

臺北商業論叢 第3卷 第1期
民國 115 年 1 月 第 1-20 頁

以新莊副都心為例探討重劃區屬性對房價的牽動性

周國偉^{*} 姜妍希^{**} 陳疆平^{***}

摘要

為瞭解政府重新規劃的都市計畫區是否是影響區域住宅價格影響因素之一，本文嘗試以新北市新莊區為研究對象，利用2022年第一、二季的不動產交易實價登錄資料，以特徵方程式估價法探討影響房價之情況，將成交住宅是否位於或鄰近副都心納入模型設定。本文實證發現若住宅位在副都心，則成交價會相較其他物件約低0.13%~0.63%；反觀非位在副都心住宅方面，鄰近副都心的物件卻會較遠離副都心者高出約11.87%~12%。此外，本文亦發現房屋地點（位在副都心範圍與否）、建物型態、主建物占比、有無車位等特徵變數，將導致截然不同的訂價模式及成交價格。本研究除了提供新莊副都心地區相關實證結果發現，亦可提供規劃中重劃區進一步後續評估討論之參考依據。

關鍵詞：房價、重劃區、新莊副都心、特徵方程式、加權最小平方法

^{*} 周國偉，佛光大學應用經濟學系教授兼任系主任

^{**} 姜妍希，佛光大學應用經濟學系碩士、新北市有木國小教務主任

^{***} 陳疆平，佛光大學應用經濟學系副教授，通訊作者（Email:chencp@mail.fgu.edu.tw）

收稿日期：113年5月19日；接受刊登日期：114年2月26日

Exploring the Influence of Attributes for Readjustment District on Housing Price by Taking Xinzhuang Fuduxin for Example

Kuo-Wei Chou^{*} Yan-Xi Jiang^{**} Chiang-Ping Chen^{***}

Abstract

In order to understand whether the government's urban readjustment district is one of the important factors affecting regional housing prices, this article tries to focus on the Xinzhuang District from New Taipei City and collects the information of actual registration price for real estate transactions in the first and second quarters of 2022. This study considers whether the residence is located in or adjacent to Xinzhuang Fuduxin into the model specifications of hedonic equation and shows that the transaction price will be approximately 0.13%~0.63% lower than other area if the residence is located in Xinzhuang Fuduxin. On the other hand, in terms of residential properties that are not located in Xinzhuang Fuduxin, the prices of properties near to Xinzhuang Fuduxin are approximately 11.87%~12% higher than those located far away from the Xinzhuang Fuduxin. Moreover, this article finds that the location of the residence inside Xinzhuang Fuduxin, the characteristic of residential buildings will lead to completely different pricing patterns and reflects in transaction prices. This study not only provide the empirical evidences for Xinzhuang Fuduxin, but also be a reference as other readjustment district for further discussion.

Keywords: Housing Price, Readjustment District, Xinzhuang Fuduxin, Hedonic Equation, Weighted Least Square

* Kou-Wei Chou, Professor, Department of Applied Economics, Fo Guang University

** Yan-Xi Jiang, Master, Department of Applied Economics, Fo Guang University; Director of Academic Affairs, Youmu Elementary School, New Taipei City

*** Chiang-Ping Chen, Associate Professor, Department of Applied Economics, Fo Guang University, Corresponding Author (Email:chencp@mail.fgu.edu.tw)

Manuscript received: May 19, 2024; Accepted: February 26, 2025

壹、前言

早期人民對居住的品質並不那麼的要求；但隨著國民所得提升，基本的居住需求已經無法滿足人民的購屋慾望。住宅的環境品質、公共設施、交通便利性、生活機能強度等，都形成民眾重視的購屋選項；也就是說，以往民眾或許只期望住者有其屋，但現在會希望能住者適其屋。而以促進都市建設、健全土地使用、並提高生活環境品質為目的之市地重劃業務，¹ 也往往推動該區住宅成為吸引民眾欲置產時的關注目光。

所謂重劃區，是指原本沒有開發、使用度很低、崎零細碎不完整的土地，或是已經開發但是建築物老舊凌亂的區域，經由政府辦理市地重劃，重新丈量土地、鋪設與加寬道路、整治排水措施等等，所形成的新的都市計畫區域。政府希望透過市地重劃措施，來加速特定地區的土地開發及改善（林子欽、許明芳，2003）。重劃區的街廓看起來非常整齊，而且格局方正呈現「井字型」或是「棋盤狀」。市地重劃又可區分為公辦市地重劃和自辦市地重劃。本文以新莊副都心為研究對象，則屬於已完成之公辦市地重劃。

新莊副都心都市計畫及細部計畫於2001年12月20日發布實施，並同時辦理市地重劃及區段徵收之整體開發作業。新莊區可區分為上新莊與下新莊，而副都心是位在上新莊，利用日本東京新宿副都心為參考藍圖規劃，主要以商業機能為主之國家級重要重劃區（重劃區面積約84.5公頃，其中商業區約40%、住宅區約20%、公共設施用地約40%）²。此重劃區範圍為台65線（特二號快速道路）以東（與塭仔圳重劃區相銜接）、思源路以西（與頭前重劃區相銜接）、新北大道（台一線高架快速道路）以南、中原路以北（如圖1所示），交通相對便利；如新北大道（台一線高架快速道路）於2003年通車，隨後台65線（特二號快速道路）、環狀捷運線、及機場捷運線等亦陸續完工通車，形成大台北都會區的新核心。

新莊副都心歷經十多年的開發與發展，現在已是高樓大廈林立，行政院新莊聯合辦公大樓亦座落於此。新莊區是新北市人口第二大之行政區³，而新北市政府希望透過副都心來降低居民對台北市的依賴，並與板橋新都心相輔，提供新莊區、泰山區、和五股區等共同生活圈所需之都市機能。根據經濟日報（2023）報導，提及上新莊重劃區的規畫與建案的完工等，有機會拉抬讓周邊房價；此外，新莊副都心與具有相同條件的台北信義區及新北萬板特區相比，房價相較仍屬於親民。

1 關於市地重劃業務，可參見內政部地政司網站 (<https://www.land.moi.gov.tw/chhtml/content/71>)。

2 上新莊有副都心、頭前、及歐洲村等重劃區，近年來政府又大力推動新莊知識產業園區與塭仔圳市地重劃案，生活圈是新市鎮與舊城市共存。

3 參考自新北市政府民政局網站 (<https://www.ca.ntpc.gov.tw/home.jsp?id=88f142fb0f4a0762>)。



圖1 新莊副都心地理範圍圖

資料來源：本圖直接截取自新北市政府地政局網站，

網址：<https://www.land.ntpc.gov.tw/cp.aspx?n=8790>。

為瞭解重劃區是否為影響區域房價的重要因素，本文嘗試以新北市新莊區為研究案例。本文蒐集2022年第一季及第二季新莊區的不動產交易實價登錄資料，利用習見之特徵方程式估價法，除考慮影響房價的基本屬量及屬質自變數外，特別將新莊副都心設為區域屬性變數，探討住宅是否位於或鄰近副都心而對房價的影響。透過實證估計，本文發現相同條件下的住宅若位在副都心，則成交價會相較非副都心區域物件約低0.13%~0.63%；反觀非副都心區域內的住宅，鄰近副都心物件則會較遠離副都心者高出約11.87%~12%。若是直接以副都心範圍與否劃分住宅位置，本文更發現不同區域下有著截然不同的訂價模式。例如，在副都心內，住宅屋齡對房價有短期增值效果；而建物型態、主建物占比、有無車位等特徵變數，更相對大幅地反映在該區成交價格上。至於非副都心範圍的買方，從訂價模式判斷則較偏好鄰近高架道路及宮廟等因素，並更嫌惡鄰近加油站。關於這些實證結果，本文推測主因是副都心規劃是以商業機能為首要目標，故而在建案開發類型及購屋對象皆有特殊定位所致。此外，政府在副都心周遭陸續規劃之頭前重劃區及塭仔圳重劃區，也可能是限縮副都心住宅價格的原因之一。

除了第一節為前言外，本文其他章節編排如下：第二節為實證研究方法的設定；第三節描述的資料來源；第四節為實證結果與分析；第五節則為本文結論。

貳、研究方法與模型設定

房價與住宅的諸多不同特性有關，除了包含住宅內、外部因素外，也受重大建設開發計畫影響。廣泛應用於房價研究及評估的特徵訂價法 (Hedonic Pricing Method)，其理論基礎是由Lancaster (1966)與Rosen (1974)所建構。特徵訂價法類似顯示性偏好方法 (revealed preference approach)，強調房價取決於所有特徵帶給購屋者的效用總合；住宅的質性及量化特徵帶給消費者的價值，將構成其對住宅的支出。⁴也就是說，消費者房價支出反映住宅特徵之隱含價格；而消費者異質性偏好透過各類不同之住宅屬性來滿足，造成房價差異。其後諸多文獻，例如：Linneman (1980)、Follain and Jimenez (1985)、Dubin (1988)、Megbolugbe (1989)、Mok, Chan, and Cho (1995)、Hansen (2009)、及Liao and Wang (2012)等（僅列舉），也延伸出大量的理論和各類實證問題與現象之探討。

本文實證模型是以特徵方程理論為基礎，進而延伸至最小平方法之估計。Rosen (1974)指出在完全競爭市場的前提下，商品價格由個別之商品特徵所決定。特徵方程式亦是國內諸多文獻在研究不動產估價時常用方法（林祖嘉，1992；林祖嘉、馬毓駿，2007；林祖嘉、黃麗蓉，2014；黃怡潔、江穎慧和張金鶚，2017；江穎慧、朱智揚和張金鶚，2019）。參考林祖嘉、馬毓駿（2007）及林祖嘉、黃麗蓉（2014）等，本文設定半對數型態之房價特徵方程式如下：

$$\ln P_i = \theta_0 + \sum_{n=1}^N \theta_n x_{n,i} + \sum_{k=1}^K \delta_k d_{k,i} + v_i \quad (1)$$

其中 \ln 為自然對數，變數下標 “ i ” 代表第 “ i ” 個物件。 P_i 表示房屋總價。決定房屋總價的特徵變數，大致透過屬量變數與屬質變數來捕捉，一般包含建物屬性、環境因素、及區域空間屬性（或稱城市屬性）等（可參見林祖嘉、馬毓駿，2007）。⁵ $x_{n,i}$ $\forall n = 1, \dots, N$ 表示 N 個屬量變數，例如屋齡、面積、主建物占比、樓層、樓高等； θ_n 為屬量變數對房價之影響係數。 $d_{k,i}$ $\forall k = 1, \dots, K$ 表示 K 個屬質之虛擬變數，例如建物型態，建物是否有電梯、管理室、或車位，以及建物周遭特徵如交通或嫌惡設施等等； δ_k 代表屬質虛擬變數之特徵係數。 θ_n 表示常數項， v_i 表示誤差項。

式（1）便是習見之房價特徵方程式。本文為了特別探討位於或鄰近重劃區（新莊副都心）是否造成房價差異，因而從區域空間屬性觀點分別再假設底下兩個區位之虛擬變數 d_i^ℓ 及 d_i^n ：其中 $d_i^\ell = 1$ 表示位在副都心區域內；反之 $d_i^\ell = 0$ ，表示物件非位於副都心區域內。而 $d_i^n = 1$ 則表示雖非位於副都心，但卻鄰近副都心之物件；反之，

4 關於特徵訂價法的詳盡回顧，可參見Follain and Jimenez (1985)與Malpezzi (2003)。

5 林祖嘉、馬毓駿（2007）所歸納決定房價的特徵變數尚有總體經濟變數，如利率、所得、與物價等。不過總體經濟變數並非個別住宅具備之特徵，且不適用在橫斷面 (cross-sectional)資料的模型建構，故非本文探討範圍。

$d_i^n = 0$ 為非位於副都心且也未鄰近副都心的物件。藉此，本文將式（1）分別延伸設定為以下二型式：

$$\ln P_i = \theta_0 + \sum_{n=1}^N \theta_n x_{n,i} + \sum_{k=1}^K \delta_k d_{k,i} + \beta_\ell d_i^\ell + v_i \quad (2)$$

$$\ln P_i = \theta_0 + \sum_{n=1}^N \theta_n x_{n,i} + \sum_{k=1}^K \delta_k d_{k,i} + \beta_n d_i^n + v_i \quad (3)$$

式（2）的設定便在於將成交房屋案件是否會因位於副都心，而對新莊區房價的影響； β_ℓ 衡量位於副都心，對房價的加價或減價程度。再者，為了分析非位於副都心之物件，是否會因鄰近副都心而對價格有影響，式（3）中則是採 β_n （鄰近副都心）捕捉其效果。⁶本研究所謂的鄰近是以500公尺以內的距離為範圍（張怡文、江穎慧和張金鶴，2009；黃怡潔等人，2017）。⁷

最後，本文為更全面地比較房屋是否會因位於/非位於副都心，而使各類屬量與屬質特徵變數對價格產生差異效果；底下，再將式（1）擴充為：

$$\begin{aligned} \ln P_i = & \theta_0 + d_i^\ell \left(\sum_{n=1}^N \theta_n^0 x_{n,i} + \sum_{k=1}^K \delta_k^0 d_{k,i} \right) \\ & + (1 - d_i^\ell) \left(\sum_{n=1}^N \theta_n^1 x_{n,i} + \sum_{k=1}^K \delta_k^1 d_{k,i} \right) + v_i \end{aligned} \quad (4)$$

式（4）透過虛擬變數 d_i^ℓ 將物件分成位於/非位於副都心兩部分樣本，據以估計位於非位於副都心下各項房價特徵之效果 ($\theta_n^0 \forall n = 1, \dots, N$ 與 $\delta_k^0 \forall k = 1, \dots, K$ 為位於副都心的各項特徵係數； $\theta_n^1 \forall n = 1, \dots, N$ 與 $\delta_k^1 \forall k = 1, \dots, K$ 為非位於副都心的各項特徵係數)。運用Wald係數檢定，可檢測各項特徵係數在不同區位下對價格的統計差異性。

參、資料變數與蒐集來源

本文資料來源為內政部不動產交易實價查詢服務網，範圍為新北市新莊區2022年第一季與第二季不動產交易實價資料。在最初下載全區的3,123筆交易資料中，刪除預售屋以及土地申報不完全或未包含土地的交易物件，並在建物型態上只保留公寓、住宅大樓、華廈三種型態後，樣本數為2,195筆。接著，本文再刪去申報資料不

6 在實證模型設定上，式（2）與式（3）亦可以單一方程式，設兩種區域空間屬性特徵，同時分別捕捉位於/鄰近/非鄰近副都心三種情況的特徵效果。

7 遍觀國內相關研究，其實多半並未對如何判定是否“鄰近”，提供具體定義。對此，本文掌握的文獻中僅見黃怡潔等人（2017）在設定環境變數如是否鄰近捷運站、學校、或公園等時，曾明確表示是以500公尺為判定依據。然這類實務判斷方式實證結果會因鄰近範圍設定而存在爭議，讀者在參考本文結果時仍須謹慎。

完整物件（如缺都市土地使用分區及建築完成年月者）及多樓層移轉物件，且在物件主要用途項目只保留住家用及住商用兩類後，最終樣本數為1,755筆，用於實證分析。透過上述資料篩選過程，盡量縮減物件差異性及數據潛在誤差，以降低估計的偏誤。

關於應變數房屋總價（以自然對數表示），除了直接選取不動產交易實價查詢服務網的物件交易總價欄位外，本文再考量排除車位價格後的交易總價。這是因不動產交易實價查詢系統中有關車位價格或移轉面積等資訊偶有不完整或不明等情況（如未單獨填報車位價格或車位移轉面積等）。為降低這類現象導致潛在偏誤情形，本文參考黃怡潔等人（2017），另將不含車位價格的物件交易總價設實證模型應變數，一方面也作為實證結果的穩健性評估。本文雖以探討重劃區對不動產價格產生的影響為主要目的，亦仍須假設基本特徵變數。針對決定房價的特徵變數設定，底下分別依建物屬性、環境因素、及區域空間屬性等面向來說明：

一、建物屬性

本文建物屬性包含屋齡、移轉坪數大小、主建物占比、移轉樓層、總樓層、建物型態、車位、有無管理組織、及電梯等等。而關於物件主要建材部分（加強磚造、鋼骨結構、鋼骨鋼筋混凝土造、鋼筋混凝土造），因約91%的樣本皆登錄為鋼筋混凝土造，故本文不將其列入影響房價的特徵因素。⁸

建物屬性的屬量變數為屋齡、屋齡平方項、建物移轉總面積、移轉樓層、建物總樓層、及主建物占比。屋齡是依成交日期與各建物完成的日期計算出。屋齡與建物折舊息息相關，而折舊也可能會隨屋齡增加而呈現非線性變化。⁹如折舊會讓住宅的價格隨時間增加而逐漸緩降（Cannaday & Sunderman, 1986；Fisher, Smith, Stern, & Webb, 2006；Geltner, Mille, Clayton, & Eichholtz, 2007；林祖嘉、馬毓駿，2007；張怡文等人，2009）。本文也分別預期屋齡及屋齡平方項對房價有負向與正向效果。¹⁰

建物移轉樓層越高，可能象徵採光、通風、或景觀越好；總樓層越高，則隱含建築造價成本就越高（如黃怡潔等人，2017），故兩者對房價的預期效果為正向。¹¹本文的建物移轉面積以坪為單位，移轉面積越大，房價也隨之越高。至於主建物占

8 本文樣本於不動產交易實價查詢服務網所登錄紀載之主要建材部分，分別約4.44%、1.77%、2.96%的比例為加強磚造、鋼骨結構、與鋼骨鋼筋混凝土造。

9 Clapp and Giaccotto (1998)認為屋齡對房價的影響不只在物理上的折舊，還包含使用功能的衰退。因此，屋齡越久將增加維護成本與降低可使用性，降低民眾購買意願，故一般預期對房價有負面效果。

10 張怡文等人（2009）指出屋齡平方對房價有正面影響，可能是因土地再更新的價值會逐漸增加所致。

11 李春長、游淑滿和張維倫（2012）發現居住樓層為1樓者，住宅價格會比其他樓層高；同時，總樓層數6至12樓及13樓以上住宅價格亦比5樓以下住宅價格高。

比，為主建物面積占建物移轉總面積的百分比表示；主建物占比越高，相對可以使用的私人空間就越多，故預期對房價有正面的影響。

有關建物屬性的屬質變數，本文考量物件之建物型態以及有無管理組織、電梯、和車位等。針對建物型態，本文區分公寓（五樓含以下無電梯）、住宅大樓（十一層含以上有電梯）、及華廈（十層含以下有電梯）三種；並參考黃怡潔等人（2017）以及黃士峰、廖育莘（2022），以虛擬變數表示，令公寓為0、住宅大樓為1、而華廈為2，預期依序對房價有正向效果。¹² 其他如管理組織、電梯、與車位等，亦分別按無及有以虛擬變數表示（無為0，有為1），且因文獻及實務上對房價有多種可能影響因素，故暫不討論預期方向。

二、環境因素

住宅環境與房價的連動一直是文獻探討焦點。如Goodman and Thibodeau (1998, 2003)認為房價會受到周遭鄰里因素、行政區、或學區等影響。Vera-Toscano and Ateca-Amestoy (2008)發現鄰里與區位等因素確實會影響居住滿意度。Hoshino and Kuriyama (2010)的研究主張住宅和公園的距離及鄰近公園的規模都是可能造成房價差異的原因。何友鋒、吳綱立（1993）指出居住實質環境的差異對房價具有影響力。Cohen and Coughlin (2008)證實機場噪音對房價具有負向效果。林祖嘉、馬毓駿（2007）著重於住宅附近之嫌惡性設施不利於住宅價格。林秋綿（2007）則聚焦分析風水因素對不動產價格的影響。

綜合而言，住宅周邊的環境因素與消費者居住品質及生活機能相關。舉例而言，住宅是否鄰近交通設施（公車站及捷運站）、學校、公園綠地、高架或高速公路、加油站、與宮廟等，皆可能影響其房價。為了判定樣本物件周遭是否鄰前述相關因素，本文參考黃怡潔等人（2017）方式，以500公尺為範圍，利用Google地圖系統據以判斷後，再依虛擬變數（500公尺內有相關設施者為1，無為0）表示。由於在本文樣本物件中，超過93%的樣本鄰近學校，超過97%的樣本鄰近公園綠地，更高达99%以上的樣本鄰近公車站或捷運站；因此，本文設定之實證特徵方程式不考慮該三項環境因素，避免解釋變數線性重合。

關於高架或高速公路、加油站、與宮廟等，文獻上多視為嫌惡性設施或「鄰避設施」，可能不利於房價。例如，高架或高速公路雖然是交通建設，但噪音及空氣汙染等也會降低居民生活品質；而加油站則有空氣汙染與潛在安全疑慮等情況。

¹² 本文僅採一虛擬變數捕捉三類建物型態，主要考量建物型態並非本文主要探討重點，而僅為副都心區位下的條件特徵，故未用兩種虛擬變數加以細分。再者，住宅大樓及華廈與某些特徵變數（如管理組織與電梯）存在高度相關性而容易出現共線性情況，本文僅採單一虛擬變數捕捉建物特徵，相較能避免此一情形。

最後，宮廟在舉辦法會或慶典時的噪音、焚燒紙錢所致的空氣汙染、以及秩序等問題，也恐衝擊居住品質（林祖嘉、黃麗蓉，2014）。¹³ 對此，本文同樣以500公尺為範圍，設定物件是否鄰近高架或高速公路、是否鄰近加油站、以及是否鄰近宮廟的三項虛擬變數。

三、區域空間屬性

新北市新莊區屬於新市鎮與舊城市共存，並持續尚有數個重劃區的規劃及開發。或如賴碧瑩、藍謙（2017）所指，市地重劃後，因為公共設施完善及居住環境適宜進而吸引人口移入，對房價會產生正向之影響；而謝博明（2015）也指出高價位住宅相較聚集在市中心區，且房價隨距離市中心區越遠將逐漸降低。因此，本文將新莊副都心對房價的效果歸納為區域空間因素，並分設兩類虛擬變數捕捉二種情境：第一，住宅是否為在副都心區域內，以虛擬變數 表示；如位在副都心區域內為1，反之則為0。第二，住宅非位於副都心，但是否鄰近副都心，以虛擬變數 表示；如鄰近副都心為1，反之則為0。關於住宅是否鄰近副都心，同樣是以500公尺為距離判定。

表1彙整本文各項變數之屬性、基本說明、及樣本敘述統計量等相關資訊。在本文新北市新莊區2022年第一、二季的1,755筆住宅交易中，計179筆位於副都心區域內（佔總樣本約10.2%）；而非副都心區域之1,576筆中，則計433筆為本文定義鄰近副都心的住宅（佔非副都心區域樣本約27.5%）。由此顯示主要的交易物件仍位在新莊舊市區，故整體的平均屋齡大約為22年。此外，約45.5%的住宅交易附帶車位，分別約65.9%與66.4%則包含管理組織及電梯。至於一般認為的嫌惡性環境因素中，本文樣本約33.1%鄰近高架道路，約20.1%鄰近加油站。至於鄰近宮廟者約佔58.2%，是否鄰近宮廟似乎較不會降低住宅成交案件的比重。

¹³ 白金安、李春長、黃茂林、林碧玉、曾郁婷、林俊彥和鄭百晟（2004）利用訪談研究指出，靠近宮廟類型的房屋在買賣時，三成民眾要求降低價格。

表1 變數說明及樣本敘述統計量

變數	屬性	說明	平均數	標準差	最大值	最小值
總價（萬元）	應變數	實價查詢服務網的住宅交易總價	1,502.853	1,002.076	14,620.000	11.000
扣除車位總價（萬元）	應變數	扣除車位價格後的住宅交易總價	1,432.463	915.236	13,412.000	11.000
屋齡	屬量變數	住宅建築完成日到交易日經歷之年數	22.286	15.908	54.178	0.079
建物移轉面積	屬量變數	以坪為單位	38.433	20.275	244.357	4.363
移轉樓層	屬量變數	以樓層為單位	6.797	5.003	27.000	1.000
總樓層	屬量變數	以樓層為單位	11.695	6.619	42.000	2.000
主建物占比	屬量變數	主建物面積占建物移轉總面積比例	0.671	0.220	0.964	0.420
建物型態	屬質虛擬變數	公寓=0、住宅大樓=1、華廈=2	0.770	0.623	2.000	0.000
管理組織	屬質虛擬變數	有管理組織者為1，無為0	0.659	0.474	1.000	0.000
電梯	屬質虛擬變數	有電梯者為1，無為0	0.664	0.472	1.000	0.000
車位	屬質虛擬變數	有車位者為1，無為0	0.455	0.498	1.000	0.000
高架（速）道路	屬質虛擬變數	500公尺以內有為1，無為0	0.331	0.470	1.000	0.000
加油站	屬質虛擬變數	500公尺以內有為1，無為0	0.201	0.401	1.000	0.000
宮廟	屬質虛擬變數	500公尺以內有為1，無為0	0.582	0.493	1.000	0.000
位在副都心	屬質虛擬變數	新莊區住宅位在副都心為1，否則為0	0.102	0.302	1.000	0.000
鄰近副都心	屬質虛擬變數	新莊區住宅非位於副都心者，若距離副都心500公尺以內為1，超過500公尺則為0	0.275	0.447	1.000	0.000

說明：資料來源為內政部不動產交易實價查詢服務網及本文自行彙整，資料範圍為新北市新莊區2022年第一季與第二季不動產交易實價資料，樣本數為1,755筆。

肆、實證結果與發現

本文為了特別探討新莊副都心與新莊區房價的關聯性，本文在基本房價特徵方程式上，擬定兩大類分析策略。第一，將副都心視為可能影響新莊區房價的區域特徵變數。於此前前提下，我們首先設定交易物件會因是否坐落在副都心而有價格差異，並以全樣本下進行分析，即式（2）所示；再者，我們也針對非位於副都心的物件樣本，估計鄰近副都心與否對房價之影響，如式（3）描述。第二，本文設想住宅會因區位差異（位於/非位於副都心），而導致各類特徵變數對房價有不同程度的效果。對此，則是採式（4）估計。

林祖嘉、馬毓駿（2007）曾提及住宅相較其他商品存在更強烈的異質性。實證上若迴歸模型存在異質變異，普通最小平方法 (ordinary least square, OLS) 估計式雖仍為不偏 (unbiased) 估計式，但因不再具備有效性 (efficient)，故有關迴歸係數之檢定將無法得到可信結果。有鑑於此，本文先分別針對式（2）、式（3）及式（4）執行異質變異檢定，並將檢定結果彙整於表2。從表2中可明顯看出，不論在哪類實證方程式設定及房價選取，本文研究資料皆存在高度異質性（所有檢定皆以1%的顯著水準拒絕同質變異之虛無假設）。因此，實務上可借重加權最小平方法 (weighted least square, WLS) 來克服異質變異問題，以獲取較有效之係數估計值。實際操作時，首先採取OLS對原迴歸模型（式（2）、式（3）及式（4））估計並獲取殘差序列後，利用殘差序列絕對值的倒數為權重序列，再次以最小平方法分別再次估計式（2）、式（3）及式（4）。

一、以副都心範圍為區域屬性特徵之估計結果

表3所列之特徵方程式估計結果，其A部份之區域屬性變數為衡量住宅是否位在副都心區域，而B部份則是就非副都心區域之住宅，是否有鄰近副都心之情況設為區域屬性變數。首先，係數估計值顯示建物屬性及環境因素等特徵變數對房價皆有顯著影響，且影響方向都具備四類案例之實證穩健性。以A部份總價為例，屋齡及屋齡平方項的係數分別為-1.893及0.001，說明房價會隨屋齡增加而減少，但減少幅度亦隨屋齡增加而趨緩。¹⁴ 這也與多數文獻結果相似。其他特徵變數如移轉面積（正向）、主建物占比（正向）、有電梯（正向）、有管理組織（正向）、有車位（正向）、及是否鄰近加油站（負向）等，對房價之效果也大致符合一般推測。

¹⁴ 當屋齡增加一年，將使房價減少 (1.893-20.001屋齡) %。

表2 異質變異檢定

$\ln P_i$	F統計量	樣本數 R^2
總價		
式(2)	25.172 [0.000]	1089.057 [0.000]
式(3)	21.299 [0.000]	966.001 [0.000]
式(4)	16.266 [0.000]	1076.848 [0.000]
扣除車位總價		
式(2)	24.927 [0.000]	1084.997 [0.000]
式(3)	21.186 [0.000]	964.008 [0.000]
式(4)	16.095 [0.000]	1072.437 [0.000]

說明：本表異質變異檢定採White檢定 (White test)， R^2 為輔助迴歸 (auxiliary regression) 之判定係數。統計量旁中括弧內的數字為p值，虛無假設為同質變異。

然而，關於建物型態、移轉樓層、及總樓層對房價的影響，則不完全和文獻或一般認知相符（如黃怡潔等人，2017）。給定其他條件一樣下，華廈的價格最低，住宅大樓次之，公寓最高；而移轉樓層與建物總樓層也和房價呈反向關係。本文推測或許受到土地的持分有關。華夏類型住宅，建物總樓層越高，也隱含移轉樓層可能越高，故所有權人所持分的土地相對就越少，不利於房價。至於文獻上歸納為嫌惡性設施的高架（速）道路與宮廟（如林祖嘉、黃麗蓉，2014），在本研究樣本下則是能拉升周遭房價。對此，我們則初步推測，高架（速）道路帶給新莊區居民交通之便利性可能大於其不佳感受，故正向支配房價；這與李長春等人（2012）將對外交通視為生活便利性特徵，進而正向影響房價的預期推論相符合。換言之，高架（速）道路在本研究中或許並非能單純定義為嫌惡設施。而宮廟雖也有負面環境及秩序等疑慮，但同樣也可能因伴隨商圈及人潮等原因有利於房價表現。林祖嘉、黃麗蓉（2014）曾論及若住宅所在能有更多的商機與人潮，則是有可能抵銷民眾對這類嫌惡設施的厭惡性，甚或正向拉抬房價。

接著，我們將重點放在副都心區域特徵對新莊區房價的效果。從表3中A部份總價案例可知，住宅如位在副都心區域內，會相較新莊區其他地區的房價平均約降低0.631%。即便這結果並不具備扣除車位總價應變數之穩健性，但也顯示住宅位在副都心內並不會如預期般利於房價（甚至跌價）。不過若改從非副都心的住宅來討論（B部份），卻可發現如果住宅鄰近副都心，房價會相較遠離者顯著約高出11.87%-12%。

雖然賴碧瑩、藍謙（2017）曾指出，市地重劃能完善公共設施及更適宜居住，進而吸引人口移入而相對拉升該區域房價；然本文新莊副都心的案例卻呈現不同結果。這或許是因政府近年在新莊副都心附近先後又規劃了頭前重劃區及塭仔圳重劃

區，因此，鄰近副都心的區域反而成了比副都心更新的重劃區。換句話說，副都心反而是鄰近此二重劃區的舊市鎮，以致造成位在副都心房價相對較低、而鄰近副都心房價又能明顯上揚的結果。因為副都心的開發，帶來了買氣；政府又陸續規劃了頭前重劃區、塭仔圳重劃區。如此看來，新莊副都心反而扮演了推動新重劃區誕生的重要的角色。

表3 以副都心為區域特徵下之估計結果

自變數	$\ln P_i$: 總價			$\ln P_i$: 扣除車位總價		
	係數	標準差	p值	係數	標準差	p值
<i>A. 全樣本(式(2))</i>						
屋齡	-1.893	0.010	0.000	-1.751	0.006	0.000
屋齡平方	0.001	0.000	0.000	0.002	0.000	0.000
移轉面積	1.834	0.001	0.000	1.846	0.003	0.000
建物型態	-4.278	0.152	0.000	-4.380	0.173	0.000
移轉樓層	-0.395	0.011	0.000	-0.420	0.009	0.000
總樓層	-0.740	0.011	0.000	-0.830	0.011	0.000
主建物占比	0.784	0.008	0.000	0.874	0.005	0.000
有電梯	13.786	0.712	0.000	16.001	0.352	0.000
有管理組織	5.176	0.660	0.000	5.532	0.231	0.000
有車位	15.749	0.187	0.000	9.723	0.078	0.000
鄰近高架(速)道路	9.908	0.083	0.000	10.495	0.062	0.000
鄰近加油站	-6.682	0.114	0.000	-6.468	0.059	0.000
鄰近宮廟	2.213	0.100	0.000	2.434	0.042	0.000
位在副都心	-0.631	0.076	0.000	-0.131	0.081	0.104
<i>B. 非副都心區域樣本(式(3))</i>						
屋齡	-1.953	0.006	0.000	-1.815	0.009	0.000
屋齡平方	0.007	0.000	0.000	0.003	0.000	0.000
移轉面積	2.028	0.002	0.000	2.048	0.004	0.000
建物型態	-0.440	0.132	0.001	-0.255	0.092	0.006
移轉樓層	-0.422	0.008	0.000	-0.446	0.010	0.000
總樓層	-0.465	0.013	0.000	-0.515	0.007	0.000
主建物占比	0.712	0.007	0.000	0.807	0.005	0.000
有電梯	6.296	0.467	0.000	6.937	0.745	0.000
有管理組織	6.742	0.361	0.000	7.373	0.713	0.000
有車位	9.156	0.139	0.000	3.052	0.159	0.000

自變數	$\ln P_i$: 總價			$\ln P_i$: 扣除車位總價		
	係數	標準差	p值	係數	標準差	p值
鄰近高架(速)道路	7.029	0.077	0.000	7.566	0.111	0.000
鄰近加油站	-4.008	0.074	0.000	-3.722	0.087	0.000
鄰近宮廟	2.636	0.059	0.000	2.696	0.074	0.000
鄰近副都心	12.001	0.061	0.000	11.871	0.076	0.000

說明：特徵係數是採加權最小平方法估得。

此外，副都心是以商業機能為主要規劃目的。商業使用雖會帶動當地發展，但同時也可能會排擠以居住使用的住宅之生活機能與便利性。故而以商業發展為主之副都心有可能較不利於居住使用的住宅價格，而導致相同條件下副都心內住宅價格相對較低，而鄰近副都心住宅價格反而相對較高的現象。至於此一推論的確實性，則仍有待底下更進一步的分析。

二、以副都心範圍來劃分之估計結果

為了更全面地探討決定新莊區房價的各項特徵是否會因副都心區位因素而產生差異，本文將式（4）的估計結果彙整於表4。因為式（4）是利用副都心區域之虛擬變數 d_i^ℓ 劃分兩群樣本後，合併估計但區分不同區域下的特徵係數，並採取係數相等檢定分析跨區域的係數差異性；然而在實際執行時，由於有管理組織及有電梯這二變數在個別分群樣本中存在共線性情況，故估計式（4）時未將該二特徵變數作區域劃分來估計，所以不列在表4之中。

以副都心區域分群但合併估計，發現主要特徵變數會因住宅區域差異而對房價有不同程度、甚或不同方向的效果；跨區域間特徵係數不但呈高度之統計差異，整體結果也大多滿足二總價案例的實證穩健性（僅總樓層與鄰近宮廟二特徵變數在副都心的係數估計值除外）。比較主要結果及探討如下：

屋齡和房價的關係很明顯會因住宅位置而有歧異性。在非副都心的住宅，房價隨屋齡增加而折舊、但折舊也隨屋齡增加有遞減現象，與一般認知相符。但是，副都心住宅價格卻反而是隨屋齡短期增加而增值，增值幅度則隨屋齡增加遞減，而後才出現折舊。以物件總價為例，屋齡每增加1年，房價短期增值幅度約為 $(0.784-2 \times 0.092 \times \text{屋齡})\%$ 。因此，屋齡未滿五年的住宅，房價會隨屋齡而增值；但屋齡達五年以上，屋齡增加將反應住宅折舊而不利房價。大致來看，在副都心屋齡對該區房價的影響呈非典型，我們推測或許是該區在新成屋首售初期強力推案或促銷，使需求增加而短暫拉抬價格；但隨建成日越久則逐漸回歸實際供需面，開始反應實際折舊。不過，也很大可能是因副都心住宅多半屬新建案，整體屋齡較少，以致在屋齡對售價之折舊反應無法如典型般有緩慢平滑遞減現象（以本文樣本物件為例，副都心區域平均屋齡僅約6.07年，而非

副都心區域則約為36.39年）。

建物移轉面積對非副都心房價的拉抬明顯高於副都心住宅，本文認為可能與副都心整體規畫有關。因副都心土地規劃主要為40%之商業用地，住宅用地只占20%；換言之，建案並非以較密集性的小坪數住宅為目的，而相對多屬較大坪數類型。故移轉面積增加對副都心房價的拉抬幅度勢必受到本身的大坪數物件類型而削弱，降低面積對房價的邊際增幅，以致特徵係數估計值顯著低於非副都心區域。¹⁵本文樣本物件在副都心及非副都心區域的平均移轉面積分別為56.43坪及36.39坪，或也可間接佐證此一推測。

類似表3結果，給定其他條件一樣下建物型態為華夏者，價格相對折扣最大，次之為住宅大樓；但建物型態差異導致房價的變化幅度在副都心更加明顯。如果前述推論副都心住宅建案多為較大坪數類型，則這類消費者在擇定大且相同坪數物件時，華夏相較住宅大樓於能持分之土地比例這一點則較低，故為眾多構成房價因素中的負面項目。也因此，購買大坪數住宅之消費者應會相較小型住宅買方對實際可使用（或不可使用）面積更為有感；這點從主建物占比對副都心房價的加價效果明顯高於非副都心區域，得到呼應。至於副都心住宅在移轉樓層及總樓層二項特徵係數估計，也體現樓層因素確實較不是會吸引買方關注而影響房價的主要項目。

承前述推論，若副都心住宅消費者多為經濟條件較佳，則車輛應為必備交通工具。有附帶車位之建物，將較吸引買方重視而提高房價。因此，我們也獲得有車位之特徵係數在副都心顯著高於非副都心區域的估計結果。再從鄰近高架（速）道路及加油站兩項特徵係數估計值來看，相較非副都心，副都心住宅買方雖不會較偏好高架（速）道路所提供之交通便利性（換言之，非副都心買方相對更重視高架（速）道路所帶來的交通便利性），不過也較不排斥加油站的負面觀感。最後，副都心住宅消費者的屬性類別，也使宮廟偏屬嫌惡性環境因素（宮廟特徵係數估計值在副都心為負值，但以統計顯著性而言，則無法同時滿足二總價案例的實證穩健性）；但反觀宮廟在非副都心區域可能會因帶動商圈及人潮，故相對有利於房價表現。

綜合上述分析，新莊區個別建物特徵對住宅整體價值之優劣存在高度區域差異性（副都心及非副都心）。造成這些差異，本文推測與副都心開發的特色有關。相較非副都心區域，副都心住宅屬較新且大坪數類型，因此市場定位在經濟條件較佳的買方。不過值得一提的是，為了縮小不動產交易市場潛在的差異化，即便本文從樣本選取階段的篩選、不同實證模型之設定、及異質變異檢定和加權最小平方法估計等，所得到結果仍充分顯示特徵訂價之區域差異性，在在反映住宅特徵對房價歧異效果及實際估價之困難。

15 黃怡潔等人（2017）在分析面積對房價的影響時，曾設定坪數平方項來捕捉此可能之價格邊際變化效果。

表4 以副都心範圍來劃分之估計結果

自變數	$\ln P_i$: 總價			$\ln P_i$: 扣除車位總價		
	副都心	非副都心	相等檢定	副都心	非副都心	相等檢定
屋齡	0.784*** (0.134)	-2.005*** (0.015)	20.303 [0.000]	1.774*** (0.095)	-1.851*** (0.009)	34.131 [0.000]
屋齡平方	-0.092*** (0.007)	0.006*** (0.000)	17.868 [0.000]	-0.140*** (0.004)	0.002*** (0.000)	15.942 [0.000]
移轉面積	1.428*** (0.014)	2.042*** (0.002)	19.529 [0.000]	1.429*** (0.010)	2.070*** (0.004)	45.351 [0.000]
建物型態	-2.038*** (0.344)	-0.378*** (0.014)	23.249 [0.000]	-2.127*** (0.134)	-0.326*** (0.012)	46.207 [0.000]
移轉樓層	0.083 (0.062)	-0.406*** (0.016)	38.532 [0.000]	0.037 (0.042)	-0.442*** (0.007)	27.774 [0.000]
總樓層	0.091 (0.075)	-0.711*** (0.026)	30.429 [0.000]	-0.350*** (0.031)	-0.762*** (0.016)	37.357 [0.000]
主建物占比	1.178*** (0.089)	0.724*** (0.003)	25.890 [0.000]	1.676*** (0.041)	0.830*** (0.008)	46.078 [0.000]
有車位	13.421*** (1.442)	5.764*** (0.068)	36.863 [0.000]	14.348*** (0.882)	4.637*** (0.140)	42.252 [0.000]
鄰近高架（速）道路	4.613*** (1.184)	9.477*** (0.096)	16.771 [0.000]	5.243*** (0.865)	10.328*** (0.050)	34.475 [0.000]
鄰近加油站	-0.572 (1.134)	-6.351*** (0.041)	25.948 [0.000]	-1.220 (0.980)	-6.076*** (0.068)	24.450 [0.000]
鄰近宮廟	-0.961 (1.506)	1.732*** (0.046)	3.198 [0.074]	-2.493*** (0.256)	2.083*** (0.059)	33.213 [0.000]

說明：

- 特徵係數估計值下方小括弧內之數字為標準差。若係數估計值具備1%、5%、或10%的顯著性，則分別標示“***”、“**”與“*”。
- 相等檢定為檢測物件位在副都心與非副都心時，特徵係數估計值是否相同的Wald係數檢定。F統計量下方中括弧內的數字為檢定之p值。

伍、結論與建議

本文選用2022年第一季至第二季內政部不動產交易實價查詢服務網資料，分析新北市新莊區的房屋價格。利用習見之特徵方程式估價法，本文除考慮影響房價的基本自變數，如屋齡、車位、移轉面積、移轉層次、總樓層次、建物型態、管理組織、電梯、主建物占比、建物移轉總面積、高速公路、加油站、宮廟等因素外，特別將新莊副都心設為區域屬性變數。亦即，將住宅是否位於或鄰近副都心納入實證模型的設定。

透過實證估計，本文發現若相同條件下的住宅若位在副都心，則成交價會相較非副都心區域物件約低0.13%~0.63%，此為非典型發現。反觀非位在副都心住宅方面，鄰近副都心物件卻會較遠離副都心者高出約11.87%~12%，符合一般認知。究其原因，本文推測是新莊副都心附近政府又規劃了頭前重劃區及塭仔圳重劃區；因此，這兩個緊鄰副都心的重劃區反而使副都心相對成了舊市鎮。另外，因為新莊副都心開發，帶來了關注及買氣；政府評估後，陸續規劃了頭前重劃區、塭仔圳重劃區。如此看來，副都心應是扮演了催生新重劃區開發的重要角色。而高架（速）道路與宮廟，雖然文獻歸為嫌惡性設施，但在本研究樣本則反而有利於房價表現；例如，前者能夠便利對外交通之特性，而後者也可能伴隨商圈及人潮等，故皆不適合單純以嫌惡設施看待（李長春等人，2012；林祖嘉、黃麗蓉，2014）。此外，以商業機能為主要規劃的副都心，也相對可能因排擠居住和生活機能而不為一般購屋者考量，不利房價。

本文再進一步分析各項特徵變數是否會因為在副都心區域，而對房價有不同影響。我們也發現住宅地點（位在副都心範圍與否）確實將導致截然不同的訂價模式。例如，在副都心內，住宅屋齡對房價有短期增值效果；而建物型態、主建物占比、有無車位等特徵變數，更相對大幅地反映在該區成交價格上。至於非副都心範圍的買方，從訂價模式判斷則較偏好鄰近高架道路及宮廟等因素，並嫌惡鄰近加油站。關於這些實證結果，本文推測是因商業機能為副都心開發的主要規劃目標。副都心建物雖然整體年份較新，但因住宅規劃用途有限，故建案並非以較密集性的小坪數住宅為主，而相對多屬較大坪數類型。如此，交易市場也較定位在經濟條件較佳的買方。不同區域間住宅買方屬性區別，也造就住宅各項特徵變數對新莊區房價效果的跨區域差異。

本文的發現也突顯住宅訂價的歧異及複雜性。本研究以新莊副都心之區域空間屬性為探討主軸，在有限樣本下，特徵變數設定相對精簡。¹⁶另從內政部不動產交易實價查詢服務網中得到的資料，也有些許不完整及不精確現象；樣本選取階段的篩選、剔除，也可能使本文樣本無法完全代表整個交易市場情況。最後，新莊區各處市地重劃仍陸續進行，未來頭前重劃區、塭仔圳重劃區等持續開發，對於副都心住宅價格應仍存在變化性。讀者在參考本文結果時，仍宜謹慎評估。

¹⁶ 例如環境機能或嫌惡設施，如警消單位、醫療院所、基地台、變電箱、路冲等等，皆可納入更多元地探討。特定特徵變數如電梯或宮廟等，也可劃分較細之類別（如梯戶比、或寺與廟區別）。

參考文獻

- 白金安、李春長、黃茂林、林碧玉、曾郁婷、林俊彥、鄭百晟（2004）。建築風水對購屋行為影響之研究－以高屏地區為例。國立屏東商業技術學院學報，6，421-443。
- 江穎慧、朱智揚、張金鶴（2019）。預售屋大量估價模型之建立。住宅學報，28（2），227-302。
- 何友鋒、吳綱立（1993）。台中市住宅價格與屬性關係之研究。建築學報，8，59-84。
- 李春長、游淑滿、張維倫（2012）。公共設施、環境品質與不動產景氣對住宅價格影響之研究－兼論不動產景氣之調節效果。住宅學報，21（1），67-87。
- 林子欽、許明芳（2003）。個別土地開發前的產權調整—市地重劃區個案觀察。台灣土地研究，6（2），1-16。
- 林祖嘉（1992）。台灣地區房租與房價關係之研究。台灣銀行季刊，43（1），347-371。
- 林祖嘉、林素菁（1993）。台灣地區環境品質與公共設施對房價與房租影響之分析。住宅學報，1，21-45。
- 林祖嘉、馬毓駿（2007）。特徵方程式大量估價法在台灣不動產市場之應用。住宅學報，16（2），1-22。
- 林祖嘉、黃麗蓉（2014）。嫌惡性風水對商用不動產價格影響之研究。住宅學報，23（1），51-72。
- 林秋錦（2007）。風水因素對不動產價格影響之探討。土地問題研究季刊，6（1），45-52。
- 洪得洋、林祖嘉（1999）。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，8，47-67。
- 張怡文、江穎慧、張金鶴（2009）。分量迴歸在大量估價模型之應用－非典型住宅估價之改進。都市與計畫，36（3），281-304。
- 張金鶴、劉秀玲（1993）。房地產品質、價格與消費者物價指數之探討。政大學報，71，143-160。
- 黃士峰、廖育莘（2022）。基於廣義加成模型之房屋價格預測方法。中國統計學報，60，95-124。

黃怡潔、江穎慧、張金鶚（2017）。臺北市公共住宅對周圍住宅價格之影響。都市與計畫，44（3），227-302。

經濟日報（2023）。下一個信義計畫區！專家點名上新莊建設齊發最適雙北自住客移居。2023年3月29日，<https://money.udn.com/money/e404?adexclude>

賴碧瑩、藍謙（2017）。屏東縣市地重劃房地價變動軌跡之研究。政策與人力管理，8（1），25-53。

謝博明（2015）。住宅次市場界定及住宅價格空間分析：以新升格之臺南市為例。住宅學報，24（1），29-54。

Cannaday, R. E., & Sunderman, M. A. (1986). Estimation of depreciation for single-family appraisals. *Journal of the American Real Estate & Urban Economics Association*, 14(2), 255-273.

Clapp, J. M., & Giaccotto, C. (1998). Residential hedonic models: A rational expectations approach to age effect. *Journal of Urban Economics*, 44(3), 415-437.

Cohen, J. P., & Coughlin, C. C. (2008). Spatial hedonic models of airport noise, proximity, and housing price. *Journal of Regional Science*, 48(5), 859-878.

Dubin, R. A. (1988). Estimation of regression coefficients in the presence of spatially autocorrelated error terms. *The Review of Economics and Statistics*, 70(3), 466-473.

Fisher, J. D., Smith, B. C., Stern, J., & Webb, R. B. (2006). Analysis of economic depreciation for multi-family property. *Journal of Real Estate Research*, 27(4), 1-24.

Follain, J. R., & Jimenez, E. (1985). Estimating the demand for housing characteristics: A survey and critique. *Regional Science and Urban Economics*, 15, 77–107.

Geltner, D. M., Mille, N. G., Clayton, J. & Eichholtz, P. (2007). *Commercial Real Estate Analysis and Investments*, Mason: Thompson South-Western.

Goodman, A. C., & Thibodeau, T. G. (1998). Housing market segmentation. *Journal of Housing Economics*, 7(2), 121-143.

Goodman, A. C., & Thibodeau, T. G. (2003). Housing market segmentation and hedonic prediction accuracy. *Journal of Housing Economics*, 12(3), 181-201.

Hansen, J. (2009). Australian house prices: A comparison of hedonic and repeat-sales measures. *The Economic Record*, 85(269), 132-145.

Hoshino, T., & Kuriyama, K. (2010). Measuring the benefits of neighbourhood park amenities: Application and comparison of spatial hedonic approaches. *Environmental*

- and Resource Economics, 45(3), 429-444.
- Lancaster, K. J. (1966). A new approach to consumer theory. *Journal of Political Economy*, 24, 132-157.
- Liao W. C., & Wang, X. (2012). Hedonic house prices and spatial quantile regression. *Journal of Housing Economics*, 21, 16-27.
- Linneman, P. (1980). Some empirical results on the nature of the hedonic price function for the urban housing market. *Journal of Urban Economics*, 8, 47-68.
- Malpezzi, S. (2003). *Hedonic Pricing Models: A Selective and Applied Review*. In: O'Sullivan, T., Gibb, K. (Eds.), *Housing Economics and Public Policy*. Blackwell Science, Oxford.
- Megbolugbe, I. F. (1989). A hedonic index model: The housing market of Jos, Nigeria. *Urban Studies*, 26, 486-494.
- Mok, H. M. K., Chan, P. P. K., & Cho, Y. S. (1995). A hedonic price model for private properties in Hong Kong. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 10, 37-48.
- Rosen, S. (1974). Hedonic prices and implicit markets: Product differentiation in pure competition. *Journal of Political Economy*, 82(1), 34-55.
- Vera-Toscano, E., & Ateca-Amestoy, V. (2008). The relevance of social interactions on housing satisfaction. *Social Indicators Research*, 86(2), 257-274.