

國立政治大學地政學系 碩士論文
私立中國地政研究所

大眾捷運系統對房價影響效果之再檢視

The Reexamination of the Impact of Metro System
on Residential Housing Values in Taipei Metropolitan



研究生：戴國正

指導教授：張金鶚 江穎慧 博士

中華民國一〇一年八月

謝誌

兩年多前因緣際會下加入了張老師門下，開始了忙（ㄉㄨㄨㄥ）碌（ㄩˇ）的研究生生活。回想過去兩年時光，說快不快，說慢不慢，但必定是我學生生涯中精彩的一段故事。

感謝日理萬機仍不忘拿出愛心與耐心與我們討論論文的張老師，跟隨老師的這段時間，待人處事常保熱情、剛正不阿的學者風範，與堅持學術與社會脈動連結，是我從老師身上學到的三件事。感謝對論文進度總是比我們還要著急的江老師，在論文撰寫討論期間的支援，也十分感謝江老師在世界華人不動產年會中協助文章修改與發表。如果我學得了一絲一毫的嚴謹治學態度，如果我學得了一點點知識份子的憂國憂民，如果我發揮所學，回饋社會，——我都得感謝我的兩位老師們。

感謝專業認真、一絲不苟的芳妮學姐，在我初次擔任教學助教的時刻，提拱許多珍貴的教學經驗與截止日期提醒，使我第一次當助教就上手。感謝開朗熱心、美麗人妻的筱蓉學姐，在研究案與課程上的協助。此外，感謝兩位學姐在百忙之中仍擔任期初期末報告評論人，為本論文提供許多建議，兩位學姐的幫忙，點滴在心。另外，也感謝相甫、庭萱、健宇與蕙瑩幾位學長姊妹，無論大事小忙的協助。

感謝體貼細心的逸芬，要去當兵的威霖，身高百八的學祥，長相帥氣的哲璋，身高百六的力綸，甫為人夫的曉瑞，蔡家姊妹的居白，你們為我的研究所生活增色許多。

感謝林秋瑾老師在統計方法、軟體操作上的指導，使我於研究方法有更佳的掌握。感謝陳明吉老師、詹士樑老師、楊宗憲老師三位口試委員所提供的寶貴意見，使本文更臻完善。

最後，感謝支持我的家人，與所有於研究生生涯中曾幫助過我而未及備載的人，因為需要感謝的人太多了，就感謝天吧。

國正 於台北自宅

2012年8月

摘要

大眾捷運系統帶來之快捷與便利，使其成為許多都會區民眾依賴之交通工具。捷運系統對鄰近不動產交通可及性提升，所伴隨之便利性將透過資本化效果反映於其價格之上，帶動周邊不動產價格上漲，過去不論國內外關於捷運對周邊房價影響之研究，實證結果亦多支持捷運對於房價有正面影響，且該影響隨著與捷運車站距離增加而遞減。捷運房價效果的區位差異與類型差異過去雖已有研究論及，但對捷運房價效果差異與其變化趨勢未能有明確細緻描述。此外，該等研究均忽略空間相關因素，將影響其估計結果。

本文使用國內某金融機構 2007、2008 年間台北都會區內台北捷運初期路網沿線車站周邊住宅為實證對象，應用空間迴歸模型檢視捷運系統對鄰近住宅價格之影響效果。實證結果顯示，就整體樣本而言捷運對房價確有正向影響但並不如想像之大，且該影響隨區位與類型之不同確有差異。

關鍵詞：捷運系統、住宅價格、空間自我相關、空間迴歸模型

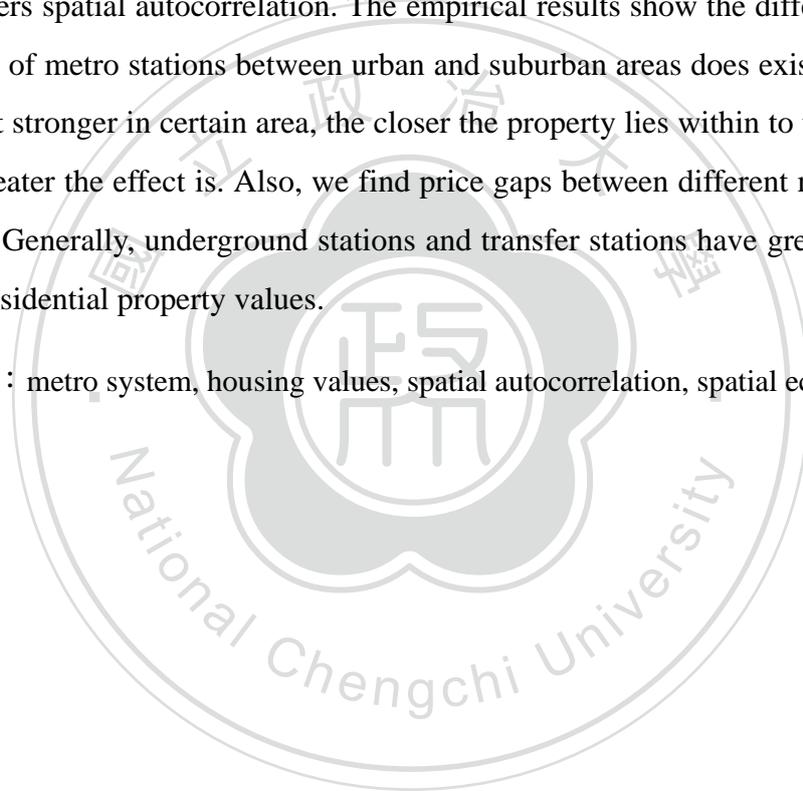


Abstract

Many previous studies have showed that metro system has a positive impact on the property values due to its accessibility benefits and the effect should decline as distance increases. While the pattern of the change and its difference between stations located in different locations has yet not been fully discussed, most of the studies failed to allow for spatial autocorrelation over space.

This research uses spatial econometrics to estimate a residential housing model that considers spatial autocorrelation. The empirical results show the difference in the price effect of metro stations between urban and suburban areas does exist. The effect tends to get stronger in certain area, the closer the property lies within to the suburban area the greater the effect is. Also, we find price gaps between different metro station categories. Generally, underground stations and transfer stations have greater positive effect on residential property values.

Key words : metro system, housing values, spatial autocorrelation, spatial econometrics



目錄

目錄.....	I
圖目錄.....	II
表目錄.....	III
第一章 緒論.....	1
第一節 研究動機與目的.....	1
第二節 研究範圍與方法.....	5
第三節 研究架構與流程.....	7
第二章 相關理論與文獻回顧.....	9
第一節 大眾捷運系統對住宅價格影響.....	9
第二節 特徵價格理論.....	14
第三節 空間自我相關.....	16
第四節 空間自我相關分析於不動產價格相關研究.....	18
第五節 小結.....	20
第三章 研究設計與樣本資料分析.....	21
第一節 研究設計.....	21
第二節 實證模型.....	22
第三節 資料說明與處理.....	29
第四章 實證分析.....	34
第一節 傳統迴歸模型估計結果.....	34
第二節 空間迴歸分析.....	37
第五章 結論與建議.....	42
第一節 結論.....	42
第二節 建議.....	43
參考文獻.....	44

圖目錄

圖一	研究流程圖.....	8
圖二	整體樣本區位劃分圖.....	24
圖三	空間相鄰關係示意圖.....	25
圖四	各區位房屋價格與捷運車站距離關係圖.....	39
圖五	捷運車站距離增加房屋價格變動率圖.....	40



表目錄

表一	變數說明.....	31
表二	樣本時空資料分佈.....	32
表三	樣本基本敘述統計.....	33
表四	傳統迴歸模型估計結果.....	36
表五	各迴歸模型估計結果.....	38



第一章 緒論

第一節 研究動機與目的

一、研究動機

大眾捷運系統所帶來之快捷與便利，使其已成為許多都會區民眾倚重之交通工具。以正式營運通車起至今已 16 年之台北捷運為例，近年來載運量成長速度極快，據台北捷運公司統計，台北捷運載運量已於今年 2 月突破 50 億人次。捷運對其周邊不動產可及性之提升，其便利性將透過資本化效果反映於不動產上，進而帶動價格上漲，近年房價漲幅驚人之台北都會區，捷運通車的預期心理亦被形容為房價向上攀升的推手之一¹。除了切身感受捷運可及性的便利外，配合媒體報導與建築開發商之行銷方式，與大眾捷運系統的鄰近程度似成為購屋者買房時的重要參考指標之一²，「沿捷運買房」、「逐捷運而居」等類似訴求標語日增，具捷運題材之捷運宅漸被塑造成自住優選與投資房市的不敗保證。

儘管捷運宅似已被神話為投資自住皆宜的置產首選，捷運車站對其近鄰房屋價格之影響效果，是否真如業者媒體所形容？首先，坊間房仲業者之統計均僅為未控制房屋品質的簡單統計描述，統計結果容易扭曲失真。再者，業者與媒體所稱漲勢強勁的捷運周邊住宅，不乏原本即位於生活機能、公共設施相當完善，區位條件優越地區，是否應將房價漲幅完全歸功捷運車站可及性的貢獻，不無疑問。且部份房仲業者、傳媒則以過去資料統計為例，指出捷運宅除有交通優勢外，仍需成熟之生活機能配合方有房價加乘效果，似顯示部份有來自生活圈房價效果卻被計入捷運；而近期出現之「捷運差一站、房價差一半」相關報導，亦顯示目前房地產市場仍是以行政區之區位條件與區域環境為評斷房價之標準³，此與前述形容之主宰房價效果似有差距。總而言之，由一般媒體、業者所提供資訊觀之，大眾捷運系統之於房價的影響效果究竟如何，事實上相當模糊，一般社會大眾雖

¹ 住展雜誌第 363 期，「自住優選、投資萬靈丹 大台北房市與捷運」，頁 82-90

² 依內政部營建署 100 年第二季住宅需求動向調查，台北市地區欲購置住宅者購屋期望公共設施中，捷運站/火車站即占 70.0%

³ 工商時報【馬婉珍/台北報導】2011/11/7；聯合晚報【游智文/台北報導】2012/4/25

認知鄰近捷運站的房屋價值較高，但對捷運真正的房價效果如何卻未有清楚了解。

學界研究方面，捷運對其鄰近不動產價格有正面影響，與捷運車站愈近者可及性愈高，捷運對房價的正向影響也愈大；當逐漸遠離車站、可及性下降，該影響則隨之遞減，此為過去國內外許多研究所支持（Bajic，1983；Voith，1991；Coffman 與 Gregson，1998；Craig 等，1998；Bowes 與 Ihlanfeldt，2001；McMillen 與 McDonald，2004；馮正民等，1994；洪得洋與林祖嘉，1999），其影響程度大小則隨估計方式不同有些許差異。

在衡量捷運的價格效果與距離間關係時，常見處理方式是劃分影響範圍區（馮正民等，1994；彭建文等，2009），以樣本點是否落於影響區內決定捷運車站對其價格有無影響。如前所述，捷運的影響隨距離之增加應逐漸遞減，但此作法所估計之價格效果，在同一車站距離尺度內不論與車站遠近皆為相同，且間斷距離原則未有明確標準，影響效果將隨不同間斷區間劃分呈現不一致結論，故本文嘗試以連續性距離估計方式重新檢視。

與前述業者統計問題類似，過去研究在捷運效果與區位效果的綜合討論分析亦有未盡周詳之處。以往探討捷運車站可及程度對房價影響時，同時為掌握不同區位之房價效果，多將區位與捷運車站距離獨立放入迴歸模型，對區位與捷運可及效果分別控制，但此作法事實上卻隱含著將不同區位捷運車站一概而論，區位的不同並不影響捷運車站可及程度與房價之關係，是否合理？

捷運車站因坐落區位不同，所處地區大眾交通運輸發展程度與生活機能完整性不一，區內居民之交通習慣可能不同，對捷運車站交通可及需求亦不相同。換言之，捷運車站可及性改善的重要性，將反映於其周邊不動產價格上，而不同區位捷運車站其重要程度理應不同，對房價影響效果亦應有異，若忽視該效果在不同區位間之差異將致估計結果有所偏頗。過去國內研究（馮正民等，1994；彭建文等，2009）曾試著加以討論該區位差異，但多未能區別捷運房價效果差異來自區位效果還是捷運可及效果，除此之外，對區位差異造成之捷運邊際效果差異，與車站距離與房價變化趨勢亦未能有明確的詳細描述。

除捷運車站所在區位差異，捷運車站之類型差異亦是一應加以區別控制之重點。舉例而言，地下化捷運車站相較地面與高架車站較無噪音與景觀方面影響，

其房價效益亦應較高。雙路線交會之捷運車站可說是近年建築開發商在行銷推案時的新興賣點，由於可免去轉乘麻煩與時間，在交通成本上之節省、可及性更高更方便的優勢應亦反映於其房價，相對一般捷運車站應有價差存在，此為早期國內捷運相關研究並無涵蓋內容。

此外，在分析捷運對房價影響效果時，傳統特徵價格模型因空間自相關（spatial autocorrelation）之影響，殘差存有非獨立隨機之空間關聯現象，違反最小平方法之假設，過去研究對空間自相關問題多未考量，致其可能存有估計偏誤問題，皆是引發本研究欲重新釐清捷運系統對房價影響效果之動機。

二、 研究問題

國內早期雖有大眾捷運系統相關研究，但因時空背景之不同，捷運路網已日臻完整，捷運對房價的影響效果究竟如何？且不同區位捷運站因區內社經條件、大眾交通運輸發展程度不同，捷運房價效果隨應有差異；而捷運房價效果亦應隨類型不同（如車站高架或地下、是否為雙路線交會車站）有所差異。此外，因空間自相關問題之影響，將使估計結果殘差有非獨立隨機之空間關聯情形，違反最小平方法之假設，故過去相關文獻之研究方法有並不周詳之處。

因此，為避免估計結果偏誤，本研究將在控制空間相關問題的前提下，討論以下問題：

- (一) 捷運對房價影響效果如何？隨房屋與車站距離不同該影響效果如何變化？
- (二) 捷運對房價影響效果隨區位距離（如與市中心距離）不同是否有所差異？
- (三) 捷運對房價影響效果隨車站類型不同是否有所差異？

三、 研究目的

大眾捷運系統為一投入時間、資金成本龐大的公共建設，對其資本化效果之釐清，不論政府部門與私部門，將有助其投資可行性評估之精確，綜合上述，本研究歸納出以下研究目的：

- (一) 考量以往研究多忽略之空間自相關因素，以空間迴歸模型估計捷運對

房價之影響效果，分析並重新檢視國內相關研究作法未盡周延之處所造成偏誤。

- (二) 探討不同區位之捷運車站影響效果是否存有差異，及其隨空間距離增加之變化情形以供政府部門精準評估、社會大眾正確認知判別捷運之房價效果。



第二節 研究範圍與方法

一、研究範圍

(一) 研究對象

台北捷運為國內第一座投入營運、規模最大之捷運系統，自首條營運路線木柵線於 1996 年通車以來，至今已有七條路線、共 96 個車站正式營運，目前亦有多條路線興建、規劃中，除路網完整外，與其他運具轉乘接駁亦相對便利，就改善都市動線與活絡都市機能而言發展較為成熟，故本研究選擇台北捷運為實證研究對象。其中，淡水線、新店線、中和線、板南線與木柵線為初期自 1986 年起即規劃之路線，正式營運已有相當期間，對周遭房價影響效果亦已充分發酵，故本研究選擇台北捷運上述五路線為研究對象，探討其對沿線周邊住宅用不動產價格之影響。而在住宅類型方面，考量都會區內房屋以大廈與公寓類型為主流，故本研究將上述住宅限縮為大廈、公寓兩類型之房屋。

(二) 時間範圍

本研究選擇 2007 至 2008 年二年為研究之時間範圍。

(三) 空間範圍

本研究以台北捷運淡水、新店、中和、板南與木柵五路線為實證對象，在樣本選取方面，捷運車站之服務半徑或影響範圍主要考量在於可忍受之步行時間距離（洪得洋與林祖嘉，1999），過去研究大多選定捷運車站鄰近 400 至 500 公尺左右為其影響範圍，惟其劃分未有客觀依據，且直線距離長短亦非實際路徑距離遠近。本文斟酌車站距離為一公里以上為步行較不可及範圍，且若有其他負面影響亦應不明顯，此外亦為避免估計偏誤，排除已明顯超出捷運影響範圍，卻因環境獨特房價反而居高之地區（如天母地區），利用 GIS 軟體之路徑分析（Network Analysis）功能，選取樣本至捷運車站道路路徑距離一公里為樣本空間範圍。

(四) 研究限制

台北捷運自 1988 年首條路線正式動工起，各路線即陸續分期分段施工、完工通車，未有間歇，至今仍有許多條路線興建中。由於興建中之捷運車站對房價影響因預期心理正面效果或施工黑暗期所帶來負面外部性同時存在，其效果不易衡量區別。而正式完工通車之車站，因發展尚未完全成熟，房價將因前期過度預期而成長遲緩停滯，亦或隨著車站開通後，可及性效益正式發酵帶動另一波漲幅，

該等影響的程度不易區別。本研究於研究之時間空間範圍內雖已儘量排除控制，仍涵蓋部份捷運車站建設中，或於期間內完工營運通車之情形。因此，若干樣本之價格可能仍有受規劃、興建中捷運影響之情形。

二、 研究方法

(一) 相關理論與文獻回顧

經由回顧與捷運系統對住宅價格影響之相關文獻，了解目前國內外研究上成果，比較國內與國外之實證結果差異並試圖推測其可能原因，找出國內文獻未探討釐清的不足之處

(二) 實證分析

為控制各區位之房價效果，本研究首先將樣本所在地區依其地理位置與房價水準劃分，透過空間分析檢視過去關於捷運影響研究作法之估計結果，以空間迴歸模型修正、分析捷運系統對不同區位與類型之住宅價格影響效果差異，及其隨距離變化時之邊際效果。

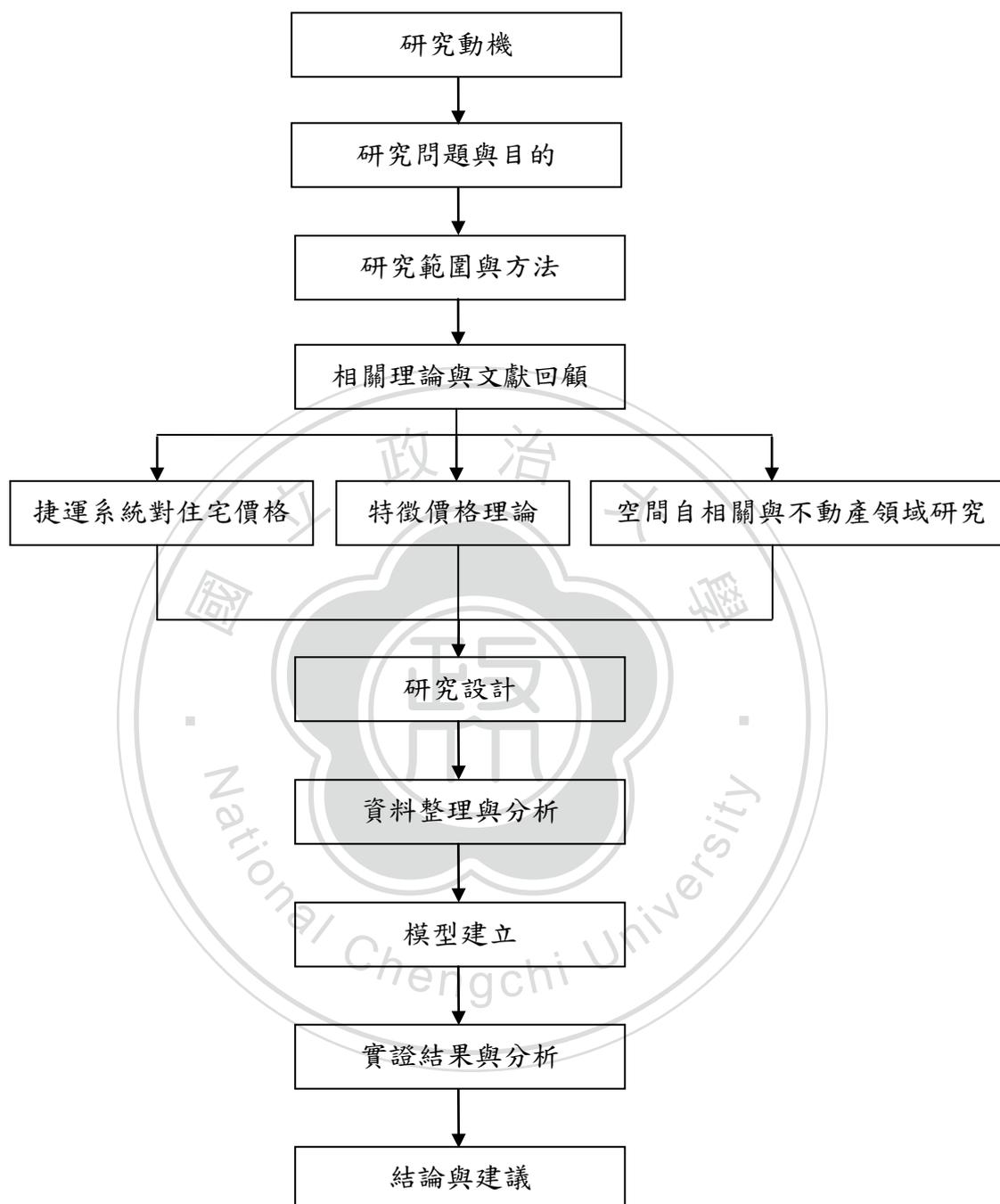
第三節 研究架構與流程

一、 研究架構

本研究共分為五章，第一章為「緒論」，包括研究動機與目的，研究問題、研究範圍與方法、研究架構與流程等。第二章為「相關理論與文獻回顧」，主要回顧國內外大眾捷運系統對周邊住宅價格影響之相關文獻，從影響之有無、方向與程度大小，以至不同捷運車站形式、座落位置等差異檢視捷運車站對房價之影響效果，並比較國內與國外之實證結果差異，推測其可能原因並找出國內文獻未加探討釐清之處。第三章為「研究設計與樣本資料分析」，主要說明實證資料來源與處理篩選方式，並透過敘述統計掌握樣本屬性概況與時空分佈情形。第四章為「實證結果與分析」，針對模型實證結果，探討分析捷運系統對房價影響之效果。第五章為「結論與建議」。



二、 研究流程



圖一 研究流程圖

第二章 相關理論與文獻回顧

第一節 大眾捷運系統對住宅價格影響

一、捷運之房價效果

依傳統區位理論，市中心為工作機會、醫療服務、教育娛樂場所集聚之處，位於市中心之不動產價格較高，當整體都市交通系統改善時，受惠於與市中心距離、旅行時間減少，因此鄰近交通設施、可及性較高之不動產便享有較高之價格（Alonso，1964）。大眾捷運系統亦是如此，因捷運車站可減少周邊不動產往返市中心的通勤時間成本花費，故能提升其可及性，此外同時可紓解鄰近地區壅塞交通，因此其便利與快速之效益將資本化於不動產價格中，過去國外文獻實證結果多顯示捷運系統對不動產價格有正向之影響（Coffman 與 Gregson，1998；Craig 等，1998；Bowes 與 Ihlanfeldt，2001；McMillen 與 McDonald，2004；Hess 與 Almeida，2007）。國內研究亦幾乎一致同意捷運系統對房價的正面效果（馮正民等，1994；洪得洋與林祖嘉，1999；彭建文等，2009）。

不過由於以往捷運房價影響相關研究研究範圍不同，當地社經環境發展有異，亦曾有部份國外文獻持不同之看法，指出捷運系統未必對於周邊房價有明顯之正面影響。蓋除了可及性改善之正面效益外，捷運系統亦可能同時為附近之不動產帶來噪音、景觀惡化，甚至犯罪等負面影響，當此類負面外部性與交通改善之正面效益競合時，捷運系統並不一定會對周遭房價有正向影響效果。Armstrong 等（2006）試著將捷運系統的可及性效益與負面外部性分離，發現位於車站周邊 1.5 英里範圍內之住宅，相對於範圍外者價格雖顯著高出 10.1%，但鄰近捷運軌道確實對房屋價格有顯著之負面影響。Gatzlaff 與 Smith（1993）以重複銷售指數與特徵價格法檢視邁阿密地鐵系統對周邊住宅價格影響，均得到相同之結果，發現該地鐵系統之興建對房價僅有微弱影響，持同樣看法如 Nelson 與 McCleskey（1990）、Bajic（1983）與 Voith（1991）。此外，過去更有少數文獻實證結果為負面之影響（Dornbusch，1975；Burkhardt，1976）。

如前所述，由於研究範圍社經環境特性不同，造成過去部份文獻於捷運房價

效果結論，無論在方向與幅度大小略有出入，Debrezion 等（2007）根據資料特性、時空差異與研究方法等加以控制，運用統合分析方法（meta-analysis）針對車站類型、房屋使用型態（住宅或商業用）兩層面剖析，試著得到較為一致的結果。依其研究結果發現，平均而言，落於捷運車站 0.25 英哩範圍內之住宅價格將高於落於範圍外之住宅約 4.2%。

在房屋至捷運車站可及程度的衡量上，過去研究多以房屋至捷運車站之旅行時間（travel time）或以房屋至捷運車站距離做為旅行時間的替代變數，其中又以實際路徑距離（network distance）衡量方式較直線距離來得顯著、合理（Hess 與 Almeida, 2007）。由於距捷運車站較近之不動產，相對其他不動產而言更為便捷，擁有更佳之可及性，消費者所願意支付價格較高，捷運系統的正面資本化效果也較高，以往文獻亦普遍驗證不動產價格將隨著與捷運車站距離的增加而遞減（Deweese, 1976；Damm, 1980；Benjamin 與 Sirmans, 1996；Armstrong 與 Rodriguez, 2006；Hess 與 Almeida, 2007；馮正民等, 1994；洪得洋與林祖嘉, 1999）。

惟無論如何，不動產與捷運站距離遠近差異造成的價格變化，應非一簡單線性關係可描述，因捷運站負面外部性（噪音、污染、出入人口複雜等）多產生於極短之距離，而隨距離逐漸增加該負面影響便逐漸消失，與可及性之正面效果的總和將變為正向（Chernobai et al., 2011）。因此，許多文獻透過間斷距離等方法，以呈現出該非線性影響之距離效果（Waddell 等, 1993；Kilpatrick 等, 2007；Debrezion 等, 2007；Chernobai 等, 2011）。

值得一提的是，在探討捷運系統對房價影響的同時，其他交通設施帶來之可及性似乎亦是應加控制探討的對象。如同捷運車站改善周邊不動產可及性，其他種類之交通設施對鄰近不動產之交通改善效益亦將資本化於不動產價格中，如 Voith（1993）指出，高速公路的可及與捷運車站彼此存有替代、競爭之關係。Debrezion（2007）即發現當捷運車站以外之交通設施納入考量時，將削弱其房價影響效果，捷運車站之房價效果與其他類型交通設施彼此呈負向相關，因此在探討捷運房價效果時，若未考量其他類型之交通設施，恐將造成估計結果因遺漏重要變數而有偏誤、高估之情形。而過去國內研究在探討捷運房價效果時，均未將該因素列入實證模型控制，其應否納入似值得研究。

二、捷運房價效果之區位差異

捷運房價效果之因區位不同而有差異，主要原因不外乎為車站周邊地區鄰里環境不同造成之房價效果差異，如當地有無其他交通方式選擇、捷運車站周邊發展情況，過去亦曾有文獻加以討論，惟區位劃分方式、討論重心同樣因國情、社經環境不同而有若干差異。Gatzlaff 與 Smith (1993)、Bowes 與 Ihlanfeldt (2001) 與 Hess 與 Almeida (2007) 均發現捷運車站對房價之影響效果隨著不同所得、房價與種族之鄰里，有明顯不同之影響，捷運車站對高所得、高房價之地區房價有顯著正向之影響，反之在所得與房價較低之地區則有明顯負面影響，而鄰近車站犯罪比率的高低是造成此差異的主因，顯示捷運的房價效果並非均質地分布於空間中，而因當地鄰里環境特性不同有明顯差異。

同樣地，捷運車站對於不動產價格之影響，是否會因其於都市中不同區位、捷運系統整體中位階不同，例如距市中心遠近之差異而有不同？McDonald 與 Osuji (1995) 發現在捷運車站 1.5 英哩範圍內之房屋，當房屋與市中心距離每增加 1 英哩時，將使其價格上升 1.9%；Bowes 與 Ihlanfeldt (2001) 研究指出捷運車站坐落愈靠近市中心，將對房價有愈大之正面影響效果；Armstrong (1994) 研究顯示當捷運車站位於商業中心或主要街道時，對不動產價格有較高之正面溢酬。

國內研究部份，馮正民等 (1994) 依房屋鄰近捷運車站所在區位，參酌其與市中心距離、社經背景分為市區、邊緣區與郊區三區，而鄰近捷運站位於市區、邊緣區與郊區之房價有明顯差異，市區高於邊緣區，邊緣區又高於郊區。洪得洋與林祖嘉 (1999) 將樣本依台北捷運淡水、木柵、新店、南港與板橋等路線區分，分別獨立迴歸後發現以沿台北市精華路段忠孝東路地下鋪設之南港線，對房價影響最大。

彭建文等 (2009) 亦參考過去文獻分類方式，以台北捷運紅線行經台北都會區之行政區樣本分為市中心、市郊、郊區三區，並將其依車站距離劃分為 0 至 150 公尺、150 至 300 公尺與 300 公尺以上共三區間，各自獨立迴歸估計後發現位於不同區位捷運車站對其周邊房價影響範圍有明顯不同，其中郊區捷運車站影響範圍大於市中心與市郊捷運站影響範圍，郊區房屋價格在 300 公尺影響範圍內外有明顯差異，而市中心與市郊則以 150 公尺為範圍方有差異，推測原因為郊區

土地使用配置未如市中心密集、既有交通建設充足，可及性不如市中心成熟便利，捷運系統對於都會區不同區位之邊際可及性改善幅度不同。

不過上述研究關於捷運效果的區位差異討論部份，馮正民等、Bowes 與 Ihlanfeldt，及 Armstrong 雖指出捷運車站位置不同對房價有顯著不同影響，愈靠近市中心車站之價格影響最高，但其作法估計所得之房價效果差異，事實上係源自房屋本身因座落區位優劣的「區位效果」，而非捷運車站因所在區位不同、捷運對房屋價格影響效果不同的「捷運效果」差異。彭建文等發現不同區位下，郊區捷運站影響範圍較市中心、市郊捷運站來得大，故在劃分影響範圍時應隨區位不同而有不同，惟其作法並未能對區位差異形成之捷運效果差異有明確的描述，如房屋因位於區位不同使捷運影響有異所形成之房價差距，與不同區位下車站距離增減之房價變化趨勢。

三、 捷運房價效果之類型差異

除捷運車站所在區位差異，捷運車站之類型（服務水準與品質）差異亦是在探討捷運影響效果時應加區別控制之重點。舉例而言，過去文獻曾指出捷運車站的運量、班次多寡、路網完整程度（Cervero 與 Duncan，2002）等差異將對房價有不同之影響效果。一般而言，重運量之捷運路線因速度較快、班次較密集且路網較完整，故相較輕運量路線對房價有較大效益；有較佳附屬設施因而享有較佳服務水準的捷運車站亦同，如車站周邊提供的停車設施（Bowes 與 Ihlanfeldt，2001）。

國內研究部份，馮正民等（1994）以台北都會區捷運系統初期路網木柵、南港、淡水與新店四路線為實證對象，發現該等路線彼此間並無明顯差異，但若將捷運路線分為木柵線（中運量）與非木柵線（重運量）兩類時，非木柵線之房屋單價每坪將高出 1.4 萬元。同樣地，捷運車站是否地下化，因可免除噪音與景觀方面影響，無此類負面外部性之妨礙，馮正民等（1994）指出其房價效益應當較高，其中地下型式的車站對不動產價格之正面影響高於高架形式，高架型式又高於地面型式。

如前所述，捷運車站之服務水準差異應對其房價效果有所影響。而隨台北捷運路網逐漸完整，相對於一般捷運車站，雙路線交會車站因可免去轉乘麻煩與時間，在交通成本上之節省、可及性更高之優勢同樣可能反映於其房價，較一般捷

運車站可能有價差存在，則為早期國內捷運相關研究並無涵蓋內容。



第二節 特徵價格理論

Lancaster (1966) 為現今的特徵價格模型提供重要之個體經濟理論基礎，他認為消費者為效用之滿足而購買財貨，各財貨則因其所擁有各種不同特徵提供服務，因此消費者購買商品事實上係源於對商品特徵所產生的需求，而非財貨本身。而 Rosen (1974) 將 Lancaster 的新消費者理論擴展，與 Lancaster 不同的是，Rosen 對商品特徵的效用較少著墨，主要結合競價理論強調商品特徵決定價格的過程，認為消費者選擇財貨乃係基於組成財貨的各種不同特徵，而該財貨的價格即透過消費者於追求效用極大化的過程中，對各個特徵每增加一單位屬性之消費所願意支付額外費用，即邊際願付價格 (willingness to pay) 形成其隱含價格 (implicit price)，各種不同特徵之隱含價格與其數量便集成該財貨之總價。該財貨各特徵與數量組成之特徵方程式，可經由迴歸方程式加以估計各特徵之隱含價格。

於探討捷運系統對房價影響方面，因特徵價格法容易操作且經濟意涵明確 (彭建文等，2009)，國內外研究大多以此方法主要研究工具 (Deweese, 1976; Bajic, 1983; McMillen 與 McDonald, 2004; 馮正民等，1994; 洪得洋與林祖嘉，1999; 彭建文等，2009)，一般對於捷運可及衡量較為常見的作法，為劃分捷運影響範圍區與捷運車站距離兩種方式。

其中劃分捷運影響範圍區方式，係以捷運車站為中心，向外輻射若干距離範圍，定其為影響範圍區，以樣本點是否落於影響區內，判別其是否捷運車站可及，設定二元變數觀察車站對其價格「有、無」影響，此外亦有將距離區間更為細分之作法。而捷運車站距離方式，則係以房屋至車站距離 (直線距離或實際路徑距離) 連續變數做為房屋與車站可及性的代表變數，一般而言為掌握房價與車站距離兩者間之非線性關係，許多文獻往往會將距離變數以不同函數型式處理 (Gibbons 與 Machin, 2005; Kilpatrick 等，2007; Chernobai 等，2011; 洪得洋與林祖嘉，1999)。

隨國內外都市規模大小與交通運輸習慣不同，國內外文獻在捷運影響範圍選取上存有差異 (彭建文等，2009)，國外文獻多將該距離定於 1.5 英哩左右，細分距離區間則約選定 0.1 至 0.25 英哩 (Benjamin 與 Sirmans, 1996; Bowes 與 Ihlanfeldt, 2001)。國內文獻在捷運影響範圍選取部份，則多選定車站周邊 300 至 500 公尺左右，細分距離區間則約選定 100 至 150 公尺。其中林楨家與黃志豪

(1993)以台北捷運紅線沿線 400 公尺為研究範圍，將距離車站 150 公尺範圍內樣本歸為捷運站區；馮正民等 (1994) 選定捷運車站 500 公尺內，並將距離區間細分為 0 至 100 公尺、100 至 300 公尺與 300 至 500 公尺等不同範圍；彭建文等 (2009) 則選定台北捷運紅線沿線經過行政區為研究範圍，劃定捷運影響範圍半徑為 300 公尺，並區分為捷運站區 (150 公尺)、捷運周邊區 (150 至 300 公尺) 與非捷運區 (300 公尺以上)。

如前所述，捷運的影響隨距離之增加應逐漸遞減，但若是以二元變數劃分影響區之作法，不論距離尺度設定如何細緻，所得估計之價格效果，在同一車站距離尺度內仍不論與車站遠近皆為相同，且間斷距離原則亦未有明確標準，影響效果隨不同間斷區間劃分可能呈現不一致結論，是否合理不無疑問。

再者，過去研究以劃分影響區方式估計者，為突顯房價效果並使虛擬變數係數顯著，多設定捷運車站影響區 (最) 外圍為比較基準。此方式在研究範圍有所縮限時 (如距車站 500 公尺範圍內)，因地域限制緣故，樣本之區域因素尚稱接近故無太大問題。但以整體行政區內全體樣本為研究對象者，由於研究範圍幅員廣大，即使位於相同區內之房屋彼此區域環境可能仍有極大差異，而事實上受限樣本詳細區域因素資料不易取得，或於模型中一一詳細、瑣碎地設定變數加以控制，似乎極易將鄰里環境、生活機能等「區位」效果計入捷運效果使捷運之房價效果虛增。

此外，以此區間劃分作法對於捷運車站距離對房價的邊際影響效果亦會出現跳躍、唐突之結果，較難針對距離增減時造成房價效果遞增遞減之趨勢有明確的描述，因此以連續性距離估計方式重新檢視捷運的距離效果似為較佳的作法。

第三節 空間自我相關

一、空間自我相關之意義

Tobler 於 1970 年提出的地理學第一定律「所有事物皆相關，而近的比遠的更相關」，說明了空間之隔閡使得距離較遙遠的人事物關連性較小，反之若是彼此近在咫尺則會產生較密切的互動關係，若以此解釋空間自我相關便十分貼切。關於空間自相關之定義，Anselin 與 Bera (1998) 比喻空間自相關是「享有相似地點的事物有著類似屬性值的巧合」；Heppel (2000) 則定義空間自相關是「因地理相鄰而出現特定空間形式現象」，總而言之，空間自相關指的是特定地理範圍內，鄰近單元 (neighbors) 之屬性值享有共同之類似形式，具有某種聚集或擴散之空間關聯。關於空間自相關的成因，Ismail (2006) 將過去不動產價格相關研究，整理為以下三種：

(一) 不動產本身特徵

鄰近的房屋往往享有相似的特徵屬性，例如同時建造的房屋在坪數、屋齡、設計規劃等建造品質屬性便會極為接近；而位於同樣鄰里環境的不動產因為享受同樣的寧適（或不寧適），在可及性品質屬性亦會有相關之情形，因此由鄰近房屋之間屬性的聚集透過資本化效果便形成價格上之聚集。

(二) 價格形成的過程

空間自相關亦可能出現於房屋價格決定的過程，舉例而言，房屋的潛在買賣雙方無論是委託不動產專業人士或依據自己經驗在評估價格時，都將參考過去的地區成交行情。因此，最後價格往往是受到鄰近價格的影響而決定，而非單純房屋特徵屬性所實現效用之隱含價格加總。

(三) 模型設定錯誤 (Misspecification)

模型中遺漏了重要變數、增加了不必要變數，或函數形式不正確（例如有非線性情形未控制）亦可能是造成空間自相關的原因之一。

由於空間自相關的存在，將使傳統最小平方方法所得殘差存有相關關係，並非獨立隨機，除使最小平方方法估計之 t 檢定變得不可靠、估計不再有效 (Miron, 1984) 外，估計亦有偏誤，可能致研究結果不一致，故可見於研究中考量空間相

關因素的重要。

二、空間自我相關之衡量

空間自我相關之意義，已如前述，而將地理現象潛在之空間相依性⁴(Spatial Dependency)透過量化方法，描述特定現象所在與其他相鄰地區在空間之相似程度，以判別空間聚集特性，即為空間自相關分析。空間自相關的衡量分析可依對象為整體區域或個別地區，分為全域型(global)與區域型(local)兩類。

全域型之空間自我相關，主要描述的是整體區域的分佈情形，藉由全域型自我相關指標(如 Moran's I、Geary's C 等)等空間統計檢定，可判斷某現象於空間中是否有聚集之情形。而 Moran's I 等全域型空間自我相關指標所描繪的是整體區域的空間特性，僅能分別全區內有無自相關現象，卻未能統計個別地區空間自相關之情形，指示出空間單元聚集的位置，Anselin (1995) 提出之 LISA (Local Indicator of Spatial Association) 則解決了空間聚集位置未知的問題，藉由地區化之空間自我相關檢測，推算出空間聚集的熱點 (Hot Spots)，也因此空間自我相關分析常被用於分析空間格局如生態現象空間上變化、區域經濟行業活動等。

⁴與空間自相關概念類似，指的是空間單元透過空間交互作用對彼此產生的影響，而使鄰近地區產生空間上相似性。

第四節 空間自我相關分析於不動產價格相關研究

由於空間中有自我相關之情形，傳統最小平方法（OLS）迴歸模型之估計的殘差項將隨空間有特定之分佈形式，不符合原本獨立、隨機分配的假設，參數的估計也不再有效，可能將使估計結果有偏誤，Dubin（1998）認為以往藉由房屋屬性的資料研究房價時，多透過 OLS 方法求得之估計參數直接用以預測房屋價格，但此方法忽略了房屋與其他鄰近房屋相關的潛在因素，而經納入相關因素的空間迴歸模型實證結果證實優於 OLS。

Basu 與 Thibodeau（1998）檢視 1991 至 1993 年間達拉斯市約 5000 筆之住宅交易資料中是否有空間自相關情形，實證結果發現八個次市場中竟有六個有殘差項空間自相關現象。作者並以克利金法處理後之估計一般化最小平方法（EGLS）與 OLS 比較，發現經過控制空間自相關因素的預測模型確實優於 OLS。

國內研究部份，或許因空間迴歸方法在資料應用上因需要明確樣本點座標位置，而目前此類房屋交易資訊主要來源，無論是政府單位、房仲業者提供之房屋交易資訊均未提供交易樣本點之門牌號碼，故國內空間分析不動產價格相關研究，除黃紹東（2004）以台南市東區之住宅價格利用空間自我迴歸模型（SAR）分析空間自相關問題外，其餘文獻大多僅以土地為實證對象。

鄒克萬等（2002）以空間自我相關分析（SAA）方法與地區空間自我相關分析（LISA）方法劃設同質區，並以擴張模式配合使用地理資訊系統，將 1999、2000 年間台南市東、中、西區共約 700 筆土地交易資料進行土地估價，發現各變數在各同質區之地價空間擴張模型中都呈現顯著。林尚德（2002）以克利金分析方法與地理加權迴歸，對 2000、2001 年間台南市東、中、西區約 700 筆資料分析，檢驗地區地價變化是否有空間不穩定性，並證實地理加權迴歸之模型配適度優於傳統迴歸模型。

曾菁敏（2008）以經 Box-Cox 轉換之空間延遲與空間誤差模型，探討公部門辦理市地重劃制度與建商開發行為產生之外部性對住宅土地價格之影響，指出空間誤差 Box-Cox 模型對於空間外部性提供良好之解釋能力，政府實施市地重劃後對住宅土地價格有正向外部性，而建築商個體互動關係則同時具正向與負向之外部性。楊宗名（2011）以空間延遲與空間誤差模型探究台灣高速鐵路營運前後對地價指數漲幅之影響，並比較各場站之影響差異，發現高速鐵路興建至營運

的過程，與所在區位對地價有不同影響。

紀凱婷（2008）將時間加權矩陣納入空間迴歸模型，以推估台北市新推個案市場訂價模式，發現考量空間相依性之空間迴歸模型解釋能力明顯優於傳統迴歸模型，而同時考慮時空因素之時空迴歸模型又較空間迴歸模型有較高之估計能力。洪志明（2011）以台北市房地產交易價格資料，以空間統計模型觀察各明星學區對房價之影響效果，與以往研究相互比較後，認為空間誤差模型一般而言是較適用於估價上之空間統計模型，可更為合宜地定義區分次市場，為確實能改善傳統 OLS 之方法。

綜合以上，於不動產價格之領域中，可發現考量空間相關因素之空間統計模型已為相當多國內外研究所採用，並均驗證空間迴歸模型相較傳統 OLS 模型有較佳之解釋與預測能力，使用空間迴歸模型可改進以往捷運房價研究忽略空間相關因素之闕漏。



第五節 小結

由上述文獻回顧可發現國外文獻大多支持大眾捷運系統對周邊住宅價格有正面影響，國內文獻亦幾無異見。如前所述，基於估計結果解釋的合理性，與為顯現出車站距離增減造成之房價變化趨勢，本研究認為以連續性距離估計方式重新檢視捷運的距離效果會是較佳的作法。

捷運房價效果隨區位不同應有差異，過去國內研究雖曾試著加以討論，但未能區別房價效果差異來自區位效果還是捷運可及效果，或對區位差異造成之捷運邊際效果差異未有明確的描述。此外，捷運房價效果隨類型不同（如車站高架或地下、是否為雙路線交會車站）亦應有差異，早期雖曾有針對部份捷運車站路線型式差異研究，但隨近年捷運與整體都市的發展與過去已有相當之變化，其效果是否有所變化亦是本研究欲測試得知的問題。再者，在探討捷運房價效果時，若未考量其他類型之交通設施可能造成估計結果偏誤、高估，故於研究時似應將其納入考量。

在分析捷運對房價影響效果時，傳統特徵價格模型因空間自相關之影響，殘差項有非獨立隨機之空間關聯現象，違反最小平方法之假設，過去研究對空間自相關問題多未考量，所得估計結果將有偏誤，以往文獻亦證實以空間迴歸模型控制空間自相關因素後所得預測模型明顯優於傳統 OLS 模型，因此本研究認為在探討捷運對房價影響效果時，空間自相關問題亦是應納入考量控制的重要因素，以空間迴歸模型估計有其必要。

第三章 研究設計與樣本資料分析

第一節 研究設計

為控制不同次市場房屋之區位效果，並檢視捷運之房價效果在不同區位是否有差異，本研究首先將整體都會區樣本依其區位條件、房價水準設定區位變數，接著以以往相關研究一般作法針對捷運之房價效果進行初步概觀。最後，經由空間自我相關分析等空間統計檢定，檢視樣本空間中是否有空間自相關現象，並透過空間迴歸模型修正後所得估計結果釐清大眾捷運系統對房價之真實影響效果，比較其與傳統迴歸模型之估計結果差異。



第二節 實證模型

一、特徵價格迴歸模型

一般特徵迴歸方程式，房屋價格與其特徵屬性間關係可以下式表示：

$$P_i = \alpha + X_i' \beta + \varepsilon_i \quad (3-1)$$

其中 P 為房屋價格，X 為房屋之特徵屬性， ε 為殘差項。

為控制不同區位次市場之房價效果，本研究將於全體台北都會區模型中將設置區位虛擬變數。而如前所述，過去文獻在研究捷運之房價影響效果時，多將區位與捷運車站距離獨立放入迴歸模型，對區位與捷運可及效果分別控制，該作法隱含「區位的不同並不影響捷運車站可及程度與房價之關係」，並不合理，故為改善上述問題並觀察捷運房價效果隨區位不同之差異，本文於模型中加入區位與捷運車站距離之交互變數。

此外，為反映樣本資料期間 2007 與 2008 兩年間之時間效果，將於模型中另以虛擬變數控制時間差異之價格效果。

二、區位劃分

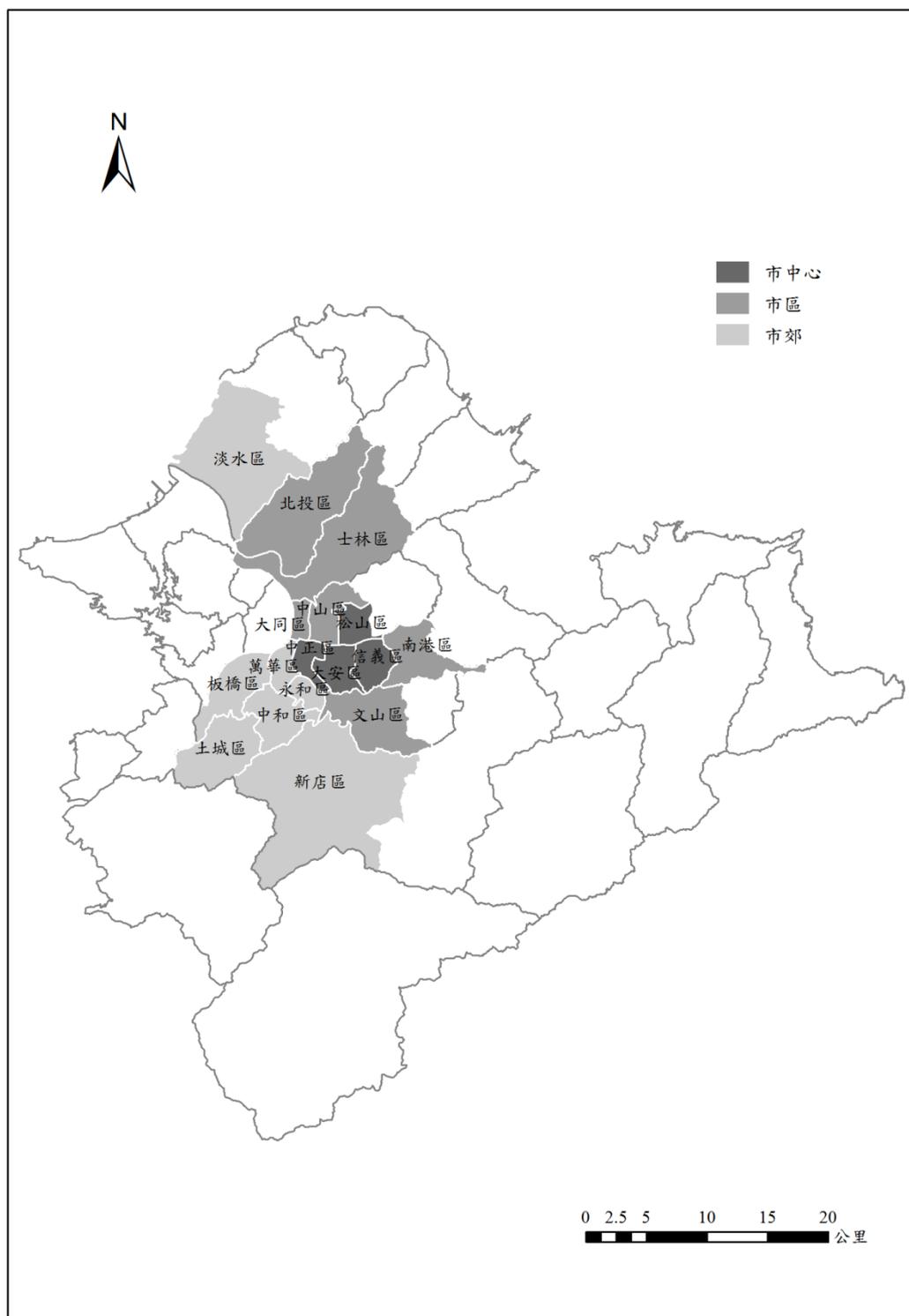
區位之劃分主要為控制不同次市場之房價效果，並為了解捷運之房價效果在不同區位間之差異，於模型中針對不同區位之房屋以變數控制有其必要，過去國內相關研究在區位之劃分，除洪得洋與林祖嘉（1999）以行政區別區分外，大多將整體樣本分為市中心、市區、市郊三區（馮正民等，1994；林楨家與黃志豪，2003；彭建文等，2009）。考量本研究研究問題之一即為不同區位下捷運房價效果的差異，若以行政區方式劃分確實過於瑣碎而不易分別其效果，故以市中心距離概念的市中心、市區、市郊分類應是較為合適的作法。

過去國內研究在區位劃分上主要均參考馮正民等（1994）之分區，惟本研究認為今昔時空背景、台北都會區發展重心情形已有很大之不同。以萬華區為例，在現今整體都市發展重心有東移的趨勢下，經檢視區內樣本與其他北市行政區價格有明顯落差，故過去研究區位劃分方式可供部份參考，但不宜僅蕭規曹隨。因此本研究

以群落分析⁵ (Cluster Analysis) 依樣本之各行政區房價水準，考量各地區之地理位置，及其現今社經發展情形，劃定整體都會區之區位次市場，其劃定結果如圖二所示：



⁵ 群落分析為一種數值分類方法，可客觀地將某量測個體之特性，依其屬性之相性性或距離，將彼此歸於同一類群，使得同一群內之個體具高度相似性，而群與群間具有高度相異性。一般而言，華德最小變異法 (Ward's Method) 為較佳之集群方法，本研究以此為分群準則。



圖二 整體樣本區位劃分圖

三、空間自相關檢測

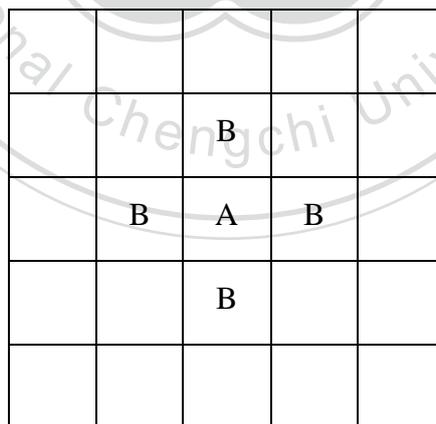
為了解整體都會區樣本空間中是否有空間自相關之情形，與其相關程度大小應否忽略，本研究採用 Moran's I 值檢測研究範圍內房屋價格之自我相關程度，觀察其空間聚集現象。

(一) 空間加權矩陣之建立

依任意兩個觀察值是否有鄰近關係而彼此相關，可建立空間加權矩陣 W 如式 (3-2)，其為一對角線為零、 $n \times n$ 之正向矩陣，當兩觀察值彼此具相鄰關係時 $W_{ij} = 1$ ，相反地，當兩觀察值彼此不具相鄰關係時 $W_{ij} = 0$ ，其中 $i \neq j$ 。

$$W = [W_{ij}]_{n \times n} \quad (3-2)$$

空間加權矩陣衡量兩地區是否相鄰，其後衍生至數個相鄰地區做平均加權。一般而言依資料型態，空間統計資料可分為點資料 (point pattern data)、地理統計資料 (geostatistical data) 與網格資料 (lattice data)。不動產之點資料可經處理後轉為地理統計資料與網格資料，Anselin 與 Bera (1998) 指出經濟類型 (不動產資料屬之) 之資料較適合處理為網格資料，其區位相鄰判別概念示意如下圖 3 所示，A 為樣本觀察地區，B 為鄰近 A 之地區，若相鄰地區有 4 個，則各個相鄰地則分配到 0.25 (1/4) 的權數。



圖三 空間相鄰關係示意圖

(二) 空間自相關程度檢定 (Moran's I)

Moran (1948) 以統計學之理論發展出全域型空間自我相關係數 Moran's I，用以檢測研究範圍中空間自我相關程度，其值介於 1 至 -1 之間，大於 0 為正相關，小於 0 為負相關。Moran's I 值計算如式 (3-3)，對 Moran's I 值進行顯著性檢定

時，虛無假設為無空間自我相關存在，亦即 $H_0: \text{Moran's } I=0$ 。

$$I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \times \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (3-3)$$

其中 W_{ij} 為空間加權矩陣， n 為樣本數， X_i 為 i 空間單元之房屋價格， X_j 為 j 空間單元之房屋價格， $i \neq j$ 。

四、空間迴歸模型

自 Anselin (1988) 指出 Moran's I 所隱含之空間自相關型態可能有二，分別為空間延遲相依 (Spatial Lag Dependence)，或空間誤差相依 (Spatial Error Dependence)，並隨後建立空間延遲模型 (Spatial Lag Model) 與空間誤差模型 (Spatial Error Model) 後，此二模型即廣泛應用於空間自相關議題處理上。

(一) 空間延遲模型

與傳統迴歸模型不同之處，在於空間延遲模型加入一以空間加權矩陣 W 加權之空間延遲變數 Y 。空間延遲模型與時間序列模型因時間致本期受前期影響之延遲效果概念類似，惟該延遲效果由空間相鄰關係同時決定，而非時間先後引起，也因此估計上與傳統迴歸模型之最小平方法 (OLS) 估計方法不同，係採最大概似估計 (Maximum Likelihood)。空間延遲模型常用於「一地區的某活動狀態影響鄰近地區某活動，也同時受到鄰近地區該活動狀態的影響」，Anselin (1999) 研究發展之空間延遲模型如式 (3-4)

$$P_i = \alpha + X_i' \beta + \rho W' Y_i + \varepsilon_i \quad \dots \dots \dots (3-4)$$

其中 P 為房屋價格， X 為房屋之特徵屬性， ε 為殘差項， W 為空間加權矩陣； ρ 為空間延遲係數，當其顯著異於零時則顯示樣本空間中確有鄰近區域之空間相關。

(二) 空間誤差模型

當殘差項 ε 包含某空間相關之遺漏變數，或難以量化之地理特徵，空間自相關存於殘差項中時，殘差即不再符合彼此獨立、隨機之假設而有空間聚集之情形。而空間誤差模型與傳統迴歸模型不同之處 (見式 3-5)，在其針對存於殘差項之空

間自相關以空間相鄰矩陣 W 加以調整， λ 為空間誤差係數，當其顯著異於零時則顯示模型中確有干擾造成空間相關。空間誤差模型同樣與空間延遲模型採最大概似估計。

$$\begin{aligned} P_i &= \alpha + X_i' \beta + \varepsilon_i \\ \varepsilon_i &= \lambda W \varepsilon + u_i \end{aligned} \quad \dots\dots\dots (3-5)$$

五、空間迴歸模型檢定

(一) 空間異質性檢定 (Breusch-Pagan 檢定)

若無異質變異之情形，則迴歸係數與最小平方估計之結果應與最大概似估計結果相當接近。在 Breusch-Pagan 檢定中，建立其假設：

$$\sigma_i^2 = \sigma^2 f(\alpha_0 + \alpha' X_i)$$

其中 X_i 為一自變數向量，若模型變異數同質，則 $\alpha = 0$ 。其 LM 統計量可以最小平方求得，令 SSR 為 $\left(\frac{e_i^2}{e'e/n}\right)$ 對 X_i 迴歸可解釋變異，其檢定統計量如式 (3-6)，

若檢定統計量拒絕變異同質之虛無假設，則顯示樣本有空間異質之情形。

$$LM = \frac{1}{2} SSR \sim \chi^2 \quad (3-6)$$

(二) 空間自相關型態檢定

以空間加權矩陣調整之最小平方估計所得殘差項，計算其 Moran's I 值，可以拉氏乘數 (Lagrange Multiplier) 統計量針對 λ 與 ρ 進行檢定空間自相關型態檢定，判別其屬於空間延遲相依或空間誤差相依，如式 (3-7)、(3-8)。

$$LM_\rho = \frac{\hat{\delta}_\varepsilon^2 (\hat{\varepsilon} W y / \hat{\delta}_\varepsilon^2)^2}{G + T \hat{\delta}_\varepsilon^2} \quad (3-7)$$

$$LM_\lambda = \frac{(\hat{\varepsilon}' W y \hat{\varepsilon} / \hat{\delta}_\varepsilon^2)^2}{T} \quad (3-8)$$

其中

$$G = (W X \hat{\beta})' (I - X(X'X)^{-1} X') X' (W X \hat{\beta})$$

$$T = \text{tr}[(W' + W)W]$$

隨後為明確區分空間相依特性屬於何者，Anselin 進一步提出修正後之加強檢定 (Robust LM tests)，其統計式如式 (3-9)，以供選擇何者為最佳空間相依解釋模型之參考。若 LM lag 檢定較 LM Error 檢定顯著，且 Robust LM Lag 檢定顯著、Robust LM Error 不顯著，則空間延遲模型為較適合之模型；相反地，若 LM Error 檢定較 LM Lag 檢定顯著，且 Robust LM Error 檢定顯著、Robust LM Lag 不顯著，則空間誤差模型為較適合之模型。惟 Anselin 亦指出，在樣本數極大的情況下 (如 1000 筆以上)，Robust LM 檢定仍有可能出現均不顯著之情形，此時仍可依兩檢定相對顯著之情況判別。

$$LM_{\lambda}^R = \frac{(\hat{\varepsilon}'W\hat{\varepsilon}/\hat{\delta}_{\varepsilon}^2 - [T\hat{\varepsilon}^2(G+T\hat{\delta}_{\varepsilon}^2)^{-1}]\hat{\varepsilon}'W_y/\hat{\delta}_{\varepsilon}^2)^2}{T \left[1 - \frac{1}{\hat{\delta}_{\varepsilon}^2(G+T\hat{\delta}_{\varepsilon}^2)} \right]} \quad (3-9)$$

$$LM_{\rho}^R = \frac{\hat{\delta}_{\varepsilon}^2 (\hat{\varepsilon}'W_y/\hat{\delta}_{\varepsilon}^2 - \hat{\varepsilon}'W\hat{\varepsilon}/\hat{\delta}_{\varepsilon}^2)^2}{G+T(\hat{\delta}_{\varepsilon}^2-1)} \quad (3-10)$$

(三) 模型配適度

以最大概似估計為估計方法之空間迴歸模型配適度不應以調整後 R^2 判定，此時應以 Log Likelihood Ratio 與 AIC (Akaike info criterion)、SC (Schwarz criterion) 為判別標準。

第三節 資料說明與處理

一、資料來源

本研究資料來源為國內某金融機構之購置住宅擔保品鑑估報告，針對前述時空範圍，挑選捷運沿線車站路徑距離一公里範圍內之大廈與公寓類型房屋，經刪除錯誤與缺失之樣本後，共 11,509 筆樣本。與以往房價相關研究相比較為特別的是，此資料內容包涵各樣本精確點位座標，而非去識別、區段化後回推估算的概略位置，故無論在捷運車站可及性衡量上相對準確且空間自相關因素控制應當有較佳效果。

二、變數選取

本研究被解釋變數為房屋價格，而應選擇房屋總價亦或房屋單價？兩種作法過去國內相關研究皆有（馮正民等，1994；洪得洋與林祖嘉，1999）。若以原特徵價格理論基礎而言，房屋具不可分割特性，為一束包裹（a bundle of goods）的產品，房屋面積大小亦是特質的一部分，賣賣時亦是以總價進行交易，房屋總價可能較為合適。惟因本研究資料來源為國內某民營金融機構內部估價人員之鑑估價格，其價格為經剔除車位價格後之不動產總價，推測因不動產單價於估價時相較總價容易掌握，經實際檢查發現資料中該總價多由單價還原而得，故事實上估價人員估價時係針對房屋條件對其單價鑑估。本研究曾以房屋總價測試，發現並未與單價結果有明顯之差距，考量樣本價格在形成的過程，估價人員係以房屋的各项特徵屬性對房屋單價評估，單價應是較為貼近真實的價格。

此外，若以總價為被解釋變數，則因估計之房價（總價）效果包涵絕大部分之面積效果，實難以看出捷運車站可及對房屋價格之邊際貢獻。因此，本研究決定選取房屋單價為模型應變數。

自變數選取部份，除代表捷運車站可及性之變數—與捷運車站距離外，主要挑選一般認為影響住宅用不動產價格之常見特徵屬性，說明如下：

（一）房屋類型

一般而言，大廈類型之住宅因硬體與軟體設施較為完善，居住品質較佳，其價格相對公寓類型住宅亦較高。

(二) 套房

小坪數套房由於非一般家庭住家選擇，且通常住家環境較為複雜，不易管理，市場交易流通性欠佳，且金融機構於鑑估價值時將更為保守，其單價相較一般類型住宅應當較低。

(三) 所在樓層

所在樓層愈高，愈可享受景觀視野與通風採光等優點，因此房屋所在樓層通常對房屋價格有正向之影響。

(四) 是否為一樓

基於國內住商混合之習慣，一樓常作商業使用，其價格亦通常較其他樓層來得高。

(五) 屋齡及屋齡平方項

屋齡反映房屋價值之折舊，房屋隨時間經過而產生實體毀壞及功能性退化，對房價有負面之影響，惟隨屋齡增高，不動產之再開發價值顯現，因此屋齡對房價的影響效果應非線性。

(六) 房屋面臨主要道路寬與基地面臨寬度

房屋面臨道路寬度代表出入便利性與房屋的安全與私密性，洪得洋與林祖嘉(1999)研究指出房屋面臨之道路寬度對房屋價格有正面且顯著之影響。

(七) 是否鄰近學校、公園、鄰避設施或其他交通設施

與公共設施的鄰近程度，反映該房屋的居住環境品質，其中學校與公園對房價有正向之影響(林祖嘉與林素菁，1993)。在是否鄰近公共設施的判別上，由於 GIS 資料之處理受限於難將房屋還原至估價時點之公設狀態，在相對精確性之考量下，本研究選擇沿用原始資料所提供之二元公共設施變數，並未另以路徑分析計算房屋至其他公共設施之距離。

本研究各變數說明以下整理為表一：

表一 變數說明

變數名稱	單位	說明
區位	虛擬變數	市中心、市區、市郊三區，以市郊為基準
捷運車站距離	公尺	樣本至鄰近捷運站之最短路徑距離
房屋類型	虛擬變數	若為大廈為 1，反之為 0
套房	虛擬變數	房屋面積若為小坪數（15 坪以下）為 1，反之為 0
所在樓層	樓層	樣本所在樓層
一樓	虛擬變數	所在樓層一樓為 1，反之為 0
屋齡	年	建築物完成之日至案例交易日期之年數
屋齡平方	--	--
土地持分	--	土地持分比率
面臨主要道路寬	公尺	樣本點臨路主要道路寬度
基地面臨路寬	公尺	樣本點基地面臨寬度
鄰近學校	虛擬變數	500 公尺內若有為 1，反之為 0
鄰近公園	虛擬變數	500 公尺內若有為 1，反之為 0
鄰近其他交通設施	虛擬變數	500 公尺內若有為 1，反之為 0
鄰近鄰避設施	虛擬變數	500 公尺內若有為 1，反之為 0
交易年度	虛擬變數	以 2007 年為基準年

三、基本敘述統計

表二為本研究樣本資料之時空間分佈情形。樣本資料期間以 2007 年較多但分佈尚稱平均，而區位分佈均以市中心與市郊占較大比例，約三至四成，市區樣本比例較少，約近三成。

表二 樣本時空資料分佈

年度	全體樣本	市中心	市區	市郊
2007	6331	2210 (34.91%)	1809 (28.57%)	2312 (36.52%)
2008	5178	1786 (34.49%)	1386 (26.77%)	2006 (38.74%)

表三為本研究樣本資料各變數之敘述統計。觀察各區位樣本，平均與捷運車站距離約為 500 至 600 公尺。價格方面，隨著市中心往市郊外移漸減，市中心住宅平均每坪單價約 40.6 萬元，市區住宅平均每坪單價約 27.9 萬元，而市郊住宅平均每坪單價約 20.6 萬元，各區位房屋價格價差明顯，顯示以前述方式之區位劃分合理。

表三 樣本基本敘述統計

行政區	全體樣本	市中心	市區	市郊
樣本數	11509	3996	3195	4318
單價	29.57 (12.83)	40.61 (13.06)	27.92 (8.57)	20.59 (5.56)
樓層	5.37 (4.13)	5.33 (3.82)	4.64 (3.25)	5.96 (4.84)
屋齡	21.99 (10.21)	24.65 (9.40)	22.75 (10.19)	18.96 (10.14)
土地持分	0.08 (0.10)	0.08 (0.09)	0.08 (0.10)	0.08 (0.10)
面臨主要道路寬	19.32 (16.35)	22.86 (20.71)	18.67 (14.22)	16.53 (12.08)
基地面臨路寬	9.60 (11.80)	10.80 (15.46)	8.64 (9.05)	9.19 (9.33)
捷運車站距離	571.89 (254.80)	506.88 (248.79)	591.09 (247.02)	617.85 (253.65)
大廈	57.02%	65.49%	48.76%	55.28%
套房	1.96%	1.85%	2.63%	1.57%
一樓	9.65%	8.61%	11.61%	9.17%
500 公尺內有公園	63.43%	84.18%	82.16%	30.36%
500 公尺內有學校	55.92%	58.63%	64.32%	47.20%
500 公尺內有其他交通設施	5.10%	6.96%	4.19%	4.05%
500 公尺內有鄰避設施	16.98%	8.91%	18.65%	23.21%
捷運車站為雙路線交會站	7.97%	13.74%	3.32%	6.07%
捷運車站地下化	63.74%	61.79%	33.27%	88.10%

第四章 實證分析

第一節 傳統迴歸模型估計結果

本研究以國內研究關於捷運車站距離變數之處理，分別設定二個傳統迴歸模型，以對捷運車站對房價影響效果進行初步之概觀。其中模型 1 將捷運車站距離以簡單線性連續性變數方式處理外，模型 2 則以虛擬變數形式估計。由於 500 公尺（內有無捷運車站）為過去國內不論研究或估價實務，判別房屋是否與捷運車站可及時最常使用之距離區間，模型 2 首先將捷運車站距離分為 0 至 500 公尺與 500 公尺以上（比較基準）二區間。

表四為以往國內文獻在估計捷運車站房價效果時，常見對區位與距離變數之處理，各模型變數除「小坪數套房」變數不顯著外，大多皆達 1% 以下顯著水準，且符號與預期方向相符，調整後 R^2 約 0.65，F 值約 1,112，顯示模型解釋能力良好。市中心、市區與市郊等區位變數係數彼此差距平均，在其餘屬性不變情況下，平均而言，位於市中心房屋較位於市郊房屋單價高出約 21 萬，市區房屋則較市郊房屋高 9 萬。

在連續變數設定方面，模型 1 中「與捷運車站距離」為顯著負值 (-0.0006)，顯示當房屋至捷運車站步行距離增加時，對其價格確有顯著負向影響，平均而言，步行距離每增加一百公尺時，每坪單價將下降 600 元。

虛擬變數設定部份，模型 2 中「500 公尺內有捷運車站」變數呈正向但不顯著，即房屋距捷運站在極短距離（500 公尺內）時，捷運車站之可及性並未對其價格有顯著正面影響，此與過去研究結論看似不一致，但值得注意的是，本研究所使用之捷運車站距離為實際路徑距離而非直線距離，而路徑距離應較直線距離為長。該結果顯示，當房屋與捷運車站極為鄰近時，車站可及性未必對房屋價格有正向影響，說明儘管捷運車站的便利性為一般大眾所普遍認同接受，房屋愈接近捷運車站因可及性愈佳因此價格愈貴，但在極短距離時，似乎車站的負面外部性仍的確存在，並反應於房屋價格中。

此外，「鄰近其他交通設施」變數係數為正向且顯著，與未加入該變數前相比，雖鄰近其他交通設施之樣本占總樣本比例並不高（約 5%），本研究仍發現

若於模型中控制其他交通設施可及性確實將減弱捷運車站變數之影響，此與 Debrezion (2007) 所得結論一致，並證實在探討捷運車站影響時，「其他交通設施」應是需要加以考量之因素，以免造成捷運房價效果高估。

在空間自相關檢測方面，整體樣本房屋單價之 Moran's I 值高達 0.7588，顯示樣本空間內有正向空間自相關情形。此外，無論模型如何設定，殘差 Moran's I 值皆顯示其有空間聚集之情形，並非隨機、獨立分佈，因此以空間迴歸模型修正確有必要。



表四 傳統迴歸模型估計結果比較表⁶

	模型 1	模型 2
	估計係數	估計係數
截距項	26.0734 ***	25.6334 ***
市中心	21.0811 ***	21.1660 ***
市區	9.0125 ***	9.0533 ***
捷運車站距離	-0.0006 **	
500 公尺內有捷運車站		0.0397
屋齡	-1.0974 ***	-1.0989 ***
屋齡平方	0.0175 ***	0.0176 ***
土地持分	8.5942 ***	8.5152 ***
面臨主要道路寬	0.0275 ***	0.0281 ***
基地面臨路寬	0.0777 ***	0.0776 ***
所在樓層	0.1665 ***	0.1674 ***
房屋類型	3.7015 ***	3.7103 ***
套房	-0.8193	-0.7965
一樓	7.4216 ***	7.4030 ***
鄰近公園	0.8316 **	0.8223 ***
鄰近學校	0.4697 ***	0.4626 ***
鄰近鄰避設施	-1.7920 ***	-1.7956 ***
鄰近其他交通設施	0.9154 **	0.6983
捷運車站為雙路線交會站	0.5766 **	0.6397 **
捷運車站地下化	1.0705 ***	1.0987 ***
交易年度	2.0597 ***	2.0524 ***
Adj R ²	0.6473	0.6471
F value	1112.35	1111.71
樣本數	11509	11509

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

⁶本文亦曾嘗試過去研究使用平方項方法（洪得洋與林祖嘉，1999），但並未發現房屋單價與捷運車站距離有二次函數非線性關係。

第二節 空間迴歸分析

一、空間自相關檢測

不同區位捷運車站房價效果估計結果如表五，傳統 OLS 模型與空間迴歸模型比較，因 Breusch-Pagan 與 Lagrange Multiplier Lag 及 Lagrange Multiplier Error 檢定皆顯著，拒絕模型中無空間自相關與殘差項無異質性差異之假設，Likelihood Ratio 檢定亦顯著，且空間延遲模型與空間誤差模型估計殘差項之 Moran's I 值分別為 0.0405 與 -0.0650，顯示空間自相關問題在兩空間模型中均獲得相當程度之控制，故以空間延遲模型與空間誤差模型估計應會得到較傳統迴歸模型為佳之估計結果。無論為空間延遲係數 ρ 或空間誤差係數 λ 皆於 1% 水準下顯著，分別為 0.6873 與 0.7982，顯示房屋單價確與鄰近房屋價格有關，模型中有空間自相關情形且該關係為正相關。至於空間延遲模型或空間誤差模型選取上，Robust Lagrange Multiplier 檢定兩者皆顯著，但 Robust Lagrange Multiplier Error 檢定相較 Lag 更為顯著，且在模型配適度上 AIC 與 SC 值空間誤差模型皆較小，因此空間誤差模型為最適合之估計模型。

二、傳統迴歸模型與空間誤差模型估計結果比較

整體而言，傳統 OLS 模型與空間誤差模型估計結果在鄰里環境變數有較大之差異，其中鄰近公園、學校等公共設施變數多變為顯著，而此類變數的確較易與鄰近房屋有空間關聯之情形，與經濟直覺相符。至於本研究的研究重心，捷運變數部份，經控制空間相關因素後，捷運車站距離效果略有減弱之情形，市區與捷運距離交乘變數則變為不顯著。

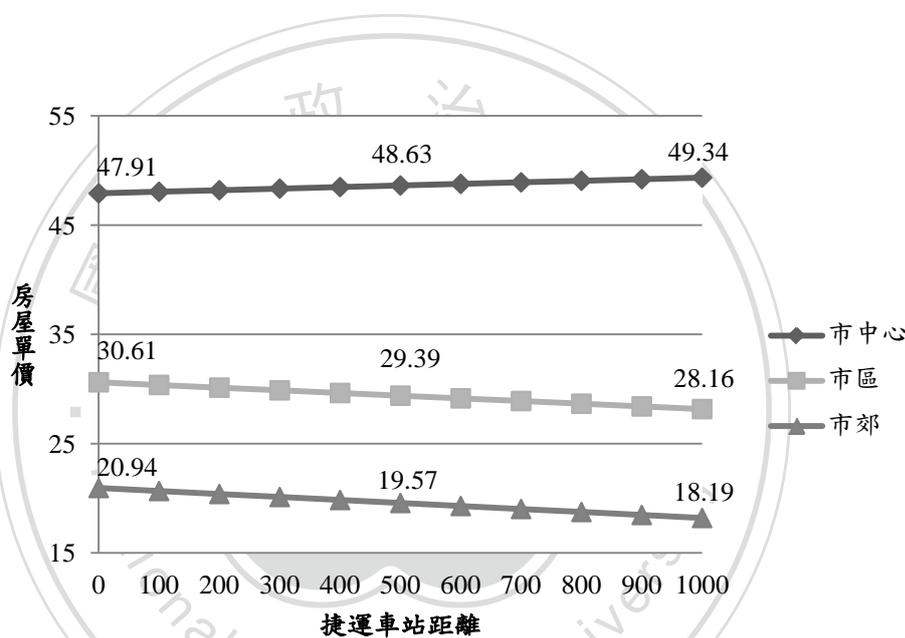
表五 各迴歸模型估計結果

	傳統迴歸模型	空間延遲模型	空間誤差模型
	估計係數	估計係數	估計係數
截距項	27.9005 ***	10.1109 ***	29.8111 ***
市中心	17.9081 ***	6.3968 ***	17.2949 ***
市區	6.5392 ***	2.5359 ***	9.6747 ***
捷運車站距離	-0.0036 ***	-0.0014 ***	-0.0027 ***
市中心×捷運車站距離	0.0057 ***	0.0016 ***	0.0042 ***
市區×捷運車站距離	0.0042 ***	0.0015 ***	0.0003
屋齡	-1.0999 ***	-0.6635 ***	-1.0396 ***
屋齡平方	0.0177 ***	0.0096 ***	0.0151 ***
土地持分	8.2740 ***	6.3114 ***	5.7798 ***
面臨主要道路寬	0.0270 ***	0.0153 ***	0.0139 ***
基地面臨路寬	0.0756 ***	0.0426 ***	0.0390 ***
所在樓層	0.1686 ***	0.0970 ***	0.1820 ***
房屋類型	3.7386 ***	2.4096 ***	1.9734 ***
套房	-0.7794	0.2964	0.3523
一樓	7.4180 ***	7.1060 ***	7.5597 ***
鄰近公園	0.7833 ***	0.4790 ***	0.1803
鄰近學校	0.4861 ***	0.2868 ***	0.1762
鄰近鄰避設施	-1.9435 **	-0.4990 ***	-0.3890
鄰近其他交通設施	0.0873	0.3626	1.0832 *
捷運車站為雙路線交會站	0.5748 **	0.1175	1.0073 *
捷運車站地下化	1.1538 ***	0.6256 ***	1.0393 **
交易年度	2.0265 ***	1.9555 ***	2.0745 ***
空間延遲係數 ρ		0.6873 ***	
空間誤差係數 λ			0.7982 ***
Adj R ²	0.6495	0.8239	0.8489
Breusch-Pagan test	8757.47 ***	6678.82 ***	8210.16 ***
LM test (lag)	91.26 ***	--	--
LM test (error)	2463.35 ***	--	--
Robust LM test (lag)	9134.75 ***	--	--
Robust LM test (error)	11506.84 ***	--	--
AIC	--	72659.00 ***	71479.00 ***
SC		72828.00 ***	71640.80 ***
Likelihood Ratio test		-36306.50 ***	-35717.52 ***
樣本數	11509	11509	11509

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

三、捷運車站區位差異房價效果

空間誤差模型估計結果，於區位與捷運車站距離交乘項方面，市中心與捷運距離交乘變數顯著為正，顯示市中心與市郊兩區域捷運車站的房價效果差距隨車站距離變化有顯著不同，該房價效果差距將隨與車站距離增加而擴大。將上述估計結果代入標準住宅特徵屬性⁷後，得標準住宅各區位房屋單價與捷運車站距離之關係如圖四，可觀察到市中心與市郊二區捷運效果差距隨車站距離增加而擴大之情形，至於市區與市郊捷運之房價效果差距，因交乘變數並未顯著，亦未隨車站距離變化而有明顯差異，故可觀察到市區與市郊之房屋價格曲線斜率幾乎一致。

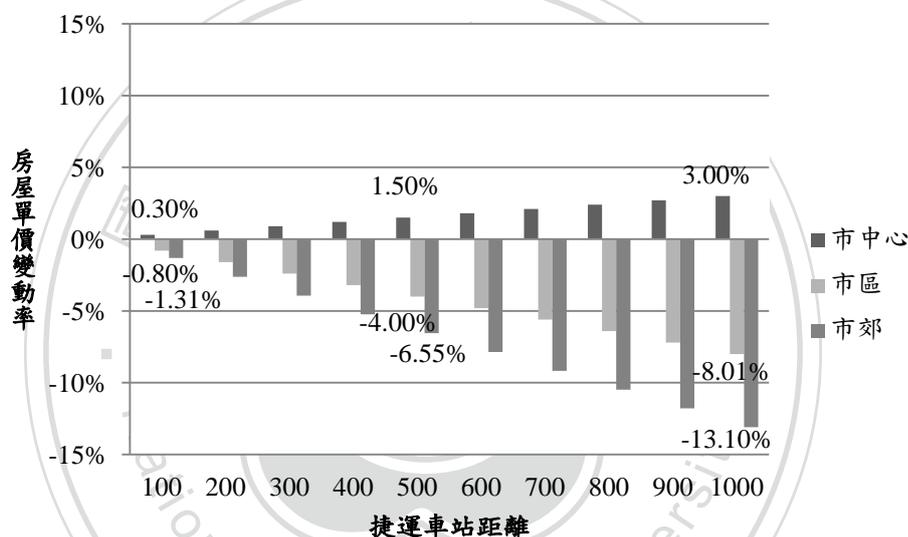


圖四 各區位房屋價格與捷運車站距離關係圖

將上述價差轉換為百分比後繪成圖五，由圖中可觀察到不同區位下，當房屋與捷運車站距離逐漸增加時，其單價變動的幅度。當捷運車站距離增加時，位於市郊之房屋單價有較大之降幅，平均而言，每遠離車站 100 公尺，單價將下降 1.31%。市區降幅次之，平均而言，每遠離車站 100 公尺單價將下降 0.80%。值得注意的是，捷運車站可及對位於市中心之房屋並沒有顯著正面影響，平均而言，每遠離車站 100 公尺，單價卻反而微幅增加了 0.3%。

⁷ 本研究參考全體樣本各屬性平均數，定義標準住宅為屋齡 20 年、土地持分 0.08、主要道路寬 18 公尺、基地臨路寬 8 公尺、所在樓層 5 樓，鄰近捷運站為地下化車站、周遭未有其他公共設施之大廈非套房類型住宅，依樣本年度分佈比例計算其標準住宅屬性。

上述結果顯示捷運車站可及對位於市郊之房屋價格相較位於市區、市中心者有較大之正面影響。同彭建文等（2009）之看法，本文認為主要原因應為市中心區為台北都會區之精華地區，原有大眾運輸系統已相當完善，加上此區本為主要工作、娛樂休閒等場所聚集之處，市中心居民對捷運可及性的需求不高，市中心捷運系統加入對交通可及性之邊際改善並不明顯。反而距離捷運車站愈近，卻可能因其周遭車水馬龍、商業活動密集之負面外部性而面臨較差之居住品質，推測是造成市中心捷運車站對房價有負向影響之原因。相反地，市郊地區因大眾運輸系統相對不完備，不論是公車班次、行經路線均不如市中心密集，區內發展程度、公共設施服務亦未完全成熟，大眾捷運系統的快速與便利價值便因此突顯。



圖五 捷運車站距離增加房屋價格變動率圖

四、捷運車站類型差異房價效果

在捷運車站類型部份，捷運車站「為雙路線交會站」與「為地下化車站」變數符號均為正，且無論在傳統 OLS 模型或空間誤差模型中均顯著，顯示此兩種車站類型對房屋價格有正向之影響。其中「雙路線交會站」變數顯著為正，顯示房屋鄰近車站為雙路線交會站者因其更高之可及與便利性，相較近鄰一般車站者價格較高，為過去早期相關研究並未涵蓋之重要影響變數。在其餘房屋屬性不變之情況下，平均而言，此價差每坪約為 1.01 萬元。

而「地下化車站」變數亦顯著為正，說明地下化之車站因較無噪音與景觀之

負面外部性影響，與早期國內研究結論相符，顯示此變數仍為國內研究大眾捷運系統對房價影響之重要考量。在其餘房屋屬性不變之情況下，平均而言，此價差每坪約為 1.04 萬元。



第五章 結論與建議

第一節 結論

台北捷運至今已有 16 年歷史，整體路網、其他大眾運輸工具與都市之發展相較過去已完善許多，與早期國內關於捷運房價影響研究時空背景應有相當之不同，現今捷運的房價效果如何？此外，以往國內研究在分析捷運房價效果時，或許受限於資料緣故，均未能控制空間自相關因素，致可能有估計偏誤。因此，本研究利用國內某金融機構 2007、2008 年之購置住宅擔保品鑑估報告，藉其完整屬性資料與精確之樣本點位，重新檢視以往研究未盡周延之處。

首先，本研究發現在針對選樣範圍、房屋品質與區位條件，以及其他交通設施可及性有不錯的控制下，以已完工通車相當期間、房價效果應已充分發酵之捷運路線為例，長期而言，捷運車站對其周邊之房價確有正面影響，但並未如一般想像中來得大，以位於市區的房屋為例，平均而言，1000 公尺的捷運距離差距所造成的房屋單價總價差約 2.5 萬元，若以一 35 坪，房屋總價差距約 86 萬元。換言之，以一總價約 1000 萬之房屋為例，約占 9%。相反的，「區位」的確仍是目前房價之主要影響因素，捷運效果相對而言仍微不足道，與前述「捷運差一站、房價差一半」之新聞似可呼應，消費者亦應明辨兩者效果差異。

再者，不同區位下捷運的房價效果確實有所差異，位於市中心房屋與市郊相比，捷運房價效果差距在車站距離增加時有明顯擴大之情形；而市區與市郊相比，該差距則無顯著不同。將該價差換算為百分比，以位於不同區位之房屋、車站距離同樣增加 500 公尺為例，位於市郊之房屋單價約將降低 7%，市區約降低 4%，而市中心之房屋卻反而微增 2%。換言之，捷運車站可及在市郊之價值較高，市區次之，市中心反而無明顯價值。本研究認為兩區原有之大眾交通運輸成熟程度不同，與區內發展條件之差別，造成對捷運可及之依賴程度不同，為該影響效果差異的主要原因。

最後，在捷運車站類型部份，若其他條件不變下，房屋若鄰近雙捷運路線交會車站，相較近鄰一般車站者，其價格明顯較高，顯示此類轉乘捷運車站的確因其更高之可及與便利性有著較高的溢酬，平均而言，此價差約為每坪 1.01 萬元。

至於鄰近地下化捷運車站的房屋，相較鄰近地上或高架型式者，其價格有明顯差異，說明地下化之車站因較無車站相關負面外部性影響，在其餘房屋屬性不變之情況下，平均而言每坪單價約高 1.04 萬元。

第二節 建議

如前所述，捷運車站對其周邊之房價影響並未如一般想像中來得大，目前業者與媒體在未控制房屋品質與區位條件下所渲染的捷運房價效果，是否有過度哄抬以致索價過高（overpricing）的情形？藉由本研究之分析，可更為清楚各區位下「捷運價值」占「房屋總價值」之比重，並提供公部門評估公共建設投入與回收之效益，或供私部門投資開發決策，以至一般社會大眾投資消費參考，

而本研究發現，捷運對房價之影響效果確實隨區位不同而有所不同，市區與市郊之效果較為接近，而市中心則有顯著差異。因此，在探討捷運可及性之房價效果時，建議不同區位下之捷運車站可及性與區位之交互效果應同時納入考量。此外，市中心之捷運房價效果經控制品質區位後，發現並不如一般所想像，反而對房屋價格略有負向影響，本研究推測市中心既有交通設施與生活機能充足，致區內民眾對捷運可及性並無太大依賴，卻容易因車站相關負面外部性影響生活品質是其主要原因，建議後續研究可透過實證深入了解。

參考文獻

1. 中文文獻

- 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』1：21-45。
- 馮正民、曾平毅、王冠斐，1994，「捷運系統對車站地區房價之影響」，『都市與計劃』21(1)：25-45。
- 洪得洋、林祖嘉，1999，「臺北市捷運系統與道路寬度對房屋價格影響之研究」，『住宅學報』8：47-67。
- 林楨家、黃志豪，2003，「台北捷運營運前後沿線房地屬性特徵價格之變化」，『運輸計劃季刊』32(4)：777-800。
- 彭建文、楊宗憲、楊詩韻，2009，「捷運系統對不同區位房價影響分析—以營運階段為例」，『運輸計劃季刊』38(3)：275-296。
- 曾菁敏，2008，「空間外部性、交易成本與市地重劃對住宅土地價格影響之研究—台南市的實證分析」，『住宅學報』17(1)：23-50。
- 鄒克萬、張秀玲、張曜麟，2004，「整合空間統計技術之土地大量估價方法之研究」，『都市與計劃』29(3)：395-420。
- 許禎育、張宏浩，2010，「臺灣農家之農業所得的空間依存性分析」，『農業經濟叢刊』16(1)：79-108。
- 陳心怡、陳彥仲，2002，「台北都會區住宅次市場之界定及其價格變動之觀察」，『中華民國住宅學會第十一屆年會論文集』。
- 黃紹東，2004，「台南市東區住宅價格之空間自我迴歸分析」，國立成功大學都市計畫研究所碩士論文。
- 紀凱婷，2009，「台北市新推個案訂價之時間與空間相依性分析」，國立政治大學地政研究所碩士論文。
- 洪志明，2011，「空間次市場中明星學區之不動產價格分析—以台北市為例」，國

立台北大學不動產與城鄉環境研究所碩士論文。

楊宗名，2011，「台灣高速鐵路對都市地價漲幅的影響」，國立成功大學都市計畫研究所碩士論文。

2. 英文文獻

Alonso, W., 1964, *Location and Land Use: Toward a General Theory of Land Rents*. Cambridge, MA: Harvard University Press.

Anselin, L., 1995, “Local indicators of spatial association - LISA” , *Geographical Analysis*, 27: 93-115.

Anselin, L., 1998, *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, Netherlands.

Anselin, L. and Bera, A., 1998, “Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics” , In Ullah, A. and Giles, D. E., editors, *Handbook of Applied Economic Statistics*, pp. 237-289. Marcel Dekker, New York.

Anselin, L., 2005, *Exploring Spatial Data with GeoDa: A Workbook*, Center for Spatially Integrated Social Science.

Anselin, L. and Gallo, J. L. 2006, “Interpolation of Air Quality Measures in Hedonic House Price Models: Spatial Aspects” , *Spatial Economic Analysis*, 1(1): 31-52.

Armstrong, R. J., 1994, “Impacts of Commuter Rail Service as Reflected in Single-family Residential Property Values” , *Transportation Research Record*, 1466: 88-97.

Armstrong, R. J. and Rodriguez, D. A., 2006, “An Evaluation of the Accessibility Benefits of Commuter Rail in Eastern Massachusetts Using Spatial Hedonic Price Functions” , *Transportation*, 33(1): 21-43.

Bajic, V., 1983, “The Effect of a New Subway Line on Housing Prices in Metropolitan Toronto” , *Urban Studies*, 20: 147-158.

- Basu, S. and Thibodeau, T. G., 1998, "Analysis of Spatial Autocorrelation in House Prices" , *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 17(1): 61-85.
- Benjamin, J. D. and Sirmans, G. S., 1996, "Mass Transportation, Apartment Rent and Property Values" , *Journal of Real Estate Research* , 12(1): 1-8.
- Bowes, D. R. and Ihlanfeldt, K. R., 2001, "Identifying the Impacts of Rail Transit Stations on Residential Property Values" , *Journal of Urban Economics*, 50: 1-25.
- Cervero, R. and Duncan, M. 2002, "Benefits of Proximity to Rail on Housing Market: Experience in Santa Clara County" , *Journal of Public Transportation*, 5(1): 1-18.
- Chernobai, E., Reibel M., Carney, M., 2011, "Nonlinear Spatial and Temporal Effects of Highway Construction on House Prices" , *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 42: 348-370.
- Coffman, C. and Gregson, M. E., 1998, "Railroad Development and Land Value" , *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 16(2): 191-204.
- Damm, D., Lerman, S. R., Lerner-Lam, E., and Young, J., 1980, "Response of Urban Real Estate Values in Anticipation of the Washington Metro" , *Journal of Transport Economics and Policy*, 14: 315-336.
- Debrezion, G., Pels, E., and Rietveld, P., 2007, "The Impact of Railway Stations on Residential and Commercial Property Value: A Meta-analysis" , *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 35: 161-180.
- Deweese, D. N., 1976, "The Effect of a Subway Improvement on Residential Property Values in Toronto" , *Journal of Urban Economics*, 3: 357-369.
- Dorantes, L. M., Paez A. and Vassallo, J. M., 2011, "Analysis of House Prices to Assess Economic Impacts of New Public Transport Infrastructure Madrid Metro Line 12" , *Transportation Research Record*, 2245: 131-139.
- Dubin, R. A., 1998, Predicting House Prices Using Multiple Listing Data, *Journal of*

- Real Estate Finance and Economics, 17(1): 35-59.
- Gatzlaff, D. H. and Smith, M. T., 1993, “The Impact of the Miami Metrorail on the Value of Residences Near Station Locations” , *Land Economics*, 69(1): 54-66.
- Gibbons, S. and Machin, S., 2005, “Valuing Rail Access Using Transport Innovations” , *Journal of Urban Economics*, 57, pp.148-169.
- Hess, D. B. and Almeida, T. A., 2007, “Impact of Proximity to Light Rail Rapid Transit on Station-area Property Values in Buffalo, New York” , *Urban Studies*, 44(5): 1041-1068.
- Ismail, Suriatini, 2006, “Spatial Autocorrelation and Real Estate Studies: A Literature Review” , *Malaysian Journal of Real Estate*, 1(1): 1-13
- Kilpatrick, J. A., Throupe, R. L., Carruthers, J. I. and Krause, A., 2007, “The Impact of Transit Corridors on Residential Property Values” , *Journal of Real Estate Research*, 29(3): 303-320.
- Lancaster, K., 1996, “A New Approach to Consumer Theory: The Economics of Product Differentiation” , *Journal of Political Economy*, 74: 132-157.
- McDonald, J. F. and Osuji, C. I., 1995, “The Effect of Anticipated Transportation Improvement on Residential Land Values” , *Regional Science and Urban Economics*, 25(3): 261-278.
- McMillen, D. P. and McDonald, J., 2004, “Reaction of Prices to a New Rapid Transit Line: Chicago’ s Midway Line, 1983-1999” , *Real Estate Economics*, 32(3): 463- 486.
- Miron, J., 1984, “Spatial Autocorrelation in Regression Analysis: A beginner’ s Guide” , G. L. Gaile and C. J. Willmott (eds), *Spatial Statistics and Models*, Dordrecht: D. Reidel Publishing Company, pp. 201-222.
- Nelson A. C. and McCleskey S., 1990, “Improving the Effects of Elevated Transit Stations on Neighborhoods” , *Transportation Research Record*, 1266: 173-180.
- Voith, R., 1991, “Transportation, Sorting and House Values” , *Real Estate*

Economics, 19(2): 117-137.

Waddell, P., Berry, B. J. L. and Hoch, I., 1993, “Residential Property Values in a Multinodal Urban Area: New Evidence on the Implicit Price of Location” , *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 7:117-141.

