

# 候選人勝選因素分析模型初探： 第十一屆縣市長選舉的個案研究

何金銘\*

## 壹、前言

隨著民主政治的蓬勃發展，政治訊息與政治行為已經成為我國民眾生活中不可或缺的一部分。近幾十年來，國內學界對於政治現象激起了廣泛的研究興趣，其中選舉研究，尤其是投票行為研究，已經累積了相當豐碩之研究成果，並應用經驗資料建立了許多初步的理論模型。此外，「民意調查」也日盛一日，在問卷設計、抽樣技術、分析方法與調查品質各方面都有長足之進步。

但這些研究有一個共同的特點，不論個體分析(micro-analysis)或總體分析(macro-analysis)，它們的研究對象大多是「選民」，至於「候選人」，尤其是「候選人的勝、敗影響因素」則似乎被不經意地忽略了。

其實「候選人憑什麼當選？為什麼落選？」這個論題，不但是一般民眾更關心、更感興趣的話題，也是參選人評估是否參選，擬訂競選策略的重要依據，更是政黨提名參選人選的主要參考指標。

然而目前國內學界，在這方面的理論性研究幾乎是一片空白。雖然在報章、雜誌上偶而可以發現一些討論、報導，但既零星，又紛歧，也缺乏理論性之聯結。「民意調查」在「選情預測」方面雖有相當的可靠度，但它只是根據選民的反應所作成的一種「最後結果推測」，對候選人「憑什麼當選？為什麼落選？」同樣沒有提供答案。

基於以上之認知，本文乃試圖，在沒有任何理論基礎的背景，以第十一屆（新竹市與嘉義市為第三屆，以下同）縣市長選舉的資料，對候選人之勝選因素作一探索式的理論性分析。

---

\* 國立中山大學中山學術研究中心助理研究員

## 貳、分析架構

「什麼樣條件的候選人，最可能當選縣市長？」面對著這個問題，通常應從多個角度，多個面向來思考。

從候選人個人基本特質來看，也許一般人傾向於認為知名度高、品德好、學識佳、財力大、態度和藹、行政能力强、居住本地的時間長的候選人較可能當選，甚至有人會覺得男性比女性容易當選，或年長的較年輕的容易當選，當然也可以再考慮其他的候選人個人特質條件。

從候選人的政治背景來看，也許一般人會認為政黨提名的較易當選，曾任民選公職的較易當選，有派系支持的較易當選，或有財團支持的較易當選，當然在這個面向的範圍之內也還可以再考慮其他條件。

從競選過程來看，通常人們會想到競選支出較高、助選員人數較多、政見發表會場數較多，（同區）參選人數較少…者較容易當選。

除了上述三個向度的思考外，若仍有其他重要條件，自然仍可隨時加入分析。

但本文在進行本項分析時，有下列之特性與限制：

1. 本文為經驗性研究(empirical research)，探討的是「什麼樣條件的候選人當選縣市長」（即實然的問題），而不探討「當選縣市長應該具備那些條件」（即應然的問題）。

2. 本文為量化分析(quantitative analysis)，須藉由統計技術來建構模型(model)，並分析結果，故所選取之變數（條件）必須要能具體衡量(measurement)，同時資料須正確，並盡可能完整。

基於上述之考量，諸如「品德好不好」、「態度是否和藹」、「行政能力强或弱」這類條件都無法具體衡量，因此必須予以割捨，又「知名度高或低」、「財力大或小」、「是否有派系或財團支持」這些條件在本研究中也無法正確又完整地獲得資料，因此也只好捨棄。

這些條件不能納入本文分析自然是一種遺憾，但並不表示本文即難以建構「勝選因素分析」模型，或所建構之模型不具備解釋與預測之能力。模型之是否具備解釋與預測能力，端看模型中所有自變數(independent variables)對依變數(dependent variable)所解釋的變異量(variance)及所達到的顯著水準(significance level)，如果解釋的變異量大，達到相當的顯著水準，我們即可很有信心地相信所建構的模型具解釋與預測的能力，同時更可以推論未納入模型分析的那些自變數（條件），其對依變數的影響力，事實上是

隱含在已納入模型中分析的某些自變數之中（譬如品德、行政能力、財力、派系等條件可能相當程度地隱含在「政黨提名」之中；而知名度、態度、行政能力、派系等條件可能相當程度地隱含在「曾任民選公職」之中）。

綜合上述討論，及本研究所能取得的資料，本文提出假設(hypothesis)如下：

1. 男性候選人的得票率較高，當選的機會也較大。
2. 年長的候選人的得票率較高，當選的機會也較大。
3. 高教育程度的候選人的得票率較高，當選的機會也較大。
4. 居住本地時間較長的候選人的得票率較高，當選的機會也較大。
5. 具現任民選公職人員身份的候選人的得票率較高，當選的機會也較大。
6. 被政黨提名的候選人的得票率較高，當選的機會也較大。
7. 競選人數較少的候選人的得票率較高，當選的機會也較大。
8. 競選支出較多的候選人的得票率較高，當選的機會也較大。
9. 助選員人數較多的候選人的得票率較高，當選的機會也較大。
10. 政見發表會次數較多的候選人的得票率較高，當選的機會也較大。

上列十個假設，共包含十個自變數與兩個依變數，其分析架構（假設模型）如圖 1。

## 參、研究方法

「勝選」意指候選人憑其個人特質及其所擁有的政治背景，在競選過程中動員各式資源，進行宣傳、造勢，以爭取選戰最後勝利之謂。從政治現實的角度來看，「勝選」與「當選」之意義近乎相等，因為開票結果，輸一票也是輸，輸一票就是落選；但從學術思考的立場來看，通常研究者並不滿足於表象結果，當我們發現台北縣的李錫錕以 48.44% 的得票率（尤清為 48.77%）落選，而嘉義縣的陳適庸卻以 41.33% 的得票率當選時，研究者豈能不進一步思考其背後的實質意涵？「高票落選」者雖然不能算是勝利，但他並沒有輸掉全部，至少保證金不必被沒收，信心沒有喪失殆盡，知名度、人脈也都還在，沒有人敢保證他不是下次選戰的勝利者，從這個角度來看，「高得票率」實在也具有某種程度的「勝選」之意義。因此本研究將「高得票率」與「當選」並列，均視為衡量「勝選」的指標(indicator)。

本研究共分析十二個變數，其中「得票率」、「當選與否」兩個變數是目標變數（即依變數），「性別」、「年齡」、「教育程度」、「居住時間」、「政黨提名」、「現任公職」、「競選人數」、「競選支出」、「助選員數」、「政見會數」等十個變數是

解釋變數（即自變數），本研究的目的是瞭解所有影響「勝選」的主要因素及其重要次序，因此必須同時使用所有的解釋變數去解釋目標變數。

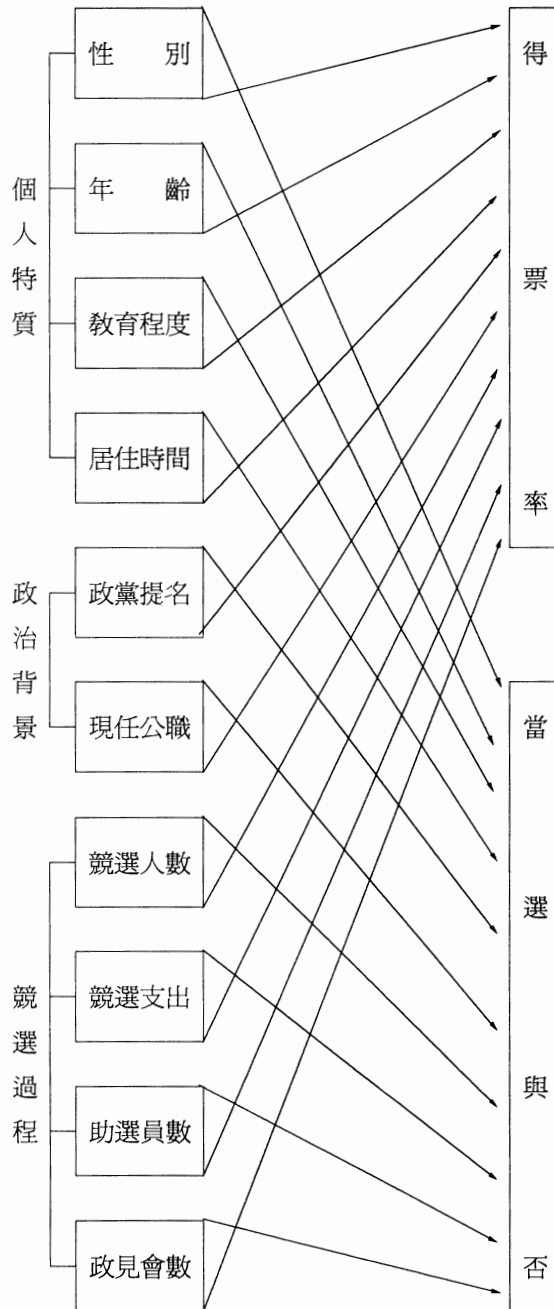


圖1 候選人勝選因素假設模型

能達成上述功能的統計方法之一的是複迴歸(multiple regression)分析，但複迴歸要求所有的分析變數必須都是屬量變數(quantitative variable)，即所有分析變數必須都是等距尺度(interval scale)以上之水準，但本研究之變數中，「性別」、「政黨提名」、「現任公職」及「當選與否」四個變數都是屬性變數(qualitative variable)，因此複迴歸分析並不是本研究適用的統計方法。

另一個能達成上述功能的統計方法是變異數分析(analysis of variance, ANOVA)，變異數分析要求目標變數必須是屬量變數，而解釋變數必須是屬性變數。由於所有的屬量變數都能轉換成屬性變數（但反之不然），因此本研究目標變數中的「得票率」（屬量變數）可以用變異數分析來進行，但「當選與否」（屬性變數）則不能用變異數分析來進行。

還有一個能達成上述統計功能的方法是對數線性模型(log-linear model)中的洛基模型(logit model)，對數線性模型所分析的變數都是屬性變數，由於所有的屬量變數都能轉換成屬性變數，因此本研究的目標變數「得票率」及「當選與否」都可以用洛基模型來加以分析。

但由於變異數分析與對數線性模型的細部功能各不相同（各有優、缺點），其中變異數分析能計算出各解釋變數對目標變數所解釋的變異量百分比（這些百分比當然能比較大小），而對數線性模型雖能比較各解釋變數對目標變數影響力的大小，卻不能計算「解釋變異量百分比」，因此本研究決定用變異數分析的方法對「得票率」進行分析，用對數線性模型對「當選與否」進行分析，再相互對照解釋。

變異數分析的原理，是利用各解釋變數的類屬(category)計算出各解釋變數、解釋變數間的交互作用(interaction)、總解釋變異量、未解釋變異量（即誤差）與總變異量等變異來源的離均差平方和(sum of square of deviations from the mean)，再由自由度(degree of freedom)計算出各自的均方(mean square)，次由各變異來源的均方除以未解釋變異量的均方求出F值，F值代表各變異來源變異數對誤差項（error term，即未解釋部份）變異數的倍數，其值愈大，表示該變異來源對目標變數的影響力愈大。又各變異來源的離均差平方和除以總變異量，即可求出各變異來源（各解釋變數、解釋變數間的交互作用及總解釋變異量）的變異量百分比。

另進一步進行多重分類分析(multiple classification analysis, MCA)，可得出各解釋變數各類屬控制其他（解釋）變數後在目標變數上的離均差，由此可比較各解釋變數各類屬在目標變數上得分均值的大小。

對數線性模型的原理，是利用飽和模型(saturated model)次數列聯表(contingency table)中各細格(cell)的期望值(expected value)，分解出各作用項的作用力(effect)，再將

原列聯表各細格的觀察值(observed value)以這些作用項的作用力來表示，由於取自然對數(taking natural logarithms)後，等號兩邊可線性相加(linear additive)，故稱對數線性模型。對數線性模型的選用，其目的主要在簡化分析模型，將飽和模型中不重要的作用項剔除，重新建構的非飽和模型(non-saturated model)因剔除項的作用力不顯著，故與原飽和模型的解釋力沒有顯著的差異（即可以分析簡約的非飽和模型以取代分析複雜的飽和模型）；又因非飽和模型較簡約(parsimonious)，故分析架構中各變數之間的關聯(association)將更易於釐清。

以A, B, C三個變數所形成的三維(three dimensions)列聯表為例，在飽和模型中，各細格的期望值等於觀察值，經由期望值共可分解出 $2^3=8$ 個作用項（即常數項與A, B, C, AB, AC, BC, ABC），於是原列聯表各細格的觀察值 $F_{ijk}$ 可用這些作用項表示如下：

$$F_{ijk} = \eta + \tau_i^A + \tau_j^B + \tau_k^C + \tau_{ij}^{AB} + \tau_{ik}^{AC} + \tau_{jk}^{BC} + \tau_{ijk}^{ABC}$$

等號兩邊取自然對數後成下式：

$$\ln F_{ijk} = \lambda + \lambda_i^A + \lambda_j^B + \lambda_k^C + \lambda_{ij}^{AB} + \lambda_{ik}^{AC} + \lambda_{jk}^{BC} + \lambda_{ijk}^{ABC}$$

若 $\lambda_{ik}$ ， $\lambda_{jk}$ ， $\lambda_{ijk}$ 三項均不顯著（計算 $X^2$ ，並檢驗），則原飽和模型可簡化成：

$$\ln F_{ijk} = \lambda + \lambda_i^A + \lambda_j^B + \lambda_k^C + \lambda_{ij}^{AB}$$

其中 $F_{ijk}$ 為新構模型各細格的期望值。這個模型較飽和模型簡約，但其解釋力與飽和模型近似，且由刪除項可得知A與C，及B與C沒有明顯的交互作用，只有A與B兩個變數有顯著的關聯。

對數線性模型並不區分解釋變數與目標變數，因此也無法作因果分析(causal analysis)。如欲進行因果分析，則需選擇一個變數為目標變數，建構一個適當的洛基模型，但所建構的洛基模型，除了要包括所有解釋變數與目標變數外，還須包括所有解釋變數之間的全部交互作用項，並且其解釋力要與原飽和模型沒有顯著差異。

在建構一個理論的過程中，研究者通常須經過下列兩個階段：

1. 放出去的階段：亦即圍繞著目標變數，盡可能尋找可能的解釋變數，也就是把問

題複雜化，唯其如此，才能使理論具備周延與完整的基礎。這個階段，本研究已進行如「分析架構」所述。

2. 收回來的階段：亦即蒐集經驗資料、歸併變數、考驗假設，去除無關變數，簡化模型，也就是把問題單純化，唯其如此，才能使理論呈現清晰與簡要的風貌。這個階段，本研究將在後文中陸續呈現。

本文將以變異數分析的方法分析「得票率」，並以洛基模型分析「當選與否」，但本研究之分析單位（候選人）稍嫌太少，因此在簡化模型的過程中，將先以卡方檢定( $X^2$  test)的方法，剔除與目標變數沒有明顯關聯的解釋變數，必要時也將用因素分析(factor analysis)的方法對一些「屬量」的解釋變數進行歸併，之後再進行變異數分析與洛基模型分析。

## 肆、資料來源

本研究共使用十二個分析變數，各候選人在這十二個變數上之資料詳如表1，茲將各項資料之蒐集、來源與整理方式說明如下：

一、候選人之姓名、號次、性別、出生年、學歷、居住年數、得票數與選舉結果取自台灣省選舉委員會編印之「七十八年、七十九年公職人員選舉台灣省選務實錄」。其中新竹市候選人林聖崇之居住年數資料不詳。

二、得票率由得票數計算而得（得票率＝得票數÷（全縣市）有效票數×100%）。

三、競選支出（指候選人實際申報之競選支出總額）、助選員人數（指各縣市選委會核准之人數）與自辦政見發表會場數（指實際辦理之場數，不包括公辦政見發表會，如有「政黨自辦」政見發表會，折半計入該黨提名之候選人）三項資料由各縣市選舉委員會提供。其中南投縣自辦政見發表會僅知三位候選人共計65場，個別資料不詳；新竹市四位候選人之競選支出不詳；台中市二位候選人之自辦政見發表會場數不詳。這些欠缺之資料經多方連繫，仍無法取得。

四、競選支出達最高限額比率，由各候選人之競選支出申報額除以該縣市法定最高競選經費限額而得。各縣市法定最高競選經費限額資料取自「七十八年、七十九年公職人員選舉台灣省選務實錄」。

五、「現任公職」指選舉當時，各候選人是否具有「縣長」、「省議員」、「國大代表」或「立法委員」等「民選」公職之身份。這裡「公職」專指經由「民選」產生，也不包括縣、市議員，鄉、鎮、市長及鄉、鎮、市民代表，因為這些等級「公職」之產生，其參選區域均未達於全縣（市）。又「現任」主要在與「曾任而已卸任」作區別，

表1 第十一屆縣市長選舉各候選人資料一覽表

號次	候選人姓名	性別	出生年	學年	學歷	居住年數	現任公職	政黨	競選支出	達限額率(%)	助選員數	政會數	見數	得票數	得票率(%)	選舉結果
台北縣																
1.	陳進炮	男	31	(日)	東京航空專校	世居			100	1.19	18	15	10889	0.85	0.85	落選
2.	王精明	男	12	(英)	東方醫學會醫學博士	8			6602	78.55	18	0	6806	0.53	0.53	落選
3.	卓定俊	男	27	(日)	特許大學農學博士	6		復提	500	5.95	24	0	6842	0.53	0.53	落選
4.	李錫銀	男	36	(美)	紐約大學政治學博士	世居		國提	8221	97.81	24	19	622248	48.44	48.44	落選
5.	李華京	男	34	(美)	賓州大學碩士	19			375	4.46	23	0	11323	0.88	0.88	落選
6.	尤清	男	31	(德)	海德堡大學法學博士	5	立法委員	民提	8405	100.00	25	30	626333	48.77	48.77	當選
宜蘭縣																
1.	游耀長	男	21		行政專校	55			20	0.38	5	5	3629	1.66	1.66	落選
2.	李讚成	男	30	(英)	里茲大學碩士	世居		國提	5131	97.51	23	17	95839	43.86	43.86	落選
3.	游錫	男	37		東海政治系	世居	省議員	民提	4600	87.42	25	28	119037	54.48	54.48	當選
桃園縣																
1.	楊良茂	男	23		政大公企	世居			2200	33.14	15	23	21836	3.80	3.80	落選
2.	曾榮振	男	23		台大法律(夜)	世居			169	2.55	2	0	8333	1.45	1.45	落選
3.	張貴木	男	24		台北師專	世居	國大代表	民提	2800	42.18	23	6	237026	41.28	41.28	落選
4.	劉邦友	男	31	(美)	南加大企管研究所	世居	省議員	國提	2488	37.48	21	15	307003	53.47	53.47	當選
新竹縣																
1.	范振宗	男	31		海洋航管	世居	國大代表	民提	3968	77.44	25	26	98569	51.08	51.08	當選
2.	傅志雄	男	33		政大政研所	2		國提	4615	90.07	25	21	94411	48.92	48.92	落選



表1 第十一屆縣市長選舉各候選人資料一覽表(續一)

號次	候選人姓名	性別	出生年	學年	學歷	居住年數	現任公職	政黨提名	競選支出	達限額率(%)	助選員數	政見數	得票數	得票率(%)	選舉結果
苗栗縣															
1.	張榮顯	男	21	臺北高中	世居				2500	45.92	7	0	14253	5.71	落選
2.	張秋華	男	26	中興法商	世居			國提	5440	99.93	25	14	147760	59.19	當選
3.	陳秀龍	男	26	大成高中	世居				3500	64.29	11	15	87633	35.10	落選
台中縣															
1.	楊嘉猷	男	23	(日)明治大學碩士	1			民提	6265	97.21	21	10	237156	40.31	落選
2.	廖了以	男	36	(美)舊金山大學公行碩士	世居			國提	6445	100.00	25	1	351163	59.69	當選
彰化縣															
1.	施松輝	男	26	警官學校	世居		省議員	國提	5570	87.78	25	8	285842	47.48	落選
2.	周清玉	女	33	台大	1		國大代表	民提	5200	81.94	25	26	296531	49.25	當選
3.	白忠信	男	39	建國商專	世居				1850	29.15	0	1	19710	3.27	落選
南投縣															
1.	陳啓吉	男	30	逢甲會計	世居		省議員		4000	71.51	25		131444	48.81	落選
2.	林源朗	男	29	台中師專	7		立法委員	國提	5594	100.00	25		135743	50.40	當選
3.	楊國平	男	30	文化政研所	世居				754	13.48	16		2130	0.79	落選
雲林縣															
1.	呂耀毓	男	43	空中行專	13				110	1.90	15	0	11442	3.45	落選
2.	張清泉	男	35	嘉義農專	4				450	7.75	0	0	22905	6.91	落選
3.	廖大林	男	25	(美)德州農工大學博士	34			民提	964	16.61	25	10	89634	27.07	落選
4.	廖泉裕	男	27	(美)加州大學碩士	世居		省議員	國提	5442	93.78	25	10	207327	62.58	當選

表1 第十一屆縣市長選舉各候選人資料一覽表(續二)

離場早退

號次	候選人姓名	性別	出生年	學歷	歷年數	居住	現任公職	政黨	競選支出	達限額率(%)	助選員數	政見數	得票數	得票率(%)	選舉結果
嘉義縣															
1.	何嘉榮	男	34	政大外交系	6	嘉義縣長			2374	42.93	20	17	95721	36.67	落選
2.	侯海熊	男	32	台大法律	5		民提		4419	79.91	25	19	57421	22.00	落選
3.	陳適庸	男	37	(美)哈佛大學法學博士		世居	立法委員	國提	5379	97.27	11	6	107880	41.33	當選
台南縣															
1.	蔡四結	男	32	政戰學校		世居		自提	1480	23.70	7	18	16954	3.43	落選
2.	李宗藩	男	26	台大森林	16			民提	5246	83.99	25	24	234237	47.32	落選
3.	李雅樵	男	18	師大教育		世居	台南縣長	國提	9557	153.00	25	29	243766	49.25	當選
高雄縣															
1.	蔡明耀	男	38	高雄師大		世居			3500	54.89	25	0	21359	4.01	落選
2.	陳義秋	男	29	旗山高中		世居		國提	6350	99.59	25	12	211690	39.73	落選
3.	余陳月瑛	女	15	(日)近畿大學	30		高雄縣長	民提	6050	94.89	25	15	299713	56.26	當選
屏東縣															
1.	蘇貞昌	男	36	台大法律		世居	省議員	民提	5454	97.43	25	29	228481	54.28	當選
2.	曾永權	男	36	逢甲大學		世居	國大代表	國提	3169	56.61	24	29	192480	45.72	落選
台東縣															
1.	宋彥雄	男	31	師大	20		國大代表		3700	72.14	23	9	22426	24.96	落選
2.	屠耀生	男	15	南京市一中	25				73	1.42	0	0	2956	3.29	落選
3.	鄭烈	男	27	政大		世居	台東縣長	國提	4802	93.62	21	11	55193	61.42	當選
4.	楊傳廣	男	22	(美)加州大學				民提	2076	40.48	8	13	8130	9.05	落選
5.	許添枝	男	1	台南二中	30				270	5.26	6	0	1158	1.29	落選

表1 第十一屆縣市長選舉各候選人資料一覽表(續三)

號次	候選人姓名	性別	出生年	學年	學歷	居住年數	現任公職	政黨	競選提名	支出	達限額率(%)	助選員數	政見數	得票數	得票率(%)	選舉結果
花蓮縣																
1.	吳國棟	男	31	東吳外文		10	省議員	國准	5180	98.40	25	16		83975	63.36	當選
2.	陳清水	男	32	師大社教		9	花蓮縣長	國准	4007	76.12	22	11		48570	36.64	落選
澎湖縣																
1.	鄭永發	男	40	淡江中文				國提	5000	95.62	23	10		16954	41.98	落選
2.	高植澎	男	43	北醫醫學				民提	1900	36.34	8	0		23430	58.02	當選
基隆市																
1.	王拓	男	33	政大碩士			世居	民提	4267	83.23	25	13		66152	42.15	落選
2.	金國凱	男	16	政戰學校		23			189	3.64	0	0		2454	1.56	落選
3.	林水木	男	26	(美)南加大教研所			世居	國提	4446	85.68	25	23		88338	56.29	當選
新竹市																
1.	施性融	男	25	高雄醫學院		15		民提			19	14		42897	31.76	落選
2.	施姬美	女	32	台中師專		9	省議員				25	24		12744	9.44	落選
3.	林聖崇	男	39	淡江化學							0	30		2973	2.20	落選
4.	童勝男	男	33	(美)阿克隆大學博士		40		國提			24	15		76456	56.60	當選
台中市																
1.	許榮淑	女	28	師大		5	立法委員	民提	5902	99.63	25	25		131924	38.81	落選
2.	林柏榕	男	25	台大		4		國提	5901	99.61	25	25		207959	61.19	當選

表1 第十一屆縣市長選舉各候選人資料一覽表(續四)

號次	候選人姓名	性別	出生年	學歷	歷年數	居住	現任公職	政黨	競選支出	競選率(%)	助選員數	政見數	得票數	得票率(%)	選舉結果
嘉義市															
1.	張榮藏	男	31	政戰學校政治系	世居			民提	447	8.78	25	6	11016	9.81	落選
2.	李宜鋒	男	35	淡江	6				1288	25.31	6	1	634	0.56	落選
3.	張文英	女	27	高雄醫學院	世居		國大代表		870	17.10	25	13	57627	51.30	當選
4.	呂秀惠	女	28	(美)加大公行碩士	1		省議員	國提	4993	98.11	19	4	41571	37.01	落選
5.	龍宜群	男	24	政戰學校政治系	14				70	1.38	10	0	156	0.14	落選
6.	周哲宇	男	33	淡水工商專校	10				401	7.88	12	4	369	0.33	落選
7.	黃福卿	男	26	興大法律	1				2504	49.20	25	10	955	0.85	落選
台南市															
1.	陳森茂	男	22	曾文高農	世居		國大代表	工提	2220	38.41	25	25	83748	27.70	落選
2.	蘇裕夫	男	30	成大工管	世居		國大代表		4483	77.56	24	16	25218	8.34	落選
3.	施治明	男	41	成大工管研究所	世居		省議員	國提	5593	96.76	25	17	171630	56.76	當選
4.	陳進興	男	33	政大行專	世居			民提	1461	25.28	19	18	21775	7.20	落選

說明：競選支出單位為仟元，政見會數指自辦政見發表會場數，餘請參閱本文「資料來源」。

因台灣有如下之政治現象：「現任」代表候選人之政治行情正「青雲直上」，而「曾任卻已卸任」通常都難免有「昨日黃花」之嘆。本項資料由研究者查閱各該屆「縣長」、「省議員」、「國大代表」、「立法委員」名錄而得，空白者為不具備本項身份。

六、「政黨提名」由各縣、市該次選舉「選務實錄」及各報章、雜誌資料相互參校而得。「國提」指「國民黨提名」、「民提」指「民進黨提名」、「國准」指「國民黨報准參選」、「復提」指「中國復興黨提名」、「自提」指「中國自強黨提名」、「工提」指「工黨提名」，空白者均為自行參選。

七、澎湖縣在本屆為「同額競選」（只有一個候選人），其得票率為100%，為避免極端值，又適逢該縣於八十一年補選，本研究乃以補選資料取代。所有澎湖縣候選人資料均取自澎湖縣選舉委員會編「台灣省澎湖縣第十一屆縣長補選實錄」。

八、本研究十二個變數，除了「屬量」變數在適用「屬量變數統計法」時保存其原貌外，在適用「屬性變數統計法」時，各變數之分類方式如下：

1. 性別：分為男、女二類。
2. 年齡（78－出生年）：分為「45歲以下」、「45-54歲」、「55歲及以上」三類。
3. 學歷：分為「大專及以下」、「研究所」二類。
4. 居住年數：分為「10年及以下」、「10年以上」二類。
5. 政黨提名：分為「是」與「否」二類（「國民黨提名」、「民進黨提名」與「國民黨報准參選」為「是」，其他自行參選與小黨提名，因其不具強有力之政團支持，均視為「否」）。
6. 現任公職：分為「有」與「無」二類（具縣長、省議員、國大代表、立法委員任一身份者均屬「有」，不具上述任何身份者為「無」）。
7. 競選人數（即候選人參選縣市之候選人總數）：分為「3人及以下」、「4人及以上」二類。
8. 競選支出（因各縣市競選經費最高限額各有差異，故本文將之轉化為「競選支出達最高限額比率」，本文後續分析中「競選支出」概指「競選支出達最高限額比率」）：分為「30%及以下」、「30至80%」、「80%以上」三類。
9. 助選員數：分為「20人及以下」、「20人以上」二類。
10. 政見會數（候選人在選舉過程中，實際自辦之政見發表會場數）：分為「10場以下」、「10至19場」、「20場及以上」三類。
11. 得票率：分為「50%及以上」（即必然當選）、「35%以上不滿50%」（即可能當選）、「35%以下」（即不可能當選）三類。
12. 選舉結果：分「當選」、「落選」二類。

## 伍、分析結果

### 一、假設模型的進一步簡化

本文在「分析架構」中提出了「候選人勝選因素分析假設模型」，這是按理論興趣所提出的一組未經證實的變數關係假設，假設能否成立，則有賴經驗資料予以驗證。

首先我們想知道的是，本研究所提出的十個解釋變數，是否真的與兩個目標變數有關聯？卡方檢定為這種需求提供了服務的功能。

面對著一個由兩個屬性變數所形成的交叉分類表（cross-classified table，簡稱交叉表），若我們假定這兩個變數彼此沒有關聯（即這兩個變數相互獨立），則由交叉表的邊際次數總和(marginal total)可以算出交叉表各細格的理論次數(theoretical frequency)，亦即期望次數(expected frequency)，若期望次數與觀察次數(observed frequency)完全相同，則這兩個變數確然是完全獨立的（完全沒有關聯），若期望次數與觀察次數有所不同，則其差異是由這兩個變數的交互作用所形成的，此時我們可以以下式計算其卡方值( $X^2$  value)：

$$X^2 = \sum \frac{(fo - fe)^2}{fe}$$

其中fo為觀察次數，fe為期望次數

若 $X^2=0$ ，則兩個變數完全沒有關聯；若 $X^2>0$ ，則這兩個變數（的交互作用力存在）有某種程度之關聯，此時由 $X^2$ 值與自由度〔 $=(n_{1-1})(n_{2-1})$ ， $n_1, n_2$ 分別為第一與第二個變數之類別數〕查 $X^2$ 分配表，可得出這兩個變數關聯程度的顯著水準，據此我們可以論斷這兩個變數的關聯性是否明顯存在。

按本文「資料來源」的分類方式，將本研究十個解釋變數分別與兩個目標變數進行卡方檢定，其結果如表2。

由表2可知，候選人的個人基本特質——「性別」、「年齡」、「教育程度」、「居住時間」四個變數與「得票率」及「當選與否」兩個目標變數都沒有顯著關聯，即這四個變數對「得票率」及「當選與否」都沒有明顯的影響力，因此假設模型中的前四個敘述必須予以推翻，這四個變數也必須從模型中除去；其他六個解釋變數與「得票率」及「當選與否」都存在著非常顯著、很顯著或顯著的關聯，但「有關聯」並不一定就有影響力（因兩者的關聯有時是透過其他變數的媒介而產生的虛假關聯），是否有影響力應再作進一步之分析方能確知，故這六個解釋變數應暫時保留於假設模型之中。

表2 解釋變數與目標變數的卡方檢定

$\chi^2$ d.f. P N	性 別	年 齡	教 育 程 度	居 住 時 間	政 黨 提 名	現 任 公 職	競 選 人 數	競 選 支 出	助 選 員 數	政 見 會 數
得 票 率	2.3075 2	5.2279 4	3.9917 2	1.2447 2	35.751 2 ***	19.282 2 ***	17.475 2 ***	43.363 4 ***	21.180 2 ***	12.009 4 *
	0.3155 70	0.2647 70	0.1359 70	0.5367 69	0.0000 70	0.0001 70	0.0002 70	0.0000 66	0.0000 70	0.0173 65
當 選 與 否	1.2500 1	1.2997 2	1.8198 1	0.0025 1	17.778 1 ***	16.372 1 ***	2.7887 1	18.677 2 ***	9.8019 1 **	6.3866 2 *
	0.2636 70	0.5221 70	0.1773 70	0.9600 69	0.0000 70	0.0001 70	0.0949 70	0.0001 66	0.0017 70	0.0410 65

- 說明：1.  $\chi^2$ 代表卡方值，d.f.代表自由度，P代表顯著水準，N為納入統計之分析單位（候選人）數。  
 2.  $P < 0.001$ (\*\*\*)代表兩變數有非常顯著之關聯， $P < 0.01$ (\*\*)有很顯著之關聯， $P < 0.05$ (\*)有顯著關聯， $P > 0.05$ 沒有顯著關聯。  
 3. 居住時間有1人資料不詳，故分析數僅69；競選支出有4人資料不詳，故分析數僅66；政見會數有5人資料不詳，故分析數僅65。

由於本研究分析單位較少（70名候選人再扣除缺少「競選支出」或「助選員數」的9位候選人後，實際有效的分析單位為61），而採用對數線性模型分析時，相對於分析變數的增加，其分析單位卻不能太少〔以五個二分變數(dichotomous variable)為例，其所形成的列聯表共有 $2^5=32$ 個細格，若分析單位太少，可能會有過多的細格其次數為0，這將影響對數線性模型分析的正確性〕，因此有必要對變數進行進一步之歸併。

因素分析是一種歸併變數的統計方法，但它只適用於屬量變數，其原理如下：

當我們用一項指標(indicator)來衡量分析單位時，所有分析單位在這項指標上就有一個固定的測量值(measurement value)，將這項指標視為一個座標系統(coordinate system)，形成一個一度空間(one dimension space)，則每一個分析單位在這個空間內都有一個相對應的固定點。同理，當我們用n項指標來衡量分析單位時，所有分析單位在這n項指標上就會有一組固定的測量值，即 $a_1, a_2, \dots, a_n$ ，並且在所形成的n度空間內居於一個固定的位置，其座標為 $(a_1, a_2, \dots, a_n)$ 。因素分析的目的就是要在這個由n個變數所形成的n度空間中，重新尋找幾個較少的座標軸(coordinate axes)，這些新座標軸就是我們所要找的「因素」，也就是新的變數，由於新座標系統（座標軸）是原有座標系統的線性組

合(linear combination)，故所有分析單位都可由其原來之測量值轉化成新因素（變數）上的值，稱為因素分數(factor score)。所有分析單位在新變數（因素）上都有其固定值，於是原有的多個變數，被歸併成新的較少的變數，而這些較少的變數卻又能解釋原有多個變數大部份的共同性(communality)，分析因而變得簡單卻又不失完整。

本研究選舉過程的四個變數——「競選人數」、「競選支出」、「助選員數」及「政見會數」與目標變數「得票率」及「選舉結果」都有明顯的關聯，彼此之間也有顯著相關(correlation)，顯然這四個變數具有相當程度的共同性，似可進一步以因素分析加以歸併。

將上述四個變數以主成份分析法(principal component analysis)抽取兩個因素，並經斜交轉軸(oblique rotation)後，其組型矩陣(pattern matrix)如表3。由表3可知因素一主要是由「助選員數」、「政見會數」與「競選支出」三個變數的共同性所組成的，而「競選人數」則很清楚地落在另一個因素之中，可見「助選員數」、「政見會數」與「競選支出」三個變數可以歸併成一個新變數，而「競選人數」，為了不混淆原有之清晰概念，以不參與變數之歸併為宜。

將「助選員數」、「政見會數」與「競選支出」三個變數重新進行因素分析，結果其因素矩陣(factor matrix)如表4。表4顯示，這三個變數都有很高的因素負荷量（factor loading，即原變數與因素的相關係數），且電腦在抽取第一個因素之後，原有三變數的殘餘相關係數矩陣(residual correlation matrix)已太小，第二個因素的固有值(eigenvalue)

表3 「選舉過程」四變數的組型矩陣

	因素一	因素二	共同性
助選員數	0.95223	0.24219	0.98255
政見會數	0.77940	-0.12187	0.78250
競選支出	0.74464	-0.28203	0.79629
競選人數	-0.03160	0.97041	0.97093
固有值	2.06969	1.08480	
解釋變數量	51.74%	27.12%	
累積解釋變異數	51.74%	78.86%	



表4

	因素一
助選員數	0.85970
競選支出	0.84479
政見會數	0.82094
固 有 值	2.12699
累積解釋變異數	70.9%

小於1，故自動停止不再抽取。可見單一個因素已能充分代表原有的三個變數（由表四可知，這個因素共解釋原有三個變數71%的變異量）。由於因素一係由「助選員數」、「競選支出」與「政見會數」三個變數的共同性所組成，而「助選員數」、「競選支出」與「政見會數」都是「競選投入程度」的指標，因此因素一可命名為「競選投入」。由電腦輸出的因素分數係數矩陣(factor score coefficient matrix)得知：

$$\text{「競選投入」} = 0.397 \text{「競選支出」} + 0.404 \text{「助選員數」} + 0.386 \text{「政見會數」}$$

將每位候選人的「競選支出」、「助選員數」、「政見會數」代入上式，即可求出每位候選人的「競選投入」，於是「競選投入」成爲一個新的分析變數，取代原分析模型中「競選支出」、「助選員數」、「政見會數」三個變數。

在下文進行變異數分析與洛基模型分析時，「競選投入」是一個解釋變數，必須轉化成屬性變數，本文將之區分爲「高」、「低」二類。

## 二、「得票率」的主要影響因素

將「競選投入」與「得票率」進行卡方檢定，結果分析數(N)爲61，卡方值( $X^2$ )爲24.70246，自由度(d.f.)爲2，顯著水準(p)爲0.0000。可見「競選投入」與「得票率」有非常顯著的關聯，應納入分析模型中。

茲以「政黨提名」、「現任公職」、「競選人數」與「競選投入」四個變數（均與「得票率」有顯著之關聯）對「得票率」進行變異數分析（變異數分析之原理前已提及，此不贅），其結果如表5。

表5 「得票率」的變異數分析表

變異來源	離均差平方和 (SS)	自由度 (df)	均方 (MS)	F值	顯著水準
主效果	24676.832	4	6169.208	64.158	0.000***
政黨提名(R)	5198.677	1	5198.677	54.064	0.000***
現任公職(E)	2162.061	1	2162.061	22.485	0.000***
競選人數(C)	697.408	1	697.408	7.253	0.010*
競選投入(P)	624.679	1	624.679	6.496	0.014*
二階交互作用	1964.847	6	327.475	3.406	0.007**
R×E	522.718	1	522.718	5.436	0.024*
R×C	58.078	1	58.078	0.604	0.441
R×P	869.588	1	869.588	9.043	0.004**
E×C	0.013	1	0.013	0.000	0.991
E×P	269.754	1	269.754	2.805	0.100
C×P	207.755	1	207.755	2.161	0.148
解釋變異量	26641.679	10	2664.168	27.706	0.000***
未解釋變異量	4807.857	50	96.157		
總變異量	31449.535	60	524.159		

表5列出了「政黨提名」、「現任公職」、「競選人數」與「競選投入」四個解釋變數的個別效果及所有二階交互作用效果，三階與四階交互作用規則（因影響力太小而）被併入誤差項（即表中未解釋變異量）中。由表中可知「政黨提名」、「現任公職」、「競選人數」與「競選投入」四個解釋變數的個別效果都達到顯著或非常顯著之水準，其中以「政黨提名」解釋的變異量（離均差平方和）最高，其次是「現任公職」，再次是「競選人數」，再次是「競選投入」；在二階交互作用項上，只有「政黨提名」與「現任公職」，「政黨提名」與「競選投入」兩項的效果達顯著水準，其他二階交互作用項的效果都不顯著。

至此，我們可以確定「政黨提名」、「現任公職」、「競選人數」與「競選投入」四個變數對「得票率」具有顯著的個別的與部份的交互作用效果。但一個解釋變數的效果達到顯著水準，僅表示此變數至少有一類屬的平均值與總平均值明顯不同，進一步的訊息須再作更深入之分析。

以這四個解釋變數對「得票率」進行多重分類分析，其結果如表6。

表中未調整之離均差即某一解釋變數某一類屬之平均值與總平均值之差，調整後之離均差表示控制表中其他解釋變數後，某一解釋變數某一類屬之平均值與總平均值之差。另ETA表示某一解釋變數對目標變數的影響力，BETA則是控制其他變數調整後的ETA值。

由表中可知，所有（61位）候選人得票率的總平均值為29.44%，若以「政黨提名」來分類，則35位政黨提名候選人得票率的平均值為 $(29.44+15.34=)44.78\%$ ，26位非政黨提名候選人得票率的平均值為 $(29.44-20.65=)8.79\%$ ，政黨提名與非政黨提名，其得票率平均值相差 $(15.34+20.65=)35.99\%$ ；若以「現任公職」來分類，則具有現任公職身份候選人得票率的平均值為46.32%，不具有現任公職身份候選人得票率的平均值為18.49%，有現任公職身份與無現任公職身份，其得票率平均值相差27.83%；若以「競選人數」來分類，則「3人及以下」候選人得票率的平均值為38.71%，「4人及以上」候選人得票率的平均值為19.87%，兩類候選人得票率的平均值相差18.84%；若以「競選投入」來分類，則競選投入程度高候選人得票率的平均值為43.41%，競選投入程度低候選人得票率的平均值為11.85%，兩類候選人得票率的平均值相差31.56%。另ETA值代表個別解釋變數對「得票率」的影響力，由表中可知，在不考慮其他因素效果的情況下，「政黨提名」對「得票率」解釋的變異量為 $(0.78^2=)60.84\%$ ，「現任公職」對「得票率」解釋的變異量為 $(0.60^2=)36.00\%$ ，「競選人數」對「得票率」解釋的變異量為 $(0.41^2=)16.81\%$ ，「競選投入」對「得票率」解釋的變異量為 $(0.69^2=)47.61\%$ 。

表6 「得票率」的多重分類分析表

總平均值=29.44%		未調整		調整後	
解釋變數及其類屬	分析數	離均差	ETA	離均差	BETA
政黨提名					
1 是	35	15.34		9.96	
2 否	26	-20.65		-13.41	
現任公職			0.78		0.51
1 有	24	16.88		8.76	
2 無	37	-10.95		-5.68	
競選人數			0.60		0.31
1 3人及以下	31	9.27		3.63	
2 4人及以上	30	-9.57		-3.75	
競選投入			0.41		0.16
1 高	34	13.97		3.87	
2 低	27	-17.59		-4.87	
			0.69		0.19
Multiple R Squared				0.785	
Multiple R				0.886	

但考慮其他因素變異量的效果，經調整後，政黨提名候選人得票率的平均值修正為 $(29.44+9.96=)39.4\%$ ，非政黨提名候選人得票率的平均值修正為 $(29.44-13.41=)16.03\%$ ，兩類候選人得票率的平均值相差 $(9.96+13.41=)23.37\%$ ，這個差距，來自於「政黨提名」的「淨」效力，也就是說，同一個候選人獲得政黨提名，將比他未獲政黨提名多得到23.37%的得票率。同理，「現任公職」的淨效力為14.44%，「競選人數」的淨效力為7.38%，「競選投入」的淨效力為8.74%。另BETA值代表個別解釋變數對「得票率」的「淨」影響力，由表中可知，在控制其他因素效果的情況下，「政黨提名」對「得票率」解釋的變異量為 $(0.51^2=)26.01\%$ ，「現任公職」解釋的變異量為9.61%，「競選人數」解釋的變異量為2.56%，「競選投入」解釋的變異量為3.61%；又 $R^2(=0.785)$ 代表四個解釋變數對「得票率」影響力的相加效果，這四個變數對「得票率」共解釋78.5%的變異量。

### 三、「當選與否」的主要影響因素

以下將以「政黨提名」（以R代表）、「現任公職」（以E代表）與「競選投入」（以P代表）三個解釋變數對目標變數「當選與否」（以O代表）進行洛基模型分析。其中「政黨提名」與「現任公職」之所以選入模型，係根據表二卡方檢定之結果（另一個變數「競選人數」於同表中顯示與「當選與否」沒有明顯之關聯，故不選入洛基模型中分析）；至於「競選投入」，與「當選與否」卡方檢定結果，分析數(N)為61，卡方值( $X^2$ )為7.88191，自由度(d.f.)為1，顯著水準(p)為0.00499，兩個變數有很顯著的關聯，故應選入模型中參與分析。另洛基模型原理前已述及，此不贅。

表7列出了O, P, E, R四個變數所形成的多維列聯表(multiway contingency table)，表中數字亦即飽和模型（以OPER表示）的觀察值與期望值。

表7 OPER飽和模型觀察值

政黨提名	現任公職	競選投入	選舉結果		合計
			當選	落選	
是	有	高	13	4	17
		低	1	1	2
	合計	14	5	19	
	無	高	2	9	11
		低	1	4	5
	合計	3	13	16	
否	有	高	0	4	4
		低	1	0	1
	合計	1	4	5	
	無	高	0	2	2
		低	0	19	19
	合計	0	21	21	
總計			18	43	61

飽和模型OPER經分解後，各作用項的影響力如表8。

表中符號OPER與(OPER)有所區別，說明如下：

$$\text{OPER}=(\text{C})(\text{O})(\text{P})(\text{E})(\text{R})(\text{OP})(\text{OE})(\text{OR})(\text{PE})(\text{PR})(\text{ER})(\text{OPE})(\text{OPR})(\text{OER})$$

$$(\text{PER})(\text{OPER})$$

即OPER是飽和模型，包含16個作用項（C為常數項），而(OPER)只是OPER的一個作用項，即O, P, E, R四個變數的四階交互作用項。同理，OPR=(C)(O)(P)(R)(OP)(OR)(PR)(OPR)，餘請類推。

表8 飽和模型OPER各作用項的影響力

作用項	自由度 (d.f.)	淨 關 聯 (partial association)		重複推算 (iteration)
		卡方值 (X <sup>2</sup> )	顯著水準	
(C) (常數項)		112.06	0.0000***	
(O) (選舉結果)	1	10.27	0.0014**	
(P) (競選投入)	1	0.78	0.3758	
(E) (現任公職)	1	2.72	0.0991	
(R) (政黨提名)	1	1.30	0.2545	
(OP)	1	0.33	0.5630	7
(OE)	1	13.09	0.0003***	6
(OR)	1	8.64	0.0033**	6
(PE)	1	9.24	0.0024**	6
(PR)	1	12.63	0.0004***	6
(ER)	1	0.43	0.5113	5
(OPE)	1	0.21	0.6470	14
(OPR)	1	3.28	0.0703	5
(OER)	1	1.91	0.1672	5
(PER)	1	3.79	0.0517	6
(OPER)	1	1.44	0.2303	

表中各作用項的卡方值，代表各作用項對飽和模型的一種「淨」作用力，由表中可知，(C), (O), (OE), (OR), (PE), (PR)六個作用項的作用力達顯著水準，因此當我們配適(fit)非飽和模型時，這六個作用項通常是模型中不可或缺的，其他作用項則可有可無。又這六個作用項，可根據其卡方值比較其作用力大小如下：常數項最大，其他依序為(OE), (PR), (O), (PE), (OR)。

上述OPER，只是一個普通的對數線性模型。對數線性模型並不區分解釋變數與目標變數，也因此無法進行因果分析，不符合本研究分析之需求。本研究想瞭解的是「那些因素、如何影響候選人的當選與否？」，因此我們必須配適一個以「當選與否」為目標變數的洛基模型。配適洛基模型時，所有解釋變數的全部作用項（含交互作用項）必須完全納入模型中，因此本研究最簡約的洛基模型是O, PER，但配適的模型必須與原飽和模型沒有顯著差異，O, PER是否與飽和模型沒有顯著差異，尚待進一步之考驗。

表9是以O, PER為基礎，以推進選擇(forward selection)法逐步增項的配適過程。

表9 最適洛基模型推進選擇配適過程

模 型	自 由 度	概 似 比	
		卡方值	顯著水準
O, PER	7	34.70	0.0000
OP, PER	6	26.62	0.0002
增加(OP)項之差異	1	8.08	0.0045
OE, PER	6	13.96	0.0301
增加(OE)項之差異	1	20.74	0.0000
OR, PER	6	18.78	0.0046
增加(OR)項之差異	1	15.92	0.0001
第一階段最佳模型為	OE, PER		
OP, OE, PER	5	13.39	0.0200
增加(OP)項之差異	1	0.57	0.4510
OR, OE, PER	5	5.08	0.4057
增加(OR)項之差異	1	8.88	0.0029
第二階段最佳模型為	OR, OE, PER		
OP, OR, OE, PER	4	5.03	0.2840
增加(OP)項之差異	1	0.05	0.8194
OER, PER	4	4.92	0.2961
增加(OER)項之差異	1	0.17	0.6807
第三階段最佳模型為	OER, PER		

表9係用概似比(likelihood-ratio)的卡方值與顯著水準來檢定模型的適合度(goodness-of-fit)與增加項之效果，但兩者之適用與解釋略有差異。檢定模型的適合度時，若概似比卡方值很大，達顯著水準，則表示該模型與飽和模型有顯著的差異，不是一個合適的模型；檢定增加（或刪除）項之效果時，若概似比卡方值很大，達顯著水準，則表示該作用項具有顯著的作用力，必須加入（或保留）於模型之中。

表中顯示O, PER模型的概似比卡方值為34.70，達非常顯著之水準，故O, PER與飽和模型有很顯著的差異，不是一個合適的模型，必須再增加其他作用項，直到與飽和模型沒有顯著差異為止。

針對O, PER模型，每次增加「單一」作用項，則第一階段可能的增加項有(OP), (OE)與(OR)，這些增加項分別加入O, PER模型中，所增加的作用力以(OE)項最高（卡方值為20.74），故第一階段以加入(OE)項，形成OE, PER模型最佳。但OE, PER模型與飽和模型仍有顯著差異，故仍須繼續加項，由表中可知，第二階段以加入(OR)項，形成OR, OE, PER模型較佳。同理，第三階段加入(OER)項，形成OER, PER模型較佳。但由於(OER)項之作用力並不顯著（電腦以其加入項作用力太小，未達0.05顯著水準而自動停止推進），且第二階段最佳模型OR, OE, PER（卡方值5.08，顯著水準0.4057）與飽和模型沒有顯著差異，故OR, OE, PER是最適模型，本文將以這個模型進行洛基模型分析。

表10列出了OR, OE, PER模型的期望值，表11列出了OR, OE, PER模型期望值與飽和模型觀察值相對應細格的次數差異。表11顯示，用OR, OE, PER模型替代飽和模型，在61位候選人中，會把2.8位落選者歸入當選者之中，另把2.8位當選者歸入落選者之中，總計會造成5.6位的估計誤差，但卻有55.4位作了正確估計。故OR, OE, PER模型對飽和模型的正確估計率達 $(55.4 \div 61) = 90.82\%$ 。

由於我們配適出的洛基模型是OR, OE, PER，可見「政黨提名」(R)與「現任公職」(E)是影響「當選與否」(O)的主要因素〔(PO)並未出現在洛基模型之中，故「競選投入」(P)並不是影響「當選與否」的主要因素〕，且在洛基模型配適過程中，(OE)先於(OR)進入模型，故「現任公職」的影響力比「政黨提名」大。進一步的訊息可由洛基模型參數(parameters)估計值分析，表12列出了「當選與否」的洛基模型參數估計值。

表中 $\lambda$ 代表各解釋變數各類屬與目標變數各類屬交叉細格作用力的對數值， $\beta (=e^{-\lambda})$ 為 $\lambda$ 的反對數值，即將「作用力的對數值」還原為「作用力」本身， $\omega (=e^{2\lambda})$ 為兩分率(odds, 當選/落選)對數值， $\alpha (=e^{-\omega} = e^{-2\lambda})$ 為 $\omega$ 的反對數值，即將兩分率（或稱勝敗比值）對數值還原為兩分率（勝敗比值）本身。

表中 $\beta$ 與 $\alpha$ 都代表某一解釋變數在控制模型中其他解釋變數後，對目標變數的「淨」作用力。 $\beta$ 值係用以與一般（不考慮任何影響因素）的狀況作比較的指標， $\alpha$ 值係衡量



表10 OP, OE, PER 模型期望值

政黨提名	現任公職	競選投入	選舉結果		
			當選	落選	合計
是	有	高	12.7	4.3	17.0
		低	1.5	0.5	2.0
		合計	14.2	4.8	19.0
	無	高	2.0	9.0	11.0
		低	0.9	4.1	5.0
		合計	2.9	13.1	16.0
否	有	高	0.7	3.3	4.0
		低	0.1	0.9	1.0
		合計	0.8	4.2	5.0
	無	高	0.0	2.0	2.0
		低	0.2	18.8	19.0
		合計	0.2	20.8	21.0
總計			18.0	43.0	61.0

表11 OP, OE, PER 模型與飽和模型次數差異表

政黨提名	現任公職	競選投入	選舉結果	
			當選	落選
是	有	高	0.3	-0.3
		低	-0.5	0.5
	無	高	0.0	0.0
		低	0.1	-0.1
否	有	高	-0.7	0.7
		低	0.9	-0.9
	無	高	0.1	-0.1
		低	-0.2	0.2

表12 「當選與否」的洛基模型參數估計

解釋變數 及其類屬	目標變數 及其類屬	$\lambda$	$\beta (=e^\lambda)$	$\omega (=2\lambda)$	$\alpha (=e^{2\lambda})$
現任公職	當選與否				
1.有	當選	0.636	1.889	1.272	3.568
2.無	當選	-0.636	0.529	-1.272	0.280
政黨提名					
1.是	當選	0.629	1.876	1.258	3.518
2.否	當選	-0.629	0.533	-1.258	0.284

勝／敗（當選／落選）比值的指標。

以「現任公職」來講，控制其他解釋變數後，「具有」現任公職身份的候選人，當選縣市長的比率比一般（不考慮任何因素的狀況）多了88.9%(1.889-1=88.9%)；「不具有」現任公職身份的候選人，當選縣市長的比率則比一般少了47.1%(1-0.529=47.1%)。另「具有」現任公職身份的候選人中，選舉結果當選（縣市長）的為落選的3.568倍；而「不具備」現任公職身份的候選人中，選舉結果當選的僅為落選的0.28倍。

以「政黨提名」來講，控制其他解釋變數後，「政黨提名」的候選人當選縣市長的比率比一般多了87.6%(1.876-1=87.6%)；「非政黨提名」的候選人當選縣市長的比率比一般少了46.7%(1-0.533=46.7%)。另「政黨提名」的候選人中，選舉結果當選的為落選的3.518倍；而「非政黨提名」的候選人中，選舉結果當選的僅為落選的0.284倍。

## 陸、結論與建議

### 一、研究發現

本研究假設候選人的四種個人基本特質——「性別」、「年齡」、「教育程度」、「居住時間」，兩種政治背景——「政黨提名」、「現任公職」與四種競選過程變數——「競選人數」、「競選支出」、「助選員數」、「政見會數」，會影響候選人的「得票率」及「當選與否」，經以第十一屆縣市長選舉各候選人的實際資料加以驗證，結果發現：

1. 「性別」、「年齡」、「教育程度」與「居住時間」都不是「得票率」及「當選

與否」的主要影響因素。換句話說，只要候選人具備登記的積極資格——年滿三十歲，在參選區繼續居住六個月以上，經縣市長候選人資格檢覈合格，並且不具有不得登記的消極資格及資格限制，則登記參選後，其「得票率」及「當選與否」並不明顯受「性別」、「年齡」、「教育程度」與「居住時間」等因素之左右，「男性」、「年長」（或「年輕」）、「高學歷」、「居住時間長」等「優勢」在縣市長選舉的「戰場」上並不是致勝的「利器」。

2. 「競選支出」、「助選員數」與「政見會數」三個變數可以歸併為「競選投入」，「競選投入」對「得票率」及「當選與否」都有相當的影響力，競選投入程度較高，得票率會較高，當選的機會也較大。

3. 「競選人數」對「得票率」有相當程度的影響力，參選人數較少，候選人的得票率較高，反之則較低。但「競選人數」對「當選與否」則沒有顯著的影響力，強勢的競爭者，各有其當選的實力，並不因次要競爭者的加入，而明顯地干擾強勢競爭者原有的勝敗格局。

4. 「政黨提名」與「現任公職」對「得票率」及「當選與否」都有很顯著的影響力。被政黨提名的候選人，其得票率較高，當選的機會也較大；具現任公職身份的候選人亦然，其得票率較高，當選的機會也較大。

5. 影響「得票率」最主要的因素有四：「政黨提名」、「現任公職」、「競選人數」與「競選投入」，這四個因素共解釋「得票率」78.5%的變異量。若不考慮因素之間的交互影響，表面上來看，「政黨提名」的影響力最大，對「得票率」解釋的變異量達60.84%；其次是「競選投入」，對「得票率」解釋的變異量達47.61%；再次是「現任公職」，對「得票率」解釋的變異量達36.00%；再次是「競選人數」，對「得票率」解釋的變異量達16.81%。若考慮因素之間的交互作用，則控制「其他」因素之後，「政黨提名」對「得票率」的「淨」影響力仍然最大，但第二大的卻是「現任公職」，第三大的才是「競選投入」，「競選人數」仍然排列第四；以更具體的方式來敘述，「政黨提名」的淨效力，可以使一位候選人「獲政黨提名比他未獲政黨提名」多得到23.37%的得票率，「現任公職」的淨效力可以使候選人「具有現任公職身份比未具現任公職身份」多得到14.44%的得票率，「競選投入」的淨效力可以使候選人「競選投入至某一程度比未至此程度」多得到8.74%的得票率，「競選人數」的淨效力可以使候選人「在3人及以下的參選者比在4人及以上的參選者」多得到7.38%的得票率。

6. 影響「當選與否」較主要的因素有「現任公職」、「政黨提名」與「競選投入」，但「競選投入」的效力係伴隨「現任公職」與「政黨提名」才發生，個別的淨效力並不顯著（見表8、表9及表11），從解釋模型的「簡要」原則來看，此一因素似可忽略，因

此影響「當選與否」的主要因素只剩下「現任公職」與「政黨提名」。這兩個因素對「當選與否」的「淨」效力近乎相等（見表12），「現任公職」僅比「政黨提名」稍大，這種淨效力的具體意義如下：以「現任公職」來講，控制其他因素後，「具有」現任公職身份的候選人，其當選縣市長的機會比不考慮「是否具現任公職身份」的一般候選人的當選機會大了88.9%；且選舉結果，「具有」現任公職身份的候選人中，當選的為落選的3.568倍（當選率為78.11%）而「不具有」現任公職身份的候選人中，當選的僅為落選的0.28倍（當選率為21.88%）。以「政黨提名」來講，控制其他因素後，「政黨提名」的候選人，其當選縣市長的機會比不考慮「是否政黨提名」的一般候選人的當選機會大了87.6%；且選舉結果，「政黨提名」的候選人中，當選的為落選的3.518倍（當選率為77.87%），而「非政黨提名」的候選人中，當選的僅為落選的0.284倍（當選率為22.12%）。

7. 根據本研究驗證之結果，影響「得票率」因素的理論模型可修正如圖2。圖中單箭線代表各解釋變數對目標變數的影響方向，數字代表「淨」影響（作用）力，雙箭線代表解釋變數之間互有關聯，誤差代表除「政黨提名」、「現任公職」、「競選投入」、「競選人數」外，可能影響「得票率」的所有其他因素的總稱， $0.46(\sqrt{1-R^2} = \sqrt{1-0.785})$  為誤差項（即未解釋部份）的淨影響力。

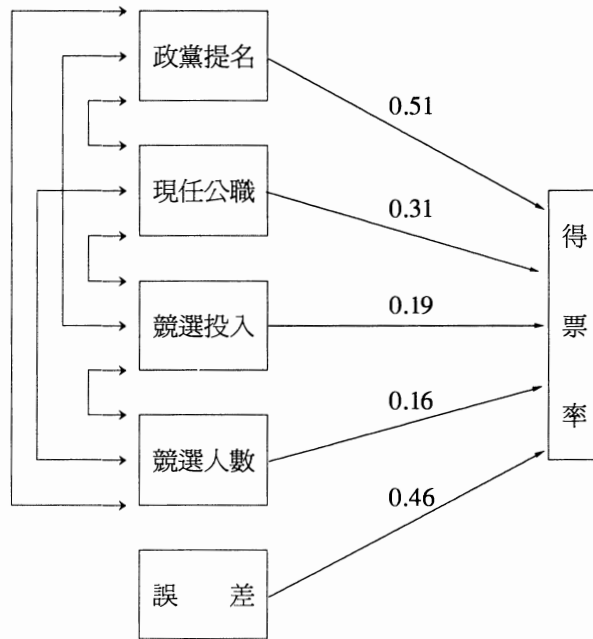


圖2 「得票率」影響因素的理論模型

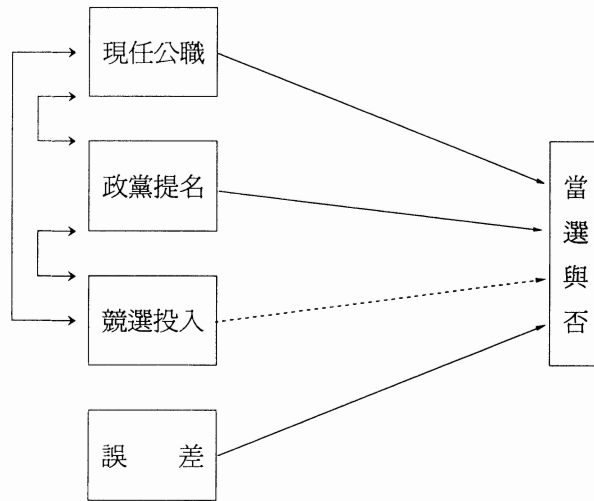


圖3 「當選與否」影響因素的理论模型

8. 根據本研究驗證之結果，影響「當選與否」因素的理论模型可修正如圖3。圖中虛線代表「競選投入」對「當選與否」的「淨」影響力並不顯著，表面上存在的影響力係伴隨「現任公職」與「政黨提名」的作用始發生。其餘符號之意義與上項同，不贅。

綜合上述各項研究發現，似可作如下之結論：

台灣地區縣市長選舉，以第十一屆為例，候選人決勝的關鍵在於「是否被政黨提名」與「是否具有現任民選公職之身份」。「性別」、「年齡」、「教育程度」與「居住時間」等候選人個人特質，對候選人的「勝選」幾乎不發生任何影響力；「參選人數」對「得票率」雖有部份之影響，但對「當選與否」卻沒有明顯的左右力量；「競選投入程度」可勉強算是決勝的因素之一，但卻不是「關鍵」因素。

「政黨提名」居於決勝的關鍵因素，意味著台灣地區的縣市長選舉，是一種集體戰與組織戰，其表現的型態是「政黨對決」，候選人若未獲强有力的政黨支持，動員集體的力量助選，則其個人的力量是渺小的，很難在選戰中獲得勝利。

「現任公職」居於決勝的關鍵因素，意味著候選人邁往縣市執政之路的過程，是一種累積的、漸進的與持續的，他也許須從基層開始參選，逐步累積知名度、政治資源與選戰經驗，使自己逐漸成為全縣（市）性，甚或全國性被肯定的知名政治人物，並且政治「行情」要持續「看好」，不能中斷。從這個角度來看，政黨如欲獲取縣市長選戰的勝利，提名一位現任的縣長、省議員、國大代表或立法委員參選，似乎是一個必要且關鍵的考量。

「競選投入程度」不是決勝的「關鍵」因素，意味著候選人登記以後，所有競選活動只能對「得票率」發生些微影響，但「當選與否」，若沒有其他特殊情況發生，則在此之前已「大致上」大勢底定。

## 二、檢討與建議

(一)本研究以第十一屆縣市長選舉各候選人的實際資料建構了如上的「候選人勝選因素分析模型」，其中有九位候選人因「競選支出」或「政見會數」資料不詳，未能納入統計分析，是一項遺憾，但這九位候選人是三個縣市（南投縣、新竹市與台中市）的全部（包括當選與落選）候選人，被當作缺失值(missing value)處理後，應不致於對分析模型產生太大之影響。

(二)本研究係以第十一屆縣市長選舉全體候選人為分析對象，是一種「整體式」研究，分析標的為母體(population)本身，而非樣本(sample)，因此所有分析結果均為「母體」本身之現象。這種處理方式可免除「由樣本的特性推論母體的現象」所產生的誤差。

(三)本研究所建構的「候選人勝選因素分析模型」對第十一屆縣市長選舉而言，應有充分的解釋力，但對往後各屆縣市長選舉是否具有充分的預測能力，則尚待進一步之驗證。一般而言，政治現象有變有不變，若「不變」的成份居多，相信本研究所建構的模型，應有充分的預測能力；若「變」的成份居多，深且廣，則模型的預測能力將被打折扣，有適應環境重新修正之必要。

(四)台灣地區縣市長選舉是一種單一選區制(single-member districts，只有一名候選人當選)，與省、市議員、國大代表、立法委員選舉（同一選區有多名候選人當選）的情況不盡相同，因此以「縣市長候選人勝選因素分析模型」為參考，去建構省、市議員、國大代表、立法委員「候選人勝選因素分析模型」並無不妥，但若以「縣市長候選人勝選因素分析模型」去預測省、市議員、國大代表與立法委員的選舉結果，則可能並不恰當。

(五)本研究對「政黨提名」進行分類時，將「國民黨提名」、「民進黨提名」與「國民黨報准參選」視為「是」，將其他小黨提名及自行參選者視為「否」，似嫌過於粗略。後續研究似可進一步將「國民黨提名」、「民進黨提名」、「新黨提名」、「其他黨提名」、「自行參選」，按各黨的選票支持率予以區別順序，甚或給予適當的權數(weight)，如此或可獲得更進一步之發現。

(六)本研究對「現任公職」進行分類時，將現任縣長、立法委員、國大代表、省議員一律視為「有」，沒有上述「現任公職」身份者視為「無」，亦稍嫌粗略。建議後續研究進一步細分，甚至將縣、市議員，鄉、鎮、市長，鄉、鎮、市民代表等層級「民選公

職」人員亦一併納入考慮。

(七)本研究在建構「候選人勝選因素假設模型」時，對候選人的「知名度」、「派系支持」、「行政能力」、「品德操守」、「財力大小」……等因素未能納入假設模型之中，頗有遺珠之憾。這些因素之所以未納入模型分析，主要原因是「不能具體衡量」或「無法完整取得精確資料」。後續研究似可借助民意調查或其他方法取得這些資料，以對模型作進一步之修正與充實。

(八)本研究雖順利完成「候選人勝選因素分析模型」的建構，但由於資料性質使然，模型中諸解釋變數仍嫌過於直接、過於表面，也因而整個模型雖然簡要，卻稍嫌粗略。後續研究似可進一步探索影響「政黨提名」、「現任公職」、「競選投入」等變數的因素，再與「得票率」及「當選與否」作聯結，經由廣度與深度的擴延，方能一窺「候選人勝選因素」的全貌。

## 參考書目

### 台中市選舉委員會

- 1989 七十八年增額立法委員、省議員、市長選舉台灣省基隆市選務總報告。台中市選舉委員會編印。

### 台中縣選舉委員會

- 1989 七十八年增額立法委員、第九屆省議員暨台中縣第十一屆縣長選舉實錄。台中縣選舉委員會編印。

### 台北縣選舉委員會

- 1989 七十八年增額立法委員、第九屆省議員、第十一屆縣市長選舉台北縣選務實錄。台北縣選舉委員會編印。

### 台南市選舉委員會

- 1989 七十八年增額立法委員、第九屆省議員、第十一屆市長、第十二屆市議員選舉台灣省台南市選務實錄。台南市選舉委員會編印。

### 台灣省選舉委員會

- 1989 七十八年、七十九年公職人員選舉台灣省選舉實錄（上、下）。台灣省選舉委員會編印。

### 林邦傑

- 1985 「對數線性模式及其應用」，**國立政治大學教育與心理研究**，8:1-12。  
1986 「品質變項的因果分析——洛基對數線性模式及其應用」，**中國測驗學會測驗年刊**，33:125-141。

### 花蓮縣選舉委員會

- 1989 七十八年增額立法委員、台灣省第九屆省議員暨第十一屆縣市長選舉選務總報告。花蓮縣選舉委員會編印。

### 胡佛、陳德禹、陳明通、游盈隆

- 1987 **選民的投票行爲**。台北：中央選舉委員會。

### 胡佛、陳德禹、陳明通、林佳龍

- 1990 **選民的投票行爲——民國七十五年增額立法委員選舉的分析**。台北：中央選舉委員會。

### 基隆市選舉委員會

- 1989 七十八年增額立法委員、省議員、市長選舉台灣省基隆市選務總報告。基隆市



選舉委員會編印。

高雄縣選舉委員會

- 1989 七十八年增額立法委員、第九屆省議員、第十一屆縣長、第十二屆縣議員、第十一屆鄉鎮市長選舉高雄縣選務總報告。高雄縣選舉委員會編印。

曹俊漢、陳義彥、薛敬民

- 1984 台北市選民投票行為之研究——從七十二年增額立法委員選舉探析（選前部份）。台北：中國政治學會。
- 1984 台北市選民投票行為之研究——從七十二年增額立法委員選舉探析（選後部份）。台北：中國政治學會。

盛杏媛

- 1986 選舉競爭之研究——民國七十二年增額區域立法委員選舉之探析。國立政治大學政治研究所碩士論文。

雲林縣選舉委員會

- 1989 民國七十八年增額立法委員、省議員、縣長選舉雲林縣選務實錄。雲林縣選舉委員會編印。

新竹市選舉委員會

- 1989 七十八年增額立法委員、第九屆省議員、第三屆市長、市議員選舉台灣省新竹市選務實錄。新竹市選舉委員會編印。

新竹縣選舉委員會

- 1989 七十八年增額立法委員、台灣省第九屆省議員、第十一屆縣長選舉新竹縣選舉委員會選務工作總報告。新竹縣選舉委員會編印。

雷飛龍、陳世敏、陳義彥、隋杜卿、李祖琛、陳靜芝、張明賢

- 1985 候選人的競選論題內容與策略之研究——民國七十二年增額立委選舉期間報紙與候選人傳單之內容分析。台北：政大選舉研究中心。

雷飛龍、陳義彥、丁庭宇、李蓓蒂、盛杏媛

- 1985 民國七十二年台灣地區增額立委選舉之人文區位研究。台北：政大選舉研究中心。

雷飛龍、陳義彥、丁庭宇、林邦傑、彭芸、黃維憲、劉義周、盛杏媛、黃麗秋、周進發

- 1986 轉型期社會中的投票行為——台灣地區選民的科際整合研究(I)。台北：政大選舉研究中心。

- 1987 轉型期社會中的投票行為——台灣地區選民的科際整合研究(II)。台北：政大選舉研究中心。

選舉研究

雷飛龍、陳義彥、劉義周、盛杏媛、許志鴻、施逸銘、陳沁如、鄭夙芬、杜嘉芬

1986 台灣地區選民對增額中央民意代表選舉意見之調查研究。台北：政大選舉研究中心。

嘉義市選舉委員會

1989 七十八年增額立法委員、台灣省議會第九屆議員、嘉義市第三屆市長選舉選務總報告。嘉義市選舉委員會編印。

嘉義縣選舉委員會

1989 七十八年增額立法委員、省議員、縣長選舉嘉義縣選務總報告。嘉義縣選舉委員會編印。

彰化縣選舉委員會

1989 七十八年增額立法委員、省議員、縣長選舉實錄。彰化縣選舉委員會編印。

澎湖縣選舉委員會

1989 動員勸亂時期自由地區七十八年增額立法委員、台灣省議會第九屆議員、台灣省澎湖縣第十一屆縣長選舉澎湖縣選舉總結報告。澎湖縣選舉委員會編印。

1993 台灣省澎湖縣第十一屆縣長補選實錄。澎湖縣選舉委員會編印。

薄慶玖、郎裕憲、陳品全、潘家慶、鄭自隆、洪自清、蘇家聲

1991 競選經費問題之研究。台北：行政院研究發展考核委員會。

David Knoke and Peter J. Burke

1982 *Log-Linear Models*. Beverly Hill: SAGE Publications Inc. Press.

Lien-Chin Wu

1984 *Folk Religion in A Modernizing Society: The Case of Taiwan*. Ph. D. Dissertation. The Graduate School of the University of Minnesota.

Stephen E. Fienberg

1979 *The Analysis of Cross-Classified Categorical Data*. The Massachusetts Institute of Technology.

W.J. Dixon

1981 *BMDP Statistical Software*. Dept. of Biomathematics, University of California, Los Angeles. University of California Press.

## 本文作者對兩位評審委員評審意見之答覆

筆者覺得兩位評審對本項研究之主題與方法深具造詣，其細細審閱的態度令後學者至感敬佩，所提教益更惠我良多，但筆者仍有部份不同意見，茲綜合說明如下：

一、「競選支出和助選員人數兩個變數的數據與實際情況差異可能很大，較不具說服力」。

筆者贊同此一說法，但在本研究中，這兩個變數對「勝選」並沒有顯著的影響力，因此並不影響本文之分析結果。事實上，這兩項來自選務機關的數據的使用，正好給上述的說法提供了一個印證。

二、「競選人數建議改為：有實力的競選人數」。

筆者覺得這種改法雖可一試，但也不是沒有缺點：所謂「有實力」，必須在選後才能按得票數加以界定；在選前，某些競選人是否「有實力」是難以斷定的。如果作了這樣的選擇，則所建構的模型，其「預測能力」可能會受影響。

三、「投入程度低的候選人，有沒有辦法在分析過程中先剔除」？

筆者認為這個構想與上一個問題有同樣的缺點，投入程度高或低，必須在選後才能加以區辨，況且「高」或「低」的標準也不容易拿捏，筆者擔心它會影響模型的預測能力。

四、「是否國民黨的提名作用大於民進黨」？

此一問題，本研究留在本文的後續報告「候選人勝選因素分析模型之考驗：第十二屆縣市長選舉的選舉預測」（選前預測，選後發表，在二十一縣市中有十八個縣市作了正確預測）中討論，由於「政黨提名」代表著組織動員的力量，因此本研究接近年的選票支持率區分出「國民黨提名」的力量大於「民進黨提名」，並在「現任公職」方面，按當選難度區分出「縣市長」的力量大於「立法委員」大於「省議員」及「國大代表」。

五、「建議作者在討論個人背景因素時，要更加謹慎，不要給人有：一切都是政黨提名，或者投入過程，候選人是阿貓阿狗都沒有關係的印象」。

從統計的原理與功能來講，「政黨提名」與「現任公職」兩個變數對「得票率」或「當選與否」的總解釋度約達百分之八十，而四種個人特質因素（性別、年齡、教育程度與居住時間）對「得票率」或「當選與否」的解釋度都未達顯著水準，也就是沒有明顯關聯，沒有關聯就沒有影響力。因此就本研究之資料而言，推斷這四種個人特質因素對「勝選」沒有影響力並沒有錯。當然個人特質還有其他因素（諸如知名度、品德操守、財力甚至買票等），但或因變數無法量化，或因資料無法取得，也因此都不在本文的討論範圍內。雖不在本文的討論之列，但某種個人特質因素（如為民服務態度、財力、知

名度…等)卻可能對「勝選」有影響,且其影響力的全部或局部是隱藏在「政黨提名」、「現任公職」或這兩個變數的交互作用力之中。

本文實無意造成讀者「一切都是政黨提名,候選人是阿貓阿狗都沒有關係」的印象,本文只確定性別、年齡、教育程度與居住時間「這四種」個人特質對候選人的「勝選」沒有影響力,並發現單單「政黨提名」與「現任公職」(請注意,這兩個變數可能吸收了許多本文未討論之因素的效力)兩個變數就能對縣市長候選人「勝選」的原因作了百分之八十的解釋,其他任何未經本文驗證之因素,筆者認為不宜涉入太多,否則便有擴大解釋之嫌。

釐清了上述統計原理後,相信讀者應不再有「一切都是政黨提名,候選人是阿貓阿狗都沒有關係」的印象。

#### 六、「統計方式的敘述,過於瑣碎,應該加以簡化」

筆者覺得評審先生之所以認為「瑣碎」,主要原因可能是筆者運用統計方法時,花了一些篇幅討論它的「原理」。筆者認為本文使用的一些統計方法,諸如對數線性模型、洛基模型、多重分類分析與因素分析等,在國內社會科學的研究上,運用得還不算普遍,為了確定所使用的統計工具沒有問題,筆者對這些統計方法的原理作個交代是有必要的。事實上也有許多學者作這樣的主張。但從報告結構順暢的觀點來看,筆者覺得評審先生的主張是對的,也許筆者應該將它放在註釋之中,這個寶貴意見筆者欣然接受,留作他日改進之參考。

#### 七、統計方法選用與列表展示方式等意見

筆者覺得評審先生非常深入,所提意見非常寶貴,但在細思整個分析過程後,筆者覺得原先選用的方法有其前後一貫性。原用方法既非「誤用」,在一貫性的考慮下,筆者決定仍保留原先之安排。

#### 八、文獻不足問題

筆者承認,這是本文最弱的一環。此一研究構想對筆者來說是一個新的嘗試,手邊相關的文獻資料至為有限,也沒有類似的研究可資參考,暫時無法彌補此項缺憾。但筆者將繼續此一方向之探討,逐步彌補此項缺憾。