

# 地盤劃分與選舉競爭： 對應分析法在多席次選舉研究上之應用

林繼文\*

## 《 本文摘要 》

我國民意代表選舉所採取的「多席次選區單記非讓渡投票制」，使黨派屬性相近的候選人往往成為彼此主要的競爭對手。候選人間的選票區隔因此成為研究台灣選舉的主要課題之一。然而，這類研究往往需要分析候選人選票在不同地域單位間的分布。由於人與地皆屬類別性變數，且多席次選舉的資料矩陣必然龐大，常用的統計方法大多難以處理這樣的資料。本文主張，「對應分析法」(correspondence analysis)是解決這個問題的妥當工具。此法將任一 $n \times m$ 矩陣視為 $n$ 個 $m$ 維向量，並找出一 $k$ 維次空間以極大化各行矩陣在此 $k$ 維空間上的投射(以卡方距離計之)的變異量。由於候選人及地域皆可標示為此空間中之向量，我們可以描述候選人間的卡方距離，及候選人與地域的卡方距離。本文運用對應分析法來描述台灣立委選舉中候選人與各地域的卡方距離，並判斷每一候選人之主要地盤。我們並以對應分析空間之慣量(inertia)及維度(dimension)來解釋政黨的選舉表現。結果發現，在得票率和維度不變的情況下，執政黨每超額提名一個候選人就可能喪失11.7%的席次。

**關鍵詞：**單記非讓渡投票制；台灣選舉；對應分析法；選票區隔；地方派系

\* 本文作者為中央研究院中山人文社會科學研究所助研究員。

\*\* 作者感謝國科會研究計劃(NSC86-2418-H-001-002-T)的補助，以及兩位匿名審查人的寶貴建議。林志修、闕河鳴關於對應分析法之意見，對本文更是不可或缺。所有文責由作者自負。

## 壹、導論

以實證分析為基礎的選舉研究，在台灣已有二十年的歷史。在豐碩的研究成果背後，隱含了學者們長期以來的一個共同關注：政黨支持的社會基礎為何？針對這個問題，學者們採取了各種研究途徑。例如，行為研究為了探尋政黨認同與政黨支持的社會心裡基礎，針對每次的選舉進行實證研究。另一方面，「恩庇－侍從」理論（patron-client theory）則以政治社會學的方法，探討國民黨威權統治的社會經濟基礎（Wu, 1987；陳明通、朱雲漢，1992；陳明通，1995）。此外，也有研究嘗試勾繪台灣選舉的議題空間（issue space），探索選民的議題投票（issue voting）如何影響政黨的選舉表現（Lin, Hinich and Chu, 1996；Hsieh and Niou, 1996）。

透過這些研究，我們可以拼湊出台灣選舉的大致樣貌。然而，這個拼圖似乎缺了重要的一角。如眾所週知，地方派系在台灣選舉中扮演了關鍵性的角色，派系出身的民意代表也充斥各級議會（Huang, 1995；陳明通、林繼文，1998）。相形之下，以地方派系為對象的經驗研究卻相當稀少（註一）。因此，一個重要的問題仍有待解答：地方派系和政黨的選舉表現究竟有何關聯？派系分化對於國民黨是利是弊？更根本的問題是，我們如何有系統地描繪一個選區派系分化的程度？

我們當然可以根據媒體報導，描述某個選區的派系分化狀況。然而，表面的派系數目失之簡略，具體的敘述又充滿主觀性且不易測量。舉例而言，某個選區有三大派系，並不代表選舉就是由此三股勢力所左右。不同的派系可以整合，相同的派系也可能分裂。即使派系有表面上的整合或分化，也不代表選舉就是如此運作的。因此，我們的首項課題即在於客觀而準確地測量選區內的派系勢力分布狀況。

此外，我們還須指認各股勢力的「地盤」（territory）。熟悉台灣選舉的人都知道，在以地方派系為主導的選局中，參選者最重要的工作就是「佈樁」及「綁樁」。所謂佈樁，就是決定以何種（物質及非物質之）資源換取何地選民的支持；綁樁則是在緊要關頭對於某些「樁腳」採取更積極的拉攏行動（註二）。一言以蔽之，在大多數的選區裡，左右選局的往往是候選人和特定區域選民間的關係。在特殊的選舉制度及文化下，台灣的選舉就是「地盤劃分」的選舉（註三）。既然名為地方派系，由其所主導的選舉競爭就應有空間性。只要我們能描述派系的版圖（map of territorial division），就不難判斷一個選區的派系勢力分布狀況。同一個派系的候選人可能各據山頭，而不同派系的參選者卻可能共享地盤。這兩種情況對於選舉結果必有不同的影響。

描述地方派系的版圖，是要回答一個重大問題：地方派系勢力的分合，對於國民黨

的選舉表現究竟是利是弊？既有理論提供了兩種不同的說法。從「恩庇－侍從」理論來看，地方派系分化和國民黨的威權統治密不可分。此外，也有研究選舉制度者指出，台灣現行的多席次選舉制度使國民黨可以操縱提名而獲得超額的議席（seat bonus）（Chu, 1994）。從這兩種觀點來看，派系分化應該有利於國民黨鞏固政權。然而，也有研究指出，同樣的選舉制度可能導致相反的結果，而國民黨的本土化將使其蒙受派系分化的傷害（陳明通、林繼文，1998）。如果我們能掌握派系分化的指標，就可以依其對國民黨選舉表現的影響來判斷哪個假說正確。如果派系分化對國民黨的選舉表現的確不利，我們亦可經由對派系地盤的指認而找出問題所在。

本文的目的不僅是要揭示以上問題，也在於建構處理這個問題的統計工具，並將之運用在選票空間分布的實證分析上。次節檢討方法論，指出由「人－地」兩個類別變數所構成的大型矩陣是我們探討派系勢力分布的重要資料。然而，既有的統計工具大多不適合用來處理這種資料。為了解決這個問題，我們在第三節介紹了「對應分析法」（correspondence analysis）。我們由對應分析法推演出幾個關於選票分布的變數與假說。第四節以「慣量」（inertia）的概念來描述台灣立委選舉選票的空間分布，並以對應分析圖呈現其集散度。第五節探討影響選票分布集散度的原因，並描述選票分布的維度（dimensionality）。我們也分析了選票分布狀況對國民黨選舉表現的影響。最後一節整理本文的發現，並指出將來的研究課題。

## 貳、選票之空間分布與大型矩陣之分析：對常見方法的檢討

如前節所述，派系的勢力範圍具有空間性。非地理性的聯結（例如同鄉、宗族）當然也是構成派系的條件。但台灣的選戰畢竟是以地盤之爭為主，派系勢力的空間分布還是我們所要探討的首要課題（註四）。我們可以用很多指標來測量派系的空間區隔，例如樁腳的所在地。然而，這樣的資料取得不易，可信度也難以檢證。一項更直接的資料是候選人選票的空間分布。假設某一選區有  $n$  個候選人及  $m$  個地理單位（通常是鄉鎮）（註五）。如果派系的勢力分布具有空間性，我們應該看到這樣的現象：地方派系的候選人在其勢力範圍內的鄉鎮市得票率應明顯高於其他地方。換言之，其得票率的分布是偏斜的（skewed）。同理，沒有明顯派系屬性的候選人在  $m$  個鄉鎮市的得票率，基本上應呈齊一分布（uniform distribution）。對於得票率呈偏斜分布的候選人，我們也可從得票率較高的區域來判別其地盤。

更精確地說，我們可以測量任一候選人  $i$  的得票分布偏斜度（skewness）。令  $p_{ij}$  為候選人  $i$  在  $j$  鎮之得票率， $\mu$  為  $i$  在  $m$  個鄉鎮的平均得票率， $\sigma$  為其得票率的標準



差，則其選票分布偏斜度為  $S_i = \sum (p_{ij} - \mu)^3 / m\sigma^3$ 。根據得票偏斜度，我們可以推測候選人的形態及選戰策略。偏斜度高，即顯示候選人得票較集中特定區域。舉例而言，若某候選人的得票率為0.25且擁有特定地盤，則在這些區域的得票率應明顯高於0.25，但在其他地方則明顯低於0.25，其得票分布的偏斜度也會呈現很高的正值。反之，沒有特定地盤的候選人在各地的得票率應該都在0.25上下。因此，得票分布的偏斜度對於描述候選人個人的特徵十分有用。然而，對於探討選區派系勢力分化而言，單有這項資料是不足的。理想上，我們所想知道的資訊是：這  $n$  個候選人，依其在  $m$  個鄉鎮的選票分布狀況，可分為幾個群聚 (cluster)？群聚間的界限越明顯，派系化的情況就越清楚。換言之，我們所要描述的不僅是每個候選人的特質，更是這群候選人彼此間的關係，乃至於整個選區的狀況。

我們可以把候選人  $i$  在各鄉鎮之得票率  $(p_{i1}, p_{i2} \cdots p_{im}) = \pi_i$  當作一個變數，並稱其為  $i$  的得票分布 (profile of  $i$ 's vote distribution)。對候選人  $i$  與  $j$  而言， $\pi_i$  與  $\pi_j$  可能呈現幾種相關性，各有不同的意義。首先，如果  $\pi_i$  與  $\pi_j$  呈現負相關，則兩候選人間存在著地盤區隔， $i$  得票率高之處即為  $j$  得票率低之處。呈現負相關的候選人組 (pair) 越多，即表示選區的地盤分化越明顯。其次，如果  $\pi_i$  與  $\pi_j$  呈現正相關，則兩候選人間存在著地盤競爭關係。但由於選票是常和 (constant sum) 的，我們並不預期看到大多數的候選人間得票分布呈現正相關。最後，如果  $\pi_i$  與  $\pi_j$  的相關性低，表示兩位候選人之間沒有明顯的地盤重疊或區隔。如果所有候選人間的得票分布都呈低相關，即顯示選區的地盤分化程度低。

除了相關矩陣外，其他的多變量統計 (multivariate statistics) 方法可以讓我們更有系統地描述候選人之間的關係。試以常見因素分析 (factor analysis) 為例。我們可根據  $n$  個候選人得票分布的共同性，決定  $f < n$  個共同因素，而使原有的  $n$  個變數為此  $f$  個因素的線性組合 (linear combination)。我們只要知道  $n$  個候選人的因素值 (factor score)，就可以了解哪些候選人具有較高的共同性。此外，從共同因素的數目我們亦可研判選區的勢力分化狀況。另一種常見的技術是主成份分析法 (principal component analysis)。該法是要尋找能滿足以下條件之  $Z_1, Z_2, \cdots, Z_n$ ： $Z_i$  為  $\pi_1, \pi_2, \cdots, \pi_n$  的線性組合； $\text{var}(Z_1) \geq \text{var}(Z_2), \cdots \geq \text{var}(Z_n)$ ； $\text{var}(Z_1)$  為極大。 $Z_i$  被稱為這個矩陣的第  $i$  個主成分 (principal component) (註六)。我們可以挑出具有較大變異量的前幾個主成份，標出每個候選人的位置，以描述選區的競爭結構。一個極端的狀況是， $n$  個候選人完全可以用單維 (uni-dimensional) 的空間來標示。若然，則選區的勢力分化程度最低。另一個極端的情況是， $n$  個候選人還是構成  $n$  維的空間。

前述各種多變量分析法都是建立在候選人得票率分布的相關性之上，因而具有兩項缺陷。第一、兩名候選人得票率分布的負相關固然顯示其地盤區隔，正相關或無相關卻並不表示地盤區隔不存在。其原因在於，候選人的地盤往往集中在少數鄉鎮，在其他地區的得票雖然低，卻成齊一分布。因此，即使候選人在特定的鄉鎮有選票區隔（即選票分布應呈負相關），卻因選票在其他大多數鄉鎮沒有相關性，而使整體的相關性也不存在（註七）。而且，選區越大這個問題就越明顯。其次，前述方法只刻劃了候選人之間的關係，卻未顯現候選人和選民，以及候選人和地盤之間的關係。這為我們的研究帶來了相當的限制（註八）。舉例來說，如果我們想預測某候選人在特定鄉鎮的得票率，或是在某地遭遇對手的機率，都需要知道「人」與「地」的關係。對於想要佈樁的候選人而言，這種資訊更是重要。我們當然也可針對  $m$  個鄉鎮，以各鄉鎮選票佔各候選人總得票數之比率為變數，作同樣的多變量分析。然而，如此一來又喪失了候選人的資料。

很顯然地，我們的分析須能同時顯現「人」與「地」這兩個變數。由於兩者都是類別變數（categorical variable），可以用一個  $n \times m$  的聯列表（contingency table）來顯示其關係。在此表中，第  $i$  列第  $j$  行的值即表示候選人  $i$  在  $j$  鎮的得票。因此，此種聯列表同時呈現了候選人、地區、選民（即選票）三項變數。如果候選人間有地盤區隔，則兩個變數應具相關性：某候選人在某鄉鎮的得票率特別高，該鄉鎮選民投票給該候選人的機率也特別高。在聯列表中，構成相關性的基礎和線性相關不同：我們期望列變數（候選人）與行變數（鄉鎮）只在特定的類別上有較高的共同次數（選票），而在其他的類別上沒有共同次數。這種傾向越清楚，這個聯列表的卡方值（Chi-square value）就越高。

就我們的研究需要而言，上述「人×地」聯列表比單純的候選人變數或地域變數更為適合。然而，我們能夠從卡方分析（Chi-square analysis）中得到的資訊仍相當有限。首先，在台灣的多席次選舉制度之下，兩項變數的類別都相當多，卡方值呈現顯著的相關性並不令人意外。再者，卡方值所透露的只是「人」、「地」變數是否相關，而非如何相關：我們仍缺乏清晰的指標來描述候選人的地盤。

綜合以上的檢討可知，我們所需要的分析工具應具備如下的條件：

1. 能顯示每位候選人得票分布的集散程度；
2. 能顯示候選人間票源的區隔情形；
3. 能顯示候選人的地盤；
4. 能顯示選區整體的勢力分化狀況與程度。

在諸多的統計方法中，最能同時滿足這些條件的就是對應分析法。其優點不僅在於能符合我們的需求，更在於和前述各種多變量分析法密切關聯。因此，我們可以針對特

定的研究需要同時運用上述方法和對應分析法。由於國內使用對應分析的研究相當稀少，我們將在次節簡述一方法的結構。之後，我們將推導出一些變數，作為進一步分析之用，並將其運用在台灣的立委選舉研究上。

### 叁、對應分析法與「人×地」矩陣的幾何空間轉換

一言以蔽之，對應分析法的目的在於將聯列表中的類別（categories）轉換為幾何空間（geometric space）中的向量，以藉此判斷類別間的類似性。此一方法的歷史可追溯到六十年前（Hirschfeld, 1935；Fisher, 1940），但要到1970年代才在一群法國學者手上發展完備（Greenacre and Blasius, 1994）。至於英語世界，直到80年代中期才有專著引介（Greenacre, 1984；Lebart, 1984）。然而，政治學界對此法仍相當陌生。因此，我們先對其基本結構作介紹。

如前所述，對應分析法適用於聯列表。事實上，對應分析和卡方分析有著密切的關係。卡方分析的目的是要藉由卡方值的大小，顯現類別變數間的整體相關性。對應分析法卻能進一步將變數的各類別數值化，在幾何座標上呈現各類別的位置及其關係。質言之，對應分析法是要將一  $n \times m$  的聯列表轉化為  $t \leq \min(n, m)$  維的空間，並將列變數（row variable）中的  $n$  個類別與行變數（column variable）中的  $m$  個類別標示在此空間中。因此，對應分析法使我們可以具體指出列變數與行變數中的哪些類別具有最強的關連性。由於對應分析是建立在卡方分析的基礎上，當然也可用卡方值呈現整個聯列表的相關性。

如眾所知，一  $n \times m$  聯列表的卡方值為

$$\chi^2 = \sum \frac{(o_{ij} - e_{ij})^2}{e_{ij}}$$

其中  $o_{ij}$  表示第  $i$  列第  $j$  行的觀察值（或稱實際值）， $e_{ij}$  為第  $i$  列第  $j$  行的期望值。令  $\sum o_{ij} = N$  為個案總數， $\rho_i = \sum o_{i.} / N$  為第  $i$  列的列質量（row mass，即該列之個案數佔總數之比重）， $\kappa_j = \sum o_{.j} / N$  為第  $j$  行的行質量（column mass）。因此， $e_{ij} = \rho_i \kappa_j / N$ 。根據這些定義，我們可以算出：

$$\zeta_{ij} = \frac{o_{ij} - e_{ij}}{\sqrt{Ne_{ij}}}$$

由於  $\sum \zeta_{ij}^2 = \chi^2 / N$ ，我們可以將  $\zeta_{ij}$  理解為第  $i$  列第  $j$  行的在卡方值中所佔的份量。 $\zeta_{ij}$  所顯示的，是第  $i$  列第  $j$  行的卡方偏離度。 $\zeta_{ij}$  越高，表示和期望值的差距越大，也表示第  $i$  列與第  $j$  行的關聯性越強。令所有的  $\zeta_{ij}$  所構成的矩陣稱為  $Z$ 。 $Z$  亦可稱為對應矩陣



(correspondence matrix)。

對應分析法的關鍵步驟，是對  $Z$  進行「單值分解」(singular-value decomposition) (註九)。求

$$Z = RDC'$$

其中  $R$  為列單值向量 (row singular vector)， $C$  為行單值向量 (column singular vector)， $D$  為  $t$  維的對角矩陣 (diagonal matrix)。這些矩陣間有著以下的關係：對稱方陣 (symmetric square matrix)  $D'D$  共有  $t$  個特徵值 (eigenvalue)  $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_t$ ，而這些特徵值的平方根就是  $D$  的主對角線的元素。由於單值分解法所得的  $D'D$  方陣解是唯一的，這些特徵值也是固定的。相應於第  $t$  個特徵值，我們可以找到特徵向量 (eigenvector)  $c_t$ ，而  $c_t$  即是  $C$  的第  $t$  行。同理，我們可以求出  $t$  個列向量  $r_t$ ，而使  $r_t$  為  $R$  的第  $t$  列。

設  $r'_t = (r_{1p}, r_{2p}, \dots, r_{nt})$ ， $c'_t = (c_{1t}, c_{2t}, \dots, c_{mt})$ 。定義矩陣  $P = (a_{it})$ ， $K = (b_{jt})$ ，其中

$$a_{it} = \frac{r_{it} \sqrt{\lambda_t}}{\sqrt{\rho_i}},$$

$$b_{jt} = \frac{c_{jt} \sqrt{\lambda_t}}{\sqrt{\kappa_j}}$$

$P$ ， $K$  又稱為主座標 (principal coordinates) 對應矩陣。若將此矩陣除以特徵值的平方根，則可得到標準座標 (standard coordinates) 對應矩陣。

將  $P$ ， $K$  矩陣標示於幾何空間中，即得對應分析圖。一般有三種作圖方式：

(1)以列變數的主座標對應矩陣  $P$  為座標，以行變數的標準對應矩陣為頂點 (vertices)，(2)以行變數的主座標對應矩陣  $K$  為座標，以列變數的標準對應矩陣為頂點，(3)同時呈現  $P$  與  $K$  座標。要特別強調的是，在第(3)種圖中，我們不能直接把某列變數類別與行變數類別的空間距離當作其相關性的指標。其理由在於，在每次的單值分析中我們只能就列變數或行變數擇一作為標準座標，而以另一變數為主座標。一般之所以作第(3)種圖，是要在視覺上達到同時呈現兩變數的效果 (註十)。本文也採取此種作圖法，但在解釋上則是以「地」(行變數)為頂點，以「人」(列變數)為向量。

以上所介紹的是簡單對應分析法 (simple correspondence analysis)。我們的研究課題若更複雜 (例如候選人、地域與經濟部門間的關係)，就可運用所謂的「多重對應分析法」(multiple correspondence analysis)。此法是簡單對應分析法的延伸。設一多變項聯列表有  $X_1, X_2, \dots$  等變數，每個變數分別有  $n_1, n_2, \dots$  個類別， $\sum n_i = m$ ， $f$  為個案總數。多重對應分析法即是將單值分解法運用在由  $f \times m$  所構成的矩陣上。當

然，當變數及類別增多時，多重對應分析就會變得相當複雜。

對應分析法以特徵向量來顯示各類別的位置，也讓我們能觀察這些向量所構成的空間及特性。前面曾提到， $\sum \zeta_{ij}^2 = \chi^2 / N$ 。在對應分析法中，

$$I = \chi^2 / N$$

是一個核心的概念，被稱為「總慣量」(total inertia)或「慣量」(註十一)。從其定義來看，慣量是卡方值的平均。慣量越大，表示聯列表的實際值與期望值(在無相關的假設下)的差別越大，亦即行列變數的相關性越強。慣量的另一項性質，在於其為特徵值的總和： $\chi^2 / N = \sum \lambda_i$ 。特徵值的總和越大，就表示慣量越大，各向量在對應空間中的離心性也越強

單值分解法雖然產生  $n$  個  $t$  維的列單值向量與  $m$  個  $t$  維的行單值向量，但每一維的特徵值大小不一定相等。設  $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_t$ ，我們定義  $\theta_i = \lambda_i / \sum \lambda_i$  為第  $i$  維空間所佔之特徵值比重。一種極端的狀況是  $\theta_1 = \theta_2 = \dots = \theta_t = 1/t$ 。這種情況，只可能發生在一個完整的  $t$  維空間中。與此相對的極端狀況，是  $\theta_1 = 1$ 。在此情形下，只要一維的空間就足以表達所有行、列單值向量。這兩種狀況當然都很少見。一般而言，除非慣量極高，前二、三維空間的特徵值就已佔了大部分。我們也習慣量地以第一、二維的單值向量來描繪對應分析圖。

為了更精確地表達對應分析空間的維度，我們定義一個新指標：準維度(quasi-dimensionality)，或簡稱維度(dimensionality)：

$$D = 1 / \sum \theta_i^2。$$

當  $\theta_1 = 1$ ， $D = 1$ ；我們處在單維的空間。當  $\theta_1 = \theta_2 = \dots = \theta_t = 1/t$ ， $D = t$ 。再舉一個常見的實例：當  $\theta_1 = 0.5$ ， $\theta_2 = 0.4$ ， $\theta_3 = 0.1$ ， $D = 2.38$ 。理論上，維度最高可以到達  $n - 1$  維，但實際上很少如此。

維度和慣量是相關卻不相同的概念。慣量顯示的是候選人選票的重疊性，維度則表示選區的地盤分化程度。從「空間模型」(spatial model)的觀點來看，兩者都與選舉競爭有關。我們可以想像四種理想類型：

1. 慣量小、維度低：後選人地盤重疊，選區地盤劃分單純。
2. 慣量小、維度高：候選人地盤重疊，選區地盤劃分複雜。
3. 慣量大、維度低：候選人地盤區隔，選區地盤劃分單純。
4. 慣量大、維度高：候選人地盤區隔，選區地盤劃分複雜。

在這四種類型中，候選人、派系和政黨的表現如何？這是第五節的主題。在次節，我們先描述台灣立委選舉各選區的慣量和維度。



## 肆、台灣立委選舉之對應分析空間

對應分析法的獨特之處，就是特別適合處理大型矩陣。台灣的選舉研究之所以出現「人×地」的大型矩陣，是因為候選人眾多導致的地盤切割。這種特性和台灣的選舉制度有密切關聯（註十二）。誠如陳明通及林繼文（1998）所指出，台灣自實行地方選舉迄今六十餘年，在民意機關選舉的部份都是採取所謂的「多席次選區單記非讓渡投票制」（single nontransferable voting under multi-member district）。一般都認為，這種又被簡稱為「中選區制」或「複數選區制」的選舉制度是造成台灣特殊選舉風貌的主因。我們甚至可以說，中選區制和因此而來的派系競爭，使得對應分析法在台灣選舉研究上的不可或缺性益發明顯。

然而，台灣的國會直到1980年代末期才開始全面改選。有鑑於立法院在台灣政治體制中的重要性，我們的分析遂以近三次（民國78、81、84年）立法委員選舉選票的空間分布為主。首先，我們計算每個選區的慣量及維度。其次，我們以台中縣選區為案例，藉對應分析圖呈現選票分布狀況，並與具體的選舉過程扣聯。但因地方派系在大都會區並不明顯，我們的樣本因而不包括台北市與高雄市。外島地區也因其特殊性而被排除在樣本之外。

表一所列為各選區在三次選舉中的慣量與維度。以慣量來看，乘上選民總數後所得之卡方值皆相當大且達顯著水準，顯示「候選人」與「鄉鎮」的相關性。再以維度來看，三次選舉的平均維度約在三維上下，但兩維和四維也很常見。如果我們以維度來比擬派系勢力，三維的空間就表示六個主要地盤存在（詳後）。這個數字和台灣立委選舉的選區規模（district magnitude）大致相符。事實上，維度和選區規模（即應選名額）也成顯著的正相關，顯示選舉制度的作用。表二-1與表二-2列出慣量與維度在三次選舉中的相關性，結果顯示相當高的穩定度。因此，我們可以根據每個選區的慣量及維度來區辨其特性，及其對政黨選舉表現的影響。

慣量和維度所顯示的是選區整體特性，其構成基礎為候選人和鄉鎮在對應分析空間中的位置及分散度。因此，我們也可透過對應分析圖來描繪選票的空間分布。以下就以台中縣為例，具體指出各派系的地盤所在，並探討地盤分割和選舉結果之關係。

中部地區自日據時代就是政治運動興盛之地。1936年開始實施地方選舉，中部地區即已呈現激烈的選舉競爭，而有地方派系的雛形出現（陳明通、林繼文，1998）。戰後則因民國40年的縣長選舉，肇下了林、陳兩派（一般又稱為紅派、黑派）衝突之因（張昆山、黃政雄，1996：145-156）。經過長期的惡性競爭，兩派才在國民黨的主導下，

形成輪流執政的慣例，只要一派擔任縣長，就由另一派出任議長。然而，1980年代末期立法院的全面改選卻對此一架構形成挑戰。由於立法委員名額大幅擴張，台中縣選區又是多名額競爭，各派系面臨版圖重整的壓力。本節所要探討的，就是各派系在最近三次選舉中的地盤分布。所謂的地盤，是指包含豐原市在內的21個鄉鎮。

表一 台灣立委選舉各選區之慣量 (I) 與維度 (D)

選區	1989		1992		1995	
	I	D	I	D	I	D
台北縣	1.139	5.93	1.28	7.35	0.878	6.92
基隆市	0.004	1	0.044	1.45	0.039	2.82
宜蘭縣	0.073	1.27	0.129	1.49	0.046	1.11
桃園縣	0.291	1.98	0.526	3.47	0.47	3.59
新竹縣	0.052	1.68	0.054	2.46	0.074	1.95
新竹市	na	na	0.052	1.04	0.015	1.09
苗栗縣	0.162	2.23	0.278	2.5	0.228	2.19
台中縣	0.292	2.27	0.405	3.53	0.327	3.29
台中市	0.062	2.61	0.062	2.19	0.038	2.63
彰化縣	0.14	4.28	0.275	4.41	0.254	4.03
南投縣	0.153	1.77	0.151	2.52	0.197	2.52
雲林縣	0.095	2.48	0.282	4.65	0.441	3.92
嘉義縣	0.191	3.6	0.327	2.14	0.073	3.43
嘉義市	na	na	na	na	0.004	1
台南縣	0.23	4.62	0.19	5.43	0.467	4.6
台南市	0.052	1.8	na	na	0.127	2.04
高雄縣	0.178	3.43	0.203	4.33	0.472	5.03
屏東縣	0.172	2.09	0.349	4.15	0.233	4.35
台東縣	0.043	2.31	0.033	1.74	0.023	1.89
花蓮縣	0.032	1.17	0.039	2.41	0.098	2.08
澎湖縣	0.019	1	0.016	1.84	0.013	1.71
平均值	0.18	2.5	0.26	3.2	0.24	3.2

說明：na 表示該選區只有一個地理單位，不適用對應分析法。

表二-1 第一至三屆立委選舉慣量相關矩陣

	I 1989	I 1992	I 1995
I 1989	1	0.9654	0.8302
I 1992		1	0.8407
I 1995			1

表二-2 第一至三屆立委選舉維度相關矩陣

	D 1989	D 1992	D 1995
D 1989	1	0.8167	0.8278
D 1992		1	0.9195
D 1995			1

在民國78年的立委選舉中，共有12名候選人競爭4個席次。在比較被看好的5名候選人中，民進黨有兩人（田再庭、蘇瑞雲），紅派有兩人（劉松藩、吳耀寬），黑派則有一人（李子駿）。選舉的結果是，這5人中只有蘇瑞雲落選。我們從圖2-1的對應分析圖可以大略看出這些候選人的地盤。首先，國民黨候選人大多位於對應分析圖的邊緣，顯示其擁有特定的地盤。其中最明顯的是紅派的吳耀寬，票源集中在南方的東勢、石岡兩地。紅派的另一位候選人劉松藩，則在大安、霧峰、太平、大甲等地表現較特出。這些區域也和民進黨田再庭的票源較近。再就得票率最高的黑派李子駿來看，和其最接近的鄉鎮為沙鹿、梧棲等沿海鄉鎮，及龍井、清水兩鎮。整體而言，地方派系在這次選舉中的地盤分割相當清楚，同屬紅派的劉松藩與吳耀寬甚至處於同一軸上的兩端，顯示其地盤重疊度極低。國民黨提名三人全部當選，應該與此有關。

到了第二屆立委選舉（民國81年），台中縣選區的應選名額擴充為7席。國民黨籍候選人共有6名（提名5人、徵召一人、自行參選一人），其中紅派3人、黑派兩人、非派系一人。民進黨則有3人參選。圖2-2的對應分析圖顯示，有兩名國民黨籍候選人位於圖的中央地帶，顯示其缺乏明確的地盤。這兩人中，徐中雄是國民黨的形象牌，缺乏固定地盤是可以理解的。比較值得分析的是紅派的劉松藩。劉松藩當時是立法院院長，選前聲勢極好，號稱可以拿下12萬票。結果揭曉，劉卻只拿到7萬多票，落到第三名。我們從對應分析圖應可找到一些線索。在劉松藩原有的地盤中，霧峰鄉為廖永來所侵入，太平鄉為黑派陳傑儒所佔。此外，同為紅派而後投靠楊天生派的郭政權，地盤和劉松藩也有很高的重疊性。簡言之，劉松藩的問題在於地盤被瓜分。相形之下，黑派張文



Row profiles and Column profiles on axis 1 and axis 2 (82%)

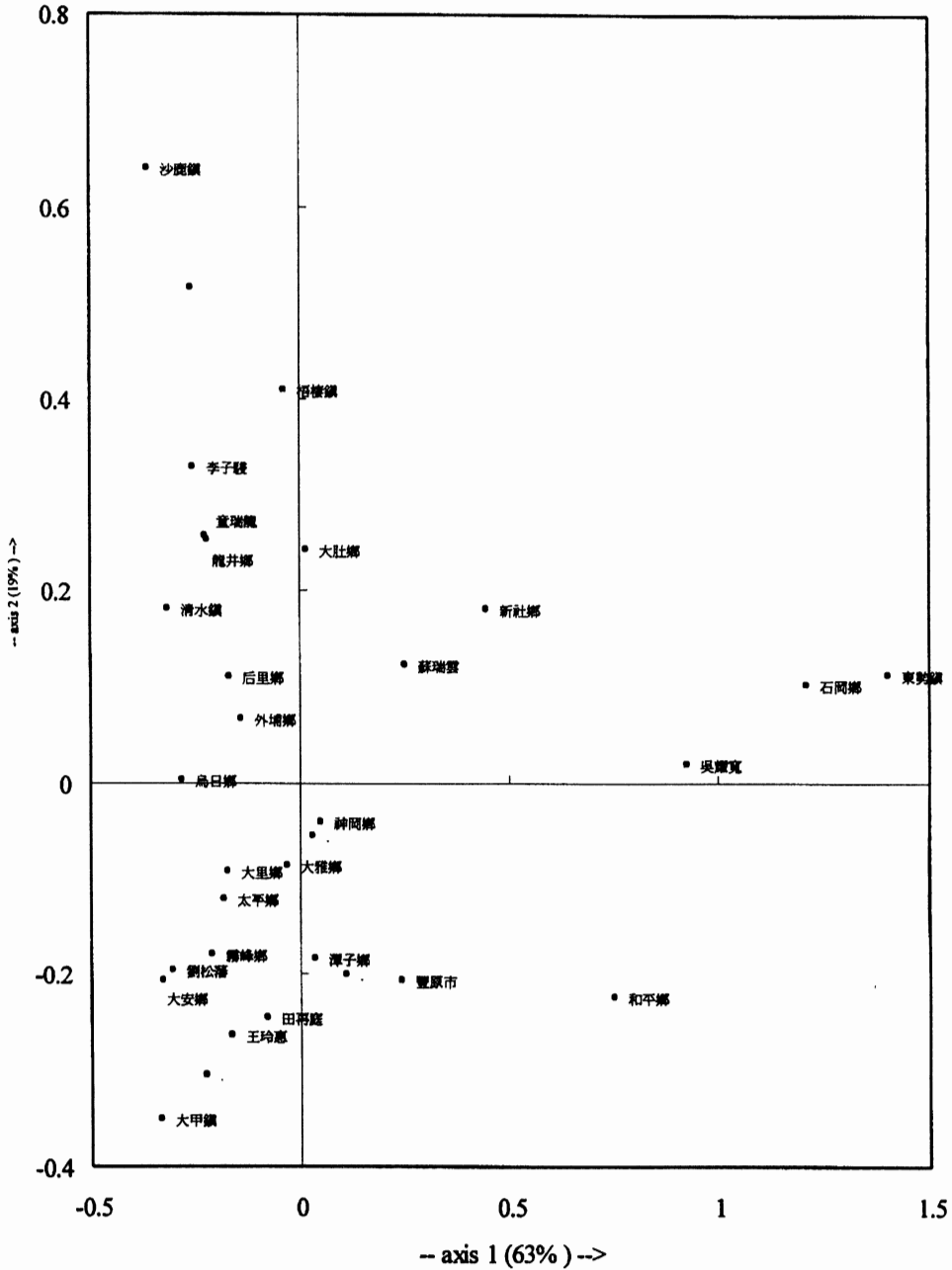


圖2-1 1989年立委選舉台中縣選區對應分析圖

儀就有清楚的地盤（沙鹿、梧棲、清水）。而且和前次選舉黑派的地盤相近。同樣地，黑派的另一位候選人陳傑儒也有自己的地盤。整體而言，國民黨在此次選舉中的表現尚

Row profiles and Column profiles on axis 1 and axis 2 (72%)

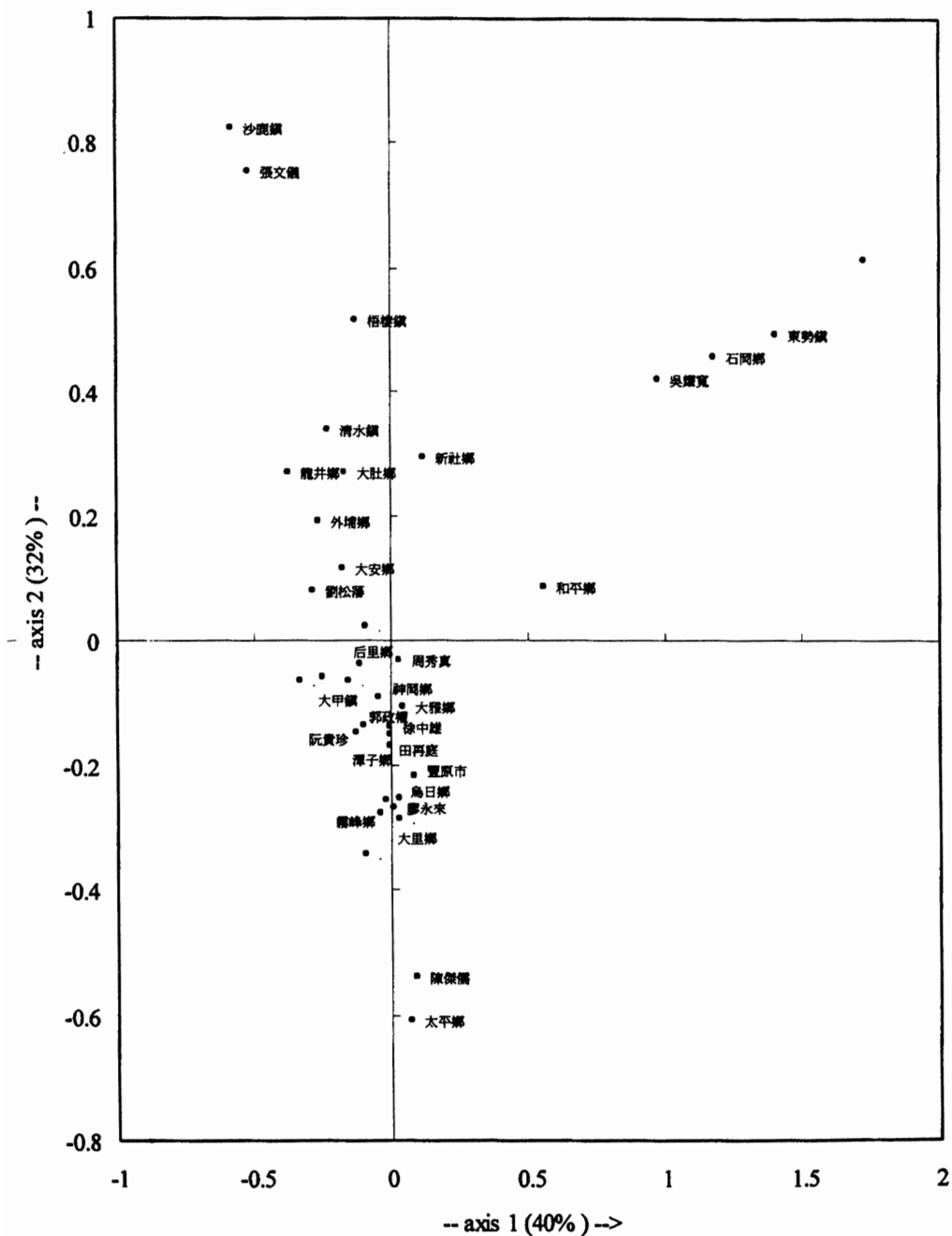


圖2-2 1992年立委選舉台中縣選區對應分析圖

Row profiles and Column profiles on axis 1 and axis 2 (67%)

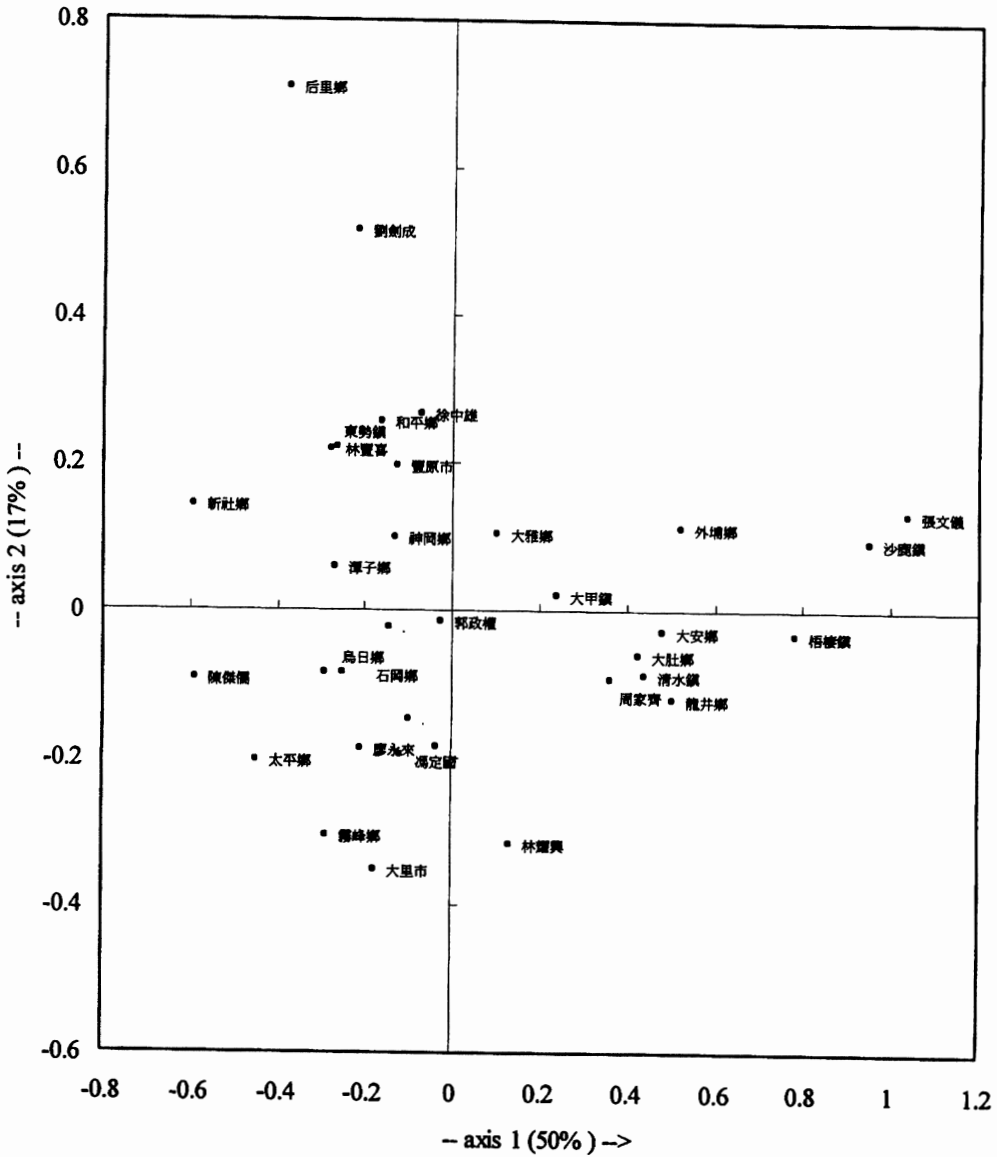


圖2-3 1995年立委選舉台中縣選區對應分析圖

可，只有一名被提名者落選（阮貴珍）。然而，從各派系候選人的排名狀況，我們可以看出派系分裂和地盤競爭的負面效果。這次選舉的慣量和維度都比前次增加許多，顯示派系勢力的分化以及更進一步的地盤零碎化。

第三屆立委選舉（民國84年）台中縣應選名額仍有7席，共13人參選。其中國民黨籍6人，民進黨3人，新黨一人，無黨籍三人。此次選舉有幾項新的變化：新人輩出、楊



天生派的壯大及新黨的出現。國民黨候選人包括了紅派的林耀興與劉劍成，以及黑派的陳傑儒與張文儀。此外，投入選戰的還有無派系的徐中雄及楊天生派的郭政權。就對應分析圖（圖2-3）來看，第一個面向就呈現了50%的變異量，可說是此次選戰的主軸。有趣的是，在此軸線的兩端分別為黑派的陳傑儒與張文儀，顯示該派明確的地盤劃分。陳傑儒的主要勢力範圍包含太平鄉、新社鄉、霧峰鄉、烏日鄉、大里鄉等地，和前一次選舉相當接近。張文儀的選票則來自沙鹿、梧棲等地，也和前回選舉類似。再就對應分析圖的第二個面向來看，紅派的兩名候選人亦分佔兩端。劉劍成獨佔后里的選票，但在和平、東勢、豐原等地則遭遇徐中雄。紅派的另一位候選人林耀興則在大里、霧峰表現較突出。位於對應分析圖中央的是郭政權，顯示其固定地盤還不明顯。這或許是因楊天生集團並不是以發展區域性勢力為主，而著重在企業投資上。選舉的結果劉劍成落選，原因可能是其地盤（后里）過小選票不足，榮民子弟的身份又面臨新黨瓜分選票之故。

綜觀台中縣這三次選舉，我們發現除了民國78年的選舉以外，後兩次選舉都各有一名落選者。對於這種差異，我們可以作這樣的推測：政黨的選舉表現受到慣量及維度的共同作用影響。民國78年選舉台中縣選區的維度雖然較後兩次低（與應選名額較少有關），慣量卻與第三次選舉接近。這意味著國民黨能在有限的競爭主軸上達成地盤分割。再就81年與84年的選舉來比較，我們發現84年選舉的慣量和維度都有所降低，但選區規模和國民黨參選人數卻無改變。這表示84年選舉的地盤分化程度降地，而地盤的重疊度卻增加。就選舉制度的邏輯而言，這對大黨不利。因此，儘管國民黨在這兩次選舉的席次率沒有變動，此種趨勢卻對其不利。

要檢證這個假設，我們必須對所有的選區作觀察。當然，影響政黨選舉表現最主要的因素還是獲票能力。因此，我們所要探討的是，在控制了獲票能力的變數後，選區的勢力分化（以慣量和維度作指標）如何影響國民黨的選舉表現。這是次節的主題。

## 伍、地盤分割與國民黨之選舉表現

對應分析圖以圖像顯示了候選人、派系及地盤間的關係。從前節的敘述中，我們也得知這些變數對於選舉結果有著一定程度的影響。第三節曾提到，選區可以依其慣量及維度分為四種類型，各自有不同的競爭意涵。本節援引選舉制度理論，進一步將這些變數間的關係命題化，並以實證資料檢證之。

「單記非讓渡投票制」的主要特性之一，就是同黨候選人的相爭，而且越大的政黨這種傾向越明顯。執政黨的候選人因而面臨了所謂的「協調問題」（coordination problem）：如果互相合作（或互不侵犯），候選人和政黨都可共蒙當選之利；如果相

互競爭則將互蒙其害而使反對黨得利。研究此種選舉制度的學者曾指出，執政黨之所以可能在此種制度下維持優勢，即因其解決了同黨候選人間的協調問題（Ramseyer and Rosenbluth, 1993； McCubbins and Rosenbluth, 1995）。執政黨爲了達到此一目的，最常用的方法就是協助其候選人鞏固特定的支持對象，以避免票源重疊造成競爭。在日本，自民黨的手段乃是以特殊財（particularistic goods）取代公共財，使其候選人能得到特定社會經濟部門的支持。在台灣，國民黨所採行的策略則是更直接的地盤分割：只要其候選人能鞏固選區內特定地區的選票並互不侵犯，該黨就可以極大化當選機率。

從對應分析法的角度來看，每一個向度（dimension）都蘊含著一條地域切割線。切割線越多，代表地盤劃分越零碎。就執政黨而言，致勝關鍵就是讓每個被分割後的地盤都被某個候選人獨佔。如果多位候選人分食相同的地盤，就會導致票源重疊而敗選。試以圖3說明之：令圖中的橫向線段爲垂直於某地域切割線之地盤軸線，而A、B兩鎮爲該軸之兩端。執政黨面臨的問題是如何配置其選票。假設應選名額爲二而A、B兩鎮的票數皆足以勝選，則最理想的狀況是提名a、b兩派的候選人，且兩人分別擁有A、B兩鎮的選票，互不侵犯。同理，對該黨不利的可能有兩種狀況。第一，a、b兩派候選人互爭地盤而導致趨中化。根據空間模型的邏輯，他派或他黨的候選人在此情況下可以入侵a或b的地盤而造成執政黨的困擾（Cox, 1990）。第二、如果該黨出現第三派候選人，即可能分散原有的票源而導致敗選。

以上所述爲一簡化的模型。如第三節所顯示，台灣大多數選區有二至四個地盤切割線（地盤軸線亦然），形成四至八塊地盤。但我們可以運用同樣的邏輯，把每個地盤軸線當作地盤劃分的後果。在同一軸上的同黨候選人越多，就表示地盤重疊度越高，地盤戰爭也越激烈。

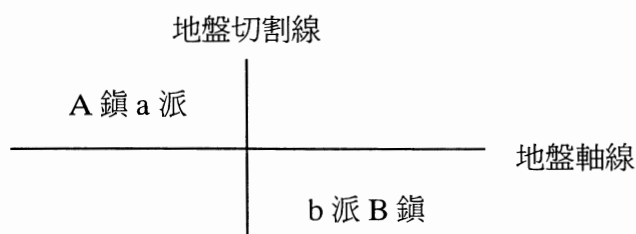


圖3 地域對立軸線與選舉競爭

我們可以用對應分析法的變數，將前述分析模型化。界定變數如下：

S：國民黨在某選區之獲勝席次率。

$V$ ：國民黨在某選區之得票率。

$F$ ：國民黨在某選區之候選人數除以該選區之維度，亦即平均每個地盤軸線上的國民黨候選人數目。令  $E$  為國名黨候選人數，則  $F = E / D$ 。

$I$ ：該選區之慣量。

模型可設定為： $S = a + b_1V + b_2F + b_3I$ 。我們預期  $b_1$ 、 $b_3$  為正， $b_2$  為負。理由為如下。選票越高，獲得一席的機會也越大，故  $V$  的迴歸係數為正。 $F$  越低，表示每個地盤軸線上同黨的競爭者越少，也越有利於贏得席次。 $I$  測量的是候選人間的空間距離。在同樣的  $F$  值之下， $I$  越小表示地盤區隔越不清楚，對大黨也越不利，故其係數符號為正。席次率通常也受到應選名額（ $M$ ）的影響，但我們基於兩點理由而未將此變數放入模型：(1) $M$  所影響的是等比例值（proportionality）， $M$  越大  $S$  和  $V$  就越接近。但這並非此模型所要檢證的對象。(2) $M$  和  $E$  與  $D$  皆高度相關，將  $M$  放入可能造成共線性（multi-collinearity）的問題（註十三）。

表三 選區選票分布之慣量與維度對國民黨席次率之影響

自變數	迴歸係數	標準誤差	$t$	$p$
$a$ (截距)	0.2007	0.1037	1.9364	0.0580
$V$	1.1126	0.1626	6.8417	0.0001
$F$	-0.1173	0.0514	-2.2841	0.0263
$I$	0.0237	0.0948	0.2496	0.8038

依變數： $S$ ； $N = 59$ ；adjusted  $R^2 = 0.46$

我們以最近三次的立委選舉為樣本，運用多變量迴歸檢證這個模型。結果示於表三。三個自變數對於的國民黨席次率的影響方向都符合預期， $V$  和  $F$  的迴歸係數也呈現顯著的相關性。由於慣量對於席次率並無顯著的影響力，將其排除不會降低模型的解釋力。因此，我們可以這樣理解這個統計檢證的結果：在一定的得票能力下，影響政黨席次率的主要因素在於地盤區隔。根據表三，國民黨在每個競爭主軸上每多提名一位候選人，就會喪失11.7%的席次。從這裡我們也可推知  $I$  的影響力為何不顯著：只要國民黨能確保特定地盤為特定候選人所獨佔，就無所謂候選人間的票源重疊問題了。

從表三是否可以看出選舉制度的影響力？如果我們把  $M$  加入模型， $F$  的迴歸係數會受到少許但不明顯的影響（降為 -0.099）； $M$  本身的迴歸係數則如預期地為負值（-0.02）但並不顯著（ $p < 0.167$ ）。換言之，應選名額的增加固然會減低大黨的優



勢，但相較之下妥當的提名策略更為重要。儘管如此，表三還是透露了一些關於現行選舉制度的訊息。從截距和  $V$  的迴歸係數，我們可以發現現行制度的比例性（proportionality）離純粹的比例代表制並不遠，印證了一些學者的看法（Cox and Niou, 1994）。在理想的比例代表制中， $a = 0$  且  $V = 1$ 。我們的模型則顯示， $V$  的斜率接近 1，關鍵在於  $F$ 。如果國民黨能在每個地盤軸線上都只提名一人而使  $F$  變為常數 1，即可多獲將近 8.34% 的席次率（由  $a - F$  求出）。如果國民黨在每個地盤軸線上提名二人而使  $F$  變為常數 2，就會毫無利益可言（ $a - F = -0.037$ ），而使整個選舉制度的比例性非常接近純粹的比例代表制。

## 陸、結論

本文有兩項主要的目的。首先，我們引介仍鮮為國內研究者所用的對應分析法，並說明此種方法對於研究台灣選舉的必要性。透過大型資料矩陣的幾何空間化，對應分析法能充分顯示台灣「多人地盤競爭」的選舉特色。這對於現行以投票行為為主題，以政黨為單位的研究取向，有補充的作用。其次，我們希望運用對應分析法來處理一些基本的問題：如何辨認候選人的地盤？如何描述選區的派系勢力分化程度？這些因素又如何影響政黨的選舉表現？

對於候選人地盤的辨認，我們所根據的是候選人與鄉鎮的對應分析向量。在分析政黨選舉表現方面，我們的主要變數是以對應分析法所計算出的兩個統計值。慣量是每張選票所負擔的卡方值，可用其表示選票空間分布的集散度；維度則取決於特徵值的分布狀況，可用來描述選票空間分布的集散度的方向。我們也根據選舉制度理論，指出對執政黨最有利的選票空間分布狀態：在不至於提名不足（undernomination）的前提下，使平均在每個向度上的候選人越少越好。然因現行制度是多名額當選，執政黨必須提名足夠的人數才能維持多數黨地位。兩相權衡下，唯一的方法就是降低候選人間票源的相關性。反應在對應空間上，就是維度的增加。我們根據最近三次立委選舉的結果，相當程度印證了這個假設。在得票率和維度不變的情況下，執政黨每多提名一個候選人就可能喪失 11.73% 的席次。在較大的選區（應選名額 10 以上），這意味著損失一個應得席位。若是在較小的選區，這種提名偏誤可能在每二、三個選區就導致一個席位的損失。我們也可預見，地盤重疊越厲害的候選人，就越有可能成為提名失當的受害者。

當然，本文仍然存在著一些的問題，容易受到質疑。第一，候選人的「地盤」不一定是以鄉鎮為劃分單位。同一個鄉鎮內的不同村里，就可能分屬敵對派系。要處理這個問題，我們必須把分析層次降到鄉鎮之下，甚至降到投開票所（註十四）。此外，非地

理性的單位也可能成為選票劃分的基礎，例如經濟網絡、宗族關係等。第二，我們的資料來自選後的開票結果。在此限制下，對應分析法是否可能在選前預測候選人地盤所在？

這些問題所涉及的的問題，其實不是分析工具，而是分析內容。如果同一鄉鎮內有不同的派系，分析的對象就應是「候選人×村里」，甚至於「候選人×投開票所」這種超大型矩陣。此外，影響選票區隔的可能不僅是地理因素。最極端的情況是，我們以「候選人×變數1×變數2…變數n」的多重矩陣來窮盡可能的變數。如果我們想要對地盤分布作選前評估，則可對候選人在各鄉鎮的支持度作調查，所得資料一樣可以用對應分析法處理。我們甚至可根據候選人地盤分布的狀況，來預測派系及政黨的選舉表現。

在分析工具的層次，只要選票區隔的基礎涉及類別眾多的變數，對應分析法仍是妥當的工具。如果影響選票分配的有多重類別變數，我們亦可運用多重對應分析法，顯現這些變數間的關係。我們在這篇論文裡所發展的指標，例如慣量和維度，仍然適用。如果變數為連續性，傳統的多變量分析法即可應付。作為多變量分析法的一種，對應分析法和主成份分析法、因素分析法的數學基礎其實是相同的。舉例而言，我們的資料可能是20個候選人在10個議題上的態度。透過主成份分析，我們可以簡化議題空間的結構，維度的概念在此仍然適用。

以鄉鎮為基礎進行對應分析，其實還有一項重要的現實意義。不論選票的區隔基礎為何，能夠立即對候選人或政黨的選舉表現產生影響的制度性手段就是選區重劃。以台灣的情況而言，選區重劃在正常的狀況下是以鄉鎮為單位。因此，即使同一鄉鎮被不同派系所滲入，只要派系對各鄉鎮的掌控力有差異，我們即可利用以鄉鎮為單位的對應分析法，模擬各種選區重劃方案的後果。從本文的角度看來，位於對應分析圖中央的候選人受到選區重劃的影響應該最小。反之，地盤越是特定化的候選人，對於新方案的敏感度就越高。也可以預期的是，候選人的地盤如果在地理空間上的連結性越弱，就越有可能被不同的新選區所切割，進而減低獲票能力。至於如何計算地盤間的連結性，以及選區重劃方案究竟如何影響台灣地方派系勢力的消長，則是將來的研究課題。

## 註 釋

註 一：陳明通（1994）曾以間接推估的方式探討台灣派系選民的屬性。然而，據此我們仍不足以明瞭派系和國民黨選舉表現的關係。其他已出版的地方派系論文則以人類學式的（Bosco, 1994；Jacobs, 1980）或參與觀察式的（劉義周, 1992）為主。

- 註 二：王金壽（1997）研究了地方派系「如何」買票，亦即縱向的動員機制。本研究所採取的則是橫向分析，也就是派系動員的空間效果。
- 註 三：關於選舉制度對台灣選舉競爭形態的影響，可參考 Chu, 1994。
- 註 四：我們在以下所引介的對應分析法適用於任何的類別變數。我們也可運用多重對應分析法（multiple correspondence analysis）來同時考慮空間分布和其他因素的交互作用。
- 註 五：我們當然可以使用更小的空間劃分，例如投開票所。使用鄉鎮市，只是為符合一般對於派系地盤的描述方式。關於此點，在結論有更詳細的說明。
- 註 六：主成分分析也是常用的因素分析法之一。
- 註 七：舉例而言，設想有100個鄉鎮，兩個候選人分別在3個不同的鄉鎮得到100%的選票，卻在其他97個鄉鎮掛零。儘管兩個候選人有集中而清楚區隔的票源，其選票分布的相關係數卻接近0。
- 註 八：其他常見的多變量分析法，例如鑑別分析（discriminant analysis）或群聚分析（cluster analysis）也有相同的問題。
- 註 九：這並非對應分析的唯一方法。也有學者使用「交互平均法」（reciprocal averaging）。見 Manly（1995, 201 - 205）。
- 註 十：儘管我們不能直接詮釋候選人向量和鄉鎮向量間的絕對距離，然因主座標矩陣除以特徵值的平方就是標準座標，其相對位置還是有意義的。在第(3)種圖中，a 候選人與 b 鄉鎮若偏於同一方向，兩者必有相關性。
- 註十一：這個名稱為對應分析法的文獻所慣用。物理學將之稱為慣性，亦即粒子質量與距離平方的乘積。在對應分析法中，某一行或列類別的總數（質量）或卡方距離的增加都會增加慣性。
- 註十二：現有選舉研究大多以政黨為變數或分析單位，故無此問題。本文則嘗試以候選人為變數，並以此為基礎討論政黨之選舉表現。
- 註十三：進一步的檢測顯示， $V$ ， $F$ ， $I$  三個變項之間不存在顯著的相關性，因此表3的模型沒有共線性的疑慮。若是排除  $V$ ， $F$  和  $I$  的解釋力就會減弱。因此  $F$  的迴歸係數所顯示的，正是提名對選舉表現的「淨效果」。
- 註十四：這樣固然可以得到較精確的圖像，卻也可能太過細微而造成分析上的困難。使用鄉鎮為分析單位的好處之一，是其符合我們平常對選區地盤的描述方式。此外，鄉鎮長也往往是最重要的樁腳。



## 參考書目

### I . 中文部份

王金壽

- 1997 「國民黨候選人買票機器的建立與運作：一九九三年風芒縣長選舉的個案研究」，*台灣政治學刊*，二期：3-59。

吳乃德

- 1994 「社會分歧和政黨競爭：解釋國民黨為何繼續執政」，*中研院民族所集刊*，七十八期：101-130。

張昆山、黃政雄

- 1996 *地方派系與台灣政治*，台北，聯經出版社。

陳明通

- 1994 「尋找派系選民」，*政黨政治與選舉研討會*，台灣大學。

陳明通

- 1995 *派系政治與台灣政治變遷*，台北，月旦出版社。

陳明通及朱雲漢

- 1992 「區域性聯合獨佔經濟、地方派系與省議員選舉：一項省議員候選人背景資料的分析」，*國家科學委員會研究彙刊：人文及社會科學*，二卷一期：77-97。

陳明通及林繼文

- 1998 「台灣地方選舉之起源與國家社會關係之轉變」收於陳明通及鄭永年（編），*兩岸基層選舉與政治社會變遷：哈佛大學東西方學者的對話*，台北，月旦出版社。

劉義周

- 1992 「國民黨責任區輔選活動之參與觀察研究」，*政治大學學報*，六十四期：209-233。

### II . 英文部份

Bosco, Joseph

- 1994 “Factions versus Ideology: Mobilization Strategy in Taiwan's Elections,” *The China Quarterly* Vol. 137: 29-62.

Chu, Yunhan

1994 “SNTV and the Evolving Party System in Taiwan,” *Chinese Political Science Review* Vol. 22 : 33 – 51.

Cox, Gary W. and Emerson M. S. Niou

1994 “Seat Bonuses under the Single Nontransferable Vote System,” *Comparative Politics* Vol. 26 ( 2 ) : 221 – 236.

Fisher, R. A.

1940 “The Precision of Discriminant Functions,” *Annals of Eugenics* Vol. 10 : 422 – 429.

Greenacre, Michael J. and Jorg Blasius ( eds. )

1994 *Correspondence Analysis in the Social Sciences : Recent Development and Applications*, London : Academic Press.

Greenacre, Michael J.

1984 *Theory and Applications of Correspondence Analysis*, London : Academic Press.

Greenacre, Michael J.

1993 *Correspondence Analysis in Practice*, London : Academic Press.

Hirshfeld, H. O.

1935 “A Connection between Correlation and Contingency,” *Proceedings of the Cambridge Philosophy Society* Vol. 32 : 520 – 524.

Hsieh, John Fuh – sheng and Emerson M. S. Niou

1996 “Issue Voting in the Republic of China on Taiwan’s 1992 Legislative Yuan Election,” *International Political Science Review* Vol. 17 (1) : 13 – 27.

Huang, Teh-fu

1995 “Electoral Competition and the Evolution of the Kuomintang,” *Issues and Studies* Vol. 31 (5) : 91 – 120.

Jacobs, Bruce J.

1980 *Local Politics in a Rural Chinese Setting : A Field Study of Mazu Township*, Taiwan, Canberra : Contemporary China Center, Austria National University.

Levart, Ludovic, Alain Morineau and Kenneth M. Warwick

1984 *Multivariate Descriptive Statistical Analysis : Correspondence Analysis and*

*Related Techniques for Large Matrices*, New York : Wiley.

Lin, Tse-min, Yun-han Chu, and Melvin Hinich

1996 “ Conflict Displacement and Regime Transition in Taiwan : A Spatial Analysis, ” *World Politics*, Vol. 148 ( 4 ) : 453 – 481.

Manly, Bryan F. J.

1995 *Multivariate Statistical Methods*, London : Chapman & Hall.

McCubbins, Mathew D. and Frances M. Rosenbluth

1995 “ Party Provision for Personal Politics : Dividing the Vote in Japan, ” In Peter F. Cowhey and Mathew D. McCubbins ( eds. ) , *Structure and Policy in Japan and the United States*, Cambridge : Cambridge University Press.

Ramseyer J. Mark and Frances M. Rosenbluth

1993 *Japan’s Political Marketplace*, Cambridge : Harvard University Press.

Wu, Nai-teh

1987 *The Politics of a Regime Patronage System : Mobilization and Control within an Authoritarian Regime*, Doctoral Dissertation, Chicago : University of Chicago, unpublished.

# TERRITORIAL DIVISION AND ELECTORAL COMPETITION: The Application of Correspondence Analysis on the Study of Multi-seat Elections

Jih-wen Lin

## Abstract

It is well recognized that intra-party competition marks a major consequence of the single nontransferable vote under multi-member district system(SNTV-MMD), currently used in Taiwan's legislature elections. A key issue in Taiwan's electoral study is thus how candidates, especially those from the same party, divide their votes among various categories that differentiate the voters. Since the data set revealing this information is usually a large matrix of categorical variables, existing multivariate statistical methods are either inapplicable or inadequate. This paper demonstrates that correspondence analysis is an appropriate statistical tool to solve this problem. This method treats an  $n \times m$  matrix as  $n$  vectors in an  $m$ -dimensional space, and finds a  $k$ -dimensional subspace that maximizes the variance of the projections of the  $n$  vectors. Utilizing this method, this paper first illustrates the Chi-square distance between candidates and the sub-district regions. It then designs indexes to describe the degree of vote concentration for each candidate, faction, and party, and correlate it with the electoral performances of these actors. Statistical analysis indicates that, given the same vote share, inertia, and dimensionality, overnominating one candidate decreases the seat share of the KMT by 11.73%.

**Keywords** : single nontransferable voting(SNTV); election in Taiwan; correspondence analysis; vote division; local factions



## 審查意見答覆

### 審委意見(一)

文中前四節圖形展示部分處理極佳，但第 V 節（21 頁）之後將 correspondence analysis 得到的指標送入迴歸模型解釋政黨提名名額的最佳化，則有過度簡化提名過程與考慮因素、擴大應用並解釋 correspondence analysis 結果之嫌。因為(一)依變數 S 會因選區應選名額的多寡而使一人所造成的差異在不同選區有不同的影響力，(二)有不分區立委的計票效果、他黨的提名人數、無黨籍參選人數、和國民黨報備參選等等因素的干擾，使得本文模型與現實世界脫節。

### 審委意見(二)

把北、高兩市剔除於分析之外，似有不公平之處。

### 審委意見(三)

儘管本文在方法上的突破及實證上的項獻，評論人仍有幾點疑問就教於作者。第一，雖然對應分析法清楚地展現派系勢力分布狀況，但是作者並無法據其派系版圖去解釋「同一派系的候選人可能各據山頭，而不同派系的參選者卻可能共享地盤」（頁2）之選舉效應。理論上，同一派系候選人各佔山頭自然有利於該派系候選人全數當選。但是不同派系參選者共享地盤就不一定不利於各派系了，因為如果各派系在同一地盤之選票區隔得當仍然可以排除共享地盤的負面影響。在此，作者是否可以運用多重對應分析法去進一步分析選票區隔之非地理性的類別變數呢？

在派系勢力分化的版圖內，反對黨之角色為何？是否請作者加以說明。

### 論文評審意見的答覆

(一)由於本論文僅探討提名策略對政黨選舉結果的影響，而非提名過程的形成，故無過度簡化等問題。此外，變數 S 的定義是（國民黨在某選區所獲席次）／（該選區應選名額），即已考慮應選名額的因素。至於不分區立委、他黨提名人數當然會影響選舉結果，但卻非本文要檢測的主要變數。

(二)之所以排除北高兩市，乃因地方派系活動在兩地活動並不明顯。此外，兩市之下的行

政區畫為區而非鄉鎮，也造成和其他縣市比較的困難。

(三)關於審查人在總評部份提出的問題，回答如下：

根據派系對於地盤的共享程度，我們還是可以解釋選舉效應。方法為以派系的選舉表現（如當選率）為依變數，以同派系候選人在對應分析圖上的平均卡方距離為自變數。

本文旨在呈現派系選票的空間分布，並基於行文方便稱其為「地盤」。實際上，當然可能存在其他的地盤劃分方法，如經濟部門、省籍等。但本文認為地理上的地盤還是最主要的。其他的地盤劃分法，同樣可以運用對應分析法描繪出來（見本文結論），但需更多的資料，並另文處理。