

# 以輸爲贏： 小黨在日本單一選區兩票制下的參選策略\*

林繼文\*\*

## 《本文摘要》

許多人認爲，傾向於多數決選制的並立式單一選區兩票制不利小黨生存。其理由在於，小黨潛在的支持者在單一選區的選舉中採取了策略性投票，把選票轉給比較有希望勝選的大黨。本論文認爲，正是因爲策略選民在單一選區犧牲了小黨，所以小黨可以利用策略選民的補償心理，藉由參與單一選區選舉來鞏固其比例代表選舉的得票。不過，選民的補償心理因選區而異，小黨應該選擇選民比較不受恩庇體系所影響的選區參與單一選區的選舉。本論文以日本實施單一選區兩票制的四次眾議院大選爲案例，以單一選區爲分析單位，探討小黨如何選擇特定的單一選區參選，以達到「以輸爲贏」的目的。結果發現，選區的世襲議員人數越少、當選者的當選次數越少、策略投票的傾向越明顯、都市化程度越高、比例代表區的平均應選名額越多，小黨就越可能參與區域選舉，並導致參選人數的增加。這些發現透露了日本的小黨如何在對其不利的選制下求生存，也解釋了小黨爲何不若某些「感染效果」理論所預期地在大多數選區參選。本論文也說明，小黨在日本的單一選區兩票制下之所以能採取此種參選策略，和該國劃分出 11 個比例代表區有密切的關係。反觀選制和日本類似的台灣，全國只有一個比例代表區，小黨即使採取犧牲打的策略，換得的第二票也因選區過大而被稀釋，難以跨過當選門檻。

關鍵詞：單一選區兩票制、小黨、參選策略、日本眾議院選舉、杜弗傑法則、感染效果理論

\* 本論文的完成，要感謝兩位匿名審查人所提出的寶貴意見，蔡佳泓、若畑省二與吳博群在論文寫作過程中給予的協助，以及沈有忠、陳鴻鈞與吳佩真對論文資料的蒐集整理。所有的文責，由作者自負。

\*\* 中央研究院政治學研究所籌備處研究員。E-Mail: ljw@sinica.edu.tw。

## 壹、單一選區兩票制對小黨的影響

過去十多年來，結合單一選區制和比例代表制的混合選制 (mixed-member electoral system) 成爲一股新興潮流，爲許多國家所採用。混合選制，又可依照分配席次的方法，區分爲以比例代表制政黨票爲分配基準的聯立式 (mixed-member proportional system)，以及分開計算單一選區和比例代表選區席次的並立式 (mixed-member majoritarian system)。後者，在中文世界常被稱爲「並立式單一選區兩票制」。<sup>1</sup> 在採取並立式單一選區兩票制的國家中，又可依照單一選區席次相對於比例代表席次所佔的比重，衡量其是否傾向於多數決選制 (majoritarian electoral system)。觀諸近年來採取混合選制的國家，可以發現日本、台灣與南韓等東亞國家，都是由原本的「單記非讓渡投票複數選區制」 (single nontransferable vote under multi-member district, SNTV-MMD) 改採並立式單一選區兩票制 (Reed ed. 2003, 22-23)，而且都是以單一選區相對多數決制選出大部分的國會席次。<sup>2</sup> 相較於其它在過去十多年進行選制變革的國家，東亞國家的特殊性在於其變遷路徑是由傾向於比例性的 SNTV-MMD，轉化爲傾向於多數決選制的並立式單一選區兩票制。<sup>3</sup> 這種選制改革的路徑，透過對政黨體系的重塑，深刻影響了這些國家的政治發展。

選舉制度影響政黨體系，是學界的共識。所以，傾向於多數決選制的混合制究竟會形塑何種政黨體系，成爲一個重要議題。一個直觀的看法是，並立式單一選區兩票制中單一選區席次所佔的比例越重，小黨越難贏得國會席次。法國學者 Maurice Duverger 很早就提出關於選舉制度的「杜弗傑法則」 (Duverger's law)，認爲單一選區相對多數決制傾向促成兩黨制。他後來又延伸出「杜弗傑假說」 (Duverger's hypothesis)，認爲比例代表制對小黨較爲有利 (Duverger 1963, 217; 1972, 23-32)。其他學者亦提出類似意見 (Lijphart 1999, 165)，或更進一步主張選區的應選名額越小，對小黨越不利 (Sartori 1968; Taagepera and Shugart 1989, 113)。<sup>4</sup> 所以，傾向於多數決選制的混合制不利小黨，似乎是難以避免的結果。

<sup>1</sup> 所謂「並立式單一選區兩票制」是台灣一般的用法，在日本稱爲「小選區比例代表並立制」。英文之所以將並立制稱爲 mixed-member majoritarian system (多數決混合制)，是爲了表示該制接近單一選區制；聯立式在英文稱爲 mixed-member proportional system (比例性混合制)，乃是要彰顯該制以政黨票來等比例地分配席次。關於混合選制的名稱與意涵，請參考 Shugart 與 Wattenberg eds.(2001, 13-17)。

<sup>2</sup> 韓國一直到最近兩次國會選舉才改採單一選區兩票制。之前雖然採行混合制，但選民只能投一票。

<sup>3</sup> Reilly(2007) 認爲，亞洲國家的選制改革大部分都有這樣的特性。日本、台灣與南韓的案例，尤其明顯。

<sup>4</sup> 政黨體系當然也受到其它因素的影響。例如，社會分歧 (social cleavage) 的面向越多，政黨的數目通常也越多 (Amorim-Neto and Cox 1997; Lijphart 1999, 87-89; Ordeshook and Shvetsova 1994)；

然而，混合選制和純粹的單一選區制畢竟有本質上的差異。<sup>5</sup> 即使混合選制是以單一選區制為主，小黨還是有可能透過比例代表制獲得一定的席次。要得知小黨如何在傾向於多數決選制的並立式單一選區兩票制下贏取席次，日本是相當值得探究的案例。日本的混合選制與台灣及南韓類似，大部分的席次由單一選區選出。日本迄今舉行過四次單一選區兩票制的眾議院選舉，在 1996 年的大選中，500 個議席分別以單一選區相對多數決選出 300 席，以比例代表制選出 200 席；其後國會席次減為 480 席，單一選區仍維持 300 席，比重為 62.5%。<sup>6</sup> 單一選區雖然佔了這麼大的比重，日本的小黨仍能獲得一定的國會席次。以日本眾議院的有效政黨數 (effective number of legislative parties) 來看，四次選舉之後分別是 2.94、3.18、2.56 與 2.23，顯現小黨在國會佔有一定比例的席次。<sup>7</sup> 日本選舉累積了豐富的資料，使我們可以探討小黨如何在偏重單一選區制的混合選制下贏得國會席次。

在並立式單一選區兩票制下，小黨獲得比例代表席次的機率遠高於在單一選區制中勝選。然而，日本的小黨不僅參與比例代表的競爭，更在許多單一選區參選。如果小黨的目的在於獲取比例代表制的政黨票，為何要參與單一選區的選舉？許多研究發現，小黨在區域選舉的得票率和其比例代表區的得票率具有很高的相關性 (Cox and Schoppa 2002; Ferrara and Herron 2005; Herron and Nishikawa 2001; リード (Reed) 2003; Reed and Thies 2001, 385-386; 水崎節文與森裕城 1998)，所以小黨是否參與單一選區選舉似乎與其區域實力有關。然而，觀察這些區域選舉，卻可發現小黨得票離當選仍有相當距離，並和其比例代表區的得票有一段差距。小黨選擇參與單一選區的競爭，究竟要達成什麼目的？單一選區和比例代表制的得票差，又具有何種意涵？小黨會在所有的單一選區參與選舉嗎？如果答案為否，哪些單一選區較能吸引小黨參選？

有些理論認為，單一選區選舉和比例代表制選舉之間有互動關係，所以政黨參選區域選舉是為了拉抬比例代表制的得票。這就是所謂的「感染效果」(contamination effects) 理論。本論文的目的，在於解釋這套理論背後的機制，並藉此探討一個感染理論尚未能妥善回答的問題：小黨參與單一選區選舉，是否具有選擇性？本論文主要的論點為：小黨的確可以透過參與單一選區的選舉，鞏固甚至提高其比例代表制的政黨票，但這並不代表小黨

---

從經驗上看，情況也是如此 (Moser 1999)。不過，當我們研究對象是同一個國家時，社會分歧的結構已經固定，因而能比較不同選舉制度對政黨體系的影響。

<sup>5</sup> 除了並立制和聯立制，混合選制還包含其它的分類方式。請參閱 Massicotte 與 Blais(1999)；Shugart 與 Wattenberg eds.(2001)。

<sup>6</sup> 大部分採取並立式單一選區兩票制的國家，兩種選制所佔比重相差不大，請參閱 Shugart 與 Wattenberg eds.(2001, 20-21)。所以，台灣和日本是少數以單一選區制為主的國家。

<sup>7</sup> 令  $S_i$  為  $i$  黨在國會所佔席次的比例，則有效國會政黨數為  $1/\sum S_i^2$ 。

會參與所有單一選區的競爭。小黨之所以能藉著參與單一選區選舉來提升比例代表得票，乃因其能反向操作 Duverger 所說的策略性投票：如果某小黨參與單一選區競爭，某些選民可能因為策略考量而不會投票給這個政黨，所以產生補償心理，進而更願意將政黨票投給這個小黨。這是一種「以輸為贏」的保險策略。不過，小黨實力可能有地域之別，策略選民的數量也因選區而異，所以小黨應該選擇其實力較強，但策略選民數目也較多的選區參選，方能獲得最大參選效益。所以，策略選民密度越高的區域，小黨越有動機參與單一選區的競爭，進而導致參選人數的增加。小黨的參選策略，仍有許多有待分析的問題，是本論文可以補充既有文獻之處。透過這個問題的答案，我們更能瞭解小黨如何在並立式單一選區兩票制下贏得國會席次。

要驗證上述「補償心理」假說，我們可以檢視和策略投票有關的因素是否影響參與單一選區選舉的候選人數目。如果答案是肯定的，就表示小黨是否參與單一選區選舉不單只是反映其選區的實力，更與策略投票者的聚集度有關。為了驗證這個理論，本論文將分析日本過去四次單一選區兩票制選舉所有的選區資料。次節先探討相關研究，並說明本論文的貢獻。第三節，將闡明前述理論，並說明資料來源與統計模型。第四節為實證分析，將從不同面向說明策略投票如何影響單一選區選舉參選者的數目。結論部分，將比較日本與台灣的差別，指出台灣以全國作為唯一的比例代表區，是小黨難以存活的主因之一。

## 貳、單一選區制與比例代表制在混合選制下的互動

所謂的混合選制，是指同時使用單一選區制與比例代表制的選舉制度。其中的並立制，是指分別用兩種選制選出當選者，獨立計算當選席次（王業立 2001, 32-38）。關於並立選制如何影響有效參選人數以及有效政黨數，一種估計方式是假設單一選區與比例代表互不影響，並分別計算兩制可能導致的後果再予以加總（盛治仁 2006；謝相慶 1999）。然而，許多研究指出，混合選制不單純只是單一選區制和比例代表制的折衷，對有效參選者的影響也不僅是兩制的加總。混合制之下的單一選區和比例代表，具有相互影響的「感染效果」（Ferrara and Herron 2005; Gschwend 2007; Herron 2002; Herron and Nishikawa 2001; Nishikawa and Herron 2004）。<sup>8</sup> 在此效果下，政黨的提名必須考量兩種選制的互動，兩種選制下的得票率也有關連，所以我們無法把單一選區和比例代表的競爭切開來觀察。要瞭解小黨透過何種參選策略來擴大其在混合選制下的生存空間，我們必須對此一選制下的互動效果有更深入的瞭解。

<sup>8</sup> 對於政黨體系不穩定的國家而言，選舉制度的比例性和政黨體系更是欠缺清楚的關連（Moser 1999; Moser and Schneiner 2004）。

產生「感染效果」的原因有很多種。例如，政黨基於選制因素而進行的結盟，即可能使兩種選制的結果產生互動。由於混合制包含了兩種選制，政黨可以建立協議，某些政黨參選區域選舉，其它政黨參與比例代表制選舉，使結盟政黨共蒙其利。另一種政黨結盟的形式，是政黨聯合提名，但讓不同政黨在不同單一選區參選，以免分散票源。政黨結盟，一方面避免政黨在區域選舉衝突，另一方面卻可利用參選區域選舉而提升其政黨票，所以使政黨在單一選區得票和比例代表選區得票出現正向關係。不過，若要從結盟理論來探討小黨在單一選區兩票制下的參選策略，還要回答一個根本的問題：政黨結盟，究竟是不是普遍存在的現象？對小黨而言，參與政黨結盟是否一定能提升其席次？Ferrara 與 Herron(2005) 指出，混合選制越是傾向於多數決制，越會促使政黨進行選前結盟。然而，觀察實際的情況，卻可以發現日本的選前政黨結盟和這樣的預期有若干差距。以 1996 年的眾議院大選為例，根據讀賣新聞的調查，在 300 個單一選區中，只有 80 個選區出現政黨結盟（比率為 26.7%），其類型共有 13 種，但大部分都涉及兩大黨（自民黨、新進黨）和其它政黨的結盟；小黨間的結盟，只有三種（読売新聞社編 1999, 35）。在大黨與小黨的結盟模式中，大黨其實在絕大多數的單一選區都有提名，所以這種結盟其實是大黨不希望小黨參選，以免分散票源。可以想像，在許多單一選區，參與選舉的小黨是沒有進行政黨結盟的。其實，小黨不論是否與它黨結盟，大多只會參與部分單一選區的選舉。所以，問題的核心在於小黨是否能選擇適當的選區參選，以提升其席次。既有文獻，對此問題很少著墨。

另一個可能導致「感染效果」的原因，在於日本特殊的「重複提名制」(dual candidacy) 以及隨之而來的「惜敗率」設計。所謂重複提名，是指政黨可以讓單一選區的候選人也出現在比例代表的名單上。在日本，政黨可以將好幾個人放在比例代表名單上的同一個順位。如果這些人也參與了單一選區的選舉但是都落選，而且無法全部分得比例代表的席次，則與單一選區當選人票數比率越接近的候選人越優先分配比例代表的席次。如果有人因此分配到比例代表席次，等於是「敗部復活」而當選。所謂惜敗率，就是重複參選者在單一選區得票與該選區勝選者得票的比率。這樣的制度設計，使某些候選人有很強的動機同時參與兩種選舉，在區域的部分，即使不能勝選還是要衝高得票率。此一制度，也使某些選民願意投票給難以在區域選區勝選的候選人，以增加其獲得比例代表席次的機會。重複提名和惜敗率的制度設計，其實鼓勵小黨進行另一種「犧牲打」的參選策略：小黨提名某些比例代表制名單上的候選人參與單一選區選舉，明知其勝選無望，卻可藉區域候選人打開政黨知名度，並藉此增進其比例代表的政黨得票。在重複提名的單一選區，選民比較可能投票給小黨的候選人；在沒有重複提名的選區，選民比較可能犧牲小黨的候選人。無論是哪種情況，選民都要進行策略投票的計算。所以，選擇策略選民聚集度比較高

的選區參選，是小黨的上策。

感染效果，對兩種選制的選舉結果也有所影響。例如，小黨若是爲了要衝高比例代表制的選票而參選區域代表，可能導致某些選區參選人數增加，進而降低區域當選者的當選票數。如果某政黨採取重複提名策略，可能使其政黨比例代表的名單具有濃厚的區域色彩，進而排除其它類型的候選人。由此可知，不論單一選區制與比例代表制如何相互「感染」，我們都難以將兩種選制下的政黨參選策略或選民投票行爲分開處理。以政黨的參選策略爲例，Reed ed.(2003) 曾對 1996 年和 2000 年日本衆議院大選進行跨時分析，結果發現政黨是否參與小選區的選舉，會影響其比例代表制的選票。有學者甚至認爲，混合制鼓勵小黨參選，容易形成多黨制，使該制下單一選區的有效候選人數介於純粹的單一選區制和比例代表制之間(Nishikawa and Herron 2004, 762-766)。

兩種選制在混合制下的互動性，不只影響政黨體系，還涉及複雜的分裂投票 (split-ticket voting) 問題。關於分裂投票，許多理論是建立在採用同樣制度的兩種選舉上，例如以「制衡執政者」的概念來解釋美國期中選舉分裂投票的研究 (Alesina and Rosenthal 1995)，比較的基準就是同樣爲總統選舉和國會選舉所採用的單一選區相對多數決制。在臺灣，分裂投票的比較對象往往是同時舉行，但選制不同的選舉，例如採用單一選區相對多數決制的縣市長選舉，和使用 SNTV-MMD 的縣市議員選舉。<sup>9</sup> 相較之下，混合制卻是同一場選舉採行不一樣的選舉制度。在混合制之下，雖然單一選區制比較容易誘發策略性投票，競選者也比較不容易採取激進的競選策略，但投票和競選行爲不完全只受到單一選區制的影響。<sup>10</sup> 例如，混合制不但會增加單一選區的參選者數目並影響競選者的競選策略，也可能因爲許多政黨同時參與比例代表制的選舉，而使競選趨於離心 (centrifugal) (Cox and Schoppa 2002)。更重要的問題，在於如何區別混合制之下的分裂投票和策略性投票。從總體資料上看，兩者都表現在同一區域兩種選制得票數的差距上。分裂投票理論可將這種差距歸因於選民的偏好，策略投票理論則可從「選票效用極大化」的假設解釋同一個現象。要釐清兩者的關係，最好能以個體資料探討選民偏好與投票行爲的關係。如果暫時沒有這種資料，我們可以間接以總體資料觀察與策略性投票有關的變數，是否能解釋同一政黨在兩種選制下得票差距。如果答案是肯定的，即表示小黨可以選擇策略選民比較多的地方參選，以增加其比例代表的席次。

綜合以上的分析可知，混合選制下的單一選區制和比例代表制具有複雜的互動關係。

<sup>9</sup> 關於台灣的分裂投票研究，請參考洪永泰 (1995) 及黃紀與張益超 (2001)；關於分裂投票的研究方法，請見黃紀 (2001)。

<sup>10</sup> 混合制之下的策略投票，不一定是犧牲小黨。Ferrara(2004) 即指出，在聯立式的混合選制下，策略選民有可能在比例代表選舉中犧牲大黨的名單。

不論形成這種互動關係的原因是政黨結盟、重複提名還是策略投票，小黨都不太可能參與所有單一選區的選舉，而須選擇選民自主性較高、策略選民比較多的選區參選，才能鞏固其比例代表制的政黨選票。既有研究已經發現，在日本的單一選區兩票制之下，某些選民有策略性投票的行為（Reed 1999; 王鼎銘等 2004; 黃紀、王鼎銘與郭銘峰 2005）。本論文延伸這個發現，試圖辨認策略選民較多的所在地，並以此解釋小黨的參選策略。這樣的研究設計，同時觸及混合制之下兩種選制的互動、策略性投票、分裂投票、小黨的參選策略等議題，對既有文獻有一定的補充作用。本論文也將說明，小黨能否實現此種「以輸為贏」的策略，和比例代表席次的選區劃分有關。比例代表區越是和單一選區接近，小黨越能操作此種策略並提升其政黨票；反之，如果比例區的數目少，甚至只有一個，則小黨即使能衝高政黨票，仍很可能因為選票被「稀釋」到全國而無法贏得任何席次。

### 參、理論模型與其經驗意涵

為了更清楚說明本論文的理論內涵與待證假設，我們需要界定一些重要的概念。首先，本論文所指稱的小黨，是指候選人在單一選區中支持度排名在第二位以下的政黨。假設某單一選區共有  $n$  位候選人參選，而所有選民都對這些候選人有清楚的偏好。我們可以將這  $n$  位候選人的支持度排序寫成  $V = (v_1, v_2, v_3, \dots, v_n)$ ， $v_1 \geq v_2 \geq v_3 \dots \geq v_n$ ， $\sum v_i = 1$ 。<sup>11</sup> 根據杜弗傑法則，某些選民為了極大化其選票的效用，會放棄沒有當選希望的候選人，而將選票集中在前兩位候選人之一上。依此理，我們可以將策略性投票之後的選票排序寫為  $W = (w_1, w_2, w_3, \dots, w_n)$ ， $\sum w_i = 1$ 。令  $k$  為  $W$  之排序，則  $k \leq 2$  時  $w_k \geq v_k$ ；當  $k > 2$  時  $w_k \leq v_k$ 。所謂小黨，就是指單一選區候選人排在  $k > 2$  以下的政黨。對小黨  $i$  而言， $v_i$  與  $w_i$  分別代表其支持者中非策略選民與策略選民所佔的比例，所以  $w_i - v_i \leq 0$  即為該黨在單一選區因為策略投票所遭受的損失。在並立式混合選制之下，該黨可以吸引策略選民的政黨票，以補償這個損失。

混合選制下的策略選民，因為考量選票效用而不會在單一選區中投票給小黨，但在比例代表制中則可能支持小黨。相較於策略選民對選票效用的考量，非策略選民之所以會不論成敗地投票給其最偏好的候選人，有可能是因為重複提名制使然，但更有可能是為了要回報得自這些候選人的恩惠 (patronage)。對於小黨而言，參選的主要目的應該是爭取策略選民的政黨票，所以必須估算選區內有多少策略選民，再決定是否在單一選區參選。如果某個單一選區大部分的選民都不會進行策略投票（例如受到恩庇體系的影響），參選是不

<sup>11</sup> 我們不能假定非策略選民一定是誠實的偏好表達者。在日本的重複提名制之下，非策略性選民可能是為了要讓其支持之候選人贏得比例代表席次而在區域選舉投票給這位候選人。

合算的。反之，選區內的策略選民越多，小黨越容易得利，參選選舉的小黨也應該越多。

問題是，小黨如果不參與單一選區的選舉，難道就拿不到策略選民的政黨票嗎？關鍵在於策略選民如何形成其偏好，以及如何做出棄保的決定。選民若能具備關於候選人支持度的清楚排序，是因為他們對於候選人已經形成固定的偏好排序，並享有關於勝選機率的完全訊息。若然，小黨參選單一選舉的效用的確很低，因為選民的政黨偏好會反映在其政黨票的投票抉擇上。然而，現實上選民的偏好和訊息幾乎不可能是充分的。策略選民往往需要從政黨得到一些訊號，才能做出合理的投票抉擇。對參選政黨而言，如何傳遞對其有利的訊號給選民，則是致勝的關鍵。小黨，特別是剛成立的小黨，很難只靠黨綱或理念來爭取選民支持。在此意義下，參選單一選區，等於是在打政黨廣告，形塑選民的偏好排序。此外，如果一個小黨不參與單一選區的選舉，選民可能根本無法估量其獲勝的機率，遑論策略性地「放棄」這個政黨。因此，如果某個小黨參與單一選區的選舉，策略選民就有可能認識其存在；如果這些選民在單一選區放棄這個政黨的候選人，就更有可能在比例區投票給這個政黨。在此情況下，策略選民的比例越高，小黨參與單一選區選舉的動機就越強（雖然其相對利益也越低）。

所以，我們可以將影響小黨參選策略的主要因素，歸納為以下的命題：

當策略選民對於候選人偏好與候選人當選機率的訊息不充分時，小黨有動機參與單一選區選舉，以提升策略選民將政黨票投給該黨的機率，而選區內策略選民所佔比例越高，參選的候選人越多。

要估算選區內策略選民的數目，最直接的方法是針對選民進行調查，瞭解其候選人偏好與投票抉擇。不過，要針對所有的選區取得這樣的資料，幾乎是不太可能的事情。若無此資料，我們仍可根據某些總體資料，進行間接的推論。首先，選民是否會策略投票，與選區的某些集體特性有關。一般文獻較少從集體行動的角度來分析策略投票，但策略投票要發生效果，必須要有足夠的選民採取同樣的行動。所以，選民是否會策略投票，不但受到個人偏好和訊息的影響，也和他們覺得其他人會不會策略投票有關。選區若有實力很強而選票不易流失的參選者，等於是給策略選民一個訊號，表示策略投票的效果不大；當大多數選民有同樣的感覺時，策略投票的人數當然很少。基於此理，以下情況是不利策略投票的：第一，領先者當選的次數越多（越資深），越表示其掌握其他候選人所欠缺的當選條件；其次，領先者如果來自政治世家，即表示其擁有較強的社會連結，許多選民可能接受過該家族的恩惠。反之，都市化程度越高的區域，選民越不受傳統社會網絡或恩庇體系的包圍，也越能自主投票，所以都市選民比較容易預測彼此會策略投票。這些訊息都是公

開的，所以容易成為選民判斷策略投票效用的重要線索。

除了上述變項，我們還可以根據投票紀錄，建構與策略投票難易度相關的變項。根據杜弗傑法則，在單一選區制之下，選票會向支持度第一、二名的候選人集中。在訊息不充分的狀況下，選民雖然不見得辨認得出前兩名的候選人，但選票仍會向較有當選希望的候選人集中。為瞭解選區整體的選票轉移現象，我們可以比較實際參選人數 (the actual number of candidates) 和有效參選人數 (the effective number of candidates) 的差別。<sup>12</sup> 有效候選人是以候選人的得票率來計算，所以兩者差距越大，越表示選票向特定候選人集中。我們可以將實際參選人數除以有效候選人數，並將這個數值定義為 AE 率 (the ratio of the actual to the effective numbers of candidates)。AE 率越大，越表示選票集中在少數候選人上，也顯示選區有較多的策略選民。<sup>13</sup> 所以，我們預期 AE 率和實際參選人數具有正的相關性。針對這種相關性，一個可能的疑問是：有效候選人數和實際候選人數可能具有正向的關係，所以 AE 率和實際候選人數的相關，是否只是變項本身的相關，而和策略投票無關？有效候選人數和實際候選人數是否有正相關，有待資料檢驗，但即使這種正相關存在，AE 率卻不見得和參選人數有明顯的關係，兩者甚至還可能存在負的關係。<sup>14</sup> 我們並沒有充分的證據顯示這兩個變項的正相關，是變項本身的特性所造成的。

此外，如果小黨參與單一選區選舉是為了增加其比例代表區的席次，我們還可以考慮另一個自變項：比例區的應選名額。日本的比例代表席次劃分為 11 個選區選出，每個選區的應選名額不一。<sup>15</sup> 比例區的應選名額越高，排除門檻 (threshold of exclusion) 就越低，小黨也越容易分得席次。所以，應選名額越高的比例區，小黨參與其中單一選區競爭的效益越強，也越容易導致參與單一選區選舉人數的增加。

<sup>12</sup> 定義  $V_i$  為  $i$  候選人的得票率，則有效候選人數的公式是  $1/\sum V_i^2$ 。選票越集中在少數候選人上，有效候選人數越低。

<sup>13</sup> 另一個可能的指標，是 Cox(1997, 85) 提出的 SF 率 (the ratio of the second to the first loser's vote total)，亦即落選第二名得票數除上落選第一名得票數的比率。Cox 認為，如果杜弗傑法則是正確的，那麼落選第二名應該沒有選票，所以 SF 率應該等於 0。要得到這個推論，必須假設所有選民都有關於候選人的充分訊息。事實上，選民的訊息不可能是充分的。再者，如果候選人超過三人，策略性投票不見得會讓落選第二名完全沒有選票。以日本的眾議院選舉而言，共產黨幾乎在所有的單一選區參選，更使我們不能只透過落選第一、二名的得票來測量策略性投票的程度。

<sup>14</sup> 舉個最極端的例子，變項  $x$  和  $x-k$ ， $x > k > 0$  有完全的正線性相關，但兩者比率  $x/(x-k)$  和  $x$  之間卻有非線性的關係，而且  $x/(x-k)$  越大  $x$  就越小。由於實際候選人數不可能小於有效候選人數，我們可以把  $x$  想像成前者，把  $x-k$  想像成後者。所以，認為 AE 率會製造出和實際候選人數的正相關，並不正確。

<sup>15</sup> 這 11 個比例代表區是以地域劃分的，包括：北海道、東北、北關東、南關東、東京都、北陸信越、東海、近畿、中國、四國、九州。

總結以上的分析可知，選民的策略投票動機越強、比例代表區的排除門檻越低，小黨越願意參與單一選區的選舉，參選的小黨數目也越多。在我們進行實證檢驗之前，還要回答一個問題：這樣的理論有沒有內在矛盾？單一選區參選人數的增加，是否會降低小黨「以輸為贏」策略的效果？小黨想從策略選民吸納的政黨票，會不會因為分食者眾而變得稀少？若然，我們還能不能以參選人數為依變項？策略選民人數有限，參選人數增多的確可能減弱小黨的參選誘因。不過，如果小黨參選單一選區選舉的真正目標在於提升比例代表區的政黨票，參選人數的多寡應該不會影響小黨的策略選擇。原因在於「以輸為贏」是小黨的上策 (dominant strategy)：即使小黨所能吸納的補償性政黨票隨著參選人數的增加而減少，只要政黨票的利益超過競選成本，參選仍比不參選好。如果參選者的數目多到使某些小黨的利益低於成本，這個小黨自然會退出選舉。所以，實際上存在的參選者數是一個均衡狀態。

為了檢證關於小黨參選策略的理論，本論文以「單一選區的參選人數」為依變項，以和策略選民比重有關的因素為主要的解釋變項。分析的對象是日本採用單一選區兩票制的四次眾議院大選，舉行時間分別在 1996 年、2000 年、2003 年與 2005 年。統計模型以單一選區為分析單位，單位數共計 1200 個。資料來源如下：

1. 以選區為單位之選舉結果：日本選舉結果的正式公告，是由該國總務省自治行政局選舉部所發佈，目前可從該部網站取得 2003 年與 2005 年選區層次的資料。<sup>16</sup> 1996 年與 2000 年的選舉資料，分別採用読売新聞社（1999）與宮川隆義（2000）編纂的資料（詳參考文獻）。為確保資料的正確，四筆資料都與朝日新聞刊載的資料對照，並確定無誤。朝日新聞的資料來自 1996 年 10 月 21 日、2000 年 6 月 26 日、2003 年 11 月 10 日與 2005 年 9 月 12 日。這些資料包括所有參選人之姓名、黨籍、當選次數與選票數等。
2. 世襲當選人：名單由上田修一的網站取得。<sup>17</sup>
3. 都市化程度：所謂的都市化程度，是以各單一選區人口集中地區的人口比例（DID 人口比）所推算出來的。在日本，這是衡量都市化程度的主要指標，而 DID 人口比又是根據日本總務省統計局所出版的國勢調查（普查）紀錄來計算。<sup>18</sup> 在四次選

<sup>16</sup> 「眾議院議員総選挙」（日本總務省自治行政局選舉部 2007：總務省選挙関連資料）。

<sup>17</sup> 「世襲議員（126名）五十音順」（上田修一 2006：2005年総選挙選出衆議院議員一覽／世襲）。這個網站還包括所有世襲當選人在日本新選制下的競選紀錄。

<sup>18</sup> 本資料由東京大學先端科學研究技術研究中心（東京大学先端科学技術研究センター）菅原研究室の菅原琢先生所蒐集計算而來。「2003年衆議院選挙区別都市度」（菅原琢 2004：菅原研究室／日本政治データ）。

舉中，有五個選區經歷重劃並改變名稱。這些選區的都市化指標，是以該當選區自治體在 2000 年所屬選區作為界定標準。

4. 比例代表區資料：同選區資料，由總務省自治行政局選舉部、読売新聞社編（1999）、宮川隆義編（2000）與各選舉年朝日新聞取得，包括比例區的應選名額、政黨得票率與當選人名單等。

根據這些資料，界定以下變數：

1. 參選人數：每個單一選區的參選人數。
2. 世襲當選人：當選者是否出身政治世家；1 表示是，0 表示不是。
3. 當選次數：當選者曾當選國會議員之次數。<sup>19</sup>
4. AE 率：實際參選人數除以有效候選人數的比率。
5. 都市化：數值 1、2、3、4、5，數字越大表示選區的都市化程度越高。
6. 比例區席次：單一選區所屬比例區之平均應選名額。

根據之前的分析，與參選人數具有負向關係的自變項應該包括世襲當選人的存在以及當選者的當選次數；和參選人數具有正向關係的變項則有 AE 率、都市化程度以及比例代表區席次。

為選擇妥當的統計方法來驗證上述假說，我們應先檢視資料的性質。絕大多數的選區都出現在四次選舉中，某些候選人也參加過一次以上的選舉，但由於我們並不假設選舉和選舉之間具有關連，所以可以把每次選舉當成獨立的事件，而無須將之視為時間序列的資料。<sup>20</sup> 所以，這 1200 個分析單位，可以看成合併橫斷面 (pooled cross-sectional) 的資料。作為依變項的參選人數，最小值是 1，最大值在理論上是無限大，所以不能將其看作一般的常態分佈。為考慮依變項分佈的特性，我們將以 1 為變項左側的分界，使用「截尾式迴歸法」(truncated regression) 來進行分析。該方法假設依變項的分佈是截尾式的常態分佈，以最大概似估計 (maximum likelihood estimation) 來估計自變項的相關性。我們之所以選擇這個統計模型，是因為一般最小平方法 (ordinary least square, OLS) 線性迴歸的依變項數值範圍趨近無限值，而截尾式迴歸的依變項的分佈只存在於某個數值範圍內。如果我們用

<sup>19</sup> 資深國會議員不一定能選贏，參選的資深議員也可能超過一位。不過，每個選區的情況不同，我們將目標鎖定在當選者的當選次數，是為了便於跨選區的比較。

<sup>20</sup> 某些理論認為選舉之間是有關係的。例如，某些高票落選者，若參與次回選舉，則當選機率會增高。由於本論文是以選區為分析單位，暫時無須考慮此一問題。

OLS 線性迴歸來分析截尾式的依變項，會造成殘差項的期望值不等於 0，並可能和自變項相關，不但降低估計值的一致性，也違反了 OLS 線性迴歸的假定。

## 肆、影響小黨參選的因素

在進行統計分析之前，我們先描述一些與選舉有關的重要資料，以從實質面來觀察日本這四場單一選區兩票制選舉的大致輪廓。首先說明依變項的分佈狀況。以四次單一選區參選人數的分佈來觀察，中位數 (median) 是 3，眾數 (mode) 也是 3。由於共產黨幾乎在每個單一選區參選，這個結果並不令人意外。然而，參選人數的平均數卻是 3.73，表示部分選區的參選人數遠超過 3。本論文的目的，就是要瞭解這些選區為何能吸引小黨參選。其次，我們要清楚辨認哪些政黨是小黨。我們若將小黨定義為在某選區內支持度排名在第二名以下的政黨，全國層次的小黨不見得是選區層次的小黨。一種最極端的狀況，是全國性的小黨在地方是大黨，而全國性的大黨在地方則有大有小。為瞭解日本眾議院選舉的情況，表 1 描述四次大選參選政黨的提名人數。依該表所示，作為最大政黨的自由民主黨（自民黨），在絕大多數的單一選區都有提名候選人，作為第二大政黨的新進黨（1996 年）或民主黨（其餘三次選舉），在單一選區的提名率則逐漸提升，和自民黨不相上下。比較有趣的是日本共產黨，幾乎在所有的單一選區參選。<sup>21</sup> 除了前述政黨，其它政黨的提名則具有選擇性，在單一選區的提名比例有高有低，但都沒有超過一半。

<sup>21</sup> 日本共產黨歷來的選舉方針，都是在所有的單一選區參選。在日本的小黨中，這個方針是獨特的，卻也讓該黨付出一定的代價。2007 年 9 月該黨中央委員會會議決議要調整這個方針，改以比例代表區為該黨的主要目標，單一選區則只提名較有的實力的候選人。如此一來，日本共產黨和其它小黨就很類似了。日本共產黨網站，對此調整有所說明：「選挙方針見直し、なぜ？」（日本共產党中央委員会 2007：しんぶん赤旗）。

表 1 日本眾議院大選政黨在單一選區之提名人數

| 1996 年  |               |               |               |          |               |               |               |               |         |                |            |               |      |
|---------|---------------|---------------|---------------|----------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------|----------------|------------|---------------|------|
| 政黨      | 日本<br>共產<br>黨 | 自由<br>民主<br>黨 | 新進<br>黨       | 民主<br>黨  | 自由<br>連合      | 無所<br>屬       | 社会<br>民主<br>黨 | 新社<br>会黨      | 諸派      | 新黨<br>さき<br>がけ | 民改連        | 小計            |      |
| 提名<br>數 | 299           | 288           | 235           | 143      | 88            | 85            | 43            | 37            | 28      | 13             | 2          | 1261          |      |
| 百分<br>比 | 99.7          | 96.0          | 78.0          | 47.7     | 29.3          | 28.3          | 14.3          | 12.3          | 9.3     | 4.3            | 0.7        | 100           |      |
| 2000 年  |               |               |               |          |               |               |               |               |         |                |            |               |      |
| 政黨      | 日本<br>共產<br>黨 | 自由<br>民主<br>黨 | 民主<br>黨       | 自由<br>連合 | 無所<br>屬       | 社会<br>民主<br>黨 | 自由<br>黨       | 公明<br>黨       | 保守<br>黨 | 無會<br>派        | 諸派         | 改革<br>クラ<br>ブ | 小計   |
| 提名<br>數 | 300           | 271           | 242           | 123      | 79            | 71            | 61            | 18            | 16      | 9              | 5          | 4             | 1199 |
| 百分<br>比 | 100.0         | 90.3          | 80.7          | 41.0     | 26.3          | 23.7          | 20.3          | 6.0           | 5.3     | 3.0            | 1.7        | 1.3           | 100  |
| 2003 年  |               |               |               |          |               |               |               |               |         |                |            |               |      |
| 政黨      | 日本<br>共產<br>黨 | 自由<br>民主<br>黨 | 民主<br>黨       | 無所<br>屬  | 社会<br>民主<br>黨 | 保守<br>新黨      | 公明<br>黨       | 無所<br>屬の<br>會 | 諸派      | 自由<br>連合       |            | 小計            |      |
| 提名<br>數 | 300           | 277           | 267           | 86       | 62            | 11            | 10            | 8             | 4       | 1              |            | 1026          |      |
| 百分<br>比 | 100.0         | 92.3          | 89.0          | 28.7     | 20.7          | 3.7           | 3.3           | 2.7           | 1.3     | 0.3            |            | 100           |      |
| 2005 年  |               |               |               |          |               |               |               |               |         |                |            |               |      |
| 政黨      | 自由<br>民主<br>黨 | 民主<br>黨       | 日本<br>共產<br>黨 | 無所<br>屬  | 社会<br>民主<br>黨 | 公明<br>黨       | 国民<br>新黨      | 新黨<br>日本      | 国民      | 諸派             | 無所屬<br>(自) | 小計            |      |
| 提名<br>數 | 290           | 289           | 275           | 68       | 38            | 9             | 6             | 6             | 4       | 2              | 2          | 989           |      |
| 百分<br>比 | 96.7          | 96.3          | 91.7          | 22.7     | 12.7          | 3.0           | 2.0           | 2.0           | 1.3     | 0.6            | 0.6        | 100           |      |

資料來源：日本總務省自治行政局選舉部，各年。

說明：百分比=政黨提名數÷300。

表 2 日本眾議院大選政黨在單一選區之排名分佈

|        | 第一名 | 第二名 | 第三名 | 第四名 | 第四名以下 | 全部  |
|--------|-----|-----|-----|-----|-------|-----|
| 1996年  |     |     |     |     |       |     |
| 新進黨    | 95  | 118 | 20  | 2   | 0     | 235 |
| 自由民主黨  | 170 | 96  | 20  | 2   | 0     | 288 |
| 日本共產黨  | 2   | 22  | 160 | 103 | 12    | 299 |
| 民主黨    | 17  | 32  | 56  | 35  | 2     | 143 |
| 新社會黨   | 0   | 1   | 7   | 7   | 22    | 37  |
| 自由連合   | 0   | 3   | 7   | 32  | 46    | 88  |
| 社會民主黨  | 4   | 8   | 13  | 9   | 9     | 43  |
| 無所屬    | 9   | 15  | 10  | 16  | 35    | 85  |
| 諸派     | 0   | 1   | 0   | 4   | 24    | 28  |
| 新黨さきがけ | 2   | 6   | 0   | 3   | 2     | 13  |
| 民改連    | 1   | 1   | 0   | 0   | 0     | 2   |
| 2000年  |     |     |     |     |       |     |
| 自由民主黨  | 177 | 89  | 4   | 1   | 0     | 271 |
| 自由黨    | 4   | 11  | 11  | 29  | 6     | 61  |
| 日本共產黨  | 0   | 18  | 198 | 69  | 15    | 300 |
| 自由連合   | 1   | 2   | 11  | 52  | 57    | 123 |
| 民主黨    | 80  | 133 | 24  | 3   | 2     | 242 |
| 無所屬    | 15  | 16  | 9   | 19  | 20    | 79  |
| 公明黨    | 7   | 8   | 3   | 0   | 0     | 18  |
| 保守黨    | 7   | 7   | 1   | 1   | 0     | 16  |
| 社會民主黨  | 4   | 14  | 30  | 17  | 6     | 71  |
| 改革クラブ  | 0   | 1   | 2   | 1   | 0     | 4   |
| 無會派    | 5   | 1   | 2   | 1   | 0     | 9   |
| 諸派     | 0   | 0   | 1   | 0   | 4     | 5   |
| 2003年  |     |     |     |     |       |     |
| 民主黨    | 106 | 149 | 12  | 0   | 0     | 267 |
| 自由民主黨  | 167 | 107 | 3   | 0   | 0     | 277 |
| 日本共產黨  | 0   | 5   | 229 | 61  | 5     | 300 |
| 無所屬    | 11  | 11  | 23  | 24  | 17    | 86  |
| 社會民主黨  | 1   | 20  | 22  | 16  | 4     | 62  |
| 諸派     | 0   | 0   | 1   | 1   | 2     | 4   |
| 公明黨    | 9   | 1   | 0   | 0   | 0     | 10  |
| 無所屬の會  | 1   | 3   | 2   | 1   | 1     | 8   |
| 保守新黨   | 4   | 4   | 3   | 0   | 0     | 11  |
| 自由連合   | 1   | 0   | 0   | 0   | 0     | 1   |
| 2005年  |     |     |     |     |       |     |
| 民主黨    | 52  | 214 | 23  | 0   | 0     | 289 |
| 自由民主黨  | 219 | 65  | 6   | 0   | 0     | 290 |
| 日本共產黨  | 0   | 0   | 221 | 49  | 5     | 275 |
| 諸派     | 0   | 0   | 0   | 2   | 0     | 2   |
| 無所屬    | 19  | 12  | 13  | 14  | 10    | 68  |
| 社會民主黨  | 1   | 7   | 13  | 14  | 3     | 38  |
| 國民新黨   | 2   | 1   | 2   | 1   | 0     | 6   |
| 國民     | 0   | 0   | 1   | 3   | 0     | 4   |
| 無所屬(自) | 0   | 0   | 1   | 0   | 1     | 2   |
| 新黨日本   | 0   | 0   | 5   | 1   | 0     | 6   |
| 公明黨    | 8   | 1   | 0   | 0   | 0     | 9   |

資料來源：日本總務省自治行政局選舉部，各選舉年。

為瞭解哪些政黨是所謂的小黨，表 2 根據得票率來計算這些政黨在選區中的排名。結果顯示，比較知名的全國性大黨，和其他政黨果然有所差別。以自民黨為例，大部分的提名人都得到最高票，而排名第二以下的候選人則相對較少。曾經是第二大黨的新進黨，在 1996 年也大多擠進前兩名。從 2000 年起爬升到第二大黨的民主黨，在大部分的選區也都維持在前兩名，不過勝選率比自民黨低了很多。其他政黨，幾乎都排名在第二名以下。比較特殊的是公明黨，勝選率非常高，在最近兩次選舉甚至接近全勝，顯示該黨在全國雖小，但在其票倉選區則是大黨。<sup>22</sup> 在無黨籍候選人（無所屬）方面，部分參選者具有當選實力，但落選者也不少。整體而言，大部分的政黨在全國和地方都是小黨。撇開共產黨不計，這些小黨包括民主黨（1996 年）、自由連合、社會民主黨、先驅新黨（新党さきがけ，1996 年）、自由黨（2000 年）、保守黨（2000 年）、保守新黨（2003 年），以及一些更小的黨派。

這麼多政黨參與單一選區的選舉，對選舉結果有沒有影響？圖 1 的直方圖描繪了這 1200 個選區當選者的得票率。這個圖形近似常態分佈，平均值非常接近 50%，而這個百分比正是單一選區制之下能確保當選的排除門檻。<sup>23</sup> 根據參選者數和當選門檻的分佈狀況，我們可以推論策略選民的確存在，使小黨的選票向領先群集中。<sup>24</sup> 這個結果也顯示，小黨參與單一選區的競爭，主要還是為了要提升其政黨票，而非贏得單一選區的選舉。

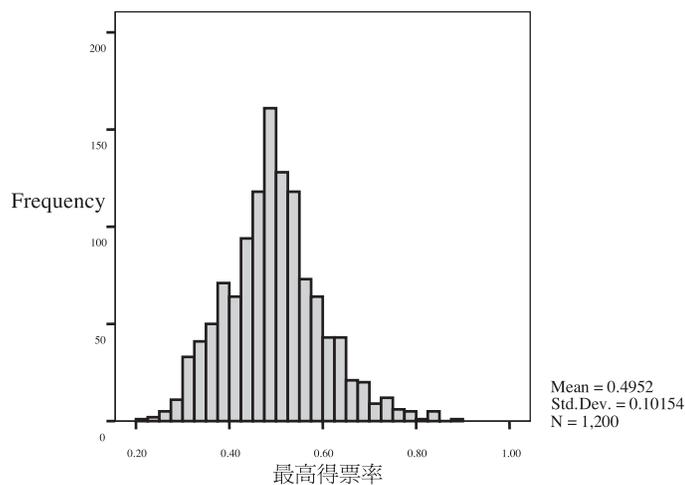


圖 1 日本單一選區兩票制眾議院選舉獲勝者之得票率

<sup>22</sup> 公明黨（英文名稱為 New Komeito 或 New Clean Government Party）於 1964 年創立，和宗教團體創價學會關係密切。該學會有數百萬會員，具有很強的組織動員力量。公明黨歷經分合，曾於 1996 年解散，分裂成公明新黨與公明黨，幾天之後公明新黨解散，組成新進黨，但新進黨也在 1997 年底解散。目前的公明黨是結合了幾個小黨派重組而成的。

<sup>23</sup> 在應選名額為  $m$  的情況下，排除門檻是  $1/(m+1)$ 。在單一選區制之下  $m=1$ ，所以只要拿到一半的選票就可確保當選。

<sup>24</sup> 不過，迴歸分析仍顯示參選人數越多，當選者的得票率越低。

這四次選舉以及參選政黨的特性，顯示本論文所描述的情況的確存在：相當多的小黨參與單一選區的選舉，但只在某些選區參選；其目的不在贏得選舉，而在提升其比例代表區的得票。爲了瞭解這些選區的性質是否符合理論預期，我們以截尾式迴歸來檢測單一選區參選人數與各解釋變項的關係。變項間的預期關係已如所述，其中「都市化」這個指標，需要進一步說明。要建構日本衆議院選舉每個單一選區的都市化指標，必須先對構成選區的自治體進行調查，而日本的國勢調查每五年才舉行一次，所以我們不可能估算每次選舉的選區都市化指標。本論文所使用的資料乃根據 2000 年的國勢調查結果所計算，剛好位於四次衆議院大選的中間，所以可以看成四次選舉的平均值。爲謹慎起見，也爲了瞭解這個變項的影響力，我們先將都市化變項排除，觀察其它變項對參選人數的影響，接下來才放入都市化指標，比較其變化。

表 3 是排除都市化指標的截尾式迴歸。統計結果顯示，此模型的 Wald 卡方值爲 487.52，表示所有係數皆爲 0 的機率極低，整體模型在統計上的相關性相當顯著。就個別自變項而言，對被解釋項的影響力都符合理論預期：有效候選人與實際候選人差別越大（AE 率越高）、比例代表區平均應選名額越多，單一選區的候選人就越多；當選者當選次數越多，參選人數就越少；當選者若是世襲議員，更讓參選人數減少 0.35。這些自變項的係數，在統計相關上都達到非常顯著的水準。

表 3 對單一選區參選人數的截尾式迴歸分析（不含都市化程度）

| 參選人數                        | Coef.      | Std. Err. | z     | P> z  | [95% Conf. Interval]               |            |
|-----------------------------|------------|-----------|-------|-------|------------------------------------|------------|
| 世襲當選人                       | -0.3452818 | 0.0543898 | -6.35 | 0.000 | -0.4518839                         | -0.2386797 |
| 當選次數                        | -0.0550562 | 0.0081402 | -6.76 | 0.000 | -0.0710107                         | -0.0391018 |
| AE 率                        | 2.105107   | 0.102236  | 20.59 | 0.000 | 1.904728                           | 2.305486   |
| 比例區席次                       | 0.0169983  | 0.0036767 | 4.62  | 0.000 | 0.0097921                          | 0.0242046  |
| 常數                          | 0.7263148  | 0.1705161 | 4.26  | 0.000 | 0.3921095                          | 1.06052    |
| sigma                       |            |           |       |       |                                    |            |
| 常數                          | 0.8232106  | 0.0173787 | 47.37 | 0.000 | 0.7891491                          | 0.8572722  |
| Limit: lower = 1            |            |           |       |       | Number of obs = 1194               |            |
| upper = +inf                |            |           |       |       | Wald chi <sup>2</sup> (4) = 487.52 |            |
| Log likelihood = -1451.2181 |            |           |       |       | Prob > chi <sup>2</sup> = 0.0000   |            |

資料來源：根據上田修一（2006）、日本總務省自治行政局選舉部（各選舉年）、宮川隆義編（2000）、朝日新聞（各選舉年）與讀売新聞社編（1999）之原始資料計算。

其次，我們將都市化指標放入模型。因為我們只有根據 2000 年的國勢調查所建構的都市化指標，若要將這筆資料用在四次選舉的每個選區，必須假設都市化的變動不大或是等距變動（就統計分析而言，兩者是一樣的）。截尾式迴歸分析的結果如表 4，和表 3 相當接近，顯示其它自變項的影響力沒有受到太大影響。根據表 4，Wald 卡方值上升不少，表示選區都市化指標增進了整體模型的統計相關性。個別自變項和參選人數的關係仍符合理論預期，其係數在統計相關上也具有很高的顯著性。與表 3 的結果相比，比較明顯的改變包括：「世襲當選人」的相關性稍微減弱、係數的絕對值略降；當選次數的係數稍降；比例區平均應選名額的相關性變得比較不顯著。至於 AE 率，變動的幅度相對較小，顯示策略投票的因表仍然非常重要。表 3 與表 4 的差異，透露重要的訊息。很明顯地，一個選區的都市化程度，和領先群的特性有密切的關係。由兩表的差異可以推知，高都市化的選區較少出現世襲當選人，當選者比較不資深，比例代表區的平均應選名額也比較高。當我們放入都市化變項後，截距比不放入都市化變項低了將近 0.65。這個差距，可以理解成都市化的效應。

表 4 對單一選區參選人數的截尾式迴歸分析（含都市化程度）

| 參選人數                        | Coef.      | Std. Err. | z     | P> z  | [95% Conf. Interval]               |            |
|-----------------------------|------------|-----------|-------|-------|------------------------------------|------------|
| 世襲當選人                       | -0.2424628 | 0.0511017 | -4.74 | 0.002 | -0.3426202                         | -0.1423054 |
| 當選次數                        | -0.0394698 | 0.0076538 | -5.16 | 0.000 | -0.054471                          | -0.0244686 |
| AE 率                        | 2.273492   | 0.096     | 23.69 | 0.000 | 2.085336                           | 2.461649   |
| 都市化                         | 0.2322692  | 0.0171541 | 13.54 | 0.000 | 0.1986477                          | 0.2658906  |
| 比例區席次                       | 0.0052418  | 0.0035185 | 1.49  | 0.136 | -0.0016542                         | 0.0121379  |
| 常數                          | 0.1660463  | 0.1469472 | 1.13  | 0.258 | -0.121965                          | 0.4540576  |
| sigma                       |            |           |       |       |                                    |            |
| 常數                          | 0.7651528  | 0.0160788 | 47.59 | 0.000 | 0.733639                           | 0.7966666  |
| Limit: lower = 1            |            |           |       |       | Number of obs = 1188               |            |
| upper = +inf                |            |           |       |       | Wald chi <sup>2</sup> (5) = 743.91 |            |
| Log likelihood = -1358.8474 |            |           |       |       | Prob > chi <sup>2</sup> = 0.0000   |            |

資料來源：根據上田修一（2006）、日本總務省自治行政局選舉部（各選舉年）、宮川隆義編（2000）、朝日新聞（各選舉年）與読売新聞社編（1999）之原始資料計算。

以上分析顯示，在單一選區兩票制之下，小黨的確可以選擇適當的單一選區參選，以鞏固甚至增加其政黨票。一如理論所預期，這些選區比較少出現世襲或資深的參選者，選舉競爭也比較激烈。基於這些特性，這些選區的選民比較有誘因將選票轉移給較有可能勝

選的候選人，成為所謂的策略選民。<sup>25</sup> 這些選區的選民，通常也比較沒有傳統的包袱，較少受到現任議員的恩惠。所以，小黨如果在這些選區參選，一方面較易贏得選民支持，另一方面卻常因實力不足而在選舉時被策略選民所放棄。如果是單純的單一選區制，小黨很可能就完全被犧牲掉；但在單一選區兩票制之下，策略選民卻可以用其政黨票來彌補被犧牲掉的小黨。所以，小黨在這些選區參選，雖然難以在區域勝選，卻可以藉此鞏固其政黨票。

這些對小黨有利的選區，通常都市化的程度比較高。主要的原因，在於高都市化的區域不利恩庇體系的發展，使政治世家難以依靠此一體系長期壟斷議席。此外，在都市化程度高的地區，選民的流動性和匿名性都高、人口密度高但欠缺面對面的溝通，使候選人難以透過特殊利益或社會網絡來鞏固票源。再者，都市化程度通常和媒體的影響力成正比，而依賴傳統方式贏取選票的候選人不見得是媒體名人，當然也比較不容易在都會區長期壟斷議席。反觀小黨，卻可利用這些對傳統議員不利的因素爭取選票。一方面，選民的流動性高、策略選民的數目多，小黨有較好的機會爭取選民的政黨票；另一方面，小黨可以提名雖然欠缺傳統地盤，但形象鮮明的候選人，吸引都會選民的注意，甚至以批判執政黨或其它大黨為主要訴求，爭取不滿現狀的抗議票。在單一選區兩票制之下，這種抗議票很容易變成小黨的政黨票。小黨在這些單一選區的得票，有些時候因為重複提名的因素而比單純的策略投票高，但在大多數的情況下仍低於比例代表區的得票；兩者的差距，有相當的部分仍是由策略投票所引起的。

以上的分析，解釋了為什麼自民黨的地盤以鄉村型選區為主，而新近成立的政黨（包括許多小黨）卻大多在都會區發跡、茁壯。既有文獻大多強調自民黨乃透過特殊利益的輸送和分配取得優勢 (Ramseyer and Rosenbluth 1997, 38)，而鄉村地區的社會結構有助於此種模式的形成。對自民黨而言，都會選民的流動性高，使其難以依賴個人式的特殊利益連結獲取選票，進而降低都市選民投票對象的穩定性。小黨如果能吸引這些選民的注意，就有可能贏得席次。關於都市化與日本選民投票行為的關係，已有實證研究證實，都市化的程度越高，選民的非黨派屬性越強 (福岡政行 2001, 101-103)；也有學者發現，在1996年的選舉中，自民黨的得票率隨著都市化程度而減少，但是民主黨——當時的第三大黨——的情形恰巧與自民黨相反，在接下來幾次的眾議院選舉，也有同樣的趨勢 (田中善

<sup>25</sup> 我們可以用另一個指標佐證參選人數與策略投票的關係。依照杜弗傑法則，在單一選區相對多數決下，策略投票會使選票往前兩名候選人集中。依此理，我們可將每個選區的最高票除上第二高票，其比率越接近1，越表示第二名越可能吸納了策略選票。如果策略選民比例的增加導致參選人數的增加，那麼參選人數和第一、二名得票比應該具有負相關。經檢測1200個單一選區的相關資料後發現，這兩個變項的確出現非常顯著的負相關。

一郎 2005, 208-209, 222-223, 238)。針對這些現象，本論文提供了一個補充解釋：鄉村地區的結構，有利於特定政治家族建構穩固的地盤，不利小黨的挑戰，也欠缺策略投票的空間；同理，都會區不利恩庇結構的發展，選民的流動性和自主性高，所以具有很大的策略投票空間。由於都會選民不見得對新政黨有充分的訊息，所以小黨可以在這些地區參選，雖然難以在單一選區勝選，但可以藉此傳遞政黨形象，並利用策略選民的補償心理，鞏固或增加其政黨票。

## 伍、對小黨獲利空間的估算

如果日本的小黨的確如本論文所述，以參與單一選區的選舉來鞏固其政黨票，就表示小黨在單一選區的支持度越高，越能換得支持者的補償性政黨票；反之，單一選區如果沒有小黨的支持者，該黨當然也就無法獲得補償性的政黨票。雖然小黨在單一選區的得票率會因為策略投票而無法反映其實際的支持度，但策略選民畢竟人數有限，所以單一選區和比例代表區的選票應該具有正相關。我們一旦找出這種關係，即可估算小黨可以透過參選單一選區選舉換得多少政黨票。要進行這種估算，一項最直接的資料就是政黨在兩種選制下的得票率。我們預期的發現是，單一選區制得票率越高的政黨，在比例代表制下的政黨得票率也越高，而同一政黨在兩制下得票率的差別，應該和策略性選票的數量成正相關。

日本眾議院選舉劃分了 300 個單一選區，比例代表部分 1996 年有 200 席，之後減為 180 席，分為 11 個區域選出。由於兩種選制的選區大小差很多，為便於比較，我們先找出每一個比例代表區所包含的單一選區，並計算每個政黨在這些單一選區的平均得票率，再與該政黨在該比例代表區的得票率相比較。圖 2 以單一選區平均得票率為橫軸、比例代表區得票率為縱軸，其中每一點代表某次選舉中的一個政黨在兩種選制下的得票率。此圖顯示，政黨在比例代表區的得票率，和政黨在區內單一選區的平均得票率具有明顯的線性關係。以 OLS 線性迴歸，求得兩者的關係為：政黨比例區得票率 =  $5.58 + 0.68$  政黨單一選區平均得票率 ( $N=279$ ,  $R\text{-square} = 0.89$ ,  $s.e. = 0.015$ )。這個迴歸分析顯示，兩種得票率的線性關係雖然明確，卻非等比例。<sup>26</sup> 這條迴歸線，和「單一選區得票 = 比例代表得票率」這條線有個交會點：17.41%。我們可以這樣詮釋這個線性關係和這個交點：一個政黨如果不參選單一選區選舉（或參選但得票率為 0），仍有可能獲得 5.6 左右的比例代表選票；單一選區得票率每增加 1%，比例代表區的選票就增加 0.68%；當政黨在單一選區得票率大於 17.41% 時，比例代表制的得票率低於單一選區的得票率，當政黨在單一選區得票率小

<sup>26</sup> 圖 2 透露出一個有趣的訊息：對單一選區得票率趨近 0 的政黨而言，比例代表區得票率的變異性最大。這表示某些小黨純粹只靠比例代表獲得席次。

於 17.41% 時，比例代表制的得票率高於單一選區的得票率。所以，如果政黨要從單一選區得利，至少要能在單一選區獲得 17.41% 的選票。如果本論文所假設的策略投票和補償效應的確存在，適用的對象就是在單一選區得票小於 17.41% 的政黨。

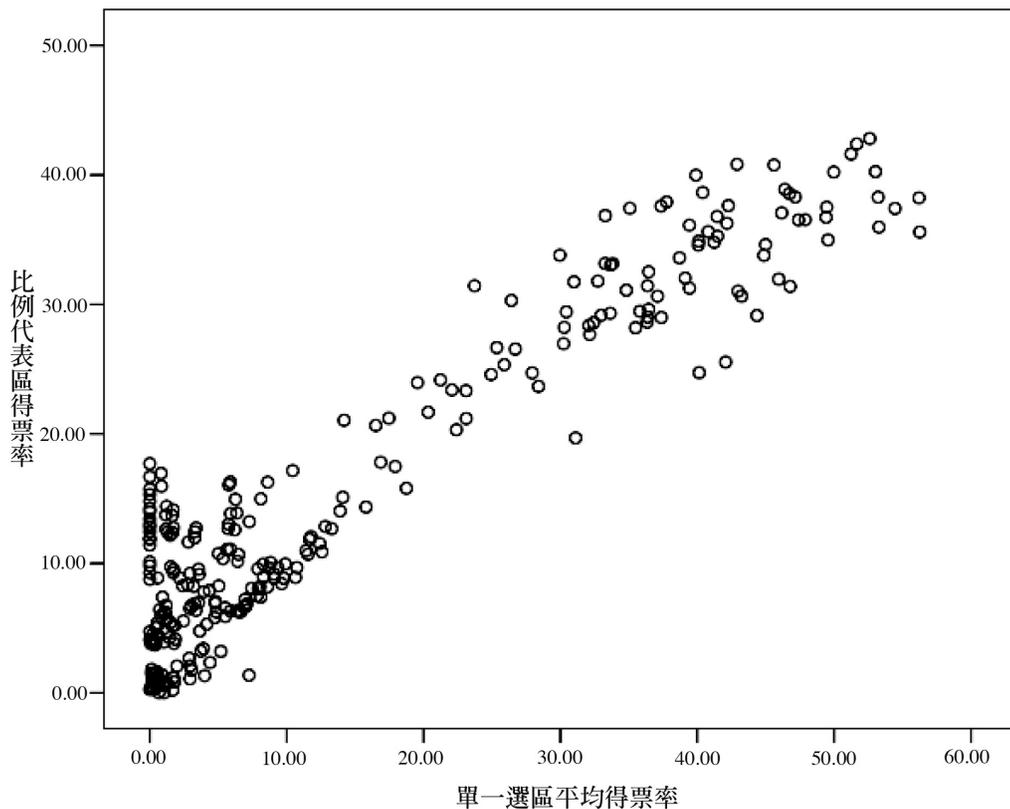


圖 2 政黨比例代表制與單一選區制得票率之關係

圖 2 不只顯示小黨的單一選區得票率低於比例代表得票率，更呈現兩者清楚的線性相關。這種關係，顯示兩種選舉制度有系統性的關連。為進一步說明這種關連和策略性投票的關係，我們進行以下的檢測：在政黨單一席次得票率不變的情況下，單一選區候選人數的增加，是否會降低政黨的比例代表得票率。前節已經說明，小黨為了增加政黨票，會在單一選區參選，但隨著參選人數的增加，這種策略的效果也會降低。反論之，如果圖 2 所顯示的線性關係只單純反映兩種選制不同的比例性，參與單一選區的候選人數就應該不會改變參選政黨的比例代表得票率。我們將政黨單一選區平均得票率和單一選區平均參選人數當作自變項，以政黨比例代表區的得票率為依變項，求得線性迴歸的結果如表 5。該表顯示，即使放入參選人數這個自變項，政黨單一選區得票率對比例代表制得票率的影響仍

然是一樣的，但參選人數卻有非常明顯的效應：在政黨單一選區得票率不變的情形下，單一選區平均候選人每增加一人，政黨在比例代表區的得票率就下降 1.3%。這正是我們在理論上預期會發生的現象，也說明了圖 2 的關係和策略投票有關。

表 5 政黨比例代表區得票率與單一選區得票率及參與政黨數的關係

| 比例區得票率     | Coef.     | Std. Err. | t     | P> t  | [95% Conf. Interval] |            |
|------------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|------------|
| 單一選區平均得票率  | 0.679806  | 0.015122  | 44.87 | 0.000 | 0.6499773            | 0.7096346  |
| 單一選區平均候選人數 | -1.304486 | 0.546712  | -2.39 | 0.018 | -2.380741            | -0.2282302 |
| 常數         | 10.49722  | 2.089648  | 5.02  | 0.000 | 6.383543             | 14.61089   |

Number of obs = 279  
F(2, 276) = 1026.88  
Prob > F = 0.0000  
R-squared = 0.8815  
Adj R-square = 0.8807

資料來源：根據上田修一（2006）、日本總務省自治行政局選舉部（各選舉年）、宮川隆義編（2000）、朝日新聞（各選舉年）與読売新聞社編（1999）之原始資料計算。

說明：分析對象限於小黨。

綜合上述分析，可知某些區域的確比較容易吸引小黨參與單一選區的選舉。這些區域以選民自主性和流動性較高的都會選區居多，而這些傾向越明顯，參與單一選區的競爭者就越多。在競爭者眾的情況下，能否選擇妥當的單一選區參選，就成為小黨致勝的關鍵。然而，這也表示小黨的策略會受到其政黨屬性的限制。某些小黨較能提名具有地域色彩、但又不足以當選的候選人參與單一選區選舉，以訴諸該地選民的補償心理。但如果一個小黨全靠理念吸引選民注意，且欠缺具有地域連結的候選人，能吸引到的大約就是理念型的選票，能換得的補償性政黨票也比前者少。我們可以從實際的選舉過程，觀察不同類型的小黨如何利用參與單一選區選舉來提升其政黨票。觀察的焦點，是日本第一次採用單一選區兩票制的 1996 年眾議院大選。當時自民黨甫經 1993 年選舉的大挫敗，力圖透過此次選舉重掌執政權，許多新政黨則企圖取代自民黨成為執政黨。在非自民黨中，新進黨在此次選舉共贏得 95 席單一選區的席次（表 2），是第二大黨。其餘政黨可看作全國性的小黨，其中最值得比較的是剛成立的民主黨，和老牌的日本共產黨。兩黨的政黨票得票率只差了大約 3%，但是所獲得的比例代表制席次卻差了 11 席（佔比例代表席次的 5.5%）。如果本論文的論點成立，這種差異很能是因為民主黨的特性，使其比共產黨更能吸引單一選區選民的補償票。

民主黨是由菅直人、鳩山由紀夫等人於 1996 年組成，目標是聚集不滿自民黨與新進黨的第三勢力。<sup>27</sup> 在 1996 年的眾議院選舉中，該黨僅獲得 17 席單一選區席次（佔 300 席的 5.7%），但得到將近 900 萬的政黨票（16.1%）以及 35 席比例代表席次（佔比例代表席次的 17.5%）。民主黨在都會區吸收了大量選票，但其主要訴求並非清楚的理念，而是「反兩大黨」。許多民主黨的領導人來自自民黨，具有特定的地域連結，連帶使其得票也產生地域差別。反映在民主黨的比例代表得票率上，可以高到北海道的 31.8%，也可以低到九州的 10.8%。該黨在 11 個比例區的得票率有很大的差異，標準差高達 6.2%。相較於民主黨，日本共產黨則是完全不同類型的政黨。如其名所示，該黨有非常清楚而特殊的理念——共產主義，個別政治人物的影響力相對較弱。共產黨清楚瞭解其議席來自比例代表區，但在單一選區的部分採取全額提名的策略，希望能在各地宣傳政黨理念。在 1996 年的眾議院選舉中，共產黨僅獲得兩席單一選區席次；在政黨票的部分，該黨獲得超過 720 萬票（13.1%），但只得到 24 席（佔比例代表席次的 12%）。以 11 個比例區得票率的標準差來看，共產黨只有 2.9%，遠低於民主黨。民主黨和共產黨的票基差異不大，但民主黨總共獲得 52 個席次，共產黨只有 26 席，剛好是前者的一半。很顯然地，小黨的特性影響其參選策略，也造成獲取席次的差別。

不論是從總體資料還是政黨個案來分析，我們得到的結論是一致的。在單一選區難以贏得席次的小黨，必須仰賴選民的政黨票，才有機會贏得國會議席。要達到這個目的，小黨必須標舉鮮明的旗幟，強化選民的認同；對剛成立、欠缺傳統根基的小黨而言，這種宣傳更是重要。再者，小黨應選擇特定的單一選區參選，一方面打政黨形象廣告，另一方面塑造某些策略選民的補償心理，爭取他們的政黨票。小黨要能夠完成這些策略，必須將資源投注在特定的選區，以提升這些選區的政黨票。日本將比例代表選舉分為 11 個區域進行，剛好滿足了小黨「集中火力、以輸為贏」的需求。反過來說，如果日本沒有劃分比例代表的選區，小黨就難以施展這種策略，所能獲得的席次勢必減少。以 1996 年的民主黨為例，在全國總共獲得 16.1% 的政黨票，如果比例代表席次完全按照比例分配，只能分到 32 個席次，少於其真正取得的 35 席。<sup>28</sup> 共產黨因為參與了每一個單一選區的選舉，得到的選票也普遍分配到不同選區，所以獲得的比例代表席次（24 席）剛好就是該黨得票率（12%）乘上 200 席。這個例子，清楚說明小黨參選策略對其勝選機率的影響。

<sup>27</sup> 該黨和 1998 年 4 月成立的民主黨 (Democratic Party of Japan) 不同。前者被稱為舊民主黨，後者則是結合了幾個小黨派（包括舊民主黨）而組成的政黨，

<sup>28</sup> 事實上，就算是比例代表制也不可能完全按比例地分配席次。以 1996 年的眾議院選舉為例，作為第一、二大黨的自民黨和新進黨，得到的比例代表席次超過其政黨得票率，連帶減少其它政黨所能分配到的席次。

## 陸、結論

過去十多年來，單一選區兩票制之所以被許多國家採用，原因之一是由於該制包含了單一選區制與比例代表制，可以滿足不同政黨的需求。對新興民主國家而言，這種混合選制更是民主化初期最容易妥協出來的選擇。但是，這種折衷方案並不一定能滿足小黨的需求。如果單一選區兩票制是以並立方式運作，而且以單一選區制選出大部分的席次，小黨的生存空間將受到大幅限制。然而，我們也不能直接推論小黨在此一選制下完全沒有機會贏得議席。在採用並立式單一選區兩票制的國家中，日本雖然以單一選區制選出將近三分之二的眾議院席次，但小黨在該國舉行的眾議院大選中，仍能贏得相當數量的席次，而且原因並不只是日本沒有設立政黨的法定當選門檻。

對小黨而言，混合選制中的比例代表席次應該是其參選的主要目標，但如何達成此一目標卻有賴於妥當的參選策略。由於日本採取重複提名制，某些小黨可以透過此一制度提升其單一選區的得票，但整體而言許多選民仍會在單一選區選舉中犧牲沒有勝選希望的小黨。如何促使這些沒有在單一選區投票給小黨的策略選民將其政黨票投給小黨，成為致勝的關鍵。本論文延伸了杜弗傑法則，認為小黨可以在特定的單一選區參選，策略性地被潛在支持者放棄並塑造其補償心理，以增強其獲得這些選民政黨票的機率。這些選民通常自主性較高，比較不受恩庇體系的束縛，當然也比較可能支持新興政黨，並成為策略投票者。以其居住地來看，這些選民住在都會區的機率應該高過非都會區，其人數越多，小黨越有動機參與單一選區選舉，並導致參選人數的增加。

本論文以單一選區參選人數作為依變項，並以影響策略投票的相關因素為主要的解釋變項，印證了前述理論的預期：策略投票傾向越明顯（即實際參選人與有效參選人差距越大）、都市化程度越高、勝選者當選的次數越少、比例代表區平均應選名額越多，參選人數就越多；當選者如果出身政治世家，則會降低參選人數。這些發現，清楚顯示小黨會選擇策略選民較多的地方參選，而避開存在政治世家或資深議員的選區。日本將比例代表分為 11 個地區選出，使小黨能選擇對其有利的選區參選，進而提升該區域的政黨票。這些研究發現，不但說明日本的小黨為何能在單一選區兩票制下獲得部分席次，也解釋了為什麼日本新舊政黨的分佈有城鄉差異。

日本在單一選區兩票制下的經驗，可以作為比較研究的基準。在採取同類型選舉制度的國家中，台灣是最值得與日本進行比較的案例。台灣在國會選舉中所採取的並立式單一選區兩票制和日本十分類似，但小黨的命運卻相當不同。台灣在 2008 年 1 月 12 日首次實施了並立式單一選區兩票制的選舉，在 113 個立法委員的席次中，73 席以單一選區相對多數決產生，34 席全國不分區席次依比例代表制分配，其餘六席原住民席次則以 SNTV-

MMD 選出，單一選區所佔席次為 64.6%（日本在 2000 年之後為 62.5%）。<sup>29</sup> 國民黨和民進黨在此次選舉共囊括 108 席，佔總席次的 95.6%。曾經在台灣民主化過程中扮演重要角色的台灣團結聯盟與新黨，並未獲致任何席次；連曾經是國會第三大黨的親民黨，也僅獲得一席原住民席次。<sup>30</sup> 小黨在台海的單一選區兩票制之下，幾乎沒有生存的空間。

有人或許以為，日本的單一選區兩票制並未設立政黨當選門檻，而台灣規定了 5% 的法定門檻，所以日本有小黨的空間，台灣則沒有。的確，除了國民黨與民進黨，其它政黨並未在台灣 2008 年的立法委員選舉中取得 5% 以上的不分區得票。不過，台灣的小黨無法贏得席次，仍然受到其它因素的影響。首先，日本許多取得比例代表制席次的小黨，在比例代表區所獲得的得票率遠高於 5%，例如前述民主黨和共產黨，但這些政黨的整體席次率卻有相當的差距。這表示，法定門檻不是影響小黨席次率的唯一因素。其次，不論是否設有法定的當選門檻，所有選舉制度都存在實際的當選門檻。根據 Lijphart 的公式，若  $m$  為應選名額，則實際當選門檻大約為  $1/2m$  (Lijphart 1994, 27)。以日本的比例代表區來看，門檻最高的是應選名額 7 席的四國，門檻為 7.1%；門檻最低的是應選名額 33 席的近畿，門檻為 1.5%。台灣的全國不分區有 34 席，未劃分選區，所以實際門檻是 1.5%。<sup>31</sup> 換言之，跨越實質門檻，是小黨獲得席次的必要條件。第三，比例代表選舉是否劃分選區，對小黨的參選策略有重大影響。日本劃分了 11 個比例代表區，所以小黨（尤其是具有區域色彩者）可以選擇支持度較高的單一選區參選，以鞏固該區域的政黨票。反觀台灣，所有的比例代表席次全放在同一個選區，使小黨無法依其特性選擇適當的選區參選。以台灣 2008 年立法委員選舉的全國不分區票數分佈來看，新黨在台北市的得票率高達 9.4%，在台北縣為 5.8%，基隆市則有 6.1%。如果北台灣被劃成一個比例代表區，新黨不但能得到超過 5% 的票數，還可贏得一定的席次。依照本論文的理論，如果新黨能在單一選區參選，或許更能提高該黨在此區域的政黨得票。<sup>32</sup> 總結日本與台灣的差異可以發現，雖然兩國採取相當類似的混合選制，但一些細部因素仍對小黨產生重大影響。這些因素，也應列入制度選擇的考慮。

<sup>29</sup> 台灣的單一選區兩票制，已經規定在憲法之中。見中華民國憲法增修條文第四條。憲法也規定，憲法之修改，須經立法院立法委員四分之一之提議，四分之三之出席，及出席委員四分之三之決議，提出憲法修正案，並經選舉人投票複決，有效同意票過選舉人總額之半數方為通過。修憲門檻如此之高，在可見的未來，台灣的國會選舉都不容易改採其它的選制。

<sup>30</sup> 關於此屆立法委員選舉的選舉結果，請參閱「選舉資料庫」（中央選舉委員會 2008：中央選舉委員會網站）。

<sup>31</sup> 對政黨而言，要考慮的不只是當選門檻，還有當選票數。台灣的實質門檻雖然低，但乘上總票數後，還是相當高。

<sup>32</sup> 新黨在 2008 年立法委員選舉，完全沒有提名候選人參與單一選區的選舉。

日本的小黨雖然找到了某些生存策略，終究難以逆轉並立式單一選區兩票制對政黨體系帶來的重大影響。這種傾向於單一選區制的混合選制，畢竟還是對大黨有利，甚至可能促成兩黨制的形成。當政治資源逐漸被大黨壟斷，小黨的空間是否會跟著縮小？在日本，小黨的支持者是否會連政黨票都改投第二大黨，以更快速地讓自民黨下台？小黨過度集中在特定選區參選，是否造成惡性競爭，削減其選票？在生存不易的情形下，小黨領導人是否覺得併入大黨較為合理？從日本四次眾議院大選的資料看來，的確已經看到某些跡象。這四次大選，每個選區的平均參選人數依序是 4.20、4.13、3.42 與 3.30，表示日本的有效政黨數正在減少。不過，這畢竟是一個漸進的過程，對該國的小黨而言，單一選區兩票制並未完全剝奪其政治空間；被視為不利小黨的單一選區席次，甚至可以成為小黨爭取比例代表席次的跳板。這點，是值得其它國家小黨參考之處。

\* \* \*

投稿日期：97.03.26；修改日期：97.07.02；接受日期：97.07.24

## 參考文獻

### I. 中文部分

- 中央選舉委員會，2008，〈選舉資料庫〉，中央選舉委員會網站：<http://www.cec.gov.tw>。  
檢索日期：2008年2月9日。
- 王業立，2001，《比較選舉制度》，台北：五南。
- 王鼎銘等，2004，〈日本自民黨之選票穩定度研究：1993、1996及2000年眾議院選舉之定群追蹤〉，《選舉研究》，11(2): 81-109。
- 洪永泰，1995，〈分裂投票：八十三年台北市選舉的實證分析〉，《選舉研究》，2(1): 119-145。
- 盛治仁，2006，〈單一選區兩票制對未來臺灣政黨政治發展之可能影響探討〉，《臺灣民主季刊》，3(2): 63-86。
- 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、王鼎銘、郭銘峰，2005，〈日本眾議院1993及1996年選舉——自民黨之選票流動分析〉，《人文及社會科學集刊》，17(4): 853-883。
- 黃紀、張益超，2001，〈一致與分裂投票：嘉義市一九九七年市長與立委選舉之分析〉，載於《政治分析的層次》，徐永明、黃紀主編，台北：韋伯文化。
- 謝相慶，1999，〈日本眾議院議員新選舉制度及其政治效應——以1996年選舉為例〉，《選舉研究》，6(2): 45-87。

### II. 外文部分

- リード，スティーブン・R (Reed, Steven R.)，2003，〈並立制における小選挙区候補者の比例代表得票率への影響〉，《選挙研究》，18: 5-11。
- 上田修一，2006，〈世襲議員（126名）五十音順〉，2005年総選挙選出眾議院議員一覧 / 世襲：<http://www.geocities.co.jp/WallStreet/1251/ses.html>。檢索日期：2008年6月30日。
- 水崎節文、森裕城，1998，〈得票データからみた並立制のメカニズム〉，《選挙研究》，13: 50-59。
- 日本共産党中央委員会，2007，〈選挙方針見直し、なぜ？〉，しんぶん赤旗：[http://www.jcp.or.jp/akahata/aik07/2007-10-03/ftp20071003faq12\\_01\\_0.html](http://www.jcp.or.jp/akahata/aik07/2007-10-03/ftp20071003faq12_01_0.html)。檢索日期：2008年6月30日。

- 日本總務省自治行政局選挙部，2007，〈衆議院議員総選挙〉，總務省（選挙関連資料）：  
[http://www.soumu.go.jp/senkyo/senkyo\\_s/data/index.html#chapter2](http://www.soumu.go.jp/senkyo/senkyo_s/data/index.html#chapter2)。検索日期：2008年6月30日。
- 田中善一郎，2005，《日本の総選挙：1946-2003》，東京：東京大学出版会。
- 宮川隆義編，2000，《政治ハンドブック No. 37》，東京：政治広報センター。
- 菅原琢，2004，〈2003年衆議院選挙区別都市度〉，菅原研究室 / 日本政治データ：  
[http://freett.com/sugawara\\_taku/data/2003did.html](http://freett.com/sugawara_taku/data/2003did.html)。検索日期：2008年6月30日。
- 福岡政行，2001，《日本の選挙》，東京：早稲田大学出版部。
- 読売新聞社編，1999，《大変革の序章：証検・新制度下の衆院選》，東京：読売新聞社。
- Alesina, Alberto, and Howard Rosenthal. 1995. *Partisan Politics, Divided Government, and the Economy*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Amorim-Neto, Octavio, and Gary W. Cox. 1997. "Electoral Institutions, Cleavage Structures, and the Number of Parties." *American Journal of Political Science* 41(1): 149-174.
- Cox, Gary W. 1997. *Making Votes Count: Strategic Coordination in the World's Electoral Systems*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Cox, Karen, and Leonard J. Schoppa. 2002. "Interaction Effects in Mixed-Member Electoral Systems: Theory and Evidence from Germany, Japan, and Italy." *Comparative Political Studies* 35(9): 1027-1053.
- Duverger, Maurice. 1963. *Political Parties: Their Organization and Activity in the Modern State*. New York: Wiley.
- . 1972. *Party Politics and Pressure Groups: A Comparative Introduction*. New York: Thomas Y. Crowell.
- Ferrara, Federico. 2004. "Electoral Coordination and the Strategic Desertion of Strong Parties in Compensatory Mixed Systems with Negative Vote Transfers." *Electoral Studies* 23(3): 391-413.
- Ferrara, Federico, and Erik S. Herron. 2005. "Going It Alone? Strategic Entry under Mixed Electoral Rules." *American Journal of Political Science* 49(1): 391-413.
- Gschwend, Thomas. 2007. "Ticket-splitting and Strategic Voting under Mixed Electoral Rules: Evidence from Germany." *European Journal of Political Research* 46(1): 1-23.
- Herron, Erik S. 2002. "Mixed Electoral Rules and Party Strategies: Responses to Incentives by Ukraine's Rukh and Russia's Yabloko." *Party Politics* 8(6): 719-733.
- Herron, Erik S., and Misa Nishikawa. 2001. "Contamination Effects and the Number of Parties

- in Mixed-Superposition Electoral Systems.” *Electoral Studies* 21(1): 63-86.
- Lijphart, Arend. 1994. *Electoral Systems and Party Systems*. Oxford: Oxford University Press.
- , 1999. *Patterns of Democracy: Government Forms and Performance in Thirty-Six Countries*. New Haven, Conn.: Yale University Press.
- Massicotte, L., and A. Blais. 1999. “Mixed Electoral Systems: A Conceptual and Empirical Survey.” *Electoral Studies* 18(3): 341-366.
- Moser, Robert G. 1999. “Electoral Systems and the Number of Parties in Postcommunist States.” *World Politics* 51: 359-384.
- Moser, Robert G., and Ethan Scheiner. 2004. “Mixed Electoral Systems and Electoral System Effects: Controlled Comparison and Cross-National Analysis.” *Electoral Studies* 23(4): 575-599.
- Nishikawa, Misa, and Erik S. Herron. 2004. “Mixed Electoral Rules' Impact on Party Systems.” *Electoral Studies* 23(4): 753-768.
- Ordeshook, Peter C., and Olga V. Shvetsova. 1994. “Ethnic Heterogeneity, District Magnitude, and the Number of Parties.” *American Journal of Political Science* 38(1): 100-123.
- Ramseyer, J. Mark, and Frances M. Rosenbluth. 1997. *Japan's Political Market Place*. Cambridge: Harvard University Press.
- Reed, Steven R. 1999. “Strategic Voting in the 1996 Japanese General Election.” *Comparative Political Studies* 32(2): 257-270.
- Reed, Steven R. ed. 2003. *Japanese Electoral Politics: Creating A New Party System*. London: Routledge Curzon.
- Reed, Steven R., and Michael F. Thies. 2001. “The Consequences of Electoral Reform in Japan.” In *Mixed-Member Electoral systems: The Best of Both Worlds?* eds. Matthew Soberg Shugart, and Martin P. Wattenberg. Oxford: Oxford University Press.
- Reilly, Benjamin. 2007. “Democratization and Electoral Reform in the Asia-Pacific Region.” *Comparative Political Studies* 40(11): 1350-1371.
- Sartori, Giovanni. 1968. *Representational Systems, International Encyclopedia of the Social Sciences*. New York: Crowell-Collier-Macmillan.
- Shugart, Matthew Soberg, and Martin P. Wattenberg eds. 2001. *Mixed-member Electoral Systems: The Best of Both Worlds?* Oxford: Oxford University Press.
- Taagepera, Rein, and Matthew S. Shugart. 1989. *Seats and Votes: The Effects and Determinants of Electoral Systems*. New Haven: Yale University Press.

# To Lose Is to Win: The Candidate-Placement Strategy of Minor Parties under Japan's Mixed-Member Majoritarian System

Jih-wen Lin\*

## Abstract

Our intuition suggests that a mixed-member majoritarian system is unfavorable to minor parties, a situation caused by strategic voting in the single-member district races. This article argues that, exactly because of strategy voting, minor parties can participate in the single-member district competitions in exchange for the vote cast by the strategic voters in the race of the proportional representation (PR) tier. Even so, minor parties should be selective of the single-member district races to place their candidate, because strategic voting in some constituencies has been weakened by forces like clientelism. To identify the single-member districts where minor parties are most likely to place a candidate, this paper studies Japan's four House of Representatives elections held under the mixed-member majoritarian system. The major finding is that, at the district level, the number of candidates increases with the tendency of strategic voting, the degree of urbanization, and the average district magnitude of PR competition; it is negatively associated with the existence of second-generation candidates and the seniority of the winner. These results confirm the hypothesis about the candidate-placement strategy of minor parties, and explain why minor parties do not nominate candidates indiscriminately as some contamination effects theories expect. Since Japan's PR seats are elected in 11 blocks, minor parties can easily spot the areas where they can attract the compensatory votes. That is why minor parties in Taiwan, which used the same electoral system for the recent legislative election but had all PR seats allocated on a

nationwide list, did not follow the Japanese strategy to boost their PR votes.

Keywords: mixed-member majoritarian system, minor party, nomination strategy, Japan's House of Representatives election, Duverger's Law, contamination effects theory

---

\* Research Fellow, Institute of Political Science, Academia Sinica.