

超商空間分散度與大台北地區房價 之空間分析*

彭蒂菁**

摘要

零售聚集為常見的商業模式，但不同於其他零售業，超商（或名便利商店）的高度聚集不限於單一定點，而是遍布台灣各地，左右消費者生活模式。超商聚集固然代表超商可及性，但此特性是否影響周遭房價，應取決於超商空間分散度。根據 Andrews P.W.S. 的經濟理論，本研究假設，在一定範圍內民眾能順便路過超商滿足所需，此可及性優勢應更能反應於房價上，並確保超商營運在聚集競爭中維持平衡。

大台北地區住宅、超商高度聚集，空間外溢效應是否存在，是值得探討的議題。本文採用三種空間計量模型，探討「超商密度」（各住宅 100 公尺內超商總數）與「超商空間分散度」（各住宅 100 公尺內超商間距離）這兩項超商可及性指標對大台北地區房價的影響。

實證結果顯示，空間自變數延滯模型表現較佳；在超商高度聚集的大台北地區，「超商密度」對房價並無顯著影響，但「超商空間分散度」具有外溢效應。超商聚集但保持距離，讓居民從四面八方路過消費；鄰近住宅之超商分散度愈高，此項空間優勢會外溢

* 作者由衷感謝匿名評審們的指正與寶貴建議。

** 國立臺北大學不動產與城鄉環境學系副教授，電話：(02)8674-1111#67309，Email：
tcpeng@mail.ntpu.edu.tw。

影響至自身住宅價格。在現今超商密集趨勢下，「聚集但保持距離」應是未來超商設店考慮的方向：空間聚集維持經營效益，但保持距離更能提升居住便利性及鄰里房價優勢。

關鍵詞：房價、超商/便利商店、空間分散度、空間迴歸、空間外溢效果

JEL 分類代號：C21、L81、R30

超商空間分散度與大台北地區房價之空間分析

彭蒂菁

壹、前言

零售商店空間區位的演變，可說是零售業與消費者互動之下所形成，如何減少購物之交通成本，是這演變過程中的重要關鍵。Eppli and Benjamin (1994) 指出，以零售業發展先驅的美國為例，在工業革命之前，消費者偏好在就近的店面消費以減少交通成本；邁入有汽車的 1920 年代，交通成本減少以及消費者的行動力大幅提升，讓市中心成為零售店面的集中地；在二次大戰後，為了提升各州之間交通便利性所建造的道路系統，大幅減少市區與郊區之間的運輸費用，因而讓許多居民選擇移居郊外，但也讓市區零售業失去顧客群。大型購物中心在 1940 年代開始在郊區設店，以因應戰後的郊區蔓延現象 (suburban sprawl)；大型購物中心在展店競爭過程中，發現競爭店家在同個地點展店，反而能增加生意銷售量¹。在後續年代中，購物中心仍持續聚集經濟 (agglomeration) 的脈絡，在空間區位上以聚集模式經營。購物商場滿足居民生活消費，成為居民購屋一項考量，許多研究進而探討購物商場區位對住宅價格的影響。

便利商店 (或名超商；convenience store) 中的創始品牌，也就是最具代表性的 7-Eleven，亦是美國郊區蔓延這個時代的產物。不同於大型商場，根據美國「便利商店與加油零售協會」(The Association for Convenience & Fuel Retailing) 的定義，超商為小型零

¹ 美國 Dayton's Department Store 為了節省建築成本，說服競爭對手 Donaldson's 共同建

售店 (平均 250 平方公尺) 往往跟加油站共同設立, 提供長時服務便利性, 販賣基本食品 (牛奶、蛋、零食等), 商品種類較少但售價較高, 以滿足銷售利潤。超商起源於西方國家, 但其設址區位並沒有明顯的聚集現象, 主要是因為大型賣場為西方普及的消費模式。值得注意的是, 商業營業模式往往因地制宜; 根據 Kunitomo (1997), 1974 年日本伊藤洋華堂公司 (Ito Yokado) 獲得美國南方公司 (Southland Corporation) 授權在日本成立 7-Eleven, 1987 年總店鋪數達 3,000 家, 1991 年伊藤洋華堂收購南方公司 7 成股權取得該公司的經營權, 後續展店速度加快, 在 1995 年總店數增至 6,000 家。

在地狹人稠的日本, 佔地遼闊的大型商場並非主流, 超商設址時, 就需考量如何與傳統商店街共存共榮; 在此時空背景下, 介於自營小店與大型超市之間的新型態超商就此誕生。除了縮減店面面積 (約 100 平方公尺), 日本超商產業引進電子商務消費模式, 設立多媒體事務機, 將美國傳統的加油站模式超商, 轉型為提供人們日常生活各層面所需之實體服務 (購買生活物品等) 或虛擬服務 (支付帳單等) 的小型多元商場。超商漸成為日本民眾的生活必須, Kunitomo (1997) 將此歸功於超商的地理區位密集設店, 在一定範圍內設置 30 家分店達到當地市場主導地位, 尤其設在居住或上班上學順路經過的地點, 滿足人們日常消費需求。日本超商採用聚集經濟模式取得經營的優勢; 2014 年日本超商總數達 49,323 家, 平均每家店服務 2,577 人, 約每平方公里有 0.13 家超商² (表 1)。

在台灣, 連鎖超商始於 1979 年, 延續日本聚集經營模式, 發展速度不遑多讓。超商持續展店追求市佔率, 台灣超商高度空間聚集, 約每平方公里有 0.28 家超商。超商涵蓋生活各層面多達 600 項的服務³, 平均每家超商服務 2,353 人。根據公平交易委員會 2014

立明尼蘇達州第一個郊區購物商場 Southdale Mall (1956 年開幕)。

² 日本地理面積為 377,915 平方公里, 但可居住地理面積僅 121,343 平方公里; 空間密度計算採用總地理面積, 以與台灣狀況相比較。

³ 7-Eleven 企業情報, 「7-Eleven 下半年再攻新服務 上億筆行動大數據揭密」, 取自 https://www.7-11.com.tw/Company/news_page.asp?dId=595, 檢索日期: 2020/08/02。

年資料⁴，超商總來客數為29.07億人次，平均每人每年去超商消費約124次，每次消費約71.13元台幣。多元廣泛的服務與高度的超商空間可及性，加深民眾在生活中對超商的依賴，它的存在足以左右一個住居是否便利的定義，也進而影響該住宅的價值。根據聯合報的報導⁵，2010年地處偏遠的25個鄉鎮居民，因為零超商而投訴鄉公所招商不力，當地年輕人也因無超商，覺得家鄉落後而不願返鄉。到了2017年，台東、苗栗、新竹等縣市仍有多個鄉鎮無超商進駐⁶，而引起關注。可見超商在台灣經過多年發展，已被民眾視為生活中的重要設施，超商空間分布狀況對住宅價格的影響，是本文希望探究的議題。

表1 超商資訊：美國、日本與台灣

2014年	美國	日本	台灣
土地面積 (km ²)	9,826,675	377,915	35,980
全國人口	318,892,103	127,103,388	23,359,928
全國便利商店總數	151,282	49,323	10,057
便利商店服務人數 (人數/每家店)	2,108	2,577	2,323
便利商店密度 (人數/每百平方公里)	2	13	28

值得注意的是，台灣超商空間分布存在明顯的區域性差異；根據公平交易委員會的資料，全台超商門市高達73.64%位於六都，新北市占比最高(19.49%)，其次為台北市(14.27%)；若考慮空間密度，台北市每平方公里就有6.27家超商，新北市約1.08家，密度最低的是台東縣與花蓮縣(0.03家/km²)。偏遠地區的超商設置，自然為地方鄰里帶來

⁴ 公平交易委員會，取自 <https://www.ftc.gov.tw/internet/main/doc/docDetail.aspx?uid=126&docid=16398>，檢索日期：2020/10/10。

⁵ 聯合報，2010，「25鄉零超商『給我1家超商!』。」，取自 <http://udn.com/NEWS/NATIONAL/NAT2/5959886.shtml>，檢索日期：2014/04/24。

⁶ 人間福報，「沒有便利商店3鄉長：不強求」，取自 <https://reurl.cc/emvQgx>，檢索日期：2020/12/10。

便利性與商機，進而影響周遭住宅價值；但對超商四處可見的都市地區來說，超商在城市的聚集效益，是否能提供民眾四通八達的空間可及性，則是關鍵。

台灣民眾對超商提供的生活機能依賴度高，人們在購屋時，居住空間附近有無超商是重要的考量。住宅附近有超商能夠提升每坪房價 3 到 5 萬元，對住宅保值有加分的作用⁷。但本研究認為，在低度聚集與高度聚集地區，超商「可及性」的定義應有所差異。在超商稀少的地區，只要有超商，住宅與它的距離，即可衡量可及性；但在超商聚集的大台北地區，超商可及性不應只是衡量各住宅至最近超商的距離，而應考量該居民住所能否在一定空間範圍內，從四面八方皆能觸及超商服務。固然超商聚集讓民眾享受到超商的服務，但各超商之間在空間分布上若能保持距離以維持空間分散度，讓人們更容易在生活中順路經過消費，此空間可及性之優勢，應能反應在周遭房價上，並確保超商營運在聚集競爭中，維持一定的平衡。

大台北地區住宅、超商高度聚集，空間外溢效應 (spatial spillover effect) 的存在值得進一步探討。本研究採用空間延遲模型 (spatial lag model)、空間自變數滯後模型 (spatial lagged X model) 以及空間杜賓模型 (spatial Durbin model)，根據 2014 年實價登錄資料，在特徵價格模型中，探究兩個超商可及性指標 – 「超商密度」與「超商空間分散度」 – 對大台北地區房價的影響。「超商密度」衡量各住宅 100 公尺內超商數量，「超商空間分散度」計算各住宅 100 公尺內各家超商彼此間的距離。一般認為超商高密度 (提供更多便利服務) 能拉抬周遭房價，但本研究假設，對已具有多元生活便利性的大台北地區，超商高度空間聚集對房價並無加分作用，但在高度聚集的前提下，超商在空間能維持一定的分散度，對房價影響應更為明顯。

⁷ 好房網，「小七是房市毒藥還是利多？看 29 億人次就知道」，取自 <https://news.housefun.com.tw/news/article/139764140095.html>，檢索日期：2020/08/26。

貳、文獻回顧

一、超商之聚集面向

自從超商在美國創建以來，超商在全球四處可見。除了知名的 7-11 之外，美國還有 Circle K、加拿大有 Mini-Mart、法國有 Carrefour City、在英國可以見到 Best-One、墨西哥有 Oxxo、新加坡有 One Plus 等等不勝枚舉，日本跟台灣更有多家品牌的超商在生活各個角落。關於超商的文獻，也是跨及多個研究領域。

在犯罪學領域，因西方超商模式主要結合小型超商實體購物及加油站的服務，提供郊區住戶即時需求，但從 1970 年代起，美國的超商常成爲偷竊者下手對象。此領域的文獻，主要探討超商如何避免成爲犯罪誘因，像是加強店面安全、加強雇員之審核過程等 (Petrosino and Brensilber, 2003)。在飲食議題上，在西方國家，超商常是超級市場的替代者；由於地理便利性，人們在忙碌生活中往往選擇超商提供的高熱量飲食；許多西方研究發現不良飲食所造成之肥胖與超商地理位置息息相關 (Raja et al., 2010)。由於超商在日本透過電子商務模式轉型，因此在資訊經濟 (information economics) 領域，主要探討超商採用 B-to-C (business-to-consumer) 經營模式結合實體營業與網路營業後，如何衝擊到實體店面零售模式，改變了零售業的版圖構造 (Hsu and Huang, 2006; Terasaka, 1998)。在地狹人稠的日本，超商經營模式因地制宜，透過聚集經濟的模式，快速發展；因此在聚集經濟 (agglomeration economics) 的議題上，主要探討超商聚集的原因以及好處，而且這類文獻主要是以超商密集的日本爲例。

產業經濟學的零售聚集 (retail agglomeration)，主要是指零售店家設址在相近的地理位置或集中在購物商場，共存共爭。不同店家聚集在相近空間，有價格競爭的風險 (price-cutting effect)，但市場版圖擴大 (market-size effect) 能吸引更多顧客，增加店家收益 (Teller and Reutterer, 2008)。聚集經濟傾向的商店分布，對消費者是否有利，則是另一層

面的關鍵。對消費者而言，零售聚集點（像是大型購物中心等）能滿足消費者多元目的的消費行為（multipurpose shopping behaviour），而且零售店面的聚集，能減少消費者購物所需的時間與旅行成本（Ghosh, 1986），並降低了商品搜索成本和不確定性（Brown, 1989）。零售聚集經濟的相關討論，請見 Eppli and Benjamin (1994) 或 Findlay and Sparks (2002)。

超商如同小型購物商場，但購物商場的數量遠遠不如超商，因此超商聚集與一般零售店家聚集仍具有不同目的與影響，消費者的消費模式也隨之不同。Tsuchiya (2000) 指出，日本超商在全國地理區位上擴散據點的經營，是超商獨到的模式；各超商僅在小型空間出售各項商品和服務，需要頻繁的運貨系統以維持庫存；日本超商透過高度空間聚集以減少物流運輸成本。根據 Tsuchiya (2014)，空間聚集設店模式以日本大都會區為主，因為人口集中地區讓此經營方式具有優勢；但在人口較少的偏鄉地區，超商區位採用直線模式，沿著主要道路設店以節省運輸成本。基於超商本身的特殊性，Matsui and Yukimoto (2004) 認為，零售商店的空間密度，應依不同類別有所差異；換言之，超商與一般購物中心不應等同視之。Terasaka (1998) 指出，消費者對超商與購物中心的交通模式不同，進而影響消費依賴性；相較於西方民眾駕車去購物中心，日本民眾則採用步行去超商消費，因此生活中超商消費次數更為頻繁，對超商的日常商品更為依賴。

台灣超商沿用日本經營模式，因此超商高度空間聚集、消費者步行消費與日常頻繁消費的現象，在台灣亦是如此。在此前提下，如何衡量各住宅的超商可及性，超商可及性能否左右大台北地區的房價，是本研究的重點。

二、特徵價格理論

住宅具有高度異質性，各住宅價格是由其屬性特徵或地理區位所決定（Sirmans et al., 2005），因此住宅價格的分析比其他商品複雜。Lancaster (1966) 的新消費者理論假設，消費者消費的並不是商品本身（good itself），而是商品具備的特徵。基於這項理論，Rosen (1974) 提出的特徵價格理論（hedonic price theory）認為，任何商品是其眾多特徵的組合，

因此商品的價格，是其各項特徵之隱含價格的總和。特徵價格理論廣泛應用在各類商品；住宅方面的研究往往以特徵價格法為基礎，探討各類住宅特徵對房價之影響。

影響房價的因素很多，住宅屬性特徵與住宅本身最為直接相關，像是建物類別、屋齡、坪數、建築材質、所在樓層、客廳/衛浴數目、停車位等，許多文獻皆有探討 (Hui et al., 2012; Sirmans et al., 2005)。由於房屋的不可移動性與耐久性，住宅周遭之地方設施亦是重要考量因素；地方設施對房價的影響取決於它的外部性。迎毗設施 (yes-in-my-backyard, YIMBY) 為當地居民帶來正向外部性，提升住宅本身的使用價值以及交換價值，住戶希望能在地理空間上靠近這類設施，因此這類設施對房價具有正向影響；像是學校 (Brasington, 1999)、公園 (Hoshino and Kuriyama, 2010)等。另一類則是鄰避設施 (not-in-my-backyard, NIMBY)，其設置雖能提升當地居民的福利，但它的負外部性讓居民希望跟它保持距離，因此其存在往往對房價有負向影響，像是汗水處理廠 (Kohlhase, 1991)、加油站 (Guignet, 2013) 等。

各設施對房價的影響主要是取決於它所在之位置，也就是設施可及性。許多研究透過地理資訊軟體計算各住宅到設施的直線距離，將此可及性視為住宅特徵，再透過計量迴歸模型計算此特徵對房價之邊際影響。由於此影響力隨著距離而遞減，有些文獻為了分析距離的非線性影響，將距離值取自然對數 (Li and Brown, 1980)、加入距離值的平方項 (Kohlhase, 1991)、將直線距離截段化 (spline setting) (Peng and Chiang, 2015)，或從設施的供、需兩面向衡量該設施的空間可及性 (彭蒂菁，2021)。

在實證分析上，特徵價格理論主要採用迴歸式估計，但哪種迴歸模型較為理想，目前尚未有理論基礎能判定。價格是由眾多消費者與生產者共同決定，因此研究者須基於房價與其他變數的關係，決定適合的迴歸型式 (functional form) (Taylor, 2003)。關於特徵價格理論在迴歸式的界定 (specification) 以及估計 (estimation)，請參見 Can (1992)。

三、空間分析回顧

現今都會區住宅密集，住宅價格或住宅特徵之間往往存在空間相依 (spatial dependence) 的特性 (Basu and Thibodeau, 1998)，大台北地區亦是如此。Boxall et al. (2005) 指出，除了模型型態 (functional form) 與界定 (model specification)，特徵價格法亦須考量空間因素 (spatial consideration)。當房價資料存在空間相依性，傳統迴歸中殘差項獨立且均等分配之假設無法成立，也會導致迴歸的估計參數產生偏誤或無效率，影響模型估計能力，產生所謂的空間不穩定性 (spatial non-stationarity) (Anselin, 1988)。

(一)空間交互效應與空間計量模型

Elhorst (2014) 指出，有三類空間交互效應 (interaction effect) 能解釋為何特定區位的觀察點與其他區位的觀察點存在依賴關係。首先是內生性交互效應 (endogenous interaction effect)，特定觀察點的應變數與鄰近觀察點的應變數互相影響，這又名「實質性相依」(substantive spatial dependence；或名空間延遲相依/spatial lag dependence)；例如，住宅的價格往往受到附近其他住宅價格的影響。第二類是外生性交互效應 (exogenous interaction effect)，特定觀察點的應變數受到鄰近觀察點之自變數的影響 (反之亦然)；Elhorst et al. (2010) 的研究指出，一個國家經濟體的經濟成長，不僅取決於本身的收入、儲蓄水準或人口等因素，也取決於鄰近經濟體的這些因素的表現；若就不動產市場為例，某住宅的價格固然受到自身特徵的影響，亦受到鄰近其他住宅特徵的影響 (例如：鄰近住宅樓層高度，影響到自身住宅的日照狀況，因而影響價格)。第三類是誤差交互效應 (interaction effects among error terms)；迴歸式中被遺漏的變數往往視為殘差項的一部分，若被遺漏的變數存在空間相關，會造成迴歸式殘差項不再獨立而有空間自相關的特性；這又名「干擾性相依」(nuisance spatial dependence；或名空間殘差相依/spatial error dependence)，像是鄰近住宅區若犯罪頻傳，往往帶動自身地區的犯罪 (罪犯會在附近地

區移動)，因而影響到這區的房價；若迴歸中沒有考慮犯罪率為自變數，殘差項就會有空間相依的現象。

第一類交互效應主要是用空間延遲模型 (spatial lag model, SLM 或 spatial autoregressive model, SAR) 呈現，將鄰近觀察點的應變數數值作為迴歸式中的自變數；第二類交互效應則採用空間自變數延滯模型 (spatial lagged x model; SLX) 呈現，將鄰近觀察點的自變數作為迴歸式的自變數；第三類交互效應可用空間誤差模型 (spatial error model, SEM) 呈現，也就是迴歸中的殘差項有空間自我相關。其中 SAR 與 SEM 型在實證研究中最廣為應用，Elhorst (2010) 認為這因為 Anselin (1988) 對這兩類空間模型的檢定程序及模型選擇提出完整說明，再加上後續 Anselin et al. (1996) 補充相關的穩定檢定 (robust test)，因此讓這兩類成為空間實證分析的主流模型⁸。以房價議題而言，Conway et al. (2010) 透過空間延遲模型，發現住宅周邊鄰近的綠意對洛杉磯房價有顯著的正向影響；Boxall et al. (2005) 採用空間誤差模型探討汽油/瓦斯設施 (oil/ gas facilities) 對加拿大房價的影響，Anselin and Lozano-Gracia (2008) 則透過此空間迴歸探討空氣品質與房價之間的關係。其他類似研究，請見 Brasington (1999) 或 Cho et al. (2009)。

值得注意的是，第二類交互效應較少被討論；Elhorst (2014) 指出，理論研究者感興趣的是 SAR 與 SEM 以及延伸的相關模型 (像是結合 SAR 以及 SEM 的 SARAR 模型)，因為這些模型估計衍生出其他複雜且須探討的計量理論議題。相對的，LeSage and Pace (2009) 提出的 SLX 模型鮮少被討論；主要因為計量理論原本就假設自變數為外生變數，在衡量外生性交互效應的 SLX 模型之下，鄰近觀察點的自變數亦屬外生，所以此模型不會產生額外計量估計的問題。Hallec Vega and Elhorst (2015) 認為，SLX 模型的優點正是相對單純的估計方式，而且在現實生活中許多實證研究中，觀察點的應變數確實有可能

⁸ 簡言之，在檢驗過程中，資料若存在統計顯著的實質性相依，就應採用空間延遲模型 (spatial lag model)，資料若存在統計顯著的干擾性相依，就應採用空間誤差模型 (spatial error model)；若兩者皆在第一階段皆顯著，再根據穩健性檢定以決定哪個模型較為適合；請見 Anselin (2005) 中的圖 23.24 之完整流程。

受到鄰近觀察點之自變數的影響。某地區的空污影響該地人民的健康狀況，亦會影響到鄰近地區人民的健康；或是鄰近區域新增捷運站，此捷運站除了影響該地房價，亦會影響鄰近地區的房價。更重要的是，相較於其他空間模型，SLX 模型的直接效應以及間接效應的估計，更為簡潔明瞭。像是 Dine (2019) 透過 SLX 模型發現，土耳其的就業不僅取決於各部門自身的全球價值鏈整合，還取決於鄰近部門的全球價值鏈的變化，顯示跨部門在就業上具有顯著的溢出效應；Han et al. (2018) 採用 SLX 模型與 SDM 模型探討各城市的聚集經濟如何左右鄰近城市的空氣污染。

這三類因應不同交互效應的基本模型，可以組合出下列空間模型：(1) SARAR 模型 (spatial autoregressive model with autoregressive disturbances；又名 Kelejian-Prucha 模型)⁹：空間延遲模型 (SAR) 與空間誤差模型 (SEM) 的組合；(2) 空間杜賓模型 (spatial Durbin model; SDM)：空間延遲模型 (SAR) 與空間自變數延滯模型 (SLX) 的組合；(3) 空間誤差杜賓模型 (spatial Durbin error model; SDEM)：空間誤差模型 (SEM) 與空間自變數延滯模型 (SLX) 的組合。若將這三類交互效應全部納入，就稱為 GNS 模型 (general nesting model)¹⁰，但此模型鮮少使用，因為這模型內含三種空間係數，在此過度參數化的情況下，係數估計與空間效應估計的 t 值易被低估 (Elhorst, 2014)。

上述這些進階的空間模型，在房價議題上亦廣為應用。由於 SARAR 模型是 SAR 與 SEM 模型的結合，因此 Cohen and Coughlin (2008) 採用這三個空間模型探討機場噪音對周遭房價的影響，Donovan et al. (2007) 亦是透過這三個模型分析野火如何左右美國科羅拉多州的房價。近年許多研究採用 LeSage and Pace (2009) 提出的 SDM 模型，像是分析西班牙空氣汙染與房價的關係 (Fernández-Avilés et al., 2012)、探討社會人口因素對房價的影響 (Brasington et al., 2015)、或分析希臘房價的變化 (Stamou et al., 2017)；SDM 模型

⁹ 這是由 Kelejian and Prucha (1998) 提出；LeSage and Pace (2009) 則稱呼這個模型為 SAC，但卻沒說明這個縮寫的全名。

¹⁰ LeSage and Pace (2009) 有提到這個空間模型，但卻未明確命名，這也反映出這模型在實證研究上鮮少使用；Elhorst (2010) 則稱它為 GNS 模型。

亦考量不同的空間交互效應，而且在解釋自變數的直接效應與間接效應上更為直截明瞭，讓研究者更易掌握變數之間的關係。空間誤差杜賓模型 (SDEM) 在實務分析上較為少見，像是 Vom Hofe et al. (2018) 根據此模型探討居民對於公園的願付價格。

上述的空間外溢效應 (spillover effect)，或名間接效應 (indirect effect)，是近來區域領域探討的重點 (Halleck Vega and Elhorst, 2015)。傳統計量分析主要衡量直接效應 (direct effect)，亦即各單位應變數是否受到該單位自變數的影響 (例：甲住宅價格是否受到甲住宅本身屋齡的影響)，卻無從衡量區域中各單位是否受到鄰近單位的影響。空間外溢效應則是衡量各單位是否被鄰近單位應變數 (例：住宅價格) 或自變數 (例：鄰近住宅屋齡) 的影響。各空間模型涵蓋的空間交互效應不同，因此直接效應與間接效應估計亦有差異；相關的計算細節，請見 Elhorst (2010) 或 Golgher and Voss (2016)。

眾多空間模型該如何選擇，是個關鍵問題。根據 LeSage and Pace (2014) 在各模型衡量外溢效果上的說明，本研究採用 SAR、SLX 與 SDM 模型，探討超商可及性對大台北地區房價的影響；SAR 模型考量的外溢效應是各房價是否受到鄰近房價的影響，SLX 模型則是考量各房價是否受到鄰近住宅的住宅特徵的影響，SDM 模型則是同時納入這兩類外溢效應。相關模型選擇以及實證分析的細節，請見第肆節的說明。

三、從消費者的角度衡量超商可及性

(一)零售店面可及性

超商儼然成爲日本或台灣日常生活重要的零售設施，但住宅方面的研究鮮少提及超商對房價的影響。少數文獻中，Chiang et al. (2015)根據 2009 年大台北房價資料，採用分量迴歸，探討超商有無及超商密度對房價的影響；結果發現，超商提升低價住宅所在地之便利性，但超商增加隨之而來的噪音或人潮，反而拉低高價住宅的生活品質。但該篇採用建物 100 公尺內超商家數的兩項虛擬變數 (「100 公尺內有無超商」，有定義爲 1，

其他為 0；「100 公尺內是否有兩家以上的超商」，有定義為 1，其他為 0)，並無建物或超商的確切地理座標以進行相關的空間計量分析。

超商空間可及性該如何衡量？可及性 (accessibility) 是從一定點 (例：住宅) 到達服務據點 (例：零售店面) 的難易程度。這方面文獻仍偏重探討西方社會中的購物中心、大型商場之類零售店面對周遭住宅價格的影響。過往研究主要分幾種方式估計零售店面的可及性；第一種是計算各住宅單位到市中心 (也就是商店聚集處) 或地理區位最近之購物中心的距離，以此距離衡量零售設施可及性，並估計零售設施對周遭房價的影響 (Colwell et al., 1985; Des Rosiers et al., 1996; Wilhelmsson and Long, 2020)。第二種是將鄰里劃分出地理區塊 (例：統計單位/census tracts)估計鄰里中商業占地的比例 (Rhone et al., 2017; Zhang et al., 2019)。亦有研究根據商場大小 (亦即占地面積) 作為可及性的衡量值；商場愈大，提供的零售服務愈多，能滿足消費者多重目的消費，可及性也就愈高 (Sirpal, 1994; Des Rosiers et al., 1996)。

然而，超商與文獻中探討的大型零售店在性質上有極大差異。首先，相較於其他零售商店，超商空間密度高，超商跨街相對或比鄰而立在台灣四處可見，在這樣高度聚集的情況下，不應仍從服務供給的角度衡量可及性，而應從消費者的消費模式，決定超商的可及性。誠如 Dunkley et al. (2004) 在探討商店規模與可及性之間的關係時指出，小型規模的商店能否成功經營，取決於它們是否被當地居民所需要。因此，若是只有計算各住宅到「最近」的那家超商的移動距離，來衡量此住宅的超商可及性，有其不足之處。例如：某住宅 100 公尺內有 3 家超商 (a、b、c 三家)，雖然距離 a 超商最近 (95 公尺)，但是距離附近的 b 或 c 超商也不過 98、99 公尺，若只考慮到最近的 a 超商 (亦是一般文獻採用的方法)，將忽略了此住宅的超商整體可及性。再者，「最近」的超商不見得可及性最高，換言之，地理位置最近的超商。不見得在生活中能滿足周遭居民的需求。

(二)零售交易行為 (retail trade theory)：消費者與店家的關係

消費者如何與零售店家建立消費關係，在經濟學領域亦是重要議題。從傳統經濟學的角度，在眾多店家的競爭市場，各店家僅佔市場一小部分的份額 (share)，在競爭中能否脫穎而出的關鍵就是地理區位差異 (location differentiation)，也就是 Chamberlin (1933) 提出的獨佔性競爭理論。但亦有學者從消費者的角度出發，像是 Marshall (1890) 認為，在此競爭市場中，若店家，尤其是新進店家，僅是提供與其他店家相同的商品或服務，他們無從得以取得競爭優勢；若店家想取得市場占比，關鍵在於建立與消費者之間的信譽 (customer goodwill)，才能維持可靠且不斷增長的客戶群。然而，Andrews (1949, 1964) 認為，在商品差異小的競爭市場中，地理區位或商家信譽並非店家差別性的重點；固然在地理區位上，某商家比其他商家離我們更近，但消費者行動自如，並非行動不便或被困在家裡因而被迫選擇最近商家，因此可以任意在任何店家採購生活所需商品或服務，只要採買過程順應我們的生活模式。Earl and Wakeley (2010) 或 Jacobsen (2019) 對此議題有完整回顧。根據 Andrews (1951, 1964) 的理論，消費者對設施可及性的定義不只是「到最近的設施有多近」，他們也在意「生活中容不容易經過這些設施」；換言之，在消費者行動不受限 (they are mobile) 的前提下，他們不只是去最近的零售店消費，也會從生活中順路經過的零售店滿足自己的消費所需¹¹。Andrews (1993) 更指出，購物性商品 (shopping goods) 與便利性商品 (convenience goods) 性質不同，因此消費者的態度也不同；前者是消費者定期購買的生活性商品，消費者對此類商品的花費相對謹慎，但後者是那些臨時所需且須就近、快速取得的商品，因此販賣這類商品的小型轉角商店 (small corner shops) 就能取得一定程度的差別訂價，在競爭中存活。

因此本研究認為，由於超商遍布各地，其可及性不應只是取決於最近距離，而應取

¹¹ “[consumers]...tend to satisfy our continual needs for cigarettes [or other goods] from any shop that we happen to pass” (Andrews, 1951；作者爲了強調而增加斜體)。

決於在一定範圍內，住居點能否四通八達從各個方向都能順路經過超商。高度聚集的超商在地理位置上愈普遍，也就是超商之間有些距離，人們愈容易順道經過滿足消費，空間可及性才高。例如，在一定範圍內，甲住宅 100 公尺內有 2 家超商，兩家皆在西方 90 公尺左右比鄰而居，乙住宅也有 2 家超商，一家在西方 95 公尺，另一家在東方 93 公尺；乙住宅的便利超商可及性應會較高，不管從西方或東方回家，都能順道經過。像是近年台灣上班族之所以選擇超商買早餐，原因之一是在上班順路採購¹²。

或許讀者認為，我們生活路線較為固定，因此較常造訪固定的超商；然而本研究假設，在超商高度空間集中的前提下，相較於數家聚集且空間相近的狀況，超商聚集但仍保持距離，有利於彼此經營，亦提高鄰里服務便利性，對房價更有加分作用。雖然居民有形成消費忠誠度的可能（固定造訪某間超商），但當店家商品差別性低（各家超商販賣的商品大同小異），消費者的忠誠度相對薄弱。或許亦有讀者認為，超商對房價影響可能沒那麼大，畢竟人們會選擇去超級市場或大賣場採購；但誠如上述提及，超商與大型賣場在性質上不同，販賣的商品性質也有差異，超商透過滿足我們生活中的即時所需（意即 Andrews P.W.S.所說的便利性商品），提供的生活便利性自然能反應在周遭房價上。

總上所述，超商高度聚集是個重要鄰里特徵，代表高度生活便利性；但本研究認為：超商高度聚集是否反應在周遭房價上，應取決於超商空間分散度，也就是在一定範圍內都能輕易路過超商，基於超商聚集的特性，本研究在實證分析上只考慮 100 公尺內有 2 家超商以上的住宅，並計算兩項超商指標：超商密度（各住宅 100 公尺內的超商總數）以及超商空間分散度（各住宅 100 公尺內超商之間的距離）。據特徵價格理論，透過實價登錄資料以及網上公開的超商資訊，採用空間延遲模型（SAR）、空間自變數延滯模型（SLX）、以及空間杜賓模型（SDM），探討這兩項超商指標對大台北地區房價是否存在外溢效果。

¹²TVBS 新聞網，「上班族順路買早餐首選超商、組合餐券！」，取自 <https://news.tvbs.com.tw/life/549058>，檢索日期：2020/07/30。

參、資料與變數說明

本研究採用內政部實價登錄 2014 年台北市、新北市的住宅交易價格。實價登錄資料中包含各項房地產的交易總價、建築完成年月、交易年月、面積、總樓層、用途（商業用、工業用、住宅用等）、使用建材、建物格局（房、廳、衛浴數目）等資訊。這項研究主要是分析超商對住宅價格的影響，因此實價資料中只考慮住宅用途的房地產，住宅屬性特徵作為自變數加入實證迴歸分析。實價登錄中的各項房地產雖然有住址，但住宅門號都已被區段化（例如：台北市民生北路一段 1-30 號）以保護住戶隱私。所以本文取各門號區段的中位數來定位座標以建立房價底圖。此實證研究只考量台灣前四大超商：統一（7-11）、全家（FamiMart）、OK 以及萊爾富，因為這四家市占率在 2011 年已將近 98.72%（吳晏榕，2011）。本研究透過網路公開資料，蒐集 2012 年台北市以及新北市總計 3,367 家超商住址以及相關資訊，將這些住址轉為座標。進一步透過上述住宅座標底圖以及超商座標底圖定位各住宅 100 公尺內的超商，計算住宅周遭的超商數量（超商密度）以及計算超商之間的距離（超商空間分散度）（計算過程請見後續說明）。

大台北地區 2014 年的實價登錄資料，原本有一萬多筆，最後實際使用的資料為 2,175 筆。在最初資料清洗階段，刪除有錯誤資訊的觀察點（例：大安區列於新北市）以及房價過於離散的觀察點（房價過高或過低）；第二階段空間分析需要計算空間權重（spatial weight matrix）以定義各觀察點彼此在空間上的關聯性程度，也就是定義各觀察點在空間中的鄰居（neighbours）相關性；但由於許多觀察點過於偏僻，空間上沒有鄰居，尤其是新北市的金山區、萬里區、瑞芳區、三芝區或貢寮區，無法建立空間權重矩陣，因而將其刪除，在此階段觀察點降至 7,055 筆。本研究希望計算各建物 100 公尺內的超商密度（此範圍內的超商數）以及超商分散度（此範圍內超商之間的距離），因此只考慮 100 公尺內有兩家（以上）超商的建物，方能反應聚集的概念，也才能計算超商之間的距離（例如：若 100 公尺內只有一家超商，無從定義高度密集，亦無法衡量超商彼此的距離），因此在此階段建物觀察點降至 2,175 筆。或許有讀者認為觀察點偏少，但本研究的重點就是希望

能了解超商的密集空間分布對周遭房價的影響，因此僅考量滿足此條件的建物。

本研究在實證分析納入三類影響房價的因素，包含住宅屬性、鄰里特徵，以及超商變數，相關敘述統計請見表 2。本研究的住宅屬性特徵，納入屋齡、屋齡平方、所在樓層、衛浴數、電梯有無、是否位於一樓、有無管理單位以及建材類別。屋齡增加造成建物折舊，因而降低住宅價格，但這個下降幅度隨著屋齡增加而減緩 (Goodman and Thibodeau, 1998)；台灣的屋齡偏高，因此台灣許多實證研究皆有同時納入屋齡與屋齡平方，像是李春長等 (2017)。實價登錄有列出各建物的房間數、客廳數與衛浴數，但本研究只考慮衛浴數，因為在初步資料分析時，客廳數與房間數造成迴歸的共線性問題，因而沒有考量納入。台灣由於人口密集，因此建築用途主要採住商混合，位於一樓的建物，除了出入方便，也兼具居住與商業使用的可能，對房價應是正面影響 (Peng, 2019)。位於愈高樓層，能有較好視野，且不易受到噪音、空氣汙染的影響，因此對房價應有加分作用 (Benson et al., 1998)。建物若有電梯，能讓居民出入便利，應能增加住宅價值 (Song and Wilhelmsson, 2010)。由於大台北地區許多建物為共同住宅類別 (像是華廈、住宅大樓或公寓)，理論上若有管理單位負責住戶出入管理或是收發文件等，應對房價有正向影響。本研究在建材特徵設虛擬變數，若為磚造定義為 1 (其他的建材像是鋼骨、鋼筋混凝土設為 0)；根據內政部統計¹³，全台六都老屋 (屋齡 40 歲以上) 存量，以台北市占比最高 (約 36.9%)，新北市亦有 22.2%；由於早期磚造房屋的安全性不如現今的鋼骨或鋼筋混凝土，本研究認為磚造建材應對房價有負向影響。

鄰里設施則是另一類影響房價的變數。住宅文獻往往是估計各住宅到最近設施的直線距離 (又稱為歐幾里德距離/Euclidean distance)，代表這個設施的空間可及性，然後將此視為特徵之一，加入實證迴歸後估計其對房價之邊際影響。但用此方法估計可及性容易失真，因直線距離最近的設施，不見得是道路移動距離最近的設施。因此，根據交通部運輸研究所的路網數值圖圖資 (也就是大台北地區道路分布圖) 以及地理資訊軟體

¹³ 自由時報，「六都老屋密集 北市更占 7 成」，取自 <https://ec.ltn.com.tw/article/paper/14>

(ArcGIS) 的「路網分析」(network analyst) 功能，本文進一步計算各住宅到設施最近的路網距離 (實際沿著道路的移動距離)，本研究考慮三項設施：捷運、醫院與郵局。捷運提供公共交通的便利，醫院提供日常或緊急醫療服務；在臺灣，郵局除了提供郵寄運送之外，亦提供金融服務，是民眾日常生活中常用的設施之一 (Peng, 2019)。理論上距離這些設施愈遠，房價愈低 (楊宗憲與蘇倬慧，2011)。兩個鄰里區位變數亦納入考量：建物是否位於台北市、建物所在村里的長者 (65 歲以上人口) 比例。相較於新北市，台北市為台灣首都，擁有社會經濟各層面更為優勢的條件，房價應較高；此外，根據行政院主計處的統計¹⁴，在臺灣 2008 年時，65 歲至 74 歲人口以及 75 歲以上人口的自有住宅率各高達 91.5% 以及 86.6%；誠如 Peng (2019) 發現，長者 (65 歲以上) 人口比例可視為對住宅價格市場具有相當影響力的年齡層，對大台北地區房價有顯著正向影響。

本研究進一步考量兩個超商變數：超商密度、超商分散度。誠如文獻提及，超商高度聚集主要是廠商利益的考量 (減少運輸成本等)，固然提供消費方便的好處，但在 100 公尺內若聚集兩家以上的超商，此聚集性是否能提升居民生活便利性，是否能拉抬房價，有其不確定性。過往 Chiang et al. (2015) 發現，若住宅 100 公尺內有兩家以上的超商 (虛擬變數；滿足條件為 1，反之為 0)，對高階房價造成顯著負向影響，因為超商高度空間聚集，反而造成環境不寧適 (像是噪音、人潮等)。不同於這篇文獻，本研究計算 100 公尺內超商總數量以衡量空間聚集密度；本研究更進一步假設，超商高度聚集性能否真正反應空間可及性的關鍵，在於居民能否在此範圍內輕易的順路經過超商。因此本研究除了考量超商空間聚集性 (住宅 100 公尺內超商數)，更衡量超商空間分散度 (100 公尺內超商間的彼此距離)；若是在高度聚集的前提下，超商彼此空間距離愈分散 (也就是彼此距離愈大)，居民愈易從四面八方順路經過以滿足消費。或許有讀者認為，為何僅侷限於住宅 100 公尺之內；本研究採用此範圍，除了希望同樣空間範圍內與 Chiang et al. (2015)

18742，檢索日期：2021/02/14。

¹⁴ 行政院主計處，「2009 年社會指標統計表及歷年專題探討」之「住宅自有情形之探討」章節，取自 <https://reurl.cc/NZL7x6>，檢索日期：2019/02/15。

做比較之外，主要是因為大台北地區超商密度高，許多住宅在 100 公尺之內就已有四家超商，而且就一般生活而言，若要順路經過超商消費，往往會選擇住家附近的超商（亦即買了就回家，不須久拿物品步行）。

表 2 敘述統計

變數	定義	敘述統計值	
住宅屬性特徵			
連續變數		平均值	標準差
屋齡	住宅之屋齡	26.04	11.28
衛浴數	住宅所擁有的衛浴總數	4.66	3.38
所在樓層	住宅所在樓層	1.60	0.64
虛擬變數		是/有(%)	否/無(%)
電梯	住宅是否有電梯（有=1）	44%	56%
位於一樓	住宅是否位於一樓（是=1，否=0）	9%	91%
管理單位	住宅是否有管理單位（有=1）	38%	62%
建材	住宅是否為磚造（磚造=1；鋼骨、鋼筋混凝土等=0）	9%	91%
鄰里屬性特徵			
連續變數		平均值	標準差
醫院	各住宅至最近醫院的路網距離（公里）	1.91	1.57
捷運	各住宅至最近捷運的路網距離（公里）	1.36	1.64
郵局	各住宅至最近郵局的路網距離（公里）	0.47	0.26
62 歲人口比例	各住宅所在地區 65 歲以上人口比例	0.10	0.04
虛擬變數		是/有(%)	否/無(%)
台北市	住宅位於台北市定義為 1，位於新北市新定為 0	34%	66%
超商變數		平均值	標準差
超商密度	各住宅 100 公尺內有幾家超商	22.18	0.42
超商可及性	各住宅 100 公尺內各家超商彼此之間的距離平均值（公尺）	78.58	44.35

肆、實務模型與相關操作

一、超商可及性估計

大台北地區的四大超商總計約有三千多家，本文以這些超商住址建立超商座標底圖，如圖 1 所示（左邊是全圖，右邊是擷取其中一部分地圖）。由此可見台灣超商高度空間聚集，若按照過去文獻只考慮各住宅到最近的便利商店距離，將忽略住宅的整體超商可及性。本研究根據 Andrews (1951, 1964) 的理論，在特定生活範圍中能否順道經過超商的程度，作為可及性的衡量值。Chiang et al. (2015) 採用虛擬變數衡量超商密度（100 公尺內是否有兩家以上的超商），本文則採用連續變數，直接計算各住宅 100 公尺內超商數量以衡量各住宅的超商密度；為了區分「超商空間密度」與「超商空間分散度」這兩個衡量值對房價的影響，本文進一步衡量各住宅 100 公尺內的多家超商彼此之間的距離，代表住宅的超商空間分布。例如，甲住宅 100 公尺內有 A、B、C 三家超商，A、B、C 各超商彼此之間的距離。如果這些便利商店之間的距離較分散，表示在其生活範圍內，住戶更容易順道經過其中一家超商滿足消費，因此超商可及性也較高。後續實證分析會將這兩變數分別納入空間迴歸模型，以區分這兩個超商衡量值對房價的影響；本文假設超商空間分散度對房價的影響應更為顯著。

各住宅到最近便利商店距離的缺點，以及上述衡量值的優點，透過下列四個圖形說明。四個圖形的中心藍色原點代表住宅，綠色三角形代表此住宅 100 公尺內的超商。圖 2.1 與圖 2.2 代表住宅 100 公尺內聚集三家超商（A、B、C），差別在於圖 2.1 的各超商之間有些距離，但圖 2.2 則是集中在北方。過往文獻主要計算此住宅到最近超商 A 的距離，作為可及性衡量值；換言之，不管是圖 2.1 或 2.2 都會計算出該住宅的超商可及性為 82

公尺；而且就空間聚集度而言，兩圖皆相同（100 公尺內有 3 家）。然而，由於大台北地區超商空間密度高，若是只考慮最近的 A 超商，將會忽略此住宅對 B、C 超商的可及性。因此，本研究再估計各住宅 100 公尺內各超商之間的距離，以求得各住宅生活範圍中超商的空間分散度，如圖 3.1 及圖 3.2 所示。以圖 3.2 而言，雖然此住宅到這三家超商距離都很近，但因這三家超商地理位置很接近，所以對此住宅來說，超商只有往北方才有；但以圖 3.1 而言，由於這三家超商地理位置很分散，因此這住戶不管從北方、東方、或西南方回家，都能經過超商，滿足生活的需求。換言之，在一定範圍之內，超商彼此之間有些距離，反而提升超商的可及性，應更能提升周遭房價。

在實際操作上，本研究透過建物底圖以及超商底圖，採用 ArcGIS 軟體中的點距離 (point distance) 功能，計算各建物點位在一定範圍 (100 公尺) 內的超商數，以及此範圍內所有超商點位彼此之間的距離。

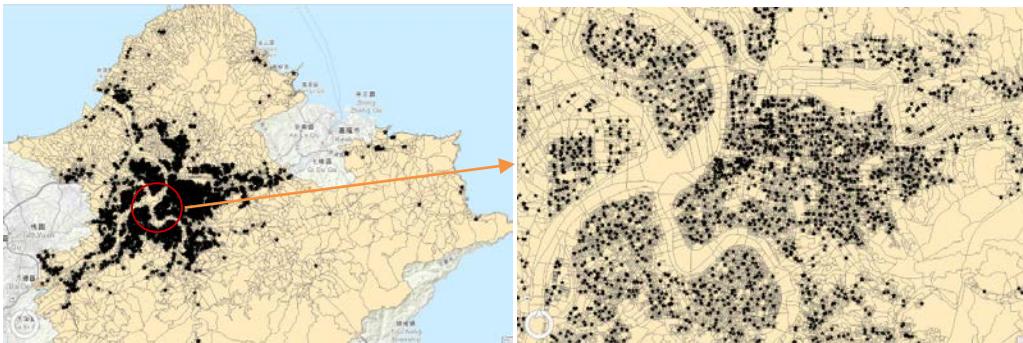


圖 1 台北地區超商空間分布

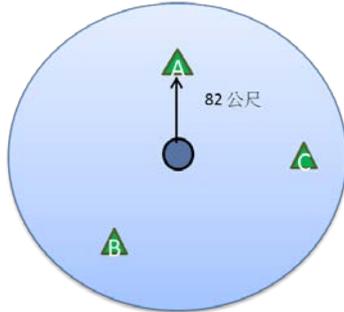


圖 2.1 超商可及性(最近距離)：分散

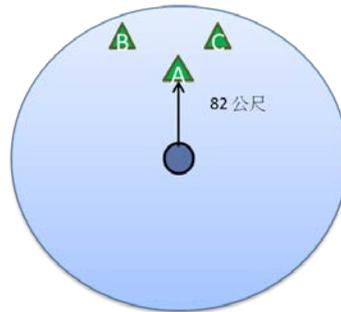


圖 2.2 超商可及性(最近距離)：集中

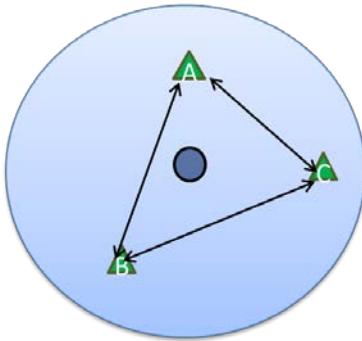


圖 3.1 超商可及性(彼此距離)：分散

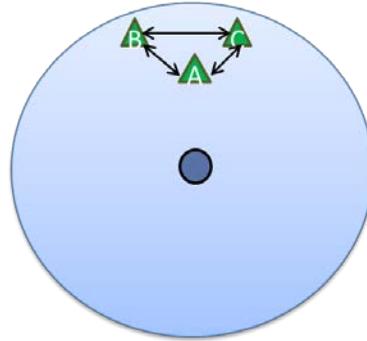


圖 3.2 超商可及性(彼此距離)：集中

二、實證模型說明

(一)空間計量模型簡說

誠如上述，不同空間交互效應形成各種空間模型。Elhorst (2014) 指出，在涵蓋所有空間效應的 GNS 模型中陸續加入限制式，就能呈現不同的空間模型。GNS 如式 (1) 所

示： y 為應變數， x 為自變數， W 為空間加權矩陣， Wy 是空間延遲變數， ρ (rho) 則是空間延遲變數的係數值（或名空間自迴歸係數）， θ (theta) 是空間延滯自變數 (Wx) 的係數， λ (lamda) 是空間誤差係數。下列模型沒有納入截距項以簡化模型呈現。

$$y = \rho Wy + \beta X + \theta WX + \mu \quad (1)$$

$$\text{where } \mu = \lambda W\mu + \varepsilon$$

若式 (1) 中納入限制式 $\theta = 0$ (不存在空間自變數延滯效應)，就是 SARAR 模型：

$$y = \rho Wy + \beta X + \mu \quad (2)$$

$$\text{where } \mu = \lambda W\mu + \varepsilon$$

若式 (1) 中 $\lambda = 0$ (不存在空間誤差效應)，就是 SDM 模型：

$$y = \rho Wy + \beta X + \theta WX + \varepsilon \quad (3)$$

若式 (1) 中 $\rho = 0$ (不存在空間延遲效應)，就是 SDEM 模型：

$$y = \beta X + \theta WX + \mu \quad (4)$$

$$\text{where } \mu = \lambda W\mu + \varepsilon$$

式 (2) 可再透過限制式，簡化為 SAR 與 SEM。若式 (2) 中 $\lambda = 0$ ，就為 SAR 模型：

$$y = \rho Wy + \beta X + \varepsilon \quad (5)$$

若式 (2) 中 $\rho = 0$ ，就為 SEM 模型：

$$y = \beta X + \mu \quad (6)$$

$$\text{where } \mu = \lambda W\mu + \varepsilon$$

同樣地，式 (3) SDM 模型若納入限制式 $\theta = 0$ ，就簡化為 SAR 模型；若式 (3) 中 $\rho = 0$ ，就是 SLX 模型：

$$y = \beta X + \theta W X + \varepsilon \quad (7)$$

若 $\rho = \lambda = \theta = 0$ (也就是這些空間交互效應皆不存在)，上述這些模型皆會簡化至大家熟知的最小平方模型 (ordinary least squares, OLS)：

$$y = \beta X + \varepsilon \quad (8)$$

上述模型可用圖 4 統整呈現 (參照 Elhorst (2010) 與 Golgher and Voss (2016)；筆者自繪)。

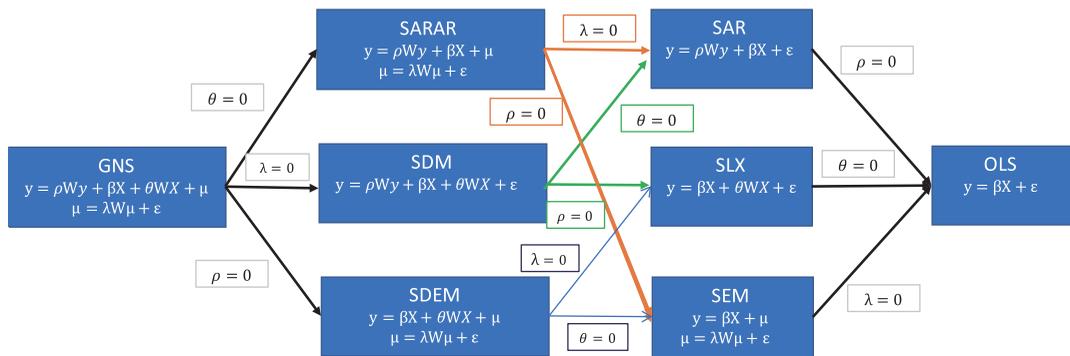


圖 4 不同空間模型之間的關聯

(二)直接效應與間接效應

外溢效應是近年空間分析討論的重點。OLS 模型中，自變數的迴歸係數代表該變數的邊際效應 (marginal effect)，但空間模型不見得如此單純。LeSage and Pace (2009) 指出，空間效應可區分為三類：直接效應 (direct effect)，也就是各空間單位 (unit) 的自變數 (X_i) 影響該單位的應變數 (Y_i)，又名反饋效應 (feedback effect)；間接效應 (indirect effect)，也就是各單位的自變數 (X_i) 會影響其他單位的應變數 (Y_k)，又稱為外溢效應 (spillover effect)；總效應 (total effect) 是直接效應與間接效應的總和，衡量各單位自變數對所有單位的應變數的影響。但並不是每個空間模型都存在間接效應，因為取決於各模型中的空間交互效應。各模型的直接效應與間接效應之所以不同，取決於空間權重矩陣的偏導數計算；相關的計算細節，請見 Elhorst (2010) 或 Golgher and Voss (2016)。

OLS 模型中自變數的直接效應就是該變數的係數估計值 (β)，但它的間接效應為 0；若 OLS 模型新增空間誤差項，就是 SEM 模型，此空間模型的直接效應與間接效應仍與 OLS 模型相同，因為計算自變數對應變數之邊際影響的偏微分數值時，誤差項並沒有起作用。SAR 與 SARAR 模型有個重要的限制，由於這兩個模型的直接與間接效應之比率獨立於 β_k ，(因為比例中分子與分母中的 β_k 相互約分)，造成模型中各自變數之「間接效應與直接效應的比例」都是相同的，迴歸係數無法解釋直接與間接效應，因此這兩個模型對於空間外溢效應的解釋有限 (LeSage and Pace, 2014)。

SLX 模型的計算最為單純，自變數的直接效應就是該變數的係數估計值 (β)，間接效應就是空間延滯自變數的係數估計值 (θ)；例如：以住宅單價 (千元為單位) 為應變數，自變數「總樓層」的迴歸係數 (β) 為 1，自變數「總樓層之空間延滯自變數」(亦即周遭其他住宅的總樓層) 的迴歸係數 (θ) 為 0.5，表示若該住宅的總樓層每增加一層，此住宅單價增加 1,000 元，若鄰近住宅的總樓層每增加一層，也會影響該住宅，提升該住

宅單價 500 元；SDEM 模型也是這樣計算這兩種效應。若採用 SDM 模型，自變數之「間接與直接效應的比例」會隨著各變數而有不同，各自變數的間接效應亦取決於該變數的空間延滯變數之係數估計值 (θ)。換言之，SLX、SDM 模型在實證研究上有其估計彈性的優勢。上述模型的直接與間接效應的估計，請見附表 1 (取自 Elhorst 2014)。

(三)空間模型選擇

眾多空間模型該如何選擇，是個關鍵問題。固然可以將所有空間效應納入，建立 GNS 模型，但過度參數化，往往失去研究初衷。LeSage and Pace (2014) 指出，研究者應思考自身研究所考量的間接效應/外溢效應，是屬於全局效應 (global effect) 或局部效應 (local effect)。全局效應是當 $\rho \neq 0$ (有空間延遲效應)，亦即各單位的應變數受到其他單位應變數的影響，像是住宅價格受到鄰近房價的影響；局部效應是當 $\theta \neq 0$ (有空間自變數延滯效應)，也就是各單位應變數受到其他單位自變數的影響，像是空屋年久失修外觀髒亂不堪，拖累鄰近住宅價格。Elhorst (2014) 在這些空間效應上有相關說明。

本研究希望探討超商分布狀況與大台北地區房價的空間關係，空間分布的狀況就左右模型的選擇。台灣都市之居住密度 (residential density) 偏高，主要是因為欠缺有效的密度管制；居住密度一般是指居住區內的人口數 (或住宅套數) 與居住區面積之比，一般住宅區之居住粗密度標準分為低密度 (250 人/每公頃)、中密度 (250-600) 以及高密度 (600)；內政部營建署指出¹⁵，台北市等大都市以及衛星市鎮，住宅型態呈四層以上公寓式發展之地區，其居住密度主要是 500 至 800 人 (每公頃)，少數地區高達 1,000 人 (每公頃)。

在住宅如此密集的狀況下，房價理應容易受到鄰近住宅價格的影響，因此本研究認為外溢效應屬於全局效應，應將房價空間延遲變數 (W_y) 納入考量。以此為前提，根據圖 4，就可考慮選擇 SARAR 或 SDM 模型。過往亦有研究採用 SARAR 模型探討不動產

¹⁵ 內政部營建署，「都市更新篇」，取自 <https://reurl.cc/vqa0kl>，檢索日期：2021/05/20。

市場的變化 (Hiller and Lerbs, 2016; Peng, 2019), 但 SARAR 模型在估計空間外溢效應時, 空間權重估計缺乏彈性 (LeSage and Pace, 2014)。Elhorst (2014) 在犯罪率 (應變數) 與家庭收入之實務分析中指出, 當各別採用 SAR 及 SEM 迴歸時, 各別模型中的空間延遲變數 (W_y) 與空間誤差變數 (W_u) 皆有統計顯著, 但是在 SARAR 模型中同時考量這兩個空間因素時, 這兩個空間因素反而因為彼此競爭而不顯著¹⁶。

除了全局外溢效應之外, 局部外溢效應亦有可能。在大台北地區住宅密集, 許多住宅往往同個時段建造發展, 所以同區住宅的住宅屬性特徵 (像是建材、房間數等) 往往高度相似; 再者, 同區的住宅往往共用地方設施, 像是警察局、公園等; 因此, 各住宅不僅受到自身特徵的影響, 應亦會受到鄰近其他住宅的特徵的影響。以超商而言, 若鄰近住宅具有高度的超商分散度 (亦即: 附近住宅很容易就從四面八方順道經過超商), 某種程度亦反應自身住宅有此便利性。在此研究中, 空間延滯自變數亦應納入考量。

本文探討超商對房價的空間影響, 自變數涵蓋住宅本身屬性、鄰里設施與超商變數 (超商密度、超商空間分散度); 實證分析將這兩個超商衡量值分別納入空間迴歸模型, 以區分它們對房價的影響力。由於決定納入空間延遲變數以及空間延滯自變數, 因此本研究採用空間杜賓模型 (SDM; 式 3), 以及該模型的三個限制式模型: 空間延遲模型 (SAR; 式 5)、空間自變數延滯模型 (SLX; 式 7) 與最小平方模型 (OLS; 式 8)。在 SDM 模型中, 若空間自迴歸係數 ρ 與空間自變數延滯係數 θ 皆統計顯著, 表示房價不僅受到鄰近住宅價格的影響, 也受到鄰近住宅特徵的影響; 若 ρ 統計顯著但 θ 不統計顯著, 表示房價只受到鄰近房價的影響, 那 SAR 模型就足以解釋; 若 ρ 統計不顯著但 θ 統計顯著, 表示房價沒有受到鄰近房價的影響, 但有受到鄰近住宅特徵的影響, 那 SLX 模型就足以解釋資料狀況。

¹⁶ 本研究在分析過程中曾採用 SARAR 模型, 也是遇到類似狀況。空間延遲變數與空間誤差變數各別在 SAR、SEM 模型中皆統計顯著, 但兩者在 SARAR 模型中卻表現不理想。

伍、實證結果

Sirmans et al. (2005) 指出，各變數對不同房價的影響程度不一樣（例：“增加一房間”這個特徵，對價值 50 萬住宅之影響大於對價值 100 萬住宅之影響），所以特徵價格研究往往是採用半對數模型，將房價應變數採自然對數。在半對數模型中，各自變數之迴歸係數值代表各變數一單位的變動，房價變動之百分比程度（例：屋齡的迴歸係數為 -0.01 ，表示屋齡每增加一年，房價下滑幅度為 1%）。因此本研究將房價單價取自然對數作為模型之應變數，以下幾類變數作為自變數：(1) 住宅特徵：屋齡、屋齡平方、電梯、位於一樓以及管理單位；(2) 鄰里屬性特徵：醫院距離、捷運距離、郵局距離、是否位於台北以及該住宅所在行政區之 65 歲以上人口比例。(3) 超商變數：超商密度以及超商空間分散度。為了區分超商密度與超商分散度對房價的影響，本文透過 R 程式語言的 `spdep` 套件 (Bivand and Wong, 2018)，採用最大概似法 (maximum likelihood) 估計這兩個超商變數各別在三種空間迴歸 (SAR、SLX、SDM) 的實證表現。

一、基本實證結果：OLS

在討論空間迴歸實證分析之前，在此先呈現兩個超商變數在最小平方迴歸 (OLS) 的結果 (表 3)，以檢測模型的空間相關性。OLS 迴歸在這兩個模型中，皆解釋約 46% 房價變動幅度 ($p < 0.01$)；根據變異數膨脹因子 (variance inflation factor, VIF) 數值，各變數之間除了屋齡與屋齡平方 VIF 較高之外，其他變數 VIF 值均小於 10，表示自變數之間並無嚴重共線性存在；李春長等 (2017) 亦有類似的發現。固然大部分的住宅變數、鄰里環境變數對住宅單價的影響方向如同預期，包含屋齡、屋齡平方、衛浴數、電梯、位於一樓、建材、醫院距離、捷運距離、郵局距離、位於台北市等，但「超商空間密度」、「超商空間分散度」皆不顯著。根據最小平方迴歸的相關空間檢測指標，檢測空間延遲性與空間誤差性的六個指標皆是統計顯著 ($p < 0.01$)，表示資料存在空間性。

根據表 3，全部檢測空間性的指標皆顯著，代表空間迴歸的必要性。其中 Moran's I (檢測全域空間相依性) 在兩模型皆顯著；根據早期 Anselin (1988) 的原則，應先從基本 LM 檢測 (basic Lagrange Multiplier) 中的 LM-lag 與 LM-error 這兩個指標觀察；若皆不顯著，就維持 OLS 模型；若 LM-lag 顯著，就選擇 SAR 模型，反之則選擇 SEM 模型。若皆顯著，就須考量穩健 LM 檢測 (robust Lagrange Multiplier) 中 robust LM-lag 與 robust LM-error 兩個指標；若前者顯著，選擇 SAR 模型，若後者顯著，則選擇 SEM 模型。最後一個指標 LM-SARMA 用以檢測空間延遲性與空間誤差性是否同時存在，但 Anselin (2005, p.197) 指出此指標欠缺實用性，只要模型中存在空間延遲性 或空間誤差性，此指標就很容易統計顯著，但不見得表示需要選擇更高階的空間模型¹⁷。但 Anselin (1988; 2005)卻沒提及，若兩者皆顯著時，該如何選擇。

後續許多學者延伸此議題，也提出了相關的研究指引。相較於傳統計量迴歸，空間分析著重於探討資料的外溢效應；LeSage and Pace (2014) 認為，研究者於空間模型的選擇，應思考本身研究希望探討的間接外溢效應是屬於全域或局部效應。誠如上述，在住宅密集的大台北地區，各房價往往受到鄰近住宅價格的影響，本研究希望考量全域效應 (亦即納入衡量空間延遲性的 SAR 模型)，因此在眾多空間迴歸中，最初考量 SARAR 與 SDM 這兩種空間模型 (請見圖 4)。本研究最後選擇 SDM 模型，因為 SDM 模型中亦考量局部效應 (亦即納入衡量空間延滯自變數的 SLX 模型) 以衡量住宅價格是否亦受到其他住宅特徵之影響。再者，SDM 模型與其限制式之 SLX 模型，在直接、間接效應的計算具有彈性，而且解釋上直截了當。在此模型之下，我們可以觀察到：各住宅之超商空間特徵是否影響各住宅本身價格 (直接效應)、各住宅價格是否影響其他住宅價格 (全局外

¹⁷“The last test, LM-SARMA, relates to the higher order alternative of a model with both spatial lag and spatial error terms. This test is only included for the sake of completeness, since it is not that useful in practice.... In other words, it will tend to be significant when either the error or the lag model are the proper alternatives, but not necessarily the higher order alternative.”

溢效應)、各住宅之超商空間特徵是否影響其他住宅價格(局部外溢效應)。因此本研究採用 SAR、SLX 與 SDM 模型探討上述住宅特徵變數以及超商變數對住宅價格的關係。

表 3 OLS 實證結果：超商空間密度、超商空間分散度

自變數	OLS (超商空間密度)			OLS (超商空間分散度)		
	Coef.	t-value	VIF	Coef.	t-value	VIF
截距項	11.450	124.80	--	11.48	137.47	--
住宅特徵						
屋齡	-0.013	-4.59***	17.25	-0.013	-4.59***	17.27
屋齡平方	0.001	4.22***	18.26	0.000	4.23***	18.29
衛浴數	0.023	1.85*	1.05	0.023	1.83*	1.05
所在樓層	0.007	2.56***	1.50	0.007	2.60***	1.50
電梯	0.130	4.48***	3.44	0.129	4.44***	3.44
位於一樓	0.266	8.95***	1.23	0.265	8.90***	1.23
管理單位	0.017	0.64	2.79	0.018	0.69	2.78
建材	-0.064	-2.30**	1.49	-0.065	-2.33**	1.47
鄰里特徵						
醫院路網距離	-0.032	-5.51***	1.42	-0.032	-5.49***	1.42
捷運路網距離	-0.056	-10.12***	1.38	-0.056	-10.09***	1.38
郵局路網距離	-0.091	-2.85***	1.14	-0.091	-2.85***	1.14
地區(臺北市=1)	0.340	15.62***	1.76	0.339	15.58***	1.76
當地 65 歲以上人口比例	0.027	8.99***	1.97	0.026	9.00***	1.97
超商變數						
超商空間密度	0.021	1.46	1.01	--	--	--
超商空間分散度	--	--	--	0.001	0.65	1.01
R squared	0.4672			0.4669		
Diagnostics for spatial dependence						
Moran's I	40.429***			40.065***		
LM-lag	111.090***			109.340***		
Robust LM (lag)	45.405***			44.855***		
LM-error	452.710***			443.940***		

表 3 OLS 實證結果：超商空間密度、超商空間分散度 (續)

Diagnostics for spatial dependence	value	value
Robust LM (error)	382.020***	379.450***
Lagerange multiplier (SARMA)	498.110***	488.790***

註：* $p < 0.10$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

二、空間實證結果

(一) 超商空間密度 (建物 100 公尺內的超商家數)

住宅、鄰里特徵以及「超商空間密度」對房價影響的空間實證結果，列於表 4。SAR、SLX 以及 SDM 迴歸各解釋了 48.6%、49.6% 與 49.6% 的房價變動幅度，AIC 數值各為 1697.1、1670.7 與 1671.0，由此可見 SLX 模型表現較佳。值得注意的是，雖然房價之空間延遲變數 (W_y) 的迴歸係數值 (ρ) 在 SAR 中統計顯著 ($p < 0.05$)，但在 SDM 中卻不顯著，或許因為 SDM 納入的空間延遲自變數 (局部外溢效應) 之影響力比房價之空間延遲變數 (全局外溢效應) 更為顯著。誠如上述文獻回顧提及，Elhorst (2014) 在探討犯罪與家庭收入議題時，空間延遲變數 (W_y) 與空間誤差變數 (W_u) 各別在 SAR 模型與 SEM 模型顯著，但在同時納入 W_y 與 W_u 的 SARAR 模型中，這兩個空間效應反而因為彼此競爭而不顯著。本研究採用的 SDM 模型中，或許也有類似的狀況。就房價議題來說，鄰近住宅的價格亦由鄰近住宅自身之特徵所決定；例如，某住宅價格受到鄰近高房價影響，鄰近房價之所以高，也是因為鄰近住宅本身具有好的特徵 (像是距離捷運很近)。換言之，在 SAR 中代表全局空間外溢效應的 ρ 值顯著，表示自身住宅價格受到鄰近住宅價格影響。但在 SDM 中，同時考慮全局外溢效應以及局部外溢效應，前者不顯著但後者顯著，就此實證結果可推論，局部外溢效應 (也就是鄰近住宅的特徵) 比全局外溢效應 (也就是鄰近住宅的價格) 的影響力更為明顯，或許是因為這些鄰近住宅特徵更為顯而易見，也就因此更易影響自身住宅價格。由於在 SDM 中 ρ 不顯著 (無法推翻 $H_0: \rho = 0$)，進一步佐證 SLX 模型是較為適當的模型。

表4 實證結果：超商空間密度

自變數	SAR		SLX		SDM	
	coef.	z-value	coef.	z-value	coef.	z-value
截距項	5.165	6.24	17.130	2.367	12.637	1.678
住宅特徵						
屋齡	-0.014	-5.04***	-0.015	-5.448***	-0.016	-5.580***
屋齡平方	0.001	4.77***	0.001	4.875***	0.001	4.992***
衛浴數	0.022	1.75*	0.019	1.509	0.018	1.479
所在樓層	0.007	2.39**	0.007	2.688***	0.007	2.690***
電梯	0.135	4.73***	0.127	4.441***	0.126	4.427***
位於一樓	0.258	8.82***	0.267	9.112***	0.267	9.182***
管理單位	0.021	0.79	0.009	0.344	0.010	0.396
建材	-0.068	-2.51***	-0.066	-2.403**	-0.066	-2.416**
鄰里特徵						
醫院路網距離	-0.031	-5.34***	-0.024	-2.854***	-0.023	-2.770***
捷運路網距離	-0.041	-7.25***	-0.033	-3.269***	-0.033	-3.291***
郵局路網距離	-0.069	-2.20**	-0.052	-1.605	-0.050	-1.555
地區(臺北市=1)	0.269	11.56***	0.317	11.516***	0.315	11.545***
65歲以上人口比例	0.025	8.50***	0.022	6.779***	0.022	6.859***
超商特徵						
超商空間密度	0.028	1.54	0.025	0.173	0.025	1.378
空間延滯自變數						
住宅特徵						
lag.屋齡	--	--	0.079	0.486	0.026	0.159
lag.屋齡平方	--	--	-0.002	-0.576	-0.001	-0.303
lag.衛浴數	--	--	-2.419	-2.072**	-2.596	-2.240**
lag.所在樓層	--	--	0.404	1.616	0.367	1.479
lag.電梯	--	--	6.183	3.258***	5.926	3.145***
lag.位於一樓	--	--	4.036	1.621	4.342	1.757*
lag.管理單位	--	--	-7.104	-2.968***	-6.768	-2.846***
lag.建材	--	--	-0.005	-0.003	-0.290	-0.185

表 4 實證結果：超商空間密度 (續)

自變數	SAR		SLX		SDM	
	coef.	z-value	coef.	z-value	coef.	z-value
鄰里特徵						
lag.醫院路網距離	--	--	0.047	0.644	0.068	0.353
lag.捷運路網距離	--	--	0.010	0.115	0.043	0.634
lag.郵局路網距離	--	--	-2.828	-2.086**	-2.746	0.042**
lag.地區(臺北市=1)	--	--	0.047	0.188	-0.741	0.459
lag.65 歲以上人口比例	--	--	-0.002	-0.267	-0.038	0.535
超商特徵						
lag.超商空間密度	--	--	-1.440	-1.244	-1.557	-1.353
空間變數						
房價之空間延遲變數 (ρ)	0.542	7.606***	--	--	0.57	1.71
模型表現						
Pseudo R squared	0.486		0.496		0.496	
AIC	1697.1		1670.7		1671.0	

註：* $p < 0.10$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

在這三個空間模型中，住宅特徵的「屋齡」、「屋齡平方」、「所在樓層」、「電梯」、「一樓」與「建材」，鄰里特徵的「醫院距離」、「捷運距離」、「地區」與「65歲以上人口比例」，對房價有一致性的顯著影響。SLX 與 SDM 模型中有納入空間延滯自變數 (以 lag 表示)，住宅特徵的「lag.衛浴數」、「lag.電梯」、「lag.管理單位」、「lag.郵局距離」具有統計顯著性；換言之，各住宅價格亦會受到鄰近住宅的這些特徵的影響 (也可說是，各住宅的這些特徵亦會左右其他鄰近住宅的價格)。

值得注意的是，「超商空間密度」與「lag.超商空間密度」在三個模型中皆不顯著。實證結果或許反應一個現象：超商營運以聚集模式提供消費便利性並藉此提高獲利，但對民眾而言，每走幾步就是一家，每家服務內容相似度高，即使更多超商聚集，生活便利性並沒有更為提高，所以超商空間聚集已不再是優勢，對周遭房價並沒有明顯的加分

作用。超商空間密度未有顯著表現，因此在此未討論模型的直接與間接效應¹⁸。

(二) 超商空間分散度 (建物 100 公尺內各超商間之距離)

本研究認為，在超商空間密集的前提下，超商點位之間若能保持一些距離，更能讓民眾從四面八方順路經過，滿足生活所需，以提高生活便利性。本研究進一步考量「超商空間分散度」(各建物 100 公尺內超商間的距離)、住宅屬性與鄰里特徵對房價的影響。

如表 5 所示，就三個空間模型而言，SAR、SLX 與 SDM 模型各解釋房價約 48.3%、49.6% 與 49.6% 的變動量，AIC 數值各為 1699.1、1669.8 與 1670.8，由此可見 SLX 模型整體表現仍較佳。與表 4 的迴歸結果類似，雖然房價之空間延遲變數之係數值 (ρ) 在 SAR 中統計顯著 ($p < 0.05$)，但在 SDM 中卻不顯著，或許是由於 SDM 中空間延遲自變數之影響力更為顯著。換言之，固然房價之空間延遲變數的 ρ 值在 SAR 中顯著 (代表房價會受到鄰近房價的影響)，但由於鄰近房價也是受到他們自身住宅特徵的影響，因此當 SDM 中同時納入鄰近住宅價格 (代表全局外溢效應) 與鄰近住宅特徵變數 (代表局部空間外溢效應) 時，相較之下鄰近住宅特徵的影響力更為明顯。根據上述空間模型選擇流程，因 SDM 中 ρ 不具統計顯著，進一步佐證 SLX 是較為恰當的模型。

這三個模型中，住宅與鄰里特徵包含「屋齡」、「屋齡平方」、「所在樓層」、「電梯」、「一樓」、「建材」、「醫院距離」、「捷運距離」、「地區」、「65 歲以上人口比例」，在表 5 與前面表 4 皆具有一致的顯著影響，可見這些變數對房價的重要性 (也就是直接效應)。結果顯示，屋齡對房價的負向影響隨著屋齡增加而減緩。屋齡變數對大台北地區有顯著的影響，或許與大台北地區房價高但屋齡亦偏高有關係。根據內政部於民國 104 年的統計¹⁹，台北市、新北市平均屋齡各為 31.53 年、26.14 年，屋齡超過 30

¹⁸ 若讀者對結果有興趣，請聯絡作者。

¹⁹ 內政部統計處，2016，「內政統計通報 (105 年第 16 週)：104 年底我國住宅概況」取自 <https://reurl.cc/q16DrD>，檢索日期：2018/02/22。

年的老屋占比各為六成與四成，因此屋齡成為大台北地區房價的重要因素。

此外，所在樓層愈高，具有較安靜、較佳景觀與空氣品質的優點，對房價有正向影響；有電梯能提高工作與生活便利性，對房價有加分作用；位於一樓的建物，具有居住與營業的可能性，而且出入方便，在房價上仍具優勢；建材若為早期磚造，住宅品質較差，房價就較低；距離醫院愈遠（代表就醫可及性較低）、距離捷運愈遠（通勤便利性愈低），距離郵局愈遠（代表生活中的金融或郵務服務可及性較低），皆對房價有負向影響；相較於新北市，台北市為台灣政治經濟中心並兼具高生活機能，房價自然較高；65歲以上人口比例愈高，反應住宅自有率的人口數愈多，房價愈高。

在 SLX 與 SDM 模型中，「所在樓層」、「電梯」、「一樓」、「郵局距離」這些變數與其空間延滯自變數（「lag.所在樓層」、「lag.電梯」、「lag.一樓」、「lag.郵局距離」），皆具有統計顯著性。換言之，由於大台北地區住宅密集，各住宅特徵與鄰近住宅相似，因此造成各住宅價格不僅受到自身所在樓層、電梯、位於一樓與郵局距離的影響，亦受到鄰近住宅這些特徵的影響（同樣地，各住宅的這些特徵，亦會左右鄰近住宅的價格）。「管理單位」對房價的影響為正向不顯著，但「lag.管理單位」呈現顯著負向，代表管理單位對房價本身沒有顯著影響，但對鄰近住宅是負向影響；同樣地，各住宅的「衛浴數」對本身房價並無顯著影響，但「lag.衛浴數」對鄰近房價則為負向影響。

表5 實證結果：超商空間分散度

自變數	SAR		SLX		SDM	
	coef.	z-value	coef.	z-value	coef.	z-value
截距項	5.266	6.38	11.950	2.35	7.789	1.37
住宅特徵						
屋齡	-0.014	-5.04***	-0.015	-5.47***	-0.016	-5.57***
屋齡平方	0.001	4.77***	0.001	4.88***	0.001	4.97***
衛浴數	0.021	1.72*	0.018	1.47	0.018	1.45
所在樓層	0.007	2.43**	0.008	2.80***	0.008	2.80***
電梯	0.133	4.68***	0.121	4.26***	0.120	4.25***
位於一樓	0.256	8.77***	0.265	9.05***	0.265	9.11***
管理單位	0.022	0.85	0.014	0.54	0.015	0.59
建材	-0.069	-2.54***	-0.063	-2.31**	-0.063	-2.32**
鄰里特徵						
醫院路網距離	-0.031	-5.31***	-0.025	-2.93***	-0.024	-2.84***
捷運路網距離	-0.041	-7.25***	-0.031	-3.14***	-0.032	-3.17***
郵局路網距離	-0.069	-2.20**	-0.056	-1.74*	-0.055	-1.70*
地區(臺北市=1)	0.269	11.54***	0.321	11.63***	0.319	11.65***
65歲以上人口比例	0.025	8.53***	0.021	6.55***	0.021	6.62***
超商特徵						
超商空間密度	0.001	0.67	0.001	0.84	0.001	0.86
空間延滯自變數						
住宅特徵						
lag.屋齡	--	--	0.105	0.67	0.066	0.42
lag.屋齡平方	--	--	-0.002	-0.73	-0.002	-0.53
lag.衛浴數	--	--	-1.938	-1.83*	-2.039	-1.94*
lag.所在樓層	--	--	0.523	2.03***	0.487	1.90*
lag.電梯	--	--	5.379	2.89***	5.150	2.79***
lag.位於一樓	--	--	5.692	2.22**	5.884	2.31**
lag.管理單位	--	--	-6.614	-2.77***	-6.335	-2.67***
lag.建材	--	--	-0.665	-0.42	-0.776	-0.50

表 5 實證結果：超商空間分散度 (續)

自變數	SAR		SLX		SDM	
	coef.	z-value	coef.	z-value	coef.	z-value
鄰里特徵						
lag.醫院路網距離	--	--	0.034	0.47	0.052	0.71
lag.捷運路網距離	--	--	0.049	0.58	0.078	0.91
lag.郵局路網距離	--	--	-2.824	-2.09**	-2.781	-2.07**
lag.地區(臺北市=1)	--	--	0.285	-0.91	-0.468	-1.40
lag.65歲以上人口比例	--	--	0.008	0.14	-0.011	-0.17
超商特徵						
lag.超商空間密度	--	--	0.022	1.98**	0.020	1.88**
空間變數						
房價之空間延遲變數 (ρ)	0.538	7.544***	--	--	0.468	1.00
模型表現						
Pseudo R squared	0.483		0.496		0.496	
AIC	1699.1		1669.8		1670.8	

註：* $p < 0.10$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

值得注意的是，各住宅的「超商空間分散度」對本身價格沒有影響，但鄰近住宅的「超商空間分散度」(亦即「lag.超商空間分散度」)對各住宅的房價卻有正向顯著的影響(同樣地，自身住宅的超商分散度，對鄰近其他住宅也有正向影響)；而且這個現象在 SLX 與 SDM 模型中皆可觀察到。根據模型係數估計，若鄰近住宅的超商分散度每增加一公尺，房價會提升約 2%。換言之，「超商空間分散度」對自身房價沒有明顯的直接效應，但卻存在正向外溢效應，也就是提升附近其他住宅的超商可及性。這個現象無法從基本 OLS 模型或 SAR 模型中觀察到。

若要確認這些變數對房價的影響，可進一步計算這些變數的直接效應、間接效應與總效應的統計顯著性。由於此研究較為適當的模型為 SLX，因此向下的解釋以 SLX 模型

為主²⁰。SLX 模型優點之一就是其直接效應與間接效應，容易解釋。如表 6 所示，SLX 模型中的直接效應就是衡量各單位自變數對自身應變數的影響，等同於表 5 自變數迴歸係數值；間接效應則是其衡量他鄰近單位的自變數對自身應變數的影響，也就是表 5 中空間延滯自變數的迴歸係數，這就是所謂的空間外溢效應。表 6 中則多了總效應 (total effect)，這是衡量某單位的自變數變化對所有單位應變數之影響的總和 (包含自身單位與其他單位)，也就是直接效應與間接效應的係數值加總，進一步判定這些效應總和是否具有統計顯著性。

從表 6 中可見，住宅特徵的「所在樓層」、「電梯」、「位於一樓」這三個變數的直接、間接與總效應，皆是正向顯著，代表這些變數在大台北地區中不僅對左右自身住宅房價，對鄰近住宅也具有一致的外溢效應。在 SLX 模型中，若某住宅「位於一樓」，此變數對該房價的直接效應之係數值為 0.265，但鄰近住宅「位於一樓」的特徵，對該房價的間接效應之係數值為 5.692；在此結果之下，似乎此特徵對房價的直接效應 (住宅這項特徵對自身房價的影響) 小於間接效應 (附近住宅的這項特徵對自身房價的影響)。就現實層面而言，若某住宅的鄰近住宅具有「位於一樓」的特徵，就具有出入方便的好處以及商業用途的可能 (例如餐飲店等)，某種程度反映該住宅亦能享有一定程度的便利性 (例如可就近用餐)，卻不用面對位於一樓的缺點，像是汽機車噪音、人潮，較不具隱私性、容易遭竊而且還得支付公設電費；某種程度反應出，相較於自身住宅位於一樓，鄰近住宅位於一樓的話，自身住宅或許更能享受到生活便利性。

再就資料層面而言，在解釋這些空間效應時，除了關注迴歸係數是否顯著之外，亦須比較 z 值的顯著性。在模型估計時，每個觀察點的鄰近住宅眾多；換言之，相較於直接效應只考慮自身觀察點的特徵，間接效應的估計是納入鄰近眾多觀察點的特徵；值得注意的是，直接效應的顯著性 ($z = 9.05; p < 0.01$) 反而遠大於間接效應 ($z = 2.22; p <$

²⁰ 限於版面，若讀者對 SAR 與 SDM 模型的直接/間接結果有興趣，請聯絡作者。

0.05)，某種程度反應出間接效應的標準差更大（眾多觀察點的資料離散程度大）²¹，因此間接效應的 z 值反而較小。由於有時直接效應與間接效應會有一些落差，也就因此總效應的結果亦值得關注。總效應主要是衡量此變數對「所有住宅」（自身住宅以及其他住宅）價格的影響，根據此變數的總效應結果可見，對於寸土寸金的大台北地區，「位於一樓」這項特徵對房價仍具有一定程度的優勢。

鄰里特徵的「郵局距離」的三個效應皆是負向顯著；就直接效應而言，代表各住宅本身距離「郵局」愈遠，生活中金融或郵務可及性較低，自身房價因而下降；就間接效應而言，各住宅的鄰近住宅之郵局可及性愈低，也會影響自身住宅價格。此外，「衛浴數」的直接效應不顯著，表示衛浴數多寡對自身價格沒影響，但其間接效應、總效應都是負向顯著，或許表示若鄰近住宅之衛浴數較多，代表鄰近住戶可居住人數較多，有可能帶來人潮或噪音的鄰避效應；同樣地，雖然「管理單位」的直接效應不顯著，但間接效應、總效應都是負向顯著，某種程度可能表示，自身住宅有無管理單位對價格沒有明顯影響，但是鄰近住宅有管理單位，就有可能突顯自身住宅這方面的不足。

值得注意的是，「超商空間分散度」的直接效應雖然不顯著，但是間接效應與總效應卻是正向顯著。大台北地區超商高度密集，以此研究資料為例，每戶住宅在 100 公尺內平均有 2.18 家超商（見表 2），最多至 4 家超商，或許因此各住宅的超商空間分散狀況對自身住宅價格雖沒有明顯正向影響；但各住宅之鄰近住宅的超商空間分散度愈高，某種程度反應住戶更容易從四面八方順道經過超商消費，更加提升超商可及性，因而抬高自身住宅的價格。換言之，各住宅的超商空間分散度存在所謂的外溢效應，也就是對鄰近其他住宅的價格有一定程度的正向影響。更重要的是，超商空間分散度的總效應仍是正向顯著，表示大台北地區各住宅的超商空間分散度對所有住宅（包含自身以及其他住宅）有共同一致的正向效果。

²¹ 以此變數來說，直接效應的標準差為 0.0293，間接效應的標準差為 2.569。

表6 SLX模型之空間效應：超商空間分散度

自變數	SLX					
	直接效應(Direct)		間接效應(Indirect)		總效應(Total)	
	coef.	z-value	coef.	z-value	coef.	z-value
住宅特徵						
屋齡	-0.015	-5.47***	0.105	0.67	0.089	0.57
屋齡平方	0.000	4.88***	-0.002	-0.73	-0.002	-0.65
衛浴數	0.018	1.47	-1.938	-1.83*	-1.920	-1.81*
所在樓層	0.008	2.80***	0.523	2.03**	0.531	2.06**
電梯	0.121	4.26***	5.379	2.89***	5.500	2.95***
位於一樓	0.265	9.05***	5.692	2.22**	5.957	2.32**
管理單位	0.014	0.54	-6.614	-2.77***	-6.600	-2.76***
建材	-0.063	-2.31**	-0.665	-0.42	-0.728	-0.46
鄰里特徵						
醫院路網距離	-0.025	-2.93***	0.034	0.47	0.010	0.13
捷運路網距離	-0.031	-3.14***	0.049	0.58	0.018	0.22
郵局路網距離	-0.056	-1.74*	-2.824	-2.09**	-2.880	-2.13**
地區(臺北市=1)	0.321	11.63***	-0.285	-0.91	0.036	0.12
65歲以上人口比例	0.021	6.55***	0.008	0.14	0.029	0.48
超商特徵						
超商空間分散度	0.000	0.84	0.022	1.98**	0.022	1.99**

註：* $p < 0.10$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

24小時營業之超商之所以存在如此效應，主要在於提供即時購物的便利性以及四通八達的可及性。人們生活的三餐、熱食及飲料，或是各方面的繳費代收服務（停車費、儲值、線上購物取貨等），往往就近於超商得以滿足日常所需，讓民眾能節省購物上的通勤支出成本（例如：不需去較遠的超市購買食物或是去電信公司繳費，於附近超商即可處理）。現今新冠肺炎疫情肆虐，在民生物資搶購熱潮、人們在減少遠距移動的前提下，

超商提供的虛擬網路、實體銷售管道²²，某種程度讓人們在生活上更仰賴超商的存。若超商聚集但仍存在空間分散性，就能提供人們生活中更多元的購物選擇，也減少移動成本。除了提供消費服務之外，超商亦提供上班晚歸的民眾較為明亮、安全的生活環境，若各住宅之鄰近住宅的超商空間分散度高，提升出入與居住之安全性，對自身房價應有正向影響。根據國際勞動資料顯示²³，2014年台灣就業者的平均年工時為2,104小時，在經濟合作發展組織(OECD)的38個國家排名第4；即使到了2020年，台灣平均年工時還有2,028小時，仍排名第4。早出晚歸的生活，安全的住家環境更為重要，若住家附近有長時間營運的超商，附近住戶也會在晚上來超商買宵夜或繳費，有人潮走動，自然能提升居家安全²⁴，也就因此超商往往也是購屋的考量之一。從本研究的空間實證結果可見，住宅100公尺生活範圍內超商聚集，不見得對房價有正向影響；但在超商聚集的前提下，各超商之間距離較大，也就是所在處較為分散，不僅居民更容易順路經過滿足生活所需，亦代表安全之生活空間範圍亦較大，對房價則有加分作用。

²² 中央社，「疫情掀搶購潮 超商雙雄啟動虛實通路作戰」，取自 <https://www.cna.com.tw/news/afe/202106020127.aspx>，檢索日期：2021/06/30。

²³ 台灣英文新聞，「台灣工時全球排名降至第4名」，取自 <https://www.taiwannews.com.tw/ch/news/2990217>，檢索日期：2019/03/15；中央通訊社，「台灣年總工時2028小時 39個主要國家中排第4」，取自 <https://www.cna.com.tw/news/firstnews/202009300225.aspx>，檢索日期：2020/12/26。

²⁴ 商業周刊，「鐵皮屋、頂樓加蓋、違建…被台灣人詬病的「醜陋街景」，為何成了良好治安的關鍵？」，取自 <https://www.businessweekly.com.tw/business/blog/25293>，檢索日期：2021/05/15。

陸、結論

在台灣，超商的多元化服務以及地理高密度，讓人們對它的服務需求度高。生活中超商不可或缺，也就進一步對住宅價格產生影響。然而住宅文獻卻鮮少提及，Chiang et al. (2015) 是少數探討此議題的文獻，但該研究並未納入空間因素，而且超商因素是以兩個虛擬變數衡量（100公尺內有無超商、有無兩家以上超商）。

本研究則從零售聚集的角度，僅考量100公尺內有兩家以上超商的住宅觀察點，方能進一步了解在超商聚集的前提下，是否超商之間保持一定的分散度，更能讓居民順路經過消費以滿足生活需求。因此本研究衡量超商密度（各住宅100公尺內超商數量）與超商空間分散度（各住宅100公尺內各超商彼此之間的距離）。由於本研究希望進一步探討空間外溢效應，因此採用 SAR（衡量鄰近單位應變數的外溢效應）、SLX（衡量鄰近單位自變數的外溢效應）與 SDM（同時衡量兩種外溢效應）三種空間模型，探討這兩個超商變數對大台北地區房價的影響。如同前面文獻所述，常見的 SEM 模型無法估計外溢效應。

實證結果證實空間因素的必要性，考量空間延遲自變數的 SLX 為最適模型。LeSage and Pace (2011) 指出 SLX 模型的優勢在於能完全區分不同的外溢效應。在考量不同超商變數的實證分析顯示，住宅與鄰里變數在模型中對房價具有預期的影響，而且有些住宅特徵或鄰里特徵還存在外溢效果，這也是過往研究較少觸及的議題。

大台北地區超商原本就已經高度聚集，因此「超商密度」對房價並沒有顯著的影響，但值得注意的是「超商空間分散度」具有外溢效應。這某種程度反應，在超商聚集的前提下，超商之間保持一定距離，更能讓居民從四面八方順路經過超商滿足生活所需，這樣的生活便利性，對周遭房價就有加分作用；而且鄰近住宅的超商分散度愈高，此項空間優勢會外溢影響其他住宅（同樣地，自身住宅之超商空間分散度愈高，此特徵也會外溢影響鄰近住宅）。誠如 Andrews P.W.S.指出，提供相似服務的零售店面，若想提高競爭

力，關鍵在於能否讓民眾在生活中順路消費。在現今台灣超商密集的趨勢下，新設超商若想要取得經營優勢，就應避免在空間上過度聚集，像是設在既有超商的隔壁或是對面。

「固然聚集但保持距離」或許是超商未來設店應考慮的方向：店面聚集能維持一定的聚集經營效益，但保持距離更能提升民眾消費的便利性。

民眾的消費模式才是決定零售業空間分布的關鍵。現今人口逐年老化、少子化，單身世代人數（未婚獨居或長壽寡居），已是當下與未來的趨勢。三浦展（2013）指出，日本獨居人數在 2010 年為 4572 萬人，預計到 2030 年會成長至 4910 萬人，人口結構改變就會導致生活型態與消費行為的改變。三浦展形容此情境為「超獨居社會」（「超おひとりさま社会」），在這樣的社會中，消費型態主要特徵就是個人化及便利化，超商的消費依賴性亦隨之增加；根據三菱綜合研究所「生活者市場預測系統」統計，20-39 歲的男性與女性「每月去便利商店消費好幾次的比率」各為 18.2% 與 23.2%，60-69 歲男性與女性的比率則上升至 28.5% 與 37.2%，而且當被問及「是否願意在今後日常飲食中使用調理包或冷凍食品」，願意或有意願的比率亦隨著年齡層增加而上升；隨著年齡增長，即便只為自己料理，也希望料理能更為便利輕鬆。然而，雖然超商高度聚集，但當社會愈趨向高齡化，就會讓人覺得超商愈遠；換言之，離一般人僅 5 分鐘的行走路程，對長者而言，可能就需要 10 分以上，若還需要提著採買的商品，路途更感遙遠。這也佐證本研究的結論：超商雖然高度聚集，若能在空間上保持距離，就能服務到更多當地居民的就地需求。此外，現在新冠疫情也開始改變人們的生活型態，最近日本出現「宅居消費」（巣ごもり消費）的現象，也就是增加居家的飲食與消費活動，這也反應到超商的來客人數與消費結構；根據統計，相較於前一年度，日本全國超商 2021 年 5 月的來客數成長約 6.4%，日常飲食商品銷售成長約 4.8%；以 Lawson 超商為例，冷凍食品、蔬菜、豆腐等銷售量，較前一年成長約 60%²⁵。由此可見民眾在疫情生活中更加仰賴鄰近超商的產品與服務。

同樣的，台灣超商數持續擴展店面，2019 年全國超商門市據點數成長率為 4.8%，

²⁵ NHK，“巣ごもり需要 狙うコンビニ”，取自 <https://www.nhk.jp/p/ohayou/ts/QLP4RZ8Z>

為2006年過後的最大增幅²⁶；超商不斷深入我們的空間，對我們生活消費習慣、對不動產價格的影響，更不容小覷。台灣近年也面臨人口老化與少子化的挑戰，獨居人口也日漸增加，人口結構是否也會影響我們對超商的 demand，帶動超商空間區位的布局，值得後續更進一步的探究。對照鄰近的日本，後疫情時代之下，超商空間分布是否也會牽動往後我們的移動與消費模式，亦值得關注。此實證結果應能提供未來超商設址的參考，也能讓購屋者在購屋時，了解此住宅的超商可及性的優劣，極大化生活環境品質。

(收件日期為民國110年3月12日，接受日期為民國110年8月30日)

附 錄

附表 1 各空間模型的直接效應與間接效應 (外溢效應) 之估計 (參照 Elhorst, 2014)

模型類別	直接效應	間接效應
OLS/SEM	β_k	0
SAR/SARAR	$(I - \delta W)^{-1} \beta_k$ 的對角線元素	$(I - \delta W)^{-1} \beta_k$ 的非對角線元素
SLX/SDEM	β_k	θ_k
SDM/GNS	$(I - \delta W)^{-1} (\beta_k + W\theta_k)$ 的對角線元素	$(I - \delta W)^{-1} (\beta_k + W\theta_k)$ 的非對角線元素

註：其中 I 是單位矩陣 (identity matrix)。

[Y3/blog/bl/pX6P8EQjK4/bp/pEwbRD7jno/](https://www.udn.com/blog/bl/pX6P8EQjK4/bp/pEwbRD7jno/)，檢索日期：2021/06/04

²⁶ 經濟日報，「台灣便利商店密集度 全球第二」，取自 <https://udn.com/news/story/7238/5364233>，檢索日期：2021/06/07。

參考文獻

一、中文部分

李春長，梁志民與林豐文，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*，20：31-58。(Lee, C. C., C. M. Liang, and 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: 31-58.)

吳晏榕，2011，「連鎖式便利商店業景氣動態報告」，台灣經濟研究院產經資料庫。(Wu, Y. R., 2011, "Report on the Trends of Chain Convenience Store Industry", Taiwan Industry Economics Services.)

彭蒂菁，2021，「醫療可及性是否左右房價？機器學習之迴歸樹及隨機森林模型的應用」，*應用經濟論叢*，109：115-167。(Peng, T. C., 2021, "Does Healthcare Accessibility Matter to Housing Prices? Application of Machine- Learning Decision Tree and Random Forest", *Taiwan Journal of Applied Economics*, 109: 115-167.)

楊宗憲與蘇倖慧，2011，「迎毗設施與鄰避設施對住宅價格影響之研究」，*住宅學報*，20：61-80。(Yang, C. H. and S. H. Su, 2011, "The Impacts of Housing Price in YIMBY and NIMBY Facilities", *Journal of Housing Studies*, 20: 61-80.)

二、日文部分

三浦 展，2013，日本人はこれから何を買うのか？「超おひとりさま社会」の消費と行

動，東京：光文社新書。(Miura, A., 2013, *What will Japanese People Buy from Now on? Consumption and Behavior of "Super-single Society"*, Tokyo: Kobunsha.)

三、英文部分

- Andrews, P. W. S., 1949, *Manufacturing Business*, London: Macmillan.
- Andrews, P. W. S., 1951, "[Two Comments on 'Competition in Retail Trade']: A Reply", *Oxford Economic Papers*, 3: 249-258.
- Andrews, P. W. S., 1964, *On Competition in Economic Theory*, London: Macmillan.
- Andrews, P. W. S., 1993, "Competition in the Modern Economy", in Lee, F. S. and P. E. Earl, ed., *The Economics of Competitive Enterprise: Selected Essays of P.W.S. Andrews*, 323-362, Aldershot: Edward Elgar.
- Anselin, L., 1988, *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
- Anselin, L., 2005, *Exploring Spatial Data with GeoDa™: A Workbook*, Spatial Analysis Laboratory, Department of Geography University of Illinois, Urbana-Champaign Press.
- Anselin, L., A. K. Bera, R. Florax, and M. J. Yoon, 1996, "Simple Diagnostic Tests for Spatial Dependence", *Regional Science and Urban Economics*, 26: 77-104.
- Anselin, L. and N. Lozano-Gracia, 2008, "Errors in Variables and Spatial Effects in Hedonic House Price Models of Ambient Air Quality", *Empirical Economics*, 34: 5-34.
- Basu, S. and T. G. Thibodeau, 1998, "Analysis of Spatial Autocorrelation in House Prices", *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 17: 61-85.
- Benson, E. D., J. L. Hansen, A. L. Schwartz, and G. T. Smersh, 1998, "Pricing Residential Amenities: The Value of a View", *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 16: 55-73.
- Bivand, R. S. and D. W. S. Wong, 2018, "Comparing Implementations of Global and Local Indicators of Spatial Association", *TEST*, 27: 716-748.
- Boxall, P. C., W. H. Chan, and M. L. McMillan, 2005, "The Impact of Oil and Natural Gas

- Facilities on Rural Residential Property Values: A Spatial Hedonic Analysis”, *Resource and Energy Economics*, 27: 248-269.
- Brasington, D. M., 1999, “Which Measures of School Quality Does the Housing Market Value?”, *Journal of Real Estate Research*, 18: 395-413.
- Brasington, D. M., D. Hite, and A. Jauregui, 2015, “House Price Impacts of Racial, Income, Education, and Age Neighborhood Segregation”, *Journal of Regional Science*, 55: 442-467.
- Brown, S., 1989, “Retail Location Theory: The Legacy of Harold Hotelling”, *Journal of Retailing*, 65: 450-470.
- Can, A., 1992, “Specification and Estimation of Hedonic Housing Price Models”, *Regional Science and Urban Economics*, 22: 453-474.
- Chamberlin, E. H., 1933, *The Theory of Monopolistic Competition*, Cambridge: Harvard University Press.
- Chiang, Y. H., T. C. Peng, and C. O. Chang, 2015, “The Nonlinear Effect of Convenience Stores on Residential Property Prices: A Case Study of Taipei, Taiwan”, *Habitat International*, 46: 82-90.
- Cho, S. H., S. G. Kim, R. K. Roberts, and S. Jung, 2009, “Amenity Values of Spatial Configurations of Forest Landscapes over Space and Time in the Southern Appalachian Highlands”, *Ecological Economics*, 68: 2646-2657.
- Cohen, J. P. and C. C. Coughlin, 2008, “Spatial Hedonic Models of Airport Noise, Proximity, and Housing Prices”, *Journal of Regional Science*, 48: 859-878.
- Colwell, P. F., S. S. Gujral, and C. Coley, 1985, “The Impact of a Shopping Center on the Value of Surrounding Properties”, *Real Estate Issues*, 10: 35-39.
- Conway, D., C. Q. Li, J. Wolch, C. Kahle, and M. Jerrett, 2010, “A Spatial Autocorrelation Approach for Examining the Effects of Urban Greenspace on Residential Property Values”, *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 41: 150-169.
- Des Rosiers, F., A. Lagana, M. Thériault, and M. Beaudoin, 1996, “Shopping Centres and House Values: An Empirical Investigation”, *Journal of Property Valuation and Investment*, 14: 41-62.
- Dine, M. N., 2019, “Impact of Global Value Chains’ Participation on Employment in Turkey

- and Spillovers Effects”, *Journal of Economic Integration*, 34: 308-326.
- Donovan, G. H., P. A. Champ, and D. T. Butry, 2007, “Wildfire Risk and Housing Prices: A Case Study from Colorado Springs”, *Land Economics*, 83: 217-233.
- Dunkley, B., A. Helling, and D. S. Sawicki, 2004, “Accessibility Versus Scale: Examining the Tradeoffs in Grocery Stores”, *Journal of Planning Education and Research*, 23: 387-401.
- Earl, P. E. and T. Wakeley, 2010, “Alternative Perspectives on Connections in Economic Systems”, *Journal of Evolutionary Economics*, 20: 163-183.
- Elhorst, J. P., 2010, “Applied Spatial Econometrics: Raising the Bar”, *Spatial Economic Analysis*, 5: 9-28.
- Elhorst, J. P., 2014, *Spatial Econometrics: From Cross-Sectional Data to Spatial Panels*, Heidelberg: Springer.
- Elhorst, P., G. Piras, and G. Arbia, 2010, “Growth and Convergence in a Multiregional Model with Space–Time Dynamics”, *Geographical Analysis*, 42: 338-355.
- Eppli, M. and J. Benjamin, 1994, “The Evolution of Shopping Center Research: A Review and Analysis”, *Journal of Real Estate Research*, 9: 5-32.
- Fernández-Avilés, G., R. Mínguez, and J. M. Montero, 2012, “Geostatistical Air Pollution Indexes in Spatial Hedonic Models: The Case of Madrid, Spain”, *Journal of Real Estate Research*, 34: 243-274.
- Findlay, A. M. and L. Sparks, 2002, *Retailing: Critical Concepts - Volume 1: The Evolution and Development of Retailing*, London: Routledge.
- Ghosh, A., 1986, “The Value of a Mall and Other Insights from a Revised Central Place Model”, *Journal of Retailing*, 62: 79-97.
- Golgher, A. B. and P. R. Voss, 2016, “How to Interpret the Coefficients of Spatial Models: Spillovers, Direct and Indirect Effects”, *Spatial Demography*, 4: 175-205.
- Goodman, A. C. and T. G. Thibodeau, 1998, “Dwelling Age Heteroskedasticity in Repeat Sales House Price Equations”, *Real Estate Economics*, 26: 151-171.
- Guignet, D., 2013, “What Do Property Values Really Tell Us? A Hedonic Study of Underground Storage Tanks”, *Land Economics*, 89: 211-226.
- Halleck Vega, S. and J. P. Elhorst, 2015, “The SLX Model”, *Journal of Regional Science*, 55:

339-363.

- Han, F., R. Xie, Y. Iu, J. Fang, and Y. Liu, 2018, "The Effects of Urban Agglomeration Economies on Carbon Emissions: Evidence from Chinese Cities", *Journal of Cleaner Production*, 172: 1096-1110.
- Hiller, N. and O. W. Lerbs, 2016, "Aging and Urban House Prices", *Regional Science and Urban Economics*, 60: 276-291.
- Hoshino, T. and K. Kuriyama, 2010, "Measuring the Benefits of Neighbourhood Park Amenities: Application and Comparison of Spatial Hedonic Approaches", *Environmental and Resource Economics*, 45: 429-444.
- Hsu, Y. C. and H. L. Huang, 2006, "Alternative Futures for Convenience Store Management in Asia: An E-Business Perspective", *Journal of Futures Studies*, 10: 79-88.
- Hui, E. C. M., J. W. Zhong, and K. H. Yu, 2012, "The Impact of Landscape Views and Storey Levels on Property Prices", *Landscape and Urban Planning*, 105: 86-93.
- Jacobsen, L., 2019, "Robinson, Andrews, and Marshall: A Case of Arguing at Cross Purposes?", *History of Economics Review*, 72: 35-58.
- Kelejian, H. H. and I. R. Prucha, 1998, "A Generalized Spatial Two-Stage Least Squares Procedure for Estimating a Spatial Autoregressive Model with Autoregressive Disturbances", *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 17: 99-121.
- Kohlhase, J. E., 1991, "The Impact of Toxic Waste Sites on Housing Values", *Journal of Urban Economics*, 30: 1-26.
- Kunitomo, R., 1997, "Seven-Eleven is Revolutionising Grocery Distribution in Japan", *Long Range Planning*, 30: 877-889.
- Lancaster, K. J., 1966, "A New Approach to Consumer Theory", *The Journal of Political Economy*, 74: 132-157.
- LeSage, J. P. and R. K. Pace, 2009, *Introduction to Spatial Econometrics*, Boca Raton: CRC Press.
- LeSage, J. P. and R. K. Pace, 2011, "Pitfalls in Higher Order Model Extensions of Basic Spatial Regression Methodology", *Review of Regional Studies*, 41: 13-26.
- LeSage, J. P. and R. K. Pace, 2014, "The Biggest Myth in Spatial Econometrics",

- Econometrics*, 2: 217-249.
- Li, M. M. and H. J. Brown, 1980, "Micro-Neighborhood Externalities and Hedonic Housing Prices", *Land Economics*, 56: 125-141.
- Marshall, A., 1890, *Principles of Economics*, revised edition (1997), Amherst: Prometheus Books.
- Matsui, K. and T. Yukimoto, 2004, "Retail Store Density in Japan", *Japanese Economy*, 32: 49-75.
- Peng, T. C. and Y. H. Chiang, 2015, "The Non-Linearity of Hospitals' Proximity on Property Prices: Experiences from Taipei, Taiwan", *Journal of Property Research*, 32: 341-361.
- Peng, T. C., 2019, "Does the School Input Quality Matter to Nearby Property Prices in Taipei Metropolis? An Application of Spatial Analyses", *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 12: 865-883.
- Petrosino, A. J. and D. Brensilber, 2003, "The Motives, Methods and Decision Making of Convenience Store Robbers: Interviews with 28 Incarcerated Offenders in Massachusetts", *Crime Prevention Studies*, 16: 237-264.
- Raja, S., L. Yin, J. Roemmich, C. Ma, L. Epstein, P. Yadav, and A. B. Ticoalu, 2010, "Food Environment, Built Environment, and Women's BMI: Evidence from Erie County, New York", *Journal of Planning Education and Research*, 29: 444-460.
- Rhone, A., M. Ver Ploeg, C. Dicken, R. Williams, and V. Breneman, 2017, "Low-Income and Low-Supermarket-Access Census Tracts, 2010-2015", *Economic Information Bulletin*, Number 165, U.S. Department of Agriculture, Economic Research Service Press.
- Rosen, S., 1974, "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition", *Journal of Political Economy*, 82: 34-55.
- Sirmans, S., D. Macpherson, and E. Zietz, 2005, "The Composition of Hedonic Pricing Models", *Journal of Real Estate Literature*, 13: 1-44.
- Sirpal, R., 1994, "Empirical Modeling of the Relative Impacts of Various Sizes of Shopping Centers on the Values of Surrounding Residential Properties", *Journal of Real Estate Research*, 9: 487-505.
- Song, H. S. and M. Wilhelmsson, 2010, "Improved Price Index for Condominiums", *Journal*

- of Property Research*, 27: 39-60.
- Stamou, M., A. Mimis, and A. Rovolis, 2017, "House Price Determinants in Athens: A Spatial Econometric Approach", *Journal of Property Research*, 34: 269-284.
- Taylor, L. O., 2003, "The Hedonic Method", in Champ, P. A., K. J. Boyle, and T. C. Brown, ed., *A Primer on Nonmarket Valuation (The Economics of Non-Market Goods and Resources, Vol.3)*, 331-393, Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
- Teller, C. and T. Reutterer, 2008, "The Evolving Concept of Retail Attractiveness: What Makes Retail Agglomerations Attractive When Customers Shop at Them?", *Journal of Retailing and Consumer Services*, 15: 127-143.
- Terasaka, A., 1998, "Development of New Store Types: The Role of Convenience Stores in Japan", *GeoJournal*, 45: 317-325.
- Tsuchiya, J., 2000, "Development and Diffusion of Convenience Store Chains in Japan", *Annals of the Japan Association of Economic Geographers*, 46: 22-42.
- Tsuchiya, J., 2014, "Geographical Studies on Retail Chain Development and Restructuring of Retail Systems in Japan", *Geographical Review of Japan Series B*, 86: 111-119.
- Vom Hofe, R., O. Mihaescu, and M. L. Boorn, 2018, "Are Homeowners Willing to Pay More for Access to Parks? Evidence from a Spatial Hedonic Study of the Cincinnati, Ohio, USA Park System", *Journal of Regional Analysis & Policy*, 48: 66-82.
- Wilhelmsson, M. and R. Long, 2020, "Impacts of Shopping Malls on Apartment Prices: The Case of Stockholm", *Nordic Journal of Surveying and Real Estate Research*, 5: 29-48.
- Zhang, L., J. Zhou, E. C. M. Hui, and H. Wen, 2019, "The Effects of a Shopping Mall on Housing Prices: A Case Study in Hangzhou", *International Journal of Strategic Property Management*, 23: 65-80.

The Effect of The Spatial Dispersion of Convenience Stores on House Prices: A Spatial Analysis in Taipei Metropolis

Ti-Ching Peng*

Abstract

Unlike other retailers in Taiwan, convenience stores are not agglomerated in a single spatial point, but spread densely over urban areas. The effect of convenience stores on house prices is subject to its spatial dispersion. Convenience stores (with similar goods and services) would have geographic retailing edge if its location allows residents to “happen to pass by” to satisfy their needs; moreover, spatial dispersion ensures the retailing balance among stores in agglomeration competition. Whether spatial spillover effect exists is worth further exploration.

This study adopted three types of spatial models (spatial lag model, spatial lagged X model and spatial Durbin model) to examine the effect of two accessibility indicators of convenience stores – “spatial density” (total number of convenience stores within 100 meters of each residence) and “spatial dispersion” (distance among convenience stores within 100 meters of each residence) – on property prices in Taipei Metropolis. It is found that “spatial density” was not influential to property values but “spatial dispersion” had spatial spillover effect on property prices. That is, if convenience stores agglomerate but keep certain distance among each other, it allows residents to easily pass by stores and shop, and this spatial

* Department of Real Estate and Built Environment, National Taipei University, Taiwan. Email: tcpeng@mail.ntpu.edu.tw

dispersion advantage of nearby properties would spillover to our residence (or vice versa).

In summary, while spatial agglomeration allows retailing efficiency, “clustering but still keeping distance” should allow stores to hold competitive advantages, elevate living convenience and local property values in neighbourhoods.

Keywords: House Prices, Convenience Store, Spatial Dispersion, Spatial Spillover Effect

JEL Classification: C21, L81, R30