

國立彰化師範大學地理學系

碩士論文

都市公園綠地外部性之空間分析—
以臺中市為例

A spatial analysis on the externalities of urban park-

A case of Taichung city

研究生：陳建良 撰

指導教授：劉漢奎 博士

中華民國 九十九 年 七 月

謝辭

「謝辭」，這是我夢寐以求的東西！現在，總算是「有志者事竟成」！記得剛來到彰師大地理系時，劉漢奎老師就讓我留下深刻的印象，由於人生地不熟，老師總是特別關心一些來自非本科系畢業的學生，這一點總是讓我覺得非常地溫馨。碩一上學期的時候，由於修了許多堂老師所教授的課程，對老師上課時認真且幽默的態度所深深吸引，在與老師幾次的懇談後，又發現老師的人生態度與我有某種程度的相近，因此，決定請劉漢奎老師擔任我的論文指導教授。感謝劉漢奎老師在我的論文題目上指引方向，在我每每遇到難題而無法解決時，提供我許多不同的面向去思考，進而使得本篇論文更加精確而完善。我想，沒有劉漢奎老師，這篇論文絕對是寫不出來的！

感謝口試委員張伯宇老師和曾宇良老師，給予本篇論文的評析與建議，使得本論文的寫作更臻完善。感謝系上所有的老師：包括楊貴三老師、莊翰華老師、何猷賓老師、蔡衡老師、王素芬老師、李明燕老師、李建平老師、詹仕堅老師、宋郁玲老師、劉瓊如老師和廖葆禎老師，你們盡心盡力的教學，讓我在這三年中確實又成長了不少。感謝系辦公室盧立心小姐和洪月照小姐，因為兩位在行政方面的協助，讓我可以安心地畢業！

感謝碩班所有的好同學：包括依凡、珮菁、文進、盈杉、紫翎、釗逸、雪卿、振豪、國士、婉婷、婉君、淑婷、玉芳，我們共同創造的美好記憶，將永存我的心底。感謝惠娟學姐的照顧，提點我許多大大小小的問題，讓我對於未來有更明確的前進方向。感謝祥豪學弟，論文口試時的協助。衷心感謝所有在我的學習生涯中，陪伴、幫助過我的人，幼稚園、小學、中學、大學中所有的老師，以及可愛的同學們，你們小小的善舉，絕對是我不斷向上的動力。最後，要感謝辛苦的媽媽，因為有你在背後默默的支持，才有今天的我！

建良 謹誌於彰化

摘要

一直以來，許多學者皆指出公共財具有外部性的特質（高希均，1991；張清溪等，2004），且部分公共財的外部性會隨著距離的加大而逐漸減小（Hanink, 1997），然而，到目前為止，文獻上卻少見關於外部性距離衰減的相關研究。一般而言，都市公園綠地是一項具有外部效益的公共財，其外部效益沒有實際的交易市場，因此我們無法直接取得此一結果，但都市公園綠地的外部效益可資本化於周圍的房屋價格之中，成為房屋價格的屬性（特徵）之一。藉由此一特性，本文應用特徵價格理論，透過迴歸分析，建立臺中市房屋特徵價格函數，藉此估計臺中市公園綠地外部效益之距離衰減函數。

研究結果發現，若臺中市房屋特徵價格函數設定為雙邊對數函數，則至公園距離增加時，房屋的成交價確實會下降，而且隨著距離的增加，成交價下降的幅度將逐漸減緩，表示都市公園綠地的確具有外部效益，且其外部效益會隨著距離的增加而逐漸減小。此結果亦可顯示，都市公園綠地的外部效益在空間上確有一定的範圍或局部性。

關鍵詞：外部性、距離衰減、特徵價格法

Abstract

Studies have showed that public goods have the characteristics with externalities, and externalities of certain public goods will diminish as distance from the locations of those public goods increases. But, few researches in the literature have focused on distance-decay of externalities. Urban parks are public goods with external benefit. The external benefit of urban parks has no real market, so we cannot obtain the result directly. However, we know external benefit of urban parks can be capitalized in the housing price as an attribute of houses. Based on this characteristic, this study applies hedonic price theory to set up the hedonic price function of houses in Taichung city, and uses it to estimate a distance-decay function of external benefit of parks in Taichung city.

The Results show that if the hedonic price function of houses in Taichung city is specified as log-log function, then as distance to the closest park increases, the external benefit of park will decrease. It reveals that the external benefit of urban park, indeed, has limited spatial extent and is localized.

Keywords: externalities, distance-decay, hedonic price method

目次

第一章 緒論.....	1
第一節 研究動機與目的.....	1
第二節 研究區域.....	3
第二章 文獻回顧.....	7
第一節 外部性.....	7
第二節 非市場評價法.....	10
第三節 特徵價格理論.....	12
第四節 影響房價之因素.....	17
第五節 國內外相關研究.....	19
第三章 研究資料與方法.....	23
第一節 資料來源與處理.....	23
第二節 擬定變數之說明.....	26
第三節 迴歸分析與函數型態.....	34
第四章 結果分析與討論.....	39
第一節 房屋特徵價格函數.....	39
第二節 公園綠地外部效益之距離衰減函數.....	57
第五章 結論與建議.....	60
第一節 結論.....	60
第二節 研究限制與建議.....	62
參考文獻.....	63

圖次

圖 1-1 臺中市地理位置圖.....	4
圖 1-2 「惠宇澄峰」房地產廣告.....	5
圖 1-3 「東京市」房地產廣告.....	6
圖 1-4 臺中市公園綠地空間分布.....	6
圖 2-1 外部性圖示.....	7
圖 2-2 外部性的局部性或地區性特質.....	8
圖 2-3 公共財外部效益圖示.....	9
圖 2-4 非市場評價法分類系統.....	11
圖 2-5 特徵價格函數概念圖.....	15
圖 2-6 房屋特徵價格分析架構.....	16
圖 2-7 影響房價之因素.....	18
圖 3-1 臺中市房屋交易樣本空間分布.....	25
圖 3-2 最近公園面積與至公園距離之示意圖.....	29
圖 4-1 線性函數 標準化殘差直方圖.....	41
圖 4-2 線性函數 標準化殘差常態機率圖.....	41
圖 4-3 線性函數 標準化殘差與標準化預測值之散佈圖.....	42
圖 4-4 線性函數 標準化殘差與序號之散佈圖.....	42
圖 4-5 半對數函數 標準化殘差直方圖.....	45
圖 4-6 半對數函數 標準化殘差常態機率圖.....	45
圖 4-7 半對數函數 標準化殘差與標準化預測值之散佈圖.....	46
圖 4-8 半對數函數 標準化殘差與序號之散佈圖.....	46
圖 4-9 逆半對數函數 標準化殘差直方圖.....	48
圖 4-10 逆半對數函數 標準化殘差常態機率圖.....	49
圖 4-11 逆半對數函數 標準化殘差與標準化預測值之散佈圖.....	49

圖 4-12 逆半對數函數	標準化殘差與序號之散佈圖.....	50
圖 4-13 雙邊對數函數	標準化殘差直方圖.....	52
圖 4-14 雙邊對數函數	標準化殘差常態機率圖.....	53
圖 4-15 雙邊對數函數	標準化殘差與標準化預測值之散佈圖.....	53
圖 4-16 雙邊對數函數	標準化殘差與序號之散佈圖.....	54
圖 4-17 成交價與至公園距離關係.....		59
圖 4-18 臺中市公園綠地外部效益之距離衰減函數.....		59

表次

表 2-1 國內外相關研究整理.....	21
表 3-1 臺灣不動產成交行情公報個案舉隅.....	24
表 3-2 擬定變數之敘述統計與係數預期符號.....	33
表 4-1 線性函數迴歸分析結果.....	39
表 4-2 半對數函數迴歸分析結果.....	43
表 4-3 逆半對數函數迴歸分析結果.....	47
表 4-4 雙邊對數函數迴歸分析結果.....	51
表 4-5 各函數型態迴歸分析結果比較.....	55

第一章 緒論

第一節 研究動機與目的

空間觀點是地理學的一種基本研究觀點，長久以來，地理學家不僅透過這個觀點組織地表的各種現象，同時也憑藉這個觀點企圖為其學科建立獨特研究領域的理論基礎。一般而言，空間傳統的地理學，係以實證論的科學觀作為研究的方法論，企圖透過理論、法則、模式的建立和應用，以數學、統計學等方法的分析，達成解釋和預測地表上人類各種活動的「空間結構」。其中，實證論下的空間分析，即企圖透過距離及其衍生出來的空間概念，以理論化地表上人類組織各種活動的幾何特性（施添福，1990）。Watson（1955）更直接指出地理學是一門「距離」的學科。

一直以來，許多學者皆指出公共財具有外部性（含外部效益和外部成本）的特質（高希均，1991；張清溪等，2004），且部分公共財之外部性會隨著距離的加大而逐漸減小（Hanink, 1997），然而，到目前為止，卻少有關於外部性距離衰減的相關研究。

一般而言，都市公園綠地是一項具有外部效益的公共財，它是現代城市中不可或缺的重要元素之一，其所提供的功能包含：都市之肺、隔離相衝突之土地使用、具有增加安全及緩衝作用、降低人口密度、美化都市景觀、促進都市生態平衡、提供居民業餘聚會場所、提供居民休閒遊憩場所、提高房地產價值、預留空地為未來公共設施使用、教育民眾等（王佳惠，1999；蘇敏隆，1994）。

都市公園綠地是孩童的遊樂場、上班族的歇腳地、銀髮族的運動場（胡文青，2007），在都市居民的日常生活中是非常重要的公共空間。公園為都市居民從事戶外遊憩活動與休息之場所，對提升都市居民生活品質有重要助益，對都市居民的生理及心理狀態亦具有重要的正面影響（Bolund and Hunhammar, 1999）；公園

內通常具備各類活動設施，能夠為都市居民營造舒適的運動環境（Bedimo-Rung et al., 2005）；公園內的自然環境，能夠滿足都市居民社會層面及精神層面的需求，並提供都市居民正面的情緒體驗（Chiesura, 2004）。

即使都市公園綠地所提供的功能如此廣泛，然而至目前為止，卻少有相關研究探討其外部效益之距離衰減現象。特徵價格法最早運用於經濟學各種市場財貨（例如汽車）之評價，其後環境經濟學借用此一理論評估非市場財貨（例如空氣品質）之價值。本研究將特徵價格法引入地理學，期望透過特徵價格法估計地理學所關心的外部效益距離衰減函數。對地理學家而言，外部性的重要性主要在於它們的強度通常是相對區位的函數，換句話說，外部性可以看作是一個有限的空間場域（Knox and Pinch, 2000）。

本研究旨在瞭解都市公園綠地外部效益的距離衰減現象。由於都市公園綠地的外部效益沒有實際的交易市場，因此我們無法直接取得此一結果，但都市公園綠地的外部效益可資本化於周圍的房屋價格之中，成為房屋價格的屬性（特徵）之一。藉由此一特性，本文運用特徵價格理論，透過迴歸分析，以導引出房屋中都市公園綠地的隱含價格，並進而估計都市公園綠地外部效益之距離衰減函數，此即為本研究之主要目的。

第二節 研究區域

壹、研究範圍

張育彰（1996）的研究指出：臺中市消費者的購屋條件以居住環境品質為第一優先，次之為房屋價格，再次為交通狀況，而公園綠地對臺中市預售屋單價的影響最為明顯，若配合公共設施及教育設施，往往可大幅提高預售屋的銷售單價。林鴻文（2008）的研究亦指出：臺中市之公園綠地的確具有提高房屋價格之效果，因此，本文選定臺中市為研究範圍。

臺中市位於臺中盆地，全境為臺中縣所包圍，東以頭嵙山、二嵙山的山脊和新社鄉為界；南以廬子坑溪、旱溪及大里溪連太平市，以旱溪接大里市；西南和烏日鄉相接；西部以大肚台地的中軸線，和大肚鄉、龍井鄉及沙鹿鎮為界；北則和大雅鄉、潭子鄉及豐原市接鄰。就絕對位置而言，臺中市位於北緯 24 度 6 分 20 秒至 24 度 13 分 23 秒，東經 120 度 33 分 58 秒至 120 度 47 分 57 秒之間（圖 1-1）（國立中興大學，2008）。

臺中市土地總面積為 163.4256 平方公里，行政上劃分為八區，分別有中區、東區、南區、西區、北區、南屯區、西屯區、北屯區，其中以北屯區的面積最大，達 62.7034 平方公里；中區的面積最小，僅 0.8803 平方公里。至 2007 年年底總人口數有 1,055,898 人，人口密度 6,461 人／平方公里，其中以中區的人口密度最高，達 26,735 人／平方公里，北屯區的人口密度最低，3,609 人／平方公里（臺中市政府主計處，2008）。

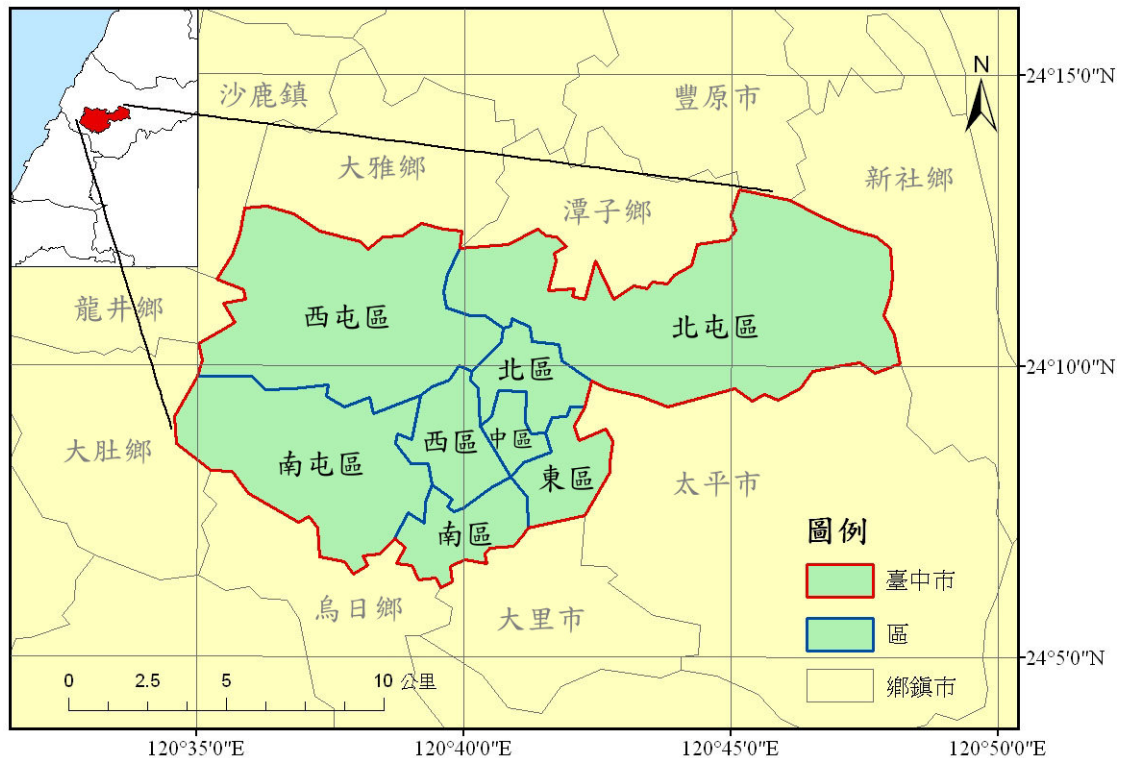


圖 1-1 臺中市地理位置圖

貳、研究對象

郭瓊瑩、王秀娟（1996）對公園綠地的概念性定義(conceptual definition)為：能提供生態保育、景觀美質、防災保健、休閒遊憩等綜合功能之開放空間。于明誠（1993）則將臺灣的公園綠地劃分為四個層級，分別為鄰里公園（1 公頃以下）、社區公園（1~5 公頃）、都市公園（5~50 公頃）和都會公園（50 公頃以上）。由於概念性定義在研究上難以操作，因此，本研究對公園綠地的操作性定義（operational definition）為：臺中市都市計畫中，面積大於 1 公頃之公園、兒童遊戲場、公園兼兒童遊戲場、綠地、綠帶、公園兼體育場、園道用地。

至 2007 年年底，臺中市已開闢公園綠地面積為 5,128,200 平方公尺，占臺中市面積約 3.1%，平均每人享有公園綠地面積約為 4.9 平方公尺（臺中市政府主計處，2008），此數據高於內政部所規定之標準：每人享有公園綠地面積 3.3 平方公尺（黃昭雄，2003）。本研究發現，臺中市多數房屋「至公園距離」之樣本觀

察值皆相當接近，此結果容易造成迴歸分析時，不容易估計出一條精確的迴歸模式。胡淑雲（1988）的研究指出：鄰里公園的利用率及偏好值明顯低於大型公園，住家附近若有鄰里公園以外的公園可選擇時，居民通常傾向利用大型公園。就平常所見，多數房地產業者亦皆以著名且大型之公園（例如：豐樂雕塑公園、臺中公園等）（圖 1-2、圖 1-3）做為房地產的廣告，少以鄰里公園做為銷售噱頭。因此，本研究之研究對象排除了鄰里公園（1 公頃以下），目的在使「至公園距離」變數之樣本觀察值變得較為分散，使得迴歸分析較為精確。根據此定義，本研究之臺中市公園綠地空間分布如圖 1-4 所示。

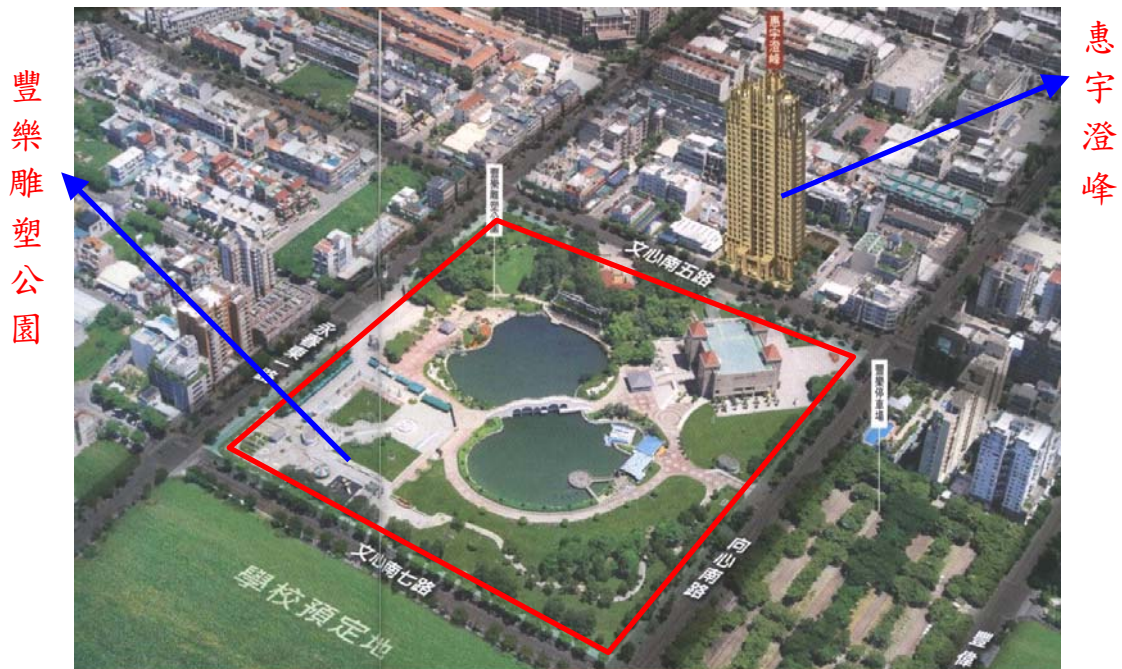


圖 1-2 「惠宇澄峰」房地產廣告（資料來源：建築美學導覽）



圖 1-3 「東京市」房地產廣告（資料來源：研究者攝影）

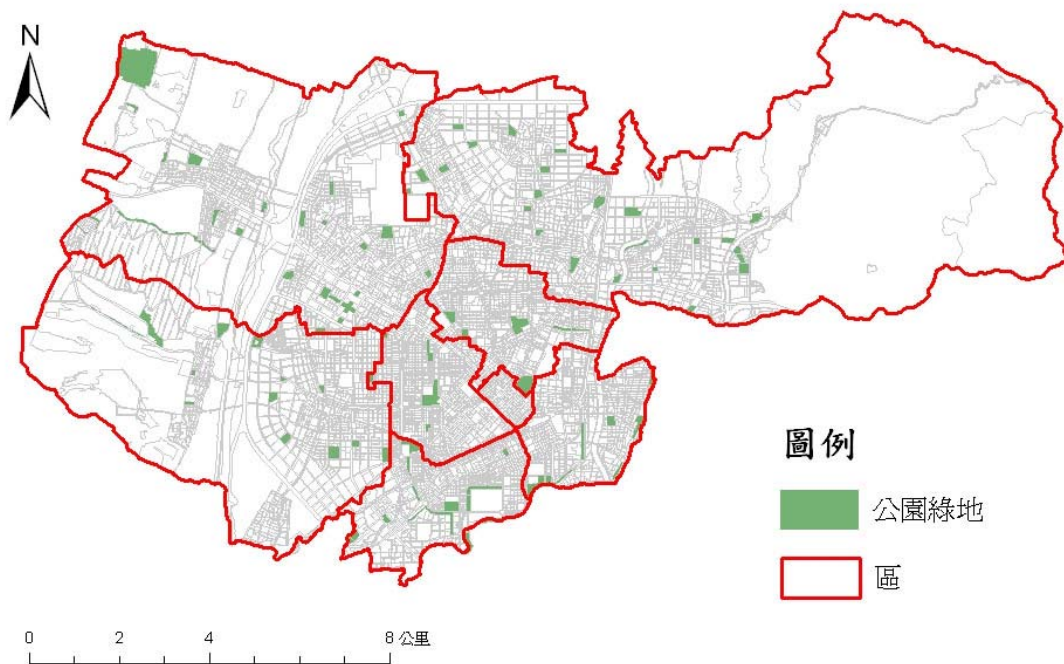


圖 1-4 臺中市公園綠地（面積大於 1 公頃）空間分布

第二章 文獻回顧

第一節 外部性

張清溪等（2004）定義外部性（externalities）為：人們的經濟行為有一部分的利益不能歸自己所有，而使周圍的人受惠，或有部分成本不必自行負擔，而使周圍的人受害。當自己不能享受生產所產生的全部利益時（部分利益外溢到鄰里），那一部分外溢的利益就稱之為外部經濟（external economies）或外部效益（external benefits）；當自己不需付擔生產所必須支付的全部成本時（部分成本外溢到鄰里），那一部分外溢的成本稱為外部不經濟（external diseconomies）或外部成本（external costs）。外部效益和外部成本合稱外部性，又稱外部效果（external effects）或外溢效果（spillover effects）。Johnston et al.（2000）於「The Dictionary of Human Geography」中定義外部性為：一個人的活動對其他人的影響。外部性既可能帶來正面效應，亦可能帶來負面效應，一個保持良好的花園能產生正面的外部性，而有噪音的工廠則增加當地居民的生活成本（圖 2-1）。

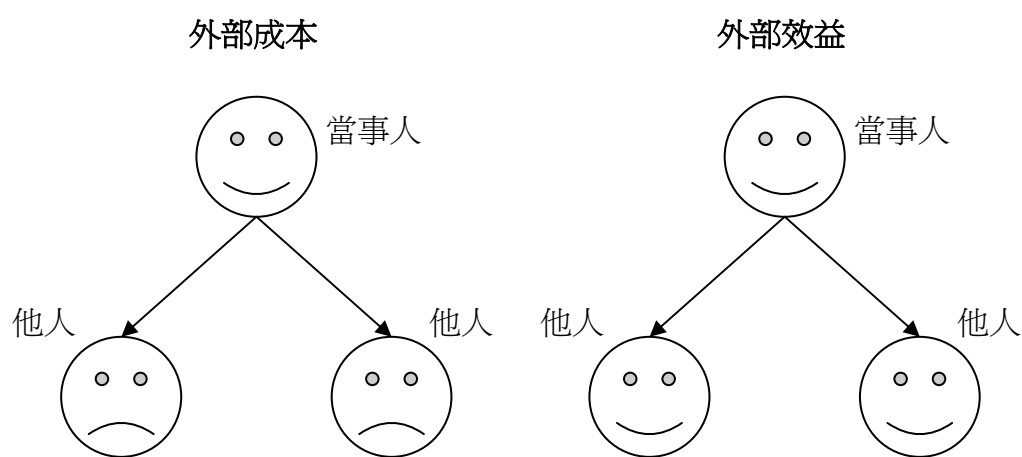


圖 2-1 外部性圖示（高希均，1991）

外部性常常具有「局部性或地區性」（localized）的特質，所謂局部性或地區性，係指外部性的強度呈現距離衰減（distance-decay）的現象。中國「全國科學技術名詞審定委員會」（2007）將「距離衰減」定義為事物或現象的作用力隨

著地理距離的增加而逐漸減少或變弱的規律。「距離」是 Nystuen 所確定的基本空間概念之一，Tobler 所提出的地理學第一定律亦指出「所有事物都互相關聯，然而它們的關係隨著相互間距離的增大而逐漸疏遠」(Johnston et al., 2000)。外部性的局部性或地區性特質可由距離衰減函數來表示，以垃圾掩埋場為例，其外部成本將隨著距離加大，外部成本逐漸減小，直到一定距離，其外部成本才會完全消除；以公園綠地為例，其外部效益亦將隨著距離加大，外部效益逐漸減小，直到一定距離，其外部效益才會完全消除（圖 2-2）(Hanink, 1997)。

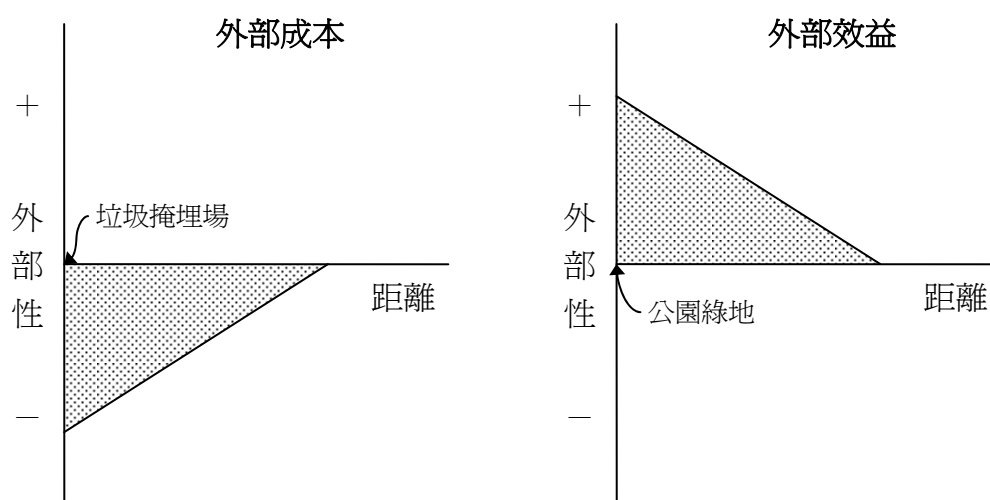


圖 2-2 外部性的局部性或地區性特質 (Hanink, 1997)

外部性的存在，使得市場機能無法達到資源配置之最大效率，當生產者不需支付全部的外部成本時，他就有可能多生產一些，發生超過最適當生產水準的情形；反過來說，當生產者沒有獲得全部的外部效益時，他就有可能少生產一些，發生低於最適當生產水準的情形。一般而言，公園綠地是一項具有外部效益的公共財（圖 2-3），政府投資興建公園綠地，並沒有獲得全部的外部效益，其外部效益包括增加鄰里居民的活動空間、提升鄰里視覺的生活美感、改善鄰里環境的居住品質等（邵澤恩，1998），可能影響政府對公園綠地的闢建，造成公園綠地的供給量不足。此結果，使人們紛紛在市場上以競價的方式接近公園綠地，因此，隨著至公園綠地的距離愈近，房屋的成交價格通常也隨之提高（Johnston et al.,

2000)。

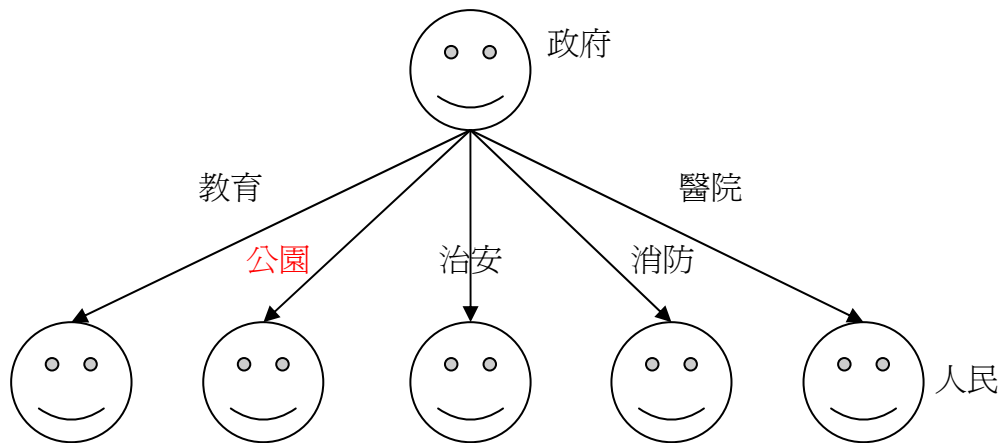


圖 2-3 公共財外部效益圖示（高希均，1991）

第二節 非市場評價法

非市場財貨（non-market goods）意指缺乏公開交易市場的財貨，通常係指環境資源，例如公園綠地、保護區等，經濟學家爲了能估計出這些非市場財貨的價值，逕而發展出許多「非市場評價法」(non-market valuation techniques)。Randall（1984）根據經濟理論上效益的分析，將非市場評價法分爲二大類：所得補償法（income compensation approach），針對環境資源的增量或減量，找出能夠使消費者達到原來效用水準的補償金額；支出函數法（expenditure function approach），利用環境資源與其他具有市場價格的財貨，彼此之間在消費者效用函數中的相關性，藉此導出環境資源增量或減量的價值。Asafu-Adjaye（2000）則根據價格評估資料獲取之差異，將非市場評價法分爲二大類：敘述性偏好（stated preference），藉由問卷調查技術，引導出個人偏好和其對非市場財貨的價值衡量；顯示性偏好（revealed preference）藉由觀察個體在市場上的選擇行爲，引導出個人偏好和其對非市場財貨的價值衡量。

其中，最常使用於評估非市場財貨的方法分別有條件評價法（contingent valuation method, CVM）、旅遊成本法（travel cost method, TCM）和特徵價格法（hedonic price method, HPM）（陳明健，2003；蕭代基等，2002）。

「條件評價法」採用敘述性偏好的方式，爲所得補償法的一種。主要係透過問卷調查，直接詢問民眾對於環境品質的改善，願意支付多少金額（willingness to pay），或者對於環境品質的破壞，願意接受多少金額的補償（willingness to accept），藉此來衡量環境資源的經濟效益。然而，條件評價法爲一虛擬市場，消費者容易高估其真正的願付價格，實際上卻不願意支付那麼多。

「旅遊成本法」採用顯示性偏好的方式，爲支出函數法的一種。主要是將遊客使用遊憩資源所花費的旅遊成本視爲非市場財貨的價值。所謂旅遊成本是指因進行遊憩活動而產生的開支，包括旅遊前之準備成本、旅遊途中所耗費之成本、

因遊憩活動所耗費之成本，例如交通費、食宿、門票等。然而，對都市公園綠地而言，民眾通常不需支付門票費用、交通費相對較低，若以旅遊成本法評估都市公園綠地之效益可能會產生低估，導致整體效益不顯著的情形。

「特徵價格法」採用顯示性偏好的方式，為支出函數法的一種。主要利用差異性財貨（differentiated goods）之價值及其所包含之各種特徵之數量的關係，透過函數的估計，進而導引出差異性財貨中各種特徵的隱含價格。特徵價格法之所以能應用在評估環境資源，是因為環境資源之數量或品質恰為差異性財貨的特徵之一，因此，當環境品質改變時，環境資源的隱藏價值便會反應在差異性財貨的價格變動上。綜合以上敘述，非市場評價法分類系統可見圖 2-4。

特徵價格法的優點在於其所採用的價格資料來自於真實的交易市場，是透過消費者的選擇及購買過程所產生，不若條件評價法設立一虛擬的交易市場，並非實際具有付出代價的動作，可能會產生高估的情形。就都市行政區劃內的公園綠地而言，民眾停留在公園綠地的時間不長，且並無其他的花費，進入公園綠地亦不需支付門票費用，若以旅行成本法評估都市公園綠地之效益可能會產生低估的情形，必須考慮到旅行成本法在都市區域內的適用性有所限制（陳相如，2005）。因此，本研究選定以特徵價格法評估都市公園綠地之價值，並藉此估計都市公園綠地外部效益之距離衰減函數。

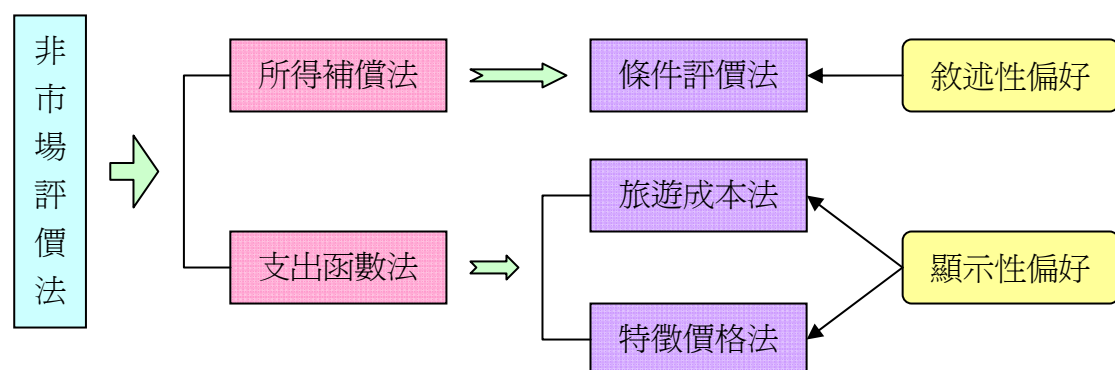


圖 2-4 非市場評價法分類系統（陳相如，2005）

第三節 特徵價格理論

傳統的消費理論是將商品假設為同質性，並假設消費者所獲得的效用是來自財貨本身，因此只重視財貨價格變化與數量的多寡。此假設不符合現況非同質性商品的交易，例如消費者購買財貨並不單只是考慮其數量，由於差異性產品之存在，消費者實際上會根據產品所提供的不同特徵，來選擇真正需求之產品，因此近代經濟學家提出特徵價格理論以解決此一問題（王俊仁，2008）。

特徵價格之原文為「Hedonic Price」，「Hedonic」一詞源自希臘單字「Hedonikos」，為「Pleasure」的同義詞，簡單地說就是「快樂」或「滿足」的意思（溫海珍，2005；Hidano, 2002）。事實上，「Hedonic」指的是差異性財貨中的各種特徵帶給消費者的滿足感，依據其滿足的程度，效用便不盡相同。特徵價格理論認為消費者對產品的需求並不是基於產品本身而是因為產品所內含的特徵，例如：消費者購買房屋，目的是把房屋所內含的特徵轉化為效用，而效用的高低決定於房屋所含各種特徵的數量。在實際的交易市場上，房屋商品是作為內在特徵的集合一起出售的，雖然房屋的交易價格在市場上是可觀察的，但是房屋所內含的特徵價格卻無法直接取得。

最早使用「Hedonic」觀念的是 Haas 於 1922 年所做的研究，Haas 把「至市中心距離」和「城市的大小」，作為農地價格兩個重要的特徵（溫海珍，2005；Hidano, 2002）。Waugh（1928）使用一系列可觀察的特徵來代表蔬菜的品質，並估計了每個特徵的隱含價格。Court（1939）把汽車價格作為汽車不同特徵的函數，建構了汽車產業的特徵價格函數。Houthankker（1952）反駁傳統的消費理論（把財貨當作直接產生效用的標的，每個財貨都是一樣的），認為消費者的消費行為並非只考慮財貨的數量，也會考慮財貨的品質和其內含的特徵。Adelman and Griliches（1961）最早將房屋的價格視為房屋各種特徵之隱含價格的總和，他們認為房屋是由許多內含的特徵所組合而成的，每一棟房屋對消費者而言均不

盡相同，並非一均質性的財貨。

Becker（1965）提出不同於傳統消費理論的家庭生產理論（household production theory），認為許多產品購買後並不能直接提供消費，必須透過家庭某一生產過程後才能獲得消費的滿足。此理論指出市場上的產品皆是消費者生產所須產品的要素投入，換句話說，消費者對市場產品的需求是一種引申性需求（derived demand）。

Lancaster（1966）提出新消費理論—消費活動分析（consumption activity analysis），他從產品的差異性出發，認為消費者對產品的需求並不是基於產品本身，而是因為產品內所含的特徵。Lancaster 認為商品擁有一系列的特徵，這些特徵結合在一起，對消費者產生某種程度的效用，消費者購買這些商品作為一種「投入」，並將它們轉化為效用，效用的高低決定於商品所包含的特徵及其數量。由於商品的各項特徵並不單獨顯見於市場上，因此我們並無法觀察到每項特徵的個別價格，所有的特徵價值乃是綜合隱藏在整個商品的交易價格內，不同的特徵組合，反映商品在市場上有不同的售價。

Ridker and Henning（1967）最早將特徵的概念應用於房屋市場的分析，計算了空氣污染的消除對房屋價格的影響。Rosen（1974）在家庭生產理論和新消費理論的基礎上，提出特徵價格理論，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。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。特徵價格理論有以下幾點基本假設：

- 1.完全競爭市場：消費者與生產者均為價格的接受者，無法單獨決定價格。
- 2.財貨的價格由其特徵組合所決定，各特徵皆可量化。
- 3.最大化原則：消費者追求效用最大化；生產者追求利潤最大化。

- 4.市場存有大量差異性財貨，表示有連續不同的消費組合。
- 5.二手市場並不存在，避免使問題複雜化。
- 6.各特徵之間具有強烈不可分離性，無法單獨出售，必定要與其他特徵搭配出售。

特徵價格理論之建構如下：首先定義消費者的出價函數（bid function）為 $\theta = \theta(Z_1, Z_2, \dots, Z_n, Y_1)$ ，其中， θ 是消費者的願付價格，而 $Z_1, Z_2, \dots, Z_n$ 則為商品之各種特徵，以房屋為例，可能包括面積、屋齡、至公園距離等。 Y_1 則為其他影響消費者出價的變數，例如消費者的所得、偏好等。依據邊際效用遞減原則，出價函數為一遞增函數，但其遞增率遞減。由於不同消費者，其所得與偏好不盡相同，故對同一特徵數量的願付價格並不相同。當許多消費者同時競爭某個數量的特徵時，出價（bidding price）最高者即獲得該數量的特徵，而其出價則成為市場成交價。

同樣地，Rosen 也定義了生產者的要價函數（offer function）為 $\phi = \phi(Z_1, Z_2, \dots, Z_n, Y_2)$ ，其中， ϕ 是生產者的願賣價格，而 $Z_1, Z_2, \dots, Z_n$ 則為商品之各種特徵，以房屋為例，包括面積、屋齡、至公園距離等。 Y_2 為其他影響生產者要價的變數，例如生產技術、資本等。根據邊際成本遞增原則，要價函數為一遞增函數，且其遞增率將遞增。由於不同生產者，其生產技術與資本不盡相同，故對同一特徵數量的願賣價格並不相同。當許多生產者同時競爭某個數量的特徵時，要價（offering price）最低者即賣出該數量的特徵，而其要價則成為市場成交價。

由以上的分析可知，市場均衡點將發生在出價函數 θ 和要價函數 ϕ 的切點之上（亦即眾多消費者中願意出價的最高點和眾多生產者中願意要價的最低點），將這些無數的切點連成一線，即可獲得特徵價格函數 $P = P(Z_1, Z_2, \dots, Z_n)$ ， P 為商品的價格， $Z_1, Z_2, \dots, Z_n$ 則為商品之各種特徵（圖 2-5）。

溫海珍（2005）提出房屋的特徵價格分析架構（圖 2-6）：房屋的特徵及價格

把開發商、消費者及房屋產品本身緊密地聯繫在一起，開發商透過對產品的設計、建造、維修，向市場提供具有不同特徵的房屋產品，由於特徵的不同需要承擔不同的成本；對於消費者而言，購買房屋商品是爲了滿足生活、娛樂等需要，房屋產品所能提供的效用取決於特徵的組合及其數量。開發商和消費者之間透過市場進行交易，而其成交價格即爲產品所含之特徵價格總和。

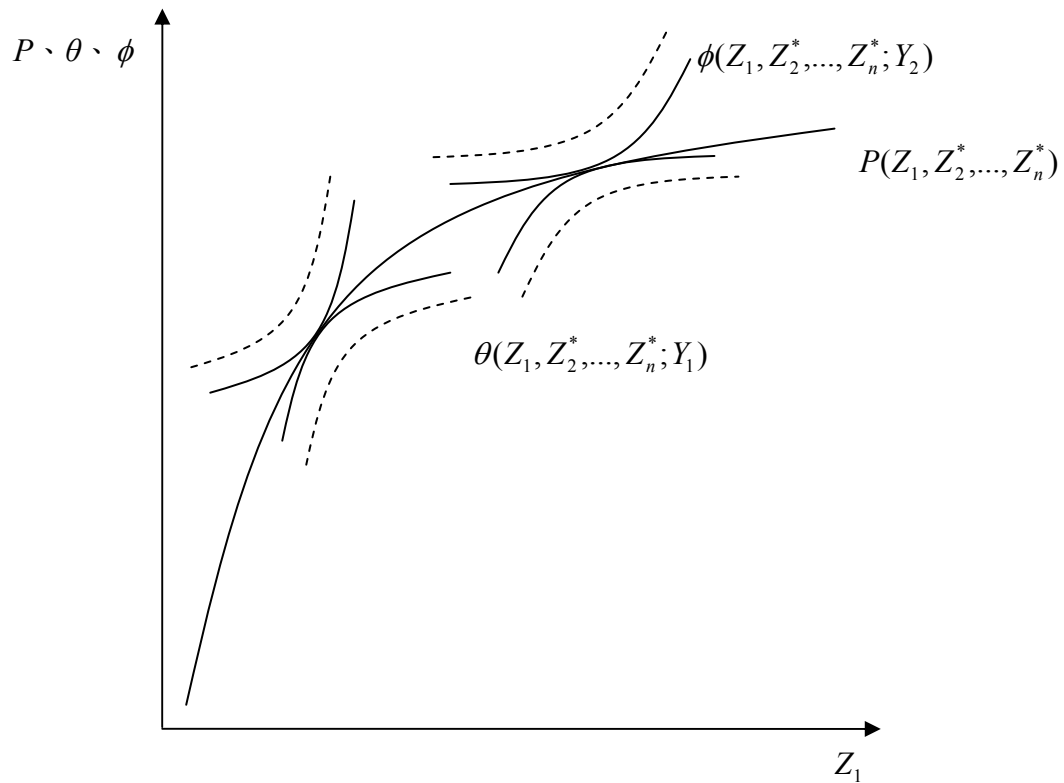


圖 2-5 特徵價格函數概念圖（Rosen, 1974）

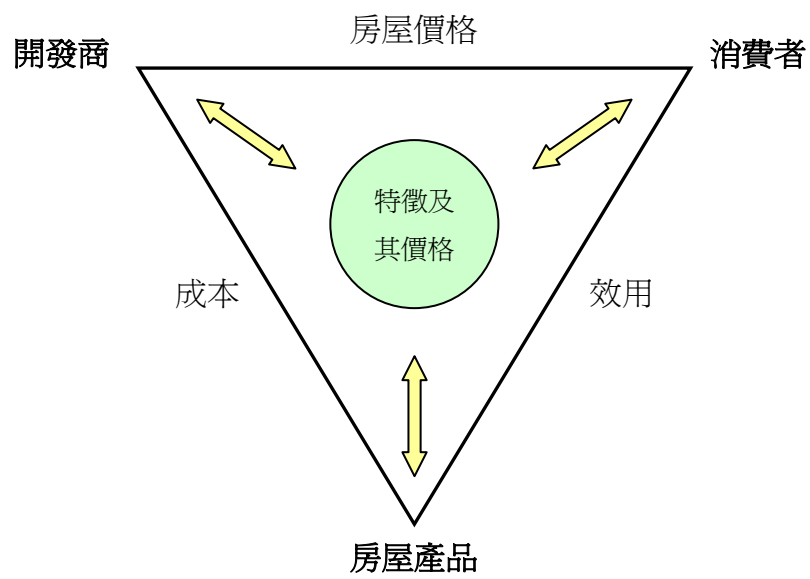


圖 2-6 房屋特徵價格分析架構（溫海珍，2005）

第四節 影響房價之因素

價格是房屋市場最重要的指標，任何影響房屋市場的因素，最後必在價格上顯現出來，因此，影響市場波動的因素就必然影響房屋價格之波動。這些影響房屋市場供需因素分析起來錯綜複雜，且彼此互相影響，舉凡影響吾人生活之政治、經濟、社會與行政因素均將影響房屋市場供需關係，進而影響其價格之波動，此類因素稱之為總體因素。另一類影響因素稱之為個體因素，係由房屋本身實質結構屬性與房屋所處地區之區位屬性與基地特性所組成，而造成不同房屋價格之差異（劉振誠，1986）。

林國民（1996）將影響房屋價格的因素分為三大類：總體因素（包含政治因素、經濟因素、社會因素和政策因素）、個體因素（包含戶本身特徵、棟的特徵、鄰里小環境、鄰里大環境和家戶屬性）、其他因素（交易天數、買方特性和賣方特性）。邵澤恩（1998）則將影響房地產價格的因素粗分為「總體因素」和「個體因素」，總體因素又包括：影響供給之因素（房屋需求量、土地價格、營建成本、可運用資金和投機）、影響需求之因素（房屋供給量、所得、人口、預期心理和投機）、共同影響供給與需求之因素（政治局勢、經濟景氣、行政因素）。至於個體因素則包含：房屋實質結構屬性、區位屬性、鄰里環境屬性、基地屬性和建築使用情形。

Grave et al.（1988）根據研究需要及變數可能的影響力，將影響房價之因素區分為焦點（focus）、自由（free）和疑慮（doubtful）變數，所謂焦點變數指的是研究特別要觀察的變數；自由變數指的是影響房價較為明顯的變數；疑慮變數指的是影響房價較不明顯的變數。

一般來說，國內外房屋特徵價格之研究，通常採用橫斷面（cross-sectional data）的研究方式，因此不考慮影響房價總體因素的部分，而將個體因素簡單區分為二大變數：結構變數（structural variables）和環境變數（environmental

variables) (圖 2-7)。結構變數指的是房屋本身的特徵，例如面積、屋齡、房數等；環境變數係指房屋周圍的環境品質，通常與可及性有關，例如至公園距離、至火車站距離、至學校距離等。良好的特徵變數選取，是特徵價格模型解釋現狀的必要條件，但是完整的變數蒐集，卻必須花費大量的人力、物力與財力，常為現實所不允許，有些特徵變數甚至無法經由觀察得到，相關研究指出，只要不要遺漏重要的特徵變數，預期結果就不會與實際現況相差太遠（林立偉，2003）。

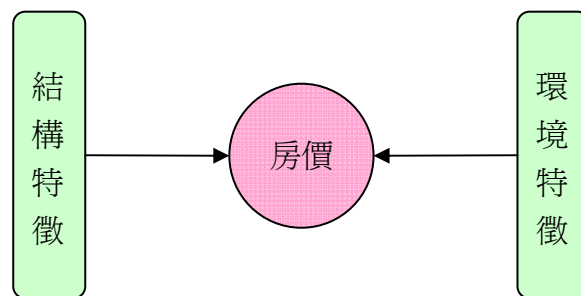


圖 2-7 影響房價之因素

第五節 國內外相關研究

至目前為止，少有相關文獻以特徵價格法來評估都市公園綠地外部效益之距離衰減現象，但已有少數文獻以特徵價格法來評估都市公園綠地之價值。

Bolitzer and Netusil (2000) 以特徵價格法估計美國奧勒崗州 Portland 市，開放空間 (open space) 對房屋價格之影響，結果指出：若距離房屋 1,500 英尺 (約等於 457.2 公尺) 以內，有任何一種開放空間 (包括公園、自然區域及高爾夫球場)，則房價將提高美金 2,105 元。Morancho (2003) 以特徵價格法估計西班牙 Castellón 市的綠地價值，結果顯示，至都市綠地距離每多 100 公尺，房價即減損西班牙幣 300,000 元 (約等於歐元 1,800 元)，因此，作者建議小而多的公園比大而少的公園更為適當。

Kong et al. (2007) 運用 GIS 和地景指標 (landscape metrics) 改進特徵價格法變數的量取，其結果指出中國濟南市 300 公尺範圍內綠地面積增加 1%，房價將上漲 2.1%；至公園花費時間減少 1%，房價將上漲 1.6%。Sander and Polasky (2009) 以特徵價格法評估美國明尼蘇達州 Ramsey 市的景觀和開放空間價值，研究結果指出：至公園、小徑、湖泊和河流愈近，房屋的售價隨之提高，其中提高房價最多的是湖泊，依序為公園、小徑和河流。

鄭吉延 (1999) 針對臺中市都市林之經濟效益以特徵價格法作評價，其研究結果指出都市林特徵對土地交易價格影響力並不顯著，亦即消費者在選購土地時，對於附近都市林的因子並不在意。作者認為供需雙方在進行買賣土地時，不像買賣房屋一樣，較不注重周圍的都市林特徵，因此，作者建議：土地交易價格並不適合做為特徵價格法中的依變數，採用房屋交易價格估計都市林特徵之隱含價格較為適當。

彭宴玲 (2005) 運用特徵價格法於臺北市綠地效益之評估，並模擬集中設置和分散設置綠地之效益差別，結果顯示：當 500 公尺範圍內綠覆面積增加 1 公頃，

房價將上漲 18,890~23,080 元之間；大面積綠地的集中設置較小面積綠地的分散設置經濟效益更佳。其研究結果與 Moranco (2003) 不同，原因是 Moranco 的研究採用的變數是「至綠地距離」，由於分散設置可增加可及性，因此推論小而多的公園能創造更多效益，然而彭宴玲 (2005) 的研究採用的變數是「500 公尺範圍內綠覆面積」，若集中設置於人口多且原始綠覆面積較低的地方，其經濟效果非常顯著，因而兩篇文章會做出不盡相同的結論。

陳相如 (2005) 亦運用特徵價格法估算臺南市東區都市林之經濟效益，其都市林定義包含範圍內之學校，研究結果顯示都市林之整體效益確實可反應至房地產價格上，臺南市東區都市林的邊際價格為 2,535.26 元，表示至都市林距離減少 1 公尺，房價將上漲 2,535.26 元。

陳章瑞、宋維真 (2007) 的研究指出：傳統上大部分運用特徵價格法的文獻多以個別獨立變數估計房價，但卻忽略了交互項變數的影響，並指出都市綠地做為一種公共財，其整體效益可資本化在周圍不動產的價格上，適當地運用這些都市綠地的特徵價格模型，可用來估計都市綠地整體效益的價值。

林鴻文 (2008) 應用特徵價格理論評估臺中市住宅屬性之價值，結果指出：當獨立式住宅（透天厝及別墅）600 公尺內有公園，則平均房價將提高約 144 萬元，公園為獨立式住宅最常出現之外部公設，此公設可為住戶帶來休閒活動方面之便利，因此會有較明顯之價格增幅。

由以上文獻回顧（表 2-1）可知，雖然已有相關研究運用特徵價格法估計都市公園綠地或都市林之價值，然而卻不甚注意其外部效益之距離衰減現象，僅是提出公園綠地之邊際距離價格，亦未建立公園綠地外部效益之距離衰減函數。本研究試從公園綠地外部效益「局部性或地區性」的角度切入，藉由特徵價格法估計臺中市公園綠地外部效益之距離衰減函數，並以函數圖形呈現其外部效益距離衰減趨勢。

表 2-1 國內外相關研究整理

作者	題目	研究範圍	研究對象	摘要
Bolitzer and Netusil (2000)	The impact of open spaces on property values in Portland, Oregon	美國 奧勒崗州 Portland 市	開放空間	若 距 離 房 屋 1,500 英 尺 以 內，有任何一種開放空間，則房價將提高美金 2,105 元。
Morancho (2003)	A hedonic valuation of urban green areas	西班牙 Castellón 市	都市綠地	至都市綠地距離每多 100 公尺，房價即減損西班牙幣 300,000 元。
Kong et al. (2007)	Using GIS and landscape metrics in the hedonic price modeling of the amenity value of urban green space: a case study in Jinan City, China	中國 濟南市	都市綠地	300 公尺範圍內綠地面積增加 1%，房價將上漲 2.1%；至公園花費時間減少 1%，房價將上漲 1.6%。
Sander and Polasky (2009)	The value of views and open space: estimates from a hedonic pricing model for Ramsey county, Minnesota, USA	美國 明尼蘇達州 Ramsey 市	開放空間	至公園、小徑、湖泊和河流愈近，房屋的售價隨之提高，其中提高房價最多的是湖泊，依序為公園、小徑和河流。
鄭吉延 (1999)	特徵價格理論應用於都市林效益評估之研究—以臺中市為例	臺中市	都市林	都市林特徵對土地交易價格影響力並不顯著，亦即消費者在選購土地時，對於附近都市林的因子並不在意。

彭宴玲 (2005)	臺北市綠地效益之評價—特徵價格法之應用	臺北市	都市綠地	當 500 公尺範圍內綠覆面積增加 1 公頃，房價將上漲 18,890~23,080 元之間。
陳相如 (2005)	都市林特徵價格之研究—以臺南市東區為例	臺南市東區	都市林	至都市林距離減少 1 公尺，房價將上漲 2,535.26 元。
陳章瑞、宋維真 (2007)	GIS 調查方法於特徵價格法衡量都市綠地美質之影響與效益	宜蘭縣羅東鎮	都市綠地	傳統上大部分運用特徵價格法的文獻多以個別獨立變數估計房價，但卻忽略了交互項變數的影響。
林鴻文 (2008)	住宅屬性之價值評估：應用特徵價格模型於臺中市中古屋市場	臺中市	都市公園	當獨立式住宅 600 公尺內有公園，則平均房價將提高約 144 萬元。

第三章 研究資料與方法

根據上一章之文獻回顧，本研究將運用特徵價格法建立臺中市房屋特徵價格函數，藉此估計臺中市公園綠地外部效益之距離衰減函數。特徵價格理論指出房屋並不是同質性商品，它是由房屋本身的特徵和其鄰近特徵所構成，如以數學式子表示即為： $P=f(Z_1, Z_2, \dots, Z_n)$ ， P 代表房屋的成交價， $Z_1, Z_2, \dots, Z_n$ 代表房屋的各種特徵，也就是函數中的各種變數。這些變數又可區分為二大類，分別為：結構變數 (structural variables, S) 和環境變數 (environmental variables, E)，因此，上列數學式又可改寫為： $P=f(S, E)$ 。

特徵價格法一般均以建立迴歸模型來推求房屋價值與各個房屋特徵 (含環境特徵) 改變的解釋關係，因此，本文之主要研究步驟如下：

1. 蒐集臺中市房屋市場交易資料 (包含房屋的成交價格及各種屬性特徵)。
2. 運用迴歸分析建立臺中市房屋特徵價格函數。
3. 以臺中市房屋特徵價格函數，估計臺中市公園綠地外部效益之距離衰減函數。
4. 以函數圖形呈現臺中市公園綠地外部效益距離衰減趨勢。

第一節 資料來源與處理

關於房屋市場交易資料的來源，目前國內有兩個主要管道：一是內政部編印的中華民國房地產交易價格簡訊 (季刊)，二是臺灣不動產交易中心編印的臺灣不動產成交行情公報 (半年刊)。由於中華民國房地產交易價格簡訊所提供的房屋結構特徵較少，再加上其房屋地址較不明確，難以定位 (影響環境變數距離的量取)，因此，本研究決定採用臺灣不動產成交行情公報所提供的房屋市場交易資料。

臺灣不動產交易中心自 2005 年開始出版臺灣不動產成交行情公報，其公報內容包含：物件地址、權狀總登記 (坪)、土地持分 (坪)、成交價 (萬)、單價

(萬)、格局(房／廳／衛)、樓別／樓高、成交日期、銷售天數、屋齡(年)、獨立車位面積(坪)、車位狀況敘述、物件類別。在「物件地址」的部分，由於該公報僅選取鄰近門牌號碼做為代表，並無物件確切之位置，為此，本研究參考相關研究之處理方式，選取該公報提供之門牌號碼中間值，做為該物件之空間位置所在(彭宴玲，2005)。以表 3-1 為例，該公報登記之物件地址為公益路 351~399 號，本研究將選取公益路 375 號做為該物件之空間位置。

表 3-1 臺灣不動產成交行情公報個案舉隅

物件地址			權狀總登記(坪)	土地持分(坪)
臺中市西區公益路 351~399 號			36.37	3.69
成交價(萬)	單價(萬)	格局(房／廳／衛)	樓別／樓高	成交日期
466	12.81	3／2／1	7／14	2008/3/25
銷售天數	屋齡(年)	獨立車位面積(坪)	車位狀況敘述	物件類別
32	7.4	2.25	坡道機械	大廈

資料來源：臺灣不動產交易中心(2008)

本研究採用之資料來自第十二期臺灣不動產成交行情公報，該期收錄之臺中市房屋成交個案，自 2008 年 1 月 1 日起至 2008 年 6 月 30 日止，共有 998 筆資料，但並非所有資料皆成為本研究之樣本。第一部分先將「非住宅」使用之物件類別(包括：辦公、店面、廠房、土地、車位)剔除，原因是相關研究曾指出：「非住宅」使用之物件類別買賣，較不重視環境變數(鄭吉延，1999)，於此同時，亦可去除不同物件類別之差異性(王宋民，1999)；第二部分剔除門牌號碼中間值相同重複者(保留於公報中排序之第一個個案)，例如連續兩個物件之地址皆標示為黎明路二段 52~100 號，則只取第一個個案作為代表；第三部分剔除變數資料不全者或地址不明者，例如個案之地址為西屯區台中港路百達富裔(預售案名)，由於地址不明確，故選擇剔除；第四部分剔除於地理資訊系統上找不

到取中間值後的門牌號碼者，例如個案取中間值後之門牌號碼為三民路一段 175 號，但地理資訊系統之屬性欄位表並未有此一門牌號碼，故將之剔除。最後餘 249 筆資料，成為本研究房屋交易之樣本，其空間分布如圖 3-1。

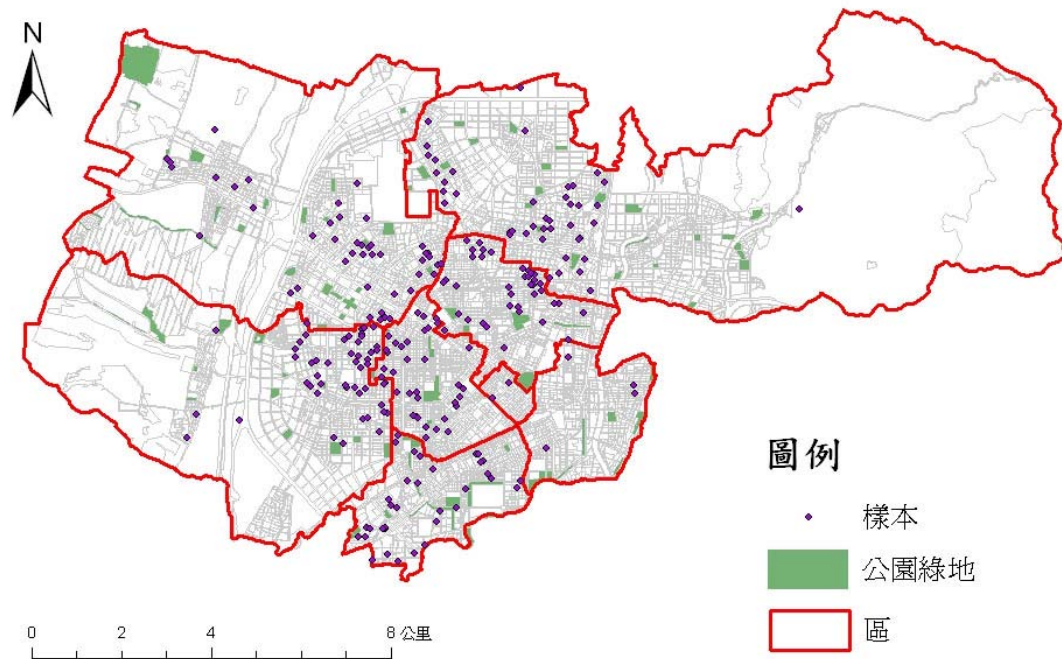


圖 3-1 臺中市房屋交易樣本空間分布

第二節 擬定變數之說明

根據上一章影響房價因素之文獻回顧，本研究就所能蒐集之變數並參考相關文獻，擬定房屋特徵價格函數中可能需要之變數（表 3-2）。

在依變數的部分，本研究選擇房屋的「成交總價」(*PRICE*)而非房屋的「成交單價」作為特徵價格函數之依變數，主要的原因是：房屋交易是將房屋整體進行移轉，採取總價來進行房屋價格形成分析較具有完整的經濟意義，觀念上也較易理解（王宋民，1999）。在自變數的部分，區分為結構變數與環境變數，結構變數包含：面積(*SPACE*)、房數(*ROOM*)、廳數(*SITTING*)、衛數(*LAVATORY*)、樓別(*FLOOR*)、總樓層(*ALLFLOOR*)、樓高(*HFLOOR*)、屋齡(*AGE*)、類型(*TYPE*)和車位(*VEHICLE*)，環境變數包含：最近公園面積／至公園距離(*AREA／DIST*)、至學校距離(*SCH*)、至新市政中心距離(*NCE*)、至商業用地距離(*COM*)、至重劃區距離(*RE*)、至交流道距離(*INT*)、至省道距離(*ROA*)、至火車站距離(*TRA*)、至綠線捷運站距離(*MRT*)、至工業用地距離(*IND*)和至鄰避設施距離(*NIM*)。各自變數之說明如下：

1.面積

「面積」係指地政機關實際登記之面積（含主建物、附屬建物、公共設施、車位），測量單位為坪，在 249 筆樣本資料中，最小值為 6.19 坪，最大值為 156.51 坪，平均為 45.83 坪。一般而言，面積愈大，成交價愈高，因此，本研究預期其迴歸係數符號為正。

2.房數

「房數」係指該樣本共有幾間房間，測量單位為間，在 249 筆樣本資料中，最小值為 0 間，最大值為 11 間，平均為 3.2 間。一般而言，房數愈多，成交價愈高，因此，本研究預期其迴歸係數符號為正。

3.廳數

「廳數」係指該樣本共有幾間客廳，測量單位為間，在 249 筆樣本資料中，最小值為 0 間，最大值為 8 間，平均為 1.96 間。一般而言，廳數愈多，成交價愈高，因此，本研究預期其迴歸係數符號為正。

4.衛數

「衛數」係指該樣本共有幾間衛浴空間，測量單位為間，在 249 筆樣本資料中，最小值為 1 間，最大值為 7 間，平均為 2.21 間。一般而言，衛數愈多，成交價愈高，因此，本研究預期其迴歸係數符號為正。

5.樓別

「樓別」係指樣本位於第幾樓，測量單位為樓，在 249 筆樣本資料中，最小值位於 1 樓，最大值位於 23 樓，平均位於 5.51 樓。一般而言，低樓層成交價較高，因此，本研究預期其迴歸係數符號為負。

6.總樓層

「總樓層」係指樣本總共包含幾層樓，測量單位為樓，在 249 筆樣本資料中，最小值擁有 1 層樓，最大值擁有 5 層樓，平均擁有 1.61 層樓。一般而言，總樓層愈多，成交價愈高，因此，本研究預期其迴歸係數符號為正。

7.樓高

「樓高」係指樣本所處建築物總共有幾層樓，測量單位為樓，在 249 筆樣本資料中，最小值為 1 層樓，最大值為 29 層樓，平均樣本所處建築物總共有 10.14 層樓。一般而言，樓高愈高，建築成本愈高，成交價也愈高，因此，本研究預期其迴歸係數符號為正。

8.屋齡

「屋齡」係指樣本自建築完成並領有建築執照日起算，單位為年，在 249 筆樣本資料中，最小值為 0.3 年，最大值為 47.4 年，平均屋齡為 14.18 年。一般而言，屋齡愈大，成交價愈低，因此，本研究預期其迴歸係數符號為負。

9.類型

「類型」為一虛擬變數，房屋型態為大廈、別墅及透天厝者為 1，房屋型態為公寓和套房者為 0，在 249 筆樣本資料中，最小值為 0，最大值為 1，平均值為 0.89。一般而言，房屋型態為 1 者，成交價較高，因此，本研究預期其迴歸係數符號為正。

10.車位

「車位」亦為虛擬變數，有車位者為 1，無車位者為 0，在 249 筆樣本資料中，最小值為 0，最大值為 1，平均值為 0.5。一般而言，有車位者，成交價較高，因此，本研究預期其迴歸係數符號為正。

11.最近公園面積／至公園距離

本研究將「最近公園面積」和「至公園距離」結合為一個變數：「最近公園面積／至公園距離」，原因是個別將「最近公園面積」和「至公園距離」放入特徵價格模式中，將導致估計之偏斜（Kong et al., 2007）。以圖 3-2 之左圖為例，房屋 H1、H2 的最近公園面積是相同的，如果其他變數被忽略，則房屋 H1 的價格應該與房屋 H2 的價格相等，但事實上，房屋 H2 的價格卻比房屋 H1 還高，原因是房屋 H2 距離該公園比較近；再以圖 3-2 之右圖為例，房屋 H3、H4 的至公園距離是相同的，如果其他變數被忽略，則房屋 H3 的價格應該與房屋 H4 的價格相等，但事實上，房屋 H4 的價格卻比房屋 H3 還高，原因是房屋 H4 的最近公園面積比房屋 H3 大（Kong et al., 2007）。針對此一問題，Kong et al.（2007）指出，較適合的方式為設計一個交互項（interaction term），將「最近公園面積」和「至公園距離」結合成為一個自變數，其設計為「最近公園面積／至公園距離」，

單位為「公頃／公尺」，在 249 筆樣本資料中，最小值為 0.0002 公頃／公尺，最大值為 0.46 公頃／公尺，平均值為 0.01 公頃／公尺。由此交互項之設計可知，當「至公園距離」相等時，「最近公園面積」愈大，房屋的價格也愈高，因此，預期該變數之迴歸係數符號為正。

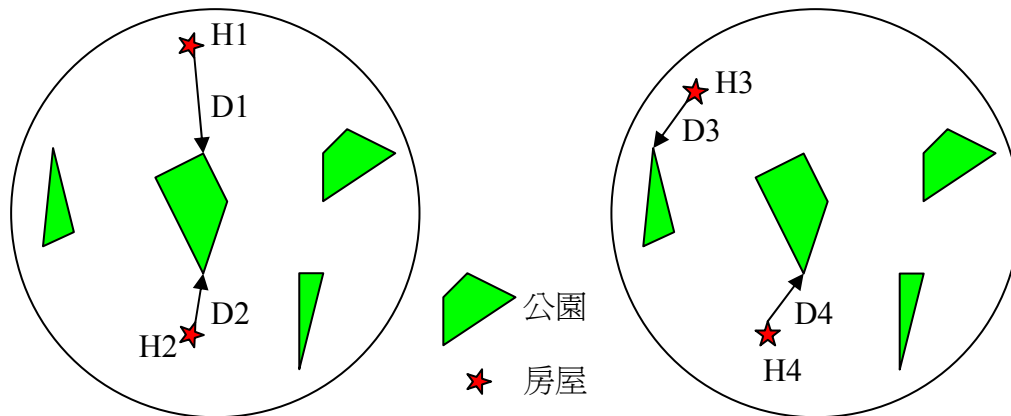


圖 3-2 最近公園面積與至公園距離之示意圖 (Kong et al., 2007)

12. 至學校距離

「至學校距離」中之學校包含各級學校（小學、中學及大學），測量單位為公尺，在 249 筆樣本資料中，最小值為 69.86 公尺，最大值為 1167.37 公尺，平均距離為 367.9 公尺。一般而言，至學校距離愈近，成交價愈高，因此，本研究預期其迴歸係數符號為負。

13. 至新市政中心距離

「至新市政中心距離」中之新市政中心係指臺中市政府預定地，測量單位為公尺，在 249 筆樣本資料中，最小值為 316.47 公尺，最大值為 10049.74 公尺，平均距離為 3198.76 公尺。一般而言，至新市政中心距離愈近，成交價愈高，因此，本研究預期其迴歸係數符號為負。

14. 至商業用地距離

「至商業用地距離」中之商業用地係指都市計畫中，分區簡稱為「商」之所

有商業用地，測量單位為公尺，在 249 筆樣本資料中，最小值為 0 公尺，最大值為 1500.4 公尺，平均距離為 256.5 公尺。一般而言，至商業用地距離愈近，成交價愈高，因此，本研究預期其迴歸係數符號為負。

15.至重劃區距離

「至重劃區距離」中之重劃區係指市地重劃區，包含第一期大智重劃區、第二期麻園頭重劃區、第三期忠明重劃區、第四期中正、東山重劃區、第五期大墩重劃區、第六期干城重劃區、第七期惠來重劃區、第八期豐樂重劃區、第九期旱溪重劃區、第十期軍功、水景重劃區、第十一期四張犁重劃區及第十二期同心重劃區，測量單位為公尺。所謂「市地重劃」，乃將原來不規則、畸形零碎，不合經濟使用之市地，按都市計畫細則加以整理，重訂經界，使其能充分符合土地利用之經濟效益，提高土地利用價值（張勝彥，1999）。本變數之測量單位為公尺，在 249 筆樣本資料中，最小值為 0 公尺，最大值為 3164.38 公尺，平均距離為 576.9 公尺。一般而言，至重劃區距離愈近，成交價愈高，因此，本研究預期其迴歸係數符號為負。

16.至交流道距離

「至交流道距離」中之交流道包括大雅交流道、臺中交流道及南屯交流道，測量單位為公尺，在 249 筆樣本資料中，最小值為 400.44 公尺，最大值為 9346.28 公尺，平均距離為 4007.5 公尺。一般而言，至交流道距離愈近，交通愈方便，成交價愈高，因此，本研究預期其迴歸係數符號為負。

17.至省道距離

「至省道距離」中之省道包括台 12 線、台 1 乙線、台 3 線及台 3 丁線，測量單位為公尺，在 249 筆樣本資料中，最小值為 15.15 公尺，最大值為 4619.28 公尺，平均距離為 808.42 公尺。一般而言，至省道距離愈近，交通愈方便，成交價愈高，因此，本研究預期其迴歸係數符號為負。

18.至火車站距離

「至火車站距離」中之火車站包括太原火車站、臺中火車站及大慶火車站，測量單位為公尺，在 249 筆樣本資料中，最小值為 387.17 公尺，最大值為 8979.67 公尺，平均距離為 2877.41 公尺。一般而言，至火車站距離愈近，交通愈方便，成交價愈高，因此，本研究預期其迴歸係數符號為負。

19.至綠線捷運站距離

「至綠線捷運站距離」中之綠線係指：臺中都會區大眾捷運系統烏日文心北屯線，東起臺中市北屯區松竹路二號橋附近，沿松竹路西行跨越臺鐵再左轉至北屯路，沿北屯路至文心路四段路口前右轉文心路，經文心南路由中山醫學大學後方轉到建國北路，並跨越環中路高架橋及穿越中彰快速道路後，沿鐵路北側跨越筏子溪進入高鐵臺中站區，服務之範圍包括臺中市北屯區、西屯區、南屯區、北區、南區及臺中縣烏日鄉，沿線共規劃 15 座車站（G3 站～G17 站），全長約 16.5 公里，其中高架段約 15.65 公里，地面段約 0.85 公里（財團法人中華顧問工程司，2005）。本變數之測量單位為公尺，在 249 筆樣本資料中，最小值為 51.68 公尺，最大值為 5321.56 公尺，平均距離為 1303.57 公尺。目前，臺中都會區大眾捷運系統烏日文心北屯線已經動工，但尚未完工，在預期心理之下，一般而言，至綠線捷運站距離愈近，交通愈方便，成交價愈高，因此，本研究預期其迴歸係數符號為負。

20.至工業用地距離

「至工業用地距離」中之工業用地係指都市計畫中，分區簡稱為「工」之所有工業用地，測量單位為公尺，在 249 筆樣本資料中，最小值為 23.29 公尺，最大值為 2914.34 公尺，平均距離為 1470.33 公尺。一般而言，至工業用地距離愈近，成交價愈低，因此，本研究預期其迴歸係數符號為正。

21.至鄰避設施距離

「至鄰避設施距離」中之鄰避設施包括變電所、垃圾掩埋場、焚化廠、回收場、汙水處理廠、公墓、殯儀館、監獄、看守所、觀護所。本變數之測量單位為公尺，在 249 筆樣本資料中，最小值為 99.79 公尺，最大值為 2933.86 公尺，平均距離為 1570.88 公尺。一般而言，至鄰避設施距離愈近，成交價愈低，因此，本研究預期其迴歸係數符號為正。

表 3-2 擬定變數之敘述統計與係數預期符號

變數類型		變數名稱	變數說明	最小值	最大值	平均	單位	係數 預期 符號
依變數		PRICE	成交價	56	2760	549.83	萬元	
自變數	結構 變數	SPACE	面積	6.19	156.51	45.83	坪	+
		ROOM	房數	0	11	3.20	間	+
		SITTING	廳數	0	8	1.96	間	+
		LAVATORY	衛數	1	7	2.21	間	+
		FLOOR	樓別	1	23	5.51	樓	—
		ALLFLOOR	總樓層	1	5	1.61	樓	+
		HFLOOR	樓高	1	29	10.14	樓	+
		AGE	屋齡	0.3	47.4	14.18	年	—
		TYPE	類型	0	1	0.89		+
		VEHICLE	車位	0	1	0.50		+
	環境 變數	AREA/DIST	最近公園面積 ／至公園距離	0.00002	0.46	0.01	公頃／ 公尺	+
		SCH	至學校距離	69.86	1167.37	367.90	公尺	—
		NCE	至新市政中心 距離	316.47	10049.74	3198.76	公尺	—
		COM	至商業用地 距離	0	1500.40	256.50	公尺	—
		RE	至重劃區距離	0	3164.38	576.90	公尺	—
		INT	至交流道距離	400.44	9346.28	4007.5	公尺	—
		ROA	至省道距離	15.15	4619.28	808.42	公尺	—
		TRA	至火車站距離	387.17	8979.67	2877.41	公尺	—
		MRT	至綠線捷運站 距離	51.68	5321.56	1303.57	公尺	—
		IND	至工業用地 距離	23.29	2914.34	1470.33	公尺	+
		NIM	至鄰避設施 距離	99.79	2933.86	1570.88	公尺	+

第三節 迴歸分析與函數型態

壹、迴歸分析

迴歸分析乃在探討一個或數個自變數和一個依變數間的關係，從而建構適當的數學方程式，並用此方程式來解釋資料或預測依變數之值。若迴歸模式中只考慮一個自變數，則此模式稱為簡單迴歸模式（simple regression），若考慮的自變數超過一個，則此模式稱為複迴歸模式或多元迴歸模式（multiple regression）（唐麗英、王春和，2005）。複迴歸模式之公式如下（其中 y 為依變數， β_0 為截距， $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ 為迴歸係數， $x_1, x_2, \dots, x_k$ 為自變數， ε 為隨機誤差項或稱為殘差）：

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k + \varepsilon$$

應用複迴歸模式必須滿足以下假設（王保進，2006；唐麗英、王春和，2005；陳寬裕、王正華，2010）：

1. 自變數是非隨機的（nonstochastic）、預先確定的固定數值。
2. 依變數是隨機的，並且服從常態分配。
3. 殘差為一常態分配，平均數為 0，變異數為 σ^2 。
4. 殘差之間是相互獨立的、無自我相關（nonautocorrelation）。

由於迴歸分析有以上四點的前提假設，因此，在模式建立之後，需檢定迴歸模式之妥當性（model adequacy checking），即檢查以下幾個問題（唐麗英、王春和，2005；陳寬裕、王正華，2010）：

1. 殘差是否符合常態性（normality）之假設？

檢驗殘差的常態性可以透過繪製標準化殘差直方圖與常態機率圖來判斷其分配是否為常態分配，若標準化殘差直方圖與標準常態分配曲線相似、標準化殘

差常態機率圖與右上左下對角線愈接近，皆表示殘差具有不錯的常態性。圖形雖然可直觀地協助我們判斷常態性，但是絕對無法代替以精確的數學計算和推理為基礎的假設檢定，這個檢定就是 Kolmogorov-Smirnov 檢定（簡稱 K-S 檢定），這個檢定的虛無假設是：殘差服從於常態分配，如果檢定結果大於顯著水準，就無法拒絕虛無假設，而有理由認為殘差服從於常態分配。

2. 殘差是否符合恆常性（homoscedasticity）之假設？

所謂恆常性又稱為變異數齊一性或等變異數性，其意義為：雖在自變數不同取值下，依變數或殘差依然具有相同的變異數。其檢驗方式可以透過繪製標準化殘差與標準化預測值之散佈圖觀察之，若散佈圖中沒有構成明顯的型態或趨勢，表示殘差不受自變數取值之影響，符合殘差的恆常性假設；相反的，如果散佈圖中構成明顯的型態或趨勢，那麼殘差的恆常性假設很可能被違反了。

3. 殘差是否符合獨立性（nonautocorrelation）之假設？

根據迴歸分析的基本假設，依變數之間是相互獨立的，即任意兩個殘差之間是相互獨立的。其檢驗方法可以透過繪製標準化殘差與序號之散佈圖觀察之，若散佈圖中沒有構成明顯的型態或趨勢，表示殘差符合的獨立性假設；相反的，如果散佈圖中構成明顯的型態或趨勢，那麼殘差的獨立性假設很可能被違反了。除此之外，亦可使用 Durbin-Watson 檢定（簡稱 D-W 檢定）檢測殘差的獨立性，此檢定之檢定值介於 0~4 之間，如果殘差具有獨立性，檢定值會接近於 2，如果檢定值離 2 太遠，就可能違反了獨立性的假設，周子敬（2007）指出檢定值的安全範圍為 1~3。

4. 自變數之間是否有嚴重的共線性（multicollinearity）問題？

所謂共線性就是表示自變數之間具有線性關係，如果此線性關係越強烈，則自變數解釋依變數重疊的情形就越嚴重，如此複迴歸模式的參數估計值就會變得無意義。在做迴歸分析時，理論上自變數之間最好是完全無關，即自變數間彼此

獨立，但實際上共線性的問題或多或少都會存在，只要共線性問題不太嚴重，迴歸模式還是可以接受（唐麗英、王春和，2005）。

檢測自變數之間的共線性問題，可採用以下技術指標（王保進，2006；邱皓政，2006；陳寬裕、王正華，2010）：

1. 允差（tolerance）

允差的定義為 $1 - R_i^2$ ，其中 R_i^2 是指以第 i 個自變數為依變數，而以其他自變數進行迴歸分析後所得的判定係數值， R_i^2 愈高，代表其他自變數能解釋該自變數之能力愈大，表示有高度共線性問題，故當允差值愈接近於 0，自變數之間有線性關係的可能性就愈大，允差值離 0 愈遠，則自變數之間愈不可能有線性關係。

2. 變異數波動因素（variance inflation factor, VIF）

變異數波動因素為允差的倒數（ $1 / 1 - R_i^2$ ），因此它的值愈大，自變數之間有線性關係的可能性就愈大，它的值愈小，則變數之間愈不可能有線性關係。

3. 條件指標（conditional index, CI）

除了個別解釋變項的共線性檢驗之外，整體迴歸模式的共線性診斷也可以透過條件指標來判斷。條件指標的定義為：最大的特徵值（eigenvalue, λ ）除以第 i 個特徵值再取根號，以數學式表示即為： $CI_i = \sqrt{\lambda_{\max} / \lambda_i}$ ，條件指標愈高，表示共線性愈嚴重。一般而言，條件指標小於 30，表示共線性問題緩和；條件指標介於 30~100 之間，表示中度共線性；條件指標大於 100，表示共線性問題嚴重。

4. 變異數比例（variance proportion）

任二個自變數在同一個特徵值上之變異數比例值都非常接近 1，就表示該二自變數之間可能有線性重合的問題。透過變異數比例，將可以較清楚地看出自變

數間線性重合之結構，這是其他檢定方法所沒有之優點。前述三種方法都只能檢定出自變數之間是否有線性重合的問題，至於是哪些變數之間有線性重合的問題，就必須根據變異數比例才能看出。

綜合上述，一般而言，當允差大於 0.1、變異數波動因素小於 10 及條件指標小於 30 時，可宣稱此迴歸模型共線性不顯著（陳寬裕、王正華，2010）。

在進行迴歸分析時若發生共線性問題，則迴歸參數估計值會受到影響，有很多可以解決共線性問題的方法，例如：再蒐集更多的資料、使用主成份迴歸（principal component regression）分析、使用脊迴歸（ridge regression）分析等，或使用最常用的解決共線性問題的方式，就是將數個具有共線性的自變數，選擇性地刪除掉數個，只保留其中解釋起來比較合理的一個（唐麗英、王春和，2005）。

貳、函數型態

特徵價格函數是消費者出價函數和生產者要價函數相切點之連線，在已往的研究中並無固定的函數形式，一般而言有兩種處理方式：一是如 Rosen（1974）的建議，試行各種可能的函數型態（一般常見型態有線性、半對數、逆半對數、雙邊對數四種形式），透過對不同函數型態的比較，選擇其中配適度較佳的函數型態建立該特徵價格函數；二是利用 Box-Cox 轉換函數，不事先設定函數型態，而由資料本身的配適情況尋找最適的函數型態。不過，Cassel and Mendelsohn（1985）指出，使用 Box-Cox 轉換函數將有以下幾項缺點：

1. 會降低單一係數估計的正確性。
2. 不適用於含有負數的資料。
3. 不宜應用於預測。
4. 非線性轉換使斜率與彈性的估計更複雜。

因此，Cassel and Mendelsohn 建議：在估計環境變數之係數時，採用較為簡單的函數形式反而比採用複雜的函數形式為佳。由於本研究著重於單一係數的估計（最近公園面積／至公園距離），再加上此單一係數為環境變數，因此本研究決定如 Rosen 的建議，嘗試以下四種函數，進而找出配適度最佳的函數（其中， P 為房屋成交價； $X_1, X_2, \dots, X_k$ 為房屋特徵，含結構和環境特徵； $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$ 為待估計之迴歸係數； $\ln$ 即為 natural logarithm，代表取自然對數值）：

1. 線性函數： $P = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_k X_k$

2. 半對數函數： $\ln P = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_k X_k$

3. 逆半對數函數： $P = \beta_0 + \beta_1 \ln X_1 + \dots + \beta_k \ln X_k$

4. 雙邊對數函數： $\ln P = \beta_0 + \beta_1 \ln X_1 + \dots + \beta_k \ln X_k$

在此，需注意的是，以上各種函數型態，為避免產生 $\ln 0$ 無意義的現象，虛擬變數（類型和車位）皆不予以轉換，其他連續變數之變數值若等於 0，先修正為 0.0001 後，再取自然對數值。

第四章 結果分析與討論

第一節 房屋特徵價格函數

根據前節說明，本研究嘗試以線性、半對數、逆半對數及雙邊對數函數，進行迴歸分析，結果分述如下：

壹、線性函數

表 4-1 線性函數迴歸分析結果（依變數：成交價）

	迴歸係數	t 值	p 值	允差	變異數 波動因素
常數	-219.894	-2.230	0.027		
面積	9.886	9.572	0.000	0.476	2.101
廳數	55.965	1.976	0.049	0.633	1.579
衛數	72.181	3.294	0.001	0.501	1.995
樓別	-3.586	-0.742	0.459	0.567	1.762
總樓層	88.530	4.134	0.000	0.403	2.484
屋齡	-0.713	-0.360	0.719	0.751	1.331
類型	57.671	0.975	0.331	0.739	1.354
至新市政中心距離	-0.024	-1.256	0.211	0.276	3.619
至商業用地距離	-0.140	-1.986	0.048	0.696	1.437
至交流道距離	-0.027	-1.527	0.128	0.307	3.253
至省道距離	-0.042	-1.554	0.121	0.639	1.565
至工業用地距離	0.094	3.655	0.000	0.672	1.488
F 值	44.174				
p 值	0.000				
調過後 R^2	0.676				
K-S 檢定 顯著性	0.001				
D-W 檢定值	2.122				
條件指標	21.548				

由表 4-1 可知，線性函數型態之 F 檢定於 0.01 水準時顯著，表示該迴歸關係確實存在。各自變數之迴歸係數符號均符合預期，其中，面積、廳數、衛數、總樓層、至商業用地距離及至工業用地距離之迴歸係數於 0.1 水準時顯著。此外，此函數型態之調過後 R^2 為 0.676，表示該函數型態可解釋 67.6% 依變數的變異。

殘差常態性檢定，可從標準化殘差直方圖與標準化殘差常態機率圖觀察之，結果顯示：標準化殘差直方圖與標準常態分配曲線並非十分接近（圖 4-1）、標準化殘差常態機率圖亦有偏離對角線之情形（圖 4-2），若使用 Kolmogorov-Smirnov 檢定檢驗之，其顯著性（0.001）小於顯著水準 0.05，拒絕了殘差服從於常態分配的虛無假設，因此，有理由認為殘差不具有常態性；殘差的恆常性檢定，可從標準化殘差與標準化預測值之散佈圖觀察之，結果顯示（圖 4-3）：該散佈圖呈現左窄右寬的喇叭型分布，表示殘差違反了恆常性的假設；殘差的獨立性檢定，可從標準化殘差與序號之散佈圖觀察之，結果顯示（圖 4-4）：該散佈圖並未構成明顯的型態或趨勢，若使用 Durbin-Watson 檢定檢驗之，該檢定值（2.122）相當接近 2，因此，可認定殘差符合獨立性的假設。

最後進行共線性診斷，所有自變數之允差皆大於 0.1，變異數波動因素皆小於 10，整體迴歸模式之條件指標（21.548）小於 30，因此，可宣稱此迴歸模型共線性不顯著。

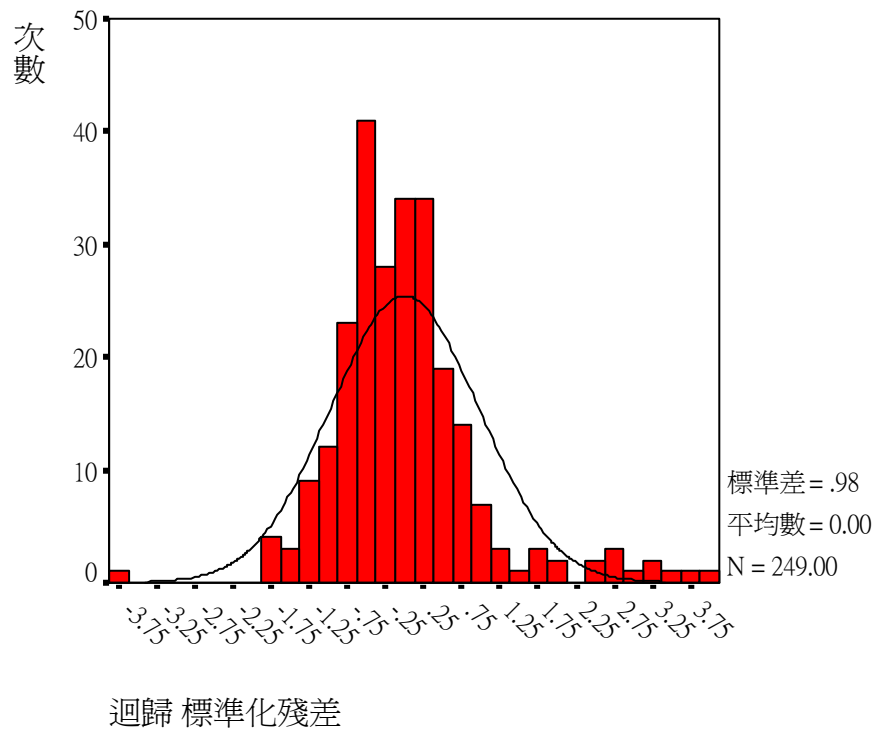


圖 4-1 線性函數 標準化殘差直方圖

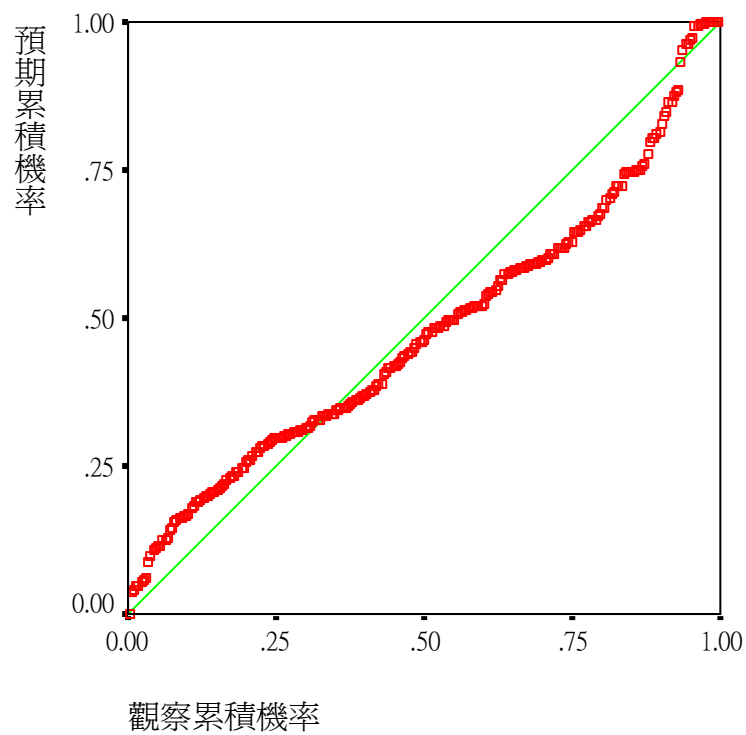


圖 4-2 線性函數 標準化殘差常態機率圖

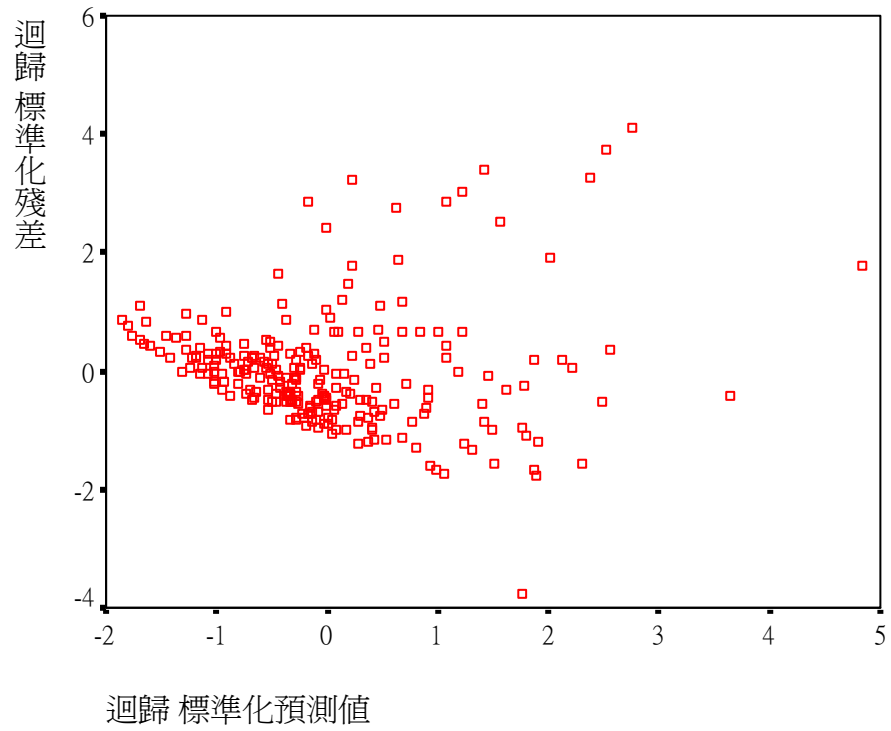


圖 4-3 線性函數 標準化殘差與標準化預測值之散佈圖

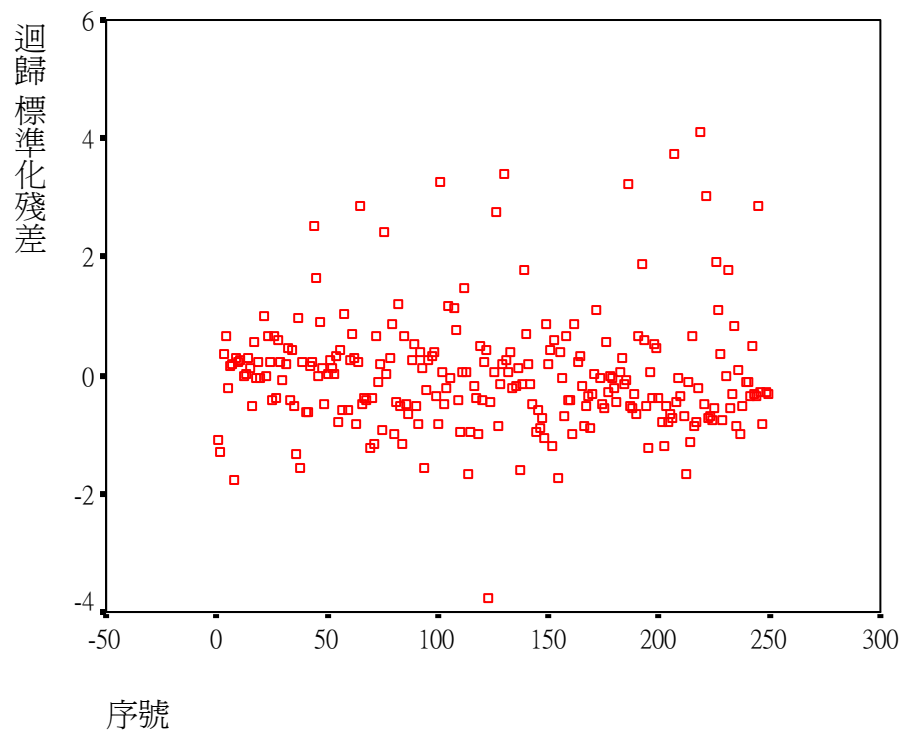


圖 4-4 線性函數 標準化殘差與序號之散佈圖

貳、半對數函數

表 4-2 半對數函數迴歸分析結果（依變數： $\ln$ （成交價））

	迴歸係數	t 值	p 值	允差	變異數 波動因素
常數	4.231	30.303	0.000		
面積	0.013	8.886	0.000	0.467	2.140
房數	0.011	0.415	0.679	0.472	2.119
廳數	0.136	3.383	0.001	0.635	1.574
衛數	0.143	3.989	0.000	0.377	2.650
樓別	-0.004	-0.629	0.530	0.619	1.616
總樓層	0.105	3.452	0.001	0.400	2.497
類型	0.655	7.806	0.000	0.741	1.350
至新市政中心距離	-0.00003	-0.975	0.331	0.259	3.861
至商業用地距離	-0.0002	-2.071	0.039	0.693	1.442
至交流道距離	-0.00004	-1.617	0.107	0.302	3.311
至省道距離	-0.00007	-1.916	0.057	0.647	1.545
至工業用地距離	0.0002	4.097	0.000	0.653	1.530
至鄰避設施距離	0.00001	0.282	0.778	0.787	1.271
F 值	60.449				
p 值	0.000				
調過後 R^2	0.757				
K-S 檢定 顯著性	0.913				
D-W 檢定值	2.090				
條件指標	22.556				

由表 4-2 可知，半對數函數型態之 F 檢定於 0.01 水準時顯著，表示該迴歸關係確實存在。各自變數之迴歸係數符號均符合預期，其中，面積、廳數、衛數、總樓層、類型、至商業用地距離、至省道距離及至工業用地距離之迴歸係數於 0.1 水準時顯著。此外，此函數型態之調過後 R^2 為 0.757，表示該函數型態可解

釋 75.7%依變數的變異。

殘差常態性檢定，可從標準化殘差直方圖與標準化殘差常態機率圖觀察之，結果顯示：標準化殘差直方圖與標準常態分配曲線十分相似（圖 4-5）、標準化殘差常態機率圖亦相當接近對角線（圖 4-6），若使用 Kolmogorov-Smirnov 檢定檢驗之，其顯著性（0.913）大於顯著水準 0.05，無法拒絕殘差服從於常態分配的虛無假設，因此，有理由認為殘差具有常態性；殘差的恆常性檢定可從標準化殘差與標準化預測值之散佈圖觀察之，結果顯示（圖 4-7）：該散佈圖並未構成明顯的型態或趨勢，表示殘差符合恆常性的假設；殘差的獨立性檢定可從標準化殘差與序號之散佈圖觀察之，結果顯示（圖 4-8）：該散佈圖並未構成明顯的型態或趨勢，若使用 Durbin-Watson 檢定檢驗之，該檢定值（2.090）相當接近 2，因此，可認定殘差符合獨立性的假設。

最後進行共線性診斷，所有自變數之允差皆大於 0.1，變異數波動因素皆小於 10，整體迴歸模式之條件指標（22.556）小於 30，因此，可宣稱此迴歸模型共線性不顯著。

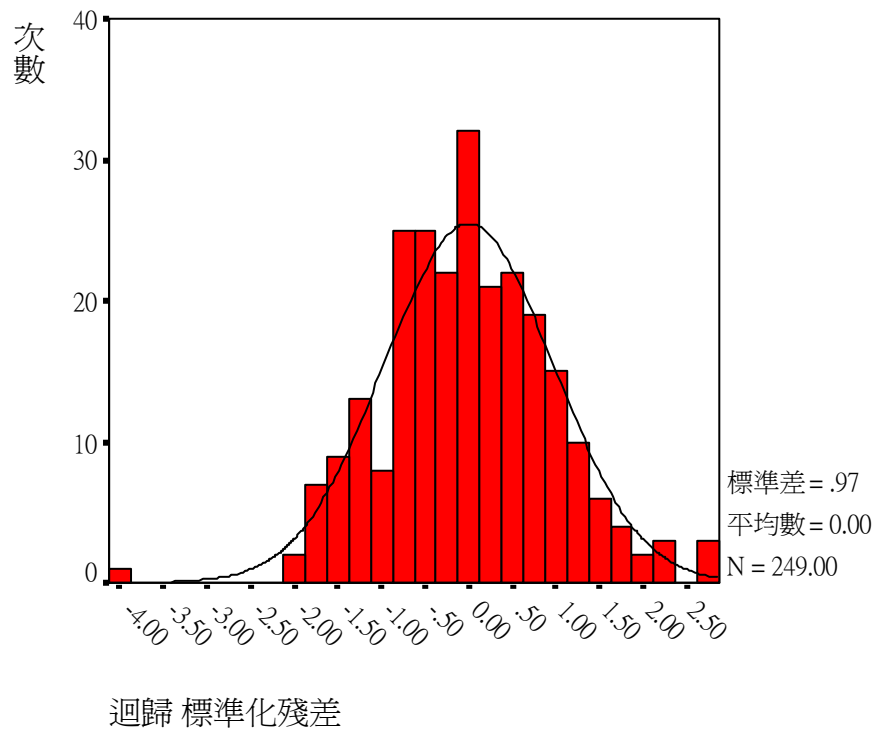


圖 4-5 半對數函數 標準化殘差直方圖

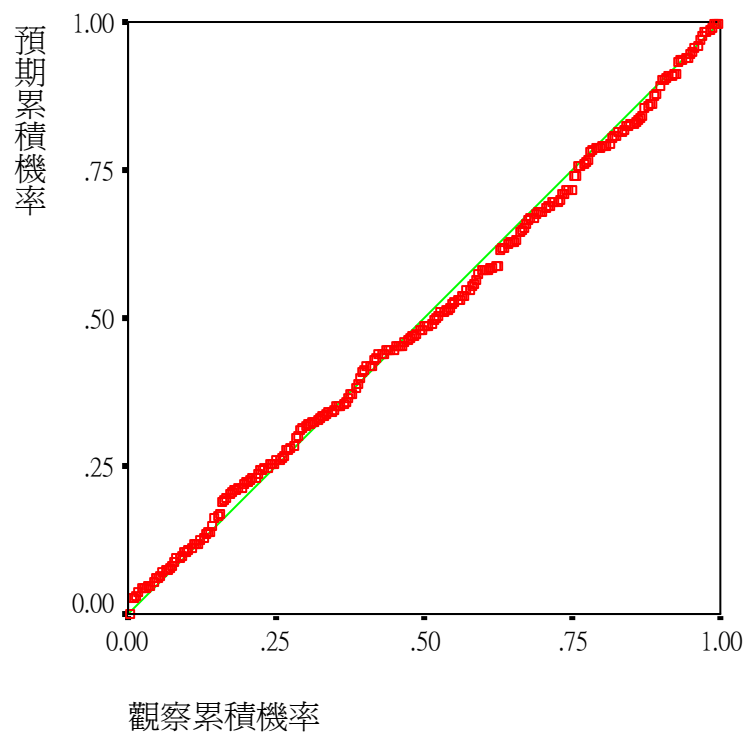


圖 4-6 半對數函數 標準化殘差常態機率圖

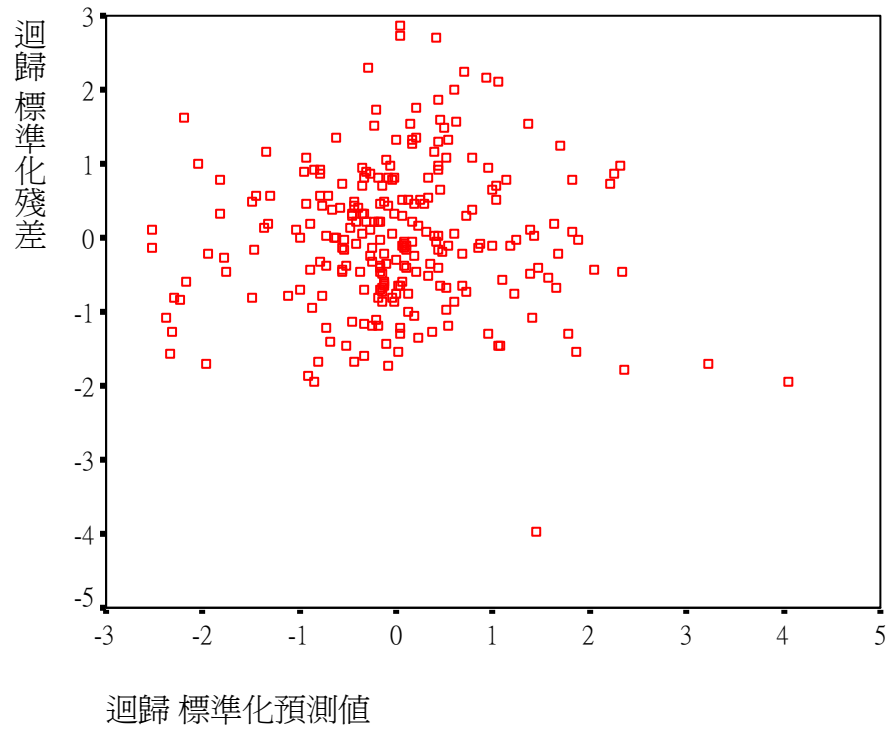


圖 4-7 半對數函數 標準化殘差與標準化預測值之散佈圖

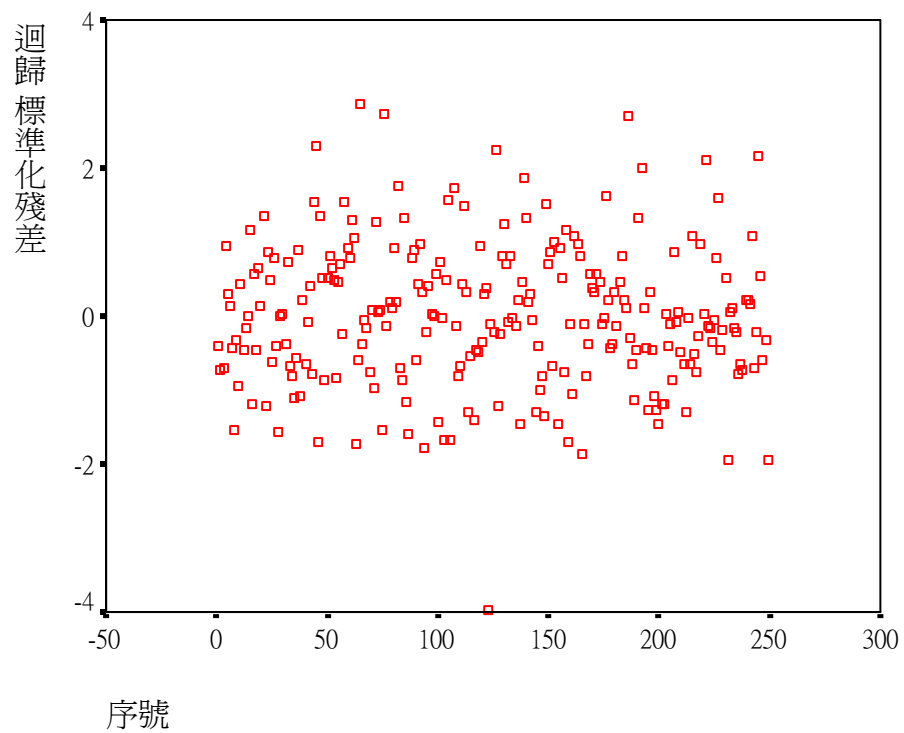


圖 4-8 半對數函數 標準化殘差與序號之散佈圖

參、逆半對數函數

表 4-3 逆半對數函數迴歸分析結果（依變數：成交價）

	迴歸係數	t 值	p 值	允差	變異數 波動因素
常數	-118.713	-0.581	0.562		
$\ln$ （衛數）	357.118	5.895	0.000	0.654	1.528
$\ln$ （總樓層）	287.139	5.987	0.000	0.652	1.533
$\ln$ （屋齡）	-90.344	-3.729	0.000	0.980	1.020
$\ln$ （最近公園 面積／至公 園距離）	1.277	0.066	0.948	0.979	1.022
$\ln$ （至工業用 地距離）	78.293	3.127	0.002	0.995	1.005
F 值	40.793				
p 值	0.000				
調過後 R^2	0.445				
K-S 檢定 顯著性	0.000				
D-W 檢定值	2.035				
條件指標	28.163				

由表 4-3 可知，逆半對數函數型態之 F 檢定於 0.01 水準時顯著，表示該迴歸關係確實存在。各自變數之迴歸係數符號均符合預期，其中， $\ln$ （衛數）、 $\ln$ （總樓層）、 $\ln$ （屋齡）及 $\ln$ （至工業用地距離）之迴歸係數於 0.1 水準時顯著。此外，此函數型態之調過後 R^2 為 0.445，表示該函數型態可解釋 44.5% 依變數的變異。

殘差常態性檢定，可從標準化殘差直方圖與標準化殘差常態機率圖觀察之，結果顯示：標準化殘差直方圖與標準常態分配曲線並非十分接近（圖 4-9）、標準化殘差常態機率圖亦有偏離對角線之情形（圖 4-10），若使用 Kolmogorov-Smirnov 檢定檢驗之，其顯著性（0.000）小於顯著水準 0.05，拒絕了殘差服從於常態分配的虛無假設，因此，有理由認為殘差不具有常態性；殘差的恆常性檢定，可從

標準化殘差與標準化預測值之散佈圖觀察之，結果顯示（圖 4-11）：該散佈圖呈現左窄右寬的喇叭型分布，表示殘差違反了恆常性的假設；殘差的獨立性檢定，可從標準化殘差與序號之散佈圖觀察之，結果顯示（圖 4-12）：該散佈圖並未構成明顯的型態或趨勢，若使用 Durbin-Watson 檢定檢驗之，該檢定值（2.035）相當接近 2，因此，可認定殘差符合獨立性的假設。

最後進行共線性診斷，所有自變數之允差皆大於 0.1，變異數波動因素皆小於 10，整體迴歸模式之條件指標（28.163）小於 30，因此，可宣稱此迴歸模型共線性不顯著。

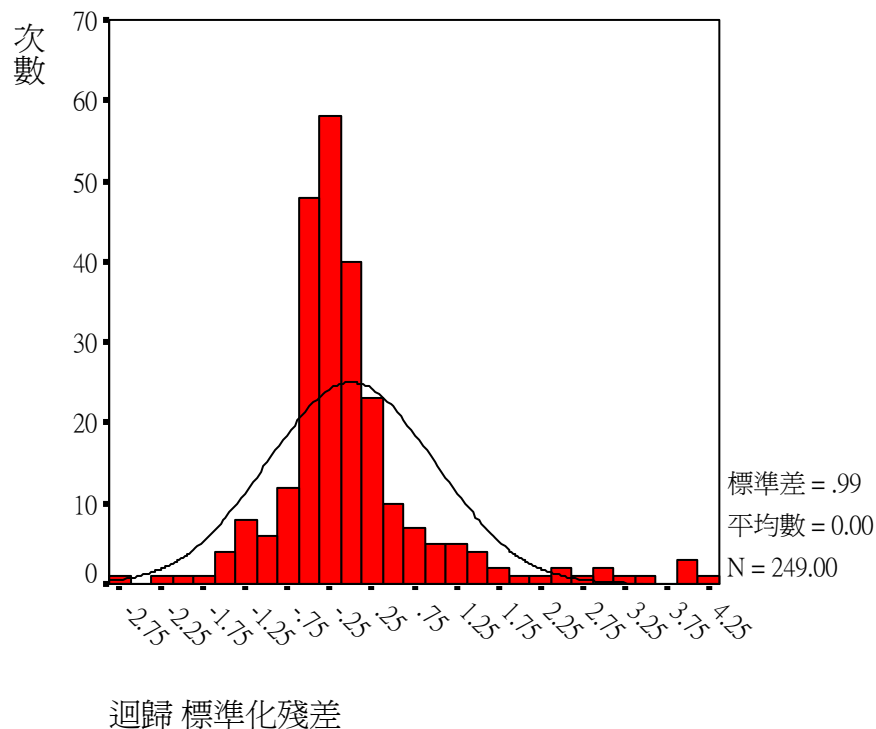


圖 4-9 逆半對數函數 標準化殘差直方圖

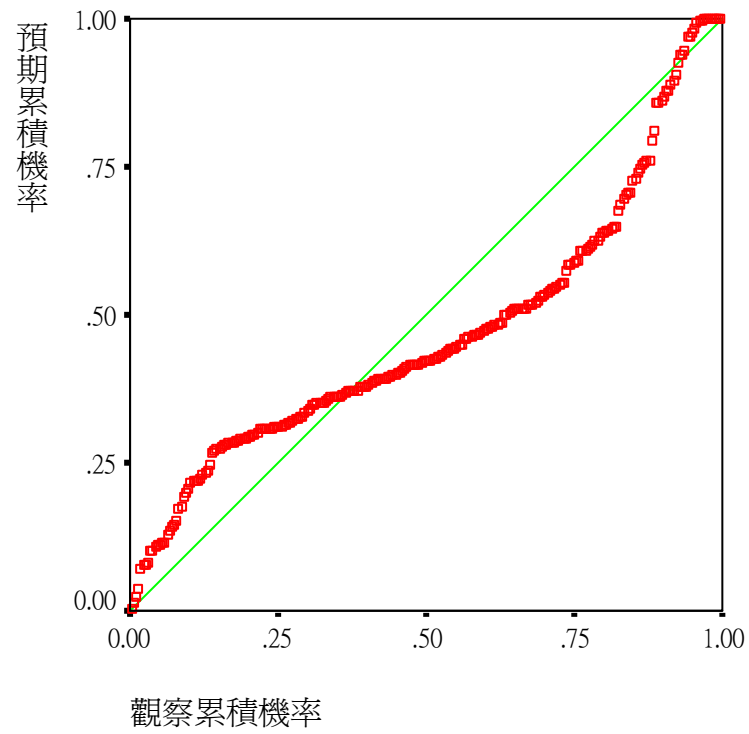


圖 4-10 逆半對數函數 標準化殘差常態機率圖

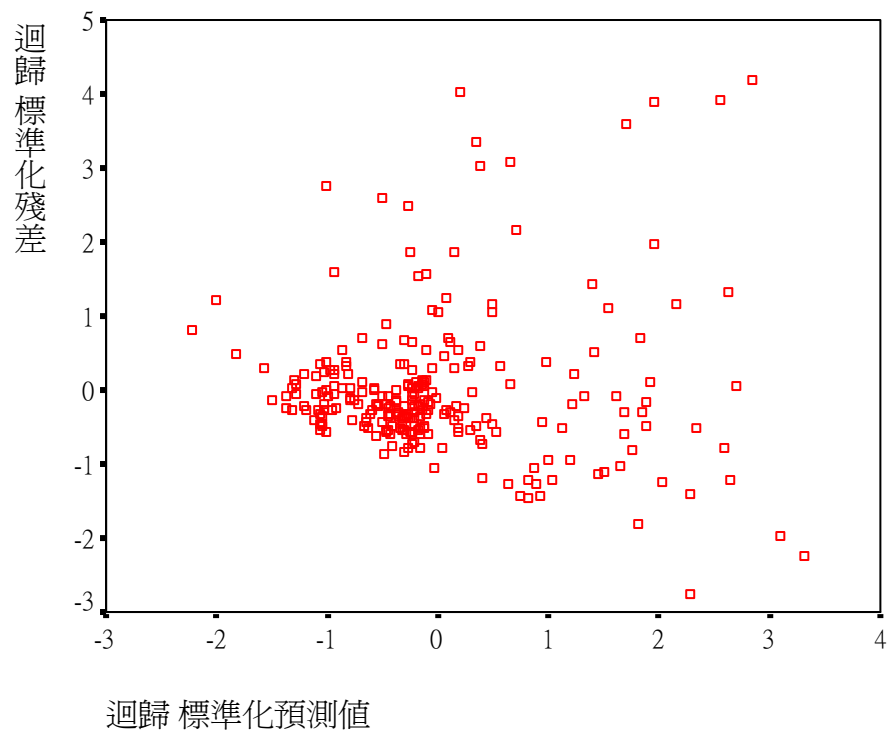


圖 4-11 逆半對數函數 標準化殘差與標準化預測值之散佈圖

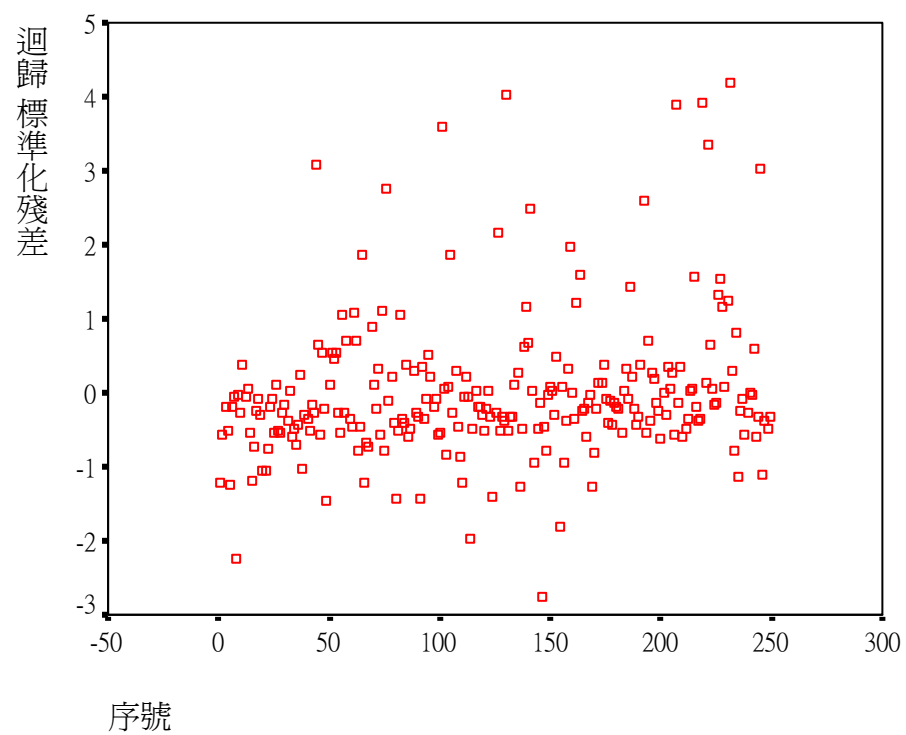


圖 4-12 逆半對數函數 標準化殘差與序號之散佈圖

肆、雙邊對數函數

表 4-4 雙邊對數函數迴歸分析結果（依變數： $\ln$ （成交價））

	迴歸係數	t 值	p 值	允差	變異數 波動因素
常數	5.397	26.397	0.000		
$\ln$ （衛數）	0.628	7.640	0.000	0.618	1.617
$\ln$ （樓別）	-0.028	-0.599	0.550	0.375	2.668
$\ln$ （總樓層）	0.352	3.885	0.000	0.318	3.143
$\ln$ （屋齡）	-0.123	-3.592	0.000	0.859	1.164
類型	0.775	8.246	0.000	0.872	1.146
$\ln$ （最近公園 面積／至公 園距離）	0.047	1.771	0.078	0.899	1.112
$\ln$ （至重劃區 距離）	-0.020	-4.995	0.000	0.897	1.114
F 值	64.093				
p 值	0.000				
調過後 R^2	0.640				
K-S 檢定 顯著性	0.059				
D-W 檢定值	2.013				
條件指標	19.863				

由表 4-4 可知，雙邊對數函數型態之 F 檢定於 0.01 水準時顯著，表示該迴歸關係確實存在。各自變數之迴歸係數符號均符合預期，其中， $\ln$ （衛數）、 $\ln$ （總樓層）、 $\ln$ （屋齡）、類型、 $\ln$ （最近公園面積／至公園距離）及 $\ln$ （至重劃區距離）之迴歸係數於 0.1 水準時顯著。此外，此函數型態之調過後 R^2 為 0.640，表示該函數型態可解釋 64.0% 依變數的變異。

殘差常態性檢定，可從標準化殘差直方圖與標準化殘差常態機率圖觀察之，結果顯示：標準化殘差直方圖與標準常態分配曲線十分相似（圖 4-13）、標準化殘差常態機率圖並沒有嚴重偏離對角線（圖 4-14），若使用 Kolmogorov-Smirnov 檢定檢驗之，其顯著性（0.059）大於顯著水準 0.05，無法拒絕殘差服從於常態

分配的虛無假設，因此，有理由認為殘差具有常態性；殘差的恆常性檢定，可從標準化殘差與標準化預測值之散佈圖觀察之，結果顯示（圖 4-15）：該散佈圖並未構成明顯的型態或趨勢，表示殘差符合恆常性的假設；殘差的獨立性檢定，可從標準化殘差與序號之散佈圖觀察之，結果顯示（圖 4-16）：該散佈圖並未構成明顯的型態或趨勢，若使用 Durbin-Watson 檢定檢驗之，該檢定值（2.013）相當接近 2，因此，可認定殘差符合獨立性的假設。

最後進行共線性診斷，所有自變數之允差皆大於 0.1，變異數波動因素皆小於 10，整體迴歸模式之條件指標（19.863）小於 30，因此，可宣稱此迴歸模型共線性不顯著。

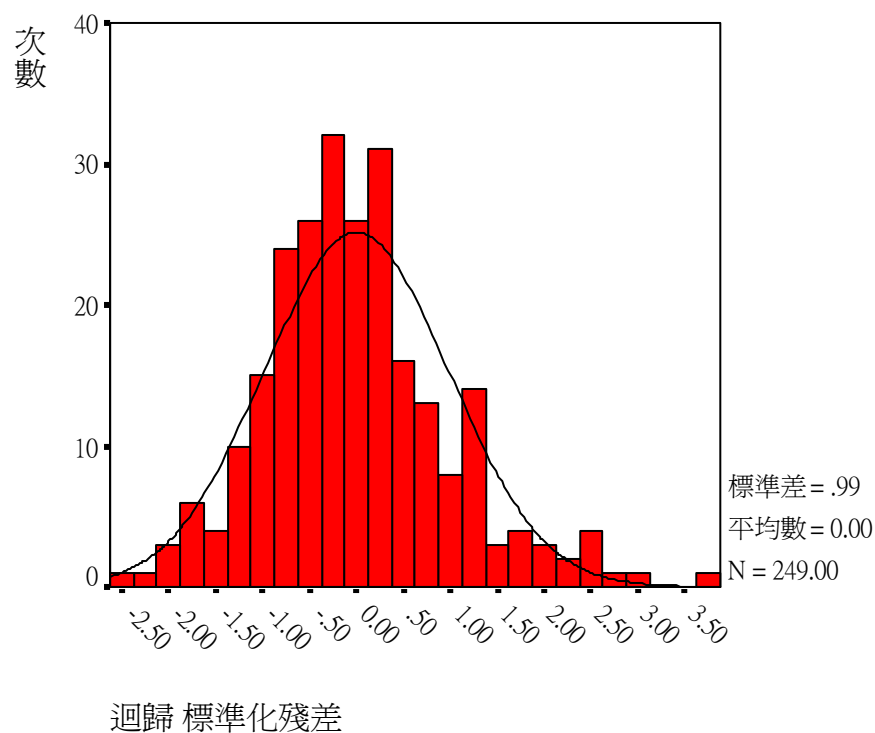


圖 4-13 雙邊對數函數 標準化殘差直方圖

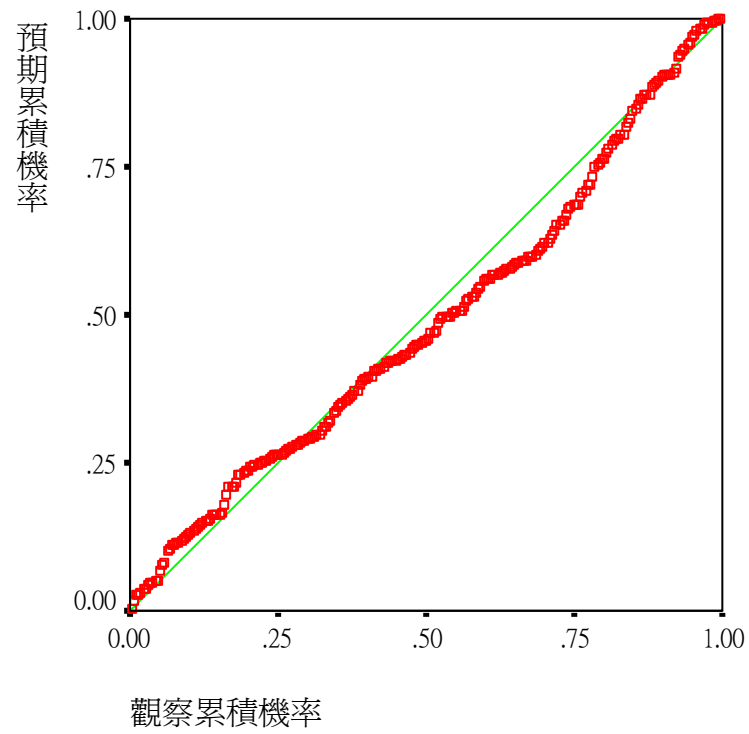


圖 4-14 雙邊對數函數 標準化殘差常態機率圖

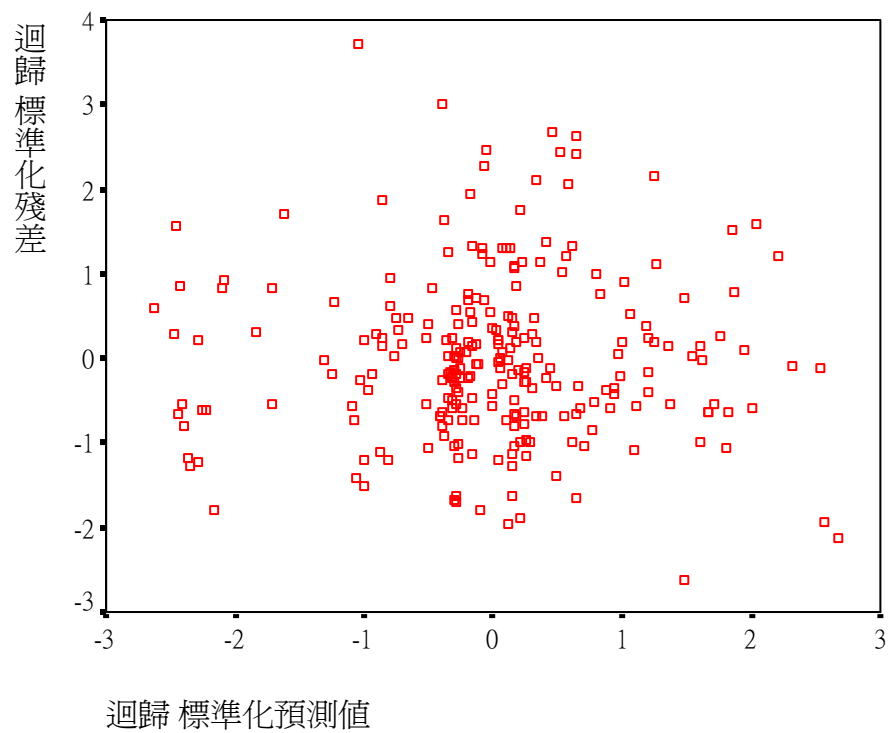


圖 4-15 雙邊對數函數 標準化殘差與標準化預測值之散佈圖

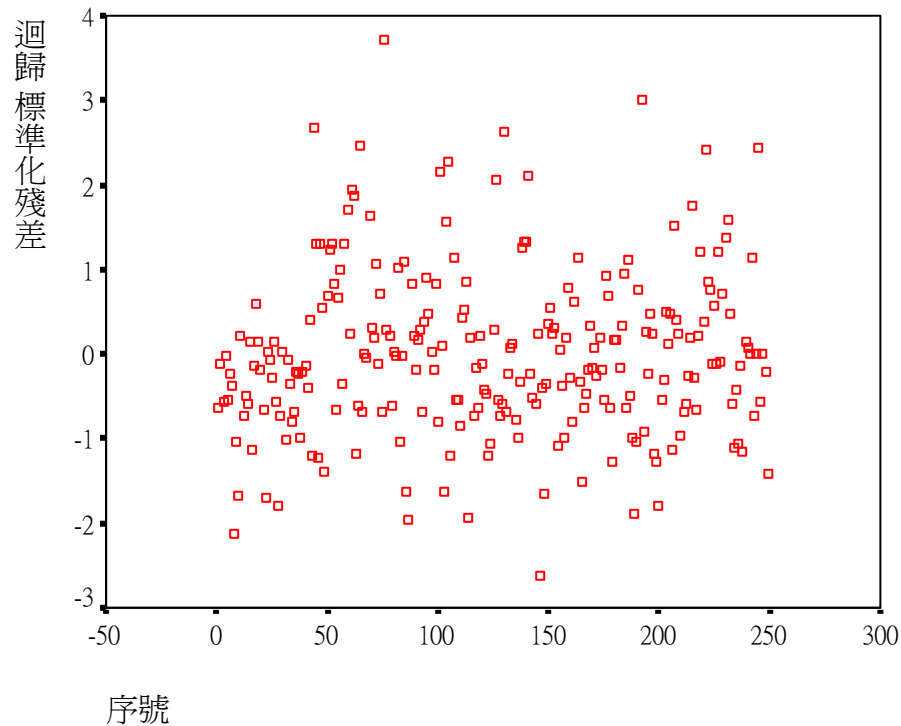


圖 4-16 雙邊對數函數 標準化殘差與序號之散佈圖

伍、小結

上述四種函數型態之比較整理如表 4-5，由上文及表 4-5 可知：所有函數型態皆通過 F 檢定與共線性診斷，其中，半對數函數和雙邊對數函數完全通過迴歸的殘差檢定（含殘差的常態性、恆常性及獨立性檢定），而半對數函數（0.757）的調過後 R^2 大於雙邊對數函數（0.640），表示半對數函數對於依變數的解釋能力比較高，但是，半對數函數並未包含本研究之焦點變數（最近公園面積／至公園距離），因此，本研究採用之臺中市房屋特徵價格函數為雙邊對數函數，其完整數學式整理如下：

$$\ln (PRICE) = 5.397 + 0.628 \ln (LAVATORY) - 0.028 \ln (FLOOR) + 0.352 \ln (ALLFLOOR) - 0.123 \ln (AGE) + 0.775 (TYPE) + 0.047 \ln (AREA/DIST) - 0.020 \ln (RE) \text{ (式 1)}。$$

表 4-5 各函數型態迴歸分析結果比較

	函數型態			
	線性 係數 (t 值)	半對數 係數 (t 值)	逆半對數 係數 (t 值)	雙邊對數 係數 (t 值)
常數	-219.894** (-2.230)	4.231*** (30.303)	-118.713 (-0.581)	5.397*** (26.397)
面積	9.886*** (9.572)	0.013*** (8.886)	—	—
房數	—	0.011 (0.415)	—	—
廳數	55.965** (1.976)	0.136*** (3.383)	—	—
衛數	72.181*** (3.294)	0.143*** (3.989)	357.118*** (5.895)	0.628*** (7.640)
樓別	-3.586 (-0.742)	-0.004 (-0.629)	—	-0.028 (-0.599)
總樓層	88.530*** (4.134)	0.105*** (3.452)	287.139*** (5.987)	0.352*** (3.885)
樓高	—	—	—	—
屋齡	-0.713 (-0.360)	—	-90.344*** (-3.729)	-0.123*** (-3.592)
類型	57.671 (0.975)	0.655*** (7.806)	—	0.775*** (8.246)
車位	—	—	—	—
最近公園 面積／至 公園距離	—	—	1.277 (0.066)	0.047* (1.771)
至學校 距離	—	—	—	—
至新市政 中心距離	-0.024 (-1.256)	-0.00003 (-0.975)	—	—
至商業用 地距離	-0.140** (-1.986)	-0.0002** (-2.071)	—	—
至重劃區 距離	—	—	—	-0.020*** (-4.995)
至交流道 距離	-0.027 (-1.527)	-0.00004 (-1.617)	—	—

至省道 距離	-0.042 (-1.554)	-0.00007* (-1.916)	—	—
至火車站 距離	—	—	—	—
至綠線捷 運站距離	—	—	—	—
至工業用 地距離	0.094*** (3.655)	0.0002*** (4.097)	78.293*** (3.127)	—
至鄰避設 施距離	—	0.00001 (0.282)	—	—
F 值	44.174	60.449	40.793	64.093
p 值	0.000	0.000	0.000	0.000
調整後 R^2	0.676	0.757	0.445	0.640
K-S 檢定 顯著性	0.001	0.913	0.000	0.059
D-W 檢定值	2.122	2.090	2.035	2.013
條件指標	21.548	22.556	28.163	19.863

*表示 0.1 水準時顯著；**表示 0.05 水準時顯著；***表示 0.01 水準時顯著。

第二節 公園綠地外部效益之距離衰減函數

為瞭解至公園距離與房屋成交價之間的關係，本研究設定一標準房屋，此標準房屋之房屋特徵值為樣本特徵值的平均數（表 3-2），並且將房屋類型設定為 1（大廈、別墅或透天厝），將這些數值代入式 1，可得：

$$\begin{aligned}\Rightarrow \ln(PRICE) &= 5.397 + 0.628 \ln(2.21) - 0.028 \ln(5.51) + 0.352 \ln(1.61) \\ &\quad - 0.123 \ln(14.18) + 0.775(1) + 0.047 \ln(3.214/DIST) \\ &\quad - 0.020 \ln(576.9) \text{ (式 2)}.\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\Rightarrow \ln(PRICE) &= 5.397 + 0.628(0.793) - 0.028(1.707) + 0.352(0.476) \\ &\quad - 0.123(2.652) + 0.775 + 0.047 \ln(3.214/DIST) - 0.020 \\ &\quad (6.358) \text{ (式 3)}.\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\Rightarrow \ln(PRICE) &= 5.397 + 0.498 - 0.048 + 0.168 - 0.326 + 0.775 + 0.047 \ln \\ &\quad (3.214/DIST) - 0.127 \text{ (式 4)}.\end{aligned}$$

$$\Rightarrow \ln(PRICE) = 6.337 + 0.047 \ln(3.214/DIST) \text{ (式 5)}.$$

$$\Rightarrow \ln(PRICE) = 6.337 + \ln(3.214/DIST)^{0.047} \text{ (式 6)}.$$

$$\Rightarrow PRICE = \exp(6.337 + \ln(3.214/DIST)^{0.047}) \text{ (式 7)}.$$

$$\Rightarrow PRICE = \exp(6.337) \times \exp(\ln(3.214/DIST)^{0.047}) \text{ (式 8)}.$$

$$\Rightarrow PRICE = 565.098 \times (3.214/DIST)^{0.047} \text{ (式 9) (圖 4-17)}.$$

由式 9 及圖 4-17 可知，此函數為一遞減函數，且其遞減率遞減。至公園距離增加時，成交價將下降，但是，隨著距離的增加，成交價下降的速度逐漸減緩。此一標準房屋在「至公園距離」為 1 公尺時，成交價約為 596.9733 萬元；當「至公園距離」為 2 公尺時，成交價約為 577.8386 萬元；當「至公園距離」為 3 公

尺時，成交價約為 566.931 萬元；當「至公園距離」為 10 公尺時，成交價約為 535.7411 萬元；當「至公園距離」為 100 公尺時，成交價約為 480.7894 萬元；當「至公園距離」為 1000 公尺時，成交價僅剩約 431.4743 萬元。

由上述可知，當標準房屋的其他特徵值設定為樣本特徵值的平均數時，「至公園距離」由原本的 1 公尺增加為 2 公尺，房價約折損了 19.135 萬元，由於其他特徵不變，因此，此一折損的價格即可視為是「至公園距離」1 公尺時，公園綠地的外部效益。由此可知，公園綠地的外部效益即為：距離增加 1 單位時，房價的減損量。若將此定義改寫為數學式，則式 9 即可改寫為（*E. B.* 為外部效益）：

$$E. B. = 565.098 \times (3.214 / DIST)^{0.047} -$$

$$565.098 \times (3.214 / (DIST + 1))^{0.047} \quad (\text{式 10}) \quad (\text{圖 4-18})。$$

由式 10 及圖 4-18 可知，此函數為一遞減函數，且其遞減率遞減。當「至公園距離」為 1 公尺時，臺中市公園綠地（面積大於 1 公頃）外溢於標準房屋的價值約有 19.135 萬元；當「至公園距離」為 2 公尺時，臺中市公園綠地（面積大於 1 公頃）外溢於標準房屋的價值約有 10.908 萬元；當「至公園距離」為 3 公尺時，臺中市公園綠地（面積大於 1 公頃）外溢於標準房屋的價值約有 7.614 萬元；當「至公園距離」為 10 公尺時，臺中市公園綠地（面積大於 1 公頃）外溢於標準房屋的價值約有 2.395 萬元；當「至公園距離」為 100 公尺時，臺中市公園綠地（面積大於 1 公頃）外溢於標準房屋的價值約有 0.225 萬元。

此結果顯示：都市公園綠地的確具有外部效益，且其外部效益隨著距離的增加而逐漸遞減。換句話說，都市公園綠地的外部效益在空間上確有一定的範圍或局部性。

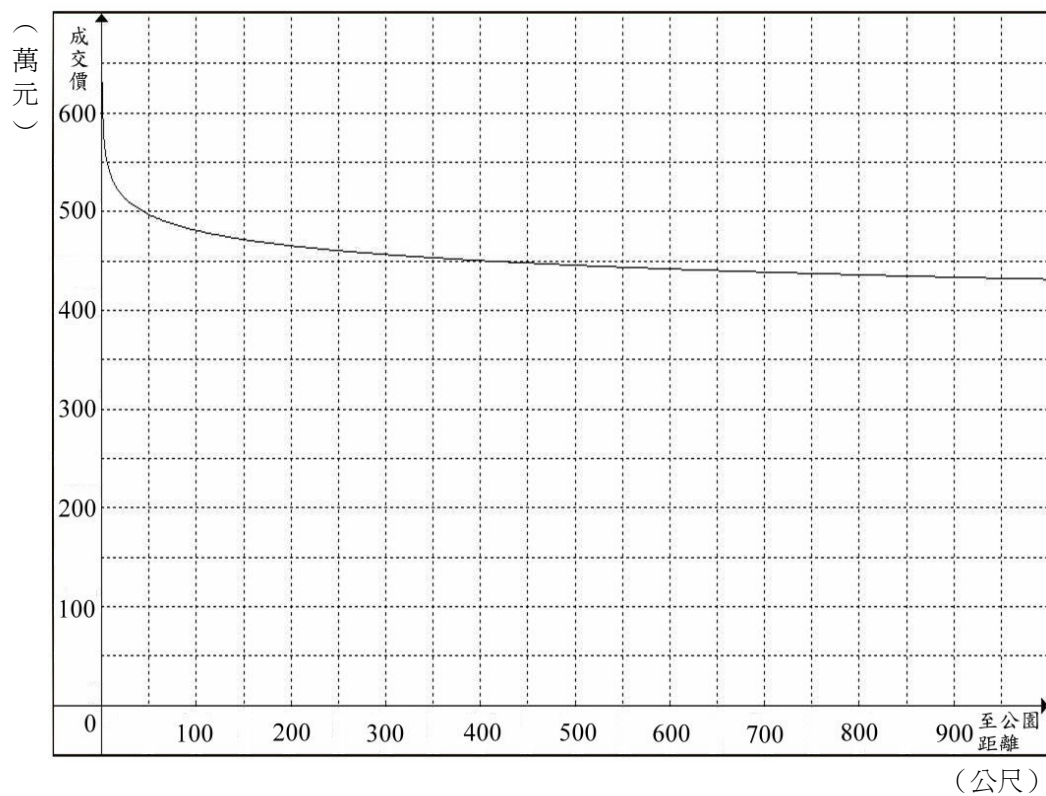


圖 4-17 成交價與至公園距離關係

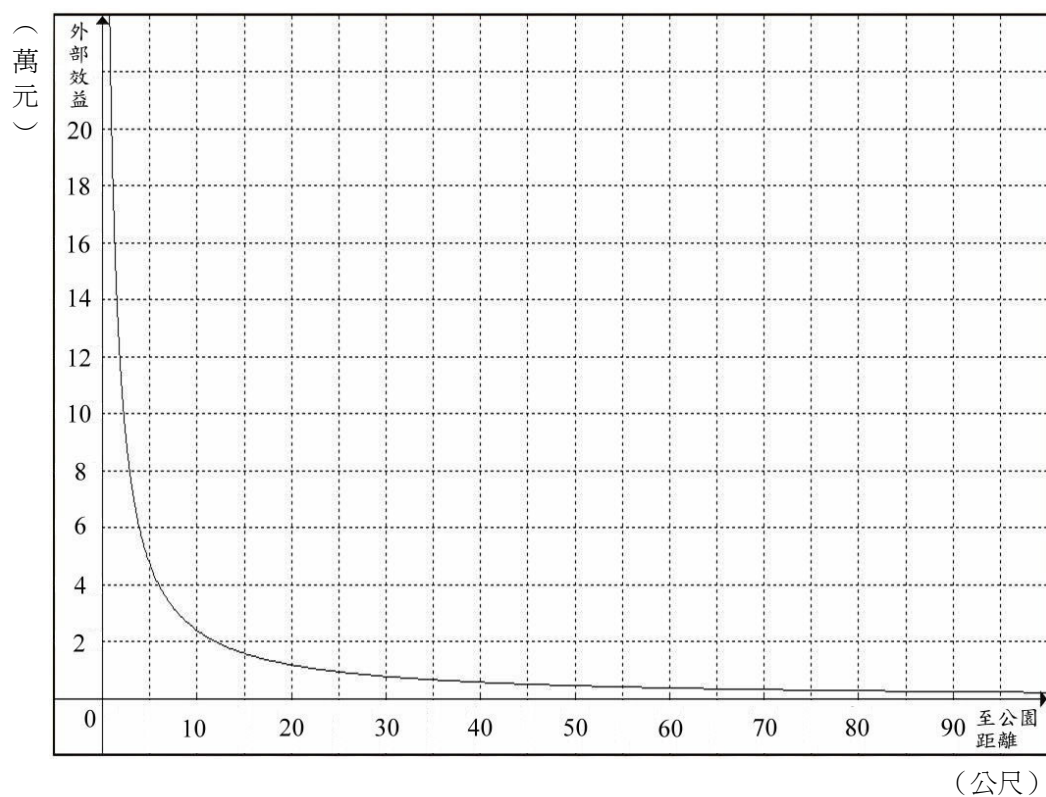


圖 4-18 臺中市公園綠地（面積大於 1 公頃）外部效益之距離衰減函數
（以標準房屋為例）

第五章 結論與建議

第一節 結論

本研究的目的是瞭解都市公園綠地外部效益的距離衰減現象。由於都市公園綠地之外部效益沒有實際的交易市場，因此我們無法直接取得此一結果，但都市公園綠地的外部效益可資本化於周圍的房屋價格之中，成為房屋價格的屬性（特徵）之一。藉由此一特性，本文應用特徵價格理論，透過迴歸分析，建立臺中市房屋特徵價格函數，藉此估計臺中市公園綠地之外部效益之距離衰減函數。

本研究嘗試常見的四種函數型態（線性、半對數、逆半對數和雙邊對數）進行迴歸分析，經比較後所採用之臺中市房屋特徵價格函數為雙邊對數函數，其完整數學式如下：

$$\ln(PRICE) = 5.397 + 0.628 \ln(LAVATORY) - 0.028 \ln(FLOOR) + 0.352 \ln(ALLFLOOR) - 0.123 \ln(AGE) + 0.775 (TYPE) + 0.047 \ln(AREA/DIST) - 0.020 \ln(RE) \quad (\text{式 } 1)。$$

根據式 1，本研究設定一標準房屋，此標準房屋之房屋特徵值為樣本特徵值的平均數，將這些數值代入式 1，可得式 9：

$$PRICE = 565.098 \times (3.214 / DIST)^{0.047} \quad (\text{式 } 9)。$$

事實上，都市公園綠地的外部效益即為：距離增加 1 單位時，房價的減損量。若將此定義改寫為數學式，則式 9 即可改寫為式 10（*E. B.* 為外部效益）：

$$E. B. = 565.098 \times (3.214 / DIST)^{0.047} - 565.098 \times (3.214 / (DIST + 1))^{0.047} \quad (\text{式 } 10)。$$

根據式 9，至公園距離增加時，房屋的成交價將會下降，表示都市公園綠地

的確具有外部效益；根據式 10，至公園距離增加時，公園綠地的外部效益將會下降。此結果顯示：都市公園綠地的確具有外部效益，且其外部效益會隨著距離的增加而逐漸遞減。換句話說，都市公園綠地的外部效益在空間上確有一定的範圍或局部性。

第二節 研究限制與建議

壹、研究對象排除了鄰里公園

本研究之研究對象排除了鄰里公園（面積小於 1 公頃），目的在使「至公園距離」變數之樣本觀察值變得較為分散，使得迴歸分析較為精確。然而，此結果畢竟排除了鄰里公園，因此在適用時，必須有個前提，即所推論之公園綠地外部效益，係指面積大於 1 公頃以上之公園綠地。

貳、所推估之外部效益係以標準房屋為例

本研究所推估之外部效益係以標準房屋為例，當房屋的其他特徵不同時，其外部效益也將有些微調整，但其整體趨勢仍是呈現距離衰減現象，這是適用時另一個必須注意的前提，也是本研究之限制所在。

參、同質區的前提假設

黃于祐（2008）指出：以特徵價格法估計房屋特徵價格有一缺點，其將所有的區位條件以「同質區」的方式處理，這種無法藉由空間上的落實來了解各屬性區位對於房價的影響，在空間統計領域稱之為「全域式」（global）觀點的分析方法。事實上，本研究僅針對臺中市進行分析，而非大範圍（例如：全臺灣）分析，樣本房屋的空間「異質性」是否很大，值得懷疑，因此，作「同質區」的假設並非完全不合理。或許，後續之研究者可朝修正全域式分析的觀點進一步研究，其中地理加權迴歸（geographically weighted regression）可能是其中一種的解決方式。

參考文獻

- 于明誠（1993）都市計畫理論與實務，臺北：詹氏書局。
- 王宋民（1999）都會地區房價之特徵價格分析—以臺北市信義區為例，國立臺灣大學農業經濟研究所碩士論文。
- 王佳惠（1999）都市公園中形成社會性交流環境條件之研究，國立臺灣科技大學工程技術研究所碩士論文。
- 王保進（2006）中文視窗版 SPSS 與行為科學研究，臺北：心理。
- 王俊仁（2007）特徵價格法在住宅價格之應用探討，國立臺灣科技大學營建工程系碩士論文。
- 全國科學技術名詞審定委員會（2007）地理學名詞，北京：科學出版社。
- 周子敬（2007）統計套裝軟體：精通 SPSS，臺北：全華。
- 林立偉（2003）應用特徵價格法評估台灣都會區空氣品質改善之效益，國立臺北大學資源管理研究所碩士論文。
- 林國民（1996）高雄市自有住宅特徵價格之研究，國立成功大學都市計劃學系碩士論文。
- 林鴻文（2008）住宅屬性之價值評估：應用特徵價格模型於台中市中古屋市場，國立暨南國際大學經濟學系碩士論文。
- 邵澤恩（1998）都市鄰里公園對鄰接地區不動產影響之研究，中華大學建築與都市計劃學系碩士論文。
- 邱皓政（2006）量化研究與統計分析—SPSS 中文視窗版資料分析範例解析，臺北：五南。

- 施添福（1990）地理學中的空間觀點，國立臺灣師範大學地理研究報告，16：115-137。
- 胡文青（2007）臺灣的公園，臺北：遠足文化。
- 胡淑雲（1988）臺北市居民利用公園的行為地理研究，國立臺灣師範大學地理學系研究所碩士論文。
- 唐麗英、王春和（2005）SPSS 統計分析，臺北：儒林。
- 財團法人中華顧問工程司（2005）臺中都會區大眾捷運系統烏日文心北屯線—環境影響說明書（定稿本），臺北：財團法人中華顧問工程司。
- 高希均（1991）經濟學的世界，臺北：天下文化。
- 國立中興大學（2008）臺中市志—地理志，臺中：臺中市政府。
- 張育彰（1996）臺中市房地產之地理研究～以預售屋為例，中國文化大學地學研究所碩士論文。
- 張清溪、許嘉棟、劉鶯釧、吳聰敏（2004）經濟學：理論與實際，臺北：翰蘆圖書。
- 張勝彥（1999）臺中市史，臺中：臺中市立文化中心。
- 郭瓊瑩、王秀娟（1996）我們的公園綠地，臺北：內政部營建署。
- 陳明健（2003）自然資源與環境經濟學：理論基礎與本土案例分析，臺北：雙葉書廊。
- 陳相如（2005）都市林特徵價格之研究—以臺南市東區為例，國立成功大學都市計劃研究所碩士論文。
- 陳章瑞、宋維真（2007）GIS 調查方法於特徵價格法衡量都市綠地美質之影響與

效益，調查研究，22：39-87。

陳寬裕、王正華（2010）論文統計分析實務—SPSS 與 AMOS 的運用，臺北：五南。

彭宴玲（2005）臺北市綠地效益之評價—特徵價格法之應用，中國文化大學景觀學研究所碩士論文。

黃于祐（2008）臺北市房價影響因素之空間分析—地理加權迴歸方法之應用，國立臺北大學都市計畫研究所碩士論文。

黃昭雄（1993）以服務水準及空間結構特性探討台中市鄰里公園網絡系統，逢甲大學建築及都市計畫研究所碩士論文。

溫海珍（2005）城市住宅的特徵價格：理論與實證研究，北京：經濟科學出版社。

臺中市政府主計處（2008）臺中市統計要覽，臺中：臺中市政府主計處。

臺灣不動產交易中心（2008）買賣成交物件資料：臺中市，臺灣不動產成交行情公報，12：257-285。

劉振誠（1986）住宅價格影響因素之研究—以臺北市松山、中山、大安、古亭區為例，國立中興大學都市計畫研究所碩士論文。

鄭吉延（1999）特徵價格理論應用於都市林效益評估之研究—以臺中市為例，國立中興大學森林學系碩士論文。

蕭代基、鄭蕙燕、吳珮瑛、錢玉蘭、溫麗琪（2002）環境保護之成本效益分析，臺北：俊傑書局。

蘇敏隆（1994）臺北市居民認養公園之研究，國立中興大學都市計畫研究所碩士論文。

Adelman, I. and Griliches, Z. (1961) On an index of quality change, *Journal of*

American Statistical Association, 56: 535-548.

Asafu-Adjaye, J. (2000) *Environmental Economics for Non-Economists*, Singapore: World Scientific.

Becker, G. S. (1965) A theory of the allocation of time, *The Economic Journal*, 75: 493-517.

Bedimo-Rung, A. L., Mowen, A. J. and Cohen, D. A. (2005) The significance of parks to physical activity and public health- a conceptual model, *American Journal of Preventive Medicine*, 28: 159-168.

Bolitzer, B. and Netusil, N. R. (2000) The impact of open spaces on property values in Portland, Oregon, *Journal of Environmental Management*, 59:185-193.

Bolund, P. and Hunhammar, S. (1999) Ecosystem services in urban areas, *Ecological Economics*, 29: 293-301.

Cassel, E. and Mendelsohn, R. (1985) The choice of functional forms for hedonic price equations: comment, *Journal of Urban Economics*, 18: 135-142.

Chiesura, A. (2004) The role of urban parks for the sustainable city, *Landscape and Urban Planning*, 68: 129-138.

Court, A. T. (1939) Hedonic price indexes with automobile examples, in *The Dynamics of Automobile Demand*, New York: General Motors.

Grave, P., Murdoch, J. C., Thayer, M. A. and Waldman, D. (1988) The robustness of hedonic price estimation: urban air quality, *Land Economics*, 64(3): 220-233.

Hanink, D. M. (1997) *Principles and Applications of Economic Geography: Economy, Policy, Environment*, New York: Wiley.

Hidano, N. (2002) *The Economic Valuation of the Environment and Public Policy: A*

Hedonic Approach, Cheltenham, UK: Edward Elgar.

Houthakker, H. S. (1952) Compensated changes in quantities and qualities consumed, *The Review of Economic Studies*, 19: 155-164.

Johnston, R. J., Gregory, D., Pratt, G., and Watts, M. (2000) *The Dictionary of Human Geography*, Oxford: Blackwell Publishers.

Knox, P and Pinch, S. (2000) *Urban Social Geography: an Introduction*, New York: Prentice Hall.

Kong, F., Yin, H. and Nakagoshi, N. (2007) Using GIS and landscape metrics in the hedonic price modeling of the amenity value of urban green space: a case study in Jinan City, China, *Landscape and Urban Planning*, 79: 240-252.

Lancaster, K. (1966) A new approach to consumer theory, *Journal of Political Economy*, 74: 132-157.

Morancho, A. B. (2003) A hedonic valuation of urban green areas, *Landscape and Urban Planning*, 66: 35-41.

Randall, A. (1984) Theoretical bases for non-market benefit estimation, in *Valuation of Wildland Resource Benefits*, Boulder, Colo: Westview Press.

Ridker, R. G. and Henning, J. A. (1967) The determinants of residential property values with special reference to air pollution, *Review of Economics and Statistics*, 49(2): 246-257.

Rosen, S. (1974) Hedonic price and implicit market: product differentiation in pure competition, *Journal of Political Economy*, 82: 34-55.

Sander, H. A. and Polasky, S. (2009) The value of views and open space: estimates from a hedonic pricing model for Ramsey county, Minnesota, USA, *Land Use Policy*, 26:837-845.

- Watson, J. W. (1955) Geography- a discipline in distance, in *Transportation Geography: Comments and Readings*, New York: McGraw-Hill.
- Waugh, F. V. (1928) Quality factors influencing vegetable price, *Journal of Farm Economics*, 10: 185-196.