DOI: 10.6277/TER.2017.453.3

台灣立委選制改革對現任者競選優勢之影響

佘健源*

現任者優勢指的是現任議員在選舉中, 因現任者的身份, 而享有的競選優勢。我國自2008年起, 立委選舉發生兩大變革, 一是選制由過去的單記不可讓渡投票制改爲小選區相對多數制, 二是人數減半。因此變革, 之後的現任者將能嚇阻高素質挑戰者的投入, 及擁有更多資源從事選區服務, 從而使其具備強大的競選優勢。本研究使用「台灣選舉與民主化調查」的面訪資料, 以多層次巢狀勝算對數模型分析後發現, 在2012年的立委選戰中, 現任立委享有相當顯著地競選優勢, 但此現象在2004年的選戰中卻不明顯。由於此現象對我國民主發展有不利影響, 吾人宜及早因應。

關鍵詞: 現任者優勢, 單一選區相對多數決制, 單記不可讓渡投票制, 巢狀勝算對數模型

JEL 分類代號: D71, D72

1 前言

據報載, 2012年之立委選舉, 於各政黨初選階段中, 皆出現大量選區乏人問津的情形: 在國民黨內, 初選登記截止後, 73席區域立委中, 有九個選區無人登記;[1] 而在民進黨內, 爲避免某些選區無人登記的窘境, 僅開放33個

*作者爲國立中山大學企業管理學系助理教授。本文曾於2013年11月30日在台灣政治學會所舉辦之《2013年台灣政治學會年會》國際學術研討會中宣讀, 作者感謝主持人王業立教授以及評論人俞振華教授的意見; 作者也非常感謝兩位匿名評審之建議與指正。國科會對本研究提供支持 (NSC 102-2410-H-110-004), 以及「台灣選舉與民主化調查」多年期計畫提供本研究所需之主要資料, 在此亦一併致謝。惟本文之內容概由作者自行負責。

[1]包括新北市五股、蘆洲、三重地區, 嘉義縣、台南市、高雄市、屏東及澎湖縣等地之選區。

臺灣大學學術期刊資料庫

選區登記初選, 但即便如此, 也還仍有一個選區無人登記 (自由時報, 2011; 聯合報, 2011)。[2] 這些選區被認爲是艱困選區, 大多需面對一強有力之現任者。[3] 常言道, 選對的戰場, 不打無把握的仗; 有實力能選擇戰場的選將自然是無意於艱困選區中參選。爲因應此態勢, 各黨中央最後也就只好在這些選區提名所謂的「刺客」參選。而雖各黨皆曰這些「刺客」是能開創票源的高素質候選人, 但地方選戰實務人士似乎並不做如是想 (蘋果日報, 2012)。除此之外, 一旦吾人稍微檢視這些艱困選區的過去, 便會發現大多數的此類選區在2004年以前其實一點都不「艱困」, 甚至還有參選爆炸的情形。[4] 在過去, 有實力的候選人不願挑戰現任者的現象, 似乎僅在少數幾次縣市長選舉中看到, 但在2012年的選戰中卻變得相當普遍。這個現象背後究竟意味著什麼事實? 而這件事又將如何衝擊到選舉結果, 以致對我國民主運作的未來造成何種影響? 本文將試著探討此一現象。

有實力的候選人不願挑戰現任者的現象, 在國外學界中被稱做是「嚇阻效果」(scare-off effect), 而此現象被認爲是造成現任者在選戰中擁有優勢的原因之一 (Ashworth and Mesquita, 2008; Hirano and Snyder, 2009)。所謂的「現任者優勢」(incumbency advantage) 一般指的是現任國會議員在選舉中, 因現任議員的身分, 而享有的各種競選優勢。此現象在二戰後的美國參衆議院選舉中尤爲明顯, 現任議員因此優勢而得以輕易贏得選舉, 從而導致美國國會以資深議員爲主, 可說是塑造美國戰後國會政治生態的根本因素之一。根據 Gelman and King (1990) 的估算, 在1970年代的選舉之後, 參選人甚至可以僅因現任議員的身份, 而額外獲得至少超過5%的得票率。

[2]當筆者寫作此文時, 正值2014年直轄市及縣市長選舉各政黨內部提名階段。國民黨當時在嘉義縣、台南市及高雄市也遇上有地方實力的選將參選意願低落的情形。譬如, 國民黨高雄市選將楊秋興乃是在經過數月勸進後, 才鬆口答應參選 (中央通訊社, 2014)。而民進黨亦在新竹縣、市及台東縣碰上提名困難。譬如, 民進黨新竹縣地方實力人物邱振瑋便宣稱, 若要參予縣長選戰, 至少需耗費8,000萬元, 又有宗親壓力, 因此「時機還未成熟」(新頭殼, 2013)。

[3]譬如北市一選區, 四選區, 五選區, 六選區, 七選區, 八選區, 以及台南市一到四選區。

[4]譬如, 對民進黨而言, 2012年的立委選舉中, 台北市各選區除台北市第二選區外 (士林、大同區), 其餘七個選區均被視爲艱困選區, 但在2004年之前的兩次立委選舉中, 民進黨在台北市卻都是囊括最多選票的政黨。

臺灣大學學術期刊資料庫

學界目前認爲, 現任者的競選優勢來自兩方面, 一是因佔有正式職位而享有的各種資源, 譬如聯邦政府的行政支援或是任內透過選民服務所累積的聲望 (Fiorina, 1977; Ansolabehere, Snyder, and Stewart III, 2000), 另一則來自現任者與挑戰者個人素質的差異 (Levitt and Wolfram, 1997; Ashworth and Mesquita, 2008; Hirano and Snyder, 2009)。而造成個人素質差異的來源又可分爲二: 一是現任者在歷經數輪的選舉篩選後, 平均而言, 本就擁有較佳的個人素質。二是受嚇阻效果影響而導致較差的挑戰者素質; 此因有實力的挑戰者不願和現任者競爭, 再加上美國主要政黨現皆爲柔性政黨, 有實力的挑戰者也得以選擇不和現任者競爭, 導致現任者往往與較差的對手競選, 自然能夠取得優勢。[5]

台灣在2008年對立委選制採行重大改革, 因此改革, 筆者認爲台灣的現任立委將自此享有巨大的競選優勢。2008年以前, 台灣的立委選舉採取單記不可讓渡投票制 (single non-transferable vote, 以下簡稱 SNTV), 而在此選制之下, 吾人甚少聽聞有勝選希望的挑戰者因對手陣營中有沙場老將而怯場之情事。因此, 過去的現任立委在競選中或許仍存有優勢, 但此優勢卻不包括由嚇阻效果而帶來的好處。但在2008年以後, 台灣的立委選舉採行單一選區相對多數決制 (first-past-the-post, 以下簡稱相對多數制), 可以推想台灣的現任立委自此以後或將享有由嚇阻效果所帶來的勝選優勢。此外, 2008年的選制改革也包括了立委減半。因人數減半, 現任立委掌握的資源增多, 可能也將導致其競選優勢的增加。

本研究將試著以實證資料證實上述猜想。筆者將檢視在2004以及2012年的兩次立委選舉中, 現任者是否享有競選優勢, 並更進一步分析在2012年的選舉中, 現任者是否比2004年的現任立委享有更多的優勢。而若發現選制改革後, 在2012年的選舉中現任者所享有的競選優勢規模顯著, 此或意味著台灣的國會政治生態將從此有深遠地改變。譬如, 立院將越來越不容易見到新面孔, 或是立法院中北藍南綠的政治生態將長期存在。如同美國的例子, 今後現任者的競選優勢可能也將在台灣的現實政治中扮演重要

[5]不過, 由於「較差的對手」一事難以被精確定義, 也不易找到適當的變數, 所以, 因個人素質差異所導致的現任者優勢, 雖概念上容易理解, 在實證操作上卻頗具難度, 以致於實證上是否有此效果, 其值爲何, 一直有所爭論。多年來也吸引不少重量級的美國政治學者駐足於此。

臺灣大學學術期刊資料庫

的角色, 而這事實恐將對台灣的民主發展有相當不利的影響。

本文第2節是文獻回顧, 主要討論過去美國學界對現任者優勢的觀察, 以及其成因的探討。第3節主要討論實證分析方法, 以及分析所需之假設。第4節則是實證分析結果, 第5節則爲結論與檢討。

2 文獻回顧

2.1 美國的現任者優勢: 現象

現任者的競選優勢最早在1970年代爲美國當時的政治評論家及研究者所注意到 (Erikson, 1971; Kostroski, 1973; Tufte, 1973; Mayhew, 1974; Ferejohn, 1977; Fiorina, 1977)。Mayhew (1974) 發現, 在1956到1972年的九次衆議員改選中, 競爭激烈選區似乎正逐年減少;[6] 尤其是在現任議員參選的選區, 有越來越多的選區是以現任議員獲得大勝而告終。同時間內, 現任衆議員的連任率也似乎有逐年上昇的現象。[7] 而除了衆議員選舉外, 參議員選舉也有類似的現象 (Kostroski, 1973)。因爲有越來越多現任議員能順利贏得連任, 美國國會議員選舉也就逐漸變得徒具形式。此現象一直持續到二十一世紀; 在2000年的選舉中, 有98%的現任議員最後順利贏得連任。

研究者除了注意到現任議員的低汰換率, 同時也設法在實證上估計現任者優勢的規模。根據 Erikson (1971) 的估算, 自1954到1960年間, 平均而言, 現任者的身份約能爲衆院候選人帶來約2%的得票率。Erikson (1971) 的估算方法是以民主黨在各選區某次選舉的得票率對該選區前次選舉的得票率做回歸。所估算出的截距項爲民主黨在該次選舉於全國範圍內平均所增加的得票, 而回歸項所解釋的則是「各地區應有之差異」。之後再挑出該次選舉若候選人是初次以現任者身份參選之選區 (亦即該選區在前次選舉是由新人獲勝, 而本次選舉則是該新人第一次以現任者身份參選), 於扣除全國性的選票變動, 以及地區性差異後, 計算其殘差項。他發現, 在四

[6]所謂競爭激烈的選區指得票率差距在10%以內的選區。

[7]舉例來說, 在1956年的衆院改選中, 404個現任議員參選的選區 (全部計有435選區), 有82個選區勝負差距在10%以內, 而有15席的現任議員無法獲得連任。而到了1972年的衆議員選舉, 在373個現任議員參選的選區中, 僅有31個選區的勝負差距在10%以內, 有9席的現任議員無法獲得連任。

臺灣大學學術期刊論文版權

次衆院選舉中 (1954, 1956, 1958以及1960), 此類選區的殘差項多半爲正, 而其平均約爲1.7%。Erikson (1971) 再以同樣方法找出所有現任者選擇退休的選區 (亦即該選區前次爲現任者當選, 本次現任者退休, 由新人接手參選), 並發現此類選區的殘差項多半爲負, 而其平均約爲 −2.2%。因此, 他斷言, 衆院選舉現任者優勢的規模約爲2%的得票率; 此數值雖然不大, 但在競爭激烈的選區中, 已在某種程度上能發揮阻止席次易手的功效。到了1960年代後期, 以同法估算, 現任者優勢的規模約爲4%的得票率 (Erikson, 1972)。

1980年代末, Gelman and King (1990) 又以一改良辦法重新估算過去90年間的現任者優勢,[8] 他們的方法是以某次選舉民主黨在各選區的得票率, 對該選區前次選舉的民主黨得票率, 前次選舉民主黨是否勝選以及現任者參選與否的狀態做回歸, 求出現任者參選與否對得票率影響的係數估計值。由於此法不是將特定選區的殘差值挑出再做處理, 可以避免掉選擇性偏誤 (selection bias); 也由於不是直接取用殘差值做觀察, 亦可避免掉其他可能會對殘差值造成影響的干擾。他們發現, 現任者的競選優勢在1970年代後, 更進一步持續攀升。在1970年代和1980年代間, 衆院參選人可以僅因現任者的身份, 額外獲得至少5%的得票率。而在某些年的選舉中, 現任者優勢的規模甚至可以達到10%的得票率。

現任議員有極高的連任率, 深刻地影響美國國會內的政治結構, 也對代議制度能否妥適地反映民意有負面的影響。Mayhew (1974) 提到, 不同政黨所擁有的國會席次的增減, 是選民影響政府的一個不完美但是重要的工具。但當現任者總是能贏得連任時, 此將弱化國會議員席次組成和民意變化的連動性 (Tufte, 1973; King and Gelman, 1991)。而由於現任議員的

[8]該文之所以提出新法, 是因當時的估算方法多有選擇性偏誤 (selection bias) 的問題。具體言之, 當時常用來認定現任者優勢的辦法之一是, 先挑出某次選舉所有候選人是初次以現任者身份參選之選區, 然後再將此類選區當次選舉現任者的得票率減去前次選舉該候選人之得票率, 並計算其平均; 此稱爲 sophomore surge。然而, 因此類選區現任者前此選舉之得票率必定大於50%, 所以此法將低估現任者優勢的規模。另一個當時常用的方法是, 先挑出某次選舉所有現任者選擇退休的選區, 然後再將此類選區前次選舉該政黨現任者之得票率減去當次選舉新人的得票率, 並計算其平均; 此則稱爲 retirement slump。同理, 因此類選區前次選舉之現任者的得票率必定大於50% 此法將高估現任者優勢的規模 (Gelman and King, 1990)。

臺灣大學學術期刊資料庫

競選優勢, 最大黨在國會的優勢便能長期延續下去。在美國戰後很長的一段時間內 (1955–1995), 即使總統一職輪流由兩個主要政黨的候選人擔任, 衆議院卻總是由民主黨取得最大黨的地位。而同一時間, 民主黨在參議院的優勢, 也維持了超過四分之一個世紀 (1955–1981)。[9]

2.2 美國的現任者優勢: 原因

學者們除了估計現任者優勢的規模外, 也試圖找出這個現象的原因。最初學者認爲此現象應和選區重劃 (redistricting) 有關 (Tufte, 1973)。因衆議員能夠施展其影響力於選區重劃事務上, 故重劃時可將較傾向自家政黨的區塊劃入自己選區, 而將較支持他黨的區塊送給他黨議員, 致下次選戰時得票率有所增長。然, 若此說能解釋全部的現任者優勢, 則此現象將應只存在於衆議員而非參議員選舉 (選區範圍固定); 而事實上參議員選舉亦有現任者優勢的現象 (Kostroski, 1973)。此外, 衆議員的選區重劃以人口普查爲依據, 而人口普查每十年才舉行一次。雖每次選區重劃後的第一次選舉, 都可觀察到競爭程度顯著減少的現象 (Tufte, 1973), 但兩次選區重劃之間, 衆院選舉的競爭程度還是有持續下降的趨勢 (Burnham, 1974)。因此, 選區重劃說並非現任者優勢的主要成因。

目前學者大多認爲, 現任者優勢和平均選民確實傾向投給現任者有關; 而這個傾向的成因來自兩部分, 一是現任議員透過占有正式職位所提供的各式服務而得到的選民回饋 (Fiorina, 1977; Ansolabehere, Snyder, and Stewart III, 2000), 二是現任議員的個人素質確實系統性地較挑戰者爲佳 (Gelman and King, 1990; Levitt and Wolfram, 1997; Hirano and Snyder, 2009)。關於前者, Fiorina (1977) 認爲, 在二戰戰後, 由於選民在日常生活中越來越需要和聯邦政府打交道, 以致兩者間摩擦日增; 摩擦增多, 便意味著聯邦議員從中調解的需求上昇, 選區服務的重要性增加。更多的選區服

[9]由於現任者優勢導致國會最大黨能長期自絕於民意的變動之外, 最終於1990年代初期催生了各式各樣的任期制運動 (term limits movement) (Ansolabehere and Gerber, 1997)。此運動希望能透過施加任期限制給各種民選職位的方式, 某種程度上解決上述問題。短短3、4年之間, 在該運動組織者的活躍與民意的支持之下, 此運動透過各州自行提案的方式, 成功地在美國23州中施加任期限制予由該州所選出之衆議員。然而, 在1995年時, 美國最高法院判定, 各州不得以州立法的方式, 施加任何比聯邦憲法更嚴格的資格限制予聯邦衆議院之可能參選人。此判決最終導致任期制運動功敗垂成。

臺灣大學學術倫理與智慧財產權

務讓現任者在選區中得到更多的朋友; 而選區服務的重要性上昇, 現任議員的角色便逐漸由政策制訂者轉變爲選民與聯邦政府往來時的調解人, 選民投票時的評判標準也就有所轉變。故, 選民也就傾向投給現任 (尤其是資深的) 議員。

Ansolabehere, Snyder, and Stewart III (2000) 在實證上發現, 現任議員在自家選區中透過各種服務所建立起的名聲, 確實能在選舉時獲得選民的回饋。他們的方法是利用每10年一次的選區重劃。具體言之, 在經過選區重劃後, 許多現任議員的選區常常會增加新的區塊; 在舊區塊中的選民, 了解並曾受惠於現任議員的選區服務, 但在新區塊中的選民則無此經驗。若在原選區中透過選區服務所建立起的名聲 (或是說恩惠) 有助於得票, 那麼, 現任議員在新舊區塊中得票率應將有所不同。Ansolabehere, Snyder, and Stewart III (2000) 發現, 現任者透過選區服務所得到的回饋, 大約能夠解釋一半到三分之二的現任者優勢; 在二十世紀初, 這項回饋可讓現任者額外獲得約1%的得票率, 但到了二十世紀末, 現任者則可由此獲得約4%的選票。

選民傾向投給現任者的第二個理由是現任議員和挑戰者間的個人素質差異。此可再分作兩部分, 一是現任者在經過至少一輪的選舉篩選後, 平均而言, 本來便擁有較佳的個人素質; 二是受嚇阻效果影響而導致較差的挑戰者素質。關於嚇阻效果, 此乃因美國會議員選舉採取相對多數制, 在贏者全拿的環境下, 個人條件佳、有勝選希望的挑戰者一般不願和現任者競爭; 再加上美國現主要政黨對候選人的約束力低, 有實力的挑戰者可以選擇不和現任者競爭, 以致現任者往往與素質較差的挑戰者競選, 自然容易取得優勢。

不過, 由於「較差的對手」一事難以被精確定義, 也不易找到適當的變數予以描述, 所以, 因個人素質差異所導致的現任者優勢, 雖概念上容易理解, 要藉由資料予以證實卻頗具難度。有些學者便採用間接的方法, 先估計選區服務的效果, 再以扣除選區服務效果後的現任者優勢, 作爲候選人素質差異的貢獻。譬如前文提到的 Ansolabehere, Snyder, and Stewart III (2000) 的研究也同時討論了個人素質差異的效果, 他們認爲此至多也只能解釋一半的現任者優勢。而爲了控制候選人素質差異所造成的效果, Levitt

臺灣大學學術期刊資料庫

and Wolfram (1997) 則採用另外一個辦法。他們由1948年到1990年的衆院選舉中, 找出連續兩次均由同組人馬互相競爭的選戰: 在第一次選舉中, 兩組人馬均不是現任者, 而在第二次選舉中, 一組爲現任者, 另一組則仍是挑戰者。[10] 由於兩次選舉均爲同組人馬, 所以第二次選舉時, 現任者相較於第一次選舉所多得的票數, 就可完全歸因於是由占有正式職位而得的直接利益, 而非來自候選人素質的差異。然而, 和 Ansolabehere, Snyder, and Stewart III (2000) 的結論不同, Levitt and Wolfram (1997) 發現, 現任者因占有正式職位而得到的優勢, 並未隨時間而變動, 且只能解釋不到一半的現任者優勢; 對比戰後逐年增長的現任者優勢可推知, 1970年代後的現任者優勢, 至少一半導因於候選人素質的差異。他們也進一步分析到, 此候選人素質的差異主要源於嚇阻效果。

Hirano and Snyder (2009) 則利用美國州議員選舉特殊的複數選區 (multimember district) 設計, 並採行類似 Levitt and Wolfram (1997) 的方法進行估計。具體言之, 在某些州的州議會選舉中, 其選區能選出2位代表, 而該區的選民亦有兩張選票。在某次選舉中, 若同一政黨在該區派出的2位候選人, 一是現任者, 另一則是新人, 那麼, 因2位候選人面臨的競爭對手和選區環境皆同, 現任者較新人所多得的票數, 便可解釋爲現任者優勢; 而在下次選舉時, 若該政黨仍派出同樣的候選人, 但上次的新人在本屆已成爲現任者, 那該候選人在兩次選舉中的得票數成長, 便可解釋爲是因占有職位而得到的優勢。他們的分析結論是, 選區服務的效果至多只能解釋一半的現任者優勢, 餘則是個人素質差異的貢獻; 而此素質差異卻主要源於現任者在歷經數次選舉篩選後所得較佳的個人素質。

Gowrisankaran, Mitchell, and Moro (2008) 則採用一個新穎的辦法做推算。他們基本的想法是, 1位經過一輪選舉篩選的現任者和經歷三輪選舉篩選的現任者相比, 後者應有較佳的個人素質; 而1位打敗資深現任者的挑戰者, 相比於1位打敗同樣是新人的挑戰者, 前者的個人素質應較強。因此, 當兩位同樣是三連任的現任者相比, 若1位是當初打敗現任者而贏得席次者, 而另1位僅是由新人的競爭中取得席次, 即便兩人因選區服務而得的優勢皆同, 他們連任的勝率亦將有所不同。基於此, 他們建立一選

[10]他們總共找出122組這樣的選舉。

臺灣大學學術期刊資料庫

區長期動態變遷的模型, 並以1914年後歷次參院選舉各選區現任者勝敗的歷史作實證分析。Gowrisankaran, Mitchell, and Moro (2008) 發現候選人素質差異才是現任者優勢的主要來源, 而選區服務對現任者贏得選舉並無太大幫助。

不過, 也有不少研究嘗試採取適當的變數來描述候選人素質的差異; 最常使用的指標是「候選人是否曾經或現在佔有需經選舉方能獲得之職位」(Jacobson, 2004; Carson, Engstrom, and Roberts, 2007; Hall and Snyder, 2015)。依此指標, Jacobson (2004) 證實, 在當代, 由於嚇阻效果的作用, 現任者只有不到20%的機率會碰上一個夠格的挑戰者。但在十九世紀末時, Carson, Engstrom, and Roberts (2007) 指出, 雖然優秀的挑戰者一般不願和現任議員競爭, 但當時擁有提名權的黨組織仍有能力將其派赴戰場, 以致十九世紀末時的現任者平均有33%的機率會遇上先前有過勝選經驗的挑戰者。但是, 同樣是依此指標所做的研究, Hall and Snyder (2015) 卻認爲嚇阻效果至多只能解釋十分之一的現任者優勢。他們觀察所有前次選舉贏家險勝的議員選區,[11] 發現即使上回贏家只是險勝, 本次選舉中贏家的勝率仍會大幅提升, 這意味著現任者優勢; 但在這樣的選區中, 上回的輸家在本次選舉中所派出的挑戰者, 其素質並不會降低太多。因此, 其認爲現任者優勢應源於其他因素。

2.3 台灣立委的現任者優勢

我國在2008年對立委選制採行兩項重大改革, 一是將過去的 SNTV 選制改爲相對多數制, 二是將立委人數由225席減半至113席。在 SNTV 選制下, 每個選民可投給候選人1票, 每個選區再依候選人票數高低決定贏家若干名。在大多數情況下, 主要政黨在個別選區的得票比例, 相對於相對多數制, 會較接近該選區所選出之立委人數比例; 除去應選人數一名的選區外, 不會有某陣營得票率接近過半, 卻沒有贏得任何一席的情況。過去在此選制之下, 在應選人數超出兩名以上之選區, 各政黨多採不足額提名。[12] 對有實力的挑戰者來說, 當面對敵對陣營的現任者時, 因對方不會佔去所

[11] 在兩黨競爭中, 贏家僅獲50%至55%的得票率。

[12] 譬如應選4名, 僅提名2位候選人。

臺灣大學學術期刊資料庫

有應選席次, 總有開放給新人的機會; 而當面對自家的現任者時, 亦可操作配票以取得勝選。所以, 在過去的立委選舉中, 吾人甚少聽聞有勝選希望的挑戰者因現任者而怯場之情事。

是故, 2008年之前的立委選舉, 現任者或許仍享有競選優勢, 但此優勢僅來自於因佔有正式職位而享有的各種資源, 以及較佳的自身素質, 而不來自於因嚇阻效果所致之較差的挑戰者。[13] 除此之外, 當時的現任立委還常因陣營內配票操作失利而落選。盛治仁 (2006) 指出, 台灣過去在採行SNTV 選制下, 立委連任的比例大約僅有五成左右。也因現任者似乎優勢甚少, 台灣過去對現任立委選舉表現的研究, 主要著重在現任立委在何種條件下能贏得連任, 而非其爲何總是能贏得連任 (吳宜侃, 2005; 蔡佳泓, 1996; 陳昭凱, 1997)。[14] 因過去現任者優勢的現象在表面上並不明顯, 媒體也甚少討論, 台灣的研究者自然並不會想要解釋一個看來似乎並不明顯的現象。

不過, 2008年以後的立委選舉, 因採用了相對多數制, 可以推想台灣的現任立委自此以後或將享有由嚇阻效果所帶來的勝選優勢。[15] 此外, 因人

[13]不過, 在 SNTV 選制下, 雖然有勝選希望的挑戰者不會怯場, 但現任者所面對的挑戰者群體, 其整體素質並不見得較相對多數制爲佳。因在此選制下, 候選人只要得票數在前面若干名便能贏得席次, 加上選情也較爲複雜, 往往會有許多高估自己勝選機率卻素質更差的挑戰者參賽。只是這些候選人通常不會爲主要政黨所提名, 並不會對選情造成影響, 也不會對現任者構成威脅。

[14]此外, 雖台灣的縣市長選舉採相對多數制, 但由於縣市首長有任期限制, 其競選優勢所造成的問題並不嚴重; 過去也未見國內對縣市長選舉中現任者優勢的研究。

[15]日本於1996年時, 其國會議員選制亦由過去的 SNTV 選制改爲相對多數制, 因此, 或有論者認爲日本選情可能亦發生類似台灣的變化, 在1996年後的國會議員選舉, 現任者將開始享有因嚇阻效果所帶來的優勢。然, 實情並非如此。此因日本於1996年時, 除上述的選制改革外, 也同時採行並立制, 並引入雙重提名 (dual candidacy, 日文稱「重複立候補」) 的設定。在雙重提名的設定下, 在小選區參選的候選人, 也可同時登記在不分區的候選名單上, 而一旦在小選區落選, 還可由不分區中敗部復活。此外, 日本的新制也允許政黨毋須在選前排列每位不分區名單的順位。這使得其政黨可以在選後針對於小選區落敗的雙重提名候選人, 依候選人在小選區中的表現排列不分區的順位; 表現越佳, 將越容易透過不分區敗部復活。此機制給予有實力的挑戰者有效的保障, 使其在小選區中並不會因對手是資深議員而怯戰, 也就沒有嚇阻效果的現象 (McKean and Scheiner, 2000)。除此之外, 不同於台灣, 日本過去在 SNTV 選制之下, 其現任者仍有相當高的連任比例; 自1958年到1990年的選舉間, 平均有 80.37% 的現任者能贏得連任 (McKean and Scheiner, 2000; Hayama, 1992)。

臺灣大學學術期刊資料庫

數減半, 現任立委掌握的資源增多, 可能也將導致其因占有正式職位而享有的直接利益增加。[16] 因此兩項變革, 筆者認爲, 台灣的立委選舉將步上美國的後塵, 現任者的競選優勢將被放大。[17] 而雖採行新制後的第一次選舉 (2008年立委選舉), 因立委人數減半, 多數選區呈現兩現任立委捉對廝殺的情形, 以致現任者優勢並不明顯 (王鼎銘與范恩邦, 2010), 但在2012年的立委選舉中, 吾人應該就可觀察得到相當顯著地現任者優勢。

底下, 筆者將透過實證資料檢視在2004以及2012年的兩次立委選舉中, 現任者是否享有競選優勢, 並更進一步分析比較在2012年的選舉中, 現任者是否比2004年的現任立委享有**更多**的優勢。

3 研究方法

3.1 主要資料來源

本研究使用抽樣調查資料進行分析,[18] 資料主要來自「台灣選舉與民主化調查」(Taiwan's Election and Democratization Study, 以下簡稱 TEDS), 取其中之「民國九十三年立法委員選舉大型面訪案」(TEDS2004L) B 卷獨立樣本, 以及「2012年總統與立法委員選舉面訪案」(TEDS2012) 的獨立樣本。[19] 根據 TEDS 報告書本文的說明, TEDS 採用訪員面對面訪問受訪者的方式蒐集資料。獨立樣本以設籍於台灣地區且年滿20歲的成年人作

[16]譬如, 根據2007年12月修正之《立法院組織法》規定, 立委減半後, 每名立委得聘用的公費助理人數變多, 得運用之預算亦增多, 這將使得現任立委能提供較佳的選區經營, 得到更多選票回饋。

[17]雖然沒有明確地說明理由, 盛治仁 (2006) 也猜測, 在台灣立委選舉採用相對多數制以後, 現任者將會有顯著地競選優勢。

[18]國內大型抽樣面訪調查資料中, 除「台灣選舉與民主化調查」外,「台灣社會變遷基本調查」亦涵蓋政治行爲與態度之相關調查。本文採用前者之理由有二: 一、目前所公開之「台灣社會變遷基本調查」資料, 尚未涵蓋2012年的投票行爲; 二、「台灣選舉與民主化調查」中, 針對政治行爲與態度的問題較爲詳細。譬如, 該調查有詢問受訪者過去選舉之投票行爲。

[19]「台灣選舉與民主化調查」多年期計畫總召集人爲國立政治大學黃紀教授,「民國九十三年立法委員選舉大型面訪案」(NSC 93-2420-H004-005-SSS) 之年度計畫主持人爲劉義周教授,「2012年總統與立法委員選舉面訪案」(NSC 100-2420-H-002-030) 之計畫主持人爲朱雲漢教授; 詳細資料請參閱 TEDS 網頁: http://www.tedsnet.org。筆者再次感謝上述機構及人員提供資料協助。

臺灣大學學術期刊資料庫

爲訪問的母群, 用三階段系統抽樣法依序抽出選區、村里, 最後再抽出受訪者。同時也對抽出之受訪者進行樣本代表性檢定。然而, 由於每個抽出的受訪者不必然都能訪問成功, 最終之成功樣本往往在年齡與教育程度上的結構會與母群 (台灣全體公民) 不一致。爲使與母群結構更符合, TEDS 亦會對樣本的分布特性使用多變數反覆加權法進行加權, 算出各樣本點的權數。[20] 不過, 因台灣的選區大小並不一致, 較大的選區有較多的樣本; 而若僅採 TEDS 提供之權數, 雖樣本之人口特性將和母群一致, 但也難免偏向大選區之選民行爲。爲使分析結果能平均反映每個選區的行爲, 筆者將再另外以權數校正。此外, 當進行跨年度分析時, 由於兩次選舉調查之樣本數並不一致, 本研究也將以權數調整。[21]

3.2 計量模型

本研究使用多層次巢狀勝算對數模型 (multi-level nested logit model) 分析選民行爲。就某一個別選民而言, 在投票日當天, 其所有可能之選擇項目如圖 1。選民先決定投票或是棄權; 換言之, 投票或是棄權構成了選項裡面最大的分類。投票的分類下, 可再細分爲各陣營或政黨。在 2004 年的立委選舉中, 各陣營或政黨一般會於各選區派出數名不等的候選人。因此, 在各陣營的子分類下還會有各候選人之子選項。選民此時再依各候選人之特徵 (譬如是否爲現任者或是民調分數) 進行選擇。當某一陣營皆僅有 1 位候選人時, 該分類即成爲 degenerate nest。[22] 此外, 在兩次選舉中, 都有許多志在參加不在得獎的小黨 (譬如健保免費連線) 或無黨之獨立候選人, 本文假設這些獨立候選人的出現並不影響選民在圖 1 中所有選項之間的選擇行爲。

[20]此法也是國際上大型選舉抽樣調查一般碰上此問題所採用的措施, 譬如英國選舉研究 (British Election Study)。

[21]不過, 當吾人將兩次選舉的樣本整合在一起分析時, 因筆者以不同的變數分別估計兩次選舉的現任者優勢, 故有無以權數修正不同年分樣本數不一的狀況, 對此兩變數的估計值並無影響。此主要影響到的是兩個調查樣本所共用的變數估計值。

[22]需要注意的是, 由於受到過去計量教科書錯誤的影響 (譬如, Greene, 2000), 大多數統計軟體舊版執行巢狀勝算對數模型分析時, 使用的是 non-normalized nest logit (NNNL), 而非 random utility maximization nested logit (RUMNL)。後者才是正確的模型。使用 NNNL 作分析, 除了所估計出的係數可能有所偏誤, 在解釋上須審愼因應外, 此作法亦無法妥適處理 degenerate nest。詳情請參見 Heiss (2002)。

臺灣大學學術期刊論文授權

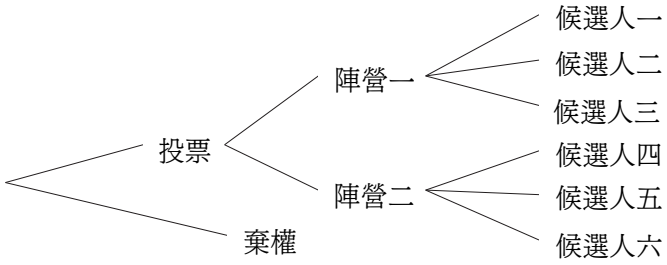


圖 1: 個別選民可能選項之分類結構

兼且由於這些獨立候選人的最終得票率甚微, 因此本研究在模型中將略去這些獨立候選人的選項。不過, 這並非指本研究將刪去所有獨立候選人之選項, 因多數選區還仍有一、兩位深具實力的獨立候選人 (譬如2004年選舉時, 屏東縣選區的蔡豪或北市二選區的李敖), 因此模型中仍將保留兩個獨立候選人的選項。

因此, 以2004年的選舉爲例, 假設僅分爲藍綠陣營時, 對某一選民 i 來說, 投票日當天選擇「棄權」,「投給綠營 g 的候選人 j」, 或是「投給藍營 b 的候選人 k」, 所得到的效用將分別爲:

$$
\begin{aligned}
U_{i,abs} &= \epsilon_{i,abs}, \\
U_{i,gj} &= V_{i,g} + V_{i,j} + \tau_{i,\text{vote}} + \theta_{\text{vote}}\tau_{i,g} + \theta_{vg}\epsilon_{i,j}, \\
U_{i,bk} &= V_{i,b} + V_{i,k} + \tau_{i,\text{vote}} + \theta_{\text{vote}}\tau_{i,b} + \theta_{vb}\epsilon_{i,k},
\end{aligned}
$$

$$
\theta_{vg} \equiv \theta_{\text{vote}}\theta_g, \theta_{vb} \equiv \theta_{\text{vote}}\theta_b; 1 \geq \theta_{\text{vote}} \geq 0, 1 \geq \theta_g \geq 0, 1 \geq \theta_b \geq 0,
$$

其中, $V_{i,g}$ 及 $V_{i,b}$ 分別包括導致選民 i 選擇綠營 g, 以及選民 i 選擇藍營 b 的可以觀察到的變數, 譬如國家認同或是統獨看法等變數。$V_{i,j}$ 以及 $V_{i,k}$ 則包括描述候選人特徵的變數, 譬如是否爲現任立委或是投票日前十天以前的民調分數。

在殘差項的部分, $\tau_{i,\text{vote}}$ 爲選民 i 的公民責任感減去投票成本, 會影響選民投票或是棄權的決定, 是不可觀察到的變數。$\tau_{i,g}$ 以及 $\tau_{i,b}$ 爲影響選民選擇陣營的不可觀察到的變數, 亦即僅依藍綠陣營變動而變動的不可觀察變數。$\epsilon_{i,abs}$、$\epsilon_{i,j}$ 以及 $\epsilon_{i,k}$ 則包括研究者所不能觀察到的選民個別偏好,

臺灣大學學術期刊資料庫

假設其爲 extreme value distribution。$\tau_{i,\text{vote}}$、$\tau_{i,g}$ 以及 $\tau_{i,b}$ 則爲某分配使得 $\tau_{i,\text{vote}} + \theta_{\text{vote}}\tau_{i,g} + \theta_{vg}\epsilon_{i,j}$ 以及 $\tau_{i,\text{vote}} + \theta_{\text{vote}}\tau_{i,b} + \theta_{vb}\epsilon_{i,k}$ 依然呈現 extreme value distribution (Cardell, 1997; Berry, 1994)。此外, θ_{vote} 表示於投票這一選項群組中, 對選民來說, 藍綠陣營兩個次群組之間的關連程度。如果 θ_{vote} 趨近於1, 表示藍綠陣營兩個次群組間的相似程度越小, 越不應將此兩個次群組歸類爲投票此一選項群組。換言之, 若 θ_{vote} 趨近於1, 則選項群組應去掉投票這一分類, 而直接分爲棄權、藍營、以及綠營三組。同理, θ_{vg} 以及 θ_{vb} 表示綠營以及藍營中, 各候選人選項之間的相似程度 (Cardell, 1997; Berry, 1994; Grigolon and Verboven, 2014)。

在第4節的分析中, 本研究將試著先找出選項的分類結構 (nesting structure)。方法是對選項採用不同的分類做估計, 並判斷所估計出之 θ_{vote} 以及各分類項下之 θ 值是否合理。同時, 本研究亦會對所估計出之 θ 值做聯合檢定, 判斷是否須對各選項進行分類, 或是可直接採行多元勝算對數模型 (multinomial logit model)。[23] 此外, 當找出適切的分類結構後, 亦意味著依循此分類方式下對殘差項結構的設定概屬合理。由於知道殘差項的結構, 因此便毋須採行多元勝算概率模型 (multinomial probit model), 以簡化計算程序。[24]

綜上討論, 對某一選民 i 來說, 假設僅分爲藍綠陣營時, 投票日當天投給綠營 g 的候選人 j 的機率將可描述爲如下 (Wooldridge, 2002; Cameron and Trivedi, 2010):

[23]評判 θ 值是否合理的標準是, θ 值是否大於1, 或是趨近於 1。若 θ 值大於 1, 表示模型設定有誤, 估計結果和假設不一致。若 θ 值趨近於 1, 表示此分類不需要。而當所有 θ 值的聯合檢定無法迴避全部皆爲一的假設時, 表示此模型選項間有 independence of irrelevant alternatives (IIA) 的特性, 可逕行使用多元勝算對數模型。當 θ 值不合理時, 表示分類不對, 所估計出的係數往往也會隨著這些分類而變動。

[24]使用多元勝算概率模型, 雖然毋須對殘差項之結構有過多先驗性的設定, 但由於此模型沒有明確的函數型式 (functional form), 往往導致計算龐雜繁瑣。許多國外從事選舉研究者喜歡使用多元勝算概率模型, 筆者過去亦使用此模型。不過, 筆者發現, 當模型中不考慮棄權時, 只要能妥善控制各項變數, 所估算出之各選項殘差項的相關係數, 其值往往近似於 0。此意味著投票項下之各選項, 其殘差值除一共通項 $\tau_{i,\text{vote}}$ 外, 似僅餘各自獨立的殘差項。

臺灣大學學術期刊論文模板

$$\Pr(j \mid \text{green}) = \frac{\exp \frac{V_{i,j}}{\theta_{vg}}}{\sum_{l \in \text{green}} \exp \frac{V_{i,l}}{\theta_{vg}}}, \tag{1}$$

$$\Pr(\text{green} \mid \text{vote}) = \frac{\exp \frac{V_{i.}\text{green} + \theta_{vg} IV_g}{\theta \text{vote}}}{\exp \frac{V_{i.}\text{green} + \theta_{vg} IV_g}{\theta \text{vote}} + \exp \frac{V_{i,blue} + \theta_{vb} IV_b}{\theta \text{vote}}}, \tag{2}$$

$$\Pr(\text{vote}) = \frac{\left\{\exp \frac{V_{i.}\text{green} + \theta_{vg} IV_g}{\theta \text{vote}} + \exp \frac{V_{i,blue} + \theta_{vb} IV_b}{\theta \text{vote}}\right\}^{\theta_v}}{1 + \left\{\exp \frac{V_{i.}\text{green} + \theta_{vg} IV_g}{\theta \text{vote}} + \exp \frac{V_{i,blue} + \theta_{vb} IV_b}{\theta \text{vote}}\right\}^{\theta_v}}, \tag{3}$$

$$IV_g = \ln \left(\sum_{l \in \text{green}} \exp \frac{V_{i,l}}{\theta_{vg}} \right), \tag{4}$$

$$IV_b = \ln \left(\sum_{l \in blue} \exp \frac{V_{i,l}}{\theta_{vb}} \right), \tag{5}$$

$$\Pr(j) = \Pr(j \mid \text{green}) \Pr(\text{green} \mid \text{vote}) \Pr(\text{vote}), \tag{6}$$

其中, IV_g 以及 IV_b 一般稱做 inclusive value (或稱 inclusive utility), 可以理解爲選擇不同陣營時, 陣營中候選人所將帶來的預期效用 (Wooldridge, 2002; Greene, 2008; Cameron and Trivedi, 2010)。

此外, TEDS2004L 及 TEDS2012 的樣本皆橫跨多個選區, 本研究同時也計畫將兩次選舉的樣本跨年跨選區集中進行計量分析。一般在產業實證研究中, 使用多元勝算模型進行跨市場實證分析時, 最常面對的問題是, 若各市場中產品數不同時 (譬如, 在 A 市場 X 公司未推出產品, 但是 X 公司卻有參與 B 市場), 可能會隱含內生性 (endogeneity) 的問題。此因各市場產品數不同往往來自各公司進出市場的決策, 而各公司進出市場的決策取決於該公司對不同市場銷售的預期, 這或許和產品的無法觀察到的特性有關, 而此特性會影響到定價, 這就造成了內生性的問題 (Ackerberg and Rysman, 2005)。在2004年的選舉中, 各陣營在各選區的參選人數不同, 或許也會有這樣的疑慮。當然, 各選區參選人數之不同部分受到各選區應選人數不同的影響, 而各選區應選人數是外生的制度變數。爲了簡化之後的分析, 本研究進一步假設各陣營對各選區參選人數的決定, 除受制度的外

臺灣大學學術期刊資料庫

生限制外, 主要受各陣營對該選區選情的判斷所影響。而這些選情判斷立基於各陣營在該選區上次的得票、各陣營在該區支持者的人數、該選區藍綠兩派選民的多寡、以及選前民意調查的結果。本研究將控制這些變數。控制這些變數後, 本研究假設其他影響參選人數決策的變數, 和標示候選人是否爲現任者之變數無關。或許讀者認爲這樣的假設仍有疏漏之處, 但至少這些假設能讓我們進行下一步的分析, 先看看是否有所發現。

3.3 主要變數與控制變數

本研究所要探討的問題是現任立委的競選優勢, 所以主要關心的變數是現任立委的虛擬變數 (dummy variable)。此變數屬於描述候選人特徵的變數, 當候選人爲**該選區出身之現任立委**時, 標示爲1, 其餘則爲0。須注意的是, 當候選人爲現任立委, 但並非由該區選出時 (譬如現任不分區立委), 本研究仍將此變數標示爲0。[25] 對應此變數之係數所估計的是, 當候選人爲現任區域立委時, 平均而言, 選民投給該候選人所能增加的「額外效用」; 或曰, 該候選人因擔任現任區域立委, 平均而言, 對選民選擇所增加的額外誘因。根據2.3節的討論, 以2004年立委選舉爲例, 現任立委對選民選擇所增加的額外誘因主要來自, 現任立委過去選區服務所得到的回饋, 以及現任立委稍微較佳的個人素質 (再次強調, 在過去的選制之下, 現任立委與其他候選人間之素質差異, 並不包括因嚇阻效果所造成之差異)。

在2004年的立委選舉中, 因選制的關係, 一般認爲有不少選民採行策略投票 (或稱配票)。現任立委可能因現任者的身份而在選前被部分選民認定在當選的安全名單內, 喪失部分選票。此將爲本研究所估算之現任者優勢增添新的變數, 從而導致低估在2004年的選舉中, 因選區服務以及稍微較佳之個人素質所產生的現任者優勢。因此, 本研究必須要面對策略投票所帶來的問題。

關於如何在模型中描述策略投票的影響, 本研究採用 Alvaerz and Nagler (2000) 的想法。該研究認爲, 部分選民之所以採行策略投票, 是因爲

[25]將現任者之認定僅侷限於該選區出身之現任立委的理由是, 若候選人爲現任立委, 但並非由該選區出身, 那就不存在之前提供該選區選民服務所帶來的回饋。此外, 有實力的挑戰者不願正面對決現任者, 也有可能是著眼於該現任者之前於選區中的經營。

臺灣大學學術期刊資料庫

他們投票時, 除了關心投票的對象外, 也在意自己這一票是否會被浪費掉: 在相對多數制之下, 把票投給前兩名以外的候選人, 將沒有辦法影響選舉結果; 而在選情緊繃的情況下, 他們將更傾向投給最有勝選希望的前兩名候選人。依此邏輯, 在 SNTV 選制之下, 將票投給最高票或是完全沒有勝選希望的同陣營候選人, 亦無法影響結果。因此, 採行策略投票的選民將傾向把票投給同陣營中在當選邊緣的候選人。[26] 這個傾向將隨著選情緊繃的程度而有所加強。

當從事策略投票時, 因爲結果未知, 選民得依據他們對選情的預期行事。不同選民的判斷或許不同, 但必定會參考已公布的民調資料。[27] 若候選人因現任者的身份而被選民劃入所謂的安全名單內, 應反映在民調之中。當分析2004年的選舉時, 本研究採用 TVBS 公司於選前十天以前所陸續公布的民調資料當作選民的預期。而當分析 2012 年的選舉時, 本研究採用 TEDS 中「2012年總統與立法委員選舉電訪案」(TEDS2012-T) 選前10天所做的民調資料, 並假設此民調結果和當時各機構所公佈的民調結果差距不大。本文以民調資料算出選情的緊繃程度,[28] 以及各候選人與當選邊緣之候選人的距離 (在相對多數制之下, 當選邊緣的候選人即前兩名的候選人), 並以此兩變數及其乘積控制策略投票對選舉行爲的影響。

此外, 在2004年的選舉中, 選民除依自己判斷遂行策略投票外, 可能也會依循政黨指示採行策略投票。當選民依據政黨指示投票時, 候選人是否爲現任者就非選民投票時所考慮的重點 (包括其他的候選人特徵變數亦然)。本研究亦計畫自樣本中刪除此類選民以控制策略投票的影響。

如3.2節所述, 本研究亦將控制選民的省籍 (父親是否爲外省人)、政黨

[26]換句話說, 在相對多數制之下, 所謂當選邊緣的候選人便是選區中最有勝選希望的前兩名候選人。

[27]Alvaerz and Nagler (2000) 使用選區上一次的投票結果當作是選民對本次選舉結果的預期。

[28]在台灣, 一般由民調所得之得票率和最終的得票率有相當地落差。因此, 吾人可不必擔心因爲放入民調資料而導致的 reflection problem (Manski, 1993; Brock and Durlauf, 2003)。不過, 在多元勝算模型中, 即使在等號右邊直接放入最終之得票率, Brock and Durlauf (2003) 也認爲這樣並不會引發 reflection problem (在給定某些一般條件下)。理由是多元勝算模型乃非線性結構。但是, 因爲該文多年來一直處於 working paper 的狀態, 此結論或不爲學界所普遍接受。

臺灣大學學術期刊資料庫

認同、國家認同、統獨立場、以及上次選舉的投票政黨。筆者也計畫控制選民對電視以及報紙的閱讀習慣 (是否主要收看立場偏藍或偏綠之媒體乘上閱聽頻率)。[29] 年齡、性別、教育程度以及職業別依一般常例將列爲控制變數。當將兩年度之選舉集中分析時, 也將置入年度別之虛擬變數; 筆者也會加入地區別之虛擬變數以控制重疊的選區。[30]

4 分析結果

4.1 兩次選舉現任立委參選及得票概況

在對 TEDS 之資料進行計量分析以前, 吾人可先就現任者參選以及得票之總體狀況做一初步的觀察與討論。表1列出2004年以及2012年選舉, 台灣本島選區 (不列入原住民選區) 區域立委的參選及得票概況。其中, 依3.3節討論, 現任者之定義爲**該選區出身的現任立委**; 換言之, 有少數候選人雖爲現任立委, 但並非該次選舉參選之選區出身 (譬如現任不分區立委), 此處不將其計爲現任者。此外, 在兩次選舉中均有許多志在參加的小黨或獨立候選人; 由表中可發現, 非由主要政黨 (國民黨、民進黨、親民黨與台灣團結聯盟) 所推派之候選人, 在2004年有136位, 而在2012年則有108位, 數量不可謂不多。根據3.2節之討論, 這些候選人多數對整體局勢沒有太大影響; 爲簡化討論, 筆者底下將探討範圍僅侷限於主要政黨所推派之候選人其參選與得票情形。[31]

由表1中吾人可看出, 在2004年的選舉中, 每個選區皆有現任立委參選;[32] 而由主要政黨所推派的候選人中, 現任立委佔55.4%。但在2012年

[29]此變數之估計所得不可直接解釋爲媒體對選民的影響 (劉正山, 2009)。因其包括兩個效果, 一是媒體對選民影響, 二是選民對媒體的選擇性接觸 (selective exposure)。不過也因爲如此, 控制此變數除可控制媒體對選民的影響外, 也可進一步控制選民的政黨傾向 (有些選民不喜歡承認自己是某黨的支持者, 但卻可在其閱聽習慣中看出端倪)。

[30]2004年之選區大致上以縣市別爲界 (除台北市、高雄市以及台北縣以外), 因此, 用以控制重疊選區的地區別虛擬變數主要以縣市別爲主。

[31]不過, 在2012年的選舉中, 因國民黨在中市二選區「禮讓」無黨團結聯盟參選人顏清標, 故本節將其視爲國民黨所推薦之候選人。同樣地, 在該年的選舉中, 民進黨在北市七選區「禮讓」綠黨參選人潘翰聲, 在桃縣六選區「禮讓」無黨籍候選人胡鎮埔, 本節亦將此兩位視爲民進黨所推薦之候選人。

[32]因2004年選舉採複數選區 SNTV 選制, 大多數選區原即有兩名以上之現任立委, 就

臺灣大學學術期刊資料庫

表 1: 2004年與2012年選舉區域立委現任者參選及得票情形一覽

	2004年	2012年
區域立委應選席次	165	70
區域立委參選人數	358	257
區域立委總選區數	26	70
無現任者參選之選區	0	12
由主要政黨所推派之區域立委候選人參選情形		
候選人數	222	149
候選人數: 排除無現任者選區	222	123
現任者參選人數	123	58
現任者佔參選人比例	55.4%	38.9%
現任者佔參選人比例: 排除無現任者選區	55.4%	47.2%
由主要政黨所推派之候選人得票情形		
候選人總得票數	8,647,328	12,291,763
候選人總得票數: 排除無現任者選區	8,647,328	10,608,562
現任者全部得票數	4,780,580	5,762,971
現任者得票佔全部候選人之得票比例	55.3%	46.9%
現任者佔候選人得票比例: 排除無現任者區	55.3%	54.3%
由主要政黨所推派之現任者連任情形		
參選之現任者連任人數	95	45
參選之現任者連任比例	77.2%	77.6%

註: 1. 本表統計不含離島及原住民選區。

2. 主要政黨指國民黨、民進黨、親民黨與台灣團結聯盟。新黨於2004年在本島之立委候選人已全改掛國民黨旗幟參選, 故不列入主要政黨。2012年選舉, 潘翰聲、胡鎮埔計入民進黨提名或推薦之候選人, 顏清標則計入國民黨提名。

之選舉中, 此比例則僅爲38.9%; 有12個選區之現任立委因其個人生涯規劃等因素, 未競選連任。[33] 在相對多數制之下, 當兩大黨於每個選區皆指派

算其中一兩名現任者因生涯規劃決定退出, 也還仍有現任者參選。

[33]譬如彰化縣第一選區之原現任立委, 陳秀卿, 於2011年過世, 未能競選連任。又譬如高雄市第七選區之原現任立委, 李復興, 及台中市第八選區之原現任立委, 徐中雄, 皆因擔

臺灣大學學術期刊資料庫

(或推薦) 候選人參選的情況下 (就算在對手很強的選區, 仍勉力派出所謂「刺客」參戰), 即便每個選區的現任者均決定於原選區競選連任, 現任者佔所有候選人的比例最高也只有50%。但在 SNTV 選制下, 由於各政黨通常不會足額提名, 現任者佔候選人之比例很容易就超過50%。[34] 而對於2012年之選舉, 若僅觀察有現任者參選之選區, 則現任者佔所有候選人之比例爲47.2%。[35]

若僅觀察兩次選舉現任者佔所有參選人之比例, 則似乎會得到2012年參選爆炸、不存在嚇阻效果, 現任者恐無額外優勢的印象。但, 若吾人再進一步觀察得票數, 結論將有所不同。在2004年的選舉中, 現任者得票數佔所有候選人得票數之比例爲55.3%, 約略相等於該次選戰中, 現任者人數佔所有參選人人數之比例; 此似乎意味著在2004年的選戰中, 現任者並未較其他候選人有更強的吸票能力。但在2012年的選戰中, 現任者佔所有候選人之得票比例爲46.9%, 高於其現任者佔候選人之人數比例 (38.9%); 而若僅觀察有現任者參選之選區, 則此得票之比例爲54.3%, 亦大於此類選區中現任者佔候選人之人數比例 (47.2%)。這意味著現任者在選戰中較其他候選人能拿到更多的選票。當觀察各選區之得票率時, 也會發現有超過半數以上的現任者 (31位) 是以大勝贏得選戰 (得票率超過第二高票者10%以上); 換言之, 雖2012年似乎參選爆炸, 但有半數以上現任者參選之選區, 選戰卻呈現一面倒的態勢。根據第2節的討論, 設若在2004年以及2012年的兩次選戰中, 現任者透過選區服務所得到的回饋皆類似, 那2012年現任者在這些選區獲得大勝的主因就有可能是來自於「較差的競選對手」; 而當兩大黨都不願在本島任一選區缺席的情況下, 觀察嚇阻效果是否存在的重點, 似並不在於是否有挑戰者願意出戰, 而在是否有「夠格的挑戰者」出戰。

此外, 在2004年的選戰中, 主要政黨共派出222位候選人, 競爭165個席次, 若假設其他小黨或獨立候選人沒有勝選可能, 平均當選機率爲74.3%,

任其他職務, 未競選連任。

[34]舉例來說, 設若在一個應選席次爲5名, 只有兩黨參與競爭的選區, 原先5名現任立委有4名決定競選連任; 兩黨各擁有兩名現任者參選。因各黨通常不會足額提名, 就算兩黨各自再多提名兩位新人參選, 現任者佔所有候選人之比例也還有50%。

[35]有些選區有3位以上由主要政黨所推派之候選人。

臺灣大學學術期刊資料庫

而當年代表主要政黨參選之現任立委的連任比例爲77.2%, 約稍大於此平均當選機率。但在2012年, 主要政黨共派出149位候選人, 競爭70個席次, 平均當選機率降爲47.0%, 而該年參選之現任立委其連任比例則仍有77.6%, 遠大於政黨推派候選人的平均當選機率; 2012年之現任者比當年度其他候選人更容易贏得選戰。

4.2 TEDS 資料之計量分析結果

在本節中, 吾人便將4.1節透過初步觀察所得到的一些看法, 以較嚴謹的計量方法來予以驗證: 是否2012年的現任立委僅憑其現任者的身份便能獲取較多的選票, 但2004年的現任立委卻無此優勢?

4.2.1 2004年立委選舉之分析

筆者先測試不同的分類結構是否合理。首先僅將投票項下各候選人分爲藍綠兩陣營, 估計兩分類項下之 θ 值, 發現其值皆不合理 ($\theta_b = 1.41$, $\theta_g = 1.42$), 表示候選人不應只分爲藍綠兩陣營。筆者又試著將候選人以政黨分類, 發現台聯項下之 θ 值不合理 (爲一負值)。幾經測試後, 筆者將圖1投票項下之各候選人分爲國民黨、親民黨、藍營獨立候選人、綠營政黨候選人 (民進黨加台聯)、以及綠營獨立候選人等五個陣營, 其中藍營及綠營獨立候選人項下皆僅留1位候選人之選項。此分類下所得之 θ 估計值尚屬合理 (以表2的模型 C 爲例, $\theta_{\text{KMT}} = 0.35$, $\theta_{\text{PFP}} = 0.22$, $\theta_g = 0.89$)。[36] θ 值之聯合檢定表示模型不具 independence of irrelevant alternatives (IIA) 之特性 ($p = 0.00$)。[37]

表2爲使用多層次巢狀勝算對數模型對2004年立委選舉所做分析結果。模型 A 爲不加入民調結果所做的估計。模型 B 爲加入民調結果所做的估計。模型 B 中, 選戰競爭程度, 以及距當選邊緣候選人之距離皆是以

[36]藍營及綠營獨立候選人項下因皆僅有1位候選人之選項, 其 θ 值自動爲1。

[37]在本研究所測試的各種分類結構中, 除本節所介紹的分類方式外, 亦有另一種分類結構其 θ 之估計值也還算合理。此分法爲將各候選人分爲國民黨、親民黨、藍營獨立候選人、民進黨、以及綠營非民進黨 (台聯與綠營獨立候選人) 等五個陣營。而若以此分類結構進行計量分析, 則亦大致可得出本文底下所得之主要結論 (即2012年立委選舉之現任者優勢顯著大於2004年選舉之現任者優勢)。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 2: 2004年立委選舉之現任者優勢

應變數: 投票選擇 (棄權或各候選人)			
	模型 A	模型 B	模型 C
現任者	0.08 (0.04)*	0.04 (0.04)	0.05 (0.04)
政黨認同	0.33 (0.06)***	0.39 (0.07)***	0.31 (0.06)***
上次選舉投票	0.65 (0.13)***	0.79 (0.15)***	0.78 (0.16)***
收看同陣營電視新聞	0.15 (0.03)***	0.18 (0.04)***	0.18 (0.04)***
閱讀同陣營報紙	0.07 (0.03)**	0.08 (0.03)**	0.07 (0.03)**
民調: 選戰競爭程度		−0.00 (0.00)	−0.00 (0.00)
民調: 與當選邊緣距離		−0.34 (0.12)***	−0.31 (0.12)***
民調: 前兩項乘積		0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
決定投票與否之變數 (與棄權項做比較)			
投票: 男性	−0.34 (0.16)**	−0.37 (0.16)**	−0.37 (0.17)**
投票: 年齡	0.01 (0.01)**	0.01 (0.00)**	0.01 (0.01)***
投票: 教育程度	−0.42 (0.06)***	−0.41 (0.06)***	−0.43 (0.06)***
投票: 職業五分類	0.00 (0.05)	0.00 (0.05)	0.00 (0.05)
決定投給哪個陣營的變數 (與棄權項做比較)			
國民黨: 父親是外省人	0.38 (0.29)	0.44 (0.31)	0.44 (0.32)
國民黨: 家人是否在中國	0.09 (0.27)	0.13 (0.28)	0.21 (0.29)
國民黨: 國家認同	−0.04 (0.17)	−0.04 (0.18)	0.02 (0.18)
國民黨: 統獨立場	−0.15 (0.13)	−0.18 (0.14)	−0.23 (0.14)
親民黨: 父親是外省人	0.66 (0.30)**	0.69 (0.31)**	0.53 (0.33)
親民黨: 家人是否在中國	0.43 (0.28)	0.43 (0.30)	0.31 (0.31)
親民黨: 國家認同	−0.12 (0.19)	−0.18 (0.21)	−0.16 (0.21)
親民黨: 統獨立場	−0.30 (0.15)**	−0.32 (0.16)**	−0.32 (0.15)**
綠營: 父親是外省人	0.28 (0.31)	0.24 (0.33)	0.22 (0.34)
綠營: 家人是否在中國	−0.13 (0.26)	−0.21 (0.27)	−0.20 (0.28)
綠營: 國家認同	0.29 (0.16)*	0.30 (0.16)*	0.24 (0.17)
綠營: 統獨立場	−0.08 (0.11)	−0.07 (0.12)	−0.11 (0.12)
θ_{vote}	0.57	0.69	0.63
$\theta_{\text{vote}}\theta_{\text{KMT}}$	0.37	0.32	0.22
$\theta_{\text{vote}}\theta_{\text{PFP}}$	0.04	0.14	0.14
$\theta_{\text{vote}}\theta_{g}$	0.51	0.61	0.56
Log likelihood	−1,628.783	−1,619.615	−1,377.855

註: 1. * $p < 0.10$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$。

2. 以民調資料所算出之各候選人與當選邊緣距離, 若該候選人即爲當選邊緣候選人, 設其值爲 1。當候選人離邊緣候選人越遠時, 其值越小。

3. 棄權項、藍營及綠營獨立候選人項下因皆僅有一個選項, 其 θ 值自動爲 1, 故本表並未列出。

4. 因空間有限, 本表略去省籍、家人在中國、國家認同與統獨立場等變數對藍營及綠營獨立候選人之影響的係數估計值。

臺灣大學學術期刊資料庫

候選人民調的分數爲基準做計算。當不同陣營間當選邊緣之候選人民調分數越接近時, 表示競爭程度越激烈。距當選邊緣候選人之距離, 當距離越遠時, 其值越小; 若該候選人恰好爲當選邊緣之候選人時, 其值設爲 1。模型 C 使用和模型 B 同樣的變數, 惟模型 C 的估計排除宣稱依照政黨指示從事策略投票之受訪者。

從模型 B 和模型 C 的估計中讀者可以發現, 代表棄保效應的變數 (民調: 前兩項乘積) 的係數估計值, 在統計上不具顯著性。換言之, 當選情緊繃時, 選民並不會更傾向投給當選邊緣的候選人。不過, 在模型 C 中, 當自樣本中移除宣稱依照政黨指示從事策略投票之受訪者時, 對現任者優勢的估計值微幅上昇, 符合3.3節的預期。這表示仍有部分選民遂行策略投票。綜合以上兩點, 這似乎意味著, 在 2004 年的選舉中, 若選民欲採行策略投票, 會依照政黨指示從事, 而非依據民調分數自行投給在選前 10 天處在當選邊緣的候選人。[38] 此外, 除了策略投票以外, 讀者也可以發現, 在2004年的選舉中, 選民深受從衆效應 (bandwagon effect) 所影響。在該年的選舉中, 主要政黨所推派的候選人多在當選名單以內, 當候選人的民調分數離邊緣候選人越遠時, 多半指該候選人被預期將得高票。表 2 的估計結果顯示, 選民傾向投給這類的候選人。

從表 2 中讀者可以看到, 當分析中未考慮民調結果的影響時, 可能將導致高估現任者優勢。不過, 由於模型 B 中對策略投票的估計在統計上不具顯著性, 因此, 推測此高估來自從衆效應的影響。換言之, 在模型 A 中, 選民之所以傾向投給現任者, 部分也是因爲這些現任立委同時也被預期將得高票。當考慮從衆效應以後, 現任者優勢減半, 同時其估計值在統計上也不具顯著性。在模型 C 中, 當刪除宣稱依照政黨指示從事策略投票之受訪者後, 對現任者優勢的估計值微幅上昇; 這意味著, 在模型 B 中因爲有部分選民依照政黨指示投票, 導致現任者失去一些本來應享有之優勢。綜上所述, 在 2004 年的立委選舉中, 當考慮從衆效應的影響後, 現任立委並未享有競選優勢; 這符合之前學者對台灣立委選舉的觀察: 現任立委在過去的選戰中並未享有強大的勝選優勢。

[38]這只是相當初步地觀察, 實情是否如此仍待進一步更細緻地分析檢驗。由於本研究重心在現任者優勢, 因此未就此點深入探究。

臺灣大學學術期刊資料庫

需注意的是, 表2中對現任者優勢的估計值, 指的是「候選人因擔任現任區域立委, 平均而言, 對選民選擇所增加的額外誘因」。因此, 讀者或許會想瞭解如何將表2所得轉換成對得票率的影響。以下即是這樣的嘗試。

假設候選人 j 出身自綠營, 候選人 k 爲國民黨所推派, 由3.2節的式 (6) 可得

$$\frac{\Pr(j)}{\Pr(k)} = \frac{\Pr(j \mid \text{green})}{\Pr(k \mid \text{KMT})} \frac{\Pr(\text{green} \mid \text{vote})}{\Pr(\text{KMT} \mid \text{vote})}。 \tag{7}$$

將式 (1) 到式 (5) 分別代入後, 可得

$$\frac{\Pr(j)}{\Pr(k)} = \frac{\exp \frac{V_{i,j}}{\theta_{vg}}}{\exp \frac{V_{i,k}}{\theta_{v\text{KMT}}}} \frac{\exp IV_{\text{KMT}}}{\exp IV_g} \frac{\exp \frac{V_{i,\text{green}} + \theta_{vg} IV_g}{\theta_{\text{vote}}}}{\exp \frac{V_{i,\text{KMT}} + \theta_{v\text{KMT}} IV_{\text{KMT}}}{\theta_{\text{vote}}}}。 \tag{8}$$

對式 (8) 取自然對數後, 可得

$$\begin{aligned} \ln \frac{\Pr(j)}{\Pr(k)} = {} & \frac{V_{i,j}}{\theta_{vg}} + \frac{V_{i,\text{green}}}{\theta_{\text{vote}}} - \left(1 - \frac{\theta_{vg}}{\theta_{\text{vote}}}\right) IV_g - \frac{V_{i,k}}{\theta_{v\text{KMT}}} \\ & - \frac{V_{i,\text{KMT}}}{\theta_{\text{vote}}} + \left(1 - \frac{\theta_{v\text{KMT}}}{\theta_{\text{vote}}}\right) IV_{\text{KMT}}。 \end{aligned} \tag{9}$$

以式 (9) 爲基礎, 吾人可得, 當候選人 j 爲現任者時 (候選人 k 則仍爲新人), 對 $\ln(\Pr(j)/\Pr(k))$ 的邊際影響, 亦即 $\Pr(j)/\Pr(k)$ 的變動率 $((\Pr(j)/\Pr(k))/(\Pr(j)/\Pr(k)))$。假設 A 是標示候選人 j 是否爲現任者的變數 (在描述候選人特徵的變數 $V_{i,j}$ 中, 係數爲 β), 將式 (9) 對 A 求微分可得

$$\begin{aligned} \frac{d}{dA}\left[\ln\left(\frac{\Pr(j)}{\Pr(k)}\right)\right] &= \frac{\beta}{\theta_{vg}} - \left(1 - \frac{\theta_{vg}}{\theta_{\text{vote}}}\right)(\Pr(j \mid \text{green}))\frac{\beta}{\theta_{vg}} \\ &= \frac{\beta}{\theta_{vg}}(1 - \Pr(j \mid \text{green})) + \frac{\beta}{\theta_{\text{vote}}}\Pr(j \mid \text{green})。 \end{aligned} \tag{10}$$

由式 (10) 中可知, 當候選人 j 是一現任者時, $\Pr(j)/\Pr(k)$ 的增加率將爲 β/θ_{vg} 和 $\beta/\theta_{\text{vote}}$ 的加權平均。由表2中模型 C 可得, β/θ_{vg} 爲 0.089, 而 $\beta/\theta_{\text{vote}}$ 則爲 0.079。$\Pr(j)$ 和 $\Pr(k)$ 分別是一平均選民選擇候選人 j 與 k 的機率, 當放大到選區來看時, 某種程度上可理解爲得票率 (King, 1997;

臺灣大學學術期刊資料庫

Katz and King, 1999)。當兩候選人原先之得票率比例爲0.8時 (譬如 j 得票率爲24%, 而 k 得票率爲30%), 表2的估計顯示, 若候選人 j 爲現任者, 兩人之得票比例將變動7.9%至8.9%, 即變爲0.86至0.87 (若 k 得票率仍爲30%, j 得票率變爲約25.90%至26.14%)。根據2.3節的討論, 此得票率變動主要是因, 現任立委過去選區服務所得到的回饋, 以及現任立委稍微較佳的個人素質 (因此才能贏得上次選舉)。

4.2.2 2012年立委選舉之分析

同4.2.1節, 本研究先測試不同的分類結構是否合理。[39] 筆者發現, 各種分類方式所得之 θ 估計值皆無法通過 θ 值皆爲一的聯合檢定 (包括僅將所有選項分爲投票與棄權兩類)。表示此模型可能具有 IIA 之特性。因此, 本研究對2012年選舉之分析便逕自採用多元勝算對數模型: 個別選民所有可能之選擇項目爲棄權、國民黨候選人、親民黨候選人、藍營獨立候選人、民進黨候選人以及綠營獨立候選人, 各選項間並未再各自分類。[40] 另, 爲避免所估計之係數過多, 本研究假設性別、年齡、教育程度和職業等四個特性對選民選擇所有藍營選項 (國民黨、親民黨以及藍營獨立候選人) 之影響皆同; 筆者亦假設此四特性對其選擇所有綠營選項 (民進黨以及綠營獨立候選人) 之影響皆同。換言之, 針對此四個特性, 每個特性僅需估計兩個係數, 即此特性對選民選擇藍營或綠營候選人之影響。此外, 因無現任者參選之選區的選民是不可能投給現任者的, 故本節將此類選區之樣本刪除。[41]

表3爲使用多元勝算對數模型對2012年立委選舉所做分析結果。模型A爲不加入民調結果所做的估計。模型B爲加入民調結果所做的估計。模型B中, 選戰競爭程度, 以及距當選邊緣候選人之距離皆是以候選人民調的分數爲基準做計算。在2012年之選戰中, 因每區只選出1人, 所謂當選邊緣的候選人便是選區中最有勝選希望的前兩名候選人。當前兩名候選人

[39] 爲和4.1節所做之初步觀察保持一致, 本節將台中二選區的顏清標視爲國民黨所推薦之候選人。另, 雖民進黨於北市七選區與桃縣六選區禮讓其他小黨候選人, 但因抽樣資料未包含此二選區之樣本, 故毋須針對此做處理。

[40] 台聯在當年選戰中並未推派任何區域立委候選人。另, 各政黨於當年選戰中在各區域選區皆只推派1位候選人。

[41] 不過, 即使未移除此類選區之樣本, 依然能得出一類似之結果 (在統計上具顯著性的現任者優勢)。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 3: 2012年立委選舉之現任者優勢

應變數: 投票選擇 (棄權或各黨候選人)		
	模型 A	模型 B
現任者	0.48 (0.10)***	0.48 (0.10)***
政黨認同	0.76 (0.06)***	0.76 (0.06)***
上次選舉投票	1.20 (0.11)***	1.20 (0.11)***
收看同陣營電視新聞	0.21 (0.05)***	0.21 (0.05)***
閱讀同陣營報紙	0.18 (0.10)*	0.18 (0.10)*
民調: 選戰競爭程度		0.01 (0.21)
民調: 距當選邊緣候選人距離		0.10 (3.41)
民調: 前兩項乘積		−0.01 (0.21)
決定投給藍營、綠營或棄權的變數 (與棄權項做比較)		
男性: 藍營	−0.39 (0.20)**	−0.39 (0.20)**
男性: 綠營	−0.25 (0.21)	−0.25 (0.21)
年齡: 藍營	0.05 (0.01)***	0.05 (0.01)***
年齡: 綠營	0.05 (0.01)***	0.05 (0.01)***
教育程度: 藍營	0.04 (0.10)	0.03 (0.10)
教育程度: 綠營	0.17 (0.11)	0.17 (0.11)
職業五分類: 藍營	0.02 (0.07)	0.02 (0.07)
職業五分類: 綠營	−0.01 (0.07)	−0.01 (0.07)
決定投給國民黨、親民黨、民進黨或棄權的變數 (與棄權項做比較)		
國民黨: 父親是外省人	0.26 (0.33)	0.26 (0.33)
國民黨: 家人是否在中國	−0.20 (0.34)	−0.20 (0.34)
國民黨: 國家認同	−0.13 (0.19)	−0.13 (0.19)
國民黨: 統獨立場	0.01 (0.14)	0.01 (0.14)
親民黨: 父親是外省人	1.74 (0.92)*	1.74 (0.92)*
親民黨: 家人是否在中國	−0.27 (1.20)	−0.27 (1.24)
親民黨: 國家認同	−1.04 (0.67)	−1.04 (0.67)
親民黨: 統獨立場	1.16 (0.57)**	1.16 (0.57)**
民進黨: 父親是外省人	−0.04 (0.41)	−0.04 (0.41)

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

應變數: 投票選擇 (棄權或各黨候選人)		
	模型 A	模型 B
民進黨: 家人是否在中國	−0.07 (0.38)	−0.07 (0.38)
民進黨: 國家認同	0.13 (0.21)	0.14 (0.21)
民進黨: 統獨立場	0.26 (0.15)*	0.26 (0.15)*
Log likelihood	−853.394	−853.391

註: 1. $^{*}p < 0.10$; $^{**}p < 0.05$; $^{***}p < 0.01$。

2. 以民調資料所算出之各候選人與當選邊緣候選人距離, 若該候選人即爲當選邊緣候選人, 設其值爲 1。當候選人離邊緣候選人越遠時, 其值越小。在本次選戰中, 當選邊緣候選人指選區中最有勝選希望的前兩名候選人。

3. 因空間有限, 本表略去省籍、家人在中國、國家認同與統獨立場兩變數對藍營及綠營獨立候選人之影響的係數估計值。

之民調分數越接近時, 表示競爭程度越激烈。距前兩名候選人之距離, 當距離越遠時, 其值越小; 若該候選人恰好爲前兩名候選人時, 其值設爲 1。由表中可發現, 於 2012 年的選戰中, 在有現任者參選的選區, 民調結果對選民之影響, 在統計上不具顯著性。[42]

從表 3 中讀者可以發現, 在 2012 年的選戰中, 現任者享有相當顯著地競選優勢; 即使控制民調結果所帶來的影響後, 此現任者優勢並不受影響。

同樣地, 本研究也將表 3 所得轉換成對得票率的影響。假設候選人 j 出身自綠營, 候選人 k 爲國民黨所推派, 當採行多元勝算對數模型時 (θ 值皆爲 1; 因未做分類, 故無 $V_{i,\text{green}}$ 與 $V_{i,\text{KMT}}$ 值), 可將式 (9) 改寫爲

$$\ln \frac{\Pr(j)}{\Pr(k)} = V_{i,j} - V_{i,k}。 \tag{11}$$

假設 A 是標示候選人 j 是否爲現任者的變數 (在描述候選人特徵的變

[42]不過, 若分析時包含所有樣本, 則代表策略投票的係數估計值, 在統計上皆具有顯著性, 且其方向亦符合預期 (即當選情緊繃時, 選民將更傾向放棄非當選邊緣之候選人)。此似乎意味著民調結果僅在無現任者參選的選區對選民有所影響。至於爲何有此現象, 則待進一步研究探討。

臺灣大學學術期刊論文庫

數 $V_{i,j}$ 中, 係數爲 β), 將式 (11) 對 A 求微分可得

$$\frac{d}{dA}\left[\ln\left(\frac{\Pr(j)}{\Pr(k)}\right)\right] = \beta。 \tag{12}$$

由此可知, 當候選人 j 是一現任者時 (候選人 k 則仍爲新人), $\Pr(j)/\Pr(k)$ 的增加率將爲 β, 由表3中可得 β 值爲0.48。當兩候選人原先之得票率比例爲0.8時 (譬如 j 得票率爲24%, 而 k 得票率爲30%), 表3的估計顯示, 若候選人 j 爲現任者, 兩人之得票比例將變動約48%, 即變爲1.18 (譬如 j 得票率變爲29.23%, 而 k 得票率變爲24.77%; 相當於攻守易位)。對比於4.2.1節之分析結果, 相較於2004年的現任立委, 2012年的現任者顯然占有不少優勢。符合筆者在2.3節所做之猜測。

4.2.3 將兩次立委選舉樣本集中進行分析

在本節中, 筆者沿用4.2.1節的分類結構, 使用多層次巢狀勝算對數模型, 試著將兩次選舉的樣本跨年集中進行計量分析。[43] 此外, 在2004年的樣本中, 已排除宣稱依照政黨指示從事策略投票之受訪者; 而在2012年的樣本中, 亦移除無現任者參選之選區的樣本。本節之跨年度分析亦會加入年度別和地區別 (用以控制重疊的選區) 之虛擬變數。估計結果請參見表4。

在表4中, θ 值之估計較偏向2004年的情形, 其聯合檢定表示模型亦不具 IIA 之特性 ($p = 0.00$)。此外, 關於政黨認同、前次投票行爲、閱聽行爲、性別、年齡以及職業等變數的估計值, 其方向與是否統計顯著皆符合前兩節之估計結果, 表示這些特性對投票行爲的影響在兩次選舉間大致上是類似的。而由表中讀者可發現, 雖2012年的現任者享有相當地競選優勢, 但2004年的現任者優勢卻依然不具統計顯著性; 後續的檢定也證實, 2012年的現任者優勢顯著地大於2004年的現任者優勢 ($p = 0.02$)。此結果符合前兩節分析的結論。

那吾人該如何來理解在2012年顯著增長的現任者優勢? 根據2.3節的討論, 此和2008年的選制改革有相當大的關係; 而該次選制改革包括採行

[43] 讀者或許會對同樣的分類結構是否得以同時套用在兩次選舉上有所疑慮, 不過, 若要將兩次選舉的樣本集中進行計量分析, 這或許是不得不然。筆者在此先暫時採用此做法。也因此, 對結果的解釋上必須更加審愼小心。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 4: 2004年與2012年立委選舉之現任者優勢

應變數: 投票選擇 (棄權或各候選人)	
現任者: 2004年	0.021 (0.031)
現任者: 2012年	0.272 (0.107)***
政黨認同	0.487 (0.057)***
上次選舉投票	0.875 (0.114)***
收看同陣營電視新聞	0.202 (0.032)***
閱讀同陣營報紙	0.086 (0.033)***
民調: 選戰競爭程度	−0.002 (0.001)***
民調: 距當選邊緣候選人距離	−0.365 (0.175)**
民調: 前兩項乘積	0.000 (0.000)
決定投票與否之變數 (與棄權項做比較)	
投票: 男性	−0.470 (0.122)***
投票: 年齡	0.019 (0.004)***
投票: 教育程度	−0.305 (0.048)***
投票: 職業五分類	0.016 (0.041)
決定投給哪個陣營的變數 (與棄權項做比較)	
國民黨: 2012虛擬變數	1.586 (0.240)***
國民黨: 父親是外省人	0.305 (0.229)
國民黨: 家人是否在中國	0.048 (0.221)
國民黨: 國家認同	−0.145 (0.131)
國民黨: 統獨立場	−0.160 (0.097)*
親民黨: 2012虛擬變數	1.050 (0.453)**
親民黨: 父親是外省人	0.389 (0.292)
親民黨: 家人是否在中國	−0.016 (0.291)
親民黨: 國家認同	−0.450 (0.202)**
親民黨: 統獨立場	−0.108 (0.148)
綠營: 2012虛擬變數	1.628 (0.226)***
綠營: 父親是外省人	0.091 (0.258)
綠營: 家人是否在中國	−0.107 (0.217)
綠營: 國家認同	0.183 (0.131)
綠營: 統獨立場	−0.036 (0.090)

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

θ_{vote}	0.743
$\theta_{\text{vote}}\theta_{\text{KMT}}$	0.171
$\theta_{\text{vote}}\theta_{\text{PFP}}$	0.133
$\theta_{\text{vote}}\theta_{g}$	0.656

註: 1. $^{*}p < 0.10$; $^{**}p < 0.05$; $^{***}p < 0.01$。

2. 棄權項、藍營及綠營獨立候選人項下因皆僅有一個選項, 其 θ 值自動爲 1, 故本表並未列出。

3. 因空間有限, 本表略去地區別虛擬變數的估計值, 以及年度別、省籍、家人在中國、國家認同與統獨立場等變數對藍營及綠營獨立候選人之影響的係數估計值。

小選區相對多數制, 以及立委人數減半。立委人數減半, 將使現任者掌握的資源增多, 使其能提供較佳的選區服務。而採行小選區相對多數制, 將使現任者能得到由嚇阻效果所帶來的勝選優勢。底下筆者先討論較佳的選區服務是否能解釋此大幅增長的現任者優勢。

由第 2 節的討論中吾人可知, 2004 年之選舉若存在現任者優勢, 則此優勢可能來自因歷經勝選篩揀而得較佳的自身素質, 以及因佔有正式職位享有資源並依此提供服務所得的選民回饋; 然而, 由本節的分析中可發現, 2004 年的現任者其實並不擁有在統計上有意義的優勢, 因此, 就算吾人假設前項爲零 (即當年現任者沒有較佳的自身素質), 在該年的選舉中, 選民對選區服務的回饋依然在統計上可以忽略。而若過去台灣選民對選區服務的回饋不高, 可以合理推想因選區服務改善而增長的選票回饋應也不會太多。此外, 雖立委減半後現任者所能掌握的資源增多, 但所增加的資源其實也是有限 (譬如公費助理人數僅由過去的 6 至 10 名增長爲 8 至 14 名; 未達兩倍), 以此增長有限之資源, 並不易解釋 2012 年大幅增長的現任者優勢。

有鑒於此, 2012 年顯著增長的現任者優勢可能主要來自於嚇阻效果。在該年的選舉中, 吾人可以觀察到許多跟嚇阻效果有關的現象, 而這些現象在過去的立委選舉中卻非常少見。譬如, 在 2004 年的立委選舉中, 綠營 (民進黨加台聯) 在台北市大約能獲得九席立委, 而藍營 (國民黨、親民黨加新黨) 則獲得 10 席; 雙方都派出有豐富經驗的立委候選人參戰。然而, 在

臺灣大學學術期刊資料庫

2012年的選戰時, 台北市已被認爲是藍營的天下, 而所有曾於北市參選的綠營資深立委, 皆全數退出戰場。同樣地, 在2012年的選戰中, 台南市已被認爲是綠營的天下, 5位藍營的參選人, 除李全教過去曾在該區經營多年外, 另外4位全是新人。

吾人亦可透過2008年敗選之現任者在2012年的參選行爲來觀察嚇阻效果。在2008年的選舉中, 因立委人數減半, 許多選區呈現2位或甚至3位現任立委對戰的情形, 因此產生許多落敗的現任者 (當然, 這之中也有少數幾位是敗於非現任者之手); 在該年的選舉中, 總計有49位這樣的落選人。而這49位落選人許多甚至是過去連任多屆的資深立委, 或可視作是有實力的候選人。[44] 但在這49位落選的現任立委中, 只有9位繼續在原選區參與之後的補選 (如果有辦理補選的話) 或是2012年的選舉; 且在這9個人當中, 其實也只有5位是繼續挑戰原先擊敗自己的對手, 另外4位則是對戰新人。

其他40位在2008年選舉中落敗的現任者, 便不再於原選區參加之後的補選或2012年的選舉 (其中有4位是換選區參選, 但只有2位選擇挑戰其他選區的現任者); 這40位分布在38個選區中, 有35位在2008年的選舉中是由國、民兩黨所推薦參選。換言之, 在台灣本島不包括原住民選區的70個區域立委選區中, 有一半的選區, 在2008年時兩大黨都有經驗豐富的現任立委在該地經營, 但到了2012年時, 卻只能派出新人參選。[45] 雖然這

[44]或許有讀者認爲吾人亦可在2012年之分析中, 使用於2008年選舉時曾任現任立委者做爲「高素質」候選人之指標。事實上,「何謂高素質候選人? 其又該如何定義?」過去在學界一直引起爭論, 這也是現任者優勢此一議題多年來吸引不少美國學者投身於此的原因之一。筆者在2.2節曾中提到, 國外有部分學者在分析中會使用「候選人是否曾經或現在佔有需經選舉方能獲得之職位」作爲候選人素質的指標, 本研究亦曾試著使用類似指標進行分析, 筆者使用「候選人過去曾任經選舉產生之省議員, 區域立委, 縣市長, 直轄市長及行政院政副院長以上官員」(不僅只有上次選舉時曾爲現任立委) 作爲高素質候選人之指標。分析發現, 與美國之情形相反, 對此指標所估計之係數多爲負值, 且統計上亦不顯著。但若僅使用2008年選舉時爲現任立委做爲「高素質」候選人之指標, 恐又掛一漏萬, 甚且大多數於2008敗選之現任者都未參與2012年的選舉。

[45]兩大黨爲合理化自己在這些選區推不出人的窘境, 紛紛以「刺客戰術」爲名來掩飾這個事實; 國民黨甚至還推出一個「刺客」名單 (新新聞周刊, 2011)。然而, 觀乎國民黨的刺客名單, 10位中有4位是尋求連任的家族政治第二代; 他們的對手可能還反而比較接近大衆所理解的「刺客」。而另外1位是在開放選區參選, 僅有5位算是真正要挑戰現任者的「刺客」。

臺灣大學學術期刊資料庫

現象也同樣意味著新人有出頭的機會, 但老將不再出線可能也意味著經驗 (尤其是對該地地方政治局勢的判斷) 的流失。

4.2.4 在2012年的選舉中, 藍綠陣營候選人的現任者優勢是否相同?

在本小節中, 筆者將藉由檢視藍綠陣營候選人之現任者優勢是否相同來說明, 2012年的現任者之所以擁有勝選優勢應主要來自於候選人間的素質差異。

檢視此差異的想法是, 若2012年的現任者優勢導因於現任者所掌握的資源 (譬如依法得聘用的助理或辦公室運作的預算等等), 那麼藍綠陣營的現任者優勢應無太大差異; 此外, 因藍營爲執政黨, 藍營現任立委之優勢或許還會大於綠營現任者。[46] 但是, 若該年之現任者優勢來自於現任者和挑戰者間的素質差異, 根據 Ashworth and Mesquita (2008) 的模型, 綠營的現任者優勢將大於藍營現任者。具體來說, 他們的模型假設選民投票根據候選人素質以及政策立場, 當一綠營候選人在藍營地盤獲得勝選時, 表示其擁有更好的個人素質, 而在之後的選舉中, 也將因此享有更大的嚇阻效果。在2008年的選舉中, 整體而言, 選民較傾向投給藍營之候選人, [47] 因此, 能在2008年選舉獲勝的綠營立委, 平均而言必擁有較佳的個人素質。根據該模型可以推斷得, 在2012年的選舉中, 綠營現任立委和其挑戰者間的素質差異將大於藍營現任者和其挑戰者間的差異。所以, 若2012年的現任者優勢主要來自候選人素質差異, 那綠營現任者優勢將大於藍營之現任者優勢。

如4.2.2節所討論, 筆者繼續採用多元勝算對數模型檢視2012年之現任者優勢, 並將其區分爲藍營立委與綠營立委之競選優勢。另, 爲避免所估計之係數過多, 本研究假設性別、年齡、教育程度和職業等四個特性對選民選擇所有藍營選項之影響皆同; 筆者亦假設此四特性對其選擇所有綠營選項之影響皆同。此外, 本節分析亦刪除無現任者參選之選區的樣本。

[46]因藍營爲中央執政黨, 藍營現任立委享有更多中央政府正式或非正式的奧援, 使其能提供選民更多樣性的服務。

[47]2008年立委選舉全國區域暨原住民選區得票率, 泛藍陣營爲56.2%, 而泛綠陣營僅爲39.1%。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 5: 2012年立委選舉中藍綠陣營候選人之現任者優勢是否有所不同

應變數: 投票選擇 (棄權或各黨候選人)	
現任者: 藍營	0.27 (0.25)
現任者: 綠營	0.70 (0.24)***
政黨認同	0.76 (0.06)***
上次選舉投票	1.20 (0.11)***
收看同陣營電視新聞	0.21 (0.05)***
閱讀同陣營報紙	0.19 (0.10)*
民調: 選戰競爭程度	−0.00 (0.21)
民調: 距當選邊緣候選人距離	0.82 (3.49)
民調: 前兩項乘積	−0.01 (0.21)
決定投給藍營、綠營或棄權的變數 (與棄權項做比較)	
男性: 藍營	−0.39 (0.20)**
男性: 綠營	−0.25 (0.21)
年齡: 藍營	0.05 (0.01)***
年齡: 綠營	0.05 (0.01)***
教育程度: 藍營	0.03 (0.10)
教育程度: 綠營	0.17 (0.11)
職業五分類: 藍營	0.02 (0.07)
職業五分類: 綠營	−0.00 (0.07)
決定投給國民黨、親民黨、民進黨或棄權的變數 (與棄權項做比較)	
國民黨: 父親是外省人	0.25 (0.33)
國民黨: 家人是否在中國	−0.20 (0.34)
國民黨: 國家認同	−0.12 (0.19)
國民黨: 統獨立場	0.02 (0.14)
親民黨: 父親是外省人	1.73 (0.92)*
親民黨: 家人是否在中國	−0.26 (1.24)
親民黨: 國家認同	−1.03 (0.67)
親民黨: 統獨立場	1.17 (0.57)**
民進黨: 父親是外省人	−0.05 (0.41)
民進黨: 家人是否在中國	−0.07 (0.38)

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

民進黨: 國家認同	0.14 (0.21)
民進黨: 統獨立場	0.27 (0.15)*
Log likelihood	−852.911

註: 1. $^{*}p < 0.10$; $^{**}p < 0.05$; $^{***}p < 0.01$。

2. 因空間有限, 本表略去省籍、家人在中國、國家認同與統獨立場兩變數對藍營及綠營獨立候選人之影響的係數估計值。

估計結果請見表5。由表中讀者可以發現, 針對綠營現任者優勢之係數估計值相當於藍營現任者優勢的2.6倍。此外, 雖然綠營之現任者優勢在統計上具有顯著性, 藍營之現任者優勢卻變爲在統計上沒有意義。假設最極端的情形, 藍營現任立委在2012年選舉之競選優勢完全來自於選區服務,[48] 而選區服務的效益對藍綠立委皆相同, 那麼這便意味著, 對綠營之現任者來說, 其競選優勢至少有62%來自現任者與挑戰者間的素質差異。[49] 此數值不可謂不大。參照筆者在本文開頭所提及蘋果日報 (2012) 之報導, 看來藍營於2012年的選舉中, 在艱困選區提名所謂之「刺客」(包括未在其

[48]換言之, 若藍營立委在2008年贏得選舉完全歸因於選民偏好藍營之立場, 而非其擁有較佳之個人素質。因其並未擁有較佳之個人素質, 也就不會在2012年的選舉時享有因個人素質差異而產生的現任者優勢; 其將僅有因選區服務而享有之直接利益。

[49]或許有讀者會認爲, 綠營現任者優勢大於藍營之現任者優勢可能反映了回顧型投票 (retrospective voting)。一般認爲, 馬政府在選前4年間的執政成績並不理想, 若選民的投票行爲能反應執政當局的執政成效, 那藍營現任立委的選票可能會受到影響。但, 此解釋必需建立在三個條件之上。首先是, 台灣選民的投票行爲會反映執政當局的執政成效 (譬如經濟表現)。國內過去針對此議題的研究並不多, 且學者們的看法並不一致。黃德福與黃靖麟 (2008)、黃秀端 (1994) 以及 Hsieh, Niou, and Lacy (1998) 認爲並不存在此現象, 但王柏燿 (2002) 及 黃智聰與程小綾 (2005) 則認爲有。再者是, 若選民的投票行爲會反映執政黨的執政成績, 亦需假設其也會將帳一併算在立法部門上。但此事目前在國內尚未有研究確證。第三是, 因筆者在迴歸中已控制各政黨之常數項, 若選民將施政不力一併歸責於藍營之立委候選人 (前兩條件成立), 則此事將僅反應在國民黨的常數項上; 亦即, 國民黨立委選票一般性的衰退上。若欲以回顧型投票解釋藍營現任者優勢偏低, 尚須「選民僅將執政不力歸責於藍營現任立委而不及藍營挑戰者」的條件。此事即使在國外回顧型投票的研究中, 亦甚少見到。此外, 由回歸分析中各黨的常數項觀之, 2012年選舉國民黨候選人的常數項 (−2.93) 事實上是高於民進黨候選人的常數項 (−3.79); 雖此差異在統計上並不顯著, 但這已足以讓吾人宣稱, 在控制其他變因後, 選民投給國民黨立委的意願並未較投給民進黨立委的意願爲低。這意味著前文所提到的兩個條件可能並未同時成立。

臺灣大學學術期刊論文授權

正式「刺客」名單中的新人挑戰者), 平均而言以砲灰居多。地方選戰實務人士的看法確有其道理。

不過, 這個檢視並無法告訴我們, 在2012年的選舉中, 藍營立委的現任者優勢事實上究竟有多少來自選區服務, 而又有多少是來自候選人間的素質差異。雖說如此, 由此分析中, 吾人至少可知, 在該年的選舉中, 因現任者之身分所造成系統性的現任者與挑戰者間的素質差異, 確實對選戰造成影響, 有助於現任者獲取選票; 嚇阻效果的確扮演一個重要的角色。

5 結論

我國在2008年立委選制發生兩項重大變革, 一是將過去的 SNTV 選制改爲相對多數制, 二是立委人數由225席減半至113席。根據國外學界對現任者優勢的研究, 筆者推測在2012年的立委選舉中, 候選人將因其現任區域立委的身份, 系統性地對選民選擇擁有額外的吸引力。這對我國來說, 是一個新的現象; 在2004年以前的立委選舉, 現任者擁有競選優勢一事並未特別明顯, 而國內學界也甚少討論此事。本研究後半段的實證分析也證實了筆者的推測: 在2012年的選戰中, 現任立委享有在統計上具有意義的競選優勢; 而在2004年的選戰中, 雖吾人對現任者優勢的估計值爲正, 但在統計上並不顯著。此外, 當把兩次選舉的樣本集中進行分析時, 2012年立委選戰的現任者優勢也在統計上顯著地大於2004年的現任者優勢。

本研究認爲, 這個新的現象主要和選制改爲相對多數制有關。因此變革, 使得有實力的挑戰者不願和現任者競爭; 在該年的選戰中, 吾人普遍可以觀察到這類情事。如此一來, 各陣營就只好在這些所謂的「艱困選區」推出「刺客」參選, 而這些「刺客」事後看來並不如其所宣稱的是開創票源的高素質候選人。這便造成了現任者與挑戰者間的素質差異, 使得現任立委平均而言對選民擁有額外的吸引力。本研究也發現, 在該年的選舉中, 綠營 (民進黨) 現任立委的競選優勢大約是藍營 (主要是國民黨) 現任立委的2.6倍。根據 Ashworth and Mesquita (2008) 的模型, 此現象意味著2012年的現任者優勢, 確實有相當部分是肇因於現任者與挑戰者間的素質差異。

此外, 2004年的現任者並不擁有明顯的競選優勢意味著, 在過去的選舉中, 選民對選區服務的回饋在統計上可以忽略。而若過去我國選民對選

臺灣大學學術期刊資料庫

區服務的回饋不高, 2012年後即使選區服務因現任者掌握的資源變多而改善, 因此所額外獲得的選票回饋可能也不會太多。吾人在2012年所觀察到的現任者優勢便應主要源自於選制改爲相對多數制的緣故。

本研究的限制是較不易直接與國外所作的估計結果作比較。如筆者於第2節所做的討論, 過去國外學界對現任者優勢的研究多半使用總體選票分佈的資料。而 Gelman and King (1990) 曾指出, 使用總體資料觀察現任者優勢最大的挑戰是, 當觀察到現任者在該選區的得票時, 由於吾人並無法知道假若該候選人不爲現任者時, 於該選區真正應有的得票爲何, 學者實不易區分多少選票屬該黨於該選區應有之得票, 而多少又屬現任者身分的貢獻。當使用個體資料時, 由於資料中有非常詳盡關於樣本之政黨認同、政治立場、前次投票紀錄等等的資料, 故本研究能較爲精確地掌握該選區應有之得票, 並判斷現任者對選民投票意願的影響。不過, 也因爲筆者使用個體資料, 也就較爲不易和國外所做的相關估計做比較。

不過, 即使吾人無法將本研究之估計結果與國外的相關研究做比較, 讓讀者對國內現任者優勢的規模有更進一步地體會, 我國自2012年的選舉開始, 現任者將享有競選優勢應是不爭地事實。若此情勢沒有改變, 將意味著我國的國會政治生態會與過去有很大的不同。譬如, 立院將越來越不容易見到新面孔, 或是立法院中北藍南綠的政治生態也將長期存在。有鑑於美國過去50年的經驗, 現任者優勢對民主制的戕害, 台灣社會或有必要嚴肅思考相關之選制改革。而若欲實施相關改革, 亦宜趁早進行, 以免將來既得利益者 (資深立委) 之結構難以撼動。

參考文獻

中央通訊社 (2014), "高雄市長之爭, 陳菊楊秋興再戰," 《中央通訊社》, 2014年1月12日, **URL**: http://www.cna.com.tw/topic/Popular/4259-2/201401120031-1.aspx。(Central News Agency (2014), "Chu Chen and Chiu-Hsing Yang Compete Again for Mayor of Kaohsiung City," *Central News Agency*, January 12, 2014, **URL**: http://www.cna.com.tw/topic/Popular/4259-2/201401120031-1.aspx.)

臺灣大學學術期刊資料庫

王柏燿 (2002), “臺灣選民經濟投票之研究: 1996–2001年,” 碩士論文, 國立政治大學政治學研究所。(Wang, Bo-Yauo (2002), “A Study of Economic Voting in Taiwan: 1996–2001,” Master’s thesis, Graduate Institute of Politics, National Chengchi University.)

王鼎銘與范恩邦 (2010), “立委參選人競選支出的選舉效果: Jacobson 支出理論在台灣新選制下的再驗,” 《台灣政治學刊》, 14, 3–35。(Wang, Ding-Ming and En-Peng Fan (2010), “The Effect of Campaign Spending on Electoral Results: An Assessment of Jacobson’s Theory on the 2008 Legislative Election in Taiwan,” *Taiwanese Political Science Review*, 14, 3–35.)

自由時報 (2011), “62人搶33選區 綠委初選參選爆炸,” 《自由時報》, 2011年3月13日, A04版。(Liberty Times (2011), “The Democratic Progressive Party Primary is Crowded: 62 Candidates Compete for 33 Seats,” *Liberty Times*, March 13, 2011, A04.)

吳宜侃 (2005), “SNTV 選制下「立法委員連任勝選幅度模型」建立之嘗試: 以第四屆區域立委爲例,” 《台灣民主季刊》, 2, 71–99。(Wu, I-Kan (2005), “Trying the "Legislator Reelection Magnitude Model" Under the SNTV System: A Case Study of Fourth-term Legislators,” *Taiwan Democracy Quarterly*, 2, 71–99.)

盛治仁 (2006), “單一選區兩票制對未來台灣政黨政治發展之可能影響探討,” 《台灣民主季刊》, 3, 63–85。(Sheng, Chih-Jen (2006), “A Discussion of the Potential Influences of a Mixed-Member Electoral System on Taiwanese Partisan Politics,” *Taiwan Democracy Quarterly*, 3, 63–85.)

陳昭凱 (1997), “立法委員競選連任之個案分析,” 碩士論文, 國立政治大學政治學研究所。(Chen, Chao-Kai (1997), “A Case Study on an Reelection of an Incumbent Legislatior,” Master’s thesis, Graduate Institute of Politics, National Chengchi University.)

黃秀端 (1994), “經濟情況與選民投票抉擇,” 《東吳政治學報》, 3, 97–123。(Hawang, Shiow-Duan (1994), “Economic Situation and Voting Decision,” *Soochow Journal of Political Science*, 3, 97–123.)

臺灣大學學術期刊資料庫

黃智聰與程小綾 (2005), “經濟投票與政黨輪替: 以台灣縣市長選舉爲例,” 《選舉研究》, 12, 45–78。(Huang, Jr-Tsung and Hsiao-Ling Cheng (2005), “Economic Voting and Party Rotation: The Case of County Magistrates and City Mayors Elections in Taiwan,” *Journal of Electoral Studies*, 12, 45–78.)

黃德福與黃靖麟 (2008), “回溯投票或議題投票: 2005年台北縣與高雄縣縣長選舉之比較分析,” 《選舉研究》, 15, 19–49。(Huang, Teh-Fu and Jin-Lin Huang (2008), “Retrospective Voting or Issue Voting: A Comparative Study of 2005 Magistrate Elections of Taipei and Kaohsiung Counties,” *Journal of Electoral Studies*, 15, 19–49.)

新新聞周刊 (2011), “年輕有話題, 型男大美女, 國民黨刺客戰術大揭密,” 《新新聞周刊》, 1272期, 22–24。(Journalist (2011), “Uncovering Kuomintang's "Assassins" Nomination Strategy: Young and Beautiful Candidates,” *Journalist*, 1272, 22–24)

新頭殼 (2013), “蘇貞昌看中, 邱振瑋婉拒選新竹縣長,” 《新頭殼》, 2013年12月6日, **URL**: http://newtalk.tw/news/view/2013-12-06/42593?pcview=1。(Newtalk.tw (2013), “Tseng-Chang Su Appointed Chen-Wei Chiu to Run for Hsinchu Magistrate, but Chiu Declined,” *Newtalk.tw*, December 6, 2013, **URL**: http://newtalk.tw/news/view/2013-12-06/42593?pcview=1.)

劉正山 (2009), “2008年總統大選競選期間政黨支持者選擇性接觸媒體傾向的分析,” 《選舉研究》, 16, 51–70。(Liu, Cheng-Shan (2009), “Partisan Orientation and Selective Exposure during Taiwan's 2008 Presidential Election Campaign,” *Journal of Electoral Studies*, 16, 51–70.)

蔡佳泓 (1996), “立法委員的選民服務之個案研究,” 碩士論文, 國立政治大學政治學研究所。(Tsai, Jia-Houng (1996), “A Case Study of a Legislatior's Casework,” Master's thesis, Graduate Institute of Politics, National Chengchi University.)

聯合報 (2011), “立委選舉登記怯戰? 國民黨9選區開天窗,” 《聯合報》, 2011年3月19日, A17版。(United Daily News (2011), “Kuomintang Members Are Not Willing to Challenge Incumbents: Kuomintang Has No

臺灣大學學術期刊資料庫

Candidate in Nine Constituencies," *United Daily News*, March 19, 2011, A17.)

蘋果日報 (2012), "刺客效應, 照亮艱困選區," 《蘋果日報》, 2012年1月1日, A12版。(Apple Daily (2012), "The 'Assassin Effect' Brings Hope for Challengers in Hardship Zones," *Apple Daily*, January 1, 2012, A12.)

Ackerberg, Daniel A. and Marc Rysman (2005), "Unobserved Product Differentiation in Discrete-Choice Model: Estimating Price Elasticities and Welfare Effects," *RAND Journal of Economics*, 36, 1–19.

Alvaerz, R. Michael and Jonathan Nagler (2000), "A New Approach for Modelling Strategic Voting in Multiparty Elections," *British Journal of Political Science*, 30, 57–75.

Ansolabehere, Stephen and Alan Gerber (1997), "Incumbency Advantage and the Persistence of Legislative Majorities," *Legislative Studies Quarterly*, 22, 161–178.

Ansolabehere, Stephen, James M. Snyder, and Charles Stewart III (2000), "Old Voters, New Voters, and the Personal Vote: Using Redistricting to Measure the Incumbency Advantage," *American Journal of Political Science*, 44, 17–34.

Ashworth, Scott and Ethan Bueno de Mesquita (2008), "Electoral Selection, Strategic Challenger Entry, and the Incumbency Advantage," *Journal of Politics*, 70, 1006–1025.

Berry, Steven T. (1994), "Estimating Discrete-Choice Models of Product Differentiation," *RAND Journal of Economics*, 25, 242–262.

Brock, William A. and Steven N. Durlauf (2003), "Multinomial Choice with Social Interactions," NBER Technical Working Papers 0288.

Burnham, Walter Dean (1974), "Communications," *American Political Science Review*, 68, 207–211.

Cameron, A. Colin and Pravin K. Trivedi (2010), *Microeconometrics Using Stata*, Revised, College Station, TX: Stata Press.

Cardell, N. Scott (1997), "Variance Components Structures for Extreme-Value and Logistic Distributions with Application to Models of Heterogeneity," *Econometric Theory*, 13, 185–213.

Carson, Jamie L., Erik J. Engstrom, and Jason M. Roberts (2007), "Candidate Quality, the Personal Vote, and the Incumbency Advantage in Congress," *American Political Science Review*, 101, 289–301.

臺灣大學學術期刊資料庫

Erikson, Robert S. (1971), "The Advantage of Incumbency in Congressional Elections," *Polity*, 3, 395–405.

——— (1972), "Malapportionment, Gerrymandering, and Party Fortunes in Congressional Elections," *American Political Science Review*, 66, 1234–1245.

Ferejohn, John A (1977), "On the Decline of Competition in Congressional Elections," *American Political Science Review*, 71, 166–176.

Fiorina, Morris P. (1977), "The Case of the Vanishing Marginals: The Bureaucracy Did It," *American Political Science Review*, 71, 177–181.

Gelman, Andrew and Gary King (1990), "Estimating Incumbency Advantage without Bias," *American Journal of Political Science*, 34, 1142–1164.

Gowrisankaran, Gautam, Matthew F. Mitchell, and Andrea Moro (2008), "Electoral Design and Voter Welfare from the US Senate: Evidence from a Dynamic Selection Model," *Review of Economic Dynamics*, 11, 1–17.

Greene, William H. (2000), *Econometric Analysis*, 4th ed., London: Prentice Hall.

——— (2008), *Econometric Analysis*, 6th ed., Upper Saddle River, NJ: Pearson Education.

Grigolon, Laura and Frank Verboven (2014), "Nested Logit or Random Coefficients Logit? A Comparison of Alternative Discrete Choice Models of Product Differentiation," *Review of Economics and Statistics*, 96, 916–935.

Hall, Andrew B. and James M. Snyder (2015), "How Much of the Incumbency Advantage is Due to Scare-Off," *Political Science Research and Methods*, 3, 493–514.

Hayama, A. (1992), "Incumbency Advantage in Japanese Elections," *Electoral Studies*, 11, 46–57.

Heiss, Florian (2002), "Structural Choice Analysis with Nested Logit Models," *Stata Journal*, 2, 227–252.

Hirano, Shigeo and James M. Snyder (2009), "Using Multimember District Elections to Estimate the Sources of the Incumbency Advantage," *American Journal of Political Science*, 53, 292–306.

Hsieh, Fuh-Sheng., Emerson M.S. Niou, and Dean Lacy (1998), "Retrospective and Prospective Voting in a One-party-dominant Democracy: Taiwan's 1996 Presidential Election," *Public Choice*, 97, 383–399.

Jacobson, Gary C. (2004), *The Politics of Congressional Elections*, 6th ed., New York: Longman.

臺灣大學學術期刊資料庫

Katz, Jonathan N. and Gary King (1999), "A Statistical Model for Multiparty Electoral Data," *American Political Science Review*, 93, 15–32.

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

King, Gary and Andrew Gelman (1991), "Systemic Consequences of Incumbency Advantage in U.S. House Elections," *American Journal of Political Science*, 35, 110–138.

Kostroski, Warren Lee (1973), "Party and Incumbency in Postwar Senate Elections: Trends, Patterns, and Models," *American Political Science Review*, 67, 1213–1234.

Levitt, Steven D. and Catherine D. Wolfram (1997), "Decomposing the Sources of Incumbency Advantage in the U.S. House," *Legislative Studies Quarterly*, 22, 45–60.

Manski, Charles F. (1993), "Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem," *Review of Economic Studies*, 60, 531–542.

Mayhew, David R. (1974), "Congressional Elections: The Case of the Vanishinh Marginals," *Polity*, 6, 295–317.

McKean, Margaret and Ethan Scheiner (2000), "Japan's New Electoral System: La plus ca change," *Electoral Studies*, 19, 447–477.

Tufte, Edward R. (1973), "The Relationship between Seats and Votes in Two-Party Systems," *American Political Science Review*, 67, 540–554.

Wooldridge, Jeffrey M. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, MA: MIT Press.

投稿日期: 2014年5月7日, 接受日期: 2015年5月20日

臺灣大學學術期刊資料庫

How Does the Change in the System of Legislative Elections Affect Incumbency Advantage in Taiwan?

Chien-Yuan Sher

Department of Business Management, National Sun Yat-Sen University

Incumbency advantage is the benefit of being an incumbent in an election. In 2008, the legislative electoral system in Taiwan was switched from single non-transferable voting to first-past-the-post voting. The number of seats was also halved from 225 to 113. After this change, incumbents were able to deter quality challengers from running, and they could also deploy more resources in constituency services than their predecessors. Therefore, incumbents in the 2012 legislative election should have more advantage than those in the 2004 election. The author used a survey data set from Taiwan's Election and Democratization Study. The empirical results indicated that being an incumbent could offer statistically significantly advantage in the 2012 election, but incumbency advantage was not statistically significant in the 2004 election. In light of the damage of incumbency advantage in the U.S. democracy, we should seriously consider measures to mitigate the damage.

Keywords: incumbency advantage, first-past-the-post voting, single non-transferable voting, nested logit model

JEL classification: D71, D72

臺灣大學學術期刊資料庫