國 立 政 治 大 學 地 政 學 系
私 立 中 國 地 政 研 究 所

碩士論文

高科技產業園區建置對於周邊地區住宅價格之影響—以中科臺中園區為例

The Effects of High-tech Industrial Park on Surrounding Area Residential Price —A Case Study of Taichung Science Park

國立政治大學 National Chengchi University

研究生：方禎

指導教授：劉小蘭 博士

中 華 民 國 一 〇 九 年 六 月

DOI:10.6814/NCCU202000695

謝 誌

二十有四的這年，我完成了學業。求學的日子像貓步，輕輕柔柔地，一下子就過了。

回顧作為學生的這些年，好多好多屬於青春年少的記憶，在敲著鍵盤的當下，點亮心中時光往復的錯覺，我終於明白年少之於我，是那麼接近卻已不可追。

眾多回憶片段裡，臺灣時間 2016 年 4 月 14 日對我來說很特別，那天我提早交了土地法的期中考卷，與朋友們一起看了老大 Kobe Bryant 的退休之戰，老大在籃球生涯的最後一舞中拿下了目空一切的 60 分，這段記憶也成了我可以說上一輩子的事。臺灣時間 2020 年 1 月 27 日 Kobe Bryant 先生因直升機墜毀意外驟然辭世，留給世人深沉的追憶。在揮別年少的此時，或許唐突，但我想是時候好好感謝老大用他的生命，為這個世代完美演示「曼巴精神」。

行文至此，在記憶湧現的此刻，我還想鄭重地、認真地感謝我的母親。

我的母親為了她的二個男孩子，奉獻了她僅有的一切。人生的橫逆沒有少給母親考驗，而母親總是不著痕跡的維護著我們小小的家，獨自承擔生活的艱苦。面對她的二個孩子，一如既往地付出，歲月陳釀的苦楚蜜香，盡抹在她嘴角那痕溫柔的弧線之中，一笑泯之。

對於我的母親，我只能無盡的感謝，卻無以回報。謹以此篇代表我的求學生涯完結的論文，獻給我摯愛的母親。

方禎

2020 年 7 月 於臺北

DOI:10.6814/NCCU202000695

摘 要

產業政策於區域中之推行，其目的並非僅限於產業升級的框架，區域社會經濟之成長亦有可能隨之變化。其中高技術含量與高附加價值的科學園區建設，能夠有效形塑其區域「基礎性產業」與「促進型產業(propulsive industries)」之定位，透過正向傳遞的波及效果(spread effect)與負面影響的反吸效果(backwash effect)，引導區域發展全面振興或傾向單點極化。

而住宅價格亦屬區域經濟體系中之一環，勢必將因高科技產業園區建置所帶動之區域經濟成長而有所變化。本研究之主軸在於分析高科技產業園區對於周邊地區住宅價格之影響因素，選擇中部科學園區臺中園區及其周圍行政區之住宅樣本為例，以特徵價格法配合差異中之差異法(difference-in-differences, DID)，並建構空間迴歸模型，嘗試梳理影響住宅價格之顯著因素，以及中部科學園區臺中園區對於周圍住宅價格之「有效影響範圍」界定。

實證結果發現，高科技產業園區確實能夠藉由驅動人口遷入與薪資所得增長，進而提升周邊住宅價格。而關於中部科學園區臺中園區之營運狀態對於周邊住宅價格之增加效果，亦透過差異中之差異法變數獲得證明。最後，本研究依據局部多項式迴歸(local polynomial regression, LPR)之平滑化圖形，定義中部科學園區臺中園區之有效影響範圍位在距離園區 3000 公尺至 7400 公尺間，此區間之住宅價格亦由迴歸模型佐證，較其他區域為高。

關鍵字：特徵價格理論、差異中之差異法、空間迴歸模型、局部多項式迴歸、中部科學園區、區域發展、住宅價格

DOI:10.6814/NCCU202000695

Abstract

The implementation of industrial policies in the region will not only promote industrial upgrading, but the growth of the regional economy may also change accordingly. The construction of high-tech science parks can be regarded as "basic industries" and " propulsive industries" in the region. The science park leads the development or polarization of the region through a positive “spread effect” and a negative “backwash effect”.

The price of housing is also a part of the regional economic system and will inevitably change due to the growth of the regional economy driven by the construction of high-tech industrial parks. The main purpose of this study is to analyze the influencing factors of high-tech industrial parks on surrounding area residential prices, selected the Taichung Science Park and the surrounding housing transaction cases as a case study. The empirical analysis method used in this study uses hedonic price with additional difference-in-differences, and constructs a spatial regression model to try to sort out the significant factors that affect residential prices and the definition of Taichung Science Park's "effective impact range" for surrounding residential prices.

The empirical results found that high-tech industrial parks can increase surrounding residential prices by leading population migration and salary growth. The effect of Taichung Science Park's operating status on the increase in surrounding residential prices is also proven through the difference-in-differences variables. Finally, based on the smoothed graph of “local polynomial regression”, this study defined the effective influence range of Taichung Science Park between 3000 meters and 7400 meters from the park. Residential prices in this range are also supported by the regression model results, which are higher than those in other regions.

Keywords: hedonic price, difference-in-differences, spatial regression model, local polynomial regression, Taichung Science Park, regional development, residential price

DOI:10.6814/NCCU202000695

目　錄

第一章　緒論.....1

第一節　研究動機與目的.....1

第二節　研究範圍與限制.....4

第三節　研究方法與流程.....6

第二章　文獻回顧.....9

第一節　產業群聚與聚集經濟理論.....9

第二節　產業群聚對區域經濟發展的影響.....13

第三節　影響住宅價格之因素.....18

第四節　研究方法之文獻回顧.....24

第三章　中部科學園區臺中園區發展現況.....33

第一節　中部科學園區.....33

第二節　臺中園區之發展優勢.....39

第四章　研究設計與資料說明.....45

第一節　研究設計.....45

第二節　資料篩選與處理.....59

第三節　變數選取.....62

第五章　實證結果分析.....67

第一節　敘述統計.....67

第二節　模型結果與檢定.....69

第三節　高科技產業園區對於周邊住宅價格之影響.....72

第六章　結論與建議.....81

第一節　結論.....81

第二節　後續研究建議.....83

參考資料.....84

DOI:10.6814/NCCU202000695

附錄一 ……92

附錄二 ……94

國立政治大學
National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU202000695

圖　目　錄

圖 1-1 研究流程圖 8
圖 2-1 消費者決策均衡 27
圖 2-2 生產者決策均衡 28
圖 2-3 市場均衡決定之特徵價格 29
圖 3-1 中部科學園區臺中基地土地使用規劃圖 34
圖 3-2 中部科學園區歷年營業額成長走勢圖 37
圖 3-3 中部科學園區進出口額變化 38
圖 3-5 西屯區 2002-2008 年 15-64 歲人口數變化 40
圖 3-6 大雅區 2002-2008 年 15-64 歲人口數變化 40
圖 3-8 中部科學園區臺中園區歷年從業員工數與增加率走勢 41
圖 3-10 中部科學園區臺中園區交通概要 43
圖 3-11 臺中園區附近商圈相對位置圖 44
圖 4-1 實證分析架構圖 45
圖 4-3 空間計量模型擇定流程 51
圖 4-2 網格資料定義鄰接關係準則 52
圖 4-4 臺中園區與鄰近行政區住宅樣本分布 60
圖 5-1 臺中園區樣本之 LPR 圖形結果 75
圖 5-2 臺中園區鄰近區域之土地使用分區圖 77

DOI:10.6814/NCCU202000695

表　目　錄

表 2-1 產業群聚之競爭優勢 12

表 3-1 中部科學園區各期擴建簡示 35

表 3-2 中部科學園區截至 2018 年底累計入園登記廠商與全年產業營業額 36

表 3-4 西屯區、大雅區 2002-2008 年 15-64 歲人口數與增加數 40

表 3-5 中部科學園區臺中園區歷年從業員工數與增加數 41

表 4-1 差異中之差異值關係說明表 47

表 4-2 臺中市住宅建築樣式 60

表 4-3 變數選取總表 65

表 5-1 連續變數敘述統計表 67

表 5-2 虛擬變數敘述統計表 68

表 5-5 變異數膨脹因子總表 69

表 5-6 Moran's I 檢定結果 70

表 5-8 以改制前臺中縣市區分實驗組之 SEM 實證結果 74

表 5-9 以 LPR 圖形結果區分實驗組之 SEM 實證結果 78

國立政治大學
National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU202000695

第一章　緒論

第一節　研究動機與目的

一、研究動機

全球化趨勢連結世界各國人民的生活，其中科學技術的演進同時為全球化現象之導因，亦為結果。科學技術的提升與傳輸驅動了全球化現象的發展，相反而言，地球村概念下的各國合作亦進一步推動科學技術的研發與創新。於全球化影響的環境下，高技術、知識密集型等高附加價值之科技產業發展，隨著貿易自由化逐漸形成跨國競爭，本土各級產業所面臨的市場需求與競爭對手不再侷限於國內區域，因此若為增進國家經濟競爭力，各國政府勢必以更加宏觀之視野，積極成立科學園區或相關產業園區，致力發展科技產業。

臺灣設置科學園區之重要借鏡主要係美國的發展經驗。1950 年代初美國西岸「矽谷(Silicon Valley)」成形，其坐擁史丹佛大學強大之研發能力與優異的生活機能，吸引各地企業投資與人才投入科技研發，逐漸成就其無出其右之半導體產業重鎮地位。1960 年代美國東岸北卡羅來納州「三角研究園區(Research Triangle Park)」成形，連結北卡州立大學、北卡大學教堂分校、杜克大學，整合產官學界形塑經濟發展驅動力。1978 年孫運璿先生接任行政院長，確立生產、教育、研發的三合一導向政策，擬仿效上開國外科學園區設置之成功經驗，導入我國科技產業發展政策。[1]

1980 年代臺灣設立新竹科學園區，是為我國首座科學產業聚落，新竹科學園區的設立引導臺灣產業結構轉型與升級，帶來就業機會，並推升我國於全球經濟體系之地位。為平衡南北區域發展，1997 年臺灣設立南部科學園區，同樣收穫龐大社會經濟效益。有了新竹科學園區與南部科學園區的成功經驗，行政院國家科學委員會開始著眼於我國西部科技產業鏈接的思維，1999 年國科會擬

[1] 中科志電子書(中部科學工業園區管理局，2008)。

DOI:10.6814/NCCU202000695

具《設置科學園區總體環境分析之研究》，針對高科技產業長期發展需求，全面評估各縣市設置科學園區的潛在可能性(中部科學工業園區管理局，2008)。並於 2002 年確立「中部科學園區」之建置，2004 年起中部科學園區正式營運，自此以觀，新竹科學園區、中部科學園區、南部科學園區儼然成為臺灣西部發展科技產業之骨幹。

科學園區或相關產業園區的設立直接導致高科技與高附加價值之廠商群聚，此些類型之產業如同成長極(growth pole)理論提及之驅動區域成長的「促進型產業(propulsive industries)」，形成高發展潛力之產業聚落後能夠引進科學技術人才與企業投資進駐，於政策規劃與策略方面經常被視為引導區域全面提升之成長中心(李朝賢，1993)。Jordi, Raquel & Elisabet(2012)認為支持產業聚集優勢的理論觀點計有：勞動市場匯集(labor market pooling)、專業投入共享(input sharing)、知識外溢(knowledge spillovers)，其中勞動市場匯集說明產業聚集使就業人口集中，此等群聚效果增強了雇主與雇員之間的匹配，而後發展成為具有強大需求之就業市場，引入更多就業人口。就業人口進入區域時將依據其扶養比例，連帶依賴人口一同遷入，大量人口勢必伴隨相應之民生需求，此即進一步促進區域服務產業發展，帶動成長契機。因此，科學園區與產業園區的設置帶來聚集經濟，將大量人口導入當地，基於供需法則之推演，對於區域整體發展與周邊住宅價格勢必產生相當程度之影響。

就科學園區與產業園區對於周邊住宅價格之影響而言。不動產價格影響因素分為一般因素、區域因素與個別因素，其中區域因素係指影響近鄰地區[2]不動產價格水準之因素(游適銘，2014)。考量區域因素之內涵與配合科學園區建置而擬定之特定區計畫實施，科學園區或相關產業園區的設置可視為區域因素。因此中部科學園區臺中園區建構之產業聚落，可歸類為影響其周圍住宅價格之區域因素。

[2] 近鄰地區係指勘估標的或比較標的周圍，供相同或類似用途之不動產，形成同質性較高之地區(游適銘，2014)。

DOI:10.6814/NCCU202000695

過往研究高科技產業園區影響該區域不動產價格之國內文獻不在少數，然而大多研究之對象選擇多為新竹科學園區與南部科學園區，並多僅使用傳統之特徵價格模型作為實證模型。本研究擬以中部科學園區臺中園區作為研究標的，以特徵價格法配合差異中之差異法(difference-in-differences, DID)為研究方法基礎，探討影響周邊住宅價格之顯著因素，同時檢驗目標產業園區之初始營運階段與穩定營運階段，對於市中心或非都市住宅價格之真實影響，並嘗試以局部多項式迴歸(local polynomial regression, LPR)界定中部科學園區臺中園區對於周邊住宅價格之「有效影響範圍」。再者，考量區域住宅交易樣本可能存在之空間自我相關(spatial autocorrelation)問題，故將建構空間計量模型，以修正因空間相依性而產生之估計偏誤，以提升模型配適度與解釋能力。

二、研究目的

本研究將中部科學園區臺中園區視為一區域外來體，以分析其對於周邊住宅價格所生之影響，研究目的如下：

（一） 梳理中部科學園區臺中園區對於研究區域之住宅價格影響因素；探討中部科學園區臺中園區之初始營運階段與穩定營運階段對於本研究所界定之範圍內(分為市中心對比非都市區域；以及 LPR 有效影響範圍等二種範圍界定)的住宅價格有無影響。

（二） 界定中部科學園區臺中園區對於周邊住宅價格之「有效影響範圍」。

（三） 基於實證結果，自產業政策與住宅價格角度，提出政策性建議與相關研究可應用之面向。

DOI:10.6814/NCCU202000695

第二節　研究範圍與限制

一、空間範圍

本研究以中部科學園區臺中園區(簡稱臺中園區)坐落之西屯區與大雅區，以及周邊的北屯區、北區、沙鹿區、龍井區為研究之空間範圍[3]。輔以局部多項式迴歸劃分臺中園區對於研究區域之住宅交易樣本的有效影響範圍。

二、時間範圍

本研究擬以特徵價格模型配合差異中之差異法(DID)與空間計量模型，分析臺中園區影響範圍內之住宅價格影響因素，並進一步探究臺中園區之初始營運階段與穩定營運階段，對於周邊住宅價格之真實影響。

為切合臺中園區之營運事件始於民國 93 年第四季，本研究將整體時間範圍設定在民國 93 年第三季至民國 95 年第四季[4]，其中民國 93 年第三季至民國 94 年第三季之樣本為「初始營運階段(事件發生前)」；民國 94 年第四季至民國 95 年第四季之樣本為「穩定營運階段(事件發生後)」。

三、研究限制

（一）　樣本資料限制

本研究因研究方法與資料庫取用限制，擬採用《中華民國房地產交易價格簡訊》之交易資料。其資料建置方法係由各直轄市、縣（市）政府所轄地政事務所就買賣及公地標售案件派員向當事人、經紀人、仲介業、地政士、交易案例四鄰、公有土地管理機關調查土地及建物之買賣、標售資料，資料來源屬於詢問調查，可能影響資料之準確性，且考量到本研究之時間與空間範圍內，透天住宅為主要住宅類型，再者，《中華民國房地產交易價格簡訊》所載之公寓、

[3] 本研究考量臺中園區之南面尚有臺中工業區與臺中精密機械科技創新園區之既存，故於空間範圍界定上，避免選用南屯區、東區、西區、南區、中區、大肚區、烏日區等行政區，以規避上述二園區可能對於實證結果產生之干擾。

[4] 詳細之「DID 時間變數」的「事件發生前(初始營運階段)」與「事件發生後(穩定營運階段)」界定說明，參閱第四章第三節變數選取。

DOI:10.6814/NCCU202000695

華廈、住宅大樓、套房等類型的交易資料甚為稀少，故將採用透天住宅類型之交易資料作為研究樣本[5]。

（二） 研究方法限制

實證模型建置總有許多統計數學與經濟學層面之前提假設，此些假設於現實經濟社會中通常難以符合，例如完全競爭市場之假設即與真實住宅買賣市場相違，是故實證模型之假設條件亦為本研究無法避免之限制。

國立政治大學
National Chengchi University

[5] 詳細之選定透天住宅樣本理由，參閱第四章第二節資料篩選與處理。

DOI:10.6814/NCCU202000695

第三節　研究方法與流程

一、研究方法

為達成本研究前述提及之研究目的，梳理臺中園區有效影響範圍之住宅價格影響因素，以及臺中園區之初始營運階段至穩定營運階段對於周邊住宅價格之真實影響效果，並透過基於住宅價格變化視角的研究發現，提供產業導入區域之政策性建議。以下，本文將採用文獻回顧法與實證分析法踐行之。

（一）　文獻回顧法

高科技產業園區所形成之產業聚落本身即是產業群聚之其一範式，故本研究首先回顧產業群聚定義與聚集經濟理論，以及產業群聚對於區域經濟發展之影響，而後導向影響住宅價格之因素，以建構產業群聚對於周邊住宅價格提升之理論基礎，最後回顧本研究預計使用之實證與研究方法。

（二）　實證分析法

本研究首先蒐集《中華民國房地產交易價格簡訊》所記載之樣本資料，並進行相關檢定。接續觀察空間延遲係數、空間誤差係數之顯著結果配合 Moran’s I 檢定以判斷樣本是否存在空間自我相關問題，若結果顯示樣本存在空間相依性，則進一步透過拉式乘數檢定(Lagrange multiplier test statistics, LM test)，以擇定應使用空間延遲模型或空間誤差模型，再者，透過市中心與非都市區域的分別以及局部多項式迴歸(local polynomial regression, LPR)劃定臺中園區之有效影響範圍，藉以將樣本區分為影響範圍內之實驗組與影響範圍外之對照組，分析影響住宅價格之顯著因素，以及臺中園區之初始營運階段至穩定營運階段對於周邊住宅價格之真實影響效果。

二、研究流程

本研究架構分為六章(研究流程圖，見圖 1-1)，第一章為緒論，包含研究動機與目的、研究範圍與限制，以及研究方法與流程；第二章為文獻回顧，主要

DOI:10.6814/NCCU202000695

梳理產業群聚定義與聚集經濟理論、產業群聚對於區域經濟發展之影響，以及影響住宅價格之因素，以建構產業群聚對於區域住宅價格提升之理論基礎，最後則為本研究採用之實證方法理論回顧；第三章為臺中園區之發展現況，簡要陳述臺中園區之發展脈絡及現況，並說明臺中園區之就業人口、鄰近交通、鄰近商圈及產業群聚優勢；第四章為研究設計與資料說明，詳細說明本研究於實證分析階段將採用之模型架構、假說檢定與指標判別，以及樣本資料之篩選處理過程與變數選取；第五章為實證結果分析，展示變數之敘述統計與實證模型結果，並分析臺中園區對於周邊住宅價格之影響；第六章為結論與建議，總結並融合理論基礎與實證結果，最後提出對於後續相關研究之建議。

國立政治大學
National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU202000695

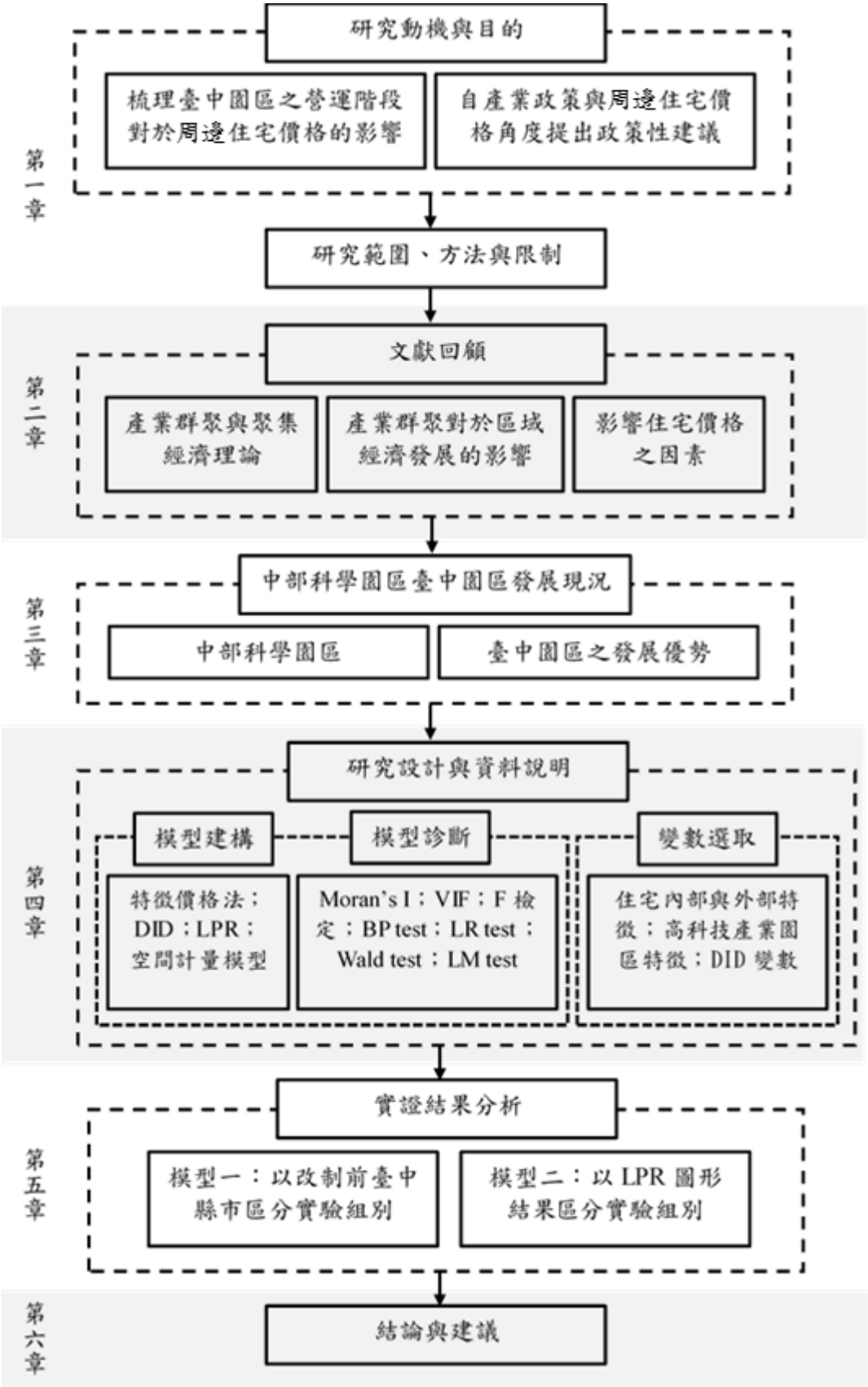

圖 1-1 研究流程圖

DOI:10.6814/NCCU202000695

第二章　文獻回顧

第一節　產業群聚與聚集經濟理論

1998 年 Porter 將產業群聚(cluster)定義為：「某特定產業領域具共通性、互補性且地理鄰近的廠商和相關機構的群體。」(吳濟華、李亭林、陳協勝、何柏正，2012)，全球化與通訊技術的進步，國際之間的時空距離縮小、阻隔降低，產業發展卻非如產學各界所料呈現空間區位無差異的均質現象，廠商於區位上的聚集仍是區域產業發展的重大優勢，為探討此產業群聚現象，許多學者與經濟學家嘗試解析廠商如何進行聚集，以及廠商為何傾向於地理空間的集中，並觀察產業群聚將如何影響區域發展的路徑。

科學園區等高科技產業園區本是產業群聚的具體表現模式，藉由特定產業於地理空間的密集鑲嵌所產生之正向聚集經濟外部效果[6]，促進廠商之間相互競爭、合作、成長，擴大市場規模，且降低投入成本費用，藉此提升研發強度、產品質量，獲取經濟效益的加值。美國西岸矽谷、北卡羅來納州三角研究園區，以及我國的新竹科學園區即是高科技知識型產業聚集的成功案例。

一、聚集經濟理論的分類

聚集經濟(agglomeration economies)的用詞定義起於 Weber(1929)的〈工業區位理論〉，說明廠商經由空間集中度的提高，能夠導引群聚產業的成本降低(Bergman & Feser, 1999)。

聚集經濟的最初思維，係由 Marshall 於 1920 年提出，雖其從未使用過聚集經濟一詞，但對於「地方化產業(localized industries)」[7]的概念進行剖析，包括

[6] 吳濟華等人(2012)認為外部效果在此係指任何活動不論生產消費或是交易活動，會對活動產生者造成一些利益的增加或減少，或成本增加或減少等影響，此等活動或行為直接影響他人的福祉，卻沒有承擔相應的義務或回饋之現象。

[7] Marshall(1920)對地方化產業的解釋為：產業選定其區位後將長期存在，而後應用相同技術的廠商傾向於接近彼此，產生交通運輸的便捷性，且生產與貿易等層面的資訊易於在該區位流通，某單一個體的創新思想附加其他鄰近單位的建議，能夠激發進步的契機，硬體設備、科學技術、商業策略的新創與改進，俾使群聚的廠商能夠及時獲得節省成本的優勢。(Marshall, 1920，轉引自 McDonald & McMillen, 2010)

DOI:10.6814/NCCU202000695

對個別廠商為外部但對地方產業屬於內部的因素，以及對地方產業為外部但對地方經濟屬於內部的因素(McDonald & McMillen, 2010)。1890 年 Marshall 研究工業區中存在的外部規模經濟，認為外部經濟(external economies)是影響廠商選定共同區位(co-location)的原因(Bergman & Feser, 1999)。

關於聚集經濟的分類，McDonald & McMillen (2010)提及，Ohlin 於 1933 年在其經典著作 *Interregional and International Trade* 中建立以下類型：

（一） 廠商內部的規模經濟(economies of scale)[8]：廠商的生產規模擴大後，伴隨生產、管理等成本下降所生的經濟效益。

（二） 地方化經濟(localization economies)：地方化經濟對於個別廠商具外部性(externality)，並起於地方產業的規模。廠商之間相互接近所生的外部性係導源於其所在地理空間內相同產業之廠商群聚(Jordi, Raquel & Elisabet, 2012)，亦即同類廠商聚集，透過共同運銷、共享技術與勞力市場，降低生產成本或提升生產效率(辛晚教，1984)。

（三） 都市化經濟(urbanization economies)：都市化經濟對於地方產業具外部性，並起於地方經濟的規模。透過與一般都市之優勢相關的外部性，不同產業相互供給所需，廠商所享有的利益係導源於其所在都市之經濟多元性(Jordi et al., 2012)，亦即各種產業活動規模擴大，將引入較充分的公共服務設施，愈漸完善的公共服務設施亦能吸引廠商進駐，如此之循環效果促使聚集現象愈形強大，都市功能亦隨之完備(辛晚教，1984)。

而後 Hoover(1937)承繼 Ohlin 的分類架構，界定聚集經濟的類別為地方化經濟與都市化經濟。

二、產業群聚的外部性與優勢

透過上述文獻梳理，可以見得，地方化經濟與都市化經濟是為聚集經濟之

[8] 規模經濟包含於聚集經濟的架構，其可能基於多種原因而產生，諸如固定成本分攤於較大的產出、專業化分工、透過大量收購原物料以降低成本等(McDonald & McMillen, 2010)。

DOI:10.6814/NCCU202000695

概念分支，兩者說明了廠商間因空間上的相互接近或大型都市之經濟多元性，所獲致的外部性，而此外部性具體來說如何歸納，O'Sullivan(2012)與 Jordi et al.(2012)皆整理並提及產業群聚增強廠商優勢效果的三種論點：

（一） 勞動市場匯集(labor market pooling)：人口稠密的地方勞動力市場能夠促進廠商之間的就業者流動，並增強雇主與就業者之間的匹配(Krugman, 1991; Hesley & Strange, 1990，轉引自 Jordi et al., 2012)，使廠商與就業者有能力吸收特定衝擊，故許多研究指出，雇用類似技能就業者的廠商傾向於集中在地理上的共同區位。

（二） 專業投入共享(input sharing)：廠商於地理空間上的集中有利於廠商間分享供應商的投入。有研究認為，若兩產業之廠商間有供需關係，則此些廠商傾向於共同區位的群聚，一般認為，位於共同區位的廠商能夠有效降低取得中間產品投入(intermediate inputs)與進行產出銷售的運輸成本。

（三） 知識外溢(knowledge spillovers)：地理空間上的相鄰性能夠促進廠商之間的知識傳播，區域間廠商、個人之間透過內隱知識[9]與外顯知識[10]相互交織互動，成就了知識的創新進而產生知識外溢效果。產業群聚伴隨眾多廠商之思維技術的多元性，有助於激發科學技術的演進與硬體設備的改良。

根據上述文獻整理並參酌閻永祺(2004)的觀點，本研究歸結三項產業群聚所生之競爭優勢，分別為成本優勢、創新優勢與擴張優勢。表 2-1 歸納如下：

[9] 內隱知識存在於個人，起於個人知識並與個別情境經驗有關，較為主觀獨特且難以具體化與共同化。舉例而言，個人信念、價值觀、想法、觀點、直覺等即是。(Badaracco, 1998; Nonaka & Takeuchi, 1995，轉引自吳濟華等人)

[10] 外顯知識存在於團體，能夠以明確的語言表達或藉由詞彙、文字的轉譯並簡化，易於與外部相互流通與擴散，整體而言較為具體客觀。(Badaracco, 1998; Nonaka & Takeuchi, 1995，轉引自吳濟華等人)

DOI:10.6814/NCCU202000695

表 2-1 產業群聚之競爭優勢

優勢項目	內容	相關理論
成本優勢	群聚廠商因地理空間相互接近所產生之外部性，有利於節省成本。諸如人力成本、原物料與中間產品成本等。	規模經濟 勞動市場匯集 專業化分工
創新優勢	群聚廠商透過彼此之間的外溢效果，進行創新思維的加值，對於知識技術的演進有關鍵性作用。	知識外溢
擴張優勢	具有供需關係之群聚廠商，因彼此間的上下游買賣關係緊密，故擴張能力優於單一廠商，對於地區經濟成長頗為重要。	專業投入共享

資料來源：本研究整理。

三、小結

上述以觀，產業群聚的三項外部經濟效益以及由更多角度為出發點的聚集經濟理論研究，皆是以 Marshall 的地方化產業概念為基礎推演而成，故可視 Marshall 開啟了一個架構性觀念，領航了後續學者從社會經濟、地理空間、產業管理、國家競爭力等角度切入，並各自以宏觀、微觀、靜態、動態等視角投入產業群聚現象與聚集經濟理論的研究。

誠如 Marshall 所言，一地方產業若具相當規模，則該產業所需之外部性資源相對來說較容易取得，且易於共享。質言之，相似產業領域或具有供給需求關係的廠商傾向於空間上的共同區位聚集，以獲得節約成本、創新思維與擴張能力等競爭力優勢，相較於單一廠商而言，能夠有效減少各項成本，以降低營運風險；而彼此間資訊技術的流通，對於科技研發方面亦有加值效果，省卻了閉門造車的繁冗過程；同時廠商之擴張需求亦有相應的能力與外部環境要素據以完成，進而成就整體區域的產業升級。是故，企業與廠商期望能夠將其據點設置於具備聚集經濟效益的區位，中央與地方政府亦樂見群聚廠商所創造的區域成長，本研究之研究對象，中部科學園區臺中園區即為產業群聚理論與現象之顯著代表事例。

DOI:10.6814/NCCU202000695

第二節　產業群聚對區域經濟發展的影響

近年來經濟全球化的趨勢，凸顯出區域發展傾向不再是相互孤立的過程，突破地理空間限制的跨國界產業競爭，引導各區域依照比較利益發展其合適的產業，加強產業鏈在特定區域中的合作與分工，並逐漸形成相關產業於共同區位集中的趨勢。Porter 於 1990 年認為國家之競爭力係由區域競爭力所構成，而區域之競爭力蘊含他人難以複製之優勢，且此優勢時常表現於優異的產業群聚上，故區域競爭往往便等同於群聚產業之競爭(吳濟華等人，2012)。依循此邏輯推論，吳濟華等人(2012)指出區域發展規劃之其一重要關鍵，即是如何發展鑲嵌於區域中的產業聚落，同時亦成為區域回應全球化經濟競爭之策略，因此在相當程度上可認為產業群聚已成為區域競爭優勢之基礎。

科學園區的設置能夠促使產業升級，兼具推動地區公平發展的功能並引導區域經濟發展，故時常被視為促進區域全面提升的成長中心(施鴻志、解鴻年、胡太山，1992；胡太山、解鴻年、王俊堯，2002)。關於區域經濟發展理論，空間經濟學者所提出之理論，大致可分為強調區域內部或區域之間爭取生產效率最佳、成本最小而利潤極大之最適資源分配的「均衡發展模式(equilibrium model)」，包括經濟基礎理論、新古典成長理論[11]；另一則認為因資源分布並非均質，故一人口聚居的地理空間往往藉由核心的重點區域作為成長中心，進而影響鄰近與邊陲地區發展的「非均衡發展模式(disequilibrium model)」，包括成長極理論、累積因果理論[12]、核心-邊陲理論[13](黃北豪、戴志言，2008；閻永

[11] 新古典成長理論認為區域的成長要素源自勞動、資本、技術進步等三者，在規模報酬固定的假設下，勞動將由低工資區域流向高工資區域，資本則由高工資區域流向低工資區域，最終縮小區域成長差異，使得區域發展愈趨均衡(蔡蕙安、陳一鳴、陳婷婷、王文亮，2003；黃北豪、戴志言，2008；行政院經濟建設委員會，2004)。

[12] Myrdal 認為繁榮地區市場主導產業活動的力量，係呈現遞增而非遞減。透過市場擴張的特性與產業群聚所產生的聚集經濟力量，成長中心所伴隨的反吸效果將大於波及效果，導致邊緣地區之技術性勞工與資源往成長中心集中，形成區域間繁榮者愈繁榮，落後者愈落後的惡性循環(李朝賢，1993；黃北豪、戴志言，2008)。

[13] 1959 年 Friedmann 以成長極理論為基礎，發展出一個說明中心地區與外圍地區主領關係的架構(李朝賢，1993)。透過核心-邊陲理論之空間演育模型可知，Friedmann 的主要論點係核心區域藉由都市與工業的交互擴張，對於周圍地區帶來催化或衝擊，促進鄰近地區的成長與轉型(黃北豪、戴志言，2008；薛益忠、戴安蕙，2007)。

DOI:10.6814/NCCU202000695

祺，2004)。本節中，將提取與本研究之理論基礎較有相關的「經濟基礎理論」與「成長極理論」進行回顧。

一、經濟基礎理論

1939 年經濟學者 Hoyt 於其著作 *Principles of Urban Real Estate* 提出經濟基礎理論的概念，其認為某區域或地方的產業活動依據該產業輸出之範圍，皆能夠區分為基礎性產業與非基礎性產業(服務性產業)二種(許慈美，2006；林建亨，2008)。所謂基礎性產業係指某產業於一地區之員工就業比例相較全國平均就業比例為大，表示該產業於此地區有相對集中的現象，除了能夠提供本地區所需之外，尚能供給其他地區消費的產業；非基礎性產業則指某產業於一地區的員工就業比例不及全國平均就業比例之產業(黃仁德、姜樹翰，1998)。

經濟基礎理論假設自由貿易的背景下，每一地區因生產要素分配的不同，而各自對於某些產業的生產具有比較利益，地區中之產業產出除供本地之需求外，亦能供給其他地區之消費，區域產業發展過程引入就業機會，就業人口依據其扶養比例一併帶來依賴人口，而此些人口遷入區域時，勢必提升該區域之各項民生需求，服務型就業機會亦將隨之提升，因此，最終總就業之增加即超過了出口產業最初產生的就業增加。如此一來，基礎性產業活動的擴張將產生經濟活動之乘數效果[14]，使區域經濟活動作倍數增加，進而帶動區域內相關產業部門成長，區域經濟發展就此提升(李朝賢，1993)，是故，地方區域成長之主要動力緊繫於基礎性產業的發展。

二、成長極理論(growth pole theory)

1955 年法國學者 Perroux 針對新古典區域發展理論有不同想法，提出成長

[14] 黃仁德、姜樹翰(1998)指出，由於基礎性產業於地區之就業比例高於全國平均之就業比例，因此，該產業除了能夠提供地區本身需求外，尚能夠供給其他地區的消費，換言之，基礎性產業將該地區以外的財富帶到了地區內，「乘數效果」於焉產生。O'Sullivan(2012)亦指出，地方型就業與出口型就業之間透過乘數效果相互關聯，若產業為角逐出口市場而擴大經營規模並增加雇員，此些就業人口收入之一部分將花費於地方市場，此時地方型產業為因應此需求之增長，亦將擴大生產規模，因此總就業之增加於此即超過了出口型產業最初引導的就業增加，此即所謂就業面的乘數效果。

DOI:10.6814/NCCU202000695

極(growth pole)觀念，其理論要點認為，經濟發展在空間上是不平均的，各地區因其資源、條件之優越程度不一，於區域發展層面互有優劣，發展相對較快速的地區則漸漸演變為成長極(薛益忠，2006)。李朝賢(1993)認為成長極理論指出經濟成長在空間上傾向於向少數核心區域聚集，且每一核心區域皆有其影響地區或腹地。黃北豪、戴志言(2008)亦說明，資本、勞動力、技術等成長所需要素，非以均勻的模式分布於地表各處，具備高發展潛力的廠商或產業分布點，會發展為一個成長與空間聚集的「極」，順著各式管道蔓延，進而對整體區域經濟產生影響。

關於成長極如何產生，Perroux 認為係關乎於該地區是否存在促進型產業(propulsive industries)，促進型產業能夠透過產業關聯，產生前向連結(forward linkage)與後向連結(backward linkage)[15]作用，以帶動相關產業成長。促進型產業具備以下特徵(李朝賢，1993；薛益忠，2006；黃北豪、戴志言，2008)：

（一） 必須是成長快速的產業，具有高產出成長率。

（二） 高市場佔有率，具備全國性或國際性市場更加。

（三） 與其他產業間之產業關聯需密切而廣泛。

（四） 高產品乘數效果，能夠吸引地區外的財富。

（五） 高產品需求所得彈性，以收獲較佳的利益。

（六） 高產業空間集中傾向，以產生產業群聚之外部性與優勢。

成長極透過對於外圍區域或腹地產生正向與負面效果，引導該地區形成成長中心，並藉由其成長潛力推動區域經濟成長(李朝賢，1993)。關於上述之正向效果與負面效果，不同學者各有不同之名詞定義。正向效果方面，Myrdal 稱之為波及效果(spread effect)，Hirschman 則稱其為潤下效果(trickling-down

[15] 前向連結與後向連結之循環關係：一區域聚集的廠商愈多，所產出之商品隨之大量且多樣，若廠商無法在區域間進行差別取價，將導致均衡製造品的價格指數於此區域較低(實質工資提高)，進而吸引勞動人口移入以獲得較佳的生活水準，此為前向連結；而人口的增加意味著商品需求的增加，因此帶動更多廠商進駐，此為後向連結。簡言之，後向連結係指廠商傾向群聚於較大規模的市場；前向連結則指市場會因廠商聚集而擴大(Krugman, 1991，轉引自邱士豪，2008；張玉婷，2009)。

DOI:10.6814/NCCU202000695

effect)，此正效果說明核心區域(成長中心)成長時，將增加就業機會，及對於外圍區域之產出、原料與中間產品等需求，藉此帶動區域發展；負面效果方面，Myrdal 稱之為反吸效果(backwash effect)，Hirschman 則稱其為極化效果(polarization effect)，此負效果說明核心區域的快速發展往往吸納許多資金與人才，導致外圍地區之資源更形缺乏，甚至發展機會遭到剝奪(李朝賢，1993；薛益忠，2006)。

實務上成長極理論導入區域政策研擬時，稱為成長極政策或成長中心政策，其政策之主軸認為區域經濟發展之起始非以區域平衡的觀點進行，必須藉由不平衡發展，將有限資源重點運用在具發展潛力的成長中心，以收資源最有效使用之效，並驅動區域經濟加速成長(李朝賢，1993)。是故，參酌支持成長極產生緣由、正負效果與區域政策上的應用，足見「極」的發展與區域產業群聚概念相當密切。近年來，高科技知識型與高附加價值的精密型產業承繼促進型產業的定位，相關園區被視為區域之成長中心，肩負催化產業升級，並創造地區公平發展的功能。

三、小結

科學園區的設置於區域政策考量下，時常被視為區域中的成長中心，此類高附加價值產業用以驅動區域經濟提升的力量，即是根基於產業群聚所蘊含的外部效益。

是故，本節進行產業群聚對於區域發展影響之文獻梳理，蓋可分為「均衡發展模式」與「非均衡發展模式」等學派，前者之理論強調透過市場機制、資源的自然移動以及基礎性產業的引導，區域間的發展將逐漸縮小差距，進而達到均衡；後者則認為因生產要素並非平均分布於空間中，各地區之間難免產生發展強度上的高低優劣，坐擁豐沛資源的區域較有機會發展成為「核心區域」、「成長中心」、「極」，區域之間即是透過此些點狀分布的重點地區催化並影響周圍地區，藉由正向或負面效果，促使鄰近或邊陲地區發展、沒落或轉型。

DOI:10.6814/NCCU202000695

其中產業於地方的影響，因產業群聚的外部效益而擴大，往往是區域發展舉足輕重的因素，準此，將代表知識技術密集並隱含高附加價值的科學園區建置，導入本節提及之各項理論中，有其適用。

國立政治大學
National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU202000695

第三節　影響住宅價格之因素

一、影響住宅價格之因素

不動產之性質特徵與普遍商品之間存在極大差異，故影響不動產價格之因素並不適用市場上具標準化且流通性高之商品的價格性質。依據影響範圍與層面的不同，不動產價格之影響因素可分為一般因素、區域因素與個別因素(游適銘，2014)。其中個別因素係基於該不動產本身條件特徵而影響價格之因素，是尺度最小者，如：宗地面積、寬度、深度、形狀，以及建物結構、臨街條件、高度比、建蔽率、容積率等。

一般因素係指總體面、全面性的事件或現象造成整體社會變遷，進而影響不動產價格，游適銘(2014)整理日本不動產研究所介紹之不動產評價基準，列舉一般因素包括自然、社會、經濟、政治等因素，諸如地質土壤狀態、氣候、人口與家庭構成狀態、資訊化進展、利率水準、物價與工資、儲蓄消費投資水準、住宅政策、不動產稅制、土地使用計畫等眾多總體性影響因子。

區域因素係就特定市場區域之不動產價值形成產生綜合影響，游適銘(2014)依上述評價基準整理，指出不同使用分區內具備顯著影響力之區域因素各有差異，舉例而言，住宅地區著重公共設施配置狀態、街道寬度、電信基礎設施布點、鄰避設施或危險設施之有無等；商業地區重視街道之回遊性、營業種別與競爭狀態、商業腹地之大小、潛在顧客之質與量等；工業地區則檢視幹道、港灣與鐵路等運輸設施之建設、關聯產業之關係位置、產品販售市場與原物料採購市場之權衡、勞動力供給之難易程度等。

細究上述三種影響因素，可見區域因素包含了當地土地使用管制(land use regulation)、產業種類與概況及其外部效果，而本研究之研究目標即為高科技屬性產業園區的設置對於近鄰地區住宅價格之影響，故以下主要針對產業政策、土地使用管制、交通設施、勞力供給與需求等方面，進行影響不動產價格之區域因素的文獻整理。

DOI:10.6814/NCCU202000695

（一） 高科技產業對於周邊房價的影響

都市或區域發展並非一朝一夕，往往需先經歷一段整頓期，積累產業實力與各部門的協作以儲備成長動能，無論是透過政策牽引或區域之自然、人文、空間區位等特徵引導，產業於區域中之發展往往伴隨先行或後起的土地使用管制、公共基礎設施興建、交通網絡串連、就業機會增加、薪資所得提升、人口遷入等地區性影響，其間之過程與結果可能對於該區域住宅市場產生相當程度的影響。Malpezzi(2002)即指出高科技產業之附屬特質為區域引入經濟成長的加值，且其從業者多擁有高收入與豐富學歷，對於區域寧適性(amenity)、設施配置、生活品質或氛圍高度重視，此些區域性質與需求將資本化(capitalization)[16]為房價，導致高科技產業所在地區之房價系統性地高於其他地區。Kang(2011)研究基於「漣漪效應(ripple effect)[17]」的空間擴散效果與高科技產業傳導機制對於住宅價格的共同影響，發現空間擴散效果的影響是短暫的，而高科技產業傳導機制的衝擊較為持久，並促進區域住宅價格收斂(convergence)。Nelson(2001)認為 1990 年代起的高科技經濟體驅使住宅價格提升，對於低收入承租者與住房需求者搜尋可負擔住宅(affordable housing)可能產生困難。是故，高科技廠商的群聚能夠藉由其引入之區域因素，牽引區域產生全面性成長，周邊住宅價格亦將隨之抬升。

（二） 土地使用管制對於周邊房價的影響

國際上，區域經濟發展隨著時間與空間尺度變遷，許多地區之房價上漲伴隨居住問題接踵而至，各國政府時常透過政策性手段嘗試調控區域住宅價格，土地使用管制即是一例。Jaeger (2006)說明土地使用管制透過稀缺效果(scarcity

[16] 林森田、丁秀吟(2017)說明資本化於機能方面為評估不動產未來收益的變化過程，任何有關於不動產未來收益之屬性的變動，將增加或減少不動產財產權利的價值。
[17] Meen(1999)以英國東南部房價週期性上漲，而後擴散至全國其他區域為研究對象，提出所謂「漣漪效應」，表示一地區之房價衝擊將影響其他區域之房價漲跌。

DOI:10.6814/NCCU202000695

effects)[18]與寧適效果(amenity effects)[19]對於房產價值產生正向影響。Jaeger, Plantinga & Grout (2012)接續上述看法，指出土地使用管制看似對於土地所有者施加了部分限制，但實際上，土地使用管制營造了區域的經濟性土地稀少性，並確保了特定房產周遭的寧適性，故整體以觀，土地使用管制對於土地所有者創造了潛在的產權增值機會。Malplezzi(1996)之實證結果亦認為，土地使用管制能夠直接影響或透過介入其他變數來間接影響人們對於住房的權屬選擇，亦即管制措施提高住宅價格使人們減少擁有住宅的需求；或提高租金使大眾傾向增加住宅自有率。

（三） 交通建設對於周邊房價的影響

關於交通基礎設施之外部性對於住宅價格的影響方面，Tsai(2018)研究影響臺灣主要大都市地區住宅價格相關性的因素，實證結果發現房價的收斂與區域經濟表現相關外，改善交通設施能夠縮短城市之間的時空距離，增進區域間的互動，進而促進區域住宅價格的收斂與均衡，同時，Tsai(2018)認為臺灣區域經濟失衡已經引發地區之間住房負擔能力差距懸殊的現象，政策制定上，政府或可嘗試改善交通設施以達到消弭區域住宅價格差異的效果。Mikelbank(2004)研究美國俄亥俄州中部交通建設與房價之關係，實證結果說明 10 英里範圍內，房價將隨與中心商業區距離增加而上升，於 10 英里範圍之後則呈現隨與中心商業區之距離增加，房價降低；6.7 英里範圍內，房價將隨與高速公路交流道之距離增加而降低，於此範圍之後效果則相反。這些現象可能歸因於寧適性與可及性(accessibility)在空間範圍之間的消長。再者，由於興建公共建設通常需要一定期程，就交通建設完工前之預告對於不動產市場定價將產生之預期效果如何，Yiu & Wong(2005)取用香港西區海底隧道、港鐵與主要道路附近之六大區域住宅交

[18] 稀缺效果說明土地使用管制致使一市場之土地供給相較於需求減少，不僅推升了房價，且會進一步引起潛在購買者將其需求轉移至其他土地市場，使該市場之房屋市場價格亦提升。

[19] 寧適效果說明政府課徵土地所有者財產稅，將稅收用於警察、消防、教育設施、交通設施等公共服務事業，以及透過土地使用管制採取正向行動或限制負面活動，例如，減少區域之噪音、擁擠、汙染，或增加開放空間並保育環境等措施。

DOI:10.6814/NCCU202000695

易資料，實證研究發現，新隧道完工之前對於鄰近住宅價格有正向的價格預期效果，此資本化效果甚至在尚未動工之宣告階段即已發生。然而，Mikelbank(2004)的研究則認為預告效果對於住宅價格的影響屬於顯著負相關，表示住宅市場上預期的長期價值並未反映於當前交易價格，反而凸顯了工程階段的不便與嘈雜。

（四） 就業人口遷入與薪資所得提升對於區域房價的影響

具競爭力之產業聚落進駐區域後，對於區域住宅價格最直接且重要的影響管道，即是透過勞動力需求與薪資所得提升。實際上，區域的就業人口變化與薪資所得往往相互影響。當一區域產生大量勞動力需求時，因就業人口與依賴人口的遷入將帶動住宅與土地價格上漲，居民生活成本隨之增加，就業者勢必要求其薪資獲得一定程度之提升，以支應上漲的生活開銷(O'Sullivan, 2012；Kemeny & Osman, 2018)。O'Sullivan(2012)並指出，若以經濟學思維來分析，即是基於「生活成本變化相對於勞動力變化之彈性」，牽引「薪資所得變化相對於勞動力變化之彈性」，進而推知「勞動力變化相對於薪資所得變化之彈性」，至此，若已知勞動人口數量變化，即可預測薪資所得之變化幅度。以本研究之研究標的為例，產業政策引導臺中園區於西屯區及大雅區交界設立，廠商進駐之後釋出大量勞動力需求，就業人口遷入後，基於供需法則之推演，對於附近行政區(西屯區、北屯區、北區、大雅區、沙鹿區、龍井區)之房地價格勢必產生抬升作用，於此，就業者將進一步要求提升薪資以平衡生活成本，而區域薪資的提升，又能夠促進居民對於購置住宅的意願與需求，是故，就業人口與薪資所得變化可謂產業影響區域住宅價格最為直接且顯著的原因。

關於區域勞動力需求變化對於住宅價格是否產生影響，Osei & Winters(2019)以 321 個美國都市為研究對象，以就業率與總工資支出的增長為主要變數進行實證，結果說明勞動力需求變化對於住宅價格有正向影響，且進一步發現在 2002 至 2007 年美國住房繁榮與經濟擴張時期，此影響更為劇烈。

DOI:10.6814/NCCU202000695

由於無論透過抵押融資或租賃來支出住房成本，均須定期支付一筆金流，此時人們以就業所獲得的固定薪資收入甚為重要，因此 Reed & Pettit(2004)認為分析一區域之住宅市場前，須優先考量該地區就業狀況，研究探討澳洲維多利亞省的 77 個地區之就業人口工作住所(residency of employment)與當地住宅價格之關係，結果說明高薪就業者依其住房負擔能力所選擇之居住地，其住宅價格相對昂貴。

就高科技產業園區所帶動之勞動力需求對於周邊住宅價格影響方面，Felsenstein(1994)研究以色列高科技廠商之勞動力市場，劃定供給區域勞動力的就業網絡，研究發現企業尋求勞動力時，可能促使勞動力市場在空間上為連續或不連續的擴張，並強調勞動力市場的空間擴張影響因素與規模經濟有關。回顧我國過往探討科學園區如何影響周邊房價之文獻而言，李文勤、謝祖光(2018)以內湖科學園區為研究標的，透過地理加權迴歸之分布圖顯示，接近內科之交易樣本有價格較高的趨勢，並同時指出科學園區透過本身優勢，引導前來就業之多數人口逐漸於區域連結扎根，因而影響其周邊住宅價格，推廣視之，此種高科技產業園區可謂最為直接且迅速帶動區域發展的政策作為。胡太山等人(2002)對於新竹科學園區周邊地區進行社會經濟發展之研究，亦指出新竹科學園區引進許多前來就業的技術人力及其衍生人口，而人口增加伴隨需求成長，引導周邊地區之住宅社區開發快速發展。

二、小結

梳理上述影響住宅價格之區域因素文獻後，本研究整理得知，各界學者透過不同角度證實高科技經濟體，以及其挾帶的土地使用管制、交通設備建設、就業人口遷徙、薪資所得提升等變數，往往對於區域住宅價格有正向顯著影響。部分學者並進一步對於高科技經濟體引導住宅價格上漲之現象提出政策性建議，Osei & Winters(2019)認為積極增加就業與提高工資的區域政策，可能會抬升區域住宅價格，影響人民遷移決策，進而改變區域人口結構組成。Reed &

DOI:10.6814/NCCU202000695

Pettit(2004)指出區域欲透過產業進駐為長期土地使用規劃之主軸時，政策研擬上應將附近就業者之住房需求與負擔能力納入考量。Kemeny & Osman(2018)陳述，高科技產業於地區的成功，將帶動區域生活成本上揚，若其程度超出非技術性從業者之負擔能力，將可能反過來引起一些緊張局勢。Quercia, Stegman & Davis(2002)亦指出高科技經濟發展將推升住宅價格，可能導致中低收入家戶產生住房方面的問題，因此，以高科技產業為成長主軸的區域，在政策上應實施住房計畫作為配套，以解決仍然在傳統產業工作的中等收入工作家庭的潛在住房問題。此些觀點即與我國引導高科技廠商設置，藉由產業進駐形塑區域「成長中心」之政策緣由與目的互有相關，值得借鏡。

國立政治大學
National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU202000695

第四節　研究方法之文獻回顧

一、特徵價格理論

鑒於過往研究商品品質之市場需求偏好大多以「消費者需求調查」為研究方法，對於此等問卷形式之研究，Waugh(1928)認為有以下爭議：

1. 多數使用消費者需求調查之研究無法基於量化的角度分析消費者偏好，其至多了解消費者對於某商品之某特徵屬性之好惡，而無法進一步得知此些品質因素對於為價格或百分比的影響力。
2. 問卷調查的過程中無形中可能引導受訪者作答某特定答案，進而造成偏誤。
3. 某產品的需求通常不僅被其品質(特徵)影響，其價格也是影響因素之一，因此若研究僅狹隘地著重在商品之物理特徵偏好時，可能產生偏誤。

是故，經由上述偏誤，Waugh 發現許多被官方評等為「第一名」的農產品，其市場需求並不是最高的，藉此啟發 Waugh(1928)首先運用特徵價格概念分別以蘆筍、番茄與溫室黃瓜之特徵[20]作為樣本，利用線性複迴歸分析此些各自呈現不同物理特徵之農產品於波士頓市集之售價差異。

而後歷經各家學者之研究基礎堆積，Lancaster(1966)認為傳統消費理論所言之效用(utility)難以分析消費者對於商品品質變化之行為反應，其所提出之新消費理論假設如下：

1. 消費者對於商品本身不會產生效用，而是基於商品之各項特徵屬性而產生效用。
2. 一種商品通常具有多項特徵，且許多商品將可能具有多個相似特徵。
3. 商品組合前後之特徵可能相異。

[20] 例如蘆筍之翠綠部分長度、莖桿之直徑大小、前端皺褶處之排列、底部呈鋸齒狀或平滑等特徵(Waugh, 1928)。

DOI:10.6814/NCCU202000695

因此 Lancaster(1966)認為應將單一財貨之品質視為多項特徵屬性之集合，新消費理論能夠估計財貨特徵屬性之隱含價格，對於藉由選擇商品特徵組合以滿足其效用之消費者而言，較為貼近現實之消費行為。

隨後，1974 年 Rosen 承繼多位學者之思維，提出特徵價格(hedonic price)理論，其基本假設如下：

1. 市場為完全競爭市場。
2. 財貨所隱含之特徵屬性能夠具體量化。
3. 消費者追求效用極大化；生產者追求利潤極大化。
4. 市場上存在具有不同特徵組合之差異性財貨。
5. 不考慮二手市場，以簡化分析。

近代以觀，因不動產具有異質性，故相異之不動產隱含各式多樣之特徵組合，利用特徵價格法估計其價格有其適用，國內外已有大量文獻應用此法為研究方法分析不動產價格(林祖嘉、馬毓駿，2007)。以下就特徵價格法之模型推導與應用於不動產價格分析之爭議論述。

（一） 模型推導

Rosen(1974)經由消費者決策(the consumption decision)與生產者決策(the production decision)引導出市場均衡(market equilibrium)，據以進行模型推導，說明如下：

1. 消費者決策

假設消費者僅購買一單位特定價值的 z 財貨，將效用函數(utility function)定義為$\mathrm{U}(x,\ z_1, \dots, z_n)$，其中$x$代表除了 z 以外的其他消費性財貨，又因需依據其價格為比較基準，故將x的價格設定為 1 以衡量所得 y，亦即預算限制式定義為 $\mathrm{y} = x + \mathrm{p(z)}$。消費者可選擇$x$與$(z_1, \dots,\ z_n)$以構成最適特徵組合，達到效用最大化：

$$\text{Max. } \mathrm{U}(x,\ z_1, \dots, z_n)$$

DOI:10.6814/NCCU202000695

$$\text{s.t.} \quad y = x + p(z)$$

U 為效用函數；x為除了 z 以外的其他消費性財貨；z_i為 z 財貨之各項特徵屬性$(i = 1, \dots, n)$；y 為所得；p(z)為 z 財貨之市場價格函數。

滿足效用最大化之一階條件如下：

$$\frac{\partial p}{\partial z_i} = p_i = \frac{Uz_i}{U_x}$$

即代表消費者對於第z_i個特徵屬性每單位願付之邊際價格，等於任一種特徵屬性每變動一單位之隱含價格(implicit price)，亦等於第z_i個特徵屬性之於x財貨之邊際替代率。

進一步依據效用函數$U(y - \theta, z_1, \dots, z_n) = u$定義消費者出價函數$\theta(z_1, \dots, z_n;\ u, y)$，表示消費者在給定的效用 u 與所得 y 下，願意支付予$(z_1, \dots, z_n)$的價格，簡化記作$\theta(z;\ u, y)$，並定義了消費者對於第z_i個特徵屬性與金錢所決定的無異曲線。此際，滿足效用最大化之一階條件轉變為：

$$\frac{\partial p}{\partial z_i} = \frac{Uz_i}{U_x} = \frac{\partial \theta}{\partial z_i}$$

表示消費者對於第z_i個特徵屬性每單位願付之邊際價格，等於第z_i個特徵屬性之於x財貨之邊際替代率，亦等於消費者對於第z_i個特徵屬性每單位之邊際出價。

圖 2-1 表示，消費者願意基於給定的效用與所得而對於 z 財貨之出價為$\theta(z;\ u, y)$，而 p(z)則係消費者必須支付之最低市場價格。令z^*與u^*為最適數量，故當$\theta(z^*;\ u^*, y) = p(z^*)$及$\theta_{zi}(z^*;\ u^*, y) = p_i(z^*), i = 1, \dots, n$時，消費者達到效用最大化，亦即，效用最大化出現在 p(z)與$\theta(z;\ u^*, y)$兩者相切之切點。又因各消費者之所得與效用組合不盡相同，故消費者面對相同特徵屬性，將有不同之出價，θ_1與θ_2即為二個不同之消費個體之出價函數(無異曲線)。

DOI:10.6814/NCCU202000695

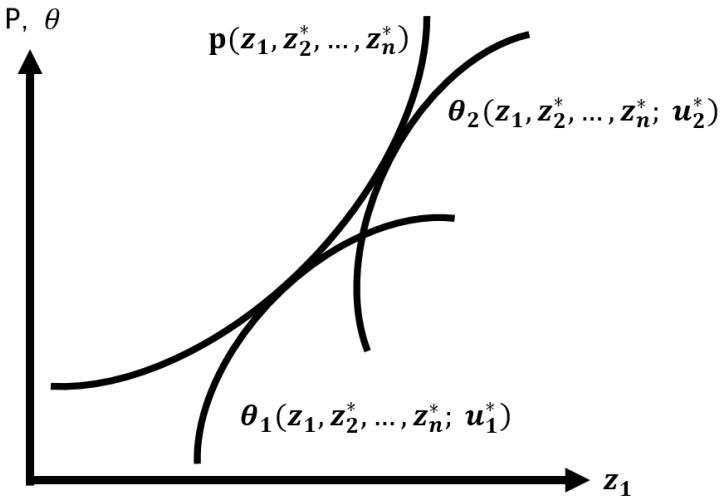

圖 2-1 消費者決策均衡

資料來源：Rosen, 1974

2. 生產者決策

假設生產者之生產活動並非聯合生產，各廠商相互獨立彼此間無成本外溢關係，總成本函數定義為C(M, z; β)，其中 M 代表產量，β 表示廠商基於成本最小化之生產要素價格等，因設計 z 財貨的單位收益由各特徵屬性的隱含價格函數所決定，故廠商透過選擇最適之產量 M 與特徵屬性(z_1, …, z_n)以達到利潤最大化：

$$\text{Max. } \pi = \text{Mp(z)} - C(M, z_i, \dots, z_n)$$

π 為利潤函數；M 為生產量；C 為總成本函數；z_i為 z 財貨之各項特徵屬性(i = 1, …, n)；p(z)為 z 財貨之市場價格函數。

滿足利潤最大化之一階條件如下：

$$\frac{\partial \text{p}}{\partial z_i} = \frac{\partial C}{\partial z_i}$$

即代表市場對於第z_i個特徵屬性每單位願付之邊際價格，等於第z_i個特徵屬性之邊際成本。

進一步依據利潤函數$\pi = \text{M}\phi - C(M, z_i, \dots, z_n)$與成本函數$C_M(M, z_i, \dots, z_n) = \phi$定義生產者要價函數為$\phi(z_1, \dots, z_n;\ \pi, \beta)$，表示生產者在生產要素成本 β 與利潤 π 下，願意接受的$(z_1, \dots, z_n)$屬性樣式報價，簡化記作$\phi(\text{z};\ \pi, \beta)$，並定義了

DOI:10.6814/NCCU202000695

生產者對於第z_i個特徵屬性與價格所決定的無異曲線。此際，滿足利潤最大化之條件式轉變為：

$$\text{Max. } \pi = \mathrm{M}\phi - C(M, z_i, \dots, z_n)$$

滿足利潤最大化之一階條件如下：

$$\frac{\partial \mathrm{p}}{\partial z_i} = \frac{\partial C}{\partial z_i} = \frac{\partial \phi}{\partial z_i}$$

即代表市場對於第z_i個特徵屬性每單位願付之邊際價格，等於第z_i個特徵屬性之邊際成本，亦等於廠商對於第z_i個特徵屬性每單位之邊際要價。

圖 2-2 表示，生產者考量生產要素成本與利潤之後，對於 z 財貨之各式特徵屬性樣式之要價為$\phi(\mathrm{z};\ \pi, \beta)$，而 p(z)則係特徵屬性於市場上可達之最高隱含價格。令z^*與π^*為最適數量，故當$p(z^*) = \phi(z^*;\ \pi^*, \beta)$及$p_i(z^*) = \phi_{zi}(z^*;\ \pi^*, \beta), \mathrm{i} = 1, \dots, \mathrm{n}$時，生產者達到利潤最大化，亦即，利潤最大化出現在 p(z)與$\phi(\mathrm{z};\ \pi^*, \beta)$兩者相切之切點。又因各生產者之生產要素成本不盡相同，故生產者面對相同特徵屬性，將有不同之要價，ϕ_1與ϕ_2即為二個不同之生產個體之要價函數(無異曲線)。

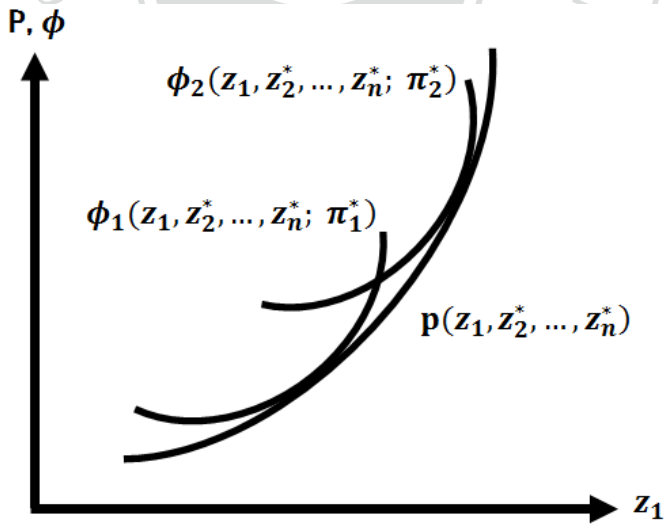

圖 2-2 生產者決策均衡

資料來源：Rosen, 1974

3. 市場均衡

DOI:10.6814/NCCU202000695

市場均衡發生時，買賣兩造各執一方之出價與要價相等，將上述提及之圖 2-1 與圖 2-2 交疊繪製為圖 2-3，可見出價函數與要價函數相切，共同決定了 z 財貨之市場價格，是故，其共同斜率由市場之隱含價格函數 p(z)所決定，此時 p(z)為包絡線(envelope curve)代表其與數個出價函數與要價函數至少皆有一點相切，而市場之隱含價格函數 p(z)即為 z 財貨之特徵價格函數。

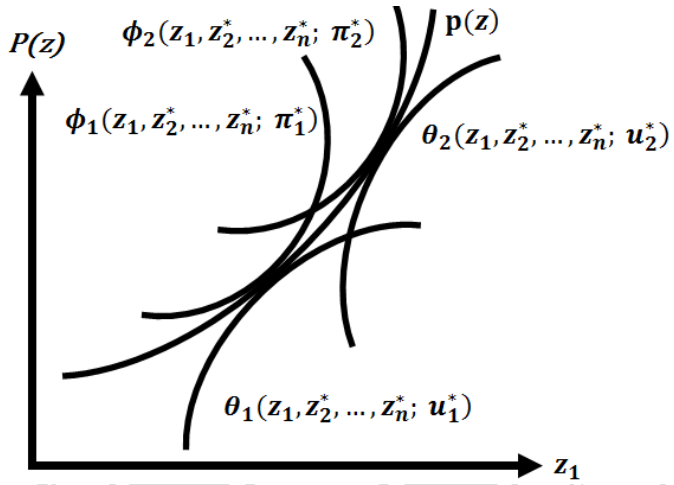

圖 2-3 市場均衡決定之特徵價格

資料來源：本研究參酌 Rosen(1974)繪製

（二） 特徵價格法運用於不動產價格分析之疑義

前已述及，因不動產具有多種特徵組合的特性，利用特徵價格法能夠有效衡量各項特徵之於不動產價格之邊際關係，然此法於應用層面仍有其限制，諸如解釋變數之選定與共線性(colinearity)問題、函數型式之配適度等。而就不動產之多種特徵中包含區域性特徵，此即有可能因空間相依性(spatial dependence)導致估計結果產生偏誤。

李春長、童作君(2010)陳述，過往探討影響住宅價格因素之研究多將解釋變數假定為互相獨立，並設定誤差項為獨立且同質分配(independent identical distribution, i.i.d.)，但是摻雜空間性質之區域特徵極有可能與其他特徵變數相互干擾，Anselin(1988)亦認為來自空間聚集單元(如縣市、區域)之樣本資料特性，可能導致違反迴歸分析方法之基本前置假設，進而因空間自我相關(spatial

DOI:10.6814/NCCU202000695

autocorrelation)與空間異質性(spatial heterogeneity)問題致使模型解釋能力下降並導向錯誤之研究結果。

而住宅交易價格之樣本資料特性即可能具有上述問題，誠如張金鶚、范垂爐(1993)指出，例如以位於我國人口稠密之臺北市住宅而言，房間數、衛浴設備等特徵可能僅是影響價格之次要因素，與空間因素有關之區位(location)所在反而成為重要影響因子。是故，研究我國影響區域住宅價格之因素者，實有必要將空間自我相關問題納入考量。

二、空間相依性(spatial dependence)

前已論及，傳統應用特徵價格模型研究不動產價格影響因素者，可能存在區域樣本價格受鄰近區域樣本價格之影響，亦即空間自我相關之既存致使模型之誤差項不符合獨立隨機的型態，將導向錯誤之估計結果。所謂空間自我相關主要係分析樣本資料於空間中非獨立之某種聚集或擴散之空間關聯(鄒克萬等，2013)，蘇祥慶(2017)參酌 Cliff & Ord 於 1973 年之說明，解釋因空間自我相關係以相鄰之空間單元之某現象表現是否近似，以作為有無自我相關之依據，故空間自我相關分析之目的在於檢驗空間鄰近單元之某屬性是否呈現空間上之聚集。而空間自我相關分析，根據研究目的與範圍限制，尺度選擇上區分為全域型(global spatial autocorrelation)與區域型(local spatial autocorrelation)，前者多使用 Moran’s I 來衡量，後者較常見 Getis-Ord’s Gi*(d)與 LISA (Local Indicators of Spatial Association)等方法。

隨著地理資訊系統(geographic information system, GIS)、空間計量分析方法領域之演進與應用，將空間概念導入各領域之學術研究愈漸普及，過往特徵價格模型難以處理的樣本空間自我相關問題，如今已有解答方案。Anselin & Rey(1991)說明空間相依性分為二種型式，其一為空間誤差相依(spatial error dependence)，亦即空間自我相關潛存於誤差項之中，誤差項為非球體干擾項(nonspherical disturbance)，不再是白噪音(white noise)，對於顯著程度解釋與模

DOI:10.6814/NCCU202000695

型配適度將產生偏誤；其二為空間延遲相依(spatial lag dependence)，因目標區域之變數由鄰近區域樣本共同決定，故應加入鄰近區域之影響效果(即空間延遲變數)。為解決上述二種型態之空間相依性，發展出空間誤差模型與空間延遲模型以取代傳統迴歸模型以修正偏誤。

三、 差異中之差異法(difference-in-differences, DID)

1985 年 Ashenfelter & Card 首先應用 DID 進行研究，分析職業訓練計畫是否能夠確實提升計畫參與者之所得(韓幸紋、連賢明，2008)。其後國內外研究廣泛運用 DID 於各領域之自然實驗、政策施行與事件宣告對於研究標的影響之評估(Wooldridge, 2013)，例如，Kavetsos(2012)探討 2012 年倫敦奧運對於住宅價格的影響，以倫敦奧運的宣布作為事件，區分實驗組與對照組進行其對於住宅價格影響之分析，結果顯示，距離奧林匹克主場館 3 英里範圍內的房價增加了 5%，而最遠距離 9 英里的房價則增加了 2%。Sunak & Madlener(2016)劃分空間範圍，以 DID 對於德國北萊茵-威斯特法倫州的 4 座風力發電場周邊住宅價格進行研究，研究結果顯示，因風力發電場建置而遭受視野遮蔽的住宅，其價格減損了約 9%至 14%。

為探討某外生事件介入所生之影響，將樣本資料區分為受事件影響之實驗組(treatment group)與未受事件影響之對照組(control group)，並進一步將全體樣本依事件發生前後，區分為事件發生前之實驗組(①)、事件發生後之實驗組(②)、事件發生前之對照組(③)、事件發生後之對照組(④)等四組(Wooldridge, 2013)。接續將實驗組之差異(② − ①)與對照組之差異(④ − ③)相減，即可獲得[(② − ①) − (④ − ③)]差異中之差異估計值(difference-in-differences estimator)，要言之，藉由「實驗組於事件前後之差異」與「對照組於事件前後之差異」兩者之差異(故其名為差異中之差異)，能夠排除時間因素等其他無法觀察到之遺漏干擾，以強調該事件發生之真實影響效果。

DOI:10.6814/NCCU202000695

國立政治大學
National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU202000695

第三章　中部科學園區臺中園區發展現況

1980 年代臺灣設立新竹科學園區，是為我國首座科學產業聚落，新竹科學園區的設立引導臺灣產業結構轉型與升級，帶來就業機會，並推升我國於全球經濟體系之地位。為平衡南北區域發展，1997 年臺灣設立南部科學園區，同樣收穫龐大社會經濟效益。有了新竹科學園區與南部科學園區的成功經驗，行政院國家科學委員會開始著眼於我國西部科技產業鏈接的思維，1999 年國科會擬具《設置科學園區總體環境分析之研究》，針對高科技產業長期發展需求，全面評估各縣市設置科學園區的潛在可能性(中部科學工業園區管理局，2008)。並於 2002 年確立「中部科學園區」之建置，2003 年起中部科學園區臺中園區陸續以開發與核准廠商同時併進的方式營運，自此以觀，新竹科學園區、中部科學園區、南部科學園區儼然成為臺灣西部發展科技產業之骨幹。

第一節　中部科學園區

一、中部科學園區發展脈絡

2001 年 5 月 7 日行政院通過「綠色矽島建設藍圖」，期望藉由建置核心產業園區輔以鄰近衛星園區，以建構高科技產業聚落，並指出應適時推動中部科學園區之設立，配合通訊與交通基本建設，形塑我國科技島的願景(中部科學工業園區管理局，2008)。

2001 年 9 月 24 日中科遴選委員會提案設置中部科學園區於雲林縣虎尾基地與原臺中縣市交界之臺中基地，獲行政院正式核定；2003 年 7 月 28 日第一家廠商友達光電動土建廠，此後即採「同步工程」作法，同時整合全區維生系統、公共設施與核准廠商之廠區興建，藉以縮短開發時程[21]，2004 年 10 月 27 日友達光電正式營運，創下建廠至對外營運僅費時一年又三個月之科學園區歷史紀錄。

[21] 中科簡訊創刊號(李界木，2004)

DOI:10.6814/NCCU202000695

圖 3-1 中部科學園區臺中基地土地使用規劃圖

資料來源：臺中市政府都市發展局，2014

DOI:10.6814/NCCU202000695

其後為配合產業未來整體發展需要，以及高科技產業之優質環境需求，積極促進中部地區產業升級，並形成中部高科技產業新聚落，中部科學園區近幾年來持續分期選址擴建。擴建狀況如表 3-1 所示。

表 3-1 中部科學園區各期擴建簡示

期別	開發區位	選址地區	園區面積	引進產業
一期	臺中園區	臺中市大雅區、西屯區交界處	466 公頃	光電、精密機械、半導體
二期	臺中園區	臺中市西屯區		
	虎尾園區	雲林縣虎尾鎮北側	97 公頃	光電、生物科技
三期	后里園區	臺中市后里區都市計畫區南、北兩側，包括后里基地及七星基地	255 公頃	光電、精密機械、半導體
四期	二林園區	彰化縣二林鎮台糖萬興農場及台糖大排沙農場	631 公頃	光電、精密機械、半導體、生物科技與綠色能源
五期	中興園區	南投縣西北隅，地處南投平原和東側南投丘陵交界	36 公頃	能源研究、光電、地區核心產業應用

資料來源：中部科學工業園區管理局，2019

二、中部科學園區發展現況

中部科學園區之開發構想除了進一步增進中部原有產業之優勢與特色外，亦期能連結新竹與南部科學園區，以形成我國西部科技產業廊道。關於中部科學園區產業引進之設定方面，以精密機械、奈米材料、生物技術、光電、積體電路、綠能等產業為主。為加速中部科學園區之開展，中部科學園區管理局採行「單一窗口」服務機制，舉凡與廠商相關之投資、勞資、工商、營建、建管、資訊、環保、工安及其他所有服務項目，均由該局處負責提供，並積極對於提出設廠申請之廠商進行審議，原有廠商之擴廠計畫自審查通過後即可進駐，而新設廠商之投資案亦將簡化核准流程，藉此鼓勵高科技產業發展[22]。

[22] 中部科學工業園區管理局，2019。

DOI:10.6814/NCCU202000695

截至 2018 年底，中部科學園區已入園營運之登記廠商計 143 家，其中以精密機械、光電、生物技術等業別占大宗，而 2018 全年之產業營業額統計，受惠於人工智慧、車用電子、高效能運算、伺服器、記憶體等需求增加，帶動半導體產業供應鏈營收成長，加以面板、航太等產業對於高階製程與自動化設備亦產生需求，相關工具機自動化設備產業於此即有相應之營收成長(科技部，2019)，園區營業額隨之躍升，故 2018 年中部科學園區之產業營業額，以積體電路業占比逾七成，其次為光電、精密機械業(表 3-2)。

表 3-2 中部科學園區截至 2018 年底累計入園登記廠商與全年產業營業額

產業別	累計廠商家數	2018 年營業額(億元)	產業營業額佔比(%)
積體電路	7	5,147.38	71.01
光電	30	1,709.86	23.59
電腦周邊	12	33.19	0.46
精密機械	44	292.17	4.03
生物技術	32	46.58	0.64
其他	18	19.63	0.27
合計	143	7,248.82	100

資料來源：科技部統計資料庫，2019

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU202000695

就中部科學園區之年度營業額走勢而言(圖 3-2)，整體呈現大幅度成長，期間三度出現下跌走勢，本研究參酌中部科學園區年報簡要說明如下。2008 至 2009 年期間受全球金融海嘯衝擊，營業額首度下跌，然而藉由政策方面的產業振興方案與園區各家廠商努力之下，隔年營業額成長率達 50%，顯見強勁復甦力道；2010 年至 2011 年期間主要遭受國際貨幣匯價波動、日本大地震、歐洲債信等諸多外在環境變動因素影響，導致半導體業成長衰退、電子產品銷售受阻、面板應用產業報價下跌，隔年半導體代工需求回穩後，順利逆轉頹勢；2014 年至 2015 年期間則係受到全球經濟復甦遲緩與新興市場需求走跌影響，進而削弱終端消費性電子產品之銷售成長動能，幸於隔年市場對於智慧型手持行動裝置需求續增，帶動我國晶圓代工、封測等半導體供應鏈成為中部科學園區營收反轉之驅動力。

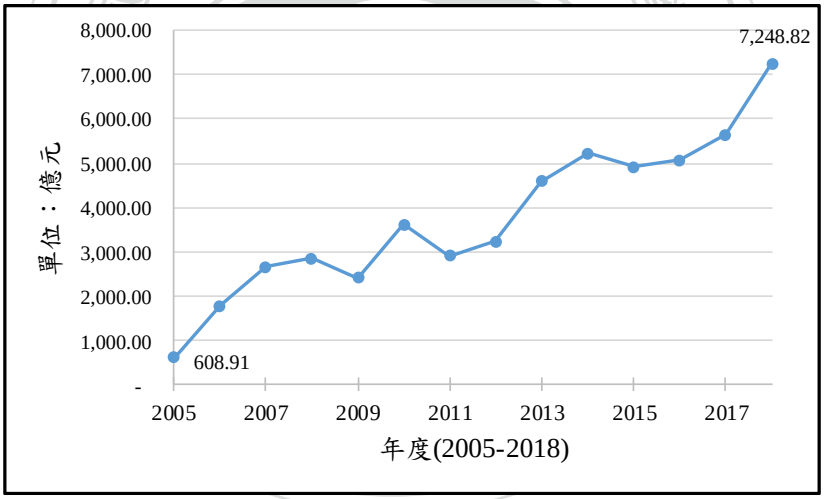

圖 3-2 中部科學園區歷年營業額成長走勢圖

資料來源：中部科學工業園區管理局，2019

中部科學園區之進出口業務量表現詳如圖 3-3 所示，可知進出口額雖非穩定成長，但各年度出口額皆大於進口額，即貿易順差額始終維持正值，足見中部科學園區產業之出口貿易表現能夠堅守一定水準，不致出現逆差局面。其中 2011 年之出口成長率呈現負值，對照圖 3-2 之園區營業額成長走勢於該期間亦呈現下跌以觀，其原因係受國際性外在環境因素影響所致。為因應國際局勢震

DOI:10.6814/NCCU202000695

盪之波及，中部科學園區管理局積極推動研發獎助措施，鼓勵廠商投入創新製程開發，並協助培育高等技術人才，藉此強化園區廠商競爭力，儲備成長力道於下一個經濟復甦階段乘勢走揚。

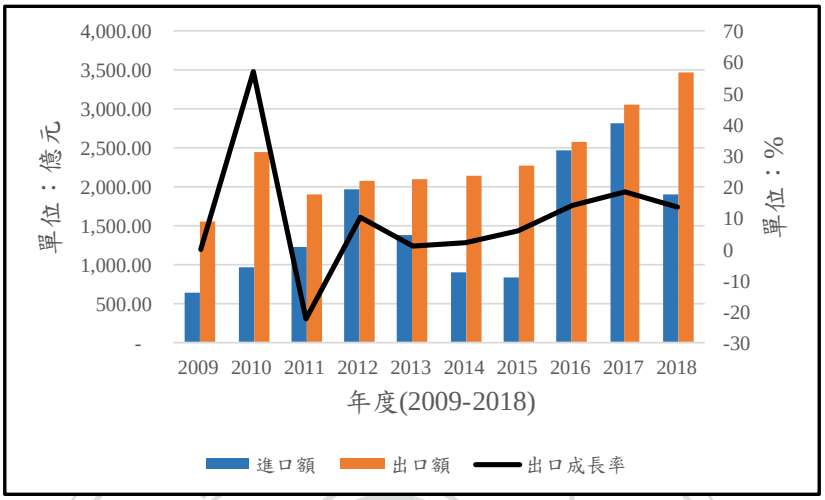

圖 3-3 中部科學園區進出口額變化

資料來源：科技部統計資料庫，2019

National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU202000695

第二節　臺中園區之發展優勢

中部科學園區臺中園區承襲臺中地區過往標誌性之機械產業，並接納現今科技化、自動化與知識密集之高階製程，政府單位於政策層面選定臺中園區之建置位址，勢必已廣泛評估了預期效果與區位優勢所在。以下就影響住宅選擇較為相關之因素，諸如就業人口變化、可及之交通設施、鄰近之商圈，以及臺中園區所支持的產業群聚，作為臺中園區發展優勢之簡要說明。

一、就業人口簡介

由新竹與南部科學園區之開發經驗可知，園區發展區位周邊地區人口將因就業人口遷入而顯著成長，胡太山等人(2002)即指出新竹科學園區的建立，引進許多前來就業的技術人力及其衍生之人口，而人口增加伴隨需求成長，引導周邊地區之住宅社區快速發展。馬維揚(1996)亦指出綜觀區域性人力資源投入、地理位置、社會經濟、就業機會與生活品質等方面，科學園區實質上具備吸引人口遷入的有利條件。本研究蒐集原臺中縣市統計要覽得知，中部科學園區臺中園區所座落之西屯區、大雅區之 15 至 64 歲勞力適齡人口歷年變化(表 3-4)，於臺中園區之興建期間有相當幅度之提升(圖 3-5、圖 3-6)，西屯區與大雅區之 15 至 64 歲人口增加數分別於 2005 年與 2006 年出現最高成長，對照臺中園區於 2005 年累計已核准 47 家廠商入園，就業人口與住宅市場對於臺中園區之發展信心提升。

DOI:10.6814/NCCU202000695

表 3-3 西屯區、大雅區 2002-2008 年 15-64 歲人口數與增加數

年度	西屯區 15-64 歲人口	15-64 歲人口增加數	大雅區 15-64 歲人口	15-64 歲人口增加數
2002	126,094	3,326	57,072	1,133
2003	129,659	3,565	58,365	1,293
2004	132,959	3,300	59,475	1,110
2005	136,928	**3,969**	60,588	1,113
2006	140,017	3,089	61,960	**1,372**
2007	142,989	2,972	63,190	1,230
2008	146,712	3,723	64,425	1,235

資料來源：臺中縣政府、臺中市政府

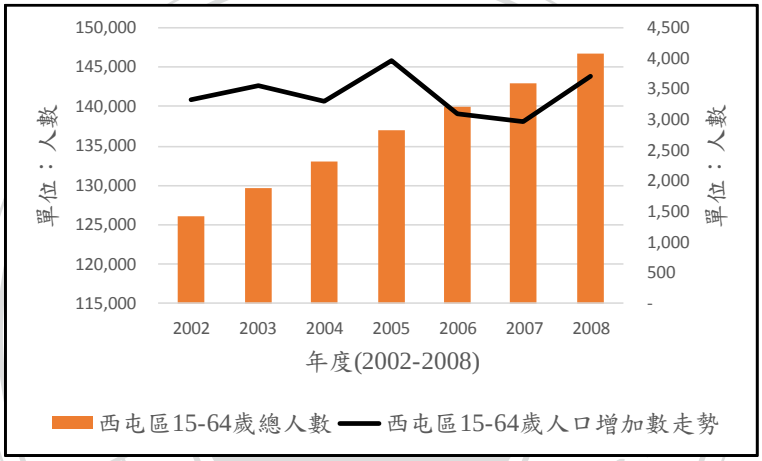

圖 3-4 西屯區 2002-2008 年 15-64 歲人口數變化

資料來源：臺中市政府

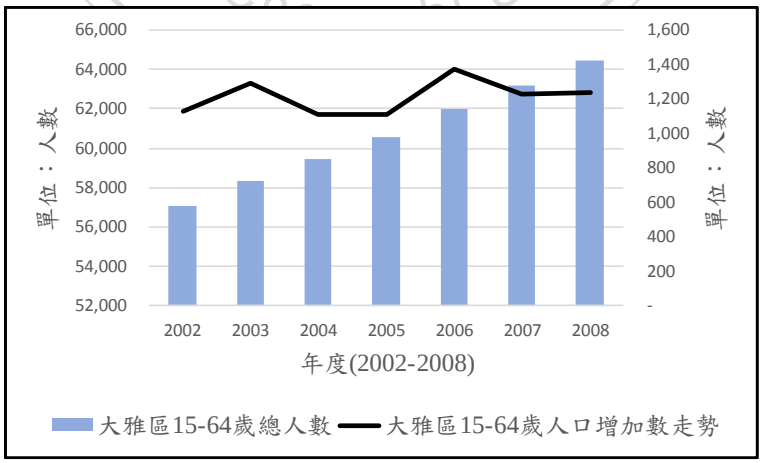

圖 3-5 大雅區 2002-2008 年 15-64 歲人口數變化

資料來源：臺中縣政府

就臺中園區之歷年從業員工統計而言(表 3-5 與圖 3-8)，可見創建初期 2004

DOI:10.6814/NCCU202000695

至 2006 年間總計大量吸引了一萬餘就業人口，顯示勞雇雙方皆看好臺中園區之發展前景，資方有設廠意願，勞方亦願意遷入本區域就業，對照上述表 3-4 所示臺中園區坐落之西屯區與大雅區 15 至 64 歲歷年人口增加數，分別於 2005 年與 2006 年出現顯著增加。其後各年臺中園區之從業員工數大致呈現穩定成長，惟 2008 至 2009 年出現從業員工數負成長之情形，係遭受全球金融海嘯衝擊所致，對照前述中部科學園區營業額(圖 3-2)於此時期同時呈現負成長以資佐證。

表 3-4 中部科學園區臺中園區歷年從業員工數與增加數

年度	從業員工數	增加數	增加率	年度	從業員工數	增加數	增加率
2004	1,724	-	-	2012	22,529	791	3.51%
2005	7,497	5,773	77.00%	2013	24,456	1,927	7.88%
2006	13,263 註	5,766	43.47%	2014	24,839	383	1.54%
2007	16,188	2,925	18.07%	2015	25,461	622	2.44%
2008	17,903	1,715	9.58%	2016	31,523	6,062	19.23%
2009	16,813	-1,090	-6.48%	2017	33,929	2,406	7.09%
2010	18,707	1,894	10.12%	2018	36,520	2,591	7.09%
2011	21,738	3,031	13.94%				

註：2006 年之從業員工統計資料因取得困難，故以中科全區總數之資料替代，亦即該數據尚包含了虎尾園區與后里園區之從業員工統計。

資料來源：中部科學工業管理局，2019

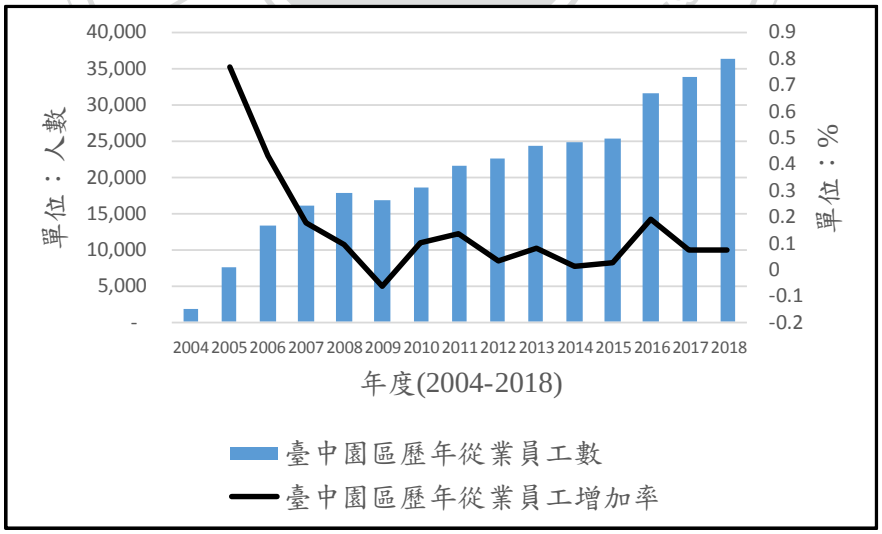

圖 3-6 中部科學園區臺中園區歷年從業員工數與增加率走勢

資料來源：中部科學工業管理局，2019

DOI:10.6814/NCCU202000695

再者，為培育科技專業人才投入園區就業，中部科學工業園區管理局透過舉辦產學訓協會、相關培訓課程、精進產學合作，甚至跨區域產業升級合作計畫與海外人才招納等方式，以提升從業人員教育程度與專業素養。

二、交通概況

臺中園區之聯外交通(圖 3-10)，南北向國道方面，園區東側為中山高速公路(國道一號)可利用臺中交流道或大雅交流道銜接臺灣大道四段(台 12 省道)與東大路或中清路(台 10 省道)與科雅路進入園區；西側為中部第二高速公路(國道三號)可利用沙鹿交流道或龍井交流道聯通中清路與科雅路或中港路(台 12 省道)與東大路進入園區。園區北側為中部國際機場可利用科雅路轉中清路連接之。軌道運輸部分，能夠藉由 125 縣道與台 74 線(東西向快速公路－快官霧峰線)通往高鐵臺中站與臺鐵臺中站。至於園區海運貿易需求可以透過臺中國際商港引導，以台 10 省道、136 縣道與國道三號銜接之。

上述簡介可知，臺中園區地處中部交通樞紐，能夠快速利用國道連接南北各地，無論高鐵、臺鐵之軌道疏運，或連結國際之海港、空港皆能透過國道、省道與縣道迅及串連，交通路網所建置之國內或國際之連動關係可謂相當完備。

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU202000695

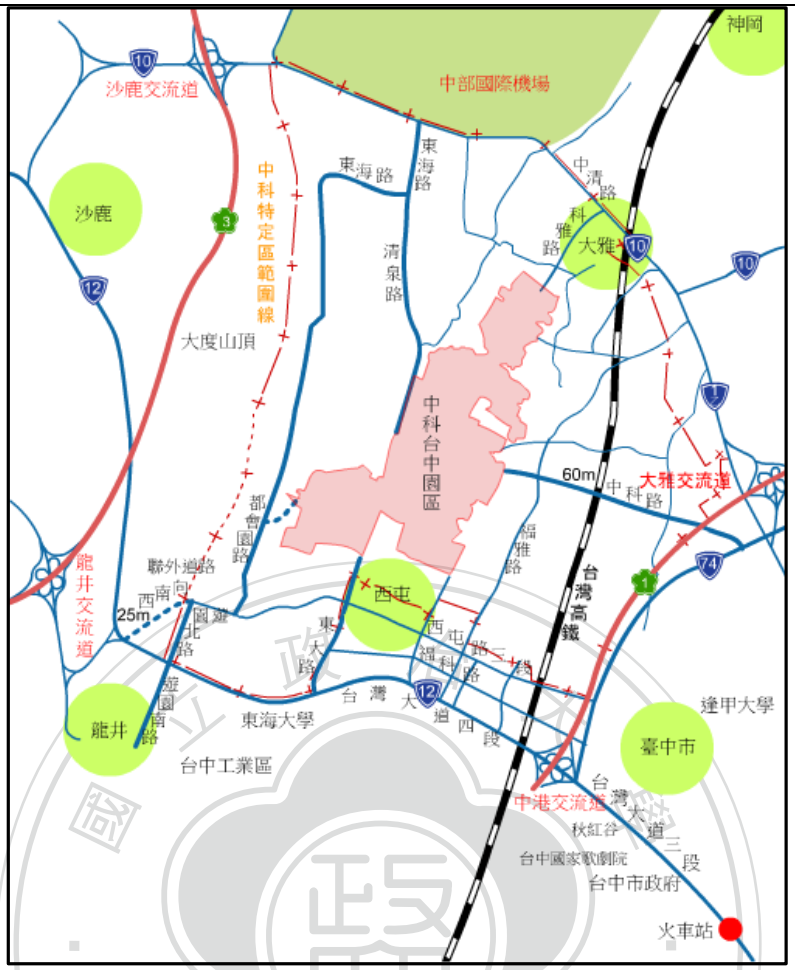

圖 3-7 中部科學園區臺中園區交通概要

資料來源：中部科學工業園區管理局，2019

三、鄰近商圈概要

Oh & Jeong(2002)將商圈(commercial facilities)歸類於生活便利型的公共設施範疇，並屬於影響住宅選擇的之環境特徵。繁榮的商圈服務能夠吸引就業人口遷入，而人口之社會增加亦能夠反過來促使零售業者之進駐，黃幹忠、葉光毅(2007)即指出大型零售業者所構成之商圈於投資選址決策時，應設址於人口密集區位。

鄰近臺中園區之商圈計有位於園區南面之中科商圈、臺中世貿商圈，以及東南面之逢甲商圈 (圖 3-11)。此些商圈之既存或發展能夠輔助中部科學園區臺中園區引進就業人口之時，提供較佳的住宅選擇區位，併同引導整體區域經濟藉由產業進駐而獲得提升。

DOI:10.6814/NCCU202000695

圖 3-8 臺中園區附近商圈相對位置圖

資料來源：本研究利用 Google Map 繪製

四、產業群聚優勢

臺中園區歷經各界共同拓建，至今已發展成為頗具規模之高科技產業聚落，導向多元技術開展，分為光電、精密機械、積體電路、生物科技等群聚聚落，截至 2018 年底，園區光電產業以友達光電、臺灣康寧、臺灣日東、弘榮光罩等企業領銜，共 24 家廠商進駐；精密機械產業生產項目擴及光電及積體電路所需之機械設備與工作母機，共引進 40 家廠商；臺中園區引進之積體電路產業廠商數量雖不致大量，共引進 7 家廠商，由臺灣積體電路、華邦電子、矽品精工、臺灣應用材料等企業領航，創造之營業額為園區之最，更雄踞中部科學園區全部園區全年營業額占比七成，另臺灣積體電路製造股份有限公司持續擴建 7 奈米製程廠房，預計將帶領園區積體電路業再創高峰；生物科技產業共引進 29 家廠商，致力於開發並生產疫苗製藥、醫療器材與檢驗試劑等項目，規模有成蔚為聚落(陳銘煌，2019)。

DOI:10.6814/NCCU202000695

第四章　研究設計與資料說明

第一節　研究設計

一、模型建構

本研究擬採用特徵價格模型配合差異中之差異法(DID)以建構實證模型，並依據 DID 組別變數中對於實驗組與對照組不同的定義，以產生二種模型建構，分別探討：

1. 臺中園區對於市中心與非都市區域住宅價格之影響差異，此處以該樣本係位於改制前臺中市或臺中縣劃分實驗組或對照組；
2. 臺中園區之有效影響範圍，此處以局部多項式迴歸(LPR)圖形為依據劃分實驗組或對照組。實證分析架構圖見圖 4-1。

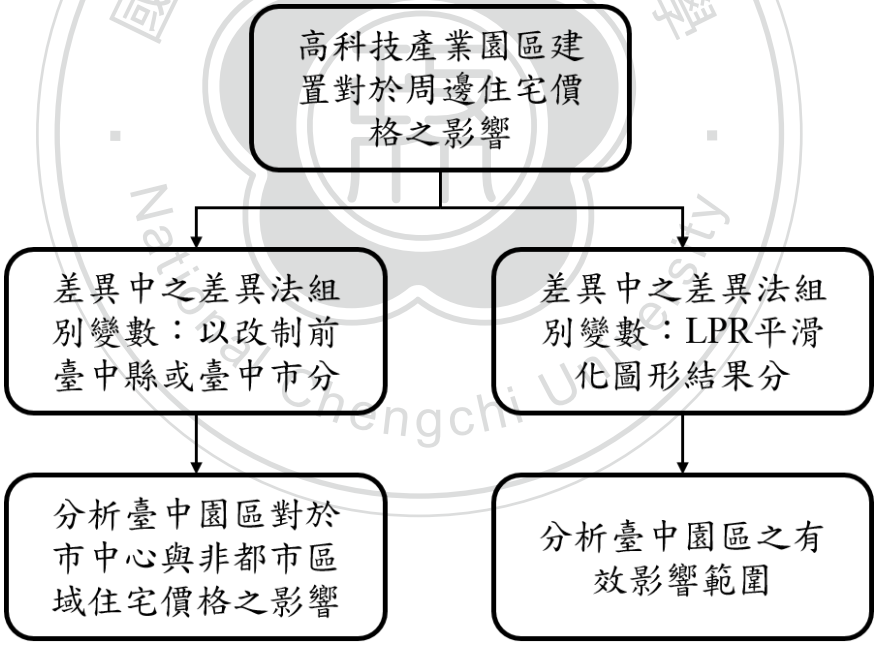

圖 4-1 實證分析架構圖

資料來源：本研究整理

（一）　特徵價格模型

進行特徵價格模型進行實證分析時，Rosen(1974)認為應多方嘗試各式型態之函數型式，以尋得配適度與解釋能力較佳之最適函數型態。種類計有直線型

DOI:10.6814/NCCU202000695

(linear)、雙對數型(log-log)、半對數型(log-lin)、逆半對數型(lin-log)。關於應採用何種型式之函數型態，Vanderford, Mimura & Sweaney(2005)指出，雖無決定性之理論基礎指導研究者於何種情況下應採用何種型式之函數，然而許多研究傾向選擇半對數型態進行實證分析，其進一步說明半對數模型之估計係數可解釋為成長率，於本研究即代表單位特徵屬性變動所造成之住宅價格變化百分比，並且能夠清楚解釋虛擬變數之估計係數。Follain & Malpezzi(1980)亦有相似說明，認為半對數模型之經濟意涵較容易理解，且能夠降低變異數不齊一(heteroscedasticity)問題。再者，特徵屬性變數與住宅價格之間非為線性關係，準此，本研究之特徵價格模型將以半對數型態建構，函數設定如下：

$$\ln(p) = Y = \alpha + \Sigma\beta x + \Sigma\gamma E + \varepsilon$$

上式中，$\ln(p) = Y$代表住宅交易總價取自然對數，為被解釋變數；α 為常數項；β 為連續變數之係數值；x為連續變數型式之特徵屬性；γ 為虛擬變數之係數值；E 為虛擬變數型式之特徵屬性；ε 為誤差項。

完成特徵價格函數之建構後，將此模型架構套用至下述之差異中之差異法(DID)模型，以加入 DID 之時間變數、組別變數與交乘項變數。

（二） 差異中之差異法模型

為探討臺中園區之初始營運階段至穩定營運階段，對於區域住宅價格是否產生顯著影響，將樣本資料區分為受事件影響之實驗組與未受事件影響之對照組(此處之組別劃分定義區分為二：依據該樣本係位於改制前臺中市區或非都市的臺中縣區域；以及上述 LPR 圖形所界定之距離作為有效影響範圍區分之)，接續考量臺中園區首家廠商於民國 93 年第四季起開始營運，本研究決定將民國 93 年第三季至民國 94 年第三季劃分為初始營運階段視為「事件發生前」；民國 94 年第四季至民國 95 年第四季劃分為穩定營運階段視為「事件發生後」。

根據上述說明將全體樣本依事件發生前後，區分為事件發生前之實驗組(①)、事件發生後之實驗組(②)、事件發生前之對照組(③)、事件發生後之對

DOI:10.6814/NCCU202000695

照組(④)等四組。接續將實驗組之差異(② − ①)與對照組之差異(④ − ③)相減，即可獲得[(② − ①) − (④ − ③)]差異中之差異估計值(difference-in-differences estimator)，由於此法假定實驗組與對照組之差異僅係基於事件發生前後，由該事件之發生所引起之影響，其餘潛在因素皆屬於共同存在之影響因素，透過『「實驗組於事件前後之差異」與「對照組於事件前後之差異」兩者之差異』，能夠排除其餘無法觀察到之遺漏干擾，以強調該事件發生之真實影響效果。函數設定如下：

$$\ln(\mathrm{p}) = \mathrm{Y} = \alpha + \beta_1 \mathrm{Treat} + \beta_2 Time + \beta_3 Treat \times Time + \Sigma\beta x + \varepsilon$$

其中，$\ln(\mathrm{p}) = \mathrm{Y}$代表住宅交易總價取自然對數，為被解釋變數；α 為常數項；β 為特徵屬性變數之係數值；x為特徵屬性變數；ε 為誤差項；Treat 表示該樣本係實驗組與否之虛擬變數，設定實驗組之 Treat=1，對照組之 Treat=0；Time 表示該樣本交易時點係於事件發生前或後之虛擬變數，設定事件發生後之 Time=1，事件發生前之 Time=0；$Treat \times Time$為 Treat 與 Time 之交乘項。

至於 β_1 與 β_2 分別為虛擬變數 Treat 與 Time 之估計係數；β_3 則為交乘項之估計係數，亦為差異中之差異估計值，為此模型針對欲探討之事件與樣本的最主要估計值，其關係如表 4-1 所示。

表 4-1 差異中之差異值關係說明表

	事件發生前	事件發生後	事件發生後-事件發生前
對照組	α	$\alpha+\beta_2$	β_2
實驗組	$\alpha+\beta_1$	$\alpha+\beta_1+\beta_2+\beta_3$	$\beta_2+\beta_3$
實驗組-對照組	β_1	$\beta_1+\beta_3$	β_3

資料來源：Wooldridge, 2013

（三） 局部多項式迴歸(local polynomial regression, LPR)

前揭研究方法之文獻回顧中提及，本研究所採用的差異中之差異法最早大多使用於自然實驗、社會科學等研究，而後房價研究者應用此法以分析某設施或建設於區域中之建置對於鄰近住宅價格所生影響時，首先必須解決的變數定

DOI:10.6814/NCCU202000695

義問題即是如何界定實驗組與對照組之樣本劃分。過往可見許多研究運用對於人類行為的解釋，以「步行距離」劃定其目標設施之影響範圍，並據以設定環域條件以界定實驗組，然而此些研究之目標大多是可及程度高且較為生活化的建設，例如交通運輸場站、學區、體育場館等。然而，本研究所關注的高科技產業園區並非上述類型的建設，故認為若採用步行距離以劃分實驗與對照組別欠缺理論基礎與科學支持。為準確建構臺中園區對於區域住宅價格之有效影響範圍，本研究嘗試採用「局部多項式迴歸」以界定差異中之差異法所必備的實驗組樣本劃分。

局部多項式迴歸是對局部均值平滑化的概括，其除了能夠擬合局部均值之外，還能夠擬合局部 p 階多項式(pth-order polynomial)(Gutierrez, Linhart & Pitblado, 2003)。局部多項式迴歸類歸於局部線性迴歸的範疇，其屬於非參數(無母數)估計(nonparametric estimation)，相較於計量經濟學主流使用的參數(母數)估計(parametric estimation)，非參數估計由於不需對模型的具體分布作任何設定，故較為穩健(陳強，2014)。以下簡要說明：

非參數估計主要用於根據一組具有 i 個觀測值$(X_i\ ,Y_i)$的樣本以擬合某定點的估計值，設定其模型為：$Y_i = m(X_i) + \varepsilon_i$，其中 m(・)為未知函數，在不對 m(・)的函數形式作任何假設的情況下，欲估計$\mathrm{m}(x_0) = E(Y|X = x_0)$，而在局部線性迴歸中，假定在$x_0$附近的某個鄰域裡之線性函數$\mathrm{m}(x) = a_0 + b_0(x - x_0)$，並使用加權最小平方法以估計此線性函數。承接上述局部線性迴歸中之 m(・)設定，局部多項式迴歸即是假定在x_0附近的某個鄰域裡之線性函數$\mathrm{m}(x)$為 p 階多項式，並最小化以下目標函數[23](陳強，2014；Gutierrez, Linhart & Pitblado, 2003)：

$$\min_{|a_0,b_0|} \sum_{i=1}^{n} K\left[\frac{x_i - x_0}{h}\right] [y_i - a_{0.0} - a_{0,1}(x_i - x_0) - \cdots - \frac{a_{0,p}}{p!}(x_i - x_0)^p]^2$$

[23] 推導過程詳見於陳強(2014)、Gutierrez, Linhart & Pitblado(2003)之介紹。

DOI:10.6814/NCCU202000695

其中，K 為核函數(kernel function)即權重函數，離x_0愈近則權重愈大；h 為平滑參數，又稱為帶寬(bandwidth)。

應用局部多項式迴歸(LPR)以進行房價相關研究者，首見於 Linden & Rockoff(2008)藉由 LPR 了解住宅價格與距離犯罪者所在地遠近所呈現的價格波動情形，發現個體家戶對於接近犯罪者有強烈趨避的現象，並顯著資本化至鄰近住宅市場(0.1 英里內)，導致房價下降，但此效果於 0.1 至 0.3 英里之間快速消散。Diao, Leonard & Sing(2017)啟發於上述研究，採用差異中之差異法模型研究新加坡新建的軌道轉運環狀線對於鄰近住宅價格的影響，其藉由 LPR 之圖形發現距離環狀線 600 公尺範圍內的「事件發生後」房價明顯高於「事件發生前」房價，並據以將 600 公尺內之樣本界定為實驗組。

（四） 空間計量模型

傳統特徵價格模型的建置係基於普通最小平方法(ordinary least squares, OLS)，其估計值具備「不偏性(unbiased)」、「有效性(efficiency)」、「一致性(consistency)」，為合於上述性質，迴歸式之誤差項分布必須滿足 i.i.d.(independent and identical distribution)的假設，亦即其誤差項需為變異數齊一(homoskedasticity)，且無自我相關(non-autocorrelation)。

依據前述文獻回顧，當樣本資料存有空間相依性時，其誤差項非為獨立且隨機分布，故將產生內生性(endogeneity)問題，此時 OLS 之估計不再具備不偏性與有效性，可能導向具有偏誤的迴歸結果。為解決此問題，空間計量方法改為使用最大概似法(maximum likelihood estimation, MLE)進行估計。MLE 設定概似函數(likelihood function)為機率密度函數(probability density function)之連乘積，假定其誤差項符合 i.i.d.之假設，以計算使概似函數最大化之估計參數，其估計值具備「一致性」、「漸近常態分配(asymptotic normality)」、「漸近有效(asymptotic efficiency)」等性質。所謂漸近的意涵，係指樣本需足夠大，其估計結果方能符合上述提及之漸近常態分配與漸近有效性質。

DOI:10.6814/NCCU202000695

1. 空間延遲模型(spatial lag model, SLM)

當 OLS 模型存在空間延遲相依問題時，因目標區域之變數由鄰近區域樣本共同決定，故應加入空間延遲變數作為解釋變數，以表示鄰近區域之影響效果。函數設定如下：

$$\ln(\mathrm{p}) = \mathrm{Y} = \rho WY + x\beta + \varepsilon \ ; \ \varepsilon \sim N(0, \delta^2)$$

其中，Y 代表住宅價格之向量；ρ 代表空間延遲係數；W 代表空間權重矩陣；x為傳統特徵屬性變數之矩陣；β 為傳統特徵屬性變數之迴歸係數向量；ε 為符合獨立且隨機分布之誤差向量。若迴歸結果顯示 ρ 具備足夠程度之顯著性，表示分區樣本與鄰近分區樣本確有存在空間相依現象，此時因加入空間延遲變數，得以控制此等鄰近分區所生之影響，以去除空間自我相關問題。

2. 空間誤差模型(spatial error model, SEM)

當 OLS 模型存在空間誤差相依問題時，空間自我相關潛存於誤差項之中，此際，因漏未觀察之遺漏干擾致誤差項並非獨立且隨機分布，故應加入空間誤差係數與空間權重矩陣，表示將遺漏之空間相依干擾納入誤差項中一併考慮。函數設定如下：

$$\ln(\mathrm{p}) = \mathrm{Y} = x\beta + \varepsilon$$

$$\varepsilon = \lambda W\varepsilon + u \ ; \ u \sim N(0, \delta^2)$$

其中，Y 代表住宅價格之向量；λ 代表空間誤差係數；W 代表空間權重矩陣；x為傳統特徵屬性變數之矩陣；β 為傳統特徵屬性變數之迴歸係數向量；ε 為誤差向量；u 為符合獨立且隨機分布之誤差向量。若迴歸結果顯示 λ 具備足夠程度之顯著性，表示於此模型中，可能有遺漏之干擾因子造成空間自我相關現象。

3. 模型擇定準則

空間相依性分為空間延遲相依與空間誤差相依，二者各自對應空間延遲模型與空間誤差模型，究應選擇何種型態之空間計量模型，Anselin(2005)說明拉

DOI:10.6814/NCCU202000695

氏乘數檢定(Lagrange multiplier test statistics, LM test)即是能夠用於空間計量模型選定的檢定法，其包括拉氏乘數空間延遲相依檢定(LM-lag)、穩健性拉氏乘數空間延遲相依檢定(robust LM-lag)、拉氏乘數空間誤差相依檢定(LM-error)、穩健性拉氏乘數空間誤差相依檢定(robust LM-error)等。Florax, Folmer & Rey(2003)之研究指出，關於空間計量模型之擇定策略，依循經典逐步前向(classical forward stepwise)之路徑即可。詳言之，如圖 4-3 所示，了解 Moran's I 值所示之樣本資料表現之空間聚集程度後，首先建立傳統非空間模型，假如空間延遲模型與空間誤差模型之迴歸分析結果顯示 OLS 模型具備顯著空間自我相關問題，則利用 LM-lag 與 LM-error 進行檢驗，若二者其一顯著，則採用顯著者(空間延遲或空間誤差模型)；若二者皆不顯著，則維持原有之 OLS 模型，毋須建立空間計量模型；若二者皆顯著，則進一步執行 Robust LM-lag 與 Robust LM-error，觀察何者較為顯著，據以擇定應建立空間延遲或空間誤差模型(Florax et al., 2003; Anselin, 2005)。

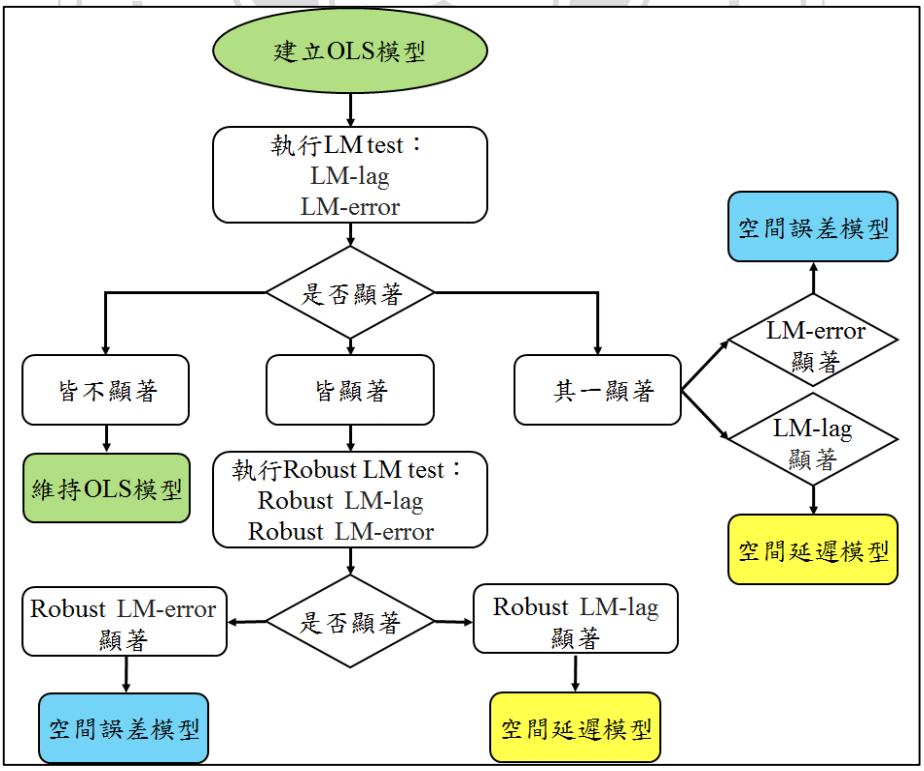

圖 4-2 空間計量模型擇定流程

資料來源：Anselin, 2005

DOI:10.6814/NCCU202000695

二、模型診斷

（一） Moran's I 檢定

前已說明，取用區域資料進行實證分析時，應檢視樣本資料是否隱含空間自我相關問題，若漏未踐行此檢定，而直接進行特徵價格模型分析，則極有可能造成迴歸模型結果產生偏誤，影響研究者之分析準確度，以本研究之研究樣本而言，因空間區位相互鄰近之住宅，擁有相仿的外部特徵屬性，其價格水準即有機會產生相似表現。以下就 Moran's I 檢定模型所包含之空間權重矩陣(spatial weight matrix)、屬性相似矩陣(attribute-similarity matrix)之建置，以及空間權重矩陣用以定義「鄰接」之概念形式進行介紹。

1. 空間權重矩陣

空間權重矩陣即為區位相鄰矩陣(locational proximity matrix)，依據空間相依關係之各式定義以表達空間元素之間係為相鄰或不相鄰。前述之空間相依關係按其性質可進一步區分為「鄰接(contiguity)性」與「距離性」。首先就鄰接性而言，在網格資料中，依據共邊(edge)、共頂點(vertex)或二者皆採用，可分為車式(rook criteria)、象式(bishop criteria)以及后式(queen criteria)準則(Anselin, 1988)，以界定相鄰者，各者定義如圖 4-2，可知車式準則係以目標單元之上、下、左、右；象式準則係以目標單元之左上、右上、左下、右下；后式準則係以目標單元之鄰近的八方網格定義為具有相鄰關係。

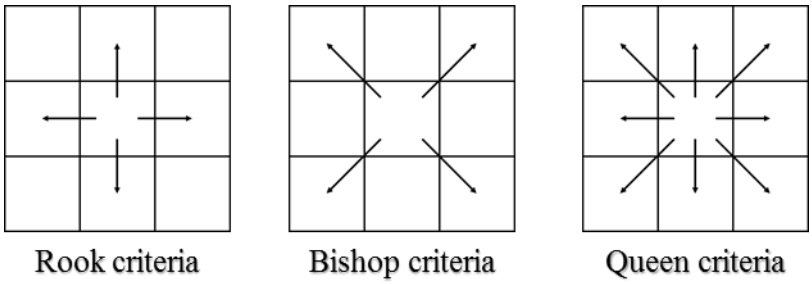

圖 4-3 網格資料定義鄰接關係準則

資料來源：本研究繪製

DOI:10.6814/NCCU202000695

就考量距離性以建置空間權重矩陣而言，可分為「非幾何距離」與「幾何距離」二種類型(陳安寧，2014)，非幾何距離之矩陣元素值與地圖上空間單元之實體特徵有關(Anselin, 1988)；而陳安寧(2014)指出幾何距離在有限距離定義下，係指設定距離閥值(threshold distance)以描述空間權重，若二空間單元間的幾何距離小於或等於該閥值時，定義為相鄰，反之則為不相鄰。換言之，考量距離性之空間權重矩陣係以距離關係建立權重值(distance-based spatial weights)。舉例言之，定義空間單元 i 與 j 之間的幾何距離為 d_{ij}，今設定空間單元間之最大關聯閥值為 d_{max}，若$d_{ij} \leq d_{max}$，則該矩陣元素值為 1，定義為相鄰；反之$d_{ij} > d_{max}$，則該矩陣元素值為 0，定義為不相鄰。

綜合上述，鄰接性之空間權重矩陣係著重於面資料(polygon shape)的網格形式，而本研究所使用之樣本資料類型屬於點資料(point shape)，故本研究於空間權重矩陣建置方面，將設定各種距離閥值，以樣本空間單元間之幾何距離作為定義空間權重矩陣之基礎。

2. 屬性相似矩陣

屬性相似矩陣係基於目標空間範圍內之各分區單元所提取之資料所構成的矩陣，而該屬性資料多為人口、產業等社會經濟資料(鄒克萬，2000)。就本研究所選取的樣本資料而言，選用住宅價格以建構屬性相似矩陣。其計算列式記於下述 Moran’s I 之方程式中。

3. Moran Index(Moran’s I)方程式與意義

關於空間自我相關之衡量方式，就尺度區別，分為全域型與區域型二類，本研究擬以前者之計算方式進行檢測，而就意義說明，全域型空間自我相關之主要功能，係在於判定空間單元內之地理現象，於空間分布上是否表現聚集趨勢(蘇祥慶，2017)，本研究並選用現今學術研究普遍使用的 Moran’s I 值作為判斷樣本資料有無空間自我相關問題之指標，其方程式如下：

$$\mathrm{I} = \frac{n}{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} W_{ij}} \times \frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} W_{ij}(x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2}$$

DOI:10.6814/NCCU202000695

其中，n 代表樣本數量；W_{ij}代表空間權重矩陣，用以表示 i 分區與 j 分區是否鄰近，若二分區相鄰，則$W_{ij}=1$，若不相鄰，則$W_{ij}=0$；x_i與x_j代表 i 分區與 j 分區之住宅價格；$\bar{x}$代表目標空間範圍內所有分區之住宅價格平均值；$(x_i-\bar{x})(x_j-\bar{x})$即為屬性相似矩陣。依據上式計算而得之 Moran's I 值將介於-1 至 1 之間，其大於 0 表示正相關，小於 0 則表示負相關；該值愈接近 1 表示範圍內之住宅價格表現愈趨聚集，亦即「高於平均值的數值與高於平均值的數值」或「低於平均值的數值與低於平均值的數值」於空間上彼此聚集；而該值愈接近-1 則代表空間相關傾向於被不相似之數值的鄰近分區所包圍，呈現高低間隔分布的狀態；但若該值趨近於 0 則表示範圍內之住宅價格表現呈隨機分布，無特別之集中或分散趨勢，空間相依性低(蘇祥慶，2017；陳菁瑤、洪志明，2009)。再者，為判別空間自我相關表現是否具備統計學之顯著性，房價研究者通常建立「住宅樣本價格之空間型態為隨機分布」之虛無假設，並進行 Moran's I 值之標準化 Z-score 檢定，公式如下：

$$\mathrm{Z(I)}=\frac{[I-E(I)]}{\sqrt{Var(I)}}\quad;\mathrm{E(I)}=\frac{-1}{(n-1)}$$

其中，E(I)與$\sqrt{Var(I)}$代表 Moran's I 值之期望值與標準差，若得出之 Z(I)≥1.96，表示研究範圍內之住宅價格的空間分布在 5%的顯著水準下呈正向之空間自我相關；若 Z(I)≤-1.96 則為負向之空間自我相關；若$-1.96<\mathrm{Z(I)}<1.96$則代表無法推翻虛無假設，研究範圍內之住宅價格的空間自我相關現象較不明顯(蘇祥慶，2017)。

（二） 假說檢定

1. 多元共線性診斷

溫福星(2013)說明，當模型出現嚴重的多元共線性時，將導致整體迴歸模式之 F 檢定呈現顯著，但個別解釋變數之顯著性卻導向非為顯著的結果，並有可能造成解釋變數之迴歸係數的正負號改變。

DOI:10.6814/NCCU202000695

變異數膨脹因子(variance inflation faction, VIF)是常見於判別模型是否出現嚴重多元共線性的指標。其原理是當一解釋變數x_1與其他解釋變數間存在高度線性關係時，x_1被其他解釋變數複製的機會相對愈高，其本身獨特的部分也就愈少，導致x_1對於被解釋變數 Y 的迴歸係數估計值的估計變異數將因此膨脹(溫福星，2013)。一般而言，以 VIF 是否超過 10 作為檢測模型是否存在嚴重的多元共線性的依據。

2. F 檢定

陳強(2014)說明 F 統計量用於檢測整體的迴歸方程式是否顯著，其虛無假設H_0: $\beta_2 = \cdots = \beta_k = 0$ (β_1為常數項)，即各解釋變數均無法解釋被解釋變數(應變數)，迴歸方程式不具顯著性。

3. 異質性檢定(Breusch-Pagan test, B-P test)

空間異質性(spatial heterogeneity)一般而言有二個面向，其一是改變函數形式或改變參數，另一種觀點是變異數不齊一(heteroskedasticity)，其係基於遺漏變數或其他形式的設定錯誤而導致誤差項產生不一致的變異數，進而誤導模型的預測能力(Anselin, 1988)。於探討社會經濟相關議題中，經常能夠發現空間單元間的樣本資料表現互有差異，此現象可能是導源於空間區域發展、歷史文化脈絡、區域經濟變遷等社會科學所囊括的緣由。是故，Anselin(1988)指出，許多情況下，空間計量模型中特定形式的異質性設定能夠追溯自區域科學理論，其中，透過徵引關於區域結構與都市架構的理論，能夠洞悉一些可能導致模型產生異質性的樣本資料特徵。

B-P test 的基本原理是假定誤差項的變異數$\sigma_i^2 = \alpha_1 + \alpha_2 Z_{2i} + \cdots + \alpha_m Z_{mi}$，若$\alpha_2 = \alpha_3 = \cdots = \alpha_m = 0$，則$\sigma_i^2 = \alpha_1$($\alpha_1$為一常數)，故其虛無假設$H_0$: $\alpha_2 = \alpha_3 = \cdots = \alpha_m = 0$，代表模型無異質性存在(Gujarati, 2004)。

DOI:10.6814/NCCU202000695

4. 漸近性檢定(asymptotic testing principles)

Anselin(1988)指出空間計量模型廣泛地使用最大概似法以建置，關於此法的漸近性檢定原理係基於概似比檢定(likelihood ratio test, LR test)、渥得檢定(Wald test)與拉氏乘數檢定(LM test)，前二者受到較多空間計量領域的關注，而 LM test 即使有研究提及，但仍較少執行。此三檢定主要是將非空間模型與空間計量模型進行比較的三個經典檢驗設定(Anselin, 2005)。又，此三經典檢定應是漸近相等的，但在有限樣本中應遵循 W>LR>LM 的順序(Anselin, 2005)。

(1) 概似比檢定(LR test)

LR test 漸近符合於自由度為限制數之卡方分布，用於檢定非受限設定模型的 log-likelihood(概似函數取對數)與受限制設定模型的 log-likelihood 之間的差異。為了進行旨在了解模型參數顯著性的概似比檢定，需要二種估計，一種包括所討論之係數；另一種則不包括該係數，即將其約束值設定為 0(Anselin, 1988)。於此，設定非受限模型之估計值為$\hat{\theta}$；受限制模型之估計值為$\tilde{\theta}$，LR test 之定義式為：

$$\mathrm{LR} = 2\left[\log\mathrm{L}\left(\hat{\theta}\right) - \log\left(\tilde{\theta}\right)\right] \sim \chi^2(\mathrm{r})\text{；r 為限制數}$$

當 LR test 用於空間計量範疇時，其虛無假設H_0即為$\rho = 0$(空間延遲係數=0)或$\lambda = 0$(空間誤差係數=0)，當拒絕虛無假設時，即代表空間延遲或誤差模型存在空間相依性，與傳統線性迴歸模型(OLS；特徵價格模型)存在顯著差異。且由於非受限之估計值始終大於受限制之估計值，故 LR 值始終為正。

(2) 渥得檢定(Wald test)

Wald test 亦漸近符合於自由度為限制數之卡方分布，用於對個別模型係數之顯著性進行檢定，由於 Wald test 的平方根對應於標準常態變數，故其漸近等效於 t 變數，因此，在檢定模型參數之顯著性時，Wald test 被稱為漸近性 t 檢定(asymptotic t-test)(Anselin, 1988)。於空間計量範疇時，即是用以檢定空間延遲或空間誤差係數，其定義式為：

DOI:10.6814/NCCU202000695

$$\mathrm{W} = \frac{\hat{\rho}}{se_{(\hat{\rho})}} \sim N(0,1)$$

其中，$\hat{\rho}$為空間迴歸係數之最大概似估計量；$se_{(\hat{\rho})}$為估計值的標準差。以空間延遲模型為例，其虛無假設H_0: $\rho = 0$，當拒絕虛無假設時，代表空間延遲模型存在空間相依性，與傳統非受限模型(OLS；特徵價格模型)存在顯著差異。

(3) 拉氏乘數檢定(LM test)

LM test 同樣漸近符合於自由度為限制數之卡方分布，其係基於一種優化方法，或更精準地說，是基於 log-likelihood 中拉格朗日函數優化組合的一階條件，亦即該檢定係基於受限制模型而不是非受限模型(Anselin, 1988)。LM test 的原理是估計限制條件下之 log-likelihood 的斜率，若虛無假設為真，則受限制處的斜率應接近於 0；若參數之估計量使該處的斜率偏離 0 過遠，則應拒絕虛無假設，其定義式為：

$$\mathrm{LM} = \left(\frac{\partial logL(\tilde{\theta})}{\partial \tilde{\theta}}\right)^{\top} \left[I(\tilde{\theta})\right]^{-1} \left(\frac{\partial logL(\tilde{\theta})}{\partial \tilde{\theta}}\right) \sim \chi^2(\mathrm{r})\text{；r 為限制數}$$

其中，$\left(\frac{\partial logL(\tilde{\theta})}{\partial \tilde{\theta}}\right)$為 log-likelihood 方程式在虛無假設條件下對受限制之估計係數$\tilde{\theta}$之一階條件；$\left[I(\tilde{\theta})\right]$為在虛無假設條件下訊息矩陣的一致估計量(Anselin, 1988)。LM test 之優點在於僅需估計受限制模型(OLS)，簡化了複雜性，實務上通常先進行一般化的檢定(例如 Moran's I)，以檢測殘差的空間相依性，以便隨後踐行 LM test，以擇定模型類型。

5. 模型配適度判別

傳統上，於計量模型之解釋力程度大多使用R^2[24]與調整R^2[25]等標準衡量之，然而，Anselin(1988)說明當空間相依性存在於誤差項時，可解釋變異與不可解釋變異之分解不再成立，故此時R^2失去意義；而當模型中存在空間延遲變

[24] $R^2 = \frac{SSE}{SST} = 1 - \frac{SSR}{SST}$，其中 SSE 為可解釋變異；SSR 為不可解釋變異；SST 為總變異。

[25] 調整$R^2 = 1 - (1 - R^2)[\frac{n-1}{n-(k+1)}]$。其中 n 為樣本數；k 為迴歸式中自變數之數量。

DOI:10.6814/NCCU202000695

數並以最大概似法進行估計時，R^2不再有效，基於 log-likelihood 的配適度判定方法是較合宜的選擇。

準此，本研究於空間計量模型之配適度衡量將避免使用R^2與調整R^2，並採用 log-likelihood、Akaike information criterion(AIC)與 Schwarz criterion(SC)辨別之。Anselin(2005)說明上述三準則均基於多變量常態性(multivariate normality)且與概似函數有關，其中 log-likelihood，其值愈大，配適程度愈佳；AIC 與 SC 值則為其值愈小，配適程度愈佳，二者定義如下：

$$\mathrm{AIC} = -2\mathrm{L} + 2\mathrm{K}$$

$$\mathrm{SC} = -2\mathrm{L} + \mathrm{K} \cdot \ln(\mathrm{N})$$

其中，L 代表概似函數取對數；K 為模型中之參數數量；N 為樣本數。

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU202000695

第二節　資料篩選與處理

本研究使用迴歸模型之實證分析法，其中所需之樣本與資料包含臺中園區鄰近之住宅交易樣本、相關之社會經濟資料與區位特徵資料。

一、　住宅交易樣本資料

本研究之內容涉及較早年度之事件，當時內政部尚未建立實價登錄資料庫，故改以選用《中華民國房地產交易價格簡訊》所登載之住宅交易樣本，於其中挑選舊臺中市之西屯區、北屯區、北區；舊臺中縣之大雅鄉、沙鹿鄉、龍井鄉等行政區之透天住宅資料。

本文選定透天住宅樣式之資料原因在於，此際分析之年代與現今相比，較為早期，故當時舊臺中市區之普遍住宅樣式並未如今日高樓林立，依據《中華民國臺灣地區家庭收支調查報告》之 2001 至 2007 年年刊顯示，雖六層以上之公寓、華廈、大樓等型式住宅佔比已有規模，但二至三層與四至五層[26]之住宅仍佔多數(見表 4-2)。舊臺中市自 1993 年起，有大量透天厝類型住宅興建，隨社會經濟變遷與容積率等政策管制實施或預期，提升使用強度以符合經濟效益之高樓層住宅類型逐步增加，直至 2000 年起舊臺中市之住宅樣式以透天厝及住宅大樓為主(吳逸斌，2006)。參酌以上敘述與統計資料，且《中華民國房地產交易價格簡訊》所記載之住宅大樓、公寓、華廈等類型資料於某些行政區中非常稀少，若予以採用恐生偏誤，故本研究之分析樣本選定透天住宅資料。

[26] 此處四至五層樓之住宅類型應涵蓋公寓、華廈等樣式，自不可逕行認定此樓層區間之住宅資料皆屬透天住宅類別。然本研究參酌吳逸斌(2006)之研究，其發現舊臺中市區 2001 年起之住宅類型中，公寓與華廈佔比頗為稀少。故本研究認為有一定信心程度認為 2004 至 2007 年舊臺中縣市之目標研究區域中的四至五層樓住宅類型，有大部分屬於透天住宅樣式。

DOI:10.6814/NCCU202000695

表 4-2 臺中市住宅建築樣式

年度	平房(%)	2-3 層(%)	4-5 層(%)	6 層以上(%)
2001	5.72	38.24	18.31	37.74
2002	8.08	36.11	23.03	32.78
2003	9.44	36.83	22.78	30.95
2004	6.31	35.35	21.36	36.98
2005	6.08	43.45	20.12	30.35
2006	3.63	41.03	17.34	37.99
2007	6.46	42.34	22.03	29.17

資料來源：行政院主計總處，2001-2007。

確認所使用之住宅樣本類型後，經剔除極端交易價格與不合理之特徵資訊者，共計 458 筆交易樣本投入模型中進行分析。

二、 區位特徵資料

本研究於模型中所選定之變數包含各交易樣本與空間區位中之交通設施以及臺中園區之距離。本研究首先將選定之住宅樣本建物門牌經由 TGOS 地理資訊圖資雲服務平台轉換為經緯度座標，並會同相關設施之地籍資訊匯入地理資訊系統軟體 ArcGIS 中，以進行空間資訊的建構，並計算出所需的各項區位特徵變數資料。圖 4-4 展示臺中園區之鄰近行政區住宅樣本分布。

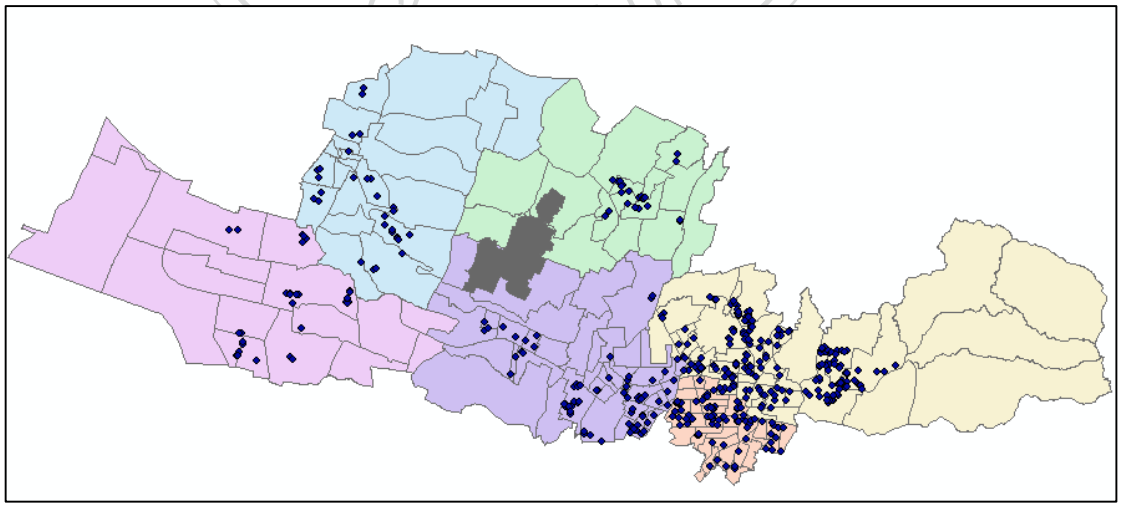

圖 4-4 臺中園區與鄰近行政區住宅樣本分布

DOI:10.6814/NCCU202000695

三、 其他相關資料

本研究於社會經濟相關之變數選取中，放入人口與所得資料，人口資料之來源為社會經濟資料服務平台所提供之民國 97 年各里人口數(此平台未有提供更早期之人口資料)。所得資料之來源為財政部財政資訊中心所發布之各年度綜合所得稅申報核定專冊。

國立政治大學
National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU202000695

第三節　變數選取

本研究投入於迴歸模型之被解釋變數為「住宅價格(總價)取自然對數」，而解釋變數可分為四大類型：住宅內部屬性變數、住宅外部屬性變數、高科技產業園區影響特徵變數、差異中之差異法相關變數，以下分述之。

一、　住宅內部屬性

住宅內部屬性變數包含「總樓層數」、「屋齡」、「屋齡平方」、「土地移轉面積」、「土地移轉面積平方」。

（一）　總樓層數

一般房價相關研究由於考量到高樓層所擁有之視野、抗噪條件等居住寧適性較佳，故經常控制「所在樓層」變數，但本研究所選定之住宅類型為透天住宅，並非單一戶別的交易類型，因此改以總樓層數以控制樣本之樓地板面積所產生之效用，預期符號為正。

（二）　屋齡；屋齡平方

李春長、梁志民與林豐文(2017)指出屋齡之迴歸係數表示該住宅樣本在連續時間上的折舊，故屋齡愈大，建物結構將因相應的折舊導致其價值降低，預期符號為負。

李春長等人(2017)參酌 Geltner 等人於 2010 年出版之書籍，認為屋齡折舊並非線性模式，而是呈現初期折舊程度大於晚期，故應加入屋齡平方項以觀察折舊之非線性變化，屋齡平方之預期符號為正。

（三）　土地移轉面積；土地移轉面積平方

Cervero & Duncan(2004)於其研究中指出多戶家庭地塊(大面積土地)價值一般而言較單戶家庭地塊(小面積土地)為高，反映高密度開發潛力之潛在利潤。土地移轉面積之預期符號為正。

DOI:10.6814/NCCU202000695

Lin & Evans(2000)提及許多研究指出土地總價與其面積大小之間呈現凹向(concave)關係。本研究基此認為土地移轉面積與住宅價格間亦非線性關係，故加入土地移轉面積平方項變數。

二、 住宅外部屬性

住宅外部屬性變數包含政策性因素之「是否位於重劃區」，以及屬於交通設施可及性變數之「與鄰近省道之距離」。

（一） 是否位於重劃區

臺中市之發展歷程綿長久遠，逐步成為我國製造業、精密機械等工業重鎮，且人口增加引發舊市區發展飽和與壓力，因此自早年起即著手規劃並執行多起市地重劃，以供給居住及開發空間，並健全既有市中心之公共設施與生活機能，舉例言之，七期惠來市地重劃區發展為新市政中心，並成為臺中市地價最高之地段；八期豐樂市地重劃區亦吸引大量建商推案進入。預期符號為正。

（二） 與鄰近省道之距離；500 公尺內是否有火車站

交通設施可及性對於房價的影響於許多研究中皆進行深入探究(Tsai, 2018；Mikelbank, 2004；Yiu & Wong, 2005)，惟各家學者對於其影響效果各有不同看法，故本研究認為其預期符號不定。

三、 高科技產業園區影響特徵

高科技產業園區影響特徵變數包含「各里總人口數」、「各里綜稅所得總額中位數」、「與臺中園區之距離」。

（一） 各里總人口數；各里綜稅所得總額中位數

高科技產業進入區域後，將伴隨區域勞動力需求與薪資所得之提升，進而影響住宅價格。許多研究合併分析勞動力與薪資所得提升對於住宅價格為顯著影響因子(Osei & Winters, 2019；Reed & Pettit, 2004；O’Sullivan, 2012)。此二變數之預期符號均為正。

（二） 與臺中園區之距離

DOI:10.6814/NCCU202000695

高科技產業具備許多能夠促進區域發展的附屬特質，對於周邊住宅價格提升效果顯著(Malpezzi, 2002；Kang, 2011；Nelson, 2001)。此二變數為本研究之重要關注變數，預期符號為負，代表距離園區愈遠，該住宅價格愈低。

四、 差異中之差異法相關變數

差異中之差異法相關變數包含「時間變數」、「組別變數」、「時間與組別交乘項」。

（一） 時間變數

DID 時間變數跨度整體經歷時間為「民國 93 年第三季至民國 95 年第四季」，考量民國 93 年第四季友達光電開始營運，之後至民國 95 年，此時間跨度中臺中園區增加大量從業員工與廠商設址，故將事件發生之斷點界定於正式營運滿一年的民國 94 年第三季，亦即民國 93 年第三季至民國 94 年第三季之樣本為「初始營運階段(事件發生前)」，民國 94 年第四季至民國 95 年第四季之樣本為「穩定營運階段(事件發生後)」。

（二） 組別變數

本研究欲探討高科技產業園區對於市區與非都市地區之住宅價格影響，以及臺中園區之有效影響範圍內之住宅價格是否較高，故於 DID 之組別變數有二種定義。

其一以「改制前臺中縣市」區分實驗組與對照組樣本；其二以「LPR 圖形結果」為依據區分實驗組與對照組樣本。預期符號皆為正。

（三） 時間與組別交乘項

此變數為差異中之差異法最為關注之變數，據以表示本研究所探討之事件對於欲分析之對象是否有顯著影響關係，預期符號為正。

DOI:10.6814/NCCU202000695

表 4-3 變數選取總表

變數名稱	預期符號	單位
住宅總價取自然對數	被解釋變數	/
住宅內部屬性		
總樓層數	+	層
屋齡	-	年
屋齡平方	+	/
土地移轉面積	+	坪
土地移轉面積平方	+	/
住宅外部屬性		
是否位於重劃區	+	虛擬變數
與鄰近省道之距離	?	公尺
高科技產業園區影響特徵		
各里總人口數	+	人
各里綜稅所得總額中位數	+	千元
與臺中園區之距離	-	公尺
差異中之差異法相關變數		
時間變數	+	虛擬變數
組別變數	+	虛擬變數
時間與組別交乘項	+	虛擬變數

資料來源：本研究整理。

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU202000695

國立政治大學
National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU202000695

第五章　實證結果分析

第一節　敘述統計

敘述統計部分依序陳列連續變數與虛擬變數之樣本細節特徵。表 5-1 展示連續變數之敘述統計，臺中園區鄰近行政區之住宅價格(總價)取自然對數大約介於 14.5 至 17 之間；各交易點位與臺中園區之距離分布大約介於 971 至 11,500 公尺，足見相當程度之差異；各里總人口數之極值差異頗大，最大值達 10,575 人，最小者僅 1,663 人。表 5-2 則呈現虛擬變數之敘述統計，其中包含差異中之差異法之重要變數，時間變數部分大致可將樣本分為數量相等的事件發生前與事件發生後資料；組別變數則因對於實驗組之定義描述不同，分為「以改制前縣市」與「依據 LPR 圖形結果」二種百分比統計；時間與組別交乘項變數承襲實驗組之界定基準不同，亦有「以改制前縣市」與「依據 LPR 圖形結果」二種百分比統計。

表 5-1 連續變數敘述統計表

變數名稱	單位	平均數	最大值	最小值	標準差.
住宅價格取自然對數	-	15.71026	16.96396	14.50866	0.46009
與臺中園區距離	公尺	6447.204	11554.17	971.6335	2376.196
臨路寬度	公尺	14.79694	50	4	7.12964
總樓層數	層	3.543668	6	2	0.901769
屋齡	年	10.98035	46	1	11.45678
屋齡平方	-	251.5393	2116	1	386.5787
土地移轉面積	坪	29.58063	93.78	10.59	11.61091
土地移轉面積平方	-	1009.533	8794.688	112.1481	969.0574
各里總人口數	人	6021.055	10575	1663	2143.047
與鄰近省道之距離	公尺	869.4545	3416.998	19.40499	629.0939
各里綜稅所得總額中位數	千元	588.1528	925	436	75.52204

資料來源：本研究整理。

DOI:10.6814/NCCU202000695

表 5-2 虛擬變數敘述統計表

變數名稱	次數	百分比%
是否位於重劃區	203	44.32
DID 時間變數	246	53.71
DID 組別變數(以改制前縣市分/以 LPR 分)	374/261	81.66/56.99
DID 時間與組別交乘項(改制前縣市/LPR)	198/143	43.23/31.22

資料來源：本研究整理。

國立政治大學
National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU202000695

第二節　模型結果與檢定

一、　多元共線性診斷

本研究透過檢視 VIF 是否大於 10 以判定模型是否存在多元共線性問題，由表 5-5 可見二種模式之模型變數中，皆為「屋齡」、「屋齡平方」、「土地移轉面積」、「土地移轉面積平方」之 VIF 大於 10。因本研究於模型建構之初即考量不動產之屋齡與土地移轉面積對於其價格之影響非為線性趨勢，故加入平方項變數，因此，此四變數之 VIF 大於 10 之結果尚在本研究之預期範圍內，其餘變數之 VIF 表現則均小於 10。另，本研究曾於此階段發現類歸於交通設施變數的「與交流道距離」若放入模型，將與「與臺中園區之距離」產生共線性問題，故將其剔除之。

表 5-3 變異數膨脹因子總表

變數名稱	改制前縣市模型之 VIF	LPR 模型之 VIF
與臺中園區之距離	2.1899	1.9876
DID 時間變數	5.7146	2.3882
DID 組別變數	3.5769	2.5292
DID 交乘項	6.8607	3.5984
臨路寬度	1.098	1.0971
總樓層數	1.9362	1.9239
屋齡	11.614	11.948
屋齡平方	10.78	10.792
土地移轉面積	17.074	17.2014
土地移轉面積平方	17.172	17.2418
各里總人口數	1.2231	1.2188
是否位於重劃區	1.7763	1.6215
各里綜稅所得總額中位數	1.5037	1.1462
與鄰近省道之距離	1.9147	1.7681

資料來源：本研究整理。

DOI:10.6814/NCCU202000695

二、 Moran's I 檢定

前已述及，進入實證分析前須先踐行 Moran's I 檢定，以了解所使用之樣本資料是否有空間相依性的存在，由表 5-6 可知分析鄰近臺中園區之樣本資料於各距離權重下的 Moran's I 大致呈現正的 0.48 至 0.57 之間，且 Z 分數皆大於 1.96，故可認為本研究所採用之樣本資料存有正向之空間自我相關，並擬設定距離權重 600 公尺，套用至空間計量模型，以進一步建構空間延遲模型(SLM)或空間誤差模型(SEM)。

表 5-4 Moran's I 檢定結果

相鄰距離(公尺)	未相鄰樣本數量	Moran's I 值	P-value	Z(I)值
200	81	0.5737	0.001	12.18
300	32	0.5767	0.001	15
400	14	0.5292	0.001	16.38
500	6	0.5041	0.001	17.58
600	2	0.4879	0.001	19.58
700	0	0.4801	0.001	21.44

資料來源：本研究整理。

三、 迴歸模型結果總表

此部分說明本研究執行之三種迴歸模型綜合整理(OLS、SLM、SEM)，包含前所提及之各式檢定與指標結果，詳細之結果總表展示於附錄，附錄一為「臺中園區改制前縣市迴歸結果總表」；附錄二為「臺中園區以 LPR 結果劃定影響範圍之迴歸結果總表」。

綜觀上述二種迴歸結果，在各式檢定結果呈現相似，此處即併同說明附錄一與附錄二之相關檢定與指標結果。首先，F 統計量均達 1%之顯著水準，代表整體模型解釋程度高，具有分析價值；異質性檢定(Breusch-Pagan test)亦皆達到 1%之顯著水準，代表樣本資料仍存有異質性，前已述及探討社會經濟相關議題中，經常能夠發現空間單元間的樣本資料表現互有差異，此現象可能是導源於

DOI:10.6814/NCCU202000695

空間區域發展、歷史文化脈絡、區域經濟變遷等面向，考究實屬不易，顯然本研究所關注之住宅價格議題中，恐仍有部分遺漏因素難以一併考量。

模型擇定方面，首先觀察空間延遲係數ρ與空間誤差係數λ，前者非為顯著，後者則為高度顯著，結合前述之 Moran's I 結果，足以認定傳統線性迴歸模型(OLS)於此之適用恐生偏誤，故需以空間計量模型進行分析，因此進一步執行拉氏乘數檢定，於附錄一與附錄二可見，LM-lag 呈現不顯著，LM-error 則達到 1%之顯著水準，且空間誤差模型(SEM)之概似比檢定(likelihood ratio test)與 Wald test 皆在 1%之顯著水準下拒絕虛無假設，故可認定空間誤差模型與傳統線性迴歸模型有顯著差異，SEM 具有分析價值。而模型配適度方面，SEM 之 log likelihood 較 OLS 與 SLM 為大；且 SEM 之 AIC 與 SC 均較 OLS 與 SLM 為小，因此 SEM 有較佳的模型配適程度。基於上述檢定證據及理由，本章接續之實證分析將以 SEM 為根本進行討論。

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU202000695

第三節　高科技產業園區對於周邊住宅價格之影響

以下提取空間誤差模型(SEM)之實證結果，分別就「改制前臺中縣市」以及「以 LPR 圖形結果」為依據定義 DID 組別變數之迴歸結果，進行高科技產業園區對於周邊住宅價格影響之分析。

一、　模型一：以改制前臺中縣市區分實驗組別

此部分實證結果分析臺中園區對於鄰近區域住宅價格之影響，並為了了解市區與非都市土地較多的區域，在高科技產業園區建置所生影響上，是否有顯著差異，故在 DID 界定實驗組或對照組的變數方面，設定交易點位位於改制前臺中市者(西屯區、北屯區、北區)為實驗組；於改制前臺中縣者(大雅區、沙鹿區、龍井區)為對照組。

表 5-8 展示以改制前臺中縣市區分實驗組或對照組之 SEM 實證結果。「各里總人口數」呈現正向但非為顯著影響，表示高科技產業進入區域時，確實能夠透過提升地方勞動力需求以促進周邊住宅價格上揚。而「各里綜稅所得總額中位數」則為負向但非為顯著影響，與預期符號不符。關於本研究所選定的人口變數與所得變數在影響周邊住宅價格的效果上，呈現不顯著並有部分與預期效果相反的結果，究其原因可能係受到前所述及的異質性干擾，或是因本研究所採用之樣本時間跨度過短[27]，而未能完全展示出此二變數應有之表現，本研究認為，並不可逕為認定人口數與所得水準於高科技產業影響周邊住宅價格的分析上非為重要變數。

「是否位於重劃區」與預期符號相同，呈現顯著正向影響，臺中舊市區於早年起即開始進行市地重劃相關事務，發展時程頗為完整，且《中華民國主要都市地區房地產交易價格簡訊》亦說明民國 93 年起許多此區域的建地、住宅交

[27] 一般應用差異中之差異法之分析，提取之樣本資料時間跨度並不會過長，以避免因時序變遷而稀釋了該事件對於研究目標之影響。

DOI:10.6814/NCCU202000695

易之活絡皆與市地重劃有重要關聯，七期惠來與八期豐樂重劃區均為具備優良住宅價格抬升潛力之代表，提供可觀的房價刺激力道。

交通可及性變數方面，「與鄰近省道之距離」呈現負向影響，亦即交易點位距離省道愈遠，其價格愈低。證明如同多篇研究之見解，認為交通設施變數通常對於住宅價格係正向影響，本研究此處之實證結果未有發現可能因交通設施所伴隨之擁擠成本、寧適性干擾等因素，反而產生負面影響。

「與臺中園區之距離」與預期符號相同，呈現顯著負向影響，代表交易點位距離臺中園區愈遠，其價格愈低，亦即目標區域住宅每遠離臺中園區 100 公尺，其價格將下降 0.5%，表示高科技產業園區於地方的建置對於周邊住宅價格確實有提升效果，而就此現象之發現，在住宅價格消長方面，或可以成長極理論中所說明的產業園區具備之正向「波及效果」解釋之，亦即具有競爭力的高附加價值產業於區域中的建置，能夠帶動鄰近區位共同成長，此處之住宅價格表現即為一例。

再者，就差異中之差異法(DID)變數進行討論。「DID 之時間變數」呈現顯著負向效果，究其原因如下。本文所選定之時間變數跨度為民國 93 年第三季至民國 95 年第四季，本研究參酌《中華民國主要都市地區房地產交易價格簡訊》之行文內容，推測其原因係臺中園區於民國 93 年第四季開始營運，至民國 94 年第三季止，其營運事件之利多效應已漸趨穩定，加以民眾之預期上漲心態，故交易行為轉趨保守，導致地價微幅下跌(內政部地政司，2004)，而總體經濟表現於民國 95 年後半年起進入趨緩衰退的走勢(並在民國 97 年起迎接全球金融海嘯)，因此時間變數呈現負向影響，應屬合理。因此，DID 之時間變數結果顯示，於民國 93 年第三季至民國 94 年第三季之交易案例，其價格較於民國 94 年第四季至民國 95 年第四季之交易案例為高。

「DID 之組別變數」表現為顯著正向效果，顯見若以改制前臺中市或臺中縣為依據劃定實驗組與對照組，確實發現歷經長遠都市發展之地方政經中心區

DOI:10.6814/NCCU202000695

域房價，較擁有大面積非都市土地之地區為高，呈現空間分布上明顯的區域住宅價格劃分。對於此結果之隱含意義，本研究認為自住宅價格受產業政策之影響表現以觀，可視為高科技產業於區域中之發展可能帶來的負面「反吸效果」，亦即高科技產業所在區位，可能吸納周圍較缺乏成長機會區域之要素與資金，影響其發展契機。

「時間與組別之交乘項」呈現顯著正向影響，說明位於舊市區且交易時點位在本研究所界定之事件發生後的案例有較高住宅價格。整體來說，此變數說明臺中園區之建置對於周邊住宅價格有正向的影響效果，一定程度上能夠佐證高科技產業藉由發揮其區域「成長極」、「成長中心」的角色，引進人口並提升所得水準，帶動區域建設項目、住宅價格與經濟繁榮。

表 5-5 以改制前臺中縣市區分實驗組之 SEM 實證結果

改制前臺中縣市			
變數名稱	估計係數 P-value	變數名稱	估計係數 P-value
截距項	14.4133 0.00000***	是否位於重劃區	0.1204 0.00016***
臨路寬度	0.0057 0.00002***	各里綜稅所得總額中位數	-0.00004 0.83838
總樓層數	0.1171 0.00000***	與鄰近省道之距離	-0.00004 0.25219
屋齡	-0.0083 0.00387***	與臺中園區之距離	-0.00005 0.00008***
屋齡平方	-0.00005 0.53051	DID 時間變數：交易時點位於民國 94 年第三季前或後	-0.1241 0.00294***
土地移轉面積	0.0304 0.00000***	DID 組別變數：改制前臺中市為實驗組；臺中縣為對照組	0.5118 0.00000***
土地移轉面積平方	-0.0002 0.00009***	DID 時間與組別變數交乘項	0.1901 0.00004***
各里總人口數	0.000004 0.55955	空間誤差係數λ	0.595 0.00000***
註：*、**、***分別代表在 t 檢定下或 P-value 達 10%、5%、1%顯著水準。			

資料來源：本研究整理。

DOI:10.6814/NCCU202000695

二、 模型二：以 LPR 圖形結果區分實驗組別

完成前一部分對於臺中園區影響改制前臺中市或臺中縣住宅價格之分析後，本研究欲進一步探討臺中園區對於周邊住宅價格之「有效影響範圍」。故此部分之 DID 界定實驗組或對照組的變數方面，依據局部多項式迴歸(LPR)對於各交易點位平滑化之圖形結果，劃定距離臺中園區 3,000 公尺至 7,400 公尺之樣本資料為實驗組，其餘則為對照組進行實證分析。圖 5-1 為臺中園區樣本的 LPR 圖形，縱軸為住宅價格取自然對數(應變數)；橫軸為各樣本與臺中園區之距離；實線為「穩定營運階段(事件發生後)」之平滑化結果；虛線則為「初始營運階段(事件發生前)」之平滑化結果，可見在距離臺中園區 3,000 公尺前的範圍內，臺中園區對於鄰近住宅價格呈現共趨勢或負向影響，說明雖然高科技產業園區有地方成長中心的期許，但對於過近的住宅樣本，反而可能是負向影響。而在 3,000 公尺至 7,400 公尺的範圍內，臺中園區對於區域住宅價格則轉為正向影響，7,400 公尺之後，此影響效果互有消長、逐漸消失，故本研究設定 3,000 公尺至 7,400 公尺為臺中園區之有效影響範圍進行實證分析。

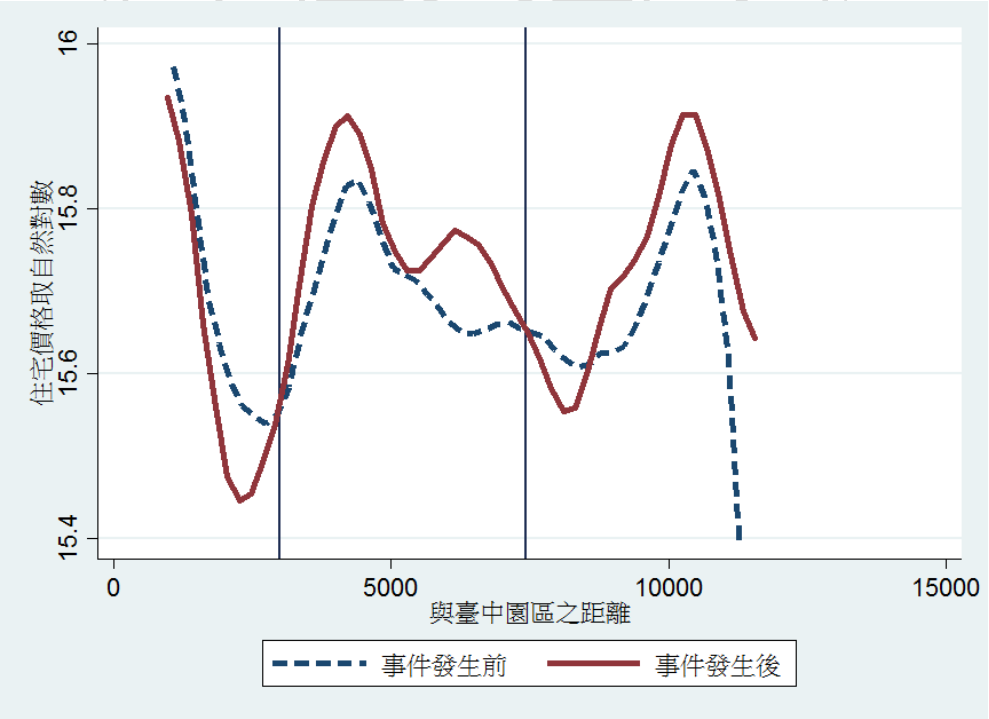

圖 5-1 臺中園區樣本之 LPR 圖形結果

資料來源：本研究繪製。

DOI:10.6814/NCCU202000695

此部分之實證研究討論將著重於 DID 之時間變數、組別變數與交乘項變數。另，「各里綜稅所得總額中位數」之影響方向於模型一為負向，於模型二則呈現與預期符號相同的正向影響，說明高科技產業能夠驅動區域之薪資所得有所提升，並對於周圍住宅價格有正向影響。

而「各里總人口數」、「是否位於重劃區」、「與鄰近省道之距離」、「與臺中園區之距離」等變數之顯著程度、影響效果及隱含之意義，與前一部分探討高科技產業園區對於市區或非市區住宅價格影響之分析雷同，故以下僅討論模型二中 DID 相關變數之表現(表 5-9)。

模型二中之「DID 時間變數」與「DID 組別變數」之影響效果相同於模型一之表現，亦即前者為負向影響，後者為正向影響，表示雖然從時序變遷的角度來看，整體目標區域之住宅價格受當前不動產市場氛圍與總體經濟環境變化所影響，但在園區的有效影響範圍內之住宅價格仍有一定水準的上漲力道，表示本研究藉由 LPR 平滑化圖形所定義之 3,000 公尺至 7,400 公尺內之樣本，確實較其他區位有較高住宅價格，此有效影響範圍之界定應有其分析價值。關於經本研究分析而定義之 3,000 公尺至 7,400 公尺有效影響範圍之具體意涵說明，本研究參酌臺中園區鄰近區位之土地使用分區圖(圖 5-2)，得知臺中園區周圍包絡大面積之綠地，其南面住宅區雖位在中科商圈與臺中世貿商圈，但該區位距離臺中園區僅 500 公尺至 2,000 公尺，基於本研究採用之 LPR 圖形所示，恐將因距離園區過近，反而承受部分負面影響，例如交通擁擠成本。而圖中右下部分的住宅區(經國土測繪圖資服務雲之實際量測，確實約為距離臺中園區 3,000 公尺以上)可能因其位於市區，有較佳之生活機能條件，且並未遭受距離園區過近之負面影響，故基於本研究之樣本資料以觀，距離臺中園區 3,000 公尺以後之範圍是較適宜的生活區位，其住宅總價亦表現出較其他區域為高的趨勢。

DOI:10.6814/NCCU202000695

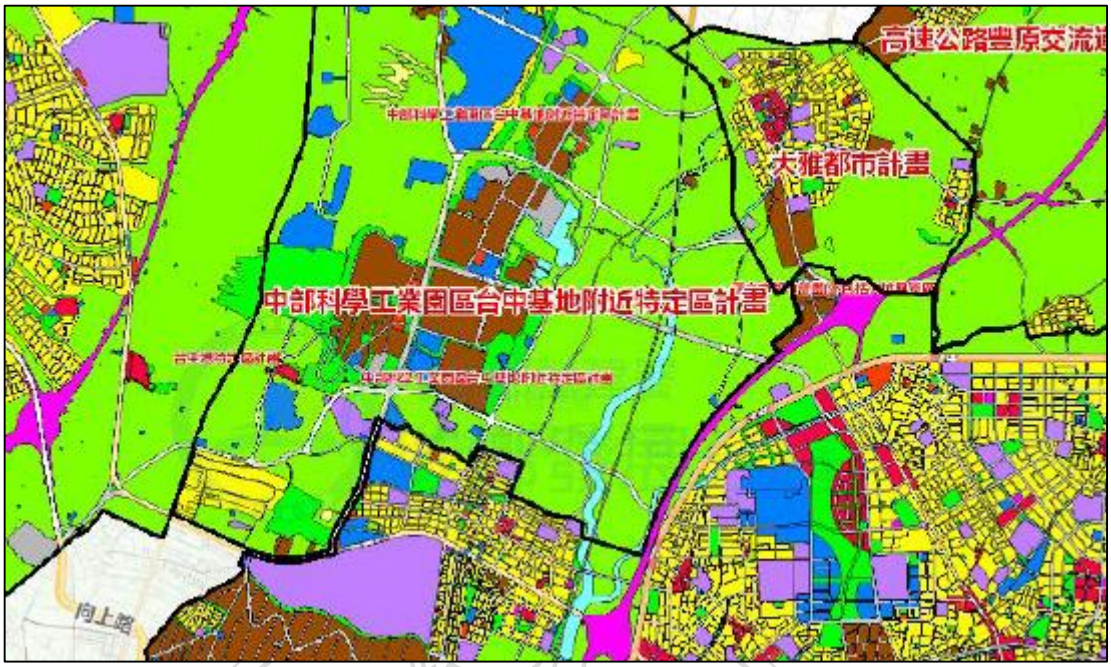

圖 5-2 臺中園區鄰近區域之土地使用分區圖
資料來源：內政部國土測繪中心，2020。

「DID 之交乘項變數」部分於模型二中表現為正向效果，說明位於園區之有效影響範圍內，且交易時點介於事件發生後之樣本有較高之住宅價格，顯見臺中園區之建置與營運事件，對於周邊住宅價格存在影響。綜合上述，雖然此階段 DID 之重要變數的迴歸結果多未達計量經濟學上的顯著程度[28]，但各變數之影響效果仍有其參考價值，故本研究認為此階段的實證分析於相當程度上能夠佐證臺中園區的開發，對於區域住宅價格乃至於各方面的成長具有助益，可視其為區域中的「基礎性產業」與「促進型產業」，呼應前揭「經濟基礎理論」與「成長極理論」的概念詮釋。

[28] 相關解釋詳見下述之「實證結果之異質性說明」。

DOI:10.6814/NCCU202000695

表 5-6 以 LPR 圖形結果區分實驗組之 SEM 實證結果

臺中園區 LPR			
變數名稱	估計係數 P-value	變數名稱	估計係數 P-value
截距項	14.2409 0.00000***	是否位於重劃區	0.1364 0.00009***
臨路寬度	0.0061 0.00001***	各里綜稅所得總額中位數	0.0003 0.15715
總樓層數	0.129 0.00000***	與鄰近省道之距離	-0.00006 0.23786
屋齡	-0.0088 0.00368***	與臺中園區之距離	-0.000007 0.64021
屋齡平方	-0.000009 0.91966	DID 時間變數：交易時點位於民國 94 年第三季前或後	-0.004 0.88871
土地移轉面積	0.0307 0.00000***	DID 組別變數：距離臺中園區 3000m 至 7400m 者為實驗組；其餘為對照組	0.0248 0.64786
土地移轉面積平方	-0.0002 0.00017***	DID 時間與組別變數交乘項	0.0497 0.18558
各里總人口數	0.00001 0.10815	空間誤差係數λ	0.7357 0.00000***

註：*、**、***分別代表在 t 檢定下或 P-value 達 10%、5%、1%顯著水準。

資料來源：本研究整理。

三、 實證結果之異質性說明

承襲 Breusch-Pagan test 之檢定結果，以及模型一與模型二中各解釋變數所表現之成果，下列陳述異質性(heteroscedasticity)對於本研究所生之影響，與本研究於解讀過程中之觀點。

（一） 異質性之後果與原因

當樣本誤差項存在異質變異，雖然 OLS 估計量之一致性、不偏性與配適度(即R^2)並未因此而受影響，但其中一項重要的影響係由於異質性干擾了標準誤(standard error)，故 t 檢定與信賴區間之建構失效(陳強，2014)，致使研究者於判別解釋變數之估計值顯著程度時將發生錯誤。

DOI:10.6814/NCCU202000695

本研究所取用之區域型空間資料樣本，經前述之檢定可了解確實存在交互而生的空間自我相關與空間異質性。關於空間異質性產生的原因眾多，鄧志松(2006)指出，可能包含：

1. 成分影響觀點(component effects perspective)：因各地區之社會經濟屬性並非均質，導致空間異質的產生。此呼應本文前揭提及的 Anselin 指出部分模型中所發生的異質性，能夠追溯至一些社會科學所闡釋的緣由。若空間異質的既存係基於此原因，則應於模型中加入此些遭忽略的解釋變數，然而遺漏變數通常難以尋得，此時應使用「空間誤差模型」估計，以降低異質性之影響。
2. 地區脈絡觀點(local contextual effects)：地區之重要實證表現超出各區位之社會經濟變數之解釋範圍，亦即各地區環境本質的差異對於被解釋變數之效果產生了重大的影響。此時可嘗試於模型中加入代表地區劃分的虛擬變數，以凸顯空間中的各種地區脈絡屬性。
3. 鄰近效應：目標區位之實證表現受到鄰近區位之影響。本研究亦於「空間延遲模型」之建構階段提及此現象之說明。

（二） 本研究之解讀

本研究於實證過程的解讀中，認為造成本文之樣本誤差具有異質性干擾的原因計有「成分影響觀點」與「地區脈絡觀點」。首先，本研究建構傳統 OLS 模型之始，即發現 Breusch-Pagan test 所揭發之異質變異警訊，接續進行 Moran’s I 檢定後，亦確認樣本存在空間自我相關問題(可能伴隨空間異質)，而後建立空間迴歸模型，顯示空間誤差係數呈現高度顯著程度，空間延遲係數則否，進一步踐行 Anselin 所言之模型擇定程序，依據 LM-error 之檢定結果選定空間誤差模型作為實證分析之根本。此處之說明為「成分影響觀點」之展現，亦即本研究無法完美考究相關之遺漏變數，以消除異質性，故建立空間誤差模型嘗試降低其影響程度。

DOI:10.6814/NCCU202000695

關於「地區脈絡觀點」，依照鄧志松(2006)之建議加入地區之虛擬變數以代表區域之獨特性。本研究於模型一中的 DID 組別變數(改制前臺中市為實驗組；臺中縣為對照組)即可視為市區與非都市地區之虛擬變數劃分，此變數呈現高度顯著，且模型一中各解釋變數之估計值顯著程度普遍較模型二為高，表示模型一所控制的空間區位劃分，於一定程度上降低了模型一的異質變異影響。而在此也說明了因異質性的干擾，可能是導致本研究部分解釋變數之估計值未達統計學所定之顯著程度的原因。

總結而言，本研究嘗試解讀異質性對於實證結果的涵義，並且嘗試減緩異質性的影響，但仍有一定程度的異質性無法消除。

國立政治大學
National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU202000695

第六章　結論與建議

第一節　　結論

一、　　高科技產業於區域中發展的功能與效果

以本研究之個案結果以觀，高附加價值的科技導向產業確實能夠透過牽引人口與所得水準，成為引導區域成長的「基礎性產業」與「促進型產業」。其中本研究實證「與臺中園區之距離」配合人口與薪資所得變數之結果，足可證明高科技產業於區域中發展所伴隨的「波及效果」，對於住宅價格有顯著抬升力道，而住宅價格上漲的結果，需要地方各項公共設施、生活機能等建設的支持，以共同構築整體區域社會經濟之成長，故可視高科技產業為區域中的「成長中心」、「核心區域」、「極」。

然而，就本研究探討高科技產業園區之建置對於改制前臺中縣市區域之住宅價格所生影響，發現市區與非都市區域之住宅價格呈現顯著差異，此結果從區域房價消長的角度上，能夠佐證雖然高科技產業對於區域發展帶來前述的正向波及效果，但同時亦難以避免對於區域中較為落後的區位進行掠奪，吸納其應有之投資與成長契機，出現所謂負面的「反吸效果」。

是故，面對區域產業發展並非僅以產業升級角度看待即為足矣，因產業政策導向對於目標區域發展如同催化劑，其能夠強力振興區域成長，但亦伴隨著區域發展不公平的副作用，因此高科技產業園區導入區域中，如同天秤的兩端各自放置著正向與負面效果，如何維持應有的平衡，產業政策應多加思量。

二、　　高科技產業於區域中發展之住宅問題相關建議

藉由實證結果了解臺中園區之建置確實引導區域住宅價格上升後，本研究認為回顧本文第二章第三節之小結所提及者，中央與地方政府欲以高科技產業政策作為區域長期成長規劃之主軸時，極有可能導致周邊住宅價格迅速攀漲，引發居住成本負擔層面的社會問題(Osei & Winters, 2019；Reed & Pettit, 2004；

DOI:10.6814/NCCU202000695

Kemeny & Osman, 2018；Quercia, Stegman & Davis, 2002)，應於規劃階段即考量到此區域產業升級措施，將伴隨的住業失調現象，以擬定相應之配套辦法。例如，本研究標的南面，位於南屯區之「臺中精密機械科技創新園區」，其於規劃階段一併設置勞工住宅與社會住宅，據以回應勞工對於平價住所的需求。

三、 高科技產業園區之有效影響範圍

本研究認為產業設施對於鄰近住宅價格之有效影響範圍，難以透過設定環域條件以界定之。故嘗試採用具有計量經濟學意義的局部多項式迴歸(LPR)，以繪製各交易樣本對於其價格之平滑化圖形，期能夠藉此定義臺中園區之有效影響範圍。平滑化的結果顯示臺中園區對於區域住宅價格之有效影響範圍係 3,000 公尺至 7,400 公尺，同時實證結果亦表明此範圍內之住宅價格較其他區位為高。

綜理而言，本研究認為以科學方法界定產業園區對於周邊住宅價格(或其他社會經濟項目)之有效影響範圍係本文之主要嘗試與貢獻。若論及高科技產業園區建置對於周邊住宅價格之影響，普世認知皆易於了解產業園區之配套建設與就業機會提供，通常將推升周邊住宅價格，本研究之實證結果亦證實臺中園區之建置具備此房價成長效果，然而，在已知此住宅價格攀升現象基礎上，嘗試分析該效果之有效影響範圍何在，實為本文之主要研究貢獻。本研究認為實務應用上，相關產業政策之規劃與執行前的評估階段，若能夠及早預測該政策效應之傳播範圍，即可及時反映相關配套計畫的擬定，或預先察覺潛在問題的產生，應有相當程度之助益。

DOI:10.6814/NCCU202000695

第二節　後續研究建議

一、　後續研究方向

關於產業對於住宅價格影響之後續議題研究建議。2018 年至 2020 年發生中美貿易戰；2019 年末至 2020 年爆發全球性肺炎疫情，連帶導致臺商自中國撤廠回流，經濟部亦發布自 2019 年 1 月 1 日至 2021 年 12 月 31 日實施「歡迎臺商回臺投資行動方案」，以迅及因應受貿易戰影響之臺商回流至我國之事宜，此政策執行應有相當程度之成效，值得深入研究探討。然而，由於本文之研究撰寫期間與上述事件重疊，難以取得相關實證資料，亦無法以事後研究者的角度進行分析，並提出相關政策建議。建議後續研究者於產業相關之議題操作上，能夠不吝參酌本文之拙見，期望本研究之實證結果與後續研究建議能夠達到些許拋磚引玉之效。

二、　有效影響範圍界定

關於某設施或項目對於鄰近住宅價格之有效影響範圍界定，大多研究者係採用理論回顧的方式，直接設定某距離為該設施或項目的環域條件(位於環域範圍內之交易樣本設定虛擬變數為 1；以外者則設定為 0)，應用科學化作法為基礎以定義有效影響範圍的研究尚為稀少。本研究建議後續研究者若亦贊同本文參酌其他學術文章所提及的局部多項式迴歸(LPR)，可嘗試將此作法套用至其他社會經濟研究議題，或者採用其他各種理論與學術作法(例如本研究亦曾考量使用「反曲點」的原理以界定有效影響範圍)，以分析何種方式對於有效影響範圍的界定較為精確。

DOI:10.6814/NCCU202000695

參考資料

中文參考文獻

1. 專書

中部科學工業園區管理局，2008，『中科志電子書』，臺中：行政院國科會中部科學園區管理局。

內政部地政司，2004，『中華民國主要都市地區房地產交易價格簡訊』，臺北：內政部。

行政院主計總處，2001-2007，『中華民國臺灣地區家庭收支調查報告』，臺北：行政院主計總處。

辛晚教，1984，『都市及區域計劃(三版)』，臺北：中國地政研究所。

李界木，2004，『中科簡訊創刊號』，臺中：中部科學工業園區開發籌備處。

李朝賢，1993，『區域發展規劃』，臺北：華泰書局。

吳濟華、李亭林、陳協勝、何柏正，2012，『產業群聚與區域創新：聚集經濟理論與實證』，新北：前程文化事業股份有限公司。

林森田、丁秀吟，2017，『土地經濟學』，臺北：巨流政大書城。

科技部，2019，『科技部 107 年年報』，臺北：科技部。

陳強，2014，『高級計量經濟學及 Stata 應用』，北京：高等教育出版社。

陳安寧，2014，『空間計量學入門與 GeoDa 軟件應用』，杭州：浙江大學出版社。

陳銘煌，2019，『中部科學園區 2018 年年報』，臺中：科技部中部科學園區管理局。

游適銘，2014，『不動產估價學』，臺北：大日出版有限公司。

2. 期刊論文

李春長、童作君，2010，「住宅特徵價格模型之多層次分析」，『經濟論文叢刊』，38(2)：289-325。

DOI:10.6814/NCCU202000695

李文勤、謝祖光，2018，「內湖科學園區影響住宅房價與空間分析探討」，『華岡農科學報』，42：13-31。

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。

胡太山、解鴻年、王俊堯，2002，「新竹科學園區周邊地區社經發展變遷之調查研究」，『都市與計劃』，29(1)：37-65。

施鴻志、解鴻年、胡太山，1992，「台灣地區科技園區與區域發展策略研究」，『都市與計劃』，19(1)：75-92。

馬維揚，1996，「科學園區人力資源問題之研討與對策」，『亞太管理評論』，1(1)：1-11。

張金鶚、范垂爐，1993，「房地產真實交易價格之研究」，『住宅學報』，(1)：75-97。

陳菁瑤、洪志明，2009，「租稅競爭與標竿式競爭」，『經濟與管理論叢』，5(1)：55-82。

黃仁德、姜樹翰，1998，「台北市就業變動的經濟基礎分析」，『勞資關係論叢』，(7)：91-123。

黃幹忠、葉光毅，2007，「台南地區消費者之商圈選擇模式建構」，『建築學報』，(60)：71-88。

黃北豪、戴志言，2008，「高鐵一日生活圈—南部觀光休閒產業影響評估分析」，『城市發展專刊』，76-113。

溫福星，2013，「社會科學研究中使用迴歸分析的五個重要觀念」，『管理學報』，30(2)：169-190。

鄧志松，2006，「選舉的空間因素：以三次總統選舉為例」，『國家發展研究』，6(1)：89-144。

薛益忠，2006，「都市在區域發展上的角色」，『華岡地理學報』，(19)：1-21。

DOI:10.6814/NCCU202000695

薛益忠、戴安蕙，2007，「台灣北部區域發展之空間剖析」，『華岡地理學報』，(20)：17-37。

鄒克萬，2000，「區域人口分布之時空分析」，『台灣土地科學學報』，1：33-50。

鄒克萬、鄭皓騰、郭幸福、楊宗名，2013，「應用空間特徵價格模型評估高速鐵路對土地價格影響之時空特性—以台灣高鐵為例」，『建築與規劃學報』，14(1)：47-66。

韓幸紋、連賢明，2008，「降低部分負擔對幼兒醫療利用的影響：以北市兒童補助計畫為例」，『經濟論文叢刊』，36(4)：589-623。

蘇祥慶，2017，「臺灣便利商店之空間分布及其區域差異：1987－2016 年」，『環境與世界』，(32)：23-60。

3. 碩、博士論文

吳逸斌，2006，「都市住宅發展程度與空屋推估之關係研究—以台中市為例」，逢甲大學土地管理學系碩士(在職專)班碩士論文：臺中。

邱士豪，2008，「科學園區對台灣高科技產業製造部門集中與聚集影響之實證研究」，國立交通大學土木工程學系碩士論文：新竹。

林建亨，2008，「南科對房地產價格之影響—特徵價格法之應用」，國立成功大學都市計劃研究所碩士論文：臺南。

許慈美，2006，「都市成長與產業發展關係之研究—以台灣地區為例」，國立政治大學地政學系碩士論文：臺北。

張玉婷，2009，「廠商聚集與地租分析」，東吳大學經濟學系碩士論文：臺北。

閻永祺，2004，「產業群聚與區域產業發展關係之研究—以南部區域為例」，國立成功大學都市計劃研究所碩士論文：臺南。

4. 其他

行政院經濟建設委員會，2004，「台灣經濟發展新藍圖」，國家發展委員會經建

DOI:10.6814/NCCU202000695

專題委託研究。

蔡蕙安、陳一鳴、陳婷婷、王文亮，2003，「總計畫暨子計畫五：南台灣產業結構調整對永續發展之影響」，行政院國家科學委員會專題研究計畫成果報告。

臺中市政府都市發展局，2014，「擬定中部科學工業園區台中基地附近特地區計畫案」。

臺中縣政府，「臺中縣統計要覽」，臺中縣政府主計室。

臺中市政府，「臺中市統計要覽」，臺中市政府主計室。

外文參考文獻

1. 專書

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

Anselin, L., 2005, *Exploring Spatial Data with GeoDa: A Workbook*, University of Illinois, Urbana-Champaign.

Bergman, E. M. & Feser, E. J., 1999, *Industrial and Regional Clusters: Concepts and Comparative Applications*, Morgantown, W, Va: Regional Research Institute, West Virginia University.

Follain, J. R. & Malpezzi, S., 1980, *Dissecting Housing Value and Rent*, Washington, DC: The Urban Institute.

Gujarati D. N., 2004, *Basic Econometrics fourth edition*, New York: McGraw Hill Companies.

McDonald, J. F. & McMillen D. P., 2010, *Urban Economics and Real Estate: Theory and Policy*, USA: John Wiley & Sons, Inc.

O'Sullivan, A., 2012, *Urban Economics, Eighth Edition*, Singapore: The McGraw Hill Companies.

Wooldridge, J. M., 2013, *Introductory Econometrics: A Modern Approach, Fifth*

DOI:10.6814/NCCU202000695

Edition, USA: South-Western, Cengage Learning.

2. 期刊論文

Anselin, L., 1988, "Lagrange Multiplier Test Diagnostics for Spatial Dependence and Spatial Heterogeneity.", *Geographical analysis, 20(1)*: 1-17.

Anselin, L. & Rey, S., 1991, "Properties of Tests for Spatial Dependence in Linear Regression Models.", *Geographical analysis, 23(2)*: 112-131.

Cervero, R. & Duncan, M., 2004, "Neighbourhood Composition and Residential Land Prices: Does Exclusion Raise or Lower Values?", *Urban Studies, 41(2)*: 299-315.

Diao, M., Leonard, D. & Sing, T. F., 2017, "Spatial-difference-in-differences models for impact of new mass rapid transit line on private housing values.", *Regional Science and Urban Economics, 67*: 64-77.

Felsenstein, D., 1994, "Large High-technology Firms and the Spatial Extension of Metropolitan Labour Markets: Some Evidence from Israel.", *Urban Studies, 31(6)*: 867-893.

Florax, R. J. G. M., Folmer, H. & Rey, S. J., 2003, "Specification searches in spatial econometrics: the relevance of Hendry's methodology.", *Regional Science and Urban Economics, 33*: 557-579.

Gutierrez, R. G., Linhart, J. M. & Pitblado, J. S., 2003, "From the help desk: Local polynomial regression and Stata plugins.", *The Stata Journal, 3(4)*: 412-419.

Jaeger, W. K., 2006, "The Effects of Land Use Regulations on Property Values.", *Environmental Law*, *36(1)*: 105-130.

Jaeger, W. K., Plantinga, A. J. & Grout, C., 2012, "How has Oregon's land use planning system affected property values?", *Land Use Policy*, *29(1)*: 62-72.

Jordi, J. M., Raquel, M. L. & Elisabet, V. M., 2012, "What underlies localization and urbanization economies? Evidence from the location of new firms.", *Documents de treball IEB, (9)*: 1-44.

DOI:10.6814/NCCU202000695

Kang, W., 2011, “Housing price dynamics and convergence in high-tech metropolitan economies.”, *Quarterly Review of Economics and Finance*, *51(3)*: 283-291.

Kavetsos, C., 2012, “The Impact of the London Olympics Announcement on Property Prices.”, *Urban Studies, 49(7)*: 1453-1470.

Kemeny, T. & Osman, T., 2018, “The wider impacts of high-technology employment: Evidence from U.S. cities.”, *Research Policy, 47(9)*: 1729-1740.

Lancaster, K. J., 1966, “A New Approach to Consumer Theory.”, *The Journal of Political Economy, 74(2)*: 132-157.

Lin, T. C. & Evans, A. W., 2000, “The relationship between the price of land and size of plot when plots are small.”, *Land Economics, 76(3)*: 386-394.

Linden, L. & Rockoff, J. E., 2008, “Estimates of the Impact of Crime Risk on Property Values from Megan's Laws.”, *American Economic Review, 98(3)*: 1103-1127.

Meen, G., 1999, “Regional House Prices and the Ripple Effect: A New Interpretation.”, *Housing Studies, 14(6)*: 733-753.

Malpezzi, S., 1996, “Housing Prices, Externalities, and Regulation in U.S. Metropolitan Areas.”, *Journal of Housing Research*, *7(2)*: 209-241.

Malpezzi, S., 2002, “Urban Regulation, the “New Economy,” and Housing Prices.”, *Housing Policy Debate, 13(2)*: 323-349.

Mikelbank, B. A., 2004, “Spatial analysis of the relationship between housing values and investments in transportation infrastructure.”, *The Annals of Regional Science, 38(4)*: 705-726.

Nelson, K. P., 2001, “Housing Needs and Effective Policies in High-Tech Metropolitan Economies.”, *Housing Policy Debate, 13(2)*: 417-468.

Oh, K. & Jeong, Y., 2002, “The usefulness of the GIS-fuzzy set approach in evaluating the urban residential environment.”, *Environment and Planning B:*

DOI:10.6814/NCCU202000695

Planning and Design, 29: 589-606.

Osei, M. J. & Winters, J. V., 2019, "Labor Demand Shocks and Housing Prices Across the United States: Does One Size Fit All?", *Economic Development Quarterly, 33(3)*: 212-219.

Quercia, R. G., Stegman, M. A., & Davis, W. R., 2002, "Does a High Tech Boom Worsen Housing Problems for Working Families?", *Housing Policy Debate*, *13(2)*:393-415.

Rosen, S., 1974, "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition.", *Journal of Political Economy, 82*: 34-55.

Reed, R. & Pettit, C., 2004, "Understanding Change in Residential Property Market: Mapping Residency of Employment Data.", *Pacific Rim Property Research Journal, 10(3)*: 353-374.

Sunak, Y. & Madlener, R., 2016, "The impact of wind farm visibility on property values: A spatial difference-in-differences analysis.", *Energy Economics, 55*: 79-91.

Tsai, I. C., 2018, "Housing price convergence, transportation infrastructure and dynamic regional population relocation.", *Habitat International, 79*: 61-73.

Vanderford, S. E., Mimura, Y., & Sweaney, A. L., 2005, "A Hedonic Price Comparison of Manufactured and Site-Built Homes in the Non-MSA U.S.", *the Journal of Real Estate Research, 27(1)*: 83-104.

Waugh, F. V., 1928, "Quality Factors Influencing Vegetable Prices.", *Journal of Farm Economics, 10(2)*: 185-196.

Yiu, C. Y., 2005, "The Effects of Expected Transport Improvements on Housing Prices.", *Urban Studies, 42(1)*: 113-125.

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU202000695

網頁參考文獻

中部科學工業園區管理局，取用日期：2019 年 10 月 30 日

https://www.ctsp.gov.tw/chinese/other/sitemap.aspx?v=1

科技部統計資料庫，取用日期：2019 年 11 月 3 日

https://wsts.most.gov.tw/STSWeb/main/Main.aspx?language=C

內政部國土測繪中心，取用日期：2020 年 5 月 24 日

https://maps.nlsc.gov.tw/

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU202000695

附錄一

臺中園區改制前縣市迴歸結果總表

	OLS	SLM	SEM
	估計係數 P-value	估計係數 P-value	估計係數 P-value
截距項	14.1809 0.00000***	14.1781 0.00000***	14.4133 0.00000***
臨路寬度	0.0043 0.00561***	0.0043 0.00472***	0.0057 0.00002***
總樓層數	0.14 0.00000***	0.14 0.00000***	0.1171 0.00000***
屋齡	-0.0052 0.10344	-0.0051 0.09777*	-0.0083 0.00387***
屋齡平方	-0.00004 0.62489	-0.00004 0.61892	-0.00005 0.53051
土地移轉面積	0.0314 0.00000***	0.0314 0.00000***	0.0304 0.00000***
土地移轉面積平方	-0.0002 0.00042***	-0.0002 0.00030***	-0.0002 0.00009***
各里總人口數	-0.000005 0.33600	-0.000005 0.32761	0.000004 0.55955
是否位於重劃區	0.2164 0.00000***	0.2164 0.00000***	0.1204 0.00016***
各里綜稅所得總額中位數	0.0002 0.18997	0.0002 0.18231	-0.00004 0.83838
與鄰近省道之距離	-0.00009 0.00007***	-0.00009 0.00004***	-0.00004 0.25219
與臺中園區之距離	-0.00003 0.00001***	-0.00003 0.00001***	-0.00005 0.00008***
DID 時間變數：交易時點位於民國 94 年第三季前或後	-0.1148 0.02444**	-0.1147 0.02205**	-0.1241 0.00294***
DID 組別變數：改制前臺中市為實驗組；臺中縣為對照組	0.3978 0.00000***	0.3977 0.00000***	0.5118 0.00000***

DOI:10.6814/NCCU202000695

DID 時間與組別變數交乘項	0.1921 0.00067***	0.192 0.00052***	0.1901 0.00004***
空間延遲係數ρ		-0.0002 0.98557	
空間誤差係數λ			0.595 0.00000***
R^2	0.7643	0.7643	0.8213
F-statistic	102.6078***		
Breusch-Pagan test	52.2774***	52.2838***	54.3065***
Likelihood ratio test		0.0003	94.2198***
Wald test		0.0181	13.0729***
LM-lag	0.0003		
LM-error	106.8674***		
Robust LM-lag	1.7381		
Robust LM-error	108.6052***		
Log likelihood	37.1375	37.1377	84.2474
AIC	-44.2751	-42.2754	-138.495
SC	17.628	23.7545	-76.5918

註：*、**、***分別代表在 t 檢定下或 P-value 達 10%、5%、1%顯著水準。

資料來源：本研究整理。

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU202000695

附錄二

臺中園區以 LPR 結果劃定影響範圍之迴歸結果總表

	OLS	SLM	SEM
	估計係數 P-value	估計係數 P-value	估計係數 P-value
截距項	13.4834 0.00000***	13.1672 0.00000***	14.2409 0.00000***
臨路寬度	0.0055 0.00254***	0.0053 0.00262***	0.0061 0.00001***
總樓層數	0.1667 0.00000***	0.1673 0.00000***	0.129 0.00000***
屋齡	-0.0065 0.08237*	-0.0062 0.08781*	-0.0088 0.00368***
屋齡平方	0.0001 0.26691	0.0001 0.26137	-0.000009 0.91966
土地移轉面積	0.0298 0.00000***	0.03 0.00000***	0.0307 0.00000***
土地移轉面積平方	-0.0001 0.00967***	-0.0001 0.00665***	-0.0002 0.00017***
各里總人口數	0.0000002 0.97993	0.0000002 0.96924	0.00001 0.10815
是否位於重劃區	0.3421 0.00000***	0.3309 0.00000***	0.1364 0.00009***
各里綜稅所得總額中位數	0.0013 0.00000***	0.0012 0.00000***	0.0003 0.15715
與鄰近省道之距離	-0.0002 0.00000***	-0.0002 0.00000***	-0.00006 0.23786
與臺中園區之距離	-0.00001 0.04540**	-0.00001 0.04619**	-0.000007 0.64021
DID 時間變數：交易時點位於民國 94 年第三季前或後	-0.0069 0.85706	-0.0062 0.86748	-0.004 0.88871
DID 組別變數：距離臺中園區 3000m 至 7400m 者為實驗組；	0.0058 0.88273	0.0105 0.78586	0.0248 0.64786

DOI:10.6814/NCCU202000695

其餘為對照組			
DID 時間與組別變數交乘項	0.0719 0.15318	0.0699 0.15544	0.0497 0.18558
空間延遲係數ρ		0.0213 0.06679*	
空間誤差係數λ			0.7357 0.00000***
R^2	0.6841	0.6865	0.8035
F-statistic	68.5217***		
Breusch-Pagan test	70.7637***	75.6902***	36.2799***
Likelihood ratio test		3.4034*	158.9924***
Wald test		1.83311*	23.2508***
LM-lag	3.4411*		
LM-error	147.6439***		
Robust LM-lag	0.0048		
Robust LM-error	144.2077***		
Log likelihood	-29.9354	-28.2337	49.5608
AIC	89.8709	88.4675	-69.1215
SC	151.774	154.497	-7.2185

註：*、**、***分別代表在 t 檢定下或 P-value 達 10%、5%、1%顯著水準。

資料來源：本研究整理。

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU202000695