

科技部補助專題研究計畫成果報告

(期中進度報告/期末報告)

「公投綁選舉」之投票效應分析(第2年) Concurrent Voting of Referendums and Candidate Elections

計畫類別：個別型計畫 整合型計畫

計畫編號：MOST 108-2410-H-004-152-SS2

執行期間：民國 108 年 08 月 01 日至 111 年 01 月 31 日

執行機構及系所：國立政治大學政治學系

計畫主持人：黃紀

計畫參與人員：熊倬漢、謝金洲

本研究具有政策應用參考價值：否 是，建議提供機關_____

(勾選「是」者，請列舉建議可提供施政參考之業務主管機關)

本研究具影響公共利益之重大發現：否 是

中 華 民 國 111 年 02 月 24 日

目錄

摘要	iii
第一章 研究計畫背景與目的	1
一、在學理及方法方面	3
二、在研究議題方面	8
第二章 資料蒐集與彙整	9
一、蒐集以 GIS 為平台之人口特徵及選舉投票集體數據	9
二、2020 總統選舉追蹤電訪資料	9
三、其他質性資料	9
第三章 研究分析	16
第四章 研究成果與發表論文狀況	錯誤! 尚未定義書籤。
一、參加國際研討會並發表研究論文	27
二、期刊論文發表	28
參考文獻	29

摘要

一、中文摘要

本計畫的目的，在以實證方法探討 2018 年 11 月「公投綁選舉」(即「公民投票」與「公職選舉投票」在同一日舉行)所引發的投票效應，包括 18 歲以上未滿 20 歲的「公投首投族」之投票參與；20 歲以上的公職選民在「公投綁選舉」時，其公投與公職選舉之投票參與、投票抉擇是否有連動之影響；以及 2019 年新修訂之公投法將公投與公職選舉脫勾，其對投票參與、投票抉擇之影響。

有鑒於此，本兩年期研究計畫的目的有二：首先，在學理及方法方面，發展可連貫公投議題投票和公職候選人投票的學理，更深入探討選民同時面對創制或複決之議題投票和公職之候選人投票時，對其投票參與和抉擇間的互動關係。在方法上，則充分運用以村里為單位的人口特徵及選舉之集體數據，結合定群追蹤調查訪問蒐集的個體政治態度與行為資料，搭配網路社群媒體蒐集下載的言論網絡及聲量資料，檢證學理提出的互動假設。其次，在研究議題方面，將上述學理及三種類型的實證資料，應用於「公投綁選舉」的投票效應分析，回答下列問題：1. 公投與選舉併選，對個別選民的參與及整體投票率的實際影響為何？2. 當立場相反之公投案均成案時，選民對這類型公投案之投票模式為何？3. 當有政黨/候選人發起或對公投議題表態時，選民在該議題與該候選人間是否一併考量，還是各自分隔互不干涉？4. 於 2019 年新修之公投法，將公投與公職選舉脫勾各自單獨舉行，對投票參與、投票抉擇之效應為何？

關鍵字：公民投票、議題投票、公職選舉、一致與分裂投票、直接民主、競選策略

二、英文摘要

This research project plans to develop a unified theory and methodology to analyze concurrent referendums/initiatives and candidate elections. The topics include the extent to which the first-time voters between 18 and 20 years old participate in such elections and how regular voters make their voting decisions while facing multiple ballots. Also, this research project aims to explore the results of non-contemporary referendums/initiatives and candidate elections. Thus, this two-year research project has two objectives:

1. In terms of theory and methods:

This project will develop a unified a unified theory and methodology to analyze concurrent referendums/initiatives and candidate elections and take into account their possible interactions. To test the theory, this project has collected the aggregate-level data, the panel telephone survey data, and will collect the social media data through internet scraping during the second year.

2. In terms of applied research:

This project will apply multilevel model and causal inference methods to the above-mentioned three types of data to answer the following questions: whether and how the concurrent elections affect the voter turnout rates? How voters make their voting decisions when facing opposite referendum proposals? How the issue voting and candidate voting decisions interact with each other? What are the consequences for voter participation if the referendums/initiatives voting and candidate elections are held separately?

Keywords: referendum and citizen initiative, issue voting, candidate elections, split-ticket voting, direct democracy, campaign strategies

第一章 研究計畫背景與目的

本研究計畫旨在以實證方法探討 2018 年 11 月「公投綁選舉」(即「公民投票」與「公職選舉投票」在同一日舉行)所引發的投票效應,包括當時 18 歲以上未滿 20 歲的「公投首投族」之投票參與;以及 20 歲以上的公職選民在「公投綁選舉」時,其公投與公職選舉之投票參與、投票抉擇,是否有彼此牽動之影響?其連動模式為何?於 2019 年新修訂之公投法(立法院,2020),刻意將公投與公職選舉脫勾,其對投票參與、投票抉擇之影響又為何?

2018 年 1 月 3 日修訂之公投法(以下稱 2018 版公投法)因大幅降低門檻(參見表 1「公投法 2003、2018 與 2019 版本對照表」),致同年 11 月 24 日之九合一地方選舉與十項公投案同日投票,每位選民至多可以投 13 至 15 張選票,造成選務超載、選民排隊投票耗時,引發批評聲浪,中選會主委因而請辭。一般對此次「公投綁選舉」的討論,多集中於以死人假連署、邊投票邊開票、成案門檻應否提高、公投法第 23 條規定「應」綁選舉是否該刪除,讓公投與選舉脫勾單獨舉行,以及公投改用電子投票等法規制度與投票流程問題。「公投綁選舉」的各種現象,引起研究選舉投票的學者對下列問題的興趣:

1. 公投與選舉併選,對整體投票率的影響為何?
2. 當立場相反之公投案均成案時(例如 2018 年之同婚議題),選民對這類型公投案之投票模式為何?
3. 當有政黨/候選人發起或對公投議題表態時「選民在該議題與該候選人間是否一併考量,還是各自考慮,互不干涉?

上述研究議題,乍看似乎並不困難,然若欲嚴謹分析,則挑戰甚多。且由於 2019 年立法院通過的新公投法(參見表 1)明訂自民國 110 年起,公民投票日定於八月第 4 個星期六,每二年舉行一次;因此除了修憲公投外,一般公投不再與公職選舉同時舉行,2018 之後的下次公投原訂在 2021 年 8 月單獨舉行(後因疫情延至 12 月 18 日舉行),使得本計畫在 2020 年總統立委選舉之追蹤電訪中有關公投的問題,只能請民眾追憶「2018 年公投綁選舉」的投票行為,增加了本計畫回答上述研究問題之挑戰,但也更凸顯 2018 年公投綁選舉的獨特性。

因此本計畫將先從學理與方法切入,然後再應用於分析上述之投票效應問題。

表 1 公投法 2003、2018 與 2019 版本對照表

項目	條文編號	2003 版	2018 版	2019 版 (新法)
全國性公投適用項目	第 2 條	法律複決、立法原則創制、重大政策之創制或複決、憲法修正案複決	法律複決、立法原則創制、重大政策之創制或複決，條文新增「依憲法規定外」，即修憲、領土變更案等回歸憲法增修條文規定	無變動。
提案門檻	第 10 條	最近一次總統副總統選舉人總數千分之 5	最近一次總統副總統選舉人總數萬分之 1；主管機關於收到公民投票提案或補正之提案後，應於 30 日內完成審核。	將主管機關收到公民投票提案或補正提案之審核期限改為 60 日
成案門檻	第 12 條	最近一次總統副總統選舉人總數 5%	最近一次總統副總統選舉人總數 1.5%；公投案連署人名冊，應由提案人之領銜人，於領取連署人名冊格式或電子連署系統認證碼之次日起六個月內，向主管機關提出；逾期未提出者，視為放棄連署。	改規定公投提案之領銜人，應於領取連署人名冊格式或電子連署系統認證碼之次日起六個月內，將連署人名冊正本、影本各一份或其電磁紀錄，向主管機關一次提出；屆期未提出者，視為放棄連署
通過標準	第 29 條，舊法為第 30 條	雙二一門檻：投票人達投票權人總數 1/2 以上，且有效投票數超過 1/2 以上同意	簡單多數決：有效同意票多於不同意票，且同意票達投票權人總額 1/4 以上	無變動。
投票年齡	第 7 條	中華民國國民年滿 20 歲	中華民國國民年滿 18 歲	無變動。
公投事項之認定	第 3 條	由公民投票審議委員會認定	廢除公投審議委員會；全國性公投由中選會審核	無變動。
不在籍投票	第 25 條	無相關規定	全國性公投得不在籍投票，實施方法另以法律定之	無變動。
與其它全國性選舉合併舉行	第 23 條，舊法為第 24 條	公告成立後 1 至 6 個月內舉行，期間內有全國性選舉「得」同日舉行	公告成立後 1 至 6 個月內舉行，期間內有全國性選舉「應」同日舉行	自民國 110 年起，公民投票日定於八月第 4 個星期六，每二年舉行一次；公民投票日為應放假日。

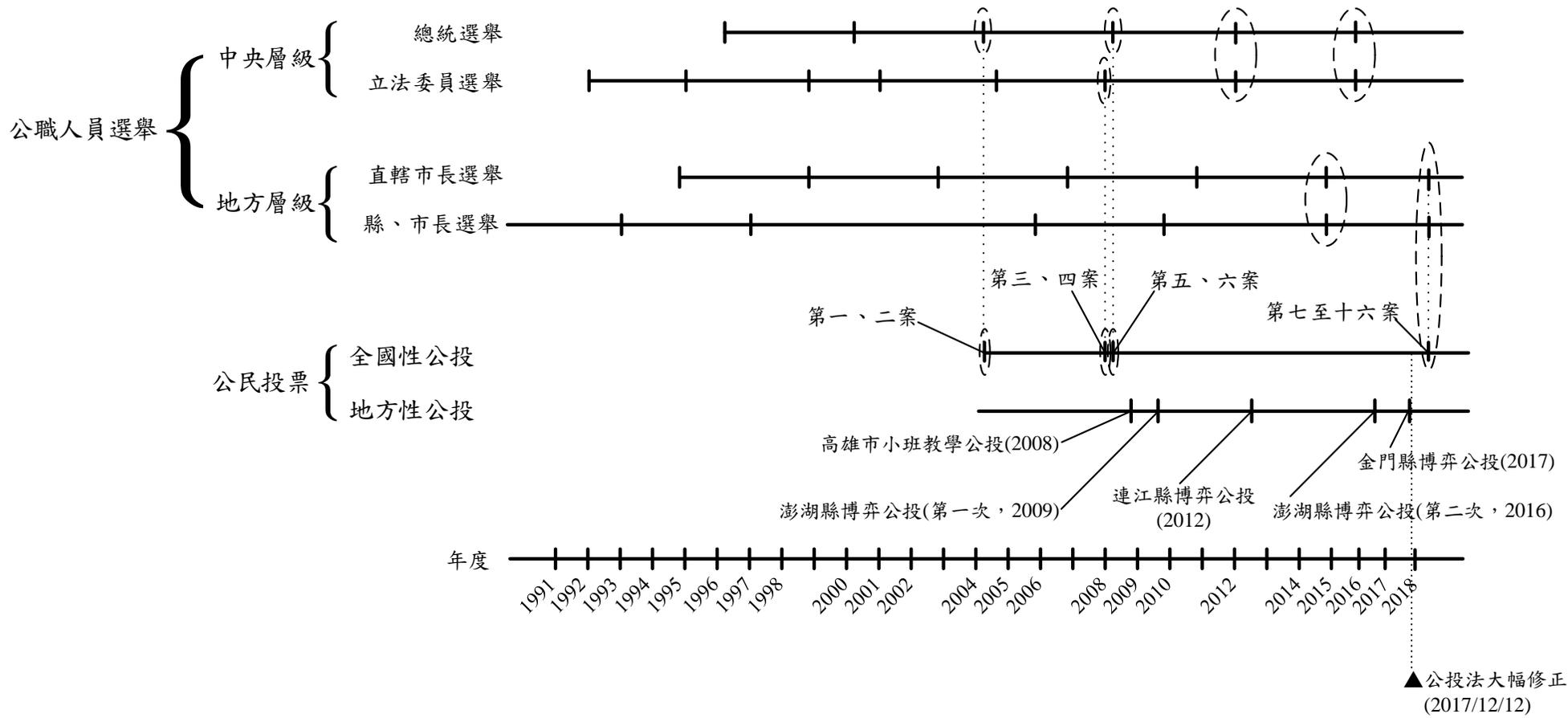
資料來源：中央社 (2017)；立法院 (2020)。

一、在學理及方法方面：

本計畫旨在發展可連貫公投議題投票和公職候選人投票的學理，深入探討選民同時面對創制或複決之議題投票和公職之候選人投票時，對其投票參與和抉擇間的互動關係；並進而推論：2019年修法，將公投與公職選舉脫勾各自單獨舉行，對投票參與、投票抉擇之效應為何。在方法上，則充分運用以村里為單位的人口特徵及選舉之集體數據，結合定群追蹤調查訪問蒐集的個體政治態度與行為資料，搭配網路社群媒體蒐集下載的言論網絡及聲量資料，檢證學理提出的假設。

本計畫所稱之「公投」，係指創制（initiative）、複決（referendum）投票，屬於「直接民主」（direct democracy）的參與管道；而公職選舉則指票選各級行政首長及代議士，屬於典型的「代議民主」（representative democracy）。兩者各有其功能，相輔相成，兩個主題在文獻中亦甚為豐富，各佔一席之地。例如對世界各國公民投票制度設計之比較（Altman 2011; 2017; Beramendi et al. 2008; Butler and Raney 1994; LeDuc 2003; 2015a; Qvortrup 2018a; 2018b; 李昌麟 2013; 2014; 王思為 2016 等）、對我國全國性與地方公投之案例分析（Chi Huang 2004; 2008; David Huang 2006; 何宗勳 2016; 傅卉棋 2016; 董健華、賴宏昇、楊志義 2014; 蔡依倫，2016）等。尤其近年因若干受國際媒體大幅報導之公投案例，如 2014 年蘇格蘭獨立公投、2016 年英國脫歐公投等（參見 Clarke, Goodwin, and Whiteley 2017; Qvortrup 2016 等），更使得公投研究倍受矚目。不過因為許多國家，包括公民投票的老牌民主國家瑞士在內，公投往往單獨舉行，因此探討公投與一般公職選舉互動關係的文獻相對較少。反倒是從無全國性公投案例的美國，因各州之公投常與一般選舉同日舉行，而有一些實證研究探討兩者的關係。例如 LeDuc（2015b）認為公投與選舉同日舉行，固然節省行政成本，但公投議題之討論常被公職競選之政黨、候選人文宣所掩蓋。

公投綁選舉對投票參與率的影響為何？一般對合併選舉的文獻，均指出：包含受矚目之行政首長選舉在內之併選，往往會提高投票率（Geys 2006; 黃紀、林長志 2013）。但公投因為性質上屬於議題投票（issue voting）（Carmines and Stimson 1980），「公投綁選舉」對投票率之影響，則較無定論（Bowler, Donovan, and Karp 2007）。回顧我國 2003 制訂公布公投法以來之經驗，全國性公投共有 16 案，全都綁選舉，而地方公投 5 案則全都單獨舉行（參見圖 1「公投選舉期程」、表 2「公民投票案列表」）。全國性公投之前六案在 2004 年、2008 年分別綁總統、立委選舉，其投票率參見圖 2 及圖 3；第 7 至 16 案綁 2018 年地方選舉，投票率則參見表 3。上述中央與地方選舉投票率，除了顯示我國與其他民主國家類似的投票率逐漸下滑趨勢外，實難以判斷公投綁選舉對公投參與之效應，若因此推斷公投綁選舉對投票率沒有影響，似又不夠嚴謹。正因 16 案全國性公投都綁選舉，沒有「控制組」可資比較；而地方公投全都單獨舉行，沒有「實驗組」可資比較。另一方面，全國與地方公投範圍與性質殊異，也難以相互比較。因此我國公投與選舉併選，對整體投票率及公投參與率的影響為何，並非如想像的單純，需要在學理及研究設計與方法上進一步探討。至於公投與公職投票抉擇之互動，則學理上應同時考量社運團體以公投議題立場框架（framing）政黨及候選人（Donovan, Tolbert, and Smith 2008），以及政黨或候選人發動倡議或表態支持公投議題（Boudreau MacKenzie 2014）兩種互動模式。



說明：橢圓形與虛線代表同日合併舉行。

圖 1 中央層級與地方縣市層級選舉與公民投票期程一覽表

表 2 公民投票案列表

層級	案號	公投名稱	性質	發起人	審議通過日期	成案日期	是否與其他公職選舉合併舉行	合格選民條件	合格選民數	投票數 投票率	贊成票數 贊成票率	反對票數 反對票率	是否通過		
全國性	1	強化國防	諮詢性	陳水扁	2004/02/04	2004/02/04	2004 總統選舉	年滿 20 歲國民 設籍六個月以上	16,497,746	7,452,340 45.17%	6,511,216 91.8%	581,413 8.2%	否		
	2	對等談判	諮詢性	陳水扁	2004/02/04	2004/02/04				7,444,148 45.12%	6,319,663 92.05%	545,911 7.95%	否		
	3	討黨產	創制	游錫堃	2006/11/20	2007/09/14	2008 立委選舉		年滿 18 歲國民 設籍六個月以上	17,277,720	4,550,881 26.34%	3,891,170 91.46%	363,494 8.54%	否	
	4	反貪腐	創制	王建煊	2006/11/24	2007/10/26					4,505,927 26.08%	2,304,136 58.17%	1,656,890 41.83%	否	
	5	台灣入聯	諮詢性	游錫堃	2007/07/12	2008/02/01	2008 總統選舉			年滿 18 歲國民 設籍六個月以上	17,313,854	6,201,677 35.82%	5,529,230 94.01%	352,359 5.99%	否
	6	務實返聯	諮詢性	蕭萬長	2007/08/28	2008/02/01						6,187,118 35.74%	4,962,309 87.27%	724,060 12.73%	否
	7	反空污	重大政策	盧秀燕	2018/07/03	2018/10/02	2018 地方公職選舉	年滿 18 歲國民 設籍六個月以上			19,757,067	10,780,050 54.56%	7,955,753 79.04%	2,109,157 20.96%	是
	8	反深澳	重大政策	林德福	2018/07/03	2018/10/09						10,769,528 54.51%	7,599,267 76.41%	2,346,316 23.59%	是
	9	反核食	重大政策	郝龍斌	2018/05/29	2018/10/09			10,779,322 54.56%			7,791,856 77.74%	2,231,425 22.26%	是	
	10	婚姻定義	創制	游信義	2018/04/17	2018/10/09			11,024,945 55.8%			7,658,008 72.48%	2,907,429 27.52%	是	
	11	適齡性平教育	複決	曾獻瑩	2018/04/17	2018/10/09			11,010,104 55.73%	7,083,379 67.44%		3,419,624 32.56%	是		
	12	同婚專法	創制	曾獻瑩	2018/04/17	2018/10/09			11,014,976 55.75%	6,401,748 61.12%		4,072,471 38.88%	是		
	13	東奧正名	重大政策	紀政	2018/03/23	2018/10/09			11,042,795 55.89%	4,763,086 45.2%		5,774,556 54.8%	否		
	14	婚姻平權	創制	苗博雅	2018/07/03	2018/10/11			10,940,4567 55.37%	3,382,286 32.74%		6,949,697 67.26%	否		
	15	性平教育	重大政策	王鼎棧	2018/07/03	2018/10/11			10,931,837 55.33%	3,507,665 34.01%		6,805,171 65.99%	否		
	16	以核養綠	複決	黃士修	2018/06/05	2018/10/23			10,832,735 54.83%	5,895,560 59.49%		4,014,215 40.51%	是		
地方性	高雄 1	小班教學	重大政策	薛宗煌	2006/12/13	2008/05/23	2008/11/15 單獨舉行	年滿 20 歲國民 設籍六個月以上	1,159,368	62,068 5.35%	56,375 91.21%	5,432 8.79%	否		
	澎湖 1	開放博弈	重大政策	藍俊逸	2009/06/17	2009/08/13	2009/09/26 單獨舉行			73,651	30,756 42.16%	13,397 43.56%	17,359 56.44%	否	
	連江 1	開放博弈	重大政策	林中超	2011/10/24	2012/04/27	2012/07/07 單獨舉行		7,762	3,136 40.76%	1,795 57.24%	1,341 42.76%	否		
	澎湖 2	開放博弈	重大政策	澎湖國際化推動聯盟	2015/12/30	2016/08/06	2016/10/15 單獨舉行		83,469	33,024 39.56%	6,210 18.93%	26,598 81.07%	否		
	金門 1	開放博弈	重大政策	蔡春生	2016/01/18	2017/06/23	2017/10/28 單獨舉行		114,426	27,663 24.18%	2,706 9.99%	24,368 90.01%	否		

圖 2 總統投票率及合併舉行之公投投票率趨勢圖（1996-2016）

說明：2012 年及 2016 年之立委與總統選舉合併舉行。

圖 3 立委投票率及合併舉行之公投投票率趨勢圖（1992-2016）

表 3 各次選舉投票率列表

選舉案類型／年度	2009 縣市	2010/06 鄉鎮及村里	2010/12 直轄市	2014 九合一	2018 九合一	2018 公民投票*
直轄市長	--	--	71.71%	66.31%	66.11%	--
直轄市議員	--	--	71.82%	66.48%	66.22%	--
縣市長	63.34%	--	--	70.40%	68.87%	--
縣市議員	63.47%	--	--	70.42%	68.79%	--
直轄市原住民區長	--	--	--	80.93%	80.45%	--
直轄市原住民區代表	--	--	--	80.94%	80.45%	--
鄉鎮市長	64.11%	--	--	71.32%	69.57%	--
鄉鎮市民代表	--	57.34%	--	71.50%	69.67%	--
村里長	直轄市	--	71.87%	66.44%	66.17%	--
	縣市	--	55.18%	70.50%	68.93%	--
公民投票第 7 案	--	--	--	--	--	54.56%
公民投票第 8 案	--	--	--	--	--	54.51%
公民投票第 9 案	--	--	--	--	--	54.56%
公民投票第 10 案	--	--	--	--	--	55.80%
公民投票第 11 案	--	--	--	--	--	55.73%
公民投票第 12 案	--	--	--	--	--	55.75%
公民投票第 13 案	--	--	--	--	--	55.89%
公民投票第 14 案	--	--	--	--	--	55.37%
公民投票第 15 案	--	--	--	--	--	55.33%
公民投票第 16 案	--	--	--	--	--	54.83%

資料來源：黃紀（2020a）、中央選舉委員會（2020）。

說明：2018 公投投票之合格選民為年齡滿 18 歲。

二、在研究議題方面：

本計畫將發展之學理與研究方法，應用於「公投綁選舉」的投票效應分析，回答下列問題：

1. 公投與選舉併選，對個別選民的參與及整體投票率的實際影響為何？
2. 當立場相反之公投案均成案時，選民對這類型公投案之投票模式為何？
3. 當有政黨／候選人發起或對公投議題表態時，選民在該議題與該候選人間是否一併考量，還是各自分隔互不干涉？
4. 2019年新修之公投法，將公投與公職選舉脫勾各自單獨舉行，對投票參與、投票抉擇之效應為何？

第二章 資料蒐集與彙整

如前所述，本計畫以實證方法探討「公投綁選舉」可能引發的投票效應，包括 18 歲以上未滿 20 歲之「公投首投族」之投票參與、以及 20 歲以上的公職選民在「公投綁選舉」時，其公投與公職選舉之投票參與、投票抉擇是否有連動之影響等。本計畫第一年期自 2019 年 8 月至計畫結束(2022 年 1 月)，均依照規劃之進度執行，達成目標。因應 2020 年總統立委大選與公民投票，除了分別在選前與選後展開電訪調查以蒐集個體資料之外，同時也為比較「18 及 19 歲公投首投族」和「20 至 22.8 歲公投暨地方公職首投族」的投票參與行為，陸續蒐集之人口特徵及選舉投票集體數據，以地理資訊系統 GIS 為平台建立電子地圖，以及蒐集有關總統立委選舉的新聞、剪報，政見發表會與辯論會錄影檔等質性資料。

一、蒐集以 GIS 為平台之人口特徵及選舉投票集體數據：

由於 2018 年為地方公職選舉，幾無全國性抽樣調查之個體資料（黃紀、張卿卿，2019 為唯一例外），中選會亦僅公告各地區之選舉結果數，並未區分選民年齡層。為比較「18 及 19 歲公投首投族」和「20 至 22.8 歲公投暨地方公職首投族」的投票參與行為，本研究陸續完成以 GIS 為平台之人口特徵及選舉投票集體數據：

（一）2018 年地方公職選舉之各村里合格選民資料：

本計畫蒐集由政府所釋出之 2018 年地方選舉前（2018/10/31）的人口資料，將全國七千三百多個里的單歲年齡層資料（內政部戶政司 2018）進行整理，除將單歲年齡層變數重新編碼為 18-19 歲合格選民、20-21 歲合格選民、22-23 歲合格選民、24 歲及以上之合格選民外，並對所有村里逐一進行地理區編碼，使村里人口資料得到相對應之村里代碼、鄉鎮市區代碼、以及縣市代碼，日後得以 GIS 為平台與其他資料進行整合。圖 4 是將地方選舉之各村里合格選民資料進行地理區編碼後的一個例子。

（二）2018 年地方公職選舉完整結果資料

有關 2018 年九合一地方選舉的資料上，本計畫不僅完整蒐集中選會選舉資料庫網站所釋出的縣市、各級民代選區、各地投開票所的投票集體結果（如縣市長、包含區域、山地與平地原住民縣市議員、鄉鎮市長與民代縣市議員、村里長的得票數、選民投票數、無效票數、投票率、合格選民數等資料，也囊括各項選區變動、鄉鎮區民代表選區變更、應選席次增減（即選區規模，district magnitude）的地理區劃分等資料，並編制能冠接縣市、鄉鎮市區、村里以及各層次統計區之地理區編碼。

（三）2018 年公投之各村里之投票數資料：

2018 年公民投票是適用 2018 年 1 月修正通過的公投法，除了將合格選民年齡修正為 18 歲即有投票權，也大幅下修提案、連署與通過門檻，最後共有 10 項公投案成案。本計畫除了蒐集並列製有關公投案修法的詳細過程、三讀通過結果之外，也自中選會選舉資料庫下載該年選舉的各式資料，包含從縣市到各地投開票所的投票結果，如有效票數、無效票數、合格選民數、投票數與投票率、贊成票及反對票等資料。

	cname	tname	vname	cid5	tid8	vid11	A18A19_CNT	A18A19_M_CNT	A18A19_F_CNT	A20A21_CNT	A20A21_M_CNT	A20A21_F_CNT	A22A23_CNT	A22A23_M_CNT	A22A23_F_CNT
1	新北市	板橋區	留侯里	65000	65000010	65000010001	33	13	20	37	20	17	31	16	16
2	新北市	板橋區	流芳里	65000	65000010	65000010002	28	12	16	25	13	12	50	30	30
3	新北市	板橋區	赤松里	65000	65000010	65000010003	16	10	6	28	16	12	18	9	9
4	新北市	板橋區	黃石里	65000	65000010	65000010004	20	15	5	24	15	9	24	12	12
5	新北市	板橋區	拙秀里	65000	65000010	65000010005	37	19	18	45	26	19	47	22	22
6	新北市	板橋區	滿興里	65000	65000010	65000010006	111	60	51	129	58	71	124	62	62
7	新北市	板橋區	新興里	65000	65000010	65000010007	48	32	16	78	45	33	72	35	35
8	新北市	板橋區	社後里	65000	65000010	65000010008	145	80	65	162	77	85	199	113	113
9	新北市	板橋區	香社里	65000	65000010	65000010009	112	58	54	100	57	43	126	74	74
10	新北市	板橋區	中正里	65000	65000010	65000010010	109	55	54	94	50	44	92	42	42
11	新北市	板橋區	白強里	65000	65000010	65000010011	82	39	43	77	35	42	100	51	51
12	新北市	板橋區	自立里	65000	65000010	65000010012	49	25	24	66	34	32	75	35	35
13	新北市	板橋區	光華里	65000	65000010	65000010013	61	33	28	59	36	23	71	29	29
14	新北市	板橋區	國光里	65000	65000010	65000010014	107	60	47	99	47	52	85	44	44
15	新北市	板橋區	港尾里	65000	65000010	65000010015	66	34	32	87	46	41	70	43	43
16	新北市	板橋區	金華里	65000	65000010	65000010016	89	48	41	85	37	48	104	46	46
17	新北市	板橋區	港德里	65000	65000010	65000010017	97	45	52	98	55	43	126	63	63
18	新北市	板橋區	民權里	65000	65000010	65000010018	51	23	28	48	24	24	62	33	33
19	新北市	板橋區	建國里	65000	65000010	65000010019	71	40	31	85	48	37	93	54	54
20	新北市	板橋區	漢生里	65000	65000010	65000010020	75	38	37	76	45	31	81	45	45
21	新北市	板橋區	公館里	65000	65000010	65000010021	103	50	53	89	48	41	95	52	52
22	新北市	板橋區	新民里	65000	65000010	65000010022	87	40	47	86	39	47	95	52	52
23	新北市	板橋區	幸福里	65000	65000010	65000010023	95	55	40	104	60	44	111	68	68
24	新北市	板橋區	忠誠里	65000	65000010	65000010024	106	57	49	91	43	48	74	40	40
25	新北市	板橋區	百壽里	65000	65000010	65000010025	57	31	26	61	25	36	48	23	23
26	新北市	板橋區	介壽里	65000	65000010	65000010026	60	32	28	69	32	37	66	31	31
27	新北市	板橋區	新埔里	65000	65000010	65000010027	41	21	20	46	23	23	58	27	27
28	新北市	板橋區	華江里	65000	65000010	65000010028	164	84	80	184	98	86	160	79	79
29	新北市	板橋區	江翠里	65000	65000010	65000010029	106	47	59	122	66	56	107	61	61
30	新北市	板橋區	純翠里	65000	65000010	65000010030	131	62	69	105	43	62	150	73	73
31	新北市	板橋區	溪頭里	65000	65000010	65000010031	142	89	53	164	95	69	129	75	75
32	新北市	板橋區	聯翠里	65000	65000010	65000010032	79	40	39	87	49	38	96	52	52
33	新北市	板橋區	宏翠里	65000	65000010	65000010033	113	50	63	98	43	55	100	53	53
34	新北市	板橋區	仁翠里	65000	65000010	65000010034	54	27	27	49	28	21	75	37	37
35	新北市	板橋區	新翠里	65000	65000010	65000010035	226	124	102	191	93	98	213	119	119
36	新北市	板橋區	吉翠里	65000	65000010	65000010036	90	42	48	86	49	37	93	45	45
37	新北市	板橋區	德翠里	65000	65000010	65000010037	198	101	97	175	91	84	214	110	110
38	新北市	板橋區	滿翠里	65000	65000010	65000010038	60	34	26	61	33	28	77	40	40
39	新北市	板橋區	明翠里	65000	65000010	65000010039	103	49	54	94	48	46	122	67	67
40	新北市	板橋區	松翠里	65000	65000010	65000010040	81	42	39	75	41	34	76	34	34
41	新北市	板橋區	柏翠里	65000	65000010	65000010041	90	54	36	97	52	45	114	46	46
42	新北市	板橋區	麗翠里	65000	65000010	65000010042	100	54	46	129	66	63	161	92	92
43	新北市	板橋區	華翠里	65000	65000010	65000010043	81	38	43	74	35	39	84	45	45
44	新北市	板橋區	忠翠里	65000	65000010	65000010044	296	141	155	279	140	139	275	137	137
45	新北市	板橋區	嵐翠里	65000	65000010	65000010045	51	29	22	42	26	16	58	33	33
46	新北市	板橋區	文翠里	65000	65000010	65000010046	88	47	41	103	45	58	97	48	48

資料來源：本計畫研究人員自行編碼與整理。

圖 4 2018 年地方公職選舉各村里合格選民資料之地理區系統編碼示例

二、2020 總統選舉追蹤電訪資料

(一) 2020 選前電訪資料

1. 電話訪問調查執行日期與成果：

2020 年總統選舉於 2020 年 1 月 11 日舉行，本計畫在選前進行電話訪問以取得研究資料。本次電話訪問是以設籍在臺灣地區且年滿二十歲以上的成年人為本次調查的訪問對象。訪問樣本的市話調查抽樣方法有二，一部分是以「中華電信住宅部 107-108 年版電話號碼簿」為母體清冊，依據各縣市電話簿所刊電話數佔臺灣地區所刊電話總數比例，決定各縣市抽出之電話數比例，以等距抽樣法抽出各縣市電話樣本後，為求涵蓋的完整性，再以隨機亂數修正電話號碼的最後二碼或四碼，以求接觸到未登錄電話的住宅戶。在開始訪問之前，訪員按照（洪式）戶中抽樣的原則，抽出應受訪的對象再進行訪問。另一部分的電話樣本則是來自政治大學選舉研究中心所累積的電訪資料庫，以隨機亂數修正電話號碼的最後四碼來製作電話樣本。在開始訪問之前，訪員按照（洪式）戶中抽樣的原則，抽出應受訪的對象再進行訪問。手機電話調查樣本部分，以國家通訊傳播委員會（NCC）民國 2019 年 9 月公布之「行動通信網路業務用戶號碼核配現況」（手機號碼前五碼之核配狀況），搭配以隨機亂數的手機號碼最後五碼來製作電話樣本。電訪期間自 2019 年 12 月 03 日（星期二）至 12 月 08 日（星期日）由本校選舉研究中心執行，本次訪問預定完成本次訪問預定完成市話 1,200 個樣本、手機 400 個樣本，經實際訪問市話、手機各完成 1,218、4,10 個樣本，總共完成 1,628 個有效樣本，以 95% 之信心水準估計，最大可能隨機抽樣誤差為： $\pm 2.43\%$ 。

2. 樣本代表性檢定：

為了瞭解 1,628 份有效樣本的代表性如何，以下分別就性別、年齡、教育程度、戶籍地區等

四方面予以檢定。

表 4 訪問成功樣本之代表性檢定：性別（加權前）

	樣 本		母 體	檢 定 結 果
	人 數	百分比	百分比	
男	863	53.0	49.1	$X^2=9.95796$ $p < 0.05$ 樣本與母體不一致
女	765	47.0	50.9	
合 計	1628	100.0	100.0	

表 5 訪問成功樣本之代表性檢定：年齡（加權前）

	樣 本		母 體	檢 定 結 果
	人 數	百分比	百分比	
20—29 歲	206	12.8	16.4	$X^2=22.38144$ $p < 0.05$ 樣本與母體不一致
30—39 歲	283	17.6	19.1	
40—49 歲	321	19.9	19.3	
50—59 歲	344	21.4	18.9	
60 歲以上	456	28.3	26.3	
合 計	1610	100.0	100.0	

表 6 訪問成功樣本之代表性檢定：教育程度（加權前）

	樣 本		母 體	檢 定 結 果
	人 數	百分比	百分比	
小學及以下	153	9.4	13.1	$X^2=56.97007$ $p < 0.05$ 樣本與母體不一致
國、初中	142	8.8	12.2	
高中、職	431	26.6	27.9	
專科	222	13.7	11.9	
大學及以上	672	41.5	35.0	
合 計	1620	100.0	100.0	

表 7 訪問成功樣本之代表性檢定：戶籍地區（加權前）

	樣 本		母 體	檢 定 結 果
	人 數	百分比	百分比	
大臺北都會	295	18.1	21.4	$X^2=19.88940$ $p < 0.05$ 樣本與母體不一致
新北市基隆	126	7.7	8.9	
桃竹苗	252	15.5	15.6	
中彰投	343	21.1	19.3	
雲嘉南	275	16.9	14.5	
高屏澎	265	16.3	16.1	
宜花東	70	4.3	4.3	
合 計	1626	100.0	100.0	

由表 4 至表 7 的樣本代表性檢定顯示：年齡、教育程度、及戶籍地區的樣本結構與母體並不一致。為了使樣本與母體結構更符合，本研究對樣本的分布特性使用多變數「反覆加權法」(raking) 進行加權。

表 8 至表 11 為加權後的樣本代表性檢定結果，顯示加權後的樣本結構和母體並無差異。

表 8 訪問成功樣本之代表性檢定：性別（加權後）

	樣 本		母 體	檢 定 結 果
	人 數	百分比	百分比	
男	799	49.1	49.1	X ² =0.00030 p > 0.05 樣本與母體一致
女	829	50.9	50.9	
合 計	1628	100.0	100.0	

表 9 訪問成功樣本之代表性檢定：年齡（加權後）

	樣 本		母 體	檢 定 結 果
	人 數	百分比	百分比	
20—29 歲	262	16.1	16.4	X ² =0.02120 p > 0.05 樣本與母體一致
30—39 歲	306	18.8	19.1	
40—49 歲	310	19.0	19.3	
50—59 歲	305	18.7	18.9	
60 歲以上	425	26.1	26.3	
合 計	1608	98.8	100.0	

表 10 訪問成功樣本之代表性檢定：教育程度（加權後）

	樣 本		母 體	檢 定 結 果
	人 數	百分比	百分比	
小學及以下	212	13.0	13.1	X ² =0.00166 p > 0.05 樣本與母體一致
國、初中	198	12.2	12.2	
高中、職	451	27.7	27.9	
專科	192	11.8	11.9	
大學及以上	567	34.8	35.0	
合 計	1621	99.6	100.0	

表 11 訪問成功樣本之代表性檢定：戶籍地區（加權後）

	樣 本		母 體	檢 定 結 果
	人 數	百分比	百分比	
大臺北都會	347	21.3	21.4	X ² =0.00551 p > 0.05 樣本與母體一致
新北市基隆	145	8.9	8.9	
桃竹苗	253	15.5	15.6	
中彰投	313	19.2	19.3	
雲嘉南	236	14.5	14.5	
高屏澎	262	16.1	16.1	
宜花東	70	4.3	4.3	
合 計	1626	99.9	100.0	

(二) 2020 選後電訪資料

1. 電話訪問調查執行日期與成果：

本計畫亦在 2020 年 1 月 11 日總統選舉後進行電話訪問以取得選後電訪資料。本次電話訪問是以設籍在臺灣地區且年滿二十歲以上的成年人為本次調查的訪問對象，並針對選前訪問(108 年 12 月 03 日日起至 12 月 08 日止)成功的 1,628 樣本進行追蹤訪問。電訪期間自 2020 年 1 月 14 日(星期二)至 1 月 19 日(星期日)由本校選舉研究中心執行，本次訪問預定完成 900 個樣本，經實際訪問完成 932 個有效樣本(追訪率 57.3%)，以 95%之信心水準估計，隨機抽樣誤差為±3.21%。

2. 樣本代表性檢定：

為了瞭解 932 份有效追蹤樣本的代表性如何，以下分別就性別、年齡、教育程度、戶籍地區等四方面予以檢定。

表 12 訪問成功樣本之代表性檢定：性別(加權前)

	樣 本		母 體	檢 定 結 果
	人 數	百分比	百分比	
男	516	55.4	49.1	$X^2=14.63632$ $p < 0.05$ 樣本與母體不一致
女	416	44.6	50.9	
合 計	932	100.0	100.0	

表 13 訪問成功樣本之代表性檢定：年齡(加權前)

	樣 本		母 體	檢 定 結 果
	人 數	百分比	百分比	
20—29 歲	97	10.4	16.4	$X^2=41.27478$ $p < 0.05$ 樣本與母體不一致
30—39 歲	150	16.1	19.1	
40—49 歲	178	19.1	19.3	
50—59 歲	213	22.9	18.9	
60 歲以上	292	31.3	26.3	
合 計	930	99.8	100.0	

表 14 訪問成功樣本之代表性檢定：教育程度(加權前)

	樣 本		母 體	檢 定 結 果
	人 數	百分比	百分比	
小學及以下	83	8.9	13.1	$X^2=39.46315$ $p < 0.05$ 樣本與母體不一致
國、初中	80	8.6	12.2	
高中、職	246	26.4	27.9	
專科	134	14.4	11.9	
大學及以上	387	41.5	35.0	
合 計	930	99.8	100.0	

表 15 訪問成功樣本之代表性檢定：戶籍地區（加權前）

	樣 本		母 體	檢 定 結 果
	人 數	百分比	百分比	
大臺北都會	170	18.2	21.4	$X^2=20.28438$ $p < 0.05$ 樣本與母體不一致
新北市基隆	69	7.4	8.9	
桃竹苗	133	14.3	15.6	
中彰投	190	20.4	19.3	
雲嘉南	175	18.8	14.5	
高屏澎	154	16.5	16.1	
宜花東	40	4.3	4.3	
合 計	931	99.9	100.0	

由表 12 至表 15 的樣本代表性檢定顯示：性別、年齡、教育程度、及戶籍地區的樣本結構與母體並不一致。為了使樣本與母體結構更符合，本研究對樣本的分布特性使用多變數「反覆加權法」(raking) 進行加權。

表 16 至表 19 為加權後的樣本代表性檢定結果，顯示加權後的樣本結構和母體並無差異。

表 16 訪問成功樣本之代表性檢定：性別（加權後）

	樣 本		母 體	檢 定 結 果
	人 數	百分比	百分比	
男	458	49.1	49.1	$X^2=0.00065$ $p > 0.05$ 樣本與母體一致
女	474	50.9	50.9	
合 計	932	100.0	100.0	

表 17 訪問成功樣本之代表性檢定：年齡（加權後）

	樣 本		母 體	檢 定 結 果
	人 數	百分比	百分比	
20—29 歲	152	16.3	16.4	$X^2=0.02655$ $p > 0.05$ 樣本與母體一致
30—39 歲	177	18.9	19.1	
40—49 歲	179	19.2	19.3	
50—59 歲	176	18.9	18.9	
60 歲以上	247	26.5	26.3	
合 計	931	99.8	100.0	

表 18 訪問成功樣本之代表性檢定：教育程度（加權後）

	樣 本		母 體	檢 定 結 果
	人 數	百分比	百分比	
小學及以下	122	13.1	13.1	$X^2=0.00449$ $p>0.05$ 樣本與母體一致
國、初中	114	12.2	12.2	
高中、職	259	27.8	27.9	
專科	110	11.9	11.9	
大學及以上	326	34.9	35.0	
合 計	931	99.8	100.0	

表 19 訪問成功樣本之代表性檢定：戶籍地區（加權後）

	樣 本		母 體	檢 定 結 果
	人 數	百分比	百分比	
大臺北都會	199	21.3	21.4	$X^2=0.00431$ $p>0.05$ 樣本與母體一致
新北市基隆	83	8.9	8.9	
桃竹苗	145	15.6	15.6	
中彰投	179	19.3	19.3	
雲嘉南	135	14.5	14.5	
高屏澎	150	16.1	16.1	
宜花東	40	4.3	4.3	
合 計	931	99.9	100.0	

三、其他質性資料：

本計畫除蒐集前述有關 2018 年地方公職選舉及公投選舉結果等集體資料外，亦蒐集了 2018 年 11 月九合一地方選舉及公投選舉至 2021 年 1 月中央與地方選舉的其他質性資料，各式資料如中、英文新聞報導、文件、政府與選舉委員會公告等將近 4 萬 5 千則（自 2019 年 8 月 1 日起，迄 2022 年 1 月 31 日止），其內容涵蓋：(1) 2018 年九合一地方公職人員選舉與公民投票、2020 年總統與立委大選的官方期程、各項工作的舉辦時日等；(2) 各政黨在這段期間所舉辦的初選過程與結果；(3) 不同選舉層級的競選策略：例如各黨如何推派適當的候選人、在縣市長、縣市議員及鄉鎮市區長及代表的提名過程及結果；(4) 政黨互動：例如競選前各政黨的互動、禮讓或自行提名等過程；(5) 政黨與候選人之競選動態；(6) 這段時間不同單位所執行的全國性或地區性民意調查結果，如選舉投票對象、中央或縣市施政滿意度、特定政策議題支持度等；(7) 針對候選人提出的國政、市政願景與競選政見；(8) 公民社會針對不同公民投票議題而出現的輿論、意見、對相關議題的看法、意見與重大爭議等資料。這些參考資料能幫助充實研究內容、提升研究的效率。

第三章 研究分析

如前所述，2018年1月3日修訂之公投法因大幅降低門檻，致該年11月24日之九合一地方選舉與十項公投案同日投票，當時18歲以上未滿20歲之「公投首投族」只能投公投票；但20歲以上的選民每位至多可以投13張（直轄市）至15張（非直轄市及原住民自治區）選票，其中20至22.8歲（2016年2月剛滿20歲，未及參與2016年1月之總統立委選舉投票）者在2018年11月也是首投族，但卻可以投公投以及地方公職票。故依據2018版之公投法，20歲成了切割兩種「首投族」的截點（cut point）：18歲以上未滿20歲之「純公投首投族」、20至22.8歲者之「公職暨公投首投族」。故本研究將2018年「公投綁選舉」視為有趣之「自然實驗」（natural experiment）（Dunning 2012），採用「精準之斷點迴歸設計」（sharp regression discontinuity design, SRD）（Cattaneo, Idrobo and Titiunik, 2020; van Leeuwen et al. 2018），比較這兩群年齡極為接近且2018年前皆無投票經驗的首投族，據以推論2018年「公投綁選舉」對公投參與是否有提升的因果效應（causal effect）。此一分析的結果，以英文論文“*Youth Turnout in Referendums and Elections: Evidence from Regression Discontinuity Designs*”投稿《台灣政治學刊》，已通過審查，將刊登於第25卷第2期。該文具體描述了本計畫模型建構、資料分析與研究發現，茲將主要之分析結果，呈現於下：

I. RD Designs and Parameter Estimation

In our empirical analyses, the causal effect of eligibility is examined using regression discontinuity (RD) designs because they are considered to be “the most credible non-experimental research strategies to study causal treatment effects” (Cattaneo, Titiunik, and Vazquez-Bare 2020b, 835). RD designs exploit one or more known and fixed cutoffs to an underlying variable where individuals on each side of the cutoff (or discontinuity) receive a different treatment “as if” they are randomly assigned due to some arbitrary legal or administrative rule (Dunning 2012; Thistlethwaite and Campbell 1960; Titiunik 2021).

In the standard single-cutoff sharp RD design, there are three elements for each unit i , $i = 1, 2, \dots, n$.

1. Potential outcomes $(Y_i(0), Y_i(1))$ represent counterfactuals when each unit is exposed and not exposed to the treatment, respectively;
2. The running (or forcing variable) X_i denotes a score assigned to each unit;
3. There is a common known cutoff c for all units such as that where all the units with $X_i \geq c$ are exposed to the treatment while those with $X_i < c$ are not. That is, the treatment indicator is $D_i = \mathbb{1}(X_i \geq c)$, where $\mathbb{1}$ is an indicator function. “Sharp” simply means the assignment is deterministic with full compliance.

The parameter of interest in this standard RD design is the average treatment effect at the cutoff (ATEC) $\tau = E[Y_i(1) - Y_i(0)|X_i = c]$.

The multi-cutoff sharp RD design extends the previous framework by allowing for multiple thresholds (Bertanha 2020; Cattaneo et al. 2016). In the case where there are K cumulative cutoffs, the cutoffs are ordered with $C = \{c_1 < c_2 < \dots < c_K\}$. A unit with running variable X_i is deterministically assigned to a treatment scenario $D_i = D(X_i)$ according to the rule:

$$D(x) = \begin{cases} d_0 & \text{if } c_0 \leq x < c_1 \\ d_1 & \text{if } c_1 \leq x < c_2 \\ \vdots & \\ d_{K-1} & \text{if } c_{K-1} \leq x < c_K \end{cases}$$

That is, a unit receives d_{k-1} if $c_{k-1} \leq x < c_k$. The average treatment effect at cutoff c_k is identified as

$$\tau_k = E[Y_i(d_k) - Y_i(d_{k-1})|X_i = c_k]$$

$$= \lim_{h \rightarrow 0} \{E[Y_i | X_i = c_k + h_k] - E[Y_i | X_i = c_k - h_k]\}$$

Since the true conditional regression function of Y_i is unknown, researchers often use local polynomial regression (LPR) near each cutoff c_k to non-parametrically estimate τ_k by first choosing a bandwidth h_k for each cutoff, a kernel function $K(\cdot)$ for weighting, and the order of the polynomial regression p . Then a polynomial in X is fitted on each side of the cutoff, and finally the ATEC is estimated by taking the difference between the intercepts of these two LPRs:

$$\hat{\tau}_k = \hat{\alpha}_k^+ - \hat{\alpha}_k^-$$

where the superscript “+” refers to the right-hand-side estimate while the “-” refers to the left-hand-side estimate. The choice of bandwidth h_k is either based on theory or on a data-driven criterion such as the mean squared error (MSE) (Calonico, Cattaneo, and Farrell 2020).

In this study, we are interested in testing if distinct eligibility D_i to cast ballots leads to different propensities to turn out to vote. The running variable X_i is an individual’s age, and the outcome variables Y_i are turnouts in referendums and elections. The relationship between age and voter turnout is well documented in the literature on political life cycle theory.¹ This study, however, focuses on the effect of dichotomous eligibility. As shown in Figure 3(A) (Steiner et al. 2017, 164), covariate age both determines ballot eligibility (i.e., $D_i = \mathbb{1}(X_i \geq c)$) and the outcome variable Y_i and confounds the causal effect of D on Y . Age may even be related to a set of variables U that affect Y as indicated by the dashed bi-headed arrow. Thus, a simple difference-in-turnouts between two groups of eligible voters is biased. The main advantage of the RD design is that it can eliminate confoundedness and recover ATE for a given subpopulation of units. Figure 3(B) illustrates that we can identify causal effects for those subjects whose age is in a small neighborhood around the cutoff as proved by Hahn, Todd, and van der Klaauw (2001). Our knowledge of the voting-age eligibility rule stipulates that the probability of receiving the treatment changes discontinuously at $X_i = c$ ranges from 0 to 1. Being conditional on X at the cutoff, there is no variation left in D , so it cannot be correlated with any other factors (Lee and Lemieux 2010).

Figure 3 Causal Graph of Regression Discontinuity Design

Source: Steiner et al. (2017, 164)

In the 2018 concurrent referendum and local elections, there were two cutoffs in relation to the voting

¹ See Dassonneville 2017 and Smets 2021 for reviews.

age. For referendums, citizens aged 18 and above were eligible to vote according to Article 7 of the 2017 version of the Referendum Voting Act. However, only citizens aged 20 or older were eligible to vote in the elections according to Article 12 of the ROC Constitution. This means that on the voting day of November 24, 2018, there were two different groups of first-time voters: 18 and 19 year olds as the first-time referendum-only voters, while those between 20 and 22.855 were the first-time referendum-and-election voters. Hence the two cutoffs for our study are at ages 20 and 22.856 (see Figure 2).

Based on Hypotheses 1 and 2, it is the number of ballots that the individuals are eligible to cast (i.e., the referendum vs. referendum-and-election), and not the voting experience (i.e., first-time vs. second-time voting), that matters. Therefore, only the first cutoff at age 20 should make a difference in terms of the turnout. More specifically, the first-time referendum-and-election group is expected to have a higher turnout rate than the first-time referendum-only group at the first cutoff at age 20 with there being no difference in turnout from adjacent non-first-time voters at the second cutoff at age 22.856. Similarly, the first-time referendum-and-election voters should also exhibit no difference in terms of turnout in local elections from adjacent non-first-time voters at the cutoff at age 22.856.

These analyses are based on a nonparametric local polynomial approach, with the triangular kernel function being applied in conjunction with a bandwidth that optimizes the mean squared error (MSE) (Calonico, Cattaneo, and Farrell 2020; Cattaneo, Idrobo, and Titiunik 2019; Cattaneo, Titiunik, and Vazquez-Bare 2020a). Besides the robust bias-corrected inference procedures, this study also considers the context of the 2018 concurrent elections. Although the referendums were conducted through nation-wide direct issue voting, the concurrent local elections differed in terms of the candidates running for subnational offices and district-based electoral campaigns. To consider this local heterogeneity, these RD analyses treat Taiwan's 22 cities and counties as clusters and estimate the heteroskedasticity-robust variance. Furthermore, Juang and Hong's (2020) preliminary analysis indicates that up to the age of 65, females tend to have slightly higher turnout rates than males. To accommodate the possible gender difference in turnout, we follow Calonico et al. (2019) by presenting our estimates with and without the covariate adjustment for the sex of the voter.

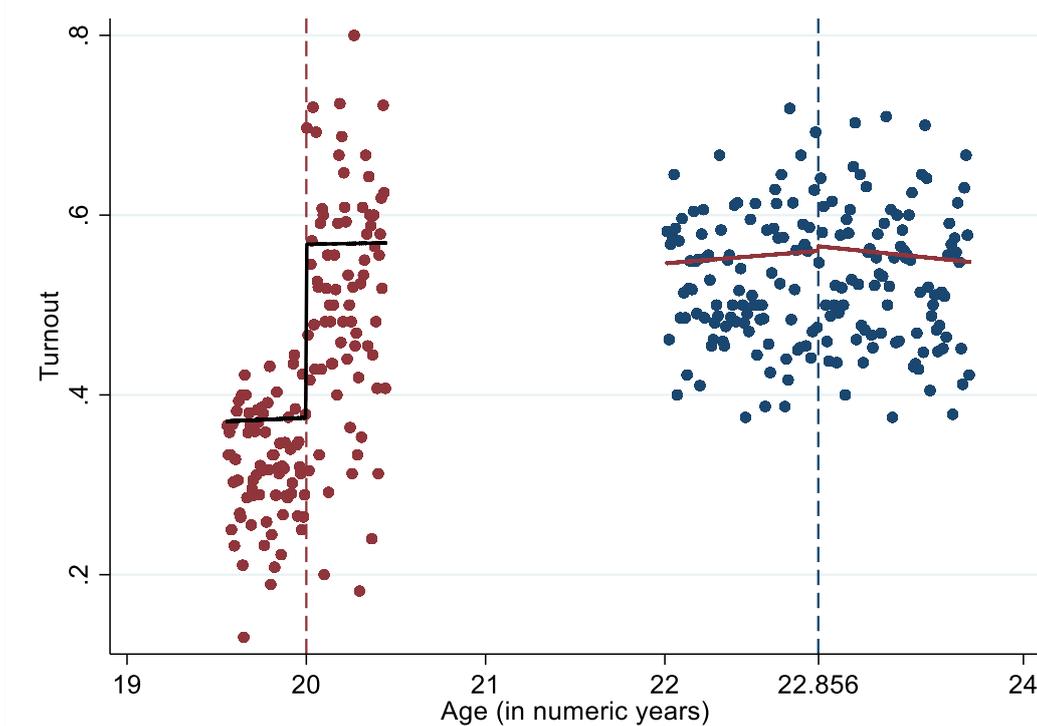
II. Empirical Findings

On the concurrent referendum and election day of November 24, 2018, citizens aged 18 years and older were eligible to vote on 10 referendum cases while those 20 years and older were also eligible to vote on three to five local offices. Since the physical cost of casting ballots is constant, it is not surprising that there was a very low “drop-off” or selective abstention rate. In terms of the entire electorate, aggregate turnout rates for the 10 referendums (see Appendix 1) were very close, ranging between 54.31% and 55.89%, while those for the three common local office elections varied between 66.11% to 68.93%. Indeed, based on the individual-level CEC 2018 data, the correlations for the turnouts ranged from 0.973 to 0.998 for the 10 referendum items and between 0.982 to 0.998 for the three local offices. Given this high degree of similarity, for brevity we first present the detailed results for arguably the most salient referendum item 13 and then summarize the estimates for the other nine items for comparison purposes. Referendum item 13 referring to “participating in the 2020 Olympics in Tokyo in the name of Taiwan instead of Chinese Taipei,” which was rejected, stood out from the other energy-policy issues (items 7, 8, 9 and 16) or the same-sex-marriage issues (items 10, 11, 12, 14 and 15) as a fiercely-debated political item related to Taiwan's identity. As for the local elections, we focused on one high-profile local office election, i.e., that related to the city mayor/county

magistrate.

To test our hypotheses, we first applied the RD design with two cutoffs to the turnout for referendum item 13. As displayed in Figure 4, the RD plot with binned means shows a much lower turnout rate for the first-time referendum-only voters on the left-hand side of the first broken line, indicating a cutoff at age 20, but then experiences an abrupt jump on the threshold of age 20 before remaining stable. RD estimates of the treatment effects at the two cutoffs, at age 20 and age 22.856, using a triangular kernel and nearest neighbor heteroskedasticity–robust variance estimators with a covariate adjustment for sex, are presented in the last column of Table 2. At the first cutoff at age 20, the mean-square-error (MSE) optimal bandwidth is 0.445 years and the estimated treatment effect is $\hat{\tau}_1 = 0.196$ ($p < 0.001$), meaning that there is on average a 19.6% jump in voter turnout for the first-time referendum-and-election group compared to the first-time referendum-only group. On the other hand, the RD effect estimate at the second cutoff at age 22.856 based on the MSE-optimal bandwidth of 0.847 years, $\hat{\tau}_2 = -0.003$ ($p = 0.784$), is not significantly different from zero. Since the young first-time voters in the neighborhood around the first cutoff at age 20 should in many respects be similar except for those aged 20 and above who are also eligible to vote in local elections, we conclude that public office elections attract a higher turnout. This finding is consistent with the first hypothesis that more voting eligibility is more likely to attract citizens to turn out to vote.

Figure 4 RD Plot of Referendum Item 13 Turnout with Two Cutoffs at Age 20 and 22.856



Source: Author

Table 2. Treatment Effects on Two Types of First-Time Voters

	<u>Not Using Covariate</u>	<u>Using Covariate</u> <u>(sex)</u>
1. RD treatment effect at cutoff = 20	0.195***	0.196***
Robust 95% CI	[0.109, 0.284]	[0.112, 0.283]
Robust <i>p</i> -value	<0.001	<0.001
bandwidth <i>h</i>	±0.446	±0.445

Effective number of observations	5,716	5,675
2. RD treatment effect at cutoff = 22.856	-0.004	-0.003
Robust 95% CI	[-0.102, 0.075]	[-0.100, 0.075]
Robust <i>p</i> -value	0.770	0.784
Bandwidth <i>h</i>	±0.832	±0.847
Effective number of observations	7,130	7,284

Note: All estimates are computed using a triangular kernel and nearest neighbor heteroskedasticity–robust variance estimators.

Source: Author

We apply the same RD estimation strategy to each referendum. For comparison purposes, Table 3 lists the cutoff-specific estimates for *all* 10 referendums. The RD estimates of the first cutoff at age 20 range from 0.184 (for item 16 “repeal the law of phasing out nuclear energy in 2025” which was passed) to 0.201 (for item 10 “oppose same-sex-marriage in the Civil Code” which was passed) and all are statistically significant at $p < .001$. Meanwhile, all the RD estimates of the second cutoff at age 22.856 remain insignificant. This means that the first hypothesis is confirmed for all 10 referendums.

Table 3 Cutoff-Specific Effects for All Ten Referendums in 2018

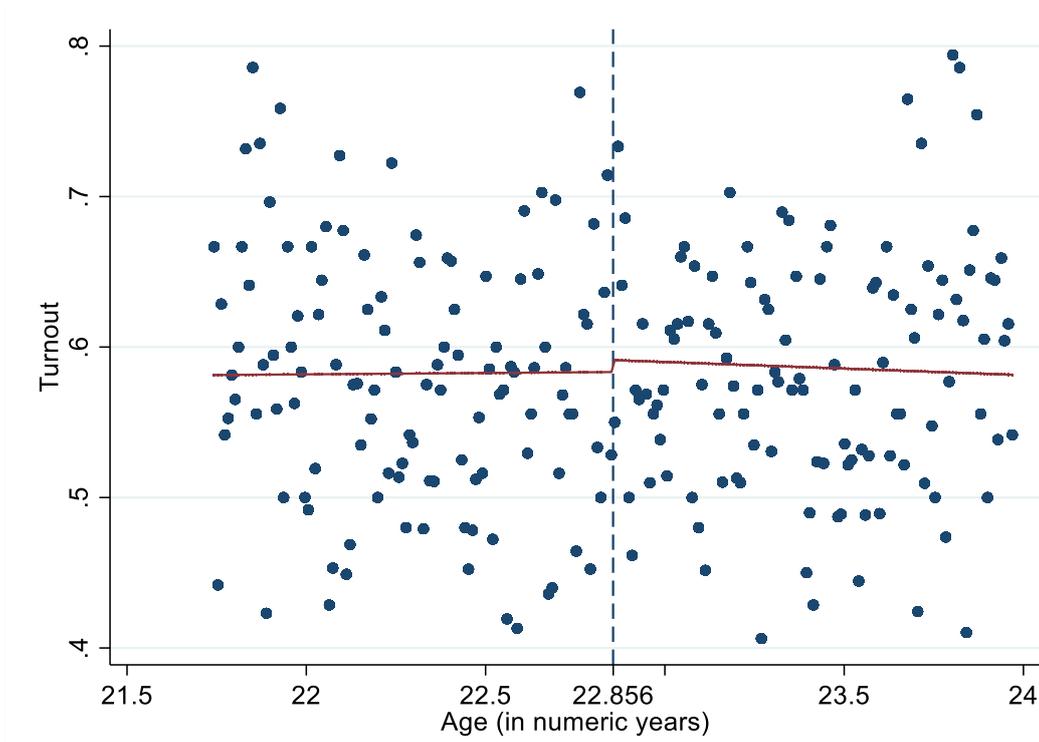
First Cutoff at 20	MSE-Optimal Bandwidth <i>h</i>	RD Estimate	Robust Inference		Effective Number of Observations
			<i>p</i> -value	95% CI	
Rf 7	±0.451	0.186***	<0.001	[0.099, 0.273]	5,753
Rf 8	±0.450	0.186***	<0.001	[0.099, 0.273]	5,753
Rf 9	±0.451	0.185***	<0.001	[0.096, 0.272]	5,753
Rf 10	±0.440	0.201***	<0.001	[0.121, 0.288]	5,612
Rf 11	±0.450	0.199***	<0.001	[0.118, 0.285]	5,753
Rf 12	±0.447	0.199***	<0.001	[0.118, 0.285]	5,716
Rf 13	±0.445	0.196***	<0.001	[0.112, 0.283]	5,675
Rf 14	±0.434	0.197***	<0.001	[0.115, 0.286]	5,543
Rf 15	±0.443	0.195***	<0.001	[0.113, 0.284]	5,641
Rf 16	±0.458	0.184***	<0.001	[0.095, 0.271]	5,864
Second					

Cutoff at 22.856					
Rf 7	± 0.893	0.005	0.936	[-0.086, 0.079]	7,641
Rf 8	± 0.903	0.005	0.951	[-0.085, 0.080]	7,718
Rf 9	± 0.914	0.007	0.999	[-0.083, 0.083]	7,800
Rf 10	± 0.825	-0.001	0.850	[-0.097, 0.080]	7,076
Rf 11	± 0.824	0.000	0.882	[-0.095, 0.082]	7,051
Rf 12	± 0.830	0.001	0.886	[-0.095, 0.082]	7,130
Rf 13	± 0.847	-0.003	0.784	[-0.100, 0.075]	7,284
Rf 14	± 0.843	-0.001	0.831	[-0.097, 0.078]	7,227
Rf 15	± 0.846	-0.001	0.828	[-0.097, 0.078]	7,284
Rf 16	± 0.871	0.000	0.858	[-0.093, 0.077]	7,469

Source: Author

To test the second hypothesis related to the zero effect on the non-first-time voters, this study applies the RD design to the turnout at the city mayor/county magistrate elections. Since 18 and 19 year-olds were not eligible to vote for local officers, this is a standard RD design with a single cutoff at age 22.856 which separates the first-time election eligible voters from the second-time election eligible voters. As depicted in Figure 5, the fitted lines of binned means on both sides of the cutoff within the MSE-optimal bandwidth of 1.119 years are almost connected and show little discontinuity. The RD estimate of the treatment effect with a covariate adjustment for sex at the cutoff is presented in the last column of Table 4. The estimate is $\hat{\tau} = 0.008$ ($p=0.896$) and is not significantly different from zero. This finding echoes that of its counterpart for referendum item 13 and confirms the hypothesis that past election eligibility does not further increase the probability of subsequent participation when the institutional barrier to voting is low.

Figure 5 RD Plot of 2018 Mayor/Magistrate Turnout with Cutoff at Age 22.856



Source: Author

Table 4 Treatment Effects on Non-First-Time Voters in Local Elections (Mayor/Magistrate)

	<u>Not Using Covariate</u>	<u>Using Covariate</u> <u>(sex)</u>
RD treatment effect at cutoff = 22.856	0.007	0.008
Robust 95% CI	[-0.071, 0.078]	[-0.070, 0.080]
Robust <i>p</i> -value	0.921	0.896
Bandwidth <i>h</i>	±1.116	±1.119
Effective number of observations	9,555	9,579

Note: All estimates are computed using a triangular kernel and nearest neighbor heteroskedasticity–robust variance estimators.

Source: Author

By comparing the results of these two RD designs, this study finds that only the first cutoff at age 20 results in a significantly large difference of 19.6% in turnout, while the second cutoff between the first-time and second-time voters does not indicate a significant difference in either the referendum or candidate election. These results imply that public office elections are indeed more likely to attract first-time voters to turn out than referendums alone.

III. Validation and Sensitivity Analyses

The main feature of the RD design is that the mechanism by which treatment is assigned is known. One potential threat to its internal validity is that subjects may manipulate their values of the running variable. Such a possibility can be ruled out in this study because, as mentioned earlier, in Taiwan the government is responsible for compiling the eligible voter list based on the household registration archive with detailed birthdate records. Therefore, individuals cannot manipulate their ages in relation to eligibility thresholds. Furthermore, the distribution of the available covariate for sex is also balanced within the MSE-optimal bandwidths.² For referendum item 13, the homogeneity test is $X^2=3.535$ with $p=0.06$ for the first cutoff at age 20 and $X^2=0.903$ with $p=0.342$ for the second cutoff of 22.856. For the mayor/magistrate election, the test result is $X^2=0.677$ with $p=0.411$. None of the tests is significant at the 0.05 level.

We next examine the treatment effects at the artificial cutoff values. In this study, we know that for referendum voters the first cutoff is age 20 and the second is 22.856. If an election for a candidate provides a stronger impetus for turnout as we hypothesize, then we should find an abrupt and significant jump at the first cutoff, but not at the second cutoff. Similarly, we should not find a significant difference in the turnout rate for election eligible voters in the mayor/magistrate elections at the cutoff of 22.856. This is indeed what we find in the previous section. However, the known rule and hypotheses also imply that if we examine the treatment effects at artificial or placebo cutoff values at which the treatment statuses do not really change, then we expect no significant increase in turnout at the first placebo cutoff and also no significant difference at the other cutoff. To implement this placebo cutoff test, we create artificial cutoffs by moving 0.5 years to the left and to the right of the true cutoffs.

Tables 5 and 6 present the results of the placebo tests for referendum item 13 and the mayor/magistrate election, respectively. As expected, the significant jump in turnout at the true first cutoff of 20 disappears at the two artificial cutoffs at 19.5 and 20.5. At the same time, the RD estimates at the true cutoff of 22.856 remain insignificantly different from zero at the two placebo cutoffs of 22.356 and 23.356 for both the referendum and election. These findings enhance our confidence in concluding that the eligibility to vote in an election for a candidate at age 20 indeed results in citizens being more likely to turn out and vote.

² As explained in the Data and Method section, the released CEC data contain only four variables: turnout, birth date, sex, and household registration location.

Table 5 Analysis of Alternative Cutoffs for Referendum #13

Alternative First Cutoff	MSE-Optimal Bandwidth h	RD Estimate	Robust Inference		Effective Number of Observations
			p -value	95% CI	
19.5	± 0.386	0.025	0.376	[-0.039, 0.102]	6,984
20.0	± 0.445	0.196***	<0.001	[0.112, 0.283]	5,675
20.5	± 0.331	-0.019	0.640	[-0.149, 0.091]	2,428
Alternative Second Cutoff					
22.356	± 1.006	-0.006	0.808	[-0.063, 0.080]	8,268
22.856	± 0.847	-0.003	0.784	[-0.100, 0.075]	7,284
23.356	± 0.670	-0.034	0.232	[-0.115, 0.028]	5,837

Source: Author

Table 6 Analysis of Alternative Cutoffs for Mayor/Magistrate Elections

Alternative Cutoff	MSE-Optimal Bandwidth h	RD Estimate	Robust Inference		Effective Number of Observations
			p -value	95% CI	
22.356	± 0.734	0.007	0.506	[-0.048, 0.097]	6,230
22.856	± 1.119	0.008	0.896	[-0.070, 0.080]	9,579
23.356	± 1.161	-0.024	0.266	[-0.098, 0.027]	10,001

Source: Author

We next investigate whether our RD estimates are sensitive to the choice of bandwidth around cutoffs. As explained earlier, a narrower bandwidth decreases the bias of the local polynomial estimator, but increases its variance, whereas a wider bandwidth does the opposite. All our previous analyses are based on the MSE-optimal choice of bandwidth in order to balance this bias-variance tradeoff, but if RD estimates remain stable with somewhat different bandwidths, then we can be more confident with our findings. We therefore conduct this sensitivity analysis by first reducing the MSE-optimal bandwidth by half and then doubling its length.

Tables 7 and 8 display the results of sensitivity to bandwidth tests on referendum item 13 and the mayor/magistrate elections, respectively. We find that all the estimates are consistent with the results based on the MSE-optimal choices. For example, the ATEC estimates of the first cutoff for referendum item 13 remain positive and significant, and the magnitude of the point estimate changes only slightly when bandwidth is reduced by half or doubled. At the same time, the estimates at the cutoff of 22.856 remain insignificantly different from zero.

Table 7 Analysis of Alternative Bandwidths around Two Cutoffs for Referendum #13

First Cutoff	Alternative Bandwidth h	RD Estimate	Robust Inference		Effective Number of Observations
			p -value	95% CI	
20.0	± 0.2225	0.207***	<0.001	[0.142, 0.398]	2,734
20.0	± 0.4450	0.196***	<0.001	[0.112, 0.283]	5,675
20.0	± 0.8900	0.193***	<0.001	[0.120, 0.273]	11,312
Second Cutoff					
22.856	± 0.4235	-0.021	0.898	[-0.128, 0.112]	3,648
22.856	± 0.8470	-0.003	0.784	[-0.100, 0.075]	7,284
22.856	± 1.6940	0.002	0.871	[-0.077, 0.065]	13,459

Source: Author

Table 8 Analysis of Alternative Bandwidths around Cutoff of 22.856 for Mayor/Magistrate Elections

Cutoff	Alternative Bandwidth h	RD Estimate	Robust Inference		Effective Number of Observations
			p -value	95% CI	
22.856	± 0.5595	-0.006	0.978	[-0.119, 0.116]	4,621
22.856	± 1.1190	0.008	0.896	[-0.070, 0.080]	9,579
22.856	± 2.2380	0.008	0.833	[-0.059, 0.073]	19,182

Source: Author

IV. Conclusions

This study addresses an interesting question on political participation in direct versus representative democracies, that is, whether citizens are more likely to turn out to vote in indirect candidate-oriented public office elections than in direct issue-oriented referendums. In order to answer this question, this study takes advantage of a rarely occurring natural experiment in Taiwan's 2018 concurrent referendum and local elections. Seizing the opportunity for a gap between the voting-age eligibility rule of 18 for referendums and 20 for local offices, this study develops a rigorous regression-discontinuity design in causal inference with a two cutoffs model for the referendums and a standard single cutoff model for the local elections. The RD designs are then applied to a unique set of individual-level validated turnout data with large sample size released by the Central Election Commission. Empirical estimates of the two RD designs confirm this study's hypothesis that, other things being equal, the first-time voters are much more likely to turn out when they are eligible to cast both referendum and public office ballots than when they are only eligible for referendum ballots.

This study's findings have implications both in terms of theory and practice for political participation. At the theoretical level, it can be speculated that the difference between the propensity to turn out in direct versus representative democratic voting may be due to the higher information cost of direct issue/policy voting, or due to more personalized candidate campaigns and thus higher perceived stakes of winning or losing public office elections, or perhaps both. At the practical level, referendum voting deserves greater attention since it is expected to play an increasingly important role in democratic decision-making. Understanding citizens' motivations in regard to both types of electoral participation lays the foundation for suggesting effective ways of lowering the information cost and encouraging civic engagement in direct democratic voting.

Youth participation in referendums and elections is also important to equality in turnout. Direct democracy is meant to enhance representativeness. In this regard, our finding that election eligibility tends to increase voter turnout does point to an increasing degree of urgency to amend the ROC Constitution to lower the voting age of public-office elections from 20 to 18. Engaging young voters in both direct and indirect elections can promote better representativeness in a democracy.

第四章 研究成果與發表論文狀況

一、 參加國際研討會並發表研究論文：

受惠於貴部補助出席國際學術研討會之經費，本人已將部分研究成果發表於 2019 年美國政治學會 (American Political Science Annual, APSA) 國際學術研討會。本次會議是在 2019 年 8 月 29 日至 9 月 1 日，於美國華盛頓特區舉辦。本計畫主持人與 Sam Houston State University 政治學系的助理教授翁履中合作撰寫論文，將注意力集中在 2018 年地方公職人員選舉，並以台北市長選舉的定群追蹤電訪資料為主要分析對象，發表研究論文 "The Effect of Social Media on Vote Choice: The Case of Taiwan"。研究結果顯示，五個台灣最常見的社交媒體平台：包括 Facebook、LINE、YouTube、Instagram 和 PTT 影響了選民對台北市長候選人的感受、也影響了他們的投票行為。社群媒體的確對選民造成了直接或間接的影響，而使用不同類型社群媒體的選民也會有著明顯不同的投票抉擇。這個研究是本計畫在探

討論選舉行為與社群媒體使用情況的全新嘗試，同時也是試圖將實體空間資料與虛擬網路資料相互結合的初步探索。

然而本計畫也發現，在網路世界中很不容易定位出實體的空間點，特別是如果要取得網路社群媒介使用者的空間資料，是相當困難的工作。雖然以往在例如 Facebook 等社群媒體可以取得部分的使用者所在空間範圍（就像使用者會在 Facebook 的「關於」頁面中標註出他的現居地、活動地點等），但在「劍橋分析事件」：即劍橋分析公司（Cambridge Analytica）涉嫌非法取得將近 9 千萬筆臉書用戶及其社群好友個資的醜聞爆發後，Facebook 陸續在 2018 年的 4 月、7 月關閉了能獲取使用者個人資料的應用程式介面（Application Programming Interface, API），這使得要透過網路社群媒體的大數據資料，來擴充發展並建立個體資料的空間大數據的可能性已經非常微小。而 PTT 這樣的網路論壇雖然會在使用者發文的時候同時標註發文 IP 位址，但 IP 位址並不代表論壇使用者實際所在的社會或政治空間，例如他們只是在工作或就學地點發文；另一方面，智慧型手機與移動裝置的普及使得網路使用者更不容易被定位（黃紀 2020b）。未來如何將選民在網路虛擬世界發表的意見、態度與他們所處的實體空間定位相互結合，仍是需要費心解決的一大難題。

二、 期刊論文發表：

本人也已將研究成果以英文論文 “Youth Turnout in Referendums and Elections: Evidence from Regression Discontinuity Designs” 投稿至專業政治學學術期刊《台灣政治學刊》，已通過審查，將刊登於第 25 卷第 2 期。本人在論著中將「斷點迴歸雙切點設計」應用於 2018 年的公投案、「斷點迴歸單切點設計」應用於 2018 年的地方公職選舉，以中選會之領票記錄抽樣資料分析，實證結果均與假設相符，亦即公職選舉較具吸引力：「公投暨公職首投族」的公投投票率比「唯公投首投族」高出將近兩成；但公職之首投族與二投族間則無顯著差異。此一發現對直接民主及代議民主的理論與實務，均有重要之意涵。

參考文獻

- 中央社，2017，〈公投法新舊法對照表〉，《中央社》，2017年12月12日，
<https://www.cna.com.tw/news/gpho/201712120001.aspx>，瀏覽日期：2020年05月27日。
- 中央選舉委員會，2018a，〈107年地方公職人員選舉選舉人人數及全國性公民投票投票權人人數〉，2018年11月20日，<https://web.cec.gov.tw/central/cms/107news/29404>，瀏覽日期：2020年05月05日。
- 中央選舉委員會，2018b，〈全國性公民投票專區〉，2018年12月03日，
https://www.cec.gov.tw/referendum/cms/p_result/29618，瀏覽日期：2020年05月08日。
- 中央選舉委員會，2020，〈選舉資料庫〉，<http://db.cec.gov.tw/>，瀏覽日期：2020年05月05日。
- 內政部戶政司，2018，〈村里戶數、單一年齡人口資料〉，政府資料開放平台，
<https://data.gov.tw/dataset/77132>，瀏覽日期：2020年05月07日。
- 王思為，2016，《公民投票制度與國際間公投案例》，台北：獨立作家。
- 立法院，2020，〈立法院法律系統〉，<https://lis.ly.gov.tw/lglawc/lglawkm>，瀏覽日期：2020年05月27日。
- 何宗勳，2016，〈馬祖博弈公投的觀察與省思〉，《思與言：人文與社會科學雜誌》，54(3): 177-83。
- 李昌麟，2013，《比較公民投票制度》，台北：五南。
- 李昌麟，2014，〈全球直接民主治理模式與創制複決投票系統分析〉，《法政學報》，26: 24-46。
- 傅卉棋，2016，〈地方性公民投票的理論與實踐—台灣2014年地方自治選舉政見的觀察〉，國立台灣大學國家發展研究所碩士論文。
- 黃紀，2001，〈一致與分裂投票：方法論之探討〉，《人文及社會科學集刊》，13(5): 541-574。
- 黃紀，2013，〈政治學計量方法的回顧與前瞻〉，載於 吳玉山、林繼文、冷則剛 主編《政治學的回顧與前瞻》，台北：五南圖書出版公司，第3章，頁39-63。
- 黃紀，2016，〈調查研究設計〉，載於 陳陸輝 主編《民意調查研究》，台北：五南圖書出版公司，第2章，頁31-58。
- 黃紀，2020a，〈黃紀教授台灣政治地緣資訊系統 TPGIS2.0〉，<http://tpgis2.nccu.edu.tw/>，瀏覽日期：2020年05月27日。
- 黃紀，2020b，〈貫通微觀與宏觀數據：民調與區位資料之空間整合與多層分析〉，科技部專題研究計畫 (MOST 106-2410-H-004 -087 -MY2) 結案報告。
- 黃紀、吳重禮，2003，〈政治分析與研究方法：論2002年立法院行使考試院正副院長同意權之投票模式〉，《問題與研究》，42(1): 1-17。
- 黃紀、周應龍，2013，〈2012年總統與立委併選的一致與分裂投票〉，載於 陳陸輝 主編《2012年總統與立委選舉：變遷與延續》，台北：五南圖書出版公司，第4章，頁85-124。
- 黃紀、林長志，2013，〈併選對投票率的影響：因果效應分析〉，載於 陳陸輝 主編《2012年總統與立委選舉：變遷與延續》，台北：五南圖書出版公司，第3章，頁47-83。
- 黃紀、張卿卿，2019，「『台灣政經傳播研究』2019年民眾定群追蹤面訪」(TIGCR-PPS 2019)。
- 莊文忠、洪永泰，2020，〈107年地方公職人員選舉及全國性公民投票案第7案至第16案投票統計分析(108年度)〉，中央選舉委員會，https://www.cec.gov.tw/central/cms/resrch_rep/33930 (2020年9月1日下載)
- 董健華、賴宏昇、楊志義，2014，〈馬祖離島博弈公投之研究〉，《中國地方自治》，67(10): 37-54。

- 蔡依倫，2016，〈小蝦米對大鯨魚：2009年澎湖博弈公投反對與贊成動員形式的比較研究〉，《思與言：人文與社會科學雜誌》，54(3)：79-117。
- Achen, Christopher H., and Te-yu Wang. 2019. "Declining Voter Turnout in Taiwan: A Generational Effect?" *Electoral Studies* 58: 113-124.
- Ansolabehere, Stephen, and Eitan Herish. 2012. "Validation: What Big Data Reveal About Survey Misreporting and the Real Electorate." *Political Analysis* 20 (4): 437-459.
- Altman, David. 2011. *Direct Democracy Worldwide*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Altman, David. 2017. "The Potential of Direct Democracy: A Global Measure (1900–2014)." *Social Indicators Research* 133(3): 1207-27.
- Beramendi, Virginia, Andrew Ellis, Bruno Kaufmann, Miriam Kornblith, Larry LeDuc, Paddy McGuire, Theo Shiller, and Palle Svensson, eds. 2008. *Direct Democracy: The International IDEA Handbook*. Stockholm, Sweden: International Institute for Democracy and Electoral Assistance.
- Bertanha, Marinho. 2020. "Regression Discontinuity Design with Many Thresholds." *Journal of Econometrics* 218 (1): 216-241.
- Bhatti, Yosef, Kasper M. Hansen, and Hanna Wass. 2016. "First-Time Boost Beats Experience: The Effect of Past Eligibility on Turnout." *Electoral Studies* 41: 151-158.
- Blais, André. 2000. *To Vote or Not to Vote?: The Merits and Limits of Rational Choice Theory*. Pittsburgh, PA: University of Pittsburgh Press.
- Blais, André. 2006. "What Affects Voter Turnout?" *Annual Review of Political Science* 9: 111-125.
- Blais, André, and Christopher H. Achen. 2019. "Civic Duty and Voter Turnout." *Political Behavior* 41 (2): 473-497.
- Blais, André, and Jean-François Daoust. 2020. *The Motivation to Vote: Explaining Electoral Participation*. Vancouver, BC: UBC Press.
- Boudreau, Cheryl, and Scott A. MacKenzie. 2014. "Informing the Electorate? How Party Cues and Policy Information Affect Public Opinion about Initiatives." *American Journal of Political Science* 58(1): 48-62.
- Bowler, Shaun, Todd Donovan, and Jeffrey A. Karp. 2007. "Enraged or Engaged? Preferences for Direct Citizen Participation in Affluent Democracies." *Political Research Quarterly* 60(3): 351-62.
- Butler, David, and Austin Ranney. 1994. "Practice," in *Referendums around the World: The Growing Use of Direct Democracy*, ed. David Butler and Austin Ranney. Washington, D.C.: The AEI Press.
- Calonico, Sebastian, Matias D. Cattaneo, Max H. Farrell, and Rocio Titiunik. 2017. "rdrbust: Software for Regression-Discontinuity Designs." *Stata Journal* 17(2): 372-404.
- Calonico, Sebastian, Matias D. Cattaneo, and Max H. Farrell. 2020. "Optimal Bandwidth Choice for Robust Bias-Corrected Inference in Regression Discontinuity Designs." *The Econometrics Journal* 23 (2): 192-210.
- Calonico, Sebastian, Matias D. Cattaneo, Max H. Farrell, and Rocío Titiunik. 2019. "Regression Discontinuity Designs Using Covariates." *The Review of Economics and Statistics* 101 (3): 442-451.
- Cattaneo, Matias D., Luke Keele, Rocío Titiunik, and Gonzalo Vazquez-Bare. 2016. "Interpreting Regression Discontinuity Designs with Multiple Cutoffs." *The Journal of Politics* 78 (4): 1229-1248.
- Cattaneo, Matias D., Nicolas Idrobo, and Rocío Titiunik. 2019. *A Practical Introduction to Regression Discontinuity Designs: Foundations*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Cattaneo, Matias D., Rocío Titiunik, and Gonzalo Vazquez-Bare. 2020a. "Analysis of Regression-Discontinuity Designs with Multiple Cutoffs or Multiple Scores." *The Stata Journal* 20 (4): 866-891.

- Cattaneo, Matias D., Rocio Titiunik, and Gonzalo Vazquez-Bare. 2020b. "The Regression Discontinuity Design." In *The SAGE Handbook of Research Methods in Political Science and International Relations*, eds. Luigi Curini and Robert Franzese. London, UK: SAGE Publications Ltd.
- Carmines, Edward G., and James A. Stimson. 1980. "The Two Faces of Issue Voting." *American Political Science Review* 74(1): 78-91.
- Cattaneo, Matias D., Nicolas Idrobo and Rocio Titiunik. 2020. *A Practical Introduction to Regression Discontinuity Designs: Foundations*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Central Election Commission. 2018. "Results of the 2018 National Referendums of Cases 7 to 16." https://web.cec.gov.tw/referendum/cms/p_result/29618 (Accessed on September 1, 2020)
- Clarke, Harold D., Matthew Goodwin, and Paul Whiteley. 2017. *Brexit: Why Britain Voted to Leave the European Union*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Coppock, Alexander, and Donald P. Green. 2016. "Is Voting Habit Forming? New Evidence from Experiments and Regression Discontinuities." *American Journal of Political Science* 60 (4): 1044-1062.
- Dahlgaard, Jens Olav, Jonas Hedegaard Hansen, Kasper M. Hansen, and Yosef Bhatti. 2019. "Bias in Self-Reported Voting and How It Distorts Turnout Models: Disentangling Nonresponse Bias and Overreporting Among Danish Voters." *Political Analysis* 27 (4): 590-598.
- Dassonneville, Ruth. 2017. "Age and Voting." In *The SAGE Handbook of Electoral Behaviour*, Vol. 1, eds. Kai Arzheimer, Jocelyn Evans, and Michael S. Lewis-Beck. London, UK: SAGE Publications Ltd.
- Denny, Kevin, and Orla Doyle. 2009. "Does Voting History Matter? Analysing Persistence in Turnout." *American Journal of Political Science* 53 (1): 17-35.
- Dinas, Elias. 2012. "The Formation of Voting Habits." *Journal of Elections, Public Opinion and Parties* 22 (4): 431-456.
- Donovan, Todd, Caroline J. Tolbert, and Daniel A. Smith. 2008. "Priming Presidential Votes by Direct Democracy." *The Journal of Politics* 70(4): 1217-31.
- Dunning, Thad. 2012. *Natural Experiments in the Social Sciences: A Design-Based Approach*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Enamorado, Ted, and Kosuke Imai. 2019. "Validating Self-Reported Turnout by Linking Public Opinion Surveys with Administrative Records." *Public Opinion Quarterly* 83 (4): 723-748.
- Gelman, Andrew, and Jennifer Hill. 2007. *Data Analysis Using Regression and Multilevel/Hierarchical Models*. New York: Cambridge University Press.
- Gelman, Andrew, and Thomas Little. 1997. "Poststratification into Many Categories Using Hierarchical Logistic Regression." *Survey Methodology* 23(2): 127-35.
- Geys, Benny. 2006. "Explaining Voter Turnout: A Review of Aggregate-Level Research." *Electoral Studies* 25(4): 637-63.
- Holland, Paul W. 1986. "Statistics and Causal Inference." *Journal of the American Statistical Association* 81 (396): 945-960.
- Huang, Chi. 2004. "Explaining Referendum Voting Choices in Taiwan." *Issues and Studies* 40(3/4): 316-333.
- Huang, Chi. 2008. "Referendum and Democracy: The Experience of Taiwan." In *Democratization in Taiwan: Challenges in Transformation*, ed. Philip Paolino and Jim Meernik. Hants, UK: Ashgate, pp. 121-34.

- Huang, Chi. 2018. "Testing Partisan Effects on Economic Perceptions: A Panel Design Approach." *Journal of Electoral Studies* 《選舉研究》 25(2): 89-115.
- Huang, Chi, Tzu-ching Kuo, Yu-heng Jung. 2021. "Public Policy Preferences Revealed in Referendum Voting: The Case of Taiwan." In *Taiwan: Environmental, Political and Social Issues*, ed. Caleb M. Clark, Karl Ho and Alexander C. Tan. NY: Nova Science.
- Huang, David W.F. 2006. "Did the 2004 "Peace Referendum" Contribute to the Consolidation of Taiwan's Democracy?" *Taiwan Journal of Democracy* 2(2): 143-76.
- Ignatow, Gabe, and Rada Mihalcea. 2017. *Text Mining: A Guidebook for the Social Sciences*. Los Angeles: Sage.
- Imbens, Guido W. and Donald B. Rubin. 2015. *Causal Inference for Statistics, Social, and Biomedical Sciences: An Introduction*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Juang, Wen-jong, and Yung-ta Hong. 2020. "Statistical Analysis of the 2018 Local Elections and National Referendums of Cases 7 to 16." [in Chinese] Central Election Commission, Republic of China. https://www.cec.gov.tw/central/cms/resrch_rep/33930 (Accessed on September 1, 2020).
- Kaniovski, Serguei. 2019. "Turnout: Why Do Voters Vote?" In *The Oxford Handbook of Public Choice*. Vol. 1, eds. Roger D. Congleton, Bernard Grofman, and Stefan Voigt. Oxford, UK: Oxford University Press.
- Keele, Luke, Scott Lorch, Molly Passarella, Dylan Small, and Rocio Titiunik. 2017. "An Overview of Geographically Discontinuous Treatment Assignments with an Application to Children's Health Insurance." In *Regression Discontinuity Designs: Theory and Applications*, ed. Matias D. Cattaneo and Juan Carlos Escanciano. Bingley, U.K.: Emerald.
- King, Gary. 1997. *A Solution to the Ecological Inference Problem: Reconstructing Individual Behavior from Aggregate Data*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- King, Gary, Ori Rosen, and Martin A. Tanner, eds. 2004. *Ecological Inference: New Methodological Strategies*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Klima, André, Thomas Schlesinger, Paul W. Thurner, and Helmut Küchenhoff. 2017. "Combining Aggregate Data and Exit Polls for the Estimation of Voter Transitions." *Sociological Methods & Research*. doi: 10.1177/0049124117701477.
- LeDuc, Lawrence. 2003. *The Politics of Direct Democracy: Referendums in Global Perspective*. Ontario, Canada: Broadview Press.
- LeDuc, Lawrence. 2015a. "Voting and Direct Democracy." In *International Encyclopedia of the Social & Behavioral Sciences*. Vol. 25, 2nd ed., ed. James D. Wright. Oxford, UK: Elsevier, pp. 293-8.
- LeDuc, Lawrence. 2015b. "Referendums and Deliberative Democracy." *Electoral Studies* 38: 139-48.
- Lee, Myoung-jae. 2016. *Matching, Regression Discontinuity, Difference in Differences, and Beyond*. Oxford: Oxford University Press.
- Lee, David S., and Thomas Lemieux. 2010. "Regression Discontinuity Designs in Economics." *Journal of Economic Literature* 48 (2): 281-355.
- Leemann, Lucas, and Fabio Wasserfallen. 2017. "Extending the Use and Prediction Precision of Subnational Public Opinion Estimation." *American Journal of Political Science* 61(4): 1003-22.
- Magleby, David B. 1994. "Direct Legislation in the American States." In *Referendums around the World: The Growth Use of Direct Democracy*, eds. David Butler and Austin Ranney. Washington, D.C.: The AEI Press.
- Meredith, Marc. 2009. "Persistence in Political Participation." *Quarterly Journal of Political Science* 4 (3):

187-209.

- Morgan, Stephen L., and Christopher Winship. 2015. *Counterfactuals and Causal Inference: Method and Principles for Social Science*, 2nd edition. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Morisi, Davide, and Carolina Plescia. 2018. "Learning from the Other Side: How Social Networks Influence Turnout in A Referendum Campaign." *Italian Political Science Review* 48(2): 155-175.
- Plescia, Carolina, and Lorenzo De Sio. 2017. "An Evaluation of the Performance and Suitability of R×C Methods for Ecological Inference with Known True Values." *Quality & Quantity* 52(2): 669-683.
- Qvortrup, Matt. 2016. "Brexit as an Inelastic Good: A Microeconomic Theory of Direct Democracy." *Intereconomics* 51(5): 260-4.
- Qvortrup, Matt. 2018a. "Direct Democracy and Referendums." In *The Oxford Handbook of Electoral Systems*, eds. Erik S. Herron, Robert J. Pekkanen, and Matthew W. Shugart. Oxford: Oxford University Press.
- Qvortrup, Matt. 2018b. "Two Hundred Years of Referendums." In *Referendums around the World*, ed. Matt Qvortrup. Switzerland: Springer Nature.
- Renwick, Alan. 2017. "Referendums." In *The SAGE Handbook of Electoral Behaviour*, Vol. 2, eds. Kai Arzheimer, Jocelyn Evans, and Michael S. Lewis-Beck. London, UK: SAGE Publication Press.
- Riker, William H., and Peter C. Ordeshook. 1968. "A Theory of the Calculus of Voting." *American Political Science Review* 62 (1): 25-42.
- Rosenbaum, Paul R. 2017. *Observation & Experiment*. Cambridge: Harvard University Press.
- Rubin, Donald B. 2005. "Causal Inference Using Potential Outcomes: Design, Modeling, Decisions." *Journal of the American Statistical Association* 100(469): 322-31.
- Salganik, Matthew J. 2018. *Bit by Bit: Social Research in the Digital Age*. Princeton: Princeton University Press.
- Schlozman, Daniel, and Ian Yohai. 2008. "How Initiatives Don't Always Make Citizens: Ballot Initiatives in the American States, 1978-2004." *Political Behavior* 30 (4): 469-489.
- Schmid, Lukas. 2016. "Concurrent Elections, the Calculus of Voting, and Political Decisions." https://www.unilu.ch/fileadmin/fakultaeten/wf/Dekanat/Bilder/Veranstaltungen_und_News/Lukas_Forschungsseminar2016.pdf (Accessed on March 5, 2021).
- Schroeder, Ralph. 2018. *Social Theory after the Internet: Media, Technology and Globalization*. London: University College London Press.
- Smets, Kaat, and Carolien van Ham. 2013. "The Embarrassment of Riches? A Meta-Analysis of Individual-Level Research on Voter Turnout." *Electoral Studies* 32 (2): 344-359.
- Smets, Kaat. 2021. "Aging and Politics: Age Differences in Political Behavior in Comparative Perspective." In *Handbook of Aging and the Social Sciences*, Ninth Edition, eds. Kenneth Ferraro and Deborah Carr. Cambridge, MA: Academic Press.
- Smith, Daniel A., and Caroline J. Tolbert. 2004. *Educated by Initiative: The Effects of Direct Democracy on Citizens and Political Organizations in the American States*. Ann Arbor, MI: University of Michigan Press.
- Steiner, Peter M., Yongnam Kim, Courtney E. Hall, and Dan Su. 2017. "Graphical Models for Quasi-Experimental Designs." *Sociological Methods & Research* 46 (2): 155-188.
- Thistlethwaite, Donald L., and Donald T. Campbell. 1960. "Regression-Discontinuity Analysis: An Alternative to the Ex Post Facto Experiment." *Journal of Educational Psychology* 51 (6): 309-317.

- Titunik, Rocío. 2021. "Natural Experiments." In *Advances in Experimental Political Science*, eds. James N. Druckman and Donald P. Green. New York, NY: Cambridge University Press.
- van Leeuwen, Nikki, Hester F. Lingsmaa, Simon P. Mooijaart^{b,c}, Daan Nieboera, Stella Trompet^b, and Ewout W. Steyerberg. 2018. "Regression Discontinuity Was a Valid Design for Dichotomous Outcomes in Three Randomized Trials." *Journal of Clinical Epidemiology* 98: 70-79.
- Wass, Hanna, and André Blais. 2017. "Turnout." In *The SAGE Handbook of Electoral Behaviour*, Vol. 1, eds. Kai Arzheimer, Jocelyn Evans, and Michael S. Lewis-Beck. London, UK: SAGE Publications Press.