

學術論著

台積電擴大設廠是否帶動周圍地區房價上漲？ 以台南科學園區為例

Does TSMC's Factory Expansion Plan Boost Housing Prices in Adjacent Areas? A Case Study of Tainan Science Park

謝博明*

Bor-Ming Hsieh*

摘要

本文探討台積電於2018年在台南科學園區擴大設廠後，是否帶動周圍地區住宅價格的上漲，並分析短期炒作效應與產業效應對於周圍地區住宅價格的影響。實證結果顯示台積電晶圓18廠於2018年動工後，周圍地區住宅價格逐年上漲，善化區住宅價格明顯較高且中高價位住宅價格漲幅最大。短期重複交易之炒作效應帶動價格上漲9.3%且高於台積電投資設廠的產業效應。差異中之差異法估計結果顯示台積電擴大設廠帶動善化區住宅價格漲幅達11.2%，且炒作效應帶動價格上漲幅度大於產業投資效應。

關鍵詞：科學園區、住宅價格空間分析、住宅市場炒作、差異中之差異法

ABSTRACT

This study analyzes the effect of TSMC's factory expansion plan on housing prices in adjacent areas of Tainan Science Park. In particular, the housing flipping effect and the TSMC's investment effect on housing prices are also discussed. The results indicate since TSMC started to build 18 Fab in 2018, housing prices in adjacent areas have been quickly increasing. Housing prices in Shanhua are higher than the other two areas. Housing price rising in mid-to-high-price houses is greater than that in other price levels. Short-term flipping in the housing market has become an important factor rising housing prices up to 9.3% and the figure is higher than the TSMC's investment effect. The results of DID model show that TSMC's factory expansion plan has been rising Shanhua's housing prices up to 11.2%. The short-term flipping effect is also greater than the TSMC's investment effect on housing prices.

Key words: science park, spatial analysis of housing prices, flipping in the housing market, difference-in-difference method

(本文於2022年11月21日收稿，2023年5月24日審查通過，實際出版日期2024年6月)

*長榮大學土地管理與開發學系暨不動產財務金融學士學位學程副教授

Associate Professor, Department of Land Management and Development, Bachelor Degree in Real Estate Finance, Chang Jung Christian University, Tainan, Taiwan. E-mail: bmhsieh@mail.cjcu.edu.tw

本文接受中華民國住宅學會張金鶚住房研究薪火傳承獎助，特此感謝。作者亦特別感謝張金鶚教授對於本文撰寫期間的討論與建議。

The author thanks the funding support from Chin-Oh Chang's Inheritance Award, Chinese Society of Housing Studies. The author specially thanks Professor Chang's comments on this paper.

一、前言

由於全球化影響，高科技產業興起，各地政府皆大力推行科技研發，增加國家競爭力。台灣在1979年設立了第一個科學園區—新竹科學園區，新竹科學園區的設立，成功帶動了高科技工業的發展。在政府的輔助下，台灣積體電路製造股份有限公司(以下簡稱台積電)於1987年設立於新竹科學園區，主要以專業積體電路製造服務商業模式為各大知名廠商進行晶圓代工。經過30餘年的發展，台積電已成為全球半導體產業的數個龍頭之一，掌握晶片製造重要技術，領先全球。台積電的成長不僅帶動台灣高科技產業鏈的蓬勃發展，也成為帶動台灣經濟成長的主要引擎。尤其是近幾年來受到COVID-19疫情影響，全球經濟成長萎縮，而台灣經濟卻在台積電與高科技產業持續成長的帶動，表現亮眼。因此，報章媒體與大眾均稱台積電為台灣的「護國神山」。

過去三十年來，政府為了均衡南北地方經濟發展，因此先後在台中、台南設立科學園區，企圖打造高科技業創新走廊，更有利於加速推動台灣成為全球創新研發中心。南部科學園區台南園區(以下簡稱南科)位於台南市新市、善化及安定三區之間。其主要產業為光電、積體電路、精密機械、生技及綠能、晶圓代工及面板業等產業，其中以晶圓代工及面板業之產值最高。根據南科管理局統計2021年南部科學園區共有80,912人，約占全台科學園區就業人口的四分之一，年營業額則超過1兆元。而台積電為南科最大廠商，營業額占南科的二分之一。台積電於2017年底宣布加碼投資南部科學園區，在2018年初晶圓18廠(5奈米廠)已於南科動工，在當年台積電亦宣布3奈米廠將落腳南科，兩個廠區將增加數千個就業機會。此訊息揭露，也帶動附近住宅市場的需求，許多建商紛紛投入大量資金至南科周圍地區如善化、新市、安定三區興建不動產，也吸引許多投資客進場炒作，賺取差價，使得近年住宅交易數量與價格皆大幅上漲。而2020年台積電花費百億元收購南科廠房的訊息揭露，更加速周圍地區房價的上漲。根據媒體報導，善化地區房價近三年漲幅超過七成，尤其是台南科學園區特定計畫區內最主要的居住生活地區為L、M區(註1)，房價漲幅也最明顯(註2)。

過去許多研究指出，科學園區設立及重大建設計畫發布對於周圍地區發展以及住宅市場產生明顯波及效應(胡太山、張素莉, 2001; Miao, 2017; Althobaiti et al., 2021)。而2018年之後，台積電在南科擴大投資建設晶圓廠，創造許多就業機會，也帶動周圍地區的發展，使得住宅需求增加，房價也上升，這種情形可謂台積電帶來的產業投資效應，然而許多投資客見到台積電的龐大產業效應，也紛紛進場投資炒作，助長這一波房價上漲熱潮。因此，這一波房價上漲，除了台積電所帶來的產業投資效應之外，也可能包含了投資客短期炒作所帶動的炒作效應。而這兩種效應對南科周圍地區住宅價格的影響情形為何？乃是本文所探討的重點。本文利用空間統計方法建立住宅價格模型，藉以改善住宅價格空間相依問題，並分析台積電在2018年擴大投資設廠前後對周圍地區住宅價格的影響與差異，並且加入短期重複交易的樣本，作為短期炒作效應的變數，以及地區人口與所得變數，作為產業投資效應的變數，並估計這些變數對住宅價格的影響程度。本文進一步利用空間分量迴歸模型估計台積電所帶來的產業投資效應以及短期炒作效應對不同分量住宅價格的影響與差異。再者，本文進一步運用差異中之差異法，在控制其他變數的情形下，分析在2018年前後，受到台積電效應影響最大之善化區與其他地區住宅價格上漲的差異。本文的研究結果可解釋近幾年來科學園區周

圍地區住宅價格快速上漲的原因，除了產業投資效應，還有投資客炒作效應的特殊現象。

本文分成六節，第二節為科學園區、公共投資與重大建設、短期炒作對周圍地區住宅價格影響的相關文獻探討；第三節為本文所應用之研究方法；第四節為資料與變數說明；第五節為實證結果分析，最後為本文的結論與後續研究建議。

二、文獻回顧

本文對於科學園區產業群聚效應對周圍地區住宅價格的影響、公共投資與重大建設對地區發展與住宅市場影響、短期重複交易與炒作對住宅價格的影響之相關文獻進行探討如後。

(一) 科學園區產業群聚對周圍地區住宅價格影響

過去許多研究已證實高科技產業園區對於周圍地區的發展以及住宅市場有明顯的影響。例如Kroll(2007)研究金融海嘯期間美國加州矽谷地區的房價仍持續上升的因素，其發現矽谷高科技產業的持續成長，員工薪資也持續成長，增加對不動產的需求也因此帶動了地區房地產市場的成長。Althobaiti et al.(2021)則探討美國舊金山灣區高科技產業聚集現象，對周圍城市的勞動力結構的改變，也促使薪資結構的改變，進而帶動地區房地產市場的發展，較明顯的就是城市房價的持續上漲。再者，Miao(2017)研究中國北京中關村、上海張江以及武漢光谷三個科技園區的住宅問題，發現政府在園區規劃時已考慮就業人口的住宅需求而規劃住宅區，但是高科技產業的成長也帶動了就業人口和薪資的成長，導致園區內住宅需求大增，住宅價格快速上漲，甚至波及到附近城市的住宅價格也明顯上漲。

國內對於科學園區設立與發展的研究，新竹科學園區為台灣最早設立的高科技園區，因此國內許多早期研究則多以新竹科學園區為對象，探討產業群聚對於地方創新與發展的影響(胡太山、張素莉，2001；Hasan et al., 2018)，或探討園區產業聚落對周圍地區人口與社會經濟發展的演變(胡太山、解鴻年、王敬堯，2002)，以作為台南科學園區設置的參考。對於台南科學園區發展的研究也多著重於產業政策和土地使用方面(周素卿，1998；Kung & Yen, 2009)。近幾年，受到全球經濟情勢變化與疫情的影響，台商紛紛將產業遷回台灣，造成工業區土地需求大增，尤以南部科學園區與工業區最為明顯，也帶動周圍地區就業人口與住宅需求的成長，造成住宅價格持續上漲。然而有關科學園區對於周圍地區住宅市場與價格影響的研究仍是少數，且對於南部科學園區帶動周圍住宅市場發展以及對住宅價格影響的研究則甚少。因此，本文的研究則可補充國內對於此方面的研究。

(二) 公共投資與重大建設對地區住宅市場與價格影響

關於公共投資支出對於地區的影響，主要源自於Tiebout(1956)的假說，在數個轄區的經濟條件與環境下，假設個人對於地方公共財有異質性偏好以及具有完全移動性(Full mobility)，個人會選擇使其效用極大化的轄區居住，而產生區分(Sorting)的效果。Bayer & McMillan(2012)則依據Tiebout的區分效果，來探討鄰里社區的階層化。其指出，家戶的不同所得階層乃是形成家戶對於住宅需求的異質性偏好的主因之一，對於住宅需求偏好，加上土地使用分區的劃定，而增進鄰里的階層。一些研究則進一步延伸Tiebout的假說，認為地區增加公共投資支出與公共財的提供，提升了地區的經濟與居住環境，也提升地區的競爭力，不僅吸引民眾至此

地區定居，增加住宅需求，也影響住宅市場(Bayer et al., 2011; Kuminoff et al., 2013)。

對於地區重大建設計劃影響地區發展與住宅價格的研究在過去已有不少，例如賴碧瑩、鍾國樑(2010)探討屏東大鵬灣國家風景特定區設立對地區經濟發展的影響，其結果指出重大公共建設設立對地區土地價格有顯著的影響。而較多的研究則是探討交通建設計畫完成前後對於附近住宅價格的影響，例如Dube et al.(2014)探討加拿大蒙特婁市開發新地鐵路線對郊區房價的影響。Diao et al.(2017)則估計新加坡開設新捷運線對於附近地區房價的影響。李春長、梁志民、林豐文(2017)探討台北市捷運信義線開工前後對於鄰近住宅價格的影響。李春長等(2020)利用差異中之差異法以傳統OLS迴歸模型與分量迴歸模型比較分析高雄市環狀輕軌對於鄰近住宅價格的影響。上述這些研究證實大眾交通運輸路線附近房價開始上漲的時間可追溯到路線動工或開通之前，而且開通後所帶來的便利性對鄰近房價的正向影響會隨著時間逐漸下降。

本文研究之台積電在南科設廠已久，在2018年動工擴大設廠之後，亦可視為對地區的實質投資，增加就業機會，所帶動的產業效應，推升周圍地區住宅價格。而以台積電為台灣「護國神山」的金字招牌，在宣布於某地區設廠之後，也吸引不少投資客進場投資炒作，進而帶動房價上漲。這種隨著重大投資計劃以及台積電的招牌而進場投資炒作，是這幾年台灣住宅市場經常見到的情形，有關此方面的研究則甚少。

(三) 短期重複交易與炒作對住宅價格影響

過去20年來，對住宅短期重複交易與炒作的研究並不多，國外研究多以Flipping稱作短期炒作，並將其定義為「購買住宅不為居住或出租使用，而是用以短期快速的再交易(resell)來獲利」(Depken et al., 2009; LaCour-Little & Yang, 2021)。Bayer et al.(2011)則將2年內頻繁購入與出售住宅視為住宅投機者(Flippers as Speculators)，而投機者的特性是選擇住宅區位與投資時機，在價格快速上漲時出售住宅。Leung & Tse(2017)認為多數的短期頻繁交易的投資者是屬於投機者而非專業投資者，而且短期頻繁的交易會助長房價上漲。其模擬分析住宅市場發現當房價較低時期，多數的投資者則會傾向短期交易，獲取較高利潤；當房價在高峰時期，投資者則會請向中長期的經營與出租獲利。

對於短期住宅頻繁交易的獲利情形，Depken et al.(2009)分析1994-2007年美國拉斯維加斯市住宅市場發現，2年內頻繁交易炒作的住宅屋齡較大且面積較小。當住宅市場景氣熱絡時，炒作住宅的毛報酬率高達60%，實質報酬率亦接近20%，反之，在市場景氣衰退時，炒作住宅的報酬率則接近0%。Lee & Choi(2011)研究1995-2010年美國芝加哥都會區透天住宅市場發現出在市場景氣時期(2004-2006)，短期炒作住宅的獲利較長期經營的獲利率為高。然而在市場景氣衰退時期(2007-2010)，短期炒作住宅的風險則較高。

然而，一些研究則有不同的實證結果，如LaCour-Little & Yang(2021)研究美國都會區住宅市場發現，在住宅市場景氣時期，短期重複交易乃是與套利為主要投資動機；而在景氣衰退時期，短期重複交易則與貸款限制有關。其研究亦證實，將住宅交易成本與稅賦納入考量後，短期住宅重複交易的獲利仍比一般住宅交易之獲利為高，而且在市場景氣衰退時期的獲利率比市場景期熱絡時期為高。除了美國之外，Leuw(2020)研究荷蘭住宅市場發現短期重複交易炒作的確助長荷蘭住宅市場在2009至2018年間景氣過熱現象。短期炒作平均獲利情形比一般住宅交易獲利高出8.4%；在四大都會區住宅市場的獲利則高出13.3%。再者，在重複交易

中，僅重複交易一次的獲利比一般住宅市場交易獲利高7.4%；而重複交易五次的平均獲利則較一般住宅市場交易獲利高12.5%。

從前述研究可知，科學園區的產業聚集、公共投資與重大建設帶動周圍地區的住宅價格上升，而短期重複交易的炒作情形亦助長住宅價格上漲。然而國內對於科學園區產業聚集對於周圍地區住宅價格影響的研究，以及住宅市場短期炒作的研究則甚少，因此本文在探討台積電在南科擴大投資設廠前後，影響周圍地區住宅價格之因素中，除了加入產業投資效應變數，亦納入短期炒作變數，探討這些變數對住宅價格的影響。本文的研究成果可以補齊國內對於此方面研究之不足，亦可與國外相關研究相互印證。

三、研究方法

本文主要探討2018年台積電在台南科學園區動工設立晶圓18廠前後對於周圍住宅價格的影響與差異。在研究方法方面，本文首先建立住宅價格模型，分別以最小平方法，空間延遲迴歸法以及空間誤差迴歸法估計住宅價格，並選出配適度較佳之模型，再進一步運用空間分量迴歸模型估計各影響因素在不同分量價格集群下對住宅價格的影響程度與變化。最後則運用差異中之差異法進一步分析在控制其他變數的情形下，台積電在南科擴大設廠前後對於善化區與其他兩區的住宅價格影響程度與差異。本文的研究方法分述如下：

(一) 住宅價格模型與空間自我迴歸模型

1. 住宅價格模型

大多數的住宅價格模型以線性迴歸方法估計住宅價格，本文住宅交易價格迴歸模型如式(1)

$$Ln p = \alpha + \Sigma \beta X + \varepsilon, \varepsilon \sim iid_N(0, \sigma^2) \dots \dots \dots (1)$$

其中 $Ln p$ 為住宅交易價格取自然對數， α 為截距項， X 為住宅特徵屬性變數，包含建物屬性變數、鄰里屬性變數、區位屬性變數、時間變數以及短期炒作變數與產業投資效應變數， β 則為 X 之估計值； $\varepsilon \sim iid_N(0, \sigma^2)$ 為誤差項並假設為一常態分配。

2. 空間自我迴歸模型

前述的線性迴歸模型估計住宅價格時，常忽略住宅價格本身的空間相依性(Spatial dependence)問題，而產生估計偏誤(Can & Megbolugbe, 1997)。過去已有不少研究證實用空間分析方法以及空間自我迴歸模型可以明顯改善住宅價格估計時，因空間自我相關問題所產生的偏誤，提升估計精確度(Pace & Gilley, 1997; Basu & Thibodeau, 1998; Case et al., 2004；廖四郎、陳靜宜，2013；謝博明，2015)。因此，本文亦利用空間自我迴歸模型來改善住宅價格的空間自我相關所造成的估計偏誤，而空間延遲模型(spatial lag model)與空間誤差模型(spatial error model)乃為常見的空間自我迴歸模型，分述如下：

(1) 空間延遲模型

空間延遲模型將外部性及外溢效果產生的空間相依關係，直接透過空間延遲變數(spatial lagged variable)表示。此「延遲」的意義是來自於空間上而非時間先後所引起的。空間延遲通常是指「一地的某活動同時影響鄰近地區某活動，也受鄰近地區某活動的影響」(Anselin,

1988)。Anselin(1999)整理Ord(1975)、Anselin(1988)以及Anselin & Bera(1998)研究發展出的空間延遲模型如式(2)所示：

$$LnP = \alpha + \rho W(LnP) + \Sigma \beta X + \varepsilon, \varepsilon \sim iid_N(0, \sigma^2 I) \dots \dots \dots (2)$$

其中 LnP 為住宅交易價格取自然對數， α 為截距項， ρ 為空間自我迴歸係數， $W(LnP)$ 為空間延遲變數， X 為住宅特徵屬性變數，包含建物屬性變數、鄰里屬性變數、區位屬性變數、時間變數以及短期炒作變數與產業投資效應變數， β 則為 X 之估計值， ε 為誤差項向量。

空間相鄰矩陣 W 是一個由0與1所組成的 n 階對稱矩陣如式(3)所示，其用來呈現各區域間空間單元的相鄰情形。如果 i 與 j 兩空間單元具有鄰近關係，則相應的 W_{ij} 值為1，否則 W_{ij} 值為0，而自己與自己(例如 W_{ii} 或 W_{jj})設為0 (Anselin, 1988；溫在弘，2015)。

$$W = \begin{bmatrix} 0 & w_{12} & \dots & w_{1n} \\ w_{21} & 0 & \dots & w_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{n1} & w_{n2} & \dots & 0 \end{bmatrix} \dots \dots \dots (3)$$

空間自我迴歸模型與特徵價格模型不同的地方，即是多加了一個應變數乘上空間相鄰矩陣當作解釋變數之一，透過檢定應變數的空間延遲係數 ρ ，是否顯著異於0， $\rho \neq 0$ 即表示空間延遲模型確實具有鄰近區域上的空間自我相關。

(2)空間誤差模型

空間誤差模型假設空間自我相關存在誤差項中，當誤差項出現自我相關問題時，誤差項的共變異矩陣(covariance matrix)便不再為0，使得模型不合乎樣本間彼此獨立的假設(溫在弘，2015)。空間誤差模型是將迴歸模型中的誤差項裡，多加上一個誤差項本身乘上空間加權矩陣(W)，若其中空間誤差係數 λ 顯著異於0($\lambda \neq 0$)即表示空間誤差模型中確實有干擾因子造成空間自我相關(Anselin, 1999)，如式(4)所示：

$$LnP = \alpha + \Sigma \beta X + \varepsilon, \varepsilon = \lambda W\varepsilon + u, u \sim iid_N(0, \sigma^2 I) \dots \dots \dots (4)$$

其中， α 為截距項， X 為住宅特徵屬性變數，包含建物屬性變數、鄰里屬性變數、區位屬性變數、時間變數以及短期炒作變數與產業效應變數， β 則為 X 之估計值， ε 為誤差項向量， λ 為空間誤差係數， W 為空間相鄰矩陣， u 為修正後誤差項。

對於空間延遲模型較最小平方模型多控制了一項自變數 $W(LnP)$ ，即鄰近地區的影響，使得誤差彼此不再空間自相關。但也因為此自變數，會產生內生變數的問題，故以傳統最小平方估計，會喪失有效性及不偏性，一般用最大似法估計或工具變數估計，將可改善此問題所產生的估計偏誤(Anselin & Bera, 1998)。本文之空間自我迴歸模型皆利用最大似法估計(Maximum Likelihood Estimation, MLE)則可避免喪失估計結果的有效性與不偏性。

空間延遲迴歸模型與空間誤差迴歸模型的配適性檢定，可依Pseudo R^2 、Robust Lag、Robust Error以及AIC等統計值來判定。Pseudo R^2 值越接近1則配適度越佳。再者，在Lagrange Multiplier (LM)檢定中，比較LM-Lag與LM-Error統計值的顯著性與進一步檢視Robust LM-Error與Robust LM-Lag統計值得顯著性，何者較顯著，則表示何種(空間延遲或空間誤差)模型配度

較佳，而AIC值越小則模型擬合度越佳(Anselin & Bera, 1998)。

(二) 空間分量迴歸模型

許多住宅價格研究已利用分量迴歸來探討住宅特徵屬性在不同價格分量時，對於住宅價格影響的差異以及其隱含的意義(Coulson & McMillen, 2007; Zietz et al., 2008; Farmer & Lipscomb, 2010)。這些研究證實住宅價格在不同分量下，住宅實體特徵與區位特徵的明顯異質性，可更細緻地區分住宅價格次市場，並且顯著提升住宅價格估計的精確度。然而一些研究亦指出，利用分量迴歸模型估計住宅價格仍無法避免價格的空間相依性問題(Liao & Wang, 2012; 李春長、俞錚、梁志民, 2020)，因此本文以Liao & Wang的空間分量模型為基礎，來估計住宅價格。

在討論空間分量迴歸模型時，應先討論分量迴歸模型，本研究依據Koenker & Bassett (1978)所提出之分量迴歸方法，按不同分量值來求得各分量的估計值，亦可用不同的分量值來了解整個住宅重複交易價格資料分配的優點。根據前述之空間自我相關模型之配適度檢定，若是空間延遲模型之配適度較佳，則本文結合分量迴歸式與空間延遲迴歸式，可導出空間延遲分量迴歸式，如式(5)所示。

$$\begin{aligned} \ln P_{(t)} &= \alpha_{(t)} + \rho_{(t)}W(Lnp) + \sum \beta_{(t)}X + \varepsilon_{(t)}, \\ \varepsilon_{(t)} &\sim iid_N(0, \sigma^2 I) \dots\dots\dots (5) \end{aligned}$$

其中 θ 為相對應的分量，其餘同式(2)之解釋。

若是空間誤差模型之配適度較佳，則本文結合分量迴歸式與空間誤差迴歸式，導出空間分量迴歸式如式(6)所示。

$$\begin{aligned} \ln P_{(t)} &= \alpha_{(t)} + \sum \beta_{(t)}X + \varepsilon_{(t)}, \varepsilon_{(t)} = \lambda W\varepsilon_{(t)} + u_{(t)}, \\ u_{(t)} &\sim iid_N(0, \sigma^2 I) \dots\dots\dots (6) \end{aligned}$$

其中， θ 為相對應的分量，其餘同式(4)之解釋。

對於分量迴歸模型的變異數估計，本研究是採用拔靴法(bootstrapping method)，以自體重複抽樣的過程直接估計變異數矩陣中的元素。

(三) 差異中之差異法

差異中之差異法(Difference-in-difference Method, DID)主要在探討事件參與者(Participants)與未參與者(Non-participants)在事件發生時間點前與後(Before and After)之間的處置效果(Treatment effect) (Heckman et al., 1998; Calendo & Hujer, 2006)。此方法已被廣泛應用於各學科領域，以住宅相關領域，差異中之差異法常被應用於政策實施前後效果，以及本文前述對於重大建設計畫實施前後對地區住宅市場與價格的影響效果。

差異中之差異法需要設定實驗組(Treat group)與控制組(Control group)，以及某一時間點之前後(Before and After)。本文針對台積電在2018年動工設立晶圓18廠為時間點，即以2018年為時間截斷點。在南科周圍地區，本文以善化為實驗組，乃是因為近年來南科快速發展，對於周圍地區的影響程度則首要為善化區，其他二區，新市區與安定區為控制組。本文之差異中之差異法如式(7)所示。

$$\ln P_{it} = \alpha + \beta_1 \text{Treat}_i + \beta_2 \text{After}_t + \beta_3 \text{Treat}_i \times \text{After}_t + \Sigma \beta X + \varepsilon \dots\dots\dots (7)$$

其中 $\ln P$ 為住宅價格取自然對數； α 為截距項； β_1, β_2 為係數值； Treat 為實驗組與否之虛擬變數（實驗組 $i = 1$ ，控制組 $i = 0$ ）， After 為動工設廠前後之虛擬變數（動工後 $t = 1$ ，動工前 $t = 0$ ）； β 為住宅特徵屬性之係數值； X 為住宅特徵屬性； ε 為殘差項。

四、資料與變數

(一) 資料來源與處理

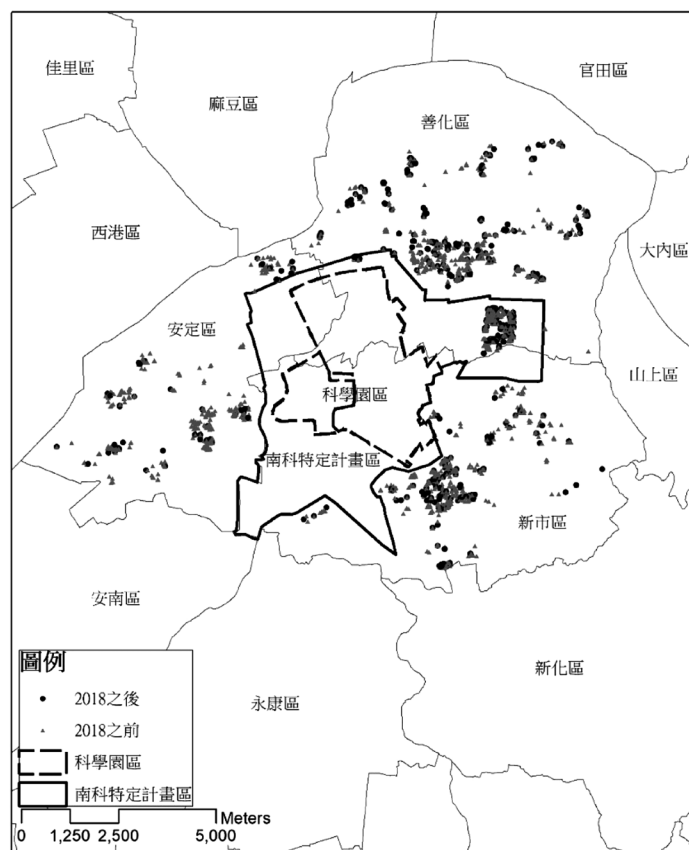
本文之資料以2016年1月至2021年12月台南市不動產實價交易登錄資料為時間範圍，主要以台積電在2018年開始動工設晶圓18廠為時間截斷點，再往前延伸2年與往後延伸3年。在地區範圍方面，台南科學園區位於台南市善化區、安定區、新市區，因此南科的發展對於周圍三區有直接的影響，故本文之研究範圍為善化區、安定區、新市區三區。至於附近的麻豆區、西港區、安南區、永康區以及新化區則非主要影響範圍地區(註3)。

本文蒐集2016年01月至2021年12月，台南市善化區、安定區與新市區三個行政區之不動產實價登錄資料，共有5,442筆交易資料。在資料整理方面，首先刪除非住宅交易樣本，以及刪除交易備註欄有註記特殊交易之樣本，其次刪除各變數之異常值樣本，之後，本文的有效樣本為3,828筆。樣本分布如圖一所示。黑色實線所匡列範圍為南科特定計畫區範圍；虛線所匡列範圍南科台南園區以及樹谷園區，即為本文之台南科學園區範圍。再者，對於住宅交易樣本分布，台積電在2018年開始動工設晶圓廠之前的交易樣本為灰色三角點，共有1,101筆；2018年之後樣本以黑圓點，共有2,727筆。由圖一可知住宅交易在2018年之前與之後的樣本空間分布差異不大，以善化區為多數，其次為新市區，以及安定區，而在2018年之後且在善化區的交易樣本有1,509筆。

(二) 變數篩選

本文的應變數為住宅交易總價價格(註4)，而在自變數方面，依據不動產交易實價登錄資料的內容，本文選擇住宅屬性變數以及鄰里屬性變數，並利用住宅交易樣本點座標，透過地理資訊系統的圖層增加各重要地標、地點至交易樣本點最近距離的區位變數，以及利用交易時間增加時間變數。此外，本文亦增加三地區歷年人口數以及地區所得作為台積電在南科擴廠對於三地區所帶來的產業效應之變數。還有本文亦增加短期重複交易變數代表投資炒作效應的變數。本文之應變數與自變數之敘述性統計量如表一所示。

在應變數方面，平均交易總價為843.1萬元，最高交易總價接近3,660萬元；最低總價僅為60萬元。對於自變數方面，在住宅屬性方面，建物面積亦是扣除車位面積後的建物面積，平均建物面積為171.33平方公尺，最大面積為510.22平方公尺；最小面積則為27.25平方公尺。平均房間數與衛浴數分別為3.94間與3.52間，最多間數均為7間。平均總樓層數為5.13層，最高樓層為22層。平均屋齡為8.69年，最高屋齡有55.93年而最低屋齡則為0.25年。在住宅類型方面，透天住宅占70.6%，集合住宅(包含公寓、華廈以及大樓)則為29.4%，顯示南科三區近五年交易類型仍以透天住宅為多數。進一步分析透天住宅樣本在2018年之前與之後的交易占比差異則不顯著(註5)。而交易樣本中有32.6%為有管理的社區。在土地使用分區方面，交易樣本有3.1%



圖一 南科三區住宅交易樣本分布圖

資料來源：本研究整理

位於商業用地；96.2%位於住宅用地與建地，而有0.8%為其他用地，包含農業用地、水利與交通用地等。而本文並未將車位列為自變數乃是因為大多數的透天住宅交易資料並未註記車位資料，但是實際上多數的透天住宅的車位空間包含在交易面積內，還有在集合住宅交易資料中，對於有登記車位價格的樣本數亦不多，乃是因為台南的中古屋交易常習慣將車位價格內含到總價。

在區位方面，多數交易樣本位於善化區占55.3%，其次為新市區(29.4%)以及安定區(15.3%)。在距離變數方面，各交易樣本至最近國中小學平均距離為0.81公里，距最近交流道平均距離為2.87公里。本文以南科管理局代表南科園區的地標，各交易樣本距管理局的平均距離為3.82公里。再者，本文以三地區從2016年至2021年的歷年人口數以及地區歷年所得，代表台積電在南科擴大設廠所帶來的產業投資效應變數。對於所得資料，則以財政部資訊中心公布的台南市各行政區綜合所得申報資料所記載歷年綜合所得中位數為地區所得變數。2021年所得資料尚未公布，故以近五年三地區綜合所得的平均成長率來推估2021年的所得。三地區歷年人口數平均值為4.29萬人，至2021年底，善化區人口數為51,265人(最大值)；新市區為37,546人；安定區為30,105人(最小值)。而三地區歷年中位數所得之平均值為60.52萬元，最大值為善化區之76.2萬元；最小值為安定區之38.7萬元。三地區歷年所得以善化區中位數所得平

均值最高(68.2萬元)，其次為新市區(56.0萬元)，再次為安定區(52.4萬元)。

再者，本文亦加入重複交易以及短期重複交易兩項虛擬變數以代表交易類型與投資炒作效應。本文對於住宅重複交易的定義為在2016-2021年期間交易樣本中有相同的地址、建物面積、交易樓層，以及房間數的樣本即為重複交易樣本。而短期重複交易樣本則為重複交易樣本中，兩次交易期間為二年以下的樣本。本文依前述Depken et al.(2009)以及LaCour-Little & Yang(2021)的定義將2年以內重複交易視為投機炒作，以此變數代表台積電在南科擴大投資設廠後，吸引許多投資客至周圍地區炒作住宅的炒作效應，用以測試其對周圍地區住宅交易價格的影響。如表一所示，住宅重複交易樣本僅占全部交易樣本的4.3%，而短期重複交易樣本占全部交易樣本的1.6%。進一步分析，在所有重複交易樣本中，短期重複交易樣本則占37.6%，且大多數重複交易期間則在2018年以後。

至於在交易時間方面，近五年的交易量則略有波動，並非逐年增加，以2019年交易量最多，占23.4%，其次為2020年占19%，再次為2018年占17.5%。而2016與2017年交易樣本各占12.6%以及15.9%。2021年交易樣本則最少，僅占11.6%。

五、實證分析

本文之實證分析分成三部分，首先建立住宅價格模型與空間自我迴歸模型比較台積電在2018年動工設廠前後對於南科所在三地住宅價格的影響，接下來則利用空間統計方法建立空間分量迴歸模型分析前述自變數在各住宅價格分量之影響程度與變化。最後則利用差異中之差異法，在控制住宅屬性變數情形下，分析台積電於2018年在南科動工擴大設廠前後，對於善化區住宅價格與其他地區是否有顯著的差異？

(一) 南科三區住宅價格模型比較

本文主要探討台積電動工擴大設廠前後，對於周圍地區住宅價格的影響。首先本文運用最小平方方法建立住宅價格模型，並加入並運用空間延遲迴歸方法與空間誤差迴歸方法做比較並檢測何種方法對於住宅價格模型估計有較佳的精確度。住宅價格模型的應變數為住宅交易總價取自然對數。在自變數方面，本文先將表一的自變數做多元共線性檢測，發現房間數與建物面積兩者有高度相關，故本文選擇以建物面積加入模型。本文亦加入屋齡平方項變數，用以檢測屋齡對於住宅價格是否呈現線性影響？在土地使用分區方面，由於絕大多數的交易樣本為住宅用地，對於住宅價格的影響則不顯著，因此本文刪除土地使用分區變數。在地區方面，本文亦選擇樣本占比較高的善化區作為代表，用以估計地區別對於住宅價格的影響。

而在距離變數方面，本文以交易樣本至最近國中小學距離代表鄰里學區的可及性。並以交易樣本至南科管理局最短距離來代表距南科的遠近，而用樣本距最近交流道距離來代表對外交通的可及性。在產業效應變數方面，地區人口數與行政區和交易年變數間有高度相關性，因此本文以三地中位數所得代表台積電在南科擴大設廠所帶來的產業投資效應。在炒作效應變數方面，本文以是否為短期重複交易代表投資炒作效應。至於在時間變數方面，本文以2018年台積電動工設廠為基準變數，用以估計各年對2018年住宅價格的影響。

南科三區住宅價格模型估計結果如表二所示。首先，在模型配適度方面，最小平方模型、空間延遲模型以及空間誤差模型的R平方分別為0.7809、0.7811以及0.7805，三模型的差異

表一 科三區住宅價格模型各變數敘述性統計表

變數		平均數	標準差	最大值	最小值
應變數	總價(萬元)	843.10	462.57	3,660	60
建物屬性	建物面積(平方公尺)	171.33	60.19	510.22	27.25
	房間數	3.94	1.42	7	1
	衛浴數	3.52	1.69	7	1
	總樓層數	5.13	3.25	22	1
	屋齡	8.69	11.38	55.93	0.25
	是否為透天住宅(是=1)	0.71	0.46	1	0
鄰里屬性	社區是否有管理(是=1)	0.326	0.47	1	0
	使用地為商業用地(是=1)	0.031	0.17	1	0
	使用地為住宅用地(是=1)	0.962	0.19	1	0
	使用地為其他用地(是=1)	0.008	0.09	1	0
	至最近國中小學距離(公里)	0.81	0.55	3.99	0.04
區位屬性	是否為善化區(是=1)	0.55	0.50	1	0
	是否為安定區(是=1)	0.15	0.36	1	0
	是否為新市區(是=1)	0.29	0.46	1	0
	至南科管理局之距離(公里)	3.82	1.27	8.94	1.14
	至最近交流道之距離(公里)	2.87	0.93	5.91	0.63
產業投資 效應	地區人口數(千人)	42.90	7.65	51.30	30.10
	地區(中位數)所得(每10萬元)	6.052	1.05	7.62	3.87
交易類型	是否為重複交易(是=1)	0.04	0.20	1	0
炒作效應	是否為短期重複交易(是=1)	0.02	0.17	1	0
	交易年是否為2016年(是=1)	0.13	0.33	1	0
	交易年是否為2017年(是=1)	0.16	0.37	1	0
	交易年是否為2018年(是=1)	0.18	0.38	1	0
	交易年是否為2019年(是=1)	0.23	0.42	1	0
	交易年是否為2020年(是=1)	0.19	0.39	1	0
	交易年是否為2021年(是=1)	0.12	0.32	1	0
樣本數		3,828			

資料來源：本研究整理

不大，以空間延遲模型最佳，其次為最小平方模型，再次為空間誤差模型。其次，在Lagrange Multiplier (LM)檢定中，LM-Lag與LM-Error值均顯著異於零，並進一步檢視Robust LM-Error值與Robust LM-Lag值亦顯著異於零，表示住宅價格資料中有空間關係存在，而且空間延遲模型以及空間誤差模型的空間自我相關係數值呈現顯著的正相關，顯示住宅價格間呈現顯著正向自我相關，應利用空間自我迴歸模型估計住宅價格來改善其估計的偏誤。再者，在空間自我

表二 南科三區住宅價格歸模型比較

模型 變數	最小平方模型		空間延遲模型		空間誤差模型	
	參數值	t值	參數值	Z值	參數值	Z值
截距項	14.4960	87.44***	14.4061	84.92***	14.3483	81.55***
建物面積(m ²)	0.0055	49.13***	0.0055	49.22***	0.0056	50.70***
衛浴數(間)	0.0166	4.31***	0.0163	4.25***	0.0140	3.67***
屋齡(年)	-0.0279	-22.16***	-0.0276	-21.88***	-0.0281	-22.36***
屋齡平方(年)	0.0005	14.59***	0.0005	14.48***	0.0005	14.70***
是否為透天住宅(是=1)	0.2888	15.86***	0.2858	15.67***	0.2897	16.01***
社區有無管理 (是=1)	0.0766	5.67***	0.0753	5.58***	0.0804	5.96***
是否為善化區 (是=1)	0.0892	8.58***	0.0771	5.69***	0.0809	6.34***
最近國中小學距離(公里)	-0.0291	-3.29***	-0.0234	-2.55***	-0.0129	-1.96*
南科管理局距離(公里)	-0.0661	-15.93***	-0.0599	-12.30***	-0.0651	-13.51***
最近交流道距離(公里)	-0.0007	-0.13	0.0013	0.23	0.0008	0.14
是否為短期重複交易(是=1)	0.0953	2.82***	0.0927	2.75***	0.0892	2.66***
地區所得(每10萬元)	0.0712	2.68***	0.0789	3.06***	0.0893	3.31***
是否2016年交易(是=1)	0.0126	0.65	0.0176	0.90	0.0142	0.71
是否2017年交易(是=1)	0.0248	1.51	0.0272	1.60	0.0207	1.25
是否2019年交易(是=1)	0.1224	2.12**	0.1458	2.50**	0.1670	2.74***
是否2020年交易(是=1)	0.1312	3.54***	0.1436	3.84***	0.1501	3.90***
是否2021年交易(是=1)	0.0700	3.77***	0.0727	3.91***	0.0688	3.69***
空間自我相關係數 Ψ 或 λ	NA	NA	0.0418	2.45**	0.2422	1.99*
(Pseudo) R ²	0.7809		0.7811		0.7805	
F檢定	903.13***		NA		NA	
AIC值	620.63		609.12		611.20	
Log Likelihood	-292.31***		-279.62***		-283.61***	
LM-Lag			59.07***			
LM-Error			149.85***			
Robust LM-Lag			34.29***			
Robust LM-Error			330.78***			
樣本數			3,828			

資料來源：本研究整理

迴歸模型中，AIC值代表模型的擬合度，AIC值越小表示模型擬合度越佳，故空間延遲模型的擬合度則較空間誤差模型為佳，因此，本文以空間延遲模型作為南科三區住宅價格之估計模型。

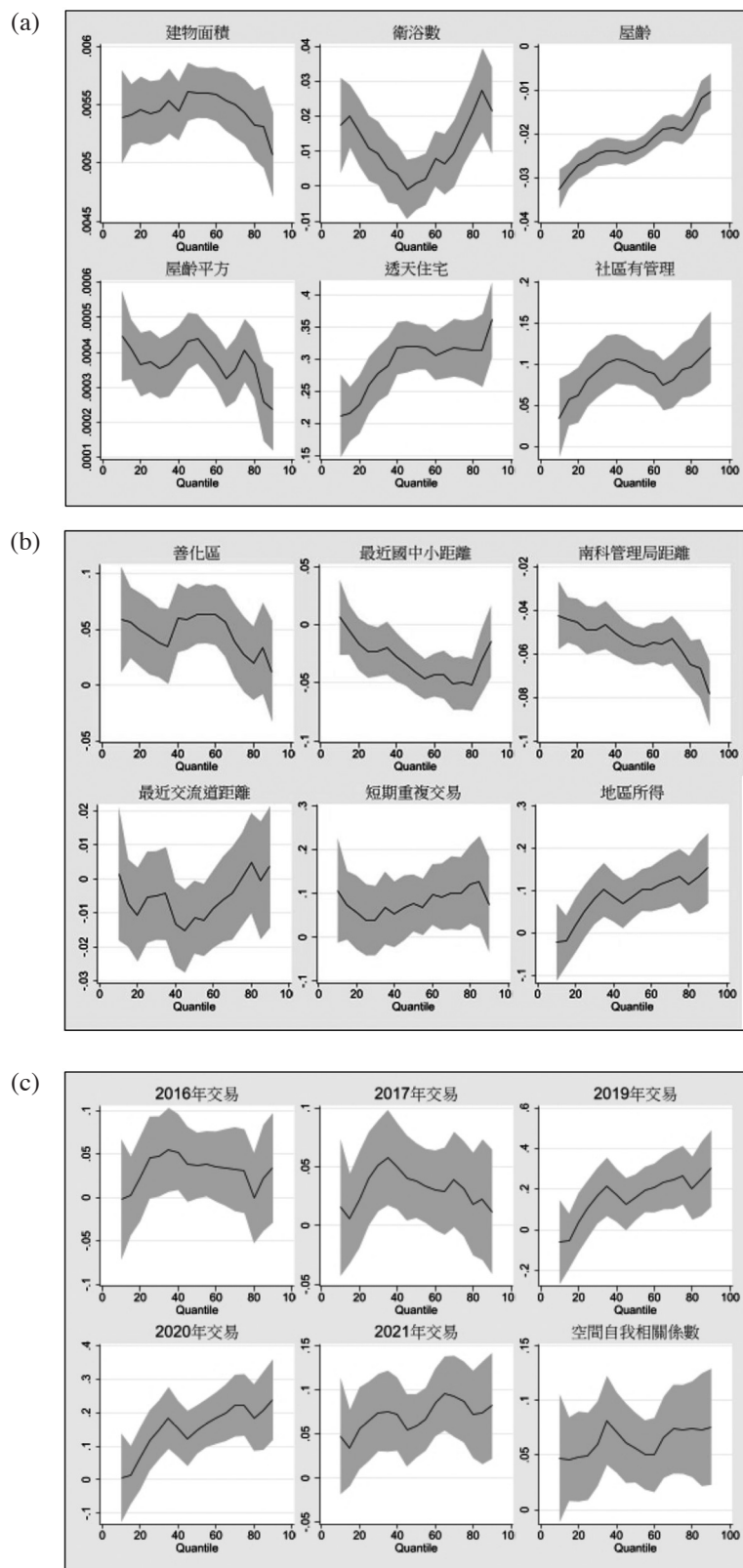
在空間延遲模型方面，多數自變數對於住宅價格有顯著且預期的影響。在住宅屬性變數中，建物面積越大、衛浴數越多，住宅價格則越高。屋齡對於住宅價格為顯著負向影響，但是屋齡平方項則呈顯著正向影響，表示屋齡對於住宅價格的影響為非線性。當屋齡每增加1年時，價格則降低2.76%，但是在屋齡非常大時，住宅價格反而開始上升0.05%。而在住宅類型方面，透天住宅價格則比集合住宅價格高28.58%。有管理組織的社區較無管理組織的社區價格高7.53%。位於善化區的住宅價格也較其他兩區之住宅價格高7.71%。至於在距離變數方面，距最近國中小學距離每增加一公里則價格降低2.34%，表示離學校越近，住宅價格越高。相似的情形，距南科管理局距離每增加一公里，則價格減少5.99%，表示距南科管理局越近，住宅價格越高，乃是因為在特定計畫區內的LM特區中，如圖一黑色實線範圍內右上角地區，是高價住宅聚集地區，其價格明顯高於善化其他市街區以及其他地區。而距最近交流道距離對住宅價格的影響則不顯著。

再者，短期重複交易之住宅，其價格較一般交易住宅之價格高9.27%，表示炒作效應會使價格上升。而代表產業投資效應的地區所得每增加10萬元則對住宅價格推升7.89%的效果。此結果顯示，近六年來台積電在南科投資設廠所帶來的產業投資效應以及吸引投資客進場炒作房地產均使得住宅價格上漲，而投資客炒作助長住宅價格上漲效果甚至大於產業投資效應所帶動住宅價格上漲的效果。至於在時間變數方面，2016年以及2017年的住宅價格相較於2018年的價格差異不顯著，而2019年、2020年以及2021年的住宅價格則高於2018年。此情形顯示隨著2018年台積電動工設晶圓18廠後，周圍地區住宅價格則逐年明顯上升，2019年至2021年的住宅價格則較2018年住宅價格分別上升14.58%、14.36%與7.27%。

(二) 南科三區住宅價格空間延遲分量迴歸模型分析

本文進一步以空間延遲迴歸模型為基礎，建立空間延遲分量迴歸模型，探討模型中各自變數對於不同分量住宅價格群組的影響程度與變化。本文將住宅價格區分0.10、0.25、0.50、0.75以及0.90分量，分別代表低價位、中低價位、中價位、中高價位以及高價位住宅價格的影響，估計結果如附表一所示。而各自變數對於各分量價格的影響程度變化如圖二a、圖二b以及圖二c所示。首先在住宅屬性變數方面，建物面積在中價位住宅的價格影響較大，衛浴設備數則對低價位與高價位住宅之價格影響較明顯。而屋齡對於住宅價格的負向影響程度則以低價位住宅較大，隨著住宅價位上升，影響程度則降低。透天住宅類型則對中、高價位住宅的價格影響較大，隨著住宅價位提高，影響程度則增加。有管理社區則對中價位，以及高價位住宅之價格影響較明顯。此情形顯示在三地區的中價位與高價位住宅可能以有管理的透天住宅為多。

在區位方面，位於善化區則對於低價位至中價位住宅的價格有較明顯正向影響，而對高價位住宅之價格的影響則不顯著。其原因可能是善化地區的集合住宅比例較其他二區為高，相較於透天住宅較高的總價，集合住宅的價位則較低。而善化區高總價住宅的價格與其他二區的價格則沒有顯著差異。在距離變數方面，距國中小學距離越遠則價格越低，其影響程度



圖二 自變數對住宅價格影響分量圖

資料來源：本研究整理

以中高價位住宅之價格較大。距南科管理局距離越遠則價格越低，隨著住宅價位提高，影響程度則逐漸增大。至於距最近交流道距離對於不同價位住宅之價格影響則皆不顯著。短期重複交易所呈現的炒作效應所導致的價格上漲情形亦是以中高價位住宅最為明顯，其次為低價位住宅。地區所得的增加而推升住宅價格上漲，也是以中高價位住宅較明顯。

至於在時間變數方面，相較於2018年，2016年各價位住宅之價格則呈現不顯著影響，而2017年，僅有中價位住宅之價格較2018年的價格高3.68%。換言之，中價位住宅在2017年開始就有明顯的上漲。在2019年台積電晶圓18廠完工後，中價位以上住宅價格較2018年則有明顯的上漲情形。在2020年，各價位住宅皆較2018年有顯著的上升，且以中高價位以上住宅的價格上漲幅度較高。在2021年，則是低價位住宅與中高價位住宅的價格上漲幅度較高。就整體而言，在台積電於2018年開始動工擴大設廠後，周圍地區住宅價格的上漲幅度以中高價位住宅最顯著，其次為低價位住宅價格。最後在空間自我相關係數方面，隨著住宅價位上升，空間自我相關係數的影響程度越大，表示越高價位住宅的價格受到空間自我相關影響越顯著，透過係數修正後，可提升住宅價格模型估計精確度。

綜合上述，位於善化區且距南科越近對低價位至中價位住宅之價格影響較大。受台積電擴大設廠所帶來的產業效應使得地區所得增加則對中高價位住宅之價格影響較大。而短期重複交易之炒作效應則亦是以中高價位住宅最為明顯，其次為低價位住宅。在2018年之後，各價位住宅價格皆明顯上漲，而以中高價位住宅上漲為大，其次為低價位住宅。

(三) 台積電動工設廠前後對於善化地區住宅價格之影響

南科範圍包含善化、新市與安定三區，對於台積電於南科擴大設廠對周圍地區房價的影響，媒體報導則以善化區的房價為主，而實際觀察亦是以善化區為最直接影響地區，其次才是新市區以及安定區。再者，從前述住宅價格空間誤差迴歸模型的估計結果可知，台積電於2018年動工設晶圓18廠之後，住宅價格有明顯的上漲，而且位於善化區的住宅價格亦較其他地區為高。故本文設定以善化地區為主要影響地區。然而每個時期所交易的住宅價格除了受到時間因素影響外，也受到其他住宅屬性、鄰里屬性及區位屬性變動影響，因此無法精確估計住宅價格實際受到時間與地區的影響程度。是以，本文進一步運用差異中之差異法(Difference-in-difference method, DID)，在控制其他變數情形下，檢測台積電於2018年動工設晶圓18廠之後且位於善化區內的住宅交易價格，與2018年之前和其他地區的住宅交易價格是否有明顯的差異？

在進行DID估計時，先進行實驗組(Treat group)與控制組(Control group)樣本配對，最常見的配對方法即為傾向分數配對法(Propensity Score Matching, PSM)，乃是用來測量實驗組與控制組在某些特徵變數下，整體均衡性的分組方法(Rosenbaum & Rubin, 1983)。本文利用傾向分數配對法來配對實驗組和控制組的樣本，藉以篩選樣本，使得實驗組和控制組在配對變數上趨近於相近或相似(Pan & Bai, 2015)。根據Heckman et al.(1998)，傾向分數配對方法可分為最鄰近配對法(Nearest neighbor matching)、半徑配對法(Radius matching)以及核配對法(Kernel matching)。一般較常使用為最鄰近配對法。

本文的實驗組為位於善化區且在2018年(含)以後的住宅交易價格，控制組則為非實驗組範圍(即新市區與安定區)的住宅交易價格。本文利用SPSS軟體進行PSM方法篩選樣本，首先以羅

吉斯特迴歸(Logistic regression)方法，利用建物面積、衛浴數以及屋齡等三項自變數來建立機率模型估計各住宅交易價格樣本的傾向分數，再以最鄰近配對法對實驗組和控制組樣本進行配對，並刪除未被配對成功的樣本(註6)。最後配對成功的樣本為3,018筆樣本。本文再利用比較平均數檢測實驗組與控制組樣本在建物面積、衛浴數以及屋齡三項變數的變異數是否有顯著差異？如表三所示，在配對前，實驗組與控制組樣本在建物面積與屋齡的變異數同質性檢定呈現顯著，表示此二項變數的變異數在配對前，實驗組與控制組間有顯著的差異。在配對後，則三項變數之變異數未有顯著的差異。因此本文可利用此配對後樣本進行DID測試。

表三 實驗組與控制組樣本平均數與變異數檢定

自變數	配對前樣本			配對後樣本		
	實驗組 (N=1,509)	控制組 (N=2,319)	變異數 同質性檢定 (Levene值)	實驗組 (N=1,509)	控制組 (N=1,509)	變異數 同質性檢定 (Levene值)
建物面積(M ²)	174.78 (62.69)	167.49 (58.00)	9.93***	174.78 (62.69)	171.83 (60.17)	5.32
衛浴數	3.56 (1.64)	3.50 (1.42)	1.66	3.56 (1.64)	3.53 (1.40)	1.38
屋齡(年)	6.15 (9.62)	9.34 (11.38)	89.27***	6.15 (9.62)	7.21 (10.78)	13.24

* 平均數欄位括弧內為變異數

資料來源：本研究整理

根據配對後之樣本進行差異中之差異法分析，實證結果如表四所示，在2018年之後且在善化地區變數的估計係數為0.0472且達1%顯著水準。進一步計算2018年之後在善化區的住宅交易價格的影響效果則為0.1124(即0.0074+0.0578+0.0472)，表示台積電在2018年之後開始動工擴大設廠後，對於善化區的住宅交易價格的推升效果達11.24%。再者，若是短期炒作的住宅價格則高於一般住宅交易價格7.47%，而地區所得增加每10萬元所帶動住宅價格上升的效果為2.32%。此結果顯示台積電於2018年後擴大設廠之後，所帶動善化區住宅價格的上漲，則以炒作效應明顯大於產業效應。

相較於前述的空間自我迴歸模型以及空間分量迴歸模型的實證結果，利用DID配對法的估計結果，在控制其他變數的干擾因素情形下，更能精準呈現在台積電擴大設立晶圓18廠之後善化地區的住宅價格較其他地區的差異，也證實台積電擴大設廠效應，的確帶動周圍地區的房價上漲，尤其是善化地區的住宅價格影響最大，所帶動善化區住宅價格上漲，炒作效應也明顯大於產業效應。

表四 南科三區住宅價格差異中之差異配對法結果

變數	參數值	t值
截距項	14.8581	330.87***
建物面積(m ²)	0.0051	45.30***
衛浴數(間)	0.0080	1.88*
屋齡(年)	-0.0183	-12.98***
屋齡平方(年)	0.0003	6.92***
是否為透天住宅(是=1)	0.3358	18.03***
社區有無管理(是=1)	0.0885	6.57***
最近國中小距離(公里)	-0.0287	-3.07***
南科管理局距離(公里)	-0.076	-13.67***
最近交流道距離(公里)	-0.002	-0.49
是否為短期重複交易(是=1)	0.0747	1.69*
地區所得(每10萬元)	0.0232	3.10***
是否為善化區(是=1)	0.0074	1.25
是否為2018年之後(是=1)	0.0578	3.60***
是否為2018年之後且在善化區(是=1)	0.0472	2.76***
空間自我相關係數	0.0946	5.62***
Adjusted R ²	0.7940	
F檢定值	765.61***	
樣本數	3,018	

資料來源：本研究整理

五、結論

台積電為全球半導體產業的龍頭，帶領台灣高科技產業創下亮眼的成績，也帶動台灣的經濟成長。近年來台積電陸續在中、南部科學園區擴大投資設廠，增加許多就業人口，也帶動地區的住宅需求，導致周圍地區房價上漲。這種情形可謂台積電帶來的產業投資效應，然而許多投資客見到台積電的龐大產業效應，也紛紛進場投資炒作，助長這一波房價上漲熱潮。本文以台南科學園區為例，探討台積電在2018年擴大設廠前後，對於周圍地區的住宅價格的影響與差異，並探討台積電投資設廠所帶動的產業投資效應與短期炒作效應對於周圍地區住宅價格的影響。本文實證結果顯示隨著2018年台積電動工設晶圓18廠後，周圍地區住宅價格則逐年上升，而且周圍地區之住宅價格離南科管理局越近，價格越高，而善化區的住宅價格也高明顯於其他地區。短期重複交易之炒作效應助長住宅價格上漲9.3%且高於台積電投資設廠所帶動的產業投資效應。此結果顯示，近六年來台積電在南科投資設廠所帶來的產業投資效應以及吸引投資客進場炒作房地產均使得住宅價格上漲，而投資客炒作助長住宅價格上漲效果甚至大於產業投資效應所帶動住宅價格上漲的效果。本文對於短期炒作行為助長住宅價格的研究結果則可與前述Leung & Tse(2017)以及LaCour-Little & Yang(2021)的研究結果相互印證。

再者，在2018年台積電擴大設廠之後，中高價位住宅之價格上漲幅度較高，而短期重複交易之炒作效應以及台積電投資設廠所帶動的產業投資效應亦是以中高價位住宅最為明顯。本文利用DID配對法，在控制其他變數的干擾因素情形下，估計在台積電擴大設廠之後善化地區與其他地區的住宅價格的差異，證實結果顯示在2018年之後，善化區住宅交易價格的上漲達11.2%，而且所帶動的住宅價格上漲以炒作效應明顯大於產業效應。此結果也符合過去文獻所述在重大建設計畫發布及動工時期，周圍地區住宅價格即開始上漲的情形(Diao et al., 2017；李春長等，2020)。而這種帶動周圍地區住宅價格上漲的效應，以炒作效應或是產業投資效應為多？過去文獻並未提及，而本文發現這種帶動周圍地區住宅價格上漲的效應，則以炒作效應大於產業效應，乃為本文的重要研究成果。

本文的研究結果可解釋近幾年來全台數個科學園區周圍地區住宅價格快速上漲的原因，除了產業投資效應外，還有投資炒作效應的特殊現象，此種現象在過去文獻皆未曾有相關的研究結果。實際上，投資炒作的現象是以周圍地區的土地以及預售屋為主，進而延伸到新成屋與中古屋。受限於預售屋交易資料的取得與樣本限制(註7)，本文以成屋的交易價格為分析對象，研究結果證實台積電擴大投資設廠所帶來的產業投資效應推升周圍地區住宅價格外，投資客進場炒作亦明顯助長住宅價格上漲，且炒作效應大於產業效應。這種短期炒作的現象勢必對住宅市場產生不良的影響，造成許多在地居民以及年輕家戶購屋負擔更重。除了本文研究的台南科學園區之外，較早設立且產業發展成熟的新竹科學園區與附近之台元科技園區，其周圍地區的住宅價格近幾年亦是明顯上漲，其導致價格上漲的因素與本文的炒作效應與產業投資效應的差異為何？還有較新設立的高雄科學園區，近幾年受到台積電計畫設廠，而使得周圍地區的土地與房價明顯上揚，然而設廠計畫卻因故延後，對於周圍地區已預期上漲的房價的影響為何？這些議題值得持續研究。

註 釋

- 註1：台南科學園區於1995年設立，原臺南縣亦於2001年劃定台南科學園區特定計畫區，在考量都市土地開發時序及財政負擔，特定區首創「浮動分區」模式，區內劃分A~O等15個開發區塊之優先發展區，其總面積為882.62公頃，後續視都市發展順序，分次進行開發作業。而浮動分區中的L、M區為較早開發地區，位於特定計畫區東北部，主要為善化區蓮潭里的範圍。
- 註2：孔德廉撰「一場正改變台南古都風貌的大富翁遊戲：熱錢、炒作、土地開發」。報導者，2022年6月28日。https://www.twreporter.org/a/flipping-properties-tainan?gclid=Cj0KCQjwrs2XBhDjARIsAHVymmSu3QStWDSrG11y9hC7SPF_93xShpQ2WFaMziaJDBq_F6WW7dxipAaAnUqEALw_wcB
- 註3：對於未將麻豆、西港、安南、永康、新化等地區納入本文的研究範圍，乃是因為中安南區與永康區各有地區開發計畫，例如永康有大橋重劃區、創意園區以及砲校遷建的新開發案使得房價上漲。另外，安南區有科工區、和順寮重劃區以及九份子低碳社區新開發案，也使得房價上漲，並非單純受到南科的影響。而麻豆、西港與新化等地區的在2018年之前的有效交易樣本較少(刪除異常樣本與非正常交易樣本後)，恐將影響住宅價格模型的估計精確度。
- 註4：在不動產時價登錄資料中，集合住宅(包含公寓、華廈、大樓)的交易資料則會登記是否有車位以及車位價格與面積。而透天住宅交易資料甚少有註明車位與車位價格，但絕大多數的透天住宅則有包含停車空間。然而在台南市集合住宅交易資料中，對於有登記車位價格的樣本數亦不多，其乃因台南市集合住宅中古屋交易常習慣將車位價格內含到總價中。故本文仍將有登記車位價格與車位面積的集合住宅交易樣本中，將總價扣除車位價格，與未登記車位價格的交易樣本一起比較。
- 註5：透天住宅交易樣本占全樣本比率為70.6%，在2018年之前透天住宅交易占比為71.1%；在2018年之後透天住宅交易占比為70.4%，卡方檢定值為0.211，顯著水準大於0.1，表示兩期間透天住宅交易占比的差異不顯著。
- 註6：根據SPSS手冊，以最鄰近配對法(Nearest neighbor matching)進行傾向分數配對，可分為精準配對(Exact matching)與模糊配對(Fuzzy matching)，前者指兩組樣本的傾向分數相同者為配對成功；後者指兩組樣本的傾向分數在相符容差0.05範圍內(本文設定)即為配對成功。而控制組樣本與實驗組樣本的傾向分數容差大於0.05者，則表示配對不成功，此控制組樣本會被剔除。
- 註7：實價登錄2.0版於2021年7月1日起實施，預售屋交易則依規定申報，至此預售屋交易資料較為齊全，故預售屋交易的樣本數則受到年期時間的限制。

參考文獻

中文部分：

李春長、俞錚、梁志民

2020 〈公布降雨淹水模擬地圖對淹水區與其鄰近地區住宅價格之影響〉《住宅學報》29(1)：63-89。

Lee, C. C., Z. Yu & C. M. Liang

2020 “Impacts of the Announcement of the Rainfall-induced Flood Simulation Map on Flood Area and Neighborhood Housing Prices,” *Journal of Housing Studies*. 29(1): 63-89.

李春長、梁志民、林豐文

2017 〈捷運系統對鄰近住宅價格之影響—以差異中之差異法估計〉《台灣土地研究》20(2)：31-58。

Lee, C. C., C. M. Liang & F. W. Lin

2017 “The Impact of the Taipei Mass Rapid Transit System on Nearby Housing Prices: An Estimation Using the Difference-in-Difference Method,” *Journal of Taiwan Land Research*. 20(2): 31-58.

李春長、梁志民、簡啟珉、俞錚

2020 〈高雄市環狀輕軌對鄰近地區住宅價格之影響—以差異中之差異法結合分量迴歸模型之分析〉《台灣土地研究》23(2)：195-221。

Lee, C. C., C. M. Liang, C. M. Chien & Z. Yu

2020 “Effect of Kaohsiung Circular Light Rail Line on Residential Prices in Neighboring Areas: An Analysis Using the Difference-in Difference Method and Quantile Regression,” *Journal of Taiwan Land Research*. 23(2): 195-221.

周素卿

1998 〈科學園區的另一種發展版本：台南科學園區〉《台灣社會研究季刊》32：125-163。

Jou, S. C.

1998 “Another Version of the Science Park Development in Taiwan: The Tainan Science-based Industrial Park,” *Taiwan: A Radical Quarterly in Social Studies*. 32(December): 125-163.

胡太山、張素莉

2001 〈技術基礎設施、產業群聚與地方創新網絡建構之初探：以新竹科學園區暨周邊地區為例〉《建築與規劃學報》2(1)：27-42。

Hu, T. S. & S. L. Chang

2001 “Technological Infrastructure, Industrial Cluster and Local Innovation Network: the Hsin-Chu Case,” *Journal of Architecture and Planning*. 2(1): 27-42.

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。

Hu, T. S., H. N. Hsieh & J. Y. Wang

2002 “Socioeconomic Changes of the Vicinity of Hsin-Chu Science-Base Industrial Park,” *Journal of City and Planning*. 29(1): 37-65.

廖四郎、陳靜宜

2013 〈高速鐵路的時空效應對房屋價格的影響—以高雄市為例〉《住宅學報》22(1)：25-54。

Liao, S. L. & J. Y. Chen

2013 “Spatial and Temporal Effects of High-speed Rail on House Prices—The Case of Kaohsiung City,” *Journal of Housing Studies*. 22(1): 25-54.

溫在弘

2015 《空間分析：方法與應用》，台北：雙葉書廊。

Wen, T. H.

2015 *Spatial Analysis: Methods and Applications*. Taipei: Yeh Yeh Book Gallery.

賴碧瑩、鍾國樑

2010 〈重大公共建設對地區經濟發展影響之研究—房價特徵模型之驗證〉《政策與人力管理》1(2)：111-139。

Lai, P. Y. & K. L. Chung

2010 “The Local Economic Effects of Major Infrastructure Project: A Case Study of Hedonic Housing Price Model,” *Policy and Personnel Management*. 1(2): 111-139.

謝博明

2015 〈住宅次市場界定及住宅價格空間分析：以新升格之台南市為例〉《住宅學報》24(1)：29-54。

Hsieh, B. M.

2015 “Housing Submarket Delineation and Spatial Analysis of Housing Prices: A Case Study of Newly Upgraded Tainan Municipality” *Journal of Housing Studies*. 24(1): 29-54.

英文部分：

Althobaiti, S., S. Alghumayjan, M. R. Frank, E. Moro, A. Alabdulkareem & A. Pentland

2021 “Housing Prices and Skills Composition of Neighborhood,” *Frontiers in Big Data*. 4: 1-10.

Anselin, L.

1988 *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer Academic publishers.

1999 *Spatial Econometrics*. Bruton Center School of Social Sciences, University of Texas at Dallas Richardson.

Anselin, L. & A. K. Bera

1998 “Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics,” in *Handbook of Applied Economics Statistics*, A. Ullah and D.E.A. Giles, eds., NY: Marcel Dekker.

- Bayer., P., C. Geissler. & J. Robert
2011 “*Speculators and Middlemen: The Role of Flippers in the Housing Market*,” Working Paper, Department of Economics, Duke University. 1-34.
- Bayer, P. & R. McMillan
2012 “Tiebout Sorting and Neighborhood Stratification,” *Journal of Public Economics*. 96(11-12): 1129-1143.
- Bayer, P., R. McMillan & K. Rueben
2011 “An Equilibrium Model of Sorting in an Urban Housing Market,” revised version of NBER Working paper 10865.
- Caliendo, M. & R. Hujer
2006 “The Micro-Econometric Estimation of Treatment Effects—An Overview,” *Allgemeines Statistisches Archiv* 90: 199-215.
- Can, A. & I. Megbolugbe
1997 “Spatial Dependence and House Price Index Construction,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*. 14: 203-222.
- Case, B., J. Clapp, R. Dubin & M. Rodriguez
2004 “Modeling Spatial and Temporal Housing Price Patterns: A Comparison of Four Models,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*. 29(2): 167-191.
- Coulson, N. E. & D. P. McMillen
2007 “The Dynamics of Intraurban Quantile House Price Index,” *Urban Studies*. 44(8): 1517-1537.
- Depken, C. A., H. Hollans & S. Swidler
2009 “An Empirical Analysis of Residential Property Flipping,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 39: 248-263.
- Diao, M., D. Leonard & T. F. Sing
2017 “Spatial-Difference-in-Difference Models for Impact of New Mass Rapid Transit Line on Private Housing Values,” *Regional Science and Urban Economics*, 67: 64-77.
- Dubé, J., D. Legros, D., M. Thériault & F. Des Rosiers
2014 “A Spatial Difference-in-Differences Estimator to Evaluate the Effect of Change in Public Mass Transit Systems on House Prices,” *Transportation Research B*. 64: 24-40.
- Farmer, M. & C. Lipscomb
2010 “Using Quantile Regression in Hedonic Analysis to Reveal Submarket Competition,” *Journal of Real Estate Research*. 32(4): 435-460.
- Hasan, S., A. Faggian, H. A. Klaiber & I. Sheldon
2018 “Agglomeration Economies or Selection? An Analysis of Taiwan Science Parks,” *International Regional Science Review*. 41(3): 335-363.
- Heckman, J., H. Ichimura, J. Smith & P. Todd
1998 “Characterizing Selection Bias Using Experimental Data,” *Econometrica*. 66: 1017-1098.

Koenker, R. and G. W. Bassett

1978 "Regression quantiles," *Econometrica*, 46(1): 211-244.

Kroll, C.

2007 "Factors Driving the Silicon Valley Housing Market in 2007," Fisher Center for Real Estate and Urban Economics, University of California Berkeley, Summer 2007, 1-12.

Kuminoff, N., V. K. Smith & C. Timmins

2013 "The New Economics of Equilibrium Sorting and Policy Evaluation Using Housing Market," *Journal of Economic Literature*. 51(4): 1107-1162.

Kung, S. F. & Y. C. Yen

2009 "A Sustainable Planning Approach for Science Parks: The Case of Southern Taiwan Science Park," *Sustainable Development and Planning IV*. 1: 141-150.

LaCour-Little, M. & J. Yang

2021 "Seeking Alpha in the Housing Market," *Journal of Real Estate Finance and Economics*. 21: 1-56. <https://doi.org/10.1007/s11146-021-09853-1>

Lee, J. M. & J. W. Choi

2011 "The Role of House Flippers in a Boom and Bust Real Estate Market," *Journal of Economic Asymmetries*. December: 91-109.

Leung, C. K. Y. & C. Y. Tse

2017 "Flipping in the Housing Market," *Journal of Economic Dynamics and Control*. 76: 232-263.

Leuw, A.D.

2020 "Investment Behavior in the Housing Market," Working Paper, University of Groningen, May: 1-22.

Liao, W. C & X. Wang

2012 "Hedonic House Prices and Spatial Quantile Regression," *Journal of Housing Economics*. 21(1): 16-27.

Miao, J. T.

2017 "Housing the Knowledge Economy in China: An Examination of Housing Provision in Support of Science Parks," *Urban Studies*. 54(6): 1426-1445.

Ord, J. K.

1975 "Estimation Methods for Models of Spatial Interaction," *Journal of American Statistical Association*, 70: 120-126.

Pace, R. & O. Gilley

1997 "Using the Spatial Configuration of the Data to Improve Estimation," *Journal of Real Estate Finance and Economics*. 14(3): 333-340.

Pan, W. & H. Bai

2015 *Propensity Score Analysis: Fundamentals and Developments*, New York: Guilford Press.

Rosenbaum, P. R. & D. B. Rubin

1983 “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects,”
Biometrika. 70(1): 41-55.

Tiebout, C. M.

1956 “A Pure Theory of Local Expenditures,” *Journal of Political Economy*. 64: 416-424.

Zietz, J., E. N. Zietz & G. S. Sirmans

2008 “Determinants of House Prices: A Quantile Regression Approach,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*. 37(4): 317-333.

附 錄

附表一 南科三區住宅價格空間分量模型

模型 變數	空間延遲模型		0.1分量		0.25分量	
	參數值	Z值	參數值	Z值	參數值	Z值
截距項	14.4061	84.92***	14.814	48.25***	14.4625	69.17***
建物面積(m ²)	0.0055	49.22***	0.0054	26.45***	0.0054	39.09***
衛浴數(間)	0.0163	4.25***	0.0173	2.50**	0.0108	2.29**
屋齡(年)	-0.0276	-21.88***	-0.0327	-14.29***	-0.0261	-16.80***
屋齡平方(年)	0.0005	14.48***	0.0005	6.77***	0.0004	8.33***
是否為透天住宅(是=1)	0.2858	15.67***	0.2115	6.41***	0.2596	11.55***
社區有無管理(是=1)	0.0753	5.58***	0.0345	1.41	0.0814	4.89***
是否為善化區(是=1)	0.0771	5.69***	0.0588	2.43**	0.0434	2.51**
最近國中小學距離(公里)	-0.0234	-2.55***	0.0060	0.36	-0.0229	-2.03**
南科管理局距離(公里)	-0.0599	-12.30***	-0.0454	-5.15***	-0.0463	-7.72***
最近交流道距離(公里)	0.0013	0.23	0.0017	0.17	-0.0054	-0.78
是否為短期重複交易(是=1)	0.0927	2.75***	0.1072	1.97**	0.0398	0.96
地區平均所得(10萬元)	0.0789	3.06***	-0.022	-0.48	0.052	1.64*
是否2016年交易(是=1)	0.0176	0.90	-0.0024	-0.07	0.0460	1.07
是否2017年交易(是=1)	0.0272	1.60	0.0152	0.51	0.0398	1.41
是否2019年交易(是=1)	0.1458	2.50**	-0.0611	-0.58	0.1031	1.96**
是否2020年交易(是=1)	0.1436	3.84***	0.0055	0.08	0.1173	2.55***
是否2021年交易(是=1)	0.0727	3.91***	0.0478	1.49*	0.0644	2.81***
空間自我相關係數 λ	0.0418	2.45**	0.0471	1.96**	0.0489	2.41**
Pseudo R ²	0.7811		0.5659		0.5726	
樣本數	3,828					

資料來源：本研究整理

附表一 南科三區住宅價格空間分量模型(續)

模型 變數	0.5分量		0.75分量		0.9分量	
	參數值	t值	參數值	Z值	參數值	Z值
截距項	14.4014	86.01***	14.1847	66.48***	14.2176	50.98***
建物面積(m ²)	0.0056	50.39***	0.0054	38.38***	0.0051	27.36***
衛浴數(間)	0.0007	0.19	0.0156	3.22**	0.0216	3.42**
屋齡(年)	-0.0239	-19.19***	-0.0193	-12.18***	-0.0103	-4.96***
屋齡平方(年)	0.0004	12.19***	0.0004	8.83***	0.0002	3.95***
是否為透天住宅(是=1)	0.3193	17.74***	0.3155	13.75***	0.3615	12.06***
社區有無管理(是=1)	0.1005	7.54***	0.0928	5.46***	0.1208	5.44***
是否為善化區(是=1)	0.0639	4.65***	0.0274	1.60	0.0120	0.52
最近國中小學距離(公里)	-0.0411	-4.55***	-0.0537	-4.66***	-0.0135	-0.90
南科管理局距離(公里)	-0.0490	-10.20***	-0.0497	-8.12***	-0.0679	-8.48***
最近交流道距離(公里)	-0.0112	-2.05**	-0.0002	-0.03	0.0036	0.40
是否短期重複交易(是=1)	0.0784	2.36**	0.998	2.35**	0.0745	1.34
地區平均所得(10萬元)	0.083	3.26***	0.135	4.15***	0.153	3.61***
是否2016年交易(是=1)	0.0368	1.34	0.0303	1.23	0.0342	1.06
是否2017年交易(是=1)	0.0382	2.36**	0.0313	1.52	0.0115	0.43
是否2019年交易(是=1)	0.1592	2.76***	0.2684	3.65**	0.3015	3.14***
是否2020年交易(是=1)	0.1498	4.06***	0.2231	4.75***	0.2392	3.89***
是否2021年交易(是=1)	0.0592	3.22**	0.0863	3.69***	0.0820	2.68***
空間自我相關係數 λ	0.568	3.49***	0.0736	3.55***	0.760	2.80***
Pseudo R ²	0.5565		0.5453		0.5229	
樣本數			3,828			

資料來源：本研究整理