

# 多層模型於選民投票行為研究的應用：以 2004 年總統選舉為例\*

黃 信 豪\*\*

- 一、前 言
- 二、台灣選民投票行為的多層理論建構
- 三、多層模型的原理與分析邏輯
- 四、個體層次的實證分析
- 五、總體層次的實證分析
- 六、選民投票行為的綜合性解釋
- 七、討論與結論

近年來，「多層模型」逐漸受到教育學與社會學界所重視，主要在於該估計方法能有效地結合總體資料與個體資料所各自具有的資料特性，探求個人於所處不同社會環境的差異效果。然而，該分析模式於國內政治學界尚未受到重視，在本文中，筆者介紹多層模型的估計原理與運作邏輯，

---

\* 作者感謝行政院國科會社會科學研究中心「台灣選舉與民主化調查研究」所提供的 2004 年總統大選的面訪調查資料。本論文初稿「多層模型估計於選民投票行為的應用：以「台灣選舉與民主化調查研究—2004 年總統大選」為例」發表於「台灣選舉與民主化國際學術研討會：2004 總統大選」國際學術研討會，台灣選舉與民主化調查規劃與推動委員會主辦，台北：東吳大學國際會議廳，2005 年 5 月 22 日。論文宣讀時，承蒙評論人台灣大學政治系洪永泰教授之建議與指正，也感謝兩位匿名審查人的寶貴意見，使本文經修改後更具參考價值，當然，文中所有觀點以及任何疏漏，概由作者負責。

\*\* 政治大學政治學系博士班研究生。E-mail: hsinhao@alumni.nccu.edu.tw  
投稿日期：二〇〇五年九月八日；接受刊登日期：二〇〇六年二月十三日。  
東吳政治學報/2005/第二十一期/頁 161-201。

並嘗試以經驗研究最受到重視的研究標的—「選民投票行為」，進行多層的實證分析，探索我國選民於 2004 年總統選舉投票行為的社會系絡效應。

由於資料的限制，使研究成果無法推論至所有縣市，但筆者冀希透過此一估計模式的介紹與實際的操作，提供未來欲從事個人政治價值、態度或政治行為的社會系絡效應之研究者，進一步的思考方向。

**關鍵詞：**多層模型、社會系絡、投票行為

## 一、前言

選民的「投票行為」可說是國內外經驗政治研究者皆相當關注的研究主題。大體來說，針對「投票行為」的研究，資料來源分為總體層次資料與個體層次資料兩者，前者以過去的投開票記錄，在特定的分析單位上（如投開票所、村里、鄉鎮市等）從事政治系絡（context）為立基的解釋，國內有系統的相關研究，當屬洪永泰（1994）的政治版圖首開其端，他以投開票所為單位的總體資料，運用集群分析判斷政黨的政治版圖，但如此的操作則預設了在不同的時間點下，投給特定政黨的是同一群人（徐永明，2000：173），因而黃紀（2001）與徐永明（2001）便運用了King（1997）的區位推論（Ecological Inference）模型，<sup>1</sup>嘗試以總體資料分析來對選民投票行為進行跨層次推論。另一方面，個體層次的民意調查資料則是以選民為母群體進行機率抽樣，透過統計分析的模型建構，探索選民從事政治行動的背後動機、來源與思考模式，進行理論驗證。雖然，國內學界分別對於兩種不同類型的相關資料，已累積了相當可觀的研究成果，然而由於分析單位與資料性質的不同，總體資料與個體資料的解釋與推論範圍可說各有所長，但同時也各自具有限制。

近年來，多層模型（Multilevel Models）逐漸受社會學與教育學界重視，<sup>2</sup>即在試圖解決上述兩者不同資料長久存在的鴻溝。在應用上，總體層次著重於社會系絡的解釋效果，個體層次則關注以個人背景、心理特質與認知的解釋途徑，兩者皆具一定理論背景，但在分析單位的相異下，結合兩者不同性質資料的分析則往往較不可得。而多層模型的立基便在於以個體調查資料為

- 
1. King（1997）的區位推論（Ecological Inference）模型，主要以特定地區選票變動的幅度作為依變項，探討兩個時間點選票轉移的趨勢。
  2. 所謂多層模型（Multilevel Models）或稱階層線性模型（Hierarchical Linear Modeling）、多層線性模型（Multilevel Linear Modeling）等不同名詞，其在實質分析邏輯並無太大差異，在這裡筆者稱為「多層模型」，最主要的原因是本文的分析將以二元依變項（投票對象），來進行多層模型的估計。

前提下，進行總體效果的探索，結合了個體層次與總體層次對依變項的影響，除了具有改善個體分析單位的估計、建構與檢驗跨層次效果的影響外，也區分不同層次變異與成分的共變效果 ( Bryk and Raudenbush, 1992: 5 )。

在當前國內外的政治學領域中，多層模型的應用也開始受到關注。目前少數與政治學相關的文獻中，Jones等人 ( 1992 ) 以個人、地域與選區等三個層次來分析英國選民的投票行為，驗證了系絡效應對於選民投票行為的影響。Yang等 ( 2000 ) 的研究，則是以時間、選區與個人三層次，來建構英國選民跨時投票行為模型，探討政黨執政蜜月期的選民思考模式。Steenbergen與Jones ( 2002 ) 的研究，則是以支持歐盟程度為標的，採用個人、政黨與國家三層次來探索歐洲民眾支持歐盟的因素。在國內少見的相關研究成果中，則僅有Huang ( 2004 ) 以國家為總體層次，來探討八個伊斯蘭教國家，民眾為何支持政治伊斯蘭的區域研究。<sup>3</sup>

即便如此，國內政治學界對於「多層模型」本身操作原理與邏輯，仍是較為陌生的，有鑑於多層模型分析日益受到關注，本文將嘗試對此一新興估計模式的原理與分析邏輯，進行概括的介紹，並將以台灣選舉與民主化調查研究 ( 以下簡稱 TEDS )，針對 2004 年總統選舉的面訪調查資料為例，從事多層模型的實證分析，探索台灣選民投票行為社會系絡的影響效果。由於既有資料的限制與國內的相關研究尚屬缺乏，故筆者將本研究定位為探索式 ( exploratory ) 的初探研究，而非理論驗證式 ( confirmative ) 之研究，將重點著重於「多層模型」的操作化過程，希望尋求社會系絡影響選民投票抉擇的可能效應，在理論上提供未來進一步的研究方向。

以下，筆者透過文獻探討與資料性質描述的方式，嘗試建構解釋選民投票行為的多層理論；其次將對於多層模型的原理與分析邏輯進行說明；在資料驗證的部分，首先將就個體層次建構政治學界一般關注的投票行為模型，

---

3. 除此之外，國內關注「調查研究」方法論的學者，也嘗試以多層分析來探索訪問過程中所可能具有的訪員效應，相關著作可參閱楊孟麗 ( 2002 ) 與杜素豪 ( 2004 ) 。

並加入多層模型的分析結果，提出綜合性的解釋；在討論與結論的部分，筆者則是對多層模型，提出看法與心得。

## 二、台灣選民投票行為的多層理論建構： 以「縣市」作為總體分析單位的解釋

個體資料統計模型的建立與分析，是過去國內研究「投票行為」的主要方式，在理論部分大多引用美國社會學、社會心理學與理性抉擇模式等三個主要途徑來賦予解釋。其中，社會學途徑主要由個人所處於社會的「相對位置」來解釋民眾投票行為（Lazarsfeld et al., 1944）；社會心理學派則認為選民的投票抉擇，是依據於個人的心理依附而來，此學派提出了政黨認同、議題立場與候選人評價，將是影響選民投票對象的三個主要因素，其中政黨認同被認為是貫穿影響選民投票行為的主軸，跨時而言也具有很高的穩定性（Campbell et al., 1960: 121），讓「政黨認同」的概念成為往後研究選民投票行為的最重要，也是最普遍受到關注的因素（劉義周，1996：2）；另外，理性抉擇學派認為每一個人都是理性自利的經濟人，將以「期望利益」的大小來決定是否投票與投票對象（Downs, 1957），此一解釋途徑也提供了更嚴謹的理論架構，以及預測的可能性（Niemi and Weisberg, 2001: 1-19）。

至今，這些解釋途徑已多被學界所接受，並廣泛應用在不同國家、社會環境與政治系絡下選民投票行為的解釋。在國內的研究成果中，也累積了獨特的解釋模式，包括在台灣社會系絡下，區別選民不同集群最重要向度的「省籍」原生背景（何思因，1991；陳義彥，1994）、先前所述的「政黨認同」（徐火炎，1993；劉義周，1996）、「統獨立場」（盛杏澐，2002）、<sup>4</sup>以及對「執政黨評價」（Fiorina, 1981: 164-175；黃秀端，1994；王柏燿，2004）

---

4. 統獨立場在台灣特殊政治環境下，就如同美國種族問題一般，可被視為一簡單議題（盛杏澐，2002：45），而在台灣民眾政治行為的解釋上，也是一個相當重要的變項。

等，<sup>5</sup>這些因素都是廣為學界所認知，長期影響台灣選民投票行為的重要解釋變項。<sup>6</sup>

既然探討的是「個人」的投票抉擇，研究的分析架構與單位以個體為出發點，便是相當理所當然的。但事實上選民的投票行為很可能是一種出自於團體的經驗，所處的社會環境是可能對於個人的投票決定產生影響的；<sup>7</sup>此外，投票行為的研究若僅關注於個體層次的差異，對於社會學的「相對位置」說並無進一步驗證的作用，最主要的問題在於，純粹的個體分析無法驗證不同社會系絡下因果關係的差異。

如此而論，多層分析在選民投票行為的研究中，於理論上的貢獻將主要在社會學途徑解釋的理論驗證，運用在台灣的環境下，研究者應如何「分層」？何種層次特性才具分析與理論建構上的意義？以當前學界統合各校資源與規模最大的TEDS面訪計畫為例，該計畫的抽樣設計以都市化程度、財政收支、人口老化與醫療資源等因子進行第一階段各鄉鎮市分層作為取樣標準，再以等距的方式抽出鄉鎮市及村里，包括大台北及大高雄地區共分為九層，<sup>8</sup>在蒐集資料過程中已預設層內系絡個人的同質性，以及層級間異質性的存在。然而，台灣政治環境與政黨得票表現差異多存於地域之間，「北藍南

---

5. 在此，筆者主要採用回顧型投票（retrospective voting）的觀點，其根本的論述在於「選民原則上扮演的是對過去的事件、表現與行動的評價者，選民就其所認知的來表達贊同與駁斥，而非考慮未來的承諾」（Key, 1966: 61），在意涵上學界多將其視為選民理性考量依據的操作化變項，當然，另一種經濟投票的觀點則還包括了前瞻型投票（prospective voting），進一步的討論，可見Miller與Wattenberg（1985）的著作。

6. 有關可能影響台灣選民投票行為之因素，相關研究成果甚多，筆者僅列出部分著作，但這些變項對於投票行為的影響力可說是已成為國內學界的共識。

7. 所謂的「社會環境」，進一步來說可區分社會系絡（social context）與社會網路（social network）兩個不同的意涵，系絡指的是結構所加諸個人的生活空間，網路則是指個人所主動建構的交往範圍（Huckfeldt and Sprague, 1987: 1200），此兩者間或許有重合或各自獨立的部分，但一般來說，前者的範圍較大於後者。

8. 請見2002年至2004年「台灣選舉與民主化調查」三年期研究規劃（II）：民國九十二年民主化與政治變遷民調案TEDS2003，國科會專題研究計畫（NSC 92-2420-H-001-004）結案報告，附錄六抽樣說明。

綠」、「南方政治」的現象，近來也受學界關注(徐永明，2000)，如以TEDS取樣的分層方式進行多層分析，不但會有總體層次個數分析過少(九層)，而可能造成估計係數不穩定的情況發生，也將造成不同政治系絡異質性難以彰顯的情形。<sup>9</sup>

於此，以「縣市」作為多層分析的總體分析單位似乎是較為權宜的考量。一方面政府的統計數據中，大多的社會經濟指標多以縣市為統計單位，研究者取得這些客觀代表不同縣市特徵的數字資料較為容易；另一方面更重要的是，如以調查研究大多不到2000個樣本的資料規模而言，更細緻化地以鄉鎮市為總體分析單位將使得個別單位中的個數過少，對於估計該鄉鎮市民眾的政治行為則顯得較為困難。因而，若研究者有興趣進一步以多層分析的方式進行台灣民眾政治行為之探索，在既得資料的限制下，以「縣市」為總體層次區隔，似乎是較佳的選擇。

除了透過資料性質來確立外，以「縣市」為總體層次的區隔單位，在理論上，國內也有部分的研究成果可供支持。吳重禮等人(2003)的研究以縣市區隔來驗證政治賦權(political empowerment)理論，他們發現了地區環境效應與選民投票行為之間具有顯著的關係存在，特定政黨於某一縣市執政愈久，則該縣市的選民在2001年立委與縣市長選舉投給此政黨的機率也較高；另外，耿曙與陳陸輝(2003)的研究，則觀察了縣市經濟地理區塊產業結構差異與政治勢力版圖的關聯性，他們發現預期自兩岸交流獲利的區域(「工商服務業」與「高科技產業」為主的北台灣)，將傾向主張擴大兩岸交流的泛藍勢力，反之，對無法自兩岸交流獲得利益，或是受產業外移所害的的區域(以大型重化產業為主的「南台灣」)，將傾向主張根留台灣，限制兩岸交流的泛綠勢力，至於中部與東部則將呈現較為分裂的政黨支持現象。在理

---

9. 舉例而言，在客觀發展程度指標所建構的分層架構中，TEDS 2003 的抽樣架構「第七層」中包含了多數花蓮縣與台東縣的原住民鄉鎮，這些地區過去被認為是泛藍得票率較高的地區，但此同時也包括了雲林縣、嘉義縣與台南縣等泛綠為主要票倉的部分農業鄉鎮市，可以預期的是若將其合併看待，其彼此之間的政治異質性將會相互抵銷。

論上，前者解釋了個人身處於不同的社會系落中，所可能具有的「社會心理效應」，後者則是以「理性自利解釋」為出發點，說明了個人身處於何種產業特性的環境中，如何影響自我看待兩岸關係的不同立場。

然而，這些研究雖然說明了政治與經濟系絡下可能產生的政治傾向差異，但在方法上，前者的實證研究僅以虛擬變項 ( dummy variable ) 考量不同縣市的差異，並無法有效估計不同環境下因果異質性的問題；後者的經濟系絡效應研究則是以總體的縣市作為分析單位，也無法進一步推論至不同縣市民眾的思考邏輯或行動差異。因而，透過多層模型的建構，我們將可對社會環境對於個人的行動影響，包括社會心理效果與理性動機論述，提出實證的研究證據加以驗證。

透過以上相關研究檢視與資料說明，我們可以對於多層分析提出理論與解釋上的定位：多層模型可補足個體資料分析於社會系絡解釋的不足，也能進一步提出直接的驗證，在現有的研究資料中，以「縣市」區隔作為總體分析單位則是相對較佳的研究策略。接下來，筆者將介紹多層模型的原理與估計，以及如何運用在本研究上。

### 三、多層模型的原理與分析邏輯<sup>10</sup>

多層模型關注的是母群體的階層結構 ( hierarchical structure )，如此的基本哲學，嚴格來說與當前個體資料蒐集途徑的方法觀：觀察值是獨立且相似一致的分佈 ( Independent identical distribution ) 是不太一致的。是故論及多層模型原理前，必須先釐清的是使用動機與源起，以下，筆者將從方法論

---

10. 在本節中，筆者主要討論的是多層模型於研究方法上的定位、模型設定的原理與分析邏輯。至於多層模型的估計方式，較值得注意的是其假定了總體層次的係數 ( $\beta_{pi}$ )，在不同個數間將依循著相同的事前分配 ( prior distribution )，使得各總體單元的係數可以透過估計結果來進行換算 ( exchangeable )，因而也被稱為貝氏階層模型 ( Bayesian Hierarchical Model )。有關多層模型估計原理的相關議題，可見Western與Jackman (1994)，以及Greenland (2000)，其中對於多層模型的事前分配假定，有清楚的討論。



與統計學的觀點來說明。

## (一) 為什麼使用多層模型

不論總體資料與個體資料蒐集與解釋，學界皆重視個人基本背景與社會系絡的重要性，如此的觀點將基於個人處於相似的系絡與背景下（one nested within the other），具有類似行動與思考邏輯，而多層模型即著重於個人所屬不同層次的群體特性，對於欲估計依變項之影響，從方法論的角度而言，如此的優點在於避免研究者在僅使用單一層次資料下，不經意地犯了區位謬誤的推論情形。換句話說，多層模型允許研究者探索不同群體的因果異質性（Casual Heterogeneity, Western, 1998），在不同特徵的群體下，自變項與依變項的關聯性或許會有不同的因果關係展現，此有助於政治學者透過量化研究的方式，建構通則性的研究發現，因而多層模型所喻含的，實為比較研究的觀點（Steenbergen and Jones, 2002: 219）。

另一方面，從統計學的角度而言，首先，根據Goldstein（1995）的觀點，如研究者不考量總體層次的差異效果時，將可能犯了統計檢定上的「第一型錯誤」。<sup>11</sup>如個體層次的政治態度受到時間或空間等不同系絡效果的影響，且受研究者的忽略，仍然在特定的系絡下進行取樣與分析，則進行常見的變異數或迴歸分析時，將可能產生大部分的觀察值具有顯著的關聯性結果，使假設檢定的顯著性出現高估的結果，當然，如研究者僅關注一時一地的因果關係，則系絡效應的忽略並不會對估計造成影響。再者，過去研究者往往使用虛擬變項或是交互作用項的模型設定來看待個體層次的系絡差異，然而這些估計方式仍有其限制：Steenbergen與Jones（2002）認為，虛擬變項的設定雖然可以解釋不同群組間的常數（constant）差異，但卻無法對於不同組別的迴歸係數進行比較與估計，對於系絡效果的理論仍無法提出充分的驗證；而如僅採交互作用項，雖然可以解決虛擬變項設定方式問題，對於不同組別的

---

11. 當研究者的虛無假設（H0）為真，而分析結果出現拒絕區無假設的錯誤決定。

迴歸係數進行比較與估計，然而，卻忽略組間可能的殘差項存在，進而使得統計估計產生問題。

透過以上的說明，可以瞭解在目前學界常用的模型設定方式，存在著理論驗證與統計估計的兩難存在，即便將虛擬變項與交互作用項同時考慮在單一模型中，仍無法有效解決組間誤差項的問題。接下來，筆者將介紹多層模型，說明此一新興估計方法的原理，也討論如何解決前者所述方法論與統計上估計的問題。

## (二) 典型的多層模型與基本假定

在多層模型分析的基本概念上，以典型的二層模型為例，第一層/ 個體 ( level-1 ) 上指的是「個人」，第二層/ 總體 ( level-2 ) 則為學校、個人所處環境等系絡單位，如研究者欲觀察學生的社會地位與數學成績的關聯性，即不能忽略身處於不同學校的系絡背景，或許不同學校的教學方式與學風，將對個人的成績造成影響，故多層模型的重要預設即第一層次的觀察值是套疊 ( nested ) 在第二層次系絡之中的。以下，筆者將引用 Bryk 與 Raudenbush ( 1992: 9-31 )、Hox ( 2002: 11-16 ) 的著作來說明多層模型的基本原理、元素與假定。

若研究者已經設定第一層 ( 個體層次 ) 變項之間的關聯性如下， $Y$  為估計的依變項、 $X$  是個體層次的自變項， $e$  表示個體層次模型的殘差項，則我們可將線性關係表示如下：

$$\text{Level-1 model: } Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}X_{ij} + e_{ij} \quad (1)$$

這表示總共有  $i$  個第一層的觀察值與  $j$  個第二層的組別數。而多層模型所關注的即是不同第二層組別迴歸係數的差異，包括常數項 ( intercept )，各變項係數斜率 ( slope ) 將由第二層各組的不同特性來估計之：

$$\text{Level-2 model: } \beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}W_j + u_{0j} \quad (2)$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11}W_j + u_{1j} \quad (3)$$

以上總體層次的模型，表示了個體層次估計結果的係數 ( $\beta_{0j}, \beta_{1j}$ ) 成為了總體層次欲估計之標的， $W_j$  表示此層次的自變項， $u_{0j}$ 、 $u_{1j}$  為殘差項， $\gamma$  表示估計係數。在方程式 (2) 中，若  $\gamma_{01}$  項為顯著正值，則表示隨著第二層自變項  $W_j$  的增加，組別間的截距將會顯著越高，反之，若為負值，則會顯著愈低，在多層模式中此稱為直接/ 系絡效果 (direct/ contextual effect)；其次，若方程式 (3) 中的  $\gamma_{11}$  為顯著正值，則表示個體層次模型中的  $\beta_{1j}$  將隨著總體層次變項  $W_j$  高低而產生顯著差異，當  $W_j$  愈高，則個體層次  $X_{ij}$  與  $Y_{ij}$  的關聯性  $\beta_{1j}$  係數將愈高，這表達了  $W_j$  對  $Y_{ij}$  的影響，會透過  $X_{ij}$  而有所不同，此稱為跨層次的交互作用效果或間接效果 (cross-over/ indirect effect)。另一方面值得注意的是，當  $\gamma_{01}$  與  $\gamma_{11}$  都不顯著異於 0 時，則表示原先個體層次的估計係數無法有效地由總體模型來解釋，此時  $\gamma_{00}$  與  $\gamma_{10}$  將無異於  $\beta_{0j}$  與  $\beta_{1j}$ ，即等同原先個體層次的估計係數。接下來，我們可以將兩層次的估計模型合併為單一模型表示：

$$\text{The Full Model: } Y_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{10}X_{ij} + \gamma_{01}W_j + \gamma_{11}W_jX_{ij} + u_{1j}X_{ij} + u_{0j} + e_{ij} \quad (4)$$

根據 Hox (2002: 14) 表示， $\gamma_{00} + \gamma_{10}X_{ij} + \gamma_{01}W_j + \gamma_{11}W_jX_{ij}$  的成分為參數的估計結果，為固定的部分 (fixed)， $u_{1j}X_{ij} + u_{0j} + e_{ij}$  的部分則包含了第一層次與第二層次的誤差項，此為模型中隨機的部分 (random)，<sup>12</sup>其中  $u_{1j}X_{ij}$  項次，表示了個別觀察值於第二層模型所產生的誤差，將會隨著 X 的變動而有所不同，此將違反一般常用的迴歸模型中最小平方法變異齊一性的基本假定，這也就是為什麼一般在估計多層模型時，以最大概似法 (Maximum Likelihood Estimator) 取代常見的最小平方法 (Ordinary Least Square) 之主

12. 這裡所指涉的固定 (fixed)，為研究者模型設定 (model specification) 對於共變異中成分的解釋部分。

要原因。<sup>13</sup>

以上的說明，皆在於個體層次與總體層次只有單一自變項的探討，在超過一個自變項時，則可由以下的方程式來說明多層模型的特性 (Steenbergen and Jones, 2002: 223-224)：

$$\text{Level-1 model: } Y_{ij} = \beta_{0j} + \sum_{p=1}^P \beta_{pj} X_{pij} + e_{ij}$$

$$\text{Level-2 model: } \beta_{0j} = \gamma_{00} + \sum_{q=1}^Q \gamma_{0q} W_{qj} + u_{0j}$$

$$\beta_{pj} = \gamma_{p0} + \sum_{q=1}^Q \gamma_{pq} W_{qj} + u_{pj}$$

$$\begin{aligned} \text{The Full Model: } Y_{ij} = & \gamma_{00} + \sum_{q=1}^Q \gamma_{0q} W_{qj} + \sum_{p=1}^P \gamma_{p0} X_{pij} + \sum_{q=1}^Q \sum_{p=1}^P \gamma_{pq} W_{qj} X_{pij} \\ & + u_{0j} + \sum_{p=1}^P u_{pj} X_{pij} + e_{ij} \end{aligned}$$

( 5 )

在方程式 ( 5 ) 中，第一項  $\gamma_{00}$  代表了常數項，第二項則是總體自變項估計的結果、第三項則是個體自變項估計的結果，第四項則為總體與個體自變項間，對依變項的交互作用效果，其他如前所言，為殘差項。而多層模型估計的基本假定，則如下所示：<sup>14</sup>

假定一：誤差項之期望值為 0，不同個人或團體變異數均為定值的常態分配。

第一層模型： $[e_{ij} \sim N(0, \sigma^2)]$ ；第二層模型： $[u_{qj} \sim N(0, T)]$ 。

13. 在常見的迴歸模型最小平方法中，高斯馬可夫的基本假定包括了線性關係、殘差項期望值為 0，變異齊一性 (homoscedasticity)，以及殘差項與自變項互為獨立等特性，運用矩陣代數的語言，即為  $X'e = 0$ ，詳細的討論可見陳超塵 (1996: ch.2)。

14. 關於多層模型估計的假定，筆者主要整理自 Bryk 與 Raudenbush (1992: 200)、Steenbergen 與 Jones (2002: 222)，其假定的說明與進一步意涵皆有詳細的探討。

假定二：個體層次或總體層次的自變項與誤差項兩者皆互為獨立，共變異為 0。

第一層模型： $Cov(X_{qij}, e_{ij}) = 0$ ；第二層模型： $Cov(W_{sj}, u_{qj}) = 0$

假定三：個體層次模型與總體層次模型的誤差項互為獨立，共變異為 0。

$$Cov(e_{ij}, u_{qj}) = 0$$

### (三) 非線性的多層模型

以上所介紹的多層模型設定，乃是基於依變項為連續尺度變項，而與自變項群成線性關係的前提下。事實上，在政治學界中，大多觀察的是二分 (binary) 測量、順序 (ordinal) 尺度測量，以及無序 (multinomial) 多分等質變項 (黃紀，2000a)，如以典型的線性模型對這些變項進行估計，將違反殘差項呈常態分佈，以及變異齊一性的基本假定 (Long, 1997: ch.3)，因而，學界多透過 logit 與 probit 的轉換連結函數 (link function) 方式，來滿足依估計之變項性質不同所形成的區間限制。<sup>15</sup> 若以二分依變項為例，則第一層的個體模型，可用以下的方程式來表示：

$$\eta_{ij} = \log\left(\frac{\varphi_{ij}}{1 - \varphi_{ij}}\right), \text{ 故 } \varphi_{ij} = \frac{1}{1 + \exp(-\eta_{ij})}, \text{ 而 } \eta_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}X_{ij} + e_{ij} \quad 16$$

其中  $\varphi_{ij}$  表示在蒐集到的樣本中，研究者欲觀察事件出現的機率，在這裡方程式所估計的結果則為出現事件機率與未出現事件機率的相對機率比

15. 一般來說，「線性」與「非線性」模型的差異主要在於轉換連結函數 (link function) 的轉換 (暫且不論估計的方式，我們仍可以最大概似法來估計線性迴歸，但其估計元的性質將非 efficiency)，如前所述，由於模型設定使然，是故多層模型中即便依變項為連續變項，但仍使用最大概似法估計，因而筆者以為從「多層線性模式」開始介紹，對於讀者而言，應較容易瞭解該估計方式的原理與背景。

16. 我們可以由以下的推導來說明對數 (logit) 模型連結函數 (link function) 的轉換：

$$\log\left(\frac{\Pr(Y_1)}{1 - \Pr(Y_1)}\right) = \log\left(\frac{\frac{1}{1 + e^{-X\beta}}}{\frac{e^{-X\beta}}{1 + e^{-X\beta}}}\right) = \log\left(\frac{1}{e^{-X\beta}}\right) = \log(e^{X\beta}) = X\beta$$

(odds ratio)，透過指數的轉換，研究者可控制不同自變項的條件下，觀察事件出現的機率變化。至於，第二層的模型，如同方程式(3)與(4)所示，第一層模型中的係數，皆是第二層模型所關注的依變項，此稱為多層推廣線性模型(Hierarchical Generalized Linear Model, Raudenbush and Bryk, 2002: 291-309)。而本文中，筆者將設定以投票給泛藍候選人為對照組，以投票支持泛綠候選人作為估計標的，故以上二分依變項的多層推廣線性模型將是本研究所主要使用的模型設定方式。

在介紹了多層模型的原理與分析邏輯後，接下來，筆者將以此模式運用在經驗政治領域常受到關注的「選民投票行為」上，進行多層實證分析。所採用的研究資料，為TFDS於2004年總統選舉過後所執行的面訪調查，由東吳大學所執行，完成成功樣本共1,823份。以下，筆者將以過去研究成果所揭示的重要變項來建構個體層次模型，並在此基礎上從事多層模型的驗證。

#### 四、個體層次的實證分析

如前所述，社會學、社會心理學與理性抉擇途徑是過去研究民眾投票行為時所主要的解釋理論。在個體層次上，筆者依循過去國內的研究成果來建構影響台灣民眾投票抉擇的模型，依變項設定為選民表示投票給現任的泛綠候選人陳水扁，相對於泛藍候選人連戰而言，將前者設為1，後者為0。自變項的部分，則包括了個人省籍、政黨認同、統獨立場與執政者評價，同時並控制性別、年齡與教育程度的影響，詳細的自變項測量題目與處理方式，請參考附錄，而個體層次的模型，則如以下方程式所示：

$$\begin{aligned} \text{Log}\left(\frac{\varphi_{ij}}{1-\varphi_{ij}}\right) = & \beta_0 + \beta_1 * \text{女性} + \beta_2 * \text{年齡} + \beta_3 * \text{教育程度} + \beta_4 * \text{本省客家人} \\ & + \beta_5 * \text{大陸各省市人} + \beta_6 * \text{認同泛藍} + \beta_7 * \text{認同泛綠} + \beta_8 * \text{傾向統一} \\ & + \beta_9 * \text{傾向獨立} + \beta_{10} * \text{現任者評價} + e_i \end{aligned}$$

值得一提的是，筆者在個體層次的估計中，將性別、年齡、教育程度等變項均固定在特定的特徵下，此時， $\beta_0$ 所代表的意涵在於：「男性、30-39歲、教育程度高中職、政黨認同中立無反應、統獨立場主張維持現狀，以及具有社會平均現任者評價者」投給泛綠相對於投給泛藍相對機率比的均值，以便於隨後進行多層分析的比較。<sup>17</sup>

個體層次的模型驗證如下表一所示。從整體的模型設定來看，在自由度為 10 下，卡方值為 1271.7，這顯示模型設定對於依變項的確是具有顯著的解釋力，正確預測率更達 91.9%。在中心化的設定下，常數項為 0.20，意味著選民特徵在「男性、30-39 歲、教育程度高中職、政黨認同中立無反應、統獨立場主張維持現狀，以及具有社會平均的現任者評價者」，其投給泛綠相對於泛藍的相對機率比為  $\exp(0.20) = 1.22$ ，換算投給泛綠的機率值為 54.98%，當然在模型中，常數項未達統計上的顯著水準，此機率值僅能提供參考之用，然而其代表的意涵是相當確定的。

就其他理論上所設定的自變項而言，在控制其他條件不變的情況下，在控制變項上選民教育程度愈高，則投給泛綠候選人相對於泛藍候選人的相對機率比則顯著越低，這也說明了認同並支持泛綠選民的基本特性（吳重禮、許文寶，2003）；在政黨認同部分，認同泛綠的選民投給泛綠候選人相對於泛藍候選人的相對機率比則顯著較高，而認同泛藍選民則顯著愈低；在統獨立場上，傾向獨立的民眾則顯示了投給泛綠候選人相對於泛藍候選人的相對機率比顯著較高；在對現任者評價上，則顯示對現任者評價愈高者，投給泛

---

17. 由於多層模型主要關注的是不同組別係數的估計，此時，個體層次自變項的測量，即關乎總體估計的穩定與否。進一步來說，當多層模型要對於個體層次迴歸係數進一步估計時，我們必須使各組間的個體模型具有比較的意義。例如，在台灣而言，個人年收入 25000 美金或許可被歸類為高收入者，但也許在美國或其他發展程度較高的國家中則僅能被視為社會均值，如果我們要探求不同國家個人收入與職業的關聯性，則必須端視個人與所處社會平均的差異程度，因而在某些變項中，即可使用中心化（centering）來標準化各組的特性。可用以下的方程式表示。 $Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}(X_{ij} - \bar{X}_{.j}) + e_{ij}$ 。而中心化的特性在於除了讓常數項有意義之外，更重要的是，其他的迴歸係數並不會因為採用了中心化而有所改變，可見Bryk與Raudenbush（1992:11, 25-28）的討論。

綠候選人機率也愈高。

表一 台灣選民投票行為二元對數成敗比模型：個體層次的驗證

	投給泛綠/ 泛藍	
	係 數	( 標準誤 )
性別 ( 男性為 0 )	0.28	( 0.24 )
年齡	-0.12	( 0.11 )
教育程度	-0.22	( 0.11 ) *
省籍 ( 本省閩南為 0 )		
本省客家	0.26	( 0.36 )
大陸各省市	-0.45	( 0.42 )
政黨認同 ( 中立無反應為 0 )		
泛藍	-3.04	( 0.32 ) ***
泛綠	2.93	( 0.36 ) ***
統獨立場 ( 維持現狀為 0 )		
傾向獨立	0.93	( 0.31 ) **
傾向統一	-0.01	( 0.31 )
對現任者評價	1.49	( 0.16 ) ***
常數	0.20	( 0.23 )
模型相關資訊		
樣本數	1298	
卡方值	1271.70***	
自由度	10	
Pseudo R <sup>2</sup>	0.712	
正確預測率	91.9%	

資料來源：台灣選舉與民主化調查規劃與推動委員會（2005）。

說明：\*\*\*表  $p < .001$ ，\*\*表  $p < .01$ ，\*表  $p < .05$ （雙尾檢定）。

除了上述的簡單說明外，進一步而言，我們可以用上述的指數轉換的方式來計算其影響力。由於政黨認同與統獨立場變項皆為虛擬變項，故可以簡單的來引用係數來說明其影響民眾投票對象的機率值。在其他條件不變的情況下（男性、30-39歲、教育程度高中職、政黨認同中立無反應、統獨立場主張維持現狀，以及具有社會平均的現任者評價者），以認同泛藍者為例，其投票給泛綠候選人的機率值為  $5.52\%$ （ $\exp(0.20-3.04)$ ），比中立無反應者



投給泛綠的機率少了 49.46%，其餘虛擬變項的影響機率計算，皆可如此看待。

另外，在教育程度與現任者評價的影響機率上，這些連續變項學界大多以「當 X 變動一個單位，Y 變動多少相對機率比」的方式來計算，但對於經過因素分析處理的「現任者評價」，何謂「一個單位」的變動？是很難具體解釋的，因而，我們可從標準差的變動，也就是偏離民眾平均現任者評價的角度來看來其影響程度。在其他條件不變的情況下，當選民對於現任者評價增加一個標準差，其投給泛綠候選人相對於泛藍候選人的相對機率比將為  $\exp(0.2 + 1.49 * 1.06) = \exp(1.51)$ ，換算為投給泛綠的機率為 82.91%，增加了 27.93%，如此的處理方式將是從個人偏離社會平均程度的角度來說明自變項的影響力，當然在教育程度上，增加一個單位與否在實質上仍具意義，因而我們還是可以用「單位」的增加來看待其影響程度。

在說明完個體層次的模型後，整體而論，這些變項影響力所呈現的方向與關聯性，都是相當符合筆者所預期，主要說明了個人的社會心理與理性抉擇因素，如何影響選民的投票抉擇的實證分析。接著，筆者將從多層的模型分析，說明以「縣市」為分析單位的社會系絡，如何對於台灣民眾的投票行為產生影響，期望補足社會學的解釋論述，並提出經驗驗證。

## 五、總體層次的實證分析

在上節個體層次的模型中，筆者再一次驗證了過去投票行為理論所探討的社會心理與理性抉擇解釋效應，在個人社會背景上，性別、年齡、教育程度與省籍背景等變項均未達統計上的顯著水準，這表示了模型中的其他自變項對於解釋民眾的投票行為更具影響力，在考量這些因素後，社會背景的基本變項即非重要或關鍵的影響變項。事實上，投票行為本屬於個人的行為層次，可預期的是社會系絡的背景影響力，理當不如政黨認同或現任者評價等個人心理或思考之動機，對投票行為影響來得大。

當然，若研究者僅關注於選民個人政治價值、態度與行為之關聯性，至上述的分析結果已可得到令人相當滿意的答案。但是，更令筆者好奇的是，

於全國所關注的總統選舉中，個人處於不同的環境系絡下，對其思考模式與投票行為的關聯性上是否存有差異？而僅從個體層次來分析這些問題，對社會系絡效於投票行為的影響力並無直接驗證的效果。<sup>18</sup>個體模型能得到的驗證結果，在於排除其他社會心理或理性抉擇效應對投票行為的影響力後，單純地探索個人社會背景的差異與投票行為的因果關係，忽略了這些變項於不同的時空與環境下，於投票行為影響力可能展現相異因果關係的存在，而多層模型便是可以滿足如此研究目的之分析工具，以下將說明總體層次的變項建構與研究假設；其次則是多層模型的操作程序。

### (一) 總體層次的變項建構與研究假設

在第二節的部分，筆者回顧了國內少數以「縣市」為社會系落劃分，探討社會環境對於個人政治取向影響的研究成果，主要包括了社會心理與理性抉擇的論述，在此筆者嘗試以主觀社會系絡、政治社會系絡與經濟社會系絡三部分來操作化這些論述中變項間的因果關係，對於以縣市為總體分析單位來提出解釋。其中，主觀社會系絡主要檢驗的是純粹社會系絡的影響；<sup>19</sup>政治社會系絡部分則是從政治版圖的角度來切入，觀察民進黨過去的得票狀況，是否將造成往後不同縣市民眾投票行為的差異；在經濟社會系絡上，則是著重於不同縣市產業結構現況，來探索個人所處系絡不同經濟結構之型態與其投票行為之關聯性。不同面向社會系絡的操作化變項如下表二所示，同時也呈現各縣市的分佈情形。

18. 根據Lazarsfeld與Menzel (1961) 對於不同分析層次與變項形式的分類，他們認為如此的操作為反聚集 (disaggregation) 的方式，雖然可以由此得知個人所處社會背景與行為的關聯性，但驗證效果將僅停留在個體層次，無法比較高層次 (社會團體) 的差異性。

19. 如果我們預期個體層次觀察值是套疊於社會階層 (hierarchy) 中，常見的操作方式便是取個體測量自變項的均值，以觀察個別的觀察值與所處團體的差異性，如此的操作方式在教育學界較為常見 (稱為“frog pond”理論，Hox, 2002:6)，例如我們探討智力與學業成績的關聯性，當一個智力普通的學生處於平均智力較高的學校中，可以預期的是由於跟他人的比較相對較差，因而失去追求學業成績的動力，反之，當他處於平均智力較低的學校，在成就感較高的情況下，可能在學業成績表現反而較佳，因而個人的智力與學業成績的關聯性，必須端視其所處的不同社會環境或團體而定。在本研究中，有關投票行為的解釋理論變項，在測量上僅有「現任者評價」適合從事如此效果的檢驗，其餘以虛擬變項測量的方式，僅能比較截距的差異。

表二 總體層次社會系絡面向與操作化變項之各縣市分佈

地區/ 縣市	主觀社會系絡	政治社會系絡	經濟社會系絡				
	平均現任者 評價	2000年 得票率	行業結構				
			工商服務	高科技	農林漁牧	自營小主	
北 部	基隆市	-0.20	30.84	24.02	25.61	0.78	16.14
	台北市	-0.32	37.64	24.48	43.90	0.31	18.12
	臺北縣	-0.05	36.73	16.35	27.14	0.81	17.37
	宜蘭縣	0.79	47.03	10.64	17.06	8.41	22.62
	桃園縣	-0.12	31.72	11.89	22.28	3.24	16.86
	苗栗縣	-0.04	26.81	8.87	16.75	11.62	20.90
	新竹市	N/A	33.79	8.82	27.04	1.46	16.73
	新竹縣	N/A	24.75	12.05	22.96	5.40	16.39
中 部	臺中市	-0.18	36.86	15.37	34.39	0.84	22.03
	臺中縣	0.11	36.51	9.89	17.18	7.49	21.14
	彰化縣	-0.05	40.05	7.25	15.53	15.40	27.53
	南投縣	0.16	34.49	6.99	13.42	21.86	28.14
	雲林縣	0.35	46.99	6.97	11.72	25.17	29.57
南 部	嘉義縣	-0.03	49.49	5.62	9.78	29.12	30.53
	臺南縣	0.24	53.78	7.58	16.66	14.23	23.91
	高雄縣	0.14	47.14	10.12	15.97	8.87	21.30
	屏東縣	0.40	46.28	7.66	15.11	21.64	26.61
	嘉義市	0.22	47.01	12.83	32.15	29.12	30.53
	臺南市	-0.59	46.06	10.75	24.57	1.86	20.85
	高雄市	0.07	45.79	16.45	27.53	1.12	19.09
東 部	臺東縣	-0.14	23.20	7.78	9.43	26.91	26.91
	花蓮縣	-0.26	21.42	10.46	17.31	11.27	24.43

資料來源：「政治社會系絡」請見國立政治大學選舉研究中心（2005），至於「經濟社會系絡」縣市的行業結構，來自於耿曙與陳陸輝（2003：10）的歸類與整理。

說明：本研究主要以台灣地區為主，澎湖縣相關數據未列入其中。

如第三節所述，多層模型欲釐清的是，在個體模型的驗證基礎下，探求不同群體迴歸係數的差異，在常數項上稱為直接效果，而其他迴歸係數差異的估計，則表示了總體層次自變數與個體層次自變項，對於依變項的交互作用效果，因而在研究假設上筆者也以此兩者區分之：

1. 直接效果的研究假設：

筆者假設平均現任者評價愈高，以及民進黨在 2000 年總統選舉得票率愈高的縣市，則該縣市民眾表示投給泛綠候選人的機率也愈高，即便主觀社會系絡與政治社會系絡所具備的影響來源並不相同，前者將意謂著個人所處縣市中，支持民進黨的環境氛圍高低所可能導致的影響，後者則是民進黨在過去選舉中選票表現，依選民對於特定政黨支持是基於長期的心理依附下，將反應在不同年度選舉具連續性的得票效果之論述，但兩者應具類似的社會心理效果。

2. 交互作用效果的研究假設：

在縣市效應的交互作用效果上，特別在於經濟社會系絡面向上，由於近年來台灣總體經濟表現大不如前，特別對於農林漁牧等較為沒落的傳統產業，與受景氣影響較大的自營小主等行業更受到較為顯著的負面影響，故筆者認為將使處於這些行業結構比例較高縣市的民眾，特別是獲得相關資訊較多的高教育程度者，以及在就業過程中對於經濟波動感受較為明確的年紀較長者，更憂心經濟發展，或許基於整體社會經濟發展或個人收入考量，將會使得這些特性的民眾，在理性思考下傾向投給經濟政策較為擅長的泛藍候選人；反之，近年來我國高科技產業表現相對亮眼，以及在社會上收入普遍較佳的工商服務行業，在這些行業比例較高的縣市中，民眾對於經濟衰退的感受相對較低，而讓擁有知識資本與較高社會地位的既得利益者，尤其是教育程度與年齡較高的民眾，會傾向繼續支持執政的民進黨。

## (二) 多層模型的操作化程序與驗證

在說明主要研究假設後，接下來筆者將進行多層模型的驗證程序。在進行多層模型驗證前，對於那些個體層次的迴歸係數必須設為「固定」，或是將由總體層次變項來解釋的「隨機」效果，學者也建議應該有一套檢驗模型設定的程序，否則將使得分析結果淪於主觀。<sup>20</sup>接下來的分析，筆者也將按如此的程序進行。

要進行以「組間」變異為分析焦點的多層分析前，必須確定的是，研究的依變項上在組間具有顯著的差異，否則將其視為單一的群體，進行個體層次的模型分析即可。筆者將首先檢視台灣民眾的投票行為，是否在縣市層級上具有顯著的差異性，此階段的模型設定與檢證結果如下所示。

模型設定：

Level-1 model:

$$\log\left(\frac{\varphi_{ij}}{1-\varphi_{ij}}\right) = \beta_0 + e$$

Level-2 model:

$$\beta_0 = r_{00} + u_0$$

---

20. 例如Hox (2002:50-54)認為，進行多層分析應依循以下的步驟：確定組間的變異與佔總變異的比例、固定所有個體層次的自變項設定、加入總體層次自變項、加入隨機變異效果、最後則是設定交互作用的效果。Bryk與Raudenbush (1992: 15-23)則是介紹一些次模型的設定，來說明多層分析的特質，包括One-way ANOVA with Random Effects、Means-as-Outcomes Regression、One-way ANCOVA with Random Effects、Random-Coefficients Regression Model、Intercepts-and Slopes-as-Outcomes、A Model with Nonrandomly Varying Slopes。

表三 多層的變異數分解檢定 ( One-way Anova with Random Effects )

隨機效果	標準差	變異數成分分解	自由度	卡方值	p 值
Level-2 U0	0.371	0.138	19	54.401	0.000
Level-1 e	0.995	0.990			

資料來源：台灣選舉與民主化調查規劃與推動委員會（2005）。

在這裡，如個體層次的模型設定， $\beta_0$  的意義為不同縣市選民平均投票抉擇（泛綠相對於泛藍）的相對機率比， $r_{00}$  則為所有縣市平均投票抉擇的相對機率比，在沒有其他自變項的設定下， $u_0$  為縣市間的組間變異， $e$  為縣市之內的組內變異。如上的檢證結果，可以發現台灣民眾投票給泛綠相對於泛藍的相對機率比，在縣市間的確具有顯著的差異性存在。

在確定了縣市間的差異後，再者，那些個體變項與依變項的關聯性是可以由縣市層次變項來解釋的？是下一步檢驗的目標。<sup>21</sup> 在這裡，筆者將首先假設所有個體模型自變項與投票抉擇的關聯性，皆可由總體層次來解釋，模型設定與檢證結果如下表五所示。

模型設定：

Level-1 model:

$$\text{Log}\left(\frac{\varphi_{ij}}{1-\varphi_{ij}}\right) = \beta_0 + \beta_1 * \text{女性} + \beta_2 * \text{年齡} + \beta_3 * \text{教育程度} + \beta_4 * \text{本省客家人} \\ + \beta_5 * \text{大陸各省市人} + \beta_6 * \text{認同泛藍} + \beta_7 * \text{認同泛綠} + \beta_8 * \text{傾向統一} \\ + \beta_9 * \text{傾向獨立} + \beta_{10} * \text{現任者評價} + e_i$$

Level-2 model:

$$\beta_k = r_{k0} + u_k, \text{ k 為 } 0 \sim 10$$

21. 這裡應該要進行的是交叉效果的測試，但如此的程序是在於個體模型尚無清楚且明確的設定下，本研究的個體模型設定，變項間關聯性已受過去多次檢驗所證實，並在具理論的基礎上，因而筆者將直接進行隨機效果的檢驗。

表四 多層的隨機係數模型檢定 ( Random coefficients model )

隨機效果	標準差	變異數成分分解	自由度	卡方值	p 值
<b>Intercept, U0</b>	<b>1.286</b>	<b>1.655</b>	<b>15</b>	<b>33.575</b>	<b>0.004</b>
<b>U1</b>	<b>0.669</b>	<b>0.44713</b>	<b>15</b>	<b>25.948</b>	<b>0.038</b>
<b>U2</b>	<b>0.491</b>	<b>0.24068</b>	<b>15</b>	<b>36.809</b>	<b>0.002</b>
<b>U3</b>	<b>0.667</b>	<b>0.44453</b>	<b>15</b>	<b>38.552</b>	<b>0.001</b>
<b>U4</b>	<b>1.677</b>	<b>2.81308</b>	<b>15</b>	<b>36.070</b>	<b>0.002</b>
U5	1.336	1.78366	15	22.239	0.101
U6	0.863	0.74432	15	17.283	0.302
U7	1.411	1.99185	15	14.461	>.500
U8	1.178	1.38835	15	13.228	>.500
<b>U9</b>	<b>0.983</b>	<b>0.96623</b>	<b>15</b>	<b>27.520</b>	<b>0.025</b>
U10	0.291	0.08442	15	16.361	0.358
Level-1,R	0.756	0.57154			

資料來源：台灣選舉與民主化調查規劃與推動委員會（2005）。

此步驟檢驗的邏輯同以上組間差異的試煉，關注個體模型中自變項與依變項的關聯性，是否在縣市間有顯著的差異性？如有，則表示應該設為隨機 ( random ) 效果，進而讓總體層次變項來解釋之，若否，則由個體模型的自變項來固定 ( fixed ) 其變異與效果即可。如上的檢證結果，可以發現個體模型中的常數項、性別、年齡、教育程度、本省客家人與傾向獨立等自變項與投票對象的關聯性，在縣市間具有顯著的關聯性存在，因而這些變項的係數，將可由縣市層次的變項來加以解釋。

在確定了縣市間的顯著差異，以及何者個體層次關聯性可由縣市間差異來解釋後，接著即是最終的多層模型設定與分析。在本文中，筆者從主觀社會系絡、政治社會系絡與經濟社會系絡來檢驗不同縣市民眾的投票行為，由於組別數有限，如同時控制過多總體層次變項，則將容易導致係數不穩定的情形發生，因而筆者將單一把總體變項放入模型中進行檢證，雖然如此的作

法無法控制其他的總體層次變項，但至少可以確保估計的穩定。

完整之多層模型檢證結果如下表五所示。在比較不同面向的社會系絡變項之影響後，首先，可以更進一步確定原先個體層次模型的變項關聯程度與方向，將不會因為不同的環境系絡影響而產生系統性的改變，原有個體層次理論上重要的變項，包括政黨認同、統獨立場與現任者評價，在總體模型中的因果關係也是相當確定的，與個體層次的實證結果相當一致，這也說明了總體層次變項對於依變項的解釋變異，與個體層次變項並非是重合的。

而究竟台灣民眾的投票行為，有沒有個人所屬縣市特性的效應差異？我們可以將檢證的結果分為直接效果與交叉效果來說明之，同時，為了更進一步清楚的闡述多層模型的驗證結果，筆者也透過將模型所估計的係數帶入最終模型的方程式，<sup>22</sup>以圖示的方式說明各縣市於不同社會系絡效果下估計迴歸線的差異。當然，總體層次的實際影響效果，我們也可以透過如個體層次所展示的指數轉換方式，來解釋不同社會面向影響民眾投票抉擇的程度與機率值。

## 表五

(參見文末)

---

22. 為了方便進一步運算，除了用來說明的自變項外，在形心法的操作下，其餘的變項都以 0 帶入，其代表著「男性、30-39 歲、教育程度高中職、政黨認同中立無反應、統獨立場主張維持現狀，以及具有社會平均的現任者評價者」，而計算的方程式，則如頁 7 所示。



### (三) 總體層次效果的拆解

為了進一步瞭解多層模型分析的意涵，筆者將模型估計的結果，實質地以以下幾個圖示加以說明，包括直接效果、間接效果，以及兩者的綜合影響，但受篇幅有限，筆者無法將所有的自變項一一陳列，僅各舉一例說明加以說明之。

在影響台灣選民投票行為的縣市效應中，在直接效果部分，從表五的估計結果表示，在控制其他條件不變的情況下，在主觀系絡效應上，當選民所屬縣市平均對執政者評價越高，則該縣市的民眾投票給泛綠的機率也愈高；在政治系絡效應上，則當縣市民進黨於 2000 年總統選舉得票愈高，則該縣市選民表示投票給民進黨的機率也顯著愈高。下圖 1 便為選民所處於不同縣市中「平均現任者評價」對於其投票給民進黨機率的影響效果，而圖內的不同迴歸線，則代表著不同的縣市中，民眾個人對於現任者評價與投票給民進黨的機率變化，由下圖可以發現，當選民處於一個對於執政黨評價較高的縣市中，則會直接地影響是否投票給民進黨的機率，但不同縣市內民眾的現任者評價與投票行為之間的迴歸線，斜率並無顯著的變化。

在交叉/間接效果部分，從多層模型的分析結果顯示，在控制其他條件不變的情況下，選民的年齡與教育程度等個人背景特徵，將隨著縣市的不同特徵而對其投票行為產生顯著的影響。在主觀系絡效應部分，當選民處於平均現任者評價愈高的縣市，則年齡較輕、教育程度愈低的選民將顯著愈傾向投票給民進黨；在政治系絡效應上，當縣市民進黨於 2000 年總統選舉得票愈高，也將加強了該縣市中民眾年齡與投票給民進黨的負向關聯性；另外，經濟系絡效應則顯示了不同方向的交叉效果。在產業結構上，工商服務與高科技比例愈高的縣市，則年齡、教育程度與投票給民進黨的負向關聯性將顯著削弱，相反地，縣市中農林漁牧與自營小主的比例愈高，則年紀較長、教育程度較高的選民將更顯著不投給民進黨。

整體來說，社會系落效應的間接效應可分為以下兩者。首先，如平均現任者評價、2000 年民進黨得票率，以及行業中農林漁牧與自營小主等變項，

加強了個人年齡與教育程度上，對於投票給民進黨的負向關聯性；其次，在工商服務與高科技兩者上，則是顯著削弱如此的負向因果關係。如以具象的圖示表示，前者如下圖 2 所示，以個人年齡為例，當選民處於平均現任者評價愈高的縣市中，則年齡與表態投票給民進黨負向關係則更為加強；至於後者，則如圖 3 所表示的個人教育程度與投票給民進黨的因果關聯，當個人處於高科技行業比例愈高的縣市，則選民高教育程度與不投票給民進黨的關聯性將顯著削弱。圖 2 與圖 3 的展現，皆表示了環境系絡效對於個人的投票行為，是透過「年齡」與「教育程度」等個人背景而產生影響的，但平均來說，不同縣市民眾投票給民進黨的機率卻是相當一致的，在排除直接效果的影響上，此即為多層模型中的「間接效果」。而當我們綜合地看待總體層次中的直接與間接效果，如「平均現任者評價」與「民進黨 2000 年得票率」等變項，則以「年齡」的中介影響為例下，多層模型的效果如圖 4 所示。

【請見文末附圖】

圖 1 多層模型的直接效果

**【請見文末附圖】**

**圖 2 多層模型的間接效果：增強負向因果關係**

**【請見文末附圖】**

**圖 3 多層模型的間接效果：削弱負向因果關係**

【請見文末附圖】

#### 圖 4 多層模型的綜合效果

以上，為本研究以主觀系絡效應、政治系絡效應與經濟系絡效應三面向來解釋社會環境與選民投票行為的實證結果，但如此的資料解釋過於資料導向，接下來，筆者將嘗試結合個體層次與總體層次的經驗發現，回應到先前所建構的多層理論，嘗試提出綜合性的解釋。

## 六、選民投票行為的綜合性解釋： 多層分析的研究結果

在本文中，筆者嘗試以TEDS的 2004 年總統選舉面訪資料，進行台灣選民投票行為的多層分析。必須要強調的是，在資料中的抽樣架構是以鄉鎮市

為抽取單位，而缺漏了新竹縣市之樣本，即便從附錄中各縣市不同變項之描述，可以發現新竹縣市的特性與北部其他縣市相當類似，而北部的樣本也約略多餘應有之比例，但如此的宣稱卻也無法改變問題的本質，是故在資料限制下，模型的實證結果將無法推論至全台所有縣市。<sup>23</sup>然而，國內有關投票行為之研究，尚無以結合總體資料與個體資料特性之實證結果，故筆者希望能夠以此初探式之研究，尋求社會系絡影響選民投票抉擇的各種效應，以提供未來進一步研究的方向。

在前兩節的實證結果中，影響選民投票行為的因素在個體層次上可說是相當一致的，特別在政黨認同，議題立場，以及現任者評價等因素，這說明了台灣民眾在投票選擇上，不但如社會心理學派所強調的，將以對特定政黨的心理依附來決定其支持對象，也展現在理性學派所主張的，選民將會以理性自利的角度，對執政者進行評價，以決定是否繼續支持執政者。另一方面，對於不同面向的社會系絡的實證效果，當然也必須提出一套系統的解讀方式。不同面向的社會系絡所展現的直接或交叉效果，在理論上有何不同的意涵？

透過上節的分析結果，可以發現社會系絡對於個人投票行為的交叉效果，出現於年齡與性別背景變項上，這表示「社會系絡」效果將透過個人的背景差異，而對於其投票決定產生交互作用的影響，排除透過社會心理或理性思考的角度來影響民眾的投票決定。在不同面向的意涵上，在主觀系絡效應方面，當個人所處縣市具有對執政者較高的評價，將使得該縣市的民眾投給民進黨的機率也愈高，若處於此系絡的民眾是基於對執政者較高評價的社會氛圍，則按理應會使不同特徵的選民投給民進黨的機率皆顯著提升，但事實上並無產生如此的現象，反而顯示年長、且教育程度高選民較不投給民進

---

23. 值得一提的是，本文的多層模型分析並無採用加權。主要原因在於多層模型分析中的加權乃基於比較研究的觀點，即各組間的觀察值應具有相同的權重，故操作化的方式便是讓各縣市的樣本數加權為一致。但由於研究資料的抽樣架構並無考量於此，讓各縣市的樣本數多寡差異極大，且部分縣市調查樣本的缺漏，讓筆者無法合理地採用加權的處理。

黨的結果。對照政治系絡效應的影響，則可發現與主觀社會系絡效應相同的趨勢。當個人處於民進黨得票率較高（2000年總統）或選票成長較為快速的縣市，則除了使該縣市民眾投票給民進黨機率較高外，同樣的年齡較長與教育程度較高的選民，顯著不投給民進黨。綜合以上兩者系絡效應，並對照個體模型分析的結果而論，筆者以為這表示了民進黨在近年來選舉當中，選民基礎的基本樣貌，當選民在處於一個支持民進黨較為強烈的社會氣氛下，將強化年齡較低，教育程度較低之民進黨支持者的特性，換句話說，此展現了總體層次中，對於選民投票行為的社會心理效應。

另一方面，在經濟系絡效應上則展現了相異的影響結果。首先，當選民處於產業結構中工商服務與高科技比例較高的縣市，則將顯著減低年齡、教育程度與投票給民進黨的負向關係，也就是說年齡長且高教育的這些民眾，將會較為支持民進黨，相反地產業結構農林漁牧與自營小主比例較高的縣市，則又加強了如此的負向關聯性。由於高科技產業與工商服務業相對來說為收入較高的行業，因而當選民處於這些產業的比例較高的縣市中，基於理性抉擇的論述下，自然而然地會較滿足於現況，較支持執政的民進黨，特別對於教育程度與年齡較高的既得利益者而言；反之，當選民處於農林漁牧與自營小主比例較高的縣市下，由於經濟現況較差以及收入較為不穩定，將反而讓年齡與教育程度較高的選民對現況較為不滿，故將支持經濟政策較為擅長，在野陣營的泛藍候選人，此意味著總體層次中，經濟社會系絡效將加強選民從事投票行為時的理性抉擇動機，以下，筆者嘗試提供一套有系統的解讀結果，如下表六所示。

表六 台灣選民投票行為的多層模型分析結果摘述

個 體 層 次		
實 證 發 現		理 論 意 涵
認同泛綠政黨者，愈傾向投票給民進黨； 認同泛藍政黨者，愈傾向不投票給民進黨		密西根學派的社會心理學解釋，強調選民的投票行為受政黨認同所主導。
統獨立場傾向獨立者，愈傾向投票給民進黨； 統獨立場傾向統一者，愈傾向不投票給民進黨		統獨議題是台灣區隔政黨立場的主要議題，政黨必須對該議題具有明確主張，而選民也可輕易的區隔政黨之間的不同立場。
對現任者評價愈高，愈傾向投票給民進黨		基於理性抉擇的考量，選民會傾向投票給經理性思考後，評價較高的候選人。當然，除了理性的評價外，如此的評價也可能來自於政黨認同所影響。
總 體 層 次		
縣 市 條 件	對個體因果關係的影響	理 論 意 涵
平均現任者評價愈高	增強年齡與教育程度對投票給民進黨的負向關係	當選民處於對於現任者評價愈高，以及民進黨過去投票較高之縣市，會強化民進黨選民基本特性的樣貌，此為縣市不同政治氛圍所帶來的社會心理效應。
民進黨於 2000 年得票愈高	增強教育程度對投票給民進黨的負向關係	
農林漁牧比例愈高	增強年齡與教育程度對投票給民進黨的負向關係	1. 在傳統第一級產業與受景氣影響較大之自營小主行業比例較高的縣市，教育程度以及年齡較高的選民，在相對獲得較充分資訊，以及就業過程對經濟波動的感受下，將較傾向投票給經濟政策擅長的泛藍候選人。 2. 選民處於工商服務與高科技比例較高的縣市，那些年齡較長，教育程度高的社會既得利益者，會傾向繼續支持既有政治權威。
自營小主比例愈高	增強年齡與教育程度對投票給民進黨的負向關係	
工商服務比例愈高	削弱年齡與教育程度對投票給民進黨的負向關係	
高科技比例愈高	削弱年齡與教育程度對投票給民進黨的負向關係	

資料來源：作者自行整理。

透過上述的分析，我們可以發現「縣市」條件，特別是經濟系落的產業結構系絡效應，對於選民的投票行為具有相當一致的驅動力，這也是過去相關研究中，僅由單一個體層次分析所無法得知的解釋效果。當然，由於過去的投票行為研究尚無多層模型實證成果，筆者所建構的多層模型論證尚須往後的研究多加以驗證，方可確定因果關係非因特定時空環境而存在。

## 七、討論與結論

本文嘗試以經驗研究最受到重視的研究標的——「投票行為」，進行多層的實證分析，如實證研究中常見的理論、方法與數據資料的循環辯證過程(黃紀，2000b)，提出筆者對於資料驗證結果的理論論述。然而，「多層模型」的研究方法，在應用上仍具資料性質所限。

多層分析模式的特性在於試圖解決總體資料與個體資料長久以來的所存在的推論限制，其操作方式在於以個體資料為基礎，透過模型設定的方式來結合總體層次的特性，以解釋依變項不同層次的變異，因而樣本配置將成為了多層分析的成敗關鍵所在。雖然在運用多層分析時，學界並不強調抽樣分層與資料分析架構的一致性。以本文所運用的調查資料為例，以不同鄉鎮市為特徵的集群層別，雖不見得就必須是事後多層模型設定的總體層次；然而，由於研究資料的樣本，並非普及全台灣所有的縣市，也使實證結果在推論上具有相當的限制。

有鑑於多層模型的分析方式日漸受到國內外政治學者的重視，黃紀(2005)也提出了邁向多層抽樣方法的呼籲，他主張往後TEDS的研究樣本取得，也必須開始往層級架構的角度思考。多層的抽樣架構，似乎已成為學界相同的共識。<sup>24</sup>不論資料取得的抽樣架構以縣市、鄉鎮市或選區為區隔，從事後資料分析的角度而言，筆者期待往後資料蒐集之抽樣架構，能至少滿足

---

24. 有關多層抽樣的樣本配置與學界的討論，可參見黃紀(2005)的整理。



研究者以多層模式的模式，以利探求更多總體系絡效果與個人政治取向、價值與行為的因果關係，以本研究為例，在以「縣市」為總體層次區隔依據時，便面臨了有些縣市缺乏樣本的困難。

故不論是在有限的資源下構思多層抽樣配置，或是以多層模型進行二手資料分析，可預期的是個體層次與總體層次的樣本分配將呈現權衡( trade-off )的關係。雖然許多學者重視總體層次的樣本數，對於模型參數與標準誤之估計有絕對性的影響。然而，一旦犧牲個體層次樣本數，可以想見的是，當個體層次模型中的自變項較多，則其係數斜率標準誤將有過大之虞，將導致原有個體層次模型估計不穩的情況；另一方面，如總體層次個數過少，也將面臨相似的窘境。故筆者以為，個體層次與總體層次樣本個數的權衡，從事後資料分析的角度上，則必須端視不同層次的自變項數目而定，否則，不論何層次樣本過少，而在該層次放入過多控制變項，在自由度不足的情況下，將使得估計參數容易不穩的情形發生。綜而言之，當多層模型在國外政治學界日漸受到重視的當前，筆者嘗試以經驗政治研究中，最常受到關注的主題——「投票行為」為例，對於此一新興統計模式從事原理與操作化的介紹，希望提供未來欲從事個人政治價值、態度或政治行為的社會系絡效應之研究者，在理論與方法上進一步的思考方向。

## 附錄：個體層次自變項的測量題目與處理列表

變 項	題 號 / 測 量 題 目	處 理 方 式
性 別	S17. 受訪者的性別：	設男性為對照組 0
年 齡	S1. 請問您是民國幾年出生的？	區分為 20-29 歲、30-39 歲、40-49 歲、50-59 歲、60 歲以上五類，以連續變項放入模型中，並將 0 固定在 30-39 歲。
教 育 程 度	S6. 請問您的教育程度是什麼？	區分為小學及以下、國初中、高中職、專科、大學及以上五類，以連續變項放入模型中，並將 0 固定在中職。
省 籍	S2. 請問您的父親是本省客家人、本省閩南人、大陸各省市人，還是原住民？	分為三類，原住民則因個數過少，設為遺漏值。以「本省閩南人」為對照組。
政 黨 認 同	P1. 目前國內有幾個主要政黨，包括國民黨、民進黨、親民黨、新黨、建國黨，以及台灣團結聯盟，請問您是否偏向哪一個政黨？ P1a. 那相對來說，請問您有沒有稍微偏向哪一個政黨？ P1b. 請問是哪一個政黨？	在合併題目後，可得民眾支持政黨的對象，並合併為三類，以中立無反應者為對照組。 1. 泛藍：國民黨、親民黨與新黨 2. 泛綠：民進黨、台聯與建國黨 3. 中立與無反應者：其他政黨與回答不知道、拒答、看情形等。
統 獨 立 場	N2. 關於台灣和大陸的關係，這張卡片上有幾種不同的看法： 1：儘快統一；2：儘快獨立；3：維持現狀，以後走向統一；4：維持現狀，以後走向獨立；5：維持現狀，看情形再決定獨立或統一；6：永遠維持現狀 請問您比較偏向哪一種？	將選項合併為三類，已維持現狀者及無反應者為對照組： 1. 傾向統一：儘快統一、維持現狀以後走向統一 2. 維持現狀：永遠維持現狀、維持現狀看情形決定統一或獨立、其他無反應者 3. 傾向獨立：儘快獨立、維持現狀以後走向獨立
執 政 者 評 價	E1. 請問您對陳水扁擔任總統四年期間的整體表現，您覺得是非常滿意、有點滿意、不太滿意、還是非常不滿意？ E2. 請問您對陳水扁政府團隊執政能力的整體表現，您覺得是非常滿意、有點滿意、不太滿意、還是非常不滿意？ E3a. 您認為這四年來，陳水扁總統所領導的政府對這個問題（E3）做得好不好？	測量上筆者將尺度重新處理，愈高代表愈為滿意，並回答不知道、拒答、看情形者視為無意見，於此三題各可得 1~5 分的尺度。接著採因素分析 ( factor analysis ) 的方式，取出一因子，命名為「執政者評價」變項。 <sup>1</sup>

資料來源：台灣選舉與民主化調查規劃與推動委員會（2005）。

說明：雖然在原始問卷中所採取的測量為順序尺度，然而，根據 Xi $\alpha$  (1989) 表示，如果順序尺度的測量中有五個以上的選項或級別，則將其視為連續變項的處理則不會產生太大的統計估計問題，因而在此，筆者則是以採因素分析簡化此三個變項，並尋找能夠代表的解釋因子。結果顯示縮減出的單一因子之特徵值負荷量 ( factor loadings ) 能解釋此三項次的 74.7% 的變異量，且其成分矩陣該因子與各項次的相關係數皆在 0.8 以上。

## 參考書目

- Bryk, Anthony S. and Stephen W. Raudenbush. 1992. *Hierarchical Linear Models*. Newbury Park, CA: Sage.
- Campbell, Angus et al. 1960. *The American Voter*. New York: John Wiley and Sons, Inc.
- Downs, Anthony. 1957. *An Economic Theory of Democracy*. New York: Harper and Row.
- Fiorina, Morris P. 1981. *Retrospective Voting in American National Elections*. New Haven and London: Yale University Press.
- Goldstein, Harvey. 1995. *Multilevel Statistical Models*. London: Edward Arnold.
- Greenland, Sander. 2000. "Principles of Multilevel Modelling" *International Journal of Epidemiology* 29: 158-167.
- Hox, Joop J. 2002. *Multilevel Analysis: Techniques and Applications*. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.
- Huang, Minhua. 2004. "Why Do People Support Political Islam? Empirical Evidence from Eight Muslim Societies." *Taiwanese Political Science Review* 8, 2: 245-320.
- Huckfeldt, R Robert and John Sprague. 1987. "Network in Context: The Social Flow of Political Information." *American Political Science Review* 81: 1187-1216.
- Jones, K. et al. 1992. "People, Places and Regions: Exploring the Use of Multi-Level Modelling in the Analysis of Electoral Data." *British Journal of Political Science* 22: 343-380.
- Key, V. O. 1966. *The Responsible Electorate*. New York: Vintage.
- King, Gary. 1997. *A Solution to the Ecological Inference Problem:*

- Reconstructing Individual Behavior from Aggregate Data*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Lazarsfeld, Pual F. et al. 1944. *The People's Choice: How the Voter Makes Up His Mind in a Presidential Campaign*. New York: Columbia University Press.
- Lazarsfeld, Pual F., and Menzel H. 1961. On the relation between individual and collective properties. In A. Etzioni. ed. *Complex Organizations: A Sociological Reader*. New York: Holt, Rhinehart and Winston.
- Long, J. Scott. 1997. *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*. Thousand Oaks, Calif.: Sage.
- Mille, Arthur H. and Martin P. Wattenberg. 1985. "Throwing the Rascals Out: Policy and Performance Evaluation of Presidential Candidate." *American Political Science Review* 79: 359-372.
- Niemi, Richard G., and Herbert F. Weisberg. 2001. *Controversies in Voting Behavior*. 4th ed. Washington D. C.: Congressional Quarterly Press.
- Raudenbush, Stephen W. and Anthony S. Bryk. 2002. *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Method*. 2nd ed. Thousand Oaks: Sage.
- Steenbergen, Marco R. and Bradford S. Jones. 2002. "Modeling Multilevel Data Structures." *American Journal of Political Science* 46: 218-237.
- Western, Bruce and Simon Jackson. 1994. "Bayesian Inference for Comparative Research." *American Political Science Review* 88: 412-423.
- Western, Bruce. 1998. "Causal Heterogeneity in Comparative Research: A Bayesian Hierarchical Modeling Approach." *American Journal of Political Science* 42: 1233-1259.
- Xie, Yu. 1989. "Structural Equation Models for Ordinal Variables." *Sociological Methods and Research* 17, 4: 325-52.

Yang, Min et al. 2000. "Multilevel Models for Repeated Binary Outcomes: Attitudes and Voting over the Electoral Cycle." *Journal of Royal Statistical Society. Series A (Statistics in Society)* 163: 49-62.

王柏燿。2004。〈經濟評估與投票抉擇：以 2001 年立委選舉為例〉。《選舉研究》11, 1: 171-195。

台灣選舉與民主化調查規劃與推動委員會。2004。2002 年至 2004 年「台灣選舉與民主化調查」三年期研究規劃(II)：民國九十二年民主化與政治變遷民調案。台北：國科會專題研究計畫(NSC 92-2420-H-001-004)結案報告。

台灣選舉與民主化調查規劃與推動委員會。2005。《台灣選舉與民主化調查：民國 93 年總統大選民調案》，NSC 92-2420-H-031-004。台北：行政院國家科學委員會。

何思因。1991。〈影響我國選民投票抉擇的因素〉。《東亞季刊》23, 2: 39-50。

吳重禮、許文賓。2003。〈誰是政黨認同者與獨立選民？——以二〇〇一年臺灣地區選民政黨認同的決定因素為例〉。《政治科學論叢》18: 101-140。

吳重禮等。2003。〈賦權理論與選民投票行為：以 2001 年縣市長與第五屆立法委員選舉例〉。《台灣政治學刊》7, 1: 91-156。

杜素豪。2004。〈投票意向問題不同類型項目無反應之分析：以 2000 年總統大選為例〉。《選舉研究》11, 2: 111-132。

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》1, 1: 93-110。

徐火炎。1993。〈選民的政黨政治價值取向、政黨認同與黨派投票抉擇：第二屆國大代表選舉選民的投票行為分析〉。《國家科學委員會研究彙刊：人文及社會科學》3, 2: 144-166。

徐永明。2000。〈南方政治的形成？台灣政黨支持的地域差別，1994-2000〉。《中山大學社會科學季刊》2, 4: 167-196。

徐永明。2001。〈政治版圖：兩個選舉行為研究途徑的對話〉。《問題與研

究》40, 2 : 95-115。

耿曙、陳陸輝。2003。〈兩岸經貿互動與台灣政治版圖：南北區塊差異的推手？〉。《問題與研究》42, 6 : 1-27。

國立政治大學選舉研究中心。2005。歷屆公職人員選舉資料庫。

<http://esc.nccu.edu.tw/newchinese/data/election%20data.htm>。2005/5/10。

盛杏澐。2002。〈統獨議題與台灣選民的投票行為：一九九〇年代的分析〉。《選舉研究》9, 1 : 41-80。

陳超塵。1996。《計量經濟學原理》二版。台北：台灣商務印書館。

陳義彥。1994。〈我國選民的集群分析及其投票傾向的預測：從民國八十一年立委選舉探討〉。《選舉研究》1, 1 : 1-38。

黃秀端。1994。〈經濟情況與選民投票抉擇〉。《東吳政治學報》3 : 97-123。

黃紀。2000a。〈質變數之計量分析〉。謝復生、盛杏澐主編《政治學的範圍與方法》。台北：五南出版社。

黃紀。2000b。〈實用方法論芻議〉。《政治學報》31 : 107-139。

黃紀。2001。〈一致與分裂投票：方法論之探討〉。《人文及社會科學集刊》13, 5 : 541-574。

黃紀。2005。〈多層抽樣設計芻議〉。《台灣選舉與民主化調查研究方法工作坊學術研討會》。台北：政治大學。

楊孟麗。2002。〈利用多層線性模式瞭解題目無反應〉。《調查研究》12 : 59-50。

劉義周。1996。〈世代、統獨立場與投票抉擇：李登輝的選民〉。《選舉制度、選舉行為與台灣地區政治民主化學術研討會》。台北：政治大學選舉研究中心。

# **A Pilot Study on Multi-level Modeling of Voting behavior: The 2004 Taiwan Presidential Election in Taiwan**

Hsin-Hao Huang \*

Recent years, “Multi-level Modeling” was used widely in some fields, such as education and sociology. Because this statistical estimate method can combine the property of aggregate data and individual data sufficiently, and explore the behavioral differentiation among people in various social context. Political scientists in Taiwan, however, have not got acquainted with this model to date. In this paper, I try to summarize the estimation and operation of Multi-level Modeling, and apply it to the research of voting behavior in order to demonstrate the effect of social context in the 2004 presidential election in Taiwan.

Because of the limitation of data property, my model only generates some inferences to several counties in Taiwan. By application of Multi-level Modeling, at least extent, this paper provides some potential suggestions for future studies with special attention to the influence of social context on personal political attitude and behavior.

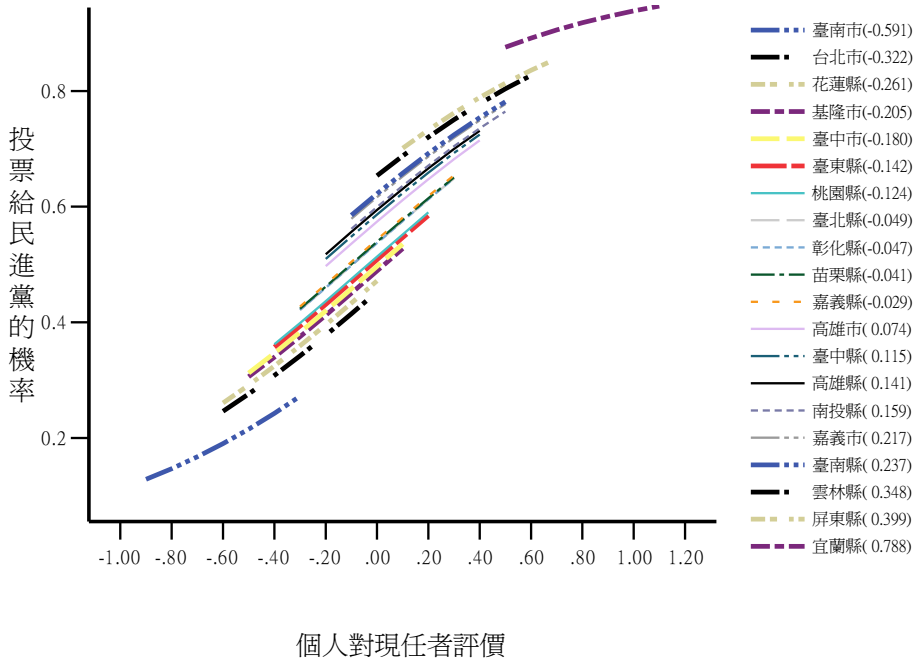
**Key words:** multilevel models, social context, voting behavior

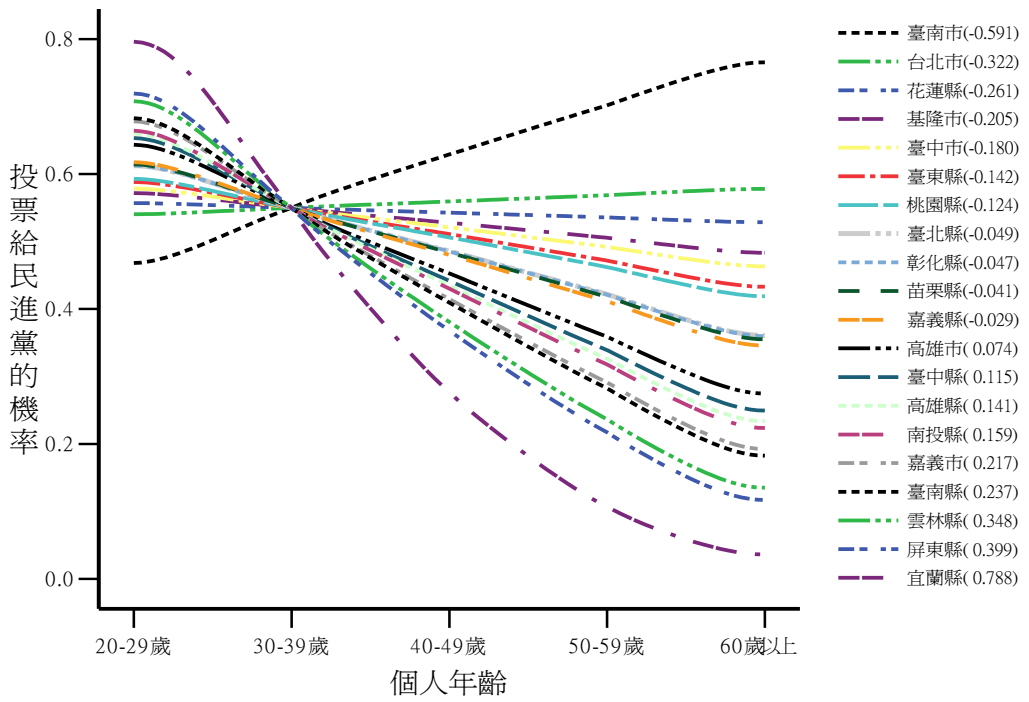
---

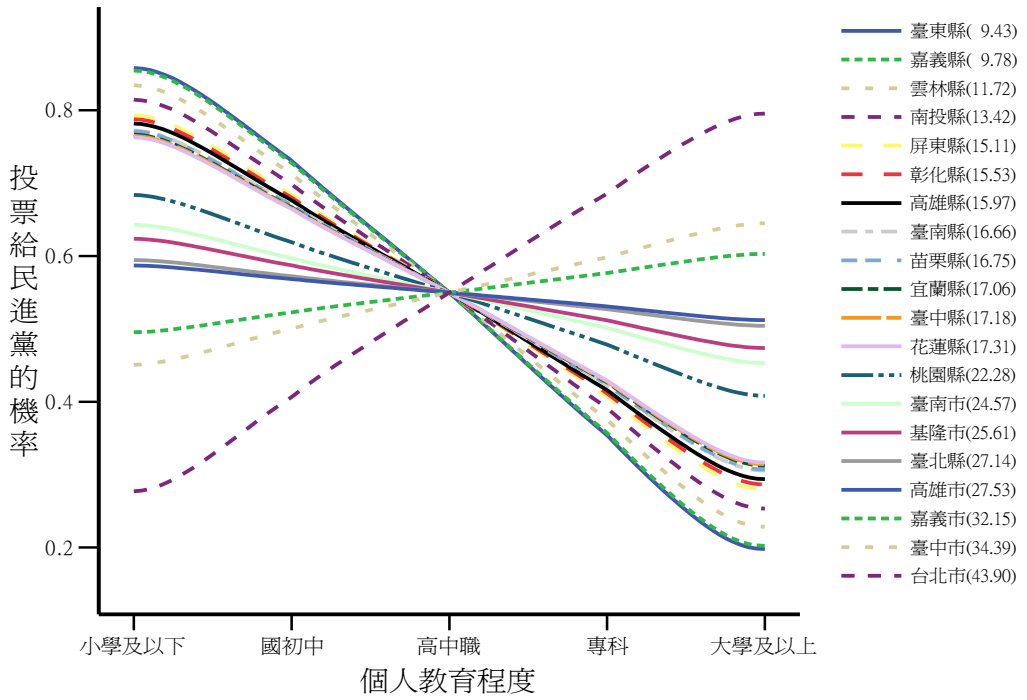
\* PH.D. Student, Department of Political Science, National Chengchi University.

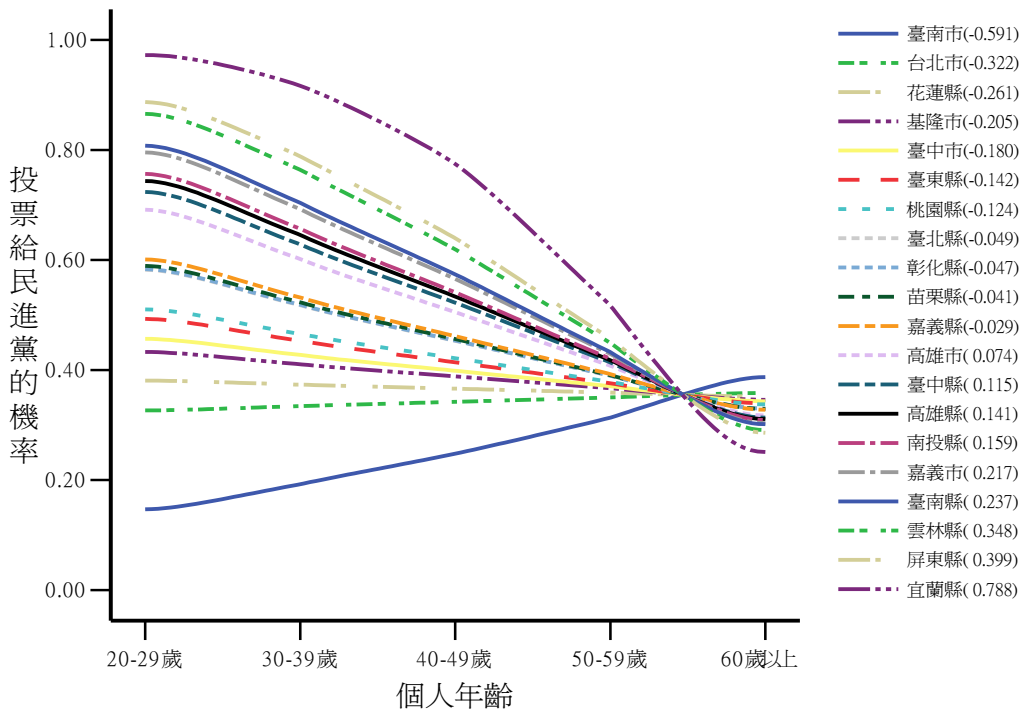


圖一到圖四的順序如下：









表五 台灣選民投票行為多層模型分析

效果分解	主觀系絡		政治系絡		經濟系絡							
					工商服務		高科技		農林漁牧		自營小主	
<b>總體層次</b>												
系絡效果	2.78	(0.69)***	0.08	(0.02)***								
交互作用效果												
性別→投票行為												
年齡→投票行為	-1.08	(0.47)*	-0.02	(0.01)*	0.04	(0.02)*	0.02	(0.01)*	-0.02	(0.01)*	-0.05	(0.02)*
教育程度→投票行為	-1.83	(0.54)**			0.06	(0.02)**	0.04	(0.01)**	-0.03	(0.01)*		
本省客家人→投票行為												
傾向獨立→投票行為												
<b>個體層次</b>												
性別(男性為 0)									0.41	(0.19)*	0.38	(0.17)*
年齡	-0.31	(0.11)*			-0.26	(0.09)*	-0.29	(0.10)**	-0.25	(0.09)*	-0.25	(0.09)*
教育程度	-0.28	(0.12)*	-0.29	(0.13)*	-0.32	(0.11)*	-0.35	(0.11)**	-0.32	(0.13)*	-0.31	(0.14)*
省籍(本省閩南為 0)												
本省客家												
大陸各省市												
政黨認同(中立無反應為 0)												
泛藍	-3.19	(0.27)***	-3.37	(0.27)***	-3.24	(0.29)***	-3.20	(0.29)***	-3.20	(0.29)***	-3.23	(0.28)***
泛綠	3.22	(0.30)***	3.04	(0.28)***	3.20	(0.30)***	3.20	(0.31)***	3.18	(0.33)***	3.18	(0.31)***
統獨立場(維持現狀為 0)												
傾向獨立	1.00	(0.31)**	1.09	(0.30)**	1.06	(0.29)**	1.04	(0.31)**	1.04	(0.32)**	1.08	(0.32)**
傾向統一												
對現任者評價	1.55	(0.11)***	1.50	(0.11)***	1.49	(0.13)***	1.49	(0.10)***	1.49	(0.10)***	1.50	(0.10)***

資料來源：台灣選舉與民主化調查規劃與推動委員會（2005）。

說明：\*\*\*表  $p < .001$ ，\*\*表  $p < .01$ ，\*表  $p < .05$ （雙尾檢定）。左方的數值為係數，右方的數字是標準誤，其中只列出顯著的估計係數，而第一層模型的常數項皆未達統計顯著水準。