

「西岸效應」與策略性投票？ 2018年臺北市市長選舉的空間分析

鄧志松*、周嘉辰**

《摘要》

本研究探討2018年臺北市市長選舉因為延遲投票而造成的投票轉向。在選舉過程中，現任市長柯文哲面臨來自丁守中（國民黨）與姚文智（民進黨）的嚴峻挑戰。在投票當天，當投票所於下午四點開始記票時，大多數的新聞媒體都報導了柯與丁之間的激烈競爭。最終選舉結果柯文哲以些微票數擊敗對手。對丁守中來說，這個選舉結果相當具有爭議。由於此次選舉與公民投票同時進行，導致投票時間嚴重延遲，相當一部分的選民在下午四點以後才開始投票，那時已經可以同時從新聞報導中瞭解到其他投票所的開票結果。這個開票訊息可能導致選民投票發生轉向，造成進一步的策略性棄保，影響最後的選舉結果。為檢驗丁守中的論據，本文蒐集中央選舉委員會發布的各投開票所選舉結果與完成登錄時間。透過空間迴歸(SLM和SEM)與地理加權回歸(GWR)的方法，我們發現，在村里層次，確實有些選票流動的現象，但是在整體層次，丁守中的擔憂並沒有經驗證據的支持，延遲投票對三位候選人的整體影響並不顯著。

關鍵字：策略性投票、西岸效應、臺北市市長選舉、空間分析、地理加權迴歸

* 國立臺灣大學國家發展研究所副教授。Email: terry@ntu.edu.tw。

** 國立臺灣大學國家發展研究所副教授。Email: chelseachou@ntu.edu.tw。

壹、前言

策略性投票(strategic voting)是指在一位（大於兩位）候選人同時競選時，選民認為自己喜歡的候選人不可能當選，轉而支持次佳的候選人，以免最討厭的候選人當選。這在臺灣歷次地方首長與總統選舉中均極為常見。候選人在選前操作「棄保」效應，企圖影響選舉結果。著名者如1994年臺北市市長選舉的「棄黃保陳」(Hsieh, Niou and Paolino 1998)，2000年總統選舉的「棄連保扁」（王鼎銘 2003, 129）。候選人選前操作棄保策略，是因為眾多的民意調查提供訊息，讓選民可以猜測候選人的獲勝排序。候選人則利用這種猜測，說服選民，影響他們的投票行為。候選人或選民的棄保操作，雖然很普遍，但過去從未引起爭議，頂多只是被棄的對象覺得無奈而已，然而，2018年臺北市市長選舉的情況卻有些不同。這次選舉中，選民不只是在投票「前」可以棄保，在投票「過程中」也可以。也就是說，那些因排隊等候而延後投票的選民，在獲得候選人得票的即時資訊之後，有機會進行「第二次」的棄保決定。這種現象猶如美國總統選舉時，常被提及的「西岸效應」(West Coast Effect)，由於某些選民晚於其他選民開始投票，他們的投票行為可能受到改變。本文聚焦於此，探討2018年臺北市市長選舉，延後投票造成的影響。

2018年臺北市市長選舉，投票截止時間（下午4點）之後，仍有部分選民尚未完成投票，但此時已完成投票作業的投票所已開始計票。同時，手機未禁止帶入投票所內，因此有些選民一邊等候投票，一邊看新聞報導的開票情況。開票過程中，柯文哲與丁守中的得票始終在拉鋸，互有領先，競爭激烈，姚文智則遠遠落後。最終結果，柯文哲以58萬820張選票獲勝，丁守中僅以3254票之差落敗。隨後丁提起選舉無效之訴，認為中央選舉委員會失職，使綠營選民在投票當時獲得新訊息，確定姚文智已無望獲勝，增加綠營選民策略性投票的可能性。丁守中認為會有選票從姚文智轉向柯文哲，亦即「棄姚保柯」。臺北市市長選舉過去也曾出現策略性投票的情況，¹ 以往多是藍營分裂，本次2018

¹ 例如第二屆的趙少康與黃大洲，第二屆的馬英九與王建煊，第四屆的郝龍斌與宋楚瑜，雖然分屬不同政黨，但候選人之間均有相當高的替代性，且均有一定的政治實力。

年市長選舉策略性投票發生在綠營，丁守中並非棄保對象，但卻因此「受害」自然憤憤不平。究竟本次選舉延後投票的影響是什麼？開票拉鋸的新訊息是否造成策略性投票？如果策略性投票真的發生，究竟是對誰有利？這些問題是本文探討的重點。

本論文的結構如下。首先回顧西岸效應與策略性投票的相關研究，接著以空間迴歸探討延遲投票對三位候選人的影響，最後從空間異質的角度，探討此種影響在不同的里之間的差異。

貳、「西岸效應」與策略性投票

現有文獻對策略性投票的研究頗多，探討主題包括選舉制度與策略性投票之間的關係，以及策略性投票對選舉結果的影響等。許多研究指出，在單一選區相對多數（小選區）的選舉中，如果政黨內部發生分裂，策略性投票最可能出現。例如王鼎銘（2003）以Gary Cox的選區SF Ratio指數來觀察臺灣的單一選區縣市長選舉、以及複數選區相對多數的區域立委選舉，從中選會的選區集體資料中發現，策略性投票明顯出現在競爭激烈的單一選區縣市長選舉裡，但並未對各黨的立委席次造成重大影響。總統大選如果出現三位候選人，許多選民也會採取策略性的投票選擇。例如謝承璋（2003）分析2000年的總統選舉，是年連戰、陳水扁、宋楚瑜三位候選人的實力在伯仲之間，從總體資料來觀察，國民黨連戰的選票有不少流向宋楚瑜；而從個體資料的分析也可發現，連戰是最容易被背棄的對象。莊文忠（2000）亦有類似的觀察，棄連效應相當明顯。

這些研究告訴我們，策略性投票與單一選區之間具有相當的親近性。根據「杜瓦傑定律」(Duverger's Law)，在多數決的贏者全拿原則下，爲了不浪費自己的選票，多數選民不會將選票投給小黨，而是會選擇較有實力當選的兩大政黨中的其中一位候選人。這種選舉制度本身的「機械性因素」(mechanical factor)，使得單一選區相對多數決經常孕育出兩黨制(Duverger 1954; Niemi et al. 1992)。與機械性因素同樣重要的是選民心裡的理性評估，爲了讓自己的選

票發揮效用，更爲了防止自己最討厭的政黨或候選人當選，選民可能放棄投給自己最喜歡的人，而選擇投給自己的第二偏好(Farquharson 1969; Riker 1986)。

這個第二選擇要如何決定，需要選民對候選人之間有清楚的偏好排序(*order of preference*)，並且，策略性投票要能夠獲得成功，候選人之間要有相當的可替代性(張容慈 2016)，選民才可以將選票從最喜歡的候選人轉向性質較爲相似的第二個選項。也因此，策略性投票經常出現在政黨內部分裂的情況下。盛治仁(2000)指出，情感溫度計可以用來區隔已表態的選民的投票傾向，並預測未表態的選民行爲；在2000年總統選舉裡，陳水扁的支持者和連戰的支持者，其平均距離最遠，宋楚瑜和陳水扁的距離次之，而連戰和宋楚瑜的支持者之間的距離最爲接近，因此，棄保最可能發生在連戰和宋楚瑜之間。當選民認知到最喜歡的候選人可能會失敗，而最討厭的候選人卻有機會當選，爲了影響選舉結果，選民就有可能會選擇另一位贏面較高、且性質較爲相似的候選人，發生策略性投票(Blais and Nadeau 1996; Cox 1997)。

因此，策略性投票要能夠達成，除了選民自己的偏好以外，選民還要瞭解其他選民的偏好(Forsythe et al. 1993; 1996)。換言之，訊息的接收在策略性投票中發揮關鍵的因素，選民必須要有管道知道每位候選人的獲勝機率，以便從這些訊息中決定自己棄保的方向。也因此，策略性投票的高低很大程度取決於選民所可以獲得的訊息。這些訊息可以被視爲是一種協調工具(*coordination device*)，幫助選民就替代人選進行協調以贏得選舉(Tyszler and Schram 2016)。在選舉過程中，民意調查是選民得到其他選民投票偏好訊息的主要管道，選民如何進行棄保，因而與選前的民意調查息息相關，民意調查的排名訊息是預測棄保方向的關鍵因素。民意調查可以影響選民對於候選人當選與否的「期待」(*expectations*)，也就是說，雖然民意調查不會改變選民的既定偏好，但民意調查的訊息會影響選民對選舉結果的預期，從而策略性地改變他們的投票選擇(Blais et al. 2001; West 1991)。

無論是選前的策略性投票，或是選舉過程中可能發生的棄保行爲，都與訊息(*information*)的獲得有關。現有文獻關於選前民意調查如何影響策略性投票的研究甚多，而關於投票過程中所獲得的新訊息，以及這些新訊息如何影響投票行爲、選民是否可能因爲獲得了新訊息而發生策略性投票，則多與出口民調

(exit polls)的討論相關(Sudman 1986; Sonderholm 2016)。出口民調之所以可能影響選民的投票行為，是因為當出口民調發佈時，某些選民仍然還未進入投票所、或者正在投票所裡進行投票。由於在投票過程中獲得了新的訊息，還未投票的選民可以考慮是否仍要投票，正要投票的選民可以改為投給他人。前者的結果造成了投票率的降低，後者則可能使候選人的獲勝機率發生變化。由於出口民調對於選舉行為的可能影響，有些國家，例如加拿大，明文禁止各類媒體在選舉尚在進行時，即公布出口民調的結果。

出口民調對於選舉結果的影響，在非同步投票的制度設計裡可謂更加明顯，因為較晚開始投票的選民可以獲得比其他選民更多的訊息。也因此，現有文獻關於投票過程中新訊息對投票行為影響的研究，經常與「貫序投票」(sequential voting)的討論相關。貫序投票是一種特殊的投票設計，所謂貫序，即指讓選民在不同時間進行投票，也就是允許一部份的選民可以先行投票，並在其他選民投票前即公布這些先行投票者的投票結果，包括媒體所公布的出口民調、或是正式的記票結果；等這些資訊公布之後，另外一些選民再開始投票(Callander 2007; Hummel 2012)。在許多橫跨多個時區的國家裡，由於某些時區的選民較晚開始投票，而在投票的同時，媒體已經率先公布早先投票時區的出口民調，因而會出現上述貫序投票的特徵。例如在美國總統的正式選舉中，西岸選民在進行投票時，東部各州的出口民調結果就已被媒體揭露；而等到阿拉斯加州、夏威夷州投票時，總統選舉的結果常常已大致抵定。由於投票結果的揭露並非同步，不同州的選民所獲得的訊息並不相同，西岸的選民可以通過媒體獲得有關正在進行中的選舉的新信息，而這些信息可能會改變他們原本的行爲，包括是否要去投票，以及投給哪一位候選人等，因此貫序投票的影響也常被概括稱為「西岸效應」(Peterson 2004; Morton et al. 2015)。

除了因時區差異造成民衆在不同時間開始投票以外，許多國家爲了讓選民投票方便，也有先行投票的設計。如同Morton、Muller、Page與Torgler(2015)指出，「便利投票」(convenience voting)可讓選民自由選擇在選舉日的前幾天，甚至前幾週之前就開始投票。例如在美國，在正式選舉日之前透過郵件、或在商場投票是一件司空見慣的事。除了正式選舉以外，美國總統初選制度(presidential primary system)也有貫序投票的特點，某些州的選民，會在其他州

的選舉結果都已經公布之後才開始進行投票。由此可見，非同步投票在許多國家裡多有前例可循。

理論上而言，由於較遲投票的選民可以獲得更多的訊息，那些稍後開始投票的選民，可以從之前的出口民調或開票結果瞭解各個候選人的獲勝機率，他們的投票行為也會受到影響。對有些選舉制度的設計者來說，貫序投票可以帶來一些好處。在單一選區相對多數決的制度裡，如果候選人超過二位，那些原本會在一對一選舉中被擊敗的候選人，卻可能因為選民將選票分散到其他候選人而當選。如果部分選民可以在貫序投票中獲得其他選民如何投票的訊息，那麼選民之間就可以產生合作，避免那些在一對一選舉中會失敗的候選人贏得席位(González-Díaz et al. 2016)。² 如前所言，臺灣的縣市長選舉經常出現三位實力相當的候選人相互競爭的情況，選民必須依靠民意調查來考量如何投票，但由於民意調查相當多樣又常有偏差，常常使得選民難以決定該如何進行策略性投票。貫序投票可以讓選民更為明確地知道其他選民的偏好，增加選民之間的協調行為(voter coordination)，利用策略性投票來避免絕對多數選民眼中最糟的候選人獲勝。這些研究也發現，如果對貫序投票進行更多的設計，例如若選民可以自行選擇投票時間，不同類型的選民會選擇在不同的時間進行投票。對某個特定候選人有強烈偏好的選民，通常會選擇在較早的時間投票，以便讓這位候選人在第一輪公布的投票結果中，看起來獲勝的可能性是較高的；相反地，那些最希望能夠阻止某位候選人當選的選民(averters)，則會晚一點進入投票所，等到知道哪一位候選人最有可能獲勝後，才開始投票(González-Díaz et al. 2016)。這些討論顯示，貫序投票的制度設計將可能提高選民的策略性投票，對選舉結果發生相當直接的影響。

究竟「西岸效應」在現實世界裡是否曾經出現？許多經驗研究發現，儘管不一定會改變當選結果，但貫序投票的制度設計提高了部份選民投票行為改變的可能性，而這些改變包括要不要去投票、以及投票是否轉向的問題。針對美國正式總統大選的經驗研究顯示，西岸選民如果相信他們的選票無法改變

² 為了避免這樣的情況出現，其他類型的制度設計包括兩輪投票，讓第一輪得票最多的二位候選人再進行一次選舉（例如法國的總統選舉），以絕對多數產生最後的贏家。

選舉的最終結果，他們就會選擇回家，投票率就會下降(Jackson 1983; Carpini 1984)。而利用實驗研究設計，Peterson(2004)更發現，在選民開始投票前，如果此次選舉結果誰贏誰輸相當不確定，在投票過程中若可以獲得新訊息，選民是否出來投票就會受到影響。而如果選前的民意調查顯示相當懸殊的勝負結果，而投票過程中所揭露的訊息與之前的民意調查相仿，那麼投票率就不會發生改變。除了美國總統選舉以外，「西岸效應」也發生在其他選舉裡。Morton、Muller、Page與Torgler(2015)比較法國2005年選舉改革前後的差異，發現投票過程中所獲得的新訊息對投票行為確有影響。在2005年之前，由於時區差異，當法國西部的海外領地(overseas France)開始投票時，法國本土的出口民調早已公布。不過，從2005年開始，法國政府改為讓這些西部海外領地早一天投票。這樣的選舉改革被上述作者視為一種天然的實驗(natural experiment)，他們發現，改革之前的投票率較低（比改革之後低約11%），可見由於投票時間不同，若先前的投票結果被披露，則下一步是否去投票就可能受到前一步投票行為的影響。

除了投票率以外，選民的投票選擇也可能受到新訊息左右。前述關於法國選舉的研究也發現，在投票時就知道出口民調的訊息，會增加選民的「樂隊花車投票模式」(bandwagon voting)，也就是選民傾向於投票給較為領先的候選人(Morton et al. 2015)。Hodgson與Maloney(2013)則研究了英國在1885年至1910年期間的八次選舉。當時全國選民在兩週內的不同日期投票，研究結果顯示大約在選舉的第八天，晚一點進入投票所的選民同樣開始出現了樂隊花車的投票模式，而最終的當選者在這天多獲得了約1.65%的選票。而在美國總統初選裡，雖然一開始可能有多位旗鼓相當的候選人參與初選，但是在初選逐步進行的過程中，較晚投票的州民會知道哪些候選人的贏面較廣，選民也因而開始漸漸將選票集中於一或二位候選人；那些在早期投票中表現不佳的候選人，會漸漸被排除在選民的考慮範圍之外(Abramson et al. 1992; Bartels 1988; Kenney and Rice 1994)。這些例子顯示，選民若可在不同時間進行投票，投票過程中所獲得的新訊息，不僅將可能影響其是否投票的意願，也可能影響其投票選擇。

行文至此，讀者不難發現，貫序投票的設計與本次2018年臺北市市長的選舉過程有些類似，但又並不完全相同。在本次2018年的臺北市市長選舉中，

由於某些選民在開始投票時，已經可以從媒體的開票報導中得知其他選民的投票選擇，也就是較晚開始投票的選民，在投票過程中獲得了新的訊息，因而顯示出貫序投票的特徵，這在臺灣過往的選舉中相當少見。儘管這個新訊息的來源並不是現有文獻中最常受到討論的出口民調，而是媒體所公布的開票結果，但如同前述使用實驗設計的研究所顯示的，無論是出口民調或是媒體的開票訊息、甚至是正式的投票結果，這些訊息都給予稍晚投票的民衆更多的資訊，他們在投票行為上也可能有更多的考慮。然而，本次選舉與上述貫序投票的最大差異在於，選民不可以依據上一階段的開票結果，再選擇是否進入投票所進行投票。在本次選舉中，選民無法在得知部份開票結果後，才選擇是否投票。按照中選會的規定，下午4點以後，只有那些已經在投票所排隊者，才可以繼續投票。由於下午4點以前開票作業尚未開始，選民無法在此之前就根據開票結果來選擇要不要去投票。因此，儘管冗長的排隊可能降低投票率，但因這與投票過程中所獲得的候選人訊息無關，本文不討論延遲投票對投票率的影響。

在本次臺北市市長選舉裡，可能發生的是選民投票的轉向。如同上述關於法國2005年前後選舉與英國19世紀選舉的研究所揭示，選民在獲得新訊息以後，可能出現投票模式的改變。在本次臺北市市長選舉裡，最受關注的議題是排名第三的姚文智是否因選民在投票過程中所獲得的訊息而流失更多的選票，這也是丁守中陣營提起訴訟的主要原因。從2014年民進黨禮讓柯文哲，未提出候選人來看，本次2018年的臺北市市長選舉，柯文哲的立場應較接近綠營，儘管不能等同。由於立場較為相近，柯文哲與姚文智之間的棄保，在選前即已出現，且姚文智一直不被看好。儘管到了接近投票日時，民進黨大力為姚文智輔選，但多數民意調查仍然顯示其勝選機率較低，同時也低於丁守中。例如選前34天，台灣民意基金會的民調顯示，柯文哲的支持率為42.1%，丁守中為28.5%，姚文智僅11.6%。³ 而到了選前15天，媒體報導的民進黨內部民調，姚文智也僅獲得19.7%的支持。⁴ 因此，對某些政黨取向較為確定的選民，選

³ 朱冠諭，2018，〈台灣民意基金會民調：柯文哲支持度42.1%，丁守中加姚文智還贏不了他〉，風傳媒，10月21日，<https://www.storm.mg/article/555558>。檢索日期：2020年5月10日。

⁴ 政治中心，2018，〈很多數字在騙人：王定宇爆內部民調：姚文智19.7%〉，三立新聞

前從民調中猜測民進黨所提名的姚文智可能無法當選，且國民黨所提名的丁守中頗有機會，爲了避免這個結果，轉而選擇次要偏好，將選票投給柯文哲。換言之，大規模、具關鍵影響的棄保早在選前就已發生。然而，在選舉進行中，選民一邊等候投票，一邊看開票結果，被丁守中認爲發生了「無法容忍」的棄保，也就是投票過程的新訊息觸發了另一輪的策略性投票。

從上述González-Díaz等(2016)關於貫序投票與選民協調行爲的研究可以發現，策略性投票的轉向確實有可能出現，因爲較晚投票的選民可以從新訊息中估量自己是否該改投第二偏好。在本次臺北市市長選舉，儘管許多選民還未完成投票，下午4點以後各家媒體即開始報導各投票所的開票結果。下午4點40分，《三立電視》報導柯文哲的票數爲23,457票、丁守中爲21,447、姚文智僅1,095票；4點47分，柯文哲爲46,888票、丁守中爲46,821票、姚文智僅有9,637票。⁵ 柯與丁之間出現明顯的拉鋸，但姚已遠遠落後。因此選後，丁守中心生不滿，認爲中選會舉措失當，使選民「一邊觀票、一邊投票」，產生棄保效應。本研究即從丁守中的邏輯出發，檢證此種策略性棄保發生的可能。如果丁守中的擔心屬實，以下三個研究假設應該成立：

1. 投票時間拖得愈久，對姚文智愈不利，因爲他是被「棄」的對象，亦即完成登錄時間與姚文智獲票率是負相關。
2. 投票時間拖得愈久，對柯文哲愈有利，因爲他是被「保」的對象，亦即完成登錄時間與柯文哲獲票率是正相關。
3. 投票時間與丁守中無關，因爲丁守中不是棄保的對象，亦即丁守中獲票率與完成登錄時間無關。

本研究以投票所的集體資料進行分析。由於投票行爲主要發生在個體的層次，這會有生態誤謬(ecological fallacy)的可能性。然而，在沒有辦法取得延遲投票的個體資料的情況下，以集體資料進行分析，卻是不得已的做法。同時，

網，2018年11月12日，<https://www.setn.com/News.aspx?NewsID=455166>。檢索日期：2020年5月10日。

⁵ 陳家祥、胡治言，2018，〈不斷更新／柯文哲險勝丁守中 凌晨2點37分票數小贏3254票〉，ETtoday新聞雲，11月25日，<https://www.ettoday.net/news/20181125/1313984.htm#ixzz6OsnlQuzk>。檢索日期：2020年5月10日。

為緩解生態誤謬的可能，可以從加強變數控制著手，雖然無法完全保證生態誤謬不會發生。另一方面，傳統迴歸分析假定變數與變數的關係具有恆定性，迴歸的目的在尋找變數關係的普遍趨勢，背後的假定是：同樣屬性的個體，其行為表現應該一樣。然而這個假定，經常也是生態誤謬產生的原因。不同的地區，同樣屬性的個體行為表現，未必一樣（有「空間異質」的現象存在）。地理加權迴歸(GWR)正是處理「空間異質」的重要方法，它假定變數關係不具有普遍性，因地而異，不同的地區有不同的係數，因此減少生態誤謬發生的可能。不過，本研究關心的是「延後投票」對三位候選人獲票率的影響，亦即討論時間拖得愈久，對誰有利的問題，基本上這個研究問題還是集體層次的探討。

參、2018年臺北市市長選舉的投票延遲

為檢驗上述三個假設，本研究以中選會公佈的「完成登錄時間」為主要的解釋變數。投票所「完成登錄時間」，是指在完成投票作業後開始計票，計票完成報至中選會的時間。在中選會的資料庫裡，與臺北市選舉相關的共有三個「完成登錄時間」，一是市長選舉各投開票所完成登錄時間，二是市議員選舉完成登錄時間，三是公民投票案各投開票所完成登錄時間。經訪談投票所主任，記票與登錄的標準作業規範是，四點結束投票後，開始計票，然由於本次投票結束時間嚴重延遲，許多投票所開始記票的時間均晚於四點。投票所先計算市長與市議員的票數，計票完成，隨即填報表單，送至區公所的中選會派駐人員，到區公所要排隊、等候登錄，登錄後即所謂的「完成登錄時間」。如果投票所延誤回報計票結果，區公所會電話催繳，然而實務上因為作業繁忙，會有延誤填報登錄的可能性。市長與市議員的票數統計完成後，接著進行公投票的開票作業。等到全部計票作業結束，各投票所會統整所有資料，再送區公所，結束所有作業。⁶

由此可知，中選會公佈的「完成登錄時間」，分別針對市長與市議員、以

⁶ 受訪者一，投票所主任，訪問地點：台北市，訪問日期：2020年5月27日。

及公投來做紀錄。市長和市議員的「完成登錄時間」完全一樣，與我們的認知相同；不過，公投的「完成登錄時間」則有些困惑。照理說，市長及議員開票在先，其「完成登錄時間」應早於公投票的「完成登錄時間」，然而，我們卻發現全臺灣15887個投票所中，竟有1144個投票所，前者比後者還要晚，這明顯不合理。經訪談投票所主任，告以當天事務繁多，部分投票所可能未及時填報，等全部作業結束後，方送至區公所，而區公所登錄作業採先來後到原則，因排隊等候之故，亦可能造成二者登錄時間順序調換的情況。⁷

「完成登錄時間」為中選會首次公佈的資料，過去的選舉並無公佈，學界亦未曾引用。就本次選舉而言，它提供重要的投票延遲資訊，雖然它無法告訴我們延遲投票到什麼時候，也沒有辦法告訴我們四點過後還有多少人仍在排隊，但可以顯示延遲的嚴重程度。然而，因為送區公所登錄的作業程序各投票所有異，因此市長、議員與公投「完成登錄時間」孰先孰後已沒有意義。我們只得以最晚的填報時間為準，取三者之最晚者，即完成所有作業的時間。我們的基本想法是，「完成登錄時間」愈晚，延後投票的現象愈嚴重。

就「完成登錄時間」觀之，各投票所的差異頗大，如圖1所示。圖1數字經過十進位制轉換，超過24者表示延遲至第二天。臺北市的投票所共有1563個，平均值為22.8（接近晚上十一點），標準差為1.66小時。

我們將投票所的「完成登錄時間」彙整平均至里，繪製分層設色圖，如圖2所示。從此圖可發現，人口較多的選區拖得比較久，山區則較早結束。由於人口較多，排隊時間較長，容易延遲，例如大安區、信義區有普遍延誤的現象，顯示投開票所的選民數量與投票是否延遲多有關連。

⁷ 受訪者一，投票所主任，訪問地點：台北市，訪問日期：2020年5月27日。

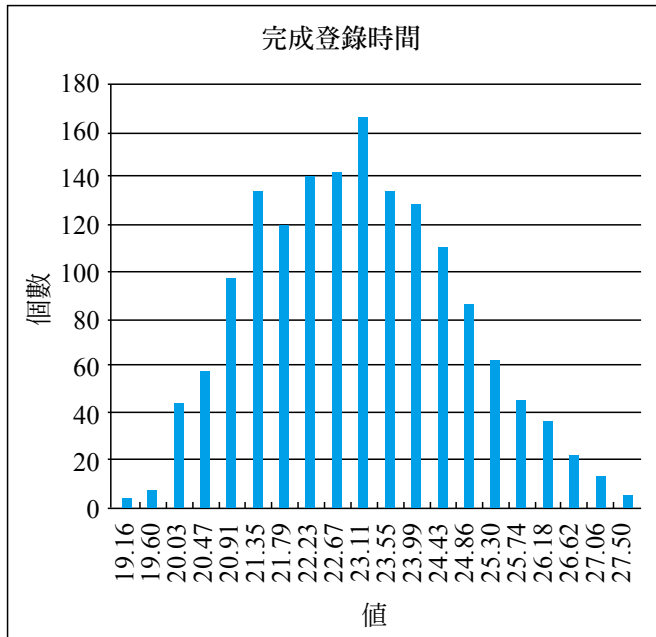


圖1 投票所完成登錄時間分布圖

說明：時間經過十進位制轉換，超過24者表示延遲到第二天。

資料來源：作者繪製

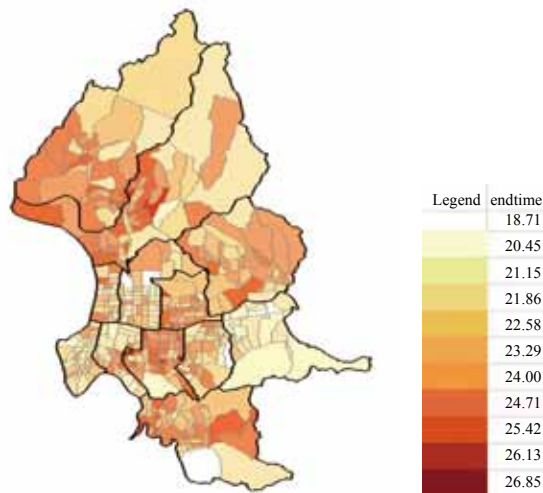


圖2 完成登錄時間主題圖

資料來源：作者繪製

表1 完成登錄時間與候選人獲票率的相關矩陣

| | 完成登錄時間 | 姚文智 | 柯文哲 | 丁守中 | 李錫錕 | 吳蕙洋 |
|--------|---------|---------|---------|------|------|-----|
| 完成登錄時間 | 1 | | | | | |
| 姚文智 | -.11*** | 1 | | | | |
| 柯文哲 | -.1*** | .33*** | 1 | | | |
| 丁守中 | .13*** | -.85*** | -.78*** | 1 | | |
| 李錫錕 | -.06** | 0.01 | -.06** | 0 | 1 | |
| 吳蕙洋 | -.08*** | -0.03 | -.04* | 0.01 | 0.03 | 1 |

說明：*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

資料來源：作者繪製

以1563個投票所為分析單位，我們計算完成登錄時間與三位候選人獲票率的相關矩陣，如表1所示。表1顯示，完成登錄時間與姚文智獲票率相關係數是負(-0.09)，時間拖得愈久對姚文智愈不利，與研究假設一致。不過，完成登錄時間柯文哲獲票率的關係也是負(-0.14)，與丁守中的獲票率卻是正值(0.14)，這與我們的研究假設相反，似乎姚文智的選票轉向至丁守中，而非柯文哲，這個結果令人納悶。以上只是簡單相關的結果，沒有控制任何變數，顯然還要進一步探討。至於李錫錕、吳蕙洋關係也是負，不過因為獲票數太低，對勝負沒有影響，因此不在以下的討論中。

圖3為三位候選人獲票率的標準差圖，紅色系代表大於平均值，藍色系代表小於平均值，顏色愈深代表偏離平均值愈多。從左至右依序為姚文智、丁守中、柯文哲的獲票率，圖中可發現姚文智的選區主要在士林區左側與右側山區、大同區、萬華區；丁守中的選區主要在中正、大安、信義、內湖、文山，山區則較弱，與姚文智呈消長狀態（相關係數-0.85）。柯文哲的選區比較分

散，與姚文智的相關係數是0.33，與丁守中的相關係數是-0.78。

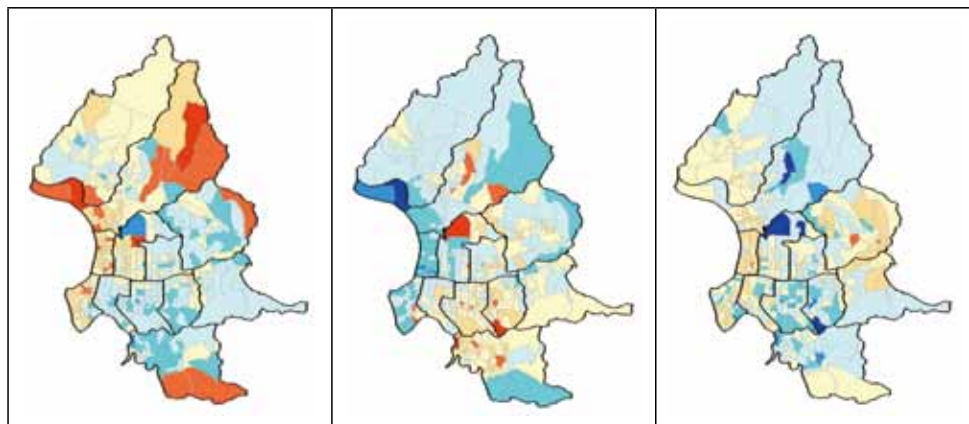


圖3 三位主要候選人獲票率標準差圖

說明：從左至右，依序為姚文智、丁守中、柯文哲

資料來源：作者繪製

肆、空間迴歸分析

上節僅計算登錄時間與候選人獲票率的簡單相關，沒有控制其他經社背景變數。以下迴歸分析，控制經濟背景與地理環境變數。首先是最小平方法(ordinary least squares, OLS)迴歸，依變數為姚文智、柯文哲、丁守中的獲票率。獲票率的定義為各候選人的獲票數除以有效票數，資料來源為中選會的選舉資料庫。

解釋變數為完成登錄時間，如前所述。控制的變數力求其完整，包括：人口經社變數、地理環境變數，各變數定義如下：

1. 人口與經社的變數：選區規模（以投票數表示）、⁸ 所得中位數（千元）、薪資所得佔總收入百分比（*100）、客家人口比（客家人口數 / 總人

⁸ 選區規模與延誤時間相關，投票人數愈多，愈有可能造成投票延誤。

口數*100)、福佬人口比(福佬人口數/總人口數*100)、外省人口比(外省人口數/總人口數*100)、性別比(男性人口數/女生人口數*100)、幼年人口比(0~5歲人口數/總人口數*100)、年輕人口比(20~25歲人口數/總人口數*100)、老年人口比(65歲以上人口數/總人口數*100)、遷徙率(遷入+遷出/人口數*100)。資料來自國土資訊系統社會經濟資料庫,族群變數來自於客家人口基本調查。⁹

2. 地理環境變數：我們以地理資訊系統(Geographic Information System, GIS)的技巧,計算以下兩個變數,代表各村里的地理屬性。一為醫療產業密度(醫療產業地點數除以面積,單位為平方公里)、¹⁰二為餐飲產業密度(由餐廳個數除以面積,單位為平方公里)。¹¹值得注意的是,我們的分析單位是投票所,但是這些經社背景與地理環境控制變數主要來自於里的資料,因此同一個里內的各投票所,經社背景與地理環境變數的數值視為相同。

表2為最小平方法迴歸,控制了人口經社與地理環境變數之後,可解釋百分比已超過四成。不過,表2顯示,時間拖得愈久對柯文哲愈不利,對姚文智則有利,與丁守中則不相關,丁守中則不相關與預期一致,不過對柯文哲與姚文智的影響卻倒過來。值得注意的是,最小平方法迴歸的基本假定是誤差必須是i.i.d. (independent and identically distributed),為了控制空間自相關造成的影響,我們接著使用「空間落遲模型」(Spatial Lag Model, SLM),與空間誤差模型(Spatial Error Model, SEM)。

「空間落遲模型」如式1所示。

式1：

$$Y = \alpha + \rho WY + \beta X + \varepsilon, \varepsilon \sim \text{iid } N(0, \sigma^2 I)$$

⁹ 客家人口基本調查(2008)以各鄉鎮為單位,公布各族群人口比,同一鄉鎮內的各投票所,族群分佈視為相同。

¹⁰ 與醫療產業有關的地點與座標,包括各種醫院、診所、藥局、醫療器材行等,資料來自康訊科技POI興趣點資料圖資。因為柯文哲是醫師出身,因此控制醫療產業地點,排除醫療產業的影響。

¹¹ 與餐廳有關的地點與座標,包括各種餐廳、飯店、飲料店,概指都會服務業聚集區,資料來自康訊科技POI興趣點資料圖資。

表2 三位主要候選人獲票率的OLS迴歸分析表

| 變數 | 丁守中 | 柯文哲 | 姚文智 |
|--------|---------------------|---------------------|---------------------|
| 完成登錄時間 | 0.01 (-0.09) | -0.12** (-0.05) | 0.13** (-0.06) |
| 投票數 | 0.00** (0) | 0.00*** (0) | 0.00 (0) |
| 無效票率 | -1.35** (-0.65) | -0.31 (-0.38) | 1.62*** (-0.44) |
| 投票率 | -0.04 (-0.05) | 0.00 (-0.03) | 0.03 (-0.04) |
| 客家人口比 | 0.24*** (-0.04) | -0.03 (-0.03) | -0.22*** (-0.03) |
| 福佬人口比 | -0.12*** (-0.04) | 0.11*** (-0.02) | 0.01 (-0.02) |
| 外省人口比 | 0.06** (-0.03) | 0.02 (-0.02) | -0.07*** (-0.02) |
| 性別比 | -0.33*** (-0.03) | 0.12*** (-0.02) | 0.21*** (-0.02) |
| 遷徙率 | 0.40 (-0.68) | 0.58 (-0.4) | -1.05** (-0.46) |
| 平均所得 | 0.03*** (0) | -0.01*** (0) | -0.02*** (0) |
| 薪資所得比 | 0.22*** (-0.02) | -0.07*** (-0.01) | -0.14*** (-0.01) |
| 老年人口比 | 1.01*** (-0.08) | -0.81*** (-0.04) | -0.20*** (-0.05) |
| 幼兒人口比 | -0.86*** (-0.26) | 0.54*** (-0.15) | 0.31* (-0.18) |

| 變數 | 丁守中 | 柯文哲 | 姚文智 |
|-------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| 年輕人口比 | 1.21*** (-0.31) | -0.61*** (-0.18) | -0.62*** (-0.21) |
| 餐飲密度 | 0.09*** (-0.03) | -0.03** (-0.02) | -0.06*** (-0.02) |
| 醫療密度 | -1.00*** (-0.1) | 0.46*** (-0.06) | 0.56*** (-0.07) |
| 常數項 | 28.11*** (-8.15) | 45.43*** (-4.75) | 25.72*** (-5.47) |
| N | 1563 | 1563 | 1563 |
| AdjR ² | 0.45 | 0.40 | 0.44 |
| P-value | 0.00 | 0.00 | 0.00 |

說明：1. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

2. 括號內數字為標準誤

資料來源：作者繪製

亦即新增一個新的自變數 WY ，代表鄰近地區的表現，用來控制「鄰近效應」(neighborhood effect)的影響。 W 為鄰近矩陣，用來定義觀察對象的鄰近關係，有鄰近關係的投票所相應矩陣元素值為1，否則值為0。¹² 鄰近矩陣經過列標準化，亦即每列的總和為1（各元素值為1除以鄰近個數）。鄰近定義為queen，亦即周圍繞一圈的里視為鄰近。¹³ ρ 為 WY 的係數，如果不等於零（顯著）代表有「鄰近效應」，亦即鄰近地區的表現會影響我的表現。

¹² 本研究中，我們以投票所作為分析單位，我們將投票所視為居於里的核心點位置，投票所與投票所的鄰近關係亦以里的鄰近關係來界定。亦即同一個里內的投票所，以及鄰近里的投票所均視為鄰近。

¹³ 鄰近的定義有許多種，常見者如queen（週圍繞一圈視為鄰近），rook（東西南北四邊為鄰近），或直接以距離門檻作為鄰近的標準（相距幾公里內視為鄰居）。而 WY 為鄰近矩陣與變數的相乘，若 W 有經過列標準化，則 WY 為鄰近地區變數的平均；若 W 未列標準化， WY 為鄰近地區變數的總和。鄰近矩陣通常會列標準化， WY 代表鄰近地區的表現。

表3為控制鄰近效應之後的SLM迴歸報表，我們發現完成登錄時間全部變成不顯著了，而鄰近效應(WY)是正向顯著，亦即周邊里的獲票率會影響自己里的獲票率，其係數分別為0.68, 0.65, 0.47。周圍的獲票率如果增加1%，自己就會增加0.4%到0.6%，顯示鄰近效應影響相當大。獲票率有鄰近效應乃是意料中事，在控制鄰近效應之後，完成登錄時間變成不顯著，亦即整體而言，延遲投票對三位候選人的影響並不明顯。

表3 三位候選人獲票率的SLM迴歸分析

| 變數 | 姚文智 | 丁守中 | 柯文哲 |
|--------|--------------------|---------------------|--------------------|
| 完成登錄時間 | 0.02 (-0.05) | 0.02 (-0.08) | -0.07 (-0.05) |
| 投票數 | 0.00 (0) | 0.00 (0) | 0.00*** (0) |
| 無效票率 | 1.16*** (-0.38) | -0.83 (-0.57) | -0.34 (-0.36) |
| 投票率 | 0.05 (-0.03) | -0.08* (-0.05) | 0.02 (-0.03) |
| 客家人口比 | -0.06** (-0.03) | 0.13*** (-0.04) | -0.05* (-0.02) |
| 福佬人口比 | -0.01 (-0.02) | -0.01 (-0.03) | 0.04** (-0.02) |
| 外省人口比 | 0.00 (-0.02) | -0.01 (-0.02) | 0.02 (-0.01) |
| 性別比 | 0.14*** (-0.02) | -0.20*** (-0.03) | 0.07*** (-0.02) |
| 遷徙率 | -0.89** (-0.4) | 1.07* (-0.6) | -0.01 (-0.38) |

| 變數 | 姚文智 | 丁守中 | 柯文哲 |
|----------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| 平均所得 | -0.01*** (0) | 0.01*** (0) | -0.01*** (0) |
| 薪資所得比 | -0.08*** (-0.01) | 0.14*** (-0.02) | -0.06*** (-0.01) |
| 老年人口比 | -0.12** (-0.04) | 0.61*** (-0.07) | -0.58*** (-0.05) |
| 幼兒人口比 | 0.07 (-0.15) | -0.54** (-0.23) | 0.48*** (-0.15) |
| 年輕人口比 | -0.12 (-0.18) | 0.48* (-0.27) | -0.43** (-0.17) |
| 餐飲密度 | -0.03* (-0.02) | 0.03 (-0.02) | -0.01 (-0.01) |
| 醫療密度 | 0.38*** (-0.06) | -0.66*** (-0.09) | 0.33*** (-0.06) |
| 常數項 | 5.55 (-4.88) | 6.60 (-7.18) | 28.16*** (-4.86) |
| WY | 0.68*** | 0.65*** | 0.47*** |
| R ² | 0.57 | 0.57 | 0.46 |
| AIC | 8169.80 | 9440.29 | 7981.00 |
| Schwarz | 8266.18 | 9536.67 | 8077.38 |

說明：1. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

2. 括號內數字為標準誤

資料來源：作者繪製

空間誤差模型(Spatial Error Model, SEM)，則是針對OLS迴歸的誤差，進行空間校正。方法是增加一個新變數 WE ，代表鄰近地區的誤差。 WE 是一個未知、有空間自相關的隱藏變數，其係數為 λ ，而最後的誤差 μ 為校正過後的誤

差，預期會更接近i.i.d. (Anselin, Syabri and Kho 2006; Anselin 1988; Anselin and Sergio 2014)。此模型的方程式如下所示。

式2：

$$Y = \alpha + \beta X + \varepsilon, \varepsilon = \lambda W\varepsilon + \mu, \mu \sim \text{iid } N(0, \sigma^2)$$

SEM模型結果如表4所示。完成登錄時間的表現與SLM一樣，都未達顯著水準，雖然柯文哲有些微的負向，丁守中有些微的正向。OLS迴歸的誤差並非空間隨機，經過空間誤差校正之後，誤差接近空間隨機，可提高係數估計的不偏性與有效性。

表4 三位候選人獲票率的SEM迴歸分析

| 變數 | 姚文智 | 丁守中 | 柯文哲 |
|--------|---------------------|---------------------|--------------------|
| 完成登錄時間 | -0.06 (-0.06) | 0.17* (-0.09) | -0.11* (-0.06) |
| 投票數 | 0.00 (0) | 0.00 (0) | 0.00*** (0) |
| 無效票率 | 1.34*** (-0.4) | -0.89 (-0.6) | -0.43 (-0.38) |
| 投票率 | 0.06* (-0.03) | -0.06 (-0.05) | -0.01 (-0.03) |
| 客家人口比 | -0.20*** (-0.06) | 0.26*** (-0.09) | -0.05 (-0.05) |
| 福佬人口比 | -0.12** (-0.05) | 0.08 (-0.07) | 0.07* (-0.04) |
| 外省人口比 | -0.08** (-0.04) | 0.10* (-0.05) | -0.01 (-0.03) |
| 性別比 | 0.15*** (-0.02) | -0.22*** (-0.03) | 0.07*** (-0.02) |

| 變數 | 姚文智 | 丁守中 | 柯文哲 |
|----------------|---------------------|--------------------|---------------------|
| 遷徙率 | -0.78* (-0.45) | 1.41** (-0.67) | -0.53 (-0.42) |
| 平均所得 | -0.01*** (0) | 0.02*** (0) | -0.01*** (0) |
| 薪資所得比 | -0.08*** (-0.01) | 0.13*** (-0.02) | -0.05*** (-0.01) |
| 老年人口比 | -0.12** (-0.06) | 0.84*** (-0.09) | -0.74*** (-0.05) |
| 幼兒人口比 | 0.18 (-0.17) | -0.58** (-0.26) | 0.42** (-0.16) |
| 年輕人口比 | 0.25 (-0.21) | -0.11 (-0.32) | -0.25 (-0.2) |
| 餐飲密度 | -0.02 (-0.02) | 0.01 (-0.03) | 0.00 (-0.02) |
| 醫療密度 | 0.44*** (-0.07) | -0.68*** (-0.1) | 0.30*** (-0.06) |
| 常數項 | 28.61*** (-6.82) | 16.22 (-10.2) | 51.01*** (-5.86) |
| LAMBDA | 0.83*** | 0.81*** | 0.64*** |
| R ² | 0.58 | 0.58 | 0.46 |
| AIC | 8155.63 | 9431.59 | 7976.05 |
| Schwarz | 8246.65 | 9522.61 | 8067.07 |

說明：1. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

2. 括號內數字為標準誤

資料來源：作者繪製

另外，值得一提的是，空間落遲模型與空間誤差模型都是用最大概似法

估計，因此 R^2 只是參考值，不具有可解釋百分比的物理意義。通常以Akaike與Schwarz作為模型選擇的判準，其值愈小，模型的妥適度愈佳。在本例中，我們發現就妥適度而言，以SEM模型最佳。

伍、地理加權迴歸

從以上OLS, SLM, SEM迴歸分析看來，投票延遲的影響都不支持我們的三個基本假設，控制了空間自相關因素之後，投票延遲對三位候選人的影響更是微乎其微。然而，傳統的迴歸分析基本上是假定係數（自變數與依變數間的關係）具有普遍性，亦即不因地而異，這是假定「空間同質」的狀況。也就是說，係數是整體的趨勢（或者說平均的結果），但是，如果有空間異質（spatial heterogeneity）的現象存在，變數與變數之間的關係因地而異，不具普遍性，以上的分析就有待商榷了。若想捕捉這種地區性的差異，地理加權迴歸（Geographical Weighted Regression, GWR）(Fotheringham, Brunsdon and Charlton 2002; Fabian 2014)就成了必要的選擇。

地理加權迴歸的原理是以每一個觀察值為「核心」，依序進行多個OLS迴歸，若有 n 個觀察值，就進行 n 個OLS迴歸。唯一的差別是，變數依其與「核心」的距離來加權，遠離愈遠的權數愈小，遠離愈近的權數愈大，亦即這是跑 n 個加權迴歸。權數的計算一般用常態分佈為之，如式3所示：

式3：

$$W_{ij} = \exp\left[\frac{1}{2}\left(\frac{d_{ij}}{b}\right)^2\right]$$

d_{ij} 代表 i 點與 j 點的距離，如果距離為零，則權數為1，否則隨著距離愈大，權數愈小(Fotheringham, Brunsdon and Charlton 1998)。 b 代表頻寬(bandwidth)決定權數遞減的速率，由AICS函數決定最適的頻寬。地理加權迴歸的表示式，如式4所示：

式4：

$$Y_i = \beta_0(u_i, v_i) + \sum_k \beta_k(u_i, v_i)X_{ik} + \varepsilon_i$$

(u_i, v_i) 是各觀察值的經度及緯度， $\beta_k(u_i, v_i)$ 代表迴歸方程式的係數，它是經緯度的函數。村里的經緯度不同，代表係數亦因地而異。

在本研究中，我們使用Gwr4軟體估計，¹⁴以地區經社背景變數與環境變數作為global變數，亦即這些變數視為沒有空間異質，可以傳統的方法估計之。完成登錄時間視為local變數，亦即有空間異質，以地理加權的方式處理。

圖4是地理加權迴歸的結果，顯示完成登錄時間，對候選人獲票率的影響因地而異，每個里的係數都不一樣。¹⁵左側的彩色地圖顯示完成登錄時間與三位候選人獲票率的關係。紅色系代表正相關，意指「獲利」，即延遲投票對其有利；藍色系為負相關，意指「受害」，表示延遲投票對其不利。右側的綠色地圖代表有達統計上顯著水準者，淺綠色為95%信心水準($p < 0.05$)，深綠色為99%以上($p < 0.01$)。左側圖的紅色、藍色圓圈，表示「獲利」與「受害」有達統計顯著水準者。這些均是在有控制人口經社與地理環境變數(global variables)下的關係。

比較圖4中三位候選人的地圖，我們有以下發現：

1. 傳統迴歸分析旨在探討同樣的條件下，變數與變數間的普遍關係，透過地理加權迴歸，我們可以看到地區間的差異。從本例中可察覺，地區間的差異是存在的。

2. 就姚文智而言，正向顯著的地方主要是士林區東西兩側，以及大同區北部。丁守中與此相反，在這些地區為負，在文山與信義的部分地區為正，顯示就延後投票的影響而言，姚文智與丁守中有互為消長的現象。柯文哲則較為分散，關係為正者在大同、萬華的部分地區，其他地區則為負。

3. 選後丁守中懷疑的棄保效應，也就是部分選票從姚文智流向柯文哲。從以上空間異質的角度，本文仍找不到任何證據。

4. 從姚文智流出去的選票，達顯著水準者，只有中山區的劍潭里，而且是從姚文智流向丁守中。不過，就這個里而言，選票從柯文哲流到丁守中的更

¹⁴ Gwr4軟體的操作說明與數學關係，請參考：https://sgsup.asu.edu/sites/default/files/Sparc-Files/gwr4manual_409.pdf

¹⁵ 地圖為里的分層設色圖，因為每個投票所都設在該里的核心點處，所以同個里的投票所地理位置都一樣，gwr程式會將其平均處理，匯整到里的層級。

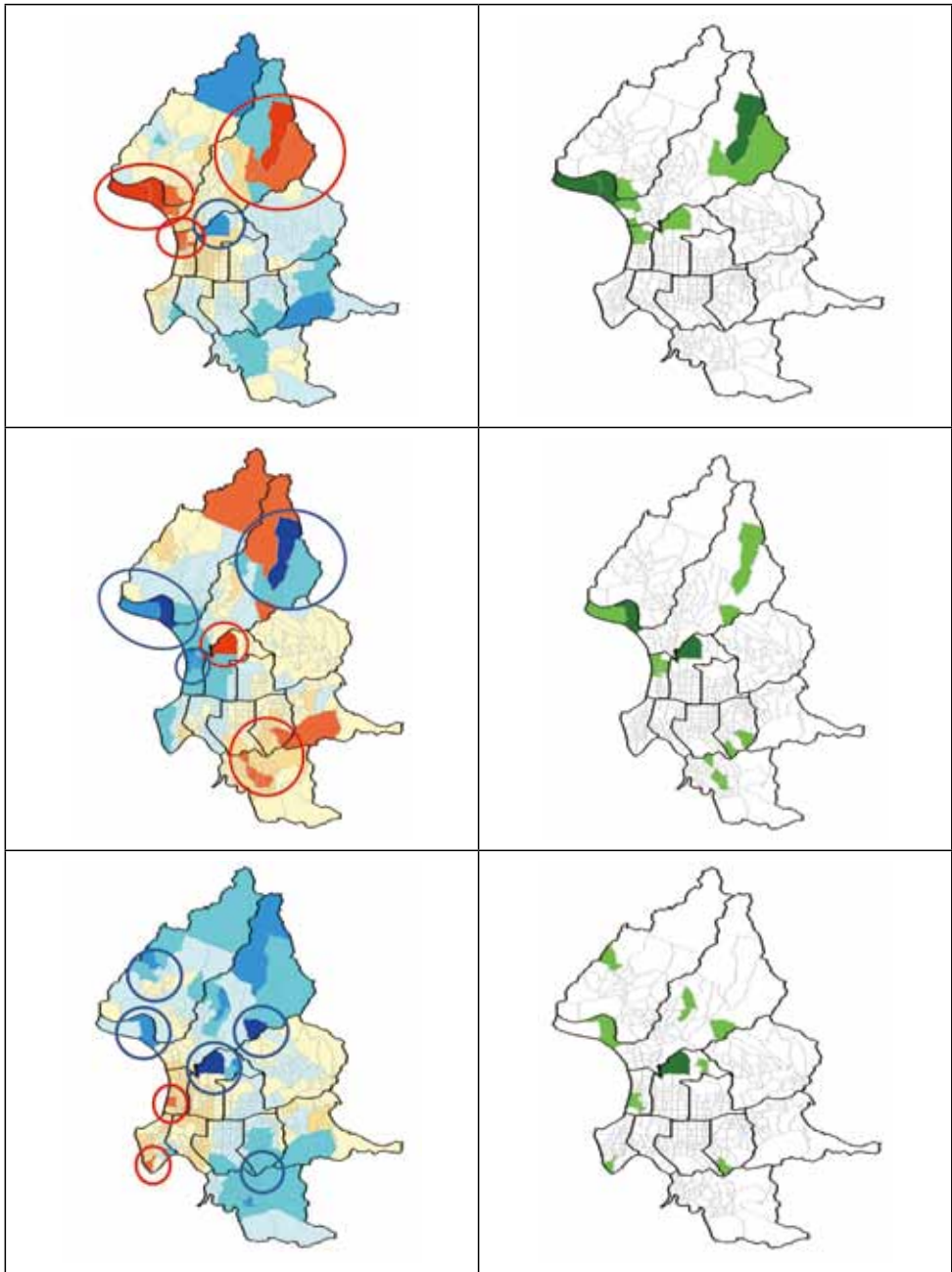


圖4 投票延後對姚文智、丁守中、柯文哲獲票率的影響

資料來源：作者繪製

多，丁守中是劍潭里延後投票的獲利者。

5. 丁守中獲利較多的地區，除了中山區的劍潭里外，信義區的黎安里、士林區的翠山里都很明顯，這顯示延遲投票造成部分選票從柯文哲流向至丁守中。

6. 比較明顯的趨勢是士林區沿河岸一帶、以及平等里，丁守中的選票流向了姚文智。

7. 柯文哲主要獲利的地區在萬華區的華中里、以及大同區的大有里、與永樂里。然而，這無法看出是由丁守中或姚文智轉來。

由以上可知，就村里層級，丁守中擔心的「棄姚保柯」並沒有發生。不過，我們卻有意外的發現。首先，「棄姚保丁」的現象發生在部分地區，例如中山區的劍潭里附近，不過此種情形並不多。這個轉向可能的解釋是，在綠營中，有些人很討厭柯文哲，寧願讓丁守中選上，也不要讓柯文哲選上，所以在投票延遲時獲得了柯文哲可能當選的訊息後，策略性地將選票從姚文智流向了丁守中。當然，這樣的投票轉向也可能有其他的解釋，例如某些選民對候選人沒有強烈的偏好，但在投票延遲時獲得了丁守中與柯文哲票數出現拉鋸、主要挑戰者有可能當選的訊息，因而轉向投給丁守中。這樣的情況並非我們熟知的策略性投票，但卻顯示新訊息所可能帶來的影響。

另一方面，選票從柯文哲轉向丁守中的地區倒是不少。這樣的轉向形同對柯文哲的背叛，在開票膠著的時候，有一種可能，排隊投票的選民怪罪市長選務工作處理不當，怪罪現任者，因此轉投丁守中，丁意外成爲獲利者。這樣的解釋顯示選民的偏好有可能在投票的過程中發生改變。另外，如前所言，發生這些現象的里，皆是傳統藍營地區，也有可能，有些人在選前並不看好丁守中，本來欲打算投票給帶有跨越黨派色彩的柯文哲，但在投票延遲發生後，從媒體開票訊息中得知丁守中仍有機會當選，因此決定重返藍營，轉而支持丁守中。在這樣的情況下，選民的投票轉向反而是「棄柯保丁」。

根據第7點，有部分地區，雖然不多，卻出現「保柯」的現象。這個可能的解釋是，某些選民怕柯文哲落選，轉而支持他。柯是現任市長，且如前述民意調查所揭示，其選前看好度佳；有些選民在選前可能覺得柯文哲一定會選上，但又不想讓柯文哲的票數太高，或不想讓丁守中、姚文智的票數太難看，

投票前夕本來不打算投給柯文哲，但是開票過程中，看到柯文哲的選情有危險，決定回過頭來支持柯文哲，以免他落選。

另外，有一些地區的選票從丁守中轉向姚文智，也就是說，原本是要投給丁守中的，轉而支持沒有希望的姚文智，這形同投下廢票。可能是有些選民對此次投票排隊甚久心生不滿，以廢票抗議之；或者有些選民看到姚文智輸得太多，轉而扶姚一把，雖然明知沒有什麼用處。

地理加權迴歸不是要尋找普遍或穩定的變數關係，相反地，它是在尋找偏離整體趨勢的歧異現象。與其說它在檢驗理論或因果關係，不如說，它在挑戰既有的解釋模型或通則。它得到的結果，只是告訴研究者一些現象，但沒有說明這些現象形成的原因。地理加權迴歸本質上較接近資料探索，然而在空間分析中，卻頗為常用。這是因為地理條件通常很複雜（如傳統文化、慣性等不好量化），很難以變數形式出現在迴歸方程式中，因此成為被忽略的隱藏變數。本研究顯示，延後投票的影響還是存在的，在不同的地區，有不同的影響。「棄柯保丁」、「棄姚保丁」、「棄丁保姚」、以及不知來源的「保柯」，均有發生，只是正負相抵，對三位候選人的整體影響並不顯著。

陸、結論

本研究探討2018年臺北市市長選舉因為延遲投票而造成的投票轉向。要強調的是，選前即已決定的策略性棄保，不在本論文討論之列。由於這次選舉三強鼎立，投票之前選民可能早有策略性的考量，為了避免討厭的政黨當選，放棄自己最佳選擇，轉而支持第二偏好、但較有希望當選的候選人。由於柯文哲與姚文智意識形態較接近，且柯文哲民調領先，選前會發生「棄姚保柯」的現象不足為怪。比較爭議的是，延遲投票造成一邊看開票、一邊等候投票的現象，有可能發生第二次的策略性棄保。本來要投給姚文智的選民，看到姚沒有希望，而丁守中和柯文哲開票過程中陷入膠著，因此轉而支持立場較接近的柯，這是丁守中不滿的主因。

本文從丁守中的不滿出發，如果丁守中的擔憂為真，以下三個基本假設應該會成立。第一、完成登錄時間與姚文智的獲票率是負相關，因為姚文智是被

「棄」的對象，時間拖得愈久，對姚文智愈不利。第二、完成登錄時間與柯文哲的獲票率為正相關，因為柯文哲是被「保」的對象，時間拖得愈久，對柯文哲愈有利。第三、丁守中的獲票率與完成登錄時間無關，因為丁守中不是棄保的對象，所以時間長短與丁守中的得票率無關。本研究利用空間分析的方法驗證這三個假設是否成立。

在控制經社背景（選區規模、家戶大小、性別比、幼年人口比、老年人口比、扶養比、所得中位數、薪資所得百分比、族群比例），地理環境相關變數（醫療資源、餐飲資源），以及空間鄰近效應之後，我們發現，完成登錄時間與三位候選人的獲票率關係都不顯著，也就是說，整體而言，我們無法判斷，投票延遲是否對哪一位候選人有利或不利。

不過，這只是整體的趨勢，而就村里的層級，情況是否也是如此？爲了回答此一問題，本研究接著處理空間異質的問題，因為完成登錄時間與三位候選人獲票率的關係，或許是因地而異，不同的地方有不同的關係。結果發現，就村里的層級，丁守中擔心的「棄姚保柯」還是沒有發生，但卻有些意外的發現。

「棄姚保丁」的現象發生在中山區的劍潭里附近。可能綠營中，還是有些人很討厭柯文哲，寧願讓丁守中選上，所以選票從姚文智流向了丁守中，不過此種情形不多。另外有一些地區是「棄丁保姚」，也就是說，選民轉向投給沒有希望的姚文智。而「棄柯保丁」的地區倒是不少。有一種可能，排隊投票的選民對現任者的選務工作不滿。有少部分地區卻是「保柯」的現象。可能有些選民在延後投票時看到柯文哲與丁守中差距太小，決定回過頭來支持柯文哲，以免他落選。

總結本研究的發現：丁守中所擔憂的棄保效應，似乎沒有發生。至於延遲投票到底對誰有利，整體而言，應是沒有影響。但在村里的層次，確實有些策略性流動的現象，顯示出類似美國總統選舉時，因為不同時間進行投票而產生的西岸效應。延遲投票確實爲選民在投票過程中提供了新訊息，這個訊息對不同的選民有不同的影響，使得他們的投票發生不同方向的轉向。然而，在整體層次，因為正負相抵，對每位候選人得票的影響效果就不明顯。

參考書目

中文部分

王鼎銘，2003，〈策略投票及其影響之檢測：2001年縣市長及立委選舉結果的探討〉，《東吳政治學報》，16：125-153。

(Wang, Ding-ming. 2003. "Tse lyueh tou piao ji chi ying siang jih jian tse: 2001 nian xian shih jhang ji li wei syuan jyu jie guo de tan tao" [The Measurement and Impact of Strategic Voting: An Evidence from 2001 County Magistrate and Legislative Election]. *Soochow Journal of Political Science* 16: 125-153.)

張容慈，2016，〈策略性投票與選舉制度：棄保效應的個案研究〉，臺灣大學政治系碩士學位論文。

(Chang, Rong-tzu. 2016. "Tse lyueh sing tou piao yu syuan jyu jih du: Chi bao siao ying de ge an yan jiu" [Strategic Voting and Electoral Systems: Case Studies of Elections in Taiwan, 1994-2014]. Master's thesis. National Taiwan University.)

盛治仁，2000，〈八十九年總統大選地區效應與棄保效應分析〉，《輔仁學誌》，31: 117-132。

(Sheng, Chih-jen. 2000. "Ba shih jiu nian zong tong da syuan di chyu siao ying yu chi bao siao ying fen si" [Regional Effects and Strategic Voting in the 2000 Presidential Election]. *Fu Jen Studies* 31:117-132.)

莊文忠，2000，〈選舉預測與策略性投票：以八十九年總統選舉為例〉，《理論與政策》，14(2): 55-91。

(Juang, Wen-jong. 2000. "Syuan jyu yu tse yu tse lyueh sing tou piao: Yi ba shih jiu nian zong tong syuan jyu wei li" [Election Forecast and Strategic Voting: The Case of the Year 2000 Presidential Election in Taiwan]. *Theory and Policy* 14(2): 55-91.)

謝承璋，2003，〈臺灣選民的策略投票行爲：以2000年總統為例〉，中山大學政治系碩士學位論文。

(Hsieh, Cheng-chang.2003. “Tai wan syuan min de tse lyueh tou piao sing wei: Yi 2000 nian zong tong wei li” [The Strategic Voting Behavior of Taiwanese Voters:A Case of 2000 Presidential Election]. Master’s thesis. National Sun Yat-sen University.)

英文部分

- Abramson, Paul R., John H. Aldrich, and David W. Rohd. 1992. “Sophisticated: Voting in the 1988 Presidential Primaries.” *American Political Science Review* 86(1): 55-69.
- Anselin, Luc. 1988. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Kluwer Academic, Dordrecht.
- Anselin, Luc and Sergio J. Rey. 2014. *Modern Spatial Econometrics in Practice: A Guide to GeoDa, GeoDaSpace and PySAL*. Chicago, IL: GeoDa Press LLC.
- Anselin, Luc, Ibnu Syabri and Youngihn Kho. 2006. “GeoDa, an Introduction to Spatial Data Analysis.” *Geographical Analysis* 38: 5-22.
- Bartels, Larry M. 1988. *Presidential Primaries and the Dynamics of Public Choice*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Blais, A., and R. Nadeau. 1996. “Measuring Strategic Voting: A Two-step Procedure.” *Electoral Studie* 15(1): 39-52.
- Blais, A., R. Nadeau, E. Gidengil, and N. Nevitte. 2001. “Measuring Strategic Voting in Multiparty Plurality Elections.” *Electoral Studies* 20(3): 343-352.
- Callander, Steven. 2007. “Bandwagons and Momentum in Sequential Voting.” *The Review of Economic Studies* 74(3): 653-684.
- Carpini, Michael X. Delli. 1984. “Scooping the Voters? The Consequences of the Networks’ Early Call of the 1980 Presidential Race.” *The Journal of Politics* 46(3): 866-885.
- Cox, G. 1997. *Making Votes Count*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Fabian, Zsofia. 2014. “Method of the Geographically Weighted Regression and an

- Example for its Application.” *Regional Statistics* 4(1): 61-75.
- Farquharson, Robin. 1969. *Theory of Voting*. New Haven: Yale University Press.
- Forsythe, R., R. Myerson, T. Rietz, and R. Weber. 1993. “An Experiment on Coordination in Multicandidate Elections” *The Importance of Polls and Election Histories.: Social Choice and Welfare* 10: 223-247.
- Forsythe, R., R. Myerson, T. Rietz, and R. Weber. 1996. “An Experimental Study of Voting Rules and Polls in Three-candidate Elections.” *International Journal of Game Theory* 25: 355-383.
- Fotheringham, A. S., C. Brunsdon and M. E. Charlton. 2002. *Geographically Weighted Regression: The Analysis of Spatially Varying Relationships*. N.Y.: John Wiley & Sons.
- González-Díaz, Julio, Florian Herold, and Diego Domínguez. 2016. “Strategic Sequential Voting.” *BERG Working Paper Series*, No. 113.
- Hodgson, Robert, and John Maloney. 2013. “Bandwagon Effects in British elections, 1885-1910.” *Public Choice* 157: 73-90.
- Hsieh, John Fuh-Sheng, Emerson M. Niou and Philip Paolino. 1997. “Strategic Voting in the 1994 Taipei City Mayoral Election.” *Electoral Studies* 16(2): 153-163.
- Hummel, Patrick. 2012. “Sequential Voting in Large Elections with Multiple Candidates.” *Journal of Public Economics* 96(3-4): 341-348.
- Jackson, John E. 1983. “Election Night Reporting and Voter Turnout.” *American Journal of Political Science* 27(4): 613-635.
- Kenney, Patrick J. and Tom W. Rice. 1994. “The Psychology of Political Momentum.” *Political Research Quarterly* 47(4): 923-938.
- Morton, Rebecca B., Daniel Muller, Lionel Page, and Benno Torgler. 2015. “Exit polls, Turnout, and Bandwagon Voting: Evidence from a Natural Experiment.” *European Economic Review* 77: 65-81.
- Niemi, Richard, Gary Whitten, and Mark N. Franklin. 1992. “Constituency, Characteristics, Individual Characteristics and Tactical Voting in the 1987 British

- General Election.” *British Journal of Political Science* 22: 229-254.
- Peterson, Geoffrey. 2004. “Can A Voter In New York Make A Candidate Lose in California? An Experimental Test of the Release of Early Election Results On Voter Turnout.” In David A. Schultz ed., *Lights, Camera, Campaign!: Media, Politics, and Political Advertising*. NY: Peter Lang Inc.
- Riker, William. 1986. “Duverger’s Law Revisited.” In Bernard Grofman and Arend Lijphart eds., *Electoral Laws and Their Political Consequences*. New York: Agathon Press.
- Sonderholm, J. 2016. “Is the Publication of Exit Poll Results Morally Permissible?:” *Public Affairs Quarterly* 30(1): 51-66.
- Sudman, Seymour. 1986. “Do Exit Polls Influence Voting Behavior?” *Public Opinion Quarterly* 50(3): 331-339.
- Tyszler, Marcelo and Arthur Schram. 2016. “Information and Strategic Voting.” *Experimental Economics* 19(2): 360-381.
- West, Darrell M. 1991. “Polling Effects in Election Campaigns.” *Political Behavior* 13(2): 151-163.

“West Coast Effect” and Strategic Voting? Spatial Analysis of the 2018 Taipei City Mayoral Election

Chih-sung Teng^{*}

Chelsea C. Chou^{**}

《Abstract》

This study explores the changes in voters' choices due to the delayed voting in the 2018 Taipei City mayoral election. During the election, the incumbent mayor, Wen-je Ko, faced strong challenges from Shou-chung Ting (Kuomintang) and Pasuya Yao (Democratic Progressive Party). When voting stations started to count votes at 4 pm, most news channels reported an extremely tight race between Ko and Ting. The final election outcome was a narrow-margined win for Ko. For Shou-chung Ting, the outcome was very controversial, as this election was held concurrently with a referendum and hence the voting time was seriously delayed. A substantial proportion of voters cast their votes after 4 pm, already aware of the results of other voting stations from news reports. This information was likely to lead to changes in voters' choices, resulting in further strategic voting and changes in the final outcome of the election. In order to examine Ting's argument, this paper collects the election results of each voting

* Associate Professor, Graduate Institute of National Development, National Taiwan University.
Email: terry@ntu.edu.tw

** Assistant Professor, Graduate Institute of National Development, National Taiwan University.
Email: chelseachou@ntu.edu.tw

station and the registration time after the counting was completed and published by the Central Election Commission. Through spatial regressions (SLM and SEM) and geographic weighted regression (GWR), we find that at the village level, some votes indeed flowed. However, at the city level, Shou-chung Ting's concern has no empirical support. The overall impact of the delayed voting on the three candidates was insignificant.

Keywords: Strategic Voting, West Coast effect, Taipei City Mayoral Election, Spatial Analysis, Geographic Weighted Regression

