

# 現任縣市長支持之研究：多層次貝氏統計之應用

蔡佳泓\*

## 摘要

過去對於政策與投票的研究偏重個別縣市的影響因素，並未考慮縣市之間的差異，推論範圍有限。我們利用台灣選舉與民主化 (TEDS 2010C) 的調查資料，合併來自台北市、台中縣、台中市、高雄縣、高雄市等五個縣市的受訪者，而且運用五都改制前的決算資料，以多層次貝氏統計模型估計縣市之間的差異以及個人的政策滿意度影響現任者支持的程度。結果發現在考慮政黨認同之後，社福、交通、環保等三項政策的施政滿意度顯著地影響投票行為，而且縣市之間確存在差異，但是這三項政策的預算並未影響縣市之間的差異。我們也比較多層次模型的估計結果與勝算對數迴歸模型以確認結果的可信度。

**關鍵詞：**市長選舉、施政表現、投票行為、多層次貝氏統計模型

JEL 分類代號：C52, H75

---

\* 國立政治大學選舉研究中心研究員、東亞研究所教授，本文聯繫作者。電話：(02)2938-7134，Email：[tsaich@nccu.edu.tw](mailto:tsaich@nccu.edu.tw)。

DOI：10.3966/054696002014120096003

# 現任縣市長支持之研究：多層次貝氏統計之應用

蔡佳泓

## 壹、前言

在 2012 年 11 月行政院修改公共債務法時，因為減少部份直轄市的債務上限而遭抗議，財政部長張盛和在立委質詢時表示各縣市政府應該適度儉約，在跨年活動放煙火、請明星表演太浪費，應該改為看日出。此話一出有人叫好，也引起許多輿論抨擊，認為跨年活動雖然花費頗多但是可以創造觀光商機。數天後張盛和公開道歉。這場風波背後的意義是如何適當地分配有限的預算是一大難題，而分配結果能否回應民眾的需求更是難上加難。

民主政府的施政不僅要謀求民眾之福祉，而且應該以民眾的需求為依歸。而為了爭取連任，現任者應該要以良好的施政表現，爭取民眾繼續支持。如同 Dahl (1971) 所說的，民主理論的中心關懷是公民控制領導者的程度。但是選民是否能夠回應政府的施政表現，以致於支持現任者或其所屬政黨？從另一角度來說，政府的政策措施反應在施政表現的程度有多高，進而影響民眾的投票行為？

我們假定個人在評價政府表現時，會受到所處環境的影響。居住在資源不虞缺乏的地區，民眾的基本需求如道路、治安已經獲得滿足，對於政府的期待，可能不同於仍然需要各種基礎建設的地區民眾。居住在以農漁牧為主要經濟活動的地區，可能期待政府幫忙解決對外交通以方便運送經濟作物，治安、環保、文化的建設可能並非最重要的。雖然每個地區會有不同比例的各種政治態度、社會經濟地位、生活型態的民眾，但是我

們更好奇的是地區的特性有多少程度影響民眾對於現任者的要求並表現在投票行為？以跨年活動來說，台北市信義區選出的國民黨立委費鴻泰說台北市政府每年的跨年晚會為北市帶動龐大商機；台中市有市議員贊成也有市議員反對，反對的議員認為台中市的跨年晚會規模難與台北市相比，吸引不到媒體焦點。而雲林縣、嘉義縣、台南市政府則因為財政困難或是其它理由決定不舉辦。可以看出縣市特色、資源的不同，有可能影響政府與民眾對於如何分配預算的看法。

國內的媒體經常調查並且公佈縣市首長的評價。例如天下雜誌在 2010 年 9 月所公布的 25 縣市幸福縣市大調查，在每個縣市皆進行至少 500 個樣本的抽樣調查，並且邀請專家評比，加權比例為民眾調查 80%、專家 20% (天下雜誌，2010)。遠見雜誌也進行多次的「縣市長滿意度」調查，評比縣市長為「五星級」、「四星級」等等，其中高雄縣長楊秋興多次獲得五星級評價，2010 年市長選舉時便以「五星級縣長」為訴求。而遠見雜誌、聯合報也曾經進行每一縣市的居民光榮感調查。可見得媒體以及民眾都相當關心縣市首長的表現。但是每一縣市分別進行調查、評價然後進行排序的做法，並未考慮到每一縣市樣本的變異數。本文所引用的多層次模型，考慮縣市的差異，可以產生比個別縣市調查統計所得到的估計更為準確的結果。在第捌節我們比較各種資料匯集方式的分析結果加以說明。

除了媒體調查之外，目前學術界研究選民在地方選舉的投票行為時，較少考慮到跨縣市的評價，多數是分別觀察個別縣市或選區民眾的投票行為及政治態度，試圖估計民眾的政府評價、政治態度、議題立場對於其行為的影響。這樣做的優點是可以深入個別縣市的狀況，例如候選人形象、地方議題、選舉議題等等。但是因為只分析個別縣市，無法進而推論其它縣市的情形，更因為單一或是數個縣市的研究不考慮環境特徵的差異，無法探討民眾所處的環境對於其態度與行為的作用。舉例來說，我們以圖 1 表示合併所有台北市、台中縣市、高雄縣市受訪者之後的社福滿意度與是否投給現任者的線性關係，可以看到越滿意的民眾越可能投給現任者。

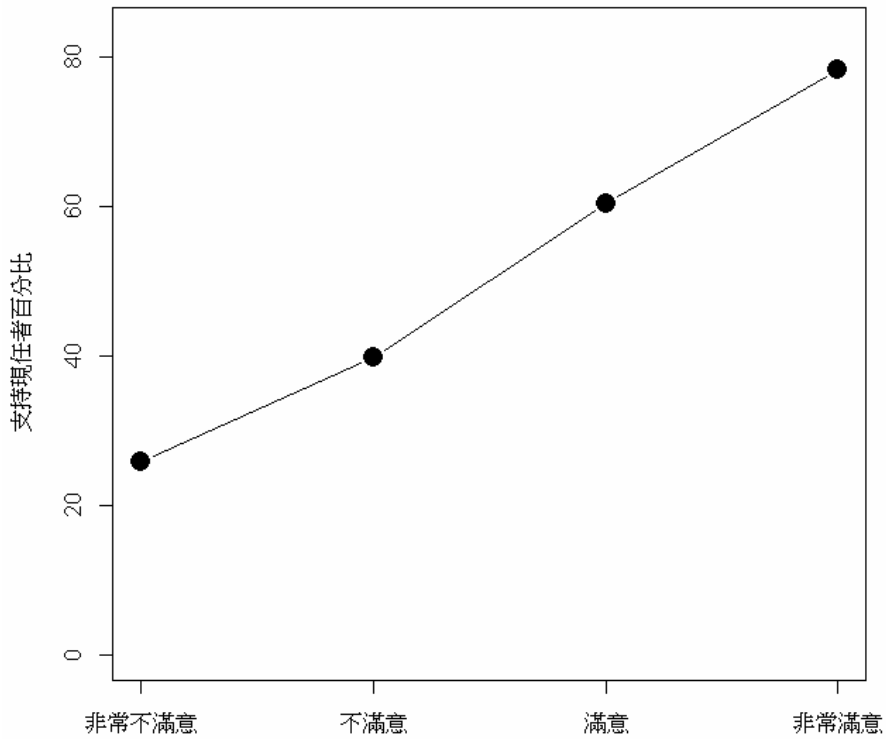


圖 1 全體受訪者對於社會福利的滿意程度與支持現任者的比例

資料來源：黃秀端 (2010)

合併所有縣市受訪者的方法的假設是投票行為會因為個人之間的態度差異而有差異，並未考慮到縣市的差異也可能造成投票行為的不同。然而，當我們因為擔心縣市的差異而分別觀察各個縣市受訪者的社會福利滿意度與投票行為時，我們可能又過度放大縣市之間的差異，隱含的假設是每一縣市的受訪者與其他縣市完全不同，統計推論僅限

於每一個縣市。圖 2 顯示各個縣市民眾的社福滿意度與是否投給現任者之關係，其中高雄縣、市民眾因為滿意社會福利而支持現任者的程度，雖然基本上仍然呈現線性關係，但是程度可能不及台北市及台中市的民眾。換句話說，這樣的研究無法考量縣市之間的差異，只好分析個別縣市，卻忽略了不同縣市民眾之間的相同處。因此，我們應該將所有縣市的受訪者放在同一個模型一起估計影響其支持現任者的因素，但是要適當地估計縣市的差異所造成的作用。

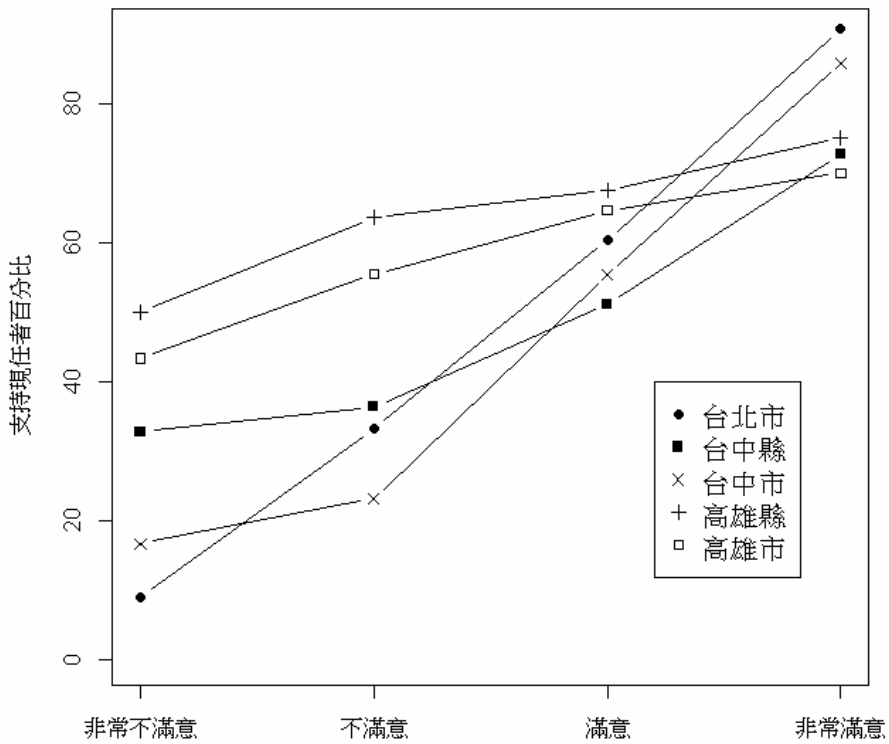


圖 2 五個縣市受訪者對於社會福利的滿意程度與支持現任者的比例

資料來源：同圖 1

本研究的對象是台北市、合併前台中縣市、合併前高雄縣市在 2010 年縣市長選舉的投票行爲。立法院於 2009 年 4 月通過修正地方制度法，賦予縣市單獨或合併升格的法源。升格改制審查會議於 6 月 24 日審查通過台北縣、台中縣市、高雄縣市升格爲直轄市，台南縣市則在 29 日的會議通過升格。由於行政區域調整，因此在 2010 年舉行改制爲直轄市的台北縣、台中縣市、台南縣市、高雄縣市與台北市同時選舉。選舉結果爲現任的台北市長郝龍斌獲得 55% 的選票，順利連任。現任的台中市長胡志強在台中縣長黃仲生任滿不再競選的情況下競選升格後的台中市長，獲得 51% 的選票，險勝民進黨提名的蘇嘉全。高雄市方面，原高雄縣長楊秋興在民進黨初選中敗給高雄市長陳菊，但是決定以無黨籍身份投入選舉，與國民黨提名的黃昭順形成三方競爭。最後陳菊獲得 52% 的選票、楊秋興 26%、黃昭順 20%。台灣民主化調查 (TEDS) 2010C 的面訪調查資料的受訪者來自台北市、台中市、高雄市、台中縣、高雄縣等五個縣市，受訪者被詢問對於社會福利、交通、環保等三項政策的 1 到 4 分滿意度。之所以選擇社福、治安、環保等三項政策的原因是過去的研究例如蔡佳泓與俞振華 (2011) 已經分析交通建設、社會福利與環境保護的預算民意與實際預算之間相關性，其中環保的相關程度最明顯。

本研究在第貳章討論民意與政策偏好的文獻，在第參章說明研究架構以及個體與總體層次的資料，在第肆章說明使用的資料與主要變數，在第伍章說明多層次模型與貝氏統計，在第陸章提出分析結果，在第柒章比較各種匯集方式與多層次貝氏統計模型之估計，第捌章爲結論。

## 貳、文獻探討

許多學者認爲民意是一種理性抉擇的過程。Downs (1957) 的理性抉擇理論與 Lippman (1922, 1925) 所強調的自我中心理論相呼應，認爲民眾是以自利爲出發點來瞭解政治，選擇能夠帶來最大福祉的候選人。從 Downs 的理論可推理出，選舉應該是民眾留

下好的現任者或是趕走不好的現任者的一個絕佳機會 (Key, 1966)<sup>1</sup>。

個體資料的分析指出民眾的確會根據過去的評價決定支持的對象 (Fiorina, 1981)。即便這樣的決定過程不一定合乎理性；現任者有可能因為天災而失去選票 (Achen and Bartels, 2004)。一個關鍵的因素是民眾因為政府的施政，感受到經濟情況變差，進而歸責於現任者 (Kramer, 1971; Kinder and Kiewiet, 1981; Fraile and Lewis-Beck, 2010)。對選民而言，總體經濟與政府政策之間是分不開的，因此選民根據在任者的表現也是一種經濟投票 (Kiewiet, 1983)。跨年的資料分析顯示，好的總體經濟表現及個人感受都會有助於現任者的政黨所提名的總統候選人 (Markus, 1988)。而跨國的分析也證實選民會根據經濟好壞獎懲政府 (Powell and Whitten, 1993; Anderson, 2000; Duch and Stevenson, 2008)。從另一個角度而言，當各個候選人的議題立場接近時，如何實現該立場可能比立場的位置來得重要，也就是說選民會根據現任者的表現加以獎懲 (Miller and Watterberg, 1985)。

部分研究認為，經濟投票可能與要視民眾的政治知識多寡；知識多才能瞭解經濟好壞是否為政府所造成的 (Gomez and Wilson 2001, 2003, 2006)。但是 Fiorina (1981) 的理論以及 Achen and Bartels (2004) 的研究說明選民可以單純地比較過去與現在的景氣做出決定，不見得需要瞭解複雜的經濟活動或是政府政策才能決定是否支持現任者。也就是在資訊成本最小的情況下，民眾還是有可能進行理性抉擇。從民主政治的規範角度來看，選舉是監督現任者的工具之一，選舉之中現任者必須為自己過去的施政紀錄辯護，而民眾應該視現任者的表現好壞決定投票給現任者或是挑戰者，例如失業率高漲可能會使得現任者陷入苦戰 (Zielinski et al., 2005)。即使現任者對於未來有所承諾，也必須建立在過去的施政表現上 (Miller and Wattenberg, 1985)。民意代表的表現同樣也是民眾投票的依據 (Guisinger, 2009; Ansolabehere and Jones, 2010)。

這些文獻提供理性投票的理論，但是較侷限在經濟投票的範疇。然而並非所有政策都跟經濟好壞相關；政策措施可能更直接影響整體社會的福祉。政策不外有限的預算的前提下做最好的分配，而學者的研究證實政府預算與民意的互動關係。Wlezien (1995)

---

<sup>1</sup> 可參閱 Lewis-Beck and Stegmaier (2000) 針對經濟投票與民主課責的文獻回顧。

以 1977 至 1991 年的預算資料，說明民眾對教育、環保、國防等政策的預算偏好一直上升之後，政府一開始維持預算不變，等到偏好越來越高之後，會跟著調高該項政策的支出，但是到達民眾所要求的水準之後，民眾反而會希望調降該項政策的預算，以免花費太多影響其他政策的預算。這就是「恆溫器」(Thermostat) 理論。Soroka and Wlezien (2004, 2005, 2010) 以及 Wlezien and Soroka (2010) 也使用預算偏好的問題建構民眾的政策偏好，並且探討民眾的偏好與實際預算之間相互影響的程度為何。Soroka and Wlezien (2010) 強調民眾不一定確實了解政府花了多少預算在每個領域，但是民眾有可能感覺到政府花了太多、太少還是剛剛好，據此反應在問卷調查。而蔡佳泓與俞振華 (2011) 參考 Peterson (1995) 將政策分為發展型以及重分配型，發現這兩類政策所建構的指標與政黨認同類似，具有解釋投票傾向的作用。陳文學與羅清俊 (2012) 亦發現相似的結果。

政策的偏好與選舉行爲有關嗎？答案是肯定的。國內學者已經分析 2002 年北高市長選舉以來的歷次地方選舉的縣市首長施政表現對於投票行爲的影響，例如劉嘉薇 (2008) 強調都會區選民似乎重視經濟等理性選擇而非都會區選民重視候選人；吳重禮與李世宏 (2004) 發現台北市與高雄市選民都會以首長評價決定投票；林瓊珠 (2008) 發現台北市選民之中選擇國民黨的民眾重視情感認同、選擇民進黨民眾重視各種理性判斷；蕭怡靖與游清鑫 (2008) 也發現政績與候選人在台北市及高雄市都是重要的投票依據；Lim et al. (2010) 則發現中央政府的施政表現在「無現任者」參選的縣市特別重要；蕭怡靖與黃紀 (2011) 指出中央的政治課責或是對縣政府的政治課責，皆發揮顯著的影響力；蔡佳泓 (2012)、許勝懋與黃志呈 (2012)、張傳賢與黃信達 (2013) 等等也都證實施政表現是影響投票的重要因素之一，其中許勝懋與黃志呈 (2012) 探討台北市、台中市、高雄市長選舉中的兩岸經貿因素，而張傳賢與黃信達 (2013) 則探討台中市長選舉中的施政表現、地方派系、競選策略等等，解釋為何現任的胡志強流失選票。這些研究大都肯定民眾以政策、經濟選擇現任者，而方法上劉嘉薇 (2008)、蔡佳泓 (2012) 以及許勝懋與黃志呈 (2012) 將所有樣本匯集成一筆資料，解釋投給政黨候選人的因素，但是未考慮縣市之間的差異，其他研究則是分析一個或數個縣市選民的投票因素，其結果如同第壹章所討論的，因為



資訊只來自個別縣市所以推論範圍有限，而且估計結果可能會因為縣市觀察值不同而有誤。

國內學者亦分析縣市的總體經濟環境，例如王肇蘭等 (2008) 分析 21 個縣市的效率、生產力的決定因素，其中議會一黨過半對於政府產出有不利的影響，北部地區的地方政府生產效率較其它地區來得高。他們的研究顯示各個地方政府的表現有顯著差異，但是也有一些共通的影響因素，而這正是多層次模型要把縣市的截距加以模型化的原因。

根據上述的國內外文獻，本研究假設在台北市、台中市、高雄市市長選舉中，不僅施政評價將影響是否投票給現任者，而且政策預算的多寡可能透過縣市本身的特質，間接影響民眾對於政策的評價。此處的現任者指的是郝龍斌、胡志強、楊秋興、陳菊等四位。改制前的台中縣長楊仲生未繼續參選，所以肯定他施政的選民只能選擇胡志強。這是縣市合併所出現的特殊現象。而楊秋興從民進黨脫離，改為無黨籍參選，我們假設他仍然以其政績吸引到不少選民。

## 參、研究架構

爲了更清楚起見，以圖 3 表示研究設計如下。實線代表多層次模型估計的變數間的線性關係，而各個方框代表變數，其中虛線框格代表觀察不到的變數。這個模型具有兩個層次，在個體層次，我們假設個人對於環保、社福、交通等政策的滿意程度、是否與現任者具有同樣的政黨傾向以及家庭經濟狀況之後，將會解釋投票選擇。而在總體層次，我們假設個人會因為所在的縣市 (包含區域) 而有不同的支持現任者傾向，其中，縣市預算以及所在區域會影響該縣市總體的民意，反映在各個縣市的截距。

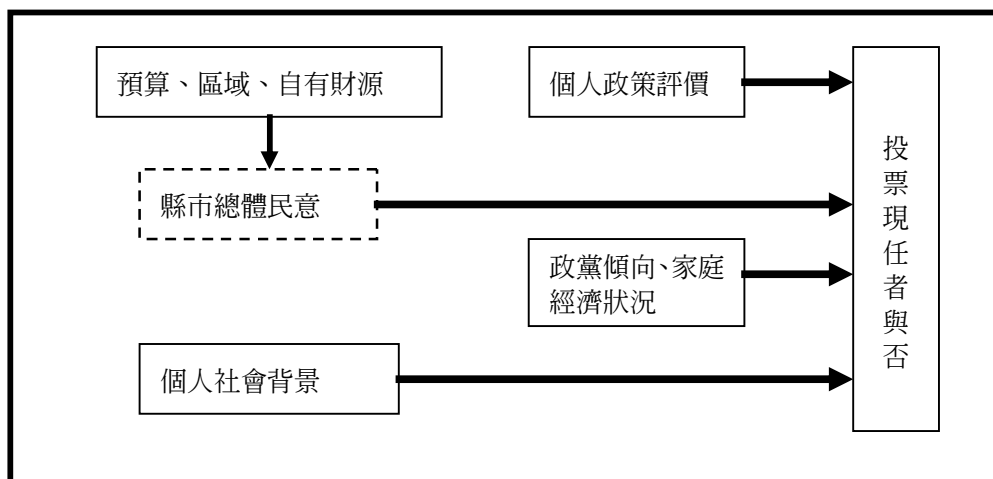


圖 3 研究架構

進一步而言，我們預期政策滿意程度應該是主要的解釋變數，其次是政黨認同。選民根據政策滿意度投票是理性的抉擇，也就是投給現任者以極大化自身利益 (Achen and Bartels, 2004; Ashworth and de Mesquita, 2013)。而環保的滿意度在蔡佳泓 (2012) 的研究中被證實具有影響現任者投票的作用。政黨認同此一變數則是心理上的認同，如果與現任者支持同一政黨，理論上應該會投票給現任者 (蔡佳泓, 2012; 張傳賢與黃信達, 2013)。再者，我們控制家庭經濟狀況以及年齡這兩個變數，去年一年家庭經濟狀況的好壞有可能影響民眾對於縣市政府的感受，而年齡越大有可能因為越不喜歡變動而越支持現任者。我們希望控制這兩個變數能避免主要變數與投票行為之間出現虛假的相關。

而在總體層次，本研究預期每人平均的環保、社福、交通等政策預算會影響縣市的整體環境。當各項預算符合最多民眾的期待時，該縣市的現任者支持率應該越高。不過，部分台中縣及高雄縣民眾可能考慮合併之後的台中市或高雄市的發展，決定不再支持其現任者或其政黨所推薦的人選。同時舉行的市議員選舉也可能影響選民的決定。甚至馬英九總統的滿意度也可能影響投票 (蔡佳泓, 2012; 張傳賢與黃信達, 2013)。這些其他的因素我們無法一一測量，只能由縣市此一變數來解釋。另外為了對照起見，我們以自

有財源做為縣市截距的解釋變數，其他個人變數都維持與上述預算模型一致。自有財源越多的縣市，理論上可以提供較好的社會福利、教育甚至交通建設，因為中央補助款可能需要縣市提出配合款，因此自有財源多寡關係縣市的發展。自有財源的來源是地方政府歲入減去補助以及賒借，而歲入包括稅課（例如印花稅、牌照稅、地價稅、土增稅、房屋稅等等）、規費、工程受益費、財產收入等等。由於自有財源代表一個政府的收入，與個人的收入類似呈現收入少的人多、收入多的人少的右偏機率密度型態，所以取對數較接近常態分佈。

## 肆、資料與主要變數

本文直轄市使用的資料係「2009 年至 2012 年『選舉與民主化調查』三年期研究規劃 (I)：2010 年縣市長選舉面訪案」(NSC 98-2420-H-004-011)。「台灣選舉與民主化調查」(TEDS) 多年期計畫總召集人為國立政治大學黃紀教授，TEDS2010C 為針對 2010 年台北市長、台中市、高雄市長及縣市議員選舉執行之年度計畫，計畫主持人為黃秀端教授。該調查總共完成 3,476 份問卷。

本研究主要使用的施政評價、家庭經濟狀況評估、政黨認同等題目可參考表 1。根據蔡佳泓與俞振華 (2011) 的研究，社會福利、交通建設、環境保護等三項政策具有不等的回應民意程度，其中又以環境保護受到民意的影響最明顯。Peterson (1995) 指出美國的環保、交通皆屬於發展型政策，只有社福屬於重分配型政策。不過在台灣，環保政策關係到經濟發展的方向，和社會福利同樣有優先順序的爭議 (Hsieh and Niou 1996a, 1996b)。因此本研究可延續為發展型與重分配型政策的探討。而在總體預算測量方面，按照社會福利、環境保護、交通等三項政策，變數分別是五個縣市的 2009 年決算所計算之每人平均社福支出、環保經費、交通支出等等，這些項目之中，交通是屬於經濟發展政事別，環境保護則屬於社區發展及環境保護支出政事別。主要來源是中華民國統計資訊網之縣市重要指標查詢系統 (中華民國統計資訊網，2014)。

表 1 模型中各項自變數的測量方式與處理說明

變數名稱	問卷內容	變數處理
2010年市長選舉的投票對象	在這次(去年十一月)的選舉中,有很多人去投票,也有很多人因各種原因沒有去投票,請問您有沒有去投票? 請問市長您是投給誰? 那請問您記得是投給哪一黨的候選人?	歸類為「投現任者」、「投非現任者或未投票」兩類。回答「無投票權」則 missing。
政策滿意度	整體來說,您對過去四年的市長的表現,滿意還是不滿意? 首先,在社會福利方面您滿不滿意? 那治安呢? 那環境保護呢?	重新歸類為「非常不滿意」、「不滿意」、「滿意」、「非常滿意」等,其餘「無反應」設為遺漏值並透過模型加以模擬。
家庭經濟評估	您覺得您家裡現在的經濟狀況與一年前相比,是比較好、還是比較不好,或是差不多?	重新歸類為「比較不好」、「差不多」、「比較好」,其餘「無反應」設為遺漏值。
政黨認同	(1)在國民黨、民進黨、新黨、親民黨跟台聯這五個政黨中,請問您認為你比較支持哪一個政黨? (2)請問您支持的程度是非常支持、還是普通通? (3)請問您比較偏向國民黨、偏向民進黨、偏向新黨、偏向親民黨,還是偏向台聯,或是都不偏?	認同的「方向」依據政黨的藍綠屬性重新歸類為「泛藍政黨」、「泛綠政黨」及「無政黨認同」三類,然後比對受訪者的政黨認同與縣市長的政黨提名。
年齡	請問您是民國哪一年出生的?	重新歸類為「20~29歲」、「30~39歲」、「40~49歲」、「50~59歲」、「60歲以上」五類。無反應則 missing。

資料來源：黃秀端 (2010)。

表 2 顯示每個縣市民眾各項自變數的平均值。各縣市受訪者的年齡大概落在 40 至 50 歲中間。過去一年的家庭經濟狀況並未變差也沒有變好，平均值為 1.87 至 1.97。政黨認同方面，台北市的受訪者有將近 50% 與競選連任的郝龍斌市長同樣認同國民黨。高雄縣有 42% 沒有政黨認同，這可能是楊秋興脫離民進黨投入選舉的原因之一。反之，高雄市只有 33% 支持民進黨。但是在首長選舉，政黨認同之外，政策評價、現任者相對於挑戰者的條件都可能影響投票<sup>2</sup>。社會福利、交通、環保等政策滿意度的平均分數約在 2.5 分。而在三項政策預算以及自有財源方面，台北市在社福、交通、環保、自有財源幾個方面可說是佔盡優勢，例如人均的社福預算為 9060 元，領先第二名的高雄市有 2500 元，不過交通預算的差距只有不到 500 元。環保預算則是五個縣市相距不大。自有財源方面，台北市有高達一千多億的自有財源，但是第二名的高雄市只有三百多億。從各縣市的預算分配角度來看，似乎社會福利分配到最多的預算，環保預算最少，不過台中市的交通預算比社福多一些，高雄縣的社福與交通預算相近，但是環保預算還是最低<sup>3</sup>。

---

<sup>2</sup> 本文考量現任者與挑戰者的比較與投票選擇在理論上過於接近，有可能產生內生性的問題，也就是依變項（投票選擇）既被自變項（現任者條件）解釋，也可能因為受訪者想要合理化其投票選擇，而使得自變項也可以被依變項解釋。

<sup>3</sup> 各項政策人均預算的多寡與縣市政府的總預算有關，但是也跟預算的優先順序有關。過去的研究（蔡佳泓與俞振華，2011）顯示縣市的人均政策預算而不是特定預算佔全部預算百分比與總體民意相關，Wlezien (1995) 的研究則以特定預算經費的變化幅度解釋民意的變化。

表 2 五個縣市受訪者的各項變數平均值

	台北市	台中縣	台中市	高雄縣	高雄市
年齡 (20 至 29 歲 = 1, 60 歲以上 = 5)	3.19	3.00	3.07	3.13	3.29
家庭經濟改善 (變差 = 1, 變好 = 3)	1.97	1.96	1.96	1.87	1.87
與現任者同一政黨 (同一政黨 = 1)	0.49	0.36	0.36	0.42	0.33
社福滿意度 (1-4 分)	2.65	2.39	2.46	2.74	2.75
交通滿意度 (1-4 分)	2.48	2.33	2.31	2.54	2.54
環保滿意度 (1-4 分)	2.64	2.44	2.52	2.53	2.67
社福平均預算 (千元)	9.06	2.77	2.65	3.74	7.53
交通平均預算 (千元)	5.61	2.00	4.01	3.24	5.05
環保平均預算 (千元)	2.29	1.56	1.29	1.41	1.88
自有財源 (百萬元)	105444	16334	22630	11233	31394

資料來源：黃秀端 (2010)、行政院主計處、中央選舉委員會。

## 伍、多層次模型與貝氏統計

### 一、多層次模型

由於我們的模型將納入五個縣市的所有觀察值，是否會得到較佳的估計結果是一個首要的問題。Bartels (1996) 證明，如果所有觀察值來自同一母體，也就是潛在的參數相似的母體，將這些觀察值放入單一模型估計所得的係數，可以會比分開在不同的模型進行估計的結果為佳。多項研究也說明多層次分析可以視為至少兩個迴歸模型，第一層模

型分析個別觀察值之中的依變數與自變數之間的線性關係，第二層模型則是觀察值所屬群體（例如國家、學校、社區）的線性方程式，如此可以避免觀察值與所屬群體之間的相關造成估計所得係數的偏誤（Park et al., 2004; Bafumi and Gelman, 2006; Warshaw and Rodden, 2012）。越多的隨機樣本代表越多的資訊，在估計模型時應該會得到越小的誤差，並且更能避免變數之間相關的情形，因此合併所有觀察值進行估計應該會得到較佳的結果。

同時，觀察值來自不同的群聚（cluster）時，屬於同一群體的觀察值之間有可能具有相近的屬性，若不加以考慮觀察值之間可能的影響，將獲得較小的係數標準誤，進而誤判拒斥虛無假設。但是若要進行修正以獲得群組內的標準誤（clustering standard errors），需要至少 50 個群體。多層次分析則不受群體數目的限制，但是又不至於獲得失準的標準誤，誇大自變數的效果<sup>4</sup>。

當多層次分析以線性模型估計個別觀察值中的自變數作用時，各個群體也可以視為個別模型加以估計，而不只是虛擬變數。因此，多層次模型允許研究者假設每一個群體代表一個線性模型的截距，而截距本身又得用線性模型加以估計。因此個別觀察值的變異數、各個群體的變異數、以及各種群體間的交互作用等均是多層次模型可估計的參數。當某一群體中的觀察值越多，代表內含的資訊越豐富，則多層次模型的係數越接近該階層獨立於其他群體所估計的係數。反之，當某一群體中的觀察值越少，多層次模型的係數越接近所有資料合併且不具備虛擬變數所估計的係數。因此，多層次分析所得到的估計既保留各群體的資訊又涵蓋個別觀察值本身的變異數。即使某一層觀察值只能分成三群，例如高、中、低教育程度，所得到的估計仍然優於三群分別估計所得的係數，而且不必因為設定虛擬變數而少掉對照群的觀察值。

另外，Gelman and Hill (2007) 強調，即便群體層次的係數（截距）未達顯著，這種部

---

<sup>4</sup> 例如 Paluck and Green (2009) 以 14 個盧安達社區進行實驗研究得到的結果，經過多層次分析顯示，他們所宣稱的實驗效果——民眾的民主態度提高——只出現在少部分民眾，而且並未達到統計上顯著水準。

份匯集 (Partial pooling) 的估計仍然比完全不匯集 (No pooling)、完全匯集 (Complete pooling)、分開估計 (Separate models) 來得好。完全不匯集模型忽略個體的資訊，也就是用每個群體的平均值做為推論的基礎。完全匯集則是忽略群體之間的差異，有的樣本來自比較大的群體，有的來自比較小的群體，如果不適當地解釋各個群體存在變異數的差異，會使得模型的估計值隨著群體的大小而變動。每個群體分開估計也可能遇到樣本數大小不一的問題。Gelman et al. (2004) 則以八組的實驗結果說明，完全不匯集的模型未考慮不同實驗效果的變異程度，無法比較各組實驗效果的大小。而完全匯集的模型則是假設每個組有相同的實驗效果，只是某些組可能偶然出現特別高或是低的效果，這個假設並不容易成立。多層次模型不需要假設每個分層有同樣的平均值，而且可以保留所有觀察值的資訊。

就本研究而言，在個體層次，各項政策滿意度、社會背景、個人對於自身家庭過去一年來的經濟狀況評估以及政黨認同應該可以解釋民眾的投票行為。越滿意特定政策、經濟狀況越好，與現任者屬於同一政黨陣營，越可能投給現任者。而多層次分析模型可幫助我們評估不同縣市民眾的態度是否有所差別，如同圖 2 所示。例如住在台北市的民眾，有可能因為社會福利多，相較於社會福利較少的高雄縣民眾，更傾向投給現任者。但是也有可能因為個人的社福、環保、交通等滿意度已足夠解釋是否投給現任者，使得縣市之間的差異並不明顯。不論如何，多層次模型同時運用群體以及個人的資訊以獲得更準確的估計，即便群體之間的差異或是特定群體與所有個體之間的差異不見得達到統計上的顯著水準 (Gelman and Hill, 2007)

有關多層次模型的方法與應用已經相當豐富，特別專注於投票的有 Achen (2005) 曾討論多層次模型可以結合各種不同誤差項假設的模型，並且運用在跨國選舉資料；Gelman (2009) 分析為何收入對於投票的影響在貧窮的州來得比富有的州顯著。國內學者也已經開始運用多層次分析在投票行為。蕭怡靖與黃紀 (2010) 即以多層模型評估選區的政黨勢力、候選人現任與否、產經結構等總體層次對於民眾在 2008 年投票選擇的影響。他們的發現是失業人口越高、農牧人口越多、在國民黨執政的縣市，選民投給國民黨立委的機



率越高。黃信豪 (2006) 亦介紹多層模型的原理並估計 2004 年總統選舉的投票模型，他的發現是當選民所屬縣市平均對民進黨政府評價越高，則該縣市的民眾投票給泛綠的機率也愈高。俞振華與蔡佳泓 (2006) 則呈現如何用教育、年齡、縣市的民意與人口資料透過多層次貝氏統計模型的分層加權預測各縣市的投票結果。蕭怡靖與黃紀 (2010) 及黃信豪 (2006) 的研究確認選民所在的縣市環境的確有可能影響其行為。

## 二、貝氏統計

本研究的策略與黃信豪及蕭怡靖與黃紀以最大概似法估計多層模型略有不同。我們根據貝氏定理與多層次分析相結合的文獻 (Gelman et al., 2004; Gelman and Hill 2007)，得以命參數服從一先驗機率，先驗機率與「概似函數」(likelihood function) 的乘積得出後驗分佈 (posterior distribution)，統計推論來自於後驗分佈所抽樣得到的值。多層次模型依據馬可夫鏈蒙地卡羅 (Markov Chain Monte Carlo, MCMC) 拆解複雜的條件機率。透過 WinBUGS 或是 JAGS 不斷地根據觀察到的自變數、依變數等資料，並且假設依變數服從某一特定機率分佈 (例如常態分佈)，先假設特定參數 (parameter) 的值，然後從這些資料所構成的條件機率抽樣。如果有不只一個參數，例如迴歸係數、變異量等，將切割為數個條件機率分佈進行抽樣，每一次抽樣所得的值，將做為下一次抽樣的參數。抽樣所得的各種參數值的集合將構成後驗機率分佈。在本研究中，每一個係數來自 2,000 次反覆運算之後所得到約 1,000 次事後分佈抽樣的平均數，而標準差則代表這些抽樣結果的離散程度，也因此可獲得 2.5% 以及 97.5% 分位的區間<sup>5</sup>。多層次貝氏統計模型特點之一便是特定群體 (例如國家或是年度) 的變數之間即使有高度共線性，也可以透過其他群體內含的資訊加以估計，優於迴歸模型或是合併橫斷面 (cross-section time-series) 模型的估計

---

<sup>5</sup> 這套過程稱為 Gibbs sampling 抽樣程序，Jackman (2009) 曾解釋其運作方法。雖然他是以前述的類別常態分布迴歸模型 (ordered probit) 為例，不過原理與本研究採用的二元分佈迴歸是相同的，只是依變數服從的機率不同。亦可參考 Albert and Chib (1993)。

(Western, 1998)。

本文的多層次模型是允許截距隨著不同層次變化的迴歸模型，每一個截距有其平均數及變異數。假設有  $i = 1 \sim N$  觀察值，其中有  $j$  個分層，模型 (1) 表示依變項  $y$  為自變數  $X$  矩陣乘以迴歸係數  $\beta$ ，加上  $j$  個截距以及誤差項  $\varepsilon$  的線性函數，而截距  $\alpha$  來自平均數為  $\mu$ 、變異數  $\sigma^2$  的常態分佈：

$$\begin{aligned} y_i &= \alpha_{ji} + X_i \beta + \varepsilon_i \\ \alpha_j &\sim N(\mu_\alpha, \sigma_\alpha^2) \end{aligned} \quad (1)$$

由於本研究的依變數為二元變數—是否投給現任縣市長或其該政黨提名候選人， $y$  是 0 或 1 而不是連續性的數，因此需要用二元對數迴歸模型 (logistic regression) 把原本是  $y$  的依變項轉換成  $\ln(y/1-y)$  的線性模型。在三個假設成立的前提下，也就是  $y = 0$  或是 1、誤差項的平均值為 0、誤差項的變異數不隨著自變數變化，二元對數迴歸模型可表示為：

$$\Pr(y_i = 1 | x_i) = \frac{\exp(x_i \beta)}{1 + \exp(x_i \beta)} = \frac{1}{1 + \exp(-x_i \beta)}$$

本研究的自變數是社福滿意度 (SOC)、環保滿意度 (ENV)、交通滿意度 (TRANS)、是否與現任者同一政黨 (PID) 以及家庭經濟狀況 (HOME) 等，而且代表五個縣市的截距設定為三項政策預算 (SOCB, ENVB, TRANSB) 的線性函數：

$$\begin{aligned} \Pr(y_i = 1) &= \text{logit}^{-1}(\beta^0 + \beta^{soc} \cdot SOC_i + \beta^{ENV} \cdot ENV_i + \beta^{TRANS} \cdot TRANS_i \\ &\quad + \beta^{PID} \cdot PID_i + \beta^{HOME} \cdot HOME_i + \beta_i^{AGE} \cdot AGE_i + \alpha_{k[i]}^{COUNTY}) \end{aligned} \quad (2)$$

$$\alpha_k^{COUNTY} \sim N(\alpha_{m[j]}^{REGION} + \beta^{SOCB} \cdot SOCB_j + \beta^{ENVB} \cdot ENVB_j + \beta^{TRANSB} \cdot TRANSB_j, \sigma_{COUNTY}^2),$$

$$\forall k = 1 \sim 5; j = 1 \sim 3$$

$$\alpha_m^{REGION} \sim N(0, \sigma_{REGION}^2)$$

$$\sigma_{REGION} \sim Unif(0, 100) \quad (3)$$

上述模型 2 以及模型 3 中的各個迴歸係數  $\beta$  均假設服從常態分佈，平均數為 0，而且考慮各個自變數的平均值在 0 到 5 之間，所以假設迴歸係數不會超過 100，因此我們設定  $\beta \sim N(0, 100^2)$ ，也就是平均值 0、標準差 100，係數分佈的範圍是 -100 到 100 之間。在 WinBUGS 以及 JAGS 寫成 `dnorm(0, 0.0001)`，0.0001 代表準確程度，來自於變異數的倒數。先驗資訊的變異數越大，對於後驗分布的影響越小。假設係數的變異數服從不具資訊的先驗分佈 (noninformative prior distribution) 是爲了讓模型不納入除了資料以外的資訊，讓統計推論來自於資料。

而模型 2 中代表縣市截距的  $\alpha$  則是在模型 3 用社福、環保、交通等政府預算加以估計，並且假設來自於平均數為 0、變異數則假設來自於 (0, 100) 的單一分佈 (Uniform distribution)。Gelman (2006) 的實驗資料分析顯示，如果代表分層的截距之變異數假設服從倒伽瑪 (Inverse-Gamma) 分佈，其後驗分佈明顯往 0 那一端集中，分佈的範圍相當受限。換句話說，這樣的先驗資訊對於後驗分佈將有很大的影響。如果假設分層變數或是截距的變異數服從單一分佈，後驗分佈的範圍比較大，表示先驗資訊的影響小，也就由資料來決定統計的推論。在本研究，我們對於縣市影響的大小不做太多假定，由資料來決定，因此採用單一分佈做爲截距變異數的分佈。

爲了驗證模型 (2)，我們設定一個自有財源模型，將縣市的截距模型中的三項預算替換爲縣市的 2010 年的自有財源之對數值。

## 陸、分析結果

在五個縣市民眾多半滿意或非常滿意社福、交通、環保等政策的情況下，他們是否會在五都選舉中支持現任的縣市長？根據上述的模型，我們可以在考慮縣市差異的情況下，估計出各個變數對於投票選擇的作用。我們使用 JAGS 估計多層次模型<sup>6</sup>。疊代 (iteration, n.iter) 的次數設定為 10000，而且進行 10 次運算 (n.thin = 10)，實際儲存的疊代次數有 1500。Gelman and Hill (2007) 指出參數的收斂指標 (potential scale reduction factor) 達到 1.1 表示 MCMC 模擬已經達到收斂。以三項政策預算構成的預算模型中，除了五個縣市截距的  $R\hat{}$  為 1.8 左右外，其他參數收斂的指標  $R\hat{}$  均小於 1.1。而以以各個縣市的自有財源的對數值預測縣市差異的自有財源模型則是五個縣市截距的  $R\hat{}$  為 1.2 左右，其他參數皆達到收斂標準。

表 3 顯示後驗分佈的平均值以做為估計係數、事後分佈的標準差、2.5% 以及 97.5% 分位所構成的 95% 的區間。此外再加上以 Gelman and Hill (2007) 提供的最大概似法程式 (linear fixed effect in R, lmer) 所估計的多層次模型。

---

<sup>6</sup> 我們嘗試用 WinBUGS 估計同樣的模型，雖然得到的估計大致相同，但是五個縣市的  $R\hat{}$  為 1.7 到 2.9。雖然我們嘗試許多起始值 (initial values) 以及增加疊代次數，但是似乎無法改善。

表3 以貝氏統計估計之預算模型與自有財源模型以及以最大概似法估計之預算模型

變數	預算模型 (貝氏統計)	自有財源模型 (貝氏統計)	預算模型 (概似函數)
個人層次			
截距	-8.38 (1.61) [-11.33, -5.28]	-2.28 (0.68) [-3.77, -0.86]	-6.89*** (1.85)
社會福利滿意度	0.44 (0.08) [0.28, 0.61]	0.42 (0.06) [0.29, 0.56]	0.45** (0.08)
交通滿意度	0.30 (0.07) [0.16, 0.44]	0.30 (0.06) [0.17, 0.42]	0.30* (0.07)
環保滿意度	0.17 (0.07) [0.02, 0.32]	0.18 (0.08) [0.01, 0.35]	0.18* (0.08)
與現任者相同政黨 認同	2.45 (0.10) [2.26, 2.66]	2.45 (0.09) [2.26, 2.64]	2.44*** (0.14)
家庭經濟	-0.05 (0.08) [-0.23, 0.10]	-0.07 (0.08) [-0.22, 0.11]	-0.06 (0.09)
年齡	0.03 (0.03) [-0.03, 0.10]	0.03 (0.03) [-0.02, 0.10]	0.04 (0.04)
縣市層次			
台北市	4.76 (1.57) [1.67, 5.75]	-1.26 (0.63) [-2.70, 0.13]	-7.09*** (0.07)
台中縣	4.98 (1.57) [1.87, 5.95]	-1.05 (0.63) [-2.47, 0.33]	-6.74*** (0.09)
台中市	4.69 (1.57) [1.58, 5.69]	-1.32 (0.63) [-2.68, 0.92]	-6.83*** (0.11)

表 3 以貝氏統計估計之預算模型與自有財源模型以及以最大概似法估計之預算模型  
(續)

變數	預算模型 (貝氏統計)	自有財源模型 (貝氏統計)	預算模型 (概似函數)
高雄縣	3.89 (1.58) [0.74, 6.73]	-2.10 (0.64) [-3.54, -0.71]	-7.22*** (0.11)
高雄市	4.83 (1.57) [1.74, 7.71]	-1.20 (0.64) [-2.62, 0.18]	-6.55*** (0.09)
北部(台北市)	-2.06 (20.73) [-51.42, 36.55]	0.02 (0.72) [-1.50, 1.52]	-6.89*** (0.00)
中部(台中縣市)	-2.27 (18.21) [-44.49, 28.91]	-0.01 (0.65) [-1.41, 1.29]	-6.89*** (0.00)
南部(高雄縣市)	-1.64 (16.80) [-36.51, 24.51]	-0.26 (0.66) [-1.87, 0.87]	-6.89*** (0.00)
社福預算	0.108 (14.173) [-30.086, 30.563]	---	-0.48 (0.29)
交通預算	-0.229 (17.223) [-37.924, 35.317]	---	0.29 (0.28)
環保預算	1.394 (57.207) [-113.753, 121.857]	---	3.03 (1.53)
自有財源	---	-0.12 (0.09) [-0.30, 0.06]	---

表 3 以貝氏統計估計之預算模型與自有財源模型以及以最大概似法估計之預算模型  
(續)

變數	預算模型 (貝氏統計)	自有財源模型 (貝氏統計)	預算模型 (概似函數)
區域變異數	14.89	0.89	0.00
縣市變異數	10.37	0.84	0.26
DIC	2758	2757	2751

註：N = 2782。格子內數字分別代表事後分佈之平均數、標準差以及 2.5% 及 97.5% 分位構成的 95% 區間。最大概似模型的括號內為標準誤。\*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ 。

表 3 的預算模型估計結果顯示以下幾點：第一、截距為 -8.38，落在 -11.33 到 -5.28 的區間，代表當所有個人層次以及縣市層次自變數為 0 的情況下，投票給現任者的機率很可能小於 0。當然，縣市層次的自變數也就是每人平均預算不會是 0，而個人層次的自變數也僅有是否與現任者相同政黨認同有可能為 0。第二、社福滿意度、交通滿意度、環保滿意度的係數分別為 0.44, 0.30, 0.17，三項政策滿意度的 95% 區間皆不包含 0，顯示社福、交通、環保政策滿意度均顯著地影響投票行為。引用 Gelman and Hill (2007) 的「係數除以四」法則，社福、交通、環保滿意度每提高 1 分，投給現任者的機率分別提高約 11%, 7.5%, 4%，在控制政黨認同、家庭經濟、年齡、居住縣市的前提下<sup>7</sup>。因此，社福政策的影響相對於另外兩項政策而言比較大。第三、與現任者有相同政黨認同者與

<sup>7</sup> 由於勝算對數 (logistic) 模型  $\text{logit}(x) = \log(x/(1-x))$  將介於 0 與 1 之間的機率變成無限小至無限大的數值，我們便可以把原本是 0 與 1 的二元變數視為一連續變數，以一個加上預測變數的線性函數加以解釋，所以  $\Pr(y=1) = 1/\text{logit}(X\beta) = \exp(X\beta)/(1+\exp(X\beta))$ 。如果設定  $X\beta = 0$  代入， $1/\text{logit}(X\beta) = 0.5$ ，這是勝算對數曲線最陡峭的點。若對  $1/\text{logit}(X\beta)$  取微分等於  $\beta/4$ ，也就是說當把係數除於 4，會得到  $x$  變化對應機率的最高差距，在其它變數不變的情況下。

其他人相比，投給現任者的機率提高 61% (2.45/4)，在控制其它變項的前提下。第四、家庭經濟、年齡的係數分別為 -0.05 和 0.03，其 95% 區間都涵蓋 0 或是接近 0，因此家庭經濟與年齡不影響投給支持者的機率。第五、縣市層次方面，各個縣市截距的平均值都大於 0，最大的是台中縣的 4.98，最小的是高雄縣的 3.89，雖然都達顯著水準，但是並未。這個結果代表每個縣市的差異非常小，或者是我們並未找到適合的模型。

第二個模型是以各個縣市的自有財源的對數值預測縣市之間的差異，社福、交通、環保滿意度等變數解釋個人層次的差異。在個人層次方面，社福滿意度的係數為 0.42，除以四之後得到 0.1，也就是每增加一分會增加投給現任者的 10% 的機率。交通滿意度的係數為 0.3，亦即每增加一分會增加投給現任者的 7.5% 的機率。環保滿意度的係數為 0.18，每增加一分會增加投給現任者的 4.5% 的機率。政黨認同與現任者相同的係數為 2.45，相當於提高 61% 的投給現任者機率。家庭經濟是否變好以及年齡皆無顯著的作用。而在縣市層次方面，各個縣市的係數都呈現負值，而且 95% 的區間涵蓋 0。在這個模型中，高雄縣似乎特別不利於現任者，可能是因為自有財源的變數影響截距的大小。但是自有財源變數本身未能解釋五個縣市之間的差異。自有財源對數值的係數是 -0.12，其 95% 的區間也涵蓋 0。另外，解釋區域的係數與預算模型相同多數呈現負值，而且 95% 區間涵蓋 0，但是標準差比較小。

比較這兩個多層次貝氏模型的估計結果，DIC 是 Deviance Information Criterion，是一個同時表示模型符合資料的程度以及模型複雜度的指標，DIC 越小表示符合資料程度越好同時複雜度越高 (Gill, 2008)，從兩個模型的 DIC 約略相等而言，預算模型與自有財源模型設定對於解釋是否投給現任者並無太大的差異。就自變數的作用來看，社福、交通滿意度的影響大小相當一致，政黨認同的作用也十分相近，在兩個模型中的作用都是最大。但是年齡、家庭經濟、環保滿意度等變數同樣不顯著。而在縣市層次方面，三項政策預算未能有效地區隔五個縣市，但是自有財源的模型中高雄縣的係數顯著偏低，表示高雄縣可能因為自有財源較少而不利於現任者。總之，個人對於政策的滿意度與是否投給現任者之間即使沒有達到因果關係，也有顯著的相關。但是縣市的預算分配、自有



財源也就是收入多寡，並無法影響個人的投票行爲。

最後，觀察第三欄的最大概似法得到的模型估計結果，可以看出個人層次的社會福利滿意度、交通滿意度、環保滿意度、與現任者相同政黨認同等變數均有顯著的作用，但是縣市層次的差異仍然無法以各項政策預算解釋。

## 柒、比較多層次貝氏統計模型與勝算迴歸模型

在第五章，我們強調多層次貝氏統計模型即使在群體數目僅爲三到五個的情況下，所得到的估計與最大概似法估計的勝算對數迴歸模型係數相近，而且保留個體與總體層次的資訊。在遇到縣市的觀察值可能大小不一的情況時，多層次貝氏模型的估計結果可能更佳。本節的驗證結果證實這一點。圖 4 表示兩個多層次加上七個一般勝算對數模型的其中四個主要變數的係數值與標準誤的對照。前兩個係數來自於多層次統計的預算以及自有財源模型。接下來的係數來自於把所有觀察值匯集在同一個模型的完全匯集模型，接下來是完全匯集模型但是加上了四個縣市的虛擬變數（以台北市爲比較組）。然後是五個縣市分開估計的模型。完整的估計結果列於表 4。

圖 4 的結果顯示，係數不確定性 (uncertainty) 隨著樣本加大而減少。多層次貝氏統計模型的係數值以及標準差相當接近完全匯集以及加上虛擬變數的勝算對數迴歸模型所得到的估計。比較明顯的差異在政黨認同是否與現任者一致，雖然每個模型所估計的迴歸係數均顯著大於 0，高雄縣的係數明顯偏離其他模型。這可能是因爲楊秋興從泛綠變成無黨籍，黨籍的轉換讓政黨認同在高雄縣可能失去應有的作用。但是其他縣市的政黨認同影響仍然很大，多層次模型的估計結果因此仍然接近完全匯集或其它完全不匯集的模型。不過，完全匯集模型建立在誤差項分佈不會隨著不同縣市而不同，而且受訪者在每個縣市之內都不會互相影響這兩個假設，尤其是前者可能不容易成立。加入虛擬變數之

後可以避免違反誤差項分佈相同的假設，不過一次只能納入縣市數目減一個虛擬變數。但是仍然不及多層次模型不僅解釋個人層次還可以觀察群體層次的變異數或是解釋變數。

表 4 完全匯集、完全匯集且加上虛擬變數以及五個縣市的勝算對數迴歸模型（依變數：投給現任者與否）

	完全匯集	虛擬變數	台北市	台中縣	台中市	高雄縣	高雄市
截距	-3.76** (0.29)	-3.72* (0.32)	-5.12** (0.63)	-3.12** (0.69)	-4.85** (0.95)	-2.87** (0.77)	-1.98** (0.71)
社會福利滿意度	0.43** (0.07)	0.50** (0.08)	0.56** (0.17)	0.18 (0.18)	0.76** (0.26)	0.47* (0.20)	0.44* (0.18)
交通滿意度	0.21** (0.06)	0.26** (0.07)	0.32** (0.12)	0.29 (0.17)	0.33 (0.23)	0.07 (0.19)	0.26 (0.16)
環保滿意度	0.18* (0.07)	0.14 (0.08)	0.32* (0.15)	0.18 (0.19)	0.16 (0.25)	-0.18 (0.17)	0.11 (0.17)
與現任者相同政黨認同	2.17** (0.09)	2.20** (0.09)	2.63** (0.18)	2.92** (0.24)	2.92** (0.30)	-0.09 (0.23)	2.23** (0.23)
家庭經濟	0.09 (0.08)	0.05 (0.08)	0.12 (0.17)	0.02 (0.20)	-0.02 (0.25)	0.67** (0.20)	-0.79** (0.19)
年齡	0.06* (0.03)	0.06 (0.03)	0.14* (0.06)	0.06 (0.09)	0.07 (0.11)	-0.13 (0.08)	0.10 (0.08)
台中縣	---	0.19 (0.13)	---	---	---	---	---
台中市	---	-0.08 (0.15)	---	---	---	---	---
高雄縣	---	-1.02** (0.15)	---	---	---	---	---
高雄市	---	0.02 (0.13)	---	---	---	---	---
Log Likelihood	-1463.41	-1428.62	-411.86	-256.45	-151.57	-244.94	-268.59
N	2782	2782	926	542	352	436	526

註：括號內為標準誤，\*\* $p < 0.01$ , \* $p < 0.05$ 。

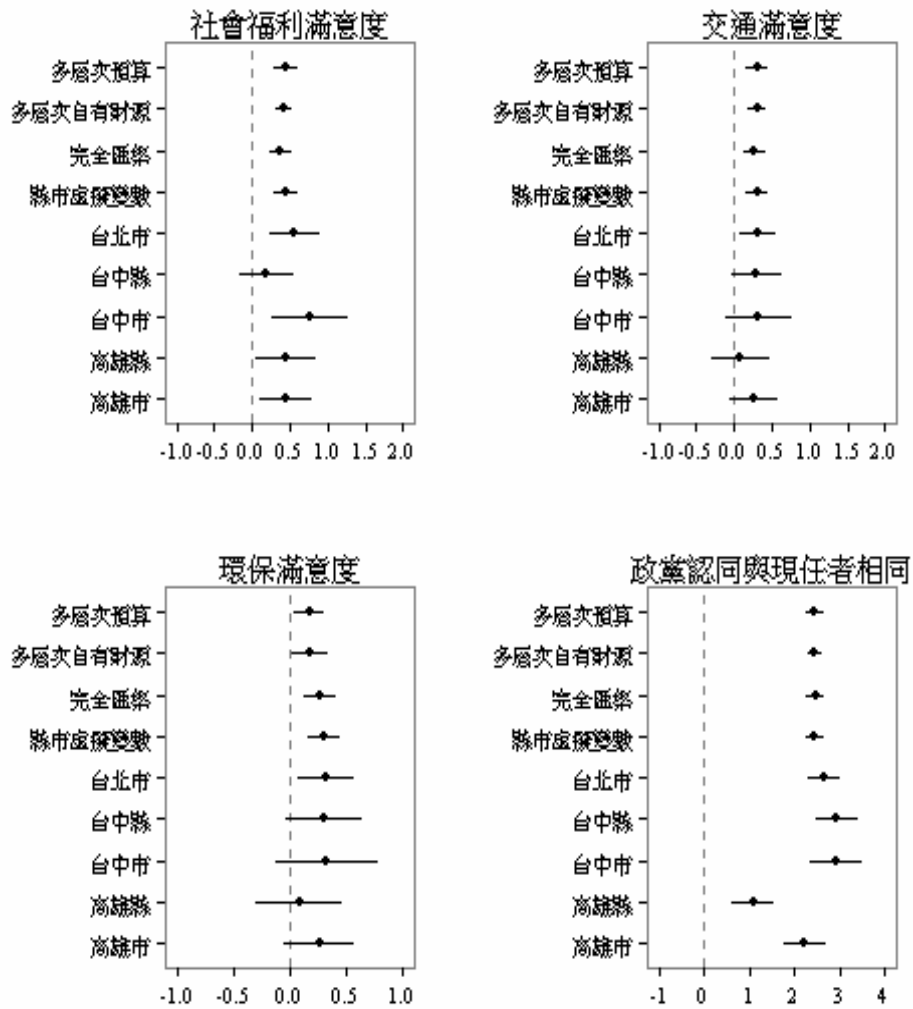


圖 4 九個模型的主要解釋變數之係數比較

註：圓點代表係數值，橫線代表係數加減 1.96 倍標準差或是標準誤的區間。多層次預算以及自有財源模型的係數與標準差來自表 2，其他模型的係數與標準誤來自於表 4。

大致上，多層次模型獲得介於完全匯集以及單獨估計模型之間的估計，統計上的推論也因為樣本匯集減少不確定性而更有信心。

## 捌、結論與討論

Gelman (2009) 強調：「context matters」。本研究的出發點是探討在三都選舉中選民支持現任者的程度，採用多層次模型考慮五個不同縣市之間的差異，而設定迴歸的截距因為觀察值所在群體的不同而有差異，如果縣市之間存在差異，可能間接影響民眾的投票行為。兩個多層次模型的分析結果顯示，個人對於社福、交通的滿意度以及政黨認同的一致與否，可以解釋是否投給該縣市的現任者。但是環保的滿意度不具有統計上顯著的作用。而三項政策預算以及自有財源比例都未能有效地區隔五個縣市，也就是縣市的截距相當近似，標準差也是如此，無法影響投票行為。

不分縣市的民眾對於社福、交通的滿意度反映在投票行為上，可以視為一種選舉課責。然而，個人的政黨認同的影響程度大於政策滿意程度，意味著選民似乎仍然把政黨代表的意識形態或是立場放在首位，而不是現任者的施政表現。此外，五個縣市之間存在的財政狀況、預算多寡的差異，並未反映在民眾的投票行為。一方面可能是因為個人的政黨認同以及對特定政策的滿意程度仍然是主要的投票機制，一方面可能是因為縣市的差異在考慮家庭收入或是物價水準後，不夠大到足以影響個人對政府的期待；例如社福資源較豐富的台北市民眾與社福資源較少的高雄縣民眾同樣期待更好的社福措施。

過去學者探討投票行為受到經濟評估或施政滿意度的影響時，較少關注現任者支持與否的原因。本文企圖將政府預算連接到對於現任者的支持。不過，我們尚無法排除政策評價可能受到藍綠政治立場的影響，例如泛藍民眾的社會地位較高，因此對於各項政策傾向採取滿意現狀的態度，但是泛綠支持者可能對於社會福利的要求較高，所以傾向不滿意。再者，包括實驗設計、準實驗設計、焦點團體、固定追蹤訪問等等研究設計，

皆可以考慮應用在了解民眾感知政府預算多寡的程度。我們亦可以參考 Guisinger (2009) 考慮政治知識以及議題的重要性，以瞭解民眾對於政府預算的認知，更進一步深化政治課責研究。

本文運用貝氏統計於質化變數的分析，也就是是否投給現任者的二元變數，再考慮受訪者所在的都市及所屬的教育程度與年齡進行多層次分析，利用觀察值群組之間的變異解釋個體之間的差異。雖然，本研究發現只有自有財源模型縣市的差異可能影響投給現任者的機率。類似的統計方法可以適用於教育、法律、心理、傳播、經濟等領域，例如，可以設想研究問題是法官的判決，我們想解釋每個刑事判決的結果，第一個層次是案件，案件的特徵包括適用的法條，例如傷害、殺人、搶劫等等，第二個層次是法官或是審判長，因為每位法官判決的案件可能相當多，所以每件案件可以被歸類到某一位法官，而法官的特徵包括年資、性別、年齡、甚至家庭背景等等，可以解釋判決之間的差異。第三個層次可以是法官所服務的法院，法院所管轄地區的都市化程度、法官之間的相互影響、甚至是法院院長的特徵等等，可能會影響法院之間的差異。因此，本文對於課責理論、投票行為與各種實證研究領域，應該具有理論與實務的貢獻。

總結而言，本文部份證實選民的確會以政府的表現決定支持現任者或其所屬政黨。雖然縣市首長的任期固定，但是受到選舉過程中以及後續的民意壓力，再加上與其它縣市之間的競爭，縣市首長必須時時刻刻朝回應民意的方向努力。當然，嚴謹的民意調查以及分析，將有助於現任者判斷民意而做出正確決策。

(收件日期為民國 102 年 8 月 6 日，接受日期為民國 103 年 1 月 24 日)

## 參考文獻

### 一、中文部分

- 中華民國統計資訊網，2014，<http://ebas1.ebas.gov.tw/pxweb/Dialog/statfile9.asp>，最後瀏覽日期：2014/09/20。
- 天下雜誌，2010，「2010年25縣市幸福縣市大調查」，<http://www.cw.com.tw/survey/2010city/>，最後瀏覽日期：2012/05/04。
- 王肇蘭、許義忠與徐偉初，2008，「台灣地區地方政府效率暨生產力之評估」，應用經濟論叢，84：71-120。
- 吳重禮與李世宏，2004，「政府施政表現與選民投票行為：以2002年北高市長選舉為例」，理論與政策，17：1-24。
- 林瓊珠，2008，「議題、候選人評價、黨派意識—2006年台北市長選舉投票行為研究」，台灣民主季刊，5：59-87。
- 俞振華與蔡佳泓，2006，「如何利用全國性民調推估地方民意？多層次貝式定理估計模型與分層加權的應用」，台灣政治學刊，10：5-38。
- 張傳賢與黃信達，2013，「2010年台中市長選舉中泛藍選票流失之分析」，台灣民主季刊，10：1-53。
- 許勝懋與黃志呈，2012，「民眾之兩岸經貿認知—實質利益或政黨認同考量？2010台北市、台中市、高雄市直轄市長選舉個案分析」，城市學學刊，3：107-151。
- 陳文學與羅清俊，2012，「影響台灣民眾重分配政策偏好的因素」，人文及社會科學集刊，24：367-397。
- 黃秀端，2010，「2009年至2012年『選舉與民主化調查』三年期研究規劃（II）：2010

- 年直轄市市長選舉面訪案」，行政院國科會委託，主持人為黃秀端，2010年執行完畢。
- 黃信豪，2006，「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」，東吳政治學報，22：161-205。
- 劉嘉薇，2008，「2005年縣市市長選舉選民投票決定之影響因素：台北縣、台中市、雲林縣以及高雄縣的分析」，臺灣民主季刊，5：1-43。
- 蔡佳泓，2012，「選舉課責：以2009年台灣縣市市長選舉為例」，社會科學論叢，6：35-67。
- 蔡佳泓與俞振華，2011，「地方政府如何回應民意？以2006-2007年為例」，台灣政治學刊，15：73-136。
- 蕭怡靖與游清鑫，2008，「施政表現與投票抉擇的南北差異——2006年北高市長選舉的探討」，台灣民主季刊，5：1-25。
- 蕭怡靖與黃紀，2010，「2008年立委選舉候選人票之分析：選民個體與選區總體的多層模型」，台灣政治學刊，14：3-53。
- 蕭怡靖與黃紀，2011，「施政表現在不同層級地方選舉中的影響：2009年雲林縣縣長及鄉鎮市長選舉之分析」，選舉研究，18：59-86。

## 二、英文部分

- Achen, C. H., 2005, "Two-Step Hierarchical Estimation: Beyond Regression Analysis," *Political Analysis*, 13: 447-456.
- Achen, C. H. and L. M. Bartels, 2004, "Blind Retrospection Electoral Responses to Drought, Flu, and Shark Attacks," *Working Paper*, Princeton University.
- Albert, J. H. and S. Chib, 1993, "Bayesian Analysis of Binary and Polychotomous Response Data," *Journal of the American Statistical Association*, 88: 669-679.
- Anderson, C. J., 2000, "Economic Voting and Political Context: A Comparative Perspective," *Electoral Studies*, 19: 151-170.
- Ansolabehere, S. and P. E. Jones, 2010, "Constituents' Responses to Congressional Roll-Call

- Voting,” *American Journal of Political Science*, 54: 583-597.
- Ashworth, S. and E. B. de Mesquita, 2013, “Disasters and Incumbent Electoral Fortunes: No Implications for Democratic Competence,” *Working Paper*, Harris School of Public Policy Studies, University of Chicago.
- Bafumi, J. and A. Gelman, 2006, “Fitting Multilevel Models When Predictors and Group Effects Correlate,” Paper presented at the *2006 Annual Meeting of the Midwest Political Science Association*, Chicago.
- Bartels, L. M., 1996, “Pooling Disparate Observations,” *American Journal of Political Science*, 40: 905-942.
- Dahl, R. A., 1971, *Polyarchy: Participation and Opposition*, New Haven: Yale University Press.
- Downs, A., 1957, *An Economic Theory of Democracy*, New York: Harper Collins Publishers Inc Press.
- Duch, R. M. and R. T. Stevenson, 2008, *The Economic Vote: How Political and Economic Institutions Condition Election Results*, New York: Cambridge University Press.
- Fiorina, M. P., 1981, *Retrospective Voting in American National Elections*, New Haven: Yale University Press.
- Fraile, M. and M. S. Lewis-Beck, 2010, “Economic Voting in Spain: A 2000 Panel Test,” *Electoral Studies*, 29: 210-220.
- Gelman, A., 2006, “Prior Distributions for Variance Parameters in Hierarchical Models,” *Bayesian Analysis*, 1: 515-533.
- Gelman, A., 2009, *Red State, Blue State, Rich State, Poor State: Why Americans Vote the Way They Do*, New Jersey: Princeton University Press.
- Gelman, A. and J. Hill, 2007, *Data Analysis Using Regression and Multilevel/Hierarchical Models*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Gelman, A., J. B. Carlin, H. S. Stern, and D. B. Rubin, 2004, *Bayesian Data Analysis*, London: Chapman and Hall Press.
- Gill, J., 2008, *Bayesian Methods: A Social and Behavioral Sciences Approach*, London: Chapman and Hall Press.



- Gomez, B. T. and J. M. Wilson, 2001, "Political Sophistication and Economic Voting in the American Electorate: A Theory of Heterogeneous Attribution," *American Journal of Political Science*, 45: 899-914.
- Gomez, B. T. and J. M. Wilson, 2003, "Causal Attribution and Economic Voting in American Congressional Elections," *Political Research Quarterly*, 56: 271-282.
- Gomez, B. T. and J. M. Wilson, 2006, "Cognitive Heterogeneity and Economic Voting: A Comparative Analysis of Four Democratic Electorates," *American Journal of Political Science*, 50: 127-145.
- Guisinger, A., 2009, "Determining Trade Policy: Do Voters Hold Politicians Accountable?" *International Organization*, 63: 533-557.
- Hsieh, F. S. and E. M. S. Niou, 1996a, "Salient Issues in Taiwan's Electoral Politics," *Electoral Studies*, 15: 219-235.
- Hsieh, J. F. S. and E. M. S. Niou, 1996b, "Issue Voting in the Republic of China on Taiwan's 1992 Legislative Yuan Election." *International Journal of Political Science*, 17: 13-27.
- Jackman, S., 2009, *Bayesian Analysis for the Social Science*, New York: John Wiley and Sons Press.
- Key, V. O., 1966, *The Responsible Electorate: Rationality in Presidential Voting, 1936-1960*, Cambridge: Harvard University Press.
- Kiewiet, D. R., 1983, *Macroeconomics and Micropolitics: The Electoral Effects of Economic Issues*, Chicago: University of Chicago Press.
- Kinder, D. and D. R. Kiewiet, 1981, "Sociotropic Politics: The American Case," *British Journal of Political Science*, 11: 129-161.
- Kramer, G. H., 1971, "Short-term Fluctuations in U.S. Voting Behavior, 1896-1964," *American Political Science Review*, 71: 131-143.
- Lewis-Beck, M. S. and M. Stegmaier, 2000, "Economic Determinants of Electoral Outcomes," *Annual Review Political Science*, 3: 183-219.
- Lim, K. Y., H. S. Wu, and E. C. H. Yu, 2010, "Is All Politics Local? National Factors in Taiwan's Local Elections," Paper presented at the *2010 International Conference on Taiwan's Election and Democratization Study: Local Elections and Local Governance*,

Taipei.

Lippman, W., 1922, *Public Opinion*, New York: Free Press.

Lippman, W., 1925, *The Phantom Public*, New Brunswick: Transaction Publishers Press.

Markus, G. B., 1988, "The Impact of Personal and National Economic Conditions on the Presidential Vote: A Pooled Cross-Sectional Analysis," *American Journal of Political Science*, 32: 137-154.

Miller, A. H., and M. P. Wattenberg, 1985, "Throwing the Rascals Out: Policy and Performance Evaluations of Presidential Candidates, 1952-1980," *American Political Science Review*, 79: 359-372.

Paluck, E. L. and D. P. Green, 2009, "Deference, Dissent, and Dispute Resolution: An Experimental Intervention using Mass Media to Change Norms and Behavior in Rwanda," *American Political Science Review*, 103: 622-644.

Park, D., A. Gelman, and J. Bafumi, 2004, "Bayesian Multilevel Estimation with Postratification: State-level Estimates from National Polls," *Political Analysis*, 12: 375-385.

Peterson, P., 1995, *The Price of Federalism*, Washington, D. C.: The Brookings Institution Press.

Powell, G. B. and G. D. Whitten, 1993, "A Cross-National Analysis of Economic Voting: Taking Account of the Political Context," *American Journal of Political Science*, 37: 391-414.

Soroka, S. and C. Wlezien, 2004, "Opinion Representation and Policy Feedback: Canada in Comparative Perspective," *Canadian Journal of Political Science*, 37: 531-559.

Soroka, S. and C. Wlezien, 2005, "Opinion-policy Dynamics: Public Preferences and Public Expenditure in the United Kingdom," *British Journal of Political Science*, 35: 665-689.

Soroka, S. and C. Wlezien, 2010, *Degrees of Democracy: Politics, Public Opinion, and Policy*, Cambridge: Cambridge University Press.

Warshaw, C. and J. Rodden, 2012, "How Should We Measure District-level Public Opinion on Individual Issues?" *Journal of Politics*, 74: 203-219.

Western, B., 1998, "Causal Heterogeneity in Comparative Research: A Bayesian Hierarchical Modelling Approach," *American Journal of Political Science*, 42: 1233-1259.

- Wlezien, C., 1995, "The Public as Thermostat: Dynamics of Preferences for Spending," *American Journal of Political Science*, 39: 981-1000.
- Wlezien, C. and S. N. Soroka, 2010, "Federalism and Public Responsiveness to Policy," Paper presented at the *2010 Annual Conference of the Canadian Political Science Association*, Montreal.
- Zielinski, J., K. M. Slomczynski, and G. Shabad, 2005, "Electoral Control in New Democracies: The Perverse Incentives of Fluid Party Systems," *World Politics*, 57: 365-395.

# Incumbent Support: Data Analysis Using Bayesian Multilevel Models

Chia-Hung Tsai\*

## Abstract

Democratic governments should seek for the best interest for citizens. In theory, incumbents should persuade voters to support them again with their performance, including budget distribution. It is important to evaluate the extent to which voters respond to government performance and re-elect the incumbents. This paper uses data from Taiwan's Election and Democratization Studies (TEDS 2010C) and set up five clusters of respondents according to their residence in five counties or cities. Utilizing multi-level Bayesian analysis, I combine aggregate-level budget data of social welfare, transportation, and environmental protection, and corresponding survey data to test the hypothesis of individual and geographical influence on voting behavior. The results show that individual's policy evaluation significantly influences voting behavior, while partisanship is taken into account. But government spending seems to have no impact on the probability of supporting the incumbents. A validation check of the estimates is provided.

**Keywords:** Mayor Election, Government Performance, Voting Behavior, Bayesian Multilevel Model

**JEL Classification:** C52, H75

---

\* Research Fellow, Election Study Center, Professor, Graduate Institute of East Asian Studies.

Corresponding Author. Tel: +886-2-2938-7134, Email: [tsaich@nccu.edu.tw](mailto:tsaich@nccu.edu.tw).

DOI: 10.3966/054696002014120096003