

台北捷運營運前後沿線房地屬性特徵 價格之變化¹

PROPERTY HEDONIC PRICE BEFORE AND AFTER TAIPEI MRT OPENING

林楨家 Jen-Jia Lin²

黃至豪 Chi-Hau Hwang³

(91年8月13日收稿，91年12月19日修改，92年9月25日定稿)

摘 要

捷運系統在國內屬於新的都市運輸工具，過去幾年探討捷運系統的影響研究，絕大部分是在捷運系統實際營運之前進行有與無的分析推論，尚未進行完整的營運前後調查與比較分析。本研究以台北捷運紅線沿線房地交易實例為樣本，利用多元迴歸模型，探討捷運營運前與後沿線房地屬性特徵價格之變化；繼而利用 F 檢定，分析不同區位條件迴歸模型間是否存在顯著差異；最後並比較傳統迴歸與模糊迴歸兩種模型間的差異。研究結果發現：面積、屋齡、距公共設施距離三項屬性之特徵價格，在捷運營運前後產生顯著之變化；前述變化會因房地是否鄰接地面型式捷運、是否鄰接地下型式捷運、是否位於市區、是否位於市區邊緣、是否為獨戶住宅、是否為大廈、是否為捷運站區、是否為非捷運站區、是否為商業區以及是否為住宅區等條件而有顯著差異；Tanaka 模糊迴歸與傳統迴歸兩種模型在房地價格的研究中各自具有其優缺點，但仍以

-
1. 本研究感謝國家科學委員會專題研究計畫補助 (NSC90-2415-H-309-003)。
 2. 國立台北大學都市計劃研究所助理教授 (聯絡地址：104 台北市建國北路二段 69 號台北大學都市計劃研究所；電話：02-25009715；E-mail：jenjia@mail.ntpu.edu.tw)。
 3. 長榮管理學院土地管理與開發學系碩士班碩士。

傳統迴歸方法較具說服力，其他模糊迴歸分析方法的適用性，則尚待進一步驗證。

關鍵詞：大眾捷運；特徵價格；迴歸分析；模糊迴歸

ABSTRACT

Since the MRT is a new type of infrastructure in Taiwan, most of the impact studies proceeded without comparisons of situations before the MRT's opening. The complete before-and-after comparisons still await investigation. This study analyzed the property hedonic price before and after Taipei MRT's opening. The samples were investigated along the MRT red line for two periods: 1993-1995 AC. (before the MRT's opening) and 1997-1999 AC. (after MRT's opening). Multiple regression, Chow test, and fuzzy regression were used to analyze these samples. According to the empirical analysis, we arrived at the following conclusions: First, the hedonic price of floor area, building age, and distance to public facility are all significantly influenced by the MRT's opening. Second, the effects of the MRT's opening on hedonic price vary significantly because of the surface type of MRT, the underground type of MRT, the CBD area, the fringe of CBD, the single unit house, the mansion, the location close to MRT station, the commercial area, and the residential area. Third, both of the traditional regression and Tanaka fuzzy regression are useful, but in general, the former is more persuasive than the latter on analyzing hedonic price. The abilities of other fuzzy regression methods still await exploration.

Key Words: Mass rapid transit; Hedonic price; Regression analysis; Fuzzy regression

一、前言

都市交通建設對沿線土地的發展會產生許多方面的影響，例如：環境品質、使用方式、房地價值、社會關係等。其中，房地價因為涉及民眾的財產價值，所以一直是較被重視的項目之一，其實交通建設如捷運、道路等對沿線地主而言，房地價格的影響變化將決定地主對該項建設的支持度；對政府而言，則將據以決定受害補償或獲益回收之內容；因此如何合理地判斷特定交通建設對沿線房地價的影響，是相當重要的課題。

捷運系統是都會區重要的運輸工具，由於它在國內屬於新的運輸工具，過去幾年所探討的捷運系統對房地價值的影響研究，絕大部分是在捷運系統實際營運之前進行有與無的分析推論，尚未進行完整的營運前後調查與比較分析，因此有必要對實際的變化情形進行調查研究。

關於運輸設施對房地價格影響的研究，最近 Ryan^[1]曾作過完整的回顧，他認為過去主要使用兩種研究方法：實驗控制分析與多元迴歸分析，前者是觀察比較實驗組與控制組的統計資料來進行研究，後者則是蒐集完整的樣本進行模型校估。本研究認為若樣本資料

足夠且可以取得的話，以多元迴歸方法分析應較為確實；另外尚有部分研究使用個體選擇模式進行分析，例如段良雄^[2]、馮正民與楊靜音^[3]、陳彥仲與 Anas^[4]等，只是這類方法通常較適用在建設前的有與無比較。Ryan^[1]也發現，過去研究結論差異相當大的原因在於可及性衡量方式的不同與不完整，他認為以旅行時間衡量所獲得的結論較佳，但究竟要衡量樣本到那一個或那些對象物的旅行時間，則視問題特性與研究者經驗來決定。

針對過去的文獻，本研究認為存在以下課題尚待探討：首先是在影響變數方面，大部分研究只考量與研究目的有關的某種類型自變數，為避免係數解釋上的偏誤，理想上應該將完整的影響因素納入作為背景控制變數。其次是研究時間點方面，國內之前大部分研究的時間點在捷運系統營運之前，例如李育坤^[5]與許侶馨^[6]，故只能進行有與無捷運之推測比較，馮正民等^[7]曾進行過公布、規劃與施工不同階段的分析比較，但關於營運前後之完整調查分析尚闕如，國外由於捷運系統建設得早，因此有許多這類調查研究，例如Bajic^[8]。再其次是研究空間方面，大部分相關文獻通常只討論與車站的相對位置，例如洪得洋與林祖嘉^[9]，忽略非站區捷運沿線的變化，有待納入討論。最後則是研究方法方面，過去一般研究是以整體樣本一起構建模型，並以虛擬變數代表不同的區位條件，觀察其係數之t檢定值探討不同區位之影響差異，此種做法的自變數較多，對迴歸假設檢定與統計自由度容易產生負面影響；另外，過去研究通常以傳統迴歸模型進行分析，討論的特徵價格為明確值，Tanaka 等人^[10]曾以房地屬性樣本測試模糊線性迴歸模型，提出模糊特徵價格之觀念，其合理性與解釋性是否較傳統迴歸為佳？有待進一步嘗試確認；同時過去的研究在迴歸假設條件的檢定較不完整，例如共線性或誤差項分配都會使校估結果的解釋產生偏誤，此種技術課題應被改進。

本研究的目的是在於探討台北都會區捷運系統營運前與營運後沿線房地屬性特徵價格之變化，並對各種區位條件的變化差異進行比較，以提供後續捷運建設進行方案設計或評估之參考。研究使用台北捷運紅線沿線兩側 400 公尺範圍內 317 個房地交易實例為樣本，利用多元迴歸模型，探討捷運營運前（民國 82 至 84 年）與營運後（民國 86 至 88 年）沿線房地屬性特徵價格之變化。迴歸模型同時納入房地實質屬性變數、外部環境背景因素以及總體經濟變數等三類變數的影響，探討對象擴及至非站區的捷運沿線，以 F 檢定分析不同區位條件之變化是否有顯著差異，模型校估過程進行完整的假設條件檢定，並以同樣樣本進行傳統迴歸模型與模糊迴歸模型之比較。

本文分為五個部分，在本段對研究目的、內容與文獻回顧作說明之後，繼而在第二段提出研究假說與研究設計，接著在第三段說明資料調查與分析，第四段將進行假說檢定，最後則是結論與建議的整理。

二、假說與研究流程設計

本段說明研究假說的提出，以及為檢定假說之研究流程設計。

2.1 研究假說

過去探討運輸建設對沿線房地價格影響大多直接針對可及性的變化來探討，例如會使用「到市中心旅行時間」或「距捷運車站距離」等自變數，這種作法有以下兩個問題：

1. 旅行時間或成本的節省難以直接衡量，因為旅次起迄點會有各種組合，因此傳統的衡量方式常只能代表可及性的部分意義。
2. 部分地區在捷運系統營運前，其道路系統或大眾運輸系統即已完備，因此到各地的旅行距離、時間或成本可能相差不多，變化的是旅行時間的穩定性（不塞車），但此項效益不易衡量；同時，捷運系統除了改變可及性的實質影響外，對房地價格尚有非實質的影響，例如驕傲感、人潮聚集，這些都難以量化分析；因此可及性並無法全部反映出捷運系統的效益。

由於可及性變化衡量不易且無法完整地代表捷運系統的影響，因此直接以此分析捷運系統對房地價格的影響並不容易且易有爭議。另一方面，捷運系統其實是透過對房地屬性特徵價格的影響而使房地價格發生變化，前述影響會因屬性與區位條件而產生差異。例如「距公共設施距離」與「面積」而言，因前者考量可及性的程度可能較後者高，故捷運系統對前者特徵價格的影響可能較後者高；但在交通便利的市區，驕傲感的效益可能大過可及性的改善，而使前述影響差異縮小。

因此，本研究著重於分析捷運系統對各種房地屬性特徵價格的影響，假設捷運系統沿線房地屬性特徵價格函數為如下之線性函數：

$$Y = f(X, DX) = g(X) + h(DX) \quad (1)$$

其中， Y 為房地價格； D 代表捷運系統營運前 ($=0$) 或營運後 ($=1$) 之虛擬變數， X 為屬性特徵矩陣，若有 n 個屬性自變數，則 $X = [X_0, X_1, X_2, \dots, X_i, \dots, X_n]$ ， $X_0 = 1$ ；若 $\bar{\alpha} = [\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_i, \dots, \alpha_n]$ ， α_i 為 X_i 屬性在 $h(DX)$ 函數中之係數； $\bar{\beta} = [\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_i, \dots, \beta_n]$ ， β_i 為 X_i 屬性在 $g(X)$ 函數中之係數值；因此，各個屬性之特徵價格如下：

$$\frac{\partial Y}{\partial X} = \frac{\partial Y}{\partial f} \cdot \frac{\partial f}{\partial X} = \frac{\partial Y}{\partial g} \cdot \frac{\partial g}{\partial X} + \frac{\partial Y}{\partial h} \cdot \frac{\partial h}{\partial X} = \bar{\beta} + D \cdot \bar{\alpha} \quad (2)$$

其中， $\bar{\alpha} + \bar{\beta}$ 為各個屬性在捷運營運後之特徵價格； $\bar{\beta}$ 為各個屬性在捷運營運前之特徵價格，因此捷運系統營運前後各個屬性特徵價格之變化即為 $\bar{\alpha}$ 。

關於前述特徵價格變化，本研究提出以下假說進行驗證：

- 假說 1：影響捷運系統沿線房地價格的各項屬性，其特徵價格在捷運系統營運前後會產生顯著差異。
- 假說 2：捷運系統營運對沿線房地屬性特徵價格的影響會因為路線型式的不同〔高架、地面、地下〕而有差異。
- 假說 3：捷運系統營運對沿線房地屬性特徵價格的影響會因為地理區位的不同〔市中心區、市區邊緣、郊區〕而有差異。
- 假說 4：捷運系統營運對沿線房地屬性特徵價格的影響會因為房地住宅型式的不同〔獨戶住宅、大廈、公寓〕而有差異。
- 假說 5：捷運系統營運對沿線房地屬性特徵價格的影響會因為房地座落的位置的不同〔捷運站區、非捷運站區〕而有差異。
- 假說 6：捷運系統營運對沿線房地屬性特徵價格的影響會因為房地之土地使用分區不同〔商業區、住宅區〕而有差異。
- 假說 7：模糊迴歸模型之分析結果會較傳統迴歸模型之分析結果更具合理性與解釋性。
- 其中，前六項假說係參考 Ryan^[1]之回顧結果以及馮正民等^[7]在國內調查研究經驗而研提，假說 7 則是依據 Tanaka 等人^[10]提出模糊特徵價格之觀念所研提。

2.2 研究流程設計

本研究以如圖 1 之流程進行假說驗證。首先進行樣本資料蒐集與實地調查，並進行初步統計分析，以了解變數特性與相關性。第二是進行整體樣本迴歸模型與各種區位條件樣本迴歸模型之校估，過程中進行各項迴歸理論假設條件之檢定與調整，得到「最佳線性不偏估計式 (the best unbiased linear estimator, BLUE)」之校估結果，根據整體樣本迴歸模型校估結果進行假說 1 之驗證；亦即觀察(2)式 $\bar{\alpha}$ 中有那些屬性係數之 t 檢定值顯著，據以判斷捷運營運影響力之顯著性。第三是進行不同區位條件樣本迴歸模型之間是否顯著差異之 F 檢定 (又稱 Chow test)，據以驗證假說 2 到假說 6。第四是檢討迴歸模型係數，分析比較各種影響之差異與特性。第五是利用相同樣本資料進行 Tanaka 等人^[10]模糊線性迴歸之校估，並將校估過程與結果和傳統迴歸模型作比較，據以進行假說 7 之驗證。

三、資料調查與分析

樣本調查空間範圍為台北捷運紅線 (北起淡水、南迄新店，路線總長為 33.1 公里共 31 站) 沿線兩側各 400 公尺距離範圍內，時間為自民國 82 年到民國 88 年間之房地交易實例。由於捷運紅線通車營運時間為民國 85 年，以此為基準，將民國 82 年到 84 年之樣本歸為捷運營運前、民國 86 年到 88 年樣本歸為捷運營運後。交易實例取自「房屋市場月刊」等共 10 種中古屋雜誌或房屋行情報導之資料，共整理出 317 個有效樣本。

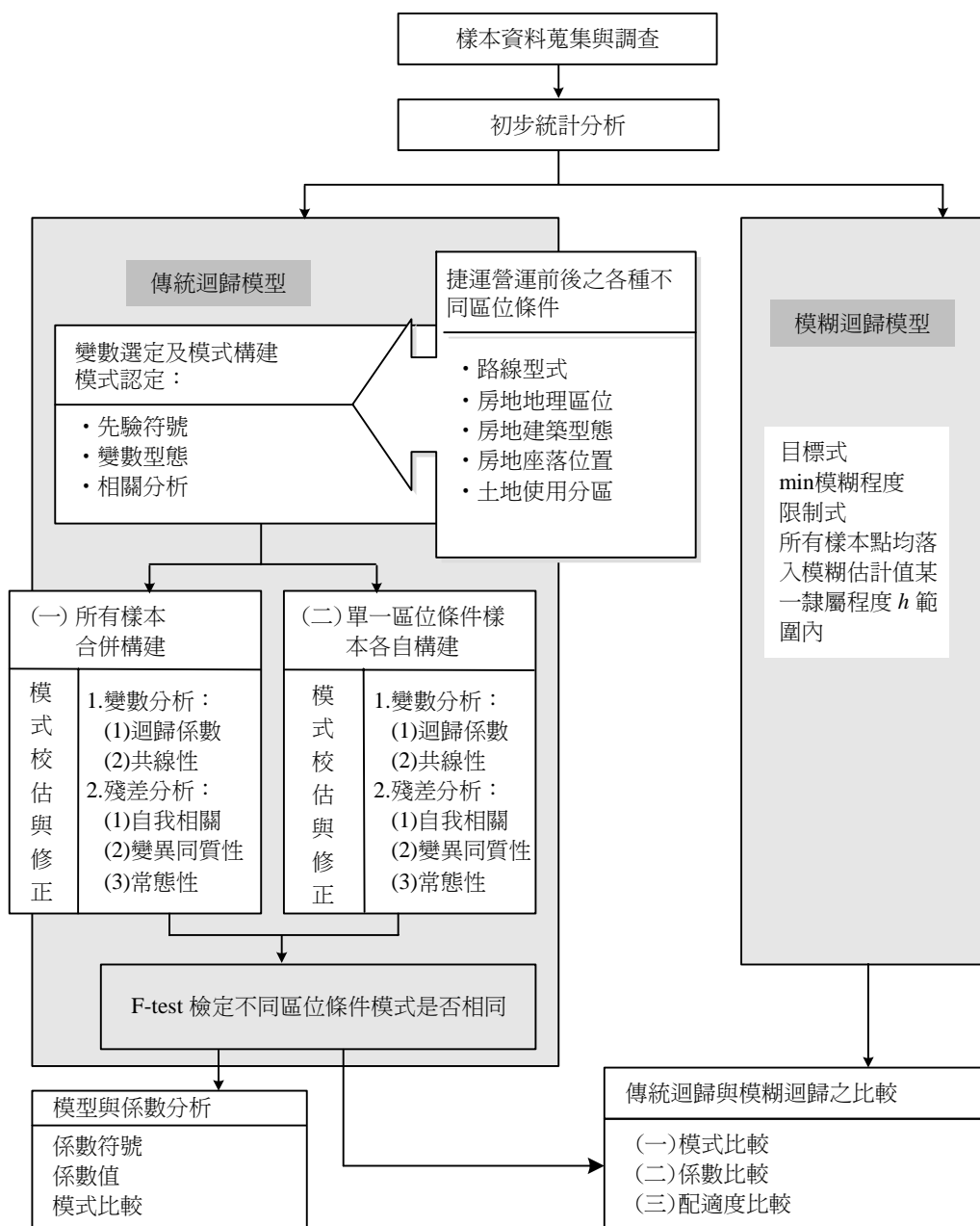


圖 1 研究流程設計

為了解影響房地價格的屬性變數，本研究檢討董尚義^[11]、趙康^[12]、蕭展正^[13]、林人和^[14]、王秉五^[15]、張金鶚^[16]、Seyfried^[17]、Jackson^[18]、Asabere^[19]、Shonkwiler 和 Reynold^[20] 與 Thomas^[21] 等文獻，發現張金鶚^[16] 將可能會影響房地價之住宅屬性分為：

戶的特徵、棟的特徵、鄰里小環境特徵、鄰里大環境特徵、縣市環境特徵、總體環境特徵以及其他個體特徵（像賣屋者特性、黃道吉日、風水等）等七類，其由微觀而巨觀之層次依序歸納較為完整。本研究認為第 1、2 類屬性均屬房地本身的實質特徵，第 3、4 項屬性均屬房地外部背景環境因素，而其他個體特徵較不易掌握；因此本研究再將前述類別歸納為三類：房地實質特徵因素、外部背景環境因素以及總體經濟因素，每類均挑選可取得並具代表性的變數為資料蒐集項目；除房地價格為因變數外，選取「面積（坪）」、「屋齡（年）」（以上兩項為房地實質特徵因素），「房地距公共設施的距離（百公尺）」、「距市中心之距離（百公尺）」（以上兩項為外部背景環境因素），「經濟成長率（%）」、「物價指數（%）」與「時間（年）」（以上三項為總體經濟因素）等資料項目進行蒐集，資料來源與取得方式整理如表 1。

表 1 調查資料項目與來源

張金鶚 (1995) 之分類	本研究分類	變數	資料來源或取得方式
戶的特徵 棟的特徵	房地實質特徵因素	面積 (坪) 屋齡 (年)	中古屋雜誌或房屋行情報導資料
鄰里小環境特徵	外部背景環境因素	距公共設施之距離 (百公尺)	精確比例尺之地圖測量
大環境特徵		距市中心之距離 (百公尺)	
總體環境特徵	總體經濟因素	經濟成長率 (百分比) 物價指數 (百分比) 時間 (年)	行政院主計處
住宅總價	—	房地總價 (萬元)	中古屋雜誌或房屋行情報導資料

整體樣本資料之基礎統計如表 2 所示，房地價格的平均值約為 780 萬元，由平均數、眾數、中位數的排列順序得知，屋齡與距市中心距離屬性變數分配呈現左偏，而房地價格與面積之分配呈現右偏的現象；距公共設施距離變異較小，其餘屬性變異較大。搭配資料散布圖觀察，對面積而言，房地價格對面積的變化明顯呈現正相關，房地面積大致在 50 坪以內，價格約 500 萬至 1,000 萬者居多數；一般樣本都在 30 坪左右，最小面積為 5 坪。對屋齡而言，發現樣本點幾乎平均分布於圖形上呈現負相關，平均使用年期約為 12 至 13 年，最新為 1 年新屋，最舊達 32 年。就距公共設施距離屬性變數而言，發現絕大部分樣本距學校（小學、中學、高中）、公園、郵局等便民設施距離在 200 公尺以內，表 2 最小值顯示 20 公尺，最遠者可達 1,140 公尺，其房地價格明顯較低約為 500 萬元左右。對距市中心距離屬性變數而言，發現其分布狀況隱約分為三個呈現遞減的樣本集團，分別在距市中心 6 公里處、12 公里處以及 28 公里處呈現三個房地價格的高峰，分別大約為 2,200 萬元、1,900 萬元以及 2,400 萬元；距市中心愈遠處的部分反而出現最高的房地價格，因為台北都會區目前已非單核心發展型態，尤其是捷運紅線為南北向走廊，已形成一些高房

價的核心，例如天母地區房地價格已明顯高於其他鄰近市中心之地區；因此對於距市中心距離之變數，在模式構建時將謹慎考量其適用性。物價指數與經濟成長率等總體經濟變數，由於資料取得的時間範圍限制，因此共只有六組時間樣本，分別為營運前（民國 82、83、84 年）與營運後（民國 86、87、88 年），物價指數與房地價格關係不甚明確，經濟成長率略呈正相關。

表 2 整體樣本屬性資料基礎統計

整體樣本房地價格及其屬性資料（包括捷運營運前後）樣本數 = 317						
變數名 \ 統計量	平均值	標準差	最大值	最小值	中位數	眾數
房地價格（萬元）	781.26	416.09	2400	50	650	630
面積（坪數）	32.93	15.75	120	5	30.11	18
屋齡（年）	12.86	7.63	32	1	13	21
距公共設施距離（百公尺）	2.30	1.84	11.4	0.2	2.58	2.78
距市中心距離（百公尺）	59.97	28.78	140.7	6.8	60.5	64.5
經濟成長率（百分比）	6.20	1.00	7.11	4.57	6.55	—
物價指數（百分比）	99.86	3.95	106.78	89.9	102.6	102.6

四、假說檢定

本段將先進行整體樣本之迴歸模型校估，以檢定假說 1；繼而進行各種區位樣本迴歸模型校估，藉由模型間是否具顯著差異檢定驗證假說 2 到 6；最後校估模糊迴歸模型，將之與傳統模型作比較，檢討假說 7 是否成立。

4.1 整體樣本迴歸模型

1. 變數說明及型態認定

根據表 1 之變數項目，(1)式各項屬性自變數 (X 與 DX) 之定義與係數先驗符號認定說明如表 3。

由資料散布圖得知某些自變數與房地價格的關係似乎存在著非線性關係，故為使得房地價格與各自變數能取得資料分布上最佳的配適情況，本研究比較因變數與不同型態自變數之相關係數，自變數型態分別為：變數一次項、變數開方值、變數二次項、變數三次項、變數之自然對數值；因變數與各自變數某種型態相關係數最高者，則視為兩變數間具有最佳的配適度並採用之，最後並將此種型態之自變數重新命名為新的自變數 F_i 。經由上述過程選定之自變數最佳型態分別為： F_1 = 面積 X_1 的一次項、 F_2 = 屋齡 X_2 的開根值、 F_3 = 距

公共設施之距離 X_3 之自然對數值、 F_4 = 距市中心距離 X_4 的開根值、 F_5 = 物價指數 X_5 的三次項、 F_6 = 經濟成長率 X_6 的三次項；另外時間序列 $Year$ 變數不變換型態，如表 4 所示。

自變數與函數型態的認定，尚可以 Box-Cox 之彈性轉換函數^[22] 來決定，Goodman^[23] 首次以之進行特徵價格函數校估，但由於校估過程較為複雜，且不保證比其他非一般化型態之函數有更好的表現，因此過去大部分的研究文獻仍使用線性結構的線性、半對數或對數函數型態^[16]，Cassel 和 Mendelsohn^[24] 亦曾對此種轉換型式應用在特徵價格上提出過批評。另外，基於校估過程複雜度的控制，過去使用 Box-Cox 轉換函數的研究均假設每個自變數有相同的轉換型式^[6]，但事實上每個變數的轉換形式應有不同。基於以上原因，本研究仍採用線性函數，但各個屬性使用不同變數型態進行校估。

表 3 自變數說明與先驗知識關係列表

類別	變數名稱	代號	單位	預期符號	先驗知識預期符號說明
實質因素	面積	X_1	坪	+	樓地板面積愈大，房地價格愈高。
	屋齡	X_2	年	-	屋齡表示房地之折舊，故屋齡愈高，折舊程度越高，房地價格愈低。
環境因素	距公共設施距離	X_3	百公尺	-	距公共設施越近，隱含生活水準與環境品質好，故房地價格越高。
	距市中心距離	X_4	百公尺	-、+	距市中心越近，可及性越高，房地價格理應越高，但也有可能因為環境愈擁擠，使房地產價格愈低；由資料散布圖發現其與房地價格關係不甚明確，故預期符號不明。
總體經濟因素	物價指數	X_5	百分比	+	物價指數越高，隱含經濟穩定成長、也有物價膨脹之壓力，消費者投資於不動產，因而使房地價格上升。
	經濟成長率	X_6	百分比	+	經濟成長率越高，市場經濟景氣，間接影響消費者購屋能力，故房地價格越高。
	時間	$Year$	數列 1~7	-	研究時間範圍之房地產景氣逐年下降，故預期為負向關係。
營運後變數	虛擬變數	D	1,0	+	虛擬變數為 1 時代表捷運營運後，帶動交通可及性與榮耀感，預期為正向相關。
	面積	DX_1	坪	+	營運後變數之預期符號所有變數都應為正值，代表捷運營運後對房地價格帶來正面的影響效果，房地屬性價格會大於營運前。
	屋齡	DX_2	年	+	
	距公共設施距離	DX_3	百公尺	+	
	距市中心距離	DX_4	百公尺	+	
	經濟成長率	DX_5	百分比	+	
	物價指數	DX_6	百分比	+	

註：「面積」為權狀面積；「屋齡」以交易日為基準；「距公共設施距離」為距最近學校或公園之距離；「距市中心距離」為至台北車站距離；「時間」以民國 82 年為 1 起算，民國 87 年為 7。

表 4 自變數型態認定

自變數 自變數型態		面積	屋齡	距公共設施距離	距市中心距離	物價指數	經濟成長率
		X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	X_6
自變數 型態	X_i	0.816715	-0.17863	0.165049	-0.26273	-0.28156	0.270572
	$X_i^{1/2}$	0.798821	-0.18795	0.172332	-0.27444	-0.28118	0.267587
	X_i^2	0.765879	-0.14688	0.12745	-0.22113	-0.28223	0.276335
	X_i^3	0.669897	-0.10961	0.0921	-0.17935	-0.28281	0.281757
	$\ln X_i$	0.742103	-0.16817	0.179628	-0.27308	-0.28079	0.26455
最高相關者		X_1	$X_2^{1/2}$	$\ln X_3$	$X_4^{1/2}$	X_5^3	X_6^3
新變數名稱		F_1	F_2	F_3	F_4	F_5	F_6

2. 模型校估

本研究使用 SPSS 8.0 套裝軟體，首先以 OLS (Ordinary Least-Squares) 方法對表 3 所有自變數 (以表 4 之變數型態) 進行線性模型校估，發現部分自變數之 t 檢定不顯著，且存在共線性問題。其中，「距市中心距離」與其他自變數間有強烈的共線性關係 ($VIF > 10$)，原因在於此距離與都市發展密度和開發時間有密切關係，故將之剔除；而「經濟成長率」與「物價指數」之 t 檢定均不顯著，此與張金鶚^[16]校估經驗相同，原因為此兩項屬性之影響力有時間延遲效果，為反映景氣變化趨勢的影響，本研究改以「時間」代替總體經濟因素。以調整後的自變數進行 OLS 校估，發現 DW 檢定值落於正向自我相關區，為處理此問題，改以 GLS (generalized least-squares) 方法校估，結果如表 5 所示，詳細校估過程可參閱黃至豪論文^[25]。

表 5 整體樣本迴歸模型校估結果

樣本數=317	自變數名稱	係數估計值	t 值	P-Value	VIF
自變數： 房地價格 (萬)	常數	$b_0 = 442.328$	5.866	0.000***	
	F_1 面積 (坪)	$b_1 = 15.393$	13.877	0.000***	1.729
	F_2 屋齡 ^{1/2} (年)	$b_2 = 7.700$	-1.853	0.065**	7.658
	F_3 \ln 距公設距離 (百公尺)	$b_3 = 77.506$	-2.023	0.044**	2.522
	DF_1	$b_4 = 4.570$	3.027	0.003***	3.124
	DF_2	$b_5 = 4.377$	0.988	0.324	7.842
	DF_3	$b_6 = 60.806$	1.339	0.181*	3.124
	Year	$b_7 = 56.113$	-4.161	0.000***	4.381
模式變異數分析 $F = 76.740$				0.000***	
R^2		$= 0.766$			
$\text{Adj-}R^2$		$= 0.756$			
Durbin-Watson Test		$= 1.626$			

※ ***者表示達 $\alpha = 0.01$ 顯著水準；**者變數達 $\alpha = 0.1$ 顯著水準；*者變數達 $\alpha = 0.2$ 顯著水準。

表 5 模型絕大部分自變數之 t 檢定通過 $\alpha=0.1$ 顯著水準， F 檢定顯著水準超過 $\alpha=0.001$ ， $R^2=0.766$ ，解釋能力優良；所有自變數之 VIF 值均小於 10，顯示無共線性問題，DW 檢定值落於無自我相關區；另外，由圖 2 之誤差項直方圖觀察，服從常態分配，由表 6 之 Park-Glejser 檢定確認誤差項變異同質之特性；由上可知，表 5 模型為最佳線性不偏估計式。

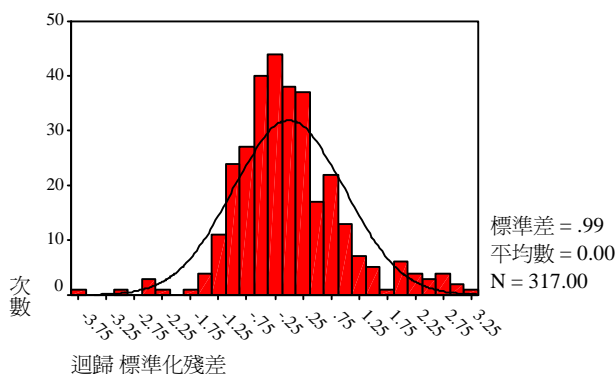


圖 2 模型誤差項直方圖

表 6 誤差項變異同質性 Park-Glejser 檢定列表

	模式檢定				說明
變數	$\log(\hat{\varepsilon}^2) = a + b_1 \log X_i + u_i$		$ \hat{\varepsilon} = a + b_2 X_i + u_i$		各自變數 t 值皆未達 $\alpha=0.01$ 顯著水準，無誤差項變異異質性。
	b_1 係數估計值	t 值	b_2 係數估計值	t 值	
F_1	0.03374	1.77	0.351	0.755	
F_2	-0.381	-1.67	-4.380	-2.588	
F_3	-0.161	-0.645	-49.415	-2.291	
$t_{(310,0.01)} = 2.5963$					

3. 結果分析

以上校估結果顯示，各項屬性 DF 係數之顯著水準，在「面積」達到 $\alpha=0.003$ ，在「距公共設施距離」達到 $\alpha=0.181$ ，「屋齡」之顯著水準較差，僅達 $\alpha=0.324$ ；我們可以認為假說 1 在面積、屋齡以及距公共設施距離三項屬性上是成立的，但在屋齡之信心較低。本文進一步說明這三項屬性特徵價格受影響的程度。由於表 5 模型之變數型態經過轉換，因此各個屬性之特徵價格如下：

$$\frac{\partial Y}{\partial X_i} = \frac{\partial Y}{\partial F_i} \cdot \frac{\partial F_i}{\partial X_i} + \frac{\partial Y}{\partial DF_i} \cdot \frac{\partial DF_i}{\partial X_i}, \quad i = 1 (\text{面積}), 2 (\text{屋齡}), 3 (\text{距公共設施距離}) \quad (3)$$

其中， $D=1$ 時為捷運營運後之價格， $D=0$ 時為營運前之價格，(3)式等號右側第二項為捷運營運之影響。各種屬性之特徵價格整理如表 7，逐項分析於下：

表 7 整體樣本屬性特徵價格整理

屬性變數	單位	特徵價格 (萬元／單位)		
		(1) 捷運營運前	(2) 捷運營運後	營運前後變化差異 (2)-(1)
面積 (X_1)	坪	15.313	19.887	4.57
屋齡 (X_2)	年	$-3.85X_2^{-\frac{1}{2}}$	$-1.6615X_2^{-\frac{1}{2}}$	$2.1885X_2^{-\frac{1}{2}}$
距公共設施距離 (X_3)	百公尺	$-77.506X_3^{-1}$	$-16.7X_3^{-1}$	$60.806X_3^{-1}$

- (1) 面積：由圖 3 可發現，捷運營運前每增加單位面積（即每坪）會使房地價格上漲 15.313 萬元；在捷運營運後，每增加一坪面積會使房地價格上漲 19.883 萬元；兩者間之差距，即為捷運營運前後之變化程度，為 4.57 萬元。
- (2) 屋齡：由圖 4 可發現，屋齡較新的房地有較高的折舊，屋齡較舊之房地會有較低的折舊，但在一定的屋齡之後，其折舊的程度則趨於一致。但捷運系統的營運卻可減少折舊程度；屋齡屬性邊際特徵價格為屋齡的函數，其絕對值呈現遞減狀態，捷運營運後會使屬性特徵價格之負值減少，但減少的幅度會隨著屋齡而遞減；屋齡愈高，特徵價格受捷運營運影響的程度越小，屋齡超過十年之後，捷運營運前後的差異則逐漸趨於一致。

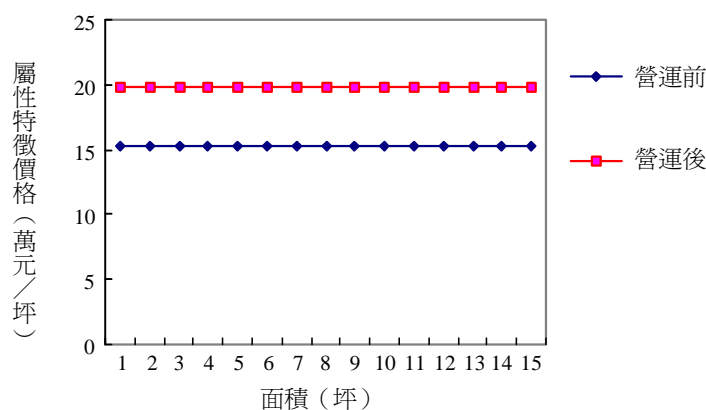


圖 3 面積屬性特徵價格對面積之關係圖

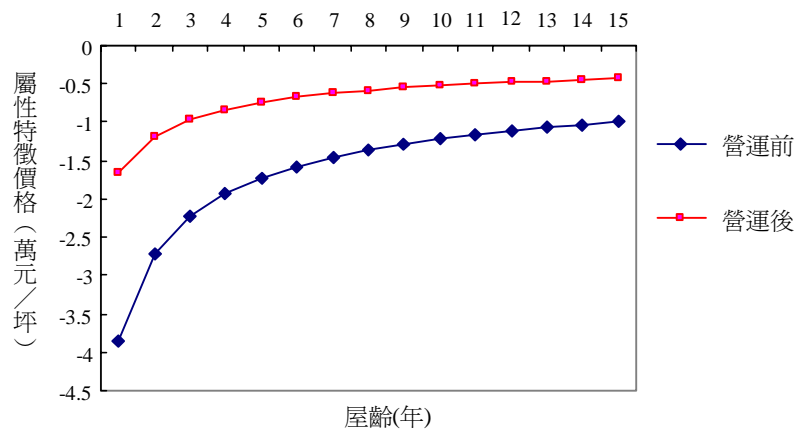


圖 4 屋齡屬性特徵價格對屋齡之關係圖

(3) 距公共設施距離：距公共設施距離與其屬性特徵價格絕對值成反向關係，距離公共設施越近，單位距離特徵價格負值愈大。圖 5 顯示捷運營運前，在其他條件不變下，每多距離公共設施距離 100 公尺，房地價格即下降 77.506 萬元，幾乎為研究範圍平均房地價格之 10-15%；捷運營運後，在其他條件不變下，營運後每增加 100 公尺距離，房地價格下降 16.7 萬元，捷運營運前後差異為 60.806 萬元。隨著距公共設施距離的增加，其邊際特徵價格絕對值呈現遞減的情況，其遞減的幅度愈來愈小；營運前後之差異量亦隨距離漸遠而減少。由樣本基礎統計發現 90%以上之樣本點距公共設施在 400 公尺範圍內，因為台北市極少房地在 400 公尺距離內沒有公共設施，故上述解釋，在距公共設施距離 400 公尺範圍內之部分較具意義。

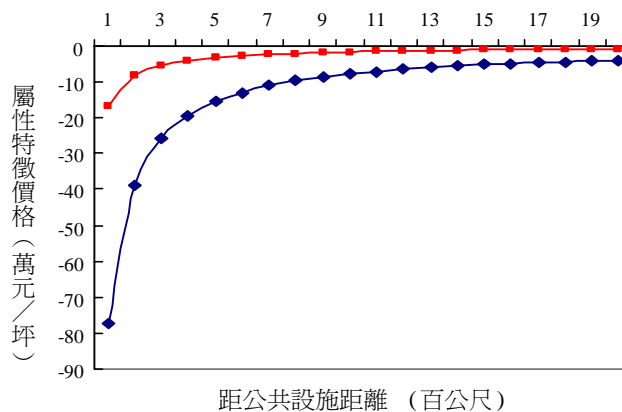


圖 5 距公共設施距離屬性特徵價格對距離之關係圖

4.2 各種區位條件之比較

為探討分析捷運系統營運對沿線房地價格的影響是否會因為不同的區位條件而有差異以及其差異程度為何，本研究針對五種區位條件進行檢定，分別是：捷運型式（高架、地面、地下）、地理區位（市中心區、都市邊緣、郊區）、建築型式（獨戶住宅、大廈、公寓）、座落位置（捷運站區、非捷運站區）、土地使用分區（商業區、住宅區）。圖 6 以捷運型式之高架條件為例示意檢定過程，首先將高架型式與非高架型式兩類樣本分別校估迴歸模型，使用自變數與模型形態和表 5 之整體樣本迴歸模型一致；繼而進行兩類樣本之模型是否有顯著差異之 F 檢定；若無顯著差異，表示該區位條件房地屬性特徵價格在捷運營運前後與整體樣本之狀況沒有太大差異；若有顯著差異，則表示該區位條件房地屬性特徵價格在捷運營運前後與整體樣本之狀況有顯著的差異。

本研究對 5 類共 13 種區位條件重複圖 6 過程進行檢定，並比較有顯著差異之內容，檢定與比較結果整理如表 8。由於模式型態假設與整體樣本相同，故各屬性特徵價格之變化結構與表 7 和圖 3 到圖 5 之內容相似，但在高低程度上會有差異，本文著重說明特徵價格在捷運營運前後之變化差異與整體樣本平均差異間之差距，比較過程之細節可參閱黃至豪論文^[25]。以下逐項檢討各條件之差異：

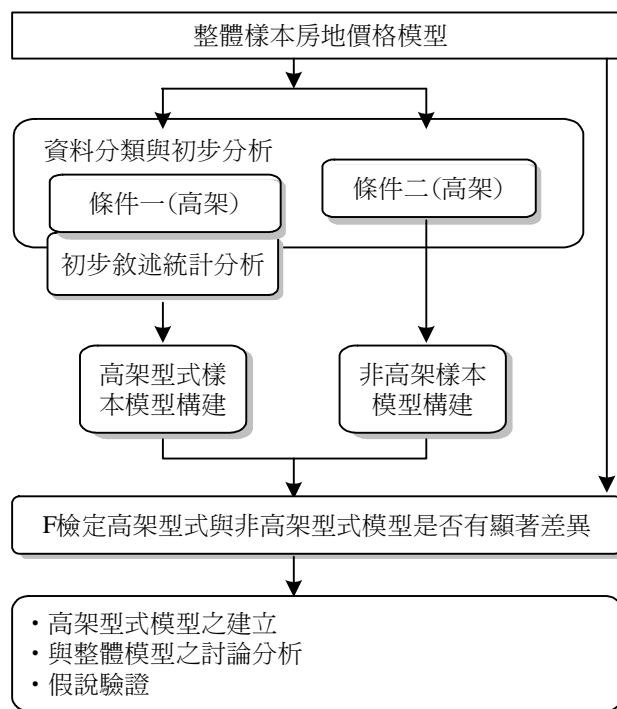


圖 6 不同區位條件樣本模型構建流程（以路線型式—高架型式為例）

1. 路線型式

表 8 顯示路線型式三種條件檢定結果，是否為高架型式並無顯著差異，而是否為地面型式以及是否為地下型式則有顯著差異，顯示假說 2 在這兩種型式條件下是成立的。與整體樣本相較，地面型式與地下型式沿線房地面積特徵價格在捷運營運前後之變化程度均較整體平均為小，因為地面型式對週遭環境的影響較大，而地下型式所經過之地區均為已發展的密集市區，這些地區原本之交通可及性條件已相當不錯，故面積價格差異較小。地面型式與地下型式沿線房地屋齡折舊在捷運營運前後之差異，都大於整體平均，顯示捷運營運對其屋齡折舊的減少有較大的助益。地面型式距公共設施距離在營運前後之特徵價格差異變化很小，表示其受捷運營運影響較小。

2. 地理區位

本研究根據馮正民等^[7]之區分，將房地所在地理區位區分為：市中心區（台大醫院站到民權西路站）、市區邊緣（圓山站到奇岩站，小南門站到萬隆站）、郊區（北投站到淡水站，景美站到新店站）三種條件。表 8 顯示檢定結果，發現是否為郊區並無顯著差異，而是否為市中心區與是否為市區邊緣則有顯著差異，顯示假說 3 在這兩種地理區位條件下是成立的。與整體樣本相較，市中心區之面積特徵價格在捷運營運前後的差異較整體平均為小，而市區邊緣的差異則較大。市中心區在捷運營運前後的屋齡折舊變化大於整體平均，顯示捷運營運對此地其屋齡折舊的減少有較大的助益。

3. 建築型式

表 8 顯示三種建築型式之檢定結果，發現是否為公寓型式並無顯著差異，但是否為獨戶住宅以及是否為大廈則有顯著差異，顯示假說 4 在這兩種條件上是成立的。與整體樣本相較，獨戶住宅之面積特徵價格與屋齡折舊受捷運營運影響較小，但大廈則完全相反，其面積特徵價格與屋齡折舊受捷運營運影響較大，原因可能在於二種房地使用者對大眾運輸系統之重視程度不同。

4. 座落位置

以房地使用者能在一分鐘內步行可達車站，抑或是從自家可直接目視車站而強烈感受到自家位於捷運車站旁之考量，本研究將距車站 150 公尺範圍內樣本歸為捷運站區，其餘歸為非捷運站區。表 8 顯示檢定結果，發現這兩種條件之房地特徵價格變化有顯著差異，表示假說 5 成立。與整體樣本相較，非捷運站區房地面積特徵價格在捷運營運前後的差異變化程度較整體平均變化程度稍小，但屋齡折舊的變化差異程度則稍大，且距公共設施距離特徵價格變化也較平均水準為高。

5. 土地使用分區

表 8 顯示商業區與住宅區房地特徵價格變化有顯著差異，表示假說 6 成立。經比較發現，捷運營運對商業區屋齡折舊影響較大，住宅區影響較小，而二者之面積特徵價格影響均較整體平均為小；住宅區距公共設施距離之特徵價格受捷運營運前後的影響則較大。

表 8 不同區位條件模型相似性檢定結果彙整

條 件		模型相似檢定 (Chow test)	屬性特徵價格在捷運營運前後差異		
			面積	屋齡	距公共設施距離
路線型式	高架	接受			
	地面	拒絕	—	+	—
	地下	拒絕	—	+	*
地理區位	市中心區	拒絕	—	+	*
	市區邊緣	拒絕	+	*	*
	郊區	接受			
建築型式	獨戶住宅	拒絕	—	—	*
	大廈	拒絕	+	+	*
	公寓	接受			
座落位置	捷運站區	拒絕	*	*	*
	非捷運站區	拒絕	—	+	+
土地使用分區	商業區	拒絕	—	+	*
	住宅區	拒絕	—	—	+

註：「接受」表是否為該條件之兩種模型間無顯著差異 ($\alpha = 0.05$)，「拒絕」表是否為該條件之兩種模型間有顯著差異 ($\alpha = 0.05$)；+表該屬性特徵價格在捷運營運前後差異程度較整體樣本平均差異為高，—表該屬性特徵價格在捷運營運前後差異程度較整體樣本平均差異為低，*表校估結果不符常理而無法檢討；打網底者為無顯著差異之條件。

由前面的檢討可以了解，整體而言捷運營運後可提高房地面積屬性特徵價格，減少屋齡折舊程度，減少距公共設施距離之房地價格折減，後兩者的減少程度會隨屋齡或距離愈長而遞減。但是前述捷運營運前後是提高或減少變化程度會因不同區位條件而有差異，有些變化會比整體樣本平均為高，有些則較低；根據這些高低差距，可歸納提供公私部門決策參考如下：

1. 當私部門有興趣在捷運營運前對計畫路線兩側房地進行投資時，在獲利的考量下，對於地面型式、地下型式、市中心區、非捷運站區或是商業區等條件之地區，選擇房地之面積可不必要太大且屋齡可不必要太新，但地面型式之房地需注意距公共設施不宜過遠；對於大廈型式之房地，可選擇大面積且屋齡不需太新的物件；對獨戶住宅或住宅區條件之房地，宜選擇面積不需過大且屋齡不宜太舊的物件，同時住宅區的房地可不需太在意距公共設施的距離；而在市區邊緣，宜選擇面積較大的房地。
2. 當公部門基於公平性的考量，想要對捷運沿線房地徵收稅費，以面積為基礎計算負擔時，對市區邊緣或大廈型式之房地可課以稍高水準，而對地面型式、地下型式、市中心區、獨戶住宅、非捷運站區或是住宅區條件之房地可課以稍低水準；以屋齡為基礎計算負擔時，對地面型式、地下型式、市中心區、大廈型式、非捷運站區或商業區條件之房

地可課以稍高水準，但對獨戶住宅或住宅區條件之房地可課以稍低水準。另外，應注意改善地面型式沿線地區之公共設施服務，以使其房地價受益程度與整體平均水準接近。

4.3 模糊迴歸模型

傳統迴歸模型使用明確的樣本資料，經過明確的校估過程，產生明確的模型與預測，此種作法有時無法滿足現實世界的情境，尤其在社會科學領域，常造成爭議與不適用，因此有模糊迴歸模型的發展。Diamond 與 Tanaka^[26]將模糊迴歸的發展區分為兩個流派：一是目的在將所有樣本觀測值涵蓋在某個隸屬程度以上範圍內之模糊函數之「可能性迴歸 (Possibilistic Regression)」，另一是在傳統迴歸理論架構中改使用模糊理論進行論證推導的「最小平方方法 (Least Squares Methods)」；Tanaka 等人^[10]的模糊線性迴歸是最早被提出的方法，它屬於可能性迴歸。目前新的模糊迴歸分析方法與論證尚陸續發表中，若以輸入與輸出資料型式來看，可將之區分為以下四類：一是由明確的樣本資料產生模糊的迴歸式，例如：Tanaka 等人^[10]；二是由模糊的樣本資料產生模糊的迴歸式，大部分方法屬於此類，例如：Tanaka 等人^[27]處理模糊的因變數樣本、Tanaka 與 Ishibuchi^[28]處理區間型式的因變數樣本、Sakawa 與 Yano^[29]處理模糊的自變數與因變數樣本；三是由模糊的樣本資料產生明確的迴歸式，例如：Okuda 等人^[30]以最大概似法和模擬方法自梯型模糊數型式的樣本校估出明確值型式的迴歸係數；四是由明確的樣本資料產生明確的迴歸式，這類方法強調模糊的迴歸分析過程，而非模式型式之模糊化，例如：張乃斌與陳育良^[31]以目標規劃法校估使估計值最接近觀測值之迴歸式，其接近程度係以隸屬函數來代表及運算。

本研究基於由明確的樣本資料校估模糊迴歸模型的目的，以及屬於初步比較性質，故使用最早被提出的 Tanaka 等人^[10]模糊線性迴歸模型。以下分就模型介紹與校估結果比較兩個部分進行說明。

1. Tanaka 等人^[10]模糊線性迴歸模型

假設模糊線性函數如下：

$$\underset{\sim}{Y} = \underset{\sim}{A_1} x_1 + \underset{\sim}{A_2} x_2 + \cdots + \underset{\sim}{A_n} x_n = \underset{\sim}{A} x \quad (4)$$

其中， x_j 為明確的解釋變數， $x = [x_1, x_2, \dots, x_n]^T$ ； $\underset{\sim}{A_j}$ 為對稱三角模糊數之係數，

$\underset{\sim}{A} = [\underset{\sim}{A_1}, \underset{\sim}{A_2}, \dots, \underset{\sim}{A_n}]$ ， α_j 為中心值， c_j 為對稱的模糊程度，如圖 7 所示。

$\underset{\sim}{Y}$ 為對稱三角模糊數之模糊估計值，經過證明， $\underset{\sim}{Y}$ 之隸屬函數如下：

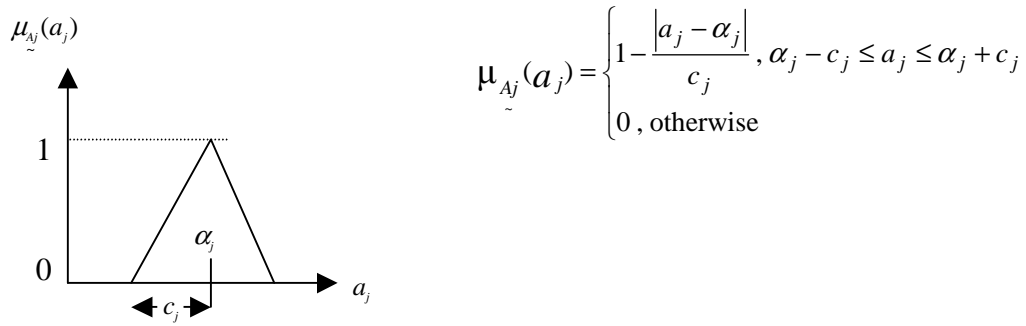


圖 7 對稱三角函數係數定義

$$\mu_{\tilde{Y}}(y) = \begin{cases} 1 - \frac{y - x^t \alpha}{c^t |x|}, & x \neq 0 \\ 1, & x = 0, y = 0 \\ 0, & x = 0, y \neq 0 \end{cases} \quad (5)$$

其中， $\alpha = [\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n]^t$ ， $c = [c_1, c_2, \dots, c_n]^t$ ， $|x| = [|x_1|, |x_2|, \dots, |x_n|]^t$ 。令 x_{ij} 與 y_i 分別代表自變數 j 以及因變數在樣本 i 之值（均為明確值），則可以下列數學規劃問題校估模糊係數：

[P1]

$$\text{Min} \quad \sum_{j=1}^n c_j \quad (6)$$

$$\text{s.t.} \quad \mu_{\tilde{Y}}(y_i) \geq h, \quad \forall i \quad (7)$$

其中，(6)式代表期望使模糊迴歸式之模糊範圍極小化，(7)式則限制所有觀測值均能落在估計值（為模糊數）隸屬程度 h 以上之範圍內。將(5)式代入(7)式以使 [P1] 成為線性規劃模式如下：

[P2]

$$\text{Min} \quad \sum_{j=1}^n c_j \quad (8)$$

$$\text{s.t.} \quad \sum_{j=1}^n \alpha_j x_{ij} + (1-h) \sum_{j=1}^n c_j |x_{ij}| \geq y_i, \quad \forall i \quad (9)$$

$$\sum_{j=1}^n \alpha_j x_{ij} - (1-h) \sum_{j=1}^n c_j |x_{ij}| \leq y_i, \quad \forall i \quad (10)$$

$$\text{where } c_j \geq 0, \alpha_j \in \mathbb{R}, \quad \forall i \quad (11)$$

解 [P2] 問題即可獲得能將所有觀測值 y_i 涵蓋在隸屬程度 h 以上範圍內之模糊線性函數，即決定(4)式中模糊係數 A_j 之 α_j 與 c_j 值。

2. 校估結果比較

使用表 5 模型相同樣本，利用 Hyper Lindo 套裝軟體解 [P2] 線性規劃問題，並逐次調整 h 值，得到不同 h 值之模糊線性迴歸模型如表 9 所列。我們可以發現，當 h 值愈大時，模糊係數的模糊程度 (c_j) 會愈大，代表分析者認為分析條件愈不明確，以下本文取 $h = 0.5$ 之校估結果進行討論。

表 9 模糊迴歸模型校估結果

h 值 (α -cut)	目標值	常數	F_1	F_2	F_3	DF_1	DF_2	DF_3	Year
0.9	1547667	(1229.18,3638.25)	(13.00,37.78)	(-16,0)	(-228.68,0)	(5.98,0)	(11.07,0)	(-50.2,0)	(-124.67,0)
0.8	796711	(1019.78,2228.17)	(13.43,8.66)	(-8.00,0)	(-206.22,0)	(4.14,0)	(2.46,0)	(-66.92,0)	(-79.28,0)
0.7	534184	(948.90,1378.00)	(14.94,9.37)	(-7.51,0)	(-229.48,0)	(4.00,0)	(2.32,0)	(-4.29,0)	(-82.19,0)
0.6	400927	(963.04,1098.28)	(14.18,5.06)	(-8.5,0)	(-242.59,0)	(2.70,0)	(-0.92,0)	(-12.29,0)	(-63.93,0)
0.5	317274	(941.79,875.03)	(13.92,3.82)	(0,0)	(-163.73,0)	(4.00,0)	(1.39,0)	(-96.20,0)	(-73.74,0)
0.4	265570	(1019.77,742.73)	(13.43,2.89)	(-8.00,0)	(-206.22,0)	(4.14,0)	(2.46,0)	(-66.91,0)	(-79.28)
0.3	228936	(948.90,590.59)	(14.94,4.00)	(-7.51,0)	(-229.48,0)	(4.00,0)	(2.32,0)	(-4.29,0)	(-82.19,0)
0.2	200464	(963.04,549.14)	(14.18,2.53)	(-8.5,0)	(-242.59,0)	(2.70,0)	(-0.92,0)	(-12.29,0)	(-63.93,0)
0.1	178061	(948.90,459.33)	(14.94,3.11)	(-7.51,0)	(-229.48,0)	(4.00,0)	(2.32,0)	(-4.29,0)	(-82.19,0)
0	160371	(963.04,439.31)	(14.18,2.02)	(-8.5,0)	(-242.59,0)	(2.70,0)	(-0.92,0)	(-12.29,0)	(-63.93,0)
傳統迴 歸係數 (如表 5)	-	442.32	15.393	-7.700	-77.506	4.570	4.377	60.80	-56.113

表 9 模糊迴歸模型 ($h = 0.5$) 之常數項與 F_1 面積屬性自變數係數為模糊值，分別為 (941.79,875.03) 與 (13.92,3.82)，而其他屬性係數只有中心值，而模糊程度都為零，表示常數項之變動範圍在 (941.79 \pm 875.03) 之間，面積屬性自變數係數變動範圍在 (13.92 \pm 3.82) 之間，其模糊係數估計之區間都包含傳統迴歸模型之估計值。我們也發現不管 h

值如何調整，模糊係數估計值只出現在常數項及 F_1 面積屬性自變數上，此現象原因為只要模式中出現常數與一個屬性自變數係數為模糊值即可滿足 [P2] 之目標與限制，在其他文獻中也出現類似情況，如 Tanaka 等人^[10]與曾國雄等^[32]。另外，實證結果顯示， $h = 0.8$ 與 0.4 、 $h = 0.7$ 與 0.3 與 0.1 、 $h = 0.6$ 與 0.2 與 0 三種情況會各自有相同的係數中間值。

將表 9 模糊迴歸模型 ($h = 0.5$) 與表 5 傳統迴歸模型進行比較，討論如下：

(1) 係數估計值

傳統迴歸模型之係數估計值為明確值，故可得知各屬性自變數對房地價格的影響程度，如面積自變數，每增加一坪，房地價格上升 15.39 萬元；而模糊迴歸模型之面積自變數對房地價格之影響程度為一模糊值，變動範圍介於 13.92 ± 3.82 萬元，即 10.1 萬元至 17.74 萬元之間，包含了傳統迴歸之明確係數估計值 15.39 萬元，而模糊迴歸常數項模糊係數變化範圍也包含了傳統迴歸之常數項係數，表示模糊迴歸之係數值在解釋上還算合理；大部分屬性自變數之預期符號在兩種模型中一致，但 F_2 屋齡自變數模糊迴歸係數估計值為 0，而傳統迴歸為 -7 萬元， DF_3 營運後距公共設施距離自變數符號與傳統迴歸校估結果不同。

以上顯示模糊迴歸模型之模糊係數值範圍包含傳統迴歸模型明確係數值，且不管 h 值如何變化，係數估計值之正負關係大多符合預期，但會出現與預期相反之情況。由於模糊迴歸模型之模糊係數值只會產生在一個屬性自變數上，而使得其他自變數之模糊程度為 0，以致於無法作模糊係數估計值的探討，導致模型在不確定性的討論功能上打了折扣。

(2) 配適度

配適度代表模型對資料樣本吻合的程度，傳統迴歸模型儘量求得與樣本實際觀測值最為相近之估計值，而 Tanaka 等人^[10]模糊線性迴歸模型則希望觀測值均落於估計區間內，故 R^2 值對此種模糊迴歸模型並不具任何意義，故不以 R^2 值比較兩模型間之配適度。本研究利用「總絕對值誤差」、「誤差平方和」以及「平均絕對值誤差百分比」來比較兩模型配適度之差異，指標定義如下：

$$\text{總絕對值誤差} = \sum_{i=1}^n |Y_i^* - Y_i|;$$

$$\text{誤差平方和} = \sum_{i=1}^n (|Y_i^* - Y_i|)^2;$$

$$\text{平均絕對值誤差百分比} = \sum_{i=1}^n \left(\frac{|Y_i^* - Y_i|}{Y_i} \right) / n。$$

其中， Y_i^* 為樣本 i 之模式估計值，模糊迴歸以係數中間值估計； Y_i 為樣本 i 實際觀察值， n 為樣本總數。兩種模型誤差指標比較如表 10，可發現傳統迴歸模型都明顯小於模糊迴歸

模型，表示模糊迴歸之係數中間值在預測上並不如傳統迴歸，但模糊迴歸卻可以找出將所有觀測值均含括在內的模糊線性函數。

表 10 傳統迴歸與模糊迴歸之誤差統計量整理

模型	總絕對值誤差	總誤差平方和	平均絕對值誤差百分比
傳統迴歸	52784.56	18768727.56	0.205381
模糊迴歸 ($h = 0.5$)	85644.31	31096859.00	0.502702

根據以上比較可知，模糊迴歸能利用模糊值的觀念討論房地價格的不確定性，可提供分析者模糊程度的決定權；且模糊係數估計值之模糊範圍包含傳統迴歸係數估計值，表示模糊係數值具合理性並預留了屬性自變數對房地價格的解釋空間，較能代表現實世界隱晦不明的情境；但卻因目標與限制式的設計，以至於模糊係數值只出現在常數項與一個屬性自變數上，使得其他屬性自變數之係數在解釋應用上無法發揮模糊分析的作用；另外，若以模糊數中間值比較模型配適度，傳統迴歸較具優勢。因此我們可以判定，假說 7 在 Tanaka 等人^[10]模糊線性迴歸模型上並不成立，至於其他種類的模糊迴歸模型是否適用？則有待進一步探討。

五、結論與建議

本研究以台北捷運紅線沿線房地交易實例為樣本，利用迴歸分析方法探討捷運營運前後沿線房地屬性特徵價格之變化，發現房地面積、屋齡以及距公共設施距離三項屬性之特徵價格，在捷運營運前後有顯著之變化差異。整體而言，捷運營運後可提高房地面積屬性特徵價格，減少屋齡折舊程度，減少距公共設施距離之房地價格折減，後兩者的減少程度會隨屋齡或距離愈長而遞減。但是前述捷運營運前後的提高或減少變化程度會因不同區位條件而有差異，有些變化會比整體樣本為高，有些則較低；根據這些高低差距，本研究針對私部門投資獲利以及公部門課徵稅費與改善公共設施提出建議策略供參考。

在假說檢定上，本研究驗證了以下事項：面積、屋齡、距公共設施距離三項屬性之特徵價格，在捷運營運前後產生顯著之變化；前述變化會因房地是否鄰接地面型式捷運、是否鄰接地下型式捷運、是否位於市區、是否位於市區邊緣、是否為獨戶住宅、是否為大廈、是否位於捷運站區以及是否位於商業區等條件不同而有顯著差異，但在是否為高架型式、是否位於郊區以及是否為公寓等條件則無顯著差異；Tanaka 等人^[10]模糊迴歸與傳統迴歸兩種模型在房地價格的研究中各自具有其優缺點，但仍以傳統迴歸方法較具說服力，至於其他模糊迴歸方法之適用性，則有待進一步驗證。

根據研究進行過程與經驗，本文對於後續研究方向提出以下建議：

1. 國內房地實際交易價格並不易取得，部分藏為政府的不公開資料，部分散見於各不同出版社之房地情報雜誌，並無統一標準之資料屬性格式，因此樣本屬性資料在蒐集上較難完備，造成屬性自變數的選取上的不便，因此期盼相關單位能重視房地交易及相關問題，建立完整並公開的房地交易屬性資料庫，俾利房地產業與學術研究之進行。
2. Tanaka 等人^[10]模糊迴歸在房地價格的應用上，因其模糊係數估計值只出現在常數項與一個屬性變數上，使模糊迴歸在其他屬性變數係數解釋上喪失模糊分析的功能；但就其本身處理不確定性問題而言，能符合現實世界的不明確系統。因此，若能進一步對其他模糊迴歸方法之適用性進行分析比較，尋得或建立具有完整模糊係數估計值之模型，再將之運用至房地價格的探討上，即可使房地價格模式構建與分析能更具彈性並接近實務。
3. 本研究因時間與人力限制，並考量台北捷運紅線沿線區位條件變化的多樣性與完整性，而以其為研究樣本調查對象，研究結論雖可提供後續捷運建設方案設計或評估之參考，但若未來能作更廣泛的調查研究，進行不同捷運路線走廊地區以及非捷運走廊地區之比較分析，將可提供更全面性的參考資訊。

參考文獻

1. Ryan, S., "Property Values and Transportation Facilities: Finding the Transportation Land Use Connection", *Journal of Planning Literature*, Vol. 13, No. 4, 1999, pp. 412-427.
2. 段良雄，「運輸改善對地價影響之研究」，**運輸計劃季刊**，第十二卷，第三期，民國七十二年，頁 383-394。
3. 馮正民、楊靜音，「台北都會區大眾捷運系統紅線對沿線地區發展之影響研究」，**運輸計劃季刊**，第十八卷，第三期，民國七十八年，頁 349-368。
4. 陳彥仲、Anas, A.，「住宅及商業租金聯合均衡模型及交通政策影響分析—紐約都會區之實證研究」，**都市與計劃**，第二十一卷，第二期，民國八十三年，頁 129-148。
5. 李育坤，「台北市地價變遷與空間分布之研究—兼論捷運系統對地價的影響」，政治大學地政研究所碩士論文，民國七十七年。
6. 許侶馨，「捷運系統對沿線地區地價影響之研究」，交通大學交通運輸研究所碩士論文，民國七十八年。
7. 馮正民、曾平毅、王冠斐，「捷運系統對不動產價格之影響—以台北都會區為例」，**都市與計劃**，第二十一卷，第一期，民國八十年，頁 25-45。
8. Bajic, V., "The Effect of a New Subway Line on Housing Prices in Metropolitan Toronto", *Urban Studies*, Vol. 20, 1983, pp. 147-158.
9. 洪得洋、林祖嘉，「台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**，第八期，民國八十二年，頁 47-67。

10. Tanaka, H., Uejima, S., and Asai, K., "Fuzzy Linear Regression Model", paper presented at the International Congress on Applied Systems Research and Cybernetics, Aculpoco, Mexico, 1980.
11. 董尚義, 「台北市地價空間結構與影響因子之分析」, 國立中興大學都市計劃研究所碩士論文, 民國六十九年。
12. 趙康, 台北市空間地價之分佈及其對都市計畫與建設之觀點, 華興文化事業, 台北市, 民國七十二年。
13. 蕭展正, 「台北市人口與地價空間分佈變遷之研究」, 國立政治大學地政研究所碩士論文, 民國七十五年。
14. 林人和, 「台中市住宅地價影響因素之研究: 以西區、北區為例」, 政治大學地政研究所碩士論文, 民國八十年。
15. 王秉五, 「台中市住宅價格空間結構之研究」, 逢甲大學建築及都市計畫研究所碩士論文, 民國八十三年。
16. 張金鶚, 「台灣地區住宅價格指數之研究」, 行政院經建會委託研究報告, 民國八十四年。
17. Seyfried, W. R., "The Centrality of Urban Land Values", *Land Economics*, Vol. 39, 1963, pp. 275-284.
18. Jackson, J., "Intraurban Variation in the Price of Housing", *Journal of Urban Economics*, Vol. 6, 1979, pp. 465-479.
19. Asabere, P. K., "The Determinants of Land Values in an African City: The Case of Accra, Ghana", *Land Economics*, Vol. 57, No. 3, 1981, pp. 385-397.
20. Shonkwiler, J. S. and Reynold, J. E., "A Note on the Use of Hedonic Price Models in the Analysis of Land Prices at the Urban Fringe", *Land Economics*, Vol. 62, No. 1, 1986, pp. 402-408.
21. Thomas, G. T., "Estimating the Effect of High Rise Office Building on Residential Property Values", *Land Economics*, Vol. 66, 1990, pp. 402-408.
22. Box, G. E. P. and Cox, D. R., "An Analysis of Transformations", *Journal of Royal Statistics Society, Series B*, 1964, pp. 211-243.
23. Goodman, A. C., "Hedonic Price, Price Indices and Housing Markets", *Journal of Urban Economics*, 5, 1978, pp. 471-481.
24. Cassel, E. and Mendelsohn, R., "The Choice of Functional Forms for Hedonics Price Equations: Comment", *Journal of Urban Economics*, 18, 1985, pp. 135-142.
25. 黃至豪, 「台北捷運營運前後之沿線房地屬性特徵價格之比較分析」, 長榮管理學院土地管理與開發學系碩士班碩士論文, 民國九十年。
26. Diamond, P. and Tanaka, H., "Fuzzy Regression Analysis", in *Fuzzy Sets in Decision Analysis, Operations Research and Statistics*, R. Slowinski, ed., Kluwer Academic Publishers, MA, 1998, pp. 349-387.
27. Tanaka, H., Uejima, S., and Asai, K., "Linear Regression Analysis with Fuzzy Model", *IEEE Transactions on Systems, Man., and Cybernetics*, SMC-12(6), 1982, pp. 903-907.
28. Tanaka, H. and Ishibuchi, H., "Possibilistic Regression Analysis Based on Linear Programming",

- in *Fuzzy Regression Analysis*, J. Kacprzyk and M. Fedrizzi, ed., Physica-Verlag, Heidelberg, 1992, pp. 47-60.
29. Sakawa, M. and Yano, H., "Multiobjective Fuzzy Linear Regression Analysis for Fuzzy Input-output Data", *Fuzzy Sets and Systems*, Vol. 47, 1992, pp. 73-181.
30. Okuda, T., Kodono, Y., and Asai, K., "Approximate Maximum Likelihood Estimates in Regression Models for Fuzzy Observation Data", in *Fuzzy Regression Analysis*, J. Kacprzyk and M. Fedrizzi, ed., Physica-Verlag, Heidelberg, 1992, pp. 169-180.
31. 張乃斌、陳育良，「以目標模糊迴歸法建立垃圾衛生掩埋場沼氣回收設備之建造成本模式」，*模糊系統學刊*，第三卷，第一期，民國八十六年，頁 23-48。
32. 曾國雄、歐嘉瑞、陳郁文，「稅負規費徵收對台灣地區小型汽車銷售量之影響—模糊迴歸與傳統迴歸於公共政策探討之應用」，*中國行政評論*，第二卷，第三期，民國八十二年，頁 91-126。