

國立臺灣大學社會科學院國家發展研究所

碩士論文

Graduate Institute of National Development

College of Social Sciences

National Taiwan University

Master's Thesis



社會住宅鄰避效應與迎毗效應—

以柯文哲兩次台北市長選舉為例

Social Housing NIMBY Effects and YIMBY Effects:
Case Analysis of Wen-je Ko Twice Taipei Mayoral Election

王奕閔

Yi-Miin Wang

指導教授：鄧志松 博士

Advisor : Chih-Sung Teng, Ph.D.

中華民國 114 年 7 月

July 2025

國立臺灣大學碩士學位論文
口試委員會審定書

本論文係王奕閔(R08341005)在國立臺灣大學國家發展研究所完成之碩士學位論文，於民國114年7月25日承下列考試委員審查通過及口試及格，特此證明。

口試委員：

鄭志怡

(指導教授)

林慶連

湯曼穎

所 長：

劉輝煌

誌謝



在本論文完成之際，謹向所有在這段研究歷程中給予我支持與協助的師長與親友，致上最誠摯的感謝。

首先，感謝我的指導教授鄧志松老師，從一開始課堂中引導我們走入空間分析觀點的旅程，當時就期盼有一天能給老師指導，在老師的協助下找出社會科學中的因果關係。從論文構思到完成，老師始終給予我最專業的指導與耐心的協助，讓我能夠逐步釐清研究方向、克服研究難題。也非常感謝兩位口試委員，在兩次口試過程中，耐心地協助我找出研究計畫到研究結果中的盲點與不足之處。您們寶貴的建議與提點，使我的研究更加完善、深入與完整，使我獲益良多。感謝您們

我要特別感謝張淑慧老師，是您在我人生徬徨之際鼓勵我報考研究所，讓我有機會踏入學術的殿堂。也感謝陳玉書老師與徐錦峰老師在我申請過程中撰寫推薦信，給予我莫大的支持與肯定，是您們的鼓勵讓我走上這條求學之路。

感謝台灣大學國家發展研究所提供優質的學習資源與多元的課程環境，讓我能在這裡拓展視野，累積研究能力，也豐富了我對公共政策與社會議題的認識。

在研究與生活中，也非常感謝蔡定軒與余方綺兩位同學以及曾經在每堂課與研究室共渡學習時光的每位同學。無論是課業上的討論，或是面對壓力時的陪伴與支持，都是我堅持下去的重要力量。

最後，最深的感謝獻給林洛羽以及我的家人。謝謝你們在我情緒低落、幾近放棄時，仍始終不離不棄地鼓勵我、陪伴我，甚至協助我準備口試。這份溫暖與支持，是我能夠完成論文、走到最後的最大動力。

衷心感謝所有陪我走過這段旅程的人，這份成果，屬於我們共同的努力。

中華民國 114 年 7 月 28 日
臺灣大學國家發展研究所
王奕閔 謹啟

中文摘要



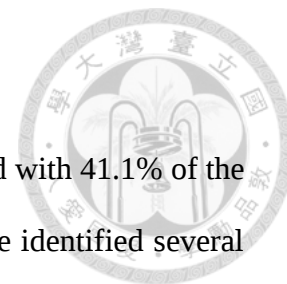
2018 年台北市市長選舉，柯文哲以 41.1% 得票率取得連任。過往研究就「柯文哲現象」分析勝選原因有以下：網路媒體運用成功、親民形象、社群平台經營、年輕族群等。本文旨在以柯文哲任內興建五萬戶「只租不賣」社會住宅政策對於選舉結果影響。

本文使用集體資料分析社會住宅政策效果，依變項為柯文哲兩次台北市市長選舉得票率差。以台北市 456 個里做為觀察值，依循公共設施鄰避效應與迎毗效應理論，解釋變項為社會住宅政策，並控制經社背景變項、族群變項、政治版圖效果、平均房價、空間自相關等變項。

研究發現「社會住宅政策」與選舉結果有正向顯著相關；各里與社會住宅距離越近者，對於柯文哲選舉得票越有幫助，驗證社會住宅迎毗效應。同時，也得出投票行為具有空間自相關，相鄰近地區互相影響。透過地理加權迴歸分析，得出社會住宅政策正向效果在各里間並非普遍均質現象，在靠近陽明山地區的里、萬華區青年公園周遭里及北投區關渡里等地區最為顯著。交互作用分析得出社會住宅政策有助於柯文哲台北市市長選舉得票之結果，不受所在里平均房價高低調節而有所差異。

關鍵字：社會住宅、鄰避效應、迎毗效應、空間自相關、空間異質性、房價

英文摘要



In the 2018 Taipei mayoral election, Ko Wen-je was re-elected with 41.1% of the vote. Prior studies on the so-called "Ko Wen-je phenomenon" have identified several factors contributing to his electoral success, including effective utilization of online media, a relatable and approachable public image, active engagement on social media platforms, and substantial support from younger voters. This study focus on the impact of Ko's policy—the construction of 50,000 units of “rental-only” social housing—on electoral outcomes.

Using aggregate-level data analysis, this research models the effect of the social housing policy on the change in Ko's vote share between the two Taipei mayoral elections as the dependent variable. The analysis is conducted with 456 villages in Taipei as observation points. Based on the theoretical frameworks of public facilities NIMBY (Not In My Backyard) and YIMBY (Yes In My Backyard) effects, the main explanatory variable is social housing policy. The model also includes controls for social backgrounds variables, ethnic variables, political territorial effect, average housing prices, and spatial autocorrelation.

The results reveal a statistically significant and positive relationship between the social housing policy and electoral performance: neighborhoods in closer proximity to social housing sites were more likely to deliver higher vote shares for Ko Wen-je, supporting the presence of a YIMBY effect. Furthermore, the analysis confirms spatial autocorrelation in voting behavior, indicating that electoral outcomes in adjacent neighborhoods are interdependent. Geographically weighted regression (GWR) further demonstrates that the positive effect of the social housing policy is spatially heterogeneous across villages. The strongest effects are observed in areas near

Yangmingshan, around Youth Park in Wanhua District, and in the Guandu area of Beitou District. Interaction analysis shows that the beneficial effect of social housing policy on Ko Wen-je's mayoral election performance in Taipei City does not vary according to the average housing price in a given neighborhood. In other words, the policy's electoral impact is not moderated by local housing market conditions.

Keywords: Social Housing, NIMBY Effect, YIMBY Effect, Spatial Dependence, Spatial Heterogeneity, Housing Price

目次



口試委員會審定書	i
誌謝.....	ii
中文摘要	iii
英文摘要	iv
目次.....	vi
圖次.....	viii
表次.....	ix
第一章 緒論	1
第一節 研究動機.....	1
第二節 研究目的.....	4
第三節 文獻回顧.....	7
第二章 研究設計	21
第一節 理論與分析架構.....	21
第二節 資料與變數.....	28
第三節 研究假設.....	34
第三章 空間分析方法	35
第一節 空間分析意義與鄰近定義	35
第二節 空間迴歸分析方法.....	39
第四章 資料與空間探索	46
第一節 變項的敘述統計.....	46
第二節 變項的空間探索.....	50
第五章 迴歸分析	53
第一節 最小平方迴歸分析.....	53

第二節 空間迴歸分析.....	62
第三節 交互作用分析.....	66
第四節 小結.....	68
第六章 地理加權迴歸分析	69
第一節 參數設定.....	69
第二節 分析結果.....	71
第三節 小結.....	75
第七章 結論	76
第一節 研究發現.....	76
第二節 研究限制.....	79
第三節 研究貢獻.....	81
第四節 未來研究建議.....	83
參考文獻	84
附錄：台北市社會住宅檢表	90

圖次

圖 1-1 柯文哲 2018 與 2014 年得票率差與社會住宅位置分布圖.....	6
圖 1-2 柯文哲 2014 年得票率與社會住宅分布圖.....	6
圖 2-1 理論架構圖	25
圖 2-2 變項關係架構圖	27
圖 3-1 四種鄰近定義示意圖	37
圖 3-2 空間分析模型選擇流程圖	44
圖 4-1 社宅政策變項與得票率變化簡單相關圖	46
圖 5-1 逐層迴歸殘差 Moran's I 散布圖	61
圖 5-2 逐層迴歸殘差與蒙地卡羅檢定圖	61
圖 6-1 空間異質性分析解釋變項估計值圖	72
圖 6-2 空間異質性分析解釋變項 t 值圖	72
圖 6-3 平均房價分佈圖	74

表次



表 1-1 公共設施鄰避效應等級列表	9
表 2-1 研究相關變項說明	32
表 4-1 依變項與控制變項之散佈圖	48
表 4-2 變項相關矩陣	49
表 4-3 依變項與解釋變項空間分佈圖	51
表 4-4 依變項空間自相關檢定	52
表 5-1 部分控制變項與依變項迴歸模型	56
表 5-2 逐層迴歸分析報表	57
表 5-3 逐層迴歸模型四空間診斷結果	59
表 5-4 空間迴歸分析報表	64
表 5-5 加入交互作用項前後 OLS 比較表	67
表 6-1 全域迴歸模型與地理加權迴歸模型比較	71

第一章 緒論

第一節 研究動機



居住問題從古至今在世界各國都為重要的議題，在我國無論是政府官員、民間團體、媒體報章雜誌等也非常重視。依我國憲法第 10 條¹對於人民居住自由之保障，任何人皆應享有公平之居住權利，不得有歧視待遇。基於人權保障精神，政府與民間資源應相互整合，健全住宅市場、提供適切品質居住空間與建物、制定符合公平精神住宅補貼政策與社會住宅興建等，以確保不同所得水平、族群、年齡、文化背景、身心機能(包含弱勢者)等，得以享有人性尊嚴與適合的居住環境。理想的居住正義，其目標在於讓所有國民達到「住者適其屋」，主軸在三大方針²：健全住宅市場、建立公平效率的住宅補貼、提升居住環境品質。

台灣房價居高不下，一般民眾無論是在購屋上的困難重重，乃至於租屋整體環境的不透明性、不對等性，以及高齡危老住屋都市更新推動困難，落實居住正義實在充滿挑戰。全球化發展帶來的原物料通膨、各國貨幣政策連動性，加上台灣工商業蓬勃發展帶來的半導體熱潮，房產早已不單單是居住用途，更多時候成為民眾爭相投資的金融商品。在游資的不斷注入下，不單單是住宅單價的節節攀升與資本利得，逐漸拉開的房價與購屋進入障礙帶來貧富差距擴大與世代正義問題浮現(鄧筱蓉，2008)。這些過程中都帶來「住宅商品化」的結果，也讓房地產逐漸背離居住的基本人權特質，成為一種階級象徵的奢侈品，同時帶來貧富差距擴大下的社會排除。居住空間不足與不平等機會帶來相對剝奪感，加劇社會上經濟弱勢團體邊緣化(王佳煌、李俊豪，2013)。政府對於居住正義常見的幾個方向

¹ 中華民國憲法第 10 條：「人民有居住及遷徙之自由。」

² 資料來源：黃麗玲、張金鶚、華昌宜、江瑞祥、朱芳妮、陳亭伊、周延(2016 年 11 月 3 日)。〈落實台灣居住正義之政策工具研究與運用之講座暨座談會及記者〉。
<http://www.cppl.ntu.edu.tw/newsfile/2016newsfile/event35.html>。

有³：興建社會住宅、整合都市更新與危老建築、合宜住宅、租屋購屋補貼措施及稅制改革等。

其中，社會住宅的興建具有重要的政策意義。綜觀我國歷年房價所得比⁴，在2008年時達6.1倍，至2016年時達9.32倍，至2023年第四季統計高達9.97倍，台北市更是高達15.71倍⁵，購置自用住宅儼然成為國人成家立業的障礙。租屋部分，依台北市政府主計處資料，比較柯文哲任期內2014年與2018年12月份房屋租金指數⁶數值，從94.96攀升至97.99。實務上另外的問題便是優質租屋物件供不應求：審酌室內空間大小、屋內格局、屋齡新舊、消防安全、是否有電梯、通風採光、公設規劃、消防法規等，無不讓租金層層疊加上去。在這樣買房與租房雙重困境下，執政團隊與選舉候選人勢必要提出適切的居住政策來解決日益嚴重的居住問題。除在稅率上做出調整外，如何興建只租不售並照顧弱勢族群的公共住宅成為政府的重要政策。

柯文哲於2014年初任台北市市長時，曾宣示在其任內要興建五萬戶「只租不賣」的公共住宅，落實居住正義政見。在一次受訪中，柯文哲也提到⁷：「買不起房子，至少要租得起，讓民眾住在可負擔且溫馨的房子裡，這是我對居住權最基本的要求。」經歷四年任期後，依台北市都市發展局資料，截至2020年9月統計，台北市社會住宅完工總數為3,705戶⁸，相較於柯文哲提出「任內蓋五萬戶」政見與就任後政策願景，進度完成率不到10%。深究其中的原因，柯文哲認為最

³ 同註2。

⁴ 房價所得比定義為：中位數住宅價格與中位數家庭可支配所得之比例，依世界銀行定義，合理的房價所得比應落在4至6倍間，超過者則該地區房屋價格屬不合理(過高)。

⁵ 資料來源：內政部歷年全國住宅指數。

⁶ 房屋租金指數定義：依台北市主計處所提供臺北市出租房屋租金價格變動水準，並以110年為基準值(100)。

⁷ 資料來源：民眾之聲頻道(2022年7月1日)。〈【柯P老實說】居住正義真的無解？台北社宅領先全台，柯文哲做到了！ | 20220626 居住正義的現實與實現論壇〉。
<https://www.youtube.com/watch?v=VfH8U3lStB0&t=274s>。

⁸ 資料來源：胡智凱(2020年10月3日)。〈台北市政體檢〉社會住宅目標大縮水、進度僅18.5% 柯文哲承諾面臨跳票〉。信傳媒：<https://reurl.cc/LnXjkK>。

大的挑戰在於溝通成本⁹，如何協調相關利益關係人(在地住民、營建商、行政部門等)，成為社會住宅興建上的絆腳石。

社會住宅本身具有雙面刃的特質：一方面照顧弱勢，是政府部門社會福利的體現；同時，弱勢族群衍生治安隱憂、衝擊房價等迷思也帶來負面印象，可以公共設施鄰避效應探討。興建社會住宅是項龐大的工程，依我國國土管理署社會住宅規劃設計興建及營運管理作業參考手冊可知，多元化社會住宅涵括新建、包租代管、土地變更容積贈與、公有基地建物興辦等，過程都免不了與不同行動者的溝通協調，也時而牽扯到制度設計上公平性的討論。其中，鄰里的溝通協調，由於社會住宅從規劃到興建完工招租，勢必對原有居民生活產生影響，如何有效溝通協調迎來共識更顯重要。在溝通方面，對於社會住宅戶型、戶數、房型需求、公共設施、高齡者設施等，政府推動時須詳加說明並納入原生住民意見與需求。對於原生住民而言，社會住宅具有改善街廓、美化市容、都市更新的美意；同時，改變生活型態(原有的店面遷移等)、施工期間的噪音及交通影響等，也讓附近居民產生一定程度的抗拒。另一方面，社會住宅長期的發展脈絡下，社會福利性質帶來的經濟弱勢、高齡者、中低收入戶等群體，也帶給周遭住民影響房價、破壞租屋市場行情、犯罪溫床等疑慮。

筆者結合上述高房價背景興建社會住宅，以公共設施鄰避效應作為理論基礎，檢視社會住宅對台北市市長選舉影響。

⁹ 資料來源：蘇志宗(2022年6月26日)。〈北市8年蓋2萬戶社會住宅 柯文哲坦承政策跳票〉。中央通訊社：<https://www.cna.com.tw/news/aip/202206260202.aspx>。

第二節 研究目的

本研究檢視 2014 年與 2018 年兩次台北市市長選舉，目的在於釐清社會住宅發展脈絡下所產生的公共設施鄰避效應與迎毗效應對選舉結果是否具有實際影響。社會住宅具有社會福利精神，透過政府扮演協調角色扶助弱勢群體；而介入過程同時影響原生居民既有環境、生活型態、周遭房價等。台北市地區長年高房價、高租金指數，在推動社會住宅往往遭遇居民排斥、抗爭。實際上，在報章雜誌與相關統計資料中可以看出，新蓋社會住宅帶來新興人口進駐，活絡地方消費，同時抑制在地房租(蘇曉瑞，2021)，對於原生住民而言是有所助益的。近一步，社會住宅對房價衝擊與所處地理位置有所關聯，若規劃於精華地區，在地居民也有較強烈反對意識，如：台北市政府曾規畫於北安路停車場興建社會住宅，即遭當地居民「黃金地段不適合蓋社會住宅，也有錢自行請看護而無須長照設施」所排斥、拒絕¹⁰。基於上述刻板印象與現實情況落差，本研究有以下目的：

1. 柯文哲社會住宅政策對 2018 年選舉結果是否帶來影響(正面或負面)？
2. 上述影響，是否因所在地區房價差異而有所不同？

上述兩個研究目的，從台北市社會住宅與柯文哲選舉結果關聯性探討，繪製圖 1-1 及圖 1-2 初步觀察兩者間分布情形。

圖 1-1 以視覺化方式呈現出兩次台北市市長選舉各里柯文哲得票率差與本次研究採用社會住宅分布位置套圖。兩次選舉參選人數的差異，普遍各地區得票率多為負數，顏色愈淺者數值越小(代表選票流失越嚴重)；藍點為任內規劃、興建、完工社會住宅位置，可以初步看出，有社會住宅的里選票流失較少(深色區)；但在大同區各里，興建社會住宅位置選票流失仍嚴重(淺色區)。因而，除了解鄰避效應是否在新興社會住宅並不存在，也探尋可能存在的個別差異。

¹⁰ 資料來源：馮牧群(2017 年 5 月 22 日)。〈大直蓋公宅？居民：我們很有錢不需要〉。自由時報地產天下：<https://estate.ltn.com.tw/article/3094>。

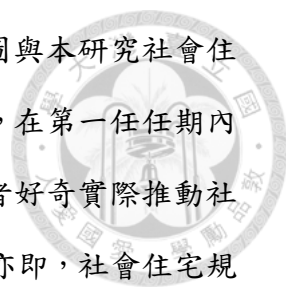


圖 1-2 以 2014 年台北市市長選舉柯文哲得票率分層設色圖與本研究社會住宅樣本疊層圖。社會住宅作為柯文哲選舉期間重要的政見口號，在第一任任期內曾對社會住宅興建提出諸多政策論述與招開新聞記者會等，筆者好奇實際推動社會住宅的過程中，是否社會住宅選址會受到選舉結果的影響。亦即，社會住宅規劃興建地區的選擇，是否因柯文哲 2014 年台北市市長選舉得票率各里分布情形而有差異。從分布情形而言，並非所有社會住宅選址均集中在選舉經驗相對成功的里，因而社會住宅興建區域的考量恐有其他層面的因素。本文主要關懷議題為社會住宅鄰避效應與迎毗效應，透過選舉得票結果來驗證，因而選址問題並非首要解答問題。圖 1-2 主要用意在於，避免社會住宅選址本身即有明顯參照 2014 年選舉結果，造成社會住宅政策變項與選舉得票變化具有內生變項之特質。

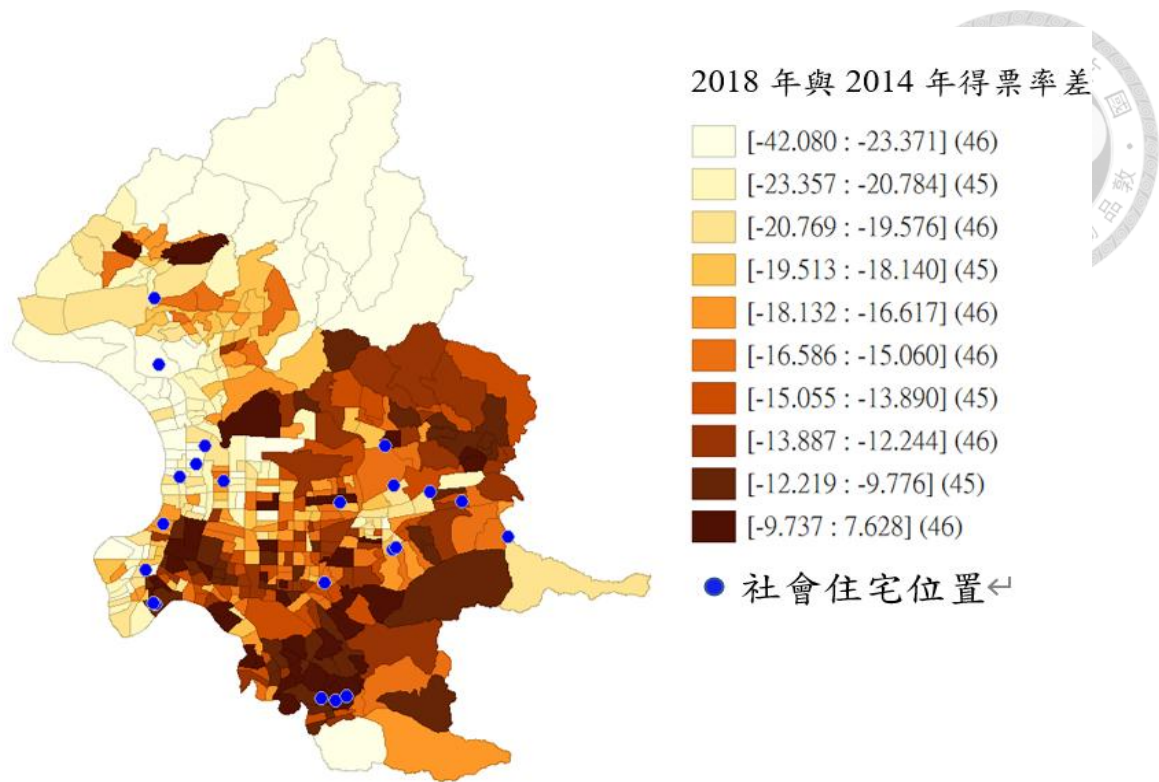


圖 1-1 柯文哲 2018 與 2014 年得票率差與社會住宅位置分布圖

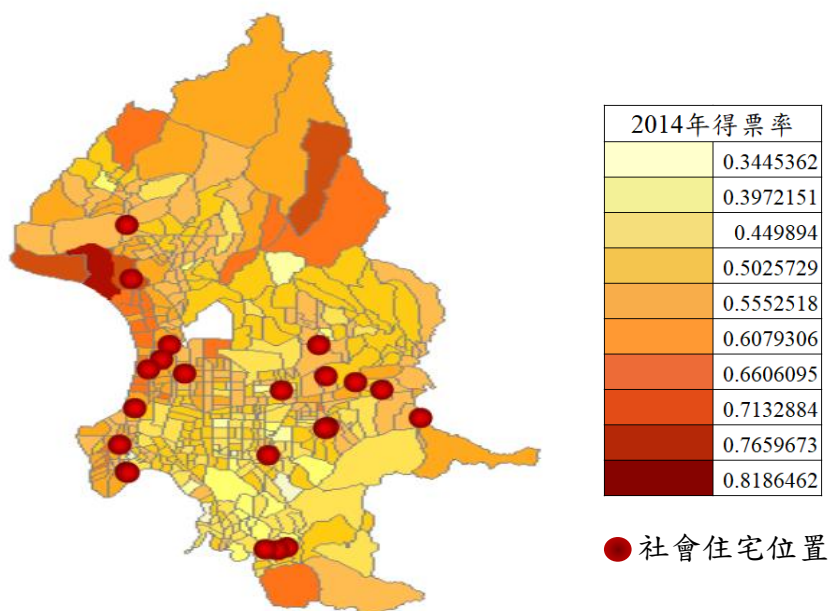


圖 1-2 柯文哲 2014 年得票率與社會住宅分布圖

第三節 文獻回顧



壹、公共設施鄰避效應與迎毗效應

本文理論基礎為社會住宅做為公共設施之鄰避效應，以下分為幾個部分討論之：鄰避效應意涵與類型、社會住宅與鄰避效應關聯及迎毗效應，並探討鄰避效應及迎毗效應過往在選舉研究上的論述。

一、鄰避效應意涵與類型

鄰避效應(Not In My Backyard, NIMBY)，依照其英文翻應為「不要出現在我家後院」，是一種住民排斥特定公共設施出現在自家環境周遭的排斥心理，來自於對公共設施帶來的負面影響拒之於自身生活環境外的自私心理。此一概念最早源自於 O'Hare(1977)所提出，主要在探討當時歐美等先進國家設置監獄、焚化爐、核電設施等，為求公共利益而必須興建這些公共設施，卻由設施周圍住民承擔外部成本負面影響所面臨的難題。鄰避效應帶來的負面情緒，並非對公共設施本身的排斥與厭惡，而是排斥該項設施出現在自身居住地附近。換言之，鄰避效應依附著鄰近住宅距離這一特性，當該項設施距離較遠(或已超出會產生影響範圍)，居民對於公共設施有可能從排斥轉為接納與需要。Schively(2007)對鄰避效應給予定義，稱之為一種「在地原生居民不希望土地為無效利用」(locally unwanted land uses)；公共設施會產生鄰避效應也來自於原生居民對土地規劃作其他用途的心理期待(黃如滢，2019)。

國內學者也多有對鄰避效應的討論。鄰避效應產生機制與設施所處位置、設施性質有所關聯。延續上述國外學者談及鄰避效應的「土地利用預期不符」特質，公共設施帶來鄰避效應是來自於國家推動重要公共建設政策時將目標地點設定在自身鄰近周遭下的排斥心理(陳俊宏，1999)；抑或公共設施帶來的外部利益是建立在鄰近居民承受汙染的外部成本上(黃德秀，2001)。除上述環境汙染觀點外，也有學者從房地產價格波動帶來影響觀點闡述鄰避效應，如：Michaels &

Smith(1990)指出廢棄物處理廠房地區週遭房地產價格受到衝擊；楊宗憲及蘇倬慧(2011)以特徵價格法¹¹得出殯儀館、高壓變電塔、汙水處理廠、廟宇、垃圾焚化廠為對大台北地區房價鄰避效應影響最顯著的設施，且房價上的鄰避效應受「距離」因素影響。而在帶來環境、財產價值影響的基礎上，鄰避效應公共設施也延伸出回饋金與補償金分配的討論，期盼鄰避效應帶來的負面效果能從回饋在地居民的公共設施作補償(曾繁英，2009)。上述可以歸結公共設施鄰避效應成因約略有以下幾種：

- 1.空氣或環境汙染：健康權益受損，帶來永久性不可逆環境傷害。
- 2.財產價值貶損：擔憂鄰避效應影響自身不動產價值、地價等。
- 3.補償回饋預期心理：期待鄰避效應下回饋里民的補償效果不如預期。
- 4.生活品質風險問題：施工期間影響或公共設施興建完畢後的外溢成本。

綜上文獻可以得出鄰避效應在公共設施的成因與負面影響是多重的，且受距離因素影響。無論基於政策落實或公共利益追求等，公共設施有其興建必要性，公眾也對此認同，鄰避效應的心理作用產生往往源自於該設施距離自身居住活動環境較近所帶來的外部成本。黃昱捷(2011)更為明確界定公共設施鄰避效應產生過程：首先，鄰避效應公共設施效益分享給所有人，但外部成本僅由少數人所承擔；距離該設施遠近決定居民對於該設施接納程度；汙染性設施雖發生機率較低，但事故發生的風險帶來後果不可控性；鄰避設施推動過程中常發生專家與在地居民理念上衝突；鄰避設施興建後所帶來的外部成本僅能搬離至距離更遠的地方才有辦法改善。換言之，公共設施本身是客觀的，造成居民排斥來自於距離遠近及心理認知形成公共設施鄰避效應。

實際上，並非所有鄰避設施外部效益都分享給所有人，舉凡工廠興建帶來的鄰避效應，帶來的產值回饋到的是私人企業主而非集體。而公共設施也非兩極的

¹¹ 特徵價格法有別於傳統估價方式，認為房地產價格來自於諸多特徵綜合評估下的結果。因而透過將房地產有關因素分解、控制，更能反映純粹價格變化。

產生鄰避效應或被居民接納，有時牽涉到居民生活習慣也會帶來不同的心理認知，比如教堂、廟宇、清真寺等對於有相關信仰的住民帶來心理上的歸屬感，但對於不同信仰、無信仰的居民而言，可能因週遭出入人員更為複雜而產生鄰避效應的排斥感。因此鄰避效應的機制並非僅以「成本效益」觀點去界定，也會受到個體居民生活習慣、價值觀等所影響而有接納或排斥結果。更廣義的角度來說，幾乎所有公共設施均有鄰避效應的特質，差異會存在於影響週遭住民的程度，或是個體生活經驗、價值觀、信仰等有不同心理認知與反應。何紀芳(1995)就公共設施鄰避效應等級設計分級表，都市居民對於都市服務設施態度區分為不願意接受、接受意願混淆及願意接受等三個等級，而針對設施本身區分為「不具鄰避效果」、「輕度鄰避效果」、「中度鄰避效果」、與「嚴重鄰避效果」。以下就其分級程度，針對普遍公共設施如表 1-1。

表 1-1 公共設施鄰避效應等級列表

鄰避效應 等級	都市服務設施列舉
第一級	圖書館、鄰里社區公園
第二級	捷運站、公車站、醫院設施、辦公大樓、教堂與宗教場所、教育設施、藝文場館、郵局與電信局、大型市政公園或區域公園、體育場、托兒所、商業中心
第三級	主要幹道與高快速公路、自來水廠、零售市場與批發市場、大型廟宇、心智障礙者之家、性病防治中心、療養院
第四級	加油站、地區性廟宇、慢性精神病設施、遊民收容中心、變電站、核電廠、殯葬相關場所、機場、菸毒勒戒所、監所、汙水處理廠

資料來源：何紀芳(1995)

表 1-1 中許多都市服務設施產出經濟效益、生活便利性，但由於同時產生外部成本，與該設施距離較近受影響的居民產生排斥現象。這也同時應證每項公共設施產生鄰避效應的原因有所不同。如以交通設施為例，主要幹道與高快速公路提升交通便利性，間接帶動經濟效益與城鄉發展，但同時也帶來附近居民交通壅塞、汽機車噪音、排放廢氣等外部成本而產生鄰避效應。菜市場本應屬於重要生活機能指標，但鄰近地區也產生交通狀況複雜與老鼠蟑螂肆虐等髒亂等問題。這

也與上述公共設施所帶來鄰避效應並非對於公共設施本身，而是該項設施不要與自身住家過於靠近的排斥心理機制相呼應。由於表 3-1 並未談論社會住宅歸納於哪一鄰避效應等級，下一段落，接續討論社會住宅作為公共設施，是否產生鄰避效應及其關聯性。

二、社會住宅與鄰避效應關聯

社會住宅做為公共設施，本身具有社會福利性質，具有改善都市街廓、提供服務設施(如：配合招商、育嬰中心等)、提高租屋供給等效應。但這也同時帶來部分鄰避效應性質的外部成本。過往報章雜誌對於社會住宅鄰避效應的爭論往往在於衝擊當地治安、交通，並造成周圍房價下跌的標籤化印象¹²。以下將分別從治安層面、房價及房租層面討論。

首先，過往研究並無直接指出社會住宅興建後，鄰近地區治安顯著惡化。探討社會住宅因治安隱憂所造成鄰避效應，可從住宅法第四條對於社會住宅保障名額中經濟或社會弱勢者，如：(中)低收入戶、遊民、老人、身心障礙族群、家暴或性侵害受害者、感染人類免疫缺乏病毒者或罹患後天免疫缺乏症候群者、特殊境遇家庭等，與表 1-1 等級三與等級四部分設施相吻合。就此可推論，社會住宅組成包含一定比例受社會所排斥人口，周遭居民也因而產生自家鄰近地區因社會住宅出現而有「治安顧慮人口」活動足跡之隱憂，延伸至社會住宅作為公共服務設施的鄰避效應。實際上，社會住宅當中弱勢住戶如何融入在地社區，往往決定社會住宅是否有鄰避效應的負面印象。沈柏瑜(2024)就台北市大同區及信義區社會住宅居民為研究對象，得出社會住宅的弱勢住戶在整體性的融合感受上明顯低於其他居住身份住戶。弱勢住戶的負面標籤，會透過社會住宅興建而進入到社區，進而引發附近居民的不接納，產生鄰避效應。即便實證數據上並未指出社會住宅

¹² 資料來源：張金鵲(2017 年 5 月 8 日)。〈建社會宅會影響周圍房價？〉。蘋果日報地 A14 版焦點評論：<https://publichousing.pixnet.net/blog/post/105401427>。

鄰近地區相較於其他地區有犯罪率更高，但上述刻板印象成為推動社會住宅阻礙之一。

而社會住宅對周遭房價及房租影響可從以下幾個面向討論。首先，社會住宅興建帶來周遭居住環境改善，無論是新建大樓帶來的市容更新，抑或提供便民的公共設施(如停車場、托嬰中心、長照中心等)與商家，乃至於完工後退縮的人行道、植物綠化等，使老舊街區更符合都市計畫，對於原生里民而言應是環境與生活機能的提升。在市場供需層面來說，社會住宅興建完工並招租後，創造居住供給(提供租屋)降低購屋需求而影響房價。實際上，購屋市場並不會因為社會住宅興建後帶來的租屋供給而有房價貶損的情況，反而更朝著環境改善、生活機能提升的方向而提升房價。戴承廷(2020)以文山區房屋交易為例，得出當距社會住宅距離越遠地區平均房屋價格更低，有別於傳統認知中社會住宅對於房屋價格貶損而產生鄰避效應，反之，對房屋價值有提升效果。實際上，影響房價因素往往複雜且多變，從特徵價格理論角度來看社會住宅對住宅價格並無顯著影響，社會住宅鄰避效應是普世價值刻板印象(黃麒睿，2016)。上述長年積累刻板印象，推測來自於早年公共住宅時期規劃年代久遠，無論是住宅外觀維護失靈、居住組成人口複雜等，鄰近者住宅總價顯著下跌；而近期興建社會住宅對其附近住宅價格反而有顯著提升效果(黃怡潔、江穎慧、張金鶚，2017)。由於社會住宅提供有電梯、格局多元、公設完善等條件之租屋物件，順利完工後往往對於在地原有租屋市場產生衝擊，且隨著租屋物件距離社會住宅越近而越受影響，且在電梯大樓租屋物件所受衝擊更大(林佳慧、郭祐誠、周駿騰，2024)。而社會住宅抽籤制度設計所帶來的排他性，看似只有中籤者能享有更好的租金條件。然而，招租後的「價格定錨效應」也改變周遭租金行情，間接使未中籤租屋族受惠(李滄鈞，2022)。

從上述文獻回顧可看出，社會住宅鄰避效應無論是在治安層面、住宅價格降低層面均與傳統價值觀認知有所落差。其中，「政府推動公共住宅附近住宅價格下降」認知，受興建年份所影響，本研究選取樣本為柯文哲擔任台北市長第一任

期內規劃、興建、完工社會住宅，因屋齡較新而較無過往公共住宅對住宅價格負面影響。以下提出幾個社會住宅可能帶來的鄰避效應：

首先，社會住宅只租不售，且土地為公有地(相較民間建物少去土地取得成本)，政府訂定租金可能衝擊租屋市場而影響當地租屋供給者(房東)；而招租名額供不應求及排他性，對未中籤者也容易產生相對剝奪感；另外，政府將閒置土地做社會住宅用途，可能帶來原生居民期望另外更符合自身利益用途的心理差距。然而，在諸多實證研究中可以看出，社會住宅帶有鄰避效應的特質可能來自於發展脈絡下的刻板印象。實際上，隨著時代推進，社會住宅推動有更成熟的城市發展經驗與都市規劃，與以往老舊住宅時期有所差異。本文探討社會住宅無論是在規劃、興建、完工招租年份與過往社會住宅有所差異，因而接續公共設施鄰避效應理論下發展出的迎毗效應加以探討。

三、公共設施迎毗效應

與鄰避效應相對應的概念為迎毗效應(Yes In My Backyard, YIMBY)，是指周遭住民接納、支持、迎接特定公共設施出現在自家周遭。其源自於 1980 年代諸多公共建設受到鄰避效應影響造成公共建設推動延宕，部分年輕人認為應以更為接納的態度推動公共設施興建，以利城市發展。在社會住宅議題上，美國地區受限於鄰避效應影響，擁有房產者以各種方式阻止各類公共設施興建，特別是社會住宅，造成房價與房租上漲的畸形生態。房價與房租上漲，也直接帶來更為懸殊的貧富差距與階級流動僵固性，無論是垂直流動或水平流動都倍受阻礙。以廣大群眾為基底的迎毗效應草根運動便是以這樣的脈絡發展而來(Stahl, 2018)。

在美國的案例中，加州(California)立法機構頒布有利於社會住宅興建相關法案，透過住宅補貼形式以及相應制度面保障，落實社會住宅興建，以緩解居住相關問題。加州經驗得出迎毗效應設施重要方針為號召在地居民共同組建迎毗設施組織，並納入在地民選政府官員角色，嘗試說服政府機關推動有利於興建社會住宅政策。此觀點與柯文哲市長任內得出「溝通成本」對社會住宅興建的重要性相

呼應。重視溝通與組織動員的角度上，更能督促政府官員正視社會住宅興建重要性。相較於個體性陳情，具有組織性的團體溝通、遊說乃至於抗爭等，更能帶動社會住宅進入政策規劃議程當中。

而公共設施迎毗效應除基於城市發展韌性外，往往也與資產活化、提升鄰近地區土地區位價值有關。舉凡住家周遭興建捷運、公園綠地、圖書館、百貨公司等公共設施，由於增加生活便利性、綠化環境、增添休閒娛樂進而帶來經濟效益等正面回饋(李泳龍、黃宗誠、戴政安、李善將，2009)，受到居民歡迎。然而，延續廣義上幾乎所有公共設施均有鄰避效應的討論，即便是受居民歡迎的公共設施也會在特定情況下產生鄰避效應。比如：百貨公司平常帶來活絡的地方商圈成長與親子娛樂效益而有迎毗效應，但周年慶期間壅塞的車潮影響附近居民時便產生鄰避效應；鄰近學校帶來家長接送學童便利性，但同時校園周遭住民受校園鐘聲影響或園遊會、運動會期間的喧囂聲也會產生鄰避效應。即便是具有綠化效果的公園綠地，若維繫不夠完善而帶來遊民、流浪貓狗、隨意棄置垃圾等情形，也將產生鄰避效應而被在地居民所嫌棄。

迎毗效應的出現，需有幾個條件的配合：首先，引發更多群眾對於議題的關注，進而推向聯署活動，而非單一個體或少數群體關注該項議題。要帶動更廣泛群眾的注意力，大眾媒體的有效運用便是重要推手。透過傳統媒體、網路社群平台的發酵，能更加快速將議題觸及率提升；近一步，也能將議題帶向政府官員關注的層次。而民間與政府結合也是迎毗效應推動的關鍵因子，單靠民間力量仍不同於真正轉化至政策層面的實踐。如何提升政府介入層級，有賴民間團體與媒體向上督促、策進。除民間團體、媒體、政府部門間相互結合運用外，時常也須顧及環境評估議題與風險意識。許多公共設施會帶來排斥、鄰避效應，多半來自於民眾對於公共設施出現所帶來危害、風險、生活型態轉變等的未知性。因此，民間團體作為發起者應善用媒體與政府部門有效做政策溝通，以更親近在地居民生活利益的角度，整合在地利益，以順利推動社會住宅。議題的發想至發酵往往需

要時間的鋪陳與宣傳，從鄰避效應走向迎毗效應的結果有賴政府、民間、媒體三方共同的努力與合作。

四、鄰避效應與迎毗效應與選舉研究

在探討公共設施鄰避效應與迎毗效應時，由於牽涉各方團體利益，難免影響到施政方針與政治延續性。邱崇原、湯京平(2014)探討低放射性廢棄物貯存場的選址經驗上南韓與我國差異性，指出這類公共設施有其必要性，一旦興建位址距離自家過近時，民眾便會強烈反彈。當代處理鄰避效應引發鄰避情結的處方，仰賴制度設計強化與公民投票。隨著科技日新月異，面對風險設施帶給民眾的不確定性有賴政府部門妥善溝通與接納民眾的聲音，避免公共設施鄰避效應淪為一種賽局競標的結果。

丘昌泰(2002)則從環保團體抗爭運動角度出發，連結環保抗爭運動與鄰避效應相互影響的四個層面：環保回饋、選票問題、信任差距與黑道白道介入問題。以文中提及的案例，許多對環境帶有一定程度污染危害的設施(如石化產業、焚化爐等)，無疑成為政治人物攫取政治利益的工具。舉凡誇大特定公共設施帶來的環境危害，形塑附近居民(選民)內心鄰避效應產生鄰避情結，進而鞏固在地支持基礎。另一方面，此類設施在興建過程的選址，延續上述賽局競標的議題，有時更成為派系鬥爭的角力點。執政者如何透過有效的溝通，舒緩民眾對於特定公共設施規劃、土地徵收、興建、完工運行的整個過程中，對自身危害的疑慮。

反面而言，公共設施若是帶來迎毗效應，往往需要社區由下而上的接納、推動與自發性。面對環境風險的未知性與心理恐懼感，政府部門應對公共設施帶來的利弊給予民眾淺顯易懂說明，使民眾更能快速了解與自身權益相關的影響。台灣已然進入民主化社會，過往威權體制下環境保護引發抗爭運動屢見不鮮，在現代化的社會進程中，若要兼顧公共設施興建與選舉中政治延續性，妥善的補償金制度回饋受影響里民便是重要課題。另一部分，整個過程中將在地居民納入議題討論與決策過程中，也是使居民接納公共設施的重要因素之一。

過往文獻雖有提及鄰避效應及迎毗效應產生背後政治利益考量與公共設施選址的賽局競標結果，有關「公共設施鄰避效應與迎毗效應」對於「選舉結果」直接影響之研究則較為缺乏。推測有關鄰避效應引發居民鄰避情結，抑或在地社區居民自發性走向接納而有公共設施迎毗效應，都偏向「心理認知」形塑過程與結果，在選舉研究上轉換為變項量度不易。另一方面，過往文獻亦著重在鄰避效應下政府如何有效介入並發揮影響力，使在地居民最終走向接納公共設施的迎毗結果。本文研究客體為社會住宅，雖有別於環保設施帶來的直接危害，但也有從鄰避效應到迎毗效應的討論。邢淑伶(2021)以台北市健康社會住宅為例，興建過程中雖有舉辦公聽會，但周遭居民認為招開時間太晚而排斥；等到完工後，公共設施的補足與提升周遭房價，帶來周遭居民的接納與歡迎。本文希望就社會住宅做為公共設施鄰避效應與迎毗效應，帶來里民心理認知形塑過程，如何影響柯文哲台北市市長選舉得票。

五、小結

本節回顧公共設施鄰避效應與迎毗效應，得出距離因素及心理認知對於公共設施被住民排斥或接納的關鍵因素。每項公共設施會受住民不同社經地位與背景、價值觀、生活習慣、宗教信仰等差異，而帶來接納或排斥厭惡的結果。社會住宅具有社會福利性質及名額稀缺性、排富、里民保障等制度設計，無法僅以鄰避效應或迎毗效應單一角度解釋。另一部分，社會住宅常常挾帶市容更新、低樓層公共設施如商家、公家機關、托嬰中心、老人福利設施等，除原有空地或舊有住宅做更有效率運用(但同時也可能產生部分居民對土地運用另有期待的落差感)，也帶來生活機能的提升。本文基於社會住宅多樣性的外部結果，嘗試從過往鄰避效應帶來的刻板印象中，找出社會住宅被居民接納的可能性。



貳、柯文哲市長選舉相關研究

柯文哲在沒有特殊從政經驗下參選 2014 年台北市市長選舉，以無黨籍身分取得最高得票數，得票率高達 57.16%。到 2018 年，即使加入民進黨參選形成三方競爭局面，仍然取得 41.1%得票率成功連任。報章雜誌與新聞媒體間出現「柯文哲現象」的論述，鍾秉勳(2016)從行為經濟學的角度指出，柯文哲現象來自於新公民力量、網路媒體與新意識的影響。在新公民力量部分，過往藍綠兩黨二元對立的選舉形態，在柯文哲的出現後產生變化，人民期待突破傳統政治人物的形象，「非典型」的言行舉止與背景獲得一票支持者。另一方面，恰逢網路世代來臨，打破傳統選舉造勢站台、掃街拜票的形式，柯文哲現象的蔓延來自於一種網路媒體串聯的結果。而柯文哲現象的出現也揭示著新意識的覺醒，更期待貼近庶民生活、實事求是的問政態度，與沒有地方勢力及政黨色彩下的候選人。

過往研究發現柯文哲的勝選因素，來自於網路聲量與個人鮮明的形象。陳冠宇(2022)以社群軟體(Instagram)與新聞媒體上的競選策略進行研究與分析，結合內容分析與深度訪談法，基於國人使用網路人口比例高的分析基礎，得出柯文哲透過網路上的親民形象贏取選戰的勝利。連麗玲(2017)以 2014 年柯文哲宣布參選台北市長至當年度投票日為時間區間，研究方法為內容分析法與文本分析法，分析國內四大報關於柯文哲之報導。內容指出，不同報紙刊登柯文哲報導量有所差異，顯示出不同報紙依其立場在內容選擇上的差異；另外，接近選舉時，有關柯文哲報導的數量也會有所增加。而針對報導內容，報紙上更側重柯文哲的「個人特質」，著重在品德上的檢驗更勝對政策的剖析。溫閔如(2019)透過網路問卷調查之方式，指出柯文哲陣營雖標榜超越藍綠，但從其就職後的施政成果宣傳大於政績，推論柯文哲的支持者仍是基於藍綠兩黨的統獨論調下的反中支持者，並進一步指出柯文哲及其團隊如何善用年輕人的話語與社群媒體去贏得這類意識形態立場的年輕人支持。李劭輯(2017)透過 TEDS2014 的台北市面訪資料分析 2014

年台北市市長選舉，透過差異分析、二元勝算對數模型分析其與投票抉擇之關係，並整合社會學、經濟學及心理學相關變項；結果指出柯文哲勝選原因有三：在野大聯盟的策略成功(當時時空背景為國民黨執政，在野最大黨民進黨不推派台北市長候選人並將輔選資源挹注給柯文哲)、形象較佳(無黨籍身份及政治素人形象)以及受年輕族群喜愛。另外，研究結果同時發現，時任總統馬英九施政滿意度對於選民在本次選舉投票行為決策中並不具顯著影響力，這也暗示著傳統政治版圖分配情形，並非最主要解釋柯文哲勝選的因子。

競選政見或執政期間的政策落實，以及經社背景上的實證結果，也是柯文哲贏得選舉的重要因素之一。黃彥章(2020)橫跨柯文哲兩任市長時期，聚焦在民眾有感且曝光度較高的施政政策為主，探討柯文哲在網路上的聲量是否與政策相互關聯。其中也提及社會住宅 8 萬戶的政見在兩次任期中不但興建數量大幅縮減，甚至在第二任任期中政見的重要性更是消失在施政報告中。陳湘怡(2018)關注「素人政治」，以問卷調查法，對於 373 位台北市國小教師作為研究對象，探究 2014 年柯文哲當選因素、其執政評價及未來投票傾向之間的關聯性。透過單因子變異數分析、多元迴歸等方法，得出對柯文哲認知及認同度高，並且這樣的認同度也會投射到 2018 年對柯文哲的支持。其中，對於柯文哲的認同來自於當選後讓市政變得公開透明、競選政見的落實及衛生醫療方面的表現。蘇郁涵(2016)透過空間分析方法分析台北市 456 個里，從人口結構、經社背景變項以及柯文哲在選前所提出的相關競選政見、空間因素等面向，分析這些因素對得票率變化的影響程度，並在傳統迴歸分析基礎上納入空間因素考量，更加完整的解釋 2014 年台北市長選舉結果。研究結果指出人口結構和經社背景、相關競選政見變項對得票率變化皆有影響，也發現鄰近效應對於選舉結果發揮效果。

張瑜芳(2016)以 2014 年台北市長選舉為時空背景，兩位候選人(柯文哲與連勝文)為研究客體，針對兩起重要爭論議題(MG149 帳戶爭議事件與竊聽案)，透過內容分析法與時間滯延之相關性分析(cross-lagged correlations)探討候選人社群

媒體(臉書)貼文與新聞報導間的跨媒體議題設定效果。結果指出，自媒體作為選舉工具，須善盡團隊的專業分工，區別正、負面的宣傳角色對於選戰成功更具成效(以該研究中，候選人本身負責扮演正向宣傳角色，負面角色則由總幹事為之)。候選人本身不盡然須對議題做出正面、負面的區分，更多來自於候選人本身形象。

從上述過往研究得知，對於柯文哲 2014 年當選，抑或 2018 年連任成功，許多研究著重在柯文哲及其競選團隊在「社會議題發酵」與「自媒體與社群平台」操作得宜，突破過往選舉框架，成為一股新的「白色力量」。也從這些研究中看出，柯文哲的執政成果、帶來改變的力量，會是選民決策的依據之一。在這些文獻中，多半採用的是個體資料的調查研究法，或質化研究方法論，較少提及有關「社會住宅」這一政策對柯文哲得票率變化影響，也鮮少考慮「空間」對於柯文哲得票率的影響。本研究採用集體資料作為基礎，依循過往研究結果指出「網路社群媒體」及「執政成效」對柯文哲兩次選舉的影響，社會住宅、居住正義等口號作為柯文哲重要政策宣傳工具，也致力於推動社會住宅興建，嘗試了解社會住宅對於附近居民而言是利與弊，以柯文哲兩次台北市長選舉得票率差分析。

參、投票行為研究與區位推論謬誤

在進行投票行為研究時，分析層級可分為總體層次與個體層次。前者為生態學途徑(Ecological Approach)，多半以中央選舉委員會所提供得票紀錄，並選定一個分析層次(全國、縣市、鄉鎮市、村里或投開票所等)找出特定地區投票結果的因果關聯性；後者則分為社會學途徑(Sociological Approach)、社會心理學途徑(Social Psychological Approach)、經濟學途徑(Economic Approach)，聚焦在探詢個別選民心理、情緒、信念、認知等如何去做出投票行為下的決策過程。本研究採生態學研究途徑，是著重在人文區位學的研究取向，起初是源自於芝加哥學派(Chicago School)，著重分析人與社區環境互動關係進而繪製同心圓，作為都市規劃依據的學派。該學派為解決芝加哥地區青少年犯罪層出不窮的問題，帕克(P.

Park)與柏格斯(E. Burgess)兩位學者提出犯罪同心圓理論。衍生至選舉研究中總體層次脈絡因素(如人口結構組成、地理座標位置、宗教民俗、都市與鄉村等)如何影響該選區投票率或支持度。總體資料是一種由上而下的推論方式，在取得資料時可以省去個體資料在調查研究法中誤差的問題，但也正因為資料的分析視角為整體，如果以研究的結果貿然去推論個體上的認知行為模式，便會產生「以全概偏」的謬誤。當研究者嘗試了解個體層次的問題，卻從總體層次的資料去汲取關聯性，兩者的層次不相符便會出現區位推論謬誤的問題。由於汲取的資料屬性層次相較於個體為高，或說總體資料來源於個體資料的集大成，在反過來總體推論個體時，自然會出現資訊不完整的問題。舉例而言，一項研究結果指出居住在海拔高度高的中學生，在跑步測驗的表現相較於平地學生表現更好。若以此結果從高海拔地區與平地各自隨機抽出一位學生，並貿然推論這位高海拔地區的學生跑步測驗的表現優於這位平地學生，便犯了區位推論謬誤。因這樣的研究結果是立基於兩個群體的比較而非個體；甚至可以極端的說，跑步測驗表現最好的學生，也有可能位於平地。在上述例子中指涉當社會科學以普遍性常識作為推論所有個體性樣本基礎，會產生與事實完全相反的結果。普遍性常識與結論是一種通則性的結果，在做推論時應予以檢視、控制，避免產生上述謬誤。

徐永明(2001)以 King(1997)所提出區位推論(Ecological Inference)，以總體資料分析方式對選民投票行為進行跨層次推論。若貿然以集體角度分析既有政治版圖，等同默認時間跨度不同的分析資料下，同一地區選民政治傾向相同。為解決資料分析總體層次與個體層次上的差異，近年來越來越常以多層次模型¹³(Multilevel Models, MLM)，以個體資料調查為前提，去進行總體層次效果的分析，結合個體層次與總體層次對欲解釋現象之影響。

¹³ 多層次模型，或稱為等級線性模型(Hierarchical Linear Model, HLM)，以兩階段(或多階段以上)集群隨機抽樣或分層隨機抽樣下，先隨機抽取總體層次，再隨機抽取個體層次的單位，然後針對個體層次研究變項的蒐集，因個體與總體巢狀(nested)關係，所蒐集的變項資料因此形成階層結構，發展處理相關(correlated)或集群(clustered)資料的統計方法。



區位推論是研究者透過已知的總體資訊，試圖解釋與個體層次研究問題的關聯性，出現結果差異。在進行社會科學研究中，分析單元是重要的。針對不同的問題意識與研究目的，除會有不同研究方法，也會決定不同級距的分析單元。學者 William S. Robinson(1950)指出不同分析單位會產生出集合的差異，群體層次的相關會與個人層次不同。如果我們貿然以群體層次的結果推論至個人，很有可能會出現問題。在 *American Sociological Review* 期刊中，Robinson 以美國 48 個州為分析單位，新移民占人口比例愈高的州，識字率愈高；但當分析單位為個人層級，新移民的識字率較低。兩者得出的結果剛好相反，需要進一步了解箇中原因，推論有可能是新移民更傾向移居至識字率更高的州，進而發生群體層次與個體層次結果上的落差。上述例子中可以看出，研究者若直接地以集體資料結果指涉個體特性做關聯性分析，便會產生區位謬誤(ecological fallacy)。

在進行社會科學研究時，無論總體層次或個體層次去做研究，個人背景與集體脈絡都具有不容忽視的重要性。透過多層次模型，考量個體歸屬於不同集體層次的特性，可以避免單一層次模型中容易犯下的區位推論謬誤。多層次模型下，研究者可以探索不同群體的因果異質性，對依變項影響可能會有不同因果模型。本文對於在進行投票行為研究，進行的是集體資料的分析，得出統計分析結果是基於集體性所呈現的現象，不可就此結果貿然推論至個體性差異。

第二章 研究設計

第一節 理論與分析架構



本文主要探討社會住宅作為居住正義重要政策，在政府致力推動下，人民對於政策成效回應。為回應社會住宅政策效果問題，本研究選定台北市作為研究區域，並以柯文哲第一任台北市市長執政(2018 年與 2014 年兩次縣市長選舉期間)作為時間跨度。

首先，過往研究對於柯文哲以素人政治背景，結合網路資源贏得台北市市長選舉。探究其民意支持基礎，過往研究著重在網路議題、傳統媒體、人格特質、年輕族群、政策方針等變項，歸結柯文哲勝選因素主要在於網路媒體運用妥當、有別於傳統政治人物個人特質、親民形象與執行力、年輕族群喜愛等。上述勝選因素基礎下，筆者認為可結合柯文哲在選舉期間重要政見及就職後對社會住宅興建目標論述。年輕族群無論是初出社會租屋需求，或是積累一定工作與經濟基礎下成家購屋需求，解決居住需求問題是政治人物重要政策推動方向。其中，台北市地區房租與房價雙雙居高不下，柯文哲提出興建社會住宅政策更有其施行上重要性。本文結合過往柯文哲勝選因素，延伸探討其社會住宅政策，作為探討社會住宅政策推動成效檢核。過往研究雖有著墨興建社會住宅作為柯文哲競選政見及施政方針之一，但並未將社會住宅政策與選舉投票行為相連結。因而本文基於過往研究發現柯文哲支持基礎來自於年輕族群、網路平台運用、個人特質等，延伸至選民對於柯文哲擔任市長推動市政期待。因此，經過四年執政時間，柯文哲作為突破藍綠框架下無黨籍市長，是否落實選前選後所承諾社會住宅政策，得以作為得票率基礎。

過往對於柯文哲擔任市長選舉研究多半採取內容分析法、調查研究法結合統計分析方法，對於報章雜誌、網路平台資料、具體政策分析、面訪資料等，推論出柯文哲贏得選民支持原因。其中也有採用空間分析方法，並以台北市 456 個里



為分析單位，從人口結構、經社背景變項解析柯文哲得票率較高原因。調查研究方法採網路問卷、電話訪談、街訪等形式，多半為抽樣調查，在選舉投票行為作為研究主體時，雖能以部分客體結果推論集體意向，但回溯投票行為決策過程，與生活周遭經歷人事物、生活經驗、政府政策對生活影響等層面息息相關，且也透過鄰近地區互動過程發生變化。僅以報章雜誌分析、政策分析或調查研究結合統計分析方法，無法解釋空間效應對選舉結果產生影響。而採取空間視角分析柯文哲得票率選舉研究，得出經社背景變項及競選政見對選舉得票率有所影響，且鄰近效應確實存在(蘇郁涵，2016)，本文基於上述立論基礎，聚焦「社會住宅政策」對柯文哲選舉結果影響，並將空間因素影響納入討論，以檢視相鄰近地區是否互相影響。本文著重在找出社會住宅政策如何帶來不同里在得票率變化表現上差異，採用集體資料並帶入空間因素影響，在方法論不探究個體層次心理認知層面形成過程，而是找出不同里間在得票率變化上差異形成原因(地區與地區間比較)。

以柯文哲民意基礎、社會住宅政策基調與空間分析研究方法，接著要從公共設施鄰避效應理論建構本文社會住宅政策量度的理論基礎。社會住宅作為政府推動之公共設施，在規劃、興建、完工至招租過程中，對於在地居民生活型態、環境等產生變化與影響，時而產生迎毗效應或鄰避效應。上一章回顧過往公共設施鄰避效應與迎毗效應論述，主要著重在公共設施產生外部成本與自身居住環境距離間，達到一定臨界值致使該外部成本影響生活，居民產生的嫌惡情結；反過來說，若公共設施帶來生活機能改善、市容優化、經濟效益、便捷交通等外部效益，居民則接納、歡迎該項公共設施進駐自身居住環境附近。其中，何紀芳(1995)所提出公共設施鄰避效應分級表，對應不同公共設施所帶來外部成本由輕到重逐步上升心理層面嫌惡程度。本文主題社會住宅作為公共設施，是居住正義政策下社會福利體現，可從幾個層面討論其外部性結果。首先，政府新興社會住宅選定座落位置，往往伴隨老舊房舍拆除與更新重建，與該位址越近者，更容易獲取社會住宅興建後帶來的都市活化、市容改善、街廓拓寬、人行道綠化等外部性效益；



與之相應的便是，當社會住宅選址位在精華地段，若居民對土地利用有其他期望時，距離越近者反對情況更為強烈。接著，社會住宅制度設計為只租不售並且帶有租期限制，同時保障一定比例弱勢群體租客保障名額。上述特性使社會住宅居民組成人口的不穩定性，租客定期變動與「租用」作為主要居住性質，加上一定比例弱勢群體租客，與社會住宅距離越近者，住家附近便會面對租客更迭頻繁、出入人口不確定性、弱勢群體租客衍生問題等。而租約到期依規定須重新抽籤，若租客未依規範搬遷進而演變成拒絕搬遷抗爭行動，距離越近者更有可能面對住家周遭抗爭行動帶來紛擾。除土地使用與租賃制度設計帶來外部影響，社會住宅有時也規劃公共設施(長照中心、公共托育中心、警察機關等)、商家與室內停車場等，相較舊有住宅與街廓，興建完成後對生活機能有所助益。上述外部效益，也與社會住宅距離相關，與社會住宅座落位置越近者，更能就近使用設施所帶來的便利性；反之越遠者，即便因社會住宅興建而帶來公共設施或商家，距離過遠則降低觸及使用機會，甚至不使用。

既有公共設施鄰避效應理論著重闡述公共設施帶來外部成本為居民承擔，外部效益卻屬於公眾，這樣不平衡的處境帶來排斥性心理與認知。重點並非排斥公共設施興建，而是排斥公共設施出現在距離自己過近的地方。而公共設施迎毗效應理論則起於鄰避效應帶來公共建設推動延宕，由民眾發起整合政府部門、在地居民、媒體部門，整合共同利益，迎接公共設施出現在自家周遭。延續既有理論與文獻，上述對於社會住宅做為公共設施定位的討論，得出社會住宅政策推動，「座落位置」及「各里與社會住宅距離」，影響民眾認知與心理產生機制。當社會住宅座落位置與自生生活範圍越相近者，社會住宅政策影響與感受會更為明顯。透過社會住宅選址與居民活動範圍相互連結，並以距離作為政策因素對選民影響程度，是本文延續公共設施鄰避效應理論下對社會住宅政策成效評估之理論基礎。

本文除探討社會住宅政策在台北市市長選舉中如何對柯文哲得票率發生影響力，在具有影響力的基礎上進一步探討社會住宅政策對得票率變化影響是否具

有均質性、是否因所在地區平均房價差異而有差異。在視覺化呈現的初探上，本文選定社會住宅樣本座落位置選舉得票率變化有所差異，說明並非每個鄰近社會住宅的里在得票率變化上均有相同程度、方向的影響。本於過往文獻、報章媒體中社會住宅對在地房價衝擊隱憂，在作異質性探討時，本文將控制變項中平均房價作為嘗試解釋異質性之變項。由於社會住宅具有實踐居住正義理念與社會福利精神，提供只租不售的公有住宅，得以消化在地對於租屋或購屋者需求。因此，筆者從社會住宅衝擊房價、租金隱憂角度剖析社會住宅發生異質之可能性。

本文理論架構基礎來自於選舉研究理論、空間分析觀點、公共設施鄰避效應理論，從既有研究中柯文哲民意基礎，進一步建構整體研究框架。結合選舉研究與空間分析，以集體資料並分析里與里之間得票率差變化差異現象原因；透過柯文哲政策脈絡與民意基礎，解析社會住宅如何在台北市市長選舉中發揮影響力。相互鄰近的里彼此間是否互相影響，或是相互鄰近地區的里在得票率變化上是否有相似的現象聚集，也是本文納入空間分析觀點的研究目的之一。另外，延伸公共設施鄰避效應理論，本文從平均房價的角度嘗試找出各里社會住宅距離對得票率變化影響是否存在差異性。整合上述理論架構如圖 2-1。



圖 2-1 理論架構圖

建構完本文研究理論架構，接續說明本文研究架構。

本文基於研究目的、過往研究回顧、公共設施鄰避效應理論，確立解釋變項為社會住宅距離。為觀察觀察社會住宅政策在柯文哲擔任台北市市長期間推動後對後續選舉的影響，依變項採用得票率變化形式，將柯文哲第二次參選台北市市長選舉得票率與第一次參選台北市市長選舉得票率相減，以看出經過四年任期後，選民以投票行為方式回應政策成效。

另外，為求聚焦回應社會住宅政策對選舉影響，本研究參酌過往選舉研究，納入不同變項作為控制變項，以更清楚的呈現解釋變項對依變項效果。首先，Kohfeld(1989)指出各地區的經社背景變項，如：教育程度、年齡分布、人口密度等皆會對投票行為與選舉結果產生影響，本研究參酌官方公布相關統計資料使用，並對這些變項採取控制，以利模型更精確的呈現社會住宅變因的影響力。在邱鈺晴(2016)研究中指出，首投族受影響層面分別為：議題取向、候選人取向、選民特質、政黨認同和族群取向。因本研究採用的依變項跨兩次選舉的選票變化情形，兩次有一關鍵差異即民進黨是否參選，因此也納入民進黨版圖效果予以控制。除控制上述經社背景變項、首投族、政治版圖效果外，族群變項對於我國選舉也具有影響力(徐火炎，1996)，特定族群具有一定政治傾向。除上述過往選舉研究中指出控制變項外，本文也將平均房價加入模型中予以控制，因社會住宅興建地區平均房價也會影響居民接納程度；鄰避效應理論中嫌惡設施對自身資產價值貶損也是社會住宅推動不易的原因。

本文依過往文獻中相關控制變項納入模型，透過變項間相關矩陣分析，找出相關性較高變項予以剔除，以解決迴歸模型共線性過高問題。

在建構完初步的模型後，考量鄰近效應影響，將空間自相關作為變項納入模型，共同解釋依變項。整體模型達顯著效果，是基於社會住宅整體均質性的假設前提，然而從過往文獻及社會住宅推動脈絡來看，社會住宅存在地區性的差異。因此，嘗試空間異質性檢定。此一社會住宅屬性差異，在資料與變項這一節會予

以討論。在異質性的討論中，本文為回應不同平均房價地區社會住宅對得票率變化影響是否有差異性，因而在模型中加入平均房價與解釋變項交互作用，以了解研究目的二現象是否存在。

對於變項間關係，建構如圖 2-2：

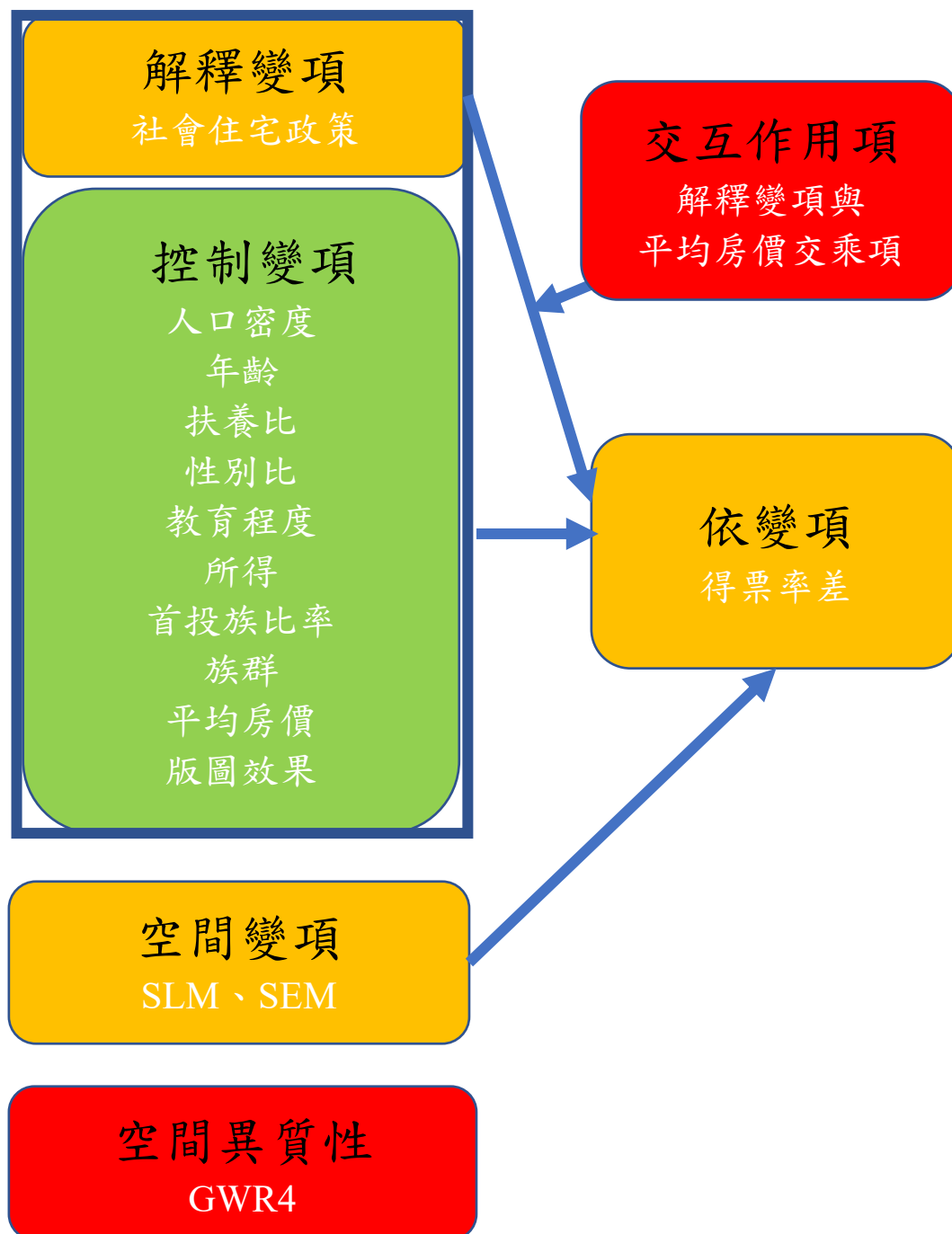


圖 2-2 變項關係架構圖

第二節 資料與變數



本節將延續上一小節研究架構中變項予以定義與說明，並敘明資料出處與來源。順序上，首先說明本次研究依變項、解釋變項、控制變項、空間變項以及交互作用項。

壹、依變項

本次研究依變項為兩次台北市市長選舉(2018年與2014年)柯文哲得票率差。依中央選舉委員會公布2018年與2014年兩次台北市市長選舉結果，彙整同一里各投開票所開票狀況。得票率計算方式為柯文哲得票數除以有效票數乘以100；得票率變化則是將2018年得票率減去2014年得票率。由於2014年民進黨並未推派候選人參選台北市市長選舉(2018年時則有推派姚文智參選)，僅就得票率變化各里普遍均為負值(得票率下降)，實際上比率差異變化可能來自於上述民進黨是否推派候選人之差異。透過加入「政治版圖效果」做為控制變項，處理兩次選舉本質差異。

貳、主要解釋變項

本次研究主要解釋變項為社會住宅政策變項。本文以柯文哲「8年蓋5萬戶社會住宅」政策為基礎，因此社會住宅樣本選定標準如下：柯文哲第一任台北市市長就任(2014年12月25日)至2018年直轄市市長選舉(2018年11月24日)，由台北市政府完成工程決標、開工、完工者；為求聚焦柯文哲第一任台北市市長任期內社會住宅對選舉影響，樣本排除既有社會住宅，也排除由中央政府住都中心推動社會住宅。

公共設施鄰避效應對鄰近房價之影響程度依序為影響心理層面型、妨礙安寧型、潛在影響健康型，鄰避效應影響因距離遠近而有強弱之分(陳晏筑等，2022)。因而，本研究透過「距離」概念化社會住宅政策變項；由於並非各里均有社會住

宅，本文依循上述距離觀點，自變項具體定義為「各里中心點與最鄰近社會住宅之距離」作為解釋變項；里中心點採取「地理位置中心」定義來代表該里位置，彙整各里地理中心點座標位置(點圖層)及符合上述條件社會住宅座標位置中心點(點圖層)，以各里中心點對照最近社會住宅距離為變項值。

另，若以距離值呈現，解釋變項值越大，距離越遠，受社會住宅影響越小。為求變項解釋上更為直觀，在進行各項分析時，做原始變項計算出來距離值轉換為負，並統一加上 10(透過平移，使正負轉換後解釋變項均為正值)。轉換後，解釋變項越大，代表該里受社會住宅影響越大；反之，影響越小。

參、控制變項

一、人口密度：人口總數(人)除以各里總面積(平方公里)

人口與所在空間分布中的比例，用以呈現該里人口分布的稠密度。

二、年齡：

各里 20 歲以上各組人口數乘以組中點數，除以 20 歲以上人口總數，用以呈現各里中人口年齡的狀況。

三、扶養比：(14 歲以下及 65 歲以上人口 / 15 歲至 64 歲人口) * 100

扶養比呈現的是各里中無生產能力人口與有生產能力人口之比。

四、性別比：(男性人口數 / 女性人口數) * 100

一個群體中男性人數與女性人數的比例。通常以每 100 位女性對應的男性人數來表示。當性別比 > 100 時，代表群體中男性人數多於女性人數；反之，則代表女性人數多於男性人數。

五、教育程度：依獲取學歷按級距給分加權後，除以各里總人口數

各里平均教育水準，針對不同教育程度者予以權數設定：不識字權數為 0，國小與自修者為 1，國中及初中為 3，高中職為 5，專科為 6，大學為 7，碩士為 9，博士為 10。加權後計算各里加權教育分數，除以該里人口總數。

六、所得：各里所得中位數

依財稅中心綜合所得稅報稅資料代表各里所得中位數。雖僅以綜合所得稅呈現各里實際財富狀況仍有落差(偏失未報稅的收入情形)，但所得以外收入多有紀錄上困難，故以此資料定義為所得變項。

七、首投族比率：各里 20 歲至 24 歲人口與各里可投票人口之比例(%)

首投族為第一次具有投票權的人口族群，關注議題、候選人、族群等重要議題，透過 20-24 歲人口所佔比例，去呈現各里首投族分布。

八、族群：台北市人口中各族群分布狀況

參考客家委員會主持「105 年全國客家人口暨語言基礎資料調查」、台北市各里原住民人口比例等，推估原住民、客家人、外省人、閩南人口比率，並透過虛擬變項(dummy variable)方法納入模型。由於上述調查資料分析單位為「區」，與本研究分析單位「里」不同，在此假設同一區內各里族群人口比率相同。

九、版圖效果：

由於依變項為 2018 年與 2014 年柯文哲候選人得票率差，兩次選舉關鍵差異在於民進黨是否有參選。因而加入民進黨政治版圖效果作為控制變項，避免兩次參選結構的差異影響結果。具體做法採用 2016 年總統副總統暨立法委員選舉，「民主進步黨」台北市地區各里政黨票得票率作為基準值。

十、平均房價：

依內政部不動產交易實價查詢系統，條件如下：2018 年 1 月 1 日至 11 月 30 日期間登錄(2018 年選舉當年度)；中古屋買賣(屋齡不拘)並排除預售屋、特殊交易、毛胚屋及地上權房屋；限定住家用途(排除工業用、商用、辦公室等)；建物型態為公寓、華廈、住宅大樓者(排除透天厝)。另外，排除地下室住宅及價格明顯偏離之樣本。

肆、空間變項

空間變項起於對空間自相關之概念，本研究以 Queen 之定義來建構「鄰近地區」。亦即，兩地單元有接壤相鄰者，便視為鄰近，以此為基礎發展鄰近矩陣，並透過鄰近矩陣計算得票率變化與鄰近地區之間的關係。

伍、交互作用項

本次在模型中納入交互作用項，以了解社會住宅政策變項對得票率差異是否會受到平均房價變項調節作用影響。具體做法為用社會住宅政策變項與平均房價交乘項創立一個新的變項。社會住宅興建困難有一部份來自擔憂影響在地房價及房租。因而本文以解釋項對依變項影響過程是否因當地房價差異而有不同作為出發點，具體做法將解釋變項與平均房價交互作用納入模型，了解是否存在差異性。

最後，以表 2-1 整理本次研究所有使用變項。

表 2-1 研究相關變項說明

變數名稱	操作型定義	單位	資料來源
依變項			
得票率差	(2018 年台北市市長選舉柯文哲得票率減去 2014 年台北市市長選舉柯文哲得票率) * 100。 柯文哲得票率計算方式為柯文哲得票數除以有效票數。	百分比	中央選舉委員會選舉資料庫
解釋變項			
社會住宅政策變項	10-(各里中心點與最鄰近社會住宅之距離值)。 各里中心點定義：地理位置中心點。 社會住宅定義：柯文哲第一任台北市市長就任(2014 年 12 月 25 日)至 2018 年直轄市市長選舉(2018 年 11 月 24 日)，由台北市政府完成工程決標、開工、完工者；排除既有社會住宅及中央政府住都中心推動社會住宅。	公里	內政部不動產資訊平台社會住宅興辦案件執行情形彙整表 政府資料開放平台(各里中心)
控制變項			
人口密度	各里人口總數除以各里總面積。 採用 2018 年 12 月份資料。	人數/ km ²	內政部統計處
年齡	各里 20 歲以上各組人口數乘以組中點數/20 歲以上人口總數。 採用 2018 年 12 月份資料。	無單位	內政部統計處
扶養比	(14 歲以下及 65 歲以上人口和/15 歲至 64 歲人口和)*100。 採用 2018 年 12 月份資料。	無單位	內政部統計處
性別比	(男性人口數/ 女性人口數) * 100 採用 2018 年 12 月份資料。	無單位	內政部統計處
教育程度	依獲取學歷按級距給分加權後，除以各里總人口數。 權數設定：不識字權數為 0，國小與自修者為 1，國中及初中為 3，高中職為 5，專科為 6，大學為 7，碩士為 9，博士為 10。 採用 2018 年 12 月份資料。	無單位	內政部統計處

所得	各里所得中位數。	千元	財稅中心綜合所得稅報稅資料
首投族比率	(各里 20 歲至 24 歲人口與各里可投票人口之比例)*100。 採用 2018 年 12 月份資料。	百分比	內政部統計處
族群	原住民：原住民人口數佔該里人口總數比例*100。(2018 年 12 月份資料) 閩南人、客家人、外省人：虛擬變項，客家人作為對照組。(資料為區層級資料，假定同區的里數值相同)	百分比	105 年全國客家人口暨語言基礎資料調查 內政部統計處
版圖效果	2016 年總統副總統暨立法委員選舉，「民主進步黨」於台北市地區各里政黨票得票率。	百分比	中央選舉委員會選舉資料庫
平均房價	各里平均房價。 時間：2018 年 1 月 1 日至 11 月 30 日 物件：住家用途中古屋買賣(屋齡不拘) 建物型態：公寓、華廈、住宅大樓 排除：預售屋、特殊交易、毛胚屋及地上權房屋；工業用、商用、辦公室；透天厝地下室住宅及價格明顯偏離者。	萬元	內政部實價登錄
空間變項			
空間自相關	採用 Queen(地理邊界相互接壤者)定義鄰近單元。得出各里鄰近矩陣後，各自與得票率差相乘。	無	Geoda 鄰近定義
交互作用項			
交乘項	各里解釋變項值與房價變項值相乘後得出新變項代表交互作用。	Km*千元	筆者自行定義

(資料來源：筆者根據統計資料自行整理)

第三節 研究假設

本文研究目的為了解「社會住宅政策對於選舉影響」。以柯文哲第一任台北市市長任內(2014 年至 2018 年)推動社會住宅政策對各里選舉上影響為場域。從公共設施鄰避效應與迎毗效應理論得知「距離因素」對於周遭里民排斥或接納程度有所影響，因而透過各里與鄰近社會住宅距離將社會住宅政策概念化。由於本次觀察範圍為柯文哲第一任台北市市長期間政策推動成效，選舉影響以 2018 年與 2014 年兩次選舉得票率差予以概念化，呈現出經過市長任職期間政策推定選票流向。本文同時著重空間因素對於社會現象影響，透過台北市各里為分析單位，以呈現不同地理單元間在本次研究社會現象上差異。

台北市推動公共住宅脈絡可追溯自早年國民政府時期推動平價住宅、國民住宅，到合宜住宅，不同階段以不同形式實踐居住正義。到近年新興社會住宅，無論是在規劃、制度設計、興建形式、公共設施規劃、都市計畫等均與過往公共住宅有所差異。新興社會住宅無論是在改善市容、推升房價、提供相關公共建設與人流帶動商家等，更有機會為在地里民所接納。過往，社會住宅囿限於負面標籤與刻板印象導致推動不易。本文樣本選定為新興社會住宅，嘗試破除過往社會住宅被嫌棄的刻板印象，論證社會住宅透過完善規劃產生迎毗效應，一掃過往鄰避效應帶來的推動阻力，反而與新興社會住宅鄰近者帶動的外部效益有助提升選票。

基於上述研究目的與脈絡，本文提出研究假設如下：

H1：台北市各里社會住宅存在鄰避效應與迎毗效應，對兩次選舉得票率差有顯著影響。

H2：台北市各里社會住宅鄰避效應與迎毗效應對得票率差影響存在空間異質性。

H3：台北市各里社會住宅鄰避效應與迎毗效應對得票率差影響受所在里平均房價高低影響而有所差異。

第三章 空間分析方法

第一節 空間分析意義與鄰近定義



壹、空間分析之意義

相較於傳統統計分析在變數上的關聯性的討論，空間分析著重在「空間」因素在地理學上的重要性，應用於環境科學、氣候預測、地質考古、座標投影定位等。近年來，空間分析在社會開學中重要性日益增加，無論是都市發展、公共衛生、傳染病防治、犯罪預防、人口遷移趨勢等，在既有的社會科學分析框架中加入「空間因子」的影響，已然成為一種科際整合的趨勢。

狹義而言，空間因素便是將社會現象以經緯度或座標值呈現；廣義而言，則是所有與「空間」相關之變項，包括觀察客體所處之地理位置、文化習俗、背景變項、經濟發展、行為等，也延伸至與鄰近地區之關聯性。這樣的架構是預設人們的行為模式、認知思考、價值觀等會受到所處的地理位置或環境不同而有所差異，進而影響決策模式。以選舉研究而言，選民所處的地區差異，會造成選舉結果地區性的不平均現象。對此，有三種不同取向的解釋：第一種是「成分影響觀點」(component effects perspective)，著重在經社背景變項產生差異，而非地理位置本身直接造成影響(McAllister & Studlar, 1992)；第二種是「地區脈絡」(local contextual effects)的重要性，認為地區選舉的結果，非僅經社背景變項影響，更多為個人與環境互動下產生的結果，環境本質也是由行為者長期建構而來(Flint, 1998)，環境影響者個人，個人也反過來建構環境的一種雙向過程；第三種則是「空間擴散效應」(spatial diffusion effect)，同樣重視地區脈絡的影響，但以類似傳染病傳播途徑來解釋，地理的鄰近性以一種不固定的型態，擴散空間因素的影響力。

空間分析對社會現象的影響，體現於「鄰近效應影響」(neighborhood effect)，如 Tobler(1979)地理學第一定律(first law of geography)所述：「每個事件與其他事件相關，但較接近的事件相較於較遠的事件關聯性會更高。」¹⁴同一社會現象，透過空間因素的影響，會隨著距離變大時逐漸遞減。因而在考慮空間因素的影響時，距離成為重要的變因。當一個現象被觀察時，考量空間因素，隨距離逐漸拉大而阻礙現象擴散、傳播的效果。以都市發展為例，城市的多半以聚落的型態成形，而非隨機；更貼近生活的角度來說，「聚集經濟」的產生便是鄰近空間相似性的例證。

相較於傳統選舉研究從內容分析法分析文獻報章、或調查研究法發問卷了解選民意向的形式，納入空間視角進行選舉研究會選定地理區塊為分析單位(以我國而言，可能是縣市、鄉鎮市區、鄰里等)，並以選舉結果做跨時間向度的空間比較。依據空間社會科學整合研究中心(Center for Spatially integrated Social Sciences, CSISS)綱領指出，空間分析可區分為「空間視覺化」(spatial visualization)、「空間探索分析」(exploratory spatial data analysis)及「空間計量學」(spatial econometrics)等三個分析取徑。本研究透過視覺化方式呈現變項與變項之間於台北市各里分布情形。接著以 Geoda 軟體，並以 Moran's I 進行空間自相關分析，了解是否存在鄰近效應影響。在計量學部分，先進行傳統迴歸模型 OLS，接續決定是否運用空間迴歸模型，如空間落遲模型(SLM)及空間誤差模型(SEM)這兩類納入空間變項的迴歸方法。

貳、鄰近定義

在空間分析地理學上，如何呈現兩個地理單元屬於鄰近關係，有許多定義方法。如僅直覺上的鄰近，可界定為邊界相連在一起的地區，以台北市中正區為例，大同區、中山區、大安區、萬華區均有直接與其接壤而稱之為鄰近。為求更科學

¹⁴ “Everything is related to everything else, but near things are more related than distant things.”

化的界定兩個地理單元的鄰近屬性，依軟體 Geoda 所述，鄰近的定義主要有四種，圖例如圖 3-1：

1. Rook：地理單元上、下、左、右視為鄰近，排除斜角。此定義方式在地理單元為方格、棋盤形較為明顯，但實際上普遍行政區的劃分都為不規則形狀，如用此一定義則較難以確實呈現鄰近。
2. Queen：地理單元自身包圍者均納入鄰近(上下左右及斜角)。
3. 距離門檻(Threshold distance)：設定距離門檻，以觀察地理單位中心點出發，在上述距離門檻內者視為鄰近(反之為否)。面圖層以核心點。這一鄰近定義在觀察地理單元大小不一時，在鄰近的呈現上會較為失準。
4. 最接近的 k 個地區(K-Nearest Neighbors)：以距離受觀察地理單位中心最近的 k 個地區視為鄰近，k 值由研究者自行決定。面圖層以核心點。

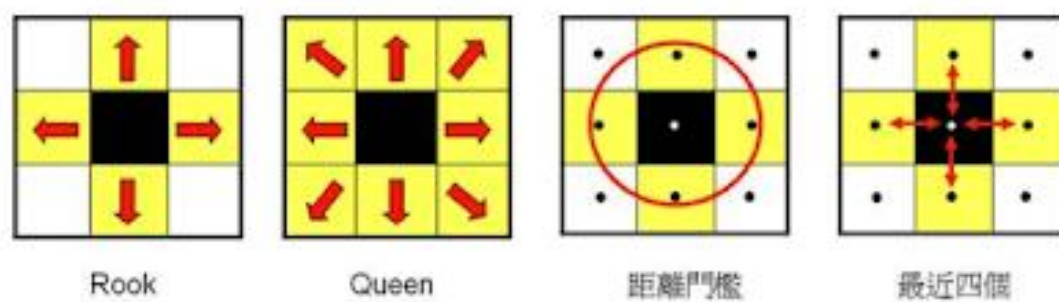


圖 3-1 四種鄰近定義示意圖

本研究以里為分析單位，因切割的較細，不同里大小、形狀有異，如以 Rook 方法定義鄰近，受限於形狀有其困難。若以距離門檻為定義，不同里大小有異，這會讓部分里囊括過多鄰近里，抑或部分里沒有設定距離內的鄰近里而失真。而 K-Nearest 定義法，則有可能發生某個里與多個里均相鄰，但 k 值設定較低而沒辦法涵括所有實際鄰近的里。因而，本研究最適切的鄰近定義方式為 Queen，將每個里有行政區劃分接壤的地區均納入鄰近定義。以台北市的狀況而言，因各里相連而更容易有頻繁的互動，在選舉造勢宣傳、生活文化渲染上也更容易互相影響。換言之，透過地理直接接壤作為定義，基於每個里相連在一起，無論是日常

生活、通勤往來等移動上都創造更多接觸、互動、交流的機會，在選舉期間也更有可能因地利之便而口耳相傳對候選人的評價，抑或參與相關的掃街、造勢晚會、候選人發放宣傳物資等競選活動。因而透過 Queen 最能呈現本研究欲探討之鄰近方式。



第二節 空間迴歸分析方法



壹、最小平方法迴歸

上一小節探究空間分析之意義與鄰近定義，並就本研究地理單元屬性選定最適的定義方式，接著從統計學的觀點延續討論研究方法。

在進行統計分析時，如要探討某一變項是否對另一變項具有影響，我們先會採取迴歸分析。迴歸分析依自變項多寡可分為簡單迴歸分析(simple regression analysis)與複迴歸分析(multiple regression analysis)，兩者都是用以分析變項間關係的方向與程度大小的統計方法。在確立變項間的關係後，往往會建立迴歸模型，本研究會先採取最小平方估計法¹⁵(ordinary least squares methods，簡稱為 OLS)建構模型，函數架構如下：

$$Y_i = b_0 + b_1X_1 + b_2X_2 + \cdots + b_kX_k + \varepsilon = f(X) + \varepsilon$$

上述函數中， Y_i 為依變項， X_k 為自變項， b_k 為估計之迴歸係數， ε 為估計之誤差。這些係數同時呈現不同自變項與依變項間的關係與影響程度，代表自變項每提升一單位，會對依變項帶來相應係數(b)的變動影響，而迴歸係數的正負值則是影響方向。OLS 得出的估計式最佳線性不偏估計式(Best linear unbiased estimator，簡稱 BLUE)，符合高斯馬可夫定理¹⁶(Gauss-Markov theorem)。其中，OLS 中對於誤差的處理，乃是假定誤差(ε)是具有同質性且相互為隨機獨立的，亦即符合 i.i.d. (independent identical distribution) 假設。在 OLS 建構下的模型，更像是一種理想狀態，認為所有被觀察的對象(本研究的話便是台北各里)彼此間獨立而互不影響，且每一觀察值自變項對於依變項的影響是同質的。本文採用的是空間資料，各里之間會因距離相近而相互影響產生空間自相關，與上述假設不

¹⁵ 最小平方估計法是使樣本觀察值與估計值的差異之平方和為最小的估計方式。

¹⁶ 高斯馬可夫定理主要有：殘差項為 0、殘差項具有變異數齊一性、無自我相關、自變項與殘差項無相關等特質。

符；另一方面，每個里之間，自變項對依變項的影響是否完全同質，以本研究 456 個里取樣而言，台北市幅員廣闊，每個里、每個社會住宅可能有不一樣的影響方向(抑或部分里影響程度未達統計上顯著水準)，實難一以論之。因此，在進行 OLS 迴歸模型後，透過共線性檢定、誤差常態檢定、誤差異質檢定、誤差空間自相關等方法，對於 i.i.d. 假設進行檢定，若不成立，對於模型須坐進一步的修正。面對誤差不具獨立性的問題，我們納入空間視角，了解觀察值間的空間自相關效果，控制住觀察值間因距離鄰近互相影響所造成的干擾效果，修正以更專注自變項對於選舉結果變化影響效果。

貳、空間自相關

在空間分析中，依循地理學第一定律相近的地理單元彼此間影響越顯著的邏輯，要檢核空間的影響最直接的便是空間自相關分析(Spatial Autocorrelation Analysis)。此一理論概念最早源自於 Cliff and Ord(1973)闡述，提出要測量地理相似性有兩種方法：一種是空間變因相關係數檢定，另一種便是依循地理位置所進行的空間自相關檢定，並提出鄰近測量的概念，如若某一地理單元與其鄰近地區表現的結果更為相近(或不相近)，稱之為空間自相關。Sokal and Oden(1978)提出空間自相關概念為用來檢驗空間單元中的變項，如果與鄰近空間存在差異則為空間獨立性；反之，沒有差異性則為空間相依性。國內學者也採用空間自相關的概念，作為社會現象做出聚集效應的理論基礎。黃聖峰(2004)以縣市層級分析我國南北經濟發展差異時，發現北部地區有空間正相關，南部則為空間負相關，凸顯出我國在南北發展的差異性。羅健賓(2024)利用空間自相關了解一定時間跨度下台灣各縣市刑案破案的空間自相關特性，研究結果顯示各縣市查獲經濟案件數量具有空間自相關且程度有異，相鄰近地區交互影響，對於未來制定相關犯罪防治、偵查政策有所幫助。

空間自相關分析方法闡述的觀點為，兩個地區在時間或空間上的變化差異，如能證明兩者的變化是本質上的差異而非來源自同一母體的隨機差異，便能說明兩者有相關性。換言之，空間自相關探討的是相鄰的地區所產生的現象趨同的群聚效應。而空間分析在實際統計層面上的操作，要計算空間自相關，需先界定「鄰近」，如前一小節中的各種定義，並創建一個 0 與 1 的鄰近矩陣(以「W」表示)，用以表述鄰近關係。當值為 1 代表兩地裡單元互為鄰近關係，反之值為 0。矩陣完成後須對 W 矩陣進行列標準化(使每列加總為 1)，再與依變項 Y 相乘(WY 矩陣)。換言之，鄰近變項想呈現的是一種各鄰近地區屬性變項值的加權平均。

完成建構 WY 矩陣(鄰近地區表現)，透過觀察依變項 Y(原始變項，自己本身表現)及控制變項(鄰近效應)WY 之間的相關性，用以檢視空間自相關效應。一般而言，會採用全域自相關(Global Spatial Autocorrelation)呈現觀察值受鄰近地區影響程度，定義如下：(Moran's I)

$$I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \times \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{\sum_{j=1}^n (Y_j - \bar{Y})^2}$$

上述公式中 Y_i 及 Y_j 分別代表地理單元 i 及地理單元 j 之變項值， $\bar{Y}$ 則代表變項平均值， n 為觀察值數量。在本研究當中聚焦研究範圍於台北市 456 個里 ($n=456$)， W_{ij} 則為鄰近矩陣中第 i 列第 j 欄值，相鄰為 1，反之為 0。

Moran's I 值類似於基礎統計學中的相關係數，用以測量兩個變項間相關聯程度與方向。一般的相關係數是評估兩個變項間相關情形，而 Moran's I 值則用於評估 Y 與 WY 兩者間相關性，介於-1~1 之間。在解釋上，如為負值，代表兩地區間因鄰近而產生相互削弱影響機制；如為正值，則表示兩地區因鄰近而產生互相增長的效果。Moran's I 散佈圖中的每個點代表一個地區，橫軸為標準後的變項 Y，縱軸為相應的鄰近變項 WY，迴歸線斜率即為 Moran's I 指數。實際而言，空間自相關情形在真實世界中是普遍存在的，因而 Moran's I 值時常達到顯著，研究者更需謹慎就研究主題去界定適當的鄰近定義。



參、空間落遲模型

空間分析相較於以往傳統迴歸模型的建構上，考量「空間因素」的影響，嘗試解答空間的變異是如何產生的。如空間異質來自於「鄰近效應」，此時選定的空間迴歸模型便是空間落遲模型(Spatial Lag Model, SLM)。具體方式為在原本的模型中加入一個新的自變項 WY ，代表鄰近地區表現的影響，公式為：

$$Y_i = \rho WY + \beta X + \varepsilon$$

上式中 Y_i 為依變項、 WY 為空間變項、 X 為自變項、 ρ 及 β 為估計迴歸係數、 ε 為誤差項。統計檢定而言，空間變項顯著且 $\rho \neq 0$ ，代表 WY 具有顯著的解釋力，空間鄰近效果對依變項具有顯著影響力而不得忽略；反之，當空間變項不顯著且 $\rho = 0$ ，代表鄰近效果影響不顯著，可以 OLS 處理。

針對 SLM 的適合度檢定，常用的方法有 Akaike Info Criterion(愈小愈好)、Schwarz Criterion(愈小愈好)、Adjusted R-squared(僅供參考用)，再跑 GeoDa 軟體時，一併在報表中產生並解釋。個別自變項顯著性檢定則是採用 Wald test。

肆、空間誤差模型

在空間誤差模型(Spatial Error Model, SEM)中，使用的是 W_ε 作為空間異質性的變項，空間變項出現在誤差項，需針對誤差進行分析。這個模型代表著嘗試去控制無法被觀測到的潛在影響變項，模型的設計如下：

$$Y_i = \beta X + \varepsilon$$

$$\varepsilon = \lambda W_\varepsilon + \mu$$

上式中 Y_i 為依變項、 X 為自變項、 βX 概念相當於 OLS 中的函式， ε 則代表誤差項。 W_ε 則為 SEM 特色，針對誤差項另外建構模型所加入的空間變項； β 及 λ 為估計的迴歸係數， μ 為校正模型的誤差項。兩式可合併為：

$$Y_i = \beta X + \lambda W_\varepsilon + \mu$$

本模型的檢定重點在於 λ 是否為 0。若為 0，代表 $\varepsilon = \mu$ ，誤差項無須另行校正；若不為 0，代表存在空間變項 W_ε ，需針對其控制。SEM 的假設中， W_ε 代表該地區空間特性，是一個未被觀察到而不被研究者所知的變項，僅能透過控制 W_ε 來進行分析。

伍、模型選擇流程

上面分別爬梳空間自相關、OLS、SLM、SEM，並說明空間變異性的幾個可能原因。相較於傳統迴歸模型，考量空間因子所帶來影響修正模型，找出解釋變項對依變項影響過程中干擾因子。以下為 Luc Anselin(2005)選擇模型流程，並於圖 3-2 呈現模型選擇流程圖。

1. 先以 OLS 估算迴歸係數。
2. 殘差空間自相關檢定是否達顯著：若達顯著，需考慮採取空間自相關模型；否則，採用傳統迴歸模型即可。
3. 對於 WY 及 W_ε 分別進行 Lagrange Multiplier(LM)檢定，方法為檢定新增一自變項對於模型的影響是否顯著，顯著者代表需加入此一新的變項。如前者達顯著，可考慮用 SLM；如後者顯著，則建議用 SEM；如兩者同時達顯著，接續進行 Robust(The Likelihood Ratio Test)檢定。
4. Robust 檢定的邏輯為，排除某(些)自變項後顯著水準是否有差異，如果沒有改變，代表此變項並無作用而可以考慮拿掉。本研究採用的 GeoDa 提供 Robust LM(lag)與 Robust LM(error)兩種 Likelihood Ratio 檢定，分別針對 WY 及 W_ε 進行檢定，通常僅一個達顯著，達顯著時分別使用 SLM、SEM。

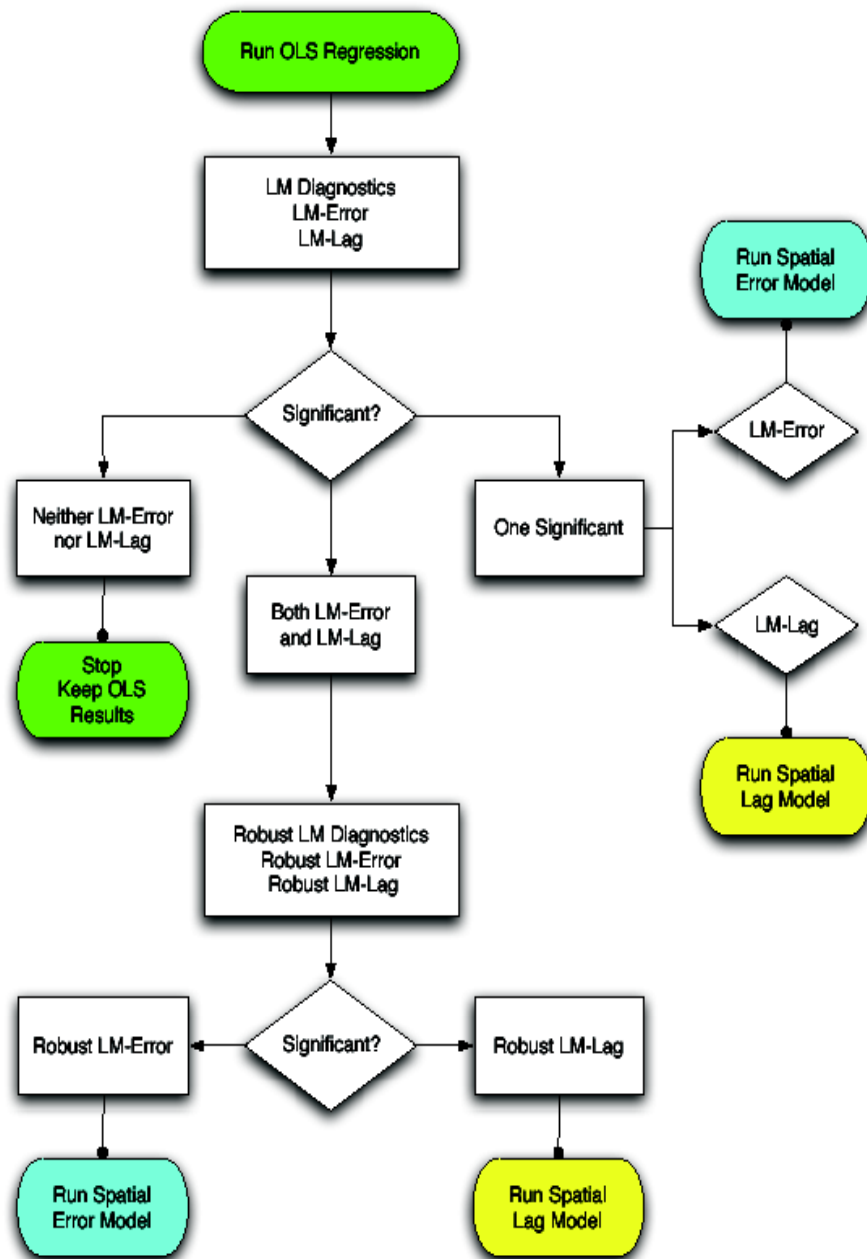


圖 3-2 空間分析模型選擇流程圖

資料來源：Anselin(2005)。

陸、空間異質性

空間異質性討論的是因空間位置變因造成的異質現象，也就是同樣的變項在不同地區的表現可能有所差異。直觀而言，帶來空間異質性的原因有很多，可能來自於不同地理單元的人口數差異，對應特定現象的影響也會有差異，在這樣的情況下，可以透過加權迴歸處理，消弭人口基數所帶來的差異；抑或來自於地域性差異，例如所要觀察的所有樣本橫跨的都市發展程度有巨大差異，造成收入水準、知識水平等有顯著差異；有時則來自於地區的地形差異，例如高山地區、離島地區等，同屬要被觀察的樣本範圍，自變項與依變項在平地大部分地區都顯著，在離島或高山地區卻沒辦法達到顯著。

一般來說，空間異質性的處理方式為 Spatial Chow test 檢定，須特別留意如僅以誤差的 Moran's I 散佈圖，無法判斷是來自於空間自相關或空間異質性所造成。如為前者所造成，將空間變項(WY)加入模型後可以解決；但如果是空間異質性，則須與其他的方式搭配處理。這時便需進一步探討：空間上的變異是來自於何處。

本研究透過研究初期視覺化呈現中不同里之間區間差異，推測解釋對依變項影響，可能存在未知的第三變項，造成解釋變項在不同地區對依變項影響的不穩定性、不一致性。因而，除進行 OLS 分析外，採用 GWR4 進行分析，檢定空間異質性。

第四章 資料與空間探索

第一節 變項的敘述統計



本段落將以基礎統計應用，分析台北市各里兩次選舉得票率變化以及社會住宅政策影響變項，與各個控制變項間的關係。

首先，以基礎統計搭配 Geoda 繪圖，探索依變項與解釋變項及各控制變項間的關係。從圖 4-1 中散佈圖可以看出依變項與解釋變項之關係，縱軸為依變項(兩次選舉得票率差)，橫軸為解釋變項(社會住宅距離變項)，模型 $p\text{-value} = 0.000 < 0.001$ ，在統計上達顯著水準。亦即，社會住宅政策變項對於兩次選舉得票率差具有解釋力。進一步，趨勢變化為正向關係，可知距離社會住宅越近的里，選票流失較少；反之，選票流失較多。

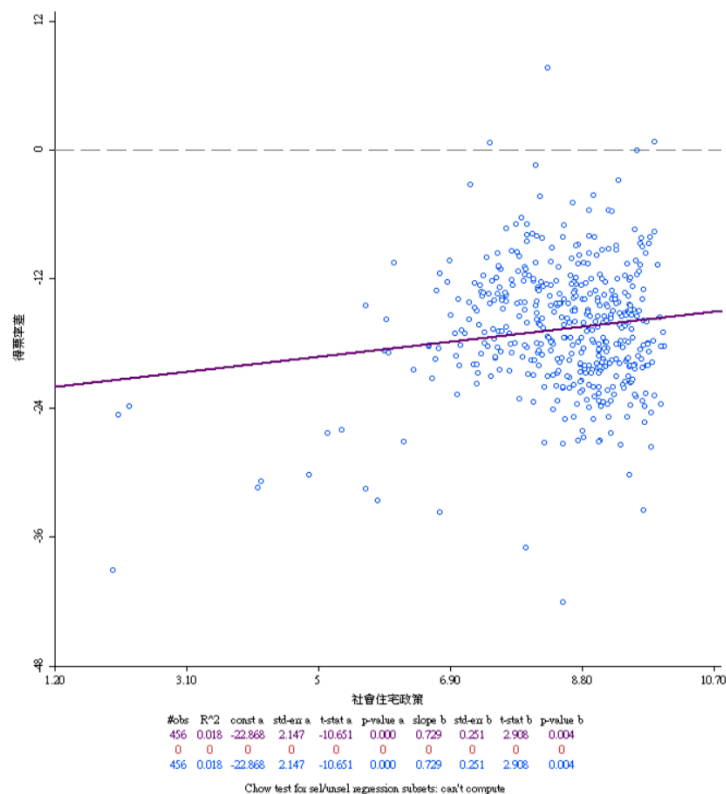


圖 4-1 社宅政策變項與得票率變化簡單相關圖

吳重禮、譚寅寅、李世宏(2003)研究指出，族群認同、各地區經社背景變項、教育程度、人口特性等等對於選民投票決策行為上也具有相當的影響力。換言之，若僅以解釋變項依變項之影響做為論述結果，並未考量其餘控制變項對於個體選民在投票行為決策對於得票率變化的影響，會在解釋上產生謬誤。因而我們接續探索不同控制變項與依變項間關係，找出對依變項有潛在影響力之變項。

表 4-1 以簡單迴歸形式，顯示每一控制變項與依變項關係。可以得出原住民對依變項未達顯著；教育程度、扶養比、所得、人口密度、首投族、外省籍、房價對依變項具有正向顯著影響；性別比、年齡、閩南籍、版圖效果對依變項有負向顯著影響。後續進行多變項迴歸模型中，將各變項納入模型予以控制。

表 4-2 為本次研究變項相關矩陣，表中的數值為變項間的相關係數，用以確認各變項間共線的狀況。所謂共線性(colinear)指的是，在進行多元線性迴歸時，若自變項間彼此相關性過高時，造成主要影響變項效果受到不良影響。由於變項與變項之間，若關聯性高會影響對依變項的效果，進而使原本顯著的部份變項變得不顯著；近一步也會使模型判讀上更難確立實際對依變項造成影響的變項為何。因此，在進行多變項迴歸模型建置之前，先對變項間進行檢定，找出具有共線性問題的變項，在進行解釋時須更加謹慎面對。一般而言，自變項之間絕對值超過 0.8 時，代表可能存在共線性問題。所得與教育程度相關係數為 0.87、閩南籍與外省籍相關係數為-0.78(取絕對值後接近 0.8)，在做後續分析時須特別留意共線性問題。

上述變相間關係探索，並未能直接指涉變項間有顯著影響，僅能看出變項間變化趨勢。後續仍需透過迴歸模型建立以更嚴謹確立變項間關係。初步而言，可以得知解釋變項與依變項間為正向變化趨勢，代表社會住宅對選舉應有助益。

表 4-1 依變項與控制變項之散佈圖

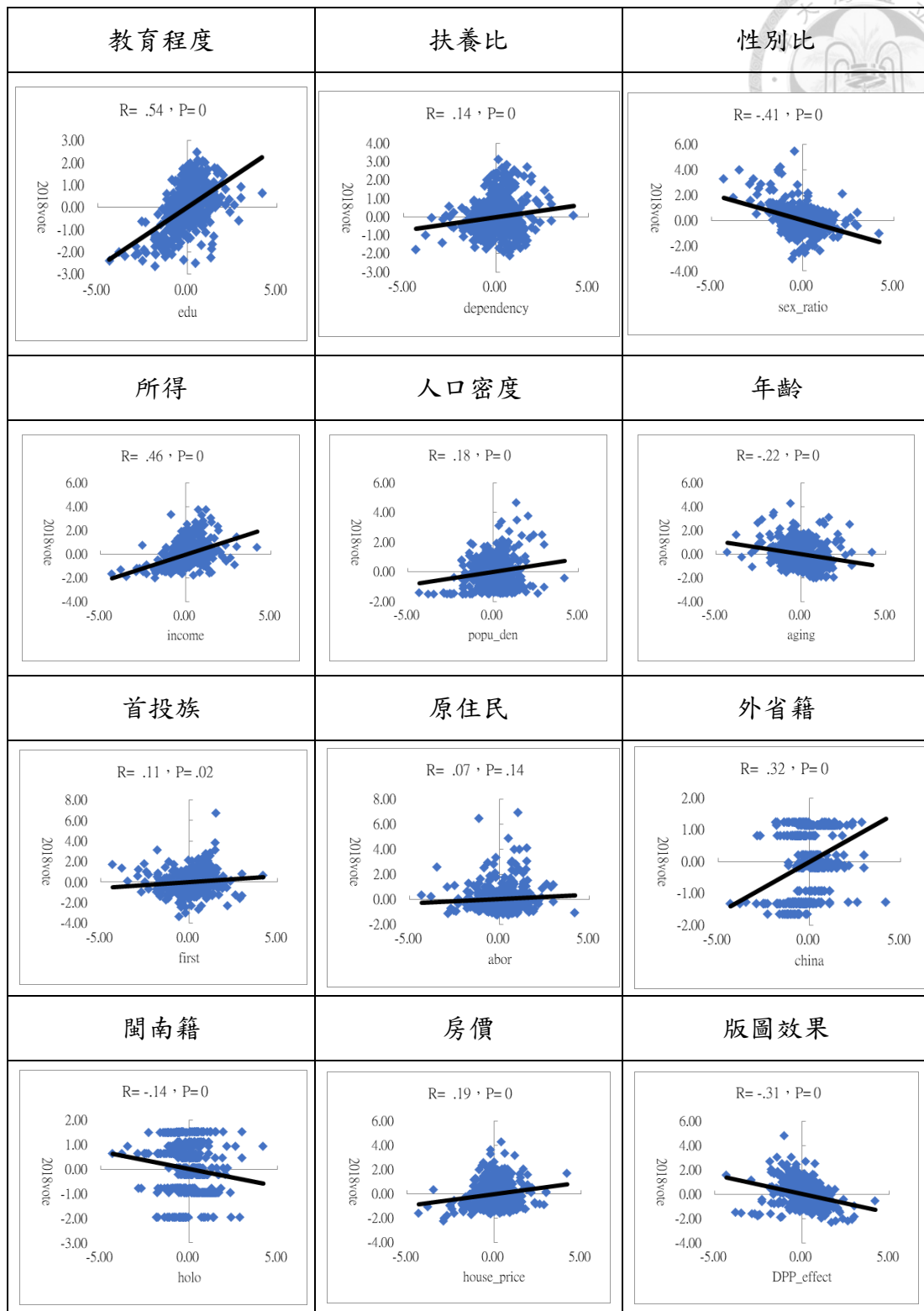


表 4-2 變項相關矩陣

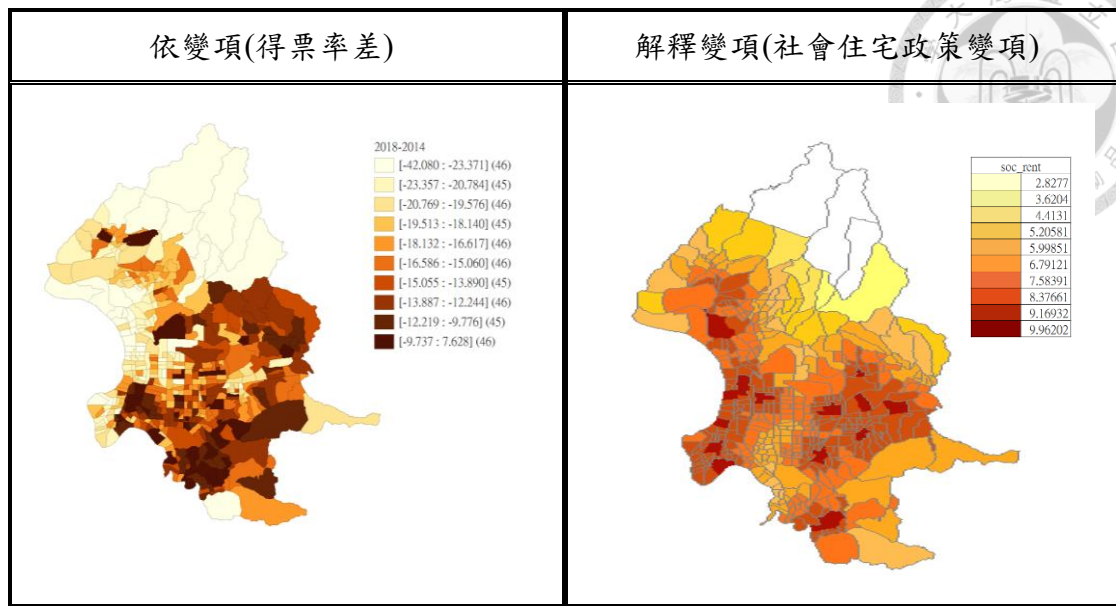
	依變項	社會住宅 政策	教育程度	扶養比	性別比	所得	人口 密度	年齡	首投族	原住民	外省籍	閩南籍	平均 房價	版圖 效果
依變項	1													
社會住宅 政策	.14***	1												
教育程度	.54***	-.08*	1											
扶養比	.14***	-0.06	.59***	1										
性別比	-.41***	-.17***	-.63***	-.32***	1									
所得	.46***	-.17***	.87***	-.54***	-.45***	1								
人口密度	.18***	.35***	.17***	.22***	-.28***	0.04	1							
年齡	-.22***	-.08*	-.25***	-.09*	.12**	-.41***	-0.01	1						
首投族	.11**	-.15***	-0.04	-.35***	.15***	0.06	-.15***	-.41***	1					
原住民	0.07	0.06	-.36***	-.41***	.2***	-.28***	-.17***	-.08*	.21***	1				
外省籍	.32***	0.05	.19***	.17***	-0.04	.17***	.16***	-0.04	.09*	-0.06	1			
閩南籍	-.14***	-0.03	.15***	.23***	-.11**	.1**	-0.04	0.03	-.24***	-.09*	-.78***	1		
平均房價	.19***	0.04	.63***	.6***	-.45***	.54***	.19***	-0.01	-.27***	-.33***	-0.01	.33***	1	
版圖效果	-.31***	.16***	-.15***	-.19***	0.05	-.11**	.1**	-.19***	.08*	0	-.14***	0.01	-.11	1

第二節變項的空間探索

本節呈現本次研究各項變項的空間資料。首先，繪製 2018 年與 2014 年兩次台北市長選舉柯文哲得票率差的空間分布圖與得票率差的標準差空間分布圖，如表 4-3。由於兩次選舉民進黨是否推派候選人的時空背景差異，大部分里在得票率部分多為下降，這部分在前列章節中已敘明。表 4-3 左圖可以看出，淺色區為大同區、北投區、士林區、內湖山區各里，代表著經過四年執政後，選票流失情形較為嚴重；相較之下，深色區位於西南側萬華區、中正區、內湖平地、南港區、文山區各里，選票流失相對較少，說明柯文哲擔任台北市市長期間帶來較高施政滿意度。初步來說，西南區、南區各里對柯文哲四年的執政結果相對較為滿意。

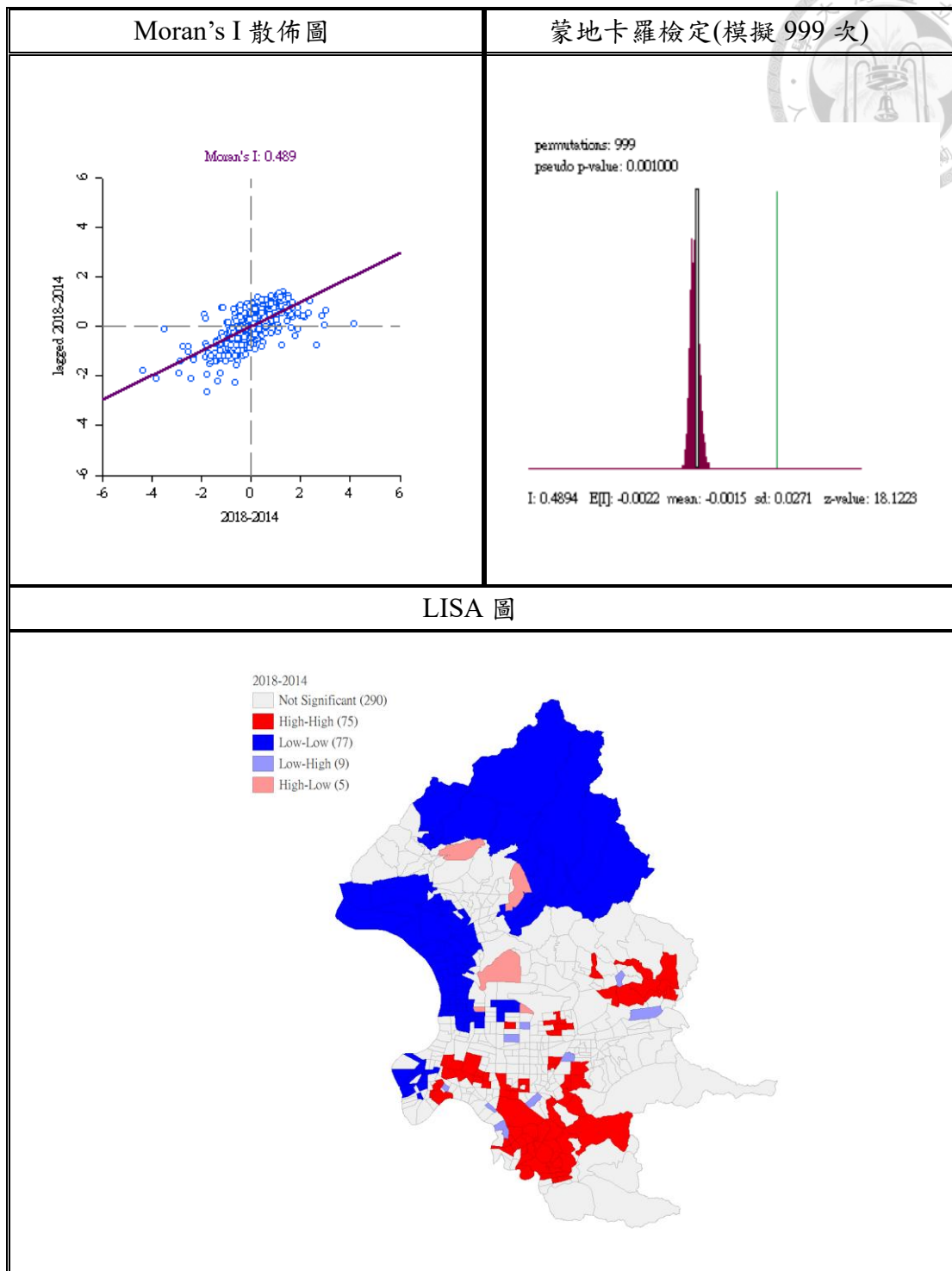
表 4-3 右圖呈現解釋變項空間分佈圖，衡量的項目為「各里中心點與最鄰近該里社會住宅距離值(並依照變項操作型定義方式轉換)」，顏色越深變項值越大，推論該里受社會住宅影響程度越大；反之，影響程度越低。北投區各里幅員較大，越靠近山區的里普遍與最近社會住宅距離大，影響程度低。另外，中正區與大安區部分里同樣歸屬於淺色區，與前面章節社會住宅分佈圖交叉比較，推論是這兩區在 2014 年至 2018 年任期內無社會住宅規劃、開工、完工等。內湖區、南港區、萬華區、大同區、士林區、松山區等所包含里則分佈較多深色的里，推測受社會住宅影響更多，若存有鄰避效應、迎毗效應也更明顯。

表 4-3 依變項與解釋變項空間分佈圖



前述的結果，顯示出本研究關注的依變項與解釋變項，有著空間聚集的潛勢，亦即值得我們進一步探索是否在統計上也有空間自相關的鄰近效應。透過表 4-4 左上圖可以得出 Moran's I 值為 0.489、右上圖得出蒙地卡羅模擬 999 次檢定，p 值為 $0.001 < 0.05$ ，在統計上達顯著水準。就此結果而言，可以證實觀察值具有高度自相關的特性，各里間在投票行為會受到鄰近地區的接觸、互動等所影響。空間的鄰近效應在後續迴歸模型的建置中需要被考慮。最後便是表 4-4 下圖 LISA 圖，呈現的是每個里與鄉鄰近的里在得票率差上的高低關係。

表 4-4 依變項空間自相關檢定



第五章 迴歸分析

第一節 最小平方迴歸分析



本節以迴歸模型中最基礎的最小平方迴歸法(OLS)建構模型，探討社會住宅距離與得票率差關係。最小平方迴歸法具有以下幾個重要基本假設：誤差呈現常態分配並且具有同質性、誤差不存在自相關且彼此獨立、樣本彼此間無差異性。雖社會科學研究中，個體性不可能毫無差異性，但本段落先假設作為觀察值之台北市 456 個里彼此間並無差異。

有關最小平方迴歸法建構模型，採取逐步迴歸法分析，固定依變項均為觀察值兩次選舉柯文哲得票率差，解釋變項均為研究主要觀察「社會住宅距離」變項。建構模型時，考量其他可能影響之控制變項，逐步納入模型觀察。放入次序為：經社背景變項、族群變項、各里平均房價變項及民進黨政治版圖效果。

在進行上述逐步迴歸分析前，先針對本次經社背景變項、首投族及族群變項對依變項影響多元迴歸模型，如表 5-1。考量第四章第一節共線性問題，將經社背景變項中所得及族群變項中閩南人變項排除。

從表 5-1 中可以看出，整體模型解釋力達 45.8%。在變項部分說明如下：

首先是經社背景變項。教育程度對柯文哲得票率差有正向顯著影響，說明柯文哲支持者中，有較高比例為教育程度較高者。扶養比變項則對柯文哲得票率差為負向顯著影響，說明人口結構組成中，青壯年比例越低的地區(相對應老人及幼童比例越高)，對於柯文哲支持度偏低，亦即，青壯年人口比例越高地區，扶養比較低，青壯年負擔比例也相對低，傾向支持柯文哲。性別比則對柯文哲得票率差有顯著負向影響，代表人口組成比例中男性較高地區，對於柯文哲支持度相對較低；換言之，可歸結出女性比例較高地區對柯文哲支持度較高(但並非非常顯著)。年齡變項對柯文哲得票率差並無顯著影響。

接著是人口結構與族群變項部分。人口密度對柯文哲得票率差有正向顯著影響，說明人口密集區域，對柯文哲支持度較高。族群變項部分，原住民變項對柯文哲得票率差有正向顯著影響，說明原住民比例高的里更傾向在 2018 年選舉結果中投票給柯文哲。外省籍族群相較於客家人族群而言，對柯文哲得票率差有正向顯著影響，說明外省籍族群以客家人族群為參照基礎下，更傾向票投給柯文哲。首投族部分，則對柯文哲得票率差無顯著影響。

上述可歸結出「教育程度較高、扶養比越低、女性為主地區」對於柯文哲得票率差較有顯著正向影響。回溯柯文哲曾在公開場合提出以下言論¹⁷：「民眾黨很像新加坡的人民行動黨，是菁英政黨，如果規定有念大學的才有投票權，那民眾黨一定贏。」，雖後續有其他政黨予以反駁，但上述實證結果佐證本次選舉中台北市各里相對高學歷地區傾向投給柯文哲。另一部分，柯文哲在公開場合時有對政策論述比喻言論引發輿論，比如：在 2017 年 5 月份赴議會民進黨團報告容積代金政策，會議中提及政府徵收公設保留地「哎呀！這就是被強暴的比被誘姦的便宜¹⁸」；2018 年 8 月於「一日幕僚」線上公開直播節目提及「那天如果人很多，就其中抽 10 個，請大牛跟學姊(此指台灣民眾黨黃靜瑩)陪他們吃飯，這應該可以辦一個促銷活動」，事後被解讀為物化女性¹⁹；2018 年 10 月在談及日本女性化妝習俗時，指稱「不像我們台灣有些女性同胞會直接上街嚇人」，事後遭抨擊時更稱「那個是失言啦，就這樣啦²⁰」帶過此議題。上述列舉言論發生時間接近 2018 年台北市市長選舉，反對方時常以此作為柯文哲不尊重女性族群攻訐論點。然而，

¹⁷ 資料來源：林淑媛(2024 年 2 月 4 日)。〈柯文哲稱若念大學才能投票民眾黨一定贏 藍綠批歧視〉。中央通訊社：<https://www.cna.com.tw/news/aip/202402040068.aspx>。

¹⁸ 資料來源：劉建邦(2017 年 5 月 11 日)。〈柯文哲用強暴誘姦比喻政策 幕僚：白目〉。中央通訊社：<https://www.cna.com.tw/news/alog/201705110177.aspx>。

¹⁹ 資料來源：方炳超(2018 年 8 月 1 日)。〈「點閱破千萬陪吃飯」遭批物化女性 柯文哲：標題剩學姊，大牛都不見〉。風傳媒：<https://www.storm.mg/article/470927>。

²⁰ 資料來源：陳妍君(2018 年 10 月 20 日)。〈指有些台灣女性出門不化妝 柯文哲：是失言〉。中央通訊社：<https://www.cna.com.tw/news/alog/201810200199.aspx>。

實證結果說明，女性比例較高地區相較於女性比例較低地區更傾向支持柯文哲，即使有新聞媒體對於上述性別爭議言論報導，就選舉結果而言並未造成顯著影響。

人口密度在實證分析中得到正向顯著影響結果，推論柯文哲支持傾向與人口聚集區域有關。此一結果可衍生出空間自相關討論。人口密度越高，可推論人與人之間交流機會相較於人口密度低的區域更為頻繁，進而在政策傳達、價值觀交流等機會更多。另外，這一發現同時指出柯文哲經歷 2014 年至 2018 年第一任台北市市長執政後，在人口密度高(鬧區)地區對於柯文哲施政認同度較高，可初步推論柯文哲在施政方向上，較多資源與政策分配於人口稠密。柯文哲第一任任期內主要政績²¹：東區及西區門戶計畫延續、親子共融遊戲場、推動改建市場、推動舊城區都更、推動公托、社會住宅等，相對較多發展於人口稠密都市地區。

雖柯文哲第一任期間無明顯族群政策，但族群變項達顯著水準影響，可觀察後續選舉中是否此一趨勢有變化。

年齡比例及首投族部分，在本次實證分析結果中年齡變項均未得到顯著影響結果。雖文獻探討章節中許多過往研究指出青年族群傾向支持柯文哲，也指稱首投族為柯文哲政治基礎，推論可能原因為：2014 年選舉民進黨除並未推派候選人外，多此公開指稱「全力輔選柯文哲參選台北市市長²²」，並於 2014 年 6 月 16 日由民進黨內在野整合協調小組與當時無黨籍參選人柯文哲確立輔選架構²³。此舉除使民進黨與柯文哲合作關係確立，同時具有昭告民進黨支持者 2014 年台北市市長選舉投票給柯文哲作用。相形之下，2018 年民進黨推派姚文智參選台北市市長，等同 2014 年台北市市長選舉中民進黨支持者選票轉移柯文哲的現象在

²¹ 資料來源：陳冠宇(2019 年 12 月 30 日)。〈柯粉發威！秀出 32 項柯文哲政績〉。愛傳媒：<https://tw.news.yahoo.com/%E6%9F%AF%E7%B2%89%E7%99%BC%E5%A8%81-%E7%A7%80%E5%87%BA32%E9%A0%85%E6%9F%AF%E6%96%87%E5%93%B2%E6%94%BF%E7%B8%BE-214000217.html>。

²² 資料來源：陳佳鑫、張梓嘉、林志堅、彭耀祖(2014 年 6 月 18 日)。〈民進黨不提名參選北市長全力助柯〉。公視新聞網：<https://news.pts.org.tw/article/271700>。

²³ 資料來源：民主進步黨新聞中心(2014 年 6 月 16 日)。〈2014 台北市長在野整合協調小組新聞稿〉。<https://www.dpp.org.tw/media/contents/5911>。

2018 年回歸至民進黨姚文智參選人。因而，推測過往青年族群及首投族對於柯文哲青睞的現象，有一部分來自於民進黨支持者於 2014 年將本來要投給民進黨候選人的票投給柯文哲；而 2018 年選舉結構變化使青年族群、首投族等由民進黨參選人與柯文哲兩邊分票，最終導致本次選舉柯文哲年輕族群及首投族得票率流失，因而兩變項均不顯著。

表 5-1 部分控制變項與依變項迴歸模型

依變項：2018 年與 2014 年得票率差	
變項	係數值
Constant	-80.828*** (8.98)
教育程度	11.704*** (1.04)
扶養比	-0.191*** (0.04)
性別比	-0.080* (0.04)
人口密度	0.000*** (0.00)
年齡	-0.005 (0.01)
首投族	-0.036 (0.27)
原住民	3.468*** (0.54)
外省籍	0.404*** (0.06)
模型檢定	
Adjusted R ²	0.458
p-value	0.000***
顯著水準：p<0.01***、p<0.05**、p<0.1*。()內為標準誤。	

接著，將解釋變項與本次研究控制變項依序加入模型中，如表 5-2，分別列出模型一至模型四逐步迴歸分析結果。

表 5-2 逐層迴歸分析報表

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Constant	-87.653*** (10.32)	-93.575*** (11.56)	-99.333*** (10.08)	-86.712*** (9.49)
社會住宅政策	0.742*** (0.23)	0.627*** (0.21)	0.692*** (0.21)	0.813*** (0.20)
控制變項				
教育程度	12.311*** (1.10)	12.238*** (1.05)	13.353*** (1.13)	12.604*** (1.05)
扶養比	-0.231*** (0.04)	-0.175*** (0.04)	-0.139*** (0.04)	-0.189*** (0.04)
性別比	-0.020 (0.05)	-0.054 (0.04)	-0.059 (0.04)	-0.056 (0.04)
人口密度	0.000* (0)	0.000* (0)	0.000* (0)	0.000*** (0)
年齡	-0.007 (0.01)	-0.002 (0.01)	0.000 (0.00)	-0.009* (0.01)
首投族	-	0.134 (0.27)	0.094 (0.27)	0.049 (0.25)
原住民	-	3.391*** (0.53)	3.360*** (0.53)	2.829*** (0.49)
外省籍	-	0.387*** (0.06)	0.354*** (0.06)	0.294*** (0.06)
平均房價	-	-	-0.043*** (0.02)	-0.041*** (0.02)
版圖效果	-	-	-	-3.694*** (0.44)
模型檢定				
Adjusted R ²	0.369	0.467	0.474	0.546
p-value	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
顯著水準：p<0.01***、p<0.05**、p<0.1*。()內為標準誤。				

模型一首先納入經社背景變項，模型 $p\text{-value}<0.01$ 達顯著水準，解釋力達 36.9%，解釋變項對依變項達顯著水準($p\text{-value}<0.01$)，且為正向影響，說明普遍的情況下社會住宅距離越近的里，對選舉有正向幫助。整體角度來說，模型一控制經社背景因素對於選民影響後，社會住宅距離對選民具有顯著正向影響。另一方面，也得出教育程度及人口密度對依變項有正向顯著影響(人口密度顯著程度較弱)；扶養比對依變項有負向顯著影響；性別比、年齡則無顯著影響。這部分與上述控制變項對依變項模型中大致吻合，惟性別比從原本的 $p\text{-value}<0.1$ ，變為不顯著，推論原本性別比對得票率差負向顯著影響微弱，受到社會住宅正向影響削弱後，變為不顯著影響。

模型二在模型一基礎上再加入族群變項及首投族比率予以控制，模型 $p\text{-value}<0.01$ 達顯著水準，解釋力達 46.7%，解釋變項對依變項同樣達顯著水準($p\text{-value}<0.01$)，代表社會住宅距離能有效解釋柯文哲得票率變化。惟，模型二加入族群變項予以控制後，自變項係數值下降(自 0.742 下降至 0.627)，推測在模型一中未控制族群變項影響而有高估解釋變項影響情形。而控制變項部分，顯著情形相同，但係數下降，推測也是族群變項加入前，對得票率差變項解釋程度有部分被高估情形。

模型三則是在模型二基礎上，再加入平均房價變項予以控制。由於社會住宅與房價議題息息相關，房價因素往往也影響選民決策過程，因而在這層模型中加入房價變項。結果得出模型 $p\text{-value}<0.01$ 達顯著水準，解釋力達 47.3%，解釋變項對依變項同樣達顯著水準($p\text{-value}<0.01$)，代表社會住宅距離能有效解釋柯文哲得票率變化。解釋變項係數值自 0.627 提升至 0.692，推測控制住平均房價變項影響後，社會住宅政策變項對得票率差變項影響程度更為提升，後續可就此進行異質性分析。平均房價變項對得票率差變項為負向顯著影響，代表房價越高的地區，越不利得票，此部分推測平均房價低的地區，也更為支持柯文哲推動社會住宅政策，且對於柯文哲施政期待在於抑制房價。

模型四則是在其他控制變項外，將版圖效果加入模型予以控制。由於民進黨僅參選 2018 年，在解釋上勢必須予以控制，以免選舉結構差異干擾解釋變項對依變項影響。結果得出模型 $p\text{-value} < 0.01$ 達顯著水準，解釋力達 54.6%，相較於加入其他控制變項，民進黨版圖效果加入後解釋力明顯提升。平均房價變項對依變項為負向顯著影響；解釋變項對依變項同樣達顯著水準($p\text{-value} < 0.01$)，且係數值自 0.692 上升至 0.813。推測未控制版圖效果影響時，解釋變項對依變項影響效應被抵銷，且解釋變項與版圖效果變項第四章第一節中相關性低，推測版圖效果未控制的情況下，會抑制社會住宅政策變項對得票率差影響效果。在其他控制變項上，也因為加入版圖效果而有係數值的變化。值得一提的是，控制變項中人口密度顯著性提升、年齡則首次成為顯著影響變項。推測控制版圖效果下，人口稠密地區及年齡對柯文哲選舉得票率差影響效果便更為明顯。

從上述四個模型可以看出鄰近社會住宅對於選舉有正向影響效果，可有效避免選票流失。表 5-3 呈現在控制相關變項的模型四空間診斷結果。

表 5-3 逐層迴歸模型四空間診斷結果

	MI/DF	Value	p-value
Moran's I (error)	0.1674	6.8794	0.000***
LM (lag)	1	52.4941	0.000***
Robust LM (lag)	1	15.5527	0.000***
LM (error)	1	37.5217	0.000***
Robust LM (error)	1	0.5802	0.446

得出除 Robust LM (error)未達顯著水準，其餘均達顯著水準。首先，Moran's I 值達顯著水準，代表誤差在空間分布上並非隨機。接著，有關 SLM 模型，LM (lag)值達顯著水準，代表在模型中增加代表空間鄰近效應變項相較於 OLS 有所影響；Robust LM (lag)值達顯著水準，代表 SLM 模型中去除鄰近效應變數有所

影響。而 SEM 模型部分，LM (error)值達顯著水準，代表 SEM 模型中對誤差修正相較於 OLS 有所差異；Robust LM (error)值未達顯著水準，則說明去除誤差修正項對於模型無顯著影響。

透過逐步迴歸分析方法，依序將預期對投票行為具有影響之變項納入模型中予以控制，同時解釋力也逐步提升。接著，對於逐層迴歸殘差進行 Moran's I 檢定及蒙地卡羅檢定，如圖 5-1 及圖 5-2，得出誤差蒙地卡羅檢定 $p\text{-value} < 0.01$ 達顯著水準，Moran's I 值為 0.167，說明存在顯著的空間自相關，OLS 誤差項非獨立。具體方法為將空間因素納入模型考量。選舉結果是執政團隊政策方針最直接的檢核，而投票行為往往綜合複雜、多元、理性與不理性因子，因而也容易有鄰近地區交互影響的現象存在。基於誤差獨立性與投票行為受地方脈絡、鄰近地區交互影響現象，本文以兩個空間迴歸分析模型對原始模型做修正，分別是將鄰近效應作為一個變數加入模型的 SLM，以及拆解誤差項的 SEM。

本節透過迴歸分析方法，初步看出社會住宅政策迎毗效應及鄰避效應確實存在，並且這樣的心理認知對於柯文哲兩次選舉得票率差距有顯著正向影響。換言之，鄰近社會住宅的里透過社會住宅帶來的正向回饋，進而在投票行為表現中更傾向將選票投給柯文哲。另一部分，社會住宅政策變項在納入族群變項後係數值下降，推論同為正向影響的族群變項加入前，社會住宅政策變項影響被高估；而控制平均房價及版圖效果時社會住宅政策變項係數值上升，推測未控制此二變項時，社會住宅政策變項對得票率差影響被干擾、削弱。

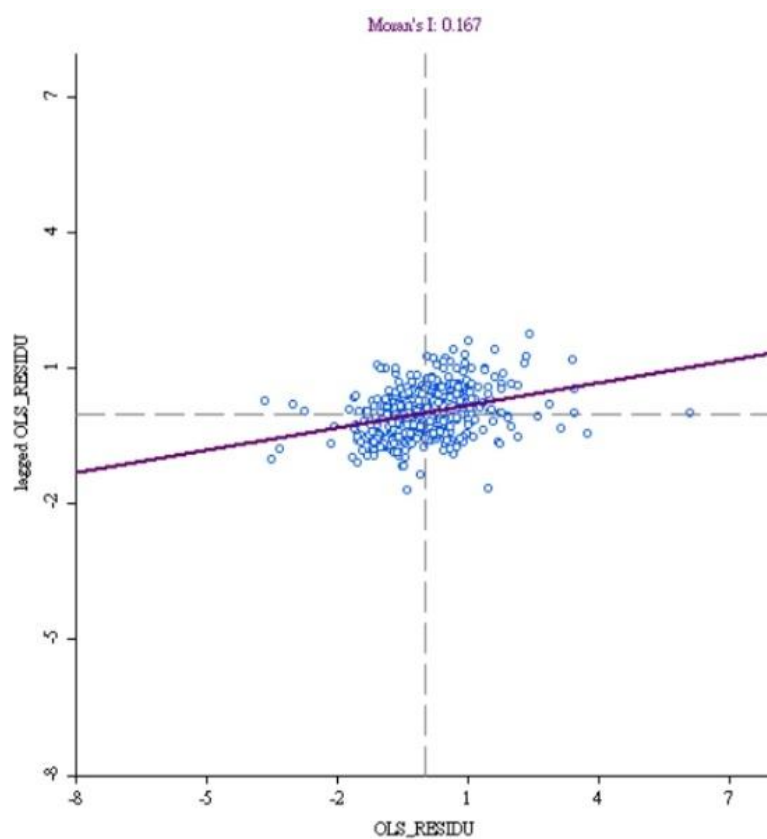


圖 5-1 逐層迴歸殘差 Moran's I 散布圖

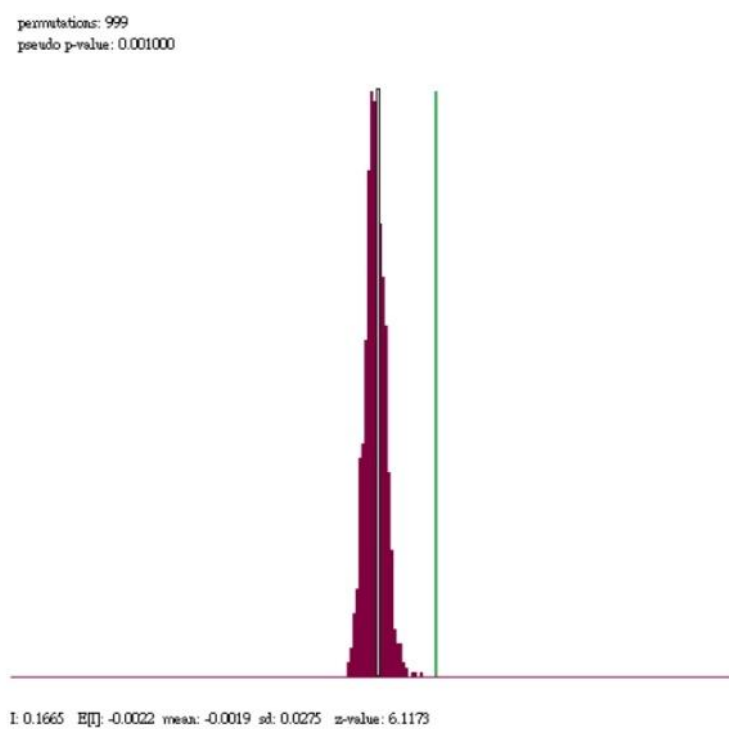


圖 5-2 逐層迴歸殘差與蒙地卡羅檢定圖

第二節 空間迴歸分析

前述 OLS 模型建立，是假定台北市 456 個里彼此具有同質性，誤差彼此獨立。實際上，現實世界中鄰近地區往往因生活空間相近、交流更為頻繁，投票行為會受鄰近地區影響。雖整體迴歸模型得出社會住宅距離對選舉有正面幫助，但各里仍可能存在差異性。上一節進行空間誤差自相關檢定，誤差的蒙地卡羅值 $p\text{-value} < 0.01$ 顯著結果，證實存在空間自相關情形。因此，本節透過兩個空間迴歸模型：空間落遲模型(SLM)及空間誤差模型(SEM)，將誤差的影響從空間效應中區別出來，嘗試了解依變項的變化是否會受到鄰近地區影響；同時，兩個模型的結果也希望能看出解釋變項是否同樣有顯著正向影響。

SLM 是假定上述誤差自相關來自於鄰近效應影響，因而在模型中新增一個代表鄰近效應的變數(Wy)；SEM 則是對空間誤差進行進一步分析、校正。表 5-4 中列出三個模型，分別是傳統迴歸模型及考慮空間影響的兩個模型。

首先，SLM 模型中加入空間變數 Wy 達顯著水準($p\text{-value} < 0.01$)，解釋變項仍對依變項具有顯著正向影響，惟係數相較於 OLS 而言，從 0.813 下降至 0.552。由於加入 Wy 變項後，原本解釋變項對於依變項變化的變動效果有許多被 Wy 變項吸收，亦即，解釋項因 Wy 加入後邊際貢獻降低。在原本的 OLS 模型中，解釋變項對依變項影響是純粹的；但加入 Wy 之後，解釋變項對依變項影響部分會分到鄰近效應下間接影響效果，因而導致係數值下降。依據 SLM 結果可推論社會住宅距離越近一個單位，有助於減少選票流失 0.552%。從模型中可以看出，控制變項係數絕對值普遍均下降，說明選民在其他變項上也受到鄰近效應影響。惟，平均房價係數絕對值是上升的，可能的原因是平均房價對得票率差影響是較為區域性的，考慮鄰近效應後，更凸顯平均房價對得票率差直接影響。對於 Wy 係數值可解讀為當鄰近地區得票率變化每增加一個單位，當地里減少選票流失約 0.364%。SLM 可以做為存在鄰近效應的有力證據。

SEM 模型直接對於 OLS 誤差項進行空間校正，認為鄰近效應是呈現在誤差項且難以被量化或無法觀測的第三變項(Wu)，透過修正後以讓誤差項符合 i.i.d.。表 5-4 結果顯示 Lambda 值達顯著水準($p\text{-value}<0.01$)，解釋變項對依變項具有顯著正向影響，係數值較 OLS 下降一些，說明存在遺漏的空間相關變項造成高估解釋變項對依變項影響；亦即，有與社會住宅政策相關、相同影響方向未知變項在 OLS 當中被吸收進去社會住宅政策變項影響力中。當社會住宅距離越近一個單位，有助於減少選票流失約 0.64%。換言之，社會住宅距離越鄰近的地區，經過四年施政後對於柯文哲更有可能較為支持。而修正誤差項的空間變項達顯著(係數值 0.415)，說明存在著某種具有空間屬性的變項帶來異質性。

表 5-4 空間迴歸分析報表

	OLS	SLM	SEM
Constant	-86.712*** (9.49)	-59.026*** (9.59)	-77.706*** (9.86)
社會住宅政策	0.813*** (0.20)	0.552*** (0.19)	0.638** (0.26)
控制變項			
教育程度	12.604*** (1.05)	9.779*** (1.07)	11.722*** (1.10)
扶養比	-0.189*** (0.04)	-0.149*** (0.04)	-0.172*** (0.04)
性別比	-0.056 (0.04)	-0.062 (0.039)	-0.061 (0.041)
人口密度	0.000*** (0.00)	0.000** (0.00)	0.000** (0.00)
年齡	-0.009* (0.01)	-0.008** (0.00)	-0.011** (0.00)
首投族	0.049 (0.25)	-0.146 (0.24)	-0.219 (0.25)
原住民	2.829*** (0.49)	2.073*** (0.47)	2.234*** (0.50)
外省籍	0.294*** (0.06)	0.160*** (0.06)	0.286*** (0.08)
平均房價	-0.041*** (0.02)	-0.047*** (0.01)	-0.042*** (0.02)
版圖效果	-3.694*** (0.44)	-3.012*** (0.41)	-3.253*** (0.43)
空間變項及模型比較			
Wy	-	0.364*** (0.052)	-
Lambda(Wu)	-	-	0.415*** (0.06)
R ²	0.557	0.610	0.601
AIC	2554.63	2512.08	2523.37
Schwarz criterion	2604.1	2565.68	2581.08
Likelihood	-1265.32	-1243.04	-1247.683
顯著水準：p<0.01***、p<0.05**、p<0.1*。()內為標準誤。			

最後，對於三種模型進行模型配適度選擇。依循前述章節中 Anselin(2005)所述模型選擇流程。首先是 OLS，雖有 55.8%解釋力，但上一節中得出 OLS 殘差蒙地卡羅檢定達顯著水準，存在誤差空間自相關，需進一步以 SLM、SEM 兩種模型予以修正。

空間因素在選舉研究上具有重要影響力，投票行為往往受鄰近地區相互交流、文化渲染等因素互相影響。本研究透過控制空間效應的作法，分別在 SLM、SEM 模型中得出鄰近效應與空間誤差具有顯著影響力。在選擇最適切的模型上，可比較 AIC 值籍 Schwarz criterion。從表 5-4 可看出 SLM 都相較 SEM 更好(數值更小)，因而採用 SLM 模型作為解釋。以 SLM 模型而言，控制變項中教育程度、人口密度、原住民與外省籍均對依變項有正向顯著影響；扶養比、平均房價、版圖效果則對依變項有負向顯著影響。整體而言，本次研究採用空間資料，且是針對柯文哲台北市市長選舉作為研究客體，本身這些選定的變項屬於友空間依存性的社會現象。透過 SLM 模型得出顯著結果，更進一步證實第四章第二節當中 LISA 圖分析結果。SLM 模型同時考慮解釋變項直接效應與間接(空間傳遞)效應，相較於 OLS 當中僅考慮直接影響，係數值反而下降。這部分如前面所討論，社會住宅政策變項對得票率差直接影響，在考量空間延遲效應下鄰近影響時，被稀釋掉因而導致係數值下降。這說明有部分影響是透過鄰近地區的擴散效應而來。

透過迴歸分析並加入空間因素校正，得出社會住宅確實對選舉具有正面影響效果(距離越近者，選票流失越少)，後續將近一步探討，這樣的整體趨勢是否存在空間異質性？亦即，是否因為不確定的因素帶來差異，因而使不同里在社會住宅因素上，對選舉產生不一樣結果。

在下一小節中在模型中加入房價與解釋變項交互作用影響變項，找出社會住宅距離對選舉影響，是否因所在地區平均房價差異而有所不同。

第三節 交互作用分析

前兩節分別以逐步迴歸分析加入控制變項，及空間迴歸分析方法加入空間因子校正模型，得出控制經社背景變項、族群變項、平均房價、版圖效果等因子後，解釋變項對依變項具有顯著正向影響；同時也得出空間因素影響確實存在。本節就異質性部分延伸討論社會住宅距離對得票率差影響，是否受到其他變項影響而在各里間存在差異性。

表 5-5 針對二個模型予以比較：原始 OLS 模型及加入交互作用項模型。分析結果可以看出，模型中加入交互作用項後，相較於原始模型，社會住宅政策變項與平均房價變相對得票率差均變為不顯著，且交互作用項亦未達統計上顯著水準。

這代表模型中加入平均房價與社會住宅距離交互作用影響後，兩者個別對於依變項不再具有顯著影響力，且兩者交互作用對於依變項也不具顯著影響力。回溯原始模型中，社會住宅距離對依變項為正向影響，平均房價對依變項為負向影響，推測兩者交互作用下對依變項影響相互抵消，致使兩者對依變項影響不再顯著。平均房價變項與社會住宅政策變項共線性程度不高，因而排除考量交互作用後，兩變項與交乘項高度相關致使不顯著情形。也有可能來自於考量交互作用下，社會住宅政策與平均房價對得票率差不再是單獨考量，而須把部份影響因子納入兩者交乘項當中，因而抵銷本身的顯著影響效果。

簡言之，社會住宅對柯文哲得票率影響是正向的，平均房價越高地區對柯文哲得票率影響是負向的；但透過交互作用項加入模型中兩者對柯文哲得票率差影響便不再顯著。這也說明，雖然社會住宅政策有助於柯文哲獲取選票，但在房價高低的影響下，會削弱、抵銷影響力。統計結果回溯現象層面，可以推論各里普遍而言對於社會住宅越近的情況下，越傾向在投票行為決策上選擇支持柯文哲，但受到所在地區平均房價高低而有所差異。當所在地區平均房價較高時，鄰近社會住宅對於選舉的幫助會有所降低，推測平均房價高的地區相較於平均房價低的

地區，對於社會住宅需求度較低，即使沒有排斥社會住宅鄰近在自家周遭，但並不會因為社會住宅政策而顯著提升對於柯文哲候選人支持。

本次結果並未得出平均房價發揮調節效果，但社會住宅與平均房價關聯性仍有其不容忽視重要性。也在接續的章節中，進行空間異質性分析。

表 5-5 加入交互作用項前後 OLS 比較表

	原始 OLS	加入交互作用項
Constant	-86.712*** (9.49)	-86.818*** (10.24)
社會住宅政策	0.813*** (0.20)	0.830 (0.64)
教育程度	12.604*** (1.05)	12.601*** (1.06)
扶養比	-0.189*** (0.04)	-0.189*** (0.04)
性別比	-0.056 (0.04)	-0.056 (0.04)
人口密度	0.000*** (0.00)	0.000*** (0)
年齡	-0.009* (0.01)	-0.009* (0.01)
首投族	0.049 (0.25)	0.049 (0.25)
原住民	2.829*** (0.49)	2.829*** (0.50)
外省籍	0.294*** (0.06)	0.294*** (0.06)
平均房價	-0.041*** (0.02)	-0.038 (0.10)
版圖效果	-3.694*** (0.44)	-3.695*** (0.44)
交互作用	-	0.000 (0.01)
Adjusted R ²	0.546	0.545
顯著水準：p<0.01***、p<0.05**、p<0.1*。()內為標準誤。		

第四節 小結

本章先以逐步迴歸方式，在固定依變項與解釋變項的前提下，逐步將控制變項加入模型中，觀察解釋變項對依變項影響及整體解釋力。在四個階段的逐步迴歸分析中得出解釋變項對依變項具有顯著正向影響，代表普遍而言，台北市 456 個里中與社會住宅距離越近者，對於選舉結果有明顯幫助。

由於最小平方法迴歸是建立在誤差獨立之前提，上述逐步迴歸分析經模型診斷得出誤差並不符合誤差獨立性假設，就過往選舉研究推測誤差來自於空間因素影響。因此，依循空間鄰近效應的理論基礎，越鄰近的地區會相互影響而影響投票決策，在最小平方法迴歸基礎上，對空間自相關變項予以控制，再次檢視解釋變項對依變項影響。

本文以 SLM 及 SEM 兩種空間迴歸模型與傳統最小平方法迴歸模型做比較，透過 AIC、Schwarz criterion 等指標得出 SLM 為最適切模型。其中，無論是 SLM 或 SEM 將空間效應考慮進去原始模型均達成顯著，分別說明鄰近效應確實帶來影響力以及存在雜訊帶來空間異質性。因而本章提出以下結果：

1. 解釋變項對依變項具有顯著正向影響，亦即社會住宅政策帶來迎毗效應，有助於柯文哲在兩次選舉中得票。
2. 控制變項結果：教育程度高、扶養比低、人口密度高、平均年齡低、原住民人口與外省籍人口比例高、平均房價低等對柯文哲兩次選舉得票率差具有顯著影響。
3. 空間鄰近效應具有顯著影響，各里選舉行為與鄰近地區相互影響。
4. 解釋變項對依變項影響存在空間異質性，需進一步探索。
5. 社會住宅政策對得票率差正向影響，並不因所在里平均房價高低差異而有顯著差異。平均房價並無調節效果。

第六章 地理加權迴歸分析



在上一個章節中，透過迴歸分析方法得出社會住宅政策效果對 2018 年台北市長選舉具有正向顯著影響。由於簡單迴歸分析是以觀察值誤差均質性為假設，是一種普遍性結論，僅能指出整體方面台北市 456 個里中社會住宅距離越近對選舉結果越有利的結論。實際上，各里存在個別差異性，從前列章節中依變項分布圖中可看出各里社會住宅的認同感與選舉表現上各有差異；再者，上一章統計結果顯示誤差項存在差異性。因而，本章節進一步探討各里間是否因所處空間、地域性差異，在上述自變項對依變項影響存在差異性。

第一節 參數設定

前一章節中得出社會住宅距離近者對選舉結果有正向顯著影響，本節透過地理加權迴歸之方式，進一步探討個別里是否具有差異性。

地理加權迴歸方法為對於本次研究所選定台北市 456 個里個別為中心，給定座標值後，依據分析範圍內樣本依照距離對於本研究解釋變項(得票率差)予以加權，就此加權結果重新計算後得出新的係數。由於各里存在個別差異性，因而在普遍性結論基礎上，本節重在進一步找出社會住宅政策對得票率變化影響的空間異質現象，「距離」會是重要的加權指標。根據地理學中鄰近者影響越大觀點，各里相對於其他里距離越近者則有較高權重；反之，越遠者影響越小，權重越低。透過上述加權迴歸方式，在原先迴歸分析基礎上，融入距離影響觀點，並嘗試找出空間上的變異性。

本研究透過 GWR4.0 軟體對台北市 456 個里進行估計，並設定相關參數以得出加權迴歸結果。依照結果進行視覺化呈現，以利更快找出異質性現象分布情形。以下說明本次參數設定情形：

1. 地理加權迴歸模型依變項為 2018 年與 2014 年兩次台北市市長選舉柯文哲得票率差。

- 
2. 地區(local)變數：各里社會住宅距離；全域(Global)變數：控制變項(排除平均房價變項)。
 3. 輸入各里中心點座標值(X, Y)(經緯度)，並以球面座標型態作為投影。
 4. 空間權重函數採用高斯適應性(Gaussian adaptive)方法。因各里形狀、邊界、大小有所差異，採用上述方法，加權迴歸頻寬會就里疏密而修正。
 5. 模型妥適性判斷標準，採用 CV 選擇性標準(適用高斯函數)。

第二節 分析結果

經上一小節模型參數設定後，跑出檢定結果結果如表 6-1。首先，在解釋力部分，經地理加權迴歸後提升至 56.59%，相較於全域迴歸模型 55.69% 提升將近 1 個百分點。RSS 值代表殘差平方和，全域模型(6865.396)和 GWR 模型(6725.129)相差 140 左右，說明預測更為準確，且能更精確地捕捉空間異質性；Classic AIC 部份，GWR 模型較全域迴歸模型數值更小，說明地理加權迴歸模型具有更好的適切性；CV 部份也是 GWR 模型數值較小，說明模型通則化解釋能力、預測能力更為優秀。

直言之，GWR 整體模型數值呈現出優於全域模型之解釋能力與預測效果。

表 6-1 全域迴歸模型與地理加權迴歸模型比較

	Global regression	Geographically weighted regression
Residual sum of squares(RSS)	6865.395886	6725.129151
ML based global sigma estimate	3.880167	3.840324
Unbiased global sigma estimate	3.932252	3.894609
-2 log-likelihood	2530.632757	2521.219743
Classic AIC	2556.632757	2548.466140
AICc	2557.456287	2549.368836
BIC/MDL	2610.225164	2604.627676
CV	16.280415	15.913317
R-square	0.556889	0.565942

本研究核心關懷為社會住宅政策是否對選舉有所助益，過往研究中指出社會住宅會因規劃型態、鄰里討論、決策過程、基地規模與戶數等因素，而帶給周遭住民迎毗效應或鄰避效應之結果。換言之，社會住宅座落位置里民的特性等也會導向截然不同的評價與態度。為驗證此一空間異質可能性，本文將地理加權迴歸結果以 Google Earth 軟體繪製，呈現係數值與 t 值如圖 6-1 及圖 6-2。透過視覺化呈現更能清楚看出各里在解釋變項上差異性。

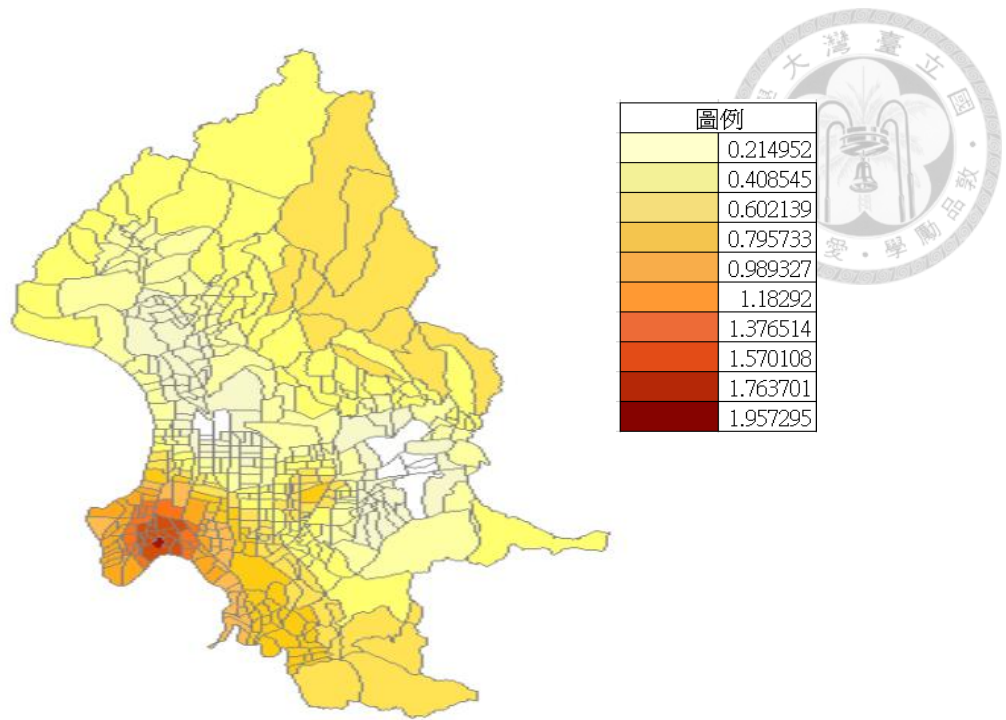


圖 6-1 空間異質性分析解釋變項估計值圖

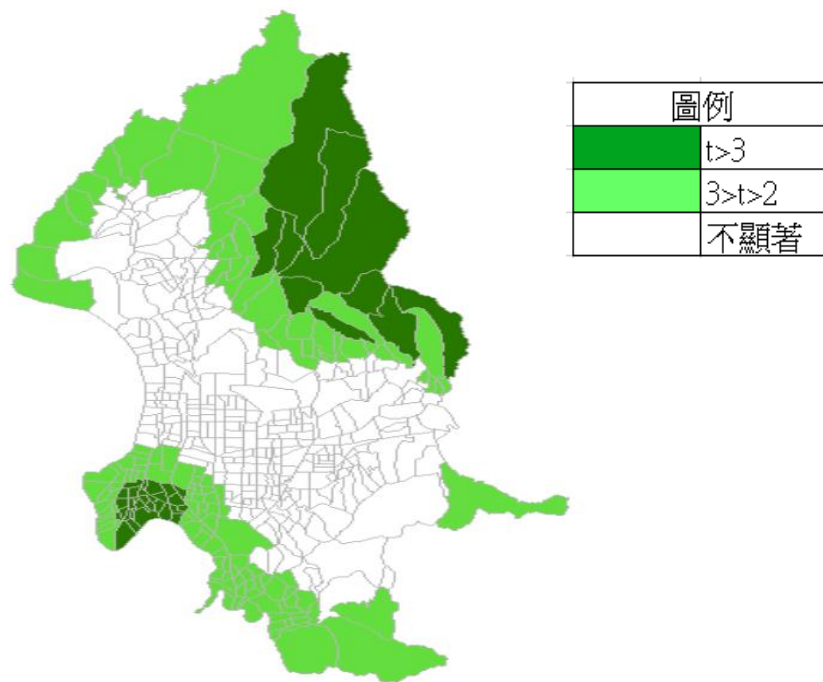


圖 6-2 空間異質性分析解釋變項 t 值圖

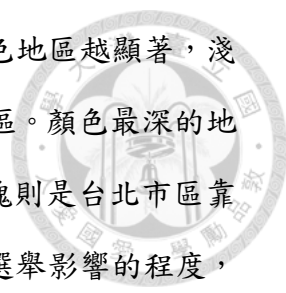


圖 6-1 可以看出解釋變項估計值部分，越接近橘色、深紅色地區越顯著，淺色區則是達顯著水準但強度稍弱；白色區則是未達顯著水準地區。顏色最深的地區位於西南角中正區與萬華區交界區的幾個里；顏色較淺的區塊則是台北市區靠近中山區、大安區、信義區的里。這樣的現象顯示社會住宅對選舉影響的程度，以萬華區與中正區相鄰的幾個里最為明顯。對照實際地圖可看出該處惟萬華區指標的青年公園，猜測附近興建之青年社會住宅改善周遭市容，帶來對選舉助益。而針對核心地區，也是傳統認知中台北市蛋黃精華區的中正區、大安區及部分中山區、信義區、松山區等，帶來較為薄弱的影響力甚至影響力未達統計上顯著水準，推論與本身具有較高房價，居民對於社會住宅規劃意願較低甚至排斥，因而政策推展上成效不如其他地區來的有效。可以此推論，社會住宅推動在青年公園附近的里，在選舉得票效果上是成功經驗，得到在地居民更為熱絡的政策回應效果；反過來說，當社會住宅推動在核心蛋黃地區，即便有推動社會住宅且與這些地區的里距離夠近，在選舉結果反應上並沒有如青年公園周遭里明顯。甚至可以說，有無推動社會住宅，對這些里的選情並非最關鍵影響因子。

圖 6-2 可以看出解釋變項 t 值部分，整體而言，台北市中心地區地里未達顯著水準，說明社會住宅政策在這些地區對於選舉並沒有顯著影響；達顯著水準的里多分布於外圍區塊，比如內湖區、鄰近內湖區之中山區的里、與新北市鄰近之南港區、北投區、萬華區、鄰近萬華區之中正區的里、文山區等地區；其中，又以東北側靠近陽明山地區的里、萬華區青年公園周遭里及北投區關渡里等地區最為顯著。上述社會住宅對選舉有顯著正向影響地區，共通趨勢為台北市向外擴散地區(連接往新北市)，猜測這些里銜接大量通勤人潮往返台北市與其他縣市之間，社會住宅興建增加租屋供給並改善市容，緩解在地通勤時段帶來交通壅塞情形。而中心地區各里未達顯著水準，與解釋變項估計值推論相呼應，核心蛋黃區機能發展成熟、房價水準高，土地做為社會住宅使用常帶來當地居民反彈與排斥，因而政策推行上不容易對選舉帶來明顯幫助。未來在推動社會住宅時，可從各里差

異性角度出發，找出社會住宅在特定里成功經驗，並找出對社會住宅政策回應效果不明顯區域的原因，予以改善。

透過地理加權迴歸之應用，本文得出社會住宅政策在越靠近市中心之里對於選舉結果不具顯著影響；外圍地區與陽明山地區之里則對選舉結果具有顯著正向影響。以上述異質性地理位置分布情形，推測可能來自於平均房價、居住地區開發程度差異等因素。房價愈高或都市發展核心地區，居民對於精華區土地做為社會住宅用途可能有更強烈的排斥感；同時，即便社會住宅規劃興建於這些地區，在地居民對於這樣的政策認同度也相較於其他里更為不明顯。

接著對於第四章交互作用分析結果與本章空間異質性分析結果比較。解釋變項對依變項影響會因所在地區平均房價差異而有削弱效果，社會住宅所在里平均房價高低差異導致距離對於得票率變化影響有所不同。圖 6-3 可初步看出台北市地圖南側及東北側各里平均房價相對較低，在空間異質性分析結果中解釋變項估計值偏高；中間地區(大安區、中正區、信義區、松山區)平均房價較高地區，估計值偏低。雖並非所有地區平均房價分布結果均與空間異質性分析解釋變項估計圖相吻合，但整體趨勢而言，兩者分布情形趨於一致，說明平均房價分布狀況可能是造成解釋變項對依變項影響不穩定因素。雖交互作用分析結果並未得出平均房價對於社會住宅政策變項對依變項影響過程發揮調節效果，惟平均房價分布圖整體分布趨勢與異質性分布情形有所重疊吻合，值得未來再深入研究。

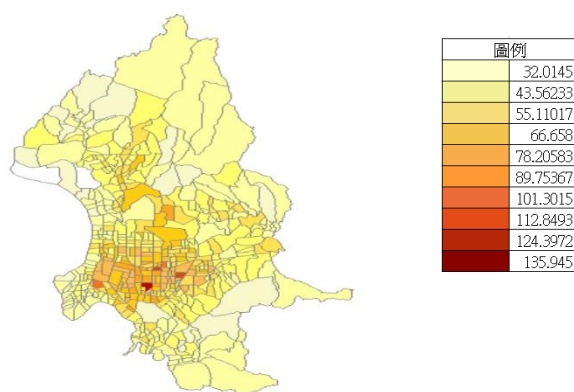


圖 6-3 平均房價分佈圖

第三節 小結

本章透過地理加權迴歸方式，延續第五章對於空間異質效果探索，以「社會住宅距離」作為地區變項，對於原先建構模型進行空間異質性分析。

從 GWR4.0 軟體操作結果得出，社會住宅距離變項對選票變化影響確實具有因地而異的分布情形。亦即社會住宅對選票影響並非均質性，會因所在地區而有所變異，印證本研究第二假設預期。進一步剖析各里分布情形，可看出整體趨勢而言，越靠近核心區的里，社會住宅距離對選票影響未達統計上顯著水準；而靠近外圍(與新北市相連接)的里，社會住宅距離對選票影響達統計上顯著水準。其中，影響最為顯著的幾個里集中在萬華區與中正區交界青年公園周遭，可初步推論該地區選票受社會住宅政策幫助較為明顯。

然而，透過地理加權迴歸方法得出的結果僅說明存在未知的雜訊，造成社會住宅距離對選票影響結果不一致、不穩定。至於上述雜訊確切為何，仍需進一步深究。社會科學研究往往與現實世界有密切關聯性，因而存在許多差異性，舉凡所得差異、都市規劃、就業人口組成等，均可能造成社會住宅距離在不同地區對選舉影響有所差異。無論是「空間鄰近效果」或「空間異質性」，均說明空間效應在社會住宅距離變項上具有影響，如僅以調查研究法發問卷、電話訪問等研究方法，均有可能因忽略空間效應而產生偏誤。

透過平均房價變項分布圖與空間異質性分析結果相互比較，得出分布在平均房價較高地區，解釋變項對於依變項影響程度較弱，亦即平均房價較高的里即使里中心與社會住宅較為鄰近，對於選舉得票率幫助較為不明顯；而分布在平均房價較低地區，解釋變項對於依變項影響程度較強，說明平均房價較低的里，里中心與社會住宅更為鄰近時，對於選舉得票率幫助更為明顯，整體里民更傾向在做投票決策時選擇柯文哲。雖比較兩者分布情形大致上有相同的分布趨勢，但在部分地區仍有不完全吻合的情形，說明除平均房價外，可能仍存在其他變項導致解釋變項對依變項影響不穩定的結果。

第七章 結論

第一節 研究發現



本文以集體資料為基礎並結合空間觀點，嘗試了解柯文哲 2014 年至 2018 年擔任台北市市長期間，推動社會住宅政策對於選舉影響，期能做為未來推動社會住宅政策殷鑑。透過地理資訊系統相關軟體、迴歸分析、地理加權迴歸分析等方法結合應用，本文得出以下結論：

壹、社會住宅政策對得票率差具有正向顯著影響，存在迎毗效應。(H1)

透過本次研究蒐集集體資料，並跑統計迴歸模型得出社會住宅距離因素對於得票率差達統計上顯著水準，說明柯文哲擔任第一任台北市市長期間推動社會住宅政策成效足以反映在選票上變化，並且對於選舉具有加分效果。前述文獻回顧中社會住宅鄰避效應與迎毗效應指出推動社會住宅受到許多因素影響，帶給周遭住民不同層面上地接納或排斥結果。考量社會住宅規劃至興建完成與招租均需時程，台北市市長四年任期難以完成所有社會住宅招租，因而本文納入與社會住宅政策推動相關所有樣本。以里中心點與最鄰近社會住宅距離作為解釋變項，呼應鄰避效應與迎毗效應對於「特定設施出現在周遭」的概念基礎。迴歸分析結果的正向顯著影響力可進一步推論，普遍來說，台北市居民對於新興社會住宅興建在自身居住環境周遭，傾向接納多過於排斥。當社會住宅出現在該里環境時，里民傾向將對社會住宅接納結果反映在投票行為。

貳、社會住宅迎毗效應在台北市各里中存在差異性。(H2)

透過迴歸分析結果推論出社會住宅政策迎毗效應，然而這只呈現出普遍性結果。殘差分析中發現誤差間彼此並不獨立，因而進一步進行空間異質性檢定，發現越靠近外圍與新北市相鄰地里顯著性較為明顯；越靠近核心地區的里則多半未達顯著水準。這說明社會住宅政策推動雖對柯文哲 2018 年台北市市長選舉整體而言有所助益，但在台北市部分地區其實並無顯著影響。其中，正向影響最為顯

著的幾個里分布在青年公園附近，主要集中在中正區與萬華區相鄰處。這與社會住宅具有的福利救濟性質相呼應，當機能發展越純熟的地區，土地稀缺性帶來社會住宅推動上一定程度阻力，在地居民因而對鄰近地居規劃為社會住宅不會有較高的政策滿意度。另外，與新北市接壤的里對社會住宅接受程度也較高，推測可能是社會住宅增加租屋供給，對於通勤頻繁地區有緩解作用。

參、社會住宅鄰避效應在本次實證結果中並無明顯表徵。(H1)

本次研究結果得出社會住宅迎毗效應對選舉得票率變化發揮正向效果，並在異質性分析結果中發現此一現象在各里並非一致的。就此結論，並未找出特定里因社會住宅鄰避效應而對選舉產生負面效果；但就影響效果較不顯著地區，可進一步了解是否有因排斥社會住宅而影響選舉結果情形。

肆、空間鄰近效應在本次投票結果確實存在。

本文在迴歸分析基礎上，將「空間因素」納入模型考量，得出結果為本次投票行為具有空間鄰近效應。亦即，相鄰近地區會因生活空間相近而帶來價值觀、政治傾向、文化等交流，進而影響投票決策。透過空間迴歸模型中加入空間變項，搭配 LISA 圖視覺化呈現，得出相鄰近的里投票傾向也會有群聚效應。

伍、社會住宅迎毗效應未因平均房價高低而有顯著差異。(H3)

研究預期社會住宅對選舉影響會因所在地區平均房價高低而有所差異，藉由將兩變數交互作用項納入迴歸模型中，得出社會住宅政策、平均房價及交互作用三變項均未達顯著之結果。推測可能原因在於：平均房價對得票率差有負向顯著影響，社會住宅距離則對得票率差有正向顯著影響，兩者交互作用下掩蓋自身對於得票率差影響，而導致不顯著。雖空間異質性跑出的結果，未達顯著的里集中在中間地區，其中包含諸多平均房價較高的里，亦即這些地區對於社會住宅政策推動並無顯著影響到投票行為中；而達統計上顯著水準、顯著程度較高地區則分布在更靠近外圍地區或山區，部分地區平均房價較低，顯示出社會住宅政策推動

有助於得到較好的得票率。本次交互作用結果雖未達顯著，但就視覺化呈現的角度與文獻回顧角度，未來仍可就平均房價與社會住宅政策調節效果探究。

推測視覺化呈現的分布與統計結果差異可能來自於以下幾個可能性：首先，可能來自於平均房價取樣範圍與取樣方式。部分里在取樣範圍內僅有中古屋、老屋交易紀錄，部分里則是有新建案多筆交易紀錄。而社會住宅取樣時間侷限於柯文哲 2014 年至 2018 年期間規劃、興建、完工、招租之社會住宅，排除諸多不符合上述條件社會住宅，因而有部分里房價或許與被排除在樣本之外社會住宅有交互作用，而受限於研究範圍選樣標準而不被呈現。

陸、經社背景變項、族群變項等對本次選舉結果影響。

除社會住宅政策變項外，透過迴歸分析方法中控制變項實證結果得出「教育程度高、扶養比低、人口密度高、平均年齡低、原住民人口與外省籍人口比例高、平均房價低」的里傾向支持柯文哲。也應證部份過往文獻或傳統媒體認知柯文哲民意支持基礎。在過往文獻中，柯文哲支持基礎多在青年族群、首投族與個人鮮明性格，在研究方法部份多半是以問卷調查或內容分析方法，針對議題分析或傳播媒體分析。本次研究除回答三項假設外，也間接得出過往研究中對選舉得票率有所影響因素對於本次選舉結果影響。

第二節 研究限制

本研究時間向度為 2014 年與 2018 年，空間向度為台北市里層級，解釋變項為社會住宅距離，依變項為兩次選舉得票率差，並輔以經社背景變項、族群變項、政治版圖效果、平均房價等控制變項，加入模型以更確立解釋變項及依變項關係。有以下幾個研究限制：

首先，社會住宅自規劃、公聽會、評估、拆遷安置、興建、正式招租，往往歷時較長，以本研究時間跨度僅兩次選舉，樣本組成本身具有差異性，本文假定其影響相同。而社會住宅的座落位置、規模大小、是否有公共設施、出租戶數戶型等均存在差異，本研究以集體性的角度作為變項進行分析。然，不同類型社會住宅對於選舉結果的影響仍可能存在差異性。而社會住宅樣本部份，本文排除既有社會住宅及非台北市政府推動社會住宅，假定選民投票行為決策時，對社會住宅認同與本文選定標準相同。實際上，既有社會住宅或住都中心推動社會住宅，在距離夠近時對選民仍有可能帶來一定程度影響，選民也不一定能區分社會住宅是否歸屬柯文哲規劃興建。

關於社會住宅政策變項操作型定義，本文對鄰避效應與迎毗效應影響程度以距離界定，並且透過各里地理中心點作為該里代表座標。雖公共設施鄰避效應與迎毗效應理論基礎在與該特定設施距離遠近造成心理認知排斥或接納，在界定影響程度仍侷限在總體規模層次(不觸及社會住宅對個體層面影響)。

在資料使用部份，本研究地理取向採用里層級集體資料，惟投票行為也受到個體行為認知影響，除解釋變項外仍可能存在未知的其他變項對選舉結果產生影響。雖本研究採用平均房價與解釋變項交互作用納入模型，但仍然存在其他變項造成社會住宅變項存在顯著影響的假象。

本文控制變項中平均房價僅以 2018 年選舉前交易紀錄，少部分里在該段期間並無交易紀錄，本文以相鄰該里的其他里取平均作為平均房價代表值；而各里樣本組成中，部分里因該年份新成屋多筆交易紀錄拉高整體平均房價，部分里則

是成交紀錄為老舊公寓居多而平均房價偏低。由於平均房價本身受諸多因素影響，本文假定選樣邏輯足以代表各里平均房價。另一方面，在族群變項上，外省籍及客家人部份是採用客家委員會主持「105 年全國客家人口暨語言基礎資料調查」，年份上與 2018 年選舉仍有所出入；更重要的是，上述調查在資料蒐集層面採用的是「區」層級，本研究研究單位為「里」，假設台北市每個區裡面的里在族群變項分布相近，而類推適用。考量族群變項作為選舉研究重要影響因素，在選舉期間更是時有候選人鎖定特定族群作為爭取得票率的戰略基礎。因而，本文在儘量呈現變項真實性前提，考量族群變項若要調查至理層級成本難度高，僅能以區層級資料類推至里的資料。

本研究採用兩次選舉得票率差異作為依變項，惟兩次選舉因民主進步黨是否推派市長候選人而存在本質上的差異。雖納入版圖效果予以控制，2014 年選舉民進黨除不推派候選人外，同時全力輔選柯文哲並提供資源，這部分恐有民進黨既有政治版圖選票轉移情形。

第三節 研究貢獻

本文從社會住宅政策成效角度出發，以柯文哲第一次擔任台北市市長期間為研究場域，得出社會住宅政策有助於選舉中獲取選票。作為緊扣國人居住問題的解方之一，興建社會住宅有其刻不容緩的重要性，本文就上述研究發現中得出以下幾個研究貢獻：

首先，結合社會住宅政策與市長選舉，檢視民眾對政策回應結果。過往社會住宅研究，時常聚焦在公共空間意象、社會福利制度、租賃關係、公共設施運營等層面，鮮少與選舉研究相互結合。本文以過往研究中社會住宅鄰避效應與迎毗效應的基礎上，透過操作型定義與空間迴歸分析運用將社會住宅政策推動下民意對於政策的認同意象做出詮釋。社會住宅作為居住問題的改善方案之一，本次研究扣合選舉結果並推論出社會住宅的推動有助於提高民眾對於執政者的支持度。期許未來執政者在做政策評估時，能提升對社會住宅政策的重視與採納。

另一方面，以集體資料形式，驗證社會住宅作為公共設施鄰避效應及迎毗效應觀點。過往研究探討公共設施鄰避效應與迎毗效應，說明距離公共設施遠近帶來影響程度差異。本文從此理論基礎出發，進一步結合台北市各里與社會住宅關係，透過里與相鄰近社會住宅距離量度的方式，將社會住宅對鄰里產生鄰避效應與迎毗效應的影響更為具體的量化。將量化數據設為變項納入模型當中，使社會住宅鄰避效應與迎毗效應從認知心理觀點，轉化為可被量測影響程度的數值。未來也可以從本文研究結果的角度發展其他公共設施對居民影響程度的量化指標，以更具體表現居民接納或排斥設施的程度。

此外，也在公共設施鄰避效應及迎毗效應的基礎上，與選舉結果相連結。公共設施鄰避效應與迎毗效應主要聚焦在環境議題評估，探索特定設施興建過程中面臨對周遭住民生活影響下，多方立場如何達成共識。鄧志松、黃嘉芳、吳親恩(2015)就環保抗爭與政黨得票相互結合，可以視為鄰避效應延伸與發展為社會運動後對政治版圖影響。本文則直接從公共設施設址觀點，探討社會住宅產生鄰避

效應或迎毗效應下，直接反映在選舉結果的影響為何。本文量度方法緊扣鄰避效應及迎毗效應對距離的論述，將影響程度以距離表現，並以迴歸分析得出與選舉得票率關聯。未來也可將此一研究方法與變項定義延伸應用至其他公共設施對選舉結果影響研究。

最後，本文得出社會住宅的設置並未產生傳統上所擔憂的鄰避效應問題，反而呈現出「迎毗效應」，即鄰近社會住宅區域的民眾對其態度較為正向。而結合選舉得票率差得出正面影響效果的實證結果，說明推動社會住宅政策能夠轉化為政治資本，對選舉具一定助益。此結果對於政策制定與城市治理具有重要啟示：未來在推動住宅政策時，不僅應重視其社會功能與居住正義，更可考量其對政治參與與民主運作的潛在影響。建議未來政府在規劃與施行社會住宅政策時，可以本文實證研究做為參考，進一步了解社會住宅獲得選票背後成功經驗所在。透過成功經驗，加強與社區的互動與溝通，減少誤解與抗拒，並以此作為提升政策接受度與社會凝聚力的途徑，亦可為公共政策的正當性與效益創造更多正向循環。

第四節 未來研究建議

本文將居住正義議題與選舉投票行為做連結，並聚焦在社會住宅政策，期望研究結果作為未來相關單位實踐居住正義政策方向。研究結果符合預期，得出社會住宅距離遠近對選舉結果有所影響，與社會住宅愈鄰近地區，越傾向支持執政團隊。然而，本研究在研究設計上有諸多限制，未來建議從以下幾個方向做研究，以得出更多社會住宅政策有利選舉決策的結果。

首先，社會住宅推動需經歷規劃、土地徵收、公聽會、興建時程等繁雜行政程序，從發想到完成招租常常超過一任縣市長任期。本研究僅就四年台北市市長任期做研究，部分選定樣本仍在規劃、興建階段，與實際完工社會住宅有所差距。未來研究方向可就時間跨度拉長，以了解社會住宅在不同階段所帶來得票率變化影響。

本文也有得出解釋變項具有空間異質性結果，亦即社會住宅距離對得票率變化正向影響僅為普遍結果，對於個別里而言存在未知第三變項，造成各里社會住宅距離對得票率變化影響有所差異。就此本文嘗試以「平均房價」與解釋變項交互作用納入模型，並未得到顯著影響結果。未來研究可就不同差異因子將社會住宅予以分類，在社會住宅有利選舉的基礎上，更精確地找出交互影響的因子。比如：坐落在不同土地使用分區的社會住宅，是否影響居民對社會住宅接納程度(進而影響得票率變化)；也可以就社會住宅基地規模、公共設施配套、在地居民分配抽籤戶數比例、戶型組成(套房、兩房、三房)、是否結合都市更新等因素，就不同種類社會住宅做比較，得出社會住宅更受在地居民的型態，作為未來政策參考。

另一方面，平均房價與社會住宅推動息息相關，本次研究初步得出兩者交互作用項對得票率差有顯著影響，社會住宅政策推動勢必可從平均房價面向做評估、修正與策進。未來研究得以平均房價作為研究設計方向，對於平均房價給予不同界定方式(更長時間區間、房屋型態篩選方式、納入屋齡考量等)，找出更具體平均房價影響社會住宅政策推動的因子。

參考文獻



一、中文書目：

- 王佳煌、李俊豪(2013)。〈臺北都會區居住模式之研究(1980—2010)：隔離、分殊、群聚或階層？〉，《都市與計劃》40(4)：325-354。
- 丘昌泰(2002)。〈從「鄰避情結」到「迎臂效應」--臺灣環保抗爭的問題與出路〉，《政治科學論叢》(17)：33-56。
- 何紀芳(1995)。《都市服務設施鄰避效果之研究》〔未出版之碩士論文〕。國立政治大學地政學系。
- 吳重禮、譚寅寅、李世宏(2003)。〈賦權理論與選民投票行為：以 2001 年縣市長與第五屆立法委員選舉為例〉，《台灣政治學刊》7(1)：91-156。
- 李劭輯(2017)。《影響 2014 年台北市長選舉選民投票抉擇之因素》〔未出版之碩士論文〕。國立臺北大學公共行政暨政策學系。
- 李泳龍、黃宗誠、戴政安、李善將(2009)。〈醫學中心對鄰近住宅環境影響之研究〉，《建築與規劃學報》10(2)：75-93。
- 李滄鈞(2022)。《社會住宅招租後對周遭租房市場的影響：以臺北市為例》〔未出版之碩士論文〕。國立臺灣大學經濟學研究所。
- 沈柏瑜(2024)。《基於社會融合觀點探討臺北市社會住宅混合居住政策-以大同區斯文首善與信義區廣慈社會住宅為例》〔未出版之碩士論文〕。國立成功大學都市計劃學系。
- 邢淑伶(2021)。《從鄰避到迎毗：以健康社會住宅居民與周遭社區居民對社會住宅之態度為例》〔未出版之碩士論文〕。國立台灣大學建築與城鄉研究所。
- 林佳慧、郭祐誠、周駿騰(2024)。〈實現居住正義？社會住宅政策對周邊房屋租金之影響——以臺北市為例〉，《臺灣經濟預測與政策》54(2)：69-124。
- 邱崇原、湯京平(2014)。〈公民投票與鄰避困境—台灣低放射性廢棄物貯存場的選址經驗及南韓之啟示〉，《臺灣民主季刊》11(4)：1-36。

- 邱鈺晴(2016)。《影響首投族投票行為之關鍵因素》〔未出版之碩士論文〕。中原大學企業管理研究所。
- 徐火炎(1996)。〈台灣選民的國家認同與黨派投票行為：一九九一至一九九三年間的實證研究結果〉，《台灣政治學刊》(1)：85-127。
- 徐永明(2001)。〈政治版圖—兩個選舉行為研究途徑的對話〉，《中國地方自治》54(11)：4-24。
- 張瑜芳(2016)。《2014 年臺北市長選舉跨媒體議題設定研究—以柯文哲與連勝文臉書為例》〔未出版之碩士論文〕。國立臺灣大學新聞研究所。
- 連麗玲(2017)。《候選人的形象特質與平面媒體框架之研究 以 2014 年台北市長候選人柯文哲為例》〔未出版之碩士論文〕。佛光大學公共事務學系。
- 陳俊宏(1999)。〈鄰避 (NIMBY) 症候群、專家政治與民主審議〉，《東吳政治學報》(10)：2-132。
- 陳冠宇(2022)。《Instagram 選戰策略之探討— 以台北市長柯文哲為例》〔未出版之碩士論文〕。中國文化大學新聞學系。
- 陳晏筑、林雅亭、劉千菱、吳佳洩、張雅嵐、林左裕(2022)。〈鄰避設施對鄰近房價的影響—以臺北市為例〉，《土地問題研究季刊》21(4)：32-53。
- 陳湘怡(2018)。《2014 年柯文哲當選因素、執政評價及 2018 年投票傾向關係之研究-以臺北市國小教師為例》〔未出版之碩士論文〕。臺北市立大學人文藝術學院國民小學教師在職進修公民與社會教學碩士學位班。
- 曾繁英(2009)。《鄰避設施回饋金運用之研究—以樹林垃圾焚化廠為例》〔未出版之碩士論文〕。銘傳大學公共事務學系碩士在職專班。
- 溫閔如(2019)。《剖析柯文哲現象：2018 年市長選舉前與 2020 年總統大選前的網路問卷調查研究》〔未出版之碩士論文〕。南華大學國際事務與企業學系亞太研究碩士班。

- 黃如澄(2019)。《臺北市公共住宅鄰避效應之探討》〔未出版之碩士論文〕。國立臺灣大學公共事務研究所。
- 黃怡潔、江穎慧、張金鶚(2017)。〈臺北市公共住宅對周圍住宅價格之影響〉，《都市與計劃》44(3)：277-302。
- 黃彥章(2020)。《政策與網路聲量之影響—以台北市市長柯文哲為例》〔未出版之碩士論文〕。銘傳大學新媒體暨傳播管理學系碩士在職專班。
- 黃昱捷(2011)。《影響鄰避現象因素之分析—以雲林縣沿海四鄉居民為例》〔未出版之碩士論文〕。國立中興大學應用經濟學系所。
- 黃聖峰(2004)。《台灣各縣市經濟指標空間自相關分析—兼論工資收斂性假說》〔未出版之碩士論文〕。世新大學經濟學系。
- 黃德秀(2001)。《補償對鄰避現象的影響—以烏坵低放射性廢料場址為例》〔未出版之碩士論文〕。國立臺北大學資源管理研究所。
- 黃麒睿(2016)。《社會住宅對於周邊房價影響之研究—以臺北市為例》〔未出版之碩士論文〕。立臺北科技大學建築與都市設計研究所。
- 楊宗憲、蘇倬慧(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(2)：61-80。
- 鄧志松、黃嘉芳、吳親恩(2015)。〈環保抗爭與綠黨得票有關嗎？2012 年立委選舉政黨票的考察〉，《選舉研究》22(2)：41-69。
- 鄧筱蓉(2008)。《台北市房價泡沫知多少？—房價 vs. 租金與房價 vs. 所得》〔未出版之碩士論文〕。國立政治大學地政研究所。
- 戴承廷(2020)。《社會住宅對周邊房屋價格之影響—以台北市文山區為例》〔未出版之碩士論文〕。國立政治大學財政學系。
- 鍾秉勳(2016)。《柯文哲現象-行為經濟學面向之分析》〔未出版之碩士論文〕。國立高雄應用科技大學財富與稅務管理系。

羅健賓(2024)。《以空間計量探討臺灣各縣市刑案破獲數變動之研究》〔未出版之碩士論文〕。國立高雄科技大學財政稅務系。

蘇郁涵(2016)。《探索「柯文哲現象」—2014年臺北市長選舉空間分析》〔未出版之碩士論文〕。國立臺灣大學國家發展研究所。

蘇曉瑞(2021)。《社會住宅供給對房價與地方消費之影響》〔未出版之博士論文〕。國立政治大學地政學系。

二、英文書目：

Anselin, L. (2005). Exploring Spatial Data with GeoDa: A Workbook. *Urbana*, 51.

Cliff, A. D., Ord, J. K. (1973). *Spatial autocorrelation*. London: Pion.

Flint, C. (1998). Forming Electorates, Forging Spaces: The Nazi Party Vote and the Social Construction of Space. *American Behavioral Scientist*, 41(9), 1282-1303.

Huckfeldt, R. Robert & Kohfeld, C. W. (1989). Race and the decline of class in American politics / Robert Huckfeldt and Carol Weitzel Kohfeld. *Urbana: University of Illinois Press*.

King, G. (1997). A Solution to the Ecological Inference Problem: Reconstructing Individual Behavior from Aggregate Data. *Princeton University Press*.

McAllister, I., & Studlar, D. T. (1992). Region and Voting in Britain, 1979-87: Territorial Polarization or Artifact? *American Journal of Political Science*, 36(1), 168-199.

Michaels, R. G., & Smith, V. K. (1990). Market segmentation and valuing amenities with hedonic models: The case of hazardous waste sites. *Journal of Urban Economics*, 28(2), 223-242.

Robinson, W. S. (1950). Ecological Correlations and the Behavior of Individuals. *American Sociological Review*, 15(3), 351-357.

Schively, C. (2007). Understanding the NIMBY and LULU Phenomena: Reassessing Our Knowledge Base and Informing Future Research. *Journal of Planning Literature*, 21(3), 255-266.

Sokal, R. R., & ODEN, N. L. (2008). Spatial autocorrelation in biology: 2. Some biological implications and four applications of evolutionary and ecological interest. *Biological Journal of the Linnean Society*, 10(2), 229-249.

Stahl, K. A. (2018) 'Yes, in My Backyard': Can A New Pro-Housing Movement Overcome the Power of NIMBYS. *Zoning And Planning Law Report*, 41(3).

Tobler, W. R. (1979). Cellular Geography. in *Philosophy in Geography*, edited by S. Gale & G. Olsson, 379-386, Dordrecht: Reidel.

三、網路資料：

內政部不動產資訊平台(2025 年 4 月 30 日)◦〈全國社會住宅個案興辦執行情形〉。

<https://pip.moi.gov.tw/V3/B/SCRB0505.aspx?city=%E8%87%BA%E5%8C%97%E5%B8%82>。

內政部國土管理署(2018 年 12 月)◦〈社會住宅規劃設計興建及營運管理作業參考手冊〉。 <https://www.nlma.gov.tw/ch/titlelist/areanu/4948>。

方炳超(2018 年 8 月 1 日)◦〈「點閱破千萬陪吃飯」遭批物化女性 柯文哲：標題剩學姊，大牛都不見〉。風傳媒：<https://www.storm.mg/article/470927>。

民主進步黨新聞中心(2014 年 6 月 16 日)◦〈2014 台北市長在野整合協調小組新聞稿〉。 <https://www.dpp.org.tw/media/contents/5911>。

民眾之聲頻道(2022 年 7 月 1 日)◦〈【柯 P 老實說】居住正義真的無解？台北社宅領先全台，柯文哲做到了！ | 20220626 居住正義的現實與實現論壇〉。
<https://www.youtube.com/watch?v=VfH8U3lStB0&t=274s>。

林淑媛(2024 年 2 月 4 日)◦〈柯文哲稱若念大學才能投票民眾黨一定贏 藍綠批歧視〉。中央通訊社：<https://www.cna.com.tw/news/aip/202402040068.aspx>。

胡智凱(2020 年 10 月 3 日)。
〈台北市政體檢〉社會住宅目標大縮水、進度僅 18.5%

柯文哲承諾面臨跳票〉。信傳媒：<https://reurl.cc/LnXjkK>。

張金鵲(2017 年 5 月 8 日)。
〈建社會宅會影響周圍房價？〉。蘋果日報地 A14 版

焦點評論：<https://publichousing.pixnet.net/blog/post/105401427>。

陳妍君(2018 年 10 月 20 日)。
〈指有些台灣女性出門不化妝 柯文哲：是失言〉。

中央通訊社：<https://www.cna.com.tw/news/alog/201810200199.aspx>。

陳佳鑫、張梓嘉、林志堅、彭耀祖(2014 年 6 月 18 日)。
〈民進黨不提名參選北市長 全力助柯〉。公視新聞網：<https://news.pts.org.tw/article/271700>。

陳冠宇(2019 年 12 月 30 日)。
〈柯粉發威！秀出 32 項柯文哲政績〉。愛傳媒：

[https://tw.news.yahoo.com/%E6%9F%AF%E7%B2%89%E7%99%BC%E5%A8%81-](https://tw.news.yahoo.com/%E6%9F%AF%E7%B2%89%E7%99%BC%E5%A8%81-%E7%A7%80%E5%87%BA32%E9%A0%85%E6%9F%AF%E6%96%87%E5%93%B2%E6%94%BF%E7%B8%BE-214000217.html)

[-E7%A7%80%E5%87%BA32%E9%A0%85%E6%9F%AF%E6%96%87%E5%93%B2%E6%94%BF%E7%B8%BE-214000217.html](https://tw.news.yahoo.com/%E6%9F%AF%E7%B2%89%E7%99%BC%E5%A8%81-%E7%A7%80%E5%87%BA32%E9%A0%85%E6%9F%AF%E6%96%87%E5%93%B2%E6%94%BF%E7%B8%BE-214000217.html)。

馮牧群(2017 年 5 月 22 日)。
〈大直蓋公宅？居民：我們很有錢不需要〉。自由時報地產天下：<https://estate.ltn.com.tw/article/3094>。

黃麗玲、張金鵲、華昌宜、江瑞祥、朱芳妮、陳亭伊、周延(2016 年 11 月 3 日)。

〈落實台灣居住正義之政策工具研究與運用之講座暨座談會及記者〉。

<http://www.cppl.ntu.edu.tw/newsfile/2016newsfile/event35.html>。

劉建邦(2017 年 5 月 11 日)。
〈柯文哲用強暴誘姦比喻政策 幕僚：白目〉。中央通訊社：<https://www.cna.com.tw/news/alog/201705110177.aspx>。

蘇志宗(2022 年 6 月 26 日)。
〈北市 8 年蓋 2 萬戶社會住宅 柯文哲坦承政策跳票〉。中央通訊社：<https://www.cna.com.tw/news/aip/202206260202.aspx>。

附錄：台北市社會住宅檢表



編號	社會住宅名稱		戶數	工程決標日期	開工日期	完工日期	2014-2018 任內執行 情況
1	松山區健康社宅		507	2014/10/14	2014/12/17	2017/12/26	決標~完工
2	萬華區青年社宅 1 區		273	2015/11/11	2016/2/18	2018/12/22	決標~完工
3	中山區新興社宅		37	-	2018/7/16	2018/12/7	開工、完工
4	北投區洲美社宅		144	-	2016/3/15	2017/7/11	開工、完工
5	文山區 興隆社宅	D1	272	2013/1/31	2013/7/17	2015/5/15	完工
6		D2	510	2014/4/16	2014/11/13	2018/5/9	完工
7	萬華區福星社宅		173	2015/9/15	2022/9/7	2025/9/30 (預計)	決標
8	大同區 大橋頭社宅		47	-	2016/4/7	2019/6/25	開工
9	內湖區瑞光社宅		389	2017/5/12	2017/10/5	2020/11/21	決標、開工
10	內湖區行善社宅		526	2018/8/17	2018/10/29	2022/8/23	決標、開工
11	北投區 新奇岩社宅		288	2017/2/21	2017/5/26	2021/3/31	決標、開工
12	信義區 廣慈社宅	3 區	476	2018/4/12	2018/8/9	2023/9/28	決標、開工
13		2 區	522	2017/10/6	2018/1/10	2022/1/21	決標、開工
14		1 區	522	2017/10/6	2018/1/10	2021/12/30	決標、開工
15	信義區 六張犁社宅		722	2018/5/4	2018/9/18	2024/6/26	決標、開工

16	大同區斯文社宅	138	2018/5/17	2018/9/13	2022/1/24	決標、開工
17	大同區明倫社宅	380	2017/1/12	2017/3/10	2020/8/14	決標、開工
18	萬華區青年社宅2區	518	2017/4/21	2017/7/17	2023/11/31	決標、開工
19	萬華區莒光社宅	201	2017/10/3	2017/12/28	2022/6/14	決標、開工
20	文山區木柵社宅	119	2017/5/17	2017/8/17	2020/4/27	決標、開工
21	南港區中南社宅	119	2017/7/19	2017/11/9	2020/12/31	決標、開工
22	南港區東明社宅	700	2015/12/28	2016/2/24	2019/7/31	決標、開工
23	南港區小彎社宅	341	2017/11/15	2018/3/8	2021/10/23	決標、開工

(資料來源：內政部不動產資訊平台全國社會住宅興辦執行情形)

備註：已排除中央住都中心為興辦主體或任期內既存社會住宅

備註：**粗體字**表該日期為本次研究時間跨度內