

台灣高鐵通車營運對住宅價格之衝擊影響分析－以新竹車站為例

胡志平¹

摘要

台灣高速鐵路自2007年開始營運以來相對帶動民間產業活動熱絡，尤其更誘發不動產投資的熱潮。不動產市場中住宅是生活中不可或缺而且也是異質性的財貨，它具有許多容易被公共建設影響而資本化的隱含屬性，且由隱含的屬性價格構成住宅的市場價格。本文利用特徵價格理論，建構住宅屬性價格模式、研究操作結果顯示：1.高速鐵路新竹車站通車營運後，對車站地區住宅交易價格在顯著性 $\alpha = 10\%$ 下為正向影響，其邊際價格為299萬元。2.在顯著性 $\alpha = 10\%$ 時，相關屬性中屋齡、與高鐵車站距離及與新竹縣體育館之距離等變數為負向影響；樓層、樓地板面積及與地區加油站之最短距離為正向影響。

關鍵字：台灣高速鐵路、不動產投資、異質性、特徵價格。

¹ 銘傳大學都市規劃與防災學系副教授，地址：333 桃園縣龜山鄉德明路 5 號，電話：+886-3-3507001 轉 5050，傳真：+886-3-3593886，電子郵件：chphu@mail.mcu.edu.tw

投稿日期：2009 年 8 月 25 日；第一次修正：2010 年 2 月 5 日；第二次修正：2010 年 8 月 19 日；接受日期：2010 年 8 月 28 日

An Impact Analysis of Housing Prices from the Taiwan High Speed Rail System Opening-an Example of Hsin Chu Station

Chich-Ping Hu

Associate Professor, Department of Urban Planning and Disaster Management, Ming Chuan University,
No. 5 DeMing Rd., GweiShan District, 333TaoYuan County, Taiwan, R.O.C.

Abstract

The great public construction project has promoted private industrial activities persistently to bring out great fervor in real estate investments since 2007 when Taiwan High Speed Rail was managed regularly in 2007. Housing is a indispensable good as well as heterogeneous good which includes implicit attributes can be capitalized into real estate's price. The results demonstrate: first, the event of HsinChu station management has found to positively influence on real estate price within its area whose marginal price is 299 thousand new Taiwan dollars under significance level $\alpha = 10\%$; second, under significance level $\alpha = 10\%$, relative attributes such as house age, distance from HsinChu Station, and distance from HsinChu County sport park are negatively correlated; relative attributes such as house weight, floor area, and the shortest distance from local petrol station are positively correlated with housing price.

Keywords: Taiwan High Speed Rail; Real Estate Investments; Heterogeneous; Hedonic Price.

一、前言

台灣高速鐵路是台灣近一世紀以來的最重大的交通建設，1980年代為解決日益增加的城際運輸需求而開始規劃，1990年經行政院核定「台灣南北高速鐵路建設計畫」，後因經費財源開發方式改由民間興建，1999年開始興建於2007年1月試營運之後，並於同年2月1日正式通車營運，總建設經費約4,600多億元，平均每日客運量10萬人次，特許期限為1998年至2033年共35年，事業發展用地特許期限為50年。Andersson, Shyr, and Fu(2008)指出台灣高鐵的通車從經驗研究的結果顯示對不動產價格的影響不具顯著性，但是對生活型態與交通通勤甚至是產業發展的衝擊的確是與日俱增，另外研究資料也只分布在通車後不足1年的時間之內，一般消費者在缺乏使用經驗及投資者風險管理等因素，使成果顯示不動產價格變化有限。本文將以台灣高速鐵路新竹站作為經驗研究案例，探討於重大交通建設及地區性公共設施之影響效益下，房屋屬性價格之改變程度，並建立地區住宅特徵價格模式，以供市場雙方及管理單位參考使用。

二、文獻回顧

高速鐵路系統之興建，對於交通可及性及區域發展均衡，均具有相當影響性，唯各國基本條件與發展情況不同，於興建高速鐵路系統後，所帶來的影響性也不盡相同。Nakamura and Ueda(1989)透過統計方法，分析日本新幹線與高速公路系統之營運前後，對於服務地區人口變化量之影響。其結果發現，興建高速鐵路後，人口明顯成長的地區有三類，分別為：以地方行政中心為發展主體的鄉鎮、設有高鐵車站的都市、有高速公路配合服務的都市。上述地區皆有以下特徵：資訊業就業人口比率較高、具有接受較高的高等教育機會、具有便捷路網聯繫高速鐵路車站。Vickerman(1997)透過觀察歐洲各國高速鐵路發展狀況的方式，發現高速鐵路有被過份神話的傾向。人們認為任何交通及區域發展的問題，只要透過高速鐵路的興建，就可以迎刃而解，Vickerman認為這是相當大的誤解。許多歐洲相關研究提出高鐵對於空間發展帶來一定程度的效益，但主要是基於各城市經濟活動集中化特性的假設之上，唯各國發展高速鐵路之狀況不盡相同，唯有在嚴謹的規劃與政策的介入之下，譬如補貼的政策，方可為地區發展達到正面的獲利。由以上文獻彙整可得知，各相關研究，針對高鐵建設對地區可及性改善的效果不具顯著性，但是對地區產業發展的正面影響效果存在。因此，本文將從高鐵通車營運事件的觀點基礎下，以空間距離即住宅與高鐵車站間的空間距離作為外生變數，並估計「距離」屬性的邊際價格。

國內外大眾運輸場站周邊地區房價影響之研究，多集中針對台北捷運場站之周邊地區。Tse(2000)針對香港房屋特徵價格屬性進行研究，依據香港住宅之特性，採用淨建避率、屋齡、樓層數、戶外景觀、交通可及性與服務設施可及性最為屬性變數，而交通可及性，也就是基地是否位於距地下捷運場站10分鐘步行距離範圍內，為顯著影響房屋價格之因數，驗證交通可及性對於香港消費者購屋決策的重要性。李怡婷(2005)針對台北捷運場站500公尺內，T.O.D.策略對於區域房價變化之影響進行研究，實證結果顯示：1. T.O.D.屬性變數對於房價具影響性。2. T.O.D.策略在捷運站區500公尺內/外對於房價的影響確實有顯著差異。3. 針對各捷運站區之分類，三者中以

市區型場站對於房價影響幅度最大。

曾智偉(2006)針對交通建設對於沿線房價影響分析，以台北捷運南港線及市民大道沿線400公尺作為研究範圍，以面積、屋齡、面臨路寬、距場站(或匝道)距離、距最近學校距離、距最近公園距離、國民生產毛額成長率、樓層位置以及土地使用分區等設定為屬性變數，運用線性規劃模式建構房價指數模型，研究結果發現1.快速道路對房價產生較多負面影響。2.共同影響區域受捷運影響較為明顯。3.捷運與快速道路對於房價影響具顯著差異。4. 捷運與快速道路對於房價影響於不同建設時期具有顯著差異。王一帆(2006)則針對台北捷運板南線兩側200公尺範圍內之房價變化進行研究，認為鄰道路寬度、相鄰分區之未開發比率、相鄰分區之商業使用比率、住宅土地使用分區及商業土地使用分區為顯著影響變遷之因數。Andersson, Shyr, and Fu(2010)則以台灣高鐵台南車站為例，分析相關屬性對住宅價格的影響程度，並且將相關屬性變數分為三類：住屋屬性、鄰里屬性與可及性，住屋屬性包括：樓地板面積、基地規模、屋齡、住宅樓層、住屋使用、是否面臨都市計畫道路；鄰里屬性包括：面鄰道路寬度、土地使用、鄰里住戶平均收入、鄰里平均教育程度；可及性包括：至都市中心距離、至高鐵車站距離、至高速公路交流道距離與至台南科學園區距離指標，本文的結論為：就台南車站而言，高鐵可及性對住宅價格衝擊程度不具顯著性，但是不一定顯示適用於所有的不動產，或許商業使用不動產會有不同的結果，甚至商業不動產競租高於住宅使用的競租，產生對住宅價格的外溢效果而衝擊住宅價格²。

三、新竹車站地區住宅特徵價格

本文在選擇相關屬性變數時首先考量資料庫含括的變數外，基本上以文獻曾使用的變數為主；其次再加入交通建設誘發的相關可及性指標(見表1)。目前高鐵營運共設置八個場站，由北到南分別為台北、板橋、桃園、新竹、台中、嘉義、台南及高雄新左營車站等，而其中台北站與板橋站係屬與台鐵及捷運合併之「三鐵共構」，其場站周邊房屋市場受台鐵車站及既有商圈之影響甚劇，故將台北站與板橋站排除於討論場站考量內。目前高鐵車站地區，房屋市場交易最為熱絡者，即為新竹車站地區房地產開發亦最受房仲業者青睞³。因此，本文以高鐵新竹車站地區作為研究案例，新竹車站所在區位於竹北市，因此本文案例資料含括的樣本觀察點皆為竹北市內的交易資料。

² Andersson, Shyr, and Fu(2008)一文中有關高鐵車站設站後相關屬性對住宅價格的衝擊之預期符號，說明如下。(1)預期符號為正的屬性有：樓地板面積、基地規模、住宅樓層、住屋使用為購物使用、面鄰道路寬度，土地使用為商業使用、土地使用為住宅使用、鄰里住戶平均收入、鄰里平均教育程度；(2)預期符號為負的有：屋齡、至都市中心距離、至高鐵車站距離、至高速公路交流道距離、至台南科學園區距離；經驗研究分析的結果與張金鵬(1995)有關捷運車站相關屬性對住宅價格的衝擊的預期符號相同。

³ 依據台灣高鐵 BOT 合約內容，台灣高鐵公司擁有桃園、新竹、台中、嘉義與台南等五車站特許經營 50 年，並且優先開發新竹車站，站區開發定為生醫科技園區，開發策略以會議中心及商辦大樓為主。為目前高鐵車站中已開發規模最大、開發時程最快的站區。

(一)特徵價格法

Lancaster(1966)將隱含價格理論應用於各種財貨價格的決定之上，並延續傳統消費者效用理論，而發展出「特徵價格消費理論(hedonic consumption theory)」，對於具有許多特徵差異商品之價格形成，建構新消費者理論，而由此理論基礎所發展出討論異質性商品價格組成的方法，又稱為「特徵價格法(hedonic price approach)」。

(二)Box-Cox 函數轉換迴歸模型

在統計分析研究中，常見應用線性迴歸分析於估計參數及預測，但其最大限制，在於其估計之參數值為固定的，這隱含著其假設所有觀察對象，皆具有相通的特徵價格函數(楊宗憲, 1995)。但在實際的函數應用上，卻常為非直線型的函數形態。因此，使用具有彈性的函數型態，除可避免對特徵價格理論加諸不必要的限制，也不至於喪失理論的基本假設。

Box and Cox(1964)提出以最大概似法(Maximize Log Likelihood, MLE)運算，來決定最適函數型態之統計模型，而由於Box-Cox轉換函數於形式上，具有產生其它函數形態的特質，因此，也較為接近特徵價格理論的精神。

在進行迴歸實證時，應由樣本資料本身，來決定最適合的函數形態，此方法相當接近Rosen對函數形態決定的觀點；函數形式如下所示：

$$P^{(\theta)} = \beta'X^{(\lambda)} + \gamma'Z + \varepsilon \dots\dots\dots(1)$$

上式中 $P^{(\theta)}$ 表示為經 θ 函數轉換之住宅價格向量， $X^{(\lambda)}$ 為經 λ 函數轉換之住宅屬性變數向量， Z 為未轉換之住宅屬性變數向量， β' 與 γ' 為估計係數向量⁴。

四、屬性變數資料

本文討論相關屬性的選擇參考張金鶚(1995)與胡志平(2008)Andersson, Shyr, and Fu(2010)所採用的變數。另外本文考量資料來源之原始內容之限制，乃將相關屬性變數分為二類，一類為住屋屬性；另一類則為可及性指標。前者包含之屬性變數有「屋齡」、「樓層」、「樓地板面積」；而後者所囊括之屬性變數有「與竹北高鐵站之距離」、「與新竹縣體育場之距離」、「與地區國小之最短距離」、「與公園綠地之最短距離」及「與地區加油站之最短距離」共八項變數(見表1)。本文採用上述屬性變數的理由及變數內容說明如下：「屋齡」是指由房屋興建完成至資料採樣年之年數，單位為年，預期符號為「-」。屋齡的意義是住宅使用的期間，住宅價值屬於住屋部份的價值會隨時間折舊而遞減，而折舊速度則會受到經濟景氣循環、政府產業投資政策的影響；「樓層」是指房屋樓層數，若單位建築包含二樓以上，則以最高樓層計算，單位為樓，因本文未再將建築物型態納入，因此樣本中包含透天與大樓，預期符號未知。「樓層」的意義是較廣義的區位

⁴ Box-Cox 轉換函數為：變數 q 之轉換函數為 $q(\lambda) = \frac{q^\lambda - 1}{\lambda}, \text{ if } \lambda \neq 0$ 。
 $= \log(\lambda), \text{ if } \lambda = 0$

及景觀與環境心理感受，雖然從二維的角度而言，同一建住建築物中的住宅是同一區位，但是若從三維空間而言，不同樓層或高度的住宅其視野景觀、安全感其實是不相同的，消費者願付價格與建商定價也會有所不同；「樓地板面積」是指房屋單位實際樓地板面積，單位為坪，預期符號為「+」。樓地板面積的意義是指住宅服務量，消費者對不同的住宅服務水準的住宅價格會有不同的支付意願，建商提供不同水準的住宅服務的住宅商品的成本會有所不同，也會有不同的定價策略。以上為本文採用的住屋屬性變數，其他在文獻中採用而本文不採用的屬性變數如「基地規模」、「住屋使用」、「是否面鄰都市計畫道路」則因共線性而被本文捨棄。「與竹北高鐵站之距離」是指住宅單位與竹北高鐵站之直線距離，其數據由比例圖面量測獲得，單位為公尺，預期符號為「-」。此變數的意義是表示高鐵車站的可及性，不論是住宅消費或住宅投資、高鐵車站將會改變區位的可及性，住宅價格也會受波及影響；「與新竹縣體育場之距離」是指房屋單位與新竹縣體育場之直線距離，其數據由比例圖面量測獲得，單位為公尺，預期符號為「-」。此變數的意義是地方型公共設施的可及性，對住宅消費者而言，此地方型公共設施同時具有休閒遊憩的功能，往往諸如此類的公共設施會資本化住宅價格；「與地區國小之最短距離」是指房屋單位與現行營運之地區國小或都市計畫「文小」預定地之最短直線距離，其數據由比例圖面量測獲得，單位為公尺，預期符號為「-」。此變數的意義是表示鄰里型公共設施的可及性，新竹科學園區許多就業員工的居住地點分布在新竹地區、也含括本車站地區，兒童就學方便性是許多科學園區就業者購屋或租屋時的重要考慮因素，就學可及性同樣也會資本化住宅價格；「與公園綠地之最短距離」是指房屋單位與現行興建完成之公園綠地，或都市計畫「兒童遊戲場」與「公園綠地」之最短直線距離，其數據由比例圖面量測獲得，單位為公尺，預期符號為「-」。此變數的意義是鄰里型公共設施的可及性，採用本變數的原因與上述變數相同，而兒童遊戲場與公園綠地更具有鄰里休閒遊憩的功能，鄰里休閒遊憩可及性也會資本化住宅價格；最後則是「與地區加油站之最短距離」是指房屋單位與現行營運地區加油站之最短距離，其數據由比例圖面量測獲得，單位為公尺，預期符號為「+」。此變數的意義是地方型公共設施的可及性，因為本文是以距離作為可及性指標的測量變數，因此預期符號為負。此地方型公共設施實際具有鄰避現象，加以現今住宅消費者的災害安全因素的考量愈來愈被重視，鄰避型公共設施可及性會資本化住宅價格。以上為本文採用的可及性屬性變數，其他在文獻中採用而本文不採用的屬性變數如「都市中心距離」、「至高速公路交流道距離」、「至台南科學園區距離」則較屬於商辦投資考量因素，本文探討著重在住宅價格，因此不予採用。

表 1 研究屬性變數說明與預期符號

| 屬性分類 | 變數名稱(變數)：說明 | 單位 | 預期符號 |
|------|---|----|------|
| 內生變數 | 住宅交易價格(P)：住宅買賣交易總價 | 萬元 | |
| 事件變數 | 高鐵車站已(或未)營運(D)：虛擬變數，“0”為未營運；“1”為已營運 | | + |
| | 屋齡(X_1)：住宅實際使用時間 | 年 | - |
| | 樓層(X_2)：住宅之或所在樓層，透天住宅為總樓層數；大樓住宅為所在樓層數 | 樓 | +或- |

表 1 研究屬性變數說明與預期符號

| 屬性分類 | 變數名稱(變數)：說明 | 單位 | 預期符號 |
|-------|-------------------------------------|----|------|
| 住屋屬性 | 樓地板面積(X_3)：住宅之總樓地板面積 | 坪 | + |
| | 高鐵車站已(或未)營運之屋齡($D \times X_1$) | 年 | |
| | 高鐵車站已(或未)營運之樓層($D \times X_2$) | 樓 | |
| | 高鐵車站已(或未)營運之樓地板面積($D \times X_3$) | 坪 | |
| | 與高鐵新竹車站之距離(X_4)：高鐵車站的可及性指標 | 公尺 | - |
| | 與新竹縣體育館之距離(X_5)：體育館的可及性指標 | 公尺 | - |
| | 與地區國小之最短距離(X_6)：國小的可及性指標 | 公尺 | - |
| | 與鄰里公園綠地之最短距離(X_7)：鄰里公園的可及性指標 | 公尺 | - |
| | 與地區加油站之最短距離(X_8)：加油站的可及性指標 | 公尺 | + |
| | 與地區加油站之最短距離(X_8)：加油站的可及性指標 | 公尺 | + |
| 可及性屬性 | 與地區加油站之最短距離(X_8)：加油站的可及性指標 | 公尺 | + |
| | 與地區加油站之最短距離(X_8)：加油站的可及性指標 | 公尺 | + |
| | 與地區加油站之最短距離(X_8)：加油站的可及性指標 | 公尺 | + |
| | 與地區加油站之最短距離(X_8)：加油站的可及性指標 | 公尺 | + |
| | 與地區加油站之最短距離(X_8)：加油站的可及性指標 | 公尺 | + |
| | 與地區加油站之最短距離(X_8)：加油站的可及性指標 | 公尺 | + |
| | 與地區加油站之最短距離(X_8)：加油站的可及性指標 | 公尺 | + |
| | 與地區加油站之最短距離(X_8)：加油站的可及性指標 | 公尺 | + |

資料來源：1.台灣不動產交易中心、永慶房屋網站公開資料及當地房仲業者資料。2.確認住宅座落區位後利用地理資訊系統計算距離。

本文研究樣本資料分布年度依交易時間，設定為民國94年至民國96年之研究地區房屋交易價格資料。由於台灣高鐵係於民國96年1月初始營運，因此交易資料在此之前為營運前之觀察值，在此時間之後交易的屬營運後觀察值。

五、實證結果

(一)Box-Cox 函數轉換

本文有關特徵價格模式之建構其模式如下(2)式：

$$P(\theta) = \alpha + \sum_{i=1}^8 \beta_i X_i^{(\lambda)} + \gamma_D D + D \sum_{j=1}^8 \gamma_j X_j \dots\dots\dots(2)$$

上式中， α 為常數項， $X_i^{(\lambda)}$ 為經 λ 函數轉換之屬性變數， β_i 為變數 $X_i^{(\lambda)}$ 的估計係數， D 為交易時間為虛擬變數，在民國96年1月前交易為0、否則為1， γ_D 為差異變數 D 之估計係數， γ_j 為未轉換變數 $D X_j$ 之估計係數。 θ 與 λ 為固定型態，而由四種固定函數形態及Box-Cox函數模

型，經比較分析後而加以決定。

有關函數轉換之操作，其中由於交易時間變數 D 及各差異變數 $DX_1 \sim DX_8$ ，於其原始樣本中，包含數值為0之原始樣本資料，無法進行對數型函數轉換（當 λ 值為0時），為求比較分析之基準，故變數 D 及 $DX_1 \sim DX_8$ ，不論於何種函數模型中，均維持原始函數形態（ λ 值=1），而不作函數轉換。而各函數模型操作下之修正 R^2 值結果，如下表2所示。

表2 Box-Cox 函數轉換比較

| 函數名稱 | θ 值 | λ 值 | 修正 R^2 |
|--------------------|------------|-------------|----------|
| 模型一/線型函數 | 1 | 1 | 0.5009 |
| 模型二/半對數型函數 | 0 | 1 | 0.4903 |
| 模型三/逆半對數型函數 | 1 | 0 | 0.4825 |
| 模型四/雙對數型函數 | 0 | 0 | 0.6657 |
| 模型五/Box-Cox 轉換函數-1 | 0.0540 | 1 | 0.7003 |
| 模型六/Box-Cox 轉換函數-2 | 1 | 0.2256 | 0.4897 |
| 模型七/Box-Cox 轉換函數-3 | 0.0784 | 0.0784 | 0.7873 |

資料來源：胡志平，2005

由表2可以發現，模型七/Box-Cox轉換函數-3，即轉換函數參數 $\theta = \lambda = 0.0784$ 時，整體模型之修正 R^2 值為0.7873，而且顯著水準p值為0.0475<0.05，乃各模型中之最高者，故本文採用模型七，作為本研究地區住宅特徵價格模式之函數形態，而各研究變數所對應之迴歸係數，如下表3所示，由表3發現整體特徵價格迴歸式修正 R^2 值為0.7873，表示特徵價格模型的配適度為中高相關，整體模式顯著性為0.0000非常顯著。各變數顯著性部分，變數 X_1 、 X_2 、 X_3 、 X_5 、 X_8 、 D 、 DX_2 、 DX_3 、 DX_4 及 DX_8 達 $\alpha = 0.10$ 之顯著水準。

表3 住宅特徵屬性價格邊際效應與彈性係數 a

| 變數 | 平均值 | 係數 | 顯著性 | 邊際效應 | 彈性係數 |
|-------|-----------|------------|--------|----------|---------|
| 常數項 | 1.0000 | 3.1859*** | 0.0005 | | 1.9038 |
| X_1 | 2.6567 | -0.0922** | 0.0234 | -15.9673 | -0.0595 |
| X_2 | 5.8671 | 0.0973* | 0.0799 | 8.1106 | 0.0668 |
| X_3 | 52.4347 | 1.2293*** | 0.0000 | 13.6182 | 1.0019 |
| X_4 | 1987.4539 | -0.0044 | 0.9421 | -0.0016 | -0.0048 |
| X_5 | 668.1027 | -0.0583*** | 0.0095 | -0.0619 | -0.0580 |
| X_6 | 364.4894 | -0.0056 | 0.1075 | -0.0104 | -0.0053 |
| X_7 | 176.3414 | -0.0256 | 0.1108 | -0.0926 | -0.0229 |
| X_8 | 583.1541 | 0.0310** | 0.0453 | 0.0373 | 0.0305 |
| D | 0.4018 | 0.7013* | 0.0534 | 298.6551 | 0.1684 |

表 3 住宅特徵屬性價格邊際效應與彈性係數 a

| 變數 | 平均值 | 係數 | 顯著性 | 邊際效應 | 彈性係數 |
|--------------------------|------------------|-----------|--------|---------|---------|
| DX_1 | 0.8563 | -0.0051 | 0.8257 | -2.1610 | -0.0026 |
| DX_2 | 2.0272 | 0.0358* | 0.0632 | 15.2639 | 0.0434 |
| DX_3 | 22.8059 | 0.0079** | 0.0215 | 3.3602 | 0.1075 |
| DX_4 | 726.6375 | -0.0005** | 0.0134 | -0.2172 | -0.2214 |
| DX_5 | 337.3686 | 0.0001 | 0.6010 | 0.0233 | 0.0110 |
| DX_6 | 136.5408 | 0.0001 | 0.6763 | 0.0426 | 0.0082 |
| DX_7 | 64.5045 | 0.0001 | 0.8291 | 0.0442 | 0.0040 |
| DX_8 | 273.1360 | -0.0004** | 0.0350 | -0.1570 | -0.0602 |
| 修正 R^2 | 0.7873 | | | | |
| (θ, λ) 參數 b | (0.0784, 0.0784) | | | | |
| 整體配適顯著性 | 0.0000 | | | | |
| 限制對數概似值 | -2161.3728 | | | | |

註：a:本表中變數 X_2 (樓層)在操作時已參考評審者意見剔除1層的觀察點，實際樣本規模為313。

b:本表中轉換參數的計算是依Limdep內建4種轉換方式即(1)只轉換Lhs之 θ 、(2)只轉換Rhs之 λ 、(3)Lhs與Rhs同時以 λ 值轉換、(4)Lhs以 θ 、Rhs以 λ 值轉換。經4種方式操作後比較整體配適度、通過顯著性檢定變數數目後(3)之結果最佳。致於轉換函數請參考附註3。

***表示顯著水準 $\alpha = 0.01$ 下變數顯著。

**表示顯著水準 $\alpha = 0.05$ 下變數顯著。

*表示顯著水準 $\alpha = 0.10$ 下變數顯著。

(二)特徵邊際價格

邊際價格為住宅特徵價格模式中，重要之分析數值，其除解釋單位變動下對房屋交易價格之影響程度，亦為消費者對於該變數之「願付價格」。而以邊際價格作為基礎，可比較同屬性之變數間，對於房屋交易價格影響程度之高低。

若單純以線型模式進行分析，由於其應變數與自變數之函數型態均為 $1(\theta = \lambda = 1)$ ，故其估計係數既可表示為該項變數之邊際價格，由於其它函數形態為非線性模式，住宅屬性邊際價格需透過轉換計算方求得邊際價格⁵。各研究變數在顯著水準10%下通過檢定之屬性特徵說明如下：

⁵ 假設 Box-Cox 轉換函數為 (4) 式，有關轉換變數 $X_i^{(\lambda)}$ 之彈性係數為 $\eta = \frac{\partial \log(P)}{\partial \log(X_i)} = \frac{\beta_i (X_i^{(\lambda)})}{(P^\theta)}$ ，因此可推得邊際效應為

$$\frac{\partial P}{\partial X_i} = \left(\frac{P}{X_i} \right) \left(\frac{\partial \log P}{\partial \log X_i} \right) = \frac{\beta_i (X_i^{(\lambda-1)})}{(P^{\theta-1})}$$

1. 屋齡

依據邊際價格換算，變數屋齡 X_1 之邊際價格為-15.97萬元/年，即當其它變數維持固定的情況下，屋齡增加一年，將減少房屋交易價格約15.97萬元，而其邊際價格正負值與預期正負值相符合，與一般經驗認知相同。

2. 樓層

變數樓層 X_2 之邊際價格為8.11萬元/樓，即樓層降低一樓，房屋交易總價格降低約8.11萬元。本文樣本中位於一樓之觀察值，約佔總觀察值之10%，可作為商業使用之附加價值，因此剔除1樓之觀察點。

而在差異變數 DX_2 部分，其邊際價格為15.26萬元/樓，代表因高鐵新竹站之營運，使得變數樓層 X_2 之邊際價格增加了15.26萬元的影響程度。此現象可能為高鐵新竹站營運後，高樓公寓住宅供給增加，低樓層住宅供給相對減少，而使低樓層住宅價值增加。

3. 樓地板面積

變數樓地板面積 X_3 於整體特徵價格迴歸式中，呈現高度顯著性，達 $\alpha = 0.05$ 之顯著水準。依據邊際價格換算，變數樓地板面積 X_3 之邊際價格為13.62萬元/坪，代表當其它變數維持固定的情況下，樓地板面積增加一坪，將增加房屋交易價格13.62萬元。而其邊際價格正負值與預期正負值相符合，符合一般經驗認知，面積越大，營造成本越高，交易價格越高。

4. 與高鐵站之距離

與高鐵新竹站距離差異變數 DX_4 部分，其邊際價格為-0.22萬元/公尺，代表因受高鐵新竹站營運之影響，使得房屋商品消費者特性產生轉變。其邊際價格正負值與預期正負值相符合，即離高鐵新竹站越近，房屋交易價格越高。

而邊際價格分析結果顯示，在高鐵新竹站營運前，高鐵新竹站對於場站周邊地區之房屋交易價格，為負面影響程度，即追求遠離高鐵站，其現象可解釋為消費者不看好或不重視高鐵新竹站此影響因子。唯於高鐵新竹站營運後，受該事件之影響，使消費者轉變為看好或重視高鐵新竹站此影響因子，因而願付0.22萬元，使房屋單位接近高鐵新竹站一公尺。

5. 與新竹縣體育場之距離

依據邊際價格換算，變數距新竹縣體育場之距離 X_5 之邊際價格為-0.06萬元/公尺，代表當其它變數維持固定的情況下，距新竹縣體育場之距離減少一公尺，將增加房屋交易價格0.06萬元。由於依據經驗認知，距體育場之距離越近，隱含其使用體育場之機會越高，因此預期正負值應為負，而其邊際價格正負值符合預期正負值。

6. 與地區加油站之最短距離

變數距地區加油站之最短距離 X_6 ，為本次特徵價格模型討論中，唯一之鄰避型設施，而於整體特徵價格模式中，呈現高度顯著性，達 $\alpha = 0.05$ 之顯著水準。依據邊際價格換算，該變數之邊際價格為0.04萬元/公尺，代表當其它變數維持固定的情況下，距地區加油站之最短距離增加一公尺，將提升房屋交易價格0.04萬元。而由於離地區加油站越近，隱含發生公共危險之機會增加，故其預期正負值為正，而邊際價格正負值與預期正負值相符合。

而在與地區加油站最短距離差異變數 DX_g 部分，其邊際價格為-0.16萬元/公尺，表示因高鐵新竹站營運事件之影響，使得變數距地區加油站之最短距離 X_g ，降低了0.16萬元之影響程度。其現象表示高鐵新竹站營運後，由於房屋交易市場之熱絡，高鐵新竹站與地區加油站是互補的次市場，使得消費者更加重視該項變數，使得該變數之影響層級增加，而與房屋交易價格呈現正向關係。

7. 事件虛擬變數 D

依據邊際價格換算，交易時間虛擬變數 D 之邊際總價格為298.66萬元/戶，表示因高鐵新竹站營運事件，為整體住宅市場之交易總價格，增加298.66/戶萬元。由此可初步印證，高速鐵路之發展，對於其場站周邊之房屋交易價格，具有提升效果。

六、結論與建議

本文針對高速鐵路場站通車營運前後，周遭地區住宅次市場特徵價格與相對關係，以高速鐵路新竹站為例，採用民國94年至96年房屋交易價格資料，選擇屋齡、樓層、樓地板面積、與高鐵站之距離、與新竹縣體育場之距離、與地區國小之最短距離、與鄰里公園綠地之最短距離及與地區加油站之最短距離作為房屋屬性變數，並增加房屋交易時間虛擬變數與相關差異虛擬變數，採用Box-Cox轉換函數之操作模式，決定最適之模型函數形態。而在整體特徵價格模型變數顯著性檢定部分，變數屋齡(X_1)、樓地板面積(X_3)、與新竹縣體育場之距離(X_5)、與地區加油站之最短距離(X_g)均具顯著性影響而達到 $\alpha = 0.05$ 的顯著水準。

新竹地區房屋市場近年持續成長的發展趨勢，已成為市場關注與觀察的焦點；不論交通建設、就業機會、生活環境等品質均有顯著的提升。依據北區房屋不動產理財研究室調查，桃竹苗地區近3年各成長區域房價漲幅至少有5%，最高漲幅達50%，而本計畫地區房價成長率位居全國第四達20%，因此本地區房價指數之建構，對於房屋消費者、建築業者與地方政府管理單位，均具有參考指標之價值。經過本文建構之Box-Cox轉換函數操作結果，有關重要的成果說明如下

- (一) 本文以Box-Cox轉換函數所獲得的估計的整體配適度優於一般線性函數，修正 R^2 為 0.7873，顯示估計方法是有效率的。
- (二) 就變數的顯著性而言，共5個變數通過顯著性檢定，且共5個變數之估計係數的性質符號與相關文獻的符號相同，顯示本文具經驗研究的實務應用價值。
- (三) 模式中交易時間虛擬變數D之估計係數為0.7013、而且顯著性為 $0.0534 < \alpha = 0.10$ ，得知高鐵新竹站的通車營運對周邊地區房屋交易價格有正向激勵作用，通車營運後較通車營運前交易總價增加298.66萬元。這是本文重要的實務性推論，住宅次市場價格的波動，從文獻及理論層面，會誘發其他次市場的價格及均衡量的波動，值得住宅相關部門及後續研究持續分析。
- (四) 本文樣本觀察點中有關建築物使用型態未進一步分類或分析時未能加入類型控制變數，造成「樓層」變數在解釋對住宅價格的衝擊影響效果難以確認真實程度。一般而言，透天住宅屬於總價市場受住宅高度或樓層數影響較小、大樓住宅屬於單價市場受所在高度或樓層影響大。因此建議後續研究應將樣本依型態分類或加入類型控制變數處理。

參考文獻

- 王一帆，2006，「捷運沿線土地使用變遷之影響因素分析-台北捷運板南線之實證研究」，國立交通大學交通運輸研究所碩士論文。
- 胡志平，2008，都市發展評估模式實證分析，「建築與規劃學報」，9(1):37-56。
- 胡志平，2005，新竹科學園區設置之環境風險認知分析與價值評估，「建築與規劃學報」，6(1):63-80。
- 李怡婷，2005，「大眾運輸導向發展策略對捷運站區房地產價格之影響分析」，國立成功大學都市計劃研究所碩士論文。
- 曾智偉，2006，「不同交通建設對房價影響之比較-台北捷運南港線與市民大道之實證研究」，國立台北大學都市計劃研究所碩士論文。
- 張金鶚，1995，「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，未出版。
- Adelman, I., and Griliches, Z., 1961, "On the Index of Quality Change", *Journal of the American Statistical Association*, 56, 535-548.
- Andersson, D. E., Shyr, O. F., and Fu, J., 2010, "Does High-Speed Rail Accessibility Influence Residential Property Prices? Hedonic Estimates from Southern Taiwan", *Journal of Transport Geography*, 18(1), 166-174.
- Box, G. E. P., and Cox, D. R., 1964, "An Analysis of Transformations", *Journal of the Royal Statistical Society, Series B(Methodological)*, 26(2), 211-252.
- Court, A. T., 1939, "Hedonic Price Indexes with Automotive Examples", in *The Dynamics of Automobile Demand*, New York: Routledge, 148-174.
- Goodman, Allen C., 1978, "Hedonic Prices, Price Indices and Housing Markets", *Journal of Urban Economics*, 5(Oct.), 471-484.
- Lancaster, K. J., 1966, "A New Approach to Consumer Theory", *The Journal of Political Economy*, 74(2), 132-157.
- Nakamura, H., and Ueda, T., 1989, "The Impacts of the Shinkansen on Regional Development", in *The Fifth World Conference on Transport Research*, Yokohama, 1989, III, Western Periodicals, Ventura, California.
- Tse, Raymond, Y. C., 2000, "Estimating Neighborhood Effects in House Prices: towards a New Hedonic Model Approach", *Urban Studies*, 39(7), 1165-1180.
- Vickerman, R., 1997, "High-speed Rail in Europe: Experience and Issues for Future Development", *The Annals of Regional Science*, 31(1) : 21-38.