

學術論著

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*

The Impact of Spatial Externalities, Transaction Costs and Land
Readjustment on Residential Land Prices - Evidence from Tainan City*

曾菁敏**

Ching-Min Tseng**

摘 要

本文主要從政府實施市地重劃有助於降低交易成本的觀點，探討政府實施市地重劃制度及建設商的土地開發行為所產生的空間外部性，其反應在住宅土地價格的影響。本文運用空間計量分析及地理資訊系統，並結合Box-Cox函數轉換，以建構具有空間外部性的特徵價格模型。本文研究範圍以台南市民國八十年、八十五年及九十年的新建住宅為對象。實證結果得知，空間誤差Box-Cox模型對於空間外部性提供良好的解釋力。政府實施市地重劃之後對住宅土地價格具有正向外部性，且有政府參與的重劃區所反應的住宅土地邊際價格為正向關係。而建設商個體互動關係則具有正向及負向外部性，並在長期下出現由正向轉為負向之情況，此證明空間外部性會呈現相互性的現象，進而反應在住宅土地價格上會有增減的作用。

關鍵詞：市地重劃、交易成本、空間外部性、特徵價格模型、空間計量分析

ABSTRACT

This paper mainly assumes that land readjustment can reduce transaction costs in terms of the spatial externalities from developers' behavior and the institution of land readjustment. Finally, this effect will be reflected in the residential land prices. To test this hypothesis, I apply spatial econometric analysis and geographic information systems based on the Box-Cox hedonic pricing model. The data are selected from newly-built residences from between 1991, 1996 and 2001 in Tainan City in Taiwan. Empirically, I find that the spatial error Box-Cox model is appropriate for engaging in spatial externalities analysis. This is because the results show that land readjustment gives rise to positive spatial externalities on residential land prices and the marginal price of residential land in areas where land readjustment takes place is also positive. The effects of developers' interactions give rise to positive spatial externalities but these change to negative spatial externalities in relation to residential land prices in the long term. Finally, land readjustment as implemented by the government really does contribute to reducing uncertainty in the land development process, and also reduces transaction costs between construction practitioners and landlords.

Key words: land readjustment, transaction costs, spatial externalities, hedonic pricing model, spatial econometric analysis

(本文於2007年7月4日收稿，2007年12月14日審查通過，實際出版日期2008年6月)

* 作者非常感謝兩位匿名審查委員與主編所提供之寶貴意見。

** 國立政治大學地政系博士候選人，崑山科技大學不動產經營系講師。

Ph.D Candidate, Department of Land Economics, National Cheng-chi University, Lecture,

Department of Real Estate Management, Kun Shan University. E-mail: min66@mail.ksu.edu.tw

一、前言

土地交易總是存在許多交易成本，此交易成本過大會使得自願協商移轉的機制失靈，阻礙資源有效配置以致土地常呈現低度利用。土地產權移轉的交易成本，主要來自每一地主待價而沽的策略性行為，當一塊土地有多位共有人時，更常見各個地主基於自利動機的機會主義行為，使交易雙方之間的談判或議價難以達成一致性，以致建設商在尋求土地整合過程中往往耗費多時，方能成功取得土地並進行開發。而這個高額的交易成本存在，使得更高效率的產權重新安排受到阻礙，這正是Coase(1960)在其「社會成本問題」中所闡明的道理。然而，土地產權重新安排相關問題的解決，實務上常是透過政府制定制度並裁判其中的糾紛，這並非強調政府介入是有效率的，但政府制定相關制度有助於降低土地市場中的交易成本。

國內都市土地開發大多是政府運用市地重劃制度(註1)，以改變土地交易雙方的自利動機，進而調節出一致性協議並實現合作利益，此合作利益實現也代表著經濟活動的外部利益內部化，而外部利益的實現也會引起波及效果，使得鄰近重劃區的地主為實現合作利益，有較高的意願與建設商協議開發，而成功的協議行動將導致資源利用效率的提升。國內過去大多探討政府實施市地重劃的效益，其相關文獻有林英彥(1980)、吳容明(1990)、謝靜琪(1995、2003)等，其中謝靜琪(1995)運用特徵價格法探討市地重劃後土地價值的影響。邊泰明(2003)說明政府辦理市地重劃過程中會產生不同的交易成本，但是政府實施市地重劃後對於建設商土地開發行為影響的探討尚為缺乏。因此，本文將從藉由政府透過建立制度強制參與土地市場交易活動，是具有降低交易成本效果的前提下，以探討政府市地重劃實施後及建設商的土地開發行為，兩者對於住宅土地價格的影響分析。

在研究角度上，傳統的土地市場理論主要以需求面為主，有關土地供給及其與土地開發行為間的關係，並未受到合理的重視(Evans, 1983；林森田，1996；林子欽，2004)。而擁有資源的土地供給者與擁有生產技術的開發者之間的協調一致，必定是在一定的市場規則與利益的激勵下，才會願意開發不動產及移轉土地資源給市場需求者，於是這個市場規則的存在與市場價格的出現與變化將是個有趣的問題。不過，在一個新興發展或成長中的地區，隨著人口經濟活動的增加與複雜化，往往會帶來土地使用的外部性，外部性的存在則會使得有些機會成本或利益的影響無法透過市場價格反應出來，本文將此現象稱之「空間外部性」(spatial externalities) (註2)。空間外部性為空間經濟學中重要的概念，其強調都市空間結構的形成取決於空間分佈個體的互動關係(Fujita et al., 1999；Irwin & Bockstael, 2002；Anselin, 2003a)。此外，Coase(1960)詮釋外部性的形成與存在，常不是單向地一方影響另一方的問題，而是有「相互性」與「不穩定性」的現象。這個問題也曾受到Harvey(2000)的注意，其將人口遷入所產生的外部性問題，視為都市擴張的外溢效果(spillover effect)，並有外溢利益與外溢成本之區別。當外溢利益(如聚集利益)大於外溢成本(如擁擠與吵雜)時，其將產生正向的空間外部性，土地價格會受到上漲的激勵作用；但當外溢成本大於外溢利益時，其將產生負向的空間外部性，土地價格會有下降的壓力作用。

傳統有關外溢效果與住宅地價之關係，一般係建立特徵價格模型並用普通最小平方法估計，其誤差項假設為獨立且相等的常態分佈，但此模型並未考慮到其他相鄰的土地開發對該

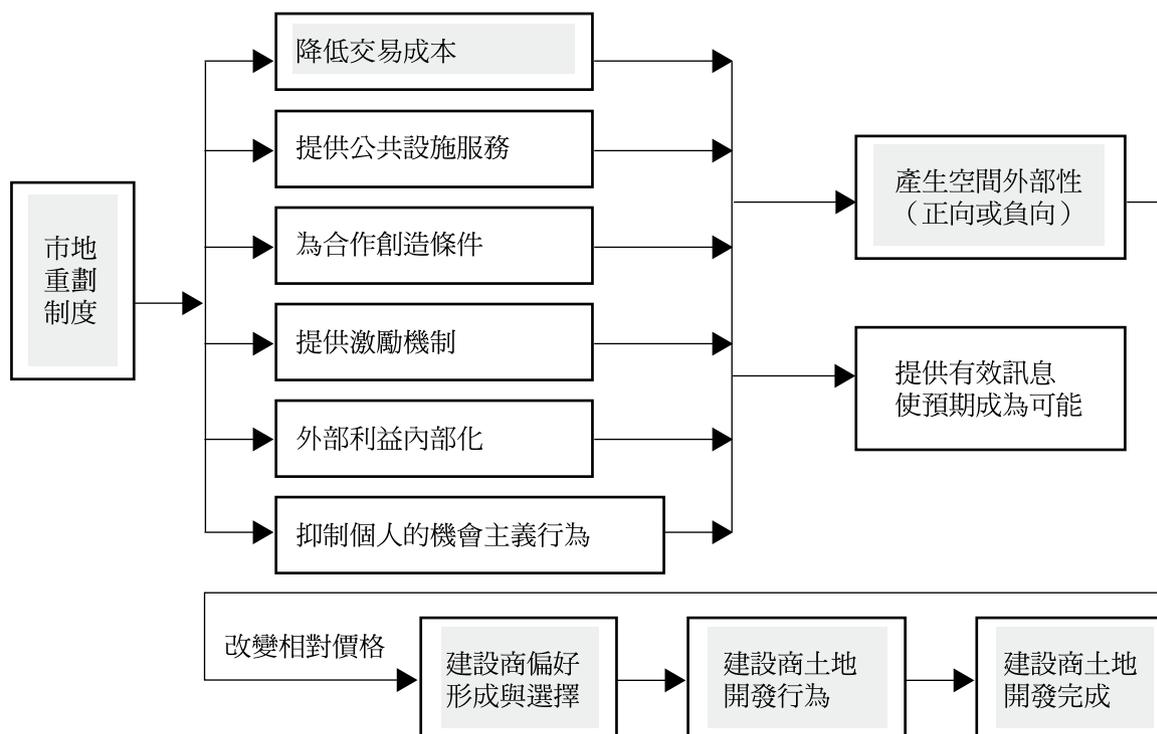
住宅地價有著空間相依性的關係，而此空間相依性的關係也將產生空間自我相關的問題(Meen, 1996；鄒克萬等，2002)。由於本文需考量空間相依下的空間外部性效果，故將運用空間計量分析(spatial econometric analysis)及地理資訊系統(geographic information systems)，並結合Box-Cox函數轉換，以建構具有空間外部性的特徵價格模型。綜合上述，本研究將回答三個問題：首先，政府實施市地重劃後是否因交易成本降低而存在正向的空間外部性？其次，建設商的土地開發行為是否因交易成本降低而存在正向的空間外部性？最後，分析各年度住宅土地屬性的特徵邊際價格，以作為政府市地重劃實施及土地開發管理之依據。本文之結構如下：第二節為文獻回顧與理論架構，第三節為實證模式與變數，第四節為資料說明與特徵邊際價格，第五節為實證結果分析，最後為本文之結論。

二、文獻回顧與理論架構

本文理論架構主要從制度、交易成本與外部性，三者之間關係進行探討。土地市場的交易活動殊異於一般商品的交易，因為土地具有非同質的特性，僅有相對較少的買方及賣方參與市場交易，買賣雙方對於標的物訊息有限，尤其對於未來可利用的潛在價值之相關訊息更是不充分，因此，土地市場為不完全競爭市場。由於未來發展的不確定性，土地所有者會在土地待價而沽的階段，尋求更高的獲利機會而願意完成土地交易，故在一定範圍內且某一特定用途的土地，其土地供給曲線是呈現正斜率的(Neutze, 1987)。但是，也會發現在缺乏一種有效的激勵機制下，地主之間對價格訊息的觀點則具差異性。每位地主都想極大化自己的利益，這將難以整合地主間一致性願意出售土地的行動，這導致了市場交易的阻礙，我們可以將此種情況視為存在極大的交易成本，這也使土地資源的配置效率受到影響。從新制度經濟的觀點，視為交易成本影響了財產權的分配，進而影響了資源利用的配置效率。故在財產權私有化的經濟體系中，當土地所有人都存在極大化個人自利行為，又缺乏一種有效制度規則來協調買者與賣者之間交易活動的成本，這個交易成本的存在，阻礙了土地資源作為其他更佳用途的可能性，使得最有效利用者無法透過市場價格機能取得土地，這也意味著存在一種空間資源配置利用下的外部性問題。

當個人決策表現在地理空間上的經濟活動，就變成一種賣者不賣，買者到處尋求機會的現象；簡言之，是存在一種交易成本阻礙了人類聚集活動的有效性，這在都市經濟活動就會呈現分散化發展之現象。都市發展的分散化好不好呢？Ohls & Pines(1975)從效率的觀點，由於分散化發展在未來將具有更多彈性，故分散化發展不一定會是最差。但Jenks et al.(1996)從環境資源永續性觀點，都市分散化發展往往會帶來更多環境資源消耗與環境污染問題，故都市分散化發展會引起環境外部性問題，所以，最近研究認為緊密都市(compact city)是具有較佳永續性的。而在都市朝向緊密發展的過程中，政府的都市規劃與土地開發制度具有重要的協調與激勵作用，這個制度作用有助於協調不同利益的分工參與者的成本能夠降低，也能激勵個人在利益機制下願意合作，並有助於化解個人間獨立行事所產生的衝突(Kasper & Streit, 1998)。

以市地重劃制度為例(如圖一所示)，政府在一定地區內實施市地重劃後，不但土地產權重新調整與分配，同時在土地利用的潛在價值上也有所影響；此外，不相容土地干擾的外部性內部化，政府提供公共設施服務，讓交易雙方產生新利益的預期，而這種預期潛在的利益



資料來源：修正自盧現祥(2003)。

圖一 市地重劃制度功能及其對建設商土地開發行為影響

類似價格機制，會誘導交易雙方展開趨向一致性同意的協商，這使得存在公共領域中的利益能夠內部化(外部利益內部化)。Coase(1937, 1960)指出產權界定與安排會影響市場交易者的交易成本，於是如何界定與安排產權就顯得特別重要。所以，近來研究在交易成本的理論基礎上，證明了政府制度的制定對產權安排與交易成本具有直接性影響(Adams et al., 2005)。North(1990)更認為建構一套制度是重要的，它可以減少人類互動過程中的不確定性，進而降低市場交易成本。故政府透過市地重劃制度的設計，讓地主願意進行交換、分割或合併的協議，也讓建設商形成合理預期，更讓地主與建設商互動過程中的不確性能夠降低，為交易雙方創造合作條件並形成新利益的合理預期，制度具有降低買賣雙方交易成本的作用，也有助於增進土地資源有效利用。

近來許多文獻將Coase的交易成本論結合到規劃理論中，Alexander(1992)提出規劃的交易成本理論，將規劃與交易成本的觀念結合並應用在制度結構與制度安排的相關規劃問題探討。由於交易成本與實質生產成本不同，交易成本是關於完成交易這一過程所產生的成本(Lai, 1994)。公私部門對於土地開發過程可類比為一種生產及交易的過程，其中土地究竟要做何種開發利用是需要許多市場資訊交換，而取得資訊就延伸出交易成本。在一個土地開發過程中，土地最佳利用的價值，會受到市場資訊取得的影響，所以蒐集經濟活動資訊的交易成本往往會影響土地做何種利用的價值(Buitelaar, 2004)。為何蒐集土地開發的市場資訊會存在交易成本？這需要回到新制度經濟理論對「經濟人」的假設，該理論認為基於人會有機會主義

行為，且獲取完全資訊的成本往往高得驚人，因此，認為市場交易參與者是有限理性且資訊是不完全的，這就引起了雙方交易活動的交易成本。交易成本可區分為資訊成本(information costs)及制度成本(institutional costs) (註3)，資訊成本為資訊需求成本，例如建設商蒐集土地市場資訊的成本；制度成本為創設及執行制度所產生的成本，例如政府公告市地重劃辦理範圍及時期，並與重劃區內土地所有人進行協商市地重劃辦理的內容，這個協商過程就存在交易成本。近來有關交易成本的研究，也應用在市場過程及政府角色的相關議題(Williamson & Masten, 1999；Webster & Lai, 2003)，這些文獻提供更切合實際市場問題的有用觀點，但是相關實證性研究仍嫌不足。

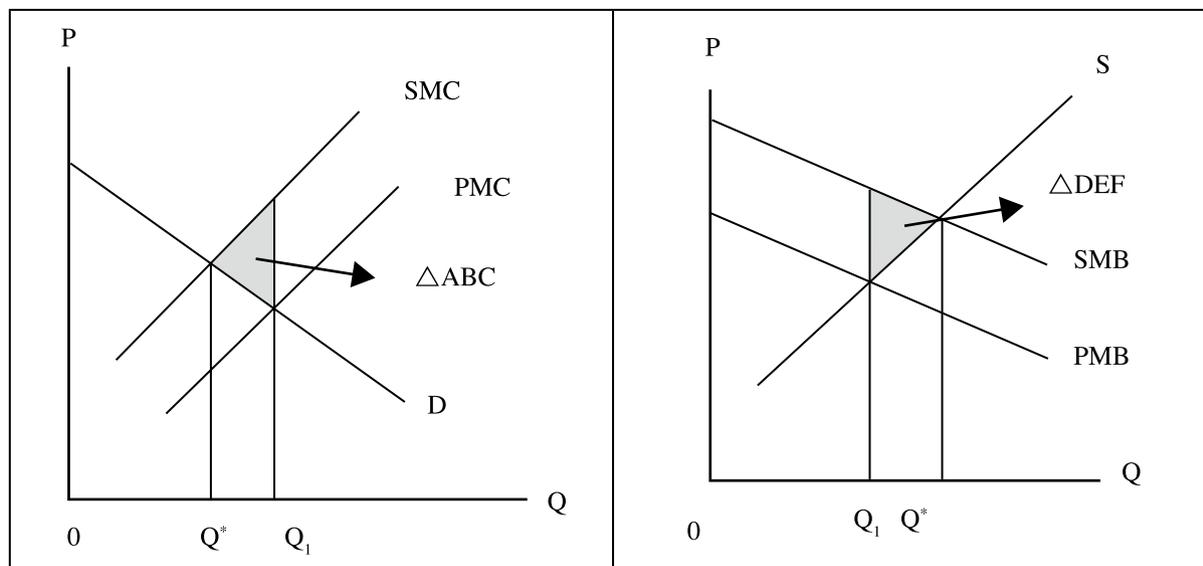
一般政府對於土地市場供給面的干預有兩種類型，一是以土地規劃方式控制開發，如保護區設置及都市擴張控制等；二是實施強制性購買、土地徵收、市地重劃等方式以力圖增加土地供給(Evans, 1999)。在德國係實施強制性購買，在日本因民眾強烈反對土地徵收，故日本實施市地重劃完全是自願性。在1955至1975年之間，日本住宅及城市開發委員會共實施六次市地重劃，市地重劃面積佔都市土地供給的20%，重劃面積包括發展區土地及限制發展區土地，在限制發展區土地，可因土地限制發展而有效阻止都市外圍的開發(Sorensen, 2000)。在市地重劃實施後，土地所有人重劃後分配之土地，其可能在當時出售或作為一種資產繼續持有以期待價而沽。在都市發展過程中，經濟活動的複雜性引發交易上的資訊不充分及不對稱，故政府制定制度對於土地市場交易者的規範，可形成合理預期，在參與者自利動機的決策下，無形中將外部成本內部化並且也降低了交易成本。政府在土地規劃過程中具有重要影響力，但政府的理性規劃不一定完全有效，因政府藉由市地重劃增進土地供給，而地主的自利動機也會影響土地供給，導致市地重劃的土地供給與都市發展間，不一定是符合資源配置效率。為何政府運用市地重劃制度卻不一定為都市住宅發展帶來立即顯著的影響？市地重劃為政府都市建設的重要工具，但市地重劃實施後對於土地市場的影響效果，是個值得實證的課題，也值得探討其內在邏輯的相關問題。

台灣地區市地重劃是典型的地權調整制度，在土地開發市場中被廣泛的運用，惟土地開發必然產生外部性(externalities)。當外部性為正效果時，都市整體的社會效益增加；但當外部性為負效果時，都市整體的社會效益減少。外部性可依土地開發活動的屬性，區分為生產與生產外部性(production & production externalities)、生產與消費外部性(production & consumption externalities)、消費與消費外部性(consumption & consumption externalities)，以及消費與生產外部性(consumption & production externalities)等四種類型(Pearce, 1984) (註4)。由於本文僅考慮政府實施市地重劃制度及建設商採取土地開發行為所產生的外部性，以及鄰里人口對於公共設施及住宅的需求，故將外部性界定為生產與消費外部性。當市地重劃區的公共設施服務量固定下，隨著建設商開發量體增加及引來的人口經濟活動，逐漸會有外部性產生。擁擠外部性(congestion externalities)便與土地開發量有密切關係，建設商土地開發會產生擁擠外部性，係因在土地開發過程中，為了極大化其開發利潤，通常會將土地資源超額利用，這些超額利用所產生的外部成本未納入土地開發成本中，例如都市的住宅開發案，建設商通常會將鄰街道的土地做商店賣場設計(商店售價會高許多)，這就引來許多未在預期規劃內的活動人口與車輛。而土地開發產生的擁擠外部性使得土地市場地租(market rent)和影子地租(shadow rent)產生不一致的現象，也就是土地開發私人成本和社會成本產生了差距(Solow, 1973)，其中誰得到好

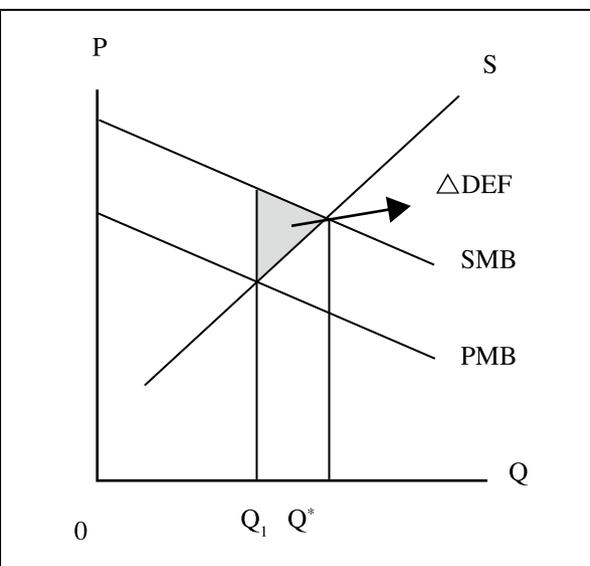
處？誰受到損害？是值得探討的。Sullivan(1983)更進一步將擁擠外部性區分為開發量擁擠外部性與開發強度擁擠外部性兩種，此等外部性均會造成公共設施的不足及環境品質的下降，並使經濟活動在空間分佈上產生不效率。

在傳統的福利經濟學中，一般均假設外部性為開發者所忽略，導致社會淨產出與私人淨產生不一致(Heikkila, 2000)。以生產面之負面外部性為例(如圖二所示)，PMC表示建設商於開發時所負擔的私人邊際成本，而SMC表示土地開發的社會邊際成本，通常建設商在開發時未將可能造成的擁擠外部成本計入，因此社會邊際成本往往高於私人邊際成本。藉由成本曲線與需求曲線之交會，可分別求得建設商利潤最大的土地開發量 Q_1 ，及社會福利最大的土地開發量 Q^* 。由此可知，當建設商未考量土地開發所產生的負面外部性，將會造成土地過度開發，並使社會全體產生 $\triangle ABC$ 的社會福利損失，形成所謂市場失靈(market failure)現象(Mills, 1989)。以消費面之正面外部性為例(如圖三所示)，PMB表示土地市場的私人邊際利益(私人需求曲線)，而SMB表示土地市場的社會邊際利益(社會需求曲線)。由於市地重劃區的公共設施係由土地所有權人共同負擔，都市中其他人依然可以享受市地重劃公共建設的好處，故社會邊際利益大於私人邊際利益。藉由需求曲線與供給曲線之交會，可分別求得土地所有權人利益最大的公共設施量 Q_1 ，及社會福利最大的公共設施量 Q^* 。由此可知，公共設施的提供將產生正面外部性，並使社會全體產生 $\triangle DEF$ 的社會福利。

土地空間的開發使用往往會有外部性，外部性卻又具有相對性，當它對某甲是正的外部性時，可能對某乙卻是負的外部性，而正向或負向的空間外部性需要更科學的方式來驗證。隨著空間計量經濟學在1970年代崛起及地理資訊系統技術進步(黃紹東，2004；黃瓊瑩、蔡佳明，2004)，有關空間外部性問題可藉由空間迴歸模型獲得檢測。本文是從新制度經濟學的交易成本理論觀點，基於政府實施市地重劃制度有助於降低交易成本的前提假設，探討政府市地重劃實施及建設商土地開發行為所產生的空間外部性，反應在住宅土地價格的影響。為了檢測土地市場開發過程中的外部性影響問題，本文將建構具有空間外部性的特徵價格模型，以作為本文的實證模型。



圖二 生產面之負面外部性



圖三 消費面之正面外部性

三、實證模式與變數

(一) 特徵價格模式

本文主要在探討政府市地重劃實施及建設商的土地開發行為，兩者所產生的空間外部性對住宅土地價格的影響。由於建設商在土地市場中具有主要的影響力，故本文考慮建設商的土地開發特徵，以每一宗住宅土地價值為宗地特徵函數及其他空間異質性的特徵，如基地面積、住宅樓地板面積、市中心可及性等。Rosen(1974)提出特徵價格模式時，特別強調過去有關差異性財貨之研究，著重於消費者行為而忽略生產者行為之研究。為彌補此一缺失，Rosen將消費者與生產者之決策行為同時納入特徵價格模型中，市場均衡價格是透過消費者與生產者之交互作用決定。特徵價格函數是一縮減式(reduced form equation)，由於沒有先驗資訊(prior information)可資利用，故在實際應用時，特徵價格函數型態之設定是一純實證的問題(Cropper et al., 1988)。因此，本文採用特徵價格法(Hedonic Price Method)，並以半對數線性(semi-log) Box-Cox轉換函數作實證分析(註5)。有關一般迴歸Box-Cox模型說明如下：

$$\begin{aligned} \ln P_i = & \alpha_0 + \beta_1 \text{AREA}_i^{(\lambda)} + \beta_2 \text{CBD}_i^{(\lambda)} + \gamma_1 \text{DEVELOPER}_i + \gamma_2 \text{RESIDENT}_i \\ & + \gamma_3 \text{STORE}_i + \gamma_4 \text{DENSITY}_i + \gamma_5 \text{LR}_i + \gamma_6 \text{ROAD}_i + \gamma_7 \text{PARK}_i + \varepsilon_i \\ i = & 1, \dots, n \dots\dots\dots (1) \end{aligned}$$

其中P為住宅土地單價、AREA為基地面積、CBD為市中心距離、DEVELOPER為建設商、RESIDENT為住宅樓地板面積、STORE為店舖住宅樓地板面積、DENSITY為鄰里人口密度、LR為位於重劃區內、ROAD為鄰里重劃道路面積、PARK為鄰里重劃公園面積等。lnP為被解釋變數並取自然對數值、 α_0 為截距項、 β 及 γ 為各特徵變數的估計係數、 ε 為隨機誤差項、 λ 為Box-Cox轉換係數(註6)。Box-Cox轉換函數係以最大概似法(maximum likelihood)估計(Greene, 2000)，但其忽略空間相依性(spatial dependence)。因鄰里的土地宗地可能分享許多相同或相似的特徵，其中有一些是無法觀察的。故評估此模型將產生許多空間計量上的討論，尤其空間自我相關(spatial autocorrelation)是可被預期的。假設有些變數無法觀測，這些不能觀測的變數將在空間延遲項及空間誤差項中獲得。有關空間計量模型包括空間延遲模型及空間誤差模型(Anselin, 1988)，通常為一線性迴歸模型，缺乏與函數型態之結合。最近，Baltagi & Li(2001)提出空間延遲Box-Cox模型，其可同時考量空間及函數型態的轉換。有關空間延遲Box-Cox模型說明如下：

$$\begin{aligned} \ln P_i = & \alpha_0 + \rho * W_{ij} * P_j^{(0)} + \beta_1 \text{AREA}_i^{(\lambda)} + \beta_2 \text{CBD}_i^{(\lambda)} + \gamma_1 \text{DEVELOPER}_i \\ & + \gamma_2 \text{RESIDENT}_i + \gamma_3 \text{STORE}_i + \gamma_4 \text{DENSITY}_i + \gamma_5 \text{LR}_i + \gamma_6 \text{ROAD}_i + \gamma_7 \text{PARK}_i + \varepsilon_i \\ i = & 1, \dots, n \dots\dots\dots (2) \end{aligned}$$

上式係將空間延遲模型(spatial lag model)進行Box-Cox轉換，其中 ρ 為空間延遲係數、W為 $n \times n$ 空間加權矩陣(spatial weight matrix)、 ε 為隨機誤差項及獨立常態分配， λ 、 θ 為Box-Cox

距離。曾菁敏(2006)研究發現台南市新建住宅土地價格，以相鄰半徑200公尺的解釋力最佳，鄒克萬等(2002)台南市都市地價則以半徑500公尺的解釋力最佳。故本文嘗試以200公尺、300公尺、400公尺及500公尺等方式進行測試，並比較其Moran'I值、LIK值(最大)，以及AIC值(最小)。從表一實證結果得知，80年之相鄰半徑(D*)為200公尺，85年之相鄰半徑(D*)為300公尺，90年之相鄰半徑(D*)為200公尺。

(二) 變數選取

從表二可以得到實證模式的變數說明，本文的應變數為土地單價(P)，由於本文資料來源為使用執造上的新建住宅資料，其缺乏新建住宅的土地價格，故以基地地號的公告現值作為替代。本文建設商的土地開發行為，係以當期建設商進行新建住宅的開發行為而言，故以新建住宅屬性作為替代。楊宗憲(2003)建設商進行住宅市場的產品定位過程中，會存在

表一 各年度空間誤差Box-Cox模型相鄰半徑之比較

相鄰半徑 (公尺)	80年空間誤差 Box-Cox模型		85年空間誤差 Box-Cox模型		90年空間誤差 Box-Cox模型	
	Moran'I值	LIK(AIC)	Moran'I值	LIK(AIC)	Moran'I值	LIK(AIC)
200	0.559***	-1533.9 (3087.8)	0.63***	-348.3 (716.5)	0.573***	-116.6 (253.2)
300	0.482***	-1642.9 (3305.8)	0.611***	-298.5 (616.9)	0.512***	-187 (394)
400	0.445***	-1621.7 (3263.4)	0.55***	-321.8 (663.7)	0.502***	-135.2 (290.4)
500	0.397***	-1674.2 (3368.4)	0.506***	-376.5 (773)	0.448***	-151 (322)

說明：***表示在1%顯著水準下具顯著性。

表二 變數說明表

屬性	變數	代號	變數備註
應變數	土地單價	P	住宅土地單價，元/平方公尺，並取自然對數lnP
新建住宅屬性	建設商	DEVELOPER	有建設商參與開發為1，其他開發者為0
	基地面積	AREA	基地面積，平方公尺
	住宅樓地板面積	RESIDENT	住宅樓地板面積，平方公尺
	店舖住宅樓地板面積	STORE	店舖住宅樓地板面積，平方公尺
區位屬性	市中心距離	CBD	至台南火車站的實際路網距離，公里
	鄰里人口密度	DENSITY	所在鄰里人口密度，人/平方公里
市地重劃屬性	位於重劃區內	LR	有政府實施市地重劃為1，其他為0
	鄰里重劃道路面積	ROAD	所在鄰里重劃道路面積，平方公尺
	鄰里重劃公園面積	PARK	所在鄰里重劃公園面積，公頃

「跟隨者」與「區隔者」之差異，且「住宅面積」為產品定位之關鍵因素之一。故本文建設商的土地開發行為包括建設商個體互動關係及新建住宅的開發量，建設商個體互動關係以建設商(DEVELOPER)變數替代，新建住宅開發量係以基地面積(AREA)、住宅樓地板面積(RESIDENT)、店舖住宅樓地板面積(STORE)等變數替代。

本文自變數可區分為新建住宅屬性、區位屬性、市地重劃屬性等三類。新建住宅屬性包括建設商(DEVELOPER)、基地面積(AREA)、住宅樓地板面積(RESIDENT)、店舖住宅樓地板面積(STORE)等；區位屬性包括市中心距離(CBD)、鄰里人口密度(DENSITY)；市地重劃屬性包括位於重劃內(LR)、鄰里重劃道路面積(ROAD)、鄰里重劃公園面積(PARK)等。由於建設商的土地開發決策，會對相鄰建設商產生外部性。例如，一建設商從事開發後，會吸引另一建設商進入市場開發。當建設商群聚開發的外部利益大於外部成本時，其將產生正的空間外部性；但當建設商群聚開發的外部成本大於外部利益時，其將產生負的空間外部性。故本文將有建設商參與開發個案，以建設商(DEVELOPER)變數替代，並探討建設商個體互動的空間效果。

Lin & Evans(2000)台灣的土地單價隨土地面積增加而遞增，一個主要的原因是土地合併過程中所需要的成本。在市地重劃過程中土地因合併分配，地主將其成本轉嫁予建設商，建設商再將其成本轉嫁予消費者，故土地單價與基地面積呈正向關係，故基地面積(AREA)的預期符號為正。建設商所興建的住宅及店舖住宅，因其土地開發會引起開發量擁擠外部性，故住宅樓地板面積(RESIDENT)及店舖住宅樓地板面積(STORE)的預期符號為負。依據單核心理論，土地單價與市中心距離呈反向關係，隨市中心距離愈遠，土地單價愈低，故市中心距離(CBD)的預期符號為負。本文係以實際路網進行量測，將可有效提高模型的解釋力(註11)。藉由政府實施市地重劃及建設商的土地開發會帶動人口增加，並產生消費之正向外外部性，故鄰里人口密度(DENSITY)的預期符號為正。

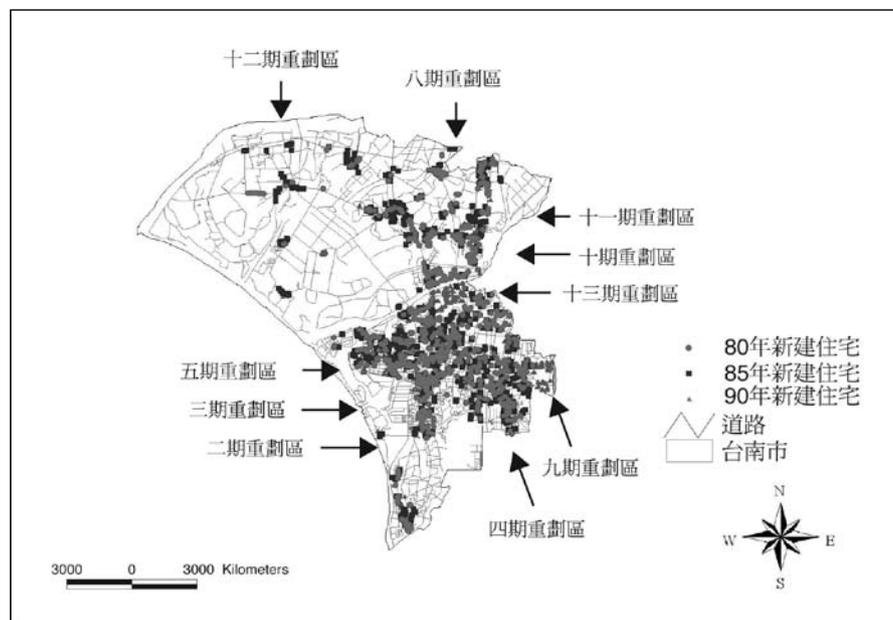
政府在一一定的地理空間範圍內實施市地重劃，可視為新的財產權制度安排，且有助於提升財產權的配置效率。雖然市地重劃所經歷的調整過程，往往耗費相當可觀的成本(註12)，但確可大幅降低建設商土地整合開發的困難性，並減少土地開發的不確定性，形成合理的發展預期，以及減少建設商與多方地主協議的交易成本，這將產生正的外部性，故基地有政府在其中實施重劃制度(LR)的預期符號正。市地重劃區的公共設施提供係由土地所有權人共同負擔，政府透過抵費地出售以取得公共建設費用，故政府可以無償取得及興建公共設施。依據地方公共設施效益之資本化效果(林森田，1996)，一地區公共設施的提供，如道路及公園興建，將對地價產生正的外部性，故鄰里重劃道路面積(ROAD)、鄰里重劃公園面積(PARK)的預期符號正。本文實證方式首先利用地理資訊系統ArcView3.3軟體，將每一筆新建住宅建構其空間資料庫及屬性資料庫，再利用Limdep8.0計算各年度Box-Cox的轉換係數，最後利用空間分析軟體Geoda(註13)，計算新建住宅的空間加權矩陣，以求得各年度特徵價格Box-Cox模型、空間延遲Box-Cox模型、空間誤差Box-Cox模型等估計結果。

四、資料說明與特徵邊際價格

(一) 資料說明

本文的資料來源為台南市政府工務局使用管理課及地政局重劃課，其所提供民國八十年、八十五年及九十年使用執照資料及台南市總計十三期市地重劃資料。由於台南市自民國五十八年至八十六年間，完成市地重劃總面積達1,381.44公頃，佔台南市住宅、商業及公共設施用地比率達58%，故市地重劃為政府介入土地市場影響供給面的重要工具之一。在民國八十年以前完成安平(安平區)、桶盤淺(南區)、上鯤鯓(南區)、竹篙厝(東區)、台南市新市區(安平區)、復興路南寧(南區)、南寧(南區)等七期，完成重劃面積為999.44公頃，佔重劃總面積為72%。至民國八十五年接續完成本淵寮(安南區)、虎尾寮(東區)、安順一(安南區)、安順二(安南區)、土城(安南區)等五期，完成重劃面積為259公頃，佔重劃總面積為19%。民國八十六年又接續完成鄭子寮重劃區，完成重劃面積為123公頃，佔重劃總面積的9%。本文受限於使用執照資料須以人工抄錄方式取得，故僅選取民國八十年、八十五年及九十年等三個年度資料進行實證研究。選擇該三個年度資料的理由，是基於市地重劃開發完成比例較高，民國八十年完成72%，民國八十五年接續已完成91%，民國九十年則近乎完成100%(總計十三期市地重劃)。根據實地觀察發現，有許多的建設商選擇這些重劃區內從事住宅產品開發，這提供了有建設商參與開發行為會對住宅價格產生何種影響的比較研究機會。

為了明瞭住宅土地開發市場，本文僅選取新建住宅(包括店舖住宅)為研究對象，經整理之後的有效資料共計4,927筆。從圖四可以獲得各年度新建住宅及各期重劃區的區位分佈，從表三可以獲得各年度新建住宅變數統計，在此針對幾項重要數據加以說明。首先，本文以里為空間單位進行分析，以每一筆新建住宅所在鄰里為分析單位。在土地單價方面，從民國



圖四 台南市民國八十年、八十五年、九十年新建住宅及各期重劃區分佈圖

表三 台南市民國八十年、八十五年、九十年新建住宅變數統計

變數名稱	80年平均 值 (標準差)	85年平均 值 (標準差)	90年平均 值 (標準差)
土地單價	11783.14 (12850.42)	24085.24 (19025.47)	25075.98 (17486.24)
建設商	0.242 (0.43)	0.484 (0.5)	0.556 (0.5)
基地面積	182.06 (376.43)	196.25 (430.35)	201.07 (424.94)
住宅樓地板面積	127.09 (374.46)	239.04 (1,919.83)	296.23 (903.03)
店舖樓地板面積	231.46 (1027.11)	386.50 (2362.53)	109.68 (687.78)
市中心距離	5.48 (2.64)	6.18 (3.15)	5.11 (2.6)
鄰里人口密度	0.91 (1.18)	0.79 (1.28)	0.86 (0.86)
位於重劃區內	0.23 (0.42)	0.36 (0.48)	0.57 (0.49)
重劃道路面積	33191.93 (93192.56)	27778.26 (66767.51)	83381.02 (107233.82)
重劃公園面積	0.61 (1.86)	0.50 (1.32)	1.80 (2.39)

八十年至九十年間有逐年增加趨勢，這十年期間地價增加率為113%。在建設商方面，新建住宅的申請件數上亦有逐年增加趨勢，這十年期間建設商開發申請件數增加率為130%。在面積方面，建設商所開發的基地面積及住宅樓地板面積有逐年增加趨勢，但是店舖住宅樓地板面積則變化較大，在民國九十年店舖住宅樓地板面積為最小。在重劃區方面，隨著市地重劃完成後，建設商選擇在重劃區開發亦有逐年增加趨勢，這十年期間，建設商選擇在重劃區開發增加率為148%。在重劃道路及公園面積方面，雖然這段期間面積有所增減變化，但重劃道路面積增加率為151%，而重劃公園面積增加率則為195%。

(二) 特徵邊際價格

本文首先計算實證模式(1)式的特徵邊際價格，經由實證結果發現最適的一般迴歸Box-Cox模型為 $\ln P_i = \alpha_0 + \beta X_i^{(\lambda)} + rZ_i + \varepsilon_i$ ，X為欲進行Box-Cox轉換之變數、Z為不進行Box-Cox轉換之變數(註14)。在特徵價格模型的函數型態決定後，可利用特徵價格函數對單特徵進行偏微分，以估計住宅土地屬性的特徵邊際價格。特徵邊際價格為每增加一單位特徵，相對會造成住宅土地單價P的影響。經由計算可求得實證模式(1)式的特徵邊際價格為 $\frac{\partial P_i}{\partial X_i} = \beta * X_i^{(\lambda-1)} * P_i^{(1-\theta)}$ 及 $\frac{\partial P_i}{\partial Z_i} = r * P_i^{(1-\theta)}$ 。

從表四可以獲得各年度住宅土地屬性的邊際價格，在此針對幾項重要數據加以說明。就建設商的邊際價格而言，建設商新建住宅開發每增加一件，住宅土地單價減少0.053元至0.109元之間；此結果意味著隨建設商推案量增加，對購屋者而言，相對效用較低，所願付出的價格也就越低。就市中心距離的邊際價格而言，距離市中心每增加一公里，住宅土地單價減少0.142元至0.238元之間。就位於重劃區的邊際價格而言，新建住宅位於重劃區相對於非重劃區而言，其住宅土地單價為正向關係，但隨著政府各期市地重劃區完成，重劃區內建築用地面積增加下，住宅土地單價則從0.407降至0.048元之間。由實證結果可知，政府市地重劃實施完成以後，降低了土地開發過程中的不確定性，並減少建設商與地主之間的交易成本，故位於重劃區的邊際價格為正向關係。

表四 台南市民國八十年、八十五年、九十年住宅土地邊際價格 單位：元

變數名稱	80年邊際價格 (彈性)	85年邊際價格 (彈性)	90年邊際價格 (彈性)
建設商	-0.064 (-0.002)	-0.053 (-0.003)	-0.109 (-0.006)
基地面積	0.0003 (0.005)	-0.0001 (-0.001)	-0.00001 (-0.0002)
住宅樓地板面積	-0.0002 (-0.003)	-0.00001 (-0.0001)	-0.00001 (-0.0002)
店舖樓地板面積	0.00002 (0.001)	-0.00003 (0.001)	0.0001 (0.001)
市中心距離	-0.238 (-0.146)	-0.154 (-0.097)	-0.142 (-0.073)
鄰里人口密度	0.095 (0.01)	0.028 (0.002)	0.149 (0.013)
位於重劃區內	0.407 (0.011)	0.22 (0.008)	0.048 (0.003)
重劃道路面積	0.000 (-0.008)	0.000 (-0.001)	0.000 (0.001)
重劃公園面積	0.00002 (0.011)	0.000 (0.003)	0.000 (-0.0004)
λ	0.60455	0.83836	1.47104
θ	0	0	0
$\ln L(\beta)$	-1940.094	-860.737	-360.746
$\ln L(r)$	-3197.107	-1667.064	-812.707
χ^2	2514.03***	1612.65***	903.92***

說明：1. ***表示在1%顯著水準下具顯著性。

2. λ 、 θ 為Box-Cox轉換參數。

3. $\ln L(\beta)$ 為Box-Cox迴歸式係數 β ，未受限制時最大似似值之對數值。

4. $\ln L(r)$ 為Box-Cox迴歸式係數 r ，受限制其值等於零時之最大似似值之對數值。

5. χ^2 為概似比檢定(likelihood ratio test)， $\chi^2 = -2[\ln L(\beta) - \ln L(r)]$ 。

表五 各年度空間誤差Box-Cox模型Moran's I之檢定

變數	80年Moran'I	85年Moran'I	90年Moran'I
住宅土地價格	0.8039***	0.8508***	0.7757***
建設商	0.6188***	0.4306***	0.5880***

說明：***表示在1%顯著水準下具顯著性。

五、實證結果分析

表六、表七、表八可以獲得新建住宅土地價格估計結果，以下針對本文主要的實證結果說明如下：

(一) 空間誤差Box-Cox模型為最適特徵價格模型

本文首先進行各年度是否存在空間外部性的統計檢定，設定虛無假說(H_0)為不存在空間自我相關，同時設定空間方格邊長(如200公尺或300公尺)，並決定空間加權矩陣(W_{ij})。本文實證結果發現，民國八十年空間相依性存在下的最大距離為200公尺(表一)，並以此相鄰半徑作為

表六 民國八十年台南市住宅土地價格模型估計

變數	一般迴歸Box-Cox		空間延遲Box-Cox		空間誤差Box-Cox	
	模型		模型		模型	
截距項	10.732	(170.2)***	9.822	(88.59)***	10.907	(106.85)***
空間延遲係數	—		0.091	(10.0)***	—	
建設商	-0.033	(-1.1)	-0.04	(-1.36)	0.117	(3.61)***
基地面積	0.002	(1.35)	0.002	(1.8)*	0.001	(0.62)
住宅樓地板面積	-0.0001	(-3.55)***	-0.0001	(-3.12)***	-8.9×10^{-5}	(-3.14)***
店舖樓地板面積	3.7×10^{-5}	(2.38)**	3.6×10^{-5}	(2.34)**	1.5×10^{-5}	(1.31)
至市中心距離	-0.763	(-41.71)***	-0.71	(-38.42)***	-0.791	(-23.65)***
鄰里人口密度	0.097	(7.93)***	0.087	(7.21)***	0.04	(2.07)**
位於重劃區內	0.486	(12.15)***	0.425	(10.76)***	0.493	(6.7)***
重劃道路面積	-2×10^{-6}	(-4.63)***	-1.8×10^{-6}	(-4.27)***	-1.8×10^{-6}	(-2.65)***
重劃公園面積	1.8×10^{-5}	(8.85)***	1.6×10^{-5}	(8.14)***	1.5×10^{-5}	(4.18)***
空間誤差係數	—		—		0.745	(51.98)***
LIK	-2237.93		-2184.44		-1533.9	
AIC	4495.86		4390.89		3087.8	
LM-Lag	115.809***		—		—	
LM-Error	3288.959***		—		—	
Robust LM-Lag	3.371*		—		—	
Robust LM-Error	3176.521***		—		—	
Adj R ²	0.607		0.623		0.803	
F值	409.346***		—		—	
觀察值個數	2392		2392		2392	

說明：1. 有***、**、與*之係數，分別表示在1%、5%與10%的顯著水準下，該係數值顯著的異於0。

2. 一般迴歸Box-Cox模型的括弧內為t值、空間延遲及空間誤差Box-Cox模型的括弧內為z值。

3. Box-Cox轉換參數 $\lambda = 0.60455$ 、 $\theta = 0$ 。

空間加權矩陣之依據。由於不同空間方格邊長的設定，會影響空間自我相關的顯著性，空間地價之自我相關程度會隨著邊長距離之增加而下降；當增加到一定長度時空間自我相關即消失，此即外部性的波及範圍(Chen, 2007)。從表六得知民國八十年住宅土地價格的估計結果，一般迴歸Box-Cox模型的配適度為61%，其Moran's I為0.56(註15)，達到1%顯著水準，Moran's I檢定拒絕 H_0 ，表示當期存在空間自我相關，需再進行一階空間模型檢定。

根據空間迴歸模型的判定效果，以LIK(log likelihood)越大及AIC(akaike information criterion)越小，表示此模型的配適度越高(Anselin, 2003b)。在一般迴歸Box-Cox模型中，由於LM-Lag與LM-Error皆顯著(註16)，Roust LM-Lag與Roust LM-Error皆顯著(註17)，以及異質性檢定(Breusch-Pagan)結果顯著，表示此模型拒絕虛無假設及殘差項具有異質性差異，所以再

表七 民國八十五年台南市住宅土地價格模型估計

變數	一般迴歸Box-Cox		空間延遲Box-Cox		空間誤差Box-Cox	
	模型		模型		模型	
截距項	10.881	(311.26)***	9.697	(92.84)***	10.739	(172.28)***
空間延遲係數	—		0.113	(12.01)***	—	
建設商	-0.053	(-2.52)**	-0.067	(-3.33)***	-0.03	(-1.84)*
基地面積	-0.0001	(-0.93)	-0.0001	(-0.78)	-0.0001	(-1.39)
住宅樓地板面積	-5.4×10 ⁻⁶ (-0.77)		-6.5×10 ⁻⁶ (-0.96)		-4.5×10 ⁻⁶ (-0.96)	
店舖樓地板面積	2.8×10 ⁻⁵ (4.58)***		2.7×10 ⁻⁵ (4.54)***		2.3×10 ⁻⁵ (5.9)***	
至市中心距離	-0.246	(-42.69)***	-0.223	(-38.37)***	-0.211	(-17.0)***
鄰里人口密度	0.028	(3.16)***	0.024	(2.77)***	0.013	(1.55)
位於重劃區內	0.22	(8.65)***	0.178	(7.28)***	0.115	(2.79)***
重劃道路面積	-3.7×10 ⁻⁷ (-0.93)		-3.5×10 ⁻⁷ (-0.92)		5.6×10 ⁻⁷ (1.22)	
重劃公園面積	5×10 ⁻⁶	(2.56)**	4.6×10 ⁻⁶	(2.48)**	-2×10 ⁻⁶	(-0.75)
空間誤差係數	—		—		0.78	(49.34)***
LIK	-860.601		-786.142		-298.471	
AIC	1741.2		1594.28		616.941	
LM-Lag	155.015***		—		—	
LM-Error	2696.453***		—		—	
Robust LM-Lag	6.829***		—		—	
Robust LM-Error	2548.266***		—		—	
Adj R ²	0.626		0.659		0.833	
F值	304.086***		—		—	
觀察值個數	1631		1631		1631	

說明：1. 有***、**、與*之係數，分別表示在1%、5%與10%的顯著水準下，該係數值顯著的異於0。

2. 一般迴歸Box-Cox模型的括弧內為t值、空間延遲及空間誤差Box-Cox模型的括弧內為z值。

3. Box-Cox轉換參數 $\lambda=0.83836$ 、 $\theta=0$ 。

進一步比較空間延遲Box-Cox模型及空間誤差Box-Cox模型的估計結果。在空間延遲Box-Cox模型中，其模型配適度為62%，空間延遲係數為0.09且顯著，表示確實具有鄰近區域上的空間互動關係。亦即，住宅土地價格會受到鄰近的住宅土地價格影響並且具有正向關係。在空間誤差Box-Cox模型中，其模型配適度為80%，空間誤差係數為0.75且顯著，表示在誤差項中有干擾因子造成空間自我相關。亦即，住宅土地價格會受到鄰近的次要因素影響並且具有正向關係。再進一步比較兩者的LIK及AIC，空間延遲Box-Cox模型的LIK及AIC值為-2184.44、4390.89，而空間誤差Box-Cox模型的LIK及AIC值為-1533.9、3087.8，由於空間誤差Box-Cox模型的LIK值較大及AIC值較小，故本年度空間誤差Box-Cox模型的解釋力最佳，並且在空間方格邊長200公尺範圍內為外部性的波及範圍。

表八 民國九十年台南市住宅土地價格模型估計

變數	一般迴歸Box-Cox		空間延遲Box-Cox		空間誤差Box-Cox	
	模型		模型		模型	
截距項	10.388	(221.405)***	10.366	(175.6)***	10.38	(179.83)***
空間延遲係數	—		0.003	(0.61)	—	
建設商	-0.109	(-4.15)***	-0.113	(-4.2)***	-0.083	(-3.11)***
基地面積	-6.7×10^{-7} (-0.79)		-6.7×10^{-7} (-0.79)		-4.1×10^{-7} (-0.68)	
住宅樓地板面積	-6.9×10^{-6} (-0.36)		-6.1×10^{-6} (-0.32)		-2.9×10^{-5} (-1.87)*	
店舖樓地板面積	6.7×10^{-5} (3.68)***		6.7×10^{-5} (3.7)***		8.7×10^{-5} (7.4)***	
至市中心距離	-0.045	(-24.07)***	-0.045	(-24.2)***	-0.04	(-16.06)***
鄰里人口密度	0.149	(7.86)***	0.148	(7.81)***	0.151	(5.84)***
位於重劃區內	0.048	(1.4)	0.047	(1.35)	-0.015	(-0.29)
重劃道路面積	6×10^{-8} (0.28)		6×10^{-8} (0.28)		-4.9×10^{-7} (-1.23)	
重劃公園面積	-2.4×10^{-7} (-0.24)		-2.7×10^{-7} (-0.27)		3×10^{-6} (1.65)*	
空間誤差係數	—		—		0.689	(30.3)***
LIK	-360.745		-360.56		-116.578	
AIC	741.489		743.12		253.156	
LM-Lag	0.373		—		—	
LM-Error	830.438***		—		—	
Robust LM-Lag	3.409*		—		—	
Robust LM-Error	833.474***		—		—	
Adj R ²	0.632		0.628		0.809	
F值	170.66***		—		—	
觀察值個數	904		904		904	

說明：1. 有***、**、與*之係數，分別表示在1%、5%與10%的顯著水準下，該係數值顯著的異於0。

2. 一般迴歸Box-Cox模型的括弧內為t值、空間延遲及空間誤差Box-Cox模型的括弧內為z值。

3. Box-Cox轉換參數 $\lambda = 1.47104$ 、 $\theta = 0$ 。

民國八十五年空間相依性存在下的最大距離為300公尺，並以此相鄰半徑作為空間加權矩陣之依據。從表七得知民國八十五年住宅土地價格的估計結果，一般迴歸Box-Cox模型的配適度為63%，其Moran's I為0.61，達到1%顯著水準，Moran's I檢定拒絕 H_0 ，表示當期存在空間自我相關，需要進行一階空間模型檢定。在一般迴歸Box-Cox模型中，由於LM-Lag與LM-Error皆顯著，Roust LM-Lag與Roust LM-Error皆顯著，以及異質性檢定(Breusch-Pagan)結果顯著，表示此模型拒絕虛無假設及殘差項具有異質性差異，所以再進一步比較空間延遲Box-Cox模型及空間誤差Box-Cox模型的估計結果。在空間延遲Box-Cox模型中，其模型配適度為66%，空間延遲係數為0.11且顯著，表示確實具有鄰近區域上的空間互動關係。亦即，住宅土地價格會受到鄰近的住宅土地價格影響並且具有正向關係。在空間誤差Box-Cox模型中，其模型配適度為83%，空間誤差係數為0.78且顯著，表示在誤差項中有干擾因子造成空間自我相關。亦

即，住宅土地價格會受到鄰近的次要因素影響並且具有正向關係。再進一步比較兩者的LIK及AIC，空間延遲Box-Cox模型的LIK及AIC值為-786.14、1594.28，而空間誤差Box-Cox模型的LIK及AIC值為-298.47、616.94，由於空間誤差Box-Cox模型的LIK值較大及AIC值較小，故本年度空間誤差Box-Cox模型的解釋力最佳，並且在空間方格邊長300公尺範圍內為外部性的波及範圍。

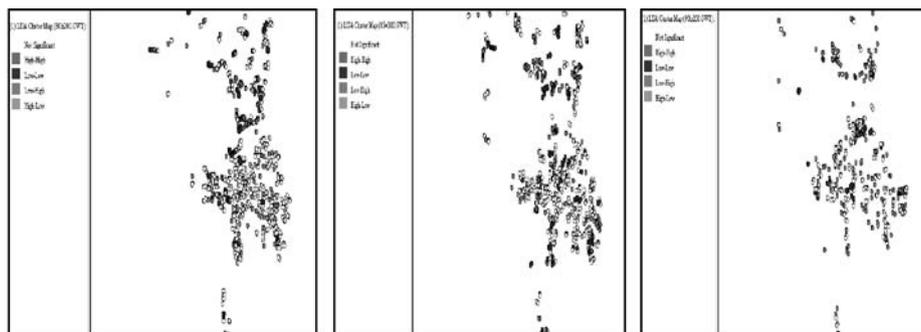
民國九十年空間相依性存在下的最大距離為200公尺，並以此相鄰半徑作為空間加權矩陣之依據。從表八得知民國九十年住宅土地價格的估計結果，一般迴歸Box-Cox模型的配適度為63%，其Moran's I為0.57，達到1%顯著水準，Moran's I檢定拒絕 H_0 ，表示存在空間自我相關，需要進行一階空間模型檢定。在一般迴歸Box-Cox模型中，Roust LM-Lag與Roust LM-Error皆顯著，LM-Error及異質性檢定(Breusch-Pagan)結果皆顯著，表示此模型拒絕虛無假設及殘差項具有異質性差異，所以再進一步比較空間延遲Box-Cox模型及空間誤差Box-Cox模型的估計結果。在空間延遲Box-Cox模型中，其模型配適度為63%，空間延遲係數為0.003，表示確實具有鄰近區域上的空間互動關係。亦即，住宅土地價格會受到鄰近的住宅土地價格影響並且具有正向關係。在空間誤差Box-Cox模型中，其模型配適度為81%，空間誤差係數為0.69且顯著，表示在誤差項中有干擾因子造成空間自我相關。亦即，住宅土地價格會受到鄰近的次要因素影響並且具有正向關係。再進一步比較兩者的LIK及AIC，空間延遲Box-Cox模型的LIK及AIC值為-360.56、743.12，而空間誤差Box-Cox模型的LIK及AIC值為-116.58、253.16，由於空間誤差Box-Cox模型的LIK值較大及AIC值較小，故本年度空間誤差Box-Cox模型的解釋力最佳，並且在空間方格邊長200公尺範圍內為外部性的波及範圍。

由各年度的實證結果得知，空間誤差Box-Cox模型優於空間延遲Box-Cox模型，而空間延遲Box-Cox模型又優於一般迴歸Box-Cox模型。民國八十年空間誤差Box-Cox模型之多元共線性值為13.25，民國八十五年空間誤差Box-Cox模型之多元共線性值為8.85，民國九十年空間誤差Box-Cox模型之多元共線性值為10.34，顯示三個年度整體迴歸模式的共線性問題緩和，故本文將以空間誤差Box-Cox模型的參數估計結果進行分析。

(二) 新建住宅同時具有正向及負向空間外部性

由表五空間誤差Box-Cox模型Moran's I的檢定結果，各年度住宅土地價格之Moran's I值介於0.78至0.85之間，表示空間中相鄰地區之屬性相似性高，此現象表示高住宅土地價格之地區在空間中有聚集現象，且低住宅土地價格之地區在空間中亦有聚集現象。各年度建設商之Moran's I值則介於0.43至0.62之間，表示新建住宅為建設商開發之地區在空間中有聚集現象，且非建設商開發之地區在空間中亦有聚集現象。依據地區型空間自我相關(local index of spatial autocorrelation; LISA)，檢定聚集空間單元相對於整體研究範圍而言，其空間自我相關程度是否具有顯著性。由圖五各年度建設商LISA的檢定結果，依據空間正相關(H-H)、空間負相關(L-H)、空間正相關(L-L)與空間負相關(H-L)等不同定義，以實際了解建設商在空間上聚集分佈情況。

由表六民國八十年空間誤差Box-Cox模型的估計結果，就建設商的空間外部性(spatial externalities)而言，建設商的估計係數為0.12，達到1%顯著水準，表示建設商為開發者時對住宅地價之邊際影響為正向。由當期建設商的Moran's I值為0.62，並由圖五當期建設商LISA的分



圖五 台南市民國八十年、八十五年、九十年建設商LISA分佈圖

佈情況，建設商開發地區在空間中呈現聚集現象，顯示當期建設商群聚開發的外部利益大於外部成本，故建設商個體互動的空間效果為正向。就住宅樓地板面積而言，住宅樓地板面積的估計係數為顯著負向，表示住宅樓地板面積供給量大於土地市場最適量，住宅樓地板面積產生開發量擁擠外部性(congestion externalities)。由於建設商的土地開發行為，不會有意識的將外部成本納入土地開發成本中，故純住宅個案的開發成本低於社會成本，使得純住宅個案的市場地租和影子地租產生了差距，形成所謂市場失靈現象。本文將當期的「基地面積」、「住宅樓地板面積」以及「店舖樓地板面積」等三項變數進行Pearson相關性分析，民國八十年基地面積與住宅樓地板面積之相關係數為0.389並顯著、基地面積與店舖樓地板面積之相關係數為0.501並顯著，表示當期兩變數之間具有顯著的低度或中度相關。至於基地面積及店舖樓地板面積對住宅地價的影響，參數校估結果並不顯著。

由表七民國八十五年空間誤差Box-Cox模型的估計結果，就建設商的空間外部性而言，建設商的估計係數為-0.03，僅達10%顯著水準，表示建設商為開發者時對住宅地價之影響為顯著負向。當期建設商的Moran's I值下降至0.43，顯示當期建設商群聚開發的外部成本大於外部利益，故建設商個體互動關係為負向。就店舖樓地板面積而言，店舖樓地板面積的估計係數為顯著正向，表示店舖住宅樓地板面積低於土地市場最適量，建設商可繼續增加店舖住宅的興建個案，以達到土地市場最適量。當期基地面積與住宅樓地板面積之Pearson相關係數為0.518並顯著，以及基地面積與店舖樓地板面積之Pearson相關係數為0.596並顯著，表示當期兩變數之間具有顯著的中度相關。至於基地面積及住宅樓地板面積對住宅地價的影響，參數校估結果並不顯著。

由表八民國九十年空間誤差Box-Cox模型的估計結果，就建設商的空間外部性而言，建設商的估計係數為-0.08，達到1%顯著水準，表示建設商為開發者時對住宅地價之影響為顯著負向。另外，住宅樓地板面積的估計係數為顯著負向，表示當期建設商所推出的純住宅個案，對住宅地價具有生產面的負面外部性。店舖樓地板面積的估計係數為顯著正向，表示每增加一單位店舖住宅其土地單價也隨之增加，店舖住宅的興建對於住宅地價具有正向外部性。當期基地面積與住宅樓地板面積之Pearson相關係數為0.685並顯著，以及基地面積與店舖樓地板面積之Pearson相關係數為0.12並顯著，表示當期兩變數之間具有顯著的低度或中度相關。至於基地面積對住宅地價的影響，參數校估結果依舊呈現不顯著。

觀察民國八十年、八十五年及九十年等三個年度空間誤差Box-Cox模型，就建設商個體互

動效果而言，分別呈現顯著正向、負向與負向空間外部性。由各年度建設商的平均值得知(表三)，民國八十年至九十年開發者為建設商的平均值呈現逐年增加趨勢，但隨著更多新建住宅為建設商開發之際，建設商個體互動關係則呈現由正向轉負向現象，顯示存在空間的擁擠外部性，並且對住宅價格產生負向影響。其次，住宅樓地板面積之參數估計，在民國八十年及九十年為顯著負向，表示當期建設商進行純住宅供給量開發時，其所產生的外部成本大於外部利益，故對住宅地價產生下降作用。最後，店舖樓地板面積之參數估計，在民國八十五年及九十年為顯著正向，表示當期有越多的建設商進行區域內的店舖住宅供給量開發時，這些在空間上的資源投入後，所產生的外部利益會有助於住宅地價的推升。不過，這些外部利益也會吸引更多建設商參與地理空間的住宅開發，以分享外部利益，直到出現外部成本抵銷原來存在的外部利益之後，則外部性就可能由正向轉為負向。

Coase(1960)於「社會成本問題」一文對外部效果有另一種更貼近社會實況的詮釋，他是在批判庇古理論中「庇古稅」的基礎上繼續發展的。Coase的觀點強調外部效果往往不是由一方影響另一方的單向問題，而是具有「相互性」的。本文也發現加入時間因子之後，不同年度的正向與負向效果會產生變化，如由正向轉為負向之不穩定狀況。因此，模型中有建設商參與開發卻對住宅地價出現正向與負向的外部性，且在加入時間遞延發展的檢測觀察，發現外部效果的方向性，會由正向轉為負向現象，驗證了外部效果的交互性並非是絕對單向的。前述分析正足以證明Coase理論詮釋外部性的「相互性」與時間上「不穩定性」現象。這也是國內相關文獻過去所未注意到的現象，也未能提出更切合實際社會現象的詮釋。另外，在都市空間結構的理論模型中，有關個體互動關係甚少探討(Irwin & Bockstael, 2002)，故本文建設商個體互動效果可作為理論模型修正及實務界開發之參考。

(三) 市地重劃同時具有正向及負向空間外部性

在民國八十年空間誤差Box-Cox模型中，位於重劃區內的估計係數為0.49，達到1%顯著水準，表示有政府實施市地重劃的區域範圍內，以及建設商選擇在重劃區內進行新建住宅開發，會對於住宅地價產生正向外部性。由於政府在特定地理空間內實施市地重劃制度之後，有助於各個地主間原本需耗費交易成本的財產權整合上，可以獲得更有效率的重新安排；同時也整合出一定數量的可建築用地及公共設施用地，這使得建設商從事取得土地開發的不確定性降低，相對也節省了機會成本，故在重劃區內開發會對住宅地價反應出正向的外部性。這也是為何許多建設商會受到市地重劃制度的吸引，偏好於重劃區內進行住宅開發之原因。在民國八十五年「位於重劃區內」的參數估計為顯著正向，但至民國九十年「位於重劃區內」的參數估計結果為負向且不顯著，故再檢查其單尾假設檢定。虛無假設為位於重劃區內係數小於等於零，即 $H_0: r_3 \leq 0$ ；對立假設為位於重劃區內係數大於零，即 $H_1: r_3 > 0$ 。該係數單尾檢定P值為0.3847， α 值為2.3305(自由度為894及顯著水準0.01)，因P值小於 α 值，故拒絕 H_0 。表示在單尾檢定下，民國九十年「位於重劃區內」之參數估計則為正向。

就重劃道路面積而言，民國八十年「重劃道路面積」的估計係數為顯著負向，表示重劃區的道路對於住宅地價產生負向外部性，也表示重劃區道路所產生的外部成本大於外部利益。重劃區道路面積的增加應可提高重劃區的交通可及性及便利性，故原預期符號為正向，但實證的參數估計卻為負向。本文再透過檢視台南市重劃區道路面積發現，民國八十年以前

重劃區內公共設施用地的配置，道路用地面積佔公共設施用地高達58%，而過多的道路面積可能會引來更多的車輛使用道路，相對也產生許多交通噪音及空氣品質污染問題，甚至吸引更多的人口經濟活動出現，這對需要寧適環境、清新空氣且步行安全的住宅區，就可能形成負向外部性，以致對於住宅地價產生下降的作用。如同Sullivan(1985)研究指出在都市經濟領域裡，開發量所產生的擁擠外部性將使公共設施及環境品質下降，並進而使地價產生扭曲現象，一旦空間價格被扭曲後，經濟活動在空間分佈便會引起無效率現象。至於民國八十五年及九十年「重劃道路面積」的參數估計結果並不顯著。

就重劃公園面積而言，民國八十年及九十年「重劃公園面積」的估計係數為顯著正向，表示在重劃區內鄰里公園對於住宅地價產生正向外部性。至於民國八十五年「重劃公園面積」的參數估計結果並不顯著。在區位屬性方面，各期至市中心距離的估計係數為負值，達到1%顯著水準，符合本研究預期，表示住宅價格與通勤成本之間具有替換關係(trade-off)。另外，由於本文係以實際路網進行逐筆量測，故提供一非常好的解釋力。就鄰里人口密度而言，民國八十年及九十年「鄰里人口密度」的估計係數為顯著正向，表示鄰里人口密度對於住宅地價具有正向外部性，也表示當鄰里人口密度愈高，對於新建住宅的需求也愈高，故對於住宅地價具有正向外部性。至於民國八十五年「鄰里人口密度」的參數估計結果並不顯著。

六、結論

國內關於政府市地重劃實施的實證研究，大多探討重劃前後土地價值變動的差異，但忽略了市地重劃制度實施會對土地市場及經濟活動中的組織產生影響，這些影響會透過外部性反應到土地的價值，市地重劃制度可能有助於降低土地開發過程中的不確定性，並減少建設商與地主之間的交易成本。過去對土地市場的相關研究偏向需求面為主，較少探討建設商土地開發行為的影響。本文主要從政府實施市地重劃有助於降低交易成本的觀點，探討政府實施市地重劃後及建設商的土地開發行為所產生的空間外部性，兩者對於住宅土地價格的影響。此外，實證研究運用了空間計量分析及地理資訊系統，並運用Box-Cox函數轉換，建構住宅土地的特徵價格模型。實證結果發現，空間迴歸Box-Cox模型優於一般迴歸Box-Cox模型，空間誤差Box-Cox模型又優於空間延遲Box-Cox模型，故空間誤差Box-Cox模型對於空間外部性提供一良好的解釋力。

本文實證結果主要有三項，第一，就新建住宅對住宅地價之空間外部性分析，有關建設商個體空間互動關係方面，三個年度分別呈現顯著正向、負向與負向的空間外部性；顯示建設商最初聚集開發新建住宅會有正向空間外部性，但隨著更多新建住宅為建設商開發之際，建設商聚集開發的空間互動效果則呈現由正向轉負向，顯示存在空間的擁擠外部性，並且對住宅價格產生負向影響。在民國八十五年及九十年「店舖樓地板面積」的參數估計為顯著正向，表示當期店舖住宅開發存在外部利益大於外部成本現象，以致店舖樓地板面積對住宅地價會產生正向外部性。另在民國八十年及九十年「住宅樓地板面積」的參數估計則為顯著負向，表示當期純住宅開發產生空間上的擁擠外部性，這會對住宅地價產生負向外部性。

第二，就市地重劃對住宅地價之空間外部性分析，在民國八十年及八十五年的空間誤差Box-Cox模型中，「位於重劃區內」的參數估計為顯著正向，表示有政府實施市地重劃的區域

範圍內，以及有建設商選擇在重劃區內進行新建住宅開發，會對於住宅地價產生正向空間外部性。在民國八十年及九十年「重劃公園面積」的參數估計為顯著正向，表示在重劃區內鄰里公園增加會對於住宅地價產生正向空間外部性。另在民國八十年「重劃道路面積」的參數估計為顯著負向，表示當期重劃道路面積增加會對於住宅地價產生負向空間外部性，原因在於道路開發引來許多交通噪音及空氣品質污染問題，這對需要寧適環境、清新空氣且步行安全的住宅區會形成負向外部性，並且引起住宅地價的下降作用。

第三，就位於重劃區的特徵邊際價格之分析，新建住宅位於重劃區內相較於非重劃區而言，其住宅土地單價呈正向關係，但隨著政府辦理各期市地重劃區的完成，重劃區內建築用地面積逐漸增加下，住宅土地單價則從0.407降至0.048元之間。歸結前述實證結果發現，政府的市地重劃制度實施及完成開發後，確實有助於降低私部門土地開發過程中的諸多不確定性，且制度下的利益機制更有助於激勵建設商與地主之間，會在一種低交易成本的市場條件下，順利完成交易活動，讓土地資源有最佳的利用效率，故有政府參與的重劃區範圍內，住宅土地邊際價格呈現正向關係。

在空間誤差Box-Cox模型中，政府實施市地重劃後對住宅地價具有正向外部性，但在重劃區道路方面卻產生負向外部性，而建設商個體互動關係則具有正向及負向外部性，在長期下並呈現由正向轉為負向之現象。由於本文實證模型中加入時間遞延發展的檢測觀察，進而驗證了外部影響是具交互性並非是單向的，這也證明Coase理論詮釋外部性是具有「相互性」與「不穩定性」的實際現象。另在都市空間結構的理論模型中，尚缺乏個體互動效果之研究，故本文加入建設商個體互動之空間效果的檢測，可運用於理論模型修正及土地開發實務之參考。台南市市地重劃實施期間長達二十八年，本文僅選取三個年度作為實證，建議後續研究可長期觀察重劃區內土地市場的變化，以求得更為客觀的空間迴歸模型。此外，本文缺乏重劃區內建設商與地主之間的實際交易資料，故無法實際計算市地重劃實施後，建設商與地主之間交易成本的變動，建議後續研究可蒐集建設商的土地交易資料，以求得更明確的實證數據。

註 釋

註1：市地重劃可區分為公辦市地重劃(依市地重劃實施辦法)及自辦市地重劃(依獎勵土地所有權人辦理市地重劃辦法)，本文市地重劃係指公辦市地重劃而言。

註2：本文所稱「空間外部性」是指空間一旦被規劃做為某一用途之後，會對週邊經濟主體所造成的外部利益或外部成本。以外部成本為例，如土地規劃做商業使用，對於居住在其中的住戶，則會有遭致噪音吵雜及交通擁擠的外部成本；如做為純住宅使用，對於至市中心就業的人，則會有交通時間耗費及購買交通工具支出的外部成本。空間外部性之所以未能被反應出來，就新制度經濟理論的觀點，是市場存在過大的交易成本所致，故當這些外部性要能反應在人類經濟活動中，也就是外部性的內部化，則必須依賴一種制度規則(如市地重劃制度)，以降低交易成本(協調與激勵)，進而將這些利益或成本反應在土地價格的變化上。

註3：Buitelaar(2004)說明生產成本包括製造成本及交易成本，而交易成本包括資訊成本與制度成本。有關交易成本的認定及衡量並不是例行性的工作，目前尚無人作如此嘗試並達成完整滿意的結果。相關研究也認為衡量交易成本是不可能的，主要是因交易成本最小化理論，在實證上的效度依然是不清楚的。交易成本理論視為一驗證性理論(positive theory)是有爭議的，一是交易成本衡量的問題，另一是假設制度朝向最小的交易成本(如效率)，但是許多制度對於高度無效率時則是允許的。不論衡量與否，交易成本具有高度啟發的價值。

註4：生產與生產外部性是指建設商的某一生產行為對另一建設商或另外許多建設商的生產可能曲線產生了有益或有害的影響，生產與消費外部性是指建設商的生產行為對不包含在其生產函數中的個人效用產生外部影響，消費與消費外部性是指消費者的消費行為對其他消費者的效用水準產生外部影響，消費與生產外部性是指消費者的消費行為對建設商的生產可能曲線產生外部影響。

註5：本文嘗試以不同變數組合與線性(linear)、半對數線性(semi-log)、反對數線性(inverse semi-log)、雙對數(log-log)、線性Box-Cox、半對數線性Box-Cox、反對數線性Box-Cox、雙對數Box-Cox等方式作實證分析，而其結果則以半對數線性Box-Cox轉換函數的解釋能力最佳，故在本文中最後選擇採用半對數線性Box-Cox之轉換函數型式。

註6：本文公式(1)至公式(3)中，隨 λ 、 θ 值的變化有不同的轉換(Greene, 2000)。當 θ 為0時， P 轉換為 $\ln P$ ；當 θ 不為0時， P 轉換為 $\frac{P^{(\theta)} - 1}{\theta}$ ；相同地，當 λ 為0時， X 轉換為 $\ln X$ ；當 λ 不為0時， X 轉換為 $\frac{X^{(\lambda)} - 1}{\lambda}$ 。

註7：Anselin(2003b)有關空間延遲的計算說明，設宗地i的土地單價為\$42,300，鄰近四個宗地j的土地單價為\$50,200、\$64,600、\$45,000、\$34,200，空間延遲為 $(1/4)\$50,200 + (1/4)\$64,600 + (1/4)\$45,000 + (1/4)\$34,200 = \$48,500$ 。

註8：Anselin(2003b)有關空間自我迴歸模型(SAR)與空間延遲模型之比較，如(1-1)及(1-2)所示：

$$\text{空間自我迴歸模型 } P_i = \rho * W_{ij} * P_j + \varepsilon_i \text{ with } \varepsilon \text{ as i.i.d.} \quad (1-1)$$

$$\text{空間延遲模型 } P_i = \rho * W_{ij} * P_j + \beta_i X_i + \varepsilon_i \text{ with } \varepsilon \text{ as i.i.d.} \quad (1-2)$$

註9：Anselin(2003b)空間加權矩陣 W_{ij} 為 $n \times n$ 正向矩陣，當 $W_{ij} = 1$ 時，則表示宗地 i 與宗地 j 為鄰近關係；當 $W_{ij} = 0$ 時，則表示宗地 i 與宗地 j 為不具鄰近關係。兩宗地之間的最大影響距離，表示兩宗地之間在一定範圍內具有鄰近關係。有關一階鄰近矩陣(first order contiguity matrix)其對角線為零及其他各列元素為零或一，如(1-3)所示：

$$W_{ij} = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 0 \end{bmatrix} \quad (1-3)$$

註10：有關空間延遲係數的計算，設 W_{12} 為宗地1及宗地2的空間加權矩陣、 $W_{11} = 0$ ，宗地1的空間延遲模型，如(1-4)式所示：

$$P_1 = \alpha_0 + \rho_1 * (W_{12} * P_2 + W_{13} * P_3 + \dots + W_{1n} * P_n) + \beta_1 X_1 + \varepsilon_1 \quad (1-4)$$

註11：由於缺乏各年度的實際路網資料，故本文係以民國九十五年的實際路網量測，以計量每一筆新建住宅至市中心的空間相對距離。

註12：邊泰明(2003)市地重劃雖然是由土地所有權人自行負擔的一種市地改良方式，然而在開發過程中因政府部門為開發主體的角色，而必須承擔借貸資金的利息成本、開發過程中的行政成本、市場搜尋成本、市場評估成本、監督成本等。

註13：Geoda為空間分析軟體，請參見<http://geoda.uiuc.edu>。

註14：本文特徵邊際價格計算係以一般迴歸Box-Cox模型，如公式(1)所示。

註15：Moran(1948)以統計學的理论發展出全域型空間自我相關係數Moran's I，主要在檢測研究範圍內的空間相關程度，Moran's I值介於-1到1之間，大於0為正相關，小於0為負相關。當對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，即 H_0 ：Moran's I=0，如(1-5)式所示：

$$I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \times \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (P_i - \bar{P})(P_j - \bar{P})}{\sum_{i=1}^n (P_i - \bar{P})^2} \quad (1-5)$$

其中 I 為空間自我相關係數Moran's I值， W_{ij} 為空間加權矩陣， P_i 為宗地 i 住宅土地價格， P_j 為宗地 j 住宅土地價格， \bar{P} 為所有宗地住宅土地價格之平均值， i 、 j 為宗地別， $i \neq j$ ， n 為觀察樣本數。

註16：Anselin(2005)LM-Lag及LM-Error係以lagrange multiplier檢定(LM test)，測試空間迴歸模型的誤差項，虛無假設為空間迴歸模型的誤差項無空間相依性存在。依據LM test的判

斷準則，若LM-Lag較LM-Error顯著，而Roust LM-Lag顯著及Roust LM-Error不顯著，則空間延遲模型為最適模型。反之，若LM-Error較LM-Lag顯著，而Roust LM-Error顯著及Roust LM-Lag不顯著，則空間誤差模型為最適模型。

註17：Robust LM-Lag及Robust LM-Error係以概似比檢定方式，測試空間延遲模型及空間誤差模型是否具有空間相依性，虛無假設為空間延遲係數無相依性存在，即 $H_0: \rho=0$ ；與空間誤差係數無相依性存在，即 $H_0: \delta=0$ 。

參考文獻

吳容明

1990 《市地重劃效益分析及其評估模式之研究》博士論文，國立政治大學。

林子欽

2004 〈土地市場研究的回顧與想法〉《土地問題研究季刊》3(3)：31-41。

林英彥

1980 〈台灣地區之市地重劃〉《台灣銀行季刊》31：1-40。

林森田

1996 《土地經濟理論與分析》台北：三民書局。

曾菁敏

2006 〈空地再利用及鄰里土地開發對新建住宅土地價格影響之研究－台南市之觀察與實證〉《規劃學報》33：21-38。

黃紹東

2004 《台南市東區住宅價格之空間自我迴歸分析》碩士論文，國立成功大學。

黃瓊瑩、蔡佳明

2004 〈電腦輔助大量估價技術－國外經驗介紹〉《不動產政策》財團法人台灣不動產資訊中心：1-6。

楊宗憲

2003 〈住宅市場之產品定位分析－建商推案行為之研究〉《住宅學報》12(2)：123-139。

鄒克萬、張秀玲、張曜麟

2002 〈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。

盧現祥

2003 《西方新制度經濟學》二版，北京：中國發展出版社。

謝靜琪

1995 《市地重劃效益與負擔之研究》博士論文，國立政治大學。

2003 〈市地重劃之學理初探〉《台灣土地金融季刊》40(3)：15-30。

邊泰明

2003 《土地使用規劃與財產權》台北：詹氏書局。

Adams, D., C. Watkins & M. White

2005 *Planning, Public Policy & Property Markets*. Oxford: Blackwell Publishing Ltd.

Alexander, E. R.

1992 "A Transaction Cost Theory of Planning," *Journal of the American Planning Association*. 58: 190-200.

Anselin, L.

1988 *Spatial Econometrics : Methods and Models*. Netherlands: Kluwer Academic Publishers.

1999 *Spatial Econometrics*. Dallas: University of Teaxs.

- 2003a "Spatial Externality," *International Regional Science Review*. 26(2): 147-152.
- 2003b *Spatial Econometrics: Class Notes*. Urbana: University of Illinois.
- 2005 *Exploring Spatial Data with GeoDaTM: A Workbook*. Urbana: Center for Spatially Integrated Social Science.
- Baltagi, B. H. & D. Li
- 2001 "LM Tests for Functional Form and Spatial Error Correlation," *International Regional Science Review*. 24: 194-225.
- Buitelaar, E.
- 2004 "A Transaction-Cost Analysis of the Land Development Process," *Urban Studies*. 41(13): 2539-2553.
- Chen, Y. J.
- 2007 "The Environmental Externality and the Spatial Autocorrelation of Urban Housing Prices: Cases Studies of Taiwan City," *Proceeding of the 6th China Urban Housing Conference*, Beijing, China, 657-664.
- Coase, R. H.
- 1937 "The Nature of the Firm," *Economica*. 4: 386-405.
- 1960 "The Problem of Social Cost," *Journal of Law and Economics*. 3: 1-44.
- Cropper, M. L., L. B. Deck, & K. E. McConnell
- 1988 "On The Choice of Function Form for Hedonic Price Functions," *Review of Economics and Statistics*. 70(4): 668-675.
- Evans, A.
- 1983 "The Determination of The Price of Land," *Urban Studies*. 20: 119-129.
- 1999 "The Land Market and Government Intervention," in *Handbook of Regional and Urban Economics*. 3: 1637-1669. ed. P. Cheshire, & E. S. Mills, Netherlands: North-Holland.
- Fujita, M., P. Krugman & A. Venables
- 1999 *The Spatial Economy: Cities, Regions and International Trade*. Cambridge, Mass: MIT Press.
- Greene, W. H.
- 2000 *Econometric Analysis*. New Jersey: Prentice-Hall.
- Harvey, J.
- 2000 *Urban Land Economics*. 5th ed. London: Macmillan Press Ltd.
- Heikkila, E. J.
- 2000 *The Economics of Planning*. New Brunswick: Center for Urban Policy Research.
- Irwin, E. G. & N. E. Bockstael
- 2002 "Interacting Agents, Spatial Externalities and the Evolution of Residential Land Use Patterns," *Journal of Economic Geography*. 2: 31-54.
- Jenks, M., E. Burton & K. Williams
- 1996 *The Compact City: A Sustainable Urban Form?* London: E & FN Spon.

Kasper, W. & M. E. Streit

1998 *Institutional Economics: Social Order and Public Policy*. Cheltenham: Edward Elgar.

Kim, C. W., T. T. Phipps & L. Anselin

2003 “Measuring the Benefits of Air Quality Improvement: A Spatial Hedonic Approach,” *Journal of Environmental Economics and Management*. 45: 24-39.

Lai, L. W. C.

1994 “The Economics of Land-Use Zoning: A Literature Review and Analysis of the Work of Coase,” *Town Planning Review*. 65: 77-98.

Lin, T. & A. Evans

2000 “The Relationship between the Price of Land and Size of Plot When Plots are Small,” *Land Economics*. 76(3): 386-394.

Meen, G.

1996 “Spatial Aggregation, Spatial Dependence and Predictability in the UK Housing Market,” *Housing Studies*. 11(3): 345-372.

Mills, D. E.

1989 “Is Zoning a Negative-Sum Game?,” *Land Economics*. 65(1): 1-12.

Moran, P. A. P.

1948 “The Interpretation of Statistical Maps,” *Journal of the Royal Statistical Society Series B*. 10: 243-251.

Ohls, J. C. & D. Pines

1975 “Discontinuous Urban Development and Efficiency,” *Land Economics*. 51: 224-234.

Neutze, G. M.

1987 “The Supply of Land for a Particular Use,” *Urban Studies*. 24: 379-388.

North, D. C.

1990 *Institution, Institutional Change and Economic Performance*. Cambridge: Cambridge University Press.

Pearce, B. J.

1984 “Property Right vs. Development Control: A Preliminary Evaluation of Alternative Planning Policy Instrument,” *Town Planning Review*. 52(1): 47-60.

Rosen, S.

1974 “Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition,” *Journal of Political Economy*. 82(1): 34-55.

Solow, R. M.

1973 “Congestion Costs and the Use of Land for Streets,” *Bell Journal of Economics and Management Science*. 4: 602-618.

Sorensen, A.

2000 “Land Readjustment and Metropolitan Growth: An Examination of Suburban Land Development and Urban Sprawl in the Tokyo Metropolitan Area,” *Progress in Planning*.

53: 217-330.

Sullivan, A. M.

1983 "The General Equilibrium Effects of Congestion Externalities," *Journal of Urban Economics*. 14: 80-104.

1985 "The Pricing of Urban Services and the Spatial Distribution of Residence," *Land Economics*. 61(1): 17-25.

Webster, C. & L. W. C. Lai

2003 *Property Right, Planning and Markets: Managing Spontaneous Cities*. Cheltenham: Edward Elgar.

Williamson, O. E. & S. E. Masten

1999 *The Economics of Transaction Costs*. Cheltenham: Elgar Critical Writings Reader.