

「M+1」法則與有效候選人數的實證分析： 以 1989 年至 2004 年台灣地區立法委員選舉為例*

李冠成**、劉從葦***

《本文摘要》

根據 Gary Cox 提出的「M+1 法則」(M 表示選區的應選席次數)，在單記非讓渡投票制下，每個選區的選票會集中在 M+1 位候選人身上。但相關的實證結果卻顯示選票並非完全匯集於 M+1 位候選人身上，而是大多有程度不等的偏離。其主要原因在於，經驗世界中的政黨必須克服協調問題才能提名最適人數並成功配票，選民則需要足夠的資訊才能決定如何策略性投票。因此，本文認為當理論預期的結果與實際的觀察有所偏差時，並不宜直接推翻理論模型，而應該嘗試尋找能夠解釋偏差的系統性因素以及檢討實證分析中的變數測量是否具有效度。針對台灣 1989 年至 2004 年六屆立委選舉的例子，研究結果發現選區規模、政黨提名策略、棄保是否成功、選民做策略性投票所需的資訊是否充分與學習效果都和有效候選人數偏離 M+1 法則的程度有系統性的關係。也就是說，雖然僅有在四分之一的區域立委選區中，有效候選人數等於應選席次數加一，但 M+1 法則事實上仍是受到經驗證據支持的。

關鍵詞：M+1 法則、有效候選人數、選區規模、政黨協調問題、選舉
情境與資訊品質、學習效果

* 本文由第一作者之碩士論文改寫而成，曾發表於 2005 年台灣政治學會年會暨學術研討會，文章能順利產出有賴於劉從葦教授的細心指導，以及吳重禮教授、游清鑫教授與陳陸輝教授在初稿階段提供的寶貴建議；另外，也由衷感謝兩位匿名審查人精闢的見解和指正，讓本文更具可讀性。當然，內容疏漏的一切責任，概由作者自負。

** 政治大學政治學系博士生。E-Mail: 95252501@nccu.edu.tw。

*** 中正大學政治學系副教授。E-Mail: poltwl@ccu.edu.tw。

壹、前言

理性抉擇理論是目前政治學研究中最具支配性的研究途徑，但同時也受到模型過於抽象而缺乏實際政治關聯性以及經驗證據的檢驗常常不支持理論預期的批評 (Green and Shapiro 1994)。以演繹法建立的一般性理論雖然嚴謹，但若缺少經驗研究，則不但理論的說服力不足，也與政治學研究嘗試解釋實際政治現象的目的背道而馳。因此，抽象理論與經驗研究缺一不可，兩者應該合而為一 (Morton 1999)。另一方面，對於理性抉擇理論沒有得到經驗證據支持的現象，有學者因此全盤推翻理論 (例如 Green and Shapiro 1994)，也有學者嘗試改變理性抉擇理論的基本預設或加入其他研究途徑的思維 (例如 Brown and Patterson 1999)。¹但事實上，並不需要像前者極端地全盤推翻，也不需要如同後者急於大幅修正而使得理論可能變成套套邏輯 (tautology) 或是自相矛盾。

雖然理論檢討與修正可能有其必要，但也必須注意理性抉擇理論預設的條件與實際情境是否有程度不等的差異，例如中位選民理論預設的政黨體系是兩黨制，但若以歐洲多黨制國家來檢驗政黨是否趨中，則很難說是中位選民理論沒有得到經驗證據的支持。然而，單純指出預設條件與實際情境不同，雖然不能據以推翻理論，卻也不是支持理論有效的證據。因此，當理論預期的結果與實際的觀察有所偏差時，不但要考量理論預設 (assumptions) 與實際環境的偏離程度，還必須進一步檢驗兩者之間是否有系統性的關聯。換言之，如果「理論預設之情境與實際環境的差異程度」可以解釋「理論預期現象與實際觀察之間的偏離程度」，則仍然可以說理論得到經驗證據的支持。

除了理論預設與實際情境的差異外，經驗證據不支持理論假設的可能原因之一是抽象概念與具體操作化之間的差距過大。抽象概念與測量工具的連結是經驗研究中非常重要但又經常被忽視的一環，缺乏經驗層次上有效的測量工具，不但使理論顯得頭重腳輕；更重要地，這容易讓研究者掉進不夠嚴謹的測量陷阱中而輕率的驗證或否認理論。因此，任何變數的操作化過程都應該反覆檢討並比較不同測量方式所造成的影響，具有效度的測量工具才能提供有意義的實證資料。

本研究的目的有三：首先，針對經常發生的理論預期與實際現象之間有所差距的情形，提出另一種檢驗理論的方式，亦即以是否能夠系統性地解釋偏差量來檢驗理論是否合理；第二，以 M+1 法則為例來強調變數測量的重要性並比較不同測量方式對於檢驗相同假設的影響；第三，用 1989 至 2004 年台灣立法委員選舉作為例子，檢驗 M+1 法則是否得到經驗證據的支持。

¹ 例如將人是理性自利的預設改為人是同時自利與利他，或者將候選人分為追求職位者 (office seekers) 與非職位追求者 (non-office seekers)。

貳、M+1 法則

一、M+1 法則的預設

(一) 杜佛傑法則

針對選舉制度影響政黨體系的相關研究，可以回溯到 Duverger(1954, 203-205) 所提出的杜佛傑法則 (Duverger's Law)，他認為單一選區相對多數制傾向產生兩黨制；比例代表制傾向產生多黨制；而兩輪投票制則易形成多黨聯盟。對於選舉制度所造成的政黨體系差異，Duverger 以「機械性因素」(mechanical factor) 和「心理性因素」(psychological factor) 來加以解釋。在機械因素方面，由於單一選區相對多數制是勝者全拿，有利於大黨贏得所謂的「席次紅利」(seat bonuses)，並且容易使小黨在每個選區中失利，除非是小黨在某地區有強大的支持基礎，否則會造成第三黨或其他小黨低度代表 (under representation) 的情況。而小黨為了求生存只好聯合起來對抗某一優勢的政黨，使得政治勢力傾向於形成二個聯盟 (Duverger 1954, 224-226)。

就選民心理的角度而言，Duverger 認為在單一選區相對多數制之下選民會傾向支持兩大主要政黨的原因是，當有三個政黨在同一選區競逐時，有些選民原本支持實力較弱的第三黨，但小黨的當選機會比較低，因此若是將選票投給小黨，不但對選情沒有任何影響甚至是一種浪費選票的行為。所以選民為了讓自己的選票能對選舉有所影響，會將選票投給較有實力的兩大黨中較不討厭的政黨，以防止自己最不喜歡的政黨或候選人當選 (Duverger 1954, 224-226)。這種選民心理評估的過程，也就是理性選擇論者所稱的「策略性投票」或「深思熟慮型投票」(sophisticated voting)(Riker 1986, 34-35)。

從「機械因素」和「心理因素」的理論和實證結果來看，單一選區相對多數制的確容易傾向於形成兩黨制 (Blais and Nadeau 1996; Cain 1978; Galbraith and Rae 1989; Johnston and Pattie 1991; Niemi, Whitten and Franklin 1992)。但是當選舉制度為「單記非讓渡投票制」(Single Non-Transferable Vote, SNTV)，杜佛傑法則並沒有提及其政治結果。而一個稱之為社會科學法則的理論，必須能夠加以通則化適用不同的選舉制度，所以對該法則做適度的延伸是必要的。

(二) M+1 法則

Cox(1997) 發展出一套通則化杜佛傑法則的模型，在不同選舉制度下，每個選區中真正有競爭實力的候選人數目等於選區規模加一，也就是「M+1 法則」(the M+1 rule)。他將有效候選人數均衡的結果歸因於政黨和選民的策略性行為。政黨大多盡可能想要極大化當選席次，因此對他們來說，如何根據政黨的支持率來提名適當的候選人數，便成為減少

有效候選人數的第一個門檻。² 在選民的部分，Cox(1994) 主張選民根基於「工具理性」(instrumentally rational) 和「理性預期」(rational expectation) 兩項理論上的預設。³ 一個擁有充分資訊的理性選民，無論在何種選舉制度下，都會盡可能避免浪費選票在那些篤定當選和落選的候選人身上，而將選票轉投給「當選邊緣的候選人」(marginal candidates)，最後使得選區中的有效候選人數為應選席次數加一。

因此，M+1 理論中三項最關鍵的預設條件為：第一，政黨必須在選區中精確的估票，據此提名適當的候選人，並且有能力均分選票。第二，所有選民投票的目的是為了影響選舉結果。第三，選民必須要有充足的資訊，據以判斷選區中候選人的當選機會。如果滿足以上條件，有效候選人數應該是 M+1，亦即杜佛傑式均衡。

二、M+1 法則的檢驗

以下簡單介紹主要的 M+1 法則實證研究，接著呈現台灣的立法委員選舉結果是否符合 M+1 法則。

(一) M+1 法則的相關實證研究

Cox(1994) 以日本眾議院選舉 (1958-1990) 為對象，計算選區的 SF Ratio 來檢視選票浪費的情形。⁴ 在選區規模為三或四時，SF Ratio 顯示接近杜佛傑式均衡。但當選區規模為五時，則 SF Ratio 會接近一。

王鼎銘 (2003) 運用 Cox 所建立的 SF Ratio 檢測台灣 2001 年縣市長及區域立委選舉結果是否支持 M+1 法則。研究結果發現，在縣市長單一選區的選舉中，選票集中於前兩名候選人的情況相當明顯，但在立委選舉的複數選區中，則選票集中在前幾名候選人的情況較不明顯。

² 感謝審查人對於 M+1 法則究竟需不需要假設政黨的精確估票與適當提名之問題。本文認為，在最抽象的模型中，的確可以預設政黨沒有任何實質作用，一切交給選民自動的棄保，但這同時也預設了政黨在選舉中不會有任何作為，其標籤沒有任何作用，其組織也不會運作。事實上，政黨提名與競選需要成本，其標籤也有區隔、感情依附、或簡化政策資訊的功能，提名過多候選人會使得成本增加，也漸漸喪失標籤的功能。因此，如果政黨不只是個名字，那 M+1 法則就需要預設政黨有估票與適當提名的能力。

³ 工具理性 (instrumentally rational) 是假設所有的選民只關心他們個人的投票行為對這次選舉結果的影響。理性預期 (rational expectation) 則假設所有的選民都會去衡量各候選人的當選機率，對選舉結果有不同的偏好 (Cox 1994, 609-610)。

⁴ SF Ratio 統計值：以落選第二名的選票除以落選第一名的選票比例。根據 M+1 法則，在杜佛傑法則下，由於棄保效應的產生，選票會自動流向兩大黨或候選人，除了最高票當選人外，理論上得到次高票的落選第一名將比其他候選人得到更多的支持，所以 SF Ratio 趨近於零 (Cox 1994)。

Hsieh 與 Niemi(1999) 採用排除門檻的方式 (threshold of exclusion)，他們認為如果一個候選人在選區中無法拿到排除門檻所需票數的一半，則不應被視為有競爭實力的候選人。⁵ 針對台灣 1986 年至 1995 年的立委選舉，計算選區中得票超過排除門檻一半的候選人數。結果顯示在比較小的選區中，M+1 法則是獲得支持的。但是當選區規模比較大時，則有效候選人的數目傾向大於 M+1。

不論是採用 SF Ratio 的間接驗證方式或是採用排除門檻來計算候選人數的直接方式，共同的發現是有相當多的選區並不支持 M+1 法則。由於 SF Ratio 的計算只取兩位候選人的得票比值，而排除門檻的決定又過於主觀，因此以下使用 Laakso 與 Taggepera(1979) 計算有效政黨數目的加權方式來計算有效候選人數並觀察台灣立委選舉的選舉結果是否支持 M+1 法則。

(二) 選區規模與實際有效候選人數

自 1989 年增額立法委員選舉以來，台灣地區經歷了六次的立委選舉。⁶ 若以各選區為基本的分析單位，總計有 167 個選區。將選區規模由小至大分為四個類別：小選區 (M=1~2)、中選區 (M=3~4)、大選區 (M=5~9) 以及特大選區 (M ≥ 10)。

如果 M+1 法則的推論正確無誤，則經驗資料呈現的結果應該是所有選區的有效候選人數都剛好等於 M+1，然而表 1 顯示並非所有選區的有效候選人數都如理論預期等於 M+1。從中可以發現的趨勢是，應選席次較小的選區，有效候選人數比較接近理論的預期。當應選席次增加時，選區的有效候選人數偏離 M+1 法則的情形越普遍。總體來說，台灣立委選舉的 167 個選區中，僅有約四分之一的選區屬於 Cox(1994) 的「杜佛傑式均衡」，另約四分之三的選區與 M+1 法則的理論預期不符，如果不能系統性地解釋這些偏差，則應該推翻 M+1 法則。因此，以下嘗試解釋有效候選人數偏離 M+1 法則的原因，並以實證資料進行統計分析。

⁵ 判定具有競爭實力候選人的方式如下 (Hsieh and Niemi 1999)：

$$[1/(M+1)]/2$$

M 為選區應選席次數。

⁶ 1986 年 9 月 28 日民進黨正式成立，隨即投入年底的增額立委選舉，堪稱是台灣地區第一次具有競爭意義的選舉 (Hsieh and Niemi 1999)。但由於其成立時間距離投票日不到三個月，為了避免研究上的偏差，因此各選區的有效候選人數從 1989 年的立委選舉開始計算。

表 1 選區規模與符合 M+1 法則之選區百分比（區域立委選舉 1989-2004）

選區規模	有效候選人數				選區數
	=M	=M+1	=M+2	≥ M+3	
小選區	3.9%	47.1%	41.2%	7.8%	51
中選區	4.8%	33.3%	40.5%	21.4%	42
大選區	3.8%	11.3%	20.8%	64.2%	53
特大選區	0.0%	4.8%	9.5%	85.7%	21
Total	3.6%	26.9%	30.5%	38.9%	167

資料來源：〈國立政治大學選舉研究中心歷屆公職選舉〉，台灣選舉類別與結果線上瀏覽：

<http://vote.nccu.edu.tw/cec/vote4.asp>。檢索日期：2007 年 10 月 27 日。

說明：1. 各選區有效候選人數採 Laakso 與 Taagepera(1979) 的指數進行測量，並四捨五入至整數。

2. 表格內容以列百分比方式呈現。

3. M 表示選區應選席次數。

4. 灰質表格內為有效候選人數符合 M+1 的選區百分比。

參、有效候選人數偏離 M+1 法則之成因

M+1 法則預設選民與政黨都是理性的，選民有充分資訊判斷是否要策略性投票，政黨也沒有提名或棄保操作的問題。但實際的情境卻與上述預設有所差異，以下分別說明這些差異如何系統性地使得有效候選人數偏離 M+1 法則。

一、選區規模

在日本與台灣例子中，不論是使用 SF Ratio 或排除門檻來檢驗 M+1 法則，結果都呈現當選區規模變大時，M+1 法則得到支持的比例就下降。偏離 M+1 法則的現象可以從機械性因素的觀點來解釋，單記非讓渡投票制的選區規模是複數選區，應選席次越多時，當選的安全門檻 (threshold of exclusion) 會隨之下降 (吳重禮 2002, 48)。因此，候選人僅需得到一定比例的選票便可跨越安全門檻贏得席次，使得獨立候選人或小黨的候選人有比較高的當選機率。預期有較高當選機率的心理也會使較多的政治精英投入選舉，所以選區規模越大，候選人數就越多。有意參選的人越多，政黨提名的難度就增加。實際參選的人越多，政黨配票的難度就提高，選民對於候選人排名的資訊品質也越差。簡言之，有效候選人數偏離 M+1 法則的原因來自於選區規模機械性因素的直接影響，以及由選區規模所衍生的政黨協調、選民資訊品質等間接影響。

二、政黨協調

選舉制度的機械因素直接影響選舉結果的比例性，心理因素則引發選民策略性投票行

為，進而影響選舉結果。但是，從選舉制度到選民投票抉擇之間，政黨在其中扮演舉足輕重的角色，因為在既定的遊戲規則之下，它決定誰有資格成為正式候選人、提名幾席參選才能極大化效益，同時政黨在競選過程中的動員及策略操作，都與選舉結果有著密不可分的關連。特別是在 SNTV 制下，政黨為了贏得較多的席次，勢必會增加提名的人數，此時，候選人不但要和其他黨的候選人競爭，也要和同黨的候選人爭取相同的票源，所以黨內競爭就可能比黨際競爭來的激烈 (Cox and Rosenbluth 1993, 579)。

比較有實力的大黨要極大化當選席次其實並不是一件容易的事情，基本上，它必須在選前事先評估在每個選區中可能獲得多少的支持，然後再經由評估的結果決定應該推出幾位候選人，也就是所謂的「協調問題」(problem of coordination)。亦即，政黨必須很精準地推估在選區中有多少實力，應該要提名幾席才算適當，以避免「過度提名」(overnomination) 和「低度提名」(undernomination)；第二個問題是它們要如何在這些被提名的候選人間配票，以確保被提名者都能當選 (Cox and Niou 1994, 222-223)。此外，選區規模的大小也會影響到政黨提名犯錯的可能，選區規模越大，政黨越不確定其在該選區的實力，所以犯錯的可能性也越大。

若政黨沒有提名錯誤，則要如何有效地進行配票便成為是否能極大化當選席次的關鍵因素。所謂「配票」在競選意義上，可說只是聯合競選活動後期，為了達到訴求選民平均支援聯盟內每位候選人的目標，而由政黨提供選民一個明確「投票指南」的措施 (包正豪 1998, 116-177)。

另一種更高難度的配票，為政黨的棄保操作。林水波 (2002, 16) 指出，棄保本質上亦是配票的一種，只是它把選票集中到特定當選有望的候選人身上，以免選票過於分散，導致有些候選人的選票無法達到當選所需的最低門檻，棄保與配票對同一政黨而言根本上是互斥的，不可能在一個選區中同時出現。因此，政黨在選區中進行配票或棄保的策略運作，必須因地制宜方能產生效果。換言之，政黨在規劃選舉策略時，還是要先衡量其所屬候選人的當選可能性，據此擬定配票或棄保的競選策略，以極大化當選席次。

總結來說，SNTV 制下政黨的提名、配票或棄保策略對其選舉表現與獲得席次有高度的影響；然而，提名幾席、如何配票或棄保都是政黨成員集體行動與策略互動的結果，政黨不一定都能如同理論預設般地提名最適人數並成功配票或棄保。政黨越能克服協調問題則有效候選人數越接近 M+1。反之，若不能克服協調問題，則有效候選人數會偏離 M+1。

三、選舉情境與資訊品質

Downs(1957, 48-50) 認為在多人競爭的選戰中，選民會先評估哪一政黨或候選人的勝

利，會使選民獲得最大的利益。其次，選民會評估該政黨或候選人有沒有勝選的機會，如果沒有勝算，選民就會投給其他有勝算的候選人。理性選民不投給最喜歡的候選人是由於選民投這一票並非單純的表達偏好，而是將投票視為一種抉擇過程，考慮投這一票對他來說有沒有效用。換言之，選民是否掌握評估選情的資訊，也會影響其最終的投票抉擇。

形式化選民策略性的投票行為就是選民必須先對候選人進行偏好排序，然後計算機率以極大化期望效用。選民對於候選人偏好的相對強度，以及選民認知的候選人當選機率都會影響選民的期望效用，而選民的投票基準就是比較候選人所能帶給他的期望效用 (Abramson et al. 1992, 56)。因此，當選民認知到其第一偏好的候選人獲勝的機率不大時，他會有動機進行策略性投票 (Farquharson 1969; Ordeshook 1986; Riker and Ordeshook 1968; 洪永泰 1995)。

在充分資訊的情況下，選民非常容易判斷需不需要作策略性投票。然而，現實世界中的資訊並不充分，也不是不需任何成本即可取得，所以選民的資訊品質視選舉情境而定。在 SNTV 下參選人數隨著選區規模增加，競爭者眾多則選民擷取資訊的品質降低，也就無從判斷候選人的真正實力。因為選民根本不清楚究竟哪些候選人是當選機會不大的落後者，也就降低策略性投票的可能性，使得該選區的有效競爭者超過 $M+1$ (Cox 1997, 105)。此外，選區規模的機械因素提供政治精英參選誘因，使得投入選舉的新人會比較多，當有新的候選人投入選戰時，由於這些人選民大多不熟悉，選民據以評估候選人勝算的資訊品質也就下降，使得有效候選人數偏離理論的預期 (Cox 1997, 107)。亦有學者認為現任者掌握選民服務以及媒體曝光等大批資源 (Fiorina 1989; Mayhew 1974)，選民的投票抉擇除了評估候選人的勝選機率外，也會考量其熟悉度與服務品質，提高了選民最後棄保的難度，因此導致有效候選人數偏離 $M+1$ 法則。

四、學習效果

Reed(1990) 認為每個選區產生 $M+1$ 位候選人的均衡是隨時間慢慢達到的，而且這個均衡並不是很穩定，由於均衡達到非常慢而且是不斷嘗試的過程，因此形成杜佛傑式均衡的原因是政黨和選民的「學習結果」(trial and error) 而非理性。在 SNTV 制下，大黨經常會面臨在選區中必須提名兩席以上候選人的情況，儘管理性的提名策略可以提供它判斷在選區中的應提名數，但是實際上黨內的派系與脫黨參選等問題，卻會使黨內的提名過程複雜化，造成理想和現實提名數的差異。

從學習的角度來說，政黨的提名策略是根據先前選舉的經驗而來，在選舉中挫敗的慘痛教訓迫使政黨調整其提名策略，以減少提名錯誤。因此，大黨試圖建立黨內的提名委員會，透過協調來平衡派系間的衝突，運用制度以內化派系利益分配的問題 (Cox and

Rosenbluth 1993, 578-581)。另一方面，小黨則組織競選聯盟，在不同的選區中妥協由哪一黨代表參選，藉由政黨勢力的結合，以增加他們的當選機會 (Reed 1990, 350)。因此，不論是大黨或小黨爲了表現得比上回選舉更好，都必須從過去的經驗中學習。

政黨除了從錯誤中吸取經驗調整其提名策略外，競選期間的配票與棄保策略操作也是一個學習的過程。例如：國民黨在早期的選舉採取「票源責任區」的制度，藉由將複數選區單一化減少同黨候選人的票源重疊，但隨著反對黨實力的逐漸提升，責任區配票制度在國民黨票源有限的情形下失去其原有功能，同室操戈的結果使得其他黨從中獲利 (盛杏媛 1999, 75-81；游清鑫 2000, 168)。因此，國民黨近年來的選舉也開始採用「平均配票」的方式，讓選區中的同黨候選人能盡可能地均分選票。

依據以上討論，選區中的有效候選人數雖然偏離 M+1 法則的預期，但造成偏差的原因並不是 M+1 法則本身的缺陷，而是理論預設與實際選舉情境有程度不等的差異。換句話說，如果選區規模、政黨協調成功程度、資訊充分程度、學習效果等因素和偏離 M+1 法則的程度有系統性的關係，則 M+1 法則不但在理論上有效，也可以算是得到經驗證據的支持，據此本文的待驗假設如下：

假設一：在區域立委選舉中，選區規模越大，則有效候選人數與理論預期的差距越大。

假設二：各主要政黨若在選區中提名過多的候選人，則傾向於造成有效候選人數與理論預期的差距較大。

假設三：各主要政黨若在選區中提名不足，則傾向於造成有效候選人數與理論預期的差距較小。

假設四：主要政黨在選區中從事的棄保操作越成功，則有效候選人數與理論預期的差距越小。

假設五：選區中的競爭越激烈，則有效候選人數與理論預期的差距越大。

假設六：選區中新進候選人數越多，則有效候選人數與理論預期的差距越大。

假設七：選區中現任者的參選人數越多，則有效候選人數與理論預期的差距越大。

假設八：越接近現在的選舉年，有效候選人數與理論預期的差距越小。

肆、研究資料與變數測量

經驗證據不支持理論假設的原因，除了來自理論預設與實際情境的差異外，也可能肇因於抽象概念與具體操作化之間的差距過大，導致測量工具的效度不足，而缺乏精準度的

測量絕對不是驗證或否證理論的有力憑據。因此，以下便針對變數的操作化過程進行檢討與比較，試圖有效連結經驗研究中的「抽象概念」與「測量工具」。

一、依變數

本研究的依變數是「有效候選人數與 M+1 法則的偏差量」。M+1 法則預期的有效候選人數是選區應選席次數加一，與實際觀察到的選區有效候選人數相減等於偏差量，此偏差量即為本研究的依變數。這個字面上的定義看似簡單，但學界對於什麼是測量有效候選人數的方法有許多不同的意見，以下我們整理各種方法之優缺點，並提出適合本研究之測量。

首先，Cox(1994) 並沒有實際測量候選人數，而是利用選區的 SF Ratio 值來直接驗證 M+1 法則。SF Ratio 是將落選第二名的票數除以落選第一名的票數，當 SF Ratio 接近 1 時，表示選票不是只集中在 M+1 位候選人身上；當 SF Ratio 接近 0 時，表示選票可能集中在 M+1 位候選人身上。但事實上，SF Ratio 考量落選前兩名的得票比值，只能推測選區中策略性投票的可能程度，不但作為檢驗 M+1 法則的直接證據有所不足，也沒有辦法提供選票究竟是集中在幾位候選人身上的資訊。

若要直接測量有效候選人數，不能將選區中所有的候選人一視同仁，而必須要考量候選人得票率的高低，得票率低的候選人所佔的比重不能跟得票率高的候選人相同，也就是必須以加權的方式來計算。據此，Rae(1971) 提出「政黨體系分化度指數」(index of fragmentation) 來測量政黨體系的分化情形。可是，該指數呈現的是選民分屬不同政黨的機率，不是一目了然地說明有效政黨的數目。因此，Laakso 與 Taagepera(1979) 延續 Rae 的加權思維，修正政黨體系分化度指數，將機率轉換成有效政黨數目，當有兩個政黨均分選票時，Rae 的政黨體系分化度指數等於 0.5，Laakso 與 Taagepera 的有效政黨數目則為二，也就是說有兩個有效政黨。⁷

雖然 Laakso 與 Taagepera 的公式是被廣為使用的計算方式，但 Niemi and Hsieh(2002)

⁷ Molinar(1991, 1384) 對 NL 指數加以修正，直接把得票最多的第一大黨定為 1，然後再去加權計算剩下政黨的得票比率。但是該指數欠缺考量的是，若得票第二多的政黨經加權處理後也超過 1，但第一大黨已設定為 1，反而會發生小黨比大黨來得大的不合理結果。其公式如下：

$$N = 1 + N \frac{\left(\sum_{i=1}^n P_i^2 \right) - P_1^2}{\sum_{i=1}^n P_i^2}$$

N 為有效政黨數目。

P_i 代表政黨 i 的得票比例。

認為如果要研究候選人與選民的策略行爲，一方面不應該使用計算政黨數目的方式來計算候選人；⁸另一方面也應該排除沒有勝算的候選人，只計算有競爭力的候選人 (viable candidates)。如果候選人的得票數超過排除門檻所需票數的一半或者得票數高於最後一名當選者的百分之 70，則被視爲有競爭力的候選人，若低於門檻則不納入計算。換言之，在計算候選人數時，以主觀的門檻來決定候選人的權值是 1 還是 0。

然而，不論是計算政黨或候選人數，最關鍵的部分在於得票數。考慮個別候選人的票數可以計算候選人數，聚合同黨候選人的票數則可以計算政黨數目，因此只要計算政黨數目的方式設計周延，則應該也適用於候選人數的計算上。在如何決定個別候選人的權值方面，Laakso 與 Taagepera 的有效政黨數目是以得票數作爲加權的依據，也就是得票越多則權值越大，得票越少則權值也越小。不但避免主觀因素，也讓權值有相當的變異程度，而非限於 0 或 1 的選擇。

綜上所述，要驗證 M+1 法則，最好的作法是直接計算在每一個選區中到底有幾位具實力的競爭者。計算人數比計算機率清楚易懂，同時得票多的候選人，權值要比較大。而測量有效政黨數目的邏輯適用於有效候選人數的計算，因此本文以 Laakso 與 Taagepera 有效政黨數目的公式計算各選區中的有效候選人數。有效候選人數與 M+1 法則的偏差量等於「有效候選人數」減「選區應選人數加一」，其計算公式如下：

$$D_j = 1 / \sum v_{ij}^2 - (M_j + 1)$$

D_j : j 選區中有效候選人數與 M+1 法則的偏差量

v_{ij} : j 選區中第 i 位候選人的得票率

M_j : 選區規模

二、自變數

自變數分爲「選舉制度的機械因素」、「政黨協調問題」、「選舉情境與資訊品質」與「學習效果」四個區塊。詳細變數的操作定義如下：

(一) 選舉制度的機械因素

即爲各選區的應選席次數，選區規模 = M 。

(二) 政黨協調問題

1. 主要政黨過度提名程度

主要政黨過度提名程度的測量方式是以選區爲單位，依據 Cox 與 Niou(1994) 所建

⁸ Niemi and Hsieh(2002) 認爲小黨與獨立候選人並不相同，因爲小黨的影響力會比獨立候選人來得大。但事實上，在選區中一個只提名一位候選人的小黨和一位獨立候選人並沒有差別。

立的 MAXS 去判斷各主要政黨在某選區中是否過度提名。⁹當政黨提名的候選人數超過 MAXS，而且政黨贏得的席次數少於 MAXS，即為過度提名。此外，在部分選區中，小黨僅提名一位候選人參選，就其提名動機而言，可能是基於當選利益也可能是基於不求一官半職 (non-office seeking) 的動機。但是，從理性提名的角度來說，因為提名必須考量政黨在該選區實力，一旦提名一位候選人，也必須投入時間、成本打選戰。因此，只提名一席的政黨也以 MAXS 來判斷是否過度提名，若 MAXS 值小於 0.5，則列為過度提名。

分別界定國民黨、民進黨、親民黨、新黨、台聯黨、建國黨等六個政黨是否過度提名後，每一選區中過度提名的政黨個數即為該選區的政黨過度提名程度，0 分表示沒有政黨過度提名，6 分表示過度提名程度最嚴重。¹⁰但由於各選區的政黨競爭型態不同，並非每個選區都有這六個政黨提名候選人，所以將選區中政黨過度提名程度的可能最大值設定為 6，據此調整政黨過度提名的指數（各變數之操作、計算公式與編碼詳見附錄一）。

2. 主要政黨低度提名程度

在主要政黨低度提名程度的判斷上，如上採用相同的指標進行判準，低度提名意指政黨提名的候選人數少於 MAXS。此外，如同過度提名程度，也將主要政黨低度提名程度的可能最大值設定為 6，據此調整政黨低度提名的指數。

然而，現實世界中政黨在選前不但無法精確的推估其實力，更遑論推測選區內當選最後一名候選人的得票數，使得 MAXS 被視為一種結果論的事後評估。針對以上的批評，有學者認為可以利用選前民調或政黨上屆選舉的得票來預估其票源 (Browne and Patterson 1999)。這種方式看似合理，但卻嚴重忽略選舉過程的動態因素，此外，民調的誤差和無反應問題目前也難以克服，導致事前的評估也諸多障礙 (Liu 2003)。

也有學者認為應該用「選區當選門檻」取代當選最後一名的得票數，其理由在於當選門檻是所有政黨選前就清楚知道的，以政黨選區實際得票數除以選區安全票數便可求得某政黨之正確提名數 (徐永明、陳鴻章 2004, 140)。儘管使用當選門檻的標準來測量政黨預估之提名數可以避免 MAXS 所面臨的質疑，但當選門檻計算的邏輯是假設選區內所有當選者均分選票下，只要再多贏一票便保證當選。因此，計算出來的當選門檻所需票數幾乎絕對高於實際的當選最後一名得票數，也由於該值較大（分母變大），選區的政黨預估正確提名數會較小，導致在政黨提名策略的判斷上，過度提名發生的可能性傾向增加，而低度提名產生的情況傾向減少。

⁹ MAXS 的計算方式為，某政黨在該選區中的總得票數除以該選區當選最低得票數，捨棄掉餘數後，便可得出該黨在均分選票的條件下應提名多少候選人。

¹⁰ 理論上選區內資訊的不確定性會減損政黨估票及配票的精準度，跨黨派或陣營間的聯合提名整合難度更高於單一政黨的提名作業。實際上，陣營間的聯合提名也只有第六屆立委選舉的幾個選區中出現，因此本文以政黨而非陣營為衡量提名失誤的單位。

下表 2 比較當選門檻和 MAXS 兩種方法所判斷的國民黨與民進黨之提名問題。排除少數國民黨與民進黨沒有提名的選區之後，國民黨在 162 個選區中提名一席以上，而民進黨則在 161 個選區中至少提名一席以上。首先，在過度提名的部分，兩種不同判斷方式的差異不大，唯一不同的是選區數，造成落差的原因是有八個選區無從判斷是否過度提名、低度提名或配票失敗，因此被列為遺漏值。¹¹ 在比較低度提名方面，兩種測量標準所得之結果產生極大的落差，使用當選門檻的測量標準，國民黨在 162 個選區中，僅有三個選區屬低度提名，而民進黨也只有四個選區被列為低度提名。關於這兩種測量標準的熟優熟劣，目前在學術界中仍然持續在爭論中，甚至有學者認為政黨在選區中不會面臨低度提名的問題 (Reed 1995)。但為了避免無從判斷的情形發生，因此本文以 MAXS 為標準來衡量各黨的提名問題。另外，於附錄二中比較不同測量方式所得之政黨過度、低度提名程度，藉以檢視不同測量方式對統計模型所造成的影響。¹²

表 2 MAXS 和當選門檻所測得之提名失誤情形 (1989-2004)

使用 MAXS 的測量標準：						
政黨	選區數	過度提名	過度提名比率	選區數	低度提名	低度提名比率
國民黨	162	25	15.4%	162	29	17.9%
民進黨	161	17	10.6%	161	30	18.6%
使用當選門檻的測量標準：						
政黨	選區數	過度提名	過度提名比率	選區數	低度提名	低度提名比率
國民黨	154	29	18.8%	162	3	1.9%
民進黨	161	17	10.6%	161	4	2.5%

資料來源：作者自行整理。

3. 主要政黨的棄保操作

Cox 的 SF Ratio 是將落選第二名的得票數除以落選第一名的得票數，並未考量在複數選區下，選民的策略性投票是黨內還是黨際轉移。然而，候選人間的政黨色彩和選民本身的政黨認同會影響選民投票的預期效用。選民的政黨認同與選民對候選人的偏好是高度相關的，同時這兩個變數又會影響選民最後的投票抉擇 (Adams 2001, 30-31)。選民很可能受到政黨的區隔，而給敵對政黨的候選人非常低的評價，此時選民策略性投票的對象便會受

¹¹ 例如 1992 年台北市第一選區，計算出的國民黨預估正確提名為 3 席，實際上國民黨提了 9 席且當選 4 席。依照徐永明與陳鴻章 (2004) 的標準，該選區中國民黨既非過度提名也不是低度提名和配票失敗。因此，一律將類似無法判斷的情形列為遺漏值。

¹² 附錄二的模型比較中顯示，控制其他變數操作化測量方式不變的條件下，運用當選門檻作為測量標準會使整個迴歸模型的 R² 稍微下降，而且「政黨低度提名程度」對於依變數的影響也不顯著。不過，在對依變數相關方向上，兩種不同操作化方式並沒有差異。

到預期效用的影響而有所改變。由此，我們可以推論選民策略性投票的對象應該會考量候選人的政黨屬性，並非單純的只將選票投給當選邊緣的候選人，而是將選票轉移給同黨需要支持的候選人（黃秀端 2001）。

(1) 同黨 SF Ratio 指標

為了區分選民的策略性投票究竟是黨際或黨內的轉移，所以在計算時先區分不同政黨的候選人，將屬於相同政黨的落選第二名之票數除以落選第一名的得票數（柯惠真 2004）。由於棄保效應的產生，選票會流向 $M+1$ 個候選人身上，同黨落選第一名與落選第二名的票數差距會很大，因此同黨 SF Ratio 值會趨近於 0。相反的，若同黨的落選第一名與落選第二名的票數越接近時，兩者的比值就會越大，同黨 SF Ratio 值會趨近於 1。

學理上，若選民的投票有政黨方向的考量，則他們將把選票轉投給同黨當選邊緣的候選人，因此同黨 SF Ratio 應該可以掌握黨內選票策略性轉移的情形。實際上，政黨的棄保操作究竟發生在哪位候選人身上卻必須視選區提名的情況而定。舉例來說，在應選席次較少的選區，政黨的提名大多會傾向保守，所以棄保操作往往會出現在同黨的當選者和落選者間；或者，在大選區中，政黨為了贏得更多席次而提名較多候選人，此時的棄保可能會以「斷尾救腰」的策略。換言之，黨內的棄保效應可能產生在當選者和落選者間，也可能發生於同黨末段班的候選人。政黨棄保選擇取決於各候選人的當選機率，當資訊明確時，選票位移的情形並不因為沒有落選第二名而不發生，選定落選第二名和落選第一名得票比值的同黨 SF Ratio 便無法測量到確切的棄保發生情形。因此，為了顧及棄保測量指標學理上的基礎與實際應用上的精準，本研究提出以下的修正：

(2) 修正的同黨 SF Ratio 指標

第一種可能的修正方式為「同黨 FL Ratio」，關注黨內當選者和落選者間選票的轉換，即以同黨落選最高票除以同黨當選最低票的比值作為衡量棄保操作的指標。第二種可能的修正則是直接預設政黨只會放棄選區內最不可能當選的候選人，所以測量的方式為不論當選和落選，只計算選區中某政黨最後一名的得票數與倒數第二名的得票數之間的比值，也就是「同黨最後一名除以倒數第二名」。

表 3 比較不同棄保的計算方式，結果發現最後一名除以倒數第二名與 FL Ratio 計算所得的國民黨與民進黨棄保值的分佈偏向於 1 且集中；至於「同黨 SF Ratio」的平均數受到過多 0 的影響而被扭曲產生特別小的情形；結合 FL 與 SF Ratio 的棄保測量方式，平均數並沒有因為測量偏差而過於傾向 0 或 1，標準差大代表觀察值分佈廣，是一種相對較為合理的分佈狀況。基於此，本研究同時採用 FL 與 SF Ratio 來測量棄保，當選區中有兩位以上的同黨落選人時，則以同黨落選第二名的得票數除以同黨落選第一名的得票數；若某黨在選區中只有一位候選人落選，則以 FL Ratio 的方式測量。

表 3 三種棄保測量方式的比較 (1989-2004)

測量方式	同黨 SF Ratio		最後一名除以倒數第二名		同黨 FL Ratio		結合 FL 與 SF Ratio	
	國民黨 棄保值	民進黨 棄保值	國民黨 棄保值	民進黨 棄保值	國民黨 棄保值	民進黨 棄保值	國民黨 棄保值	民進黨 棄保值
平均數	0.249	0.143	0.762	0.685	0.758	0.666	0.572	0.444
標準差	0.389	0.302	0.211	0.248	0.201	0.251	0.373	0.369
樣本數	N=126	N=102	N=126	N=102	N=92	N=69	N=126	N=102
棄保值為 0 的選區數	87	81	-	-	-	-	31	32

資料來源：作者自行整理。

(三) 選舉情境與資訊品質

1. 選區競爭激烈程度

若選區內的競爭越激烈，則各候選人間得票率的差距會越越小。因此，「選舉競爭激烈程度」的測量便是計算各候選人得票率的標準差。若標準差越小，則代表選區的競爭越激烈，標準差越大，則競爭越不激烈。

2. 選區新進候選人數

判斷新進候選人的標準為，該位候選人在上一屆選舉中是否在相同的選區參選。所以，在 1989 年是否為新進候選人，視其是否在 1986 年的選舉中於相同選區中競選而定，以此類推界定每次選舉的新進候選人。

3. 選區現任者參選人數

判斷此變數的條件是，該位候選人在上一屆是否為現任立委，無論他是區域或不分區，只要參與競選連任皆視為現任者，藉此再計算各選區的現任者人數。

當然選舉越激烈，選民越難區分誰領先誰落後。新進候選人數越多，選民越缺乏判斷勝選機率的相關資訊。現任者越多，選民對於誰獲勝的判斷則越容易受到現任者知名度較高或資源較多等因素的干擾。因此就理論上而言，選區的競爭激烈程度、新進候選人數與現任者人數都會影響選民的資訊品質，選民的資訊品質越差，越無從進行策略性投票，最後導致有效候選人數偏離 M+1 法則。但是就統計而言，由於競爭激烈程度、新進候選人數與現任者參選人數等三個變數的相關係數非常高，為了避免多元共線 (multicollinearity) 的問題，正文的迴歸分析中只納入選區新進候選人數。¹³

(四) 學習效果

我國立委選舉年分別為 1989、1992、1995、1998、2001、2004，共六個時間點。模

¹³ 包含選區競爭激烈程度、新進候選人數與現任者人數的迴歸模型請參照附錄三：模型的多元共線問題。

型中納入選舉年變數，最主要的原因在於一方面控制各年政黨競爭型態的不同，另外可以檢驗學習效果。而在操作上，將之轉換為五個 0 或 1 的虛擬變數 (dummy variable)，以 1989 年為參照類。

伍、迴歸分析與解釋

一、資料來源

在資料使用上，主要是歷屆區域立委選舉中，各選區選舉結果的總體資料 (aggregate data)。¹⁴ 由於本研究的依變數是各選區的有效候選人數與 M+1 法則的差距，無論是有效候選人數或 M+1 法則，重視的都是選舉最終匯集的結果。因此，選區是比較適當的分析單位，也就比較適合使用選區的總體資料。

二、分析方法

在分析方法上，使用「多變數迴歸模型」(multiple regression model)。本文中最關鍵的依變數為連續變數，而自變數中的選區規模、政黨提名問題、棄保操作都是等距尺度 (interval) 以上的測量層級，而選舉年以虛擬變數來處理後也可以納入迴歸模型中。本研究之統計模型如下：

$$\begin{aligned} & \text{有效候選人數與 M+1 法則的偏差量} \\ & = \alpha + \beta_1 \text{ 選區規模} + \beta_2 \text{ 政黨過度提名程度} - \beta_3 \text{ 政黨低度提名程度} + \beta_4 \text{ 國民黨棄保} \\ & \text{操作比值} + \beta_5 \text{ 民進黨棄保操作比值} + \beta_6 \text{ 新進候選人數} - \beta_7 \text{ 選舉年 1992-} \beta_8 \text{ 選舉年} \\ & \text{1995-} \beta_9 \text{ 選舉年 1998-} \beta_{10} \text{ 選舉年 2001-} \beta_{11} \text{ 選舉年 2004} \\ & \text{(+ 號表示預期該變數與偏差量呈正相關； - 號表示預期該變數與偏差量呈負相關)} \end{aligned}$$

三、分析結果

由表 4 的分析結果可以發現，在排除遺漏值後，選區的有效樣本數為 99。而會產生遺漏值的原因是在部分選區中，國民黨或民進黨無法提名兩席以上的候選人參選，所以

¹⁴ 本研究的資料範圍是 1989-2004 區域立法委員選舉中各選區的有效候選人數，以各選區為主要的分析單元，六次立法委員選舉橫跨十五年 (1989-2004)，合計共有 167 個選區，其應選席次數介於 1 席至 17 席，在這些選區中有時只有兩、三位競爭者參選，但是也曾出現過 50 人的參選爆炸情形，不論是選區規模或是參選人數，都有足夠的變異供做假設檢驗。

無從計算其棄保比值。就整個模型的解釋力來說， R^2 高達 0.645。換言之，在納入所有變數之後，有效的解釋了 64.5% 偏差量的變異情形。整體而言，實證分析的迴歸模型對於「有效候選人數與 M+1 法則的偏差量」具有高度解釋力。以下分別討論各自變數對有效候選人數偏差量的影響：¹⁵

表 4 有效候選人數與 M+1 法則偏差量之迴歸模型

	有效候選人數與 M+1 法則 偏差量之迴歸模型	
	Coeff. (s.e.)	Standardized Coeff.
常數	-1.127(.460)	
選舉制度的機械因素：		
選區規模	.228(.068)**	.366
政黨協調問題：		
選區中政黨過度提名程度	.260(.105)**	.201
選區中政黨低度提名程度	-.341(.090)***	-.285
國民黨棄保操作比值	1.261(.372)**	.252
民進黨棄保操作比值	.411(.372)	.082
選舉情境與資訊品質		
選區新進候選人數	.045(.028)	.163
選舉年：(參照類：1989 年)		
1992 年第二屆立委選舉虛擬變數	-.733(.463)	-.144
1995 年第三屆立委選舉虛擬變數	.567(.464)	.114
1998 年第四屆立委選舉虛擬變數	.295(.489)	.064
2001 年第五屆立委選舉虛擬變數	.919(.482)	.198
2004 年第六屆立委選舉虛擬變數	.548(.525)	.116
N = 99 F test = 14.387 P-value < 0.001 R ² = 0.645		

資料來源：作者自行整理。

說明：顯著性檢定採 T test，* 表 $p < 0.05$ ；** 表 $p < 0.01$ ；*** 表 $p < 0.001$ 。

(一) 選舉制度的機械因素

「選區規模」和「有效候選人數與 M+1 法則偏差量」間呈正相關，跟待驗假設相符。選區規模越大，則有效候選人數與 M+1 法則的差距越大。另外，在迴歸模型中可以發現選區應選席次多寡對於偏差量有關鍵性的影響，這點也與 Cox 的研究吻合。

(二) 政黨協調問題

在政黨協調問題方面，統計模型納入四個變數來探討有效候選人數偏差量的變化情形。首先為「選區中政黨過度提名程度」，就與依變數的相關方向而言，選區中政黨過度

¹⁵ 本文使用的是母體資料，所以只依照慣例列出推論統計的相關數據，但文中並不討論顯著性檢定的結果。

提名程度與偏差量呈正相關。也就是說，若選區中越多的政黨過度提名，則有效候選人數會離理論預期越遠。

第二個變數是「選區中政黨低度提名程度」，該變數如同待驗假設預期，與偏差量呈現負相關，即當選區中的政黨越保守提名，甚至少於合理的應提名數時，則會縮小選區有效候選人數與 $M+1$ 法則的偏差。

第三是「國民黨棄保操作比值」，當該比值越接近 0，代表該黨在選區中成功地將選票轉移至有機會獲勝的同黨候選人；相反的，若比值接近於 1，則代表該政黨的棄保操作失敗。在與偏差量相關的方向上，國民黨在選區中棄保操作比值與偏差量呈正相關，符合假設預期。即當該比值越接近於 0 時，也就是國民黨的選票從同黨參選人的落後者往領先者集中，則有效候選人數與理論的偏差量傾向減少。反之，當該比值越大時，表示國民黨的選票並未從落後者轉往領先者，使得實際有效候選人數與理論預期之間的偏差量越大。最後，「民進黨棄保操作比值」的部分，該變數也如假設預期，與有效候選人數的偏差量呈正相關。

（三）選舉情境與資訊品質

選舉情境理論上是影響選民的資訊品質，當選區的新進候選人數越多，則選民對候選人越不熟悉，也越不容易判斷各候選人的當選可能性，導致無從進行策略性投票，使得選區有效候選人數偏離 $M+1$ 法則。在選區新進候選人數的部分，與待驗假設的預期方向相符，和偏差量呈現正相關。選區新進候選人數越多，則有效候選人數與理論預期的偏差量越大。

（四）學習效果

在迴歸模型中用來檢驗「學習效果」的選舉年變數，並未如研究假設般的與偏差量呈現負相關。如表 4 所顯示，選舉年的五個虛擬變數中除了 1992 年外，皆與偏差量呈現正相關。代表相對於 1989 年的立委選舉來說，大部分的選舉年都傾向增加有效候選人數與 $M+1$ 法則的偏差量，其中又以 2001 年第五屆立委選舉增加偏差量的情形最為顯著。這個結果與研究假設相反，選區的有效候選人數不但沒有逐年遞減趨近 $M+1$ 均衡，反而還傾向增加偏離量。

儘管如此，這個與研究假設相反的結果可以從政黨競爭體系的變遷來加以解釋。如果政黨體系非常穩定，也就是在控制其他條件不變的情況下，應該可以觀察到明顯的學習效果。但從 1989 年至 2004 年，我國的政黨體系並非如歐美民主國家穩定，例如：新黨於 1995 年首度投入立委選舉，2001 年則有親民黨與台聯兩個新政黨，無論是參選政黨數目與實際贏得席次的政黨數目都有明顯增加的趨勢。若採用 Laakso 與 Taagepera(1979) 的指數計算有效政黨數目，在 1995 年立委選舉之後，台灣的有效選舉政黨數 (effective

electoral parties) 和有效國會政黨數 (effective legislative parties) 的數目分別是 2.9 和 2.5。到了 1998 年底，這兩個數字分別增加到 3.2 和 2.8 (林佳龍 2000, 8)，至 2001 年台灣的有效選舉政黨數上升到 4.1，而有效國會政黨數為 3.4，2004 年這兩個數目稍微下滑為 3.7 和 3.2。¹⁶ 因此在政黨體系變化的情況下，就不容易看到清楚的學習效果。

然而，若觀察政黨體系比較接近的選舉年 (1989 vs. 1992；1995 vs. 1998；2001 vs. 2004)，則會發現迴歸係數下降的趨勢。儘管有效候選人數偏差量並沒有逐年遞減的情形，但是考量政黨競爭型態之後，偏差量遞減的趨勢卻可以在較相似的政黨體系中被發現。例如在政黨體系較接近的 2001 年與 2004 年選舉中，2004 年的偏差量較低，表示經過前屆選舉的學習，有效候選人數的確減少。因此，政黨和選民的「學習效果」仍然具有若干程度的解釋力。

陸、結論

針對台灣 1989 年至 2004 年六屆區域立委選舉的例子，研究結果顯示大部分選區的有效候選人數皆和 M+1 法則有程度不等的偏離，僅有約四分之一的選區符合理論預期。但是，經驗證據所呈現的偏離結果，並不足以否定 M+1 法則的推論。其主要原因在於，M+1 法則是根據某些前提預設所推衍出的形式模型，理論上只要滿足預設條件，便能以最少的變數解釋最多變異。M+1 法則的主要預設是政黨能夠理性提名並成功配票，選民有充分資訊藉以決定是否做策略性投票。然而，經驗世界中的政黨必須解決集體行動的問題才能提名最適人數並成功配票，選民則需付出成本取得資訊才能決定如何策略性投票。當理論的預設條件與實際情境有所差距時，實證分析結果與理論預測不符也在所難免。所以當實際情境與理論預設的條件不同時，不宜直接推斷理論模型應該被推翻，而是應該嘗試尋找能夠解釋偏差的系統性因素。台灣立委選舉的經驗檢驗結果發現選區規模、政黨提名策略、棄保是否成功、選民做策略性投票所需的資訊是否充分與學習效果都和有效候選人數偏離 M+1 法則的程度有系統性的關係。也就是說，雖然僅有在四分之一的選區中，有效候選人數等於應選席次數加一，但 M+1 法則事實上仍是受到經驗證據支持的。

在變數操作化方面，過去的相關研究大多以選區的 SF Ratio 作為研究的依變數，來驗證選票是否向當選邊緣的候選人集中。運用 SF Ratio 儘管很巧妙的避免了定義有效候選人數的難題，但卻無法充分使用選區內的所有資訊，使得檢驗結果有所偏差。因此，本文選擇運用 Laakso 與 Taagepera(1979) 的指數測量選區有效候選人數。在自變數的測量方面，

¹⁶ 2001 年與 2004 年的有效政黨數目，作者參考國立政治大學選舉研究中心的歷屆公職選舉資料，以 Laakso 與 Taagepera(1979) 的指數自行計算得之。

本文依據政黨協調問題和棄保操作的概念，比較不同測量方法的優劣後，選擇理論上與統計上都比較適當的測量方式。研究結果也顯示，本文的測量方法能有效的掌握政黨提名和棄保的概念。儘管抽象概念如何具體化的爭議始終存在，但唯有提供完整操作化過程與分析結果才能促使測量工具的進步。

由於資料取得的困難和篇幅的限制，本研究必定有所侷限。首先，選民的策略性投票是每個選區產生 $M+1$ 位有競爭實力候選人的重要因素，但由於樣本數的限制，全國性的大型調查資料難以分析至選區層次，所以在本文的研究架構中並沒有納入選民策略性投票的模型。

第二是有關政黨提名問題的評估。本文所採取的作法是結果論的事後評估，亦即以實際的得票來評判政黨是過度提名還是低度提名。結果論的評斷的確有所爭議。不過，若要以民調資料來做事前的政黨提名策略評估，在技術上至少有更棘手的樣本數與抽樣誤差以及無反應問題 (unit non-response and item non-response)。而以政黨歷屆的得票情形來評估提名策略也必須排除策略性投票的干擾，才可估計政黨在選區的真正實力。選舉預測與民調技術的探討雖然有其重要性，但已超過本文的研究範圍。

最後是選區中大黨所面臨的協調問題會比小黨來得嚴重，同時對於選舉結果的影響應該也會比較強，所以各黨的提名策略應該分開討論。然而，從選區總體資料來分析所面臨的困難是六屆立委選舉的選區樣本數不夠多，若要分開推論每一政黨的提名會對選區有效候選人數造成什麼影響，則在迴歸分析中會有嚴重的遺漏值問題。因此，本文採取觀察選區內主要政黨的過度、低度提名程度，以一個變數來綜合政黨的提名問題。

* * *

投稿日期：96.12.03；修改日期：97.02.19；接受日期：97.03.11。

附錄一

一、主要變數名稱與編碼說明

變數名稱	註解	操作方式	編碼說明
NLBIAS	有效候選人數與 M+1 法則的偏差量	$1 / \sum v_{ij}^2 - (M_j+1)$	連續變數
M	選區規模	選區的應選席次	連續變數
KMTOVERN	國民黨是否過度提名	使用 MAXS 判斷	是 =1 否 =0
DPPOVERN	民進黨是否過度提名	同上	是 =1 否 =0
PFPOVERN	親民黨是否過度提名	同上	是 =1 否 =0
NPOVERN	新黨是否過度提名	同上	是 =1 否 =0
TSUOVERN	台聯是否過度提名	同上	是 =1 否 =0
IPOVERN	建國黨是否過度提名	同上	是 =1 否 =0
OVERNADJ	選區中調整後政黨過度提名程度	$x_j = \left(\frac{n_j}{N_j} \right) \times 6$	連續變數
KMTUNDER	國民黨是否低度提名	使用 MAXS 判斷	是 =1 否 =0
DPPUNDER	民進黨是否低度提名	同上	是 =1 否 =0
PFUNDER	親民黨是否低度提名	同上	是 =1 否 =0
NPUNDER	新黨是否低度提名	同上	是 =1 否 =0
TSUUNDER	台聯是否低度提名	同上	是 =1 否 =0
IPUNDER	建國黨是否低度提名	同上	是 =1 否 =0
UNDERADJ	選區中調整後政黨低度提名程度	$x_k = \left(\frac{n_k}{N_k} \right) \times 6$	連續變數
KMTSF	國民黨棄保操作值	$SFkmt = V_{kmtS} / V_{kmtF}$	連續變數
DPPSF	民進黨棄保操作值	$SFdpp = V_{dppS} / V_{dppF}$	連續變數
COMPETE	選區競爭激烈程度	$S_j = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (V_{ij} - \bar{V}_{ij})^2}{N_j}}$	連續變數
NEWCANDI	選區新進候選人數	檢視該位候選人在上屆選舉是否在相同的選區參選	連續變數
INCUCANDI	選區現任者人數	檢視該位候選人是否為現任者	連續變數
DUMMY1	1992 年第三屆立委選舉虛擬變數		選舉年 1992=1 其他 =0
DUMMY2	1995 年第三屆立委選舉虛擬變數		選舉年 1995=1 其他 =0
DUMMY3	1998 年第四屆立委選舉虛擬變數		選舉年 1998=1 其他 =0
DUMMY4	2001 年第五屆立委選舉虛擬變數		選舉年 2001=1 其他 =0
DUMMY5	2004 年第六屆立委選舉虛擬變數		選舉年 2004=1 其他 =0

二、主要政黨棄保操作的各種測量方式說明

(一) SF Ratio :

以落選第二名的選票除以落選第一名的選票比例。

(二) 同黨 SF Ratio 指標 :

- a. 某政黨在選區中至少提名兩席以上。
- b. 若某政黨在選區中所提名的候選人全部當選，則該值設為 0。
- c. 若某政黨在選區中有兩席以上的候選人落選，則以落選第二名除以落選第一名。
- d. 若某政黨在選區中無落選第二名的候選人，則該值設為 0。

(三) 同黨最後一名除以倒數第二名 :

不論當選和落選，計算選區中某政黨最後一名的得票數與倒數第二名的得票數之間的比值。

(四) 同黨 FL Ratio(First loser and Last winner) :

計算選區中某政黨落選最高票與當選最低票間的得票比值，若該黨在選區中的候選人全部當選或落選，則將該值設為遺漏值。

(五) 結合 FL 與 SF Ratio :

- a. 某政黨在選區中至少提名兩席以上。
- b. 若某政黨在選區中所提名的候選人全部當選，則該值設為 0。
- c. 若某政黨在選區中有兩席以上的候選人落選，則以落選第二名除以落選第一名。
- d. 若某政黨在選區中無落選第二名的候選人，同黨唯一落選者除以同黨當選最後一名。

附錄二、不同迴歸模型的比較

本文在此將不同測量方式轉換成新的變數納入迴歸模型中。首先，我們改以「選區當選門檻」來判斷主要政黨是否過度或低度提名；接著，改以「最後一名除以倒數第二名」、「FL Ratio」以及「同黨 SF Ratio」評估國民黨和民進黨的棄保操作情形，來比較各種統計模型的迴歸係數與 R^2 。

就政黨提名問題而言，附表 2-1 顯示控制其他變數操作化測量方式不變的條件下，運用當選門檻作為測量標準的方式，不但使整個迴歸模型的 R^2 下降，而且「政黨低度提名程度」對於依變數的影響也不顯著，在與偏差量的相關方向上，兩種不同操作化方式並沒產生差異。藉由模型比較我們可以發現操作化方式改變之後，也就改用「當選門檻」來判斷各政黨的提名問題，的確會大幅減弱「政黨低度提名程度」的解釋力。不過，所幸操作化方式的改變並未造成相關方向不同的情形，因此政黨在選區中克服協調問題的成功與否，仍然會影響實際有效候選人數與 M+1 法則的偏差量。

附表 2-2 則是比較本文模型與各種不同棄保測量方式所得之模型。四個模型的 R^2 差距不大，至少都在 0.6 以上，代表棄保測量方式的改變並不會對整體迴歸模型的解釋力有所影響。可是，在民進黨棄保操作比值與偏差量相關的方向上，除了「同黨 SF Ratio」與本文之模型一致，其他兩種測量方式皆與依變數呈負相關。造成此種情形的可能原因是以「最後一名除以倒數第二名」的方式，測量到同黨得票排名落後的候選人，而這兩位當選無望的候選人大多跟棄保對象無關，使得該棄保比值在大多數的選區都接近於 1。至於，使用「FL Ratio」的方式，則無法測量同黨候選人全部當選或全部落選的選區，導致遺漏值過多、樣本數過少，也降低了模型解釋的說服力。

綜上所述，這些經由其他測量方法所得的變數，在納入統計迴歸模型之後，確實會對結果產生一些影響。但無論就整體解釋力與個別變數的相關方向而言，本文模型皆表現的比其他測量方式好。因此，在研究中使用 MAXS 來評估政黨的提名問題，以「結合 FL 與 SF Ratio」掌握棄保的概念。

附表 2-1 不同判斷標準的政黨提名問題之模型比較

	本文之模型		模型 1	
	Coeff. (S.E.)	標準化 Coeff.	Coeff. (S.E.)	標準化 Coeff.
常數	-1.127 (.460)		-1.374 (.515)	
選舉制度的機械因素：				
選區規模	.228 (.068)	.366	.167 (.074)	.269
政黨協調問題：				
選區中政黨過度提名程度 (以 MAXS 作為判斷)	.260 (.105)	.201	-	-
選區中政黨低度提名程度 (以 MAXS 作為判斷)	-.341 (.090)	-.285	-	-
國民黨棄保操作 (本文的測量方式)	1.261 (.372)	.252	1.142 (.440)	.228
民進黨棄保操作 (本文的測量方式)	.411 (.372)	.082	.729 (.408)	.145
選區中政黨過度提名程度 (以當選門檻作為判斷)	-	-	.203 (.116)	.156
選區中政黨低度提名程度 (以當選門檻作為判斷)	-	-	-.258 (.340)	-.060
選舉情境與資訊品質：				
選區新進候選人數	.045 (.028)	.163	.051 (.032)	.183
選舉年 (參照類 1989 年)：				
1992 年第二屆立委選舉虛擬變數	-.733 (.463)	-.144	-.540 (.535)	-.106
1995 年第三屆立委選舉虛擬變數	.567 (.464)	.114	.634 (.535)	.128
1998 年第四屆立委選舉虛擬變數	.295 (.489)	.064	.404 (.581)	.087
2001 年第五屆立委選舉虛擬變數	.919 (.482)	.198	1.368 (.545)	.295
2004 年第六屆立委選舉虛擬變數	.548 (.525)	.116	.705 (.600)	.149
	N=99 R ² =0.645		N=99 R ² =0.547	

資料來源：作者自行整理。

說明：模型 1：控制其他變數的操作方式不變，但政黨過度或低度提名程度改以當選門檻測量。

附表 2-2 棄保測量方式不同的模型比較

	本文之模型		模型 2		模型 3		模型 4	
	Coeff. (S.E.)	標準化 Coeff.	Coeff. (S.E.)	標準化 Coeff.	Coeff. (S.E.)	標準化 Coeff.	Coeff. (S.E.)	標準化 Coeff.
常數	-1.127 (.460)		-.580 (.739)		-.224 (.416)		-.527 (1.373)	
選舉制度的機械因素：								
選區規模	.228 (.068)	.366	.271 (.069)	.436	.209 (.076)	.337	.210 (.133)	.349
政黨協調問題：								
選區中政黨過度提名程度 (以 MAXS 作為判斷)	.260 (.105)	.201	.282 (.110)	.218	.191 (.114)	.148	.431 (.178)	.314
選區中政黨低度提名程度 (以 MAXS 作為判斷)	-.341 (.090)	-.285	-.361 (.091)	-.302	-.346 (.092)	-.289	-.340 (.155)	-.248
國民黨棄保操作 (本文的測量方式)	1.261 (.372)	.252	-	-	-	-	-	-
民進黨棄保操作 (本文的測量方式)	.411 (.372)	.082	-	-	-	-	-	-
國民黨棄保操作 (最後一名除倒數第二名)	-	-	.616 (.615)	.072	-	-	-	-
民進黨棄保操作 (最後一名除倒數第二名)	-	-	-.844 (.646)	-.115	-	-	-	-
國民黨棄保操作 (同黨 SF Ratio)	-	-	-	-	.414 (.376)	.090	-	-
民進黨棄保操作 (同黨 SF Ratio)	-	-	-	-	.881 (.488)	.147	-	-
國民黨棄保操作 (FL Ratio)	-	-	-	-	-	-	1.060 (1.610)	.080
民進黨棄保操作 (FL Ratio)	-	-	-	-	-	-	-.669 (1.261)	-.087
選舉情境與資訊品質：								
選區新進候選人數	.045 (.028)	.163	.053 (.030)	.192	.056 (.030)	.201	.040 (.046)	.151
選舉年 (參照類 1989 年)：								
1992 年第二屆立委選舉虛 擬變數	-.733 (.463)	-.144	-.592 (.494)	-.116	-.762 (.478)	-.150	-.776 (.674)	-.149
1995 年第三屆立委選舉虛 擬變數	.567 (.464)	.114	.926 (.533)	.187	.505 (.481)	.102	1.228 (.788)	.253
1998 年第四屆立委選舉虛 擬變數	.295 (.489)	.064	.259 (.547)	.056	.209 (.515)	.045	.426 (.845)	.075
2001 年第五屆立委選舉虛 擬變數	.919 (.482)	.198	1.102 (.552)	.238	.945 (.517)	.204	.822 (.864)	.145
2004 年第六屆立委選舉虛 擬變數	.548 (.525)	.116	.442 (.593)	.093	.177 (.529)	.038	1.538 (1.088)	.222
	N=99 R ² =0.645		N=99 R ² =0.611		N=99 R ² =0.614		N=52 R ² =0.637	

資料來源：作者自行整理。

說明：模型 2：控制其他變數的操作方式不變，但棄保操作部分改以最後一名除以倒數第二名測量。

模型 3：控制其他變數的操作方式不變，但棄保操作部分改以同黨 SF Ratio 測量。

模型 4：控制其他變數的操作方式不變，但棄保操作部分改以 FL Ratio 測量。

附錄三、迴歸模型之檢討： 模型的多元共線 (multicollinearity) 問題

選區規模不但影響有效候選人數與理論預期的偏差量，同時也跟政黨協調問題及選舉情境有關係，特別是再加入競爭激烈程度、新進候選人數與現任者人數之後，變數間彼此相互關連的情況容易使得模型產生多元共線的問題。儘管多元共線問題不會影響整體迴歸模型解釋的有效性，但卻會使得個別變數的解釋出現錯誤的結論。爲了避免多元共線問題所發生的嚴重錯誤，在此試圖藉由比較原始模型與加入競爭激烈程度、新進候選人數、現任者人數的模型，來解釋爲何在正文的迴歸分析中沒有包含這些變數。以下首先比較兩種模型的迴歸係數與 R^2 ，檢視納入這些變數後是否有明顯的改變，接著呈現所有變數的相關係數矩陣 (correlation matrix)，找出彼此相互重疊的變數，最後比較兩種模型的 VIF 值 (variance inflation factor) 及 CI 值 (conditional index) 檢視統計上多元共線問題的嚴重程度。

由附表 3-1 可以發現，加入「競爭激烈程度」、「新進候選人數」與「現任者人數」之後，儘管整體迴歸模型的 R^2 增加，但是原本 $M+1$ 法則中最關鍵的變數「選區規模」卻與偏差量呈現負相關，換言之，選區規模越大，有效候選人數與理論預期的偏差量越小。當進一步檢視所有變數的相關係數矩陣時（附表 3-2），我們發現選區規模不但與偏差量呈正相關，而且跟「競爭激烈程度」、「新進候選人數」與「現任者人數」這三個變數高度相關。因此，造成選區規模相關方向改變的主要原因，是這幾個變數的相互重疊所致。

兩個迴歸模型的多元共線統計值如附表 3-3。非常明顯地，選區規模因爲在加入兩個高度相關的變數之後，VIF 值超過 10 以上 (11.078)。此外，條件指數 CI 值也超過 35 以上。代表該迴歸模型的多元共線問題嚴重，導致選區規模的迴歸係數產生正負符號相反的情形。

綜上所述，儘管依照研究流程應該是先理論而後統計，且不應該基於統計上的考量而將理論的重要變數排除於模型之外，但是由於多元共線的問題已經確實對分析產生不當的影響。因此，因果發生時間點最早的「選區規模」應該保留。「競爭激烈程度」、「新進候選人數」與「現任者人數」三個變數分別測量選舉情境的不同面向，但三者高度相關，且都會影響選民的資訊品質。基於理論模型的完整性，以及避免共線問題的考量，本文之模型僅納入「新進候選人數」。

附表 3-1 迴歸模型的比較

變數名稱	本文之模型	納入所有變數的模型
	<i>Coeff.</i> (<i>S.E.</i>)	<i>Coeff.</i> (<i>S.E.</i>)
常數	-1.127(.460)	2.238(1.095)
選區規模	.228(.068)	-.165(.123)
選區中政黨過度提名程度	.260(.105)	.284(.098)
選區中政黨低度提名程度	-.341(.090)	-.284(.085)
國民黨棄保操作比值	1.261(.372)	1.213(.351)
民進黨棄保操作比值	.411(.372)	.439(.352)
選區競爭激烈程度		-29.435(9.280)
選區新進候選人數	.045(.028)	.065(.027)
現任者人數		.245(.091)
1992 年立委選舉虛擬變數	-.733(.463)	-.862(.432)
1995 年立委選舉虛擬變數	.567(.464)	-.220(.477)
1998 年立委選舉虛擬變數	.295(.489)	-.160(.479)
2001 年立委選舉虛擬變數	.919(.482)	.050(.500)
2004 年立委選舉虛擬變數	.548(.525)	-.265(.530)
	N=99 R ² =0.645	N=99 R ² =0.700

資料來源：作者自行整理

附表 3-2 相關係數矩陣 (表內數字由上至下分別代表相關係數、顯著水準及樣本數)

相關係數	有效候選人數與理論偏差量	選區規模	選區競爭激烈程度	選區新進候選人數	現任者人數	選區中政黨過度提名程度	選區中政黨低度提名程度	國民黨棄保操作比值	民進黨棄保操作比值	1992 年立委選舉	1995 年立委選舉	1998 年立委選舉	2001 年立委選舉	2004 年立委選舉
有效候選人數與理論偏差量	1.000 - 99	.550 .000 99	-.654 .000 99	.456 .000 99	.522 .000 99	.516 .000 99	-.198 .025 99	.292 .002 99	.262 .004 99	-.293 .002 99	.082 .211 99	.076 .226 99	.314 .001 99	-.036 .363 99
選區規模	.550 .000 99	1.000 - 99	-.798 .000 99	.679 .000 99	.836 .000 99	.311 .001 99	.313 .001 99	.120 .118 99	.224 .013 99	-.083 .206 99	-.081 .213 99	.126 .108 99	.117 .125 99	.146 .075 99
選區競爭激烈程度	-.654 .000 99	-.798 .000 99	1.000 - 99	-.480 .000 99	-.689 .000 99	-.355 .000 99	-.100 .161 99	-.083 .207 99	-.279 .003 99	.248 .007 99	-.003 .488 99	-.161 .055 99	-.212 .018 99	-.179 .038 99
選區新進候選人數	.456 .000 99	.679 .000 99	-.480 .000 99	1.000 - 99	.402 .000 99	.302 .001 99	.257 .005 99	.296 .001 99	.094 .178 99	.129 .101 99	-.042 .340 99	.067 .255 99	.075 .231 99	-.181 .036 99
現任者人數	.522 .000 99	.836 .000 99	-.689 .000 99	.402 .000 99	1.000 - 99	.202 .022 99	.213 .017 99	-.006 .476 99	.155 .063 99	-.169 .047 99	.034 .370 99	-.056 .290 99	.211 .018 99	.279 .003 99
選區中政黨過度提名程度	.516 .000 99	.311 .001 99	-.355 .000 99	.302 .001 99	.402 .001 99	1.000 - 99	-.171 .045 99	.043 .335 99	.061 .273 99	-.264 .004 99	-.072 .241 99	.316 .001 99	.247 .007 99	-.099 .164 99
選區中政黨低度提名程度	-.198 .025 99	.313 .001 99	-.100 .161 99	.257 .005 99	.402 .000 99	-.171 .045 99	1.000 - 99	.039 .351 99	-.145 .075 99	.070 .246 99	-.078 .220 99	.079 .219 99	-.111 .137 99	.021 .417 99

國民黨棄保操作比值	.292 .002 99	.120 .118 99	-.083 .207 99	.296 .001 99	-.006 .476 99	.043 .335 99	.039 .351 99	1.000 - 99	-.062 .272 99	.199 .024 99	.106 .147 99	-.100 .162 99	.118 .123 99	-.394 .000 99
民進黨棄保操作比值	.262 .004 99	.224 .013 99	-.279 .003 99	.094 .178 99	.155 .063 99	.061 .273 99	-.145 .075 99	-.062 .272 99	1.000 - 99	-.228 .012 99	.272 .003 99	.103 .154 99	-.167 .049 99	.060 .277 99
1992年立委選舉	-.293 .211 99	-.083 .206 99	.248 .007 99	.129 .101 99	-.169 .047 99	-.264 .004 99	.070 .246 99	.199 .024 99	-.228 .012 99	1.000 - 99	-.186 .033 99	-.206 .020 99	-.206 .020 99	-.199 .024 99
1995年立委選舉	.082 .211 99	-.081 .213 99	-.003 .488 99	-.042 .340 99	.034 .370 99	-.072 .241 99	-.078 .220 99	.106 .147 99	.272 .003 99	-.186 .033 99	1.000 - 99	-.214 .017 99	-.214 .017 99	-.207 .020 99
1998年立委選舉	.076 .226 99	.126 .108 99	-.161 .055 99	.067 .255 99	-.056 .290 99	.316 .001 99	.079 .219 99	-.100 .162 99	.103 .154 99	-.206 .020 99	-.214 .017 99	1.000 - 99	-.238 .009 99	-.230 .011 99
2001年立委選舉	.314 .001 99	.117 .125 99	-.212 .018 99	.075 .231 99	.211 .018 99	.247 .007 99	-.111 .137 99	.118 .123 99	-.167 .049 99	-.206 .020 99	-.214 .017 99	-.238 .009 99	1.000 - 99	-.230 .011 99
2004年立委選舉	-.036 .363 99	.146 .075 99	-.179 .038 99	-.181 .036 99	.279 .003 99	-.099 .164 99	.021 .417 99	-.394 .000 99	.060 .277 99	-.199 .024 99	-.207 .020 99	-.230 .011 99	-.230 .011 99	1.000 - 99

資料來源：作者自行整理。

附表 3-3 兩種迴歸模型的多元共線統計值

變數名稱	共線統計值 (collinearity statistics)			
	本文之模型		納入所有變數的模型	
	容忍度 (tolerance)	變異數波動因素 (VIF)	容忍度 (tolerance)	變異數波動因素 (VIF)
選區規模	.337	2.967	0.090	11.078
選區中政黨過度提名程度	.622	1.607	0.617	1.620
選區中政黨低度提名程度	.726	1.378	0.703	1.422
國民黨棄保操作比值	.736	1.358	0.718	1.393
民進黨棄保操作比值	.742	1.348	0.717	1.394
選區競爭激烈程度	-	-	0.261	3.831
選區新進候選人數	.394	2.541	0.359	2.786
現任者人數	-	-	0.182	5.493
1992 年虛擬變數	.492	2.032	0.489	2.044
1995 年虛擬變數	.465	2.150	0.381	2.622
1998 年虛擬變數	.365	2.737	0.330	3.027
2001 年虛擬變數	.377	2.655	0.303	3.298
2004 年虛擬變數	.332	3.016	0.281	3.559
條件指數 CI 值		13.203		35.064

資料來源：作者自行整理。

說明：容忍度 (tolerance) 為 VIF 之倒數，容忍度值介於 0~1 之間，容忍度越接近 0，表示多元共線問題越嚴重。

參考文獻

I. 中文部分

- 政治大學選舉研究中心，2007，〈國立政治大學選舉研究中心歷屆公職選舉〉，台灣選舉類別與結果線上瀏覽：<http://vote.nccu.edu.tw/cec/vote4.asp>。檢索日期：2007年10月27日。
- 王鼎銘，2003，〈策略投票及其影響之檢測：二〇〇一年縣市長及立委選舉結果的探討〉，《東吳政治學報》，16: 95-123。
- 包正豪，1998，〈新黨平均配票效果之研究 - 以八十四年立法委員選舉為例〉，《選舉研究》，5(1): 95-138。
- 吳重禮，2002，〈SNTV的省思：弊端肇因或是代罪羔羊？〉，《問題與研究》，41(2): 45-59。
- 林水波，2002，〈第五屆立委選舉配票解析〉，《立法院院聞》，30(8): 15-28。
- 林佳龍，2000，〈台灣民主化與政黨體系的變遷：菁英與群眾的選舉連結〉，《台灣政治學刊》，4: 3-55。
- 柯惠真，2004，〈「M+1法則」在複數選制下的檢測：以1998年與2001年立委選舉為例〉，國立成功大學政治經濟研究所碩士論文。
- 洪永泰，1995，〈分裂投票：八十三年台北市長選舉的實證分析〉，《選舉研究》，2(1): 119-146。
- 徐永明、陳鴻章，2004，〈多席次選舉中政黨的分合：以台灣區域立委選舉為例〉，《選舉研究》，11(1): 127-169。
- 盛杏媛，1999，〈政黨配票與候選人票源的集散度：一九八三年至一九九五年台灣地區立法委員選舉的分析〉，《選舉研究》，5(2): 73-102。
- 游清鑫，2000，〈競選策略的個案研究：1998年民進黨台北市南區立法委員選舉的探討〉，《選舉研究》，6(2): 163-190。
- 黃秀端，2001，〈單一選區與複數選區相對多數制下的選民策略投票〉，《東吳政治學報》，13: 37-75。

II. 外文部分

- Adams, James. 2001. *Party Competition and Responsible Party Government: A Theory of Spatial Competition Based upon Insights from Behavioral Research*. Ann Arbor, MI: University of

- Michigan Press.
- Abramson, Paul R., John H. Aldrich, Phil Paolino, and David W. Rohde. 1992. "Sophisticated Voting in the Presidential Primaries." *American Political Science Review* 86(1): 55-69.
- Blais, Andre, and Richard Nadeau. 1996. "Measuring Strategic Voting: A Two-Step Procedure." *Electoral Studies* 15(1): 39-52.
- Browne, Eric C., and Dennis Patterson. 1999. "An Empirical Theory of Rational Nominating Behaviour Applied to Japanese District Elections." *British Journal of Political Science* 29(2): 259-289.
- Cain, Bruce E. 1978. "Tactical Voting in Britain." *American Journal of Political Science* 22(3): 639-655.
- Cox, Gary W., and Frances Rosenbluth. 1993. "The Electoral Fortunes of Legislative Factions in Japan." *American Political Science Review* 87(3): 577-589.
- Cox, Gary W. 1994. "Strategic Voting Equilibria under the Single Nontransferable Vote." *American Political Science Review* 88(3): 608-621.
- , 1997. *Making Votes Count: Strategic Coordination in the World's Electoral Systems*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Cox, Gary W., and Emerson Niou. 1994. "Seat Bonuses under the Single Non-transferable Vote System: Evidence from Japan and Taiwan." *Comparative Politics* 26(2): 221-236.
- Downs, Anthony. 1957. *An Economic Theory of Democracy*. NY: Harper and Row.
- Duverger, Maurice. 1954. *Political Parties: Their Organization and Activity in the Modern State*. London: Methuen.
- Farquharson, Robin. 1969. *Theory of Voting*. New Haven: Yale University Press.
- Fiorina, Morris. 1989. *Congress: Keystone of the Washington Establishment*(2nd edition). New Haven: Yale University Press.
- Galbraith, John W., and Nicol C. Rae. 1989. "A Test of the Importance of Tactical Voting: Great Britain, 1987." *British Journal of Political Science* 19(1): 126-136.
- Green, Donald P., and Ian Shapiro. 1994. *Pathologies of Rational Choice Theory: A Critique of Applications in Political Science*. New Haven: Yale University Press.
- Hsieh, John Fuh-Sheng, and Richard G. Niemi. 1999. "Can Duverger's Law be Extended to SNTV? The Case of Taiwan's Legislative Yuan Elections." *Electoral Studies* 18(1): 101-116.
- Johnston, R. J., and C. J. Pattie. 1991. "Tactical Voting in Great Britain in 1983 and 1987: An Alternative Approach." *British Journal of Political Science* 21(1): 95-108.

- Laakso, Markku., and Rein Taagepera. 1979. "Effective Number of Parties: A Measure with Application to West Europe." *Comparative Political Studies* 12(1): 3-27.
- Liu, Tsung-Wei. 2003. "Does Contextual Rationality Really Advance the Study of Rational Nomination Strategies under the Single Non-Transferable Vote?" *Japanese Journal of Political Science* 4(1): 113-120.
- Mayhew, David. 1974. *Congress: The Electoral Connection*. New Haven: Yale University Press.
- Molinar, Juan. 1991. "Counting The Number of Parties: An Alternative Index." *American Political Science Review* 85(4): 1383-1391.
- Morton, Rebecca B. 1999. *Models and Methods: A Guide to the Empirical Analysis of Formal Models in Political Science*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Niemi, Richard G., Gary Whitten, and Mark N. Franklin. 1992. "Constituency, Characteristics, Individual Characteristics and Tactical Voting in the 1987 British General Election." *British Journal of Political Science* 22(2): 229-240.
- Niemi, Richard G., and John Fuh-Sheng Hsieh. 2002. "Counting Candidates: An Alternative to the Effective N." *Party Politics* 8(1): 75-99.
- Ordeshook, Peter. 1986. *Game Theory and Political Theory*. New York: Cambridge University Press.
- Rae, Douglas. 1971. *The Political Consequences of Electoral Laws*. New Haven: Yale University Press.
- Reed, Steven. 1990. "Structural and Behavior: Extending Duverger's Law to the Japanese Case." *British Journal of Political Science* 20(3): 335-356.
- , 1995. "The Nomination Process for the Next General Election in Japan: Waiting for the Heiritsu-sei." *Asian Survey* 35(12): 1075-1087.
- Riker, William H., and Peter C. Ordeshook. 1968. "A Theory of Calculus Voting." *American Political Science Review* 62(1): 25-42.
- Riker, William. 1986. "Duverger's Law Revisited." In *Electoral Laws and Their Political Consequences*, eds. Bernard Grofman, and Arend Lijphart. New York, NY: Agathon Press.

An Empirical Analysis of the M+1 Rule and the Number of Effective Candidates: The Case of the Legislative Yuan Elections in Taiwan from 1989 to 2004

Kuan-cheng Lee* · Tsung-wei Liu**

Abstract

According to “the M+1 rule” proposed by Gary Cox, under the SNTV system the number of effective candidates tends to be limited into M+1 (M stands for district magnitudes). In fact, empirical studies show that the votes are not necessarily concentrated on M+1 candidates, since assumptions of the M+1 rule may be not always true in the real world. Parties can nominate candidates rationally and distribute the votes equally under certain circumstances, but they sometimes can not overcome the problems of coordination. Voters tend to vote strategically as long as they have perfect information. But the information is by no means costless in the real world. Therefore, when the deviations between the theoretical expectations and the empirical observations occur, it does not necessarily mean that the theory or model is false. The theory still stands true if the deviations can be explained systematically.

The dependent variable of the study is the difference between the numbers of effective candidates and the numbers predicted by “the M+1 rule.” Using the aggregate data of 167 districts of the Legislative Yuan Elections in Taiwan from 1989 to 2004, this paper finds that the district magnitude, party nomination strategies, successful vote distributions within

* PhD student, Department of Political Science, National Chengchi University.

** Associate Professor, Department of Political Science, National Chung Cheng University.

parties' candidates, the quality of voters' information and the learning effects are systematically correlated with the extent to which the effective numbers of candidates deviate from the M+1 rule. Overall, although the numbers of effective candidates are equal to M+1 in only a quarter of districts, the M+1 rule is supported by the empirical evidence of Taiwan.

Keywords: the M+1 rule, the effective number of candidates, district magnitude, problems of coordination, election context, trial and error