一(朱芳妮、張金鶚、陳淑美, 2008), 交通可及性越高之區域因生活便利性較佳, 住宅價格應相對較高。而因本研究使用機車登記數比反向解釋區域交通可及性, 故其應與住宅價格比成負相關, 預期符號為負向。

### (四) 每千人地方歲出比

地方歲出資料來源為都市及區域發展統計彙編, 以每千人為比較基準, 並以此表示各都會區之公共投資。本研究所稱地方歲出包括地方經濟發展<sup>7</sup>、教育科學文化<sup>8</sup>與社會福利<sup>9</sup>歲出, 故其亦可反應當地經濟發展、

<sup>6</sup>機車登記數指年底向監理機關領有統一牌照之機車數量。

<sup>7</sup>經濟發展歲出包括辦理農業、工業、交通及其他經濟服務之支出。

<sup>8</sup>教育科學文化歲出包括辦理教育、科學、文化等事業及補助之支出。

教育科學文化與社會福利資源多寡。區域發展過程中，地方政府所擁有之財務資源將影響其公共投資金額，當地方政府可投入之公共投資金額越高，公共設施服務水準亦會越高，區域公共設施也將越為完備(黃仁德，1994；薛立敏、曾喜鵬、謝鈺偉，2007)，且有助提升區域生活品質(楊明儀，2003)，進而提高住宅價格(林益厚，2004；薛立敏、李中文、曾喜鵬，2003)。故兩兩都會區地方歲出比應與住宅價格比成正相關，預期符號為正向。

(五) 每平方公里辦公室使用執照樓地板面積比

企業辦公室的區位分佈，顯著影響地區發展，特別是外資企業與大型企業，且其區位選擇與當地政經條件優越與否相關(黃名義、張金鶚，2005)。因此，本研究由區域中每平方公里辦公室數量觀察區域經濟發展情形，資料來源為都市及區域發展統計彙編。區域辦公室使用執照樓地板面積越高，顯示其辦公室需求越高且越多企業設址於此，經濟發展程度與住宅需求較高，使其有較高住宅價格(Kayden and Pollard, 1987; Nelson, 1988)，故兩兩都會區辦公室使用執照樓地板面積比應與住宅價格比成正相關，預期符號為正向。

(六) 每千人病床數比

區域醫療資源充足與否為選擇住宅重要因素之一(朱芳妮、張金鶚、陳淑美，2008)，其亦與一地區之生活品質息息相關(Liu, 1980; 章定煊、劉小蘭、尚瑞國，2002；楊明儀，2003；薛立敏、曾喜鵬、謝鈺偉，2007)。而一個區域中，每位居民可獲得多少醫療資源，一般可藉由每人病床數來衡量，故本研究以每千人病床數<sup>10</sup>比表示區域醫療資源差異，資料來源為都市及區域發展統計彙編。當區域擁有相對優良之醫療資源，住宅價格亦會較高，故兩兩都會區每千人病床數比應與住宅價格比成正相關，預期符號為正向。

(七) 每千人刑案發生件數比

區域治安狀況除為選擇住宅重要因素(朱芳妮、張金鶚、陳淑美，2008)，亦為衡量區域生活品質之要素(章定煊、劉小蘭、尚瑞國，2002)。一般來說，治安狀況較佳地區因居住安全較有保障，住宅價格應會較高(Haurin, 1996)。然住宅價格與發展程度較高地區，可能因相較其他區域告發較多的犯罪行為，使住宅價格與犯罪率呈現正向關係(Soares,

<sup>9</sup>社會福利歲出包括辦理社會保險、社會救助、福利服務、國民就業、醫療保健等事務及補助之支出。

<sup>10</sup>病床數包括醫院及診所之病床數，不含未登記之療養床。

1999; Lynch and Rasmussen, 2001)。

而因國內與治安相關且較完整之統計資料中，僅刑案發生件數較可呈現本文欲探討之區域治安問題<sup>11</sup>，故本研究以每千人刑案發生件數<sup>12</sup>比來衡量區域治安狀況，資料來源為都市及區域發展統計彙編。又因區域治安與住宅價格可能呈現正相關，亦可能呈現負相關，故本研究認為兩兩都會區每千人刑案發生件數比與住宅價格比之關係可能為正向亦可能為負向。

#### (八) 空氣中總懸浮微粒濃度比

空氣品質為衡量環境品質要素之一(林祖嘉、林素菁，1993)。乾淨的空氣可帶來住宅價值(Zabel and Kiel, 2000)，故空氣品質越好住宅價格應越高。本研究以空氣中總懸浮微粒濃度比表示區域空氣品質，資料來源為都市及區域發展統計彙編。一地區空氣中總懸浮微粒濃度越高，表示其空氣品質越差，故兩兩都會區空氣中總懸浮微粒濃度比應與住宅價格比成負相關，預期符號為負向。

---

<sup>11</sup> 於都市及區域發展統計彙編之大眾致序與安全分類中，與刑案相關者僅有嫌疑犯人數與刑案發生件數兩統計項目，而因刑案發生件數可呈現一地區犯罪發生頻率，故本文認為其較符合此欲探討之區域治安問題。

<sup>12</sup> 刑案發生件數係指各警察機關受理民眾告訴、告發、自首或於勤務中發現之犯罪，在同一期間內或同類案件發生之件數總和，包括本期以前未報發生積案，於本期內偵破件數。

表一 變數定義與資料來源

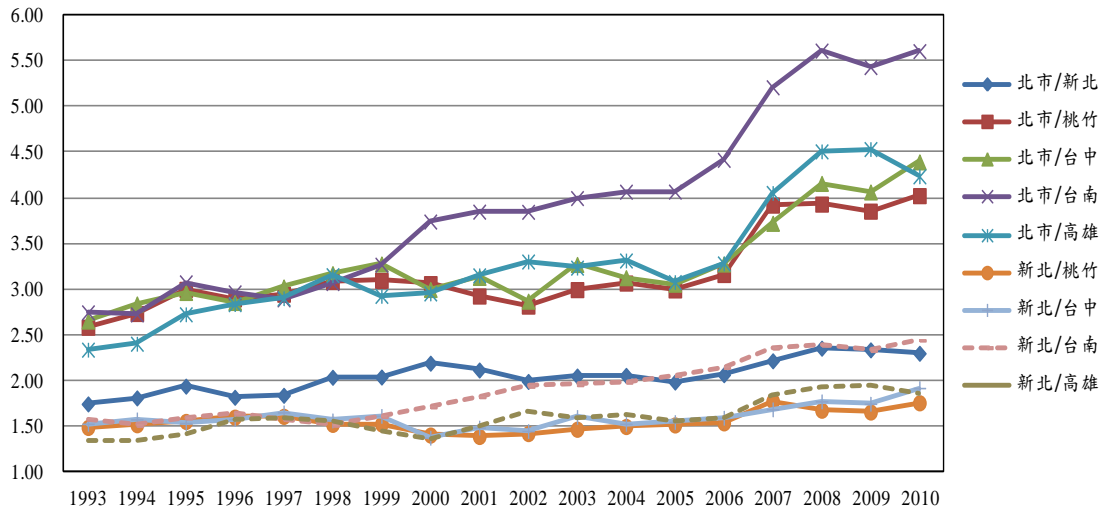
變數	定義	資料來源	預期符號	
被解釋變數				
住宅價格比	將各都會區住宅價格年資料兩兩分別相除而得之值。	國泰房地產指數季報		
解釋變數				
經濟面	經常性所得比	將各都會區每戶經常性所得兩兩相除所得之值。	都市及區域發展統計彙編	+
	知識密集服務業就業機會比	將各都會區知識密集服務業就業機會總數除以區內人口總數，再將各都會區之數值兩兩相除求得之值。	人力資源統計年報	+
	機車登記數比	將各都會區機車登記總數除以各區人口總數，再將各都會區之數值兩兩相除所得之值。	都市及區域發展統計彙編	-
	地方歲出比	將各都會區地方歲出總金額除以區內人口總數，再將各都會區之數值兩兩相除求得之值。	都市及區域發展統計彙編	+
	辦公室使用執照樓地板面積比	將各都會區辦公室使用執照總樓地板面積除以各都會區總面積，再將各都會區數值兩兩相除所得之值。	都市及區域發展統計彙編	+
社會面	病床數比	將各都會區病床總數除以各區人口總數，再將各都會區數值兩兩相除求得之值。	都市及區域發展統計彙編	+
	刑案發生件數比	將各都會區刑案發生總件數除以各區人口總數，再將各都會區數值兩兩相除所得之值。	都市及區域發展統計彙編	+/-
	空氣中總懸浮微粒濃度比	將各都會區空氣中總懸浮微粒濃度兩兩相除求得之值。	都市及區域發展統計彙編	-

## 二、 樣本敘述統計分析

圖二與圖三<sup>13</sup>顯示各兩兩都會區住宅價格比由 1993 年至 2010 年變動趨勢，為避免趨勢圖因同時呈現 15 組兩兩都會區住宅價格比導致過於複雜，故將 15 組兩兩都會區住宅價格比趨勢圖分為圖二與圖三呈現。

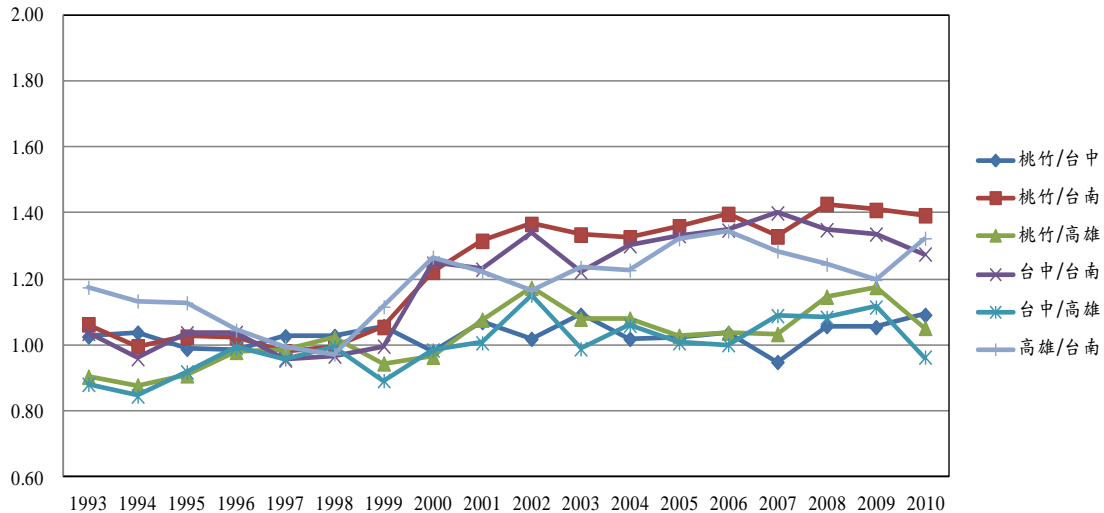
由圖二可發現台北市相對其他都會區住宅價格比於 1999 年以前較為穩定，台北市相對新北市以外其他都會區住宅價格比皆維持在 2.33 至 3.28 間。直至 2000 年，台北市相對台南市住宅價格比始有較為明顯之上升，此後便維持在 4 左右直到 2005 年。台北市相對桃竹都會區、台北市相對台中市與台北市相對高雄市於 2000 年至 2005 年間則相對較為穩定，期間台北市相對高雄市住宅價格比雖由 2.95 小幅度擴大至 3.31，2005 年又縮回至 3.08。2006 年以後，台北市相對桃竹都會區、台北市相對台中市、台北市相對台南市與台北市相對高雄市住宅價格比皆出現較大幅度擴張，分別由 2005 年 2.99、3.05、4.07 與 3.08，擴大至 2008 年 3.93、4.16、5.61 與 4.51，雖 2009 年台北市分別相對桃竹都會區、台中市與台南市出現緩跌趨勢，然 2010 年上述三者之住宅價格比又再度擴大，而台北市相對高雄市則於 2010 年出現緩跌情形。另圖二中，雖台北市相對新北市與新北市相對台北市以外其他都會區 18 年住宅價格比趨勢雖相對穩定，然仍呈現擴大趨勢，且以新北市相對台南市擴張較多。台北市相對新北市、新北市相對桃竹都會區、新北市相對台中市、新北市相對台南市與新北市相對高雄市住宅價格比分別由 1993 年 1.74、1.48、1.52、1.58 與 1.34，擴大至 2010 年 2.30、1.75、1.91、2.44 與 1.85。

<sup>13</sup>圖中北市／新北表台北市變數值除以新北市變數之比值，其餘兩兩都會區以此類推。



圖二 住宅價格比趨勢圖 I

圖三顯示其餘兩兩都會區住宅價格比趨勢圖，可發現 1998 年以前變動相較 1999 年以後穩定。其中桃竹都會區相對高雄市與台中市相對高雄市住宅價格比於早期低於 1，顯示早期高雄市住宅價格高於桃竹都會區與台中市，近年桃竹都會區與台中市住宅價格則多高於高雄市。1999 年後，桃竹都會區相對台南市、台中市相對台南市與高雄市相對台南市住宅價格比呈現較明顯之擴大趨勢，分別由 1999 年 1.06、1.00 與 1.12 上升至 2010 年 1.39、1.28 與 1.32，然於此其間三者皆有漲有跌，且相較圖二台北市相對新北市以外其他都會區之擴大幅度，圖三擴大幅度相對低了許多。其餘桃竹都會區相對台中市、桃竹都會區相對高雄市與台中市相對高雄市住宅價格比擴張趨勢較不明顯，擴張與縮小情形皆曾出現。



圖三 住宅價格比趨勢圖 II

表二與表三分別顯示依兩兩都會區區分14與依年度區分之各變數平均值與標準差。首先觀察住宅價格比，台北市相對其他都會區住宅價格比較大，皆有2以上，其中又以台北市相對台南市住宅價格比最高；新北市相對台北市以外其他都會區亦皆有1.5以上之住宅價格比；而住宅價格差異最小者為台中市與高雄市，住宅價格比為1。若由時間序列觀察，各年度平均住宅價格比已由1993年1.60上升至2010年之2.37，國內都會區住宅價格差異逐漸擴大。另觀察經常性所得比，台北市相對其他都會區經常性所得比皆超過1.2，其中以台北市相對台南市1.64最高；新北市雖相對台中市、台南市與高雄市為高，但與桃竹都會區住宅價格比為0.93，顯示桃竹都會區經常性所得較位於台北都會區之新北市高；差異最低者為新北市與台中市，經常性所得比僅有1.04。由時間序列觀察，各年度經常性所得比平均大致呈現上升趨勢，已由1993年1.18上升至2010年之1.24，各都會區經常性所得差異亦逐漸擴大。

接著觀察知識密集服務業就業機會比，台北市相對其他都會區差異較為明顯，皆有1.5以上，其中又以台北市相對台南市2.65最多；而新北市相對台北市以外其他都會區皆達1.2以上；桃竹都會區、台中市與高雄市分別相對台南市亦有1.19以上；其餘都會區彼此間差異則相對較小。另以時間面觀察趨勢，知識密集服務業就業機會比由1993年1.44上升至2010年之1.63，各都會區知識密集服務業就業機會比逐漸擴大。機車登記數比部分，以平均數觀察，不難發現台北市、新

<sup>14</sup> 表中北市／新北表台北市變數值除以新北市變數之比值，其餘兩兩都會區以此類推。



北市、桃竹都會區等北部都會區相對台中市、台南市與高雄市等中、南部都會區機車登記數較少。且由時間序列觀察，各年度機車登記數差異自 1998 年以後便逐漸擴大。

於地方歲出比方面，台北市明顯高於其他都會區，其中又以台北市相對新北市 2.93 最多，相對高雄市 1.72 最小；而新北市、桃竹都會區、台中市與台南市分別相對高雄市差異較大，推測乃因高雄市包含與台北市同屬直轄市之高雄市，地方支出決算數額較其他非直轄市縣市為高所致。若由時間序列觀察，即便各年度地方歲出比之平均仍隨時間有所起伏，然並未產生落差擴大現象，推測因此變數受政府財政政策影響，變動相對穩定。觀察辦公室使用執照樓地板面積比，台北市相對其他都會區皆達 13 以上，其中以台北市相對台南市 55.14 最高，其次為台北市相對高雄市之 34.81。雖其餘都會區彼此落差並未如台北市相對其他都會區大，部分都會區彼此間仍有較高之比值，如新北市相對台南市之 5.30 與桃竹都會區相對台南市之 4.20。若由時間面觀察，辦公室使用執照樓地板面積比較不穩定，推測因其受各年度市場景氣影響。雖此變數無明顯逐年擴大趨勢，然相對而言，2003 年以後比值多高於 10，相較 2002 年以前比值多低於 10 為高，顯示近年兩兩都會區間差異仍較過去為多。

於病床數比方面，台北市相對其他都會區依然較高，皆達 1.2 以上。新北市則相較其他都會區為低，推測因其市境環繞台北市，並同屬台北都會區，對台北市充足之醫療資源可及性較高(章定煊、劉小蘭、尚瑞國，2002)，故新北市境內病床數相對較低。若由時間面觀察，平均而言，病床數比相對其他變數穩定許多，2006 年以前差異呈緩步縮小趨勢，然 2007 年以後又緩緩擴張。由刑案發生件數比可發現，各兩兩都會區彼此間差異較小，差異最多者為台中市相對台南市之 1.31，差異最小者則為台北市相對高雄市之 0.99。若由時間面觀察，刑案發生件數比亦相對其他變數穩定許多，無明顯擴大或縮小趨勢。最後為空氣中總懸浮微粒濃度比，高雄市相較其他都會區濃度較高，推測與其重工業發達有關，桃竹都會區則相較其他都會區濃度較低，故桃竹都會區相對高雄市差異最大。差異最小者為台北市相對台南市之 1.02。若由時間面觀察，空氣中總懸浮微粒濃度比亦無明顯擴大或縮小趨勢，且 2000 年以後變動幅度相對 1999 年以前穩定。

由以上敘述統計分析可知，住宅價格比、經常性所得比、知識密集服務業就業機會比率比、機車登記數比、地方歲出比與辦公室使用執照樓地板面積比於各

都會區差異相對較大，且多以台北市相對其他都會區差異最大。其中住宅價格比、經常性所得比、知識密集服務業就業機會比率比、機車登記數比更呈現差異逐年擴張趨勢。



表二 各變數基本統計分析－依兩兩都會區分

變數 都會區	住宅 價格比	經常性 所得	知識 密集 服務業 就業 機會比	機車 登記 數比	地方 歲出比	辦公室 使用 執照 樓地板 面積比	病床 數比	刑案 發生 件數比	空氣中 總懸浮 微粒 濃度比
北市/ 新北	2.05 (0.18)	1.37 (0.04)	1.53 (0.05)	0.73 (0.06)	2.93 (0.45)	13.61 (17.18)	2.62 (0.31)	1.15 (0.31)	1.09 (0.22)
北市/ 桃竹	3.17 (0.44)	1.27 (0.06)	2.23 (0.13)	0.73 (0.09)	2.27 (0.39)	15.53 (10.10)	1.32 (0.06)	1.04 (0.20)	1.28 (0.66)
北市/ 台中	3.27 (0.49)	1.43 (0.09)	2.13 (0.10)	0.67 (0.07)	2.43 (0.31)	16.19 (10.37)	1.39 (0.20)	0.98 (0.27)	1.06 (0.33)
北市/ 台南	3.92 (0.99)	1.64 (0.06)	2.65 (0.14)	0.58 (0.07)	2.30 (0.28)	55.14 (60.48)	1.48 (0.14)	1.24 (0.16)	1.02 (0.45)
北市/ 高雄	3.27 (0.65)	1.50 (0.06)	1.96 (0.23)	0.55 (0.04)	1.72 (0.30)	34.81 (34.97)	1.26 (0.07)	0.99 (0.18)	0.76 (0.31)
新北/ 桃竹	1.55 (0.11)	0.93 (0.06)	1.45 (0.09)	1.01 (0.08)	0.79 (0.12)	1.73 (1.48)	0.51 (0.08)	0.93 (0.17)	1.13 (0.35)
新北/ 台中	1.59 (0.13)	1.04 (0.06)	1.39 (0.07)	0.92 (0.05)	0.85 (0.17)	2.10 (2.23)	0.54 (0.11)	0.88 (0.23)	0.97 (0.16)
新北/ 台南	1.89 (0.33)	1.20 (0.04)	1.73 (0.12)	0.80 (0.05)	0.79 (0.10)	5.30 (4.14)	0.57 (0.10)	1.12 (0.20)	0.92 (0.25)
新北/ 高雄	1.59 (0.19)	1.10 (0.04)	1.28 (0.16)	0.75 (0.02)	0.60 (0.11)	3.12 (1.70)	0.48 (0.06)	0.88 (0.11)	0.69 (0.16)
桃竹/ 台中	1.03 (0.04)	1.13 (0.12)	0.96 (0.05)	0.91 (0.03)	1.08 (0.11)	1.46 (1.50)	1.05 (0.13)	0.93 (0.10)	0.89 (0.17)
桃竹/ 台南	1.22 (0.17)	1.29 (0.08)	1.19 (0.05)	0.79 (0.04)	1.02 (0.09)	4.20 (3.30)	1.12 (0.08)	1.21 (0.14)	0.83 (0.13)
桃竹/ 高雄	1.03 (0.09)	1.18 (0.09)	0.88 (0.06)	0.75 (0.08)	0.76 (0.09)	2.55 (1.54)	0.95 (0.05)	0.97 (0.17)	0.62 (0.09)
台中/ 台南	1.19 (0.16)	1.15 (0.07)	1.24 (0.07)	0.86 (0.02)	0.95 (0.10)	3.46 (2.34)	1.07 (0.06)	1.31 (0.23)	0.95 (0.18)
台中/ 高雄	1.00 (0.08)	1.05 (0.06)	0.92 (0.09)	0.82 (0.06)	0.71 (0.09)	2.47 (1.75)	0.92 (0.10)	1.05 (0.21)	0.71 (0.10)
高雄/ 台南	1.19 (0.11)	1.09 (0.04)	1.36 (0.10)	1.06 (0.08)	1.37 (0.22)	1.53 (0.63)	1.17 (0.08)	1.28 (0.19)	1.34 (0.20)

註：括弧內為 18 年各兩兩都會區之標準差

表三 各變數基本統計分析－依年度分

變數 年度	住宅 價格比	經常性 所得	知識 密集 服務業 就業 機會比	機車 登記 數比	地方 歲出 比	辦公室 使用 執照 樓地板 面積比	病床 數比	刑案 發生 件數比	空氣中 總懸浮 微粒 濃度比
1993	1.60 (0.66)	1.18 (0.17)	1.44 (0.46)	0.73 (0.19)	1.43 (0.69)	5.49 (6.74)	1.14 (0.43)	1.10 (0.21)	1.34 (0.55)
1994	1.62 (0.72)	1.21 (0.18)	1.43 (0.49)	0.73 (0.20)	1.35 (0.68)	6.38 (8.35)	1.17 (0.46)	1.10 (0.22)	1.33 (0.58)
1995	1.72 (0.82)	1.22 (0.20)	1.48 (0.53)	0.81 (0.12)	1.23 (0.64)	7.13 (9.03)	1.17 (0.52)	1.13 (0.29)	1.22 (0.38)
1996	1.72 (0.78)	1.21 (0.20)	1.47 (0.50)	0.82 (0.12)	1.38 (0.74)	10.74 (15.61)	1.16 (0.57)	1.06 (0.34)	1.08 (0.54)
1997	1.73 (0.81)	1.20 (0.20)	1.47 (0.52)	0.83 (0.12)	1.35 (0.69)	10.51 (14.17)	1.14 (0.62)	1.04 (0.25)	0.94 (0.31)
1998	1.77 (0.89)	1.20 (0.17)	1.50 (0.53)	0.82 (0.13)	1.38 (0.78)	5.05 (5.64)	1.13 (0.59)	1.04 (0.21)	0.89 (0.17)
1999	1.79 (0.90)	1.20 (0.18)	1.52 (0.51)	0.82 (0.13)	1.40 (0.84)	6.41 (7.38)	1.10 (0.55)	1.09 (0.25)	0.97 (0.16)
2000	1.83 (0.92)	1.22 (0.19)	1.54 (0.52)	0.82 (0.14)	1.65 (1.22)	6.62 (7.39)	1.10 (0.64)	1.11 (0.27)	0.85 (0.22)
2001	1.88 (0.93)	1.24 (0.22)	1.54 (0.52)	0.81 (0.14)	1.42 (0.85)	4.75 (4.94)	1.10 (0.63)	1.04 (0.25)	0.85 (0.26)
2002	1.90 (0.89)	1.26 (0.22)	1.51 (0.52)	0.81 (0.15)	1.50 (0.99)	3.24 (2.40)	1.11 (0.64)	1.02 (0.26)	0.88 (0.24)
2003	1.94 (0.96)	1.26 (0.22)	1.50 (0.49)	0.81 (0.16)	1.37 (0.75)	14.94 (23.47)	1.10 (0.65)	1.03 (0.22)	0.91 (0.27)
2004	1.95 (0.97)	1.24 (0.21)	1.52 (0.49)	0.80 (0.16)	1.27 (0.67)	40.28 (76.57)	1.07 (0.62)	1.07 (0.25)	0.86 (0.23)
2005	1.93 (0.94)	1.24 (0.21)	1.53 (0.51)	0.80 (0.16)	1.28 (0.80)	9.81 (14.32)	1.03 (0.52)	1.05 (0.25)	0.86 (0.22)
2006	2.01 (1.04)	1.27 (0.22)	1.54 (0.51)	0.79 (0.16)	1.30 (0.83)	10.50 (15.52)	1.02 (0.49)	1.02 (0.16)	0.76 (0.20)

註：括弧內為各年度 10 組兩兩都會區之標準差

續表三 各變數基本統計分析—依年度分

變數 年度	住宅 價格比	經常性 所得	知識 密集 服務業 就業 機會比	機車 登記 數比	地方 歲出 比	辦公室 使用 執照 樓地板 面積比	病床 數比	刑案 發生 件數比	空氣中 總懸浮 微粒 濃度比
2007	2.26 (1.33)	1.24 (0.20)	1.63 (0.60)	0.79 (0.16)	1.34 (0.79)	16.04 (27.49)	1.03 (0.49)	1.00 (0.14)	0.83 (0.23)
2008	2.37 (1.46)	1.21 (0.20)	1.63 (0.59)	0.78 (0.16)	1.32 (0.63)	14.59 (20.46)	1.05 (0.47)	1.04 (0.14)	0.81 (0.17)
2009	2.35 (1.42)	1.23 (0.20)	1.64 (0.61)	0.78 (0.16)	1.36 (0.70)	13.60 (21.53)	1.06 (0.44)	1.12 (0.26)	0.84 (0.20)
2010	2.37 (1.47)	1.24 (0.22)	1.63 (0.59)	0.78 (0.16)	1.33 (0.67)	9.77 (15.27)	1.07 (0.44)	1.10 (0.33)	0.89 (0.19)

註：括弧內為各年度 10 組兩兩都會區之標準差

## 第四章 實證分析

### 第一節 共線性診斷

本文利用相關係數矩陣與變異數膨脹因子，檢定模型中解釋變數是否存在線性重合問題。

#### (一) 相關係數矩陣

觀察表四，可發現本研究選取之變數兩兩間相關係數最高為 0.83，顯示各解釋變數間不存在一對一線性相關，尚不至於產生線性重合問題，因此不予刪除任何變數。

表四 相關係數矩陣表

	經常性 所得 (INC)	知識 密集 服務業 就業 機會比 (HKP)	機車 登記 數比 (MOT)	地方 歲出比 (PUB)	辦公室 使用 執照 樓地板 面積比 (OFF)	病床 數比 (HSP)	刑案 發生 件數 比 (CRI)	空氣中 總懸浮 微粒 濃度比 (AIR)
INC	1.00							
HKP	0.68	1.00						
MOT	-0.77	-0.53	1.00					
PUB	0.65	0.65	-0.45	1.00				
OFF	0.54	0.52	-0.44	0.33	1.00			
HSP	0.55	0.29	-0.37	0.83	0.23	1.00		
CRI	0.18	0.12	0.03	0.12	0.03	0.24	1.00	
AIR	0.05	0.21	0.03	0.30	-0.07	0.23	0.31	1.00

## (二) 變異數膨脹因子

由表五觀察各解釋變數之變異數膨脹因子，可發現所有解釋變數之變異數膨脹因子皆小於 10，顯示各解釋變數間不存在一對多線性相關，尚不至於造成線性重合問題，可獲得穩定之模型估計結果，因此亦不予刪除任何變數。

表五 變異數膨脹因子表

	經常性 所得  (INC)	知識 密集 服務業 就業 機會比 (HKP)	機車 登記 數比 (MOT)	地方 歲出比 (PUB)	辦公室 使用 執照 樓地板 面積比 (OFF)	病床 數比 (HSP)	刑案 發生 件數 比 (CRI)	空氣中 總懸浮 微粒 濃度比 (AIR)
VIF	4.44	4.42	2.64	9.32	1.58	6.46	1.40	1.30

## 第二節 追蹤資料模型實證結果

本研究以全國六大都會區兩兩住宅價格比為被解釋變數，並以經常性所得比、知識密集服務業就業機會比、機車登記數比、地方歲出比、辦公室使用執照樓地板面積比、病床數比、刑案發生件數比與空氣中總懸浮微粒濃度比為解釋變數。因取對數值除可直接衡量變動百分比外，亦可降低變異數不齊一問題，且本文進行測試以後，亦發現住宅價格比取對數之半對數模型實證結果較佳，故本研究使用將住宅價格比取對數之半對數模型進行實證。

本研究透過 F 檢定與 LM 檢定，顯示於 1% 顯著水準下拒絕虛無假設，表兩兩都會區住宅價格比不隨時間改變之截距項不相等且不為同質變異，應採用追蹤資料模型；另 Hausman 檢定結果亦顯示在 1% 顯著水準下，個別效果與解釋變數相關，故本研究採用固定效果模型，估計結果如表六所示。此外，本研究亦進行概似比檢定(Likelihood Ratio Test, LRT)與 F 檢定，結果顯示於 1% 顯著水準下，使用同時含有個別效果與時間效果之二元固定效果模型較使用僅含個別效果之一元固定效果模型為佳，故本研究採用二元固定效果模型。

觀察表六，因各模型 F 檢定與 LM 檢定結果皆於 1% 顯著水準下拒絕虛無假設，表兩兩都會區住宅價格比不隨時間改變之截距項與不隨區域改變之截距項皆不相等且非為同質變異，應採用追蹤資料模型；各模型 Hausman 檢定結果則顯示在 1% 與 5% 顯著水準下，個別與時間效果和解釋變數相關，故本研究採用固定效果模型，估計結果如表六所示。此外，本研究亦進行概似比檢定(Likelihood Ratio Test, LRT)與 F 檢定，結果顯示於 1% 顯著水準下，使用含有個別效果與時間效果之二元固定效果模型較使用僅含個別效果之一元固定效果模型為佳，故本研究採用二元固定效果模型。

表六共呈現四種模型結果，分別為傳統 OLS 模型、分別控制個別效果與時間效果之一元固定效果模型，以及同時控制個別與時間效果之二元固定效果模型與其標準化係數值。進行比較後，發現以下變數於不同模型下的模型結果稍有出入：經常性所得比於 OLS 情況下不顯著，分別控制個別效果與時間效果，以及同時控制個別與時間效果後始轉為顯著，除僅控制時間效果之模型結果為負向影響，與預期不符外，其餘模型結果皆為正向影響，與預期相符；辦公室使用執照樓地板面積比於 OLS 與僅控制時間效果下不顯著，改為控制個別效果或同時控



制個別與時間效果後始轉為顯著；病床數比於 OLS 與僅控制時間效果下為負向顯著，與預期不符，改為控制個別效果或同時控制個別與時間效果後始轉為不顯著；刑案發生件數比於 OLS 與僅控制時間效果下負向顯著，僅控制個別效果為不顯著，同時控制個別與時間效果後則轉為正向顯著；空氣中總懸浮微粒濃度比除於僅控制時間效果下不顯著外，其餘模型之結果皆為負向顯著，與預期相符。

根據表六所顯示之模型結果，原傳統 OLS 模型調整後之 R-square 值為 0.9306，分別加入個別效果與時間效果後提高至 0.9635 與 0.9413，同時控制個別與時間效果後為 0.9764，整體模型配適程度佳。觀察二元固定效果模型，知識密集服務業就業機會比、地方歲出比與辦公室使用執照樓地板面積比均達 1% 顯著水準；機車登記數比與空氣中總懸浮微粒濃度比達 5% 顯著水準；經常性所得比與刑案發生件數比達 10% 顯著水準；病床數比則不顯著。除原先不確定與住宅價格關係之刑案發生件數比外，其餘顯著變數與住宅價格之關係皆與預期相符。

另標準化係數結果顯示於顯著變數中，知識密集服務業就業機會比對住宅價格比影響最大，接著依序為地方歲出比、機車登記數比、經常性所得比、辦公室使用執照樓地板面積比、空氣中總懸浮微粒濃度比，影響最小者為刑案發生件數比。

表六 住宅價格比模型估計結果

解釋變數	模型	OLS	One-way FEM (個別效果)	One-way FEM (時間效果)	Two-way FEM (個別與時間效果)	
		係數值	係數值	係數值	係數值	標準化係數值
經常性所得比		-0.0505 (-1.4080)	0.1380*** (3.5580)	-0.0794** (-2.27)	0.0586* (1.6550)	0.0113
知識密集服務業 就業機會比		0.2952*** (21.6450)	0.2748*** (10.8050)	0.2744*** (20.864)	0.1664*** (7.1870)	0.0838
機車登記數比		-0.2449*** (-6.7750)	-0.1762*** (-3.4310)	-0.3056*** (-8.273)	-0.1024** (-2.1980)	-0.0151
地方歲出比		0.0772*** (5.8270)	0.0457*** (3.8750)	0.0925*** (7.042)	0.0473*** (4.4420)	0.0356
辦公室使照 樓地板面積比		0.0003 (1.5480)	0.0004*** (3.0040)	0.0003 (1.413)	0.0004*** (3.2370)	0.0089
病床數比		-0.0571*** (-3.5760)	-0.0309 (-1.3890)	-0.0715*** (-4.603)	-0.0029 (-0.1550)	-0.0015
刑案發生件數比		-0.0466*** (-2.8270)	0.0205 (1.4440)	-0.0405*** (-2.593)	0.0219* (1.8700)	0.0051
空氣中總懸浮 微粒濃度比		-0.0446*** (-4.0740)	-0.0591*** (-4.7630)	-0.0183 (-1.507)	-0.0245** (-2.1030)	-0.0083
截距項		0.0854 (1.4170)			-0.0764 (-0.9450)	
Adj R-square		0.9306	0.9635	0.9413	0.9764	
F test			323.39***	173.67***	286.15***	
LM test			247.57***	26.27***	273.84***	
Hausman test			18.54**	18.21**	95.34***	
樣本數		270	270	270	270	

註：1.括弧內為 t 值。

2.\*\*\*、\*\*、\*分別代表在 1%、5%與 10%顯著水準下，該係數顯著異於零。

### 第三節 實證結果討論

藉由實證結果，可得知兩都會區社會與經濟發展變數比和住宅價格比之關係。首先，由係數得知經常性所得比增加確會造成住宅價格比擴大，兩者為正向關係。因區域住宅價格必須要有足夠之家戶所得支撐(Abraham and Hendershott, 1996; Haurin, 1996; Bonnie, 1998; Meen, 1999; Hwang and Quigley, 2006)，故高所得區域住宅價格相對低所得區域為高。當兩都會區所得落差擴大時，住宅價格比亦隨之擴張。其次，知識密集服務業就業機會比係數亦為正值且影響最大，顯示當此落差增加，將造成住宅價格差異擴大。因區域就業機會影響住宅價格(Reichert, 1990; Bonnie, 1998; 林益厚, 2004; Hwang and Quigley, 2006)，而知識密集服務業就業機會增加顯示區域發展提昇(陳冠位、林素穗、黃若男, 2003)。當此就業機會增加將吸引更多區域外人才，並助長住宅價格，故當兩都會區知識密集服務業就業機會比落差拉大，將造成住宅價格差異擴大。

本研究以機車登記數比做為區域交通可及性替代變數，由係數得知其與住宅價格比呈負向關係。而因機車登記數乃反向解釋交通可及性，故負項關係表示區域交通可及性落差擴大將導致住宅價格差異擴大。因交通可及性為家戶住宅選擇之考量項目(朱芳妮、張金鵲、陳淑美, 2008)，可及性增加將使日常生活便利性提高，進而增加住宅價格(林祖嘉、林素菁, 1993; Zabel and Kiel, 2000)，也因此當兩都會區交通可及性落差越大時，住宅價格差異亦隨之增加。此外，由表示區域公共投資數額之地方歲出比係數得知兩都會區地方歲出比擴大將造成住宅價格比擴張，兩者為正向關係。因地方政府投入越多經費進行公共投資與建設，區域基礎設施與服務將越為完備(黃仁德, 1994)，有助提升區域生活品質(楊明儀, 2003)，進而使當地住宅價格上揚(林益厚, 2004; 薛立敏、曾喜鵬、謝鈺偉, 2007)，也因此當兩都會區公共投資落差越大，住宅價格差異亦隨之增加。

辦公室使用執照樓地板面積比與住宅價格比為正向關係，與預期相同。因辦公室使用執照樓地板面積越高地區辦公室需求越高，且有越多企業設址於此。而因企業辦公室區位選擇與當地政經條件優越與否相關(黃名義、張金鵲, 2005)，故辦公室越多地區，經濟發展程度相對較高，並有較高之住宅價格(Kayden and Pollard, 1987; Nelson, 1988)。也因此當兩區域辦公室使用執照樓地板面積比落差擴大時，住宅價格差異亦隨之增加。另病床數比不顯著，應與新北市住宅價格雖

相較台北市以外其他都會區為高，卻因對台北市醫療資源可及性高(章定煊、劉小蘭、尚瑞國，2002)，境內病床數明顯偏低有關。也因此情形與其他兩都會區情況有異，影響此變數估計結果。

實證結果顯示反向解釋區域治安之刑案發生件數比和住宅價格比為正向關係，且影響程度最低。雖治安狀況較佳地區因居住環境較為安全，住宅價格應會較高(Haurin, 1996)。然住宅價格與發展程度較高地區，亦可能因相較其他區域告發較多的犯罪行為，導致住宅價格越高的地區，區域犯罪率反而會越高(Soares, 1999; Lynch and Rasmussen, 2001)，本研究即顯示此種情況，當兩都會區刑案發生件數落差擴大，住宅價格差異亦隨之增加。最後為空氣中總懸浮微粒濃度比，其用以反向解釋區域空氣品質，結果顯示其與住宅價格比為負向關係，與預期相符。乾淨的空氣可帶來住宅價值(Zabel and Kiel, 2000)，一地空氣中總懸浮微粒濃度越高，表其空氣品質越差，居住品質欠佳，住宅價格亦會相對較低。故當兩都會區空氣品質落差增加，住宅價格差異亦隨之擴大。

固定效果模型認為不同觀察群組間的差異可被其不隨時間改變之個別效果解釋，各年度本身不隨群組改變之差異亦可透過不同年度時間效果呈現，並視此些固定效果為待估計未知常數，即遺漏變數之結果。因此，除以上區域社會與經濟發展變數估計結果外，本研究亦透過虛擬變數設定，同時控制來自不同兩都會區間本身之差異，即不隨時間改變之因素，以及各年度不同之時間效果。藉由個別效果與時間效果估計值，觀察各組兩都會區本身差異與不同年度對住宅價格比之影響。

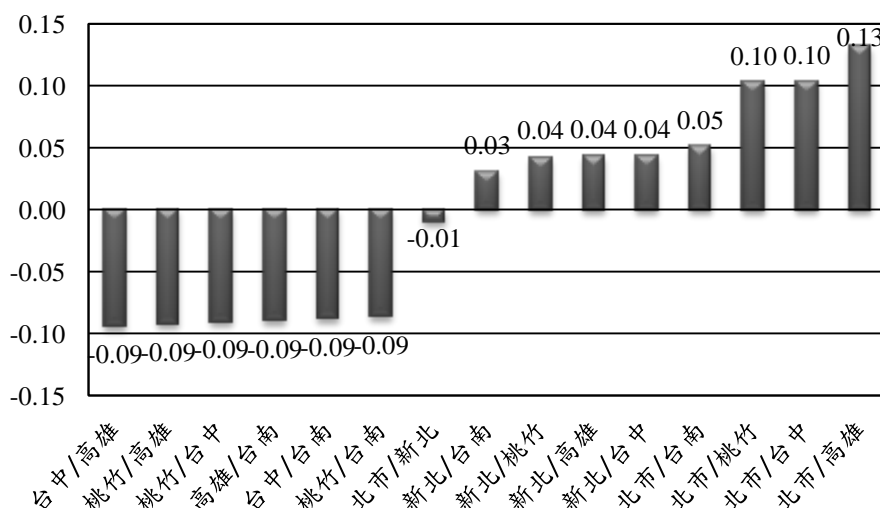
本文除以表七顯示全體樣本所估計之個別效果係數值外，亦進一步以圖四呈現各組都會區由低至高排序後的個別效果。因個別效果為遺漏變數截距項，本研究無法得知確切原因為何，僅得推測這些個別效果不隨時間改變的可能影響因素。由圖四與表七可發現個別效果正值者為台北市分別相對桃竹都會區、台中市、台南市與高雄市，以及新北市分別相對桃竹都會區、台中市、台南市與高雄市；其餘兩都會區個別效果皆為負值。此外，表七亦顯示台北市相對新北市與台北市相對台南市未達 10% 顯著水準。兩都會區個別效果結果顯示若不考慮隨時間改變因素，桃竹都會區分別相對台中市、台南市與高雄市，以及台中市相對台南市差異應並未如此之多，推測與中南部氣候較北部佳、台中市與台南市過去行政等級與桃竹都會區相仿有關；台中市分別相對台南市與高雄市，以及高雄市相對台

南市亦為負值，顯示就個別效果而言，中南部住宅價格差異應不大，可能與中南部產業類型、氣候條件相近有關；新北市相對台北市以外其他都會區為正值，推測因新北市市境環繞首都台北市，對台北市豐富之資源可及性高(章定煊、劉小蘭、尚瑞國，2002)，導致個別效果較高；而台北市相對新北市以外其他都會區皆為正值，推測因 2010 年以前，六大都會區中僅有台北市全區為直轄市，行政等級較高，且其為台灣首都，中央政府亦位於此，長久以來發展資源高於國內其他都會區，使其個別效果較高。

表七 住宅價格比模型個別效果估計結果

都會區	係數	T 值
北市/新北	-0.0100	-0.33188
北市/桃竹	0.1026***	4.88563
北市/台中	0.1036***	4.78662
北市/台南	0.0511	1.51103
北市/高雄	0.1315***	6.70183
新北/桃竹	0.0425**	2.01879
新北/台中	0.0438***	2.69929
新北/台南	0.0308**	2.36322
新北/高雄	0.0438**	2.57055
桃竹/台中	-0.0901***	-5.61743
桃竹/台南	-0.0862***	-6.92217
桃竹/高雄	-0.0921***	-4.73166
台中/台南	-0.0878***	-7.39775
台中/高雄	-0.0941***	-4.88795
高雄/台南	-0.0895***	-5.43108

註：\*\*\*、\*\*、\*分別代表在 1%、5%與 10%顯著水準下，該係數顯著異於零。



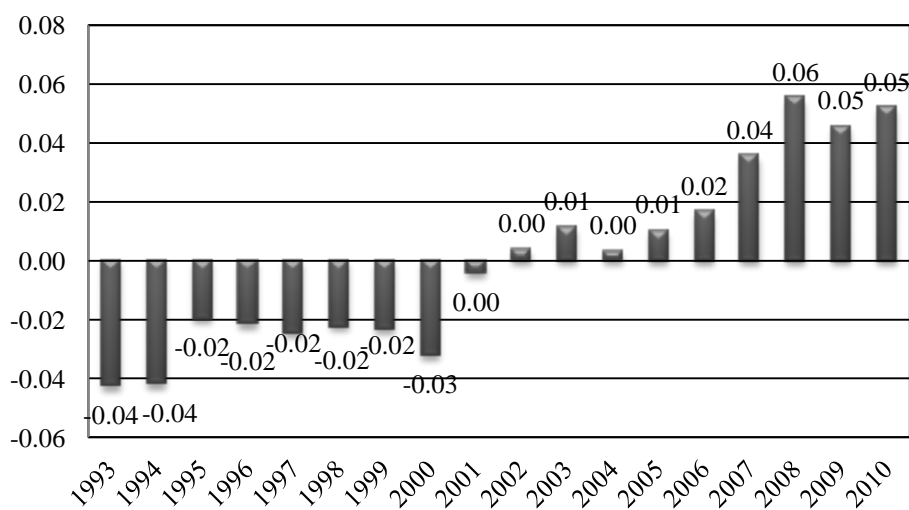
圖四 各兩兩都會區個別效果係數值

表八與圖五顯示全體樣本所估計之時間效果係數值與趨勢。可藉由此不隨群組不同而改變之時間效果，觀察總體經濟與景氣對都會區住宅價格比的影響。表八顯示除 2001 至 2005 年未達 10% 顯著水準外，其餘皆達 10% 以上顯著水準。觀察顯著年度之時間效果，可發現 2000 年以前皆為負值，2006 年以後皆為正值，顯示相較過去而言，各兩兩都會區住宅價格差異於近年明顯增加。前期時間效果為負值，推測受 90 年代國內股市與房市衰退，總體經濟長期低靡影響，使國內各都會區住宅價格差異較低；後期時間效果為正值且逐漸提高，則可能受美國次級貸款風暴導致全球金融危機，使國內住宅市場保值需求增加，大量游資轉往增值預期較高之台北都會區住宅市場影響，使都會區住宅價格差異擴大。且近年國內住宅市場景氣好轉，又以發展資源較多、發展潛力較高之北部都會區增值較多，使這些都會區住宅市場需求增加，交易相對熱絡，也因此造成國內各都會區住宅價格落差持續擴大。此外，透過表八與圖五也可發現 2007 年以後住宅價格比時間效果明顯上升，而台灣高鐵亦於同年通車，因高鐵通車可能導致更多發展資源往優勢區域集中(姜渝生，2007)，故 2007 年以後住宅價格比的上升亦可能與台灣高鐵通車有關。

表八 住宅價格比模型時間效果估計結果

年度	係數	T 值
1993	-0.0426***	-4.56017
1994	-0.0420***	-4.60782
1995	-0.0197**	-2.20498
1996	-0.0217**	-2.58462
1997	-0.0246***	-2.99631
1998	-0.0224***	-2.77075
1999	-0.0235***	-2.91941
2000	-0.0322***	-3.74674
2001	-0.0044	-0.5492
2002	0.0039	0.46782
2003	0.0113	1.39257
2004	0.0032	0.36595
2005	0.0102	1.26806
2006	0.0166*	1.96099
2007	0.0355***	4.21793
2008	0.0552***	6.61232
2009	0.0455***	5.39862
2010	0.0518***	6.23734

註：\*\*\*、\*\*、\*分別代表在 1%、5%與 10%顯著水準下，該係數顯著異於零。



圖五 各年度時間效果係數值

## 第五章 結論與建議

### 第一節 結論

國內各都會區住宅價格長期存有顯著差異，尤以近年更為明顯。過去曾有相關文獻指出區域發展程度將影響其住宅價格，國內長久以來以台北為重心之發展政策，使區域間的反吸作用(極化作用)較擴散作用(涓滴作用)明顯，各都會區也因發展資源長期分配不均，無論於社會或經濟上的發展皆產生嚴重落差。此種區域發展不均現象，除導致弱勢都會區就業機會不足、都會區間貧富差距擴大外，亦導致國內部分擁有較多發展資源之都會區，其住宅價格上漲幅度高於其他都會區，使國內許多有居住需求之民眾難以負擔，並造成國內部分都會區住宅價格差異隨著時間擴大，部分都會區則不然。於此當中，哪些區域發展要素為導致國內各都會區住宅價格差異之關鍵，本文透過實證進行分析。

本研究採用追蹤資料模型，使用國泰房地產指數季報、人力資源統計年報與都市及區域發展統計彙編所公佈之資料，針對國內六大都會區 1993 年至 2000 年預售屋與新成屋住宅價格資料進行實證，以檢驗區域社會與經濟發展落差對都會區住宅價格兩兩相除之住宅價格比所造成的影響。

透過 F 檢定、LM 檢定與 Hausman 檢定，顯示本研究應採用固定效果模型。另經由概似比檢定與 F 檢定後，本文採用可同時控制個別效果與時間效果之二元固定效果模型較為合適。實證結果顯示除病床數比外，各變數皆為顯著，包括顯著正向影響之經常性所得比、知識密集服務業就業機會比、地方歲出比、辦公室使用執照樓地板面積比、刑案發生件數比，與顯著負向影響之機車登記數比與空氣中總懸浮微粒濃度比。另由標準化係數值可發現，知識密集服務業就業機會比對住宅價格比影響最大，接著依序為地方歲出比、機車登記數比、經常性所得比、辦公室使用執照樓地板面積比、空氣中總懸浮微粒濃度比，影響最小者為刑案發生件數比。

由實證結果可知，台灣各都會區社會與經濟發展不均導致各區域住宅價格明顯落差。政府長久以來忽略各都會區均衡發展之重要，並以台北市為單一發展核心，除已使各都會區社會與經濟發展失衡，更拉大住宅價格差異。而於本研究所



選擇之區域社會與經濟發展變數中，又以知識密集服務業就業機會落差對住宅價格差異影響程度最大，表公共投資之地方歲出、表交通可及性之機車登記數與經常性所得落差則分別位居二至四位。另由個別效果顯示，國內都會區住宅價格比明顯受到區域不隨時間改變之特性影響，區域發展較具優勢之台北市與新北市，相對其他都會區住宅價格比較高，其餘都會區則差異較低；時間效果則顯示總體經濟與景氣對住宅價格比亦有所影響，且景氣較差時住宅價格比將縮小，反之則擴大。

## 第二節 建議

長久以來，台灣各都會區於社會與經濟發展的失衡，已使各區域住宅價格產生明顯落差。近年政府為抑制國內住宅價格飛漲而祭出諸多政策<sup>15</sup>，然多數政策皆以抑制住宅市場不當投機炒作為主要目標，忽略國內各都會區住宅價格之所以發生嚴重落差，實與各地區長期社會與經濟發展失衡有關。故政府除抑制住宅市場短期投機炒作外，更應重視國內各都會區長期發展失衡問題。

根據 1993 至 2010 年國內六大都會區追蹤資料模型實證結果，以及進行標準化後之係數，本研究建議未來政府推行相關政策時，不但應著重於降低國內長久以來區域社會與經濟發展不均衡情形，更應以降低各都會區於知識密集服務業就業機會、公共投資、交通可及性與所得落差為首要目標，方能有效減少因區域發展失衡所導致都會區住宅價格差異擴大情形，並健全國內各都會區發展。

本文建議政府可透過以下相關策略，減少國內都會區住宅價格落差：於弱勢地區發展適宜知識密集服務業發展之環境，以吸引相關產業進駐，促進區域產業升級，提供當地更多知識密集服務業就業機會，並藉以降低國內各都會區所得落差；此外，政府應謹慎衡量並合理分配各都會區公共投資金額，使各區域公共基礎建設得以均衡發展，降低各都會區落差，並利用合理分配之公共投資金額，強化弱勢都會區大眾運輸服務水準，以降低各都會區長期於交通可及性上的嚴重落差。

---

<sup>15</sup> 如 2010 年 6 月中央銀行施行之地區性不動產信用管制，以及 2011 年 6 月開徵之特種貨物及勞務稅等。

### 第三節 研究限制與未來研究建議

#### (一) 研究限制

本研究尚有部分研究限制。首先，因研究範圍僅限於國內六大都會區，故僅得觀察此六大都會區區域發展與住宅價格差異之關係。然國內除此六大都會區外尚有許多縣市，其區域發展與住宅價格差異關係為何，是否與此六大都會區不同，本文不得而知。其次，本研究受限於資料蒐集問題，僅就國內區域發展社會與經濟面討論都會區住宅價格落差情形，然導致都會區住宅價格落差尚有諸多非社會與經濟因素，以及某些不隨時間改變之因素，後者本文雖以個別效果呈現，然因其為虛擬變數截距項，故僅得據以推測可能因素。第三，因交通可及性資料蒐集不易，本研究僅以替代變數「機車登記數」表示，然國內機車使用情形，除與交通可及性有關外，亦可能與各地風俗民情相關，此為本研究所無法考量到之部分。第四，本研究因使用兩兩都會區住宅價格與區域社會經濟發展變數比值作為模型變數，結果僅得呈現發展落差與住宅價格差異之關係，無法確認國內各都會區本身是否存在價格過高或過低之情形。最後，本文因使用普通追蹤資料模型進行實證，僅得呈現區域社會與經濟發展變數與住宅價格差異之線性關係，無法得知此些變數是否存有非線性關係。

#### (二) 未來研究建議

基於以上研究限制，本文提出幾點研究建議，以做為未來研究參考。首先，六大都會區與非六大都會區區域發展與住宅價格差異之關係，以及非六大都會區本身區域發展與住宅價格差異之關係為何，本文未能求證，未來應值得更進一步研究。另國內六大都會區非社會與經濟面發展，以及不隨時間改變之區域因素與住宅價格差異關係，前者因部分資料蒐集不易，後者因模型結果限制，本研究無法進行更深入且詳盡的討論，未來此部分亦值得再進行更深入研究。此外，綜合國內、外區域發展資料，進行不同國家間區域發展與住宅市場關係之比較分析，相信亦會對國內此領域研究貢獻良多。另因本文實證結果無法呈現國內各都會區本身是否存在住宅價格過高或過低之情形，以及區域社會與經濟發展變數與住宅價格差異是否存在非線性關係，故此部份亦為未來值得研究的方向。

## 參考文獻

- 朱芳妮、張金鶚、陳淑美(2008)，已購屋者及購屋搜尋者之購屋需求決策比較分析—兼論顯示性偏好及敘述性偏好之差異，「都市與計劃」，第 35 卷，第 4 期，第 339-359 頁。
- 何東波、馮正民(1994)，淺論「區域發展與交通運輸」，「都市與計劃」，第 21 卷，第 1 期，第 1-7 頁。
- 余海鵬(2009)，「區域共同發展的理論與實踐」，北京：社會科學文獻出版社。
- 李翠華(1998)，都會區發展關鍵成功因素之研究—高雄都會區之個案分析，國立中興大學公共行政及政策研究所碩士論文。
- 周志龍(2003)，「全球化、台灣國土再結構與制度」，台北：詹氏書局。
- 林余真(2007)，都會區住宅空間分佈變遷及區位選擇因素之研究—以台北都會區為例，國立政治大學地政研究所碩士論文。
- 林秋瑾、黃佩玲(1995)，住宅價格與總體經濟變數關係之研究—以向量自我迴歸模式(VAR)進行實證，「政大學報」，第 71 期，第 143-160 頁。
- 林益厚(2004)，「人口與都市發展」，台北：詹氏書局。
- 林祖嘉、林素菁(1993)，台灣地區環境品質與公共設施對房價與房租影響之分析，「住宅學報」，第 1 期，第 21-45 頁。
- 林楨家、馮正民、黃麟淇(2005)，臺灣高速鐵路系統對地方發展之影響預測，「運輸計劃季刊」，第 34 卷，第 3 期，第 391-412 頁。
- 邱裕鈞、陳一昌、林振達、喻世祥(2009)，全國與城市層級汽機車總體持有與使用模式之建構，「中華民國運輸學會 98 年學術論文研討會論文集」，桃園，第 2207-2226 頁。
- 花敬群、張金鶚(1999)，住宅空間次市場價格比例與市場規模之關係，「都市與計劃」，第 26 卷，第 1 期，第 79-94 頁。
- 金家禾(2001)，全球化與台灣都會區生產者服務業之發展，「都市與計劃」，第 28

---

卷，第4期，第495-518頁。

姜渝生等(2007)，「96年國土規劃總顧問案—南台都會區域計畫」，內政部營建署市鄉規劃局國土規劃隊。

柯文欣(1998)，台灣地區區域發展差距之再檢視，國立成功大學都市計劃研究所碩士論文。

孫義崇(1988)，台灣的區域空間政策，「台灣社會研究」，第1卷，第2&3期，第33-96頁。

章定煊、劉小蘭、尚瑞國(2002)，我國各縣市財政支出與經營績效之研究，「台灣土地研究」，第5期，第45-66頁。

連浩廷(2006)，高速鐵路對區域發展的影響--以台灣本島生活圈為例，國立政治大學地政研究所碩士論文。

郭大玄(2003)，論國際化都市的發展與台灣都市的國際化，「南師學報」，第37卷，第2期，第95-111頁。

陳冠位(2002)，城市競爭優勢評量系統之研究，國立成功大學都市計劃研究所博士論文。

陳冠位、林素穗、黃若男(2003)，台灣城市生產者服務業空間群聚之量測，「建築與規劃學報」，第14卷，第1期，第23-37頁。

陳彥仲、吳京玲(1998)，家戶住宅區位選擇與地方財政分配之實證研究，「都市與計劃」，第25卷，第2期，第223-238頁。

陳儷文(2000)，台灣地方財政不均與區域發展之研究，國立台北大學財政研究所碩士論文。

黃仁德(1994)，台灣地區的公共投資與區域發展，「今日經濟」，第319卷，第3期，第8-15頁。

黃名義、張金鶚(2005)，台北都會區大型企業的辦公室區位變遷研究，「管理評論」，第24卷，第4期，第83-102頁。

楊明儀(2003)，台灣地區生活品質與地方公共支出之研究，國立政治大學地政研

---

究所碩士論文。

蕭大立(1999)，服務業與地方發展關係之研究，國立政治大學地政研究所碩士論文。

薛立敏、李中文、曾喜鵬(2003)，台灣地區人口遷移及其與就業市場、住宅市場關係之實證研究，「都市與計劃」，第30卷，第1期，第37-61頁。

薛立敏、曾喜鵬、謝鈺偉(2007)，台灣地區近年來遷徙行為變化之影響因素分析—家戶遷徙決策與遷徙地點選擇之聯合估計，「人口學刊」，第34期，第69-107頁。

薛益忠(2006)，「都市地理學」，台北：三民書局。

簡伯容(2003)，收入不均對資產定價之影響--以房地產價格為例，國立政治大學財務管理研究所碩士論文。

藍逸之(2007)，評析高高屏都市區域治理策略中的在地永續性定著：一個新自由主義空間的視角，「建築與規劃學報」，第8卷，第2期，第115-137頁。

Abraham, J. M. and Hendershot, P. H. (1996). Bubbles in Metropolitan Housing Markets, *Journal of Housing Research*, 7(2): 191-207.

Balaz, V. (2007). Regional Polarization under Transition: The Case of Slovakia, *European Planning Studies*, 15(5): 587-602.

Berger, M. C. and Blomquist, G. C. (1992). Mobility and Destination in Migration Decisions: The Roles of Earnings, Quality of Life, and Housing Prices, *Journal of Housing Economics*, 2(1): 37-59.

Bonnie, J. B. (1998). The Dynamic Impact of Macroeconomic Aggregates on Housing Prices and Stock of Houses: A National and Regional Analysis, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 17(2): 179-197.

Greene, W. H. (2000). *Econometric Analysis*, New Jersey: Prentice-Hall.

Haurin, D. R. (1996). School Quality and Real House Prices: Inter- and Intrametropolitan Effects, *Journal of Housing Economics*, 5(4): 351-368.

- 
- Hiebert, P. and Roma M. (2010). Relative House Price Dynamics Across Euro Area and US Cities: Convergence or Divergence?, ECB Working Paper No. 1206.
- Hirschman, A. O. (1958). *The Strategy of Economic Development*, New Haven: Yale University Press.
- Hook, W. and Replogle, M. (1990). Motorization and non-motorized transport in Asia: Transport system evolution in China, Japan and Indonesia, *Land Use Policy*, 13(1): 69-84.
- Hwang, M. and Quigley, J. M. (2006). Economic Fundamentals in Local Housing Markets: Evidence from U.S. Metropolitan Regions, *Journal of Regional Science*, 46(3): 425-453.
- Kayden, J. S. and Pollard, R. (1987). Linkage Ordinances and Traditional Exactions Analysis: The Connection Between Office Development and Housing, *Law and Contemporary Problems*, 50(1): 127-137.
- Ley, D. and Tutchener, J. (2001). Immigration, Globalisation and House Prices in Canada's Gateway Cities, *Housing Studies*, 16(2): 199-223.
- Liu, B. (1980). Economic Growth and Quality of Life: A Comparative Indicator Analysis between China (Taiwan), U.S.A. and Other Developed Countries, *The American Journal of Economics and Sociology*, 39(1): 1-21.
- Lynch, A. K. and Rasmussen, D. W. (2001). Measuring the Impact of Crime on House Prices, *Applied Economics*, 33: 1981-1989.
- Meen, G. (1999). Regional House Prices and Ripple Effect: A New Interpretation, *Housing Studies*, 14(6): 733-753.
- Nagai, Y., Fukuda, A., Okada, Y. and Hashino, Y. (2003) . Two-wheeled Vehicle Ownership Trends and Issues in the Asian Region, *Journal of the Eastern Asia Society for Transportation Studies*, 5: 135-146.
- Nelson, A. C. (1988) . Downtown Office Development and Housing Linkage Fees: Introduction to the Symposium, *Journal of the American Planning Association*,

---

54(2): 197-198.

Porter, M. E. (2003). The Economic Performance of Regions, *Regional Studies*, 37(6&7): 549-578.

Reichert, A. K. (1990). The Impact of Interest Rates, Income, and Employment upon Regional House Prices, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 3(4): 373-391.

Rice, P. and Venables, A. J. (2003). Equilibrium Regional Disparities: Theory and British Evidence, *Regional Studies*, 37(6&7): 675-686.

Windrum, P. and Tomlinson, M. (1999). Knowledge-intensive Services and International Competitiveness: A Four Country Comparison, *Technology Analysis and Strategic Management*, 11(3): 391-408.

Zabel, J. E. and Kiel, K. A. (2000). Estimating the Demand for Air Quality in Four U.S. Cities, *Land Economics*, 76(2): 174-194.

