

選舉預測誤差控制的嘗試： 以特質調整模型（JIA Model）為例

范凌嘉*

《本文摘要》

台灣選舉預測的主要誤差來源有三大類：調查過程產生的誤差、測量方式與指標的移植、以及無反應的選民。本文嘗試從特質調整模型出發，用基礎模型與延伸模型的兩階段操作方式，以對數迴歸所模擬計算出的投票抉擇機率，來進行1997年台北縣長的選舉預測。資料涵蓋當年度個體資料與歷年來總體資料，一方面呼應了政治學理論中有關不確定性的陳述，一方面也進行選舉預測的誤差控制。最後發現以特質調整模型預測1997年縣市長選舉的誤差，均小於百分之九十五信心水準之下的抽樣誤差。

關鍵詞：選舉預測、不確定性、對數迴歸模型、投票行為、無反應選民

* 本文作者為政治大學政治所碩士，現為台灣大學政治學研究所博士班生

一、民意調查與選舉預測

隨著民調技術、政治理論與統計方法的發展，選舉預測也有了很大的進步，各種選舉預測模型根據不同的思維路徑，發展出形形色色的預測方式。這些模型幫助研究者更瞭解選民行為，也提供政治工作者絕佳的選戰操盤工具。對於政治學的發展，有很大的助益。

不過大部份應用在選舉預測的民意調查，都是詢問受訪者的投票意向，再藉由每位候選人的次數分配（frequency），來研判選舉的可能結果。這種方法雖然直接，但是就統計方法或政治理論來看，還是有許多令人難以接受的地方。最讓人無法忍受的，就是次數分配預測所伴隨而來的誤差。

以2000年 Bush Vs. Gore 的美國總統大選來看，兩位候選人在許多州的次數分配預測差距非常渺小，甚至以百分之九十五的信心水準來看，都還在抽樣誤差之內，這種情形使得選舉預測的誤差控制顯得極為重要，否則選舉預測將成為冒險或豪賭。同樣的情形也發生在台灣。許多政黨以民意調查來決定或協調候選人，但是民調所得的次數分配差距都在1.0個百分點之內，這種情形不僅讓主事者無所適從，也難以讓競爭者心服口服。

因此選舉預測的誤差控制，便成了一個極為重要的課題。就台灣的民意調查與選舉預測的狀況來看，有許多情形都可能產生誤差，限制了選舉預測的準確性。首先，在調查過程中可能會產生誤差，這些誤差使調查所得的個體資料，無法百分之百地貼近實存的母體狀況。其次，台灣許多測量方式都是移植自國外，這些舶來的調查工具應用在台灣特殊的國情時，難免有扞格不入的情形。第三，台灣有相當比例的選民，在接受訪問時不願意明確表態，因此研究者很難有足夠的資訊判斷他們的投票意向。

種種的因素使得民意調查無法反應真實。在這種狀況下，仰賴民意調查準確度的選舉預測，自然也很難有盡如人意的表現。正是這個原因，使得誤差控制成了選舉預測模型建構者的第一個挑戰。唯有誤差控制能夠落實，選舉預測才能準確。在探討誤差控制之前，筆者擬先討論誤差的三大來源。

二、選舉預測的誤差來源

一般來說，選舉預測的誤差來源有三大類：

(一)調查過程產生的誤差

Rosenstone (1983: 31-32) 整理指出，造成民意調查預測選舉不準確的原因有三，分別是隨機抽樣的誤差 (random sampling error)、無人回應的誤差 (nonresponse error) 與反應的誤差 (response error)。隨機抽樣的誤差是在抽樣時，由樣本推論到母體時所造成的誤差。無人回應的誤差，是因為受訪者家中無人、電話故障、或是家裡根本沒電話，這些狀況都成民意調查的盲點。反應的誤差則是來自受訪者不想回答、不願回答甚至不敢回答訪問者的問題，因此以不相符的答案來誤導訪問者。

隨機抽樣的誤差，發生在所有經由抽樣所進行的民意調查之中。由於隨機抽樣的原理，是演算自統計學中的中央極限定理 (Central Limit Theorem)，除非是以普查的方式進行，否則因為抽樣所帶來的誤差便無可避免。因此，研究者必須時時牢記民調所得的資料，一定會有其先天限制，避免點估計的迷思，應該用區間估計來面對所得的資料，才不會犯下推論的錯誤。不過，若是在民調中候選人實力相當接近，勝敗輸贏的差距正好落在估計的區間之中時，可能造成研究者的困擾。

無人回應的誤差，則有一些補救的方法。有些民調機構在第一次接觸無人回應之後，便會自動放棄此一樣本（註一），如此可能造成某些特定的群衆，例如總是在民調時段出去工作的人，便沒有代表樣本表示他們的意見，因而形成偏差 (bias)。比較可行的改進之道是盡量去接觸這些樣本，不過通常又必須考量執行的成本與時間壓力。而家中無電話的情形在台灣並不嚴重，因為台灣的電話普及率已經高達九成五以上，在世界各國算是高比例的。此外，針對母體清冊中無法出現的樣本，例如沒有登錄電話的人，則應該在抽樣之後以電話尾數加一、或者後四碼隨機等方式，使得資料能涵蓋這些人，降低誤差的損害。至於電話故障等因素，可視為隨機發生，因此其誤差應該是可容忍的，或者可以正負相消視之。

反應的誤差則比較嚴重，迄今仍沒有一套有效的控制方法。受訪者可能基於很多因素，提供一個錯誤的答案給研究者。在美國，這種可能主要來自於受訪者不願正面回答自己支持比較不受歡迎的候選人 (Perry, 1979: 316)，這有點像台灣的「西瓜偎大邊」效應。除此之外，台灣還有一種特殊的情形，也使得受訪者在回答問題時格外保守。許多受訪者，基於一些不愉快的政治經驗，或者是戒嚴時期的白色恐怖，會對民意調查產生排斥或恐懼，這些人也會傾向用亂回答的方式來保護自己。針對反應的誤差，研究者只能從加強訪問者的訪問技巧來加強，提供受訪者一個安心且放鬆的情境來回答問題。

(二)測量方式與指標的移植

由於許多的政治學理論都是發展自歐美國家，因此台灣應用這些研究成果時，必須考量到國情與社會狀況的不同。以選民行為很重要的變項政黨認同為例，在台灣就必須做若干的改良與修正才能適用。劉義周（1997b）認為政黨認同的概念測量，從定義階段、資料蒐集階段到資料分析階段，都可能有不同的問題與誤差存在。

密西根大學研究群所慣用的政黨認同，是以「認同」（identification）為測量依歸，並依據受訪者對題組的回答歸為七類，即是學界所熟知的七點量表。但是「認同」這個語彙，在台灣顯然有造成語意含混的危機，令一般受訪者無所適從，因此研究單位在實務運作時，多半以「支持」這個辭彙來替代，以避免訪問過程中的唐突尷尬。

何思因與吳釗燮（1996）針對政黨認同概念在台灣的應用，提出若干修正的概念。他們認為美國密西根大學所發展出來的政黨認同在台灣之所以有適用上的困難，主要有三個原因：政黨體系不同、選舉制度不同與歷史發展因素。由於美國是兩黨制，因此單純的三道題組可以勾勒出選民對政黨的喜好程度。但是台灣的情況不同。在總統大選前，台灣的有效政黨至少有三個（劉義周，1995：1-10），近年來台灣民眾對政黨的偏好也有顯著的變化（蔡孟熹，1997：91-92），並且政黨之間，也確實發生重組的狀況（林瓊珠，1998：103-106），總統大選後，更有親民黨、台灣團結聯盟等政黨成立。原有的題組是否能滿足選民心中的微妙狀態，已經相當值得懷疑。此外，在美國的選舉制度下，選民可以將其對候選人與政黨的喜好區分開來，測量時可以得到兩個相當獨立的心理現象，但是在台灣可能因為對候選人的喜好而愛屋及烏至政黨，政黨認同的測量之中可能就隱含對候選人的偏好，在統計技術上難以區分開來。

在台灣，除了有關「認同」的辭彙改以「支持」取代外，原先的二分法加三強度，也因應政黨體系而衍生出三分法加三強度，或者四分法加三強度。在何思因與吳釗燮的研究中，嘗試用三度空間來處理台灣的政黨認同概念。每個選民對於每一政黨，都可以有非常喜歡到非常不喜歡的五等第選項，最後交織成一百二十五種組合。不過由於樣本數的限制，許多種組合方式在交叉列表時格子內是空的，因此作者將選民類型重新分離出十三種不同的類型。研究結果發現由於這個新概念部份分類次數分佈過少、誤差也相形擴大。因此作者最後的建議仍然是保有原來的三分法加三強度的測量方式。

何思因與吳釗燮的研究結論，反應出政黨認同的測量方式移植到台灣時所面臨的困境。首先，在美國的二分法三分類之中，由於受訪者的喜好可以排列在一度空間上，因此選民從非常認同共和黨到非常認同民主黨，其間的類別彼此能夠互斥並且有程度上的差別，因此多少能反應出等第尺度（ordinal level）的意義。

詳言之，政黨認同在美國測量，選民就民主黨與共和黨相比，會呈現出一套分佈，這個分佈在每個類別之間，其間的差別在對兩個政黨支持的程度上，是可以比較的。因此理論上「非常認同共和黨」的選民，相較於「稍微偏向民主黨」的選民，投給共和黨的機率會比較大。但是這個指標應用在三黨以上政黨體系的國家時，原本等第尺度的意義就失去了。研究者很難說非常支持新黨的受訪者，相較偏向民進黨的選民，會有比較大的機率投給國民黨。因為三黨的排列已經不能在議題空間中的單一軸上定位出來，所有的選項，不過是散亂無整體秩序地排列在某一條軸線上，不像美國七點的情形是具有次序意義的等第尺度。因此，許多跨越兩黨以上的推論在這個指標中變得毫無意義。

除此之外，在台灣這種多黨的政黨體系，只測量喜歡、支持或認同的單一方向，並不能精確地反應選民複雜的心理狀態。舉例而言，選民表達「普通支持國民黨」的同時，研究者並不能確定他對民進黨與新黨的態度為何；他對民新兩黨可能是都不支持，也可能都很支持，當然也可能只支持其中之一。在美國這個問題並不重要，因為回答「普通支持民主黨」的人，一定是與共和黨比較起來所得到的答案，雖然不能確定受訪者真正對共和黨的態度是正面或負面，不過至少其間在選民心中的兩黨的喜好排序是可以肯定的。

只測量選民對某一政黨的喜好程度，在許多時候，會使研究者面臨資訊不足的窘境。例如，選民最支持的政黨在支持度落到第三名之後，而領先群的兩候選人態勢又非常接近時，選民對這兩組候選人的喜惡觀感就可能形成他的策略性投票。供研究者判斷選民是否策略性投票的訊息，在原先的政黨認同測量中付之闕如。研究者頂多只能知道受訪者最喜歡哪一政黨以及其偏好程度，並不能知道他對另外的政黨的態度為何，對選舉預測來說可能失去許多寶貴的線索。

因此傳統所慣用的政黨認同方式，在一般情形下是很有價值的測量方法，但是在選舉預測時，便可能讓研究者有不足之憾。不過在沒有更好的方法替代之前，這是研究者唯一可以判斷的依據。

再以議題取向為例，在移植上也可能產生若干問題有待探討。Markus 與 Converse (1979: 1062-1063) 對議題取向進行的測量與分析單元，是社會福利、公車上的種族隔離政策、稅制改革、少數族群與女性人權。Rosenstone (1983: 46-54) 則將新政社會福利與種族政策作為議題取向的代表變項。

但是這些變項，有許多在台灣進行施測可能毫無意義。許多變項，諸如與種族整合有關的公車政策，在我國根本沒有發生過爭議，也不太有發生的可能。其他變項諸如少數族群、稅制改革與女性人權，在台灣雖然有發生的可能，但是不見得會成為選民考量的焦點所在。因此，在議題取向的測量上，台灣的研究者有必要思考可供替代的政策或

話題，以適用台灣的狀況。

針對台灣的特殊環境，研究者開始思考可能的測量方式。陳陸輝（1995：70-93）嘗試以統獨立場，分析其與政治態度與政治參與的關係。結果發現統獨立場不同，會使政治態度與政治參與產生顯著的差異。謝復生等人（1995：77-92）則以傳統左右問題、國家認同問題與改革安定問題，設計由零到十的量表，要選民評估三黨的議題位置，並加以測量，結果發現這些議題會左右選民對政黨評價，進而影響選民在省市長選舉中的投票抉擇。

國內學者的研究，讓議題取向在台灣有了應用上的可能。不過針對縣市長等地方層次的選舉，則有進一步思考的需要。統獨立場、國家認同與改革安定三個問題是國家層次的議題，這些議題並不屬於地方政府的職權範圍，選民也很難期望由縣市長的施政來解決這些問題。因此，選民是否會就這些議題來考量候選人，相當值得懷疑。

因此，在議題取向的測量上，不僅是台灣與外國之間有所差異，就算是國內的選舉，也有許多不同之處。在沒有完美的測量工具之前，產生的誤差自然也就難以避免。

（三）無反應選民

在民意調查中，基於種種因素，受訪者可能會以「拒答」、「看情形」、「很難說」、「無意見」或「不知道」等無反應選項，來面對訪員的詢問。這種答案是中性的，選民在表達出無反應選項時，不見得真正對問題沒有意見，也可能採取各種不同的行動；之所以無反應，只不過是他不願讓人得知真正意向。因此如何將這些未表態選民歸類，反應出這些選民的真正想法，成為選舉預測的一大考驗。

在以總體資料為分析單元的選舉預測中，並沒有這個問題，因為研究者並不需要面對個體層次的一個個選民；但是倚靠個體資料所建構的選舉預測模型，因為資料形式的關係，無反應樣本勢必成為研究者無可避免、一定要面對的問題。傳統的民意調查選舉預測，大多是直接以表態支持者的答案，做為計算次數分配的基準。換言之，累加明確表達支持對象的樣本、並計算其百分比，便成了選舉預測的主要依據。在 Kelley 與 Mirer (1974) 的研究中，如果選民沒有明確表達其對候選人偏好的話，是以政黨指標來作替代；至於剩下的無反應選民，他們認為這些人的偏好分佈應該是隨機的，可以正負相消或者忽略。

Mitofsky (1998：233) 認為對於未表態選民的處理，有四種常用的方式：(1)將未表態選民依已表態者之比例，分配給各候選人之中；(2)將未表態者，平均分配給兩大主要政黨的候選人；(3)如果有在位者參選的話，將未表態者歸給挑戰的候選人；(4)使用不需要考慮未表態者的方法，來預測選舉結果。Crespi (1988：22) 認為，在選舉預測

的實務上，將未表態者依已表態的機率來分配給所有候選人，在經驗上是最接近選舉結果的。在美國的選舉預測中，有許多民調單位都是使用這種方法。

不過在台灣，研究者很難對這些無反應的選民大而化之。不處理無反應的選民，只有在一種情形下還能保有對選情掌握的準確性，那就是這些無反應的受訪者之間，各候選人所獲得的支持票數是相同的。這個前提在台灣顯然很難讓人心服。因為台灣歷經威權統治、白色恐怖，有許多選民是因為對當權者的不滿或不愉快而導致其無反應的傾向，這些人的無反應並不代表他們沒有意見，只能說他們不願表達意向。事實上因為特殊政治經驗所產生的無反應，與其他隨機出現的無反應樣本，可能有很大的差異性存在。因此對於台灣民調所產生的無反應，應該要謹慎處理，才能得到準確的選舉預測。

洪永泰的整體資料輔助模型（1994；1996），就是針對無反應選民，發展出因應之道的模型。藉由選民所在地區的過去投票紀錄做集群分析，使得此一樣本的投票意向有參考指標。如果人被環境系統所影響的可能性存在的話，這種預測模型將是不錯的替代方式。劉文卿（1995）的優勢基因模型，則用已表態者的資訊來建立選舉染色體，未表態者就用選舉染色體的比對，去進行投票意向的預測。而劉義周對 Kelley 與 Mirer 簡單模型的修正（1997a）中，是將政黨認同、候選人取向與議題取向製作成樹狀圖，在選民沒有表達投票意向的狀況下，依照樹狀圖來分類選民，以預測其投票模式。在樹狀圖的層層歸類下，最後能夠把完全沒有判斷資訊的樣本數壓到最低，達到控制誤差的效果。

無反應的問題，也許永遠也無法求得令人心服口服的處理方式。即使是透過大規模的固定樣本連續訪問法，幾次的訪問間一定會有無反應選民存在。如果對無反應的誤差掉以輕心，可能會使研究者的結論失之偏頗。因此在選舉預測的課題上，如何去處理無反應的選民，不僅攸關模型理論的完整性，還可能是模型優劣勝敗、生死存亡的關鍵性因素。

三、台灣的選舉預測模型

對於選舉預測的研究者而言，這三大類的誤差不見得是研究當時所能夠解決的。首先，調查過程所產生的誤差，在抽樣方法與調查技術沒有提升之前，是很難獲得改善的；其次，測量方式的誤差，只能寄望於政治學理論能逐步充實，這必須要大量的資料累積與理論建構才能完成。如果只就研究者所有的資料來改善，其實只能針對無反應的誤差來進行控制。不過，無反應的問題的確困擾著許多的選舉研究者，因此針對無反應選民所造成的誤差控制也就格外具有學術意義。

在學者們的不斷努力之下，台灣學界發展出許多選舉預測模型，無反應選民的投票行為也有了許多方法來予以預測。這些模型各自根據不同的理論，嘗試進行無反應者所形成誤差的控制，成績相當斐然。若依據各種模型所應用的政治學理來分類，約有以下數種不同的選舉預測模型：

(一)整體資料輔助模型 (Aggregate Data Assisted Model, ADAM)

整體資料輔助模型是洪永泰首創，以個體資料結合總體資料，以民調資料為主，總體資料為輔，互補長短，來進行選舉結果的預測（洪永泰，1994：93-110；1996：649-654）。其進行方式是先整理選區內歷次投開票所的投票記錄，挑選適當的指標進行集群分析（cluster analysis）並建立政治版圖。之後，再根據選前的民意調查，將民調中未表態的受訪者以其所在位置與政治版圖的綜合研判，將其歸類予某候選人。最後根據所得結果，預測各候選人的得票狀況。根據實際選舉結果來比對，模型有相當不錯的預測效果。

整體資料輔助模型的基本假設是，當選民沒有明確表達投票意向時，有依照往年投票方式進行投票的傾向。在未表達投票意向、或民調當時尚未表態的選民之中，有相當大的可能性以過去類似選舉投票時的考量來決定其投票抉擇，這種情形會反應在整個環境系絡（context）之中；因此由整理當地過去投票記錄、並進行集群分析所得到的政治版圖，可以大略呈現此一選民的可能投票傾向。

雖然透過整體資料來套用在單一選民身上，可能有其誤差存在，不過筆者認為此一誤差應屬於可忍受的範圍內，同時隨著此類選民數的增多，彼此之間的誤差可以正負相消，達到控制誤差的效果。對於未表態的選民，為了求得更多的判斷資訊以研判選情，整體資料輔助模型的處理方式，是值得研究者參考與思索的。

(二)依據 Kelley 與 Mirer 理論的修正模型

此一模型是劉義周（1997a）以 Kelley 與 Mirer（1974）的理論加以修正，所建立的預測模型。如前所述，Kelley 與 Mirer 完全以民調資料來作分析，提供一套簡單而有效的預測模式，其基本假設是選民會先考量候選人的狀況作投票抉擇，如果不能判斷，則選民會以其政黨認同作為選擇依歸。

最原始的模型是「先選人再選黨」的原則來判斷選民會投給誰，正確預測比約在85%到90%之間。劉義周針對此一模型略作修正，應用在台灣省市長選舉與總統選舉的應用上。研究者依受訪者自己所表達的選擇標準來判斷投票意向（註二），未表態者（註三）再依據候選人、政黨認同與議題取向設計成三個模型，分別是「先選人再選黨」、

選舉預測誤差控制的嘗試：以特質調整模型（JIA Model）為例

「先選黨再選人」與「先人再黨後政見」，並比較三個模型在台灣的適用性。研究結果發現在台北市長選舉、省長選舉與總統選舉中，適用原始或變形模型的狀況不盡相同，不過共同的特點是第三個「先人再黨後政見」的模型預測效果不佳。換言之，加入議題取向的考慮，反而降低了模型的預測力，議題取向在台灣的應用上還有待更進一步的思考。

不過，選舉預測的價值，就在於選前對於選舉結果的呈現。在模型中，有各種不同的原始與變形，每一種選舉所適用的形式不盡相同。在選前如何判斷何者最為準確而加以採用，可能是很令模型操作者困擾的問題。但是另一方面，模型中深入考慮了未表態選民的處理，並提供若干對於此類選民投票行為的驗證，對後來的研究而言，此一模型仍然有很高的價值。

(三) 候選人形象預測模型 (Candidate's Image Predictive Model)

候選人形象預測模型，並不處理政黨認同、候選人屬性與政見屬性三者之間錯綜複雜的關係，而直接以候選人對受訪者的形象來建立指標，並據以預測選民的投票意向（梁世武，1996）。

其執行方法，是以受訪者所表達之候選人知名度，與候選人形象指標相乘，得到一個形象投票指標分數；根據這個指標分數，可以判斷各候選人在選民心中的順位，最後將樣本予以累加就可以得到各候選人得票的預測。研究結果效果頗佳，以1995年台北市長選舉為例，誤差約在1.64%左右。

不過，候選人形象預測模型的理論基礎，是建立在社會心理學研究途徑中的「漏斗因果模式」，以及傳播理論中的「傳播投票論」（梁世武，1996：84-85），但是形象因素與政黨認同、議題取向等因素之間的錯綜複雜關係，缺乏有效的聯結與處理。因此，配合的相關理論基礎，仍然有待建構與驗證。

(四) 對數成敗比模型與政治學相關理論的整合

在早先，對數成敗比模型（Logit Model）以政黨、籍貫、年齡、教育程度與性別五個變數，來研判選民的投票意向，基本上仍屬一種社會學研究途徑（梁世武，1996：56）。不過到了最近，研究者開始嘗試與社會心理學途徑相結合的預測模型。劉念夏（1998）、盛杏湲（1998）以對數成敗比模型所進行的選舉預測，即屬此類。

劉念夏與盛杏湲的對數成敗比模型，是奠基在政治學相關理論的基礎之上的。透過民意調查所得的個體資料，挑選問卷中若干對投票行為有影響的變數為自變項，並以選民的投票對象為依變項，投入對數成敗比模型中進行統計分析，最後求得最佳模型。根

選舉研究

據此一最佳模型，研究者可以研判選民的投票意向，並計算各候選人最後的可能得票率。

不過盛杏湲與劉念夏的模型雖然骨幹相同，在統計上的意義卻不盡相同。首先，劉念夏所使用的統計方法，基本上仍屬二元對數成敗比模型（binary logit model）。二元對數成敗比模型將每位候選人視為一個模型，以相較於投票給其他候選人的機率高低，依「最大機率投票原則」計算支持率（劉念夏：1998：8）。盛杏湲則以多元對數成敗比模型（multinomial logit model）將依變數做多分類，如此可針對某一自變數同時做數個候選人得票機率的影響力分析（盛杏湲，1998：46）。

(五)其他模型

除了上述四者外，國內發展出的選舉預測模型還有數種。

「優勢基因預測模型」，運用遺傳演算法的觀念，利用問卷為受訪者建立選舉染色體，並以此染色體的比對研判未表態者的投票意向，預測選舉結果（劉文卿，1995）。這個模型主要要解決的也是未表態選民的問題，以選舉染色體來求得選民的更多資訊，在預測得票率上有相當不錯的表現。不過此一模型在政治學上的理論依據仍然有待構建。

「候選人勝選因素模型」，把焦點放在候選人本身，而非選民之上。以候選人本身的特質，包括性別、年齡、教育程度與競選支出等十個變項為自變項（註四），以得票率與當選與否為依變項，透過變異數分析(analysis of variance, ANOVA)與對數線性模型（log-linear model）進行分析，並據以預測選舉結果（何金銘，1994：111-146）。不過，這個模型仍然只停留在猜當選人的階段，要預測候選人得票率還需要進一步努力。

「選民結構預測模型」，以選民結構作為假設基礎，將性別、年齡、籍貫、教育程度、在家與否等六組變項，與候選人、選民分類兩變項作交叉分析，以其估計值估算各候選人得票率（張紜炬，1986：6-26）。基本上此一模型可以算是社會學研究途徑的延伸，應用了早期投票行為的相關理論。這個模型或許可以反應選民靜態的基本特徵，但是對於選舉過程中選民與事件的互動無法處理，等於是只考慮了長期因素，忽略了短期因素對投票行為所產生的影響。

這些預測模型，都有相當不錯的準確率，提供了我們在選舉預測模型的建構上，很好的思考方向。

四、特質調整模型的嘗試

特質調整模型（Joined Idiosyncrasies Adjusted Model, JIA Model）是針對台灣的單一選區選舉所發展出來的選舉預測模型（范凌嘉，1999b：27-32）。在該模型中，曾嘗試呼應政治學中有關選民「不確定性」（uncertainty）的理論，並進行誤差控制，以社會學途徑、理性抉擇途徑與社會心理學途徑的研究成果來安排變項，進行模型建構。

（一）特質調整模型的建構

特質調整模型在設計上，包含了兩個部份：基礎模型（basic model）與延伸模型。基礎模型中的變數是全國各縣市都具有關鍵影響力的變數，包括政黨認同、候選人取向、社會及人口學變項等，是初步探究選情的最原始模型。另外，由於各地區的選舉情形與特殊狀況，再分別加入因地制宜的一些特殊變項，形成適用於當地的「延伸模型」（extended model），延伸模型考量當地的特殊狀況，加入一些反應各地、能夠彰顯縣市特質的變項，包括議題取向、在位者表現、策略性考量與環境系絡等因素，每個地區各自都有其獨特的延伸模型。由於是以延伸模型中所鍊結的各變項，來反應出各地的特質，並根據其產出來修正調整每個縣市的基礎模型預測值。

在模型的運算上，則以對數迴歸模型（logistic regression model）為主要進行方式。選用對數迴歸模型，主要是因為從個體層次分析選民的投票行為與總體層次不同。在總體層次如 Rosentone、Lewis-Beck 及 Rice 等人的模型中，依變項是某人或政黨的得票率，是計數資料，因此可以毫無顧忌地使用多元迴歸來計算。但是在本研究中，由於是以個體層次為分析基礎，依變項是受訪者的投票對象，為計質資料，因此在統計方法的選用上，考慮對數迴歸模型是很合理的。

另一方面，由於對數迴歸模型可以根據所投入的各個變數，求得最佳預測模型，並根據此一模型計算出受訪者對於某位候選人的投票機率，同時對於未表態的選民，也可以用模型中的自變項狀況，估計出樣本投給各候選人的可能性大小。舉例而言，選民的投票意向將依據對數迴歸模型中，對於各候選人的得票機率加以處理，判斷其可能投票意向並予以分類，最後將得到各候選人得票率的預測值。

一般在使用對數迴歸模型時，都是針對數個候選人，分別建立幾個模型；在每個模型中，可計算出候選人得到某受訪者選票的機率值。處理分析的技術上，是比較這些機率值的大小，並將此位受訪者的選票預測歸給機率值最大的候選人。為了之後的討論方便，筆者將這種「比較最大機率」歸類受訪者的預測方式稱為「傳統對數迴歸模型」，

以與本模型之直接處理各候選人機率的方式作一個區別。

在本研究中，為了進行誤差控制，筆者將不採用傳統對數迴歸模型的處理方式來進行預測，而直接採用對數迴歸根據各種條件所產生的機率來進行預測（范凌嘉，1999a）。每位候選人各有合乎本身條件的模型，選民對於他的投票可能是一個介於0與1之間的機率值。以每位候選人所得的機率值來累加，即可得到預測結果。

傳統對數迴歸模型的處理方法，筆者以為有其瑕疵存在。在理性抉擇途徑中，「不確定性」是一個很重要的概念。在空間模型中，假定每一選民都有其偏好空間，每一政黨與候選人也有其行動空間；當選民發現不同政黨或候選人能給他不同的效用時，他會去投票給與他立場最近者，也就是對選民來說效用最大的政黨或候選人（Downs, 1957）。許多學者針對空間模型做了進一步的闡釋(Enelow & Hinich, 1981: 483-493；Bartels, 1986: 726-727），結果發現就政黨或候選人而言，其主張在行動空間並非一個點，而是一個機率分配，因此選民是在不完全確定政黨或候選人的立場下進行投票，其政治感受是不確定的。進一步推論，選民對於政黨或候選人的評量都有某者程度不確定性，因此對於政黨與候選人的評價也並不是以一個點呈現在偏好空間中，也是一個機率分配（Bartels, 1988: 65-66）。當此一機率分配的變異數愈大時，即表示其不確定性愈高。

經過整理，可以發現有三種型式的不確定性存在（Enlow & Hinich, 1984: 115-116）。首先，是候選人在選舉期間的行動難以被真正歸類，稱之為「候選人誘導的不確定性」（candidate-induced uncertainty）。這是說候選人會因為實際的需要，改變自己問政時期的風格與立場，因此導致其在議題空間的位置難以判定。其次，是「知覺的不確定性」（perceptual uncertainty）。選民在選舉期間會受到許多因素與雜音的干擾，導致他們在認知上不斷變化，同時選民也缺乏誘因去解決這種認知上的不確定性。第三種是所謂的「預測的不確定性」（predictive uncertainty）。對選民來說，很難去正確評估某人當選後，對於自己所產生的影響，因而導致選民對未來情勢的不確定性。

這三種型式的不確定性，使得選民行為變得更加複雜，也使得傳統的民意調查難以精確反應的選民心理。即使選民在受訪時已明確表達他的意願，還是有因為上述的不確定性而導致他日後變卦的可能，更遑論無反應選民，其不確定性更高。也正因為如此，運用民調的個體資料來預測選舉結果，有其難度存在，因為預測模型很難反應出選民的這種微妙心理變化。

對數迴歸模型的優點是可以對不確定性進行科學化的統計處理。在民調中，總是有許多的受訪者不願針對投票對象明確表示意向，或者表達的結果並不是百分之百肯定。對數迴歸模型則可以透過模型的設計，計算出每一位選民投給每一位候選人的機率。

之所以用機率值來描述選民的投票意向，是因為已表態之受訪者本身已具不確定性，而未表態的選民，其投票行為較已表態選民有更高的不確定性，以機率呈現選民的抉擇，代表的是此一選民因不確定性導致的心理狀態，所得的結果應該比傳統比較最大機率的方式來得更可靠些。雖然這些未表態樣本的正確預測率，在未經過固定樣本連續訪問法的驗證之前，無法得到實證上的肯定，不過仍然有其嘗試價值。

筆者認為，對於不確定性的關照，正是預測模型誤差控制的重要基礎。在接下來的篇幅中，筆者將探討機率論式的對數迴歸對於誤差控制的效果。

（二）實例：1997年台北縣長選舉的基礎模型

基礎模型所含的變項，是在全國都可以適用的，包括政黨認同、候選人取向、以及性別、年齡、省籍、教育程度與職業等社會及人口學變項。基礎模型，可用【式1】表示。

$$\begin{aligned} \text{投票抉擇} = & \alpha + \beta_1 (\text{政黨認同}) + \beta_2 (\text{候選人取向}) \\ & + \beta_3 (\text{性別}) + \beta_4 (\text{年齡}) + \beta_5 (\text{省籍}) + \beta_6 (\text{教育程度}) + \beta_7 (\text{職業}) + \epsilon_0 \end{aligned} \quad [\text{式1}]$$

【式1】中， α 是模型的常數項， β_1 到 β_7 都是模型對自變項估計的參數，而 ϵ_0 則代表模型誤差。由於依變項是類別資料，所以不能用傳統的線性迴歸來處理，而必須經由適度地轉換，以對數迴歸模型來分析。每位候選人都有自己的模型，依變項將歸類為「投給此位候選人/不投給此位候選人」兩大類，以方便模型運算。

對數迴歸模型，會依照投入的自變項與依變項之間的關係，推估出各個參數的數值。同時另一方面，模型也會計算出選民在此一模型之下，投給這個候選人的機率有多少。經過每個候選人的模型計算，研究者可以知道每位候選人的得票機率，而每個樣本都會有每位候選人的得票機率。經過處理之後，便可以得到基礎模型對每位候選人得票的預測值。台北縣在1997年的縣長選舉中，共有六位候選人出來角逐縣長，選情相當複雜。六位候選人，各自都有相當高的知名度，同時由於出身政黨的關係，使得選情異常複雜、競爭格外激烈。由於這些因素，使得台北縣的選舉預測有其難度存在。【表1】至【表6】是這六位候選人，經過基礎模型計算後的模型產出狀況。

從【表1】至【表6】中，可以看出台北縣基礎模型的狀況。【表1】是國民黨謝深山的基礎模型，其中政黨、謝深山形象相對優勢與教育程度三個變項，整體而言都達到 $P < 0.05$ 的顯著水準。政黨支持分類中，政黨支持是非常支持國民黨、普通支持國民黨、偏國民黨與非常支持民進黨的民衆，投不投給謝深山有也有顯著差異；其中，表明非常支持國民黨的群衆，其投給謝深山與不投謝深山的機率比是11.2293，非常支持民

進黨者則是0.0295。對謝深山形象較有好感的人，其機率比則是1.4倍上下。

【表2】的蘇貞昌基礎模型中，只有政黨支持與蘇貞昌形象相對優勢兩個變項達0.05的顯著水準。與謝深山相同的是，在政黨支持上非常支持國民黨、普通支持國民黨、偏國民黨與非常支持民進黨的受訪者，投不投給蘇貞昌有顯著差異。其中非常支持民進黨的群衆，投給蘇貞昌的機率與不投他的機率相比是10.2531，非常支持國民黨者的值則是0.1330。蘇貞昌的形象相對優勢則使得對他有好感的選民，其投給蘇貞昌的機率是不投的1.3倍左右。

【表3】楊泰順的基礎模型的變項中，則只有其形象相對優勢有整體顯著的效果。認同楊泰順形象的人，投給楊泰順與不投的機率比約為1.8。而非常支持新黨與普通支持新黨的選民，對投票給楊泰順的選擇也有顯著差異。其中非常支持新黨的民衆，投給楊泰順的機率與其他選擇相比高達117倍上下。

【表4】至【表6】是三位無黨籍人士的基礎模型。在【表4】林志嘉的狀況中，政黨支持與林志嘉形象相對優勢指標兩變項，整體而言都能達到 $P < 0.05$ 的顯著水準。其中，非常支持國民黨、非常支持民進黨與普通支持民進黨三個類目有顯著差異，其投不投林志嘉的機率比都不到兩成。指明對林志嘉形象有正面態度的人，則有1.4倍左右的機率投給他。

【表5】廖學廣基礎模型，則是在廖學廣形象相對優勢與職業兩個變項上整體顯著。不過非常支持國民黨與普通支持國民黨的民衆，都有顯著偏低的可能投廖學廣，其中以非常支持國民黨者的機率值0.04左右為最。職業方面，白領與藍領階級的人對廖學廣也興趣缺缺，其投廖學廣的機率均不及不投他的一半。【表6】則是周荃的基礎模型。其中只有周荃形象相對優勢有0.05的顯著度。認同周荃形象的人，投票給周荃與否的機率比是1.7倍左右。

綜合整個基礎模型，對於台北縣長選舉的預測值產出列於【表7】中。其中除了本研究之基礎模型外，還包含了次數分配與傳統對數回歸模型兩種預測方式。

選舉預測誤差控制的嘗試：以特質調整模型（JIA Model）為例

表1 國民黨謝深山的台北縣基礎模型產出狀況

Variable	投給/不投給謝深山		
	B	Sig	Exp (B)
政黨支持		0.0000	
非常支持國民黨	2.4185	0.0000	11.2293
普通支持國民黨	1.3934	0.0001	4.0284
偏國民黨	2.0474	0.0017	7.7481
非常支持民進黨	-3.5242	0.0136	0.0295
普通支持民進黨	-0.6417	0.1932	0.5264
偏民進黨	-0.1222	0.8773	0.8850
非常支持新黨	0.3307	0.6890	1.3920
普通支持新黨	-1.1458	0.1034	0.3180
偏新黨	-2.4090	0.3120	0.0899
非常支持建國黨	-4.9596	0.8466	0.0070
普通支持建國黨	1.0514	0.4453	2.8616
偏建國黨	-4.2936	0.9375	0.0137
謝深山形象相對優勢	0.3603	0.0000	1.4338
性別(男)	-0.0669	0.8215	0.9353
年齡		0.2791	
20-29歲	7.0012	0.8089	1097.9942
30-39歲	6.9668	0.8098	1060.8302
40-49歲	7.6237	0.7922	2046.0987
50-59歲	6.7181	0.8165	827.2065
60歲以上	8.1482	0.7783	3457.1754
省籍		0.5360	
本省客家人	0.9667	0.6325	2.6293
本省閩南人	0.6400	0.7448	1.8965
大陸各省市人	0.2403	0.9041	1.2716
原住民	-0.8461	0.6995	0.4291
教育程度		0.0417	
小學及以下	-5.9482	0.8008	0.0026
國、初中	-4.4899	0.8490	0.0112
高中、職	-5.4732	0.8165	0.0042
專科	-5.8055	0.8055	0.0030
大學及以上	-5.4333	0.8178	0.0044
職業		0.1675	
高、中級白領	-0.0446	0.9750	0.9564
中低、低級白領	-0.1998	0.8894	0.8189
農林漁牧	1.6995	0.3164	5.4712
藍領	-0.6787	0.6394	0.5073
常數項	-4.3040	0.8529	

模型 卡方值 = 438.587 自由度 = 32 正確判斷率 = 88.55% 分析樣本數 = 759

適合度 卡方值 = 362.891 自由度 = 726 z = -8.152

表2 民進黨蘇貞昌的台北縣基礎模型產出狀況

Variable	投給/不投給蘇貞昌		
	B	Sig	Exp (B)
政黨支持		0.0002	
非常支持國民黨	-2.0175	0.0184	0.1330
普通支持國民黨	-0.9194	0.0278	0.3988
偏國民黨	-2.4934	0.0343	0.0826
非常支持民進黨	2.3276	0.0004	10.2531
普通支持民進黨	0.6266	0.0866	1.8713
偏民進黨	0.6864	0.3000	1.9865
非常支持新黨	-1.2212	0.2622	0.2949
普通支持新黨	-0.6153	0.3507	0.5405
偏新黨	-5.5453	0.7140	0.0039
非常支持建國黨	0.4107	0.8558	1.5078
普通支持建國黨	-0.9305	0.5900	0.3944
偏建國黨	1.8905	0.9544	6.6230
蘇貞昌形象相對優勢	0.3229	0.0000	1.3811
性別（男）	-0.4627	0.1154	0.6296
年齡		0.5703	
20-29歲	-0.0460	0.9777	0.9550
30-39歲	0.4176	0.7980	1.5182
40-49歲	0.7499	0.6478	2.1168
50-59歲	0.7161	0.6711	2.0464
60歲以上	0.8069	0.6405	2.2410
省籍		0.0629	
本省客家人	-0.5228	0.8196	0.5929
本省閩南人	0.1831	0.9349	1.2009
大陸各省市人	0.1266	0.9556	1.1349
原住民	2.8999	0.2222	18.1724
教育程度		0.9245	
小學及以下	1.2475	0.8801	3.4817
國、初中	1.3057	0.8746	3.6902
高中、職	1.3179	0.8734	3.7356
專科	1.3743	0.8682	3.9523
大學及以上	0.7902	0.9240	2.2039
職業		0.2116	
高、中級白領	1.8363	0.3003	6.2732
中低、低級白領	1.9402	0.2750	6.9600
農林漁牧	-0.1849	0.9383	0.8312
藍領	2.4413	0.1711	11.4883
常數項	-5.2159	0.5515	

模型 卡方值 = 530.596 自由度 = 32 正確判斷率 = 88.68% 分析樣本數 = 759

適合度 卡方值 = 375.578 自由度 = 726 z = -10.685

選舉預測誤差控制的嘗試：以特質調整模型（JIA Model）為例

表3 新黨楊泰順的台北縣基礎模型產出狀況

Variable	投給/不投給楊泰順		
	B	Sig	Exp (B)
政黨支持		0.7188	
非常支持國民黨	-13.5363	0.9251	0.0000
普通支持國民黨	-7.9415	0.9327	0.0004
國民黨	-8.1918	0.9711	0.0003
非常支持民進黨	-6.3644	0.9616	0.0017
普通支持民進黨	-7.7637	0.9281	0.0004
偏民進黨	-9.7328	0.9626	0.0001
非常支持新黨	4.7620	0.0033	116.9809
普通支持新黨	3.1625	0.0273	23.6293
偏新黨	3.5509	0.0726	34.8437
非常支持建國黨	-6.1944	0.9891	0.0020
普通支持建國黨	-8.6847	0.9859	0.0002
偏建國黨	-7.6929	0.9944	0.0005
楊泰順形象相對優勢	0.5698	0.0012	1.7679
性別（男）	-1.7271	0.0721	0.1778
年齡		0.7907	
20-29歲	6.9321	0.9877	1024.6059
30-39歲	7.2304	0.9872	1380.7707
40-49歲	5.7224	0.9899	305.6302
50-59歲	-1.2177	0.9979	0.2959
60歲以上	9.3326	0.9834	11300.0680
省籍		0.5678	
本省客家人	9.1996	0.9880	9893.4324
本省閩南人	10.7861	0.9859	48346.0120
大陸各省市人	8.8049	0.9885	6667.0723
原住民	19.9085	0.9741	442741505.0
教育程度		0.7895	
小學及以下	-13.9470	0.9871	0.0000
國、初中	-11.0404	0.9898	0.0000
高中、職	-3.4242	0.9968	0.0326
專科	-2.1933	0.9980	0.1116
大學及以上	-1.6127	0.9985	0.1993
職業		0.9792	
高、中級白領	7.9533	0.9779	2844.9857
中低、低級白領	7.3543	0.9795	1562.9172
農林漁牧	-3.0132	0.9936	0.0491
藍領	7.8996	0.9780	2696.0804
常數項	-26.2251	0.9823	

模型 卡方值 = 98.369 自由度 = 32 正確判斷率 = 98.84 % 分析樣本數 = 759

適合度 卡方值 = 46.312 自由度 = 726 z = -28.468

表4 無黨籍林志嘉的台北縣基礎模型產出狀況

Variable	投給/不投給林志嘉		
	B	Sig	Exp (B)
政黨支持		0.0418	
非常支持國民黨	-2.2115	0.0167	0.1095
普通支持國民黨	-0.6862	0.0943	0.5035
偏國民黨	-0.2844	0.7400	0.7525
非常支持民進黨	-2.3929	0.0439	0.0914
普通支持民進黨	-1.7892	0.0011	0.1671
偏民進黨	0.0798	0.9064	1.0830
非常支持新黨	-1.7835	0.0570	0.1680
普通支持新黨	-0.5819	0.3019	0.5588
偏新黨	1.1387	0.4625	3.1226
非常支持建國黨	-5.5552	0.8277	0.0039
普通支持建國黨	0.6552	0.6672	1.9255
偏建國黨	-4.9980	0.9271	0.0068
林志嘉形象相對優勢	0.3689	0.0000	1.4462
性別（男）	-0.1401	0.6543	0.8693
年齡		0.8142	
20-29歲	-1.3326	0.2602	0.2638
30-39歲	-1.3916	0.2331	0.2487
40-49歲	-1.1605	0.3271	0.3133
50-59歲	-0.7794	0.5412	0.4587
60歲以上	-1.1763	0.3776	0.3084
省籍		0.9475	
本省客家人	-0.9329	0.6683	.3934
本省閩南人	-0.9444	0.6595	0.3889
大陸各省市人	-0.6546	0.7612	0.5197
原住民	-5.9131	0.7755	0.0027
教育程度		0.7806	
小學及以下	4.8327	0.9155	125.5486
國、初中	4.2406	0.9258	69.4506
高中、職	4.6887	0.9180	108.7163
專科	4.9545	0.9134	141.8119
大學及以上	5.1356	0.9103	169.9648
職業		0.5140	
高、中級白領	3.6613	0.3288	38.9117
中低、低級白領	3.1301	0.4041	22.8753
農林漁牧	-2.5896	0.8770	0.0751
藍領	3.5905	0.3384	36.2525
常數項	-7.4390	0.8709	

模型 卡方值 = 339.069 自由度 = 32 正確判斷率 = 90.14% 分析樣本數 = 759

適合度 卡方值 = 336.235 自由度 = 726 z = -12.160

選舉預測誤差控制的嘗試：以特質調整模型（JIA Model）為例

表5 無黨籍廖學廣的台北縣基礎模型產出狀況

Variable	投給/不投給廖學廣		
	B	Sig	Exp (B)
政黨支持		0.1882	
非常支持國民黨	-3.2008	0.0023	0.0407
普通支持國民黨	-1.2677	0.0416	0.2815
偏國民黨	0.2949	0.7366	1.3430
非常支持民進黨	-0.8585	0.4207	0.4238
普通支持民進黨	-0.5314	0.3121	0.5878
偏民進黨	-1.7044	0.3669	0.1819
非常支持新黨	-1.0450	0.2534	0.3517
普通支持新黨	-0.6116	0.3197	0.5425
偏新黨	-4.4804	0.0943	0.0113
非常支持建國黨	0.7877	0.6188	2.1982
普通支持建國黨	-0.4354	0.8783	0.6470
偏建國黨	-5.0384	0.9550	0.0065
廖學廣形象相對優勢	0.3624	0.0000	1.4367
性別（男）	0.5004	0.1895	1.6494
年齡		0.5279	
20-29歲	6.0241	0.8758	413.2811
30-39歲	6.3947	0.8682	598.6839
40-49歲	5.5865	0.8848	266.8023
50-59歲	5.4532	0.8875	233.5042
60歲以上	2.7369	0.9435	15.4385
省籍		0.5044	
本省客家人	-2.9743	0.1682	0.0511
本省閩南人	-2.8600	0.1679	0.0573
大陸各省市人	-2.2535	0.2765	0.1050
原住民	-8.2958	0.7806	0.0002
教育程度		0.4801	
小學及以下	7.4779	0.9070	1768.4357
國、初中	6.5215	0.9188	679.6297
高中、職	6.6257	0.9175	754.2653
專科	6.4956	0.9192	662.2039
大學及以上	5.6956	0.9291	297.5512
職業		0.0161	
高、中級白領	-3.4003	0.0005	0.0334
中低、低級白領	-3.0979	0.0014	0.0451
農林漁牧	-8.4723	0.7464	0.0002
藍領	-3.0711	0.0015	0.0464
常數項	-9.4042	0.8999	

模型 卡方值 = 299.815 自由度 = 32 正確判斷率 = 92.56% 分析樣本數 = 759

適合度 卡方值 = 238.901 自由度 = 726 z = -16.233

表6 無黨籍周荃的台北縣基礎模型產出狀況

Variable	投給/不投給周荃		
	B	Sig	Exp (B)
政黨支持		0.9994	
非常支持國民黨	-1.0984	0.4391	0.3334
普通支持國民黨	-0.3721	0.5962	0.6893
偏國民黨	-10.7454	0.8184	0.0000
非常支持民進黨	-8.5031	0.7919	0.0002
普通支持民進黨	-0.3285	0.6464	0.7200
偏民進黨	-8.2739	0.8725	0.0003
非常支持新黨	0.7402	0.5648	2.0963
普通支持新黨	0.3375	0.6438	1.4015
偏新黨	-7.1208	0.9498	0.0008
非常支持建國黨	-8.6082	0.9309	0.0002
普通支持建國黨	-8.6255	0.9292	0.0002
偏建國黨	-6.5277	0.9784	0.0015
周荃形象相對優勢	0.5027	0.0000	1.6531
性別（男）	0.3013	0.5467	1.3517
年齡		0.7245	
20-29歲	-1.7870	0.2187	0.1675
30-39歲	-1.4253	0.3159	0.2404
40-49歲	-2.3560	0.1321	0.0948
50-59歲	-1.6083	0.3496	0.2002
60歲以上	-8.1515	0.7999	0.0003
省籍		0.4271	
本省客家人	9.6075	0.9516	14876.3490
本省閩南人	8.6239	0.9565	5563.1985
大陸各省市人	7.6193	0.9616	2037.1005
原住民	-2.1956	0.9902	0.1113
教育程度		0.9958	
小學及以下	8.3997	0.9670	4445.9443
國、初中	8.4840	0.9667	4836.5292
高中、職	8.8417	0.9653	6916.8403
專科	8.6660	0.9660	5802.5288
大學及以上	8.6172	0.9661	5525.9491
職業		0.1723	
高、中級白領	2.5768	0.6782	13.1548
中低、低級白領	3.6128	0.5614	37.0691
農林漁牧	5.7638	0.3666	318.5573
藍領	4.0145	0.5193	55.3931
常數項	-21.86500.9323		

模型 卡方值 = 162.606 自由度 = 32 正確判斷率 = 96.75% 分析樣本數 = 759

適合度 卡方值 = 145.807 自由度 = 726 z = -21.015

表7 台北縣之基礎模型與實際狀況、民調結果與傳統對數迴歸模型之比較

		國民黨 謝深山 %	民進黨 蘇貞昌 %	新 党 楊泰順 %	無黨籍 林志嘉 %	無黨籍 廖學廣 %	無黨籍 周 荃 %	平均 誤差 %
民調結果	未校正值	25.82	34.80	2.14	18.69	12.84	5.71	6.307
	與實際差距	-12.85	-5.87	-0.20	7.69	7.82	3.41	
傳統對數 迴歸模型	預測值	27.17	35.07	1.73	21.90	8.93	5.20	5.903
	與實際差距	-11.50	-5.60	-0.61	10.90	3.91	2.90	
基礎模型	預測值	26.99	31.27	1.87	21.60	11.27	7.00	7.183
	與實際差距	-11.68	-9.40	-0.47	10.60	6.25	4.70	
實際得票率		38.67	40.67	2.34	11.00	5.02	2.30	----

台北縣的基礎模型，平均誤差為7.183個百分點。在三種預測方法中，以傳統的對數迴歸模型來處理預測最準，其平均誤差為5.903個百分點；即使是最單純的民調結果，也能有平均誤差6.307%的水準。

很明顯，對於三大黨的候選人，各個預測方式都低估了他們的表現，而對於無黨籍候選人，則高估了其得票能力。這中間最嚴重的，應屬之前同屬國民黨的謝深山與林志嘉兩人，兩者的誤差均在一成左右。不過這只是基礎模型的階段，在台北縣仍然有許多因素是基礎模型所無法涵蓋的。真正要貼近台北縣的狀況，還要進一步發展延伸模型。

(二) 實例：1997年台北縣長選舉的延伸模型

由於台北縣有六組候選人參選，選情狀況異常複雜。國民黨提名的謝深山，到最後關頭才取得代表參選的正當性，原本也是國民黨的林志嘉，雖然被黨紀處分，但是仍自詡為正統之國民黨。民進黨提名的蘇貞昌，雖然比較沒有爭議，可是面對同質性很高的廖學廣，在選戰經營上也面臨苦戰。新黨的問題也相當複雜，雖然楊泰順取得了新黨的提名，但是周荃似乎比楊泰順更像新黨的候選人。

除了基礎模型之外，台北縣可能要考慮的因素包括議題取向、在位者表現、環境系統因素與策略性投票。另外，台北縣雖然有派系存在，不過並沒有全縣性的大派系（陳明通，1995：296；林全洲，1996：51-52）。因此派系問題在台北縣長選舉中，能發揮的部份有其侷限性。因此延伸模型中不予考慮。

1. 議題取向

台北縣幅員遼闊，境內包含了都市化程度頗高的板橋市、永和市等，也有人煙稀少的山地型鄉鎮如烏來鄉、坪林鄉。在都市化程度差異這麼大的狀況下，有沒有一個全縣

公認的議題呢？民衆認為台北縣最需要解決的問題如【表8】所示。

表8 台北縣民認為最需要解決的問題

選項	次數分配	有效百分比
環保問題	214	13.7
公共安全	4	0.3
社會治安	402	25.8
交通方面	383	24.6
公共建設	86	5.5
停車問題	32	2.1
居住問題	14	0.9
社會風氣	5	0.3
社會福利	39	2.5
都市計劃	19	1.3
金錢貪污	9	0.6
教育文化	17	1.1
行政效率	5	0.3
醫療保健	2	0.1
其他	7	0.4
都需要	36	2.3
都不需要	19	1.2
無反應	263	16.9
總和	1557	100.0

從【表8】中看來，台北縣似乎沒有迫切需要解決的問題，可以放入議題取向中考慮。有25.8%的民衆認為台北縣最需要解決的問題是社會治安，24.6%的認為交通問題最需要解決，13.7%的民衆覺得環保問題最需要解決，對此題無反應者佔16.9%。其他的選項都很分歧，沒有一個選項能超過有效樣本數的一成。

因此就議題取向而言，台北縣的延伸模型，似乎還不到考慮的時候。因此筆者在延伸模型之中，並不考慮議題取向。

2. 在位者表現——前縣長尤清的評價

台北縣在本次縣長選舉之前，連續兩任八年都是由民進黨的尤清擔任縣長。尤清的諸多措施，對於台北縣有一定的影響力。因此對於尤清的表現民衆持什麼樣的看法，有可能形塑選民對於民進黨候選人的觀感，進而影響其投票抉擇。就台北縣民而言，對於

尤清前縣長的評估如【表9】所示。

表9 對尤清做台北縣長的表現滿不滿意

選項	次數分配	有效百分比
很不滿意	133	8.5
不太滿意	293	18.8
普通	96	6.1
還算滿意	562	36.1
很滿意	77	4.9
無反應	396	25.4
總和	1557	100.0

尤清的表現，滿意的人還是多於不滿意的。其中最多選民表示還算滿意，佔有效樣本數的36.1%，其次是表達不太滿意的選民，佔18.8%。在本題中，以無反應來面對問題的民衆佔了25.4%。無論台北縣民對尤清的感覺如何，尤清的施政已經對台北縣造成影響，因此台北縣民對於尤清的表現滿意度，應該放進延伸模型來考慮。

3. 環境系統因素——政黨動員與政治地盤的影響

許多離選舉還有一段時間的民調，都有一個共同的問題，那就是選民雖然在訪問時表達要投票給某一位候選人，但是隨著選舉日期的接近，政黨動員日益密集，政黨組織也開始發揮力量，選民因為身受政黨影響而改變了原本的投票意向。這種情形使得個體資料在使用時，有了很大的限制。就台北縣而言，這個問題可能格外嚴重，因為三位無黨籍候選人，都與朝野三黨有或多或少的關係，六組候選人之間，也彼此有同質性上的重疊。基礎模型中無法反應這些狀況，所以模型平均誤差相當高。

無黨籍候選人林志嘉，原本是國民黨籍，在選戰正酣之際才被黨紀處分、被國民黨開除黨籍。在這之前，林志嘉都是以國民黨自居，希望能夠鞏固原本國民黨的票源，而民衆中也有不少的同情者，表示如果投票的話會投給林志嘉。不過隨著選戰日益激烈，各政黨在面臨強大競爭壓力的狀況下，使用所有的資源進行動員，許多原本林志嘉的支持者，受到國民黨組織力量的影響，改變了原有的支持態度，轉而支持「正統」的國民黨候選人謝深山。同樣的狀況也可能出現在廖學廣與蘇貞昌、周荃與楊泰順身上。

不過就民調帳面上的數字而言，理論上除非訪問時間是在非常接近選舉的時候，並且是在政黨完成動員以後，否則是不容易反應選民這種微妙變化的。

筆者以為這種窘況的解決，可以深入分析各候選人與各政黨的票倉所在，劃出其地

盤，以輔助模型之預測。以林志嘉為例。政大選研中心對於台北縣選情所進行的民意調查，是在1997年11月6日至10日，當時離選舉還有一段時間，政黨也還沒有開始強力動員，因此有18.69%的民衆表示會投給林志嘉。筆者認為，在政黨開始動員之後，這18.69%的民衆除了身處林志嘉最能掌握的地盤之外，很多其他地方的選民可能會受到政黨動員的影響，有很大的可能性會轉移其投票對象，尤其是國民黨掌控力比較強的地區。

那麼，哪些地方是林志嘉的地盤、哪些地區又是國民黨的票倉呢？筆者以為有關各種政治勢力優勢區之所在的判定，可輔以總體資料，也就是用近年來選舉中各村里的投開票紀錄來佐助。使用總體資料來進行研究，允許研究者辨別時間與環境變化的關係，如果資料夠完整，還可以判定選票流向、政黨勢力起伏等（洪永泰、陳澤鑫，1996：1-2）。

至於其具體方法，可參酌政治版圖製作的過程，以統計學中的集群分析法（cluster analysis）進行分類與研判。透過集群分析法，可以將各政黨或各候選人在每個村里的得票狀況做一分類，使得集群內差異最小，集群間差異最大，而達到「物以類聚」的狀況，以區隔出政黨或候選人的地盤或勢力範圍。這就是政治版圖的基本概念。

但是做出的政治版圖，畢竟是總體資料，要如何與延伸模型相結合，而成為可用的預測方式呢？以林志嘉為例。雖然有很多選民表態要支持他，但是如果此一選民是位處國民黨支配力最強的區域，那麼理論上其對於林志嘉的投票機率就應該會再下降一些。因此，從選民所在的位置的環境系絡分析，此種位處國民黨最強區的選民，筆者假設此類選民以有很高的機率被國民黨所動員，所以暫時將其歸入謝深山的支持者中，模擬計算他對各候選人的得票機率。如此一來，選民投給林志嘉的機率將會下降，因動員而投給謝深山的機率會上升，所有選民累加起來，會得到一個比較合乎現實狀況的預測分析。

因此在本研究中，有關環境系絡的分析，是為了因應由於政黨動員所造成的選票轉移現象，而操作的步驟是先整理當地的總體資料，以村里為單位做集群分析，區隔出各政黨或候選人的政治版圖；然後再將政治版圖所呈現出來的資訊，納入延伸模型中模擬運算，最後每位受訪者，都會有各候選人的投票機率，再以此為基礎進行候選人得票率預測。1995年立委選舉是本次三位無黨籍候選人都有參與的選舉，是一個很好的分析基礎。筆者將1995年台北縣立法委員選舉中的各村里得票紀錄予以稽核、整理與除錯之後，以集群分析來區隔各政黨與候選人的地盤。如果分為十五類，則可以得到如【表10】的結果。

選舉預測誤差控制的嘗試：以特質調整模型（JIA Model）為例

表10 台北縣各村里得票狀況的集群分析

區隔	村里數	95 年 立 法 委 員 選 舉 得 票 率 %							97年縣長選舉人數
		林志嘉	國民黨	民進黨	周 荃	新 黨	廖學廣	無黨籍	
1	206	4.4	36.0	31.0	4.7	9.7	3.5	10.6	601009
2	32	4.7	50.5	24.2	3.3	4.9	2.8	9.6	44671
3	67	2.5	38.3	23.7	5.7	17.3	3.1	9.4	180937
4	8	4.6	42.7	5.8	8.7	30.9	1.2	6.1	14254
5	125	4.2	33.0	36.5	4.1	6.0	3.6	12.5	294141
6	125	8.9	25.6	42.4	4.6	5.0	3.6	10.0	271942
7	66	3.4	42.4	30.6	3.5	4.7	3.5	11.9	112728
8	29	2.6	60.8	15.9	2.7	4.2	3.5	10.3	27326
9	69	2.1	32.6	28.5	4.3	8.7	3.6	20.2	137682
10	125	1.9	32.1	19.7	7.4	27.4	2.7	8.9	397779
11	40	2.4	47.3	20.8	2.7	3.1	5.4	18.3	40241
12	6	26.5	18.7	29.2	4.2	9.2	2.8	9.3	19930
13	14	1.6	21.3	9.7	5.6	16.5	42.0	3.3	43097
14	20	0.8	18.8	5.8	2.2	5.7	64.1	2.5	51976
15	10	1.2	23.6	24.9	1.6	2.3	4.3	42.1	4347

從【表10】中，可以發現第13區隔與第14區隔，是廖學廣的大本營。在這些村里中，廖學廣有囊括全村四成以上選票的能力。而第12區隔，是林志嘉的地盤。在這些村里中，林志嘉可以拿下四分之一以上的選票。不過就各區隔來看，周荃並沒有自己的地盤，在全縣每個地方表現都沒有太大的差異。因此有特定地方勢力的無黨籍候選人，應該只有林志嘉與廖學廣兩人，周荃在立委選舉中得的應該都是理念票，並沒有真正自己的勢力區。這也許與該年新黨是採「配票策略」有關，新黨的候選人都沒有突出的勢力範圍，其與地方基礎之間的關係是虛假相關（包正豪，1998：112-115）。

在【表10】中，為了找出周荃的地盤，筆者很謹慎地分了十五個區隔，不過還是分不出來。如果就本研究分析的目的而言，十五個區隔劃分太過複雜，反而會使混淆視聽，使研究者看不出真正的勢力分佈。因此，筆者再將這十五個區隔選取性質相近的予以合併，最後得到如【表11】的政治版圖。

表11 台北縣各政黨或候選人的政治版圖

區隔	村里數	95 年 立 法 委 員 選 舉 得 票 率 %							97年縣長選舉人數
		林志嘉	國民黨	民進黨	周 荃	新 黨	廖學廣	無黨籍	
1	167	3.4	47.2	25.7	3.2	4.4	3.7	12.4	224966
2	256	7.1	29.0	39.1	4.4	5.6	3.6	11.2	586013
3	200	2.2	34.2	20.5	6.9	24.4	2.8	9.0	592970
4	285	4.0	35.3	30.5	4.6	9.5	3.5	12.5	743038
5	34	1.2	19.9	7.4	3.6	10.2	55.0	2.8	95073

從【表11】中，可以看出每個區隔間都有很大的差異。筆者將每個地區的定量分析描述如下：

1.第一區隔：國民黨最強區。

在本區中，國民黨得票能力在四成以上，新黨無從腐蝕國民黨的票源，得票率尚不及所有選票的一成。民進黨在此區雖無法與國民黨抗衡，但仍有約四分之一左右選票。此區林志嘉與周荃得票能力平平，廖學廣也沒有突出的表現。

2.第二區隔：民進黨最強區；林志嘉最強區。

在本區隔，民進黨有近四成的獲票能力，國民黨只能在三成左右徘徊。新黨表現不佳，只有不到一成的實力。本區隔同時也是林志嘉最強的地區，大約可以拿到每個村里的7.1%左右選票。廖學廣與周荃在本區隔內沒有什麼發揮的空間。

3.第三區隔：新黨最強區，但不具支配力；國民黨仍具一定實力。

第三區隔中國民黨雖然相對起來仍有優勢，維持在三成五以上的水準，不過已遭新黨的有力挑戰，新黨有約兩成五的搶票能力。民進黨在本區只有二成左右選票。林志嘉、廖學廣在本區隔中，在三黨的壓縮下，都沒有什麼得票能力，而相對其他區而言周荃在本區隔表現最好。

4.第四區隔：國、民兩黨均勢區。

在本區隔中，國民黨略勝一籌，有三成五以上選票，民進黨緊追在後，也有三成以上的掌控能力。新黨在本區還不及一成實力。林志嘉、廖學廣與周荃在本區都沒有表現。

5.第五區隔：廖學廣勢力區。

第五區隔是廖學廣的地盤，光廖學廣一個人就可以在本區內拿下過半的選票。國民黨只能拿下不到兩成的選票，新黨則在一成上下，民進黨在本區隔選票不及一成。就林志嘉、周荃而言，本區隔內也無從發揮。

選舉預測誤差控制的嘗試：以特質調整模型（JIA Model）為例

從以上的分析，可以大約看出各政黨與三組無黨籍候選人在1995年立委選舉的表現概況，進而劃分出政治版圖。這些總體資料的資訊有助於判定林志嘉與廖學廣的地盤所在，並在結合民調所得的個體資料之後，可以分析出政黨組織動員對於無黨籍候選人選票的衝擊。因此，在延伸模型中，應考慮環境系絡因素對於林志嘉與廖學廣的影響，才能真正貼近選舉結果。

5. 策略性考量

雖然在最後的政治版圖裡，區隔不出周荃真正的票源區，不過這並不代表周荃的票真能如民調所展現的那麼樂觀。當選戰進行到末期時，周荃的支持者發現她仍然處於落後群，那麼選民是有可能進行策略性投票的。周荃出身於新黨，在之前又是國民黨員，因此新黨與國民黨都可能成為周荃支持者策略性轉移的目標。此外，理論上應該有也支持周荃的選民，或基於反對國民黨政權的黑金政治、或因李登輝情結的作用，在策略性考量下轉移選票給民進黨的蘇貞昌。這幾種可能的策略性投票型態，都是本研究要考慮的狀況。

如果將選民最希望當選的候選人與第二希望當選的候選人之交叉列表，其結果如下表所示。從表中可以看出，最希望周荃當選的民衆，第二喜歡的候選人主要是蘇貞昌與楊泰順，其調整後殘差都大過1.96，是顯著偏高的情形。其次是廖學廣與謝深山。不過筆者認為可以排除廖學廣被周荃支持者策略性投票的可能，因為策略性投票給謝深山與蘇貞昌，可能是基於怕選票浪費而轉投，投給楊泰順則是因為政黨因素而轉投，廖學廣的呼聲不高，與新黨路線也不同，可能性應該較低。因此筆者只將周荃之策略性投票鎖定在三大黨的候選人。

表12 台北縣民最希望當選與第二希望當選的候選人之交叉列表

		第二希望當選者								總和
		謝深山	蘇貞昌	楊泰順	林志嘉	廖學廣	周 荃	其他	無反應	
最希望當選者	謝深山 個數	0	46	5	52	23	29	22	21	198
	調整後殘差	-4.4	8.7	1.1	9.1	2.9	6.0	3.5	-13.8	
	蘇貞昌 個數	64	0	2	60	46	21	36	22	251
	調整後殘差	11.5	-5.0	-1.1	9.0	8.0	2.2	6.4	-16.4	
	楊泰順 個數	5	2	0	3	2	2	6	0	20
	調整後殘差	2.9	0.4	-0.6	0.9	0.6	0.9	4.7	-5.1	
	林志嘉 個數	29	40	8	0	24	21	10	22	154
	調整後殘差	5.5	8.9	3.7	-4.1	4.6	4.6	0.4	-11.0	
	廖學廣 個數	13	20	5	18	0	13	10	8	87
	調整後殘差	2.6	5.5	3.2	3.9	-2.6	4.0	2.4	-9.0	
最希望當選者	周 荃 個數	9	13	5	7	10	0	5	4	53
	調整後殘差	2.6	4.6	4.6	1.1	3.6	-1.8	1.2	-7.2	
	其他 個數	0	0	0	0	0	0	0	137	137
	調整後殘差	-3.5	-3.6	-1.6	-3.9	-3.3	-3.0	-3.0	10.9	
	無反應 個數	0	0	0	0	0	0	0	657	657
	調整後殘差	-9.7	-9.8	-4.3	-10.6	-9.1	-8.2	-8.3	29.9	
	總和	120	121	25	140	105	86	89	871	1557

卡方值 = 1699.865 df = 49 Sig. = 0.000

而選民最希望當選與最不希望當選的候選人交叉如【表13】所示。

表13 台北縣民最希望當選與最不希望當選的候選人之交叉列表

		最不希望當選者								總和
		謝深山	蘇貞昌	楊泰順	林志嘉	廖學廣	周 荃	其他	無反應	
最希望當選者	謝深山 個數	0	49	11	6	31	23	10	69	199
	調整後殘差	-4.2	9.3	-0.2	0.4	5.8	-0.3	-1.5	-4.8	
	蘇貞昌 個數	33	0	31	12	21	52	16	86	251
	調整後殘差	4.1	-5.1	4.8	2.4	1.5	4.6	-0.8	-5.6	
	楊泰順 個數	2	3	0	2	1	3	1	7	19
	調整後殘差	0.6	1.3	-1.1	2.2	-0.2	0.5	-0.4	-1.2	
	林志嘉 個數	25	30	12	0	15	28	12	32	154
	調整後殘差	4.7	5.6	1.1	-2.1	1.8	2.4	0.1	-7.8	
	廖學廣 個數	22	8	5	4	0	20	7	20	86
	調整後殘差	6.9	0.5	0.0	1.3	-2.5	3.3	0.2	-5.2	
最希望當選者	周 荃 個數	5	8	6	3	6	0	1	23	52
	調整後殘差	0.7	2.0	1.8	1.5	1.6	-2.7	-1.6	-0.9	
	其他 個數	7	8	5	6	6	20	24	61	137
	調整後殘差	-6.9	-0.9	-1.2	1.4	-1.0	0.9	4.5	-1.5	
	無反應 個數	16	17	21	7	18	42	48	487	656
	調整後殘差	-6.1	-6.6	-3.8	-3.2	-4.9	-5.9	-0.4	16.0	
	總和	110	123	91	40	98	188	119	785	1554

卡方值 = 578.083 df = 49 Sig. = .0.000

選舉預測誤差控制的嘗試：以特質調整模型（JIA Model）為例

周荃支持者最不希望當選的候選人，仍以蘇貞昌為最多，其調整後殘差為2.0，呈現顯著偏高的狀況。這或許是因為統獨立場的不同，所以造成支持者對候選人的偏好排列。

為了考量周荃的支持者策略性投票的可能，在延伸模型中就必須模擬計算支持者的策略性考量。舉例而言，最希望當選者是周荃、最不希望當選者是蘇貞昌、同時其第二喜歡的候選人是謝深山的選民，筆者將其暫時歸類為會投謝深山者，放進延伸模型中模擬運算。最後延伸模型會算出這位選民的一組機率，分別代表六位候選人的得票可能。而此組機率相較於較基礎模型的產出，會使周荃得票可能性降低、謝深山的得票可能性上升，而反應出選民策略性考量下的投票行為。

台北縣各候選人，每個人都有其不同的方程式，代表其延伸模型。國民黨謝深山的方程式如【式2】所示。

投票抉擇（含林志嘉支持者遭國民黨動員成功者、周荃支持者之策略性投票）

$$= \alpha + \beta_1(\text{政黨認同}) + \beta_2(\text{候選人取向}) \\ + \beta_3(\text{性別}) + \beta_4(\text{年齡}) + \beta_5(\text{省籍}) + \beta_6(\text{教育程度}) + \beta_7(\text{職業}) + \epsilon_0$$

【式2】

而民進黨蘇貞昌，要考量的因素就更多。其方程式如下：

投票抉擇（含廖學廣支持者遭國民黨動員成功者、周荃支持者之策略性投票）

$$= \alpha + \beta_1(\text{政黨認同}) + \beta_2(\text{候選人取向}) \\ + \beta_3(\text{性別}) + \beta_4(\text{年齡}) + \beta_5(\text{省籍}) + \beta_6(\text{教育程度}) + \beta_7(\text{職業}) + \epsilon_0 \\ + \beta_8(\text{民進黨前縣長尤清的在位者表現})$$

【式3】

新黨的楊泰順，其方程式如【式4】所呈現。

投票抉擇（含周荃支持者之策略性投票）

$$= \alpha + \beta_1(\text{政黨認同}) + \beta_2(\text{候選人取向}) \\ + \beta_3(\text{性別}) + \beta_4(\text{年齡}) + \beta_5(\text{省籍}) + \beta_6(\text{教育程度}) + \beta_7(\text{職業}) + \epsilon_0$$

【式4】

選舉研究

無黨籍林志嘉，則由於國民黨的強制動員，所以必須考慮環境系絡分析所得的結果，做些微調整。其方程式如【式5】。

投票抉擇（排除因國民黨動員而流失者）

$$= \alpha + \beta_1(\text{政黨認同}) + \beta_2(\text{候選人取向}) \\ + \beta_3(\text{性別}) + \beta_4(\text{年齡}) + \beta_5(\text{省籍}) + \beta_6(\text{教育程度}) + \beta_7(\text{職業}) + \epsilon_0$$

【式5】

無黨籍廖學廣，則因為同質性與蘇貞昌較高，選票有可能被民進黨吸收，因此也必須參考環境系絡分析的結果。其方程式如下

投票抉擇（排除因民進黨動員而流失者）

$$= \alpha + \beta_1(\text{政黨認同}) + \beta_2(\text{候選人取向}) \\ + \beta_3(\text{性別}) + \beta_4(\text{年齡}) + \beta_5(\text{省籍}) + \beta_6(\text{教育程度}) + \beta_7(\text{職業}) + \epsilon_0$$

【式6】

無黨籍的周荃，是從新黨中出走的。不論是新黨本身或者是周荃自己，在環境系絡因素的分析中，都沒有強勢的票源區。不過周荃的支持者必須考量策略性投票之可能，其選票可能流向謝深山、蘇貞昌與楊泰順。其方程式如下：

投票抉擇（排除因策略性投票轉投他人者）

$$= \alpha + \beta_1(\text{政黨認同}) + \beta_2(\text{候選人取向}) \\ + \beta_3(\text{性別}) + \beta_4(\text{年齡}) + \beta_5(\text{省籍}) + \beta_6(\text{教育程度}) + \beta_7(\text{職業}) + \epsilon_0$$

【式7】

(二)延伸模型的變項產出

【表14】至【表19】是台北縣各候選人的延伸模型變項狀況。

選舉預測誤差控制的嘗試：以特質調整模型（JIA Model）為例

表14 國民黨謝深山的台北縣延伸模型產出狀況

Variable	投給/不投給謝深山		
	B	Sig	Exp (B)
政黨支持		0.0000	
非常支持國民黨	1.6244	0.0003	5.0755
普通支持國民黨	1.0040	0.0005	2.7293
偏國民黨	1.3158	0.0149	3.7276
非常支持民進黨	-2.1516	0.0114	0.1163
普通支持民進黨	-0.8731	0.0203	0.4177
偏民進黨	-0.0423	0.9435	0.9586
非常支持新黨	0.0593	0.9218	1.0611
普通支持新黨	-0.1985	0.6498	0.8199
偏新黨	-1.0512	0.4878	0.3495
非常支持建國黨	-4.1432	0.6658	0.0159
普通支持建國黨	0.4799	0.7028	1.6159
偏建國黨	-3.9729	0.8426	0.0188
謝深山形象相對優勢	0.2242	0.0000	1.2513
性別（男）	-0.0968	0.6720	0.9077
年齡		0.8673	
20-29歲	-0.8684	0.3854	0.4196
30-39歲	-1.1002	0.2704	0.3328
40-49歲	-0.8954	0.3722	0.4084
50-59歲	-0.8007	0.4511	0.4490
60歲以上	-0.8770	0.4225	0.4160
省籍		0.5720	
本省客家人	1.1113	0.5498	3.0384
本省閩南人	1.2890	0.4789	3.6291
大陸各省市人	1.4913	0.4167	4.4429
原住民	-0.0342	0.9865	0.9664
教育程度		0.1313	
小學及以下	-1.1906	0.5771	0.3040
國、初中	-0.4063	0.8484	0.6661
高中、職	-0.9978	0.6393	0.3687
專科	-0.9356	0.6631	0.3923
大學及以上	-0.3111	0.8851	0.7327
職業		0.2571	
高、中級白領	0.9719	0.4384	2.6429
中低、低級白領	0.6151	0.6264	1.8498
農林漁牧	2.2933	0.1298	9.9075
藍領	0.7356	0.5616	2.0868
常數項	-1.5011	0.6235	

模型 卡方值 = 315.571 自由度 = 32 正確判斷率 = 81.68% 分析樣本數 = 759

適合度 卡方值 = 566.434 自由度 = 726 z = -4.434

表15 民進黨蘇貞昌的台北縣延伸模型產出狀況

Variable	投給/不投給蘇貞昌		
	B	Sig	Exp (B)
政黨支持		0.0011	
非常支持國民黨	-1.2958	0.0222	0.2737
普通支持國民黨	-0.8990	0.0055	0.4070
偏國民黨	-1.0467	0.1347	0.3511
非常支持民進黨	1.6392	0.0079	5.1510
普通支持民進黨	0.5035	0.1095	1.6545
偏民進黨	0.6466	0.2625	1.9090
非常支持新黨	-0.2711	0.6901	0.7626
普通支持新黨	-0.2163	0.6063	0.8055
偏新黨	-1.7162	0.3483	0.1798
非常支持建國黨	6.0132	0.6527	408.7808
普通支持建國黨	-1.3293	0.4096	0.2647
偏建國黨	2.8916	0.9304	18.0214
蘇貞昌形象相對優勢	0.2166	0.0000	1.2419
性別（男）	-0.2184	0.3402	0.8038
年齡		0.8832	
20-29歲	0.6010	0.6423	1.8239
30-39歲	0.7681	0.5500	2.1557
40-49歲	0.6017	0.6418	1.8251
50-59歲	0.7185	0.5918	2.0514
60歲以上	0.1680	0.9032	1.1829
省籍		0.2342	
本省客家人	-0.0388	0.9824	0.9620
本省閩南人	0.4593	0.7895	1.5830
大陸各省市人	0.6947	0.6898	2.0031
原住民	2.1043	0.2659	8.2012
教育程度		0.9150	
小學及以下	0.5673	0.9036	1.7636
國、初中	0.1763	0.9700	1.1928
高中、職	0.3384	0.9424	1.4027
專科	0.2071	0.9648	1.2301
大學及以上	0.0823	0.9860	1.0858
職業		0.7382	
高、中級白領	0.2016	0.8416	1.2234
中低、低級白領	0.3649	0.7175	1.4403
農林漁牧	-1.3071	0.4155	0.2706
藍領	0.2188	0.8278	1.2446
對尤清做縣長表現滿意度		0.5589	
很不滿意	0.1259	0.7933	1.1342
不太滿意	0.2301	0.5400	1.2588
普通	0.4968	0.4000	1.6434
還算滿意	0.5616	0.1131	1.7534
很滿意	0.7039	0.2226	2.0216
常數項	-2.6956	0.5964	

模型 卡方值 = 391.350 自由度 = 37 正確判斷率 = 81.75% 分析樣本數 = 759

適合度 卡方值 = 546.286 自由度 = 721 z = -4.906

選舉預測誤差控制的嘗試：以特質調整模型（JIA Model）為例

表16 新黨楊泰順的台北縣延伸模型產出狀況

Variable	投給/不投給楊泰順		
	B	Sig	Exp (B)
政黨支持		0.3063	
非常支持國民黨	-13.4353	0.9236	0.0000
普通支持國民黨	-13.5225	0.8866	0.0000
偏國民黨	-9.1637	0.9669	0.0001
非常支持民進黨	-8.0867	0.9549	0.0003
普通支持民進黨	-8.9139	0.9210	0.0001
偏民進黨	-10.5406	0.9584	0.0000
非常支持新黨	4.6938	0.0002	109.2691
普通支持新黨	2.3245	0.0269	10.2213
偏新黨	3.1985	0.0678	24.4967
非常支持建國黨	-8.5209	0.9845	0.0002
普通支持建國黨	-9.0400	0.9854	0.0001
偏建國黨	-8.1457	0.9940	0.0003
楊泰順形象相對優勢	0.6052	0.0006	1.8316
性別（男）	-2.1060	0.0263	0.1217
年齡		0.6788	
20-29歲	8.3933	0.9858	4417.3841
30-39歲	8.0442	0.9864	3115.7838
40-49歲	6.4703	0.9891	645.7036
50-59歲	9.4111	0.9841	12222.8100
60歲以上	10.4780	0.9823	35526.3580
省籍		0.4837	
本省客家人	10.0182	0.9873	22431.2040
本省閩南人	10.8968	0.9861	54000.8660
大陸各省市人	8.6658	0.9890	5800.8071
原住民	19.5806	0.9752	318953391
教育程度		0.8930	
小學及以下	-19.0667	0.9825	0.0000
國、初中	-8.3141	0.9923	0.0002
高中、職	-8.3734	0.9923	0.0002
專科	-7.6993	0.9929	0.0005
大學及以上	-7.0680	0.9935	0.0009
職業		0.9919	
高、中級白領	8.9676	0.9757	7844.5622
中低、低級白領	8.7000	0.9764	6003.0023
農林漁牧	-1.6836	0.9964	0.1857
藍領	8.2964	0.9775	4009.3174
常數項	-22.5221	0.9851	

模型 卡方值 = 104.662 自由度 = 32 正確判斷率 = 98.63% 分析樣本數 = 759

適合度 卡方值 = 56.702 自由度 = 726 z = -27.443

表17 無黨籍林志嘉的台北縣延伸模型產出狀況

Variable	投給/不投給林志嘉		
	B	Sig	Exp (B)
政黨支持		0.2839	
非常支持國民黨	-1.4077	0.0716	0.2447
普通支持國民黨	-0.4649	0.2502	0.6282
偏國民黨	-0.0694	0.9287	0.9330
非常支持民進黨	-2.2753	0.0619	0.1028
普通支持民進黨	-0.9336	0.0418	0.3932
偏民進黨	0.2301	0.7319	1.2588
非常支持新黨	-1.5060	0.1600	0.2218
普通支持新黨	-0.7430	0.2019	0.4757
偏新黨	1.4702	0.2169	4.3503
非常支持建國黨	-5.7823	0.8236	0.0031
普通支持建國黨	0.3160	0.8351	1.3717
偏建國黨	-5.0736	0.9260	0.0063
林志嘉形象相對優勢	0.2136	0.0000	1.2381
性別（男）	0.0680	0.8244	1.0704
年齡		0.7562	
20-29歲	5.9955	0.7932	401.5994
30-39歲	6.0680	0.7907	431.8154
40-49歲	6.6503	0.7712	773.0533
50-59歲	6.4293	0.7786	619.7386
60歲以上	6.4453	0.7781	629.7502
省籍		0.5435	
本省客家人	-1.4651	0.4160	0.2311
本省閩南人	-1.9658	0.2670	0.1400
大陸各省市人	-2.1741	0.2226	0.1137
原住民	-7.1106	0.7299	0.0008
教育程度		0.5367	
小學及以下	4.7241	0.9050	112.6253
國、初中	3.8588	0.9223	47.4068
高中、職	4.7467	0.9045	115.2062
專科	4.8342	0.9028	125.7331
大學及以上	4.2775	0.9139	72.0571
職業		0.8871	
高、中級白領	1.7755	0.3447	5.9030
中低、低級白領	1.6473	0.3816	5.1928
農林漁牧	-3.8570	0.8249	0.0211
藍領	1.5904	0.3984	4.9058
常數項	-12.5777	0.7834	

模型 卡方值 = 169.374 自由度 = 32 正確判斷率 = 89.78% 分析樣本數 = 759

適合度 卡方值 = 352.490 自由度 = 726 z = -11.541

選舉預測誤差控制的嘗試：以特質調整模型（JIA Model）為例

表18 無黨籍廖學廣的台北縣延伸模型產出狀況

Variable	投給/不投給廖學廣		
	B	Sig	Exp (B)
政黨支持		0.9850	
非常支持國民黨	-9.3078	0.7734	0.0001
普通支持國民黨	-8.1748	0.7083	0.0003
偏國民黨	-0.4416	0.7098	0.6430
非常支持民進黨	-0.0413	0.9685	0.9595
普通支持民進黨	-0.2182	0.7052	0.8040
偏民進黨	-9.5741	0.8422	0.0001
非常支持新黨	-2.1729	0.1839	0.1138
普通支持新黨	-1.0030	0.2289	0.3668
偏新黨	-10.1246	0.9204	0.0000
非常支持建國黨	-7.8570	0.9431	0.0004
普通支持建國黨	1.4065	0.4693	4.0818
偏建國黨	-6.3865	0.9788	0.0017
廖學廣形象相對優勢	0.2321	0.0000	1.2613
性別（男）	0.4860	0.2941	1.6258
年齡		0.9188	
20-29歲	6.9452	0.9488	1038.2054
30-39歲	7.3318	0.9459	1528.0551
40-49歲	6.9130	0.9490	1005.2691
50-59歲	6.6268	0.9511	755.0790
60歲以上	5.8267	0.9570	339.2446
省籍		0.3078	
本省客家人	-4.3297	0.0473	0.0132
本省閩南人	-4.4818	0.0304	0.0113
大陸各省市人	-4.0367	0.0501	0.0177
原住民	-10.5623	0.8965	0.0000
教育程度		0.8768	
小學及以下	1.7397	0.9931	5.6954
國、初中	1.7318	0.9931	5.6509
高中、職	1.5836	0.9937	4.8726
專科	1.8719	0.9926	6.5006
大學及以上	0.6756	0.9973	1.9653
職業		0.0118	
高、中級白領	-3.8788	0.0005	0.0207
中低、低級白領	-2.9716	0.0044	0.0512
農林漁牧	-11.1877	0.8638	0.0000
藍領	-2.0142	0.0410	0.1334
常數項	-4.8745	0.9820	

模型 卡方值 = 141.867 自由度 = 32 正確判斷率 = 95.09% 分析樣本數 = 759

適合度 卡方值 = 158.726 自由度 = 726 z = -20.275

表19 無黨籍周荃的台北縣延伸模型產出狀況

Variable	投給/不投給周荃		
	B	Sig	Exp (B)
政黨支持		0.9889	
非常支持國民黨	-1.3327	0.3404	0.2638
普通支持國民黨	-0.3790	0.5534	0.6846
偏國民黨	-10.0845	0.8370	0.0000
非常支持民進黨	-7.7403	0.8209	0.0004
普通支持民進黨	-0.8019	0.2812	0.4485
偏民進黨	-8.0352	0.8799	0.0003
非常支持新黨	-0.5764	0.6464	0.5619
普通支持新黨	0.5236	0.4296	1.6881
偏新黨	-7.6407	0.9467	0.0005
非常支持建國黨	-8.3851	0.9347	0.0002
普通支持建國黨	-8.4282	0.9328	0.0002
偏建國黨	-7.0943	0.9768	0.0008
周荃形象相對優勢	0.3769	0.0000	1.4578
性別（男）	0.4944	0.3025	1.6395
年齡		0.4755	
20-29歲	-2.0694	0.1202	0.1263
30-39歲	-1.4978	0.2497	0.2236
40-49歲	-2.3887	0.0962	0.0918
50-59歲	-2.7597	0.1000	0.0633
60歲以上	-8.6146	0.7933	0.0002
省籍		0.8684	
本省客家人	8.5425	0.9575	5127.9842
本省閩南人	7.9617	0.9604	2869.0246
大陸各省市人	7.5587	0.9624	1917.3716
原住民	-1.4523	0.9938	0.2340
教育程度		0.9544	
小學及以下	8.6286	0.9661	5589.2317
國、初中	8.5647	0.9663	5243.0130
高中、職	9.1951	0.9638	9848.8170
專科	9.3762	0.9631	11803.5260
大學及以上	9.1797	0.9639	9698.5466
職業		0.0856	
高、中級白領	1.2840	0.7654	3.6109
中低、低級白領	2.1109	0.6244	8.2555
農林漁牧	4.7311	0.2968	113.4151
藍領	2.9697	0.4930	19.4868
常數項	-20.1008	0.9380	

模型 卡方值 = 124.177 自由度 = 32 正確判斷率 = 95.91% 分析樣本數 = 759

適合度 卡方值 = 163.920 自由度 = 726 z = -19.986

在【表14】謝深山的延伸模型中，政黨支持與謝深山形象相對優勢兩個變項，整體而言都達到 $p < 0.05$ 的顯著水準。認同謝深山形象的人，其投給謝深山的機率是不投他的1.3倍左右。在政黨支持變項中，非常支持國民黨、普通支持國民黨、偏國民黨、非常支持民進黨與普通支持民進黨五個類目顯著，前三者對國民黨有好感者，投不投謝深山的機率比都大於2.00，其中非常支持國民黨的人更高達5.00以上；後兩者比較支持民進黨的民衆則傾向不投謝深山，其中非常支持民進黨的人投不投謝深山的機率比不到0.12。

【表15】是民進黨蘇貞昌的延伸模型狀況。從表中可以發現也是政黨支持與蘇貞昌形象優勢最為顯著。認同蘇貞昌形象者，投與不投蘇貞昌的機率比約為1.2左右。在政黨支持中，非常支持國民黨、普通支持國民黨與非常支持民進黨三個類目顯著，其中支持國民黨的人傾向不投蘇貞昌，而非常支持民進黨者投蘇貞昌的機率是不投他的5.2倍上下。

新黨的楊泰順延伸模型，則如【表16】所示。楊泰順在形象相對優勢與性別兩個變項達到 $p < 0.05$ 的顯著水準。認同楊泰順形象的人，投不投他的機率比約為1.83，而男性較不青睞楊泰順，投不投他的機率比是0.12。政黨支持整個變項雖然不顯著，不過在非常支持新黨與普通支持新黨兩個類目上顯著，其中非常支持新黨的人，投給楊泰順的機率高達不投他的100.0以上。

【表17】是無黨籍林志嘉的延伸模型。整體而言，只有林志嘉形象相對優勢一個變項達到 $P < 0.05$ 的顯著水準，認同林志嘉形象的人，投不投他的機率比約為1.23。就類目來看，普通支持民進黨的人有不投林志嘉的傾向，投不投他的機率比在0.39上下。

【表18】是無黨籍廖學廣的變項產出狀況。從表中看來，廖學廣形象優勢與職業兩個變項整體顯著，認同他形象的人，投不投他的機率比約為1.26。此外，本省客家人、本省閩南人、高中階白領、中低階白領與藍領階級幾個類目也是顯著。這些人都有不投廖學廣的傾向，其中本省閩南人投廖學廣的機率只有不投他的百分之一左右。

【表19】是無黨籍周荃的延伸模型概況。其中只有周荃形象相對優勢一個變項整體而言有 $P < 0.05$ 的顯著水準。認同周荃形象的人，投給周荃的機率大約是不投她的1.5倍左右。

台北縣的延伸模型，對於六組候選人的得票率預測，筆者整理於【表20】中。

表20 台北縣基礎模型、延伸模型與實際得票率之比較

預測方式		國民黨 謝深山 %	民進黨 蘇貞昌 %	新黨 楊泰順 %	無黨籍 林志嘉 %	無黨籍 廖學廣 %	無黨籍 周荃 %	平均 誤差 %
基礎模型	預測值	26.99	31.27	1.87	21.60	11.27	7.00	7.183
	與實際差距	-11.68	-9.40	-0.47	10.60	6.25	4.70	
延伸模型	預測值	34.55	38.62	2.36	13.38	5.29	5.80	2.057
	與實際差距	-4.12	-2.05	0.02	2.38	0.27	3.50	
實際得票率		38.67	40.67	2.34	11.00	5.02	2.30	----

從【表20】中看來，由於延伸模型比較深入地考量了台北縣長選舉的實際狀況，因此比基礎模型更貼近選舉結果。在基礎模型中，平均誤差有7.183%，主要是因為低估了朝野三政黨的得票率而高估無黨籍的得票能力。在延伸模型中，加入了政黨動員的影響力以及選民的策略性考量，使得三位無黨籍候選人的得票率預測值都降低，因此平均誤差降為2.057%。雖然這個數字還不是很人滿意，不過因為台北縣電訪案的成功樣本數是1557，在百分之九十五的信心水準下抽樣誤差是正負2.53個百分點。延伸模型的預測，已經落在抽樣誤差之內。

五、結論

在本文中，筆者討論了選舉預測中，研究者可能面臨的誤差來源，並分別分析這些誤差如何改善。在各種誤差中，由於所處時空環境的限制，有許多誤差已經不是研究者力所能及的，唯一能從現有資料中進行誤差控制的，是由於受訪者無反應所帶來的誤差。因此目前各界所使用的選舉預測模型，大都是從無反應者的改善來體現誤差控制。

特質調整模型是運用對數迴歸來計算無反應者的投票抉擇機率，以降低無反應者的不確定性。在本文中，筆者以1997年的台北縣長選舉為例，進行模型操作的說明，事實上在同年度的縣市長選舉中，筆者也曾探討其餘地區（范凌嘉，1999b）。以特質調整模型進行預測之結果如【表21】所呈現。

選舉預測誤差控制的嘗試：以特質調整模型（JIA Model）為例

表21 各縣市基礎模型與延伸模型狀況一覽表

縣市名稱	成功樣本數 (抽樣誤差) (註五)	基礎模型 平均誤差 A %	延伸模型 平均誤差 B %	延伸模型 誤差改良率 (A-B) / A %	是否正確 預測當選人	延伸模型 使用變項
基隆市	1081 (3.04 %)	3.513	2.667	24.082	是	綠色執政評價 前任在位者表現
台北縣	1557 (2.53 %)	7.183	2.057	71.363	是	前任在位者表現 環境系絡因素 策略性考量
桃園縣	1074 (3.05 %)	5.353	5.240	2.111	是	議題取向 現任在位者表現
新竹市	1085 (3.04 %)	2.467	1.713	30.563	是	議題取向 前任在位者表現
台中市	1087 (3.03 %)	0.650	0.305	53.077	是	策略性考量 前任在位者表現
彰化縣	1074 (3.05 %)	1.187	0.280	76.411	是	派系取向 賄選效力 現任在位者表現
臺南市	1086 (3.03 %)	3.167	2.554	19.356	是	策略性投票
台南縣	1095 (3.02 %)	2.110	0.140	93.365	是	現任在位者表現

從【表21】中可以看出，各縣市的基礎模型預測之平均誤差良莠不齊，表現最差的是台北縣，其平均誤差為7.183%，若以百分之九十五的信心水準來看已超過抽樣誤差；表現比較好的是台中市，平均誤差僅為0.650%，已經相當精確。

然而在各縣市加進了各地特質的考量之後，除了桃園縣之外，預測的準確度大幅提高。桃園縣之所以不準，是因為問卷中所詢問之候選人名單與後來實際競選者不符，同時民調施測時間距離選舉過久。除了桃園之外，各地的預測誤差都已小於百分之九十五信心水準的抽樣誤差，從而達到誤差控制的意義。

一般在對數迴歸模型的預測中，都是去計算每位受訪者對於每組候選人的可能投票機率，然後比較其間候選人的機率大小，去判斷這位受訪者的投票意向。同時，隨著研究者的目的不同，此種方式也有不同的應用層次。以模型來預測的人，純粹去比較機率大小、並判斷樣本的投票可能，以進行選舉預測；而以模型來補足未表態者之投票意向

選舉研究

的研究者，則就已表態者的變項排列與分佈狀況，推估未表態者的投票對象，並將未表態者的預測值與以表態者的次數分配相結合，達到插補樣本的目標。無論是什麼方式，模型所計算的機率最後都會被放在天平上做比較，然後強迫預測方式中的每一位受訪者，一定要有一個最終的投票對象預測。

本文直接以模型所估算的機率值分佈，做為受訪者投票可能的呈現。譬如說三個候選人競爭的選區，受訪者都有三個介於零與一的機率，分別表示這位選民投給三個人的或然率。研究結果發現此種方式確實能將選民的動態掌握得相當精準，使得選民的投票意向不再那麼武斷。

之所以要這麼處理，是為了反應政治學理論中有關不確定性的相關論述。由於種種的原因，使得選民在接受訪問時表態的一剎那，與進投票所投票的一瞬間，所想的投票對象不見得相同，因此民調上所反應的答案，呈現出選民的不確定性。如果以一組或然率來表示選民的投票意向，不但可以避免貿然相信錯誤答案所造成的損失，也可以比較接近選民真正的心理狀態。因此，善用對數迴歸模型之中的機率值，可以較精確地反應出選民的心理狀態，回應理論中對於不確定性的描述。

當然，此種處理方式只能說是比傳統的對數迴歸模型合理些而已，至於到底與現實狀況接近到什麼程度，還需要進一步的研究與驗證。筆者以為適當的驗證方式是透過固定樣本連續訪問法，針對選民數次民調中、對於同一項選舉的表態做紀錄與觀察，最後將選民的變化情形與模型所得的機率值做比對與檢定，才能知道此種處理方式與現實狀況的真正差別。

參考文獻

I. 中文部份：

何金銘

1994 「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」，《選舉研究》，第一卷第一期：111-146。

何思因、吳釗燮

1996 「台灣政黨體系之下的政黨認同新概念」，政大選舉研究中心「選舉制度、選舉行為與台灣地區政治民主化」學術研討會。

選舉預測誤差控制的嘗試：以特質調整模型（JIA Model）為例

范凌嘉

- 1999a 「Logistic Regression 在選舉預測上的應用——不確定性的處理」，政大選舉研究中心「民意調查與研究方法」學術研討會。
- 1999b 「台灣縣市長的選舉預測模型：一個基礎模型的建立及其應用」，國立政治大學政治學系碩士論文。

林全洲

- 1996 「台北縣：外來人口大本營，政壇新陳代謝快」，張昆山、黃政雄主編，**地方派系與台灣政治**，台北：聯合報社：51-70。

林瓊珠

- 1998 「台灣政黨體系重組過程之研究：一九九一年至一九九六年」，國立政治大學政治學系碩士論文。

洪永泰

- 1994 「選舉預測：一個以整體資料為輔助工具的模型」，**選舉研究**，第一卷第一期：93-110。
- 1996 「1996年的總統選舉預測：統計應用於社會科學的例子」，**科學月刊**，第二十七卷第八期：649-654。

陳明通

- 1995 **派系政治與台灣政治變遷**，台北：月旦出版社。

陳陸輝

- 1995 「統獨立場與選民的政治態度與政治參與」，行政院國家科學委員會研究計畫「台灣省長選舉選民投票行為之科際整合研究」，政大選研中心執行，計畫編號 NSC 84-2414-H-004-027 Q3。

盛杏湲

- 1998 「選民的投票決定與選舉預測」，**選舉研究**，第五卷第一期：37-76。

張紜炬

- 1986 「七十五年台北市區域立法委員選舉得票率統計預測與比較」，**中國統計學報**，第二十四卷第十二期：6-26。

梁世武

- 1996 **選舉預測：一九九四年台北市長選舉中「候選人形象指標」預測模型之驗證**，台北：華泰書局。

蔡孟熹

- 1997 「台灣民衆族群認同、統獨立場與政黨偏好變遷之研究-1991-1996年之分

選舉研究

析」，國立政治大學政治學系碩士論文。

劉文卿

1995 「台北市長選舉之基因預測模型」。選舉研究，第二卷第一期：1-16。

劉念夏

1998 「1997年縣市長選舉預測方法之比較：最高形象評分預測法（VI）、洛基模型預測法（LOGIT）以及政治版圖亞當預測法（ADAM）」，世新大學「民調、策略、廣告與選舉研究」論文研討會。

劉義周

1995 「台灣的政黨體系」，問題與研究，第三十四卷第十期：1-10。

1997a 「選舉預測：一個簡單理論的試驗」，中國政治學會「邁入新世紀的台灣政治」學術研討會。

1997b 「政治學概念測量的困難：政黨認同的實例」，政大政治系「政治學研究方法」學術研討會。

謝復生、牛銘實與林慧萍

1995 「民國八十三年省市長選舉中之議題投票：理性抉擇理論之分析」。選舉研究，第二卷第一期：77-92。

II. 英文參考書目

Bertels, M. Larry

1986 "Issue Voting Under Uncertainty: An Empirical Test," *American Journal of Political Science*, vol.30 : 709-728.

1988 *Presidential Primaries and the Dynamics of Public Choice*. Princeton : Princeton University.

Crespi, Irving

1988 *Pre-election Polling : Sources of Accuracy and Error*. New York : Russell Sage Foundation.

Dawns, Anthony

1957 *An Economy Theory of Democracy*. New York : Harper and Row Press.

Enelow, James and Melvin J. Hinich

1981 "A New Approach to Voter Uncertainty in the Downisian Spatial Model," *American Journal of Political Sscience*, vol.25 : 483-493.

1983 *The Spatial Theory of Voting-An Introduction*. Cambridge : Cambridge Uni-

選舉預測誤差控制的嘗試：以特質調整模型（JIA Model）為例

- versity Press.
- Kelley, Stanley, Jr. and Thad W. Mirer
1974 "The Simple Act of Voting." *The American Political Science Review*, vol.62 : 572-591.
- Markus, Gregory B. and Philip E. Converse
1979 "A Dynamic Simultaneous Equation Model of Electoral Choice," *The American Political Science Review*, vol. 73 : 1055-1070.
- Mitofsky, Warren J.
1998 "Poll Review : Was 1996 Worse than 1948 ?" *Public Opinion Quarterly*, vol.62 : pp. 230-249.
- Perry, Paul
1979 "Certain Problems in Election Survey Methodology," *Public Opinion Quarterly*, vol.43 : 312-325.
- Rosenston, Steven J.
1983 *Forecasting Presidential Elections*. New Haven : Yale University.

註 釋

- 註 一：例如 Gallup、ABC/Harris 與 NBC/AP 等民調單位。可參見 Rosenstone (1983: 31)。
- 註 二：若受訪者直接提供中意候選人，則予以採納。此外，問卷中加入一題「受訪者覺得政黨、候選人與政見哪一項最重要」，若選民無中意候選人時，便以此題答案判斷選民所據以投票的選擇標準。
- 註 三：包含未指明中意候選人與未提供選擇標準者。
- 註 四：原始模型中包括性別、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、助選員數與政見會數等十個變數為自變項。在研究過程中，發現政黨提名、現任公職、競選人數與經過整合產生的競選投入，對得票結果具顯著影響力。
- 註 五：此處所指之抽樣誤差，是指在百分之九十五的信心水準下的抽樣誤差。

An Attempt to Reduce the Error of Election Prediction: JIA Model

Ling-Jia Fan*

Abstract

There are three types of error in Taiwan's election prediction: errors from survey process, transplanting of measure scale, and no response voter. This paper try to reduce the error of election prediction via "Joined Idiosyncrasies Adjusted Model" (JIA Model). JIA Model was operated by two stages. First, I compute a basic model, which reflects some general factors in every county. Secondly, I design extended model to adjust the output of basic model. In JIA Model, I try to use logistic regression to compute the candidate's ballots, and present the final prediction in probability.

In this paper, I try to explain in example of 1997 Taipei Mayoral Election. I consider the factors of issue orientation, strategic voting, social context and political map. JIA Model made the error less than sampling errors.

Keywords: Election Prediction, Uncertainty, Logistic Regression, Voting Behavior, No Response Voter.

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